

(14) Ibid., pp. 23-25.

(15) Ibid., pp. 10-11.

(16) Ibid., pp. 39-40.

(17) Gordon and Loeb (2001), "Distinguishing Between Direct and Indirect Costs Is Crucial for Internet Companies", *Management Accounting*, Summer 2001, IMA, pp. 12-17.

(本稿は日本会計研究学会第六十回大会における報告に補筆したものである)

(筆者・福山平成大学教授)

## 短期講座

### ディスクロージャーの戦略と効果\*(二)

須田 一幸・乙政 正太・松本 祥尚

首藤 昭信・太田 浩司

#### 目 次

- |                         |                       |
|-------------------------|-----------------------|
| 一 問題の提示と論文の構成           | 四 中間連結財務諸表の任意開示と株式取引高 |
| 二 ディスクロージャーが資本コストに及ぼす影響 | 五 中間連結財務諸表の開示目的と企業特性  |
| 三 ディスクロージャーが負債コストに及ぼす影響 | 六 総括と展望               |

\*本稿に関して、國村道雄先生(名古屋市立大)、柴健次先生(関西大)、中野勲先生(姫路獨協大)、河築徳先生(早稲田大)、宮田慶一先生(日本銀行金融研究所)、山地秀俊先生(神戸大)から貴重な助言をいただいた。また、データの収集と整理に及川勝美氏、角野裕美氏、下川智広氏の協力を得た。皆様に記して感謝申し上げます。もちろん本稿の内容に関する責任は、すべて執筆者が負うものである。なお、須田は本研究について全国銀行学術研究振興財団から研究助成を受けている。

会計制度の大改革に伴い、現在、ディスクロージャーのあり方が学界とジャーナリズムで盛んに議論されている。中でも注目したいのは、ディスクロージャー・デバインドあるいはディスクロージャー・オポチュニティというアイデアの提示である。ディスクロージャー・デバインドは情報開示の優劣により生じる企業価値の格差を意味し、ディスクロージャー・オポチュニティは情報開示がもたらす付加価値を示している。

たとえば、「情報開示の仕方や程度によつてはディスクロージャー・デバインドが生じる。経営者はディスクロージャーについてさらなる理解を深めるべきであり、他社と差別化する一つのツールとして情報開示をとらえるべきである。つまり、積極的な情報開示を行うことによりネガティブ要因であってもポジティブに転換できる可能性を模索すべきだろう。それはディスクロージャー・オポチュニティであり、マーケットによつて評価されることになる」(「日本経済新聞」二〇〇〇年六月二十九日付)と論じられた。

従来、ディスクロージャーは、もっぱら投資家保護の視点で論議され、企業が果たすべき義務として論じられた。ディスクロージャーのコストとベネフィットについても、企業が負担する情報作成コストと、投資家の意思決定に対する情報の有用性(ベネフィット)に論点があつた。そこでは、投資家のベネフィットのため企業にコスト負担を求める、という片務的關係が予定されている(須田、一九九四)。しかし、会計情報を経済財と考え、ディスクロージャーを経済行為と理解するならば、ディスクロージャーは互酬的行為でなければならない。経済財の生産と消費は、供給側と需要側の互酬的關係を前提にするからである。

ディスクロージャー・デバインドとディスクロージャー・オポチュニティというアイデアは、いずれもディスクロージャーを経済行為として把握し、ディスクロージャーが企業価値に及ぼす影響を問題にしてい

る。ディスクロージャー・デバインドを回避し、ディスクロージャー・オポチュニティを実現すれば、企業価値は増大するのである。企業価値と関係するのならば、ディスクロージャーは戦略的に実施されるであろう。

本研究では、ディスクロージャーに伴う企業側のベネフィットに焦点を定め、ディスクロージャー・デバインドあるいはディスクロージャー・オポチュニティの状況を分析する。すなわち、法的行為ではなく経済的行為としてのディスクロージャーに注目し、片務的關係ではなく互酬的關係にあるディスクロージャーにスポットライトを当てる。

以下では第二節で、ディスクロージャーの優劣と資本コスト(cost of equity capital)の関係を分析する。最初に、この領域に関する先行研究を概観し、続いて実証研究を行う。すなわち、日本証券アナリスト協会(The Security Analysts Association of Japan: 以下SAAJと略称)が公表している『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』でディスクロージャーの優劣を判断し、ディスクロージャーの優劣と資本コストの関係を分析する。

第三節では、同じデータを用いて、ディスクロージャーの優劣と負債コスト(cost of debt)の関係を調査する。この第二節と第三節は、須田一幸・木田浩司・首藤昭信が担当した。調査の結果、ディスクロージャーに積極的な企業ほど、資本コストと負債コストは小さい、ということが分かった。ディスクロージャーに消極的な企業はディスクロージャー・デバインドの状態に陥っている、といえよう。

ただしこの調査は、SAAJが判断した「ディスクロージャー優良企業」を分析対象としていることに注意しなければならない。調査結果はともすれば、アナリストに対して積極的に情報開示している企業のベネフィットを示している可能性があり、言い換えれば、選択的開示(selective disclosure)の効果を部分的に反映している恐れがある。われわれは、一般開示(public disclosure)の効果を知りたい。

そこで第四節以降では、新聞で報道され一般投資家が十分に利用できる情報を任意開示した企業を調査する。これらの節は、須田一幸・乙政正太・松本祥尚が担当した。調査対象は中間連結財務諸表である。

二〇〇〇年九月の中間決算期から中間連結財務諸表の開示が求められた。しかし中間連結財務諸表を一九九八年から任意開示していた企業がある。任意開示された中間連結財務諸表の数値は、中間財務諸表の数値と併せて「日本経済新聞」の企業財務欄で報道され、その情報は一般投資家に利用可能となった。したがって、任意開示された中間連結財務諸表は選択的開示ではなく一般開示の情報である、と考えられる。

われわれは第四節で、最初に先行研究を概観し、サンプルについて説明した上で、中間連結財務諸表を任意開示した企業の株式取引高と利益予測誤差を分析する。その結果、中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業の株式よりも活発に売買されており、アナリストによる利益予測の誤差も小さいことが明らかになった。

続く第五節では、中間連結財務諸表を任意開示した企業の特性と目的を考察する。その結果、中間連結財務諸表を任意開示する企業は一般に Good News を持っており、任意開示に伴い直接金融を行う傾向のあることが分かった。そして、任意開示は直接金融を念頭に置いた戦略的行動であった、と解釈される。言わば、ディスクロージャー・オポチュニティを目指していたのであろう。第六節で全体の調査結果を要約し、今後の研究課題を提示する。

## 二 ディスクロージャーが資本コストに及ぼす影響

### (1) 先行研究の調査結果

ディスクロージャーの優劣を判断し、その経済効果を分析するには、第一に、ディスクロージャーのレベ

ルと質を示す指標が必要である。アメリカの実証研究では、資産運用・調査専門協会 (Association for Investment Management and Research: A I M R<sup>(3)</sup>) が毎年公表している企業情報委員会報告書 (Corporate Information Committee Report: 以下 A I M R 報告書と略称) におけるディスクロージャー評価を用いる場合が多い。そのディスクロージャー評価は業種 (最大三八業種) ごとに行われ、業界専門のアナリスト約二三名が各企業のディスクロージャー評価を点数化し、業種内ランキングを付ける。評価の対象となるディスクロージャーは、主に年次報告書 (全体評価の四〇%―五〇%を占める) と四半期報告書 (同三〇%―四〇%) および IR プログラムで提示された情報 (同二〇%―三〇%) である。毎年、最優秀ディスクロージャー企業とディスクロージャーの大幅改善企業が A I M R から表彰される (Healy et al., 1999 および Sengupta, 1998 を参照)。

Welker (1995) は、このディスクロージャー評価とビッド・アスク・スプレッド (bid-ask spreads) の関係を分析し、ディスクロージャー評価の高い企業ほど、株式のビッド・アスク・スプレッドが小さいという結果を得た。Lang and Lundholm (1998) は、ディスクロージャー評価の高い企業ほどアナリストの利益予測誤差が小さい、ということを示す証拠を得た<sup>(4)</sup>。

Healy et al. (1999) は、ディスクロージャーの大幅改善企業について時系列分析した。ディスクロージャーの改善後に株式リターンは増加し、機関投資家の所有割合が増え、ビッド・アスク・スプレッドが小さくなったのである。

Botosan and Plumlee (2000) (2002) は、ディスクロージャー評価と資本コストの関係を分析し、年次報告書のディスクロージャー評価が高い企業ほど資本コストは小さく、逆に、四半期報告書のディスクロージャー評価が高い企業ほど資本コストは大きい、という結果を得た。また Hsieh et al. (2001) は、ディスクロージャー評価の高い企業ほど、ビッド・アスク・スプレッドなどが小さく株式の市場流動性が高い、という

証拠を得た。

通常、ビッド・アスク・スプレッドやアナリストの利益予測誤差が小さくなれば、株式取引高は増加し、資本コストが小さくなり、株式リターンは増加する (Diamond and Verrecchia, 1991 および Dechow et al., 1996)。したがって、前記の実証研究はいずれも、A I M R 報告書における (年次報告書の) デイスクロージャー評価が高い企業ほど資本コストは小さい、ということを示唆している。以下では、発行事項の多い Healy et al. (1999) と、本研究の基礎となる Potosan and Plumlee (2000) を、やや詳しく検討しよう。

### ① Healy et al. (1999) の実証研究

Healy et al. (1999) は、一九七八年から一九九一年の間に A I M R 報告書で取り上げられた五九五社 (二三業種) の中から、デイスクロージャー評価が大幅に改善した九七社を調査対象にした。すなわち、デイスクロージャー評価ランキング指数が三〇%以上増加し、かつそれを以後二年間にわたって維持した企業をサンプルとした。これらのサンプル企業について、デイスクロージャー改善の経済効果が調査されたのである。

Healy et al. (1999) は、第一に単変量の分析を行っている。分析した変数は、株式リターンと機関投資家持株比率、企業担当のアナリスト数、ビッド・アスク・スプレッド、およびアナリスト予測のバラツキである。デイスクロージャーが大幅に改善された年度を Year 0 とし、①その前後二年間 (合計五年) における右記の変数が各年度で有意にゼロと異なっているか、および② Year 0 前の期間と Year 0 以後の期間で変数に統計上の有意差があるか、についても検定とウィルコクソン検定を行ったのである。

分析の結果、①株式リターンと機関投資家持株比率は、Year 0 以後の期間 (Year 0, 1, 2) に著しく増加し、有意な正の値となった、② Year 0 以後の株式リターンと機関投資家持株比率およびアナリスト数は

Year 0 前よりも有意に大きく、Year 0 以後のビッド・アスク・スプレッドとアナリスト予測のバラツキは Year 0 前よりも有意に小さい、ということが分かった。

ただしこの調査結果は、サンプル企業が Year 0 以後に好業績をあげたことに起因しているかもしれない。事実、Healy et al. (1999) が利益の増減と変化率を分析したところ、デイスクロージャー評価が大幅に改善した企業の利益は、Year 0 に著しく増加し有意な正の値となり、Year 0 前後の期間について有意差が観察されたのである。したがって、企業業績をコントロールしてデイスクロージャー改善の経済効果を分析する必要がある。

そこで Healy et al. (1999) は、第二に重回帰分析を行った。すなわち、重回帰式の独立変数として、デイスクロージャー改善のダミー変数とコントロール変数 (利益、リスク、成長率、企業規模) を用い、前記の株式リターンなどの従属変数について回帰式を推定したのである。その結果、株式リターンと機関投資家持株比率およびアナリスト数を従属変数にした回帰式では、デイスクロージャー改善のダミー変数の係数が有意な正の値となり、ビッド・アスク・スプレッドを従属変数にした回帰式では有意な負の値になった。これは単変量分析の結果と整合している。ただし、アナリスト予測のバラツキを従属変数にした回帰式では、ダミー変数の符号は負になったが、一〇%水準で有意にならなかった。

第三に Healy et al. (1999) は、経営者がデイスクロージャーを拡充する目的を分析している。この分析では、デイスクロージャー評価の大幅改善企業九七社とデイスクロージャー評価が改善しなかった同業種・同規模のコントロール企業九七社について、それぞれの資金調達とストックオプションによる経営者報酬を比較している。そして、①デイスクロージャー改善企業は Year 0 以後、コントロール企業よりも頻繁かつ多額の直接金融を行った、②デイスクロージャー改善企業は Year 0 以後、直接金融の方法を公募に切り替え

る傾向があった、③ディスクロージャー改善企業の最高経営責任者（CEO）は、Year 0以後ストックオプションを行使し相対的に多くの利得をえた、④ディスクロージャー改善企業のCEOがストックオプションを行使し利得をえた割合は、Year 0前よりもYear 0以後の方が有意に大きい、ということが分かった。

以上、Healy et al. (1999) は、ディスクロージャーの改善が株式リターンと機関投資家持株比率およびアナリスト数の増加に結びつき、ビッド・アスク・スプレッドの減少をもたらした、という証拠を提示した。さらにHealy et al. (1999) は、ディスクロージャーを改善した企業が改善後に多額の株式と社債を公募発行し、CEOがストックオプションを行使し多くの利得を獲得した、という事実を示したのである。

#### ② Botosan and Plumlee (2000) の実証研究

ディスクロージャーと資本コストの関係进行分析するには、ディスクロージャーの評価と同時に資本コストの測定が問題となる。資本コストは一般に、投資家が要求する収益率の期待値で示される（仁科、一九九七とPratt, 1998および新井他、一九九九）。財務論では、資本コストの推定に資本資産価格形成モデル（CAPM）が多用される。CAPMによれば資本コストは、「無リスク金利+ベータ×市場リスクプレミアム」により推定される（Botosan, 1997）。これは、資本コストの企業間差異がベータだけで決定されることを意味している。

他方、われわれの研究は、ディスクロージャーの優劣が資本コストに影響を与える、と仮定している。CAPMはディスクロージャーの優劣とベータの関係を考慮しておらず、したがって、CAPMで推定した資本コストをディスクロージャー研究に適用することは不適切だと考えられる（Botosan, 1997, p. 337）。

そこでBotosan (1997) は、Ohlson (1995) が示した企業評価モデル（須田、二〇〇〇、一三八頁および太田、二〇〇〇を参照）に基づき、「株価・純資産額・将来異常利益」の関係式で暗黙理に使用されている資本コス

トを逆算したのである。その資本コストを用いて彼女は、ディスクロージャー水準と資本コストの関係を分析し、（担当アナリストが少ない企業については）ディスクロージャー水準の高い企業ほど資本コストが小さい、という調査結果を得た（Botosan, 1997, p. 346）。

Botosan and Plumlee (2000) はBotosan (1997) を発展させた研究である。第一に、Botosan (1997) は独自の方法でディスクロージャー水準を数値化した。Botosan and Plumlee (2000) は、一九八五年から一九九五年にかけて公表されたAIMR報告書におけるディスクロージャー評価を用いている。サンプル数は約三六〇〇である。第二に、Botosan (1997) はOhlsonモデルに基づいて資本コストを推定したが、Botosan and Plumlee (2000) はOhlsonモデルの他に、割引配当モデルとGordon成長モデル（Gordon and Gordon, 1997）およびGebhardt-Lee-Swaminathanモデル（Gebhardt et al., 1999, 2001）を用いて資本コストを推定し、それぞれの調査結果を比較している。

まず資本コストの推定結果を説明しよう。Botosan and Plumlee (2000) は、割引配当モデルに基づく資本コスト（ $r_{D1}$ ）が理論的に支持されると考え、他の三つのモデルで推定された資本コストを $r_{GM}$ と比較した。その結果、OhlsonモデルとGordon成長モデルで推定された資本コストは、Gebhardt-Lee-Swaminathanモデルで推定された資本コストよりも $r_{D1}$ との相関が強く、またGordon成長モデルとGebhardt-Lee-Swaminathanモデルで推定された資本コストは、 $r_{D1}$ よりも有意に小さいということが明らかになった。したがって、Ohlsonモデルで資本コストを推定することは合理的である、と判断されたのである。ただし、いずれのモデルを用いても、ディスクロージャー評価と資本コストの分析結果について大差はない（Botosan and Plumlee, 2000, p. 24）。

AIMR報告書のディスクロージャー評価は、三つのカテゴリー（年次報告書・四半期報告書・IRプログラ

を評価し、それぞれの点数を合計して総合評価点とする。そこで Botosan and Plumlee (2000) は最初に、①総合評価点と株式時価総額とベータ値が独立変数で、資本コストが従属変数の回帰式を推定し、次に、②二つのカテゴリーの評価点と株式時価総額とベータ値が独立変数で、資本コストが従属変数の回帰式を推定した。

その結果、①における総合評価点の回帰係数は、有意な正の値になった。これは、他の実証研究と整合しない結果である。しかし、②における年次報告書の回帰係数は有意な負の値で、四半期報告書の係数は有意な正の値となり、IRプログラムの係数は有意な値にならなかった。つまり、年次報告書のディスクロージャー評価が高い企業ほど、資本コストが小さい、ということである。これは、先行研究と整合的な結果である。では、四半期報告書のディスクロージャー評価が高い企業ほど、資本コストが大きいのはなぜか。

Botosan and Plumlee (2000, p.26) によれば、四半期報告書のような適時情報は、短期所有を目的とする投機的な投資家を引き付け、結局、株価のボラティリティが大きくなり資本コストの上昇に結びつく、と考えられる。この解釈の妥当性は、今後の実証研究の蓄積を待つて判断すべきであろう。少なくとも Botosan and Plumlee (2000, p.26) は、ディスクロージャーのカテゴリーを区別せずに、資本コストへ与える影響を論じてはならない、ということを示している。

### ③ 日本企業への適用

アメリカのAIMR報告書に相当するものが日本にもある。日本証券アナリスト協会(SAAJ)が、一九九五年から毎年公表している『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』という報告書(以下SAAJ報告書と略称)である。菅川(二〇〇〇)は、一九九八年度と一九九九年度のSAAJ報告書でディスクロージャー評価された企業(二〇二社と一〇八社)について、総合評価点と資本コストの関係を分

析した。資本コストは、Botosan (1997)あるいはBotosan and Plumlee (2000)と同様、Ohlsonモデルに依拠して推定された。

そして各企業の資本コストを従属変数にし、ディスクロージャー評価と企業規模(期末総資産の対数、市場リスク(マーケット・ベータ、および会計リスク(株主資本純利益率の標準偏差)を独立変数とした回帰式を推定した。すべてのサンプルをプールして行った回帰では、ディスクロージャー評価の係数は負の値となり、1%水準で有意となった。これは、ディスクロージャー評価の高い企業ほど資本コストが小さい、ということを示唆している。他方、年度別に回帰式を推定したところ、ディスクロージャー評価の係数は負の値になったが、有意水準は1%〜13.5%になり、統計的な有意性を確認することができなかった。

以上の調査結果について頑健性を確保するため、菅川(二〇〇〇)は、①すべての変数を各産業の平均値で標準化する、②資本コストの推定期間を変える、③資本コストの推定で二期目以降の異常利益を無視する、④資本コストの推定に当期純利益ではなく経常利益を用いる、⑤資本コストがプラスの企業だけを分析する、という調査を追加した。これらの追加調査が右記の結果と大きく異なることはなかった。つまり、二年間のデータをプールした場合は、ディスクロージャー評価の高い企業ほど資本コストが小さい、ということと統計的に支持する結果が得られたが、年度別に分析すると、回帰係数の有意水準が微妙な結果になったのである。

すでに述べたBotosan (1997)とBotosan and Plumlee (2000) (2002)も、菅川(二〇〇〇)と同様に限定付きの結果が示されていた。すなわちBotosan (1997)は、担当アナリストが少ない企業についてのみ、ディスクロージャー水準の高い企業ほど資本コストが小さいという調査結果を得たのであり、Botosan and Plumlee (2000) (2002)は、年次報告書に関してのみ、ディスクロージャー評価の高い企業ほど資本コスト

が小さい、ということを観察したのである。

以上、日米の実証研究は、ディスクロージャーと資本コストの関係の究明に大きなメスを入れ、全体像の把握に成功したが、必ずしもすべての結果が整合的であるとはいえない。証拠の蓄積が求められているのである。われわれは、この領域に新たな証拠を追加しよう。次号で、われわれが行った実証研究の内容と結果を提示する。

#### 注

- (1) 戦略的ディスクロージャーに関する実証研究は、Healy and Palepu (2001) で体系的に論じられている。Healy and Palepu (2001) が示した実証研究によれば、アメリカ企業の経営者は、①資金調達コストを削減する、②訴訟コストを削減する、③株価連動型報酬契約のもとで多額の報酬を獲得するという目的で、ディスクロージャーを自主的に実施するのである。わが国でも最近、戦略的ディスクロージャーが注目されており、たとえば『金融ジャーナル』(二〇〇一年三月号)は「戦略的情報開示とは」と題した特集を行った。
- (2) アメリカ証券取引委員会(SEC)は、二〇〇〇年八月に選択的開示を禁ずる公正開示規則(Regulation Fair Disclosure)を採択した。選択的開示とは、会社の重要な非公開情報を一般投資家へ開示する前に、アナリストや機関投資家などの選択された者に提供することである。公正開示規則は、重要な非公開情報について、①SECに登録する、②プレス・リリースする、などを通じて一般開示することを求めている。公正開示規則の詳細は、吉川(二〇〇〇)を参照されたい。
- (3) AIMRは、証券アナリスト協会(Financial Analysts Federation)と公認証券アナリスト協会(Institute of Chartered Financial Analysts)を統合し、一九九〇年に設立された。企業情報委員会報告書は一九八〇年以降、証券アナリスト協会から毎年公表され、現在に至っている。
- (4) Lang and Lundholm(1996)などの実証研究は、善嶺(一九九八)と三浦(一九九七)、音川(二〇〇〇)およびHealy and Palepu(2001)で紹介されているので、参照されたい。

#### 引用文献

- 新井寛雄・渡辺茂・太田智之(一九九九)『現代ファイナンス講座三 資本市場とコーポレート・ファイナンス』中央経済社。
- Botosan, C. A. (1997), "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review* 72-3, pp. 323-349.
- Botosan, C. A. and M. A. Plumlee (2000), "Disclosure Level and Expected Cost of Equity Capital: An Examination of Analysts' Rankings of Corporate Disclosure and Alternative Methods of Estimating Expected Cost of Equity Capital," *Working Paper of Social Science Research Network Electronic Paper Collection*.
- Botosan, C. A. and M. A. Plumlee (2002), "A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital," *Journal of Accounting Research* 40-1, pp. 21-40.
- Dechow, P., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1996), "Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC," *Contemporary Accounting Research* 13-1, pp. 1-36.
- Diamond, D., and R. E. Verrecchia (1991), "Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital," *The Journal of Finance* 46, pp. 1325-1360.
- Gebhardt, W., C. Lee, and B. Swaminathan (1999), "Toward an ex ante cost-of-capital," *Working Paper of Cornell University*.
- Gebhardt, W., C. Lee, and B. Swaminathan (2001), "Toward an Implied cost-of-capital," *Journal of Accounting Research* 39-1, pp. 135-176.
- Gordon, J. and M. Gordon (1997), "The Finite Horizon Expected Return Model," *Financial Analysts Journal* (May/June 1997), pp. 52-61.
- Healy, P. M., A. P. Hutton, and K. G. Palepu (1999), "Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increase in Disclosure," *Contemporary Accounting Research* 16-3, pp. 485-520.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu (2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature," *Journal of Accounting and Economics* 31-1-3, pp. 405-440.
- Heflin, F., K. W. Shaw, and J. J. Wild (2001), "Disclosure Quality and Market Liquidity," *Working Paper of Social Science Research Network Electronic Paper Collection*.

Lang, M. H., and R. J. Lundholm (1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review* 71-4, pp. 467-492.

三浦 敬 (一九九七) 「自主的ディスクロージャーの研究方向」『産業経理』第五六巻第四号、六三―七二頁。

仁科 彦 (一九九七) 『現代ファイナンス理論入門』、中央経済社。

Ohlson, J. A. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11-2, pp. 661-687.

菅川和久 (二〇〇〇) 「IR活動の資本コスト低減効果」『会計』第一五八巻第四号、五四三―五五五頁。

太田浩司 (二〇〇〇) 「オールソンモデルによる企業評価—Ohlson (1995) モデルの実証研究—」『証券アナリストジャーナル』第三八巻第四号、六一―七五頁。

Pratt, S. P. (1998), *Cost of Capital*, John Wiley & Sons, Inc. (菊地正俊訳『資本コストを活かす経営』東洋経済新報社、一九九九年)。

Sengupta, P. (1998), "Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt," *The Accounting Review* 73-4, pp. 459-474.

須田一幸 (一九九四) 「会計情報開示のベネフィットとコスト」『会計』第一四六巻第五号、七一―七六頁。

須田一幸 (二〇〇〇) 『財務会計の機能—理論と実証—』白桃書房。

Welker, M. (1995), "Disclosure Policy, Information Asymmetry and Liquidity in Equity Markets," *Contemporary Accounting Research* 11-2, pp. 801-828.

