

現代ディスクロージャー研究

現代ディスクロージャー研究 2013年10月

NO.13

須田一幸先生追悼号

日本ディスクロージャー研究学会

現代ディスクロージャー研究

JARDIS

須田一幸先生追悼号

No.13
2013.10

日本ディスクロージャー研究学会

謹んで本研究誌を

須田一幸教授の御霊に捧ぐ



故 須田一幸 教授

須田一幸先生 略歴・研究業績

略 歴

- 1955年 9月 秋田県に生まれる
1978年 3月 福島大学経済学部卒業
1984年 3月 一橋大学商学研究科博士後期課程単位取得
1984年 4月 京都産業大学経営学部講師
1990年 4月 関西大学商学部助教授
1995年 4月 関西大学商学部教授
1987年 ロチェスター大学客員教授（～88年）
1996年 アルバート大学客員教授（～97年）
2000年11月 博士（経営学）（神戸大学）
2001年 4月 神戸大学経済経営研究所教授
2004年 4月 早稲田大学ファイナンス研究科教授
2011年 5月 ご逝去

研究業績

著 書

1. 実証理論としての会計学（翻訳、*Positive Accounting Theory*, R. L. Watts and J. L. Zimmerman, 1986, Prentice-Hall, Inc.），白桃書房，1991年
2. 財務会計のフロンティア（会計フロンティア研究会編，分担執筆），中央経済社，1993年
3. 財務会計と制度会計（中村忠編，分担執筆），白桃書房，1994年
4. 社会関連情報のディスクロージャー（山上達人，飯田修三編，分担執筆，共著者：國部克彦），白桃書房，1994年
5. 企業会計の経済学的分析（シヤム・サンダー，山地秀俊編，分担執筆），中央経済社，1996年
6. 現代会計学入門（中村忠監修，共編者：佐藤文雄），白桃書房，1996年
7. 現代財務会計の視点—現状と課題（末政芳信編，分担執筆），同文館，1997年
8. 財務会計・入門—企業活動を描き出す会計情報とその活用法（共著者：桜井久勝），有斐閣，1998年
9. 日本企業の会計実態（松尾聿正，柴健次編，分担執筆），白桃書房，1999年
10. 財務会計の機能—理論と実証（単著），白桃書房，2000年
11. 会計制度改革の実証分析（編著），同文館出版，2004年
12. ディスクロージャーの戦略と効果（編著），森山書店，2004年
13. 実証会計学（石塚博司編，分担執筆），中央経済社，2006年
14. 会計操作—その実態と識別法、株価への影響（共編著：山本達司，乙政正太），ダイヤモンド社，2007年

15. 会計制度の設計（編著），白桃書房，2008年
16. 現代のディスクロージャー—市場と経営を革新する（共編者：柴健次，薄井彰），中央経済社，2008年

研究論文

1. 準更生会計の拡張—物価変動会計の視点から，産業経理 43 (2)，100-109，1983年
2. 準更生会計の拡張—物価変動会計の視点から，産業経理 43 (3)，96-106，1983年
3. カレントコスト会計における利益分割測定表示と業績評価，産業経理 44 (3)，100-110，1984年
4. アメリカ時価主義会計論の展開—実践論から理論的研究へ (1)，経済経営論叢 20 (1)，127-181，1985年
5. アメリカ時価主義会計論の展開—実践論から理論的研究へ (2)，経済経営論叢 20 (2/3)，504-540，1985年
6. カレントコスト会計情報と営業キャッシュフローの予測，産業経理 46 (3)，63-77，1986年
7. カレントコスト会計情報の有用性 (1)—投資収益との関係から，経済経営論叢 21 (3)，291-330，1986年
8. カレントコスト会計情報の有用性 (2)—投資収益との関係から，経済経営論叢 22 (1)，91-110，1987年
9. カレントコスト会計における利益分割測定表示と将来利益予測 (資料)，会計 132 (1)，116-133，1987年
10. 日米証券市場における会計情報の有用性比較，商学論集 57 (3)，23-45，1989年
11. カレントコスト会計情報の有用性 (3)—投資収益との関係から，経済経営論叢 24 (2)，80-141，1989年
12. 有価証券時価情報開示と代替の情報源，会計 139 (6)，791-806，1991年
13. 適時開示された含み損情報の有用性 (共著者：宮下洋)，会計 141 (6)，811-829，1992年
14. 契約の経済学と会計規制 (1)，会計 143 (4)，500-515，1993年
15. 契約の経済学と会計規制 (2)，会計 143 (5)，713-728，1993年
16. 会計の機能と債務契約，関西大学商学論集 38 (3/4)，461-499，1993年
17. 社債発行プレミアムの会計処理 (共著者：野口晃弘)，JICPA ジャーナル 5 (12)，79-84，1993年
18. 会計の契約支援機能とディスクロージャー制度，COFRI ジャーナル (10)，69-81，1993年
19. IASC 概念フレームワークの行方，関西大学商学論集 39 (1)，27-42，1994年
20. 確定決算主義の影響—貸倒発生率の分析から (共著者：佐藤文雄，山野義明)，産業経理 54 (1)，72-82，1994年
21. 会計情報開示のベネフィットとコスト，会計 146 (5)，649-668，1994年
22. 社債投資家保護と原価主義会計，企業会計 47 (1)，45-51，1995年
23. 成果配分制度と会計，社会関連会計研究 (7)，31-42，1995年
24. 利益操作と実態開示 (1)，会計 148 (2)，184-196，1995年
25. 利益操作と実態開示 (2)，会計 148 (3)，406-414，1995年
26. 会計手続き選択の決定要因—社債プレミアムの会計 (共著者：野口晃弘)，JICPA ジャーナル 7 (4)，23-29，1995年
27. 資本連結と会計課題，税経通信 52 (12)，130-137，1997年
28. ファンダメンタル分析と証券市場の効率性 (1)，会計 153 (5)，49-59，1998年
29. ファンダメンタル分析と証券市場の効率性 (2)，会計 153 (6)，94-104，1998年
30. エイジェンシー理論とディスクロージャー，企業会計 50 (1)，50-58，1998年

31. 減損会計の実務と理論, 関西大学商学論集 43 (4), 175-210, 1998年
32. 財務制限条項と経営者の裁量行動 (小西善雄教授古稀記念特集号), 関西大学商学論集 44 (4), 215-253, 1999年
33. 固定資産の現在価値, 企業会計 52 (8), 1080-1086, 2000年
34. キャッシュフロー情報と利益情報の有用性 (1), 会計 160 (1), 39-50, 2001年
35. キャッシュフロー情報と利益情報の有用性 (2), 会計 160 (2), 12-24, 2001年
36. 経営者の利益予測と裁量的会計行動 (共著者: 首藤昭信), 産業経理 61 (2), 46-56, 2001年
37. 減損会計の実務と情報内容, 会計プロGRESS (2), 23-35, 2001年
38. ERPパッケージと簿記教育, 関西大学商学論集 45 (6), 23-38, 2001年
39. 学界論叢 生命保険会計制度の行方, JICPA ジャーナル 13 (8), 36-43, 2001年
40. 税効果会計実務の決定要因と株価関連性の分析, 経済経営研究年報 (52), 65-97, 2002年
41. 環境会計と証券市場, 創価経営論集 26 (3), 15-28, 2002年
42. ディスクロージャーの戦略と効果 (1) (共著者: 乙政正太, 松本祥尚, 首藤昭信, 太田浩司), 会計 162 (1), 121-134, 2002年
43. ディスクロージャーの戦略と効果 (2) (共著者: 同上), 会計 162 (2), 265-276, 2002年
44. ディスクロージャーの戦略と効果 (3) (共著者: 同上), 会計 162 (3), 440-452, 2002年
45. ディスクロージャーの戦略と効果 (4) (共著者: 同上), 会計 162 (4), 585-596, 2002年
46. ディスクロージャーの戦略と効果 (5) (共著者: 同上), 会計 162 (5), 743-756, 2002年
47. ディスクロージャーの戦略と効果 (6) (共著者: 同上), 会計 162 (6), 909-921, 2002年
48. クラスタ分析による会計基準の国際的類型化 (松谷勉教授古稀記念特集) (共著者: 百合岡靖裕), 関西大学商学論集 47 (4/5), 35-65, 2002年
49. ディスクロージャーの戦略と効果 (7) (共著者: 同上), 会計 163 (1), 119-134, 2003年
50. 会計基準の国際的類型 (国際会計基準の動向とわが国会計開示の現状と課題), 国際会計研究学会年報, 21-38, 2003年
51. 会計情報の質の決定要因, 企業会計 55 (1), 56-64, 2003年
52. アメリカにおける実証会計学の展開, 神戸学院経済学論集 34 (4), 23-57, 2003年
53. 分析のフレームワーク (リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析 (1)), ディスクロージャー・フォーラム (1), 20-23, 2003年
54. 分析結果の概要 (リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析 (1)), ディスクロージャー・フォーラム (1), 24-45, 2003年
55. 新会計基準の設定と株式の相互持合い (リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析 (1)) (共著者: 薄井彰), ディスクロージャー・フォーラム (1), 61-64, 2003年
56. ファイナンス論と会計利益, 企業会計 55 (9), 1264-1274, 2003年
57. 時価評価基準と社債契約 (リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析報告書について (2)) (共著者: 首藤昭信), ディスクロージャー・フォーラム (2), 22-26, 2003年

58. 時価評価基準と負債コスト（リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析報告書について（2））（共著者：首藤昭信），ディスクロージャー・フォーラム（2），27-29，2003年
59. 税効果会計基準と銀行の自己資本比率規制（リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析報告書について（2）），ディスクロージャー・フォーラム（2），39-42，2003年
60. 新会計基準の設定と銀行の貸出行動（リサーチ新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析報告書について（2））（共著者：宮尾龍蔵），ディスクロージャー・フォーラム（2），43-45，2003年
61. 会計利益情報の実際的有用性と会計基準設定—行動ファイナンス論の視点，国民経済雑誌 188（5），29-50，2003年
62. 中小会社の会計と開示—アンケート調査の分析結果（共著者：鈴木一水），会計 165（2），238-253，2004年
63. 企業会計における利害調整機能，会計 165（4），485-501，2004年
64. 倒産企業の会計操作（1）—会計手続き選択の分析（共著者：乙政正太，浅野信博），会計 165（4），558-571，2004年
65. 倒産企業の会計操作（3）—経営者による利益予想の分析（共著者：太田浩司），会計 165（6），913-927，2004年
66. 倒産企業の会計操作（6）—証券市場に与えた影響（共著者：榎本正博，石川博行，音川和久），会計 166（3），459-469，2004年
67. 開示最前線 中小会社のディスクロージャーと監査—アンケート結果の分析（共著者：鈴木一水），ディスクロージャー・フォーラム（5），1-16，2004年
68. フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究—株価関連性の比較（共著者：竹原均），現代ディスクロージャー研究（5），23-35，2004年
69. 新会計基準設定の経済的帰結，会計 167（2），165-184，2005年
70. 会計基準設定が企業経営に与えた影響，証券アナリストジャーナル 43（5），67-77，2005年
71. 残余利益モデルと割引キャッシュフローモデルの比較—ロング・ショート・ポートフォリオ・リターンの分析（共著者：竹原均），現代ファイナンス（18），3-26，2005年
72. 研究者の視点 財務会計の契約支援機能—最近の動向，会計基準（14），144-148，2006年
73. 四半期財務情報の有用性と問題点，会計基準（15），73-85，2006年
74. 退職給付会計基準が企業経営と資本市場に与える影響，年金と経済 26（3），20-28，2007年
75. 情報サービス産業における裁量的会計行動の実証分析（共著者：吉田信二），産業経理 68（1），56-68，2008年
76. 財務報告の効率性と公平性，会計 173（1），64-81，2008年
77. 利益情報の実際的有用性—異常会計発生高と異常リターンの関係，会計学研究（22），1-28，2008年
78. 社債市場における会計発生高と債務不履行リスクの評価（共著者：竹原均），現代ディスクロージャー研究（8），25-41，2008年
79. 日本企業の財務報告—サーベイ調査による分析（共著者：花枝英樹），証券アナリストジャーナル 46（5），51-69，2008年

80. 実証会計学の潮流, 企業会計 60 (7), 946-954, 2008年
81. 会計操作の実証研究—サーベイ・データによる分析, 年報経営分析研究 (25), 11-14, 2009年
82. 国際会計基準の導入と株式市場, 証券アナリストジャーナル 47 (4), 28-43, 2009年
83. Common risk factors versus a mispricing factor of Tokyo Stock Exchange firms: Inquiries into the fundamental value derived from analyst earnings forecasts (co-author: Keiichi Kubota, Hitoshi Takehara), *International Review of Finance* 9 (3), 269-294, 2009.
84. IFRS導入の経済的影響—有給休暇引当金の実証分析 (共著者: 大久保昭平), 税経通信 64 (13), 17-24, 2009年
85. The relative and incremental explanatory powers of dirty surplus items for debt interest rate (co-author: Akinobu Shuto, Shota Otomasa), *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation* 18 (2), 119-131, 2009.
86. Dissemination of accruals information, role of semi-annual reporting, and analysts' earnings forecasts: Evidence from Japan (co-author: Keiichi Kubota, Hitoshi Takehara), *Journal of International Financial Management & Accounting* 21 (2), 120-160, 2010.
87. 企業のライフサイクルとキャッシュフロー情報の有用性 (共著者: 渡辺正和), 産業経理 70 (3), 59-72, 2010年
88. 内部統制とガバナンスに関する日米比較 (1)—サーベイ調査の結果 (共著者: 佐々木隆志, 中島真澄, 奥田真也), 会計 179 (6), 906-922, 2011年
89. 内部統制とガバナンスに関する日米比較 (2)—サーベイ調査の結果 (共著者: 同上), 会計 180 (1), 115-129, 2011年
90. Information content of other comprehensive income and net income: Evidence for Japanese firms (co-author: Keiichi Kubota, Hitoshi Takehara), *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 18 (2), 145-168, 2011.
91. 会計発生高アノマリーと債務不履行リスク (共著者: 竹原均), 現代ディスクロージャー研究 (13), 15-30, 2013年

現代ディスクロージャー研究

No.13 2013年10月

須田一幸先生追悼号

日本ディスクロージャー研究学会

目 次

須田一幸先生 略歴・研究業績

須田一幸先生の3つの思い出 —誠実で穏やかな泰斗— …… 黒川 行治 (1)

須田一幸学兄との思い出 …… 伊藤 邦雄 (3)

株価・会計情報研究の私的価値と公的含意 …… 桜井 久勝 (5)

須田先生との思い出 …… 中野 誠 (11)

須田一幸先生との最後の共同研究論文 …… 竹原 均 (13)

会計発生高アノマリーと債務不履行リスク …… 須田 一幸 (15)
竹原 均

倒産企業の会計操作 …… 山本 達司 (代表) (31)

倒産企業における会計操作の検出 …… 榎本 正博 (33)
首藤 昭信

| | |
|----------------------------------|-------------|
| 倒産企業の資金調達と会計操作 | 木村 史彦 (49) |
| | 山本 達司 |
| 倒産企業における監査人の交代と会計操作 | 浅野 信博 (65) |
| | 高田 知実 |
| 倒産企業の開示する業績予想と会計操作 | 太田 浩司 (79) |
| | 乙政 正太 |
| 倒産企業の会計操作と証券市場 | 石川 博行 (97) |
| | 音川 和久 |
| 公会計に関する国際比較研究のための覚書 —スペインの公会計の概要 | |
| | 柴 健次 (109) |
| 金融商品会計基準と「その他有価証券」の投資行動 | 薄井 彰 (117) |
| 新株予約権の会計と持分時価変動情報の開示 | 野口 晃弘 (129) |
| 利益訂正の伝播効果と会計情報の信頼性 | 奥村 雅史 (137) |
| 日本企業における非財務情報の開示 | 中條 祐介 (153) |
| 退職給付会計における報告利益管理行動とJones型モデルの修正 | 吉田 和生 (167) |

須田一幸先生の3つの思い出 — 誠実で穏やかな泰斗 —

黒川 行治 (慶應義塾大学 教授)
Yukiharu Kurokawa, Keio University

あまりにも早いご逝去であった。実証研究におけるフロント・ランナーとして20年間獅子奮迅の活躍を続けられ、金融市場と財務情報の相互浸透の実態を企業行動の観点から明らかにする最先端の研究成果を競っている最中であった。須田一幸先生の存在によってわが国会計学の実証研究の水準が国際的レベルに引き上げられたのである。しかもこの間、自己の研究に没頭されるだけでなく、後進の研究者を育て、学会の所用もこなされ、公共社会のためにも尽くしてこられた。須田先生とは20年余にわたるお付き合いであり多くの記憶があるが、その中から3つを選び記述することで、須田先生のこの世での存在の有り様を後世にお伝えしたい。

第1に、須田先生が米国留学からご帰国されてすぐ、ワッツ＝ジンマーマンの翻訳書『実証理論としての会計学』を刊行する前に、神戸で学会に出席する道すがらお会いしたときの印象である。約20年前は、学会に出席する場合にはスーツにネクタイが慣行であった。そこに、ジャケットにジーンズ風のパンツ、明るいブラウンの鞆と靴の出で立ちで登場され、まだ少壮の学者の風も残っていたので、とても似合って様になっていた。さらに、学会の報告会場では、そのオシャレな学者の報告者への質問が、最先端の実証研究を習得されたことであり、新鮮かつ的を射ていてともかくも恰好良かった。私も1986-88年まで米国に留学しワッツ＝ジンマーマンの原書を読み、帰国後

実証研究をしていた頃で、「効率的市場仮説の成立に関する一連の実証研究と市場を誤導させるかのような企業の決算行動を明らかにする研究との両立の意義」を学会の休憩時間に須田先生と語ったことを覚えている。わが国で実証研究が本格化する草創期の話である。

第2に、約10年前に公認会計士第2次試験委員(財務諸表論)でご一緒する機会があった。当時の試験制度は、1科目あたり5人の委員で短答試験と論述試験の問題を作成し、採点することになっていた。3年任期で各委員は任期をずらして任命されており、一部ずつ委員は交代していく。私の方が年上で先に試験委員になっていたので、経験者の立場だった。試験問題作成過程では試験委員間でよく議論をする。とくに財務諸表論が担当なので、会計理論に属する議論であり、正解がかならずしも一つしか存在するとは限らないこともある。須田先生はご自身が師匠と考える中村忠先生の理論を重視されていた印象が大きい。「師匠を大切に思っているのだな」と心が温まるのを覚えた。須田先生のお人柄を一言でいえば誠実で責任感があり、真っ直ぐな思考をされる方である。責任感とは時として自己の心身を痛める。当時の公認会計士試験委員のタスクは過酷としか言いようがないものであった。1万数千人の短答試験受験者を足切りで3千数百人に絞った後の論述試験受験者3千数百人の答案は、白紙など有るはずもなく、同程度のレベルにある受験者が精一杯書いた

答案になっている。その答案に差をつけて採点しなければならぬ。私の経験では、1行ずつ読んで細かく加点するので、1枚あたり5分必要であった。1時間に12人分しか採点できない。正味10時間採点に没頭しても1日に採点できるのはせいぜい120人分である。3千数百人分の答案を採点するのに何日必要であろうか。しかも、500枚程度終わったころに漸く採点基準が安定するので見直しを数百枚することになる。試験委員に任命される年頃というのは50歳前後で、研究と大学等の所用に追いかけている頃でもある。試験委員中の須田先生の学会での大活躍の様子を見ていて、その強靱な心身にびっくりしていたが、今から思うと、当時の公認会計士試験委員の過酷な仕事がお病気の遠因の一つになったのではないかと考えてならない。誠実で責任感の強い人は、時として自分の寿命を短くするのである。

第3に、2年半前に2つの学会が統合して設立した当学会すなわち、日本ディスクロージャー研究学会の統合準備での思い出話を記述したい。当学会は、実証研究を主たる研究領域とし大学における研究者が主たる構成員であった「ディスクロージャー研究学会」と、経営・会計実務の事例研究、公会計や非営利組織の会計などの比較的幅広いテーマを対象に、会員として実務家も多く参加されていた「日本経営ディスクロージャー研究学会」が統合した。両学会それぞれの設立の経緯

や紛らわしい名称等も踏まえ、前者の柴会長、須田事務局長、後者の黒川会長（私）、亀川理事長が知己であることから、この時期を逃せば統合は不可能との結論に達し、準備委員会を作り2年余をかけて統合にこぎ着けた。須田先生は研究活動で超多忙にもかかわらず事務局長として学会運営の諸事に当たっておられ、さらに統合のための準備に尽力された。発病される数カ月前にも、準備委員会の会合の後、一緒に飲んでいた。須田先生のお酒はさわやかである。人の悪口をまずはおっしゃらない。穏やかで聞き上手である。柴教授は須田先生と気が合ったに違いない。歳を重ねる程、同じ体験をしてきた同年代の知己と飲む酒席がこの上ない楽しみの一つとなる。私的にも須田先生のご他界はあまりに大きな損失としか言いようがない。

須田先生のように、わが国において実証会計研究を牽引する立場に居ながら、学会の所用を快く引き受ける先生は多くはいない。会員のため、すなわち他人のためという利他的な行動をすることを行為規範に置いている人でないといけない。大多数の会員は、学会運営の労をとっているボランティア精神を持つ少数者に依存している。須田先生は、人間社会において立派な価値観を持ち実行してこられた。私は須田先生の知己として、その生きざまに深い敬意を感じ、これまでの友情に感謝するのみである。

(2012年12月 日本ディスクロージャー研究学会会長)

須田一幸学兄との思い出

伊藤 邦 雄(一橋大学 教授)
Kunio Ito, Hitotsubashi University

私が一橋大学・中村忠先生の大学院ゼミナールに進学した3年後に入ってきたのが須田一幸君であった。私にとっては年齢が最も近い弟子に当たる。大変性格が良く、かつ向上心も人一倍高く、出身大学が違ったが年齢も近かったこともあり、私とは気が合い、すぐに親しくなった。いや私だけでなく、中村先生はもちろんのこと、他の諸先輩からも可愛がられた。以下、須田君との思い出を綴りたい。

私は博士後期課程1年次の冬に、ハーバード大学に研究調査に出かけることになった。当時は大学院生が海外に研究に出るなどというのは極めて珍しかったため、大学院生が集まってある夜、歓送会をしてくれることになった。それを当日聞きつけた中村先生が「じゃ、僕も出よう」ということで、恩師も参加することになった。その歓送会の幹事役を務めてくれたのが須田君だった。

ということで、その夜は15人ほどが集まり、それはそれは大変に盛り上がった。盛り上がり度と飲酒量との間の相関係数が極めて高いことは、改めて説明することもないであろう。あれほど楽しく、盛り上がった宴会は、私の経験でもそう多くはない。激しく盛り上がった宴会は、ときに会の終わりにいささか困った事態を招くことも少なくない。

案の定だった。会の予定終了時刻に参加者が「立ち上がれない」のである。大丈夫だったのは、須田君と私だけである（恩師の名誉のために言っておくと、私が恩師の中村先生と一緒に飲んだ多く

の機会の中で、「立ち上がれなかった」のはこの1回だけである）。私はもちろん送られる側であるから、それなりの緊張感があり、何とか無事だった。さすがに須田君は幹事役の強い責任感から、全く乱れなかった。生前、須田君と親交のあった諸賢はご記憶のことと思うが、同君は酒はあまり強くなく、すぐに顔が赤くなるほうである。中村先生の酒による訓練を受けたにもかかわらず、そこはあまり変わらなかったように思う。その須田君が、幹事役を立派に果たしてくれた。

これには、ある出来事が待ち受けていた。その夜、宴会が終わったので、私は中村先生のショルダーバッグと自分のバッグを持って店の外に出た。しかし、誰も店の外に出てこないで（出てくることができなかった！）、2つのバッグを店先の外側のドアの前に置いたまま、店内にみんなを呼びに戻ったのである。その後、店先に再び戻った時には、2つのバッグとも消えていた。中村先生のバッグの中には財布が入っていた。私のバッグの中には、当日はゼミでの発表もあったことから私にとっては貴重な資料が多く入っていた（一部はアメリカに持って行く資料）。その時の驚きとショックは今でも鮮明に覚えている。中村先生はその後、私を責めることは全くなかった。

それから時が流れ10年ほど経ったころ、私はスタンフォード大学で在外研究を行っていた。その期間中に、須田君が同大学に隣接するメンロパーク市の我が家を訪れた。同じころ、彼はロチェスター大学の客員研究員をしていたこともあり、わ

ざわざアメリカの最東からカリフォルニアに来てくれたのである。スタンフォード大学の構内を案内しながら、私たちは久々の旧交を温めた。当時、須田君はロチェスター大学でワッツ教授に師事し、当時台頭しつつあった契約理論に基づいた実証的会計理論を学んでいた。私のほうは、ビーバー教授のもとで、資本市場に焦点を当てた実証的会計研究を学んでいた。須田君も私も、アメリカでの体験がその後の研究の方向性に大きく影響を与えることになった。その意味で、須田君と私は似たような道程を辿ってきたように思う。

それから20年ほどが過ぎたとき、私は須田君とある研究会で一緒になった。東京証券取引所が行ってきた決算短信における業績予想開示の制度を見直すことを目的とした「上場会社における業績予想開示の在り方に関する研究会」が、東京証券取引所から日本証券経済研究所への委託によって2010年10月に設置されることになった。私は座長を拝命し、かつメンバーの選定も委ねられた。そこで、長年ディスクロージャーの研究を行ってきた須田君をメンバーにするよう事務局に要請した。もちろん当時、須田君がすでに体調を崩し、

厳しい状況にあることは知っていた。そのため、事務局には無理に頼むのではなく、須田君の意向を尊重し、ご本人が快諾されるのであれば、お願いするようにと伝えてあった。そして須田君から快諾をいただいた。

毎回、その強い責任感から、須田君は一生懸命メモを用意し、会議に臨んでいた。発言は適切かつ鋭いものであった。そして前向きであった。研究会が夕方に差し掛かることも多かったため、一定の時刻が来ると、須田君は大学での夜間の授業のため、中座した。その姿は痛々しく、胸が締め付けられる思いであった。研究会も最後の頃になり報告書をまとめる段階で、須田君の訃報を知った。研究会メンバーの全員一致で、研究会の成果である報告書を須田君に捧げることにした。

須田一幸君の研究者として清麗に取り組む姿勢、そして教育者として温かく接する姿勢は、多くの研究者や教え子の心に深く刻まれているに違いない。いまや恩師を、そして優秀な弟弟子を失い、寂寥感を禁じ得ない。

須田一幸先生のご冥福を心よりお祈り申し上げます。

株価・会計情報研究の私的価値と公的含意

桜井久勝(神戸大学 教授)
Hisakatsu Sakurai, Kobe University

1. 語り合ったこと、もっと語りたかったこと

本稿には一見して学術研究論文のようなタイトルを付してはいるが、その実は、証券価格形成に関連する財務会計の実証研究をめぐって、須田一幸先生と二人で語り合ったさまざまな思い出を綴ったエッセイである。

神戸大学六甲台キャンパスの木々が色づき始める11月下旬になると、毎年私は早稲田大学日本橋キャンパスの須田先生の研究室を訪問するアポイントメントのメールを送っていたことを思い出す。1998年以来、有斐閣からの共著として版を重ねてきた『財務会計・入門』について、翌春の新学期の教科書需要に向け、改訂や更新を要する事項を確認しあうのが毎年の訪問の目的であった。幸いにして本書は、初版出版から15年になろうとする現在もなお、読者の支持を得て出版を継続することができている。須田先生亡き後は、私が一人でメンテナンスを行っているが、須田先生が担当されている章を読み返すたびに、私はしばしば今も須田先生が存命であり、二人で向き合っただけの本書の更なる改善について相談しているような錯覚を禁じ得ない。

しかし私が本稿で記そうとしているのは、教科書を改訂するために須田先生と語り合った思い出ではない。今も印象深く記憶に残っているのは、研究室訪問の目的を早々に終えたのち、株価と会計情報の関係を実証的に分析する研究をめぐっ

て、さまざまなトピックスについて意見を交換したことである。その中にはオフレコの約束でホンネを語り合ったことも多いので、その全部を記すことはできないが、以下に記述する内容であれば須田先生も許容して下さるものと思う。

須田先生や私などが携わってきた財務会計の実証研究は、株価・会計情報研究というような呼び方をされることがある。そこでのキーワードは会計情報の投資意思決定有用性である。この有用性は、投資者がよりいっそう多くの投資利益を得るために会計情報が役立つことという意味に解釈すれば理解しやすい。しかしそう解釈すると、株価・会計情報研究は個人の金銭欲の充足に奉仕する研究にすぎないのか、もっと広く経済社会全体の発展のためにこの研究の成果が貢献できる側面はないのかという疑問に直面する。

互いの研究とも関連して、私はこの問題をめぐって須田先生とさまざまなことを語り合った。その過程で須田先生の意見をうかがうことにより、自分なりに研究の意義について納得できたこともあるが、語り尽くせなかったこともまだまだ多い。須田先生と二人で語り合ったこと、もっと語りたかったことの一端を披露するのが本稿の目的である。

2. 価値関連性と市場効率性

株価・会計情報研究のうち、これまでに最も多くの成果が蓄積されているのは、株価水準や株式

リターンを被説明変数とし、会計情報を説明変数として、両者間の統計的に有意な関係を明らかにする研究である。統計的有意性が確認された情報項目は価値関連性を有するものと判断され、当該情報を提供するためのディスクロージャー制度の存在意義を肯定する証拠としても利用される。逆に、研究者が価値関連性の証拠を得ようとしても肯定的証拠が得られず、結果的に当該情報の開示要求が取り下げられたこともある。その典型例は、SECが1976年から1986年まで補足情報として開示を要求していた物価変動会計情報がそれである(詳細は桜井 [1991], 374-388頁参照)。

幸いにして現行の発生主義に基づく会計利益情報については、価値関連性を肯定する強力な証拠が存在する。ただしその一方で利益をはじめとする会計情報項目の多くは、事前に予測されて公表前に株価に織り込まれていることから、現実の市場は効率性が極めて高く、投資者が人より優れた予測を形成できるのでなければ、高い投資リターンは得られないという結果が繰り返して報告されている。

しかし会計情報の私的価値とその公的含意を考えるうえで、研究者としてさらに興味深いのは、各種のアノマリーの存在と、それが生じる原因を検証した一連の研究である。音川 [2012] は、会計に関係するアノマリーの主要なパターンを整理したうえで、その発生原因に関する3つの学説を検討している。①実証で集計された超過リターンの不正確性、②心理的バイアスをもつ投資者の非合理的な期待や行動の存在、および③合理的な投資者による裁定を妨げる市場構造の影響という、3通りの原因説明がそれである。

実証研究が提示するアノマリーのそれぞれについて、その真の発生原因が何であるかは未だ解明の途上にある。しかし投資者の非合理的な期待形成や行動が原因である場合も、少なからず存在す

るであろう。たとえば小野・村宮 [2013] は、当期の受注残高の増加が次期の利益向上の先行指標となるが、投資者はこの事実を不十分にしか認識していないため、当期に公表済の受注残高情報を利用した投資戦略が、次期に超過リターンを生み出すことを証拠づけている。

このような研究結果が有する私的価値は非常に大きい。アノマリーを察知した研究者は、それを論文にして公表するのを差し控えたまま、みずから投資戦略を遂行して超過リターンを獲得してもよいし、投資ファンドに研究成果を売り込んでよい。金銭的利益よりも研究業績の蓄積を重視し、公表論文でアノマリーの発見を公開すれば、それをいち早く利用した他人が超過リターンを得ることになる。いずれの選択をするのであれ、このとき研究者の胸中を去来するのは、自分の研究も含め株価・会計情報研究が、個人の金銭欲の充足に奉仕するための学問に過ぎないのかという疑問である。

単純に、そういうタイプの学問だと割り切ることもできるが、もっと広く経済社会全体の発展のためにこの種の研究の成果が貢献しているとして、納得することはできないだろうか。須田先生とのたび重なる意見交換を通じて、現在のところ私が得ている理解は次のような考え方である。須田先生は賛同してくださるだろうか。

アノマリーを発見した研究者が前述のいずれの選択をするにせよ、結果的に当該情報を利用した投資戦略が広く普及するようになると、やがて株価がその情報を反映するようになるため、遠からず超過収益は生じなくなる可能性が高い。その時、研究者は、企業がコストをかけて作成したのにそれまで十分には利用されず放置されてきた情報が、株価形成に的確に反映されるようになったことで、自分の研究が市場の効率性を高めるのに貢献したかもしれないという、自己満足に浸っても

よいだろう。

Beaver [1981, p.167] は、効率的市場の効用を次のように強調する。「投資家はいかにナイーブであっても事実上、公開情報に関してフェアゲームに直面しているとすれば、投資家はそれでも利害を損なわれるであろうか」（伊藤訳書、206頁）。アノマリーの発見から得られる金銭的利益は、結果的に市場の効率性を高めるのに寄与したことへの報酬であり、会計情報の投資意思決定有用性を探究する研究は、個人の金銭欲の充足に奉仕するだけでなく、最終的には証券市場全体の機能の促進に貢献すると考えたい。

3. 利益マネジメントと会計倫理

実証的手法を採用しない財務会計の研究者から見れば、須田先生と私の研究領域は完全に重複しているように見えるかもしれないが、実は重要な一点について大きな相違がある。その原因はおそらく、少しの年齢差に起因して、互いが若い頃に感銘を受けた愛読書が異なることによるものと推測される。私は前述の Beaver [1981] に傾倒したが、須田先生の場合は Watts and Zimmerman [1986] の影響が大きいように思う。本書は、価値関連性や市場効率性の議論を超えて、会計情報が有する契約支援機能やそれに関連する企業の利益マネジメントに、議論の焦点が当てられているのは周知のところである。

須田先生は後に本書を『実証理論としての会計学』の書名で翻訳出版され、それを踏まえて契約支援機能や利益マネジメントの研究領域のパイオニアとして、研究を先導されてきた。もちろん私もこの研究領域の重要性は十分に認識しているつもりではあるが、議論の前提となる実態の是非について考えるところがあり、この研究領域に積極的に踏み込むことができなかつた。

私が抱き続けてきた疑問は、利益マネジメントと粉飾決算はどこで境界線を引くことができるのかという問題である。概念的には、GAAPの範囲内で行われるのが利益マネジメントであり、GAAPの許容範囲を超えると粉飾決算になると定義できる。しかし実務の状況は、白と黒の間に連続的な濃淡をもつ灰色領域があって、境界線は判然としない。企業は利益操作を排して、経営実態が最も的確かつ明瞭に表現されるよう、最大限の努力を行うべきであるというような、青臭いが清冽な会計倫理観を抱く者も多い。そのような人々からすれば、一線を越えさえしなければ意図的な利益マネジメントでも許容されるという価値観は受け入れがたいに違いない。利益マネジメントの研究者たちは、許容範囲内の利益操作を肯定したうえで、研究を進めているのだろうか。

契約支援機能や利益マネジメントをめぐる研究のパイオニアである須田先生に対して、私は遠い将来のいつかの時点で（たとえば互いに研究の第一線を退いた後にでも）この疑問を投げかけてみたいと、長らく考え続けてきた。しかしその機会は永遠に失われてしまった。もし私が思いきって尋ねていたら、須田先生からは次のような答が返ってきていたかもしれない。

第1に、この領域の研究は記述的（positive）という名のとおり、現実世界の諸変数の因果関係を科学的に記述するのが目的であり、善悪の規範的（normative）判断は含んでいない。科学的研究に価値判断を含めないというのは正当な主張であり、それこそが規範的な会計基準研究と科学的な実証研究を分ける生命線である。そのことを所与としたうえで、私は敢えて須田先生の意見を聞いてみたかった。

第2に、契約支援機能を重視すれば、所定の範囲内の利益操作を是認しておく方が、契約当事者の利益につながるというように、利益マネジメ

ントの効用を積極的に評価する回答も考えられる。たとえば須田 [2000, 217頁] にも、負債契約からみた利益マネジメントの効用について、次のような見解があり得ることが示されている。「財務制限条項に抵触するコストは大きく、それを負担するのは経営者と株主である。したがって、経営者には財務諸表の数値を調整してでも財務制限条項への抵触を回避する強い動機がある。株主も、財務諸表の数値を調整するコストが財務制限条項への抵触を回避するベネフィットを上回らないかぎり、その回避行動に異議を唱えることはないであろう」。関係者の利益になる利益マネジメントは積極的に肯定されるという解釈である。

第3に、利益マネジメント自体の倫理的な善悪の判断は別にして、実態を解明するための研究が、投資意思決定有用性の研究面で所定の効用を生み出すという意見もあるだろう。その典型例は、企業価値評価のための財務諸表情報の利用に先立って、利益マネジメント部分を修正するために、研究の成果を活用するという用途である。たとえば Palepu et. al. [1996] は、経営戦略分析、会計分析、財務分析、将来性分析の4段階から成る企業分析のうちの会計分析の一環として、利益マネジメントに起因する会計の歪みを元に戻す必要性和、そのための着眼点を論じている(斎藤監訳書、35-56頁)。日本でもこのステップが必要かつ有効であることが、須田・高田 [2010] により実証的に確認されている。

他方、利益マネジメントの研究は、それを行う企業にとっても、許容される境界限度の解明や意図した効果の有無の検証に役立つ可能性が高い。その意味で利益マネジメントは、サッカーのラフプレイに類似しているように思う。イエローカードやレッドカードを食らわない限り、試合を有利に運ぶのに不可欠ともいえる。ただしこの問題を考えるとき常に私の脳裏をよぎるのは、在外研究

先のカリフォルニア大学バークレー校で1995年に聴講したバルーク・レブ教授による財務諸表分析の講義の一齣である。

ある日の講義で教授はA・B2社の要約財務諸表データをMBA学生に見せて、両社をどう評価するか問いかけた。相対的に安定した多額の利益時系列を示すA社(GM)に比べて、B社(トヨタ)は売上高も利益額もA社を大きく下回るだけでなく、利益時系列は激しく乱高下していた。それにもかかわらずA社の地位は決して安泰ではないというのが、その日の講義の重要ポイントだった。A社が投資家の支持を得ようとして利益時系列を安定化させるために利益マネジメントに明け暮れている間に、B社は利益マネジメントには目もくれず、持てる力のすべてを自動車の品質向上に振り向けているとすれば、遠からず両社の地位は逆転するだろうとレブ教授は予言した。のちに私はレブ教授の愛車がトヨタ製であることを知るとともに、2008年にトヨタが販売台数で世界一になったとのニュースに接して、あの時の予言を思い出したのである。

それ以来私は、利益マネジメントが会計倫理面で有する公的含意だけでなく、その私的価値の符号にも関心と疑問を持っている。私と同じ関心を持ち、この疑問を(須田先生に代わって)実証的に解明してくれる誰か新進気鋭の研究者は現れないだろうか。

4. 会計制度設計の評価

日本の会計学の専門誌に掲載される論文の特徴の1つは、新設改廃されようとする会計制度や会計基準について、そのあるべき姿や具体的な内容を考察した論文が多いことである。それにもかかわらず記述的研究方法論に立脚した実証研究に興味を持ち続けてきた理由を語りあったとき、須田

先生も私も、ある1つの同じ論文から強烈な影響を受けていることを知り、互いに納得しあった。

「会計理論の需要と供給：口実の市場」とでも翻訳すればいいのだろうか、Watts and Zimmerman [1979] がその論文である。会計基準の新設改廃によって、利益を得る人と損失を被る人とが存在しており、あるべき会計基準について研究者が規範的な言明を含んだ論文を作成して供給すると、研究者にその意思がなくても、利害関係者が自己の主張を正当化するための論拠ないし口実として、その論文を需要し利用するというのが議論のポイントである。そのような規範的論文は、会計基準を制定する過程で不可欠なデュー・プロセスを充実させるのに貢献するが、一部の利害関係者による口実としての利用は、研究者にとって心外なことも多い。これに対し、記述的方法論の実証論文は、そのようなストレスを受けずに済むのが通常である。

しかしその反面で、会計基準の新設改廃に先だって、研究者として何らかの貢献をしたくても、実証研究者にはほとんど出番がないという負目について、須田先生と何度も語り合ったことがある。新設改廃されようとする会計基準が施行されて、そのもとの開示されるようになる新しい会計情報を入手し分析した上でなければ、懸案の会計基準や会計制度設計を科学的証拠に基づいて評価することができないから、これは致し方ないことでもある。このため株価・会計情報研究が会計制度設計に貢献できる場面があるとすれば、会計基準等の新設改廃時に意図されていた効果が、現実には達成されたか否かを事後的に評価し、これをフィードバックするという方法によってであろう。

須田先生の編著書『会計制度改革の実証分析』は、財務会計の実証研究者もまたこの方法によって、より良い会計制度設計に貢献したいという情熱と気概に満ちている。本書は経済産業省企業行

動課の求めに応じて行われた共同研究の成果を発展させたものであり、帯に記された「日本版ビッグバンの光と影」という文言からも推測されたとおり、近年の会計基準の経済的影響の実証分析により、会計制度設計の事後的な評価が試みられている。本書に収録された実証論文は12を数え、各論文が取り上げる個々の会計制度設計を評価するために、それぞれの論文が採用する尺度も多様である。

この共同研究の進行中に在職されていた神戸大学でも、また本書の出版とともに移籍された早稲田大学の研究室でも、本書で取り扱っている会計制度設計の評価尺度の適切性と体系的な整合性の確保について、須田先生から何度か苦勞話を洩れ聞いたことがある。ある章で採用されている評価尺度は、本稿の私の用語で言えば私的価値に基づくものであり、別の章で採用されている評価尺度には、公的含意を色濃く示すものも含まれているというのが、その苦勞話に対して須田先生に申し上げた私の感想であった。それとともに、実証研究者として会計制度の発展に貢献しうる道を模索されたことが何よりも斬新かつ有意義であるということを示し上げた。

この時の経験を踏まえて、その後須田先生は日本会計研究学会の課題研究委員会の委員長に就任され、編著書『会計制度の設計』を上梓された。本書では、規範的研究と実証的研究の相乗効果を求めて、これら2つのタイプの研究手法を採る研究者を束ねた須田先生の力量が遺憾なく発揮されている。

5. 研究の継承と発展

須田先生が亡くなる3か月ほど前だったのだろうか、私は須田先生から小包を受け取った。そこにはご自身の論文の抜き刷りや多数のワーキング・

ペーパーが含まれていた。今にして思えば、須田先生が形見分けのような気持ちを込めて、研究者としての足跡を示そうとされたような気がする。株価・会計情報研究に代表されるような財務会計の実証研究が、後進の研究者によって継承され発展することを願い、若手研究者の養成について後は頼むという気持ちを、私に伝えようとしたのかもかもしれない。

株価・会計情報研究は、適用する統計分析手法の日進月歩もあり、歳を重ねるにつれ自分自身が新しい研究成果を発表し続けるのは容易ではない。そんな中であって須田先生が最後まで斬新な研究を続けてこられたことは敬服に値する。残された私が第一線を退く日まで何かできることがあるとすれば、実証的な財務会計研究を継承し発展させてくれる後進の研究者の養成に力を尽くすことだろうか。須田先生からいただいたご厚誼に感謝するとともに、研究の継承と発展に尽力することをお誓いして、追悼エッセイとする次第である。

《引用文献・参考文献》

- Beaver, W. H., *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, Prentice-hall, 1981. 伊藤邦雄（訳）『財務報告革命』白桃書房, 1986年.
- Palepu, K. G., L. Bernard and P. M. Healy, *Introduction to Business Analysis & Valuation*, South-Western, 1996. 斎藤静樹（監訳）『企業分析入門』東京大学出版会, 1999年.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-hall, 1986. 須田一幸（訳）『実証理論としての会計学』白桃書房, 1991年.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman, "The Demand for and Supply of Accounting Theories: The Market for Excuse," *The Accounting Review*, Vol.54 (April 1979), pp.273-305.
- 音川和久「会計アノマリーの存在と原因：サーベイ」神戸大学経営学研究科ディスカッション・ペーパー・シリーズ, 2012年-8号. (伊藤邦雄・桜井久勝（編著）『会計情報の有用性』, 体系現代会計学第3巻, 中央経済社, 近刊に収録予定)
- 小野慎一郎・村宮克彦「受注残高情報と将来業績の関連性」桜井久勝・音川和久（編著）『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社, 2013年.
- 桜井久勝『会計利益情報の有用性』千倉書房, 1991年.
- 須田一幸『財務会計の機能』白桃書房, 2000年.
- 須田一幸（編著）『会計制度改革の実証分析』同文館, 2004年.
- 須田一幸（編著）『会計制度の設計』白桃書房, 2008年.
- 須田一幸・高田知実「会計発生高と企業価値評価」桜井久勝（編著）『企業価値評価の実証分析』中央経済社, 2010年, 316-359頁.