吉川 満 (二〇〇〇) 「米国の新しい公正開示規則とインサイダー取引禁止規則」『商事法務』No. 1571, No. 1575, No. 1577°

善積 康夫 (一九九八) 「会計ディスクロージャーと経営者の選択行動」『産業経理』第五八巻第二号、五一―六〇頁。

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)

(首藤・専修大学専任講師) (太田・関西大学大学院博士課程)

古賀智敏・五十嵐則夫 著

### 会計基準のグローバル化戦略

A 5 判 上製  
本体四〇〇〇円

国際会計基準の導入により、いかに会計基準の調和化を図るべきか、理論、制度及び実証の側面から解明する。また、グローバル投資環境の改善に向け、国際会計基準の導入と環境整備について総合的に考察する。

木下勝一 著

### 会計規準の形成

A 5 判 上製  
本体三六八九円

ドイツでは法の権威に依る一方、現実柔軟に対応するため法の中に「正規の簿記の諸原則」を置き、その解釈で法具体化を図る。この法を解釈する会計理論・学説が法を形成するというドイツ固有の特徴を解明。

加藤盛弘 著

### 一般に認められた会計原則

A 5 判 上製  
本体三二〇四円

今日、会計学の中心テーマは会計原則になっている。理論や実務とならんで、会計原則の研究が重視されているということである。本書は会計原則の二典型であるアメリカの会計原則のあり方とその機能を考察した。

平敷慶武 著

### 動的低価基準論

A 5 判 上製  
本体六三二一円

現行会計の目的観が期間損益計算にあること、その観点から低価基準を一貫して考察するため現代会計のフレームワークの中で、低価基準を歴史的に追突、その特徴を明らかにした著者専生の著。

興津裕康 著

### 現代制度会計(改訂版)

A 5 判 上製  
本体三七〇〇円

会計の対象は現代社会での企業会計の実務であり、会計情報の中心となる財務諸表の作成と伝達が課題である。それらに焦点を当て制度的な側面との関わりを考察し、ある会計とあるべき会計を通じ全体像を探る。

\*消費税は別に加算されます。



(4) これ以外のケースについては、佐藤・佐藤 [二〇〇〇] の一四五―一四八頁を参照されたい。

参考文献

Sato [2002]: Sato, Osamu "A Study on a Cash Flow Statement in Japan: Cash Flow Information and Its Use" 東京大学経済学会研究年報『経済学』 第六三第四号、二〇〇二年二月

Theil [1972]: Theil, Henri *Statistical Decomposition Analysis: With Application in the Social and Administrative Science* (Studies in Mathematical and Managerial Economics, Vol. 14), North-Holland Publishing Company, 1972

加藤 [一九八二]: 加藤勝康『財務分析入門』銀行研修社、一九八二年

國弘 [一九八〇]: 國弘貞人『経営分析体系第5巻／損益・資金分析』中央経済社、一九八〇年

佐藤 [一九九九]: 佐藤靖『キャッシュ・フロー情報の特徴と限界―キャッシュ・フロー情報は万能か―』『會計』第一五六巻第二号、一九九九年八月

佐藤 [二〇〇二]: 佐藤靖『キャッシュ・フロー情報とキャッシュ・フロー諸勘定』『會計』第一六〇巻第九号、二〇〇二年九月

佐藤・佐藤 [二〇〇〇]: 佐藤靖・佐藤清和『キャッシュ・フロー情報―アームの異現象を超えて―』同文館出版、二〇〇〇年

(佐藤・青山学院大学教授)

(石原・石原機械工業株式会社代表取締役)

短期講座

ディスクロージャーの戦略と効果 (二)

須田 一幸・乙政 正太・松本 祥尚

首藤 昭信・太田 浩司

二 ディスクロージャーが資本コストに及ぼす影響

(2) SAAJ報告書の概要

アメリカのAIMRのように、ディスクロージャーを積極的に実施している企業を表彰する制度が、わが国でもいくつかの団体ににより設定されている(1)。その一つである日本証券アナリスト協会(SAAJ)は、ディスクロージャーの質と量およびタイミング等の優劣を判断する客観的な評価基準を設け、これをもとに『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』という報告書(以下SAAJ報告書と略称)を作成し、ディスクロージャーの優良企業とディスクロージャーの改善が著しい企業を表彰している(2)。SAAJ報告書は一九九五年以降、毎年公表されており、各企業のディスクロージャー水準を比較する格好の資料となる。二〇〇〇年度のSAAJ報告書によれば、ディスクロージャーの評価は次のような手順で行

図表1 年度別サンプル数

年度	SSAJ 報告書評価対象企業数	削除企業数	サンプル数
1995	59	0	59
1996	81	1	80
1997	96	1	95
1998	116	14	102
1999	125	17	108
2000	132	19	113
合計	609	52	557

注：データは、日本アナリスト協会「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」（1995年度～2000年度）から収集した。

にも拡大され、二〇〇〇年度SAAJ報告書における評価対象企業は、一〇業種（建設・化学・医薬品・鉄鋼・機械・電気精密機器・自動車・商社・小売・銀行）合計二二二社になった。

本研究のサンプルは、一九九五年度から二〇〇〇年度までのSAAJ報告書における評価対象企業（延べ六〇九社）の中から、銀行業五〇社および合併消滅会社二社を除いた、延べ五五七社で構成されている。年度別のサンプル数を図表1に示した。

#### (4) ディスクロージャー・ダミ変数

二〇〇〇年度のSAAJ報告書におけるディスクロージャー評価比較総括表（建設業について）を図表2に示した。この表を見れば、評価対象企業の順位と総合評価点などがSAAJ報告書に詳しく示されている、ということが分かる。音川（二〇〇〇）は、この総合評価点を用いてディスクロージャー評価と資本コストの関係を分析した。

しかし、音川（二〇〇〇）も指摘しているように、すべての評価対象企業の総合評価点を利用可能になったのは、一九九八年度以降についてであり、それ以前は、各業種上位三企業の総合評価点が公表されているだけであった。四位以下の企業については、順位も得点も公表されていない。したがって、音川（二〇〇〇）は二年分のデータを使用するに留まり、サンプル数に大きな制約が課されていたのである。

われた。

(a)SAAJの内部にディスクロージャー研究会を設置し、さらに一〇業種の専門部会を設ける。(b)ディスクロージャー研究会が作成した「ディスクロージャー評価基準例」(スコアシート)を基礎にして、各専門部会が、業種の特徴を反映させた「業種別ディスクロージャー評価基準」(業種別スコアシート)を作成する。(c)この業種別スコアシートが、アナリスト経験三年以上で当該業種を二年以上担当したアナリスト(延べ三四二名)に送付され、スコアシートへの記入が行われる。(d)返送されたスコアシートを各専門部会が集計し、さらに分析を加え、専門部会の報告書を提出する。そして(e)それぞれの報告書に基づき、SAAJディスクロージャー研究会が最終的にSAAJ報告書を作成し、ディスクロージャー優良企業とディスクロージャー大幅改善企業を選定するのである。

スコアシートには、次の四項目について複数の質問が記載されている。すなわち、①決算短信および有価証券報告書における開示、②説明会やインタビューおよび説明資料等における開示、③タイムリー・ディスクロージャーおよび、④企業が自主的に公表している情報である。スコアシートは一〇〇点満点であるが、業種ごとに配点が異なる。二〇〇〇年度SAAJ報告書における各項目への配点の平均は、①七・二点、②六八・七点、③九・六点、④一四・五点であった。

このようにSAAJ報告書は、企業のディスクロージャーを評価するにあたって、決算短信と有価証券報告書による制度的な開示よりも、アナリストへの説明会とインタビュー等における情報開示に重点を置いている。まさに、アナリストの立場でディスクロージャーが評価されている、といえよう。

### (3) サンプルの選択

一九九五年におけるSAAJ報告書の評価対象企業は七業種五九社であったが、その後、業種と企業がと

図表2 2000年度 SAAJ 報告書 ディスクロージャー評価比較総括表 (建設業)

順位	評価項目 評価対象企業	総合評価 (100点)	1. 決算短信にお ける開示 (配点12点)		2. 説明会, イン タビューおよ び説明資料等 における開示 (配点66点)		3. タイムリー・ ディスクロー ジャー (東証 へのファイリ ングを含む) (配点5点)		4. 企業が自主的 に公表してい る情報 (配点17点)		前年順位
			評価点	順位	評価点	順位	評価点	順位	評価点	順位	
			1	日本コムシス	80.3	11.4	1	48.9	6	4.6	
2	大林組	78.9	10.0	5	50.0	1	4.0	7	14.9	2	1
3	鹿島建設	77.8	10.1	4	49.1	3	4.2	6	14.4	3	3
4	前田建設工業	77.7	11.4	1	49.5	2	4.3	4	12.5	5	7
5	五洋建設	73.5	8.3	9	49.0	5	4.4	3	11.8	7	5
6	清水建設	73.2	10.0	5	46.5	7	4.3	4	12.4	6	11
7	西松建設	71.3	8.0	11	49.1	3	3.9	9	10.3	9	2
8	大成建設	67.1	8.1	10	41.6	9	3.9	9	13.5	4	10
8	戸田建設	67.1	9.8	7	43.4	8	4.0	7	9.9	10	6
10	奥村組	56.2	8.4	8	32.3	11	4.6	1	10.9	8	9
11	きんでん	55.1	11.2	3	37.1	10	3.9	9	2.9	11	未実施
	評価対象企業評価平均点	70.7	9.7		45.1		4.2		11.7		

出所：日本アナリスト協会「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」(2000年度)。

本研究では、入手可能な六年間のデータをすべて利用するために、総合評価点ではなくディスクロージャー・ダミー変数を用いて、ディスクロージャー評価と資本コストの関係を分析することにした<sup>(3)</sup>。われわれが用いたディスクロージャー・ダミー変数は、以下の三種類である。

DR1-3 各年度・業種において三位以内に入っている企業は1、四位以下の企業はゼロで示す

DR1-2 各年度・業種において二位以内に入っている企業は1、四位以下の企業はゼロで示す

DR1 各年度・業種において一位の企業は1、四位以下の企業はゼロで示す

三つのダミー変数の中で、ディスクロージャー評価の差が最も大きいのは、DR1である。ここで注意すべきは、各年度・各業種における二位と三位の企業についてである。たとえば、各年度・各業種において三位の企業は、DR1-3の場合、1の値を取りサンプルに含まれるが、DR1-2では1の値もゼロの値も取らずに、サンプルから除去される。言い換えれば、DR1-3では、すべてのサンプルを用いるが、DR1-2の場合、各年度・各業種における三位の企業はサンプルから除かれる。同様にDR1では、各年度・各業種において二位と三位の企業がサンプルから除外されるのである。

#### (5) 資本コストの推定

本研究では、Botosan (1997) と Botosan and Plumlee (2000) および若川 (二〇〇〇) と同様に、Ohlson (1995) に依拠した残余利益評価モデル (Residual Income Valuation Model 以下RIVと略称) を用いて、サンプル企業の資本コスト (cost of equity capital) を推定する。その推定プロセスを説明しよう。

配当割引モデルにクリーン・サープラス関係の式を代入し、異常利益を「当期純利益－資本コスト×期首資本」と定義すれば、企業価値は以下の等式で示される (須田、二〇〇〇、一三七頁と大田、二〇〇〇および Penman, 2001 を参照)。

$$V_t = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[x_t^i + x_t^2]}{(1+r)^i} \dots\dots\dots(1)$$

- $V_t$  : 時点  $t$  における企業価値
- $b_t$  :  $t$  期末における自己資本の簿価
- $x_t^2$  :  $t$  期の異常利益であり,  $x_t^2 \equiv x_t - rb_{t-1}$
- $x_t$  :  $t$  期の利益
- $r$  : 時点  $t$  における資本コスト

(1)式が一般にRIVと呼ばれる企業評価モデルである。RIVの算定には、無限期間の予想利益が必要である。しかし、その算定は実際上困難であり、将来予想利益に何らかの仮定をおいてターミナル・バリュを計算する必要がある (Palepu et al., 2000 pp. 12-5~12-13, 邦訳 319~328 頁)。

本研究では、①入手可能であった二期先までの予想利益から先の期間(すなわち三期目以後)について、二期先の予想利益が永續するという仮定を設ける。次に、②自己資本の簿価について、二期先の期首以後に変動がないと仮定する。このように仮定すれば、RIVによる企業価値は以下の式で示される。

$$V_t = b_t + \frac{E_t[x_{t+1}]}{1+r} + \frac{E_t[x_{t+2}]}{(1+r)r}$$

$$= b_t + \frac{f(1)_t - r \cdot b_t}{1+r} + \frac{f(2)_t - r \cdot b(1)_t}{(1+r)r}$$

- ただし、 $f(1)_t$  : 時点  $t$  における1期後の予想利益
- $f(2)_t$  : 時点  $t$  における2期後の予想利益

- $b(1)_t$  : 時点  $t$  における1期後末の予想自己資本簿価であり、クリーンサープラス関係から、  
 $b(1)_t = b_t + f(1)_t - d(1)_t$  により算定する
- $d(1)_t$  : 時点  $t$  における1期後の予想配当

右の式を整理すると以下の等式が得られる。

$$V_t = \frac{d(1)_t}{1+r} + \frac{f(2)_t}{(1+r)r} \dots\dots\dots(2)$$

そして「(2)式の $V_t$ は時点 $t$ における株価と等しい」と仮定し、(2)式を $r$ について解くと、株価の中に暗黙裡に成立している資本コストが算定できる。本研究では、SAAJ報告書の基礎となるスコアシートの作成時期が、六月中旬から七月中旬の間であることを考慮し、各年六月末の株価を用いる。また予想利益と予想配当の数値は、毎年六月中旬に発行される『会社四季報・夏号』(東洋経済新報社)から入手した。

『会社四季報』の予想利益には、予想経常利益と予想当期純利益がある。クリーン・サープラスの関係式を厳密に適用するのならば、当期純利益を調査対象にすべきであろう。しかし、当期純利益には持続性に問題のある特別損益が含まれており、ターミナル・バリュの算定において設けた「二期先後の予想利益が永續する」という仮定と整合しない。そこで利益の持続性を重視し、次のように税引後経常利益を求め、それを予想利益として使用したのである(5)。

$$\text{税引後経常利益} = \text{経常利益} \times (1 - (1995-2000 \text{ 年の平均の法人税額} + \text{付加税額}))$$

(6) モデルの設定

本研究の目的は、ディスクロージャーの優劣と資本コストの関係を調査することにある。ただし、資本コストはディスクロージャー以外の要因によっても変化することに注意しなければならない。そのような要因

をコントロールするために、われわれは以下の三つのモデルを設定した。そして、各々のモデルに基づいて重回帰分析を行ったのである。

### ① モデル 1

Botosan (1997, p.33) は、リスクと企業規模が資本コストに与える影響をコントロールするため、回帰式に市場ベータと株式の時価総額を組み込んだ。そして、資本コストを従属変数とし、市場ベータと株式時価総額およびディスクロージャー評価を独立変数にした回帰式を推定したのである。財務論でも、リスクと企業規模は資本コストに大きな影響を与えることを示す証拠が蓄積されている (Faff, 1998 を参照)。したがって、これらの変数を所与としてもディスクロージャー評価の変数に資本コストを説明する力があれば、それは頑健な証拠となるであろう。

そこで本研究では、リスクと企業規模をコントロールした上で、ディスクロージャーと資本コストの関係を検証することにした。それがモデル1である。以下のようにモデル1では独立変数として、リスクの代理変数たる市場ベータと企業規模の代理変数たる総資産額およびディスクロージャー・ダミー変数を用いた。

$$\text{モデル1: } \text{COC} = \beta_0 + \beta_1 \text{DiscDummy} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{LnAssets}$$

ただし、COC：各年の6月末時点における資本コストの推定値

DiscDummy：ディスクロージャー・ダミー変数

BETA：各年の6月末時点におけるベータ値

LnAssets：期末の総資産額を対数変換した数値

### ② モデル 2

資本コストは、リスクと企業規模だけでなく、企業の長期的な収益性と成長性の影響を受ける可能性があ

る (Botosan, 1997)。そこで本研究では、まず、企業の長期的な収益性を捕捉するために、直近五年間における総資産利益率の平均変化率を用いることにした。次に、企業の長期的な成長性を把握するため、直近五年間における売上高の平均成長率を算定した。これら二つの変数をモデル1に追加したものが、左のモデル2である。

$$\text{モデル2: } \text{COC} = \beta_0 + \beta_1 \text{DiscDummy} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{LnAssets} + \beta_4 5y\Delta \text{ROA} + \beta_5 5y\Delta \text{Sales}$$

ただし、5yΔROA：期中平均総資産額を用いた総資産利益率の直近5年間における平均変化率

5yΔSales：売上高の直近5年間における平均変化率

### ③ モデル 3

モデル1とモデル2は、企業に固有の影響力をコントロールしたモデルである。しかし資本コストは、公定歩合や株式市場の変動などのマクロ経済の影響を受ける。本研究は、データをプールしたクロス・セクション分析であり、年度ごとに資本コストが全体的に変化している可能性がある。そこで本研究では、マクロ経済の影響を考慮するために、一九九五年を基準年とした年度ダミー変数を回帰式に組み込んだ。これが以下に示すモデル3である。

$$\begin{aligned} \text{モデル3: } \text{COC} = & \beta_0 + \beta_1 \text{DiscDummy} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{LnAssets} + \beta_4 5y\Delta \text{ROA} + \beta_5 5y\Delta \text{Sales} \\ & + \beta_6 \text{Y 96 Dummy} + \beta_7 \text{Y 97 Dummy} + \beta_8 \text{Y 98 Dummy} + \beta_9 \text{Y 99 Dummy} \\ & + \beta_{10} \text{Y 00 Dummy} \end{aligned}$$

ただし、Y 96-Y 00 Dummy：95年を基準年とする1996年から2000年の年度ダミー変数

### (7) 記述統計量と相関係数

本研究では、前記三つのモデルについて回帰式を推定する。われわれは最初に、回帰式の推定で使用する

変数の記述統計量と相関係数を調べた。その結果が、図表3に要約されている。市場ベータ値については、『日経ベータ値情報CD-ROM版』(二〇〇〇年)から収集し、その他の財務数値に関しては『日経財務データCD-ROM一般事業会社版』(二〇〇〇年)から入手した。

図表3を見れば、①推定された資本コストの平均が三・〇％である、②DR1-3のディスクロージャー・ダミー変数と資本コストの相関係数は負の値になっている、ということが分かる。これは、ディスクロージャー評価で三位以内にランキングされた企業の資本コストが四位以下の企業よりも小さい、ということを示している。

次に、他の変数と資本コストの相関に注目しよう。図表3のパネルBを見れば、リスクの代理変数として用いられた市場ベータ値と資本コストの相関係数は正の値であり、企業規模と資本コストの相関係数は負の値であることが分かる。これは、市場におけるリスクの高い企業ほど資本コストは大きく、大規模な企業ほど資本コストは小さい、ということを示している。また、企業の成長性を示す変数(5yΔSales)と資本コストの相関係数は負の値である。これは、長期的に成長性が大きい企業ほど資本コストは小さい、ということを示している。

注

- (1) 日本証券アナリスト協会の他に、たとえば東京証券取引所の「上場企業ディスクロージャー表彰制度」と、日本インベスターリレーションズ協会の「IR優良企業表彰制度」がある。これらの表彰制度の詳しい内容については、後藤・後藤(一九九九)を参照されたい。
- (2) S S A J報告書は、<http://www.ssa.or.jp/research/disclosure.html> からダウンロード可能である。スコアシートなど評価基準の詳細は、すべてS S A J報告書の中に明記されているので、参照されたい。
- (3) われわれは、一九八年度から二〇〇〇年度の三年間のデータを用いて、音川(二〇〇〇)と同様、総合評価点によ

図表3 変数の記述統計量と相関係数

パネルA：記述統計量							
変数	平均	標準偏差	最小値	1 Q	中央値	3 Q	最大値
COC (%)	3.01	1.76	0	1.88	2.63	3.70	11.82
DiscDummy	0.28	0.45	0	0	0	1	1
BETA	1.01	0.30	0.11	0.81	1.01	1.22	2.05
LnAssets	13.71	0.92	11.88	12.96	13.57	14.40	15.87
5yΔROA (%)	-0.09	0.59	-4.04	-0.26	-0.05	0.11	3.26
5yΔSales (%)	0.90	5.58	-19.85	-2.56	0.34	4.00	36.21

  

パネルB：相関係数						
変数	COC	DiscDummy	BETA	LnAssets	5yΔROA	5yΔSales
COC	1					
DiscDummy	-0.091	1				
BETA	0.059	-0.086	1			
LnAssets	-0.048	0.191	0.204	1		
5yΔROA	0.017	0.016	-0.097	-0.103	1	
5yΔSales	-0.166	-0.056	-0.279	-0.310	0.314	1

注) 1. 全観測値は、1995-2000年の6年間で、延べ557社である。ただし異常値の影響を除くため、資本コストが99パーセンタイル以上と1パーセンタイル以下の観測値を除去した。その結果、観測値は延べ545社になった。  
 2. 各変数の定義は以下のとおりである。  
 COC：推定された資本コスト。各年6月末時点の株価と、『会社四季報・夏号』の予想経常利益(税引後)から推定。  
 DiscDummy：DR1-3のディスクロージャー・ダミー変数。  
 BETA：各年6月末時点における市場ベータ値。  
 LnAssets：期末の総資産を対数変換した値。  
 5yΔROA：期中平均総資産を用いたROAの直近5年間の平均変化率。  
 5yΔSales：売上高の直近5年間の平均成長率。

る分析も追加的に行った。しかし、統計的に有意な結果を得ることはできなかった。この点については、次号の「総合評価点を用いた分析」を参照されたい。

- (4) 『会社四季報』は二〇〇〇年以降、連結会計情報を重視し、個別企業の予想利益を一期先の分しか掲載しなくなった。従って二〇〇〇年度のサンプルに関しては、 $V_{i,t} = (E_{i,t} / K_{i,t}) \times P$  の等式から資本コストを推定している。
- (5) われわれは、当期純利益を用いた分析も追加的に行い、ほぼ同じ結果を得た。次号の「調査結果の頑健性テスト」を参照されたい。なお、住民税率には標準税率と制限税率があり、それは各自治体によつて異なるが、本研究では標準税率を採用した。また、一九九八年まで事業税は販売費及び一般管理費に計上されていたので、税引後経常利益の計算では事業税を考慮していない。ただし一九九九年度から事業税は、法人税等に含まれるようになったので、税引後経常利益を「経常利益×(1-実効税率)」により算定した。

#### 引用文献

後藤伸太郎・後藤雅敏(一九九九)「IRとディスクロージャー」『ビジネス・インサイト』第二五号、二六一―三五頁。

Palepu, K. G., P. M. Healy, and V. L. Bernard (2000), *Business Analysis and Valuation*, Second Edition, South-Western.

(斎藤勲樹監訳 筒井知彦・川本淳・八重倉孝・亀坂安紀子訳『企業分析入門』第二版、東京大学出版会、二〇〇一年)。

Penman, S. (2001), *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. McGraw-Hill/Irwin.

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)

(斎藤・専修大学専任講師) (太田・関西大学大学院博士課程)

土方 久 著

## 貸借対照表能力論

A 5判上製  
本体三五〇〇円

会計「制度」は、制度疲労を来しているが、過去の歴史のなかで実践された論理を今日の歴史の中で認識して、新たな貸借対照表能力、新たな貸借対照表評価を想像ないし創造するため再認識を目的にまとめた。

百合野正博 著

## 日本の会計士監査

A 5判上製  
本体二八〇〇円

現在の日本の会計士監査制度を解説するだけでなく、会計システムが抱えている個別の問題点について論じ会計士監査制度が日本の社会的経済的コンテクストのもとでパブリックの期待に応えているかを論じた。

佐藤博明 編著

## ドイツ会計の新展開

A 5判上製  
本体三五〇〇円

六つの論点から、会計グローバル化の中でドイツ会計制度の対応と変化を眺め、制度的機能の現代的態様の解明に迫り、そこから現代ドイツ会計のリアルな姿態を浮き彫りにした。

村瀬儀祐 編著

## 会計判断の制度的性質

A 5判上製  
本体三五〇〇円

加藤盛弘教授の隠居を祝して刊行された本書は、アメリカと日本における会計判断の形成プロセスにどのような相違があるか、また会計判断が生み出す会計効果とは何か、二国における制度的な性質を検討した。

遠藤 孝 著

## 引当金会計制度の展開

A 5判上製  
本体三八〇〇円

企業会計制度に政策志向が先行し、制度にかかわる会計論理が脱殻をきたすということを、引当金会計制度の性質、形成過程、成立と変遷、引当金概念の変化、などの検討を通じ、本質を明らかにした。

\*消費税は別に加算されます。

## ディスクロージヤの戦略と効果(三)

須田 一幸・乙政 正太・松本 祥尚  
首藤 昭信・太田 浩司

### 二 ディスクロージヤが資本コストに及ぼす影響

#### (8) 重回帰分析の結果

前号で、ディスクロージヤ・ダミー変数と資本コストの相関係数が負の値であることを示した。しかし、相関分析だけでディスクロージヤと資本コストの関係を判断することはできない。資本コストに影響を及ぼす他の変数をコントロールしていないからである。そこでわれわれは前号で示したように、リスクと企業規模などの代理変数を組み込んだモデルを三つ設定し、それぞれの回帰式を推定したのである。重回帰分析の結果が図表4に示されている。

#### ① ディスクロージヤ・ダミー変数の調査結果

本研究の目的は、資本コストとディスクロージヤの関係を明らかにすることにある。したがって、われ

図表4 資本コストとディスクロージヤ評価に関する重回帰式の推定結果

独立変数	定数項	Disc Dummy	BETA	LnAssets	5y ΔROA	5y ΔSales	Y96 Dummy	Y97 Dummy	Y98 Dummy	Y99 Dummy	Y00 Dummy	adj. R <sup>2</sup>	観測値数
従属変数：資本コスト（四季報夏号，税引後経常利益）													
モデル1 DR 1-3	3.94 (3.46)***	-0.30 (-1.76)*	0.36 (1.40)	-0.09 (-1.02)								0.007	545
DR 1-2	4.51 (3.68)***	-0.47 (-2.31)**	0.25 (0.90)	-0.12 (-1.30)								0.012	497
DR 1	4.32 (3.14)***	-0.76 (-2.65)***	0.32 (1.05)	-0.11 (-1.05)								0.018	446
モデル2 DR 1-3	5.59 (4.73)***	-0.33 (-1.98)**	0.10 (0.38)	-0.18 (-2.10)**	0.24 (1.81)*	-0.07 (-4.65)***						0.043	545
DR 1-2	5.99 (4.71)***	-0.50 (-2.50)**	0.02 (0.06)	-0.21 (-2.18)**	0.21 (1.48)	-0.06 (-3.96)***						0.039	497
DR 1	6.06 (4.27)***	-0.83 (-2.93)***	0.02 (0.05)	-0.21 (-1.97)**	0.25 (1.66)*	-0.07 (-4.27)***						0.053	446
モデル3 DR 1-3	5.98 (4.82)***	-0.34 (-2.03)**	0.04 (0.15)	-0.18 (-2.08)**	0.24 (1.84)*	-0.07 (-4.90)***	-0.79 (-2.66)***	-0.37 (-1.29)	-0.06 (-0.20)	-0.35 (-1.23)	-0.27 (-0.95)	0.052	545
DR 1-2	6.36 (4.76)***	-0.51 (-2.55)**	-0.04 (-0.16)	-0.20 (-2.14)**	0.23 (1.64)	-0.07 (-4.26)***	-0.81 (-2.51)**	-0.40 (-1.28)	-0.14 (-0.44)	-0.31 (-1.01)	-0.19 (-0.63)	0.047	497
DR 1	6.41 (4.26)***	-0.84 (-2.98)***	-0.06 (-0.20)	-0.21 (-1.91)*	0.28 (1.81)*	-0.08 (-4.59)***	-0.84 (-2.33)**	-0.41 (-1.18)	-0.10 (-0.28)	-0.28 (-0.79)	-0.14 (-0.41)	0.060	446

注) 1. 回帰式は以下のモデル1-3である。それぞれのモデルのディスクロージヤ・ダミー変数に、DR 1-3とDR 1-2およびDR 1の3つを使用した。  
 モデル1:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets$   
 モデル2:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets + \beta_4 5y \Delta ROA + \beta_5 5y \Delta Sales$   
 モデル3:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets + \beta_4 5y \Delta ROA + \beta_5 5y \Delta Sales + \beta_6 Y96 Dummy + \beta_7 Y97 Dummy + \beta_8 Y98 Dummy + \beta_9 Y99 Dummy + \beta_{10} Y00 Dummy$

2. 資本コストの推定には、1995-2000年の各年度6月末の株面と、『会社四季報・夏号』の予想経常利益（税引後）を用いた。  
 3. ディスクロージヤ・ダミー変数（DiscDummy）は、以下のように定義される。  
 DR 1-3: 各年度・業種において3位以内の企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1-2: 各年度・業種において2位以内の企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1: 各年度・業種において1位の企業は1, 4位以下の企業は0  
 4. 上段は各変数の係数であり、下段の括弧内はそのt値である。なお検定は全て両側検定で行った。  
 \*\*\*1%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*10%水準で有意  
 5. 全観測値数は、1995-2000年の6年間で合計557である。ただし異常値の影響を除くため、資本コストが99パーセンタイル以上と1パーセンタイル以下の観測値は除去した。



われの関心もディスクロージャー・ダミー変数の係数に集中する。図表4のモデル1・モデル2・モデル3のDiscDummyの欄に注目したい。

モデル1でディスクロージャー・ダミー変数にDRI-3を用いた場合の係数はマイナス0.30であり、DRI-2を用いた場合の係数はマイナス0.47、DRIを用いた場合の係数はマイナス0.76だった。以下同様にモデル2では、それぞれマイナス0.33、マイナス0.50、マイナス0.83となり、モデル3では、マイナス0.34、マイナス0.51、マイナス0.84である。

このように、モデル1-3のすべてにおいて、Disclosure Dummy変数の係数は負の値を取っている。さらに注目すべきは、DRI-3→DRI-2→DRIとディスクロージャー評価の順位が上がるにつれて、係数の負の値も大きくなる(モデル2: マイナス0.33→マイナス0.50→マイナス0.83、)ということである。これは、ディスクロージャー評価順位が三位以内の企業は、四位以下の企業よりも約0.3%資本コストが低く、二位以内の企業は四位以下の企業よりも約0.5%資本コストが低く、そして一位の企業は四位以下の企業よりも約0.8%資本コストが低い、ということを示している。

また統計上の有意性についても、DRI-3→DRI-2→DRIとディスクロージャー評価の順位が上がるにつれて、t値が上昇している(モデル2: -1.98→-2.50→-2.93)。DRIを用いた場合は、全モデルのディスクロージャー・ダミー変数が1%水準で有意になった。DRI-3とDRI-2を用いた場合でも、ほとんどのモデルでディスクロージャー・ダミー変数は5%水準で有意だった。

以上の調査結果は、ディスクロージャーの評価が高い企業ほど資本コストが小さい、ということを示している。この関係は、リスクと企業規模、長期的な収益性と成長性、および年度ごとのマクロ経済の影響を考慮しても、なお観察されるのである。

## ② コントロール変数などの調査結果

企業規模などのコントロール変数についても、興味深い結果が得られた。図表4を見れば、企業規模の係数がすべて負の値になり、統計的にもモデル2とモデル3において5%水準で有意だ、ということが分かる。これは、大規模な企業ほど資本コストが小さい、という意味である。これに対してリスクを示す市場ベータの係数は、モデルによつて符号が異なり、統計的に有意ではなかった。したがって、市場ベータと資本コストに有意な関係はないと考えられる。

長期的収益性の係数は正の値になり、統計的にも有意ではない。他方、長期的成長性の係数は負の値となり、すべて1%水準で有意である。また、マクロ経済の影響を考慮した年度の変数については、Y96の係数が約マイナス0.8となり、すべての場合において5%水準で有意となった。これは、一九九六年の資本コストが基準年である一九九五年の資本コストよりも、全体的に約0.8%低い、ということを示している。

次に、モデルの当てはまりの良さを示す自由度修正済み決定係数(Adj. R<sup>2</sup>)に注目しよう。図表4を見ると、決定係数の値は全体的に小さいことが分かる。しかし、モデル1からモデル2そしてモデル3とコントロール変数を増やすにつれて、決定係数は増加している。これは、わが国企業について資本コストとディスクロージャーの関係を検証する際、企業規模と長期的成長性および資本コストの年次変動などをコントロールする必要がある、ということを示唆している。

## (9) 調査結果の頑健性テスト

### ① 資本コストの推定に関する頑健性テスト

以上の分析では、決算日から三ヶ月経過後(六月末)の株価を用いて、資本コストを推定した。なぜなら、アナリストがスコアシートを作成する時期は、六月中旬から七月中旬の間だからである。しかし、資本コス

図表5 資本コストの推定時点と予想利益に関する頑健性テスト

従属変数: 資本コスト	夏号		秋号		株号	
	総当利益	当期利益	総当利益	当期利益	総当利益	当期利益
モデル3	DR 1-3	DR 1-2	DR 1	DR 1	DR 1	DR 1
係数	-0.34 (-2.55)**	-0.51 (-2.55)**	-0.38 (-1.78)	-0.31 (-2.43)**	-0.42 (-2.72)**	-0.42 (-2.72)**
モデル3	DR 1	DR 1	DR 1	DR 1	DR 1	DR 1
係数	-0.84 (-2.98)**	-0.84 (-2.98)**	-0.89 (-2.61)**	-0.53 (-2.49)**	-0.36 (-2.11)**	-0.36 (-2.11)**

注) 1. 回帰式はモデル3を用いた。  
 モデル3:  $COC = \beta_0 + \beta_1 \text{Disc} + \beta_2 \text{Liquidity} + \beta_3 \text{ROA} + \beta_4 \text{Sales} + \beta_5 \text{Y96} + \beta_6 \text{Y97} + \beta_7 \text{Y98} + \beta_8 \text{Y99} + \beta_9 \text{Dum} + \beta_{10} \text{Y00} + \beta_{11} \text{Dum}$   
 資本コストの推定は以下のとおりである。  
 2. 資本コストの推定は、アナリスト予想利益が必要である。本研究では、1995年から2000年における各年度の『会社四季報・秋号』と『会社四季報・夏号』における予想経常利益(税引後)と予想当期純利益を、アナリスト予想利益として用いた。そして、各々について資本コストの推定を行ったのである。  
 3. ディスクロージャー・ダミー変数(DiscDummy)は以下のよう定義される。  
 DR 1-3: 各年度・業種において3位以内に入った企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1-2: 各年度・業種において2位以内に入った企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1: 各年度・業種において1位の企業は1, 4位以下の企業は0  
 数字セルの上段は各変数の係数であり、下段括弧内はそのt値である。なお検定は全て両側検定で行っている。  
 ...1%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*10%水準で有意  
 5. 全観測値は、1995年から2000年の6年間で合計557である。ただし異常値の影響を除くため、資本コストが99パーセント以上と1パーセント以下の観測値は除去した。その結果、観測値はDR 1-3モデルが545, DR 1-2モデルが497, DR 1モデルが446になった。

果は、資本コストの推定時点および推定に用いた予想利益の違いに対して頑健性がある、と考えられる。

② 異常値の処理に関する頑健性テスト

RIVを用いた資本コストの推定には、特定時点での株価が用いられる。株価はいろいろな要因により一時的に高騰したり下落したりする。そのため、株価を用いて推定された資本コストも、一時的に異常に高く(低く)推定されてしまう可能性がある。

この影響を除去するため、われわれの分析では、資本コストの値が極端に大きい(小さい)観測値をそれぞれ1%ずつ除去した。つまり、資本コストが九九パーセント以上と一パーセント以下の観測値を、異常値とみなして除去したのである。

しかし、この1%という値は任意であり、特に何パーセントまでが異常値だと決められているわけではない。そこでわれわれは、調査結果の頑健性をテストするため、①全観測値を用いた場合、②資本コストが九九・五パーセント以上と〇・五パーセント以下の観測値を除去した場合、③資本コストが九八パー

トの推定時点について絶対的な基準はない。たとえばBotolan (1997)と音川(2000)は、決算日から六ヶ月経過した時点で資本コストを推定している。そこでわれわれは、調査結果の頑健性をテストするため、資本コストの推定時点を変え、Botolan (1997)および音川(2000)と同様、決算日から六ヶ月経過後の資本コストを推定し、その調査結果と図表4を比較することにした。すなわち三月決算企業について、九月末の株価と、毎年九月中旬に発行される『会社四季報・秋号』の予想経常利益(税引後)を用いて、資本コストを推定したのである。

また予想利益についても、これまでは予想経常利益(税引後)を使用していた。当期純利益には、持続性に問題のある特別損益が含まれているからである。しかし、予想経常利益の使用は、RIVの基本的仮定であるクリーン・サープラス関係から逸脱していることを意味する。そこでわれわれは、調査結果の頑健性をテストするため、予想当期純利益を用いて資本コストを推定した。すなわち、『会社四季報・夏号』で示された予想当期純利益と、六月末の株価を用いて資本コストを推定したのである。併せて、『会社四季報・秋号』で示された予想当期純利益と、九月末の株価を用いて資本コストを推定した。

このように異なるデータを用いて資本コストを推定したうえで、われわれはディスクロージャー評価と資本コストの関係を再調査したのである。その結果の一部を図表5に示した。図表5には、モデル3を推定したときのディスクロージャー・ダミー変数の係数について、その推定値とt値および有意水準を要約している。

図表5の「夏号・経常利益」欄は、図表4のモデル3で示した数値である。これと「秋号・経常利益」「夏号・当期利益」「秋号・当期利益」欄の数値は、ほぼ同じ結果を示している。いずれも、ディスクロージャー・ダミー変数の係数が負の値で、その値は統計的に有意である。また、DR1-3→DR1-2→DR1とディスクロージャー評価が上がるにつれて、係数の負の値も大きくなった。したがって、図表4で示された結

図表6 資本コストの異常値の処理に関する頑健性テスト

資本コストの異常値の処理方法	全観測値 を使用	上下0.5% を除去	上下1% を除去	上下2% を除去
独立変数: DiscDummy				
DR 1-3	-0.40 (-2.01)** adj. R <sup>2</sup> =0.083	-0.36 (-1.97)** adj. R <sup>2</sup> =0.056	-0.34 (-1.93)** adj. R <sup>2</sup> =0.052	-0.32 (-1.91)** adj. R <sup>2</sup> =0.035
モデル3	-0.55 (-2.34)** adj. R <sup>2</sup> =0.086	-0.53 (-2.43)** adj. R <sup>2</sup> =0.061	-0.51 (-2.55)** adj. R <sup>2</sup> =0.047	-0.43 (-2.45)** adj. R <sup>2</sup> =0.037
DR 1	-0.85 (-2.64)** adj. R <sup>2</sup> =0.083	-0.82 (-2.74)** adj. R <sup>2</sup> =0.067	-0.84 (-2.98)** adj. R <sup>2</sup> =0.060	-0.75 (-3.04)** adj. R <sup>2</sup> =0.043

注) 1. 回帰式はモデル3を用いた。  
 モデル3:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets + \beta_4 yzROA + \beta_5 yzSales + \beta_6 Y96 Dummy + \beta_7 Y97 Dummy + \beta_8 Y98 Dummy + \beta_9 Y99 Dummy + \beta_{10} Y00 Dummy$   
 2. 資本コストの推定には、1995年から2000年の各年度6月末の株価と、1社四季報・翌号予想経常利益 (税引後) を用いている。  
 3. ディスクロージャー・ダミー変数 (DiscDummy) 変数は、以下のように定義される。  
 DR 1-3: 各年度・業種において3位以内に入った企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1-2: 各年度・業種において2位以内に入った企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1: 各年度・業種において1位の企業は1, 4位以下の企業は0  
 4. 数字セルの上段は各変数の係数、中段括弧内はそのt値、下段は修正済み決定係数を載せている。なお、決定は全て確定的で行っている。  
 5. 全観測値は1995年から2000年の6年間で合計557である。「全観測値を使用」の列の観測値数は、DR 1-3モデルでは557、DR 1-2モデルでは507、DR 1モデルでは455である。他の列に関しては、これらの数からそれぞれその%を除去した数から、分析における観測値数である。

おける誤差項の分散が均一である (homoscedasticity) ことを仮定している。もし分散の不均一性 (heteroscedasticity) が甚大であれば、その影響を考慮しない限り、回帰係数の有意性検定は不適切なものとなる。Greene (2000, pp. 508-510) は、分散の不均一性を検証する方法として、Whiteの検定とGoldfeld-Quandt検定およびBreusch-Pagan検定をあげている。

本研究では、すべてのモデルの回帰式 (合計9つ) についてBreusch-Pagan検定を実施した。その結果、「誤差項の分散は均一である」という帰無仮説は、すべての回帰式において1%水準で棄却された (図表7に示したt値を参照)。そこでわれわれは、分散の不均一性に対処したWhiteのt値 (Greene, 2000, p. 503およびp. 508参照) を用いて、回帰係数の有意性検定を行った。その結果が図表7に要約されている。

図表7に示したWhiteの標準誤差に基づくt値は、図表4のt値とほぼ等しい。そして、DR1-3とDR1-2とDR1とディスクロージャー評価の順位が上がるにつれて、DiscDummyのt値も上昇している (モデル2: 2.25, 1.3, 1.51, 1.4, 3.7)。DR1を用いた場合は、全モデルのディスクロージャー・ダミー変数が1%水準で有意になった。DR1-3とDR1-2を用いた場合でも、すべてのモデルでディスクロージャー・ダミー変数は5%水準で有意である。したがって、図表4で示された結果は、回帰式の誤差項における不均一分散の問題に対しても頑健性がある、と考えられる(1)。

(10) 総合評価点を用いた分析

本研究では、利用可能なすべてのSAAJ報告書 (一九九五-二〇〇〇年度) を調査するため、ディスクロージャー・ダミー変数を用いて、ディスクロージャー評価と資本コストの関係を分析した。他方、菅川(二〇〇〇)は、すでに述べたように、一九九八-一九九九年度のSAAJ報告書における総合評価点を用いて、ディスクロージャー評価と資本コストの関係を分析している。

センタイル以上と二パーセンタイル以下の観測値を除去した場合について、同じ分析を試みた。その結果が図表6に要約されている。

図表6には、モデル3を推定したときのディスクロージャー・ダミー変数の係数、そのt値と有意水準、および回帰式の修正済み決定係数を示している。図表6の「上下1%を除去」欄は、図表4のモデル3で示した数値である。この数値と、「全観測値を使用」「上下0.5%を除去」および「上下2%を除去」した数値を比較すれば、それぞれ同様の結果を示していることが分かる。すなわち、いずれもディスクロージャー・ダミー変数の係数が負の値となり、その値は統計的に有意である。またDR1-3とDR1-2とDR1とディスクロージャー評価が上がるにつれて、係数の負の値も大きくなる。したがって、図表4で示された結果は、資本コストにおける異常値の処理に対して頑健性がある、と判断される。

③ 不均一分散に関する頑健性テスト

図表4で示した重回帰式の推定結果は、回帰式に

図表7 資本コストとディスクロージャー評価に関する重回帰式の推定結果—Whiteの標準誤差に基づくt値—

独立変数	定数項	Disc Dummy	BETA	LnAssets	5y JROA	5y JSales	Y96 Dummy	Y97 Dummy	Y98 Dummy	Y99 Dummy	Y00 Dummy	Breusch-Pagan $\chi^2$ 値	adj. R <sup>2</sup>	観測値数	
従属変数：資本コスト（四季報夏号，税引後経常利益）															
モデル1	DR 1-3	3.94 (4.09)***	-0.30 (-1.98)**	0.36 (1.21)	-0.09 (-1.34)							17.8*** d. f.=3	0.007	545	
	DR 1-2	4.51 (4.32)***	-0.47 (-2.96)***	0.25 (0.78)	-0.12 (-1.68)*							17.0*** d. f.=3	0.012	497	
	DR 1	4.32 (3.71)***	-0.76 (-4.06)***	0.32 (0.88)	-0.11 (-1.37)							17.7*** d. f.=3	0.018	446	
モデル2	DR 1-3	5.59 (5.48)***	-0.33 (-2.25)**	0.10 (0.34)	-0.18 (-2.66)***	0.24 (1.45)	-0.07 (-3.92)***					28.2*** d. f.=5	0.043	545	
	DR 1-2	5.99 (5.40)***	-0.50 (-3.15)***	0.02 (0.05)	-0.21 (-2.73)***	0.21 (1.20)	-0.06 (-3.62)***					26.7*** d. f.=5	0.039	497	
	DR 1	6.06 (4.92)***	-0.83 (-4.37)***	0.02 (0.04)	-0.21 (-2.47)**	0.25 (1.33)	-0.07 (-3.68)***					27.6*** d. f.=5	0.053	446	
モデル3	DR 1-3	5.98 (5.38)***	-0.34 (-2.31)**	0.04 (0.14)	-0.18 (-2.55)**	0.24 (1.45)	-0.07 (-4.08)***	-0.79 (-3.48)***	-0.37 (-1.63)	-0.06 (-0.22)	-0.35 (-1.32)	-0.27 (-0.95)	42.0*** d. f.=10	0.052	545
	DR 1-2	6.36 (5.33)***	-0.51 (-3.20)***	-0.04 (-0.14)	-0.20 (-2.62)***	0.23 (1.30)	-0.07 (-3.76)***	-0.81 (-3.36)***	-0.40 (-1.69)	-0.14 (-0.50)	-0.31 (-1.08)	-0.19 (-0.62)	45.6*** d. f.=10	0.047	497
	DR 1	6.41 (4.79)***	-0.84 (-4.35)***	-0.06 (-0.18)	-0.21 (-2.33)**	0.28 (1.42)	-0.08 (-3.84)***	-0.84 (-3.29)***	-0.41 (-1.61)	-0.10 (-0.32)	-0.28 (-0.88)	-0.14 (-0.42)	45.2*** d. f.=10	0.060	446

注) 1. 回帰式は以下のモデル1-3である。それぞれのモデルのディスクロージャー・ダミー変数に、DR 1-3とDR 1-2およびDR 1の3つを使用した。  
 Model 1:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets$   
 Model 2:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets + \beta_4 5yJROA + \beta_5 5yJSales$   
 Model 3:  $COC = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 BETA + \beta_3 LnAssets + \beta_4 5yJROA + \beta_5 5yJSales + \beta_6 Y96 Dummy + \beta_7 Y97 Dummy + \beta_8 Y98 Dummy + \beta_9 Y99 Dummy + \beta_{10} Y00 Dummy$   
 2. 資本コストの推定には、1995-2000年の各年度6月末の株価と、『会社四季報・夏号』の予想経常利益（税引後）を用いた。  
 3. ディスクロージャー・ダミー変数(DiscDummy)は、以下のように定義される。  
 DR 1-3: 各年度・業種において3位以内の企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1-2: 各年度・業種において2位以内の企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1: 各年度・業種において1位の企業は1, 4位以下の企業は0  
 4. 上段は各変数の係数であり、下段括弧内はWhiteの標準誤差に基づくt値である。なお検定は全て両側検定で行っている。  
 \*\*\*1%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*10%水準で有意。  
 5. 全観測値数は、1995-2000年の6年間で合計557である。ただし異常値の影響を除くため、資本コストが99パーセンタイル以上と1パーセンタイル以下の観測値は除去した。  
 6. Breusch-Pagan テストの変数には各モデルの独立変数が用いられている。

そこでわれわれも、ディスクロージャー・ダミー変数に代えて、総合評価点による分析を試みた。ただし、総合評価点は一九九八—二〇〇〇年度のSAAJ報告書に示されているだけであり、観測値数は三三三に減少する。また、SAAJ報告書で説明されているように、ディスクロージャー評価の基準が業種ごとに異なるので、異業種企業の総合評価点をそのまま比較することはできない。異業種の評価点を比較可能にするため、本研究では、総合評価点を含む全ての変数を業種ごとに標準化した。

標準化済み総合評価点を用いた重回帰分析の結果が、図表8に要約されている。図表8ではモデル3の推定結果を示したが、データの入手可能な年数に合わせて、年度別ダミー変数を組み込んだ。図表8を見れば、総合評価点の係数は負の値であるが、t値は小さく統計的に有意ではない、ということが分かる。われわれは、さらに、①資本コストの異常値についてサンプルを除去する、②資本コストの推定時期(6月末と9月末)を変える、③資本コストの推定に用いる予想利益を変える、④変数の標準化を実施しない、という方法を適用して、それぞれの回帰式を推定した。しかし、いずれの場合も、総合評価点の係数について統計的に有意な結果は得られなかった。

これと同様の結果が、首川(二〇〇〇)においても示されている。すなわち、総合評価点の係数は負の値であるが、多くの場合、統計的に有意ではない。おそらく、サンプル数の制約と、変数を標準化する方法、あるいは資本コストと総合評価点の非線形性などが起因しているのであろう。

(1) 本節の総括と課題

ディスクロージャーに積極的な企業は、そのコストに見合うベネフィットを享受しているのだろうか。あるいは、ディスクロージャーに消極的な企業は、追加的なコストを負担しているのだろうか。われわれの研究目的は、このようなディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイトを分析すること

図表8 総合評価点を用いた重回帰式の推定結果

独立変数	総合評価点	BETA	LnAssets	5y ΔROA	5y Sales	Y00 Dummy	Y99 Dummy	Y00 Dummy	adj. R <sup>2</sup>	観測値
従属変数：資本コスト(四半報夏号、税引後経常利益)										
係数	-0.07	0.01	-0.17	0.05	0.02	-0.31		-0.25	0.042	323
(t値)	(-1.23)	(0.23)	(-2.95)***	(0.78)	(0.27)	(-2.32)**		(-1.80)		