須田先生との思い出

中野 誠(一橋大学 教授)

Makoto Nakano, Hitotsubashi University

出会いからシドニーまで

須田先生に初めてお会いしたのは、1994年1月だったように記憶しています。中村忠先生の最終講義の時でした。私が、まだ大学院博士課程に在籍していた頃です。国立の居酒屋でご挨拶させていただいたことを、今でも鮮明に覚えています。その後、私が大学に職を得てから数年。1998年の秋、紅葉がとても綺麗な季節に、関西大学のコンファレンスで報告する機会を与えていただきました。薄井彰先生のご報告の後に、緊張しながら、年金会計の実証研究について報告をしました。いくつか、難しい質問をいただき、適切に答えることができませんでした。コンファレンス後の懇親会で、少し落ち込んでいた私に、「中野さん、良い報告でしたよ。良かった。うん。」と声をかけてくださいました。そのお言葉で、横浜まで帰る元気が湧きました。

2005年には、日本ファイナンス学会の特別セッション「会計情報と証券市場」にお誘いいただきました。ある日、私の携帯電話に、「ちょっと、野暮用がありましてね」という、いたずらっぽいけれど、真面目なメッセージが残っていました。このときは、横浜国立大学での開催で、竹原均先生の前座での報告でした。終了後、「うまく行った、良かった、良かった、ありがとう」と、ほっとされていました。聴衆が多かったこともありますが、今思い返すと、先生は私の報告内容に少なからず不安をお持ちだったのかもしれない。

須田先生には、いくつもの機会を与えていただきました。駆け出しの研究者にとって、貴重な経験を積むことができました。このことは、どれほど感謝しても感謝しきれるものではありません。

2006年には、シドニー開催のAsian Academic Accounting Associationでご一緒しました。夕食時、ベイスайдでワインを楽しんでから、満天の星空の下、みんなで歩いてホテルまで帰りました。その時、上機嫌の須田先生が空を見上げながら、なんともキザな言葉をささやいたことを覚えているのは、私くらいでしょうか。その後、ホテルに帰るまで、なぜだか心から楽しい時間だったことは忘れられない思い出です。

しかし翌日の夜は、ホテルのラウンジで、いま思い返すと大変失礼なお話しをしてしまいました。翌朝、一番に謝ると、「私も酔っていて、よく覚えていないんだよね。なんだか、勢いのある話だったけど…」と言って、笑い飛ばしてくださいました。須田先生のお優しいお人柄が身に染みしました。

幻の共同研究と利益平準化

一度だけ、須田先生と共同研究ができそうな機会がありました。「R & D支出をめぐる株主-債権者間コンフリクト」というテーマまで決まりました。日本橋コレド(早稲田ファイナンス)と神田一橋(一橋ICS)は、歩いて通える距離でした。しかし残念ながら、私が怠惰だったために、

あまり進展はしませんでした。せっかくの機会でしたのに、今となっては、悔やまれます。「中野さん、そんな常識的な考えですよ。研究には、もっと追加的貢献がないといけません。」というコメントが耳に残っています。

須田先生との議論の中で、日本企業の経営者は、自己利益のためだけに裁量的会計行動を取る訳ではない、というアイデアが浮かびました。経営者が自己の効用最大化を図るというエージェンシー理論的な立場ではなく、投資家—経営者間の情報伝達機能的なとらえ方もあるのではないか。そのようなアイデアです。これは、最近の私の利益平準化研究へとつながっています。日本の多くの経営者は私的便益のために報告利益管理をしているわけではないという問題提起です。須田先生との対話からは、いくつものアイデアが生まれてきました。私の博士論文についても、「楽しんで研究している姿が良い」と褒めてくださいました。中身ではなく研究姿勢を褒められたのは、複雑な気分でしたが…。

優しい笑顔

須田先生とえば、誰もが思い出すのが、あの優しい笑顔です。特に忘れられないのは、先生が奥様にプロポーズされた時のお話です。研究会後の懇親会。ある研究仲間の結婚話の際に、須田先生が突然、ご自身のプロポーズの時のお話を始められました。結構、長時間にわたり、楽しそうにお話をしてくださいました。「夜景が綺麗だったんだ。いやあ、懐かしいなー。あれ？ みんな聞いている？」という、楽しいひと時の優しい笑顔を今でも忘れることができません。私の心も暖かくなりました。

それにしても、あのお優しい笑顔にもう二度と会えないと思うと、悲しみが込み上げてきます。そしていま、須田先生から私には、とても大きな宿題を与えられているような気がしています。天国から見守って下さる須田先生に、きちんと宿題を提出できるよう、日々精進したいと考えています。

須田一幸先生との最後の共同研究論文

竹原 均(早稲田大学 教授)
Hitoshi Takehara, Waseda University

本研究が須田一幸先生と私の最後の共同研究論文となってしまったことが残念でならない。須田先生と私、それに久保田敬一先生を加えた3名が、残余利益モデルに関する最初の共同研究を開始したのは2000年秋、岩手県立大学において開催された日本経営財務研究学会全国大会でのことであった。そして須田先生が亡くなられるまでの10年余の間に、査読付き学術誌に計7本の共同研究論文(海外学術誌3本、国内4本)が掲載されており、この論文が8本目になるはずであった。内容的には、2008年に発行された本誌第8巻掲載の「社債市場における会計発生高と債務不履行リスクの評価」の延長線上に位置し、株式市場における会計発生高と債務不履行リスクとの関係について議論している。

2009年春の須田先生との電子メールでのやり取り、そして私自身の日記によれば、特に表8に示された結果を会計情報と資本市場との関係においてどのように解釈するかを須田先生は当時の米国での研究の展開を鑑みながら思考されていたようである。一方で、私は8節「結論と将来の課題」において検討課題として指摘している Hirshleifer, Ho and Teoh (2006) の CMA (Conservative-Minus-Aggressive) ファクターに注目していたものの、CMA ファクターの振る舞いが米国市場とは大きく異なることから、CMA の計算方法の修正を試みていた。結局、既に国内外のいくつかの学会での発表も終えていたことから、この段階

で国内の雑誌に投稿することを決め、完成稿にほぼ近い状態となったのが2009年6月であった。しかしながら翌7月に須田先生は手術をお受けになり、以降の闘病生活へと入られている。

私は同年8月に南アフリカ・ケープタウンでの国際会議に出席しており、学会終了後にシンガポール国立大学を訪問し、8月20日に滞在先のシンガポールのホテルにて須田先生から術後の経過を知らせるメールを受け取っている。この時に須田先生本人から正式な病名と状況を知らされており、当初から2年の生存確率がきわめて低いことを知っていた。須田先生のメールには絶対に治すという強い意志が感じられたものの、正直なところどう接すれば良いのかわからなかったというのが当時の私の正直な気持ちである。その後、「病気で休職したことにより最新論文を読む時間も出来たし、原稿も直すから、そしたら投稿しよう」と明るくおっしゃっていたのだが、結局、それがかなうことなく2011年5月31日を迎えることとなってしまった。

本来であれば『現代ディスクロージャー研究』誌追悼記念号への寄稿に際して、英文要約を準備し、また文献調査をやり直すべきであるが、須田先生の論文であることを守るために、あえて2009年春の時点での原稿に手を加えることを避けた。その意味で本稿は紛れもなく須田先生が最後に残された研究の一部である。一人でも多くの方にお読みいただければ幸いである。

会計発生高アノマリーと債務不履行リスク*

On the Relationship between Accruals Anomaly and Default Risk

須田 一 幸(早稲田大学 教授)

Kazuyuki Suda, Waseda University

竹原 均(早稲田大学 教授)

Hitoshi Takehara, Waseda University

要約

会計発生高アノマリーを、リスクファクターに対するプレミアムとして説明可能とするのか、あるいは市場参加者が会計発生高を正しく認識できないことに起因するミスプライシングと考えるべきかについて、ファイナンス、会計学の研究者は未だ結論に至っていない。このリスクファクターか、ミスプライシングかというディベートに対して、本研究では異常会計発生高が債務不履行リスクに関連する企業特性の一つであるとの仮説設定の下で、会計発生高アノマリーと債務不履行リスクとの関係について分析を試みる。本研究において我々は、会計情報を主な情報源として使用するAltman (1968) のZ-score、およびOhlson (1980) のO-Score、そしてオプション評価理論に基礎を置く期待債務不履行確率という3種類の異なる債務不履行リスクの指標を長期にわたり計測し、債務不履行リスクと会計発生高、株式リターン間の相互関係を分析した。実証の結果、会計発生高アノマリーとして観察される異常リターンの一部は、債務不履行リスクとして説明可能であるものの、その一方で、会計発生高には債務不履行リスクとは異なる情報が含まれていることが明らかとなった。

1. 会計発生高アノマリーと 債務不履行リスク

Sloan (1996) が株式市場における会計発生高(accruals) アノマリーの存在を指摘して以来、その解釈をめぐる多くの実証研究が行われている。Xie (2001) は、会計発生高アノマリーについて、投資家が異常発生高の持続性を過大評価しているというミスプライシング説を提起し、またHirshleifer, Hou and Teoh (2006) は、非合理的投資家の存在を支持する証拠を得た。日本の株式市場については、Kubota, Suda and Takehara (2010) が会計発生高アノマリーの存在を指摘し、市場参加者は会計発生高の持つ情報を完全に理解せず、情報の株価への反映には時間を要するとした結果を提示している。

これに対して、Zach (2004)、Ng (2005)、Khan (2008)、Zhang (2005)、およびFrancis, LaFond, Olsson and Schipper (2005) は、合理的期待仮説に整合的な調査結果を示している。たとえばNg (2005) は、会計発生高を企業の債務不履行リスクの代理変数であると想定し、アメリカ企業について会計発生高と債務不履行リスクおよび異常リターンの関係を分析した。その結果、会計発生高と債務不履行リスクの間には負の相関が存在することを示し、会計発生高の小さい銘柄群をロングし、会計発生高の大きい銘柄群をショートするゼロコストポートフォリオ戦略から得られる異常リターン(すなわち会計発生高アノマリー)の一部は、債務不履行リスクを許容したことに対するプレミアムとして合理的に説明できると結論付けた。

*連絡住所：竹原均 〒103-0027 東京都中央区日本橋1-4-1 日本橋一丁目ビルディング5F 早稲田大学大学院ファイナンス研究科

日本企業について、債務不履行リスクと会計発生高の関係を調査した研究としては、須田・乙政・浅野 (2004)、浅野・首藤 (2004)、および Hung and Takehara (2004) が挙げられる。須田・乙政・浅野 (2004) と浅野・首藤 (2004) は、倒産企業による会計手続き選択と異常発生高について分析した。また Hung and Takehara (2004) は、オプションアプローチを用いて期待債務不履行確率 (Expected Default Probability, EDP) を推定し、EDP と異常発生高の時系列についての相互関係を検証した。これらの先行研究においては、倒産の4～5年前における異常会計発生高は大きな正の値であるが、倒産の直前に異常会計発生高が急減するという現象が観察されている。すなわち、倒産企業等に限定すれば、異常会計発生高と債務不履行リスクの間に負の相関関係が存在することが示唆されており、この点に限定すれば Ng (2005) の結果と整合的である。しかし、異常会計発生高と債務不履行リスクの一般的な関係は解明されておらず、さらに我が国においては、異常会計発生高と債務不履行リスクが株式リターンに及ぼす影響についても十分に明らかにはされていない。そこで本研究では、最初にオプションアプローチを使用して東京証券取引所全上場企業について EDP を月次で推定し、EDP と会計発生高 (および異常会計発生高) の相関関係を確認する。続いて会計情報を使用した債務不履行リスクの計量化手法として広く用いられる Altman (1968) の Z-Score、Ohlson (1980) の O-Score のパラメータを、日本の倒産企業におけるデータを用いて推定し、EDP と Altman's Z-score、Ohlson's O-score の関係を分析する。第3段階として、Z-score および O-score と会計発生高および異常会計発生高との相互関係を確認し、最後に異常会計発生高と EDP に基づいてゼロコストポートフォリオを作成し、その平均実現リターン

を比較する。このような一連の分析により、異常会計発生高と債務不履行リスクの一般的な関係を解明し、さらに異常会計発生高と債務不履行リスクが株式リターンに及ぼす影響を明らかとすることを試みる。

論文は以下のように構成される。まず次章ではオプションアプローチを用いた期待債務不履行確率の推定に関して概説する。続く3章では、会計情報を使用した Altman (1968) の Z-Score、Ohlson (1980) の O-score の推定結果について報告する。4、5章では会計発生高とその構成項目と債務不履行リスク指標の相関関係を確認し、6章では会計発生高とその構成項目、期待債務不履行確率を用いたゼロコストポートフォリオ戦略からのリターンについて検証する。7章では異常会計発生高と期待債務不履行確率との関係に焦点を絞り、2段階ポートフォリオフォーメーション法を使用して両者の関係について分析を行い、最後に8章で結論を述べる。

2. オプションアプローチによる 期待債務不履行確率の推定

企業の債務不履行リスクを測定する方法としては、次章で議論する Altman's Z-score、Ohlson's O-score など、会計情報を使用した計量化手法と、金融オプション評価モデルの応用の2種類が考えられる。Vassalou and Xing (2004) が指摘したように、会計情報を使用する方法は、過去のデータに基づくものであり、スコアが評価対象企業の最新の財務状態を反映するわけではないという欠点を持つ。このため Vassalou and Xing (2004)、あるいは Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) 等の近年の研究では、Black-Scholes-Merton (BSM) probability of bankruptcy を債務不履行リスクの指標として使

用することが多い。日本市場に関しては Hung and Takehara (2004) が、森平・齋藤 (1998) の方法を使用して推定した BSM probability と、異常発生高との関係を分析しているが、同研究に関しては、株価ボラティリティーを過去 5 年の月次収益率をもとに計測しているというパラメータ推定上の問題を指摘することが可能である。このため本研究では、先行研究である Vassalou and Xing (2004)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004)、森平・齋藤 (1998) の方法のすべてを用いて推定を行うことにより、モデルからの出力である BSM Probability を使用して行なう実証分析の結果について頑健性を確保する。

以降では Black-Scholes-Merton probability of bankruptcy を Expected Default Probability (EDP) と本研究では呼ぶこととする。紙幅の制約上、Vassalou and Xing (2004)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004)、および森平・齋藤 (1998) の各推定方法の詳細を述べるのはここでは避ける。これらの 3 手法の違いは、直接は観察することの出来ない企業の総資産価値 V_A 、資産価値ドリフト項 μ_A 、そして資産ボラティリティー σ_A をどのように推定するか他にない。

まず、 X を負債、 T をオプションの満期時点とする。これらの記法のもとで、EDP 推定値は、以下の (1) 式で与えられる。(ここで $N(\cdot)$ は標準正規分布の確率分布関数である。)

$$EDP = N\left(-\frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A - (\sigma_A^2/2)T)}{\sigma_A \sqrt{T}}\right) \quad (1)$$

Vassalou and Xing (2004) では、コールオプション価格評価式

$$V_E = V_A N(d_1) - X e^{-r_f T} N(d_2), \quad d_1 = \frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A + (\sigma_A^2/2)T)}{\sigma_A \sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T}. \quad (2)$$

を用いてパラメータ推定を行う。ただし、ここで V_E を株主資本、 σ_E を株主資本のボラティリティー、 μ_E を株主資本のドリフト、 r_f を無危険利子率と定義する。 σ_A の初期値として過去 1 年の株価ボラティリティー、 V_E の推定値として日次で計測された株式時価総額を使用し、非線形方程式 (2) から、過去 1 年のすべての営業日について、 V_A の推定値を求める。この過去 1 年の V_A の系列から、その標準偏差を求め、次の反復での σ_A の推定値とする。以降、 σ_A が一定値に収束したとみなされるまでこの反復を繰り返す。そして最終的に得られた V_A の推定値時系列 (日次過去 1 年) から日次対数収益率を求め、これを資産のドリフト μ_A の推定値としている。

次に、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) では、最適ヘッジ方程式

$$\sigma_E = \frac{V_A N(d_1)}{V_E} \sigma_A \quad (3)$$

と、コールオプション評価式 (2) からなる、2 元非線形方程式を解くことにより、 V_A 、および σ_A を求める¹⁾。これをすべての会計年度について繰り返すことにより、会計年度 $t-1$ での推定値 $V_A(t-1)$ 、年度 t での推定値 $V_A(t)$ から資産ドリフト μ_A を

$$\mu_A(t) = \max\left[\frac{V_A(t) - V_A(t-1)}{V_A(t-1)}, r_f\right] \quad (4)$$

により与える。同論文では Vassalou and Xing (2004) を引用し、資産価値ドリフト μ_A が負となることが欠点であると指摘している。そこで (4) 式で推定資産価値 V_A の成長率と無危険利子率の最大値をとることにより、資産ドリフト μ_A が正であることを保証したとしているが、これは完全な誤りである。企業が業績不振、財務的困窮状態に陥った結果として株主資本が毀損することによ

りドリフト μ_A は負の値を取り得る。このため (4) 式のドリフトに関する処理を行った Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) の方法は、常に EDP を過小評価することになる。この点で、実証分析において彼らの方法を使用するのは適当ではないものと我々は考える。

最後に森平・齋藤 (1998) の方法では、負債ドリフト μ_B が既知であることを仮定し、資産、株主資本、負債ドリフト間に、

$$\mu_A = \frac{V_E}{V_A} \mu_E + \left(1 - \frac{V_E}{V_A}\right) \mu_B \quad (5)$$

の関係が存在すると仮定する。そしてコールオプション評価式 (1)、最適ヘッジ方程式 (3)、および上記 (5) 式からなる 3 元連立非線形方程式を解くことにより、パラメータ (V_A , μ_A , σ_A) を同時に求める²⁾。Vassalou and Xing (2004) は過去 1 年間のすべての営業日でコールオプション方程式を解く必要があり、また Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) でも、評価時点とその 1 年前での資産価値評価から資産ドリフトが計算されるのに対して、森平・齋藤 (1998) の方法は評価時点のみの情報に依存してパラメータ推定がなされる点の特徴となっている。

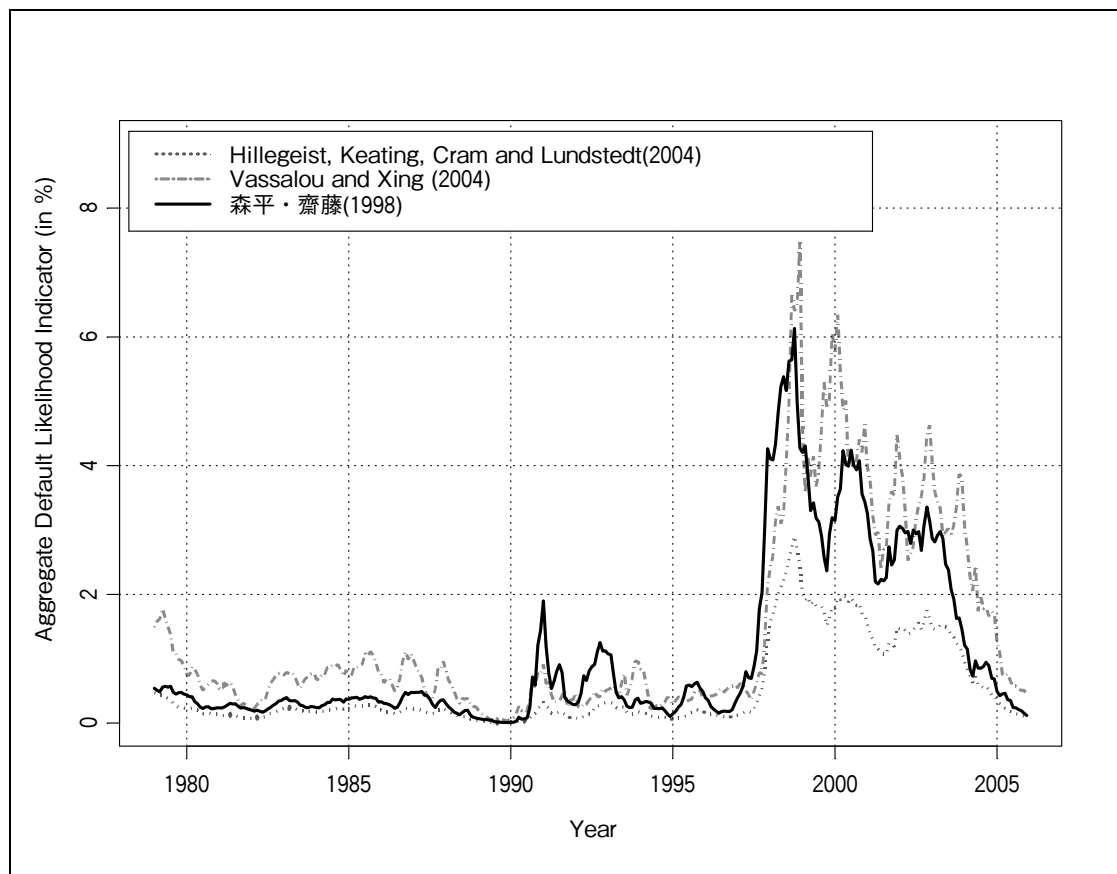
これらの 3 種類の EDP 推定方法について、初期入力パラメータを統一することにより、可能な限り比較可能な推定を行うことを試みる。まず株主資本ボラティリティー μ_E 、株主資本ドリフト μ_E については、過去 1 年間の配当修正株価対数収益率を使用して推定した。日次株式収益率は日経ポートフォリオマスター日次株式収益率データを使用した。同データの採録開始は 1977 年 1 月であるが、初期入力パラメータである株主資本ドリフトの計算に 1 年分の日次データが、そして Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) では (4) 式による資産ドリフトの推定に会計年度

2 期分の資産価値の推定が必要となるので、この結果、1979 年 1 月～2005 年 12 月の期間において、月次 EDP 推定値のデータを構築した。オプション満期 T については、3 つの原論文すべてで 1 年と設定しているため、本研究でも 1 年としている。最後に負債価値 X については、企業の有利子負債合計としている³⁾。

Vassalou and Xing (2004) は、推定された月次 EDP を全企業に対して単純平均を取り、これを 'Aggregate Default Likelihood Indicator' (ADLI) と呼んでいる。3 種類の推定方法について、この計算を行った結果が図 1 である。図 1 においてほぼ一貫して中位に位置している実線が森平・齋藤 (1998)、常にもっとも低い水準にあるのが Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004)、そしてもっとも高水準で推移しているのが Vassalou and Xing (2004) である。Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) は、資産価値ドリフトが無危険利率以上となるように (4) 式による調整が行なわれ、EDP が過小評価される可能性を先に指摘したが、その傾向は図 1 に現れている。明らかに他の 2 つの推定方法と比べて ADLI はほとんどの時期で一貫して低く、また 1990 年の株価バブルの崩壊、1995 年以降の株価低迷局面では、ADLI の反応が極めて鈍い。推定方法の理論面での欠点が、EDP 推定結果にも表れていると言える。

Vassalou and Xing (2004) と、森平・齋藤 (1998) を比較した場合、1990 年代前半を除いて Vassalou and Xing (2004) が高い ADLI を記録している。傾向としては、Vassalou and Xing (2004) はボラティリティー変化の影響を強く受け、森平・齋藤 (1998) は資産価値ドリフト変化の影響を強く受けるように思われる。このため、どちらの手法を採択するのかは、判断が分かれるところである。しかしながら、Vassalou and

図1. Aggregate Default Likelihood Indicatorの推移



Xing (2004) の方法を採用した場合には、多くの企業が財務的困窮状態にはなかった1980年代に高水準のADLIが計測されていること、森平・齋藤 (1998) と比較して経済環境変化時のADLIの反応に遅れが見られることの2点を理由として、我々はVassalou and Xing (2004) を使用しないこととした。そこで次章以降の分析はすべて森平・齋藤 (1998) による推定値を使用しているが、我々は同様な検証をVassalou and Xing (2004) による結果を用いても行っており、実証結果とそれに基づく主要な結論は、EDPの推定方法に左右されないことを述べておく。

3. 会計情報を中心にした債務不履行リスクの計量化

オプションアプローチを用いて推定された期待債務不履行確率は、会計情報としては貸借対照表上の負債簿価のみを使用しているに過ぎない。一方で、本研究の主目的は、会計発生高アノマリーの解明にあるので、市場参加者が会計情報に基づいて債務不履行リスクを認識するとすれば、Altman (1968)'s Z-score、Ohlson (1980)'s O-scoreと会計発生高との関係についても検証がなされるべきである。例えば、Ng (2005) では個別企業の債務不履行リスクとしてZ-score、O-score、EDPの単純平均値を採用している。我々

はまったく性質の異なる3指標の平均として定義されたNg (2005) の尺度は適切ではないと判断するが、本研究の分析より得た結果とNg (2005) との比較可能性を保証すること、そして会計情報内容が株式市場に織り込まれる過程の解明という2つの観点から、日本市場における倒産事例を使用して、Altman's Z-score、Ohlson's O-scoreを推定し、それらと会計発生高、EDPとの関係について分析を行うこととした。

まずAltman's Z-scoreは以下の5変数を用いて、倒産企業と非倒産企業の判別分析から、債務不履行リスクを数値化するものである。

$$\begin{aligned} WCTA &= \text{運転資本} / \text{総資産}、 \\ RETA &= \text{留保利益} / \text{総資産}、 \\ EBEITA &= \text{特別損益前利益} / \text{総資産}、 \\ MVTD &= \text{株式時価総額} / \text{負債合計}、 \\ SLSTA &= \text{売上高} \cdot \text{営業収益} / \text{総資産}。 \end{aligned}$$

我々は破産法、会社更生法、民事再生法申請を理由として、1980～2004年に東証、あるいは大証を上場廃止となった企業から92社を選択し、上場廃止直前の決算を倒産企業サンプルとして抽出した。また倒産企業と同一の上場部、同一決算日、日経小業種分類で同一業種という3条件を満たす非倒産企業サンプルを759社選択した。そして判別分析の結果、以下のAltman's Z-score評価式を得た。

$$\begin{aligned} Z = & -1.456 \cdot WCTA - 0.393 \cdot RETA \\ & - 16.173 \cdot EBEITA \\ & + 0.074 \cdot MVTD - 0.396 \cdot SLSTA \end{aligned} \quad (6)$$

Z-scoreで使用される5変数に期待される符号はすべて負であるがMVTDのみ、その係数が0に近いものの正の値となっている。これは我が国の

場合には、倒産直前の決算以降、倒産に至るまでに株価が急激に下落する事例が多いためと思われる。

次にOhlson's O-scoreであるが、これは以下の9変数を使用し、倒産企業を1、被倒産企業を0とするロジット分析によりパラメータが推定される。

$$\begin{aligned} LSIZE &= \text{総資産対数値}、 \\ TDTA &= \text{負債合計} / \text{総資産}、 \\ WCTA &= \text{運転資本} / \text{総資産}、 \\ CLCA &= \text{流動負債} / \text{流動資産}、 \\ OENEG &= 1 \text{ if 負債合計} \\ & \quad > \text{総資産 otherwise } 0、 \\ NITA &= \text{当期利益} / \text{総資産}、 \\ CFOTD &= \text{営業キャッシュフロー} / \text{負債合計}、 \\ INTWO &= 1 \text{ if 2期連続当期利益} \\ & \quad < 0 \text{ otherwise } 0、 \\ CHIN &= \text{当期利益変化率}。 \end{aligned}$$

ここでもAltman's Z-Score推定の場合と同一の倒産・被倒産企業サンプルを使用し、以下のOhlson's O-Score評価式を得た。

$$\begin{aligned} O = & 1.306 - 0.682 \cdot LSIZE + 4.220 \cdot TDTA \\ & - 1.323 \cdot WCTA + 0.156 \cdot CLCA \\ & - 1.441 \cdot OENEG - 0.206 \cdot NITA \\ & - 1.148 \cdot CFOTD + 0.888 \cdot INTWO \\ & - 0.406 \cdot CHIN \end{aligned} \quad (7)$$

この場合の各変数の符号については、すべてOhlson (1980) での予想と整合的である。

4. 債務不履行リスク 3 指標間の相互関係

以下の分析では、(1) 金融業を除く東証 1 部と 2 部上場企業、(2) 決算期が 3 月末の企業、(3) 債務不履行リスクの指標である EDP と O-Score および Z-Score が測定可能な企業、(4) 会計発生高と異常発生高が測定可能な企業を分析の対象とする。分析期間は 1979 年から 2004 年である。その結果、サンプル数は 27,900 firm-years となった。企業数は各年度で異なるが、最小は 1979 年の 696 社、最大は 2004 年の 1,438 社である。

EDP と Z-Score については、測定値が株価に依存することから、月次で推定を行なっている。O-Score は当該会計年度の財務諸表数値を使用する。したがって、債務不履行リスク指標間でデータ頻度が異なっていることに注意されたい。また Z-Score と O-Score については、先行研究である Ng (2005) と同様に、各年で標準化を行なっている⁴⁾。

このようにして、われわれは 27,900 サンプルについて EDP と O-Score および Z-Score を測定した。これら 3 種の債務不履行リスク指標の記述統計量を表 1 に示す⁵⁾。EDP の平均値は 1.306% であるが、中央値と 75 パーセンタイルは 0.007 と 0.502 であり、これは一部企業群について極端に大きい EDP が観察されたと考えられる。Z-Score と O-Score に関しては、年毎に標準化しているため、その平均は 0、標準偏差は 1 となっている。標準正規分布の 25、75 パーセンタイルは ± 0.674 であるのに対して、Z-score と O-Score の 25、75 パーセンタイルは若干ゼロに近い値になっている。

次に 3 種類の債務不履行リスク指標のピアソン相関係数とスピアマン順位相関係数を表 2 に示す。各々の左下三角行列が相関係数であり、右上三角行列がそれに対応する有意確率である。表 2 を見れば、3 種の債務不履行リスク指標に相互に有意な正の相関があることが分かる。ピアソン相関係数によれば Z-Score と O-Score の係数が大

表 1. 債務不履行リスク指標に関する記述統計量

EDP: 森平・齋藤 (1998) により推定された期待債務不履行確率 (%), Z-Score: Altman (1968) の Z-score, O-score: Ohlson (1980) の O-Score。Z-Score、O-Score はともに年毎に標準化されている。

| | Mean | S.D. | 1st Quantile | Median | 3rd Quantile |
|---------|-------|-------|--------------|--------|--------------|
| EDP | 1.306 | 3.628 | 0.000 | 0.007 | 0.502 |
| Z-Score | 0.000 | 1.000 | -0.512 | -0.044 | 0.447 |
| O-Score | 0.000 | 1.000 | -0.603 | -0.023 | 0.603 |

表 2. 債務不履行リスク指標間の相関係数行列

EDP: 森平・齋藤 (1998) により推定された期待債務不履行確率 (%), Z-Score: Altman (1968) の Z-score, O-score: Ohlson (1980) の O-Score, Z-Score、O-Score はともに年毎に標準化されている。ピアソン相関、スピアマン相関ともに、左下三角行列が相関係数、右上三角行列が (t 値、 z 値に対応する) 有意確率。

| | Pearson Correlation | | | | Spearman Correlation | | |
|---------|---------------------|---------|---------|---------|----------------------|---------|---------|
| | EDP | Z-Score | O-Score | | EDP | Z-Score | O-Score |
| EDP | | 0.000 | 0.000 | EDP | | 0.000 | 0.000 |
| Z-Score | 0.228 | | 0.000 | Z-Score | 0.439 | | 0.000 |
| O-Score | 0.285 | 0.469 | | O-Score | 0.534 | 0.423 | |

表3. 期待債務不履行確率 (EDP) による10段階ポートフォリオ

| | EDP0 | EDP1 | EDP2 | EDP3 | EDP4 | EDP5 | EDP6 | EDP7 | EDP8 | EDP9 |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| EDP | 0.000 | 0.000 | 0.003 | 0.030 | 0.130 | 0.335 | 0.705 | 1.363 | 2.535 | 6.202 |
| Z-Score | -0.521 | -0.404 | -0.281 | -0.147 | -0.063 | 0.076 | 0.202 | 0.298 | 0.483 | 0.833 |
| O-Score | -0.821 | -0.498 | -0.325 | -0.166 | -0.031 | 0.109 | 0.265 | 0.439 | 0.684 | 1.047 |

大きく、スピアマン順位相関係数ではEDPとO-Scoreの係数が大きい。

さらに我々は、期待債務不履行確率 (EDP) に基づいて10分位ポートフォリオを作成し、各ポートフォリオでの債務不履行リスク指標の平均値を計算した。その結果が表3であるが、この表からEDPが上昇するにつれて、Z-ScoreとO-Scoreもともに単調増加していくことが明らかである。なおZ-Score、O-Scoreのパラメータ推定には前述のように1980~2004年の倒産事例を使用しているため、Z-score、O-Scoreをソートに用いた10分位ポートフォリオは実際には計算不可能なことから、ここでは結果を示していないが、仮にそれを行なったとしても表3と同様な単調性が観察される。したがってここでの結果は、3種の債務不履行リスク指標がリスクを同質的に評価しており、相互に代替可能であることを示唆する。

利息/有利子負債) は大きいという証拠を提示した。異常会計発生高が大きければAQは低くなるので、異常発生高が大きい企業ほど負債コストは大きくなると推測される。さらに負債コストは通常は債務不履行リスクを反映するので、異常会計発生高と債務不履行リスクとの間に正の相関があると考えことに不自然ではない。

このようにNg (2005) の結果からは会計発生高と債務不履行リスクの間に負の相関が想定される一方で、Fransis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) の結果からは、逆に異常会計発生高と債務不履行リスクの間には正の相関があると想定される。そこで我々は日本企業を対象として、会計発生高の構成要素と3種の債務不履行リスク指標の関係を精査することにした。

最初に本研究で使用する変数の定義を示す。われわれは、会計発生高を以下のように定義する。

5. 会計発生高と債務不履行リスクの相関

前述のようにNg (2005) は会計発生高と債務不履行リスクの間に負の相関があることを示している。そして会計発生高と将来の株式リターンにおける負の相関は、債務不履行リスクをテイクしたことに對するプレミアムによるものと解釈している。

これに對してFransis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) は、Dechow and Dichev (2002) に基づき会計発生高の質 (accruals quality, AQ) を測定し、AQが低い企業ほど負債コスト (支払

$$\begin{aligned}
 \text{会計発生高} = & (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) \\
 & - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) \\
 & - (\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{賞与引当金} \cdot \text{未払賞与}) \\
 & + \Delta \text{その他の短期引当金} + \Delta \text{退職給付引当金} \\
 & + \Delta \text{その他の長期引当金} + \Delta \text{減価償却費}).
 \end{aligned} \tag{8}$$

ただし、上記(8)式の会計発生高の定義において、流動負債は各種引当金以外の流動負債からなり、 Δ 資金調達項目 = Δ 短期借入金 + Δ コマーシャル・ペーパー + Δ 1年内返済の長期借入金 + Δ 1年内返済の社債・転換社債である。そして貸倒引当金は、売上債権以外の債権に対する貸倒引当金を

示す。

本研究では、東証上場企業を分析対象として、(8)式に従って会計発生高 (Accruals, ACC) を測定し、さらに会計発生高を正常会計発生高 (Normal Accruals, NAC) と異常会計発生高 (Abnormal Accruals, ABNAC) に分解する。異常会計発生高は、会計発生高から正常会計発生高を控除した値として定義されるが、ここでの正常会計発生高は、Kasznik (1999) が提案したCFO修正ジョーンズ・モデルに基づき、以下の回帰式(9)のフィットの部分で定義される。(なおここでは東証33業種分類をもとに、金融業を除く30業種を23業種に再分類し、各業種、各会計年度でのクロスセクショナル回帰分析を行っている。)

$$ACC_{j,p} = \alpha_p + \beta_{1,p}\Delta ADJREV_{j,p} + \beta_{2,p}PPE_{j,p} + \beta_{3,p}\Delta CFO_{j,p} + \varepsilon_{j,p} \quad (9)$$

ここで、 $\Delta ADJREV$ (adjusted sales revenue) は売上高変化額マイナス売上債権変化額、 PPE は償却性固定資産、 ΔCFO は営業キャッシュフロー変化額である。

またわれわれは、異常会計発生高の絶対値 ($|ABNAC|$) を異常会計発生高と区別した一つの特徴として変数に加える。これは異常会計発生高を過大、あるいは過小に計上している企業の報告利益の質は低く、それは Francis, LaFond,

Olsson and Schipper (2005) の意味での「情報リスク」の一尺度として考えられるからである。

これらの会計発生高とその構成要素、それに企業規模 (時価総額対数値)、純資産株価倍率に関する記述統計量を表4に示す。表4から分かるように、ACCの平均値と中央値が-2.8%弱となっているが、これは減価償却費が多額に計上されているからであると考えられる。ABNACの平均値はマイナスであるが、ほぼゼロになっている。 $|ABNAC|$ は、平均値が2.902%、中央値は2.147%である。したがって、利益に与える正負の影響を無視すると、総資産の2~3%程度の利益調整が一般的に行なわれていると考えられる。

次に、表1と表4で記述統計量を示した全9変数間のスピアマン順位相関係数が表5である。表5において、左下三角行列がスピアマン相関係数、右上三角行列がそれに対応する有意確率である。もし会計発生高アノマリーが債務不履行リスクにより説明されるとすれば、会計発生高の低い企業ほど債務不履行リスクは高くなければならない。したがって、企業の債務不履行リスク指標と会計発生高の間には負の相関関係が存在することが予想される。

表5によれば、ACCとEDPの相関係数は-0.047であり、ACCとZ-Scoreの相関係数は-0.145である。いずれも統計的に有意ではあるが、

表4. 企業特性の記述統計量

ACC: 会計発生高、NAC: 正常発生高、ABNAC: 異常発生高、 $|ABNAC|$: 異常発生高絶対値、(ACC, NAC, ABNACはすべて総資産額に対する比率で単位は%)。lnMV: 時価総額対数値、BPR: Book-to-Price Ratio。

| | Mean | S.D. | 1st Quantile | Median | 3rd Quantile |
|-----------|--------|-------|--------------|--------|--------------|
| ACC | -2.783 | 8.276 | -5.906 | -2.756 | 0.525 |
| NAC | -2.775 | 7.145 | -5.403 | -2.744 | -0.029 |
| ABNAC | -0.008 | 4.240 | -2.084 | 0.020 | 2.210 |
| $ ABNAC $ | 2.902 | 3.092 | 0.964 | 2.147 | 3.872 |
| lnMV | 10.638 | 1.567 | 9.527 | 10.529 | 11.652 |
| BPR | 0.676 | 3.742 | 0.321 | 0.528 | 0.867 |

表5. 変数間の相関係数行列

記号の定義は表1、4と同一。表の左下三角行列はスピアマン順位相関係数、右上三角行列は対応する有意確率(p -value)。

| | LnMV | BPR | ACC | NAC | ABNAC | ABNAC | EDP | ZScore | OScore |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|
| LnMV | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.693 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| BPR | -0.313 | | 0.000 | 0.000 | 0.275 | 0.249 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| ACC | 0.036 | -0.062 | | 0.000 | 0.000 | 0.139 | 0.000 | 0.000 | 0.080 |
| NAC | 0.043 | -0.079 | 0.741 | | 0.000 | 0.377 | 0.000 | 0.000 | 0.545 |
| ABNAC | -0.002 | 0.007 | 0.542 | -0.071 | | 0.042 | 0.318 | 0.000 | 0.153 |
| ABNAC | -0.073 | -0.007 | 0.009 | 0.005 | 0.012 | | 0.000 | 0.168 | 0.000 |
| EDP | -0.337 | 0.159 | -0.047 | -0.045 | -0.006 | 0.056 | | 0.000 | 0.000 |
| Z-Score | -0.114 | -0.102 | -0.145 | -0.102 | -0.093 | 0.008 | 0.439 | | 0.000 |
| O-Score | -0.676 | -0.134 | -0.010 | -0.004 | -0.009 | 0.061 | 0.534 | 0.423 | |

強い相関関係があるとは言えない。ACCとO-Scoreの相関係数は-0.010とゼロに近く、これは5%水準でも有意ではない。ABNACと3種の債務不履行リスク指標との相関係数はさらに小さく、しかも統計的に有意な係数はZ-Scoreについてのみである。

会計発生高と債務不履行リスクの相関以外で興味深いのは、企業規模(株式時価総額対数値、LnMV)と債務不履行リスク指標における有意な負の相関関係である。特にO-Scoreとの間には-0.676と強い相関関係が存在し、小型株ほどO-Scoreで把握される債務不履行リスクが大きいことが明らかとなった。これに対して、簿価時価比率(BPR)とEDPの相関係数は正の値で統計的に有意であり、BPRとZ-Score、O-Scoreの相関係数は有意な負の値であった。BPRとEDP間の正の相関関係は、BPRが高い企業は財務的困窮状態にあるというFama and French (1993)の解釈を支持するものである。

以上、我々は会計発生高と債務不履行リスクに弱い負の相関関係が存在することを示唆する結果を得た。しかし、会計発生高とO-scoreの相関係数は統計的に有意ではない。また異常発生高と債務不履行リスクの相関はさらに弱く、異常発生高とEDPおよびO-scoreの相関係数は統計的に有

意ではないことが分かった。したがって、会計発生高と債務不履行リスクの相関関係に基づいて、会計発生高アノマリーを債務不履行リスクのみで説明することは困難であると言える。

6. ポートフォリオフォーメーション法による分析

本章では、ポートフォリオフォーメーション法を用いた検証を行なうことにより、株式リターン、会計発生高、そして債務不履行リスクの3者間の関係を分析する。すなわち、会計発生高、およびその構成要素と期待債務不履行確率について10分位のポートフォリオを作成し、ゼロコストポートフォリオの実現リターンを計測することにより、会計発生高と債務不履行リスクとの関係について分析する。

ポートフォリオの構築は以下の手順に従う。まず会計情報がデータベースなどの電子媒体で比較可能になるのは8月中であることから、ポートフォリオの構築は8月末に行うことにする。そして1979~2004年の毎年8月末に金融業を除く東証上場企業を、ACC、NAC、ABNAC、|ABNAC|、EDPの各変数により昇順でランキングする⁶⁾。ランキングの結果を基にして構成銘柄

数がほぼ等しい、等ウェイトの10分位ポートフォリオを構築し、翌年8月末までの1年間についてバイ・アンド・ホールド戦略を適用する。（ここでP1がソートに使用した変数が最も低いポートフォリオであり、P10が最も高いポートフォリオである。）10分位ポートフォリオについて、1979年9月～2005年8月の312ヶ月の月次実現リターンを計測し、P1とP10のリターンズプレッドについて、プレッド平均値が0であることを帰無仮説として t 検定を行う⁷⁾。

ACC、NAC、ABNAC、|ABNAC|、EDPの5変数によるランキングポートフォリオの月次実現収益率とリターンズプレッドおよび t 検定（有意確率）の結果を表6に示す。この表によれば、ACCとABNACの小さいポートフォリオほどリターンは大きい、という傾向が見られる。|ABNAC|には、そのような傾向が観察されない。そして、ABNACの月次リターンズプレッドは0.383%（年次では4.596%）と大きく、かつ1%の水準で0と有意に異なっている。すべての債務不履行リスク指標において、P1からP10にかけて

徐々にリターンが増加している。すなわち、ローリスク・ローリターンとハイリスク・ハイリターンの構造になっている。EDPのリターンズプレッドは月次-0.406%（年次では-4.872%）であり、表5の中で最大規模の絶対値になったが、統計的な有意性は確認されなかった。

それでは月次リターンズプレッドの大きいABNACと債務不履行リスクの関係はどうなっているのか。われわれは、ABNACによる10分位ポートフォリオについて、3種の債務不履行リスクの平均値を計算した。その結果が表7のPanel Aに示されている。この表を見れば、Z-Scoreがほぼ単調に減少していることが分かる。すなわちABNACの小さいポートフォリオのZ-Scoreは大きく、そしてABNACが増加するにつれてZ-Scoreは小さくなる。これに対して、ABNACとEDPおよびO-Scoreの間には、そのような関係は見られない。ABNACの小さいポートフォリオと大きいポートフォリオの両方で、EDPとO-Scoreは大きい値を示している。ただし、表7のPanel Bで示したように、|ABNAC|の10段階

表6. ゼロコストポートフォリオの実現リターン

1979～2004年8月末の時点で各変数の値によりランキングを行ない、equal-weighted portfolioを構築する。数値は月次平均収益率（in%）。P1～P10は各変数の値が最も高いポートフォリオと最も低いポートフォリオのリターンズプレッド。 t -valueはリターンズプレッドが0であることを帰無仮説とする t 値、 p -valueはその有意確率。

| | ACC | NAC | ABNAC | ABNAC | EDP |
|------------|-------|-------|-------|--------|--------|
| P1 (Low) | 0.906 | 0.735 | 0.992 | 0.761 | 0.671 |
| P2 | 0.793 | 0.815 | 0.913 | 0.833 | 0.562 |
| P3 | 0.910 | 0.799 | 0.835 | 0.906 | 0.694 |
| P4 | 0.892 | 0.874 | 0.946 | 0.811 | 0.641 |
| P5 | 0.867 | 0.871 | 0.774 | 0.730 | 0.880 |
| P6 | 0.887 | 0.817 | 0.840 | 0.811 | 0.838 |
| P7 | 0.702 | 0.892 | 0.739 | 0.896 | 0.877 |
| P8 | 0.728 | 0.780 | 0.722 | 0.825 | 0.931 |
| P9 | 0.731 | 0.873 | 0.775 | 0.803 | 1.002 |
| P10 (High) | 0.734 | 0.690 | 0.610 | 0.791 | 1.077 |
| P1-P10 | 0.172 | 0.044 | 0.383 | -0.030 | -0.406 |
| t -value | 1.403 | 0.367 | 3.078 | -0.236 | -1.105 |
| p -value | 0.162 | 0.714 | 0.002 | 0.814 | 0.270 |

ポートフォリオでは、|ABNAC|の小さいポートフォリオのEDPとO-Scoreは小さく、そして|ABNAC|が増加するにつれて、EDPとO-Scoreも大きくなる。しかし、表6で示したように、|ABNAC|の大きさとポートフォリオ・リターンに一定の関係が観察されず、表7のPanel Bは会計発生高アノマリーを解釈する証拠にはならない。

次に月次リターンズプレッドの絶対値が最大であるEDPの10段階ポートフォリオについて、

ACCとABNAC等の各変数の平均値を計算した結果を表7、Panel Cに示す。Panel Cによれば、ACCの場合にはEDP9を例外として、すべてのポートフォリオのACCが-2.5前後の値になっている。ABNACについては、EDP1を除くと概ねEDPの小さいポートフォリオのABNACは大きく、EDPが大きいポートフォリオのABNACは小さいということが言える。

以上のように表6と表7、Panel A, Cから、(1)異常発生高とEDPのポートフォリオについて大

表7. ゼロコストポートフォリオの財務属性値

| Panel A. 異常会計発生高 (ABNAC) による10段階ポートフォリオ | | | | | | | |
|--|--------|--------|--------|-------|-------|---------|---------|
| | ACC | NAC | ABNAC | ABNAC | EDP | Z-Score | O-Score |
| ABNAC1 (Low) | -9.613 | -2.480 | -7.134 | 7.134 | 1.745 | 0.362 | 0.228 |
| ABNAC2 | -5.767 | -2.364 | -3.404 | 3.404 | 1.182 | 0.033 | -0.019 |
| ABNAC3 | -4.543 | -2.436 | -2.107 | 2.107 | 0.965 | -0.009 | -0.055 |
| ABNAC4 | -3.796 | -2.617 | -1.180 | 1.180 | 0.957 | -0.024 | -0.051 |
| ABNAC5 | -2.915 | -2.535 | -0.380 | 0.397 | 0.908 | -0.008 | -0.039 |
| ABNAC6 | -2.360 | -2.727 | 0.367 | 0.383 | 0.890 | -0.019 | -0.042 |
| ABNAC7 | -1.727 | -2.908 | 1.182 | 1.182 | 0.821 | -0.045 | -0.067 |
| ABNAC8 | -0.844 | -3.012 | 2.168 | 2.168 | 1.039 | -0.041 | 0.008 |
| ABNAC9 | 0.538 | -2.927 | 3.465 | 3.465 | 1.124 | -0.086 | -0.010 |
| ABNAC10 (High) | 4.338 | -2.609 | 6.947 | 6.947 | 1.211 | -0.165 | 0.045 |
| Panel B. 正常会計発生高絶対値 (ABNAC) による10段階ポートフォリオ | | | | | | | |
| | ACC | NAC | ABNAC | ABNAC | EDP | Z-Score | O-Score |
| ABNAC 1 (Low) | -2.611 | -2.617 | 0.006 | 0.189 | 0.920 | -0.009 | -0.043 |
| ABNAC 2 | -2.712 | -2.720 | 0.008 | 0.574 | 0.862 | -0.021 | -0.041 |
| ABNAC 3 | -2.657 | -2.642 | -0.015 | 0.967 | 0.914 | -0.021 | -0.055 |
| ABNAC 4 | -2.874 | -2.806 | -0.068 | 1.401 | 0.913 | -0.036 | -0.065 |
| ABNAC 5 | -2.702 | -2.628 | -0.074 | 1.884 | 0.953 | -0.041 | -0.028 |
| ABNAC 6 | -2.728 | -2.776 | 0.048 | 2.411 | 1.041 | -0.011 | -0.007 |
| ABNAC 7 | -2.555 | -2.594 | 0.040 | 3.034 | 1.101 | -0.027 | -0.039 |
| ABNAC 8 | -2.656 | -2.762 | 0.106 | 3.841 | 1.174 | -0.020 | 0.007 |
| ABNAC 9 | -2.281 | -2.355 | 0.074 | 5.063 | 1.290 | -0.011 | 0.065 |
| ABNAC 10 (High) | -2.919 | -2.709 | -0.210 | 9.033 | 1.677 | 0.197 | 0.206 |
| Panel C. 期待債務不履行確率 (EDP) による10段階ポートフォリオ | | | | | | | |
| | ACC | NAC | ABNAC | ABNAC | EDP | Z-Score | O-Score |
| EDP0 (Zero) | -2.558 | -2.623 | 0.065 | 2.815 | 0.000 | -0.521 | -0.821 |
| EDP1 (Low) | -2.638 | -2.632 | -0.006 | 2.590 | 0.000 | -0.404 | -0.498 |
| EDP2 | -2.355 | -2.430 | 0.075 | 2.680 | 0.003 | -0.281 | -0.325 |
| EDP3 | -2.516 | -2.589 | 0.073 | 2.702 | 0.030 | -0.147 | -0.166 |
| EDP4 | -2.677 | -2.777 | 0.100 | 2.651 | 0.130 | -0.063 | -0.031 |
| EDP5 | -2.761 | -2.758 | -0.003 | 2.670 | 0.335 | 0.076 | 0.109 |
| EDP6 | -2.644 | -2.685 | 0.041 | 2.803 | 0.705 | 0.202 | 0.265 |
| EDP7 | -2.700 | -2.673 | -0.027 | 2.755 | 1.363 | 0.298 | 0.439 |
| EDP8 | -2.615 | -2.529 | -0.086 | 3.043 | 2.535 | 0.483 | 0.684 |
| EDP9 (High) | -3.335 | -2.917 | -0.417 | 3.742 | 6.202 | 0.833 | 1.047 |

きな月次リターンズプレッドの絶対値が観察される、(2) ABNACのポートフォリオについてEDPが単調に減少する傾向は観察されない、(3) EDPのポートフォリオについてABNACの単調減少が部分的に観察される、ということが示された。したがって、ポートフォリオフォーメーション法を用いた検証でも、会計発生高アノマリーを債務不履行リスクにより説明可能とする決定的な証拠は得られなかったのである。ただし(3)の観察事実は、その可能性を部分的に示唆しており、会計発生高アノマリーが局所的に債務不履行リスクと関係している可能性は否定できない。そこで次章においては、2段階ポートフォリオフォーメーション法を導入し、会計発生高と債務不履行リスクの関係を、さらに詳しく分析することを試みよう。

7. 2段階ポートフォリオのリターン分析

ここでは、アセットプライシングモデルの検証においては一般的な‘two-stage sequential portfolio formation method’を用いて、EDP-ABNAC ranked 30 portfolios と ABNAC-EDP ranked 30 portfoliosを構築し、それぞれの実現リターンに基づいてEDPとABNACの相互関係を再検証する。

Sequential portfolio formation methodが標準的な分析ツールとして定着したのは、Fama and French (1992) 以降である。多段階ソートによるポートフォリオ構築は、デフォルトリスクと小型株効果およびバリュー株効果との関係を分析したVassalou and Xing (2004) でも使用されている。ソートに使用する変数間に相関が存在する場合、Berk (2000) が指摘しているように第1段階ソートよりも第2段階ソートで使用した変数の

有意性が必ず低くなるため、ソートの順序を変更し、2つの検証を同時に行わなければならない。ここでEDP-ABNAC ranked 30 portfolios と ABNAC-EDP ranked 30 portfoliosを同時に分析するのもそのためである。

まずEDP-ABNAC ranked 30 portfoliosに関しては、第1段階で1979~2004年の毎年8月末における東証一部・二部上場企業(金融業を除く)を6つのグループに分ける。すなわち、EDP = 0のグループと、EDPが正の企業を昇順に5つのグループに分割する。第2段階で、各EDP ranked portfolioをABNACで5つのグループへと分割する。結果として30 (= 6 × 5) ポートフォリオを得る。ABNAC-EDP ranked 30 portfoliosの場合は、第1段階でABNACにより5つのグループに分け、第2段階でEDPにより6つのグループに分割するので、やはり30 (= 5 × 6) ポートフォリオを得ることになる。

EDP-ABNAC ranked 30 portfoliosの実現リターンを表8、Panel Aに、ソート順序を変更したABNAC-EDP ranked 30 portfoliosの実現リターンをPanel Bに示す。Panel Aの結果より、(1) EDP 3とEDP 5におけるABNACポートフォリオの月次リターンはABNACが大きくなるにつれて単調減少する、(2) 各々のリターンズプレッド (Ave.Spr. = ABNAC1 - ABNAC5) は5%水準で有意である、ということが分かる。またEDP2におけるABNACポートフォリオのリターンズプレッドは10%水準で有意である。つまり債務不履行リスクをコントロールしても、リスクの大きいポートフォリオについて会計発生高アノマリーは観察されるということである。しかもEDP5におけるABNACポートフォリオの月次リターンズプレッドは0.789% (年次9.468%相当) と非常に大きい。これは債務不履行リスクが比較的高い企業については、ABNACから追加的な投

表8. EDP、ABNACによる2段階ソートポートフォリオ

Panel A. EDP and ABNAC Ranked 30 Portfolios

| | ABNAC1 (Low) | ABNAC2 | ABNAC3 | ABNAC4 | ABNAC5 (High) | Ave. Spr. | t-value | p-value |
|-------------|-----------------|--------|--------|--------|------------------|-----------|---------|---------|
| EDP0 (Zero) | 0.666 | 0.636 | 0.689 | 0.657 | 0.710 | -0.044 | -0.295 | 0.769 |
| EDP1 (Low) | 0.623 | 0.794 | 0.553 | 0.630 | 0.487 | 0.135 | 0.961 | 0.338 |
| EDP2 | 0.869 | 0.705 | 0.849 | 0.747 | 0.588 | 0.281 | 1.829 | 0.068 |
| EDP3 | 1.060 | 0.844 | 0.830 | 0.753 | 0.686 | 0.373 | 2.210 | 0.028 |
| EDP4 | 0.980 | 0.969 | 1.092 | 0.728 | 0.875 | 0.105 | 0.535 | 0.593 |
| EDP5 (High) | 1.466 | 1.172 | 0.951 | 0.940 | 0.677 | 0.789 | 3.389 | 0.001 |

Panel B. ABNAC and EDP Ranked 30 Portfolios

| | EDP0 (Zero) | EDP1 (Low) | EDP2 | EDP3 | EDP4 | EDP5 (High) | Ave. Spr. | t-value | p-value |
|---------------|----------------|---------------|-------|-------|-------|----------------|-----------|---------|---------|
| ABNAC1 (Low) | 0.635 | 0.673 | 0.911 | 1.028 | 0.977 | 1.474 | -0.839 | -2.052 | 0.041 |
| ABNAC2 | 0.710 | 0.760 | 0.710 | 0.935 | 0.988 | 1.150 | -0.440 | -1.303 | 0.194 |
| ABNAC3 | 0.604 | 0.599 | 0.793 | 0.874 | 1.005 | 0.942 | -0.338 | -0.933 | 0.351 |
| ABNAC4 | 0.562 | 0.645 | 0.764 | 0.648 | 0.902 | 0.861 | -0.299 | -0.865 | 0.388 |
| ABNAC5 (High) | 0.788 | 0.460 | 0.570 | 0.717 | 0.803 | 0.712 | 0.075 | 0.223 | 0.823 |

資情報が得られることを意味している。

次に Panel B より、(1) EDP ポートフォリオの月次リターンが単調増加しているケースはなく、さらに (2) リターンズプレッドが 5%水準で有意なのは ABNAC1 における EDP ポートフォリオだけである、ということが分かった。したがって、異常発生高を所与にすれば、ローリスク・ローリターンとハイリスク・ハイリターンの構図は観察されない。ただし注意すべきは、異常発生高が最小、すなわち利益を保守的に計上した企業については、債務不履行リスクに応じた実現リターンが獲得可能という点である。これは会計発生高アノマリーのうち、異常発生高の小さいポートフォリオに限定してであれば、債務不履行リスクとの関連で合理的に説明することができることを示唆している。

もし EDP と ABNAC が同一の情報内容を有するのであれば、このような 2 段階のソートを行った場合、第 2 段階のポートフォリオにおいて有意なリターンズプレッドは観察されない。逆に EDP と ABNAC が完全に異なる情報内容で、両者が同時に期待リターンと関係を持つ場合には、

表 8 のすべての行において、同程度の規模のリターンズプレッドが観察されるはずである。しかしながら、表 8 において確認されたように、リターンズプレッドは特定のグループのみについて統計的に有意であった。これは EDP と ABNAC の情報内容に重複している部分があり、同時に一致はしていないことを意味している。

以上、本研究で得た証拠によれば、会計発生高アノマリーがもたらす異常リターンの一部は、債務不履行リスクに対するリスクプレミアムとして説明することができるが、その他の部分は債務不履行リスクに対するリスクプレミアムとして説明することができないと解釈される。

8. 結論と将来の課題

本研究では第 1 に Z-score と O-score およびオプションアプローチに依拠した EDP を計算し、3 種の債務不履行リスク指標の相互関係を調査した。その結果として 3 種の債務不履行リスク指標はリスクを同質的に計測しており、相互に代替可能であることが分かった。第 2 に、3 種の債務不

履行リスク指標と会計発生高、および異常会計発生高の相関関係を分析した結果、観察された変数間の相関関係から、デフォルトプレミアムにより会計発生高アノマリーを説明することは不適切であると判断された。第3に、ポートフォリオフォーメーション法を用いて、債務不履行リスク指標と会計発生高（および異常会計発生高）の関連性を検証したが、会計発生高アノマリーを債務不履行リスクで説明できる決定的な証拠は得られなかった。最後に、リターンズブレッドの絶対値が最も大きいABNACとEDPについて2段階ソート法を適用し、債務不履行リスクの大きいポートフォリオについて、依然として会計発生高アノマリーが残ることを明らかとした。その一方で、会計発生高アノマリーのうち、異常会計発生高の小さいポートフォリオに関する部分は、債務不履行リスクにより合理的に説明可能であることが示唆された。この点で本研究の結果はNg (2005) と一部では整合し、他方で異なっている。日本で観察されている会計発生高アノマリーは、米国とは異なる、あるいはより複雑な発生メカニズムを有しているのかも知れない。

今後の研究の方向性としては、Fransis, Lafond, Olsson and Schipper (2005) のように、会計発生高の質を分析し、情報リスクの視点で会計発生高アノマリーを検討することや、Fama and French (1993)でのSMBとHMLファクター、Vassalou and Xing (2004) で導入されたSV (survival) ファクター、Hirshleifer, Ho and Teoh (2006) でのCMA (Conservative Minus Aggressive) ファクター間の相関構造を確認することにより、会計発生高アノマリーの発生構造を解明することがあげられるが、これらは将来的にファイナンスと会計学の研究者の双方にとって、非常に重要な研究課題であるものとする。

《注》

- 1) 同論文では配当 δ を考慮してモデルを構築しているが、企業が債務不履行の直前に至った場合に配当を継続して支払うことは考えにくい。このため本研究では、株価を配当修正後株価としてドリフト μ_B 、ボラティリティー σ_A を計算するものとして、EDP評価においては配当 δ をモデルから除外している。
- 2) Vassalou and Xing (2004)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) とともに、負債額は満期 T まで変化しない、すなわち負債ドリフト $\mu_B = 0$ であることを仮定している。森平・齋藤 (1998) でも、負債のドリフトの推定は困難であること、満期まで1年と比較的短期を考えていることを理由に $\mu_B = 0$ として、実際には推定を行っている。ただし負債価値が変化を明示的に考慮しているのは森平・齋藤 (1998) のみである。
- 3) 有利子負債の定義は、短期借入金、コマーシャルペーパー、1年以内返済長期借入金、1年以内償還の社債、長期社債・転換社債、長期借入金、従業員預金の合計である。
- 4) ただし次節で我々は等ウェイトポートフォリオを構築することから、分析対象企業の単純標本平均・不偏標準偏差を使用して標準化を行っており、時価総額ウェイトは使用していない。
- 5) 表1には会計発生高 (ACC) などの記述統計量も示した。その定義は5節を参照されたい。
- 6) Z-Score、O-Scoreについては、パラメータ推定が2004年までの倒産事例に基づくことから、分位ポートフォリオの構築は実際には不可能であり、表3の場合と同様にここでも行わない。
- 7) ただしEDPについては、EDPがゼロの企業群をEDP0とし、それ以外の企業を等銘柄数で9分割 (EDP1~EDP9) する。この場合のブレッドはEDP0-EDP9として定義されている。

《参考文献》

- Altman, E., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 7, 637-654.
- Fama, E. F., French, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39, 295-327.
- Hirshleifer, D., Ho, K., Teoh, S. H., 2006. The accrual anomaly: Risk or mispricing. Working Paper, Ohio State University.

- Hillegeist, S., Keating, E., Cram, D., Lundstedt, K., 2004. Assessing the probability of bankruptcy. *Review of Accounting Studies* 9, 5-34.
- Hung, C., Takehara, H., 2004. On the association between accruals, operating cash flows and expected default probability. *Japan Journal of Finance* 23 (1), 88-98.
- Jensen, M., 1978. Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics* 6, 95-101.
- Kaszniak, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Khan, M., 2008. Are accruals mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Accounting and Economics* 45(1), 55-77.
- Kubota, K., Suda, K., Takehara, H., 2010. Dissemination of accruals information, role of semi-annual reporting, and analysts' earnings forecasts: Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting* 21, 120-160.
- Malkiel, B., 1992. *Efficient Market Hypothesis*. New Palgrave Dictionary of Money and Finance. London: Macmillan.
- Merton, R., 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29, 449-470.
- Ng, J., 2005. Distress risk information in accruals. Working Paper, University of Pennsylvania.
- Ohlson, J., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18, 109-131.
- Sloan, R. G., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71, 289-315.
- Timmerman, A., Granger, C., 2004. Efficient market hypothesis and forecasting. *International Journal of Forecasting* 20, 15-27.
- Vassalou M., Xing, Y., 2004. Default risk in equity returns. *Journal of Finance* 59, 831-868.
- Xie, H., 2001. The Mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76, 357-373.
- Zach, T., 2004. Evaluating the 'accrual-fixation' hypothesis as an explanation for the accrual anomaly. Working paper, Washington University, St. Louis.
- Zhang, X. F., 2005. Accruals, investment, and the accrual anomaly. Working paper, Yale University.
- 森平爽一郎, 齋藤啓幸, 1998. 「信用リスクの測定と管理：オプションアプローチ」『ファイナンス・リスクマネジメント』(朝倉書店).
- 須田一幸, 乙政正太, 浅野信博, 2004. 「倒産企業の会計操作(1) —会計手続き選択の分析—」『会計』165-4, 74-87.
- 浅野信博, 首藤昭信, 2004. 「倒産企業の会計操作(2) —裁量的発生高の分析—」『会計』165-5, 123-138.

倒産企業の会計操作

山本達司(実証会計学ワークショップ代表)

浅野信博・榎本正博・石川博行・木村史彦・太田浩司
音川和久・乙政正太・首藤昭信・高田知実

本稿に続く論文5篇の著者全員は、須田一幸先生が主催されていた実証会計学ワークショップ(Positive Accounting Theory Workshop: PATW)のメンバーである。約10年前に須田先生の発案で、研究会メンバーが5つのチームを組んで、倒産企業の会計操作に注目した研究プロジェクトを実施することになった。琵琶湖畔での合宿、高松での合宿などを経て、私たちは日本会計研究学会第62回大会(2003年9月11日および12日、大会委員長:故興津裕康先生)において、「企業倒産と会計」と題する特別セッションで、次の5つの研究報告を行った。

須田一幸・乙政正太・浅野信博「倒産企業の会計操作—会計手続き選択の分析—」

浅野信博・首藤昭信「倒産企業の会計操作—裁量的発生高の分析—」

太田浩司・須田一幸「倒産企業の会計操作—経営者による利益予想の分析—」

山本達司・木村史彦・辻川尚起「倒産企業の会計操作—会計操作と資金調達との関係—」

榎本正博・石川博行・音川和久「倒産企業の会計操作—証券市場に与えた影響—」

その後、私たちは日本会計研究学会での研究報告をまとめ、以下の論文6篇を雑誌『会計』に掲載した。

須田一幸・乙政正太・浅野信博, 2004. 「倒産企業の会計操作 (一) —会計手続き選択の分析—」『会計』第165巻第4号, 74-87.

浅野信博・首藤昭信, 2004. 「倒産企業の会計操作 (二) —裁量的発生高の分析—」『会計』第165巻第5号, 123-138.

須田一幸・太田浩司, 2004. 「倒産企業の会計操作 (三) —経営者による利益予想の分析—」『会計』第165巻第6号, 111-125.

木村史彦・山本達司・辻川尚起, 2004. 「倒産企業の会計操作 (四) —会計操作と資金調達との関係—」『会計』第166巻第1号, 112-126.

榎本正博・石川博行・音川和久, 2004. 「倒産企業の会計操作 (五) —証券市場に与えた影響—」『会計』第166巻第2号, 116-130.

須田一幸・榎本正博・石川博行・音川和久, 2004. 「倒産企業の会計操作 (六・完) —証券市場に与えた影響—」『会計』第166巻第3号, 129-139.

その後も須田先生はこのテーマについて研究の継続を望まれ、私たちはこれらの論文をさらに発展させて、次の著書を発表した。

須田一幸・山本達司・乙政正太編著, 2007. 『会計操作—その実態と識別法、株価への影響』, ダイヤモンド社.

この著書では、1980年1月1日から2002年5月31日に倒産した101社をサンプルとして、倒産企業における会計操作の実態とその影響について詳細に分析している。これは、私たちが須田先生と共に行った研究プロジェクトの集大成である。編集作業の最終段階で、研究室から携帯電話で一字一句についてまでメンバー全員に確認されるなど、須田先生の研究に対する妥協なき厳しい態度には、心から敬服する。

その後も、須田先生は精力的に多くの研究論文を発表されてきたが、2011年5月31日、大津市の病院にて亡くなられた。あまりにも早い最期であった。悲しみのあまり、言葉もなかった。今でも研究会の片隅の席に、にこやかに座られているような気さえする。

須田先生が亡くなられた後も、私たちは実証会計学ワークショップを継続している。そして、こ

の『現代ディスクロージャー研究』須田一幸先生追悼記念号においては、須田・山本・乙政編(2007)の内容をさらに発展させて、2000年4月1日から2011年1月31日に倒産した159社をサンプルとして、実証分析を行っている¹⁾。

以下に続く論文5篇の著者には、個々の論文の執筆者名が記されているが、これらの論文は、須田先生を含めた私たち全員の研究成果であると、私たち全員が確信している。須田先生と共に過ごした研究の日々は、私たちの中に消えることのない思い出として、永遠に残り続けるだろう。須田先生の御冥福を心からお祈りするとともに、ここに論文5篇を須田一幸先生に捧げたい。

《注》

- 1) 帝国データバンク社『COSMOS倒産ファイルデータベース』により、倒産企業の特定を行った。

倒産企業における会計操作の検出*

Detecting Accounting Manipulation in Bankrupt Firms

榎本 正博(神戸大学 准教授)

Masahiro Enomoto, Kobe University

首藤 昭信(神戸大学 准教授)

Akinobu Shuto, Kobe University

要 約

本研究の目的は、企業の倒産について包括的に分析した須田・山本・乙政編(2007)に則り、倒産企業の会計操作(accounting manipulation)を再検討するものである。本研究は、倒産分析において先行研究で分析された裁量的会計発生高に加えて、実体的裁量行動をRoychowdhury(2006)のモデルを基礎に経営者の行動を観察した。

本研究の分析の結果、倒産直前期より前には、利益増加的な裁量行動が観察された。特に実体的裁量行動が強く観察されていることから、倒産企業は資源配分の変更を通じて利益を増加させていたことがわかる。一方、倒産直前期には、利益増加的及び利益減少的な証拠が混在する結果となっている。

Summary

This study re-examines the relationship between accounting manipulation behaviors and firms' bankruptcy for recent Japanese firms in accordance with the analyses of Suda, Yamamoto, and Otomasa (2007) that examine the discretionary accounting behaviors comprehensively in bankruptcy firms. While most prior studies have focused on accruals-based earnings management, this study contributes to them by providing the evidence on real earnings management following the method of Roychowdhury (2006).

We find that in general, firm managers conduct income-increasing earnings management prior to going into bankruptcy. In particular, we reveal that firm managers tend to use more real earnings management than accruals-based earnings management, suggesting that Japanese firm managers are likely to distort resource allocation in order to increase their earnings. However, we also find mixed results with regard to the earnings management in the year prior to bankruptcy.