注) 1. 回帰式はモデル3である。  
 Model 3:  $COC = \beta_0 + \beta_1 \text{DisclosureScore} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{LnAssets} + \beta_4 \text{5y} \Delta \text{ROA} + \beta_5 \text{5y} \Delta \text{Sales} + \beta_6 \text{Y99 Dummy} + \beta_7 \text{Y00 Dummy}$  である。  
 2. 資本コストの推定には、1995-2000年の各年度6月末の株価と、「会社四季報・夏号」の予想経常利益(税引後)を用いた。  
 3. 全ての変数は、業種ごとに標準化されている。  
 4. 上段は各変数の係数であり、下段括弧内はt値である。なお検定は全て両側検定で行っている。  
 5. \*\*\*1%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*10%水準で有意。  
 6. 観測値数は、1998-2000年で各々102, 108, 113である。また資本コストの異常値について、サンプルの除去は行っていない。  
 7. Breusch-Pagan テストの結果は、 $\chi^2 (d.f. 7) = 8.78$  (p値 0.268) であった。したがって、「誤差項の分散は均一である」という帰無仮説は棄却されなかった。なお、Breusch-Pagan テストの変数にはモデルの全ての独立変数を用いられている。

な企業が資本コストの低下というベネフィットを享受している、ということを示す頑健な証拠となる。あるいは、ディスクロージャーに消極的な企業が相対的に大きな資本コストを負担している、ということを示している。ここに、ディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイドの状況が観察されたのである。

ただし、われわれの実証研究にも検討すべき課題がいくつかある。第一に、資本コストの推定方法が挙げられる。R<sup>2</sup>に基づく資本コストの推定では、利益と配当を無限期間について予想しなければならないが、本研究では二期先までの予想数値を用いただけである。また、Dechow et al. (1999) と太田(2000)で示されているように、異常利益の持続性は企業によって異なるが、本研究ではターミナル・バリューの推定に当たって、その差異を無視し、あらゆる企業の持続係数が一であると仮定して資本コストを推定した。

Claus and Thomas (1999) と Easton et al. (2000) および Gebhardt et al. (2001) は、ターミナル・バリューの推定に当たって、①長期的な異常利益成長率はインフレーション率に等しい、②長期的な異常利益成長率は産業平均に帰着すると仮定し、インフレーション率などをターミナル・バリューの推定に適用したり、あるいは③長期的な異常利益成長率と資本コストを、株価・純資産額・予想利益から同時推定する、という方法を用いて、より正確な資本コストの推定を試みている。また Botosan and Plumlee (2000) は、様々なモデルから推定された資本コストの比較を行っている。われわれは、これらの先行研究を踏まえて推定モデルを改善し、より適切に資本コストを算定することが必要であろう。

第二に、SSA J 報告書の評価対象企業はすべて上場企業であり、しかも各産業を代表する大企業に偏っている、ということに注意しなければならない。したがって、本研究で明らかにされたディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイドの状況が、中小規模の企業にも観察されるとはかぎら

とにある。そして本節では、資本コストを調査対象にして、ディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイドを実証研究した。

その結果、SSA J 報告書において各業種三位以内に表彰されている企業の資本コストは、四位以下の企業よりも統計的に有意に小さい、ということが分かった。さらに、表彰されている企業の中でも、二位・一位というように、そのランキングが上がるにつれて資本コストはさらに低下する、という事実が観察された。

この資本コストとディスクロージャーの関係は、リスクと企業規模、長期的な収益性と成長性、および年度ごとのマクロ経済の影響を考慮しても、なお観察されたのである。さらに、①資本コストの推定時期を変える、②資本コストの推定に用いる予想利益を変える、③異常値の処理方法を変える、④誤差項の不均一分散に対処するためt値の推定方法を変える、という調査をしても結果は変わらなかった。われわれの得た結果には、頑健性が備わっている。

したがって、本研究は、ディスクロージャーに積極的

ない。その普遍的な状況を確認するには、実証研究を蓄積することが不可欠である。

第三に、資本コストの時系列分析の必要性が指摘されよう。本研究のリサーチ・デザインは、プールド・クロスセクションの回帰モデルである。したがって、各企業のディスクロージャー評価と資本コストに負の関係があるということは分かっても、ある企業がディスクロージャーを拡充させた結果、資本コストが時系列的に減少した、という確証を得ていない。そのためには、資本コストとディスクロージャー評価の時系列分析が必要である。しかし日本では現在、時系列分析を可能にする十分な年数のデータが得られない。今後データの蓄積を待つて、時系列回帰分析を実施したい。

注(1) 予想利益の頑健性テスト(図表5)および資本コストの異常値の処理に関する頑健性テスト(図表6)についても、誤差項の不均一分散を考慮し、Whiteの標準誤差に基づくt値を測定した。その結果、図表5および図表6のt値とWhiteのt値に大差はない、ということが判明した。

引用文献

Claus, J. and J. Thomas (1999), "The Equity Risk Premium Is Much Lower Than You Think It Is: Empirical Estimates from a New Approach." Working Paper, Columbia Business School.  
Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan (1999), "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model." Journal of Accounting and Economics 26, pp. 1-34.  
Easton, P., G. Taylor, P. Shroff, and T. Sougiannis (2000), "Empirical Estimation of the Expected Rate of Return on a Portfolio of Stocks." Working Paper, Ohio State University.  
Greene, W. H. (2000), Econometric Analysis, Fourth edition, Prentice-Hall.

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)  
(荻藤・専修大学専任講師) (木田・関西大学大学院博士課程)

古賀智敏・五十嵐剛夫 著

会計基準のグローバル化戦略

A 5判上製  
本体四〇〇〇円

国際会計基準の導入により、いかに会計基準の調和化を図るべきか、理論・制度及び実証の側面から解明する。また、グローバル投資環境の改善に向け、国際会計基準の導入と環境整備について総合的に考察する。

木下勝一 著

会計規準の形成

A 5判上製  
本体三六九円

ドイツでは法の権威に依る一方、現実柔軟に対応するため法の中に「正規の簿記の諸原則」を置き、その解釈で法を具体化を図る。この法を解釈する会計理論・学説が法を形成するというドイツ固有の特徴を解明。

加藤盛弘 著

一般に認められた会計原則

A 5判上製  
本体三三〇四円

今日、会計学の中心テーマは会計原則になっている。理論や実務とならんで、会計原則の研究が重視されているということである。本書は会計原則の典拠であるアメリカの会計原則のあり方とその機能を考察した。

平敷慶武 著

動的低価基準論

A 5判上製  
本体六三二円

現行会計の目的観が期間損益計算にあること、その観点から低価基準を一貫して考察するため現代会計のフレームワークの中で、低価基準を歴史的に追究、その特徴を明らかにした著者専生の著。

興津裕康 著

現代制度会計(改訂版)

A 5判上製  
本体二七〇〇円

会計の対象は現代社会での企業会計の実務であり、会計情報の中心となる財務諸表の作成と伝達が課題である。それらに焦点を当て制度的な側面との関わりを考察し、ある会計とあるべき会計を通じ全体像を探る。

\*消費税は別に加算されます。

牧浦健二著

## ドイツ資金計画論

A 5 判 上 製  
本体 四五〇〇円

資金運動計算を一九六〇年代以降ドイツを中心に展開された期間貸借対照表と資本運動計算を意味する運動貸借対照表とキャッシュ・フロー、正味流動資産などフォンド中心の個別企業計算制度のフォンド計算に大別した。

加藤盛弘著

## 現代の会計原則

A 5 判 上 製  
本体 三六八九円

改訂増補版 アメリカ現代会計実務の会計上の機能と、それらの実務を「一般的に認められた会計原則」にならざる実務として成立、確立させるにあたり、財務会計概念ステートメントが果たしている制度的、論理的機能を明らかにしたものである。

大西清彦著

## 財務公開思想の形成

A 5 判 上 製  
本体 四六〇〇円

本書は、アメリカにおける財務公開制度成立の契機を「トラスト問題」によつて引き起こされた競争秩序の再構築という営みの中に求め、資本主義経済システムにおける財務公開制度の意義をとらえ直そうと試みた。

五十嵐邦正著

## 現代静的会計論

A 5 判 上 製  
本体 六五〇〇円

ドイツ貸借対照表法を中心に現代静的会計論について論じた。第1部はドイツ貸借対照表法の全般的領域、商事貸借対照表、税務貸借対照表について、第2部は財務会計上静的会計論に関する側面について論じた。

合崎堅二監修

## 黒澤会計学研究

A 5 判 上 製  
本体 二〇〇〇円

執筆者一同による黒澤会計学の自由な評価をとおして、その現代的意義を明らかにすることを目的とし、黒澤の業績を会計学方法論、制度会計論、及び社会会計論の三つの観点から体系化し、分析・評価する。

\*初版紙は別に加算されます。

一 森 山 書 店

### 短期講座

## ディスクロージャーの戦略と効果(四)

須田 一幸・乙政 正太・松本 祥尚

首藤 昭信・太田 浩司

### 三 ディスクロージャーが負債コストに与える影響

前節では、企業のディスクロージャーが資本コスト (cost of equity capital) に与える影響を分析した。ディスクロージャーに積極的な企業の資本コストは、消極的な企業よりも有意に小さいことが判明し、ディスクロージャー・オポチュニティまたはディスクロージャー・デバイドの状況が観察されたのである。本節では、ディスクロージャーと負債コスト (cost of debt) の関係を調査する。社債発行における利率などの負債コストは、ディスクロージャーの優劣に影響されるのだろうか。もしそのような状況が観察されるのであれば、資本コストとは別の側面でディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイドが存在することになる。以下では、最初に先行研究の結果を確認し、続いてわれわれの実証研究を示す。

## (1) 先行研究の調査結果

前節で示したように、ディスクロージャーと資本コストの関係を分析したアメリカの実証研究は、A I M R 報告書におけるディスクロージャー評価を用いる場合が多い。ディスクロージャーと負債コストの関係を分析した Sengupta (1998) も、A I M R の前身である証券アナリスト協会 (Financial Analysts Federation) の報告書 (以後 F A F 報告書と略称) におけるディスクロージャー評価を用いている。

Sengupta (1998, p. 466) は、一九八七年から一九九一年までの F A F 報告書におけるディスクロージャー評価対象企業 (五九九社) の中から、①金融業以外の企業、②当該年度に社債を発行した企業、③ *Compustat* と *CRSP* から必要なデータをすべて入手できる企業 (二四社) をサンプルとして抽出した。そして、(a) サンプル企業のディスクロージャー評価点とその企業が発行した社債の格付けとの関係、(b) ディスクロージャー評価点と社債発行における負債コストの関係、(c) 証券価格の不確実性がディスクロージャーと負債コストの関係に及ぼす影響、を分析したのである。

ただし、社債の格付けと負債コストに影響を与える要因は、ディスクロージャー以外にも存在することに注意しなければならない。そこで Sengupta (1998, p. 463) は、ディスクロージャー以外で負債コストなどに影響を及ぼす要因を識別し、それらをコントロール変数として同時に分析することにした。コントロール変数の影響を所与としても、なおディスクロージャー評価点に負債コスト (格付け) の説明力があれば、ディスクロージャーと負債コスト (格付け) の関係を示す確かな証拠となる。コントロール変数は、①発行された債券の諸条件、②市場全体の状況、③起債会社の状況、を代理するものが選択された。①は社債の発行価額や償還期限などであり、②は国債の利回りなどが使用され、③には起債会社の負債比率やインタレスト・カバレッジ・レシオなどが用いられた。

最初に Sengupta (1998) は、前記 (a) の調査を行った。すなわち、ディスクロージャー評価点とコントロール変数を独立変数にし、社債の格付けを従属変数とした回帰式を推定したのである。社債の格付けをデフォルト・リスクの代理変数と考えれば、この分析は、ディスクロージャー評価点とデフォルト・リスクの関係を調べ、コントロール変数がデフォルト・リスクを反映しているか否かを判断することになる。

調査の結果、ディスクロージャー評価点とコントロール変数は、社債の格付けと有意に関係していることが分かった (Sengupta, 1998, p. 471)。つまり、選択したコントロール変数はデフォルト・リスクを反映しており、その変数を所与としても、ディスクロージャー評価点にデフォルト・リスクの追加の説明力がある、ということである。質の高いディスクロージャーをしている企業ほどデフォルト・リスクが小さい、と解釈される (Sengupta, 1998, p. 472)。

ディスクロージャー評価点とコントロール変数がデフォルト・リスクに結びついているのであれば、ディスクロージャー評価点およびコントロール変数は負債コストと関連しているはずである。このような発想のもとで、Sengupta (1998) は (b) の分析を試みた。すなわち、ディスクロージャー評価点とコントロール変数が独立変数で、負債コストが従属変数である回帰式を設け、その回帰式をサンプル企業について推定したのである。負債コストは、社債の応募者利回り (yield to maturity on new debt issues) と利子費用総額 (total interest cost of new debt issues) で測定された。

Sengupta (1998, p. 472) による推定結果は、二つの負債コスト測定値のどちらを用いても、ディスクロージャー評価点の係数が統計的に有意な負の値となった。ディスクロージャー評価点は、コントロール変数を所与としても負債コストに負の影響を与えたのである。この調査結果は、質の高いディスクロージャーをしている企業ほど負債コストが小さい、ということを示す強力な証拠となる。



図表9 年度別サンプル数と発行された社債の種類

年度	SSAJ 報告書評価 対象企業	普通社債発行	転換社債発行	フロント債発行	サブリンク債発行	サンプル数
1995	59	22	3	0	0	25
1996	80	26	8	0	0	34
1997	95	37	0	0	0	37
1998	102	47	1	0	0	48
1999	108	27	2	2	2	31
合計	444	159	14	2	2	175

注) 1. サンプルは、SSAJ 報告書の公表年度に社債を発行した企業である。対象とする社債発行は、当該年度における最初の発行債券とする。なお業種別対応型 (インセンティブ) 報酬システムとして発行されたフロント債はサンプルから除外した。  
2. 社債発行に関するデータは「商法事務 増資白書」(No.1427, 1461, 1495, 1530, 1564) から収集した。

(3) ディスクロージャー・ダミー変数

ディスクロージャーの優劣を判断するため、第二節と同様に S A J 報告書のディスクロージャー評価を使用する。ただし、ディスクロージャーの総合評価点ではなく、以下のようなディスクロージャー・ダミー変数を用いた。ダミー変数を適用すれば、一七五社のデータをすべて分析することが可能になるからである。

- DR1-1: 各年度・業種において三位以内に入っている企業は一、四位以下の企業はゼロで示す
- DR1-2: 各年度・業種において二位以内に入っている企業は一、四位以下の企業はゼロで示す
- DR1-3: 各年度・業種において一位の企業は一、四位以下の企業はゼロで示す

(4) 社債の格付けと負債コストの測定

本節では、ディスクロージャーの優劣が社債の格付けと負債コストに与えた影響を分析する。社債の格付けはデフォルト・リスクを反映しており (Sengupta, 1998)、そして、ディスクロージャーの優劣が社債の格付けと関連し、デフォルト・リスクを左右するのであれば、その帰結として負債コストに影響を及ぼすであろう、という連繋である。

最後に Sengupta (1998) は、前記(c)の調査をした。すなわち、証券価格のボラティリティ(1)が大きい企業のディスクロージャー評価点を識別し、それを独立変数として(b)の回帰式に追加したのである。回帰式を推定した結果、追加した係数は統計的に有意な負の値になった。これは「負債コストとディスクロージャーの関係は、証券価格の不確実性が大きい場合ほど強固になる」(Sengupta, 1998, p.461) という仮説を支持している。

以上の実証研究により Sengupta (1998) は、(a)ディスクロージャーの質が高い企業ほど良い格付けを獲得する、(b)ディスクロージャーの質が高い企業ほど負債コストは小さい、(c)証券価格の不確実性が大きい場合ほど、ディスクロージャーと負債コストの関係は強固になる、という証拠を提示したのである。同じようなことが日本企業についても観察されるのだろうか。以下で、われわれの実証研究を説明しよう。

(2) サンプルの選択

本研究のサンプルを選択した手順は次のとおりである。すなわち、①一九九五年度から一九九九年度までの S A J 報告書における評価対象企業 (延べ四七七社) の中から、銀行業と合併消滅企業を除いた四四四社を抽出する、②四四四社の中から、S A J 報告書で評価対象となった年度に社債を発行した企業一八〇社を抽出する、そして③一八〇社の中から、分析に必要なすべての財務データが入手可能な企業を、一七五社抽出したのである。

本研究では、この一七五社をサンプルとして、ディスクロージャーと格付けおよび負債コストの関係を分析する。図表9に、年度別のサンプル数と発行された社債の種類を示した。図表9を見ると、社債発行が年を経るにつれて増加し、普通社債の発行が全体の九一%を占めていることが分かる。特定の年度にサンプルが密集しているということはない。

本研究で用いる社債の格付けは、SAAJ報告書の公表年度において、サンプル企業が最初に発行した社債の格付けである。社債の格付けデータは各年度の『商事法務 増資白書』から入手した。その社債の格付けがAAAであれば一、AAならば二、Aならば三、BBBであれば四を割り当てる。

負債コストは、発行された社債の応募者利回りで測定する。すなわち、SAAJ報告書の公表年度において、サンプル企業が最初に発行した社債の応募者利回りである。応募者利回りは、「新発債の応募者がその社債を償還期限まで所有すると仮定した場合の年利回り」と定義され、通常、次のようにして計算される(語井、一九八九)。応募者利回りを計算するデータは、各年度の『商事法務 増資白書』から入手した。

$$\text{応募者利回り} = \frac{\text{発行価格} \times \text{償還率} + \text{発行価格} - \text{発行価格}}{\text{発行価格} \times \text{期間}}$$

### (5) コントロール変数

社債の格付けと負債コストに影響を与える要因は、ディスクロージャー以外にも存在する。Sengupta (1998) は、①社債の発行条件と②市場全体の動き、および③起債会社の状態が、格付けと負債コストを左右すると考えた。そして、それぞれの代理変数をコントロール変数として選定し、ディスクロージャー評価点とコントロール変数を同時に分析したのである。

本研究では、①社債の発行条件を示す変数として、発行価額と償還期限および社債の種類をコントロール変数にする。さらに、②市場全体の動きを示す変数として、国債の利回りをコントロール変数にする。すなわち、サンプル企業が発行した社債と同年度同月に発行された国債で、かつ償還期限が同じ国債の利回りを用了。同じ発行月と償還年度の国債がない場合は、最も条件に近い国債のデータを使用した。また③起債

会社の状態を示す変数として、社債を発行した年度の前期末における総資産額と負債比率、売上高経常利益率およびインタレスト・カバレッジ・レシオをコントロール変数として選択した(図表10を参照)。

なお、社債の発行価額と償還期限および社債の種類については、『商事法務 増資白書』(No.1427, No.1461, No.1495, No.1530, No.1564) からデータを収集し、国債に関するデータは『国債統計年報』と『証券業報』から入手した。総資産額などの財務データは『日経NEEDS』から得た。

これらコントロール変数の影響を前提にしても、ディスクロージャー評価点が格付けと負債コストについて追加的な説明力があれば、ディスクロージャーと格付けおよび負債コストの関係を示す確かな証拠となる。それを分析するために設けたモデルを、次に説明しよう。

### (6) モデルの設定

社債の格付けとディスクロージャーの関係を分析するモデル(格付けモデル)と、負債コストとディスクロージャーの関係を分析するモデル(負債コストモデル)を左記のように設定した。

[格付けモデル]

$$\text{RATE} = \beta_0 + \beta_1 \text{DiscDummy} + \beta_2 \text{DER} + \beta_3 \text{MARGIN} + \beta_4 \text{INCR} + \beta_5 \text{LnAssets} + \beta_6 \text{BSize} + \beta_7 \text{MATUR} + \beta_8 \text{GBond}$$

[負債コストモデル]

$$\text{YIELD} = \beta_0 + \beta_1 \text{DiscDummy} + \beta_2 \text{DER} + \beta_3 \text{MARGIN} + \beta_4 \text{INCR} + \beta_5 \text{LnAssets} + \beta_6 \text{BSize} + \beta_7 \text{MATUR} + \beta_8 \text{WARRANT} + \beta_9 \text{CONVERT} + \beta_{10} \text{GBond}$$

ただし、RATE: 社債の格付け (AAA=1, AA=2, A=3, BBB=4)

YIELD: 社債の応募者利回り

DiscDummy: ディスクロージャー・ダミー変数

図表 10 変数の記述統計量と定義

変数	平均	標準偏差	最小値	1Q	中央値	3Q	最大値
YIELD	2.158	0.693	0.100	1.900	2.210	2.600	3.602
DiscDummy	0.350	0.478	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
DER	374.806	322.415	35.750	153.710	258.685	493.590	1416.710
MARGIN	2.547	3.349	-3.740	0.550	2.000	3.370	28.850
INCR	7.364	23.292	0.240	1.380	2.640	4.300	217.810
LnAssets	14.143	0.866	12.001	13.476	14.332	14.946	15.779
BSize	2.647	0.062	2.485	2.601	2.662	2.704	2.759
MATUR	6.607	3.200	2.000	5.000	6.000	7.000	20.000
GBond	1.760	0.706	0.471	1.282	1.808	2.263	3.313
RATE	2.436	0.609	1.000	2.000	2.000	3.000	4.000

パネル A: 記述統計量

パネル B: 変数の定義  
 YIELD: SAAJ 報告書の公表年度に、サンブル企業が最初に発行した社債の応募者利回り。  
 DiscDummy: DR 1-3 のディスクロージャー・ダミー変数。  
 DER: 負債比率 = (負債合計 - 特定引当金合計) / 自己資本 × 100  
 MARGIN: 売上高経常利益率 = 経常利益 / 売上高 × 100  
 INCR: インタレスト・カバレッジ・レシオ = (営業利益 + 受取利息引料) / 支払利息引料  
 LnAssets: 総資産額を対数変換した値。  
 BSize: 社債の発行価額を対数変換した値。  
 MATUR: 社債の償還期限。  
 WARRANT: 発行した社債が新株引受権付社債であれば 1、そうでなければ 0。  
 CONVERT: 発行した社債が転換社債であれば 1、そうでなければ 0。  
 GBond: 国債の利回り。各企業が発行した社債と同年度・同月に発行された国債で、かつ同じ償還期限を有する国債の利回りを適用。発行月・償還年度の同じ国債がない場合、最も条件に近い国債の利回りにした。  
 RATE: AAA=1, AA=2, A=3, BBB=4 として数値化した。

図表 11 変数の相関係数

	YIELD	Disc Dummy	DER	MARGIN	INCR	LnAsst	BSize	MATUR	GBond	RATE
YIELD	1									
Disc Dummy	-0.048	1								
DER	0.200	0.038	1							
MARGIN	-0.220	-0.100	-0.395	1						
INCR	-0.170	-0.089	-0.225	0.618	1					
LnAsst	0.184	0.144	0.448	-0.440	-0.220	1				
BSize	-0.036	-0.080	-0.108	-0.012	0.080	0.257	1			
MATUR	0.280	0.028	-0.122	0.198	0.016	0.023	0.109	1		
GBond	0.292	0.015	0.086	-0.005	-0.183	0.190	0.232	0.523	1	
RATE	-0.078	-0.196	0.139	-0.027	-0.148	-0.442	-0.327	-0.287	-0.433	1

DER: 負債比率

MARGIN: 売上高経常利益率

INCR: インタレスト・カバレッジ・レシオ

LnAssets: 総資産額を対数変換した数値

BSize: 社債の発行価額を対数変換した数値

MATUR: 社債の償還期限

WARRANT: 社債が新株引受権付社債ならば 1、それ以外は 0

CONVERT: 社債が転換社債ならば 1、それ以外は 0

GBond: 国債の利回り

格付けモデルを推定し、その結果 DiscDummy とコントロール変数の係数が統計的に有意であれば、それぞれがデフォルト・リスクと関係していることになる。とすれば、コントロール変数を負債コストモデルに組み込むことが正当化され、かつ、デフォルト・リスクに関連する DiscDummy は負債コストを左右する、と予想される。そこで負債コストモデルが設けられる。

負債コストモデルを推定した結果 DiscDummy の係数が有意な負の値であれば、ディスクロージャー評価が高い企業ほど負債コストは小さい、と解釈されよう。これは、コントロール変数を所与としても DiscDummy に追加的な負債コスト説明力があることを示しており、ディスクロージャーと負債コストの関係を示す強力な証拠となるであろう。

### (7) 記述統計量と相関係数

格付けモデルと負債コストモデルで使用する変数の算定方法と記述統計量を、図表 10 に要約した。図表 10

図表 12 ディスクロージャー評価と社債発行

評価対象企業 (N=444)	ディスクロージャー優良企業			
	4位以下企業 (N=318)	1位企業 (N=42)	1位2位企業 (N=84)	1位~3位企業 (N=126)
起債企業数 (比率)	180 (40.54%)	19 (45.24%)	41 (48.81%)*	63 (50.00%)*

注) SAAJ 報告書の公表年度に社債を発行した企業をディスクロージャー評価ごとに集計し、ディスクロージャー優良企業と4位以下企業について、比率の差の検定を行った。  
\*\* 5%水準で有意。

わち、ディスクロージャー評価の高い企業と低い企業における起債件数を集計し、起債比率の差について有意性検定を実施したのである。その結果を図表12に要約した。

図表12で示したように、ディスクロージャー評価対象企業の全体における起債比率は四〇・五四%であり、ディスクロージャー評価が一位から三位までの企業における起債比率は五〇・〇〇%、ディスクロージャー評価が四位以下の企業の起債比率は三六・七九%であった。起債比率の五〇・〇〇%と三六・七九%の差は5%水準で有意である。これは、ディスクロージャー評価の高い企業が社債を発行する確率は、ディスクロージャー評価の低い企業よりも大きい、ということを示唆している。

では、なぜこのようなことが観察されるのか。ディスクロージャー評価の高い企業ほど、高い格付けを獲得し小さいコストで起債できるため、多くの社債を発行する、という結びつきが考えられる。次号の重回帰分析により、それぞれの推論について適否を判断する。

のパネルAを見れば、国債の利回り(GoBd)の平均が一・七六で、負債コスト(YIELD)の平均は一・一五であることが分かる。第二節で示した図表3によれば、資本コストの平均は三・〇一であった。それぞれリスクに応じてリターンも増加していることが観察される。

各変数の相関係数を図表11に示した。図表11によれば、負債コストとディスクロージャー・ダミー変数、売上高経常利益率、インタレスト・カバレッジ・レシオ、格付けの相関係数は負の値である。これは、ディスクロージャー評価と利益率および支払能力が高く、格付けが上位の企業ほど、負債コストが小さいということを示している。また、負債コストと社債の償還期限、国債の利回り、負債比率の相関係数は正の値になった。これは、安全性の低い企業が国債利回りの高い年度に償還期限の長い社債を発行すると、負債コストが高くなるということを示唆している。

格付けの相関係数に目を転ずると、格付けとディスクロージャー・ダミー変数、売上高経常利益率、インタレスト・カバレッジ・レシオ、資産総額の相関係数は負の値である。これは、ディスクロージャー評価と利益率および支払能力が高く、規模の大きい企業ほど、社債の格付けが上位になるということを暗示している。また、格付けと負債比率の相関係数は正の値になった。これは、安全性の低い企業が発行する社債の格付けは下位になる、ということを示している。

注意すべきは、DERとLnAssets, MARGINとINCR、およびMATURとGoBdの相関係数が比較的大きいことである(それぞれ0.44, 0.61, 0.52)。ともすれば、重回帰分析で多重共線性の問題が発生するかもしれない。その可能性を考慮した分析が必要となる。

#### (8) ディスクロージャー評価と社債発行

われわれは最初に、SAAJ報告書におけるディスクロージャー評価と社債発行の関係を分析した。すな

注

- (1) Sengupta (1998, p. 64) は、証券価格のボラティリティを示す変数として、日次株式リターンの標準偏差を用いた。  
 (2) 相関分析だけでこのような解釈をするのは早計であろう。分析から除外された他の変数の影響により、有意な相関が観察される場合があるからである。次号で示すように、他の変数を含めて重回帰分析を実施すべきである。われわれが重回帰分析を行ったところ、この相関分析と整合的な結果を得た。格付けの相関係数についても同様である。

引用文献

諸井勝之助 (一九八九) 『経営財務講義』東京大学出版会。

Sengupta, P. (1998), "Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt," *The Accounting Review* 73-4, pp. 459-474.