1. 本研究の目的

本研究の目的は、企業の倒産について包括的に分析した須田・山本・乙政編(2007)に則り、倒産企業の会計操作を再検討するものである¹⁾。

倒産に至るほどの財務困窮に陥った企業の会計報告は、株主、債権者、取引先、従業員等の利害関係者にとって自身の富の喪失に直結するため、より注目が集まるようになる。本研究では、そのような環境の中、企業はどのような会計報告を行

い、そこに会計操作が介在するのかを調査する。

まず、財務困窮に陥った企業は、その困窮状態を糊塗して資金調達を有利にするために利益増加的な裁量行動を行い、資金繰りをスムーズにすることが考えられる。資金調達に伴う財務制限条項と関連する研究では、米国企業を対象としたDeFond and Jiamvalvo(1994)で財務制限条項に違反するような企業は、違反前年に利益増加的な行動が観察されている。同様にSweeney(1994)では、財務制限条項違反に近接した経営

*本研究は、2012年度科学研究費補助金(基盤研究(c):課題番号23530565)による成果の一部である(榎本正博)。

者が会計方針を変更して違反を回避しようとしていることを報告している。実際に倒産した日本企業を対象とした木村・山本（2013）によれば、倒産企業はコントロール企業と比較すると倒産前に負債比率が高い傾向にある。同じく倒産した米国企業を分析したRosner（2003）、オーストラリア企業を対象としたJones（2011）では利益増加的な裁量的会計発生高が計上されている。

これに対し、業績の悪化が誰の目にも明らかかな状況となると、将来の損失を先取りする形で事業の再構築等を行うことから、逆に利益をさらに悪化させ、将来の利益の回復を期待させることもありうる。例えば先のDeFond and Jiamvalvo(1994)では、財務制限条項に違反した年度は利益減少的な裁量行動が見られていた。財務的に困窮した米国企業を対象としたDeAngelo, DeAngelo, and Skinner(1994)、日本企業を対象とした中條(1999)、榎本（2001）といった研究でも利益を減少させている証拠を示している。米国の倒産企業を分析した Charitou, Lambertides, and Trigeorgis（2007）では利益減少的な裁量的会計発生高が観察されている。これらの証拠を見ると、倒産に至る過程で財務的に困窮した企業がどのような行動を示すかは、一様でないことがわかる。

本研究の基礎となった須田・山本・乙政編（2007）では、1980年4月から2002年5月までに倒産した企業を多様な角度から観察している。ここでは、会計方針の変更及び裁量的会計発生高を調査し、倒産から2期以上前では会計方針の変更で利益を増加させるような、直前期には利益を減少させるような行動をとっていることを示した。

本研究の貢献は、倒産分析において先行研究で分析された裁量的会計発生高だけでなく、須田・山本・乙政編（2007）では深く検討されていない実体的裁量行動(real discretion)を、Roychowdhury（2006）のモデルを基礎に経営者の行動を観察し

たことにある。Roychowdhury（2006）では、売上操作（それに伴う異常営業活動によるキャッシュ・フロー、以下異常営業キャッシュ・フローとする、と異常製造原価）、裁量的費用の調整、過剰生産（それに伴う異常製造原価）を推定するモデルについて、先行研究を発展させる形で提案しており、そのモデルは近年、実体的裁量行動の検出における主流となっている。

本研究の分析の結果、倒産企業では倒産直近期より前に利益増加的な裁量行動が観察された。特に実体的裁量行動が強く観察されていることから、倒産企業は資源配分を変更して利益を増加させていることが示された。一方、倒産直近期には、利益増加的及び利益減少的な証拠が混在する結果となっている。

本研究の構成は以下の通りである。第2節では先行研究で用いられてきた会計操作の検出手法についてその特徴とともに記述する。そこでは会計方針の選択と変更、会計発生高、実体的裁量行動の把握が取り扱われる。第3節では本研究のリサーチ・デザインについて説明する。第4節は実証結果を示す。第5節でまとめと今後の課題について述べる。

2. 倒産企業の会計操作の検出方法

会計操作の検出については、これまで様々な方法で分析されている。会計操作は大きく分けて会計的裁量行動 (accounting discretion) と実体的裁量行動に分類できる。会計的裁量行動は、会計方針の選択やその変更、あるいは会計上の見積りの調整など「ペンとインクでできる」ものであり、基本的には決算日後に行う会計操作である（岡部1994,55）。

実体的裁量行動は、企業の資源配分を変更して会計利益を変動させるものである。具体的には、

研究開発費や広告宣伝費の削減、含み損益をもつ固定資産の売却、値引販売、押込販売による売上調整がある。経営者は多種多様な会計操作の手法の集合から、実行可能なものを選択して目標利益に近づける行動をとっていると考えられる。本研究ではこれら2つに分けて会計操作の検出方法を説明する。

2.1 会計的裁量行動

2.1.1. 会計方針の選択と変更

会計的裁量行動は会計方針の選択と変更が代表例である。例えば棚卸資産の評価方法、減価償却方法等の会計方針の選択及びその変更、貸倒見積額の調整などがある。会計方針の選択や変更であれば、財務諸表の脚注等で開示された資料を基礎に分析する。

過去の会計操作の研究では、会計方針の変更を意図的に利益を動かす行動とみなし、分析が進められた。先行研究では、財務制限条項の回避を目的として会計方針を変更した例が報告されている（Sweeney 1994、須田 2000等）。会計方針の変更は、その方法ないし金額が重要であれば監査を受ける必要がありかつ注記がなされるので、利害関係者に開示されるという特徴がある²⁾。

本研究の先行研究のひとつである乙政・浅野（2007）では、倒産企業は、倒産が近づくにつれ、利益が増加するような会計方針を選択していることを示した。さらに倒産の数年前に利益増加的な会計方針の変更を検出している。

倒産企業の会計方針の選択として、Jones（2011）は無形資産の資産化に着目し、オーストラリアにおいて1988年から2004年までに倒産した企業（856企業年）及び非倒産企業（8,894企業年）のデータを用いている。そこでは、倒産企業ほど無形資産を資産化している（費用計上を回避している）証拠を提示した。

会計方針の変更は、次に説明する会計発生高の操作に包含されるため、近年では分析事例が極端に少なくなっている。

2.1.2. 会計発生高の調整

本研究で会計操作の主たる検出方法のひとつとして用いる指標が、Healy（1985）以降使用されている会計発生高である。会計発生高には、経営者の会計手続きによる調整が反映されるが、後述する実体的裁量行動もある程度影響を及ぼし、それを検出することが織り込まれたモデルも存在する（例えば、Dechow, Sloan, and Sweeney 1995³⁾）。そのため、会計発生高の調整は会計的裁量行動のみを反映しているわけではないことには注意が必要である。会計発生高の調整は、会計方針の変更よりは露見しにくいものとして研究上取り扱われている（須田・山本・乙政編2007）。

García Lara, García Osma, and Neophytou（2009）は、1998年から2004年までの間に倒産した268社のイギリスの倒産企業を対象に会計操作を分析した。そこでは裁量的会計発生高によるものと、実体的裁量行動によるものを調査対象としている。裁量的会計発生高については倒産直近期において、倒産企業の方が有意に小さいという結果が得られており、この結果は利益増加的な裁量行動をあきらめビッグ・バスを行っているとも解釈可能である⁴⁾。

倒産企業の会計操作に関し監査の視点を加えた研究のひとつとして、Rosner（2003）がある。そこでは1985年から1997年の間に倒産した283社の米国企業を対象に会計操作を分析した。継続企業の前提に関する注記のない企業においては、利益が増加するような裁量的会計発生高を計上していることが示されている。同様に先に紹介したJones（2011）は無形資産の資産化に加え、倒産年に利益増加的な裁量的会計発生高を計上してい

ることも示している。

Charitou, Lambertides, and Trigeorgis (2007) は、1986年から2004年に倒産した米国の455社を対象として会計操作を調査している。会計発生高を Teoh, Welch, and Wong (1998) に従い短期会計発生高及び長期会計発生高に分け、それぞれ裁量的会計発生高、非裁量的会計発生高に分類している。すると、倒産1期前に短期及び長期会計発生高が有意にマイナスであり、倒産直近期には長期会計発生高のみが有意にマイナスであった。Charitou, Lambertides, and Trigeorgis (2007) ではこの利益減少的な会計発生高を、限定付意見が付される前の期間の利益増加的な行動について、それが限定付意見が付された期に反転したとしている。

浅野・首藤 (2007) では、裁量的会計発生高を調査したところ、倒産2期前に利益増加的な会計操作を行っている証拠を示した。さらに5期前には倒産企業がコントロール企業と比較して利益増加的な会計操作を行ったことを報告している。

河内山 (2012) では、倒産と配当及び会計操作について分析している。1998年から2009年までに倒産した企業104社のうち配当を行っていた15社を分析したところ、配当するために利益増加的な裁量的会計発生高を計上していた。また会計方針の選択においては、倒産企業に特徴的な証拠は得られなかった。しかしながら、倒産企業はコントロール企業に対し、退職給付会計における割引率は有意に低く、逆に期待収益率は有意に高く設定されており、利益を捻出していたと述べている。

要約すると先行研究によっては、倒産企業における裁量的会計発生高はゼロもしくはコントロール企業と比較して有意に小さい傾向が見られる、これは業績の悪化と合わせて考えるとビッグ・バスと判断される。しかし Rosner (2003) のように、

状況によっては利益増加的な行動をとっている証拠も提供されている。

そこで本研究では、倒産する企業とコントロール企業の年度別の裁量的会計発生高を比較することから、倒産企業の会計操作を検出する。さらに近年の研究で指摘されている裁量的会計発生高に与えるバイアスをコントロールした回帰式を用いた分析も追加的に実施する。

2.3 実体的裁量行動

経営者が意図的に通常の経営活動と乖離させた行動を把握することにより、会計操作を検出する方法がある。経営者が企業内の資源配分を動かして利益を調整する行動は実体的裁量行動とよばれている。例えば地価の低い時に購入した土地を売却することにより、含み益を実現する行動がその例である。他にも期末における押込販売や値引販売による売上操作、研究開発費・広告宣伝費等の裁量的に変更できる費用の調整、過剰生産による単価の引き下げ等が研究されている。

Graham, Harvey, and Rajgopal (2005)、須田・花枝 (2008) における経営者に対する質問票調査では、これらの実体的裁量行動は、目標利益を達成するために選好されやすい行動であるという結果が得られている。その理由として実体的裁量行動は広くとらえれば経営活動の範囲内にあるため、企業外部の利害関係者からの掣肘を受けにくい点が上げられる。さらに会計方針の変更や会計上の見積もりと異なり監査を受ける必要がない。例えば、値引販売であれば通常の営業活動との識別は困難である。

目先の利益目標の達成を目的とした実体的裁量行動は、最適でない意思決定を行う可能性が高くなるので、将来の業績に悪影響を及ぼすことが考えられる⁵⁾。しかし倒産企業においては、当面の利益を増加させるため、あるいは資産を売却して

手元の現金を増加させるような実体的裁量行動を実施する可能性がある。先に紹介した García Lara, García Osma, and Neophytou (2009) でも実体的裁量行動の代理変数である異常営業キャッシュ・フローについて、倒産企業が小さいことを報告しており、これは値引、信用条件の緩和による販売等の実体的裁量活動と首尾一貫する。

浅野・首藤 (2007) においては、特別損益が実体的裁量行動の代理変数として検出されている。3期前から直前期までは平均値、中央値とも一貫して倒産企業の特別損益がコントロール企業と比較して有意に低かった。さらに裁量的会計発生高の結果とあわせて、①企業の清算価値の査定のため、倒産直前期において資産の処分を行った、②経営者によるビッグ・バスが信用不安を引きおこし倒産につながったという2通りの解釈を示している。

本研究では Roychowdhury (2006) によるモデルを使用して、倒産企業の実体的裁量行動を検出する。前述のように Roychowdhury (2006) は、Dechow, Kothari, and Watts (1998) のモデルを基礎に、売上操作、裁量的費用の調整、過剰生産を推定するモデルを展開している。このモデルを利用することにより実体的裁量行動を3つの側面からとらえることができるため、数多くの研究で利用されている。Roychowdhury (2006) の推定方法を用いる際の注意点としては、利益増加的に裁量的費用を調整し、過剰生産を実施すると、双方がキャッシュ・フローに対して反対の影響を持つことがあげられている。また過剰生産については利益減少的に調整する結果に対する解釈が難しい点が考えられる⁶⁾。本研究では、裁量的会計発生高と同様に、倒産企業とコントロール企業を年度別に比較し、さらに回帰式を用いた分析も追加的に実施する。

また特別損益項目についても倒産企業とコント

ロール企業を用いて比較検討を行う。

3. リサーチ・デザイン

本研究では、倒産企業の会計操作を検出するために、裁量的会計発生高、実体的裁量行動を推定する⁷⁾。

3.1 会計操作の検出

3.1.1 会計発生高及び裁量的会計発生高の計算

会計発生高は利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差として定義される。本研究で対象とした倒産企業において利用できる直前決算期のうち、もっとも古いものが1999年3月であること、さらに倒産企業及びコントロール企業について、浅野・首藤 (2007) に倣ってそれぞれ5年分さかのぼってデータを分析する必要があることから、キャッシュ・フロー計算書を用いて会計発生高を計算することができない。従って貸借対照表と損益計算書から会計発生高を計算する。計算式は以下の通りである (Δ は前期との差額を意味する)。

会計発生高

$$= \{ \Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金} \cdot \text{預金} - \Delta \text{有価証券} - \Delta \text{短期貸付金} \} - \{ \Delta \text{流動負債} - \Delta \text{短期借入金} \cdot \text{社債合計} - \Delta \text{設備関係支払手形} \cdot \text{未払金} \} - \Delta \text{長期性引当金} - \text{減価償却費} \quad (1)$$

裁量的会計発生高の計算は、浅野・首藤 (2007) で用いられた、Jones (1991) 及び Dechow, Sloan, and Sweeney (1995) のモデルを基礎にした、Kaznik (1999) の営業活動によるキャッシュ・フローの差額を加えたモデルで計算する。下記の (2) 式を年と産業ごとに区分したグルー

づごとに係数を推計して正常な水準にある会計発生高を計算し、実際計上された会計発生高から推定された会計発生高を差し引き裁量的会計発生高 (*DACC*) とする⁸⁾。

$$\begin{aligned}
 TA_{it}/ASSET_{it-1} &= \beta_1 + \beta_2(1/ASSET_{it-1}) + \beta_3(\Delta SALES_{it} - \Delta AR_{it})/ \\
 &ASSET_{it-1} + \beta_4(PPE_{it}/ASSET_{it-1}) + \beta_5(\Delta CFO_{it}/ \\
 &ASSET_{it-1}) + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

各変数の定義は以下の通りである。

| | | |
|----------------|---|---|
| <i>TA</i> | = | 会計発生高 |
| <i>ASSET</i> | = | 総資産 |
| $\Delta SALES$ | = | 当期の売上高から前期の売上高を差し引いた額 |
| ΔAR | = | 当期の売上債権から前期の売上債権を差し引いた額 |
| <i>PPE</i> | = | 償却対象有形固定資産 |
| <i>CFO</i> | = | 経常利益 - 法人税等 - <i>TA</i> |
| ΔCFO | = | 当期の <i>CFO</i> から前期の <i>CFO</i> を差し引いた額 |
| <i>i</i> | = | 企業 <i>i</i> |
| <i>t</i> | = | <i>t</i> 期の決算期 |

3.1.2. 実体的裁量行動の検出

本研究では実体的裁量行動について Roychowdhury (2006) に従って、売上操作 (結果としての異常営業キャッシュ・フロー及び異常製造原価)、裁量的費用の調整、過剰生産 (異常製造原価) を以下の3つの式で推定する方法を用いる。

キャッシュ・フロー

$$CFO_{it}/ASSET_{it-1} = \beta_1 + \beta_2(1/ASSET_{it-1}) + \beta_3(SALES_{it}/ASSET_{it-1})$$

$$+ \beta_4(\Delta SALES_{it}/ASSET_{it-1}) + \varepsilon_{it}
 \tag{3}$$

裁量的費用

$$\begin{aligned}
 DE_{it}/ASSET_{it-1} &= \beta_1 + \beta_2(1/ASSET_{it-1}) + \beta_3(SALES_{it}/ASSET_{it-1}) \\
 &+ \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

製造原価

$$\begin{aligned}
 PD_{it}/ASSET_{it-1} &= \beta_1 + \beta_2(1/ASSET_{it-1}) + \beta_3(SALES_{it}/ASSET_{it-1}) \\
 &+ \beta_4(\Delta SALES_{it}/ASSET_{it-1}) + \beta_5(\Delta SALES_{it-1}/ \\
 &ASSET_{it-1}) + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

各変数の定義は以下の通りである。

| | | |
|-----------|---|--|
| <i>DE</i> | = | 裁量的費用 (販賣費及び一般管理費 - 減価償却費) ⁹⁾ |
| <i>PD</i> | = | 製造原価 (期首棚卸資産 + 売上原価 - 期末棚卸資産) |

(3) ~ (5) 式を、年と産業で区分したグループごとに係数を推計することから正常水準を計算し、実際計上された額から推定された額を差し引き裁量的に発生した額とする。売上操作と過剰生産により計上された営業活動によるキャッシュ・フロー、裁量的費用の調整、過剰生産により発生した製造原価をそれぞれ「異常営業キャッシュ・フロー (*Ab_CFO*)」、「異常裁量的費用 (*Ab_DE*)」、「異常製造原価 (*Ab_PD*)」とする。さらに「異常営業キャッシュ・フロー」、「異常裁量的費用」は-1を乗ずる。これは利益増加的な裁量行動をとる場合、値がプラスとなるように調整し、解釈を容易にするためである。

3.2 倒産企業とコントロール企業の比較

前節の手法で算出された会計操作の各指標を用い、2つの方法で倒産企業の会計操作を検出する。まずは、倒産企業の会計操作の検出について、上記の裁量的会計発生高、実体的裁量行動の各指標の値を倒産年から遡る形で観察する。そこでは倒産企業とコントロール企業の平均値及び中央値の差が検討される。

本研究では、倒産に至る6年間（倒産直近期を0期として-5期まで）を調査対象期間とする。調査対象期間中に決算期変更がある場合はそれ以前のデータを除外している。さらにこの調査対象期間に株式公開しデータが利用可能となった企業も存在するので、倒産企業、コントロール企業のすべてが6年間のデータを利用できるわけではない。データは、倒産企業、コントロール企業の両方が揃うことを条件として使用する。

上記の分析を基本にするが、裁量的会計発生高、実体的裁量行動の各指標は、業績、企業規模、成長性等によりバイアスがあることが指摘されている（例えば、Kothari, Leone, and Wasley 2005、Cohen, Pandit, Wasley, and Zach 2011等）。そこで追加的にこれら指標をコントロールした回帰分析を行う。回帰分析においてはRoychowdhury (2006)を参考に、裁量的会計発生高、異常営業キャッシュ・フロー、異常裁量的費用、過剰生産の各推定額に対して、倒産に至る各年度をダミー変数として投入した回帰式の係数を推計する。モデルは以下の通りである。

Dependent Variables

$$\begin{aligned} &= \beta_0 + \beta_1 \text{YEAR_T0} + \beta_2 \text{YEAR_T1} \\ &+ \beta_3 \text{YEAR_T2} + \beta_4 \text{YEAR_T3} \\ &+ \beta_5 \text{YEAR_T4} + \beta_6 \text{YEAR_T5} \\ &+ \beta_7 \text{YEAR_0} + \beta_8 \text{YEAR_1} + \beta_9 \text{YEAR_2} \\ &+ \beta_{10} \text{YEAR_3} + \beta_{11} \text{YEAR_4} + \beta_{12} \text{SIZE}_{it-1} \end{aligned}$$

$$+ \beta_{13} \text{MTB}_{it-1} + \beta_{14} (\text{NI}_{it}/\text{ASSET}_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Dependent Variables

= *DACC*, *Ab_CFO*, *Ab_DE*, *Ab_PD*. それぞれ $\text{TA}_{it}/\text{ASSETS}_{it-1}$, $\text{CFO}_{it}/\text{ASSET}_{it-1}$, $\text{DE}_{it}/\text{ASSET}_{it-1}$, $\text{PD}_{it}/\text{ASSET}_{it-1}$ の実際計上額から (2) ~ (5) 式で計算された推計額を差し引いた額。 *Ab_CFO*, *Ab_DE* は -1 を乗じる。

SIZE = 期末時価総額の自然対数値から同一産業/年の平均を差し引いたもの

MTB = 期末時価簿価比率から同一産業/年の平均を差し引いたもの

NI = 当期純利益。 NI/ASSET も同一産業/年の平均を差し引いている

YEAR_Tn

= 倒産企業において倒産から *n* 期前の決算期の場合 1、そうでない場合ゼロのダミー変数。倒産直近期が *YEAR_T0*、5 期前が *YEAR_T5* となる

YEAR_n

= 倒産企業及びコントロール企業において倒産から *n* 期前の決算期の場合 1（コントロール企業の場合、それに対応する決算期の場合 1）、そうでない場合ゼロのダミー変数。倒産直近期が *YEAR_0*、5 期前が *YEAR_T5* となる

(6) 式の β_1 から β_6 を観察することで各期のコントロール企業と比較した倒産企業の会計操作を検出する。 β_1 から β_6 の値は、倒産企業がコントロール企業に対して各年度で追加的に *Dependent Variables* に与える影響となる。そのため、推定された係数が有意にゼロと異なれば、同一年のコントロール企業と比較して、倒産企業の経営者の裁量行動が観察されたと解釈できる。

3.3 サンプル選択

本研究の先行研究である、須田・山本・乙政編(2007)では、1980年4月1日から2002年5月31日までに倒産した企業を対象としている。本研究では2000年代以降を対象とし、倒産日が2000年4月1日から2011年1月31日にある企業を取り扱う。倒産日は民事再生法等の申請日とする。倒産企業は、帝国データバンク社『COSMOS倒産ファイルデータベース』から抽出した¹⁰⁾。さらなる選択基準は以下の通りである。

1. 日本の証券取引所に上場している、あるいは店頭登録されている。
2. 一般事業会社である（銀行、証券、保険業を除く）。

この選択基準で160社の倒産企業が選択された¹¹⁾。次に比較のため、倒産企業に対しそれぞれコントロール企業1社を割り当てる。対応させる決算期は、倒産企業の倒産日（民事再生法等申請日）の直前の決算期とする¹²⁾。その最終決算日から前後6ヶ月に決算日のある企業から同一産業内で連結総資産の差額の絶対値が最も小さい企業をコントロール企業とする¹³⁾。そのためコントロール企業も159社選択される。総資産の差額以外の選択基準は以下の通りである。

1. 日本の証券取引所に上場あるいは店頭公開されている。ただし倒産企業と同一の証券取引所等とは限らない。
2. 日経小分類（131業種）で倒産企業と同じ業種に属している。
3. 2011年3月31日までに倒産していない。
4. 同一企業が複数の倒産企業のコントロール企業とはならない。
5. 倒産企業と対応させる決算日の2期前から変

則決算を行っていない。

本研究で用いる企業の財務データは、日本経済新聞デジタルメディア『日経NEEDS Financial Quest』より入手している。

4. 実証結果

4.1 記述統計量

表1 パネルAは倒産企業の年度別の分布である。リーマン・ショック後の2008年4月から2009年3月の間に倒産した企業が44社と最も多くなっている。次いで2002年4月から2003年3月の22社、2001年4月から2002年3月の20社が続いている。最も少ないのは2006年4月から2007年3月の3社である。最終決算年月は倒産した直近の利用可能な決算データを用いるため、倒産年月より若干前にピークがある¹⁴⁾。

パネルBで倒産企業を業種で見ると、多い順に建設業（33社）、不動産業（28社）となっている。リーマン・ショック後に不動産業に属する企業の倒産が多く見られている。パネルCは倒産の態様である。民事再生法を用いるケースが最も多くなっている。

表2は主な利益等の業績指標である。倒産企業の売上高は、-3期まではコントロール企業と比較して遜色ないが、それ以降は倒産に向かって大きく下がり、差が開くことがわかる。営業活動によるキャッシュ・フローは平均値で-1期、中央値で-2期に落ち込みその後わずかに回復している。非倒産企業も平均値において同様の傾向が見られるが、中央値は安定している。当期純利益は-2期から中央値でマイナスであり倒産直近期にさらに下落している。コントロール企業も平均値は0期に向かって減少しているが、中央値はさほど変化がない。

表1 倒産企業のプロフィール

| パネルA 倒産企業の年度別分布 | | | パネルB 倒産企業の業種別分布 | | | |
|-----------------|------|--------|-----------------|----|---------|-----|
| | 倒産年月 | 最終決算年月 | 日経中分類名称 | | | |
| 1998年4月-1999年3月 | - | 1 | 食品 | 4 | 水産 | 1 |
| 1999年4月-2000年3月 | - | 14 | 繊維 | 4 | 鉱業 | 0 |
| 2000年4月-2001年3月 | 15 | 22 | パルプ・紙 | 1 | 建設 | 33 |
| 2001年4月-2002年3月 | 20 | 18 | 化学 | 1 | 商社 | 10 |
| 2002年4月-2003年3月 | 22 | 20 | 医薬品 | 0 | 小売業 | 14 |
| 2003年4月-2004年3月 | 17 | 7 | 石油 | 0 | その他金融 | 9 |
| 2004年4月-2005年3月 | 6 | 6 | ゴム | 1 | 不動産 | 28 |
| 2005年4月-2006年3月 | 8 | 3 | 窯業 | 0 | 鉄道・バス | 0 |
| 2006年4月-2007年3月 | 3 | 6 | 鉄鋼 | 2 | 陸運 | 0 |
| 2007年4月-2008年3月 | 7 | 36 | 非鉄・金属 | 3 | 海運 | 0 |
| 2008年4月-2009年3月 | 44 | 17 | 機械 | 13 | 空運 | 1 |
| 2009年4月-2010年3月 | 7 | 8 | 電気機器 | 10 | 倉庫・運輸関連 | 1 |
| 2010年4月-2011年1月 | 10 | 1 | 造船 | 0 | 通信 | 0 |
| | | | 自動車 | 0 | 電力 | 0 |
| | | | その他輸送用機器 | 1 | ガス | 0 |
| | | | 精密機器 | 0 | サービス | 18 |
| | | | その他製造 | 4 | 合計 | 159 |
| 計 | 159 | 159 | | | | |

| パネルC 倒産態様 | |
|-----------|-----|
| 倒産の分類 | |
| 民事再生法 | 107 |
| 会社更生法 | 31 |
| 破産 | 18 |
| 任意整理 | 3 |
| 合計 | 159 |

特別損益項目は、倒産企業もコントロール企業もマイナスの値を示している。ところが倒産企業は0期に特別損失を多く計上しており、平均値で見ると前期末総資産の6%以上にも達している。この傾向は浅野・首藤（2007）と同様である。倒産企業は資産の整理を行っているか、含み損をはき出してでも当座の資金を確保する実体的裁量行動を行っている可能性がある。そこで特別損益の内訳をみると、0期にその他（有価証券以外）の売却損益が-2%を超えており資産の売却が進んでいることが伺える¹⁵⁾。表には記していないが、倒産企業の0期における特別損益、その他売却損益の中央値と平均値はコントロール企業と比較して有意に小さい¹⁶⁾。このことから倒産企業は実体的裁量行動を実施し、資産を売却して利益を下

げていると解釈できる。

4.2 会計操作の分析結果

表3は、倒産に至るまでの裁量的会計発生高及び実体的裁量行動の各指標の推移である。倒産企業の会計操作のひとつの指標である裁量的会計発生高は、-2期に平均値、中央値ともプラスで、ゼロからの差が10%水準で有意であり、弱い証拠であるが利益増加的な裁量行動を実施していると解釈できる。倒産直近期にはマイナスの値となり、ゼロからの差は有意ではないが、コントロール企業と限界的な水準で有意な差が見られる。全体的には-2期に向かって裁量的会計発生高が上昇し、その後下降している。倒産直近期に裁量的会計発生高が下落する傾向は浅野・首藤（2007）と

表2 倒産企業とコントロール企業の主要業績指標

| パネルA 倒産企業の業績指標 | | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
|----------------------|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 売上高 | 平均値 | 1.091 | 1.429 | 1.213 | 1.045 | 0.940 | 0.821 |
| | 中央値 | 0.942 | 0.972 | 0.941 | 0.882 | 0.826 | 0.696 |
| 営業活動による キャッシュ・フロー | 平均値 | -0.013 | -0.047 | -0.037 | -0.068 | -0.072 | -0.031 |
| | 中央値 | 0.009 | 0.014 | -0.001 | -0.004 | 0.003 | 0.001 |
| 当期純利益 | 平均値 | -0.009 | 0.005 | 0.001 | -0.016 | -0.027 | -0.099 |
| | 中央値 | 0.003 | 0.004 | 0.003 | -0.002 | -0.001 | -0.050 |
| 特別損益 | 平均値 | -0.017 | -0.009 | -0.016 | -0.022 | -0.023 | -0.063 |
| | 中央値 | -0.004 | -0.003 | -0.004 | -0.007 | -0.006 | -0.023 |
| (うち有価証券売却損益) | 平均値 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.004 | 0.003 |
| | 中央値 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| (うちその他売却損益) | 平均値 | -0.008 | -0.007 | -0.005 | -0.007 | -0.006 | -0.020 |
| | 中央値 | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.003 |
| n | | 134 | 143 | 150 | 154 | 159 | 159 |

| パネルB コントロール企業の業績指標 | | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
|----------------------|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 売上高 | 平均値 | 1.334 | 1.318 | 1.164 | 1.148 | 1.064 | 1.005 |
| | 中央値 | 1.004 | 0.996 | 0.993 | 1.011 | 0.929 | 0.889 |
| 営業活動による キャッシュ・フロー | 平均値 | -0.017 | 0.019 | 0.041 | -0.028 | -0.013 | 0.008 |
| | 中央値 | 0.037 | 0.043 | 0.041 | 0.039 | 0.034 | 0.037 |
| 当期純利益 | 平均値 | 0.025 | 0.018 | 0.017 | 0.014 | 0.011 | 0.004 |
| | 中央値 | 0.014 | 0.017 | 0.014 | 0.015 | 0.014 | 0.013 |
| 特別損益 | 平均値 | -0.011 | -0.007 | -0.019 | -0.017 | -0.016 | -0.014 |
| | 中央値 | -0.003 | -0.002 | -0.004 | -0.003 | -0.005 | -0.003 |
| (うち有価証券売却損益) | 平均値 | 0.001 | 0.002 | 0.001 | 0.000 | 0.002 | 0.003 |
| | 中央値 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| (うちその他売却損益) | 平均値 | -0.007 | -0.005 | -0.013 | -0.002 | -0.003 | -0.001 |
| | 中央値 | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.001 | 0.000 |
| n | | 134 | 143 | 150 | 154 | 159 | 159 |

各指標はすべて前期末の総資産で除している。同一対応決算期において倒産企業とコントロール企業の両方でデータが存在する場合のみサンプルに含めている。

類似している。

次に実体的裁量行動に目を移すと倒産企業の Ab_CFO は、一貫して大きなプラスの値を示している。なお裁量的会計発生高の解釈と同じにする目的で、 Ab_CFO は利益増加的な裁量行動がプラスになるようにマイナス1が乗じられていることに注意されたい。つまり倒産企業の営業活動からのキャッシュ・フローが小さい値を示している決算期が多い。この結果は売上操作と過剰生産を行ったという解釈と整合する。さらにコントロール企業と比較しても、直近期を除きほぼすべて

の年度で、倒産企業が有意に大きくなっており、売上操作と過剰生産の傾向が見られる。

Ab_DE については、中央値でプラスかつゼロからの差が有意である期が多いが、平均値、中央値ともに有意であるのは0期のみである。 Ab_CFO 同様マイナス1が乗じられている。結果からは特に0期において利益増加的な行動をとったことが表れている。ただしコントロール企業と有意な差は見られない。

次に Ab_PD はゼロからの差が有意である決算期が多く、さらに-2期をのぞいて平均値がコン

表3 会計操作指標の比較

| 倒産企業 | | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
|----------|-----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| DACC | 平均値 | 0.020* | 0.009 | 0.004 | 0.020* | 0.008 | -0.004 |
| | 中央値 | 0.006 | 0.003 | 0.011 | 0.009* | 0.006 | -0.008 |
| | n | 126 | 134 | 143 | 150 | 154 | 159 |
| Ab_CFO | 平均値 | 0.032** | 0.041*** | 0.030 | 0.067*** | 0.067*** | 0.037** |
| | 中央値 | 0.022*** | 0.016*** | 0.029*** | 0.034*** | 0.030*** | 0.018** |
| | n | 129 | 137 | 145 | 150 | 156 | 159 |
| Ab_DE | 平均値 | 0.015 | 0.004 | -0.023 | 0.007 | 0.002 | 0.014* |
| | 中央値 | 0.022** | 0.016* | 0.017 | 0.021** | 0.021** | 0.021*** |
| | n | 129 | 137 | 145 | 150 | 156 | 159 |
| Ab_PD | 平均値 | 0.051*** | 0.052*** | 0.011 | 0.032 | 0.070*** | 0.036** |
| | 中央値 | 0.029*** | 0.029*** | 0.022 | 0.032*** | 0.047*** | 0.037*** |
| | n | 125 | 133 | 142 | 147 | 151 | 154 |
| | | | | | | | |
| コントロール企業 | | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
| DACC | 平均値 | 0.003 | 0.009 | 0.005 | 0.009 | 0.012 | 0.009 |
| | 中央値 | 0.008 | -0.001 | -0.001 | 0.001 | 0.011* | 0.009 |
| | n | 126 | 134 | 143 | 150 | 154 | 159 |
| Ab_CFO | 平均値 | 0.003 | 0.011 | -0.036 | 0.021 | 0.018 | 0.016 |
| | 中央値 | 0.002 | -0.005 | -0.005 | 0.008 | 0.003 | -0.002 |
| | n | 129 | 137 | 145 | 150 | 156 | 159 |
| Ab_DE | 平均値 | -0.017 | -0.007 | 0.002 | -0.005 | -0.003 | 0.003 |
| | 中央値 | 0.022 | 0.017 | 0.013 | 0.020 | 0.015 | 0.016* |
| | n | 129 | 137 | 145 | 150 | 156 | 159 |
| Ab_PD | 平均値 | -0.008 | -0.009 | -0.040 | 0.005 | 0.009 | -0.003 |
| | 中央値 | 0.011 | 0.000 | 0.003 | 0.012 | 0.014 | -0.010 |
| | n | 125 | 133 | 142 | 147 | 151 | 154 |

DACC、Ab_CFO、Ab_DE、Ab_PDは、会計発生高、営業活動によるキャッシュ・フロー、裁量的費用、製造原価の推計式（(2)～(5)式）を用いた値を実際の計上額から差し引いた値である。利益増加的な裁量行動をとる場合、値がプラスとなるように調整するため、Ab_CFO、Ab_DE、は、(3)式、(4)式から計算された値に-1を乗じている。表中の太字かつ斜字かつ下線、太字かつ斜字、太字で表した数値は、それぞれ倒産企業とコントロール企業の値が1%、5%、10%水準で有意に異なることを意味している（両側検定）。平均値の場合は対応のあるt検定、中央値の場合はウィルコクソン符号順位検定を用いている。***、**、*はそれぞれの値のゼロからの差が1%水準、5%水準、10%水準で有意に異なることを示している（両側検定）。平均値の場合はt検定、中央値の場合はウィルコクソン符号順位検定を用いている。同一対応決算期において倒産企業とコントロール企業の両方でデータが存在する場合にのみサンプルに含めている。

トロール企業と有意に異なっており、大きなプラスの値を示している決算期が多い。これは調査対象期間において、売上に比して製造原価が大きくなっていたことを表している。倒産企業は売上操作と過剰生産の状態にあったと解釈可能な結果である。これに対し、コントロール企業は裁量的会計発生高が-1期に10%水準ではあるが有意にプラスである。これは同一産業・規模の企業が倒産するほどの状況下で業績の悪化を隠すために利益増加的な裁量行動をとったと推測できる。実体

的裁量行動を示すAb_CFO、Ab_DE及びAb_PDは高い水準で有意にゼロと差がある決算期はない。

要約すると倒産企業のDACC、Ab_CFO、Ab_DE及びAb_PDの動向、あるいはコントロール企業との比較から、倒産企業は直近期を除き利益増加的な裁量行動をとっていると解釈できる。

次に表4は回帰分析で用いる変数の基本統計量である。表5は相関係数表である。表6は(6)式の係数の推定結果である¹⁷⁾。まずDACCを被

表4 基本統計量

| | | DACC | Ab_CFO | Ab_DE | Ab_PD | SIZE | MTB | NI |
|-------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 倒産企業 n=667 | 平均値 | 0.005 | 0.041 | 0.015 | 0.037 | -0.554 | 0.025 | -0.046 |
| | 中央値 | 0.004 | 0.027 | 0.022 | 0.030 | -0.640 | -0.369 | -0.015 |
| | 標準偏差 | 0.100 | 0.148 | 0.106 | 0.167 | 1.132 | 2.984 | 0.095 |
| コントロール企業 n=667 | 平均値 | 0.005 | 0.006 | -0.004 | -0.010 | -0.268 | -0.482 | -0.003 |
| | 中央値 | 0.004 | 0.000 | 0.013 | -0.001 | -0.318 | -0.508 | 0.006 |
| | 標準偏差 | 0.077 | 0.117 | 0.127 | 0.152 | 1.217 | 2.512 | 0.068 |
| 総計 n=1334 | 平均値 | 0.005 | 0.024 | 0.005 | 0.013 | -0.411 | -0.228 | -0.024 |
| | 中央値 | 0.004 | 0.014 | 0.019 | 0.018 | -0.500 | -0.454 | -0.004 |
| | 標準偏差 | 0.089 | 0.134 | 0.117 | 0.161 | 1.184 | 2.769 | 0.085 |

(6) 式において共通に投入されるデータのみで計算している。変数の定義は本文参照のこと。

表5 相関係数表

| | DACC | Ab_CFO | Ab_DE | Ab_PD | SIZE | MTB | NI |
|--------|-------|--------|--------|--------|-------|-------|----|
| DACC | 1 | | | | | | |
| Ab_CFO | 0.470 | 1 | | | | | |
| Ab_DE | 0.010 | -0.044 | 1 | | | | |
| Ab_PD | 0.189 | 0.414 | 0.638 | 1 | | | |
| SIZE | 0.036 | -0.038 | -0.114 | -0.148 | 1 | | |
| MTB | 0.006 | 0.073 | -0.074 | 0.001 | 0.133 | 1 | |
| NI | 0.325 | 0.040 | 0.005 | -0.064 | 0.203 | 0.028 | 1 |

n=1,334 (6) 式において共通に投入されるデータのみで計算されている。変数の定義は本文参照のこと。

説明変数とするモデルでは、倒産直近期である 0 期と - 2 期に符号が有意にプラスである。コントロール企業と比較して利益増加的な裁量行動をとっていたという説明と首尾一貫する。さらに Ab_CFO を被説明変数とすると - 1 期と - 3 期、Ab_DE では、有意水準が低いものの - 2 期と - 3 期、Ab_PD では - 1 期、- 3 期、- 4 期、- 5 期で係数の符号が有意でプラスである。いずれも利益増加的な実体的裁量行動をとったことに整合する結果である。

回帰分析の結果、直近期以外は表 3 と同様に実体的裁量行動が変わらず観察されたが、それに加えて会計発生高を用いた分析においても YEAR_TO の係数がプラスで有意であった。これは直近期にコントロール企業と比較して利益増加的な裁量行動が観察されたことを意味する。

回帰分析の結果、直近期においてコントロール企業と比較して、倒産企業の利益増加的な裁量的

会計発生高が見られたこと、単変量の分析で直近期に Ab_CFO 及び Ab_PD で利益増加的な裁量行動が見られたことは、同一期において資産等を整理して特別損益で大きな損失を計上していることと整合しにくい。しかし実体的裁量行動は営業利益段階までを押し上げる効果を持つ。倒産企業は裁量行動を行い経常利益段階までの利益は同業他社の水準と比較して可能な限り増加させつつ、特別損失の計上を穴埋めしているとすれば、この現象を矛盾なく解釈可能である¹⁹⁾。

ただし本研究の裁量行動は倒産企業で検出されたことに留意しなくてはならないであろう。例えば、裁量的会計発生高、実体的裁量行動に関する指標は、極端な業績を示すときバイアスがかかるという先行研究が数多くある(例えば、Kothari, Leone, and Wasley 2005, Cohen, Pandit, Wasley, and Zach 2011等)²⁰⁾。表 2 で示された売上高や利益の水準からもわかるように、倒産企業

表6 回帰式の結果

| 説明変数 | 被説明変数 | | | |
|----------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>DACC</i> | <i>Ab_CFO</i> | <i>Ab_DE</i> | <i>Ab_PD</i> |
| <i>SIZE</i> | -0.002 (-1.162) | -0.006* (-1.947) | -0.010*** (-3.621) | -0.018*** (-4.722) |
| <i>MTB</i> | -0.000 (-0.306) | 0.003** (2.172) | -0.003** (-2.462) | 0.000 (0.094) |
| <i>NI</i> | 0.386*** (13.247) | 0.133*** (2.916) | 0.081** (2.027) | -0.026 (-0.478) |
| <i>YEAR_T0</i> | 0.020* (1.960) | 0.022 (1.322) | 0.021 (1.460) | 0.025 (1.269) |
| <i>YEAR_T1</i> | 0.009 (0.905) | 0.047*** (2.878) | 0.016 (1.111) | 0.057*** (2.882) |
| <i>YEAR_T2</i> | 0.022** (1.962) | 0.022 (1.268) | 0.027* (1.765) | 0.014 (0.681) |
| <i>YEAR_T3</i> | 0.017 (1.469) | 0.062*** (3.518) | 0.027* (1.739) | 0.050** (2.355) |
| <i>YEAR_T4</i> | 0.005 (0.381) | 0.029 (1.502) | 0.009 (0.539) | 0.052** (2.247) |
| <i>YEAR_T5</i> | 0.016 (1.142) | 0.027 (1.255) | 0.024 (1.300) | 0.048* (1.852) |
| <i>YEAR_0</i> | 0.004 (0.348) | -0.001 (-0.031) | 0.012 (0.742) | -0.002 (-0.081) |
| <i>YEAR_1</i> | 0.012 (0.994) | 0.009 (0.485) | 0.009 (0.548) | 0.007 (0.310) |
| <i>YEAR_2</i> | 0.000 (0.002) | 0.011 (0.588) | 0.002 (0.145) | 0.002 (0.070) |
| <i>YEAR_3</i> | -0.000 (-0.004) | -0.026 (-1.307) | 0.002 (0.090) | -0.014 (-0.584) |
| <i>YEAR_4</i> | 0.006 (0.428) | -0.012 (-0.588) | 0.014 (0.783) | -0.011 (-0.465) |
| 定数項 | 0.001 (0.117) | 0.010 (0.627) | -0.016 (-1.191) | -0.012 (-0.648) |
| adjR2 | 0.111 | 0.027 | 0.014 | 0.034 |
| n | 1362 | 1368 | 1368 | 1334 |

推定する回帰式は以下の通りである。変数の定義は本文参照のこと。

$$\begin{aligned}
 \text{Dependent Variables} = & \beta_0 + \beta_1 \text{YEAR_T0} + \beta_2 \text{YEAR_T1} + \beta_3 \text{YEAR_T2} + \beta_4 \text{YEAR_T3} + \beta_5 \text{YEAR_T4} + \beta_6 \text{YEAR_T5} \\
 & + \beta_7 \text{YEAR_0} + \beta_8 \text{YEAR_1} + \beta_9 \text{YEAR_2} + \beta_{10} \text{YEAR_3} + \beta_{11} \text{YEAR_4} + \beta_{12} \text{SIZE}_{it-1} + \beta_{13} \text{MTB}_{it-1} \\
 & + \beta_{14} \text{NI}_{it} / \text{ASSET}_{it-1} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

*Dependent Variables*は*DACC*、*Ab_CFO*、*Ab_DE*、*Ab_PD*である。*DACC*、*Ab_CFO*、*Ab_DE*、*Ab_PD*は、会計発生高、営業活動によるキャッシュ・フロー、裁量的費用、製造原価の推計式（(2)～(5)式）を用いた値を実際の計上額から差し引いた値である。利益増加的な裁量行動をとる場合、値がプラスとなるように調整するため、*Ab_CFO*、*Ab_DE*は、(3)式、(4)式から計算された値に-1を乗じている。表の上段が係数の推定値、下段の括弧内はt値である。***、**、*はそれぞれの値のゼロからの差が1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している（両側検定）。同一対応決算期において倒産企業とコントロール企業の両方でデータが存在する場合にのみサンプルに含めている。産業/年平均値を差し引く前の*MTB*がマイナスであるデータは分析から除外している。