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)

(首藤・専修大学専任講師) (太田・関西大学大学院博士課程)

中村美智夫 編著

現代簿記

A 5判上製  
 本体三三九八円

本書は、複式簿記の原理と仕組を理論と実務の両面から習得することを念頭におき、豊富な例題、練習問題をもつて理解できるようにした。大学における簿記教科書として執筆したものである。

内川菊義・中村義彦 編著

簿記

A 5判上製  
 本体三七八六円

簿記に関する基礎的な説明から始め、より複雑な取引を扱い、高度な簿記上の問題を取りいれ、区切れごとに決算手続きを挿入し簿記の体系化を企む。大学の簿記教科書として実務を念頭に執筆。

鵜飼哲夫・中村義彦 編著

簿記イントロダクション

A 5判上製  
 本体二五〇〇円

簿記に関する基礎知識を得ようとする人々に出来るだけ簿記実務を念頭におき、著者の簿記教育における経験と簿記に対する考えに基づいて、より分かりやすく理解出来ることに配慮して執筆した。

石川純治 著

経営情報と簿記システム(3訂版)

A 5判上製  
 本体二八〇〇円

「複式簿記とは何であり、何でありうるか」という問いにさまざまな角度から答えた。読者は、簿記の常識・通念の根本的に関し「思考する簿記」の知的面白さを十分に体得し、新たな洞察を得ることが出来るだろう。

泉谷勝美 著

簿記会計通論

A 5判上製  
 本体二九〇〇円

簿記会計のしくみと簿記会計に関するきわめて一般的な重要事項を中心に解説し、それぞれの簿記会計問題に関する過去と現代を対比し、豊富な例題と練習問題を付して容易に理解できるように執筆した。

\*消費税は別に加算されます。

学』白桃書房、一九九二年。

浅野哲・中村二郎『計量経済学』有斐閣、二〇〇〇年。

伊藤邦雄『会計制度のダイナミズム』岩波書店、一九九六年。

——『コーポレート・ガバナンスと会計・企業評価』『企業会計』第五〇巻第四号、一九九八年四月。

岡部孝好『会計報告の理論』森山書店、一九九四年。

加賀谷哲之『裁量的会計発生処理額と市場評価』『橋論叢』第一二二巻第五号、一九九九年一月。

中條祐介『コーポレート・ガバナンスと会計政策——メインバンクの変遷を中心として』『企業会計』第四三巻第九号、一九九一年九月。

中野誠『コーポレート・ガバナンスと会計行動——メインバンク・テイクオーバーに見る「従業員主権モデル」の有効性の分析』『経済と貿易』第二七二号、一九九六年。

野間幹晴『利益平準化の二つの方法と資本コストの関係——デリバティブと会計政策の相対的影響』『橋論叢』第一二五巻第五号、二〇〇一年五月。

須田一幸・首藤昭信『経営者の利益予測と裁量的会計行動』『産業経理』第六一卷第二号、二〇〇二年七月。

浜本道正『日本企業の株主構成と会計政策——米国との比較を通じて』『会計』第二四三巻第五号、一九九三年五月。

(本稿の執筆にあたって、伊藤邦雄教授、花枝英樹教授、三隅隆司助教授、小西大助教授、中條祐介助教授、加賀谷哲之専任講師より貴重なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。)

(筆者：横浜市立大学専任講師)

## 短期講座

### ディスクロージャーの戦略と効果(五)

須田 一幸・乙政 正太・松本 祥尚

首藤 昭信・太田 浩司

#### 三 ディスクロージャーが負債コストに与える影響

##### (9) ディスクロージャー評価と社債格付け

前号で、ディスクロージャー・ダミー変数と社債格付けの相関係数が負の値であることを示した。しかし、相関分析だけでディスクロージャーと格付けの関係を判断することはできない。格付けに影響を及ぼす他の要因をコントロールしていないからである。

そこでわれわれは前号で示したように、七つのコントロール変数を入れた重回帰モデルを設定した。社債の格付けが重回帰モデルの従属変数であり、AAA1、AA12、A13、BBB14で示される。

これは離散値をとる順序変数であるため、線形回帰モデルはもとより、通常の変項プロビット・ロジットモデル (Multinomial logit and probit model) も回帰式の推定に使えない。単なるグルーピングではなく、格付

けという順序を分析するには、順序プロビット・ロジットモデル (ordered probit and logit model) を用いるべきだ、と主張されている (Greene, 2000, p. 875)。

本研究では、順序プロビットモデルを適用して、前号で示した重回帰式 (格付けモデル) を推定した(1)。その結果が図表13に示されている。

① 順序プロビットモデルによる推定結果

次頁の図表13によれば、ディスクロージャー・ダミー変数にDR1-3を用いた場合の係数はマイナス0.694であり、DR1-2を用いた場合の係数はマイナス0.893、DR1を用いた場合の係数はマイナス0.756である。t検定の結果、いずれも1%水準ないし5%水準で有意になった。モデルの適合度を示すMcFaddenのR<sup>2</sup> (尤度比指標) は、ディスクロージャー・ダミー変数にDR1-3を用いたモデルで0.414である。

この結果は、ディスクロージャーの評価が高い企業ほど、社債の格付けが上位になるということを示している。注目すべきは、この関係が、①社債の発行条件を示す変数、②市場全体の動きを反映した変数、③起債会社の状態を示す変数の影響を考慮しても、なお観察されるということである。

また、上記①②③のコントロール変数についても、興味深い結果が得られた。図表13を見れば、INCRとLnAssetおよびGBondの係数が1%水準で有意な負の値になっていることが分かる。これは、インタレスト・カバレッジ・レシオの高い大規模な企業が、国債利回りが大きい時期に社債を発行すれば、その社債は上位に格付けされる傾向がある、ということを示している。また、DERの係数は1%水準で有意な正の値になった。これは、負債比率の大きい企業ほど、社債の格付けが下位になるということである。

図表13 社價格付けとディスクロージャー評価に関する順序プロビット分析

独立変数	定数項	Disc Dummy	DER	MARGIN	INCR	LnAssets	BSize	MATUR	GBond	McFadden's R <sup>2</sup>
従属変数：社價格付け (RATE)										
DR 1-3	21.10	-0.694	0.002	0.140	-0.031	-1.140	-0.019	-0.052	-1.014	0.414
	(t値) (6.368)***	(-3.457)***	(4.948)***	(2.158)**	(-4.411)***	(-5.422)***	(-0.100)	(-1.507)	(-3.960)***	
	[p値] [.000]	[.001]	[.000]	[.031]	[.000]	[.000]	[.920]	[.132]	[.000]	
DR 1-2	20.33	-0.893	0.002	0.169	-0.033	-1.027	-0.110	-0.091	-0.931	0.413
	(t値) (5.608)***	(-3.549)***	(4.400)***	(2.530)**	(-4.416)***	(-4.711)***	(-0.532)	(-2.412)**	(-3.252)***	
	[p値] [.000]	[.000]	[.000]	[.011]	[.000]	[.000]	[.595]	[.016]	[.001]	
DR 1	19.33	-0.756	0.002	0.173	-0.032	-0.957	-0.202	-0.070	-0.904	0.389
	(t値) (4.958)***	(-2.107)**	(4.256)***	(2.714)***	(-4.499)***	(-3.988)***	(-0.961)	(-1.680)*	(-2.867)***	
	[p値] [.000]	[.035]	[.000]	[.007]	[.000]	[.000]	[.337]	[.093]	[.004]	

注) 1. 回帰モデルは以下のようになる。各変数の定義については図表10を参照。RATEはAAA, AA, A, BBBの格付けをそれぞれ1, 2, 3, 4と数値化した。

$$RATE = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 DER + \beta_3 MARGIN + \beta_4 INCR + \beta_5 LnAssets + \beta_6 BSize + \beta_7 MATUR + \beta_8 GBond$$

- 2. DiscDummy変数は以下のように定義されている。  
 DR 1-3企業：各年度・業種において3位以内の企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1-2企業：各年度・業種において2位以内の企業は1, 4位以下の企業は0  
 DR 1企業：各年度・業種において1位の企業は1, 4位以下であれば0
- 3. 観測値はDR 1-3=158, DR 1-2=137, DR 1=118である。

4. 上段は各変数の係数であり、下段括弧内はそのt値を載せている。なお検定は全て両側検定で行なっている。  
 \*\*\* 1%水準で有意 \*\* 5%水準で有意 \* 10%水準で有意

② マージナル効果の測定

順序プロビットモデルの分析により、ディスクロージャーの評価が高い企業ほど、社債の格付けが上位になる、ということが判明した。しかし、ディスクロージャー評価が社債の格付けに与える影響の程度(弾性

る確率は0.01%から0.11%に増加する(プラス0.10%)ことを示している。

ディスクロージャー・ダミー変数にDRI<sub>1</sub>とDRI<sub>2</sub>を用いた場合も、ほぼ同様の結果が得られた。これらの結果を総合すると、ディスクロージャー評価が社債格付けに与える影響は、A格債とAA格債について特に顕著であるといえよう。

(10) 負債コストとディスクロージャー評価

われわれは、ディスクロージャー評価の高い企業ほど、社債の格付けが上位になる、という証拠を得た。コントロール変数の多くが格付けと関係していることも明らかになった。格付けはデフォルト・リスクを反映している(Sengupta, 1998)ので、ディスクロージャー評価とコントロール変数はデフォルト・リスクに影響を及ぼしたことになる。したがって、ディスクロージャー評価とコントロール変数は負債コストを左右する、と推測される。

この推測の適否を判断するために、われわれは、前号で示した負債コストモデルを設定し、その回帰式を推定した。推定の結果が図表15に示されている。

① 重回帰分析の結果

次頁の図表15によれば、DRI<sub>3</sub>を用いた場合のDiscDummyの係数はマイナス0.177であり、DRI<sub>2</sub>を用いたときはマイナス0.201、DRI<sub>1</sub>を用いた場合の係数はマイナス0.232である。いずれも、1%水準で有意になった。

われわれは、ディスクロージャー評価の順位が上がるにつれて、係数の負の値も大きくなっていることに注目したい。これは、(a)ディスクロージャー評価の順位が三位以内の企業は、四位以下の企業よりも負債コストが約0.17%小さく、(b)ディスクロージャー評価の順位が二位以内の企業は、四位以下の企業よりも

値や限界傾向)は分からない。そこでわれわれは、ディスクロージャー・ダミー変数の社債格付けに対するマージナル効果(Marginal effect)を調査した。

マージナル効果の測定方法は、独立変数が連続型変数と離散型変数の場合で異なる(Greene, 2000, p.879)。本研究では、プロビットモデルで離散型独立変数(ディスクロージャー・ダミー変数はこれに該当する)を用いた

場合のマージナル効果を測定した(2)。その結果が図表14に要約されている。

図表14を見ると、ディスクロージャー・ダミー変数にDRI<sub>3</sub>を用いた場合のマージナル効果が、BBBについてマイナス0.35%、Aについてマイナス三三.11%、AAについて三三.36%、AAAについて0.10%であることが分かる。

これは、ある企業のディスクロージャー・ダミー変数がゼロから一に変化する(ディスクロージャー評価で三位以内に入る)と、①その企業の社債格付けがBBBである確率は0.39%から0.04%へ減少し(マイナス0.35%)、②社債格付けがAである確率は四一.50%から一八.39%へ減少する(マイナス二三.11%)、③その企業の社債格付けがAAである確率は五八.10%から八一.46%に増加し(プラス二三.36%)、④社債格付けがAAAであ

図表14 社債格付けに対するディスクロージャー・ダミー変数のマージナル効果

社債格付け	BBB	A	AA	AAA
DR1-3 企業	0.04%	18.39%	81.46%	0.11%
DR1-3 その他の企業	0.39%	41.50%	58.10%	0.01%
Marginal Effect	-0.35%	-23.11%	23.36%	0.10%
DR1-2 企業	0.03%	12.42%	87.44%	0.11%
DR1-2 その他の企業	0.50%	39.27%	60.23%	0.00%
Marginal Effect	-0.47%	-26.85%	27.21%	0.11%
DR1 企業	0.06%	16.56%	83.21%	0.17%
DR1 その他の企業	0.64%	40.89%	58.46%	0.01%
Marginal Effect	-0.58%	-24.34%	24.76%	0.16%

注)本研究では、ディスクロージャー・ダミー変数のマージナル効果をデータ平均値において算定している。



図表 15 負債コストとディスクロージャー評価に関する重回帰分析

独立変数	定数項	Disc Dummy	DER	MARGIN	INCR	LnAsset	BSize	MATUR	WARRANT	CONVERT	GBond	Adj. R <sup>2</sup>
従属変数：負債コスト (YIELD)												
DR 1-3	3.318	-0.177	0.000	0.010	-0.004	-0.170	0.055	0.052	-1.328	-2.304	0.415	0.782
	(t 値) (6.919)***	(-3.425)***	(3.823)***	(0.890)	(-2.764)***	(-4.299)***	(1.398)	(5.666)***	(-5.385)***	(-20.38)***	(9.285)***	
	[p 値] [.000]	[.001]	[.000]	[.375]	[.006]	[.000]	[.164]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	
DR 1-2	3.342	-0.201	0.000	0.013	-0.004	-0.173	0.066	0.052	-1.327	-2.353	0.400	0.791
	(t 値) (6.527)***	(-3.353)***	(3.606)***	(1.128)	(-3.031)***	(-4.168)***	(1.658)	(5.513)***	(-5.454)***	(-20.06)***	(8.184)***	
	[p 値] [.000]	[.001]	[.000]	[.261]	[.003]	[.000]	[.100]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	
DR 1	3.505	-0.232	0.000	0.012	-0.004	-0.175	0.040	0.056	-1.345	-2.283	0.369	0.787
	(t 値) (5.833)***	(-2.752)***	(3.598)***	(0.986)	(-2.872)***	(-3.604)***	(0.943)	(5.176)***	(-5.348)***	(-17.88)***	(6.529)***	
	[p 値] [.000]	[.007]	[.000]	[.326]	[.005]	[.000]	[.348]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	

注) 1. 回帰モデルは以下になる。各変数の定義については図表 10 を参照。

$$YIELD = \beta_0 + \beta_1 \text{DiscDummy} + \beta_2 \text{DER} + \beta_3 \text{MARGIN} + \beta_4 \text{INCR} + \beta_5 \text{LnAsset} + \beta_6 \text{BSize} + \beta_7 \text{MATUR} + \beta_8 \text{WARRANT} + \beta_9 \text{CONVERT} + \beta_{10} \text{GBond}$$

2. DiscDummy 変数は以下のように定義されている。

DR 1-3 企業：各年度・業種において 3 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0

DR 1-2 企業：各年度・業種において 2 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0

DR 1 企業：各年度・業種において 1 位の企業は 1, 4 位以下であれば 0

3. 上段は各変数の係数であり、下段括弧内はその t 値を載せている。なお検定は全て両側検定で行なっている。

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

4. 全観測値数は 1995 年から 1999 年の 5 年間で合計 175 である。ただし異常値の影響を除くため、YIELD が 99.5 パーセント以上と 0.5 パーセント以下の観測値は除外した。その結果、DR 1-3 の観測値は 173 であり、DR 1-2 は 151, DR 1 が 131 になった。

負債コストが約 0.21% 小さく、そして (c) ディスクロージャー評価の順位が一位の企業は、四位以下の企業よりも負債コストが約 0.23% 小さい、ということを示している。

また、自由度調整済み決定係数 (Adj. R<sup>2</sup>) は、DR 1-3 を用いたモデルについて 0.782 となり、DR 1-2 を用いたモデルで 0.791、そして DR 1 を用いたモデルでは 0.787 になった。これは十分に大きな値であり、モデルの当てはまりの良さを示している。興味深いのは、本研究と同様の調査を行なった Sen Gupta (1998) のモデルにおける自由度調整済み決定係数が 0.75 と 0.78 になり、われわれの結果と酷似している点である。

コントロール変数については、INCR と LnAsset, WARRANT および CONVERT の係数が 1% 水準で有意な負の値になった。これは、インタレスト・カバレッジ・レシオの高い大規模な企業ほど、社債の負債コストが小さく、発行された社債がワラント債または転換社債の場合は、さらに負債コストが小さくなる、ということを示している。また、DER と MATUR および GBond の係数は 1% 水準で有意な正の値になった。これは、負債比率の大きい企業が償還期限の長い社債を国債利回りの高い時期に発行すれば、相対的に多くの負債コストを負担する傾向がある、という意味である。

以上、負債コストモデルを分析した。その結果、ディスクロージャーの評価が高い企業ほど、負債コストは小さいということが判明した。この関係は、① 社債の発行条件を示す変数 (償還期限など)、② 市場全体の動きを反映した変数 (国債利回り)、③ 起債会社の状態を示す変数 (負債比率など) の影響を考慮しても、なお観察されるのである。

## ② 不均一分散に関する頑健性テスト

図表 15 で示した重回帰式の推定結果は、回帰式における誤差項の分散が均一であることを仮定している。

もし分散の不均一性 (heteroscedasticity) が甚大であれば、その影響を考慮しない限り、回帰係数の有意性検定は不適切なものとなる。本研究の先行研究となる Sengupta (1998) は、不均一分散を検証するために Breusch-Pagan 検定を行ない、分散の不均一性が存在することを示した。本研究でも同様の検定を行ったところ、ディスクロージャー・ダミー変数に DR1-3 を用いたモデルと DR1 を用いたモデルについて、「誤差項の分散は均一である」という帰無仮説が 5% 水準で棄却されたのである (検定統計量は図表 16 に示した)。

そこでわれわれは、分散の不均一性に対処した White の標準誤差に基づく t 値を用いて、回帰係数の有意性検定を行った。その結果が次頁の図表 16 に要約されている。図表 16 を見れば、White の標準誤差に基づく t 値は、図表 15 の t 値とはほぼ等しいことが分かる。むしろ、DiscDummy の係数は White の t 値のほうが大きく、すべてのモデルについてディスクロージャー・ダミー変数は 1% 水準で有意である。

したがって、図表 15 で示された結果は、回帰式の誤差項における不均一分散の問題に対して頑健性がある、と考えられる。

③ 多重共線性に関する頑健性テスト

前号の図表 11 に示したように、DER と LnAsset, MARGIN と INCR, および MATUR と GBond の相関係数が比較的大きい (それぞれ、0.448、0.618、0.533)。したがって、それらを独立変数にして重回帰分析を実施すると、多重共線性の問題が発生する可能性がある。そこでわれわれは、LnAsset, MARGIN, MATUR を回帰式から除去し、別個に回帰式を推定した。

回帰式の推定結果の中から、ディスクロージャー・ダミー変数に関する結果のみを、以下に示す図表 17 に要約した。図表 17 には、ディスクロージャー・ダミー変数の係数と t 値 (および White の t 値) と有意水準が示されている。

図表 16 負債コストとディスクロージャー評価に関する重回帰分析 ——White の標準誤差に基づく t 値——

独立変数	定数項	Disc Dummy	DER	MARGIN	INCR	LnAsset	BSize	MATUR	WARRANT	CONVERT	GBond	Adj. R <sup>2</sup>
予測符号	(?)	(-)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	
従属変数：負債コスト (YIELD)												
DR1-3	3.318	-0.177	0.000	0.010	-0.004	-0.170	0.055	0.052	-1.328	-2.304	0.415	0.782
	(t 値) (7.440)***	(-3.496)***	(3.691)***	(0.871)	(-3.287)***	(-4.676)***	(1.444)	(7.040)***	(-3.062)***	(-18.75)***	(9.088)***	
	[p 値] [.000]	[.001]	[.000]	[.385]	[.001]	[.000]	[.151]	[.000]	[.003]	[.000]	[.000]	
												Breusch-Pagan=20.006** [0.029]
DR1-2	3.342	-0.201	0.000	0.013	-0.004	-0.173	0.066	0.052	-1.327	-2.353	0.400	0.791
	(t 値) (6.749)***	(-3.801)***	(3.473)***	(1.092)	(-3.823)***	(-4.298)***	(1.779)*	(6.933)***	(-3.313)***	(-19.17)***	(8.479)***	
	[p 値] [.000]	[.000]	[.001]	[.277]	[.000]	[.000]	[.077]	[.000]	[.001]	[.000]	[.000]	
												Breusch-Pagan=15.758 [0.107]
DR1	3.505	-0.232	0.000	0.012	-0.004	-0.175	0.040	0.056	-1.345	-2.283	0.369	0.787
	(t 値) (5.712)***	(-3.172)***	(3.550)***	(1.006)	(-3.685)***	(-3.510)***	(0.989)	(6.343)***	(-3.534)***	(-17.79)***	(6.935)***	
	[p 値] [.000]	[.002]	[.001]	[.316]	[.000]	[.001]	[.325]	[.000]	[.001]	[.000]	[.000]	
												Breusch-Pagan=19.501** [0.034]

注) 1. 回帰モデルは以下になる。各変数の定義については図表 10 を参照。

$$YIELD = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 DER + \beta_3 MARGIN + \beta_4 INCR + \beta_5 LnAsset + \beta_6 BSize + \beta_7 MATUR + \beta_8 WARRANT + \beta_9 CONVERT + \beta_{10} GBond$$

2. DiscDummy 変数は以下のように定義されている。

DR1-3 企業：各年度・業種において 3 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0

DR1-2 企業：各年度・業種において 2 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0

DR1 企業：各年度・業種において 1 位の企業は 1, 4 位以下であれば 0

3. 分散の不均一性を調べるために Breusch-Pagan 検定を実施した。図表にその検定統計量と p 値および有意水準を示している。

4. 上段は各変数の係数であり、下段括弧内はその t 値を載せている。検定は全て両側検定である。なおここでの t 値は、White の標準誤差に基づいて計算している。