は経営状態として異常な状態にあることを考慮すれば、例えば回帰式でいくつかの状況をコントロールしたとしても、倒産企業が調査対象期間で一貫して売上操作、過剰生産していたと結論するには追加的な分析が必要かもしれない。

5. まとめと今後の課題

本研究では、須田・山本・乙政編（2007）を参考に、倒産企業の会計操作についてコントロール企業と比較することで分析した。分析の結果、

倒産直前期より前の期間（-1～-5期）については、裁量的会計発生高では一部の年度で、新たな分析手法として追加した実体的裁量行動ではこの期間に一貫して利益増加的な裁量行動をとっているという結果が得られている²¹⁾。これらは、倒産企業が経営状態の悪化の表明を避けるために、利益を増加させているものと推測できる。これらは、Rosner (2003)、浅野・首藤 (2007)、Jones (2011) 等と整合する。

対照的に、倒産企業は倒産直前期（0期）において特別損失が増加し利益を減少させており、浅野・首藤 (2007) に一致している。ただし裁量的会計発生高、実体的裁量行動の各指標においては利益増加的及び減少的な証拠が混在している結果となっている。倒産直前期において、利益増加的な証拠が減り、利益減少的な証拠が垣間見えるのは、倒産が近づきもはや様々な利益増加的な裁量行動を行う余裕がない企業が増加していると解釈可能であり、もしそうであるとすれば浅野・首藤 (2007)、García Lara, García Osma, and Neophytou (2009) と整合する。

本研究の会計操作はGAAPの範囲内である経営者の裁量行動を分析対象としている。しかしながら、Ettredge, Scholz, Smith, and Sun (2009)、Badertscher (2011) では、経営者が粉飾や修正再表示を行った企業は、過去の会計操作が蓄積していることが示されている。Dechow, Ge, Larson, and Sloan (2011) の不正・誤謬を発見するためのモデルでは、Barton and Simko (2002) を参考にした会計操作の蓄積の代理変数である資産の増大が組み込まれている。Dechow, Ge, Larson, and Sloan (2011) では、裁量的会計発生高よりも、会計発生高の運転資本部分、Richardson, Sloan, Soliman, and Tuna (2005) の展開した営業資産及び負債まで含めた会計発生高が不正・誤謬の予測に有用である点にも着目し

ており、今後の会計操作研究における方向性のひとつが示されている。さらに不正・誤謬が疑われる期間に現金売上が上昇していることを示し、実体的裁量行動にも着目すべきとしている。こういった会計情報の利用は、粉飾に至る危険性といった観点から監査人や投資家にとっても有用であろう。

本研究の結果は倒産につながる経営状態の悪化に対応した会計操作の特徴を示しているが、経営者が倒産時期を予測して会計操作を実施していたわけではない点に注意しなければならない。本研究はのちに実際に倒産した企業を対象とし、会計操作により倒産を回避できた企業との比較は行っていない。そのため解釈には慎重さが必要である。

《注》

- 1) 須田・山本・乙政編 (2007) では「会計操作」を「特定の状況下にある企業の経営者が、一般に公正妥当と認められた会計基準の範囲内で行った極めて意図的な利益増加的な利益調整」としている。しかし先行研究によっては、倒産企業の経営者が利益減少的な裁量行動を選択することが報告されているため、本研究では、利益減少的な裁量行動も会計操作に含めている。なお本研究の「会計操作」は、GAAP (Generally Accepted Accounting Principles: 一般に公正妥当と認められた会計原則) の範囲内の会計行動を広く対象としている。従って本研究の「会計操作」の定義は、Scott (2011, 423) にある「経営者がある特定の利益目標を達成するために、会計方針ないしは経営活動を選択すること」に近く、後述する会計的裁量行動だけでなく実体的裁量行動を含んでいる。なお須田・山本・乙政編 (2007) は書籍であるため、具体的には第3章の乙政・浅野 (2007)、第4章の浅野・首藤 (2007) が、本研究の主たる先行研究となる。
- 2) 継続性の原則から経営者が自由に会計方針を変更できないことは言うまでもない。
- 3) 例えば信用条件を緩和して販売すれば売上債権が増加して会計発生高を押し上げる。従ってこの売上債権による会計発生高の増加を会計的裁量行動に含めるのはふさわしいとはいえない。
- 4) このほか倒産確率の高い企業が利益増加的な裁量的会計発生高を計上している証拠も提供している。
- 5) 実体的裁量行動は一般的には将来業績へ悪影響があると考えられる。例えば、山口 (2009) においては、一般的に実

- 体的裁量行動を行った企業ほど将来の業績が低下する傾向が表れている。ただしGunny (2010) においては、将来業績が上昇する傾向を検出しており、対象とする企業の選択次第で必ずしも低下するわけではないようである。
- 6) Roychowdhury (2006) によって展開された実体的裁量行動は、利益を増加させる行動として説明されている。一方 Francis, Hasan, and Li (2011) のように利益を減少させる行動も考えられるとして分析に用いる研究もあれば、Chen, Rees, and Sivaramakrishnan (2010) のように除外する研究もあり、分析枠組みに依存する。本研究では実体的裁量行動により利益を減少させる行動も排除しない。
- 7) 特別損益項目も過去の研究において実体的裁量行動の指標として用いられてきたので、記述統計量の説明で取り扱う。
- 8) 須田・山本・乙政他編 (2007) では、脚注 1 で示した定義に従い、裁量的会計発生高によって当期純利益がプラスとなっている倒産企業を「会計操作企業」、それ以外を「非会計操作企業」としている。言い換えると会計操作企業を、裁量的会計発生高 \geq 当期純利益 > 0 である企業、と定義している。本研究の倒産企業をこの基準で会計操作企業を識別すると、倒産企業159社のうち112社が会計操作企業となる。
- 9) Roychowdhury (2006) では裁量的費用を研究開発費、広告宣伝費と販売費及び一般管理費の和と定義している。わが国の実体的裁量行動に関する先行研究である山口 (2009) では、裁量的費用として、研究開発費、広告宣伝費、拡販費・その他販売費、役員報酬・賞与と人件費・福利厚生費の和を用いている。本研究はデータの収集期間の関係でこれらの項目に欠損値が多いため、簡便的に販売費及び一般管理費から減価償却費を差し引いた値を用いている。
- 10) 同データベースで上場企業かつ倒産発生期間を1983年1月から2011年1月として倒産企業を抽出して、2000年4月以降に倒産した企業をサンプルとして利用した。同データベースは倒産態様を、会社更生法、商法整理、和議、破産、特別清算、任意整理 (銀行取引停止処分は「任意整理」で収録)、民事再生法に区分して収録している。
- 11) 倒産企業は163社あり、そのうち一般事業会社でない企業 (3社) を除外した。
- 12) 倒産企業のうち、倒産直近期に決算期を変更している企業 (1社) をさらに除外した。
- 13) 倒産企業、コントロール企業のうち連結財務諸表を公開していない企業/年は、個別財務諸表を使用してデータを収集している。
- 14) 決算日直後に倒産し、有価証券報告書を提出していない場合 (データの収集上は『日経NEEDS Financial Quest』にデータがない場合) その前の決算期を直近決算期とする。
- 15) その他資産処分損益・評価損益は、有価証券を除く資産に係る売却・評価損益である。またこの損益のうち評価損益部分は売却という実体的行動を伴っていないが、データベース上で分離できないために含めて検討する。
- 16) その他の年度で平均値、中央値の双方とも倒産企業とコントロール企業で差がある年度はない。
- 17) (6) 式の係数を推定する際、ダミー変数を除いて、上下1%をその次の値に置き換える処理 (winsorising) を施している。
- 18) (6) 式に産業ダミーを説明変数として追加しても、結果は大きく変化しない。
- 19) 本研究で用いた会計発生高は、キャッシュ・フロー計算書を用いていないので特別損益部分が計算に含まれておらず、中心は流動資産の変化となっているためである。また本研究で観察された倒産企業の利益マネジメントは分類的操作 (classification shifting) の一環といえなくもない。
- 20) Kothari, Leone, and Wasley (2005) で展開された、ROAの近い企業を対応させて裁量的会計発生高を導出する方法は、須田・山本・乙政編 (2007) を基礎にコントロール企業を用いるリサーチ・デザインと整合しないため採用していない。またKothari, Leone, and Wasley (2005) に従い会計発生高の推定モデルの説明変数にROAを入れたモデルで検討すると、(6) 式で着目した $YEAR_Tn$ の係数の t 値が若干大きくなる傾向がある。
- 21) 繰り返すが実体的裁量行動の推定の問題は残っている。

《参考文献》

- 浅野信博・首藤昭信. 2007. 「会計操作の検出方法」, 須田一幸・山本達司・乙政正太編著『会計操作』ダイヤモンド社, 86-108.
- Badertscher, B. 2011. Overvaluation and the choice of alternative earnings management mechanisms. *The Accounting Review* 86, 1491-1518.
- Barton, J., P. J. Simko. 2002. The balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review* 77, 1-27.
- Charitou, A., N. Lambertides, L. Trigeorgis. 2007. Earnings behaviour offinancially distressed firms: The role of institutional ownership. *Abacus* 43, 271-296.
- Chen, J., L. Rees, K. Sivaramakrishnan. 2010. On the use of accounting vs. real earnings management to meet earnings expectations - A market analysis. Working paper.
- Cohen, D. A., S. Pandit, C. Wasley, T. Zach. 2011. Measuring real activity management. Working Paper.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, D. J. Skinner. 1994. Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 7, 113-143.
- Dechow, P., W. Ge, C. Larson, R. Sloan. 2011. Predicting material accounting misstatements. *Contemporary Accounting Research* 28, 17-82.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25, 133-168.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70, 193-225.
- DeFond, M. L., J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation

- and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17, 145-176.
- 榎本正博. 2001. 「業績悪化企業の会計選択—会計発生高モデルを用いた分析—」『会計』159, 858-873.
- Ettredge, M., S. Scholz, K. Smith, L. Sun. 2010. How do restatements begin? Evidence of earnings management preceding restated financial reports. *Journal of Business Finance & Accounting* 37, 332-355.
- Francis, B., I. Hasan, L. Li. 2011. Firms' real earnings management and subsequent stock price crash risk. Working Paper.
- García Lara, J. M., B. García Osmá, E. Neophytou. 2009. Earnings quality in ex - post failed firms. *Accounting and Business Research* 39, 119-138.
- Graham, J., R. Harvey, S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40, 3-73.
- Gunny, K. 2010. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting earnings benchmarks. *Contemporary Accounting Research* 27, 855-888.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7, 85-107.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*. 29, 193-228.
- Jones, S. 2011. Does the capitalization of intangible assets increase the predictability of corporate failure? *Accounting Horizons* 25, 41-70.
- Kaszniak, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- 河内山拓磨. 2012. 「倒産直前期における企業の配当行動と利益調整行動」一橋大学日本企業研究センター編著『日本企業研究のフロンティア』有斐閣, 117-129.
- 木村史彦・山本達司, 2013. 「倒産企業の資金調達と会計操作—近年の傾向」『現代ディスクロージャー研究』, 第13号, 49-63.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39, 163-197.
- 中條祐介. 1999. 「業績低迷企業の会計政策—利益減少型会計政策の選択とそのインセンティブ」『会計』155, 39-54.
- 岡部孝好. 1994. 『会計報告の理論—日本の会計の探求—』森山書店.
- 乙政正太・浅野信博. 2007. 「会計操作と監査」. 須田一幸・山本達司・乙政正太編著. 『会計操作』ダイヤモンド社, 75-84.
- Richardson, S. A., R. G. Sloan, M. T. Soliman, I. Tuna. 2006. The implications of accounting distortions and growth for accruals and profitability. *The Accounting Review* 81, 713-743.
- Rosner, R. L. 2003. Earnings manipulation in failing firms. *Contemporary Accounting Research* 20, 361-408.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42, 335-370.
- 須田一幸. 2000. 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房.
- 須田一幸・花枝英樹. 2008. 「日本企業の財務報告—サーベイ調査による分析」『証券アナリストジャーナル』46, 51-69.
- 須田一幸・山本達司・乙政正太編著. 2007. 『会計操作』ダイヤモンド社.
- Scott, W. R. 2011. *Financial Accounting Theory*. Sixth edition. Pearson Education Canada.
- Sweeney, A. P. 1994. Debt-covenant violations and managers' accounting responses. *Journal of Accounting and Economics* 17, 281-308.
- Teoh, S. H., I. Welch, T. J. Wong. 1998. Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *The Journal of Finance* 53, 1935-1974.
- 山口朋泰. 2009. 「機会主義的な実体的裁量行動が将来業績に与える影響」『会計プロGRESS』10, 117-137.

倒産企業の資金調達と会計操作*

Finance in Bankrupt Firms and Accounting Manipulation

木村史彦(東北大学 准教授)
Fumihiko Kimura, Tohoku University
 山本達司(大阪大学 教授)
Tatsushi Yamamoto, Osaka University

要 約

本稿は、木村・山本・辻川(2007)に則り、2000年以降の倒産企業に焦点を当てて、企業の資金調達と会計操作との関係に関する近年の傾向を解明することを目的とする。本稿では、倒産前に裁量的会計発生高の計上を通じて黒字を計上した企業を会計操作企業として定義する。124の倒産企業の分析の結果、会計操作の背景には、企業間信用および長期借入金への依存、金融機関との関係が弱いこと、社債の発行の必要性、そして、配当の維持による企業のシグナリングがあることが判明した。

Summary

We investigate the relationships between financing activities and the accounting manipulation in bankrupt firms, based on Kimura, Yamamoto, Tsujikawa (2007). In this paper, we define an accounting manipulation firm as a bankrupt firm that reported profits through accruals management. Our examination is based on the data of 124 bankrupt firms from 2000 to 2010. We show that there is the dependence on inter-business credit, long-term borrowing, weak relationships with banks, the insurance of bond, and the maintenance of dividend behind accounting manipulation of bankrupt firms.

1. はじめに

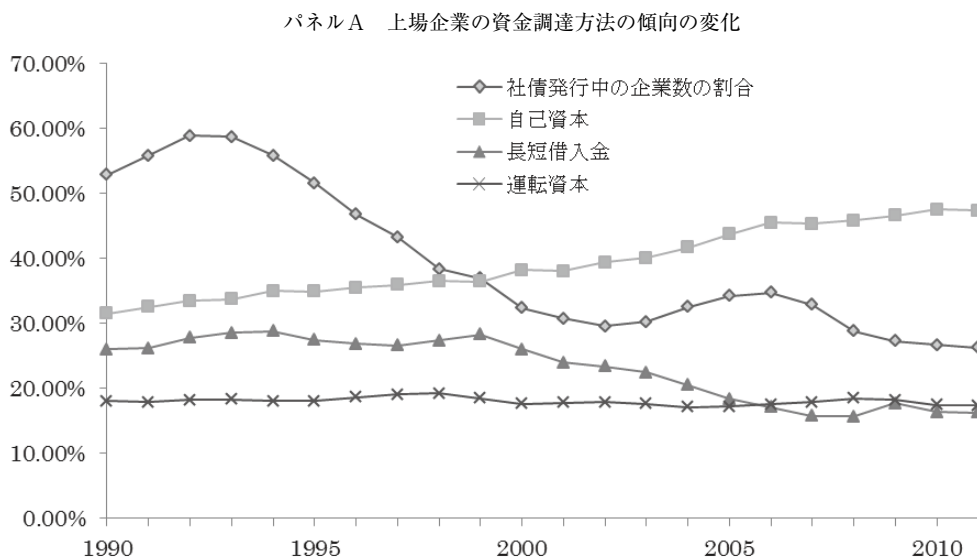
本稿では、会計操作を「特定の状況下にある企業の経営者が、一般に公正妥当と認められた会計基準の範囲内で行った極めて意図的な利益増加的な利益調整」として定義し、特定の状況として倒産に注目した上で¹⁾、近年の倒産企業における会計操作の背景について、主に資金調達の観点から分析する。木村・山本・辻川(2007)は、資金調達において不利な状況下にある企業が、会計操作を通じてその維持を図っていたことを見出しており、会計操作の動機の一つとして、資金調達の

維持があると結論づけている。

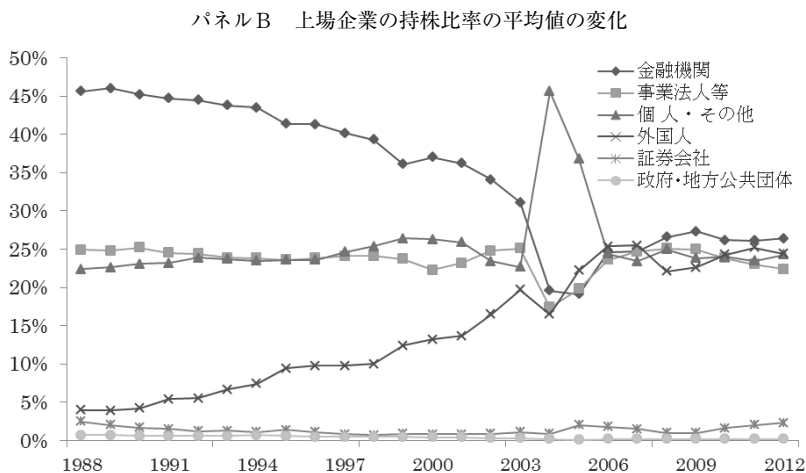
しかし、木村・山本・辻川(2007)の分析対象期間は1980年から2002年までである。近年においては、企業の資金調達をめぐる環境は大きく変化している。図1パネルAは上場会社の貸借対照表ベースでの資金調達の推移を示している²⁾。1990年代以降、上場会社は借入金および社債による資金調達のウエイトを低め、自己資本による資金調達のウエイトを高めている。とりわけ借入金は、1990年代後半の金融危機以降、減少傾向にあり、近年では20%弱にまで低下している。この背景には、1997から98年にかけて生じた金融危

* 本稿は、科学研究費補助金(若手研究(B)課題番号23730427)(木村)、および科学研究費補助金(基盤研究(C)課題番号22530478)(山本)による研究成果の一部である。

図1 企業の資金調達をめぐる状況の変化



* NEEDS-CD ROM日経財務データDVD版からデータが収集可能な上場会社(81,149firm-years)に基づく。運転資本(受取債権+棚卸資産-仕入債務)、長短借入金(短期借入金+長期借入金[1年内に返済を含む])、自己資本(株主資本+評価換算差額等)は各々総資産に対する比率の中央値、社債発行企業数は、貸借対照表で社債残高が計上されている企業数の各年度の割合として定義する。いずれも連結ベースの数値(ただし、連結財務諸表を提出していない企業については個別ベース)である。



* 東京証券取引所「株式分布状況調査」に基づき筆者が作成。2004~2006年の個人・その他の持株比率の急激な変化は、株式会社ライブドアによる大幅な株式分割の影響を受けている。

機以降、銀行による貸し出し機能が低下したことを受けて、企業が自己資本の充実を図ったことがあると考えられる。また、2000年代に入り、株式持ち合いの解消も進んでおり、日本企業のガバナンス構造が大きく変化していることが指摘されている。

さらに、上場会社の株主構成（株式所有構造）についても大きく変化している（図1パネルB）。金融機関による持株比率は、90年代以降減少傾向にあり、その受け皿として外国人投資家のウェイトが高まっている。外国人投資家が、いかなる性格を有するののかについてはケースバイケースであるが、少なくとも「安定株主」として機能する可能性は低いと考えられる。また、木村・山本・辻川（2007）は、金融機関との関係が相対的に弱い企業において会計操作が実施されており、金融機関との関係が強い場合には会計操作が実施される可能性が低いことを示唆した。そして、これに対して金融機関の融資、口座管理等を通じた企業に対するモニタリングが機能していると解釈している。しかしながら、こうした関係は、近年のガバナンス構造の変化によって変容している可能性がある。以上の点をふまえ、本稿では、木村・山本・辻川（2007）の枠組みに従い、2000年以降の倒産企業における会計操作の背景を資金調達の観点から解明することを目的とする。

以下、本稿の構成は下記の通りである。第2節ではリサーチデザインについて言及し、第3節から第6節までで、企業間信用、デットファイナンス、株主構成、配当の実施のそれぞれの観点と会計操作の関係に関する分析結果を示す。そして、最後に第7節では、結論と今後の課題を述べる。

2. リサーチデザイン

2.1 サンプルの選択

本稿のサンプルおよびそれに対応するコントロール企業の選択基準については、榎本・首藤（2013）に従う（2000年～2010年3月期の倒産企業）³⁾。ただし、本稿の独自の分析にあたり必要なデータが収集できない企業一年は除外することから、最終的なサンプルサイズは124（倒産企業124、業種・規模をコントロールした非倒産企業124）となった⁴⁾。なお、本稿で用いるデータは、全てNEEDS-CD ROM日経財務データDVD版（日本経済新聞デジタルメディア社）から収集する。

さらに本稿では、裁量的会計発生高の調整を通じて当期純利益をプラスにしたと推定される企業を会計操作企業とする判定基準に従い（榎本・首藤 2013）、サンプル企業およびコントロール企業を下記のように分割する。

A：会計操作企業（88社）：

倒産企業であって倒産前5期のいずれかにおいて会計操作が観察された企業群

B：Aに対応するコントロール企業（88社、非倒産企業）

C：非会計操作企業（36社）：

倒産企業であって倒産前において会計操作が観察されなかった企業群

D：Cに対応するコントロール企業（36社、非倒産企業）

2.2 調査方法

本稿では会計操作と資金調達の関係に注目するが、企業の資金調達は業種および企業規模の影響を受けるケースが多い。したがって、会計操作が観察された倒産企業と観察されなかった倒産企業の直接の比較によって検証することには問題があ

る。そこで、本稿では次の二つのステップで分析を進める。

- ① 倒産企業（A，C）と非倒産企業（B，D）を比較する。
- ② 倒産企業（A，C）と非倒産企業（B，D）の差異を、各々会計操作（倒産）企業（A）とコントロール企業（B）との差異、非会計操作（倒産）企業（C）とコントロール企業（D）との差異と比較する。

①で倒産企業と非倒産企業に差異が見られなかった場合、倒産の影響を受けていないと解釈する。さらに、②において①で観察された差異が、AとBの差異、CとDの差異と同じパターンであれば、会計操作の影響はないと、逆に異なる場合には会計操作の影響があると解釈する。

2.3 業績指標ならびに営業規模の傾向

次節以降、調査対象企業の資金調達と会計操作の関係について検証するが、それに先立ちサンプルの全般的な特徴を把握するために、業績指標ならびに営業規模に関連する指標を分析する。なお、本稿の調査対象は最終的に倒産した企業であることから、財務指標等において異常値が含まれる可能性がある。そこで、本稿では、異常値の影響を受けにくい中央値による分析を中心とし、検定手続きとしては、対応関係のある2群間の中央値の差の検定（ウィルコクソンの符号付順位和検定）を用いる⁵⁾。

まず、業績の傾向について捉えるために、サブサンプルごとに期首総資産で基準化した経常利益の中央値を算定した（表1パネルA）。倒産企業（A，C）は、コントロール企業（B，D）と比べ

表1 業績、事業規模関連指標の推移

| パネルA 経常利益（総資産で基準化、中央値） | | | | | | |
|------------------------|-------|-------|----------|--------|-------|----------|
| | A | B | p値 | C | D | p値 |
| -7 | 3.77% | 4.49% | 0.193 | 3.02% | 3.96% | 0.388 |
| -6 | 3.35% | 4.53% | 0.042** | 1.82% | 3.61% | 0.322 |
| -5 | 2.61% | 4.28% | 0.102 | 1.58% | 3.92% | 0.076* |
| -4 | 2.76% | 4.52% | 0.005*** | 1.17% | 2.80% | 0.023** |
| -3 | 2.73% | 4.36% | 0.020** | 0.20% | 2.42% | 0.005*** |
| -2 | 2.57% | 3.66% | 0.007*** | 0.58% | 2.30% | 0.007*** |
| -1 | 1.86% | 2.99% | 0.059* | -0.93% | 2.60% | 0.000*** |
| 0 | 1.15% | 2.78% | 0.001*** | -1.55% | 3.23% | 0.000*** |

| パネルB 売上高成長指数（中央値） | | | | | | |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| | A | B | p値 | C | D | p値 |
| -7 | 1.000 | 1.000 | | 1.000 | 1.000 | |
| -6 | 1.048 | 1.038 | 0.261 | 1.018 | 1.024 | 0.561 |
| -5 | 1.037 | 1.049 | 0.796 | 1.008 | 1.067 | 0.706 |
| -4 | 1.048 | 1.082 | 0.973 | 0.953 | 1.073 | 0.245 |
| -3 | 1.081 | 1.085 | 0.842 | 0.834 | 1.060 | 0.099* |
| -2 | 1.027 | 1.103 | 0.277 | 0.833 | 1.044 | 0.043** |
| -1 | 1.025 | 1.113 | 0.538 | 0.779 | 1.073 | 0.048** |
| 0 | 0.944 | 1.131 | 0.268 | 0.702 | 1.060 | 0.003*** |

* Aは会計操作企業（倒産企業）、BはAに対するコントロール企業（非倒産企業）、Cは非操作企業（倒産企業）、DはCに対するコントロール企業（非倒産企業）。AおよびBのサンプルサイズは88、CおよびDのサンプルサイズは36である。0は倒産直前の決算であることを示す（ただし、決算日直後に倒産し、有価証券報告書を提出していない場合、その前の決算期を直近決算期とする）。売上高成長指数は倒産前7期の値を1としてそれ以降の値を指数化したものである。p値はウィルコクソンの符号付順位和検定の検定統計量に対する有意確率であり、***はp<0.01、**はp<0.05、*はp<0.1を示す。

て業績が悪化しているが、会計操作企業（A）の中央値は、倒産直近まで正（黒字）となっている一方、非会計操作企業（C）では2期前以降赤字となっている。これについては、会計操作企業を「利益調整を通じて倒産直近の5期前以降のいずれかで黒字を計上した企業」として定義していることが影響していると考えられる。次いで、営業規模の傾向を把握するために、各サブサンプルの倒産7期前（-7期）の値を1としてそれ以降の値を指数化した「売上高成長指数」の中央値を算定した。会計操作企業（A）の売上高成長指数は-1期まで縮小しておらず、コントロール企業との間で統計的に有意な差は観察されない。それに対して、非会計操作企業（C）では-4期以降売上高成長指数が縮小しており、コントロール企業との差は統計的に有意であった⁶⁾。こうした傾向は木村・山本・辻川（2007）でも観察されており、会計操作企業が利益とともに営業規模の拡大を偽装していた可能性を示唆している。なお、表では示していないが、営業利益、経常利益についても同様の傾向が見出された。

3. 企業間信用と会計操作

本節では企業間信用と会計操作の関係について検証する。図1パネルAに示した通り、日本企業において運転資本は総資産の2割程度を占め、90年代以降そのウエイトは安定している。ここで、企業間信用の依存度の表す運転資本は、企業の資金繰りおよび企業間信用の状況を理解する上で重要な項目であると考えられる。Bowen, DuCharme, and Shores（1995）は、企業間信用への依存度が高い企業では、安定的な利益の計上を通じて評判（reputation）を維持するために、利益増加的な会計方法を選択しているとの証拠を示している。本稿の分析対象は倒産企業であり、

とりわけ企業間信用への依存度が高かったと考えられる。これらの点をふまえると、会計操作の動機として企業間信用の維持があるとの仮説を導くことができる⁷⁾。

表2パネルAでは、売上債権回転日数の中央値を示した。各期間において倒産企業（A, C）とコントロール企業（B, D）間で差異が見出されていない。倒産企業は倒産に至るプロセスで資金繰りの悪化が生じている可能性が高く、売上債権の回収を早めると予想される。こうした傾向は、会計操作企業（C）において観察されるが、会計操作企業では観察されていない。先に見たように、会計操作企業では営業規模の偽装を図っている可能性が高く、債権回収を早めることが困難であったとも解釈できる。パネルBは棚卸資産回転日数の中央値に関する結果である。全体的に倒産企業の方が長い傾向が見られるが、会計操作企業（A）において-1期と0期においてコントロール企業よりも有意に高まっていることから、倒産直前において在庫を積み増していると考えられる。パネルCでは仕入債務回転日数の推移について示した。ここでは、会計操作企業（A）においては6期前から倒産直近まで仕入債務がコントロール企業よりも長い傾向にある一方、非会計操作企業（C）は、倒産直近のみコントロール企業よりも長い。このことから、会計操作企業は企業間信用による資金調達への依存度が高いといえ、これが会計操作の一因となったと考えられる。最後に、資金の流動性の全般的な状況を見るために、パネルDにおいて流動比率（=流動資産÷流動負債）を示した⁸⁾。-4期以降倒産直近にかけて倒産企業（A, C）は、コントロール企業と比べて有意に流動比率が低くなっている。ただし、会計操作企業（A）では、倒産直近でも100%を上回っているのに対し、非操作企業（C）では-4期以降100%を下回っている。流動比率が容易に算定さ

表2 運転資本関連指標の中央値の推移

| パネルA 売上債権回転日数 (中央値) | | | | | | |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | A | B | p値 | C | D | p値 |
| -7 | 83.24 | 81.37 | 0.699 | 72.19 | 74.23 | 0.272 |
| -6 | 79.94 | 75.74 | 0.410 | 82.12 | 76.43 | 0.414 |
| -5 | 83.99 | 77.91 | 0.412 | 80.79 | 80.85 | 0.649 |
| -4 | 85.83 | 77.82 | 0.632 | 85.87 | 77.94 | 0.414 |
| -3 | 82.06 | 77.30 | 0.687 | 78.37 | 76.13 | 0.379 |
| -2 | 83.78 | 73.52 | 0.168 | 79.91 | 75.03 | 0.379 |
| -1 | 79.79 | 69.76 | 0.128 | 78.30 | 81.08 | 0.540 |
| 0 | 77.72 | 66.01 | 0.121 | 68.42 | 81.72 | 0.802 |

| パネルB 棚卸資産回転日数 (中央値) | | | | | | |
|---------------------|-------|-------|---------|-------|-------|-------|
| | A | B | p値 | C | D | p値 |
| -7 | 95.47 | 99.39 | 0.914 | 87.32 | 73.87 | 0.987 |
| -6 | 57.19 | 56.17 | 0.848 | 76.22 | 62.91 | 0.144 |
| -5 | 60.03 | 55.76 | 0.527 | 61.18 | 69.83 | 0.203 |
| -4 | 62.89 | 57.30 | 0.322 | 68.80 | 63.51 | 0.258 |
| -3 | 62.27 | 57.58 | 0.626 | 82.22 | 56.30 | 0.196 |
| -2 | 66.96 | 54.14 | 0.116 | 60.27 | 56.56 | 0.359 |
| -1 | 62.11 | 52.92 | 0.070* | 58.44 | 47.48 | 0.756 |
| 0 | 56.84 | 54.36 | 0.011** | 54.02 | 46.49 | 0.694 |

| パネルC 仕入債務回転日数 (中央値) | | | | | | |
|---------------------|-------|-------|----------|-------|-------|--------|
| | A | B | p値 | C | D | p値 |
| -7 | 72.43 | 71.14 | 0.829 | 65.63 | 59.65 | 0.566 |
| -6 | 73.43 | 59.54 | 0.030** | 62.16 | 62.40 | 0.278 |
| -5 | 70.27 | 56.67 | 0.002*** | 54.73 | 62.43 | 0.530 |
| -4 | 70.84 | 57.36 | 0.001*** | 53.30 | 64.32 | 0.423 |
| -3 | 66.26 | 54.52 | 0.005*** | 62.24 | 60.14 | 0.209 |
| -2 | 72.63 | 54.82 | 0.001*** | 57.45 | 56.48 | 0.116 |
| -1 | 64.44 | 51.09 | 0.013** | 58.95 | 55.46 | 0.209 |
| 0 | 61.62 | 52.45 | 0.015** | 68.77 | 56.40 | 0.090* |

| パネルD 流動比率 (中央値) | | | | | | |
|-----------------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| | A | B | p値 | C | D | p値 |
| -7 | 108.8% | 110.4% | 0.405 | 109.3% | 119.0% | 0.330 |
| -6 | 108.1% | 113.0% | 0.306 | 106.1% | 126.4% | 0.124 |
| -5 | 108.6% | 113.0% | 0.113 | 101.2% | 124.0% | 0.245 |
| -4 | 109.9% | 122.0% | 0.052* | 97.7% | 129.5% | 0.041** |
| -3 | 108.0% | 125.1% | 0.006*** | 96.3% | 126.8% | 0.068* |
| -2 | 107.4% | 131.4% | 0.005*** | 87.2% | 118.1% | 0.010*** |
| -1 | 101.5% | 129.4% | 0.002*** | 74.6% | 120.5% | 0.002*** |
| 0 | 100.6% | 127.7% | 0.000*** | 54.1% | 125.1% | 0.000*** |

* Aは会計操作企業 (倒産企業)、BはAに対するコントロール企業 (非倒産企業)、Cは非操作企業 (倒産企業)、DはCに対するコントロール企業 (非倒産企業)。AおよびBのサンプルサイズは88、CおよびDのサンプルサイズは36である。0は倒産直前の決算であることを示す(ただし、決算日直後に倒産し、有価証券報告書を提出していない場合、その前の決算期を直近決算期とする)。売上債権回転日数は売上債権÷(売上高÷365)、棚卸資産回転日数は棚卸資産÷(売上高÷365)、仕入債務回転日数は仕入債務÷(売上高÷365)、流動比率は流動負債÷流動資産×100%として定義している。p値はウィルコクソンの符号付順位和検定の検定統計量に対する有意確率であり、***はp<0.01、**はp<0.05、*はp<0.1を示す。

れる財務指標であることをふまえれば、結果的に会計操作を通じて企業の流動性について問題がないことをシグナルする役割を果たしていた可能性がある。

4. デットファイナンスと会計操作

本節では、デットファイナンス（負債による資金調達）と会計操作の関係について検証する。図1パネルAで見た通り、近年、借入や社債によるデットファイナンスのウエイトは低下する傾向にはあるが、依然として重要なウエイトを占めている。実証会計理論（positive accounting theory）において、デットファイナンスの下で締結される明示的あるいは黙示的な債務契約は、利益調整（earnings management）の動機となることが示されている（Watt and Zimmerman 1986, 須田, 2000）。また、本稿のサンプルは最終的に倒産した企業であることから、資金を確保することの必要性はより高かったと推定され、さらに、以下の分析で示される通り、倒産企業はコントロール企業よりも負債比率が高い傾向にある。そこで、銀行からの借り入れ、社債を通じた資金調達に注目して、それらがいかに会計操作の動機となるのかについて検討する。

日本企業の資金調達においては、1990年代前半までは、銀行への依存度が高く、いわゆるメインバンク・システムが機能していた（小佐野・堀, 2011）。小佐野・堀（2011）は、メインバンク・システムの下で、「メインバンクは、通常の借入金利に『保険プレミアム』分をプラスしたものを受け取る一方、融資先企業が経営難に陥った際には、例えば追加的な損失を招くことになろうとも金融支援を行った」と指摘している。しかしながら、1990年代半ば以降日本の銀行は不良債権問題に直面することとなり、1997年の銀行危機以

降、メインバンク・システムはその性格を変えたと考えられる。1998年に金融監督庁（現 金融庁）が設置され、さらに、1999年には「預金等受入金融機関に係る検査マニュアル」（以下、「検査マニュアル」）が出されて、銀行に対する監視が強化されることとなった。検査マニュアルでは、各金融機関は業績が悪化した貸付先企業を「要注意先」とし、貸付金に対する貸倒引当金の積み増しを検討することを求めている。ここで、業績悪化のベンチマークとしては、「機械的・画一的に適用してはならない」としつつも⁹⁾、「要注意先」の例として損失計上を示している。「要注意先」となることで、システムティックに銀行からの借入が困難になることはないが借入条件が悪化する可能性もある。したがって、資金調達として借入金に依存する企業が会計操作を通じて利益（黒字）を計上する強い動機を有していたと考えられる。

また、2000年代に入りシンジケートローンが拡大している点にも注目すべきである。全国銀行協会による貸出債権市場取引動向によると¹⁰⁾、シンジケートローンは1997年には4,000億円程度の規模であったものが、2005年には25兆円を超える規模となっている。シンジケートローンによる融資では、多数の銀行等が関与することから、モニタリングではなく、財務制限条項（ローン・コベナント）を通じて融資リスクをコントロールするケースが多い。そして、財務制限条項に抵触した場合、メインバンク・システムの下では、借入金の返済期間の延長などの対応を受けることができたが、シンジケートローンの下では、すべての金融機関の同意が必要となることから、システムティックに返済を求められるケースが多く、資金繰りに窮することとなる（滝川, 2009）。すなわち、財務制限条項への抵触は、倒産に直結する可能性があるといえる。例えば、みらい建設工業株式会社は2007年9月に、32の金融機関と結んでいる

シンジケートローンの財務制限条項に抵触した結果、資金繰りに行き詰まり民事再生法を申請することとなった（日本経済新聞2007年9月28日朝刊¹¹⁾。本稿のサンプルは、2000年以降の倒産企業であり、借入あるいは銀行との関係の維持を目的として会計操作を実施したとの仮説が導かれる。

社債に発行については、1996年1月に適債基準が撤廃されて以降は証券取引法（現、金融商品取引法）上「財務上の特約」となり、自由に条項およびその内容を設定することができるようになっている。その結果、社債発行に際し、財務制限条項が含まれることもあるが、比較的自由度が増している。しかし、金利等の発行条件は格付け機関による発行体の格付けによって左右されることとなり、社債を発行している企業は格付けを意識することとなる。格付けは、様々な要素を加味して決定されるが、業績や収益性指標は重要な要素の一つとなっている¹²⁾。この点をふまえると、社債発行企業が、会計操作を通じて利益水準や営業規模を偽装していたと考えられる。

デットファイナンスと会計操作の関係についての分析結果を表3で示した。まず、負債比率（パネルA）を見ると、倒産企業（A、C）は対応するコントロール企業（B、D）よりも倒産前より負債比率が高い傾向にあることが分かる。このことは、倒産に至る原因の一つとして、デットファイナンスへの依存があることと首尾一貫している。パネルBおよびパネルCでは、短期および長期借入金の総資産に対する比率の中央値を示している。短期借入金比率については、倒産企業であれば、会計操作企業（A）、非会計操作企業（C）ともに、高い傾向にあり、非操作企業（C）の-7期を除き、統計的に有意な差が観察された。一方、長期借入金比率については、会計操作企業（A）では、分析期間を通じてコントロール企業

よりも有意に高かったが、非操作企業（C）では有意差は観察されなかった。ここでの分析では、一年以内返済長期借入金は短期借入金として取り扱っていることから、長期借入金の存在は直ちに企業の資金繰りに影響を及ぼすことはない。したがって、会計操作企業において長期借入金比率の高いことが観察されたことは、会計操作の背景として長期借入金による資金調達があったことを示唆している。

表3パネルDでは、社債による資金調達に関する分析結果を示している。ここでの検定手法としてはフィッシャーの正確確率検定を用いている。会計操作企業（A）では、倒産直近と-6期を除いて、社債による資金調達を実施している企業の割合が、コントロール企業よりも統計的に有意に高い。一方、非操作企業（C）は-7期と-6期において社債による資金調達を実施している企業の割合が高いものの、その後はほぼ差異がなくなっている。ここでの分析では、貸借対照表の社債残高を用いていることから、社債に関わる金利等の条件は考慮されていないが、会計操作を通じて社債による資金調達の維持の可能性を高めたと解釈することが可能である。ただし、会計操作企業についても倒産直近（0期）では有意差は観察されておらず、-1期と比べて社債による資金調達のウエイトが低くなったことが窺える。また、社債による資金調達については業種、規模の影響は比較的小さいと考えられることから、コントロール企業を介さない、会計操作企業（A）と非操作企業（C）の間の分析も実施した。その結果、-4期以降、5%水準で会計操作企業の方が社債による資金調達をしている企業の割合が高いことが示唆されており、会計操作の背景として社債の発行があると解することができる。