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

5. 全観測値数は、1995 年から 1999 年の 5 年間で合計 175 である。ただし異常値の影響を除くため、YIELD が 99.5 パーセントイル以上と 0.5 パーセントイル以下の観測値は除外した。その結果、DR1-3 の観測値は 173 であり、DR1-2 は 151, DR1 が 131 になった。

図表 18 負債コストの異常値の処理に関する頑健性テスト

負債コストの異常値の処理方法	全観測値を使用 (N=175)	上下0.5%を除く (N=173)	上下1%を除く (N=171)	上下2%を除く (N=168)
独立変数: Disc Dummy				
DR 1-3	-0.175 (-3.459)*** adj. R <sup>2</sup> [0.793]	-0.177 (-3.496)*** adj. R <sup>2</sup> [0.782]	-0.163 (-3.242)*** adj. R <sup>2</sup> [0.773]	-0.174 (-3.468)*** adj. R <sup>2</sup> [0.750]
DR 1-2	-0.195 (-3.589)*** adj. R <sup>2</sup> [0.801]	-0.201 (-3.801)*** adj. R <sup>2</sup> [0.791]	-0.182 (-3.452)*** adj. R <sup>2</sup> [0.780]	-0.180 (-3.386)*** adj. R <sup>2</sup> [0.764]
DR 1	-0.217 (-2.931)*** adj. R <sup>2</sup> [0.799]	-0.232 (-3.172)*** adj. R <sup>2</sup> [0.787]	-0.202 (-2.773)*** adj. R <sup>2</sup> [0.775]	-0.196 (-2.679)*** adj. R <sup>2</sup> [0.756]

注) 1. 回帰モデルは以下のようなになる。各変数の定義については図表 10 を参照。  
 $YIELD = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 DER + \beta_3 MARGIN + \beta_4 INCR + \beta_5 LnAsset + \beta_6 BSize + \beta_7 MATUR + \beta_8 WARRANT + \beta_9 CONVERT + \beta_{10} GBond$

2. DiscDummy 変数は以下のように定義されている。  
 DR 1-3 企業: 各年度・業種において 3 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0  
 DR 1-2 企業: 各年度・業種において 2 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0  
 DR 1 企業: 各年度・業種において 1 位の企業は 1, 4 位以下であれば 0

3. 上段は各変数の係数であり, 下段括弧内はその t 値を載せている。なお検定は全て両側検定で行なっている。  
 \*\*\* 1%水準で有意 \*\* 5%水準で有意 \* 10%水準で有意

4. 全観測値数は 1995 年から 1999 年の 5 年間で合計 175 である。N で示す観測値数は, DR 1-3 企業の観測値である。

図表 18 の「上下 0.5% を除去」欄は、図表 15 で示した数値である。この数値と、「全観測値を使用」「上下 1% を除去」および「上下 2% を除去」した数値を比較すれば、それぞれの結果に大きな差はない、ということが分かる。すなわち、いずれもディスクロージャー・ダミー変数の係数が負の値となり、その値は統計的に有意である。また、DR 1-3 → DR 1-2 → DR 1 とディスクロージャー評価が上がるにつれて、係数の負の値も大きくなる。したがって、図表 15 で示された結果は、負債コストにおける異常値の処理に対して頑健性がある、と判断される。

(10) 本節の総括と課題

本節では社債の格付けと負債コストを分析対象にして、ディスクロー

図表 17 多重共線性に関する頑健性テスト

ディスクロージャー・ダミー変数	Disc Dummy (t 値)	Disc Dummy (White の t 値)
DR 1-3	-0.190 (-3.248)***	-0.190 (-3.244)***
DR 1-2	-0.221 (-3.232)***	-0.221 (-3.402)***
DR 1	-0.228 (-2.425)***	-0.228 (-2.552)***

注) 1. 回帰モデルは以下のようなになる。各変数の定義については図表 10 を参照。  
 $YIELD = \beta_0 + \beta_1 DiscDummy + \beta_2 DER + \beta_3 MARGIN + \beta_4 INCR + \beta_5 BSize + \beta_6 WARRANT + \beta_7 CONVERT + \beta_8 GBond$

2. DiscDummy 変数は以下のように定義されている。  
 DR 1-3 企業: 各年度・業種において 3 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0  
 DR 1-2 企業: 各年度・業種において 2 位以内の企業は 1, 4 位以下の企業は 0  
 DR 1 企業: 各年度・業種において 1 位の企業は 1, 4 位以下であれば 0

3. 上段は各変数の係数であり, 下段括弧内はその t 値を載せている。なお検定は全て両側検定で行なっている。  
 \*\*\* 1%水準で有意 \*\* 5%水準で有意 \* 10%水準で有意

4. 全観測値数は 1995 年から 1999 年の 5 年間で合計 175 である。ただし異常値の影響を除くため, YIELD が 99.5 パーセント以上と 0.5 パーセント以下の観測値は除外した。その結果, DR 1-3 の観測値は 173 であり, DR 1-2 は 151, DR 1 が 131 になった。

は、調査結果の頑健性をテストするため、(a) 全観測値を用いた場合、(b) 負債コストが九九パーセント以上と一パーセント以下の観測値を除去した場合、(c) 負債コストが九八パーセント以上と二パーセント以下の観測値を除去した場合について、同じ分析を試みた。その結果が図表 18 に要約されている。

図表 17 を見れば、いずれの場合もディスクロージャー・ダミー変数の係数は有意な負の値であることが分かる。したがって、図表 15 で示された結果は、回帰式における独立変数の多重共線性の問題に対しても頑健性がある、と考えられる。

④ 異常値の処理に関する頑健性テスト

本研究では、負債コストの値が極端に大きい(小さい)観測値をそれぞれ 0.5%ずつ除去した。つまり、資本コストが九九.五パーセント以上と 0.5パーセント以下の観測値を、異常値とみなして除去したのである。

しかし、この 0.5% という値は任意であり、特に何パーセントまでが異常値だと決められているわけではない。そこでわれわれ

ジャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバインドを実証研究した。社債格付けについて調査した結果、SSA丁報告書のディスクロージャー評価が高い企業ほど、社債の格付けは上位になることが分かった。この関係は、社債の発行条件と市場全体の動向および起債会社の状態が格付けに与える影響を制御しても、依然として観察された。ディスクロージャー評価が格付けに与えるマージナル効果は、A格債でマイナス三・一%、AA格債で二三・三六%になった。

次に、負債コストについて調査した結果、SSA丁報告書で各業種三位以内に表彰されている企業の負債コストは、四位以下の企業よりも統計的に有意に小さい、ということが分かった。さらに、表彰されている企業の中でも、二位から一位とランキングが上がるにつれて負債コストはさらに低下する、という事実が観察された。この結果はSengupta (1998) と一致している。

このような負債コストとディスクロージャーの関係は、社債の発行条件と市場全体の動向および起債会社の状態が負債コストに与える影響を制御しても、なお観察されたのである。さらに、①誤差項の不均一分散に対処するため値の推定方法を変更する、②多重共線性を考慮し特定の独立変数を除外する、③異常値の処理方法を変更する、という分析をしても結果は変わらなかった。われわれの分析結果には、頑健性が備わっている。

したがって本研究は、ディスクロージャーに積極的な企業が負債コストの低下というベネフィットを享受している、ということを示す頑健な証拠となる。あるいは、ディスクロージャーに消極的な企業が相対的に大きな負債コストを負担している、ということを示している。ここに、ディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバインドの状況が観察されたのである。

ただし、われわれの実証研究にも検討すべき課題がいくつかある。第一に、負債コストの時系列分析の必

要性が指摘されよう。本研究では、プールド・クロスセクションの回帰分析を行っている。したがって、ディスクロージャー評価と負債コストに負の関係があることは分かっても、ある企業がディスクロージャーを拡充させた結果、負債コストが時系列的に減少したという確証は得ていない。そのためには、負債コストとディスクロージャー評価の時系列分析が必要である。しかしわが国では現在、時系列分析を可能にする十分な年数のデータが得られない。今後データの蓄積を待つて、時系列回帰分析を実施したい。

第二に、SSA丁報告書の評価対象企業はすべて上場企業であり、しかも各産業を代表する大企業に偏っている、ということに注意しなければならない。したがって、本研究で明らかにされたディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバインドの状況が、中小規模の企業にも観察されるとはかぎらない。その普遍的な状況を確認するには、実証研究を蓄積することが不可欠である。

#### 注

- (1) 順序プロビット・ロジットモデルの内容と例示は、Greene (2000, pp. 875-879) を参照されたい。
- (2) プロビットモデルにおける連続型説明変数と離散型説明変数のマージナル効果を測定する方法は、Greene (2000, Chapter 19) と松浦・マッケンジー (二〇〇一、三三七-三三八頁) を参照されたい。
- (3) Breusch-Pagan検定の方法はGreene (2000, pp. 508-510) とWooldridge (2000, pp. 255-259) が詳しく説明している。Whiteの標準誤差によるt値の計算は、White (1980) とGreene (2000, p. 463, p. 506) および松浦・マッケンジー (二〇〇一、一六六-一七八頁) を参照されたい。

#### 引用文献

Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice-Hall.

松浦克己／ロリン・マッケンジー (二〇〇一) 『Eview による計量経済分析』東洋経済新報社。

White, H. (1980). "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity." *Econometrica* 48, pp. 817-38.

Wooldridge, J. M. (2000), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing.

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)

(高藤・専修大学専任講師) (太田・関西大学大学院博士課程)

古賀智敏・五十嵐則夫 著

### 会計基準のグローバル化戦略

A 5 判 上製  
本体 四〇〇〇円

国際会計基準の導入により、いかに会計基準の調和化を図るべきか、理論、制度及び実証の側面から解明する。また、グローバル投資環境の改善に向け、国際会計基準の導入と環境整備について総合的に考察する。

木下勝一 著

### 会計規準の形成

A 5 判 上製  
本体 三六八九円

ドイツでは法の権威に依る一方、現実柔軟に対応するため法の中に「正規の簿記の諸原則」を置き、その解釈で法を具体化を図る。この法を解釈する会計理論、学説が法を形成するというドイツ固有の特徴を解明。

加藤盛弘 著

### 一般に認められた会計原則

A 5 判 上製  
本体 三三〇四円

今日、会計学の中心テーマは会計原則になっている。理論や実務とならんで、会計原則の研究が重視されているということである。本書は会計原則の典型であるアメリカの会計原則のあり方とその機能を考察した。

平敷慶武 著

### 動的低価基準論

A 5 判 上製  
本体 六三二一円

現行会計の目的観が期間損益計算にあること、その観点から低価基準を一貫して考察するため現代会計のフレームワークの中で、低価基準を歴史的に追究、その特徴を明らかにした著者輩生の著。

興津裕康 著

### 現代制度会計(改訂版)

A 5 判 上製  
本体 三七〇〇円

会計の対象は現代社会での企業会計の実務であり、会計情報の中心となる財務諸表の作成と伝達課題である。それらに焦点を当て制度的側面との関わりを考察し、ある会計とあるべき会計を通じ全体像を探る。

\* 消費税は別に加算されます。

- (2) 平松一夫・広瀬義州訳『FASB財務会計の諸概念(増補版)』中央経済社(二〇〇二年四月)一九四・二四一・二四三頁。
- (3) 右同書 二四二頁。
- (4) 右同書 四二二頁。
- (5) 右同書 四七四・四七五頁。
- (6) 寺田稔『株式会社論研究』光和堂、(一九八八年九月)一三二・一三七頁。
- (7) わが国の「リース取引の会計処理及び開示に関する実務指針」では、①借手において当該リース物件の貸手の購入価額等が明らかな場合は、当該価額による。②貸手の購入価額等が明らかでない場合は、リース料総額……を「貸手の計算利率を知り得る場合は当該利率とし、知り得ない場合は借手の追加借入に適用されると合理的に見積もられる利率」で割り引いた現在価値と員積現金購入価額とのいずれか低い額による、と規定している。
- (8) 久保田秀樹「市場経済の高度化とファイナンス型会計」『会計』第二六一巻第二号(二〇〇二年二月)九八頁。
- (9) 笠井昭次「有価証券にかかわる損益の本質」『会計』第一五四巻第六号(一九九八年二月)一〇一・一〇二頁。
- (10) 右同論攻(一)『会計』第一五四巻第五号(一九九八年二月)一七頁。
- (11) 笠井昭次「有価証券と実理概念との関係」『税経セミナー』第四三巻第一四号(一九九八年九月)一〇頁。
- (12) 古賀智敏「ブランドの評価とナレッジ型会計理論のゆくえ」『会計』第一六二巻第一号(二〇〇二年七月)三頁。
- (13) 右同論攻二三頁。
- (14) 私が、本稿で「有形・無形の財」といつているときの「無形の財」とは、具体的には、電気・燃料用ガス・医療用薬などを考えており、ブランド、のれんなどは考えていない。

(筆者・同志社大学名誉教授)

## 短期講座

### ディスクロージャーの戦略と効果(六)

須田 一幸・乙政 正太・松本 祥尚  
首藤 昭信・太田 浩司

#### 四 中間連結財務諸表の任意開示による経済効果

第二節と第三節では、ディスクロージャーと資本コスト(cost of equity)および負債コスト(cost of debt)の関係を分析した。そして、ディスクロージャーに積極的な企業ほど、資本コストと負債コストは小さい、ということを示す証拠を得た。ディスクロージャーに消極的な企業は、ディスクロージャー・デバイドの状態に陥っている。

ただし、この実証研究は、日本証券アナリスト協会が判断した「ディスクロージャー優良企業」を対象としていることに注意しなければならない。ともすれば、調査結果はアナリストに対して積極的に情報開示している企業のベネフィットを示している可能性がある。言い換えれば、選択的開示(selective disclosure)の効果部分を部分的に反映している恐れがある。われわれは、一般投資家が利用できる一般開示(public disclo-

sure) の効果を知りたい。

そこで本節以降では、新聞で報道され一般投資家が十分に利用できる情報を任意開示した企業を調査する。調査対象は中間連結財務諸表を任意開示した企業である。以下では最初に、中間連結財務諸表の開示制度を概観し、われわれの分析に関連する先行研究を検討する。そして、検証する仮説を設定し、調査対象となるサンプルを示す。その上で、中間連結財務諸表の任意開示と株式取引高・アナリスト利益予測誤差・市場ベータとの関係を分析する。

### (1) 中間連結財務諸表の開示制度

一九九八年三月一三日に企業会計審議会が「中間連結財務諸表等の設定に関する意見書」を公表し、これを受けて一九九九年四月一六日に大蔵省令「中間連結財務諸表規則」が設けられた。この規則に基づき、二〇〇〇年四月一日以後に開始する会計期間から、中間連結財務諸表の作成と開示が強制されたのである。中間連結財務諸表は、中間連結貸借対照表、中間連結損益計算書、中間連結剰余金計算書、中間連結キャッシュ・フロー計算書から構成される。

このように、二〇〇〇年九月の中間決算期から中間連結財務諸表の開示が求められた。ところが、中間連結財務諸表を任意開示する企業が一九九六年頃から存在し、一九九八年には一五〇社を超える数になったのである。任意開示された中間連結財務諸表の数値は、中間財務諸表の数値と併せて「日本経済新聞」の企業財務欄で報道され、その情報は一般投資家に利用可能となった。したがって、任意開示された中間連結財務諸表は選択の開示ではなく一般開示の情報である、と考えられる。

では、中間連結財務諸表の任意開示は何を目的に行われたのか。そして、どのような経済効果をもたらしたのか。以下で、その回答を提示する。本節では、中間連結財務諸表を任意開示する経済効果を分析し

よう。

### (2) 任意開示の経済効果に関する先行研究

Diamond and Verrecchia (1991) および Kim and Verrecchia (1994) は、情報の非対称性が大きい企業ほど、株式の取引コストが大きく、その結果、株式取引高が小さくなり、資本コストが上昇し、株価は低い水準に収束する、ということをモデル分析で証明した。この分析によれば、他の条件が等しい限り、会計情報を任意に開示し情報の非対称性を小さくすることで株式の取引コストは低下し、それが株式取引高の増加と資本コストの下落に結びつき、ひいては株価の上昇をもたらす、と推察される。

米国では、この見解を支持する証拠が広く厚く蓄積されている。たとえば、Healy and Palepu (2001) は、任意開示された会計情報に関する数多の実証研究を渉猟し、それらを総合的に解釈している。そして彼らは、会計情報を任意開示する経済効果として、①株式の流動性が高まる、②資本コストが減少する、③担当するアナリストが増加し、アナリストによる利益予測の精度が向上する、ということを描した。①を示す実証研究として彼らは、Welker (1995), Hearn et al. (1999), Leuz and Verrecchia (2000) などをおびている。②を支持する実証研究として、Botosan (1997), Piotroski (1999), Botosan and Plumlee (2000) が列挙されている。③を支持する実証研究として、Lang and Lundholm (1993), Francis et al. (1998), Healy et al. (1999) が示されている。

### (3) 仮説の設定

わが国で行われた中間連結財務諸表の任意開示についても、前記三つの経済効果が期待されよう。そこでわれわれは、中間連結財務諸表を任意開示した企業について、①株式の流動性、②資本コスト、③アナリストによる利益予測の精度、を分析することにした。

本研究では、株式の流動性を示す変数として株式取引高比率を用い、アナリストによる利益予測の精度を示す変数として、連結経常利益予測誤差率を使用する。資本コストを示す変数には、資本資産評価モデル(CAPM)で推定された期待投資収益率を適用する。CAPMによる期待投資収益率は、「無リスク金利+ベータ×市場リスクプレミアム」により推定されるので、期待投資収益率(すなわち資本コスト)の企業間差異はベータの違いによってもたらされる(Botosan, 1997, p.33)。したがって本研究では、同一時点における資本コストの企業間差異をベータで代理する。

これらの変数を使用し、中間連結財務諸表の任意開示について、三つの経済効果を検証する。そのためにわれわれは、次のような仮説を設定した。すなわち、「中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりも株式取引高比率が大きい」という株式取引高仮説と、「中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりも市場ベータが小さい」という市場ベータ仮説、および「中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりもアナリストの連結経常利益予測誤差率が小さい」というアナリスト予測誤差仮説である。

以下に示すサンプル企業を用いて、それぞれの仮説を検証しよう。これらの仮説が実証研究を通じて支持されれば、任意開示の経済効果が明らかになる。そして、わが国におけるディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイドの状況が示されるであろう。

#### (4) サンプル企業とコントロール企業の選択

「日本経済新聞」(一九九七年二月一九日付)によれば、一九九六年九月期の中間連結財務諸表を任意開示した企業は四〇社あり、一九九七年九月期の中間連結財務諸表を任意開示した企業は七二社ある。われわれは、一九九八年九月期の中間連結財務諸表を任意開示した企業を調査した。すなわち、一九九八年一〇月九

日から一九九九年一月二五日までの「日本経済新聞」における企業財務欄から、中間連結決算を公表した企業を識別し、それらを中間連結財務諸表の任意開示企業と判断したのである。その結果、一五八社が中間連結財務諸表を任意開示していることが分かった。一二月一九日と二〇日に、それぞれ一二社が中間連結決算を公表しているが、公表日は一〇月九日から一二月五日まで分布しており、特定の日に公表が集中していることはない。

われわれは一五八社の中で、(a)銀行業と証券業およびその他の金融業に属している八社、(b)店頭登録企業の九社、(c)以前からSEC基準に準拠して財務諸表を作成開示している二二社、(d)通信業三社をサンプルから除外した。

(a)の財務諸表は他業種と大幅に違うため、財務数値を単純に比較することが困難であり、(b)の企業は財務データを手に入れることが難しいという理由で、サンプルから除外された。(c)の財務諸表は、日本基準で作成されたものと大きく異なり、他のサンプルとの同質性が確保できないという問題があった。(d)はNTTなどであり、分析に必要なコントロール企業が存在しないという理由で除外された。

このような手続きを経て、最終的に本研究のサンプル企業は一六社となった。サンプルの業種分布は、電気機器が二二社(一八・一%)で最も多く、続いて輸送機器が一七社(一四・七%)あるが、特定の業種にサンプルが偏在していることはない。

続いてわれわれは、サンプル企業の株式取引高比率などを相対比較するため、以下の条件をすべて満たす企業を、コントロール企業として選択した。すなわち、(a)決算期が三月である、(b)一九九八年九月期の中間連結財務諸表を開示していない、(c)サンプル企業と同じ業種で株式を上場している、(d)資産規模が近似している、(e)SEC基準に準拠して財務諸表を作成していない、という条件である。その結果、九二



社のコントロール企業が選択された<sup>1)</sup>。

サンプル企業とコントロール企業の最大の違いは、中間連結財務諸表を開示しているか否かにある。したがってわれわれは、サンプル企業を任意開示企業と呼び、コントロール企業を非開示企業と呼ぶことにしよう。もし、両者の株式取引高比率などが有意に異なっているのであれば、それは中間連結財務諸表の任意開示に起因している可能性がある。以下で、任意開示企業と非開示企業の株式取引高比率と利益予測誤差率および市場ベータを比較分析する。

(5) 株式取引高比率の分析

① 単一変量分析

任意開示企業と非開示企業の株式取引高比率を算定し、以下の手順で株式取引高比率の有意差検定を行った。

- (a) 中間連結決算の公表日(日1)を基準にして、公表日の二週間前(日2)から二週間後(日3)の株式取引高を合計する<sup>2)</sup>。
- (b) 合計した株式取引高を当該企業の浮動株総数<sup>3)</sup>で割り、株式取引高比率を算定する。ただし、中間決算数値そのものが株式取引高に与える可能性を考慮し、公表日の前後五日の取引高は上記の合計値から控除する(Bartov and Bonder, 1996を参照)。
- (c) 任意開示企業グループと非開示企業グループについて、株式取引高比率の平均値や中央値などを求める。
- (d) 両グループにおける株式取引高比率の平均値などの有意差を、t検定とウィルコクソン検定により判断する。

図表 19 中間連結財務諸表の任意開示が与えた影響  
— 一株式取引高比率およびアナリストの予測誤差率 —

任意開示企業 (116社)		非開示企業 (92社)		継続開示企業 (64社)		非開示企業 (45社)		新規開示企業 (52社)		非開示企業 (47社)	
パネル A: 株式取引高比率 (Svol)											
平均	0.958	0.559	1.058	0.489	0.834	0.750	0.626	0.834	0.750	0.626	0.712
標準偏差	0.911	0.615	1.018	0.492	0.750	0.401	0.401	0.750	0.401	0.401	0.420
最小値	0.036	0.011	0.036	0.044	0.039	0.011	0.011	0.039	0.011	0.011	0.420
中央値	0.723	0.363	0.837	0.322	0.573	0.420	0.420	0.573	0.420	0.420	3.265
最大値	5.059	3.265	5.059	2.003	3.187	3.265	3.265	3.187	3.265	3.265	1.6242
t検定	3.594***	p値 0.00041	t値 3.472***	p値 0.000747	t値 1.408	p値 0.16242		t値 1.408	p値 0.16242		
WC検定	3.790***	p値 0.00016	z値 3.785***	p値 0.000154	z値 1.415	p値 0.15695		z値 1.415	p値 0.15695		

  

任意開示企業 (114社)		非開示企業 (86社)		継続開示企業 (63社)		非開示企業 (42社)		新規開示企業 (51社)		非開示企業 (44社)	
パネル B: 予測誤差率 (Perror)											
平均	0.0122	0.0206	0.0134	0.0246	0.0108	0.0168	0.0168	0.0108	0.0168	0.0168	0.0154
標準偏差	0.0141	0.0240	0.0147	0.0302	0.0134	0.0154	0.0154	0.0134	0.0154	0.0154	0
最小値	0.00003	0	0.00003	0.0002	0.00008	0	0	0.00008	0.00008	0.00008	0.0114
中央値	0.0069	0.0141	0.00731	0.0143	0.0067	0.0114	0.0114	0.0067	0.0114	0.0114	0.0510
最大値	0.0656	0.1650	0.06315	0.1650	0.0656	0.0510	0.0510	0.0656	0.0656	0.0656	0.0443
t検定	3.0843***	p値 0.00233	t値 2.5274**	p値 0.0130	t値 2.0389**	p値 0.0443		t値 2.0389**	p値 0.0443		
WC検定	3.2870***	p値 0.00101	z値 2.4594**	p値 0.0139	z値 2.3062**	p値 0.0211		z値 2.3062**	p値 0.0211		

注) 1. 株式取引高比率 = 開示日前後の12週間の株式取引高合計 ÷ 浮動株総数  
 2. 任意開示企業 = 1998年9月期に中間連結財務諸表を開示した企業  
 非開示企業 = 中間連結財務諸表を開示しなかったコントロール企業  
 継続開示企業 = 1997年以前から中間連結財務諸表を開示している企業  
 新規開示企業 = 1998年9月期に初めて中間連結財務諸表を開示した企業  
 3. 予測誤差率 = |1999年3月期の連結経常利益の実績額 - 1998年末の予測額| ÷ 1998年3月期の総資産額  
 4. パネルAとパネルBにおける最後の2行は、t検定とウィルコクソン検定の結果を示している。

両グループにおける株式取引高比率の記述統計量と、有意差検定の結果を図表19パネルAの左側に要約した。図表19のパネルAを見れば、任意開示企業の株式取引高比率は非開示企業よりも大きく、その差は1%水準で有意であることが分かる。これは、前記の株式取引高仮説を支持している。

さらに株式取引高比率を、①一九九七年以前から継続的に開示している企業（継続開示企業）六四社とそれに対応する非開示企業四五社、②一九九八年から新規に開示している企業（新規開示企業）五二社とそれに対応する非開示企業四七社について比較した。

その結果が図表19パネルAの中央と右側に示されている。この表を見れば、①の株式取引高比率だけに有意差のあることが分かる。これは、中間連結財務諸表を以前から継続的に任意開示している企業ほど、株式取引高比率は大きいということを意味している。継続的な任意開示が情報の非対称性を縮小し、株式の流動性を増加させたのであろう。

② 重回帰分析

図表19パネルAで示した単一変量分析の結果によれば、中間連結財務諸表を任意開示した企業の株式取引高比率は、開示しない企業よりも大きいと判断される。しかし、これらの結果がサンプル抽出バイアスに起因している可能性は否定できない。すなわち、収益性などの高い企業が中間連結財務諸表を任意開示し、それが大きな株式取引高比率に結びついた、という解釈である。中間連結財務諸表の任意開示と株式取引高比率の関係は見かけ上のものであり、株式取引高比率の決定要因は収益性などにあると考えることもできる。

そこで本研究では、株式取引高比率を従属変数とし、中間連結財務諸表の任意開示と収益性を示す変数などを独立変数にした重回帰分析を行った。この分析は、株式取引高比率の説明において、収益性を示す変数などを所与としても中間連結財務諸表の任意開示に追加的な説明力があるか否かを問題にする。

収益性を示す変数として自己資本利益率（ROE）を使用し、株式取引高に影響を及ぼすと考えられるその他の変数として、自己資本配当率（DOE）と増収率（Growth）、株価純資産倍率（PBR）、および株価収益率（PER）を用いる。自己資本配当率は株主に対する利益還元を示す指標であり、増収率はその企業の成長性を示し、PBRとPERはグロース投資とバリュート投資に不可欠な財務指標である<sup>(4)</sup>。収益性が高く、株主への利益還元に積極的で、成長性があり、グロース株またはバリュート株と判断される株式ほど、株式取引高比率が高いと推測される。

これらの変数を用いて株式取引高比率を説明する重回帰モデルを、以下のように設定する。

$$Svol = \beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 DOE + \beta_3 PBR + \beta_4 PER + \beta_5 Growth + \beta_6 Vdisc \dots\dots\dots (1)$$

ただし、Svol(株式取引高比率) = 開示日直後12週間分の株式取引高 ÷ 期間末総額

$$ROE(資本利益率) = 1998年3月期決算の当期純利益 ÷ 純資産 × 100$$

$$DOE(資本配当率) = 1998年3月期の配当総額 ÷ 純資産 × 100$$

$$PBR(株価純資産倍率) = 1998年3月末日の株価 ÷ 一株当たり純資産$$

$$PER(株価収益率) = 1998年3月末日の株価 ÷ 一株当たり当期純利益$$

$$Growth(増収率) = (1998年3月期決算の増収額 ÷ 前期の増収額 - 1) × 100$$

$$Vdisc(任意開示) = 中間連結財務諸表を任意開示している企業は1、否の企業は0で示す$$

後の分析に使用する変数を含めて、それぞれの変数の定義と記述統計量を図表20に示した。株式取引高データは東洋経済新報社「株価チャートCD-ROM」から入手し、その他の主要な財務データは「日経財務データCD-ROM」に基づいている。各々の変数の相関係数を図表21に要約した。

(1)式の重回帰モデルにおける独立変数の中で、相関が最も大きいのはROEとDOEであるが、それも

図表 22 重回帰分析—株式取引高比率と予測誤差率—

パネル A：株式取引高比率の分析									
Svol = $\beta_0 + \beta_1 \text{ROE} + \beta_2 \text{DOE} + \beta_3 \text{PBR} + \beta_4 \text{PER} + \beta_5 \text{Growth} + \beta_6 \text{Vdisc}$ (観測値数 208, Adj. R <sup>2</sup> 0.250)									
独立変数	定数項	ROE	DOE	PBR	PER	Growth	Vdisc		
係数	0.2669	0.0167	-0.1022	0.3076	-0.00008	0.0037	0.2264		
標準誤差	0.1220	0.0062	0.0595	0.0479	0.0004	0.0034	0.1022		
t 値	2.1886**	2.7083***	-1.7177*	6.4195***	-0.2148	1.0796	2.2157**		
p 値	0.0298	0.0073	0.0874	0.0000	0.8302	0.2816	0.0278		
パネル B：利益予測誤差率の分析									
Ferror = $\beta_0 + \beta_1 \text{ROE} + \beta_2 \text{DOE} + \beta_3 \text{PBR} + \beta_4 \text{PER} + \beta_5 \text{Growth} + \beta_6 \text{Vdisc}$ (観測値数 200, Adj. R <sup>2</sup> 0.098)									
独立変数	定数項	ROE	DOE	PBR	PER	Growth	Vdisc		
係数	0.0189	-0.0006	-0.00025	0.0019	0.000003	0.00002	-0.0071		
標準誤差	0.0033	0.00017	0.00158	0.0013	0.00001	0.00008	0.0027		
t 値	5.7492***	-3.695***	-0.1586	1.5115	0.36195	0.31608	-2.6193***		
p 値	0.0000	0.0003	0.87419	0.1323	0.71778	0.75227	0.0095		

注) 1. それぞれの変数の定義は図表 20 を参照されたい。  
 2. 係数の有意性的判定は両側検定である。\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意

○・三四八であり、重回帰分析に際して独立変数の多重共線性を懸念する程のものではないと言えよう。

図表 22 のパネル A に、(1) 式の推定結果を示した。任意開示の係数  $\beta_6$  は 5% 水準で有意な正の値となった。つまり、株式取引高比率に関連すると想定される他の変数を所与とした場合でも、中間連結財務諸表の任意開示は株式取引高比率について追加的な説明力を持つのである。他の変数では、ROE と PBR の係数が 1% 水準で有意になった。要するに、中間連結財務諸表を任意開示し、資本利益率が高く PBR の大きい企業ほど、株式取引高比率が大きいのである。

以上、単一変数分析と重回帰分析により、われわれは「中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりも株式取引高比率が大きい」という株式取引高仮説を支持する証拠を得たのである。

図表 20 変数の定義と記述統計量

パネル A：記述統計量									
変数	観測値数	平均	標準偏差	最小値	1 Q	中央値	3 Q	最大値	
ROE	208	3.209	9.240	-67.31	2.105	4.061	6.285	28.26	
DOE	208	1.620	0.947	0.000	1.131	1.520	1.990	5.542	
PBR	208	1.606	1.107	0.146	0.854	1.317	1.951	6.114	
PER	208	52.72	127.5	-59.87	20.68	32.60	48.09	1579	
Growth	208	2.885	15.42	-49.63	-2.995	0.975	5.59	152.8	
Svol	208	0.782	0.817	0.011	0.2261	0.5082	1.043	5.059	
Ferror	200	0.016	0.019	0	0.0033	0.0090	0.022	0.165	
Beta	206	1.137	0.383	0.311	0.875	1.132	1.406	2.188	
Betar	201	-6.871	23.51	-130.4	-20.35	-5.689	7.835	60.12	
LnCAP	208	32.99	57.85	-230.8	7.475	17.59	43.57	372.9	
Finvest	208	3.410	4.107	0	0	0	7.377	12.32	
Finvest	208	0.089	0.085	0	0.0228	0.069	0.129	0.484	

パネル B：変数の定義

ROE(資本利益率) = 1998 年 3 月期決算の当期純利益 ÷ 純資産 × 100  
 DOE(資本配当率) = 1998 年 3 月期の配当総額 ÷ 純資産 × 100  
 PBR(株価総資産倍率) = 1998 年 3 月末の株価 ÷ 1 株当たり純資産  
 PER(株価収益率) = 1998 年 3 月末の株価 ÷ 1 株当たり当期純利益  
 Growth(増収率) = (1998 年 3 月期決算の営業収益 ÷ 前期の営業収益 - 1) × 100  
 Svol(株式取引高比率) = 開示日前後の 12 週間の株式取引高合計 ÷ 買取総額  
 Ferror(利益予測誤差率) = |1999 年 3 月期の連結経常利益の実績値 - 1998 年末の予測値| ÷ 1998 年 3 月期の純資産  
 Beta(市場ベータ) = 1998 年 12 月末における対 TOPIX ベータ値 (日経ベータ値情報 CD-ROM 版) による  
 Betar(ベータ変化率) = (1997 年 12 月末のベータ値 - 1998 年 12 月末のベータ値) ÷ 1997 年 12 月末のベータ値  
 EIPS(1 株当り利益) = 1998 年 3 月期決算の当期純利益 ÷ 期末発行済株式数  
 LnCAP(外国) = 1997 年 1 月から 1999 年 12 月までに増資した額の自然対数  
 Finvest(外国人投資家持株比率) = 外国人の法人と個人による持株比率 (日経財務データ CD-ROM) による  
 Vdisc(任意開示) = 中間連結財務諸表を任意開示している企業は 1、開示していない企業は 0 で示す

図表 21 相関係数

	Svol	ROE	DOE	PBR	EIPS	PER	Growth	Betar	Ferror	LnCAP	Finvest	Vdisc
Svol	1.000											
ROE	0.263	1.000										
DOE	0.075	0.348	1.000									
PBR	0.451	0.174	0.31	1.000								
EIPS	0.54	0.651	0.103	0.397	1.000							
PER	-0.03	0.001	0.005	0.001	-0.06	1.000						
Growth	0.217	0.288	0.029	0.183	0.337	-0.098	1.000					
Betar	0.104	0.337	0.158	0.082	0.20	-0.063	0.108	1.000				
Ferror	0.096	-0.29	-0.08	0.04	-0.05	0.04	-0.07	-0.08	1.000			
LnCAP	0.458	0.252	0.122	0.307	-0.041	0.189	0.205	-0.092	0.000	1.000		
Finvest	0.543	0.232	0.148	0.358	0.322	0.097	0.168	0.027	0.424	1.000		
Vdisc	0.225	0.162	0.045	0.151	0.195	-0.084	0.135	0.176	-0.215	0.296	1.000	

注) 変数の定義は図表 20 を参照されたい。

(6) アナリストの利益予測誤差率

① 単一変量分析

『会社四季報』や『日経会社情報』は、各企業の次期以降の利益について予測値を掲載している。これらは、アナリストによる利益予測値として広範に活用されている。本研究では『会社四季報』に基づき、任意開示企業と非開示企業の連結経常利益における予測誤差率を次のように算定し、利益予測誤差率の有意差検定を行った。

(a) 『会社四季報一九九八年冬号』から、任意開示企業と非開示企業について、次期の連結経常利益の予測値を調べる。

(b) 『日経財務データCD-ROM』から、任意開示企業と非開示企業の一九九九年三月期における連結経常利益を引き出し、(a)の予測値と比較して予測誤差の絶対値を求める。予測誤差を企業規模について調整するために、予測誤差の絶対値を一九九八年三月期末の総資産額で除して、予測誤差率(Ferror)を算定する。

(c) 任意開示企業グループと非開示企業グループについて、予測誤差率の平均値や中央値などを求める。

(d) 両グループにおける予測誤差率の平均値などの有意差を、t検定とウィルコクソン検定により判断する。

予測誤差率の記述統計量と有意差検定の結果を、図表19パネルBの左側に要約した。図表19パネルBを見れば、任意開示企業の予測誤差率は非開示企業よりも小さく、その差は1%水準で有意であることが分かる。これは前記のアナリスト予測誤差仮説を支持している。

さらに予測誤差率を、①一九九七年以前から継続的に開示している企業六三社とそれに対応する非開示企業四二社、②一九九八年から新規に開示している企業五一社とそれに対応する非開示企業四四社について比較した。その結果が、図表19パネルBの中央と右側に示されている。この表を見れば、継続開示企業と新規開示企業にかかわらず予測誤差率は、非開示企業よりも有意に小さいことが分かる。

② 重回帰分析

株式取引高比率の分析と同様に、予測誤差率の分析でも単一変量分析に加えて重回帰分析を実施した。すなわち、予測誤差率を従属変数とし、中間連結財務諸表の任意開示とその他の変数を独立変数にした重回帰分析を行ったのである。独立変数は株式取引高比率分析と同じものを使用した。株式取引高に影響を及ぼすROEなどの変数は、アナリストも注目するはずであり、次期以降の利益予測に活用するであろう、と考えたからである。われわれは、予測誤差率を説明する重回帰モデルを、以下のように設定した。

Error = β<sub>0</sub> + β<sub>1</sub>ROE + β<sub>2</sub>DOE + β<sub>3</sub>PBR + β<sub>4</sub>PER + β<sub>5</sub>Growth + β<sub>6</sub>Vdisc ..... (2)

ただし、Ferror(予測誤差率) = |1999年3月期の連結経常利益の累積値 - 1998年末の予測値| ÷ 1998年3月期の総資産額

ROE(資本利益率) = 1998年3月期決算の当期純利益 ÷ 純資産 × 100

DOE(資本配当率) = 1998年3月期の配当総額 ÷ 純資産 × 100

PBR(株価純資産倍率) = 1998年3月末日の株価 ÷ 一株当たり純資産額

PER(株価収益率) = 1998年3月末日の株価 ÷ 一株当たり当期純利益

Growth(増収率) = (1998年3月期決算の営業収益 ÷ 前期の営業収益 - 1) × 100

Vdisc(任意開示) = 中間連結財務諸表を開示している企業は1、他の企業は0で示す

それぞれの変数の相関係数が、図表21に示されている。(2)式の推定に際し多重共線性が懸念される程の相関は観察されなかった。また、Errorとの相関については、相対的にROEとLiquidityの係数が大きく、それぞれ負の相関が観察された。

(2)式の重回帰モデルの推定結果は、図表22のパネルBに要約されている。任意開示の係数 $\beta_3$ は1%水準で有意な負の値となった。つまり、予測誤差率に関連すると想定される他の変数を所与とした場合でも、中間連結財務諸表の任意開示は予測誤差率について追加的な説明力を持つのである。他の変数では、ROEが1%水準で有意になった。つまり、中間連結財務諸表を任意開示し、資本利益率が高い企業ほど、予測誤差率が小さいのである。

以上、単一変量分析と重回帰分析により、われわれは「中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりもアナリストの連結経常利益予測誤差率が小さい」というアナリスト予測誤差仮説を支持する証拠を得たのである。

#### 注

- (1) 同一業種に属するA社・B社・C社・D社があり、A社とB社とC社の資産規模はほぼ等しいが、D社は極端に規模が小さいとする。A社とB社がサンプル企業で、それぞれに対応するコントロール企業を選択する場合、A社のコントロール企業をC社にして、B社のコントロール企業をD社にすると、「同一規模の企業」という条件を満たすことができなくなる。そのような場合は、A社とB社のコントロール企業をC社にした。その結果、サンプル企業は一一六社であるのに対し、コントロール企業は九二社になったのである。
- (2) われわれがデータの収集を始めたのは一九九九年四月である。したがって、最後に中間連結財務諸表が開示された一一月五日以後の株式取引高データは、最大で二週間分しか得られなかった。これに合わせて、開示前二週間分の株式取引高を調べた。そして、任意開示前後二週間の株式取引高を合計して、株式取引高と任意開示の関係を分析したのである。ただしBartov and Bodnar (1996)と同様に、開示前五週間(一年)分の株式取引高を調べ、それと開示

後二週間分の株式取引高を合計することも試みた。いずれの期間を用いても、調査結果に大きな差はなかった。

- (3) 浮動株総数は、『日経会社情報一九九八年夏号』に示された浮動株比率に発行済株式数を乗じて求めた。
- (4) バリュート投資(価値株投資)とグロース株投資(成長株投資)については、Coggin et al. (1997)および浅野・宮脇(一九九九年、第三章)を参照されたい。

#### 引用文献 — 以前の号と重複する文献は除外している —

浅野幸弘・宮脇卓(一九九九年)『資産運用の理論と実際』中央経済社。

Bartov, F. and G. M. Bodnar (1996), "Alternative accounting methods, information asymmetry and liquidity: Theory and evidence." *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 397-418.

Coggin, T. D., F. J. Fabozzi, and R. D. Arnott (1997), *The Handbook of Equity Style Management*, Second edition, Fabozzi Associates New Hope. (野村證券金融研究所訳『株式投資スタイル』NRI野村総合研究所、一九九八年。)

Healy, P. M. and K. G. Palepu (2001), "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Nos. 1-3, pp. 405-440.

Kim, O. and R. Verrecchia (1994), "Market liquidity and volume around earnings announcements." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, pp. 41-68.

Leuz, C. and R. Verrecchia (2001), "The economic consequences of increased disclosure." *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, Supplement, pp. 91-136.

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)

(苜藤・専修大学専任講師) (太田・関西大学大学院博士課程)

短期講座

ディスクロージャーの戦略と効果(七・完)

須田一幸・乙政正太・松本祥尚  
首藤昭信・太田浩司

四 中間連結財務諸表の任意開示による経済効果

(7) 市場ベータの分析

① 単一変量分析

「日経ベータ値情報CO-ROM版」は、個別銘柄の月次株式投資収益率をTOPIXの月次変動率について五年間回帰することで、各月の対TOPIXベータ値を算定している。このデータを用いてわれわれは、中間連結財務諸表の任意開示企業と非開示企業について、市場ベータならびにベータ変化率を比較した。調査の手順は次のとおりである。

(a) 「日経ベータ値情報CO-ROM版」から、一九九七年二月と一九九八年二月における任意開示

高松正昭著

現代財務会計の思想基盤

A 5判上製  
本体三七〇〇円

アメリカ近代会計において、伝統的財務会計と現代財務会計の時代区分を一九六〇年代とし、その年代を中心に約三〇年間の時間幅に収まる会計文献を対比的に分析し財務会計の基本的性格と将来展望を解明した。

田中茂次著

会計言語の構造

A 5判上製  
本体二七八六円

複式簿記の計算構造は、従来様々な見解が提示され、その見方は必ずしも一致していない。本書は、広く会計理論の基礎を構成している複式簿記の全体構造について、著者の思索の結果をまとめたものである。

藤井秀樹著

現代企業会計論

A 5判上製  
本体四一〇〇円

伝統的会計の欠点や見直しを主張するのではなく、問題の原点に立ち返り、会計とはそもそも何であるかを、社会科学の標準的な方法に準拠しつつ、取得原価主義会計の測定構造を焦点に記述する。

米山正樹著

減損会計

A 5判上製  
本体三五〇〇円

金銭債権、棚卸資産、償却性資産、事業用不動産などに求められる正規の配分系統外での簿価修正は、現行の利益計算を支えるどのような基本概念から導びかれてくるのか。その意義と必要性を問い直した。

古賀智敏著

デリバティブ会計

A 5判上製  
本体四〇〇〇円

第二版 実物経済から金融経済への移行を背景に、実物財に対するハイテク・ソフト財としてのデリバティブを対象として、その固有の会計問題の総合的解明と理論的展開を図ろうとして著述された。

\*消費税は別に加算されます。

図表 23 中間連結財務諸表の任意開示と市場ベータ

市場ベータ (Beta)	任意開示企業 (115社)		非開示企業 (91社)		継続開示企業 (62社)		新規開示企業 (46社)		新規開示企業 (53社)		非開示企業 (45社)		
	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値	t値	p値	t値	p値	t値	p値	t値	p値
平均	1.1011	1.1830	1.0820	1.1938	1.1195	1.1921							
標準偏差	0.3759	0.3856	0.3824	0.3903	0.3593	0.3812							
最小値	0.3110	0.3940	0.3110	0.3963	0.4691	0.3940							
中央値	1.1030	1.1961	1.0935	1.1675	1.0911	1.2081							
最大値	2.1881	2.0871	1.8020	2.0871	2.1881	1.9313							
t検定	1.5301	1.1275	1.4890	1.1395	0.9690	0.3350							
WC検定	1.4512	1.1468	1.1867	1.2354	1.3046	0.1920							
市場ベータ変化率 (Beta R)													
平均	-3.5485	-10.961	-2.5803	-7.9964	-4.7228	-14.513							
標準偏差	21.1396	25.673	23.113	20.069	18.535	30.206							
最小値	-73.525	-130.41	-72.525	-39.468	-70.405	-130.41							
中央値	-1.9305	-12.181	-3.6576	-9.390	-2.3369	-14.502							
最大値	43.7613	60.121	43.761	60.121	32.733	36.052							
t検定	2.2477**	0.0260	1.3110	0.1928	1.940*	0.0554							
WC検定	2.2606**	0.0238	1.4246	0.1543	1.917*	0.0553							

注) 1. 市場ベータ変化率 = (1997年12月のベータ値 - 1998年12月のベータ値) ÷ 1997年12月のベータ値  
 2. 任意開示企業 = 1998年9月期に開示した企業、非開示企業 = 開示していないコントロール企業  
 継続開示企業 = 1997年以前から開示した企業、新規開示企業 = 1998年9月期に初めて開示した企業、  
 3. 上段と下段における最後の2行は、t検定とウィルコクソン検定の結果を示している。

## ② 重回帰分析

市場ベータと会計数値の相関を、日本の市場について分析した先行研究がいくつかある。(桜井、一九九二、二九二頁参照。小野(一九八二)は資本利益率と市場ベータの相関を観察し、青山(一九八五)は、一株当たり利益と市場ベータが強く相関していることを示した。

これらの先行研究を踏まえ、本研究では、市場ベータが従属変数で、中間連結財務諸表の任意開示(任意)と資本利益率(ROE)および一株当たり利益(EPS)を独立変数にした重回帰式(モデル1)を設定する。ただし、前号の図表21で示したように、ROEとEPSの相関係数は0.651と大きく、モデル1の推定において多重共線性が懸念されるため、本研究では、

企業と非開示企業の市場ベータ(Beta)を抽出する。

- 一九九七年一二月の市場ベータから一九九八年一二月の市場ベータを控除し、それを一九九七年一二月の市場ベータで除して、市場ベータ変化率(BetaR)を算定する。
- 任意開示企業グループと非開示企業グループについて、一九九八年一二月の市場ベータおよび市場ベータ変化率の平均値と中央値などを求める。
- 両グループにおける市場ベータと市場ベータ変化率の平均値などについて、t検定とウィルコクソン検定により有意差を検定する。

両グループにおける市場ベータと市場ベータ変化率の分析結果を、図表23の左側に要約した。上段が一九九八年一二月の市場ベータに関する調査結果であり、下段は市場ベータ変化率の調査結果である。

図表23を見れば、任意開示企業における一九九八年一二月の市場ベータは非開示企業よりも小さい、ということが分かる。ただし、その有意差は観察されなかった。他方、市場ベータ変化率は5%水準で有意差があり、任意開示企業の市場ベータ変化率(絶対値)の方が有意に小さい。つまり、一九九八年の市場ベータは全般的に上昇したが、任意開示企業の上昇率は非開示企業よりも有意に小さかった、ということである。これらの調査結果は、前号で示した市場ベータ仮説を支持している。

さらに本研究では市場ベータと市場ベータ変化率を、継続開示企業と非開示企業、ならびに新規開示企業と非開示企業について比較した。その結果を図表23の中央と右側に示している。この表を見れば、新規開示企業と非開示企業の市場ベータ変化率に10%水準で有意な差があり、他方、継続開示企業と非開示企業に有意差はないということが分かる。これは、中間連結財務諸表を継続的に任意開示しても、市場ベータに有意な影響を与えず、任意開示が市場ベータに及ぼす影響は一時的である、ということを示している。

図表 24 市場ベータ変化率の重回帰分析

独立変数	定数項	ROE	EPS	Vdisc	Adj. R <sup>2</sup>
モデル 1					
係数	-12.1340	0.9791	-0.0208	5.2860	0.1141
標準誤差	2.3968	0.2427	0.0366	3.1988	
t 値	-5.0628***	4.0331***	-0.5681	1.65324*	
p 値	0.0000	0.0000	0.5706	0.1000	
モデル 2					
係数	-12.3980	0.8907		5.0743	0.1172
標準誤差	2.3476	0.1860		3.1716	
t 値	-5.2808***	4.7888***		1.5999	
p 値	0.0000	0.0000		0.1112	
モデル 3					
係数	-12.4072		0.0740	5.8434	0.0458
標準誤差	2.4865		0.0292	3.3167	
t 値	-4.9900***		2.5329**	1.7618*	
p 値	0.0000		0.0121	0.0796	

注) 1. 重回帰モデルは次のとおりである。変数の定義は前号の図表 20 を参照されたい。

モデル 1:  $BetaR = \beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 EPS + \beta_3 Vdisc$