表3 デットファイナンス関連指標の中央値の推移

| パネルA 負債比率（中央値） | | | | | | |
|----------------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 79.32% | 71.53% | 0.005*** | 78.81% | 67.50% | 0.033** |
| -6 | 80.51% | 71.57% | 0.001*** | 78.65% | 66.75% | 0.015** |
| -5 | 81.00% | 70.35% | 0.000*** | 76.18% | 64.43% | 0.010*** |
| -4 | 82.23% | 67.80% | 0.000*** | 79.04% | 60.23% | 0.009*** |
| -3 | 81.58% | 63.37% | 0.000*** | 82.56% | 62.26% | 0.000*** |
| -2 | 81.64% | 61.95% | 0.000*** | 84.72% | 65.47% | 0.000*** |
| -1 | 83.52% | 64.42% | 0.000*** | 87.48% | 65.23% | 0.000*** |
| 0 | 88.41% | 67.71% | 0.000*** | 93.46% | 65.95% | 0.000*** |

| パネルB 短期借入金比率（中央値） | | | | | | |
|-------------------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 24.09% | 15.79% | 0.019** | 19.92% | 15.23% | 0.124 |
| -6 | 24.83% | 14.50% | 0.003*** | 24.19% | 14.34% | 0.041** |
| -5 | 25.80% | 16.79% | 0.000*** | 26.15% | 14.38% | 0.018** |
| -4 | 27.55% | 13.13% | 0.000*** | 29.80% | 15.41% | 0.002*** |
| -3 | 28.85% | 13.94% | 0.000*** | 35.06% | 16.50% | 0.003*** |
| -2 | 30.62% | 13.66% | 0.000*** | 40.15% | 16.66% | 0.001*** |
| -1 | 30.92% | 14.99% | 0.000*** | 41.42% | 13.94% | 0.000*** |
| 0 | 32.40% | 15.32% | 0.000*** | 54.55% | 14.40% | 0.000*** |

| パネルC 長期借入金比率（中央値） | | | | | | |
|-------------------|--------|-------|---------|--------|-------|-------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 12.17% | 7.08% | 0.052* | 14.28% | 6.52% | 0.207 |
| -6 | 12.59% | 6.71% | 0.042** | 10.17% | 9.87% | 0.888 |
| -5 | 11.38% | 6.80% | 0.031** | 8.58% | 8.05% | 0.789 |
| -4 | 10.86% | 7.18% | 0.091* | 11.60% | 8.68% | 0.432 |
| -3 | 10.56% | 6.78% | 0.031** | 10.89% | 7.55% | 0.338 |
| -2 | 12.12% | 8.51% | 0.061* | 11.97% | 7.98% | 0.802 |
| -1 | 10.95% | 6.05% | 0.047** | 11.18% | 7.63% | 0.741 |
| 0 | 9.58% | 7.68% | 0.011** | 5.56% | 6.72% | 0.457 |

| パネルD 社債による資金調達を実施している企業の割合 | | | | | | | |
|----------------------------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|-----------------------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 | A-C間の検定結果 (p 値) |
| -7 | 45.45% | 34.09% | 0.063* | 55.56% | 47.22% | 0.024** | 0.154 |
| -6 | 44.32% | 28.41% | 0.148 | 58.33% | 50.00% | 0.024** | 0.080* |
| -5 | 50.00% | 32.95% | 0.012** | 55.56% | 55.56% | 0.500 | 0.288 |
| -4 | 53.41% | 36.36% | 0.012** | 36.11% | 41.67% | 0.315 | 0.041** |
| -3 | 53.41% | 42.05% | 0.067* | 30.56% | 36.11% | 0.310 | 0.012** |
| -2 | 53.41% | 38.64% | 0.029** | 30.56% | 27.78% | 0.402 | 0.012** |
| -1 | 50.00% | 36.36% | 0.035** | 33.33% | 25.00% | 0.220 | 0.047** |
| 0 | 43.18% | 35.23% | 0.141 | 25.00% | 25.00% | 0.500 | 0.030** |

* Aは会計操作企業（倒産企業）、BはAに対するコントロール企業（非倒産企業）、Cは非操作企業（倒産企業）、DはCに対するコントロール企業（非倒産企業）。AおよびBのサンプルサイズは88、CおよびDのサンプルサイズ36である。0は倒産直近の決算であることを示す（ただし、決算日直後に倒産し、有価証券報告書を提出していない場合、その前の決算期を直近決算期とする）。負債比率は総負債÷総資産、短期借入金比率は短期借入金（一年以内返済長期借入金を含む）÷総資産、長期借入金比率は長期借入金÷総資産である。パネルA～Cの p 値はウィルコクソンの符号付順位和検定の検定統計量に対する有意確率、パネルDの p 値はフィッシャーの正確確率検定の検定統計量に対する有意確率であり***は $p < 0.01$ 、**は $p < 0.05$ 、*は $p < 0.1$ を示す。

5. 株主構成と会計操作

図1 パネルAで見たように、90年代以降、企業の資金調達の中で自己資本のウェイトが高まっている。日本企業を分析対象とした利益調整に関する研究では、株主構成に注目することが多く、安定的な株主の持株比率が高い企業においては利益の調整が抑制されることが、示唆されている（木村，2003、首藤，2010）。また、木村・山本・辻川（2007）では、金融機関による株式保有が会計操作を抑制していたとの結論を示している。本節では、役員、金融機関、その他法人、個人の各投資主体による株式の保有が¹³⁾、会計操作に影響を及ぼすのか否かについて検討する¹⁴⁾。

表4 パネルAでは役員の持株比率の中央値の推移を示した。倒産企業（A，C）は会計操作の有無にかかわらず、役員持株比率が低下傾向にあり、倒産直近においては会計操作企業（A）では10%水準で、非操作企業（C）では1%水準でコントロール企業よりも低くなっている。役員は倒産の可能性について他の投資主体よりも情報優位にあることをふまえれば、倒産を予見して株式を手放したとも考えられる。一方、会計操作企業と非操作企業間で顕著な差異は見出されなかった。

パネルBでは金融機関に関する結果を示している。会計操作企業（A）では各期間でコントロール企業と有意差が観察されなかったが、非操作企業（C）では-7期から-4期にかけて、コントロール企業のよりも統計的に有意に高い金融機関の持株比率が観察された。金融機関による持株比率が高い場合には、安定的な株主として機能することから、会計操作を通じて資金調達を維持する必要がなかった、あるいは金融機関は相対的に多くの株式を保有することで、当該企業に対するモニタリングを強めたため会計操作を実施することが困難であったと考えられる。逆に、金融機関との

関係が強くない場合において会計操作を実施する必要があったとも解することもできる。ただし、倒産企業（A，C）では、倒産が近づくにつれて金融機関の持株比率は低下しており、必ずしも安定的な株主として機能していないことが窺える。金融機関が企業の株式を保有する場合、当該企業に対して融資等も実施している可能性が高く、そうであれば、金融機関も役員と同様、他の投資主体と比べて情報優位にあると考えられる。そのことと、持株比率を減らしている傾向を合わせると、倒産を予見していた可能性もある。

パネルCはその他法人の持株比率の推移に関する結果である。ここで、その他法人は主に事業法人であると考えられる。会計操作企業（A）の倒産直近においてのみコントロール企業よりも統計的に有意に低い水準であることが示唆されているものの、それ以外については有意差が観察されなかった。また、その他法人の持株比率については倒産に至るプロセスにおいて大きな変動は見られておらず、金融機関とは対照的である。一般的にはその他法人（事業法人）も金融機関と同様に相対的に安定的な株主として機能するが、倒産に至るプロセスで株式を手放する割合は大きく低下していない。事業法人についても倒産を予見できた可能性はあるが、企業との取引関係もあると想定されることから、事業活動が継続する限り、株式を手放すことはなかったとも考えられる。

最後に、パネルDでは役員を除く個人株主の持株比率の推移を示した。非操作企業の倒産直近を除き、会計操作、非操作企業とコントロール企業の間で有意差は観察されなかった。全体として、個人株主の持株比率は高まる傾向にあり、これは個人株主についてはほぼ横ばいであった上場企業全体の傾向とはやや異なる（図1 パネルB参照）。ただし、会計操作企業では、-1期から倒産直近（0期）にかけて比率が上昇している（表では示して

表4 投資主体別の持株比率の中央値の推移

| パネルA 役員（中央値） | | | | | | |
|--------------|-------|-------|--------|-------|-------|----------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 2.16% | 1.10% | 0.841 | 3.08% | 1.19% | 0.523 |
| -6 | 1.61% | 1.03% | 0.815 | 3.17% | 1.27% | 0.806 |
| -5 | 1.21% | 1.04% | 0.629 | 3.11% | 2.97% | 0.870 |
| -4 | 1.35% | 1.13% | 0.478 | 2.91% | 4.84% | 0.302 |
| -3 | 1.51% | 1.12% | 0.779 | 2.45% | 5.89% | 0.095* |
| -2 | 1.08% | 1.56% | 0.302 | 1.34% | 5.23% | 0.149 |
| -1 | 0.86% | 1.98% | 0.199 | 0.96% | 3.45% | 0.112 |
| 0 | 0.60% | 1.91% | 0.096* | 0.36% | 6.36% | 0.005*** |

| パネルB 金融機関（中央値） | | | | | | |
|----------------|--------|--------|-------|--------|--------|----------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 17.02% | 17.55% | 0.449 | 26.30% | 13.60% | 0.010** |
| -6 | 15.98% | 17.55% | 0.255 | 25.71% | 14.48% | 0.006*** |
| -5 | 16.66% | 17.08% | 0.444 | 23.57% | 15.30% | 0.024** |
| -4 | 16.68% | 16.68% | 0.401 | 22.08% | 15.71% | 0.071* |
| -3 | 15.56% | 15.67% | 0.271 | 19.77% | 15.14% | 0.179 |
| -2 | 13.95% | 14.34% | 0.556 | 17.56% | 14.93% | 0.376 |
| -1 | 12.59% | 14.12% | 0.525 | 15.62% | 14.91% | 0.857 |
| 0 | 10.98% | 13.21% | 0.183 | 14.87% | 14.58% | 0.502 |

| パネルC その他法人（主に事業法人）（中央値） | | | | | | |
|-------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 24.48% | 22.40% | 0.984 | 27.42% | 18.52% | 0.302 |
| -6 | 24.99% | 23.81% | 0.826 | 27.91% | 19.92% | 0.359 |
| -5 | 22.98% | 24.44% | 0.567 | 27.32% | 22.66% | 0.566 |
| -4 | 21.57% | 24.53% | 0.304 | 26.58% | 24.87% | 0.441 |
| -3 | 22.37% | 26.51% | 0.205 | 25.01% | 23.63% | 0.555 |
| -2 | 23.36% | 26.71% | 0.263 | 26.03% | 23.14% | 0.544 |
| -1 | 23.86% | 26.13% | 0.180 | 24.44% | 23.42% | 0.225 |
| 0 | 21.36% | 26.03% | 0.063* | 23.17% | 23.73% | 0.116 |

| パネルD 役員を除く個人（中央値） | | | | | | |
|-------------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| | A | B | p 値 | C | D | p 値 |
| -7 | 35.34% | 29.63% | 0.622 | 31.01% | 28.15% | 0.512 |
| -6 | 36.33% | 31.24% | 0.996 | 32.60% | 30.58% | 0.635 |
| -5 | 37.66% | 34.16% | 0.972 | 34.09% | 35.87% | 0.694 |
| -4 | 37.46% | 36.07% | 0.870 | 38.27% | 42.05% | 0.883 |
| -3 | 38.66% | 38.50% | 0.646 | 42.08% | 43.11% | 0.857 |
| -2 | 39.31% | 39.19% | 0.908 | 41.34% | 43.79% | 0.432 |
| -1 | 42.68% | 40.00% | 0.814 | 44.67% | 42.72% | 0.201 |
| 0 | 48.58% | 42.24% | 0.395 | 47.24% | 43.26% | 0.092* |

* Aは会計操作企業（倒産企業）、BはAに対するコントロール企業（非倒産企業）、Cは非操作企業（倒産企業）、DはCに対するコントロール企業（非倒産企業）。AおよびBのサンプルサイズは88、CおよびDのサンプルサイズ36である。0は倒産直近の決算であることを示す（ただし、決算日直後に倒産し、有価証券報告書を提出していない場合、その前の決算期を直近決算期とする）。 p 値はウィルコクソンの符号付順位和検定の検定統計量に対する有意確率であり、***は $p < 0.01$ 、**は $p < 0.05$ 、*は $p < 0.1$ を示す。

いないが、中央値の差の検定の結果、5%水準で統計的に有意であった。会計操作、非操作企業のその他の年度では有意差が観察されていない)。この結果と先の知見をふまえると、金融機関、役員、その他法人で手放された株式の受け皿に個人株主になっており、会計操作企業においてその傾向が顕著であるとも解釈される。個人株主は他の投資主体と比べて相対的に情報劣位にあり、また、企業に関する情報源として会計数値に対する依存度が高いことをふまえると、結果的に会計操作を通じて個人株主がミスリードされた可能性もある¹⁵⁾。

6. 配当の実施と会計操作

日本では、1株当たり配当金の固定化を図る安定配当政策をとる企業が多かったが、近年では業績に連動させるような配当政策（業績連動型配当政策）を採用する企業が増加している（石川、2010、第1章）。経営者は、旧商法、会社法における配当規制（上限に関する規制）の下で、利益と内部留保の一部（商法下での配当可能利益、会社法下での分配可能額）から配当を実施することになる。業績連動型配当政策をとる場合、もしくは安定配当政策をとっていても配当財源に余裕がある場合には、配当の実施において利益水準を考慮する必要は生じない。しかしながら、業績連動型配当政策をとりつつも減配や無配転落を忌避する場合、あるいは配当可能な財源が枯渇してきている場合には、配当の実施を意識した会計操作が実施される可能性が生じる。とりわけ、倒産企業では、倒産に至るプロセスにおいて業績不振に直面していることから、配当実施のための会計操作の重要性が高まる。石川（2010）が指摘するように、日本企業において配当が「特別の価値」を有するならば、倒産に至るプロセスにおいても配

当の実施を模索していた可能性がある。

しかしながら、配当はキャッシュの流出を伴うものであり、最終的に倒産に至ったことをふまえれば、最適な行動であったか否かについては疑問の余地があり、いかなる動機の下で配当を実施したのかが問題となる。ここで、配当無関連命題（Miller and Modigliani, 1961）を前提とするのであれば、配当を実施することは適切とはならない。しかしながら、将来業績に対する経営者のシグナルの役割を果たすと予想するシグナリング仮説（John and Williams, 1985）、あるいは配当が経営者の私的利益追求を防ぐことによる企業価値の向上に資すると予想するフリーキャッシュフロー仮説（Jensen, 1986）を考えると、会計操作の動機として配当の実施があったと想定される。すなわち、倒産に至るプロセスの中で、経営者が株主に対して将来業績の改善、成長をシグナリングする必要があった、もしくは業績が悪化する中で株主との利害関係を緩和する必要性が高まったと考えられるのである¹⁶⁾。

表5では、会計操作、および非操作企業の有配企業の割合の推移について示した¹⁷⁾。ここでの統計的検定は、フィッシャーの正確確率検定を用いている。なお、利益と配当についての関係を考察するならば、配当性向を観察することが有効であるが、本稿のサンプル（とりわけ非操作企業）においては赤字計上企業が多く、配当性向を算定できないケースも多いことから配当の有無にのみ焦点を当てることとした。会計操作企業（A）および非操作企業（C）とも、倒産に至るプロセスで有配企業の割合が低下している。コントロール企業との比較でも会計操作企業では-3期前から、非操作企業では分析期間を通じて有意差が観察されている。他方、会計操作企業では倒産直近でも有配企業の割合が32.95%であるのに対し非操作では2.78%となっており、会計操作企業の方が顕

表5 有配企業の割合の推移

| | A | B | p 値 | C | D | p 値 | A - C 間の検定結果 (p 値) |
|----|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------------------------|
| -7 | 75.00% | 76.14% | 0.439 | 66.67% | 80.56% | 0.093* | 0.174 |
| -6 | 71.59% | 77.27% | 0.195 | 58.33% | 83.33% | 0.011** | 0.071* |
| -5 | 67.05% | 80.68% | 0.206 | 58.33% | 80.56% | 0.021** | 0.158 |
| -4 | 67.05% | 80.68% | 0.206 | 50.00% | 72.22% | 0.029** | 0.395 |
| -3 | 61.36% | 84.09% | 0.000*** | 38.89% | 66.67% | 0.011** | 0.012** |
| -2 | 57.95% | 80.68% | 0.001*** | 19.44% | 66.67% | 0.000*** | 0.001*** |
| -1 | 47.73% | 77.27% | 0.000*** | 19.44% | 69.44% | 0.000*** | 0.002*** |
| 0 | 32.95% | 76.14% | 0.000*** | 2.78% | 72.22% | 0.000*** | 0.000*** |

* Aは会計操作企業（倒産企業）、BはAに対するコントロール企業（非倒産企業）、Cは非操作企業（倒産企業）、DはCに対するコントロール企業（非倒産企業）。AおよびBのサンプルサイズは88、CおよびDのサンプルサイズ36である。0は倒産直近の決算であることを示す（ただし、決算日直後に倒産し、有価証券報告書を提出していない場合、その前の決算期を直近決算期とする）。 p 値はフィッシャーの正確確率検定の検定統計量に対する有意確率であり、***は $p < 0.01$ 、**は $p < 0.05$ 、*は $p < 0.1$ を示す。

著に高い（会計操作企業と非操作企業間の検定の結果、-6期および-4期から倒産直近にかけて有意となっている）。この結果から、会計操作を通じて配当を維持する可能性を高めたと解釈することができ、配当の維持が会計操作の動機の一つとしてあったと考えられる¹⁸⁾。しかしながら、会計操作企業は、負債への依存度が高い状況にあり、キャッシュの流出を伴う配当の実施が経済的に見て最適な行動であったとは言い難い。その中でも会計操作を実施してでも配当を実施したことは、配当の実施を通じて企業の存続可能性や業績の回復期待をシグナリングする意図があったとも解釈することができる。

Skinner and Soltés (2011) は、有配企業は無配企業よりも利益の質（利益の持続性）が高いことを示しているが、ここでの結果はそうした議論が妥当しないケースがあることを示している。会計操作企業の配当は、会計操作を通じてかさ上げされた利益をベースに実施され、そうした質の低い利益の下で実施された配当は将来の企業状態について適切なシグナルではないと考えるべきであろう。換言すれば、「配当の質」と利益の質は相互に関連している可能性もあるといえる。

7. 結論と今後の課題

本稿では、木村・山本・辻川（2007）に則り、2000年以降の倒産企業に焦点を当てて、企業の資金調達と会計操作と関係について検討した。その結果、会計操作の背景として、企業間信用への依存、借入（とりわけ長期借入金）への依存、金融機関との関係が弱いこと、社債の発行、そして、配当の維持があることが見出された。その一方で、金融機関以外の株主が会計操作の有無に影響している証拠は示されなかった。主に1980年代、90年代の会計操作に焦点を当てた木村・山本・辻川（2007）の結果と比べてみると、会計操作を実施していない倒産企業において長期借入金の減少が顕著となっていること、さらに、社債による資金調達を実施している企業の割合で、会計操作企業と非操作企業間で顕著な差異が示唆された点が多かった。その背景には、企業と銀行の関係の変化、特にいわゆるメインバンクと企業の関係が弱まる中で、利益水準に応じてシステムティックな取引がなされていること、さらには、金融の自由化が進んだ中で、直接金融（とりわけ社債）の重要性が高まったことがあると考えられる。ただ

し、全体的としては、大きな変化は見られておらず、会計操作の背景としては、資金調達において不利な状況に置かれている企業が、資金調達を維持することにあつたと考えられる。会計操作（あるいは違法な会計操作といえる粉飾決算）の手法は、ライブドア事件にみられるように、2000年代以降、多様化、複雑化している。しかしながら、資金調達の維持が会計操作の動機の一つとなる点については変化しておらず、会計操作の原因・背景に注目した制度設計が重要であることを示唆している。

本稿の貢献としては次の点をあげることができる。第一に、過去に実施された実証研究の追試を試みたことである。日本の会計研究において実証研究の蓄積は北米の会計研究と比べると小さく、特に、先行研究の追試は僅少である。しかし、日本ではいわゆる会計ビッグバンの下、会計基準が大きく変化しており、また、第1節で見たように企業の資金調達方法や投資主体別の持株比率に関する構造的な変化も見られる。先行研究の知見が、こうした変化の影響を受けているか否かについて検証することは重要である。本稿の結果でも一部において先行研究との間で差異が観察されており、実証研究のエビデンスが、経済や制度的環境の影響を受けることを示唆している。第二に、本稿は倒産と会計操作という二つの事象に同時的に取り組むことで、より踏み込んだ解釈を可能としている点にある。本稿では会計操作と資金調達の関係について検証したが、こうした研究では、会計操作が効率的な行動だったのか、それとも機会主義的行動だったのかについて解釈することは困難である。しかし、本稿では倒産というイベントに関連づけて会計操作を分析したことから、結果的にはあるが会計操作が機会主義的行動であるとみなすことが可能となる。

一方で、本稿にはいくつかの課題が残されている。

第一に、近年、会社法の制定によるコーポレートガバナンスの強化、金融商品取引法の下での内部統制報告制度の導入など、会計操作を抑制する規制が強化されているが、これらの規制が会計操作に及ぼす影響は興味深い課題である。第二に、会計操作の影響ないし帰結をめぐる議論である。本稿では倒産に至るプロセス中で会計操作の背後にどのような動機にあつたのかについて考察したが、それがどのような帰結をもたらしたかについても明らかにする必要がある。前者については、今後のデータの蓄積を待つて解明すべき課題である。後者のうち株式市場に対する影響については、石川・音川（2013）で検討される。

《注》

- 1) 本稿の倒産の定義は、帝国データバンク社『COSMOS倒産ファイルデータベース』における定義に従っている。同データベースでは、倒産態様を、会社更生法、商法整理、和議、破産、特別清算、任意整理（銀行取引停止処分は「任意整理」で収録）、民事再生法に区分して収録している。
- 2) データはNEEDS-CD ROM日経財務データDVD版から収集している。
- 3) 2000年4月1日から2011年3月31日に倒産した企業を取り扱う。具体的な選択基準は以下の通りである。(1) 日本の証券取引所に上場している、あるいは店頭公開されている。(2) 倒産日（民事再生法等申請日）が2000年4月1日から2011年3月31日の間にある。(3) 一般事業会社である（銀行、証券、保険業を除く）。また、コントロール企業の選択基準は以下の通りである。(1) 日本の証券取引所に上場あるいは店頭公開されている。ただし倒産企業と同一の証券取引所とは限らない。(2) 日経小分類（131業種）で倒産企業と同じ業種に属している。(3) 2011年3月31日までに倒産していない。(4) 同一企業が複数の倒産企業のコントロール企業とはならない。(5) 倒産企業と対応させる決算日の2期前から変則決算を行っていない。
- 4) 本稿では、倒産以前7年にわたる分析を実施することから、この期間に決算期の変更があつたケースがあつた場合はサンプルから除外される。なお、倒産（またはコントロール）企業においてのみデータが入手できた場合でも、対応するコントロール（非倒産）企業を併せて除外する。
- 5) 対応のある平均値の差の検定についても実施したが、中央値の差の検定とおおむね同様の結果が得られた。
- 6) 棚卸資産、仕入債務についても同様の傾向が見出されている。
- 7) ただし、ここで留意しなくてはならないのは、運転資本の

操作は会計操作の代表的な手段となる点である。本稿では、榎本・首藤 (2013) に従い、会計操作を推定にあたり裁量の会計発生高を用いていることから、会計操作企業においては、システムティックに運転資本の異常な変動が観察される可能性が高い。したがって、運転資本項目の分析の解釈にあたっては、資金調達手段としての側面と会計操作の側面の両者が混在している可能性がある。

- 8) 当座比率についても分析を実施しているが、同様の傾向が見出されている。当座比率と流動比率の差異が主に在庫水準によって生じることをふまれば、在庫の増大によって流動比率が高まっている可能性は低い。
- 9) 赤字の原因が固定資産の売却損など一過性のものであり、短期間に黒字化することが確実と見込まれる債務者については、「要注意先」と判断してはならないといった指針が示されている。
- 10) 全国銀行協会のサイト (http://www.zenginkyo.or.jp/stats/year4_01/; 2012年12月現在) 参照。
- 11) 同社は本稿のサンプルとしても含まれている。
- 12) 例えば、株式会社日本格付研究所の「コーポレート等の信用格付方法」(http://www.jcr.co.jp/rat_corp/rat_tech.html; 2012年12月現在) では、格付けにあたり企業規模、収益性の観点から利益および利益に関連指標を参照する旨の指摘がある。
- 13) 図1 パネルBによると、日本企業において平均的には外国人投資家のウェイトが増しているが、本稿のサンプル企業およびコントロール企業の外国人の持株比率の中央値は1%を下回っている。外国人投資家は、大企業を中心に投資化する傾向が強い一方、倒産企業は上場企業の中でも相対的に小規模な企業が多く (榎本・首藤, 2013参照)、またコントロール企業の選択にあたり倒産企業に規模が近似していることを条件としていることが背景にあると考えられる。なお、持株比率が僅少なケースが多い証券会社、政府、外国人については分析しない。
- 14) 本稿の分析では実際に取引がなされた株価水準を考慮していないことから、持株比率の変化が経済的にみて妥当であったか否かについて厳密に議論することはできない。
- 15) 先に述べたように、ここでの議論は実際に取引された株価を考慮していないことから、そうした取引が経済的合理性を有していたか否かについては明らかではない。この点については、石川・音川 (2013) を参照のこと。
- 16) 花枝・芹田 (2008) は、日本企業を対象としたサーベイ調査を通じてシグナリング仮説が支持されることを示している。
- 17) 本稿のデータは、連結ベースのデータであることから、規制上は利益との間につながりがあるケースは限定的である。ただし、企業は、実務上連結利益と配当の関係を意識していると考えられる。

- 18) 会計操作企業は会計操作を通じて黒字を計上しているケースが多く、結果として配当をせざるを得なかった可能性もある。

《参考文献》

- Bowen, R. M., DuCharme, L. Shores, D. 1995. Stakeholders' implicit claims and accounting method choice. *Journal of Accounting and Economics* 20, 255-295.
- 榎本正博・首藤昭信, 2013. 「倒産企業における会計操作の検出」『現代ディスクロージャー研究』 本号.
- 淵田康之, 2005. 「シンジケートローン市場の拡大と証券規制」『資本市場クォーターリー』 第9巻第1号, 43-49.
- 花枝英樹・芹田敏夫, 2008. 「日本企業の配当政策・自社株買い—サーベイ・データによる検証—」『現代ファイナンス』 第24巻, 129-160.
- 石川博行, 2007. 「配当政策の実証分析」, 中央経済社.
- 石川博行, 2010. 「株価を動かす配当政策 コロボレーション効果の実証分析」, 中央経済社.
- 石川博行・音川和久, 2013. 「会計操作に対する株価反応」『現代ディスクロージャー研究』, 本号.
- Jensen, M., 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review* 76, 323-329.
- 木村史彦, 2003. 「経営者の近視眼的投資行動と企業のガバナンス構造—研究開発投資水準の決定をめぐる—」『管理会計学』 第11巻第1号, 43-56.
- 木村史彦・山本達司・辻川尚起, 2007. 「企業の資金調達と会計操作」, 須田一幸・山本達司・乙政正太 編『会計操作』第5章, ダイアモンド社, 109-146.
- Miller M., Modigliani F., 1961. Dividend policy, growth and the valuation of shares. *Journal of Business* 34, 411-433.
- 小佐野広・堀敬一, 2010. 「「メイン寄せ」による規律付けと実証分析」, 宮島英昭編『日本の企業統治』 東洋経済新報社, 73-146.
- 首藤昭信, 2010. 「日本企業の利益調整—理論と実証—」, 中央経済社.
- Skinner, D., Soltes, E., 2011. What do dividends tell us about earnings quality? *Review of Accounting Studies* 16, 1-28.
- 須田一幸, 2000. 「財務会計の機能—理論と実証」, 白桃書房.
- 滝川好夫, 2009. 「シンジケート・ローンに関する先行研究: 1つのサーベイ」『国民経済雑誌』 第199巻第4号, 1-14.
- Watts, R., Zimmerman, J., 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice Hall, 須田一幸訳, 1991, 「実証理論としての会計学」, 白桃書房.

倒産企業における監査人の交代と会計操作*

Auditor Change and Accounting Manipulation in Bankrupt Firms

浅野 信博(大阪市立大学 准教授)
Nobuhiro Asano, Osaka City University

高田 知実(神戸大学 准教授)
Tomomi Takada, Kobe University

要 約

本稿の目的は、1) 倒産企業においては監査人の交代がより頻繁に観察されるのか、2) 監査人の交代と会計操作はいかなる関係を有しているのか、について明らかにすることである。クライアント企業が倒産した場合の訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを鑑みた場合、監査人が高品質な監査を提供しているのであれば、倒産にいたる過程において監査人が自発的に辞任するか、あるいは経営者の機会主義的理由によって解任される可能性が高いといえる。調査・検証の結果、1) 倒産企業では監査法人の交代の可能性がより高く、かつ、倒産直前期になるにしたがって交代頻度が大きくなる、2) 倒産企業では中小監査法人が監査を担当している可能性がより高く、かつ、大規模監査法人から中小監査法人に監査人が交代した事例が数多く見受けられる、という証拠を得た。他方、倒産企業においては、監査法人の交代の有無および規模の大小にかかわらず、会計操作との間に有意な関係が存在することを示す証拠が得られなかった。この事実、監査法人が会計操作を識別できていないか、あるいはわが国における(会計操作と関連する)監査人の訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストが相対的に低いことを示唆する。

Summary

This study aims to test the following two hypotheses: 1) firms near bankruptcy change auditors more often than non-bankrupt (control) firms do; and 2) accounting manipulations of bankrupt firms are related to auditor changes. If auditors are concerned about litigation exposure or reputation losses associated with their clients' bankruptcy, they try to conduct high-quality audits of the firms that are financially distressed or near bankruptcy. Such rigorous audits might then lead to auditor resignations or dismissals because of management's opportunism. We find that bankrupt firms change their auditors preceding bankruptcy more often than control firms do; moreover, the frequency of auditor change increases as firms approach bankruptcy. The results also reveal that bankrupt firms' auditors are likely to be non-Big 4 firms. More importantly, it is often observed that firms switch from Big 4 auditor to non-Big 4 auditor preceding bankruptcy. However, we do not find any significant relationship between auditor switching and accounting manipulations. This suggests that auditors are often unable to detect their clients' accounting manipulations or that litigation exposure and reputation losses associated with accounting manipulations are relatively low in Japan.

1. はじめに

本稿の目的は、1) 倒産企業においては監査人の交代がより頻繁に観察されるのか、2) 倒産企業における監査人の交代は会計操作 (accounting

manipulation) といかなる関係を有しているのか、について明らかにすることである。監査人の交代は監査人の規模と密接に関係することから、監査人の規模についても注目して調査・検証を行っている。

*浅野および高田は、科学研究費補助金(基盤研究(B)、課題番号:22330141)の助成を受けております。ここに記して深く感謝申し上げます。

監査人が将来において万が一訴訟を受けた際に想定される経済的損失の程度、すなわち訴訟エクスポージャーを理由として、監査人は高品質な監査を実施し、クライアント企業が保守的な会計手続きを選択することを好むとされる (DeFond and Subramanyam, 1998)。他方、倒産にいたるような経営状態が極度に悪化している企業においては、経営者が一般に公正妥当と認められた会計基準に抵触した、あるいは抵触が疑わしい会計上の見積もりや判断、会計手続き選択を実施している可能性、すなわち会計操作を実施している可能性がきわめて高いと思われる。このようなクライアント企業にたいして監査人が高品質な監査を提供しているのであれば、会計操作を“見抜く”確率が高くなるであろう。このとき監査人は、まずは指導機能を発揮してクライアント企業の会計操作を指摘し修正させようとするはずであるが、倒産の危機に瀕したクライアント企業においては、監査人の要求をそのまま受け入れるとは考えにくく、会計操作にたいする修正の是非をめぐって激しい意見の対立が予想される。この場合、監査人は、クライアント企業が倒産した場合における高水準の訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コスト(ないしはブランド価値喪失コスト)を鑑みて、倒産にいたる過程において監査人が自発的に辞任するか、あるいはクライアント企業の経営者による主として機会主義的な理由によって解任される可能性が高い。すなわち、高品質な監査を提供する監査人はクライアント企業の会計操作を“見抜いて”いる可能性が高く、会計操作を“見抜いた”上で監査人を辞任・交代している、あるいは解任されていると考えられるのである。

われわれは、倒産企業の監査人が会計操作を見抜いているのかどうかについて、監査人の交代および監査人の規模に注目して調査・検証を行った結果、以下のような発見事項を得た。第一に、倒

産企業ではコントロール企業にくらべて監査法人の交代の可能性が高く、かつ、倒産直前期になるにしたがって交代頻度が大きくなることである。この発見事項は、倒産の危機に瀕した財務困窮企業の監査人が、倒産が近づくにつれて急速に高まった訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを織り込んで、自ら監査契約を解除している説明と首尾一貫する。また、監査人は、訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを監査報酬に反映すると想定できることから、クライアント企業が監査契約の再締結を望まず、監査人を解任したという解釈とも整合的である。第二に、倒産企業ではコントロール企業にくらべて中小監査法人が監査を担当している可能性が高く、かつ、倒産にいたるまでに大手監査法人から中小監査法人に監査人が交代した事例が数多く見受けられることである。この発見事項は、クライアント企業が倒産にいたるような極度の財務困窮状態に陥っている場合には、大手監査法人によるクライアント企業の選別がより厳しくなり、結果として監査契約を締結あるいは継続しないという解釈と整合的である。すなわち、大規模監査人は、準レントが大きいために評判喪失コストが大きく (DeAngelo, 1981)、十分な資力がある (deep pocket) ために訴訟エクスポージャーも大きい (Dye, 1993; Lennox, 1999) ことから、大手監査法人は極度の財務困窮状態にある企業をクライアントとしないことで評判喪失リスクおよび訴訟リスクの回避を図っていると考えられるのである。

このように、われわれは 1) 倒産企業においてはコントロール企業にくらべて監査法人の交代の可能性が高く、かつ、倒産直前期になるにしたがって交代頻度が大きくなる、2) 倒産企業ではコントロール企業にくらべて中小監査法人が監査を担当している可能性が高く、かつ、大手監査法人から中小監査法人に監査人が交代した事例が数多

く見受けられるという証拠を得た。その一方で、われわれの予測に反して、倒産企業においては、監査法人の交代の有無および監査法人の規模の大小にかかわらず、会計操作との間になんらかの関係が存在することを示唆する証拠が得られなかった。

本稿の残りの部分は以下のような構成で展開される。まず、第2節では本稿で検証する仮説を導出する。サンプルの選択手順を第3節で示したのちに、第4節で調査結果の提示および解釈を行う。最後の第5節において、本稿の要約と今後の課題を示す。

2. 仮説の導出

企業が監査人を変更する理由としてはさまざまな要因が考えられるが（DeFond, 1992）、監査人の交代は監査人の継続監査期間とあわせて議論されることが多い。継続監査期間と監査の品質¹⁾との間にはプラスの関係が存在するという主張によれば、継続監査期間が長くなればなるほど、監査人が監査を実施する際に必要となるクライアント企業にかんする状況特定の情報を豊富に有するようになり、結果として高品質の監査を実施することが可能になる。したがって、監査人が交代した直後においては、後任監査人とクライアント企業との間の深刻な情報非対称性を理由として監査の品質が低下するとされるのである。他方、継続監査期間が長くなればなるほど監査人とクライアント企業との経済的な関係が深まるために、監査人の独立性が毀損されるのではないかという懸念がかねてより指摘されている。監査人はクライアント企業から監査報酬を得ている以上、監査人がクライアント企業と“完全に独立”であることは事実上困難であるという議論も存在する（AICPA, 1978）。このような懸念が監査人の強制

的交代制度を導入すべきという規制設定者サイドの主張を導く。先行研究では、監査人の交代直後においては監査の品質が低下する証拠が得られているが（DeFond and Subramanyam, 1998; Geiger and Raghunandan, 2002など）、長期継続監査期間と監査の品質との関係については首尾一貫した証拠が得られていない²⁾。

監査人の交代について議論する際には、財務的に健全な企業を対象とする場合と倒産にいたるような経営状態が悪化している企業を対象とする場合とでは、その決定要因が異なることに注意する必要がある（Schwartz and Menon, 1985）。継続監査期間にかんする先行研究の結果について、倒産にいたるような経営状態が極度に悪化している企業に照らし合わせて解釈するならば、クライアント企業が財務困窮状態にあるという状況が監査人の交代をもたらしやすいという点が指摘できる。すなわち、継続監査期間が短期でなければ、監査人は監査を実施する過程でクライアント企業の倒産リスクの評価に用いることができる状況特定の情報を豊富に入手しうるが、この情報を評価した結果、訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストが急激に高まることが予想されれば、これを織り込んで自ら辞任する可能性が高いと考えられるのである。さらに、監査人が評価した倒産リスクの上昇はより高品質な監査の実施を監査人が自らにうながすと想定されることから、経営者の機会主義的な理由によって監査人が解任される可能性もありえよう。このように、財務困窮企業の代表例である倒産企業においては、他の企業よりも監査人の交代が生じやすいと予測されるのである（Schwartz and Menon, 1985）。

以上の議論をまとめると、監査人サイドにおいては、訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを理由として、倒産の危機に瀕した企業からは自ら手を引く、すなわち監査契約を継続しないと

いう意思決定を行う可能性が高い一方で、クライアント企業サイドにおいては、会計上の見積もり・判断や会計手続きの選択について意見が対立した監査人を解任するか、もしくは都合のよい監査意見を表明してもらうために監査人を変更する可能性がある³⁾。いずれの理由にせよ、倒産企業においてはその他の企業よりも監査人の交代が生じやすいと推測できる。このことは、以下の仮説を導く。

(仮説1-1) 倒産企業においてはコントロール企業にくらべて、監査人が交代している可能性が高い

監査人が会計操作を見抜くためには、クライアント企業の状況特定の情報の入手が不可欠である。監査人が交代した場合、後任監査人は高いスタートアップコストの負担を余儀なくされるうえに、倒産リスク情報を含めたクライアント企業の状況特定の情報のすべてを入手できないことが多い。そのため、クライアント企業の会計操作を見抜けずに見逃がしてしまうか、あるいは見抜いたとしても黙認してしまう可能性が高いと思われる。逆に、監査人が倒産の危機に瀕したクライアント企業の会計操作を見抜いたからこそ、前任監査人は自発的に監査契約を断ち切ったという予測も成り立つ。倒産にいたるような財務困窮企業において、会計操作を見抜いた監査人サイドと会計操作を望むクライアント企業サイドのコンフリクトの帰結として監査人の交代が生じたとするならば、以下の仮説が成立する。