モデル 2:  $BetaR = \beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 Vdisc$

モデル 3:  $BetaR = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2 Vdisc$

2. 観測値は、いずれのモデルについても 201 である。

3. 係数の有意性検定は両側検定である。

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

モデル 1 から EPS を除外した回帰式 (モデル 2) と、ROE を除外した回帰式 (モデル 3) を別個に推定する。

各々のモデルは以下のとおりである。資本利益率と一株当たり利益を所与としても、中間連結財務諸表の任意開示に追加的な説明力があれば、任意開示と市場ベータの関係を示す強力な証拠となるであろう。

モデル 1:  $BetaR = \beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 EPS + \beta_3 Vdisc$

モデル 2:  $BetaR = \beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 Vdisc$

モデル 3:  $BetaR = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2 Vdisc$

ただし、 $BetaR$ (市場ベータ変化率) = (1997 年 12 月のベータ値 - 1998 年 12 月のベータ値) ÷ 1997 年 12 月のベータ値 × 100

ROE(資本利益率) = 1998 年 3 月期決算の当期純利益 ÷ 純資産 × 100

EPS(一株当たり利益) = 1998 年 3 月期決算の当期純利益 ÷ 期末発行済株式数

Vdisc(任意開示) = 中間連結財務諸表を引用している企業は 1、他の企業は 0 で示す

三つのモデルの推定結果は、図表 24 に要約されている。モデル 1 とモデル 3 において、任意開示の係数が 10% 水準で有意な正の値となった。微妙な有意水準であるが、市場ベータに関連すると考えられる変数を所与とした場合でも、中間連結財務諸表の任意開示は市場ベータについて相当の影響力を持つのである。他の変数では、ROE が 1% 水準で有意になった。つまり、中間連結財務諸表を任意開示し、資本利益率が高い企業ほど、市場ベータ上昇率が小さいのである。

以上、単一変量分析と重回帰分析により、われわれは「中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりも市場ベータが小さい」という市場ベータ仮説を支持する証拠を得たのである。

### 五 中間連結財務諸表を任意開示した企業の特性

前節では、中間連結財務諸表の任意開示を「一般開示」として位置づけ、任意開示と①株式取引高比率、②市場ベータ、③アナリスト利益予測誤差率との関係を分析した。そして、株式取引高仮説と市場ベータ仮説およびアナリスト予測誤差仮説を支持する証拠を得た。これは、中間連結財務諸表を任意開示する企業の株式ほど流動性が高く、資本コストは少なく、情報の非対称性が小さい、ということを暗示している。ここに、ディスクロージャー・オポチュニティとディスクロージャー・デバイドの状況が観察されたのである。

本節では、ディスクロージャー・オポチュニティを享受している企業の一般的特質を明らかにする。すなわち、①中間連結財務諸表を任意開示した企業には、どのような財務的特徴があ



るのか、②中間連結財務諸表を任意開示した具体的な目的は何か、ということ进行分析する。Gibbins et al. (1992) と Lang and Lundholm (1993) および Healy and Palepu (2001) は、会計情報開示が戦略的に行われることを示し、その決定要因を総合的に考察した。われわれは彼らの分析に基づき、任意開示企業の一般的特性について仮説を設定し、それを検証する。以下では、最初に五つの仮説を提示し、その検証に使用する変数を説明する。続いて、それぞれの仮説についても検定とウィルコクソン検定を行い、最後にプロビット重回帰分析を実施する。

### (1) 仮説の設定

#### ① シグナリング仮説

情報の非対称性が著しければ、証券市場で逆選択が発生する(須田、二〇〇〇)。逆選択を阻止し、自社の業績に相当する株価形成を目指して経営者は情報開示をする。好業績の企業ほど、他社と差別化するため、自発的に会計情報を開示する動機を持つ(Healy and Palepu, 2001)。そこでわれわれは、「業績についてグッド・ニュースを持っている企業ほど、中間連結財務諸表を任意開示する」という仮説を設定した。これをシグナリング仮説という。本節では、一九九八年三月期の自己資本利益率(ROE)と自己資本配当率(DOE)を業績指標として選び、シグナリング仮説を検証する。データは、「日経財務データCD-ROM版(一九九九年)」から入手した(以下、同様である)。

#### ② エイジエンシー費用仮説

企業組織のエイジエンシー費用を削減するために会計情報が活用される(須田、二〇〇〇)。投資機会集合(investment opportunity set)が多く、成長性の高い企業ほど、経営者の裁量行動が頻発し、エイジエンシー費用が増加する可能性がある。そのような企業ほど、経営者の裁量行動をモニターし、エイジエンシー費用を

削減するために、会計情報の適時開示が求められるという(Lefitzsch et al., 1981)。そこでわれわれは、「投資機会集合が多く、成長性の大きい企業ほど、中間連結財務諸表を任意開示する」という仮説を設定した。これをエイジエンシー費用仮説と呼ぶ。本研究では、Kallapur and Trombley (1999)などに依拠して、純資産株比率(BPR)を投資機会集合の代理変数に用い、成長性の代理変数として増収率(GrowE)を使用する。純資産額と増収率は一九九八年三月期の数値であり、株価は同年三月末日のものを使用する。

#### ③ 経営者報酬仮説

経営者のモラルハザードを防止するために、様々なインセンティブ・システムが設けられる(須田、二〇〇〇)。利益連動型報酬制度と株価連動型報酬制度は、その典型である。わが国でも近年、ストック・オプション制度を導入する企業が増えてきた。ストック・オプション制度は、その導入前と導入後の両方で、経営者の会計行動に大きな影響を与える。たとえば経営者は、導入前のオプション行使価格決定に際して、行使価格を低く抑えるためにバッド・ニュースの開示を早め、グッド・ニュースの開示を遅らせる。しかし導入後からオプション行使最終日までは、株式の流動性を増やし株価をヒートするために、グッド・ニュースの開示を早め、バッド・ニュースの開示を遅らせるという(Healy and Palepu, 2001)。

本研究では、ストック・オプション制度の導入後における経営者の会計行動を分析する。ストック・オプションを与えられた経営者は、株価をヒートするためグッド・ニュースの会計情報を任意開示する可能性がある。そこで、われわれは「ストック・オプション制度を導入した企業ほど、その経営者はグッド・ニュースの中間連結財務諸表を任意開示する」という経営者報酬仮説を設定した。本研究では、『資料版 商事法務』第一七五号(一九九八年一〇月)により、一九九八年九月中間決算期までにストック・オプション制度の採用を決議した企業を識別し、経営者報酬仮説を検証する。

## ④ コーポレート・ガバナンス仮説

カルパリス (California Public Employees' Retirement System, カリフォルニア州公務員退職年金基金) は一九九八年三月、日本企業に向けて「コーポレート・ガバナンス原則」を発表し、「日本企業の取締役は株主に対する報告責任を果たすよう努力すべきである」と主張した(久保利、一九九八)。発言力の強いステーク・ホルダーが、より適切なコーポレート・ガバナンスを目指して、タイムリーな会計情報開示を求めている。このようなステーク・ホルダーが多い企業ほど、適時性があり質の高い会計情報を開示するであろう。そこでわれわれは、「発言力の強いステーク・ホルダーがいる企業ほど、中間連結財務諸表を任意開示する」という仮説を設けた。これをコーポレート・ガバナンス仮説と呼ぶ。本研究では、発言力の大きいステーク・ホルダーとして、外国人株主と銀行を想定し、一九九八年三月期の外国人持株比率 (Foreign) と借入金比率 (Ratio) を分析対象にする。

## ⑤ 直接金融仮説

米国の実証研究によれば、直接金融を頻繁に行う企業ほど、経営者の利益予測情報を自発的に開示する。また、アナリストによるディスクロージャー・ランキングを上げた企業は、ディスクロージャーの拡充期に多額の直接金融を行い、調達方法も私募から公募にシフトした (Healy and Palepu, 2001)。このような調査結果が得られたのは、会計情報の積極的な開示により、その企業の資本コストが減少し、相対的に有利な資金調達が可能になるからであろう。したがって、われわれのサンプルについても、「直接金融を実施する企業ほど、中間連結財務諸表を任意開示する」と考えられる。これを直接金融仮説と呼ぶ。本研究では、各企業が一九九八年三月期と一九九九年三月期に発行した社債と株式の金額を調査し、それぞれが資産総額に占める割合を計算した。すなわち、社債比率 (Ratio) と増資比率 (Ratio) であり、これらの比率を用いて直接

金融仮説を検証する。

## (2) t検定とウイルクソン検定

前記五つの仮説を九つの変数について検証する。最初に、任意開示企業と非開示企業における変数の差異について、t検定とウイルクソン検定を実施した。その結果と変数の記述統計量が図表25に要約されている。図表25には任意開示企業を1、非開示企業をゼロで示した。

図表25を見れば、①任意開示企業の自己資本利益率と外国人持株比率、増収率および増資比率の平均値と中央値は、非開示企業よりも合理的な水準で有意に大きい、②純資産株価比率の平均値は、任意開示企業のほうが非開示企業よりも小さく、ウイルクソン検定では1%水準の有意差が観察された、③任意開示企業の自己資本配当率と社債比率は非開示企業よりも大きい、その差は統計的に有意ではない、④任意開示企業の借入金比率は非開示企業よりも小さく、その差は統計的に有意ではない、ということが分かる。

すなわち、シグナリング仮説は自己資本利益率について支持され、コーポレート・ガバナンス仮説は外国人持株比率について支持する証拠が得られた。エイジェンシー費用仮説については、増収率と純資産株価比率のいずれについても有意な結果になった。直接金融仮説は、社債比率について有意な結果を得られなかったが、増資比率について統計的に有意な証拠を得たのである。

## (3) ストック・オプションに関するカイ二乗検定

われわれは、一九九八年九月の中間決算期までにストック・オプション制度の採用を決議した企業を調査し、ストック・オプション採用企業と中間連結財務諸表の任意開示企業をクロス集計した。その結果が図表26に示されている。

図表26を見れば、任意開示企業がストック・オプションを採用した数(二二)は、期待度数(二六・一七)よ

図表 26 ストックオプション制度の採択と中間連結財務諸表の任意開示

	任意開示企業	非開示企業	合計
ストックオプション採用企業	21 (16.17)	8 (12.83)	29
ストックオプション非採用企業	95 (99.83)	84 (79.17)	179
合計	116	92	208

カイ2乗値 3.785 自由度 1 p値 0.05

(注) それぞれのセルに度数を示し、期待度数は括弧書きで示した。

りも多く、非開示企業がストック・オプションを採用した数(8)は、期待度数(2.8)よりも少ない、ということが分かる。カイ二乗検定の結果、ストック・オプションの採用と中間連結財務諸表の任意開示は、合理的水準で有意に関連していることが判明した。これは、ストック・オプションを採用した企業ほど、中間連結財務諸表を任意開示するということを示唆し、経営者報酬仮説を支持する証拠となる。

ただし、図表 25 と図表 26 で示した証拠は、いずれも単変量分析の結果であり、観察された有意な関係は他の変数によってもたらされた可能性がある。また、シグナリング仮説など五つの仮説の中で、どの仮説が中間連結財務諸表の任意開示を最もよく説明するのかを分析しなければならない。他の変数をコントロールし、仮説の適合度を判断するために、われわれは以下で重回帰分析を行う。

(4) プロビット重回帰分析

前記五つの仮説を検証した結果、自己資本利益率と外国人持株比率、増収率、純資産株価比率、増資比率、およびストック・オプションの採用が中間連結財務諸表の任意開示と関連している、ということが示唆された。これらの変数を用いて総合的に任意開示の決定要因を分析するため、以下のような重回帰モデル1を設定する。

$$\text{モデル 1: Disclosure} = \beta_0 + \beta_1 \text{ROE} + \beta_2 \text{BPR} + \beta_3 \text{Cratio} + \beta_4 \text{FoInvest} + \beta_5 \text{Soption} + \beta_6 \text{Growth}$$

図表 25 t検定とウィルコクソン検定の結果

パネル A 自己資本利益率 (ROE)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	1.1813	-67.31	2.49	16.66	11.235	2.869***	0.0046	4.1148***	0.0000
1	116	4.8189	-34.53	4.75	28.26	6.9208				
パネル B 自己資本配当率 (DOE)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	1.5360	0	1.38	5.54	1.0454	1.1432	0.2543	1.7361*	0.0826
1	116	1.6870	0	1.58	5.15	0.8595				
パネル C 借入金比率 (Dratio)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	26.638	0	25.08	76.76	19.646	-1.076	0.2832	-0.963	0.3357
1	116	23.798	0	22.65	69.64	18.304				
パネル D 外国人持株率 (FoInvest)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	0.0660	0	0.0560	0.321	0.0629	3.530***	0.0005	3.2079***	0.0013
1	116	0.1072	0	0.0885	0.484	0.0968				
パネル E 純資産株価比率 (BPR)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	1.0664	0.1636	0.9030	2.946	0.6460	-1.4878	0.1384	-3.279***	0.0010
1	116	0.8941	0.1901	0.6575	6.834	0.9500				
パネル F 増収率 (Growth)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	0.3726	-49.63	-0.191	60.442	13.132	2.1102**	0.0360	2.7985***	0.0052
1	116	4.8775	-14.67	2.1050	152.81	16.804				
パネル G 社債比率 (Bratio)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	0.0422	0	0	0.3141	0.0670	0.0472	0.9625	0.44354	0.6574
1	116	0.0426	0	0.0085	0.1995	0.0572				
パネル H 増資比率 (Cratio)										
観測値	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差	t 検定の t 値	p 値	WC 検定の z 値	p 値	
0	92	0.7185	0	0	12.064	2.2431	3.227***	0.0015	4.4370***	0.0000
1	116	2.5991	0	0.0426	33.611	5.2184				

(注) \*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*1%水準で有意

図表 27 独立変数の相関係数

	ROE	BPR	Cratio	Growth	FolInvest
ROE	1	-0.5200	0.4157	0.3811	0.2595
BPR	-0.1410	1	-0.3150	-0.2441	-0.3639
Cratio	0.2124	0.0575	1	0.1828	0.3183
Growth	0.2964	-0.1092	0.1765	1	0.0831
FolInvest	0.1892	-0.2232	0.2624	0.0349	1

注) 下三角行列 Pearson 係数, 上三角行列 Spearman 係数

図表 28 プロビット分析の結果

変数	モデル1			モデル2			モデル3		
	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
定数項	-0.24307	0.20085	-1.21020	0.2262					
ROE	0.01513	0.01260	1.20102	0.2297					
BPR	-0.08305	0.12119	-0.68530	0.4932					
Cratio	0.06511	0.03388	1.92175	0.0516					
FolInvest	2.84148	1.28012	2.21970**	0.0264					
Soption	0.48576	0.27593	1.74602*	0.0808					
Growth	0.00801	0.00760	1.05291	0.2924					
			R <sup>2</sup> 0.1016						
			R <sup>2</sup> 0.1007						

注) ①モデル1: Disclosure =  $\beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 BPR + \beta_3 Cratio + \beta_4 FolInvest + \beta_5 Soption + \beta_6 Growth$

モデル2: Disclosure =  $\beta_0 + \beta_1 ROE + \beta_2 Cratio + \beta_3 FolInvest + \beta_4 Soption + \beta_5 Growth$

モデル3: Disclosure =  $\beta_0 + \beta_1 BPR + \beta_2 Cratio + \beta_3 FolInvest + \beta_4 Soption + \beta_5 Growth$

② R<sup>2</sup> は MacFadden の R<sup>2</sup> である。

③ \*10%水準で有意 \*\*5%水準で有意 \*\*\*1%水準で有意

水準の間で有意な正の値になった、ということが分かる。シグナリング仮説やエイジェンシー費用仮説の変数を所与としても、FolInvest と Cratio および Soption には追加的な説明力がある。つまり、外国人持株比率が高く、ストック・オプション制度を導入し、多額の増資を行う企業ほど、中間連結財務諸表を任意開示する傾向がある、ということである。これは、コーポレート・ガバナンス仮説と直接金融仮説および経営者報酬仮説が、他の仮説よりも中間連結財務諸表の任意開示について説明力が大きいことを示唆している。

ただし、Disclosure(任意開示) = 1998年9月中間決算期の中間連結財務諸表を任意開示した企業は1、非開示企業は0で示す

ROE(自己資本利益率) = 1998年3月期の当期純利益 ÷ 自己資本 × 100

BPR(純資産株価比率) = 1998年3月期の純資産額 ÷ 1998年3月末日の株価 × 期末発行済株式数

Cratio(増資比率) = 1998年3月期と1999年3月期の増資額 ÷ 資産総額 × 100

FolInvest(外国人持株比率) = 1998年3月期の外国法人等所有株数 ÷ 期末発行済株式数(千株)

Soption(ストック・オプション採用) = 1998年9月の中間決算期までにストック・オプションの採用を決断した企業は1、非採用企業は0で示す

Growth(増収率) = (1998年3月期の売上高 / 1997年3月期の売上高 - 1) × 100

従属変数である Disclosure は二値変数であるため、モデル1の推定にプロビット・モデルを使用する。本研究では、モデルの推定に先立ち、独立変数の相関係数を調べた。その結果が図表27に要約されている。図表27によれば、ROEとBPRのスピアマン係数(マイナス0.52)、ROEとCratioのスピアマン係数(0.42)、およびROEとGrowthのスピアマン係数(0.38)が比較的大きく、モデルの推定に際して多重共線性が懸念される。そこで本研究では、モデル1からBPRを除外したモデル2、ROEを除外したモデル3を併せて推定した。これらの推定結果が相互に矛盾しなければ、本研究は多重共線性について頑健だということになる。モデル1からモデル3までの推定結果を図表28に示した。

図表28を見れば、①回帰係数の符号はすべて仮説と整合的である、②FolInvestの係数は全部のモデルにおいて5%水準で有意な正の値になった、③CratioとSoptionの係数はモデルに応じて3%水準から8%

## 六 本研究の総括と今後の研究課題

七回にわたって「ディスクロージャーの戦略と効果」を論じた。本研究の主たる目的は、自主的ディスクロージャーの経済的影響を分析することにあつた。われわれは第二節と第三節で、日本証券アナリスト協会によるディスクロージャー評価を用いて、それが資本コストと負債コストに及ぼす影響を調査した。そして、ディスクロージャーに積極的な企業ほど、資本コストと負債コストが小さいことを示す証拠を得た。逆に、ディスクロージャーに消極的な企業は、ディスクロージャー・デバイドの状態に陥っている。

さらに第四節と第五節で、中間連結財務諸表を任意開示した企業について、任意開示の経済効果と開示目的を分析した。その結果、中間連結財務諸表を任意開示した企業は、開示しない企業よりも資本コストが小さく、株式が活発に売買されており、アナリストによる利益予測の誤差も小さい、という経済効果が明らかになった。また、中間連結財務諸表を任意開示する企業は、①グッド・ニュースを持っており、②エイジェンシー費用が相対的に大きく、③外国人投資家の圧力が強く、④ストック・オプション制度を導入し、⑤直接金融を実施する傾向がある。中でも③④⑤の影響力が大きいことが分かった。要するに、中間連結財務諸表の任意開示は、ストック・オプションと直接金融を有利に実行し、コーポレート・ガバナンスに対する外国人投資家の要求を満たす戦略的行動であつた、と解釈される。経営者は、任意開示によるディスクロージャー・オポチュニティを目指していたのであろう。

以上、本研究は、ディスクロージャー・デバイドとディスクロージャー・オポチュニティを示す複数の証拠を得た。従来、わが国ではディスクロージャーを論ずる際、企業の情報作成コストと投資家の情報利用ベネフィットを分析の中心に据えていた。そして投資家のベネフィット（投資家保護）のために、企業にコスト

負担を求めるという片務的關係を前提にしていた。しかし、われわれの調査結果によれば、企業はディスクロージャーを積極的に行うことで、経済的ベネフィットを確かに享受している。だからこそ、企業はディスクロージャーを戦略的に行う動機を持つのである。もしディスクロージャーにより、投資家と共に企業もベネフィットを享受するのであれば、ディスクロージャーは法律の枠を超えて経済行為として進展する可能性がある。そのときには、会計規制のあり方も変わるであろう。どこまでを市場にまかせて、どの部分を規制するのかを、会計基準設定論の中で問わなければならない。その線引きをするには、企業の会計行動をつぶさに観察し、その行動が投資家などの利害関係者に与える影響を分析する必要がある。ディスクロージャーに関する実証研究の蓄積が不可欠であろう。

最後に、今後の検討課題を指摘する。第一に、ディスクロージャーの経済効果を時系列分析することがあげられる。本研究は、クロスセクション分析にとどまっており、わずかに市場ベータについては、任意開示を境にしたベータ値の変化を分析したが、株式取引高とアナリストの利益予測などについては、時系列分析を全くしていない。任意開示により株式取引高が以前よりも増加したのか、あるいは、アナリストの利益予測が以前よりも正確になったのか、ということ进行分析する必要がある。第二に、株式の流動性と資本コストおよび情報の非対称性を代理する変数として、本研究で用いた以外のものを使用することが考えられる。たとえば、株式売買におけるビッド・アスク・スプレッドを、株式の流動性を示す変数として用いることができる。あるいは、ニアアクター・モデル (Gompers and Pfleiderer, 1998) を用いた資本コストの推定も可能であろう。

注(1) 企業の成長性が株価に織り込まれているとすれば、投資機会集合が豊富で成長性の大きい企業ほど、当該企業の純資産額を上回る株価が形成されるはずである。そのような株価形成を前提にして、純資産額株価比率が小さい企業ほど多くの投資機会集合を有していると考えるのである。

## 引用文献

- 青山誠 (1985) 「会計情報と投資家行動—市場ベータと会計ベータの対応関係を中心として」『ビジネス・レビュー』第三三巻第一号、七七—八七頁。
- Fama, E. F., and K. R. French (1996), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, pp. 55-83.
- Gibbins, M., A. J. Richardson, and J. Waterhouse (1992), *The Management of Financial Disclosure: Theory and Perspectives*, The Canadian Certified General Accountants' Research Foundation.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu (2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Nos. 1-3, pp. 405-440.
- Kallapur, S. and M. A. Trombley (1999), "The Association between Investment Opportunity Set Proxies and Realized Growth," *Journal of Business, Finance, and Accounting*, Vol. 26, pp. 505-519.
- 久保利英明・鈴木忠雄・高梨智弘・酒井雷太 (一九九八) 『日本型コーポレートガバナンス』日刊工業新聞社。
- Lang, M., and R. Lundholm (1993), "Cross-sectional Determinants of Analyst Rating of Corporate Disclosure," *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, No. 2, pp. 246-271.
- Leftwich, R. W., R. L. Watts, and J. L. Zimmerman (1981), Voluntary Corporate Disclosure: The Case of Interim Reporting, *Journal of Accounting Research*, Vol. 19, Supplement, pp. 50-77.
- 小野二郎 (一九八二) 「わが国証券市場における会計ベータと市場ベータの関連」日本経営財務研究会編 『日本の経営財務の解明』中央経済社、一四三—一五八頁。
- 桜井久勝 (一九九二) 『会計利益情報の有用性』千倉書房。
- 須田一幸 (二〇〇〇) 『財務会計の機能—理論と実証—』白桃書房。

(須田・神戸大学教授) (乙政・阪南大学教授) (松本・関西大学助教授)

(首藤・専修大学専任講師) (木田・関西大学大学院博士課程)

土方 久著

## 貸借対照表能力論

A 5 判 上製  
本体三五〇〇円

会計「制度」は、制度疲労を来しているが、過去の歴史のなかで実践された論理を今日の歴史の中で認識して、新たな貸借対照表能力、新たな貸借対照表評価を想像ないし創造するため再認識を目的にまとめた。

百合野正博著

## 日本の会計士監査

A 5 判 上製  
本体二八〇〇円

現在の日本の会計士監査制度を解説するだけでなく、会計システムが構えている個別の問題点について論じ会計士監査制度が日本の社会的経済的コンテキストのもとでパブリックの期待に応えているかを論じた。

佐藤博明 編著

## ドイツ会計の新展開

A 5 判 上製  
本体三五〇〇円

六つの論点から、会計グローバリゼーションの中でドイツ会計制度の対応と変化を跡づけ、制度的機能の現代的態様の解明に迫り、そこから現代ドイツ会計のリアルな姿態を浮き浮りにした。

村瀬儀祐 編著

## 会計判断の制度的性質

A 5 判 上製  
本体三五〇〇円

加藤盛弘教授の環曆を祝して刊行された本書は、アメリカと日本における会計判断の形成プロセスにどのような相違があるか、また会制判断が生み出す会計効果とは何か、二国における制度的な性質を検討した。

遠藤 孝著

## 引当金会計制度の展開

A 5 判 上製  
本体三八〇〇円

企業会計制度に政策志向が先行し、制度にかかわる会計論理が破綻をきたすということを、引当金会計制度の性質、形成過程、成立と変遷、引当金概念の変化、などの検討を通じ、本質を明らかにした。

\*消費税は別に加算されます。