(仮説1-2) 倒産企業において監査人が交代している場合には、倒産企業において監査人が交代していない場合にくらべて会計操作が行われている可能性が高い

DeAngelo (1981) をはじめとする数多くの先行研究で主張されているように、監査人の規模は監査の品質に大きく影響をおよぼすと考えられる。すなわち、大規模監査人は準レントが大きいことから、評判喪失コストを勘案して、より高品質な監査を実施する可能性が高いのである (DeAngelo, 1981)。さらに、大規模監査人は“十分な資力”があることから訴訟を受けやすく、訴訟エクスポージャーの拡大をさけるために高品質な監査を実施すると解釈することも可能である (Dye, 1993; Lennox, 1999)。大規模監査人が高品質な監査を提供する証拠を示した先行研究は数多く存在する。たとえば、Becker, DeFond, Jiambalvo, and Subramanyam (1998) は、監査人が非 Big N である場合には異常会計発生高 (Abnormal Accruals) が大きい、すなわち利益増加的な利益マネジメント (Earnings Management) が行われていることを示す証拠を、Francis, Maydew, and Sparks (1999) は、Big N 監査事務所によって監査を受けたクライアント企業の総会計発生高 (Total Accruals) が大きい場合でも異常会計発生高 (Abnormal Accruals) は小さいことを示す証拠をそれぞれ得ている。

監査人は監査を実施する過程で倒産リスクの上昇にかんする情報が得られたならば、これを分析して倒産リスクの上昇にともなうプレミアムを監査報酬に反映させることが予想される。しかしながら、クライアント企業が倒産にいたるような極度の財務困窮状態に陥っている場合には、大規模監査人は準レントが大きいことから、クライアント企業の選別がより厳しくなり、結果として監査契約を締結あるいは継続しないと予想される。このことは以下の仮説を導く。

(仮説2-1) 倒産企業においてはコントロール企業にくらべて、中小監査法人が監査人で

ある可能性が高い

これまでに議論したように、大規模監査人は高品質な監査を提供すると考えられることから、クライアント企業が会計操作を行ったのであればこれを見抜く可能性が高い。大手監査法人がクライアント企業の会計操作を見抜いた場合には、自らの訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを勘案して、会計操作を指摘して修正することをクライアント企業に求めることになる。クライアント企業がその要求を受け入れるのであれば会計操作は観察されないままであろうし、クライアント企業がその要求を受け入れないのであれば、大手監査法人は自ら辞任するかクライアント企業に解任されてしまうかのいずれかである。また、たとえ倒産にいたるような財務困窮企業であっても、会計操作が行われていないのであれば、大手監査法人が監査人の地位にとどまることも十分にありえよう。以上の議論から、以下の仮説が成り立つ。

（仮説2-2）倒産企業における監査人が中小監査法人である場合には、倒産企業における監査人が大手監査法人である場合に比べて会計操作が行われている可能性が高い

3. サンプルの選択

本稿では、監査人の交代について倒産企業における会計操作に着目して分析を行うことから、倒産企業の定義および会計操作の定義がサンプルの選択に影響をおよぼすことになる。倒産の定義はさまざまなものが考えられるが、本稿では榎本・首藤（2013）で示された定義にしたがう。すなわち、1）銀行取引停止となる、2）任意整理される、3）会社更生法の適用申請を行う、4）和議申請を行う、5）商法に基づく会社整理を申請

する、6）自己破産を申請する、7）特別清算申請する、に該当する企業を倒産企業と特定する。他方、経営者が行う会計操作についても論者によって定義が異なるが、本稿では先行研究にしたがって、「倒産にいたるような経営状態の悪化している企業の経営者が、一般に認められた会計基準の枠内で行ったきわめて意図的な利益増加型の利益調整」（須田，2007，21）を会計操作と定義する。具体的には、浅野・首藤（2004）および榎本・首藤（2013）で提示された判別ベンチマークにしたがって、非裁量的利益はマイナスであるが異常会計発生高を考慮した結果、最終的に会計利益が黒字となる企業のみを会計操作を行った企業と特定する⁴⁾。したがって、本稿のサンプルは異常会計発生高を推計するために必要なデータが入手できる企業のみで構成される。

本稿のサンプルは、榎本・首藤（2013）と同じ手続きによって選択されている。すなわち、帝国データバンク社「COSMOS倒産ファイルデータベース」によって特定した2000年4月1日から2011年1月31日までの期間において倒産した企業163社から、日経メディアマーケティング社「日経NEEDS Financial Quest」から財務データが得られない金融業3社を除いた結果、160社の倒産企業が、日経小分類および総資産を基準として選択した同数のコントロール企業とともに本稿のサンプルとして抽出された。監査人のデータについては、日経メディアマーケティング社「監査人・監査意見データ」を用いているが、これらのデータベースから入手できなかったデータについては、プロネクサス社の「eol」を用いて有価証券報告書を閲覧して収集している。

4. 調査結果の提示および解釈

4.1 監査人の交代と会計操作

わが国の上場企業において監査人が交代することは稀であり、長きにわたって同じ監査人から監査を受け続けることが一般的であったが、1990年代後半頃から監査人が交代するケースが散見されるようになった（『日本経済新聞』1999年8月19日付）。2007年におけるみずす監査法人（中央青山監査法人から改称）の解散を経たのちに、四半期財務諸表レビューおよび内部統制報告書監査の導入によるクライアント企業側のコスト負担等を理由として、近年では監査人を変更する企業が増加しているという（『日本経済新聞』2009年9月2日付）。したがって、本稿の分析対象期間には、監査人の交代が相対的に多く生じていると考えられる。

われわれは、最初に、倒産企業における監査人の交代がどの時点で生じたのか確認しておくことにしたい。表1は、倒産が生じた期の直近の会計期間を0年として、倒産企業とコントロール企業における監査人の交代がどの時点で生じたのか時系列で示したものである。表1によると、-4年を除くすべての期間において倒産企業の監査人交代件数はコントロール企業を上回っている⁵⁾。特に、-1年および0年においては、倒産企業における監査人交代件数が急増している。すなわち、表1は倒産直前期において監査人の交代が生じる可能性が高いことを示しているのである。そこで次に、「倒産企業においてはコントロール企業にくらべて、監査人が交代する可能性が高い」という仮説1-1を検証するために、倒産企業とコントロール企業における監査人交代の有無について、独立性の検定（カイ2乗検定）を行った。その結果を表2に報告している。表2によれば、倒産企業と監査人の交代は独立であるという帰無仮説

は、統計的に有意な水準で棄却される。すなわち、倒産企業と監査人の交代は有意に関係しているのである。この発見事項は、倒産の危機に瀕した財務困窮企業の監査人が、倒産が近づくにつれて急速に高まった訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを織り込んで、自ら監査契約を解除しているとする説明と首尾一貫する⁶⁾。また、監査人は、訴訟エクスポージャーおよび評判喪失コストを監査報酬に反映すると想定できることから⁷⁾、クライアント企業が監査契約の再締結を望まず、監査人を解任したという解釈とも整合的である。

表1および表2の分析から、倒産企業では監査人が交代する可能性が高いことが明らかになった。次に、倒産企業のみ注目したうえで、監査人がクライアント企業の会計操作を見抜いているのかどうかについて明らかにしたい。倒産にいたるような財務困窮企業において、会計操作を見抜いた監査人サイドと会計操作を望むクライアント企業サイドのコンフリクトの帰結として監査人の交代が生じたとするならば、「倒産企業において監査人が交代している場合には、倒産企業において監査人が交代していない場合にくらべて会計操作が行われている可能性が高い」という仮説1-2が成り立つ。これを検証するために、会計操作企業⁸⁾であるか否かと監査人交代の有無について、倒産企業のみ注目して独立性の検定を行った結果を示したのが表3である。表3によれば、たしかに監査人交代企業は非会計操作企業よりも会計操作企業のほうが多いものの、監査人が交代していない企業でも同様の傾向があり、両者に有意な関係があるとはいえない。すなわち、倒産企業においては監査人の交代が生じやすいものの、会計操作企業であるか否かと監査人の交代には有意な関係がないことが判明したのである。

表1 監査人の交代件数

| | 交代なし | t=0 | t=-1 | t=-2 | t=-3 | t=-4 | t=-5 | 合計 |
|----------|------|-----|------|------|------|------|------|-----|
| 倒産企業 | 107 | 19 | 18 | 5 | 4 | 1 | 3 | 157 |
| コントロール企業 | 142 | 8 | 5 | 2 | 0 | 2 | 1 | 160 |
| 合計 | 249 | 27 | 23 | 7 | 4 | 3 | 4 | 317 |

(注1) 倒産イベントが生じた会計期間の直前期をt=0とし、そこから5会計期間過去に遡ったt=-5までの計6会計期間について、監査人の交代がどの時点で生じたか調査した結果を示している。

(注2) 倒産企業サンプル160社およびコントロール企業サンプル160社のうち、データが入手できなかった倒産企業3社を除いた計317社を分析対象としている。

(注3) 倒産企業において倒産イベントが発生した時点で、コントロール企業においても同時に倒産イベントが発生したとみなしている。

表2 倒産と監査人交代の関係

| | 交代なし | 交代あり | 合計 |
|----------|------|------|-----|
| 倒産企業 | 107 | 50 | 157 |
| コントロール企業 | 142 | 18 | 160 |
| 合計 | 249 | 68 | 317 |

$$\chi^2 = 19.95 \quad (p \text{ 値} = 0.000)$$

(注) 倒産企業サンプル160社およびコントロール企業サンプル160社のうち、データが入手できなかった倒産企業3社を除いた計317社を分析対象としている。

表3 倒産企業における会計操作と監査人の交代の関係

| | 非会計操作企業 | 会計操作企業 | 合計 |
|------|---------|--------|-----|
| 交代なし | 35 | 72 | 107 |
| 交代あり | 12 | 38 | 50 |
| 合計 | 47 | 110 | 157 |

$$\chi^2 = 1.23 \quad (p \text{ 値} = 0.267)$$

(注) 表2のうち、倒産企業サンプル157社（交代なし107社、交代あり50社）のみを抽出して分析している。

4.2 監査人の規模と会計操作

監査人の規模をいかに測定するのかについては、1) すべてのクライアント企業から受け取る監査人の報酬総額（Francis and Wilson, 1988など）、2) Big Nのメンバーファームか否か、といった2つの視点が用いられる。ほとんどの先行研究ではBig Nのメンバーファームを大手監査事務所としており、本稿においてもこの基準を用いて大手監査法人を特定化している。すなわち、分析対象期間の終了時点（2011年1月31日）で存続している、新日本監査法人、監査法人トーマツ、あずさ監査法人、あらた監査法人を大手監査法人

（これらの監査法人が統合等によって改編される前の監査法人、およびみずほ監査法人とその前身の中央青山監査法人も含む）とし、それ以外を中小監査法人として分析を行っている。

われわれは、「倒産企業においてはコントロール企業にくらべて、中小監査法人が監査人である可能性が低い」という仮説2-1を検証するために、倒産企業とコントロール企業における監査人の規模の違いを分析し、両者が独立であるか否かについての独立性の検定を実施した。その結果を示したのが表4である⁹⁾。倒産企業の件数で見れば、監査人が大手監査法人である企業数（82社）のほ

うが中小監査法人である企業数（67社）よりも多いものの、コントロール企業とくらべた場合にはその差は大きくない。独立性の検定結果は、両者には統計的に有意な関係があることを示している。すなわち、倒産企業はコントロール企業にくらべて、中小監査法人が監査人となる傾向にあることが判明したのである。この発見事項は、大規模監査人は準レントが大きい（DeAngelo, 1981）ことから、クライアント企業が倒産にいたるような極度の財務困窮状態に陥っている場合には、クライアント企業の選別がより厳しくなり、結果として監査契約を締結あるいは継続しないという解釈と整合的である。すなわち、大規模監査人は、高水準の準レントによる評判喪失コストおよび十分な資力を背景とした訴訟エクスポージャーがともに大きいことから、大手監査法人は極度の財務困窮状態にある企業をクライアントとしないことで評判喪失リスクおよび訴訟リスクの回避を図っていると考えられるのである。

次に、4.1節と同様に、倒産企業のみ注目したうえで、監査人がクライアント企業の会計操作を見抜いているのかどうかについて明らかにしたい。大規模監査人は会計操作を見抜く可能性が高く、これを見抜いた場合にはクライアント企業に修正を求め、修正要求が受け入れられなければ監査契約を締結あるいは継続しないと想定するならば、「倒産企業における監査人が中小監査法人である場合には、倒産企業における監査人が大手監査法人である場合にくらべて会計操作が行われている可能性が高い」という仮説2-2が成立する。表5は仮説2-2の検証結果を示したものである。表5の結果は、仮説1-2の検証結果を示した表3と同様に、会計操作企業であるか否かと監査人の規模との間には何ら関係がないことを示唆している。

続いて、倒産企業において監査人の交代があっ

た場合に、交代前後で担当監査人の規模に違いがあるか否かについて表6に報告した¹⁰⁾。仮に、大手監査法人がクライアント企業の危機的な状況を察知して監査契約の締結ないしは継続を控えたのであれば、その関係は倒産企業における監査人の交代状況に表れているかもしれない。大手監査法人が急激に上昇したクライアント企業の倒産リスクを理由に契約を締結あるいは継続しないのであれば、後任監査人は大手監査法人以外である可能性が高い。表6によれば、交代前の監査人では大手監査法人（33社）が中小監査法人（14社）の2倍以上の割合であるにもかかわらず、交代後の監査人では大手監査法人（14社）が中小監査法人（33社）の2分の1以下になり、その割合が反転している。交代前には大手監査法人の割合がきわめて高い一方で、交代後には中小監査法人の割合がきわめて高くなっていることを示しているのである¹¹⁾。加えて、倒産企業が監査人を変更した企業（47社）のうち約半数（23社）が大手監査法人から中小監査法人に監査人を変更していることも注目すべき事実であろう¹²⁾。

表4から表6の結果を要約すると、大手監査法人は急激に上昇したクライアント企業の倒産リスクを考慮して、倒産企業の監査から手を引く、すなわち監査契約を継続しないという意味決定を行った可能性が高いという証拠が得られている。また、倒産にいたるまでに大手監査法人から中小監査法人に監査人が交代した事例が数多く見受けられるという証拠も得ている。その一方で、われわれの予想に反して、大手監査法人が会計操作を見抜いていることを示唆する証拠は得られなかった。

表4 倒産と監査人の規模の関係

| | 中小監査法人 | 大手監査法人 | 合計 |
|----------|--------|--------|-----|
| 倒産企業 | 67 | 82 | 149 |
| コントロール企業 | 45 | 115 | 160 |
| 合計 | 112 | 197 | 309 |

$$\chi^2 = 9.47 \quad (p \text{ 値} = 0.002)$$

(注) 倒産企業サンプル160社およびコントロール企業サンプル160社のうち、必要なデータが入手できなかった倒産企業11社を除いた計309社を分析対象としている。

表5 会計操作と監査人の規模の関係

| | 中小監査法人 | 大手監査法人 | 合計 |
|---------|--------|--------|-----|
| 非会計操作企業 | 23 | 23 | 46 |
| 会計操作企業 | 44 | 59 | 103 |
| 合計 | 67 | 82 | 149 |

$$\chi^2 = 0.68 \quad (p \text{ 値} = 0.409)$$

(注) 表4のうち、倒産企業サンプル149社（中小監査法人67社、大手監査法人82社）のみを抽出して分析している。

表6 倒産企業における監査人の交代と監査人規模の関係

| 交代前 \ 交代後 | 中小監査法人 | 大手監査法人 | 合計 |
|-----------|--------|--------|----|
| 中小監査法人 | 10 | 4 | 14 |
| 大手監査法人 | 23 | 10 | 33 |
| 合計 | 33 | 14 | 47 |

(注) 表2のうち、倒産企業サンプルで監査人の交代があった50社から、必要なデータが入手できなかった3社を除いた47社のみを抽出して分析している。

5. 要約と今後の課題

本稿では、1) 倒産企業においては監査人の交代がより頻繁に観察されるのか、2) 監査人の交代と会計操作はいかなる関係を有しているのか、について明らかにするために、監査人の規模にも注目して調査・検証を行った。その結果、1) 倒産企業では監査法人の交代の可能性がより高く、かつ、倒産直前期になるにしたがって交代頻度が大きくなる、2) 倒産企業では中小監査法人が監査を担当している可能性がより高く、かつ、大手監査法人から中小監査法人に監査人が交代した事例が数多く見受けられる、ことを示す証拠を得ることができた。ただし、これらの証拠については

慎重に検討する必要がある。なぜならば、監査人の交代の理由はさまざまであり、たとえば、倒産間近になり金銭的にも余裕のないクライアント企業が大手監査法人にたいする多額の報酬を支払うことができないために監査人を変更したという事実を反映しているだけにすぎないかもしれないからである¹³⁾。倒産企業における監査人の交代事例について個々に検討することは、本稿で提示した証拠を頑健なものにするだけでなく、倒産企業におけるわが国特有の監査人の交代メカニズムを特定することにつながるかもしれない。

われわれの予測に反して、本稿では、倒産企業において、監査人の交代前の監査人あるいは大手監査法人が会計操作を見抜いていることを示唆す

る証拠を得ることができなかったのであるが、その原因としてはいくつか考えられる。第一に、わが国において、(会計操作と関連する) 監査人の訴訟エクスポージャーが相対的に小さい可能性である。監査人の訴訟リスクにかんする数多くの先行研究が存在する米国においてさえ訴訟発生率は全体の1%以下と小さく、監査人が敗訴する確率はさらに小さいことが報告されている(Palmrose, 1987; Palmrose, 1988; Carcello and Palmrose, 1994)。さらに、諸外国とくらべて、わが国では監査人が告訴されるケースが少ないことはよく知られている(Ball, Kothari and Robin, 2000; Wingate, 1997)。また、町田(2003)は、大手監査法人および中小監査法人が加入するそれぞれの損害賠償責任保険についてヒアリング調査を行い、訴訟リスクは過去の監査訴訟の実績を前提とするために保険料は訴訟リスクを反映していないと報告している。このように、訴訟エクスポージャーが小さければ、監査人の交代メカニズムがわれわれの想定とは異なる可能性がある。たとえば、監査人が会計操作を見抜いた場合においても、クライアント企業と協議したうえで、ある程度これを許容して¹⁴⁾ 監査契約を継続することが考えられるのである。

第二に、わが国における監査人の特徴が、(会計操作と関連する) 監査人の評判喪失コストを相対的に小さくしている可能性である。そもそも監査人の訴訟エクスポージャーが低水準であることは評判喪失コストを小さくする理由の1つであるが、わが国の大手監査法人の特徴が評判喪失コストに影響をおよぼしている可能性も捨てきれない。事実、Skinner and Srinivasan(2012)によれば、業務停止命令後も、中央青山監査法人のクライアント企業は、その半数以上が同法人(みすず監査法人に改称)に戻ったという。これは、担当監査法人における監査の失敗が明るみになって

も、わが国の上場企業は監査人を変更しないことを意味しており、評判喪失コストが高くないことを示唆している。Francis(2011)は、アカデミックサイドの観点からのみではなく、実務家サイドおよび基準設定者サイドの観点から監査の品質を広くとらえるべきであるとし、監査の品質に影響を与えるドライバーとして監査事務所の特徴をあげている。監査事務所の特徴のうち、中央集権型監査事務所と権限委譲型監査事務所の違いが監査の品質に影響をおよぼす可能性があるというFrancis(2011)の議論にしたがうならば、権限委譲型の監査法人は中央集権型の監査法人に比べて、顧客の獲得あるいは維持にたいして監査担当事務所の自由度が高いことから、監査担当事務所の認識する評判喪失コストは相対的に小さいと考えられる¹⁵⁾。仮にわが国の監査法人が権限委譲型組織であることが支配的であるならば、先の場合と同様に、監査人が会計操作を見抜いた場合においても監査契約を継続することを選択する可能性が高いと考えられるのである。

第三に、会計操作の判別ベンチマークが抱える固有の問題である。判別ベンチマークは、非裁量的利益はマイナスであるが異常会計発生高を考慮した結果、最終的に会計利益が黒字となる企業を会計操作企業として特定する基準であるが、異常会計発生高の水準については考慮されていない。たしかに、判別ベンチマークは財務的困窮に直面した倒産企業の会計操作をとらえるという意味においては合理的な基準ではあるが、高水準の利益増加的異常会計発生高であってもわずかな利益増加的異常会計発生高であっても、会計利益がプラスになれば一律に会計操作企業として扱われてしまうという問題¹⁶⁾を抱えているのである。この点は、異常会計発生高の推計方法が抱える問題とともに、今後われわれが対処していかなければならない課題である。

最後に、本稿で実施した分析において考慮しなかった2つの側面について指摘しておくことにしたい。第一に、本稿では単一変量分析によって得られた証拠のみしか提示していない点である。すなわち、企業の倒産、監査人の交代、監査人の規模および会計操作の間に存在するであろう因果関係を明らかにしていないのである。われわれは、本稿で提示した証拠が各変数間の因果関係を解明するための基礎をなすと考えている。これらの変数を検証変数ないしは従属変数とし、想定される関係に影響を与える他の要因をコントロールした多変量分析を実施するならば、倒産企業の会計操作と監査をめぐる各変数の因果関係を解明することが可能となろう。第二に、本稿の分析では監査意見（ゴーイング・コンサーンに関する開示を含む）および監査報酬についてはまったく考慮していない点である。ゴーイング・コンサーンの開示に関するデータが得られるのは2003年3月決算期以降、監査報酬データが得られるのは2004年3月決算期以降であり、本稿のサンプル期間（2000年4月1日から2011年1月31日）とは一致しないため、本稿の分析に監査意見と監査報酬を反映させていないのである。監査人の交代と監査人の規模、監査意見、監査報酬はそれぞれ密接に関係している可能性が高く、倒産企業の会計操作について分析を行うためにはすべて欠かせない要素である。ただし、監査意見と監査報酬を含めた詳細な分析を行う前提として、われわれが本稿において示唆したように、わが国に特有と思われる監査人の交代メカニズムを解明しておく必要があると思われる。

《注》

1) 監査の品質については一律に定義することはできないが、本稿では、DeAngelo (1981) で示された定義と整合する、「保証レベルすなわち財務諸表に重大な不作為や誤りが存在

しない確率」(Palmrose, 1988, 56) を監査の品質と定義して議論を展開している。わが国において監査の品質について議論した文献としては、松本 (2004)、松本 (2011) などがある。

- 2) たとえば、Carcello and Nagy (2004) および Johnson, Khurana, and Reynolds (2002) は、継続監査期間が9年以上の長期である場合には監査の品質に影響をおよぼさないことを示唆する証拠を提示する一方、Myers, Myers, and Omer (2003) は、継続監査期間が長くなればなるほど監査の品質が高まることを示す証拠を得ている。継続監査期間と監査の品質の関係にかんするレビューについては町田 (2011) を参照されたい。
- 3) 後者の理由での交代は、特にオピニオン・ショッピング (opinion shopping) と呼ばれている (Smith, 1986; 林, 2011)。
- 4) 判別ベンチマークが有効に機能するか否かについては、異常会計発生高の導出にかんする議論と利益調整にかんする議論が不可欠であるが、本稿ではこれを行っていない。なお、異常会計発生高の導出手法については須田 (2000) および首藤 (2010) を、利益調整と会計操作の関係については須田 (2007, 20-23) を参照されたい。
- 5) 監査人の交代については、次のように特定している。第一に、分析対象とした期間に監査人の変更が複数回生じている場合は、倒産期に最も近い会計期間において変更している場合を監査人の交代とした。第二に、監査法人の合併や解散等の理由で監査人を変更している場合、パートナーが1名でも継続していれば監査人の交代とはみなさない。第三に、共同監査の場合に一部の監査人が交代していても、継続しているパートナーが1名でもいれば交代とはみなさない。ただし、過去の監査人データが入手可能でない場合もあるため、分析対象となるすべての企業について4年までの監査人データを集約できていないことに注意されたい。なお、次の2つの場合について追加的な検証を行ったが、結果に大差はなかった。すなわち、1) みずす監査法人の解散によって監査人の交代を強いられたケースについて、それらの企業を分析対象から除外した場合、および2) 0期について担当監査法人の名称が判明しない企業について分析対象から除外した場合である。
- 6) 倒産企業を対象とした分析ではないが、Shu (2000) は監査人の辞任がクライアント企業の訴訟リスクの増加とプラスの関係を有していることを示す証拠を得ており、本稿の結果と整合する。
- 7) ただし、わが国において監査報酬の上方硬直性が存在するといわれている (町田, 2003)。わが国における監査報酬の上方硬直性が監査人の交代におよぼす影響については本稿では議論していないが、検証結果を解釈する際には留意する必要がある。
- 8) 会計操作企業とは、浅野・首藤 (2004) および榎本・首藤 (2013) で提示された判別ベンチマークを満たす企業のことである。
- 9) 表4が表2の総数と異なるのは、0期における監査人が判

明しない場合を除外していることが原因である。

- 10) 表6における監査人の交代件数の総数と表2の監査人の交代件数が一致しない理由は、0期における監査人が判明しないがそれ以前に監査人を変更している場合に、表2では交代の件数としてカウントしているが、0期において監査人の交代が生じていた可能性も考えて表6で除外したことが原因である。
- 11) 本稿は乙政・浅野(2007)に沿うかたちで分析を行っているが、サンプルサイズが小さいとはいえ、乙政・浅野(2007, 83, 図表3-7)で示された結果と本稿の結果が整合していない点は興味深い。
- 12) 結果は非表示であるが、コントロール企業について同様の分析を行ったところ、大手監査法人から交代する場合には、次の監査人も大手監査法人である場合が多いことが判明している。
- 13) 町田(2003, 104, 図表1)は、2002年8月1日から2003年7月31日までの1年間に生じた監査人の交代事例103件について吟味し、本稿で仮説を導出する際に想定した監査人とクライアント企業のコンフリクトが理由である交代事例が4件存在することを示している。
- 14) 粉飾決算とは異なり、会計操作が必ずしも違法というわけではないことには注意されたい。詳しくは、須田(2007, 20-23)を参照してほしい。
- 15) Francis(2011)は、権限委譲型監査事務所为例としてアーサーアンダーセン会計事務所をあげている。
- 16) この問題を解決する1つの方策として、会計操作の程度をランク変数とすることが考えられる。

【参考文献】

American Institute of Certified Public Accountants, 1978. Commission on auditors' responsibilities; Report, conclusions and recommendations, AICPA, New York. (鳥羽至英訳, 1990. 『財務諸表監査の基本的枠組み—見直しと勧告—』白桃書房).

浅野信博・首藤昭信, 2004. 「倒産企業の会計操作(二) — 裁量的発生高の分析 —」『会計』第165巻第5号, 123-138.

Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A., 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings, *Journal of Accounting and Economics* 29, 1-51.

Becker, C. L., DeFond, M. L., Jiambalvo, J., Subramanyam, K. R., 1998. The effect of audit quality on earnings management, *Contemporary Accounting Research* 15, 1-24.

Carcello, J. V., Nagy, A. L., 2004. Audit firm tenure and fraudulent financial reporting, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23, 57-71.

Carcello, J. V., Palmrose, Z.-V., 1994. Audit litigation and modified reporting on bankrupt clients, *Journal of Accounting Research* 32, 1-30.

DeAngelo L. E., 1981. Auditor size and audit quality, *Journal of Accounting and Economics* 3, 183-199.

DeFond, M. L., 1992. The association between changes in client firm agency costs and auditor switching, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 11, 16-31.

DeFond, M. L., Subramanyam, K. R., 1998. Auditor changes and discretionary accruals, *Journal of Accounting and Economics* 25, 35-67.

Dye, L. A., 1993. Auditing standards, legal liability, and auditor wealth, *Journal of Political Economy* 101, 887-914.

榎本正博・首藤昭信, 2013. 「倒産企業における会計操作の検出」『ディスクロージャー研究』第13号, 33-48.

Francis, J. R., 2011. A framework for understanding and researching audit quality, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 30, 125-152.

Francis, J. R., Maydew, E. L., Sparks, H. C., 1999. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 18, 17-34.

Francis, J. R., Wilson, E. R., 1988. Auditor changes: A joint test of theory relating to agency costs and auditor differentiation, *The Accounting Review* 63, 663-682.

Geiger, M. A., Raghunandan, K., 2002. Auditor tenure and audit reporting failures, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 21, 67-78.

林隆敏, 2011. 「オピニオン・ショッピング」伊豫田隆俊・松本祥尚・浅野信博・林隆敏・町田祥弘・高田知実著『実証的監査理論の構築』同文館出版, 229-244.

Johnson, V. E., Khurana, I. K., Reynolds, J. K., 2002. Audit firm tenure and the quality of financial reports, *Contemporary Accounting Research* 19, 637-660.

Lennox, C. 1999. Audit quality and auditor size: An evaluation of reputation and deep pockets hypotheses, *Journal of Business Finance and Accounting* 26, 779-805.

町田祥弘, 2003. 「我が国における監査契約の解除問題と監査リスクの評価」『会計』第164巻第5号, 123-138.

町田祥弘, 2011. 「監査契約と監査人のローテーション」伊豫田隆俊・松本祥尚・浅野信博・林隆敏・町田祥弘・高田知実著『実証的監査理論の構築』同文館出版, 169-184.

松本祥尚, 2004. 「ディスクロージャーと監査情報の品質」須田一幸編『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店, 251-269.

松本祥尚, 2011. 「監査人の評判に関する研究における独立変数と従属変数の関係について」伊豫田隆俊・松本祥尚・浅野信博・林隆敏・町田祥弘・高田知実著『実証的監査理論の構築』同文館出版, 321-326.

Myers, J., Myers, L. A., Omer, T. C., 2003. Exploring the term of the audit-client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation?, *The Accounting Review* 78, 779-799.

乙政正太・浅野信博, 2007. 「会計操作と監査」須田一幸, 山本達司, 乙政正太編『会計操作—その実態と識別法、株価への

- 影響—』ダイヤモンド社, 75-84.
- Palmrose, Z.-V., 1987. Litigation and independent auditors: The role of business failures and management, *Auditing :A Journal of Practice and Theory* 6, 90-103.
- Palmrose, Z.-V., 1988. An analysis of auditor litigation and audit service quality, *The Accounting Review* 63, 55-73.
- Schwartz, K. B., Menon, K., 1985. Auditor switches by failing firms, *The Accounting Review* 60, 248-261.
- Shu, S. Z., 2000. Auditor resignations: Clientele effects and legal liability, *Journal of Accounting and Economics* 29, 173-205.
- 首藤昭信, 2010. 『日本企業の利益調整—理論と実証—』中央経済社.
- Skinner, D. J., Srinivasan, S., 2012. Audit quality and auditor reputation: Evidence from Japan, *The Accounting Review* 87, 1737-1765.
- Smith, D. B., 1986. Auditor “subject to” opinions, disclaimers, and auditor changes, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 6, 95-108.
- 須田一幸, 2000. 『財務会計の機能—理論と実証—』白桃書房.
- 須田一幸, 2007. 「粉飾決算と会計操作の諸相」須田一幸, 山本達司, 乙政正太編『会計操作—その実態と識別法、株価への影響—』ダイヤモンド社, 2-58.
- Wingate, M. L., 1997, An examination of cultural influence on audit environments, *Research in Accounting Regulation*, Supplement 1, 129-148.

倒産企業の開示する業績予想と会計操作*

Properties of Management Forecasts by Bankrupt Firms and Accounting Manipulation

太田 浩 司(関西大学 教授)

Koji Ota, Kansai University

乙 政 正 太(関西大学 教授)

Shota Otomasa, Kansai University

要 約

わが国の倒産企業の公表する経営者予想のバイアスを調査する研究には、須田・太田（2004）や太田（2009）があるが、これらの研究では、2008年に発生した世界金融危機によって倒産した企業がサンプルに含まれておらず、また、連結ではなく個別の予想が分析対象として用いられている。そこで、本稿では、2000～2011年の期間に倒産した企業をサンプルとして、それらの企業の公表する連結の業績予想に関する予想バイアスについて検証を行っている。結果は、先行研究と類似しており、倒産企業の経営者による業績予想は、コントロール企業と比べて楽観的であり、またその楽観性は倒産年度に近づくにつれてより有意に強くなっていた。また、倒産企業の中でも、会計操作を行ったと推測される企業の業績予想には楽観的バイアスがほとんど見出されなかったが、そうでない企業の業績予想には非常に大きな楽観的バイアスが観察された。

Summary

This paper investigates the properties of consolidated sales and earnings forecasts issued by bankrupt firms for the period from 2000 to 2011. The major findings are: 1) the sales and earnings forecasts of bankrupt firms are significantly more optimistic than those of control firms; 2) the optimistic forecast bias found in the bankrupt firms gets more pronounced as their bankruptcy becomes inevitable; and 3) the optimistic forecast bias is detected only in the subsample of bankrupt firms that are presumed to have engaged in accounting manipulation. These findings are consistent with those reported in the previous studies. It appears that the tendency of the managers of failing firms to issue optimistic forecasts is time-invariant.

1. はじめに

経営者が企業の将来業績の見込みについて自ら発表する予想情報は、一般に経営者予想と呼ばれており、この経営者予想の公表が事実上制度化されているのが、わが国における財務開示の最大の特徴であるといえる。そして、日米における研究からは、経営者予想が証券市場において非常に有用な情報を提供しているという証拠が数多く提示されている一方で、経営者予想にはシステムティ

ックなバイアスが存在しているという結果も多数報告されている。その代表的なもののひとつが、財務的に困窮している企業の公表する経営者予想には、楽観的バイアスが存在するというものである。

例えば、須田・太田（2004）や太田（2009）では、企業の財政状態の悪化が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、それらの企業が公表する経営者予想のバイアスを調査している。そして、倒産企業の経営者による業

*本研究は、JSPS科研費23530391、24330139、および平成23年度石井記念証券研究振興財団による助成を受けたものの成果の一部である。

績予想は楽観的であり、またその楽観的バイアスは倒産年度に近づくにつれてより強くなるという結果を報告している。

しかしながら、須田・太田(2004)と太田(2009)のサンプルは、それぞれ、1980～2002年の期間に倒産した101社と、1991～2004年の期間に倒産した123社であり、2008年に発生したリーマン・ショックとその後の世界金融危機の影響で倒産した多数の企業を含んでいない¹⁾。また、両研究とも、倒産企業の経営者予想として、個別の業績予想を用いているが、わが国のディスクロージャー制度は、1997年6月に企業会計審議会が公表した「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」による提言を受けて、2000年3月期より、従来の個別中心から連結中心主義に移行している。

そこで本稿では、サンプルを、2000～2011年の期間に倒産した企業とすることによって、2008年に発生した世界金融危機によって倒産した企業をサンプルに含めて、それらの企業の公表する連結の経営者予想のバイアスについて調査している。また本稿では、須田・太田(2004)に依拠して、倒産企業が期首の本決算時に公表した経営者予想を用いて、その予想誤差を同規模同業種のコントロール企業の経営者予想誤差と比較している。

結果は、須田・太田(2004)と類似しており、倒産企業の経営者による業績予想は、コントロール企業と比べて楽観的であり、またその楽観性は倒産年度に近づくにつれてより有意に強くなっていった。さらに、倒産企業を、会計操作を行ったと推測される企業(会計操作企業)と、それ以外の企業(非会計操作企業)に分類し、それぞれの業績予想の特性を検証したところ、倒産企業の中でも、会計操作企業の業績予想には予想誤差がほとんど見出されなかったが、非会計操作企業の業績予想には楽観的な方向で非常に大きな予想誤差が

観察された。これは、倒産企業の中には、市場の期待を達成するためにアグレッシブに利益調整を行っている企業があるということを示唆している。その背景には、企業が市場の期待を達成できなかった場合に、市場から株価の急落という過剰なペナルティーを受け、それが、株主、債権者そして取引先といった企業の利害関係者に悪影響を与えるということが考えられる。

なお、本稿の構成は以下のものである。次節では、わが国の経営者予想制度の概要および先行研究のサーベイを行う。第3節では、リサーチデザインとサンプルについて記述する。第4節では、倒産企業の業績予想の特性について調査し、第5節では、倒産企業の会計操作について分析する。最後に、第6節では本稿を総括する。

2. 背景

2.1 わが国の経営者予想制度のあらまし

わが国における財務開示の最大の特徴は、各事業年度の決算内容に係わる適時開示すなわち決算発表において、経営者が当期の実績数値とともに次期の業績予想値を公表するという経営者予想開示制度が古くから確立されているという点にある。このわが国独自の財務開示制度は、東京証券取引所が昭和49年6月に、一般投資者が投資判断を行うに当たって影響を受けることが予想される重要な会社情報について、遅延なく、正確かつ公平に開示するようにとの旨の要望文を、上場会社に送付したことから始まる(「会社情報の適時開示に関する要請」東証上管第525号 昭和49年6月7日)(久保1992、久保2000、土本・飯沼2007)²⁾。

この経営者予想を含む決算発表は、金融商品取引法や会社法による制度開示とは異なり、厳密には、証券取引所の規則に基づく自発の開示である

が、ほとんど全ての企業がその要請に応じている³⁾。その結果、企業は、本決算発表における「決算短信」において、次期の売上高、営業利益、経常利益、当期純利益、一株当たり当期純利益、配当総額、一株当たり配当の予想値を、当期の実績値とともに公表している⁴⁾。また、2008年4月より開始する事業年度からは、金融商品取引法に基づく四半期報告制度の導入を踏まえて「四半期決算短信」が公表されており、各四半期決算発表においても、期末時の売上高、経常利益、営業利益、当期純利益、一株当たり当期純利益、一株当たり配当の予想値を、各四半期の累計実績値とともに公表している。つまり企業は、通年の業績予想値を、四半期毎に年に四回定期的に公表しているのである⁵⁾。

図1は、本決算発表における「決算短信」の一例を示している。最下部の表が次期の業績予想数値を表しており、経営者予想と呼ばれるものである。なお、決算短信および四半期決算短信で必ず開示しなければならない予想は、連結の通期業績予想だけであり、それ以外の、個別業績予想や第2四半期累計期間（中間期）の業績予想の開示は省略可能である。

これらの定期公表に加えて、さらに企業は、公表済み予想値に重要な差異が生じた場合には、それを適時に開示しなければならない。この不定期の開示を業績予想の修正開示といい、それを行うかどうかの基準は以下のようなものである。

- (i) 売上高については、新規予想値が直近予想値と比べて10%以上変動している、
- (ii) 経常利益と当期純利益については、新規予想値が直近予想値と比べて30%以上変動している、
- (iii) 配当については、予想値に変更があった全ての場合。

なお直近予想値が存在しない場合には前年度の実

績値が代わりに用いられ、直近予想値がゼロの場合には新規予想値は全て開示しなければならない。

この業績予想の修正に関する証券取引所の規則は、もともと平成元年4月に施行されたインサイダー取引規制に対応して定められたもので、制度開示の側面を有している⁶⁾。しかしながらその内容は、金融商品取引法等におけるインサイダー取引規制よりも、開示要件が若干厳しくなっている⁷⁾。

さらに、東京証券取引所が1999年9月1日に制定した「上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則」には、業績予想を含むタイムリー・ディスクロージャーを適正に行わなかった企業に対して、罰則的効果を伴う規定が盛り込まれている⁸⁾。これらのことから総合的に判断すると、わが国における経営者予想の開示は、現在では事実上の制度開示であるといえる⁹⁾。

2.2 先行研究のサーベイ

諸外国における先行研究では、財政状態が悪化している企業の経営者が公表する予想利益は過度に楽観的であるとする証拠が数多く提示されている。最初に、英国企業については、Frost (1997) が、1982～1990年の期間に「修正監査報告書」(Modified Audit Report) を受けた英国企業81社をサンプルにして調査を行い、それらのサンプル企業の財政状態が、同規模同業種のコントロール企業の財政状態よりも有意に悪化していることを発見している。さらにFrost (1997) は、サンプル企業の中から特に財務的に困窮している58社を選び、それらの企業が公表する将来業績予想の信頼性について調査を行い、財務的困窮企業の業績予想が過度に楽観的であり、市場はそのような予測情報を割り引いて受け止めていると報告している。

図1 決算短信の様式



平成24年3月期 決算短信〔日本基準〕(連結)

平成24年4月25日
上場取引所 東

上場会社名 KDDI株式会社
 コード番号 9433 URL <http://www.kddi.com>
 代表者 (役職名) 代表取締役社長 (氏名) 田中 孝司
 問合せ先責任者 (役職名) コーポレート統括本部 (氏名) 高木 憲一郎
 経営管理本部長 TEL 03-6678-0712
 定時株主総会開催予定日 平成24年6月20日 配当支払開始予定日 平成24年6月21日
 有価証券報告書提出予定日 平成24年6月21日
 決算補足説明資料作成の有無 : 有
 決算説明会開催の有無 : 有 (機関投資家・アナリスト向け)

(百万円未満切捨て)

1. 平成24年3月期の連結業績(平成23年4月1日～平成24年3月31日)

(1) 連結経営成績

(%表示は対前期増減率)

| | 営業収益 | | 営業利益 | | 経常利益 | | 当期純利益 | |
|--------|-----------|------|---------|-----|---------|-----|---------|------|
| | 百万円 | % | 百万円 | % | 百万円 | % | 百万円 | % |
| 24年3月期 | 3,572,098 | 4.0 | 477,647 | 1.2 | 451,178 | 2.4 | 238,604 | △6.5 |
| 23年3月期 | 3,434,545 | △0.2 | 471,911 | 6.3 | 440,676 | 4.2 | 255,122 | 19.9 |

(注) 包括利益 24年3月期 249,510百万円 (△0.5%) 23年3月期 250,829百万円 (6.1%)

| | 1株当たり当期純利益 | 潜在株式調整後1株当たり 当期純利益 | 自己資本当期純利益 率 | 総資産経常利益率 | 営業収益営業利益率 |
|--------|------------|-----------------------|----------------|----------|-----------|
| | 円銭 | 円銭 | % | % | % |
| 24年3月期 | 58,115.98 | 56,668.91 | 11.5 | 11.6 | 13.4 |
| 23年3月期 | 58,149.78 | — | 12.4 | 11.6 | 13.7 |

(参考) 持分法投資損益 24年3月期 △18,297百万円 23年3月期 △19,948百万円

(2) 連結財政状態

| | 総資産 | 純資産 | 自己資本比率 | 1株当たり純資産 |
|--------|-----------|-----------|--------|------------|
| | 百万円 | 百万円 | % | 円銭 |
| 24年3月期 | 4,004,009 | 2,128,624 | 51.5 | 539,206.73 |
| 23年3月期 | 3,778,918 | 2,171,839 | 55.7 | 495,386.23 |

(参考) 自己資本 24年3月期 2,060,746百万円 23年3月期 2,103,331百万円

(3) 連結キャッシュ・フローの状況

| | 営業活動によるキャッシュ・フロー | 投資活動によるキャッシュ・フロー | 財務活動によるキャッシュ・フロー | 現金及び現金同等物期末残高 |
|--------|------------------|------------------|------------------|---------------|
| | 百万円 | 百万円 | 百万円 | 百万円 |
| 24年3月期 | 725,886 | △484,507 | △225,931 | 174,191 |
| 23年3月期 | 717,353 | △440,545 | △279,998 | 159,869 |

2. 配当の状況

| | 年間配当金 | | | | | 配当金総額 (合計) | 配当性向 (連結) | 純資産配当 率(連結) |
|------------|--------|----------|--------|----------|-----------|---------------|--------------|----------------|
| | 第1四半期末 | 第2四半期末 | 第3四半期末 | 期末 | 合計 | | | |
| | 円銭 | 円銭 | 円銭 | 円銭 | 円銭 | 百万円 | % | % |
| 23年3月期 | — | 6,500.00 | — | 7,500.00 | 14,000.00 | 60,795 | 24.1 | 3.0 |
| 24年3月期 | — | 7,500.00 | — | 8,500.00 | 16,000.00 | 64,329 | 27.5 | 3.1 |
| 25年3月期(予想) | — | 8,500.00 | — | 8,500.00 | 17,000.00 | — | 26.0 | — |

(注) 25年3月期(予想)の1株当たり配当については、株式分割を考慮しない額を記載しております。
 詳細は、「業績予想の適切な利用に関する説明、その他特記事項」をご覧ください。

3. 平成25年3月期の連結業績予想(平成24年4月1日～平成25年3月31日)

(%表示は、通期は対前期、四半期は対前年同四半期増減率)

| | 営業収益 | | 営業利益 | | 経常利益 | | 当期純利益 | | 1株当たり当期 純利益 |
|-----------|-----------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|----------------|
| | 百万円 | % | 百万円 | % | 百万円 | % | 百万円 | % | 円銭 |
| 第2四半期(累計) | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 通期 | 3,580,000 | 0.2 | 500,000 | 4.7 | 490,000 | 8.6 | 250,000 | 4.8 | 65,414.00 |

(注1) 平成25年3月期の第2四半期(累計)連結業績予想は行っておりません。
 (注2) 平成25年3月期の連結業績予想における1株当たり当期純利益については、株式分割を考慮しない額を記載しております。
 詳細は、「業績予想の適切な利用に関する説明、その他特記事項」をご覧ください。

出典) 東京証券取引所 適時開示情報閲覧サービス (<http://www.tse.or.jp/listing/disclosure/>)

次に、米国企業については、Koch (2002) が、1993～1997年の期間に公表された517個の経営者予想利益をサンプルとして、その楽観度と企業の財政状態の関係を調査している。KochはOhlson (1980) の倒産確率モデルで推定した*O-SCORE*を企業の財務的困窮度を示す代理変数として用い、企業の財務的困窮度が高くなるにつれて経営者予想の楽観度も増加するということを発見している。さらに、経営者予想公表前後のアナリスト予想を検証することによって、アナリストは財務的に困窮している企業の予想利益を信頼性の低い情報であるとみなしているという証拠を示している。

これら2つの先行研究が単変量分析であるのに対して、Irani (2000) は多変量分析を実施している。Irani (2000) は1990～1995年の期間に公表された242個の経営者予想をサンプルとして、利益予想に影響を及ぼすと思われる、異常利益成長率、産業の競合性、開示に関する法的責任、外部資金調達といった他の要因をコントロールした後でも、予想利益の楽観度とOhlson (1980) の倒産確率モデルで推定した財務困窮度との間には正の相関があるという証拠を提示している。さらにRogers and Stocken (2005) では、Irani (2000) と類似したリサーチ・デザインを用いて、1996～2000年の期間に公表された925個の経営者予想をサンプルとして調査を行い、財政状態が悪化している企業の中でも、市場がその予想の真偽を見抜くことが困難である企業が、楽観的な予想を公表しているという結果を報告している。

その他にも、Betker, Ferris and Lawless (1999) は、1982～1993年の期間に米連邦破産法第11章の適用を申請した米国企業69社を調査し、「破産情報開示書」(Bankruptcy Disclosure Statement)における将来の業績予想には、企業の再建を有利に進めるために楽観的なバイアスがあるという証

拠を発見している。

一方、日本における研究でも、財政状態が悪化している企業が公表する予想利益は過度に楽観的であるとする証拠が複数提示されている。最初に、企業の財務的困窮が最も顕著に発露している倒産企業の公表する経営者予想を調査対象とする研究としては、須田・太田 (2004) および太田 (2009) がある。須田・太田 (2004) は、1980～2002年の期間に倒産した101社をサンプルとして、それら倒産企業が期首(本決算時)に公表した経営者予想を用いて、その予想誤差を同規模同業種のコントロール企業の経営者予想誤差と比較している。そして、倒産企業の経営者による業績予想は、コントロール企業と比べて楽観的であり、またその楽観性は倒産年度に近づくにつれてより有意に強くなるという結果を示している。

また、太田 (2009) では、1991～2004年の期間に倒産した123社をサンプルとして、それら倒産企業が期中に公表した全ての経営者予想を用いて、その予想誤差を期中の時系列で比較している。そして、倒産企業の経営者予想は期首において最も楽観的であり、その楽観的バイアスは、期末にかけて修正予想を頻繁に公表することによって縮小されるものの、期末直前の予想でも依然として有意に楽観的であるという結果を報告している。また、アナリストは、倒産企業の経営者が公表する予想の楽観的バイアスがある程度は認知しているものの、完全には把握できていないという証拠を提示している。

次に、日本企業については、経営者予想がほとんど全ての上場企業について古くから利用可能であるので、大サンプルによる研究が可能である。Ota (2006) では1979～1999年の期間に公表された28,000個以上の経営者予想利益をサンプルとして用いて、日本の経営者予想の特性を、マクロ経済的影響、規制産業、企業規模、上場市場、外部

資金調達、財務的困窮、過去の予想誤差の持続性、成長性、赤字企業、配当予想という10の要因について多変量で調査している。Ota (2006) は、Koch (2002) やIrani (2000; 2001) と同様に、Ohlson (1980) の倒産確率モデルを用いて財務的困窮度を推定し、経営者予想の楽観度と企業の財務的困窮度との間には、他の要因をコントロールした後も、有意に正の相関があるという証拠を示している。

その他にも、西・金田 (2009) では、2002年に公表された連結の経営者予想利益586個をサンプルとして検証を行っている。西・金田 (2009) は、白田 (2003) の倒産予知モデルで得られた指標を企業の財務的困窮度を示す代理変数として用い、企業の財政状態が困窮するほど、経営者予想は楽観的になることを発見している。さらに、アナリストが財務的困窮企業の経営者予想の楽観性を、信頼のおける情報であると誤って認識してしまっている可能性があることを指摘している。

以上、国内外における多数の先行研究の結果は、財務的困窮企業や、その最も極端な事例である倒産企業が公表する将来の業績予想には、楽観的なバイアスが存在しているということを強く示唆しているといえる¹⁰⁾。

3. リサーチデザインとサンプル選択

3.1 リサーチの概要

本稿では、財政状態の悪化が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、これら企業の経営者が公表する業績予想の特性の分析を行っている¹¹⁾。現在、わが国において、決算短信で公表される経営者予想の予想項目は、次期の売上高、営業利益、経常利益、当期純利益、一株当たり当期純利益、配当総額、一株当たり配当の7項目であるが、当期純利益と一株当たり当期

純利益、配当総額と一株当たり配当は同じなので、実質的には5項目である。しかしながら、注4で述べたように、営業利益予想が開示されるようになったのは、2007年3月期決算の決算短信からであるので、本稿の検証期間からは十分な数の予想値が確保できない。また、倒産企業の配当予想は、その大多数が無配予想であるので、予想誤差の適正な測定が困難である。

そこで、本稿では、倒産企業の売上高、経常利益、純利益の3項目に関する予想値を、倒産直前期 ($t=0$) から6期前 ($t=-5$) までの6期間にわたって収集し、予想値と実現値の差を調べることにより予想誤差を測定している。なお、経営者予想には、個別予想と連結予想の2種類があるが、本稿では、原則的に連結予想を使用し、連結決算を行っていない等の理由で連結予想が入手不可能な場合にのみ、個別予想を用いている。

本稿では、第一に、倒産企業の経営者予想は楽観的であるか否かの一標本による検定を行っている。その理論的背景は、もし倒産企業の経営者予想に楽観的バイアスが存在しないならば、その予想誤差の平均値 (μ_s) は、ゼロとは大きく異なるというものである。従って、この場合の帰無仮説と対立仮説は、

$$\text{帰無仮説 } H_{N_i} : \mu_s = 0$$

$$\text{対立仮説 } H_{A_i} : \mu_s < 0$$

である。

帰無仮説 H_{N_i} が棄却され対立仮説 H_{A_i} が採択されたならば、それはすなわち、倒産企業の経営者予想は楽観的であるということを意味している。しかしながら、倒産企業に限らず全ての企業の経営者予想が一般的に楽観的であるかもしれないので、このことだけからでは、倒産企業の経営者予想だけが過度に楽観的であるとは言い切れない。

そこで第二に、倒産企業 (サンプル企業) の公表する経営者予想が、同規模同業種の非倒産企業

（コントロール企業）の公表する経営者予想と比較して楽観的であるか否かという、対応のある二標本間の検定を行っている。その理論的背景は、もし倒産企業の経営者予想にバイアスが存在しないならば、その予想誤差の平均値（ μ_s ）は、倒産企業と類似した経済環境にある非倒産企業の公表する経営者予想の予想誤差の平均値（ μ_c ）と大きく異なるというものである。従って、この場合の帰無仮説と対立仮説は、

$$\text{帰無仮説 } H_{Nii} : \mu_s = \mu_c$$

$$\text{対立仮説 } H_{Aii} : \mu_s < \mu_c$$

である。

帰無仮説 H_{Nii} が棄却され対立仮説 H_{Aii} が採択されたならば、それはすなわち、倒産企業の経営者予想は、類似した経済環境にある非倒産企業の経営者予想と比べてもなお過度に楽観的であるということの意味している。

第三に、倒産企業を会計操作企業と非会計操作企業に分割し、同じ倒産企業の中でも、会計操作を行った企業と行わなかった企業との間で公表する経営者予想の特性に差があるか否かを、二番目の検証方法と同様に、コントロール企業を用いた対応のある二標本間の検定によって検証を行っている。

3.2 経営者予想誤差の測定

最初に、倒産企業の経営者による業績予想を分

析する際には、倒産の時点特定し、いつの業績に関するどの時点の予想なのかを明らかにしなければならない。本稿では、民事再生法等の適用申請日を倒産の時点（ $t = +1$ 期）として捉え、その直前の決算短信で公表された（ $t = 0$ 期の）実績値と、その前年の決算短信で公表された（ $t = 0$ 期に関する）予想値を比較している。なお、図2は、その関係を図示したものである。

次に、本稿では、売上高（SAL）、経常利益（ECO）、純利益（EAR）の3項目に関する経営者予想について、それぞれの予想誤差を倒産企業とコントロール企業で比較している。その際に用いる予想誤差（ $_FE$ ）の定義は、次のとおりである。

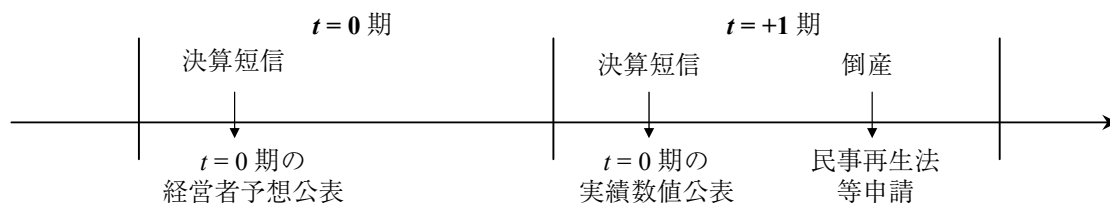
$$\text{SAL_FE} = (\text{実際の売上高} - \text{経営者予想売上高}) / \text{期首の総資産額},$$

$$\text{ECO_FE} = (\text{実際の経常利益} - \text{経営者予想経常利益}) / \text{期首の総資産額},$$

$$\text{EAR_FE} = (\text{実際の純利益} - \text{経営者予想純利益}) / \text{期首の総資産額},$$

売上高予想誤差（SAL_FE）、経常利益予想誤差（ECO_FE）、純利益予想誤差（EAR_FE）は、何れも、実績値から予想値を差し引いて求められているので、予想誤差が負であるということは、経営者予想が楽観的であったということの意味し

図2 事象の発生時系列



注) $t = 0$ 期の経営者予想が楽観的であったということは、 $t = 0$ 期首になされた $t = 0$ 期に関する予想が楽観的であったということである。

ている。

3.4 サンプルの選択

本稿の分析で用いている、倒産企業およびそのコントロール企業の選択基準は、以下の通りである

倒産企業選択基準

- (i) 上場企業で、倒産イベント日（民事再生法等申請日）の発生が2000年4月～2011年3月の期間にある（163社）、
- (ii) 一般事業会社である（銀行、証券、保険業を除く）（160社）。

コントロール企業選択基準

- (i) 倒産企業と日経小分類（131業種）で同じ業種に属している、
- (ii) 倒産イベント日（民事再生法等申請日）の直前の決算を倒産企業の最終決算日として、その最終決算日から前後6ヶ月以内に決算日がある、
- (iii) 倒産企業と連結総資産の差額の絶対値が最も小さい、
- (iv) コントロール企業が倒産企業であってはならない、
- (v) 同一企業が複数の倒産企業のコントロール企業であってはならない、
- (vi) 決算日の2期前から変則決算を行っていない。

これらの選択基準によって、倒産企業160社と、そのコントロール企業160社が選択されている。さらに、本稿では、これらの企業の公表する業績予想データについて、 $t=0$ を倒産直前期として、 $t=-5$ までの6期分を収集しているが、(i) 経営者予想が非開示である、(ii) 上場してからの期間が短い、(iii) 途中で決算月の変更があった等の理由によって、全ての倒産企業およびコントロール企業について、6期分の経営者予想データを

入手できていない。

その結果、最終的に、倒産企業およびコントロール企業それぞれ156社、延べ752社年のペアの業績予想を用いて分析を行っている。なお、実績値に関しては全て『NEEDS-FinancialQUEST』から、予想値については『NEEDS-FinancialQUEST』および『日本経済新聞』から収集している。

4. 倒産企業による業績予想の特性

4.1 データをプールした調査

本稿では、第一に、全てのデータをプールして、倒産企業とコントロール企業の業績予想を比較している。倒産企業とコントロール企業の売上高予想誤差、経常利益予想誤差および純利益予想誤差の記述統計量が表1に示されている。

表1を見ると、倒産企業とコントロール企業の、予想誤差の平均値および中央値が、全て負の値であることが分かる。これは、実現数値が経営者予想を下回っている、すなわち経営者予想が楽観的であったということの意味している。そこで、これら6つの予想誤差の平均値と中央値がゼロと有意に異なるか否かを判断するために、平均値に関してはパラメトリック検定である母平均の t 検定、中央値に関してはノンパラメトリック検定であるウィルコクソンの順位和検定を行っている。その結果が、それぞれ表2、表3に示されている。

表2および表3の右端の p 値の列を見ると、予想誤差の平均値、中央値ともに全て1%水準以下で有意に負の値をとっており、これらの経営者予想が楽観的であったことが、統計的にも支持される。この結果は、経営者の業績予想が倒産企業と非倒産企業（コントロール企業）にかかわらず、概して楽観的であるということを示唆している。しかしながら、本研究では、コントロール企業を、倒産企業と同業種、同規模という基準で選択して

表1 経営者予想誤差の記述統計量

| | 変数 | N | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 25% | 中央値 | 75% | 最大値 |
|----------|--------|-----|---------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|
| 倒産企業 | SAL_FE | 752 | -0.0829 | 0.2667 | -2.9946 | -0.1296 | -0.0474 | 0.0018 | 1.5626 |
| | ECO_FE | 752 | -0.0302 | 0.0641 | -0.4608 | -0.0369 | -0.0111 | -0.0003 | 0.1211 |
| | EAR_FE | 752 | -0.0550 | 0.1085 | -0.9865 | -0.0650 | -0.0148 | -0.0012 | 0.1220 |
| コントロール企業 | SAL_FE | 752 | -0.0336 | 0.1514 | -0.8854 | -0.0757 | -0.0216 | 0.0149 | 1.8888 |
| | ECO_FE | 752 | -0.0088 | 0.0471 | -0.4261 | -0.0170 | -0.0026 | 0.0044 | 0.5233 |
| | EAR_FE | 752 | -0.0188 | 0.0735 | -0.7597 | -0.0177 | -0.0037 | 0.0018 | 0.2885 |

注) SAL_FE、ECO_FE、EAR_FEは、それぞれ売上高予想誤差、経常利益予想誤差、純利益予想差を表している。なお予想誤差は、以下の式で算出している。

SAL_FE = (実際の売上高 - 経営者予想売上高) / 期首の総資産額

ECO_FE = (実際の経常利益 - 経営者予想経常利益) / 期首の総資産額

EAR_FE = (実際の純利益 - 経営者予想純利益) / 期首の総資産額

表2 経営者予想誤差の楽観性（平均値）：母平均のt検定

| | 変数 | N | 平均値 | t値 | p値 |
|----------|--------|-----|---------|----------|--------|
| 倒産企業 | SAL_FE | 752 | -0.0829 | -8.5196 | 0.0000 |
| | ECO_FE | 752 | -0.0302 | -12.9192 | 0.0000 |
| | EAR_FE | 752 | -0.0550 | -13.8873 | 0.0000 |
| コントロール企業 | SAL_FE | 752 | -0.0336 | -6.0778 | 0.0000 |
| | ECO_FE | 752 | -0.0088 | -5.1342 | 0.0000 |
| | EAR_FE | 752 | -0.0188 | -7.0363 | 0.0000 |

注) 変数の定義は表1を参照。平均値のコラムは、予想誤差の平均値を載せている。

表3 経営者予想誤差の楽観性（中央値）：ウィルコクソンの順位和検定

| | 変数 | 中央値 | N | z値 | p値 |
|----------|--------|-----|-----|---------|--------|
| 倒産企業 | SAL_FE | 正 | 201 | -14.13 | 0.0000 |
| | | 負 | 551 | | |
| | ECO_FE | 正 | 180 | -16.172 | 0.0000 |
| | | 負 | 572 | | |
| | EAR_FE | 正 | 153 | -18.331 | 0.0000 |
| | | 負 | 599 | | |
| コントロール企業 | SAL_FE | 正 | 274 | -10.146 | 0.0000 |
| | | 負 | 478 | | |
| | ECO_FE | 正 | 316 | -7.059 | 0.0000 |
| | | 負 | 436 | | |
| | EAR_FE | 正 | 260 | -10.843 | 0.0000 |
| | | 負 | 492 | | |

注) 変数の定義は表1を参照。中央値とNのコラムは、予想誤差の正負の個数を載せている。

いるので、コントロール企業も倒産企業と同様の経済環境にあり、財務的に困窮しているために、結果として予想が楽観的となっている可能性がある。

そこで、倒産企業の経営者予想が、同様の経済環境にあるコントロール企業の経営者予想と比べ

ても過度に楽観的であるか否かを、平均値の差に関しては、パラメトリック検定である対応のあるt検定、中央値の差に関しては、ノンパラメトリック検定であるウィルコクソンの符号付順位和検定を用いて検証を行っている。その結果がそれぞれ表4、表5に示されている。

表4 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較（平均値差）：対応のあるt検定

| 変数 | 平均値差 | t値 | p値 |
|--------|---------|---------|--------|
| SAL_FE | -0.0493 | -4.5603 | 0.0000 |
| ECO_FE | -0.0214 | -7.8805 | 0.0000 |
| EAR_FE | -0.0361 | -8.2016 | 0.0000 |

注) 変数の定義は表1を参照。平均値差の列は、倒産企業の予想誤差からコントロール企業の予想誤差を差引いたものの平均値を載せている。

表5 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較（中央値差）：ウィルコクソンの符号付順位和検定

| 変数 | 中央値差 | N | z値 | p値 |
|--------|------|-----|---------|--------|
| SAL_FE | 正 | 287 | -6.508 | 0.0000 |
| | 負 | 465 | | |
| ECO_FE | 正 | 269 | -9.335 | 0.0000 |
| | 負 | 483 | | |
| EAR_FE | 正 | 253 | -10.694 | 0.0000 |
| | 負 | 499 | | |

注) 変数の定義は表1を参照。中央値差とNの列は、倒産企業の予想誤差からコントロール企業の予想誤差を差引いたものの正負の個数を載せている。

表4および表5の右端p値の列を見ると、平均値、中央値ともに、全ての変数について1%水準以下で有意に負の値をとっており、倒産企業の経営者予想が、同様の経済環境にあるコントロール企業の経営者予想と比較しても、更に有意に楽観的であることがわかる。

以上の経営者予想誤差の分析結果から、倒産企業、コントロール企業ともにその経営者予想は楽観的であるが、倒産企業の経営者予想は、コントロール企業の経営者予想よりも更に過度に楽観的であるといえる。

4.2 予想誤差の時系列変化

第二に、倒産企業の業績予想がコントロール企業と比べていつ楽観的になるのかという時点特定するために、倒産企業とコントロール企業の予想誤差を時系列で比較している。

最初に、売上高予想誤差、経常利益予想誤差および純利益予想誤差の平均値および中央値の時系列変化を調べている。調査対象は、倒産直前の $t = 0$ 期から $t = -5$ 期までの6期間であり、図3

にその結果をグラフで表示している。

図3のグラフからは、売上高、経常利益、純利益の全ての予想項目について、倒産企業とコントロール企業の予想誤差の乖離が、倒産直前期($t = 0$)に近づくにつれて拡大していることが観察される。コントロール企業の予想誤差が倒産期に近づいても比較的平坦であるのに対し、倒産企業の予想誤差は倒産期に近づくにつれて大きく右下に傾いている。このことは、倒産企業の経営者予想の楽観度が、倒産期に近づくにつれて急速に高まっているということを意味している。そしてこの傾向は、平均値と中央値のいずれについても観察されている。

次に、倒産企業とコントロール企業における予想誤差の乖離を、統計的に検証するために、各期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差の平均値差および中央値差を、それぞれ、パラメトリック検定である対応のあるt検定と、ノンパラメトリック検定のウィルコクソンの符号付順位和検定を用いて検証を行っている。その結果が表6に示されている。

図3 倒産企業とコントロール企業の予想誤差: 時系列による比較

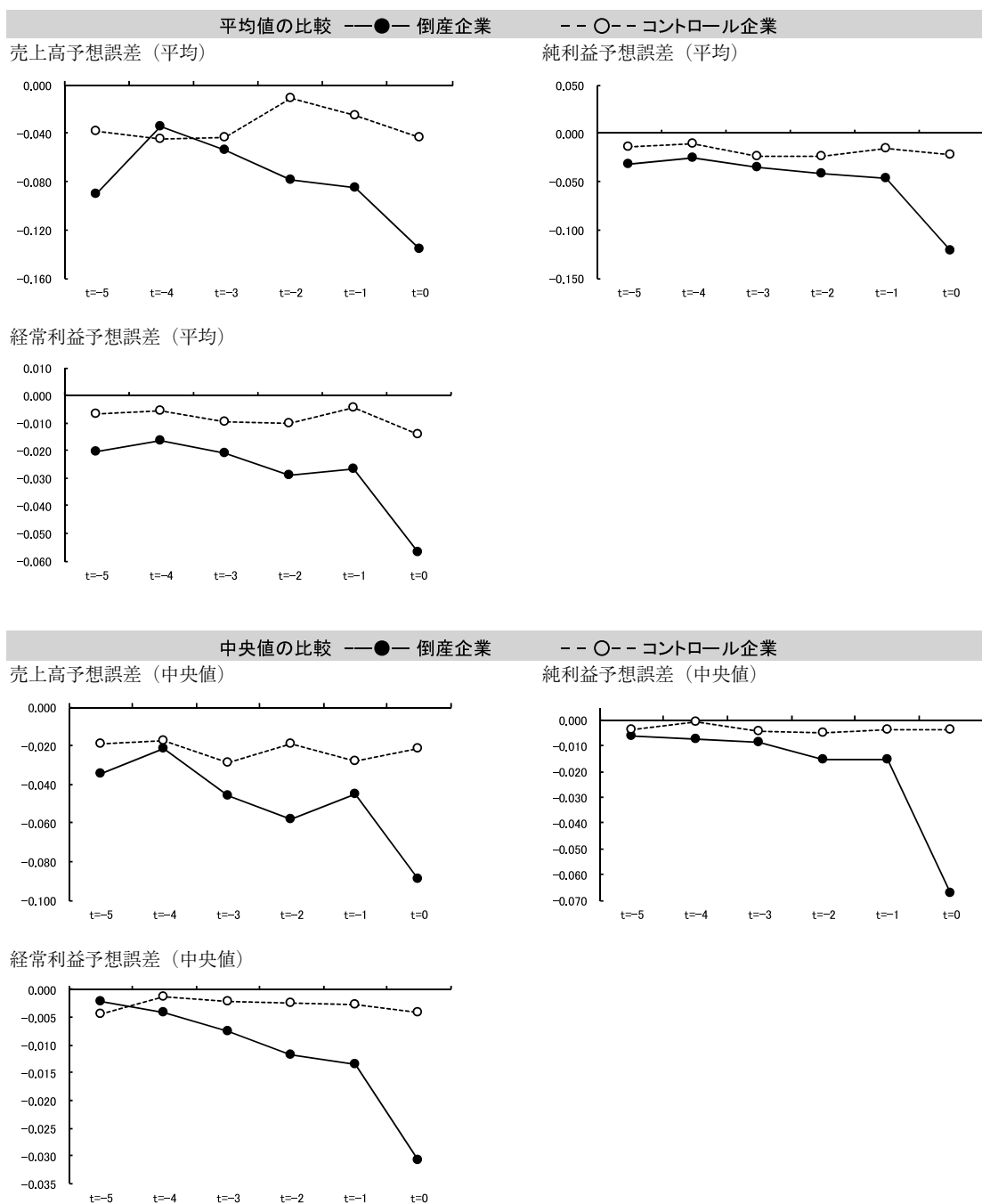


表6 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較：時系列による検定

| 変数 | 対応ある t 検定 | | | | | | ウィルコクソンの符号付順位和検定 | | | | | |
|--------|-------------|----------|----------|----------|----------|---------|------------------|----------|----------|----------|----------|---------|
| | $t = -5$ | $t = -4$ | $t = -3$ | $t = -2$ | $t = -1$ | $t = 0$ | $t = -5$ | $t = -4$ | $t = -3$ | $t = -2$ | $t = -1$ | $t = 0$ |
| SAL_FE | × | × | × | ○ | △ | ◎ | × | × | △ | ◎ | ◎ | ◎ |
| ECO_FE | ○ | ○ | × | ◎ | ◎ | ◎ | × | ◎ | ◎ | ◎ | ◎ | ◎ |
| EAR_FE | ○ | ○ | × | ○ | ◎ | ◎ | × | ◎ | ○ | ◎ | ◎ | ◎ |
| N | 87 | 107 | 120 | 135 | 147 | 156 | 87 | 107 | 120 | 135 | 147 | 156 |

注) 変数の定義は表1を参照。検定は全て両側検定である。

◎ 1%水準で有意 ○ 5%水準で有意 △ 10%水準で有意 × 10%水準の有意性がない

表6からは、倒産6～4期前である $t = -5 \sim -3$ 期に関しては、倒産企業とコントロール企業の予想誤差の差は、予想項目や、平均値差か中央値差かということによって、有意であったりなくなったりと、結果にバラつきがあることがわかる。一方、倒産3期前である $t = -2$ 期以降に関しては、全ての予想項目について、平均値差と中央値差の両方で、倒産企業とコントロール企業の予想誤差には、有意な差が観察されている。とりわけ、倒産直前期である $t = 0$ 期では、売上高、経常利益、純利益の3項目全てについて、倒産企業の業績予想はコントロール企業の業績予想よりも、1%水準で有意に楽観的な予想になっている。

最後に、本稿の先行研究である須田・太田(2004)に倣って、倒産企業とコントロール企業による業績予想の予想誤差平均値差とその検定統計量 t 値、予想誤差中央値差とその検定統計量 z 値を従属変数にして、以下の(1)～(4)式の回帰モデルを推定している。

$$\Delta MEAN_{v,t} = \alpha_1 DSAL_v + \alpha_2 DECO_v + \alpha_3 DEAR_v + \alpha_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t} \quad (1)$$

$$TSTAT_{v,t} = \beta_1 DSAL_v + \beta_2 DECO_v + \beta_3 DEAR_v + \beta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t} \quad (2)$$

$$\Delta MEDN_{v,t} = \gamma_1 DSAL_v + \gamma_2 DECO_v + \gamma_3 DEAR_v + \gamma_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t} \quad (3)$$

$$ZSTAT_{v,t} = \delta_1 DSAL_v + \delta_2 DECO_v + \delta_3 DEAR_v + \delta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t} \quad (4)$$

ただし、

$\Delta MEAN_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差、

$\Delta MEDN_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差、

$TSTAT_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差の検定統計量 t 値、

$ZSTAT_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差の検定統計量 z 値、

$DSAL_v$: 業績予想項目 v が SAL_FE なら1、それ以外なら0の値をとる、

$DECO_v$: 業績予想項目 v が ECO_FE なら1、それ以外なら0の値をとる、

$DEAR_v$: 業績予想項目 v が EAR_FE なら1、それ以外なら0の値をとる、

$TIME_t$: $t = -5 \sim 0$ 期に応じて $-5 \sim 0$ の値をとる。

なお、(1)～(4)式の回帰モデルは、 $DSAL_v$ 、 $DECO_v$ 、 $DEAR_v$ が全てダミー変数であり、これらを合計すると定数項と等しくなってしまう。従って、定数項を除いたモデルとなっている。また、これらのモデルにおける関心事は、トレンド変数 $TIME_t$ の係数 α_4 、 β_4 、 γ_4 、 δ_4 である。なぜなら、もしこれらの係数が有意に負であるならば、倒産

企業とコントロール企業間の経営者予想誤差の平均値差および中央値差は、倒産期が近づくにつれて拡大しており、またその統計的有意性も増しているという解釈が可能であるからである。(1)と(2)式の推定結果が、表7のPanel AとPanel Bに示されている。

表7によれば、 $TIME_t$ の係数 a_4 と β_4 は、それぞれ-0.0106と-0.7237で、いずれも1%水準で

有意である。従って、倒産企業とコントロール企業による予想誤差の平均値の乖離は倒産期が近づくにつれて拡大し、かつ平均値差の統計的有意性も高まっていると解釈できる。

同様に、(3)と(4)式の推定結果が、表8のPanel AとPanel Bに示されている。結果は、(1)(2)式と類似しており、 $TIME_t$ の係数 γ_4 と δ_4 は、それぞれ-0.0077と-0.9403で、いずれも1

表7 予想誤差平均値差とt値を従属変数にした回帰分析

| Panel A 従属変数：予想誤差平均値差 | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----|
| モデル (1) : $\Delta MEAN_{v,t} = a_1 DSAL_v + a_2 DECO_v + a_3 DEAR_v + a_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$ | | | | | |
| | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | N |
| 回帰係数 | -0.0719 | -0.0464 | -0.0588 | -0.0106 | 18 |
| (t値) | (-5.73)** | (-3.70)** | (-4.69)** | (-3.27)** | |
| Panel B 従属変数：t値 | | | | | |
| モデル (2) : $TSTAT_{v,t} = \beta_1 DSAL_v + \beta_2 DECO_v + \beta_3 DEAR_v + \beta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$ | | | | | |
| | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 | N |
| 回帰係数 | -3.4292 | -4.9416 | -4.8782 | -0.7237 | 18 |
| (t値) | (-4.87)** | (-7.02)** | (-6.93)** | (-3.98)** | |

注) 変数の定義は以下のである。

- $\Delta MEAN_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差、
 - $TSTAT_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差の検定統計量 t 値、
 - $DSAL_v$: 業績予想項目 v が SAL_FE なら 1、それ以外なら 0 の値をとる、
 - $DECO_v$: 業績予想項目 v が ECO_FE なら 1、それ以外なら 0 の値をとる、
 - $DEAR_v$: 業績予想項目 v が EAR_FE なら 1、それ以外なら 0 の値をとる、
 - $TIME_t$: $t = -5 \sim 0$ 期に応じて $-5 \sim 0$ の値をとる。
- 検定は両側検定である。* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

表8 予想誤差中央値差とz値を従属変数にした回帰分析

| Panel A 従属変数：予想誤差中央値差 | | | | | |
|---|------------|------------|------------|------------|-----|
| モデル (3) : $\Delta MEDN_{v,t} = \gamma_1 DSAL_v + \gamma_2 DECO_v + \gamma_3 DEAR_v + \gamma_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$ | | | | | |
| | γ_1 | γ_2 | γ_3 | γ_4 | N |
| 回帰係数 | -0.04612 | -0.0283 | -0.0358 | -0.0077 | 18 |
| (t値) | (-6.35)** | (-3.89)** | (-4.94)** | (-4.15)** | |
| Panel B 従属変数：z値 | | | | | |
| モデル (4) : $ZSTAT_{v,t} = \delta_1 DSAL_v + \delta_2 DECO_v + \delta_3 DEAR_v + \delta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$ | | | | | |
| | δ_1 | δ_2 | δ_3 | δ_4 | N |
| 回帰係数 | -4.8044 | -5.9087 | -6.4107 | -0.9403 | 18 |
| (t値) | (-9.02)** | (-11.09)** | (-12.03)** | (-6.83)** | |

注) 変数の定義は以下のである。

- $\Delta MEDN_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差、
 - $ZSTAT_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差の検定統計量 z 値、
- 他の変数の定義は表7を参照。検定は両側検定である。* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

%水準で有意である。従って、倒産企業とコントロール企業間の予想誤差の乖離は、中央値においても、倒産期が近づくにつれて拡大し、かつその統計的有意性も高まっていると解釈できる。

以上の結果から、倒産企業とそのコントロール企業の経営者予想は、実現値と比較して、ともに楽観的ではあるものの、倒産企業の経営者予想は、コントロール企業と比べて更に過度に楽観的であり、また、この楽観性バイアスは、倒産3期前以降から倒産期に近づくにつれて急激に大きくなるといえる。

5. 倒産企業の会計操作と予想誤差

須田・首藤(2001)では、経営者は自らが公表した業績予想値に近づけるように利益操作をする傾向があり、そのために会計発生高を裁量的に計上するという証拠が示されている。その証拠に基づいて、須田・太田(2004)は、倒産企業を、会計操作を行った可能性が高い企業グループと、そうでない企業グループに分割し、それぞれのグループにおける業績予想誤差を調査し、会計操作を行った企業の楽観的バイアスは、会計操作を行わなかった企業の楽観的バイアスよりも小さいという結果を得ている。

そこで本稿でも、須田・太田(2004)に倣って、倒産企業サンプルを、会計操作を行った可能性が高いグループと、そうでないグループに分類して、それぞれのグループの経営者予想誤差を調査している。最初に、会計操作を行った可能性が高い企業およびその時点の識別は、浅野・首藤(2007)および榎本・首藤(2013)に従っている。すなわち、「純利益 - 裁量的発生高 = 非裁量的純利益」と定義し、「純利益 (+) ∩ 非裁量的純利益 (-) = 会計操作企業」と識別している。つまり、操作前の純利益は赤字であるにもかかわらず、会計操

作を行った結果、報告純利益が黒字に転じたとみなされる企業を、会計操作企業と判断しているのである。この識別方法により、倒産企業752社年のうち180社年が会計操作を行ったと判定された。

次に、この判定に基づいて、倒産企業サンプルを、会計操作企業(180社年)と非会計操作企業(572社年)のサブサンプルに分割し、それぞれの純利益予想誤差の平均値と中央値を、 $t = -5$ 期から $t = 0$ 期までの期間について算定している。図4は、その結果を、コントロール企業の数値と対照させて、グラフで図示したものである。

図4からは、倒産企業の中でも会計操作を行ったと推定される会計操作企業の純利益予想誤差は、平均値と中央値の両方でゼロ付近に集中しており、コントロール企業と比較してもあまり差異がないことが観察される。一方、倒産企業の中でも会計操作を行わなかったと推定される非会計操作企業の予想誤差は、平均値と中央値の両方でコントロール企業よりも大きな負の値をとっており、さらに倒産期に近づくにつれて、コントロール企業との乖離が拡大していることが見て取れる。そこで、その乖離の統計的有意性を、会計操作企業と非会計操作企業に分けて、それぞれのコントロール企業と対比させて検証している。なお、前節同様に、平均値差の検定にはパラメトリックな対応のある t 検定、中央値差の検定にはノンパラメトリックなウィルコクソンの符号付順位和検定を用いている。その結果が、表9に示されている。

表9からは、会計操作企業の場合、 $t = -3$ 期で若干有意な差が見られるものの、それ以外の期では、倒産企業とコントロール企業の間で、業績予想の予想誤差には、あまり統計的に有意な差がないことがわかる。それとは対照的に、非会計操作企業の場合には、倒産企業とコントロール企業

図4 会計操作企業と非会計操作企業による純利益予想誤差の比較

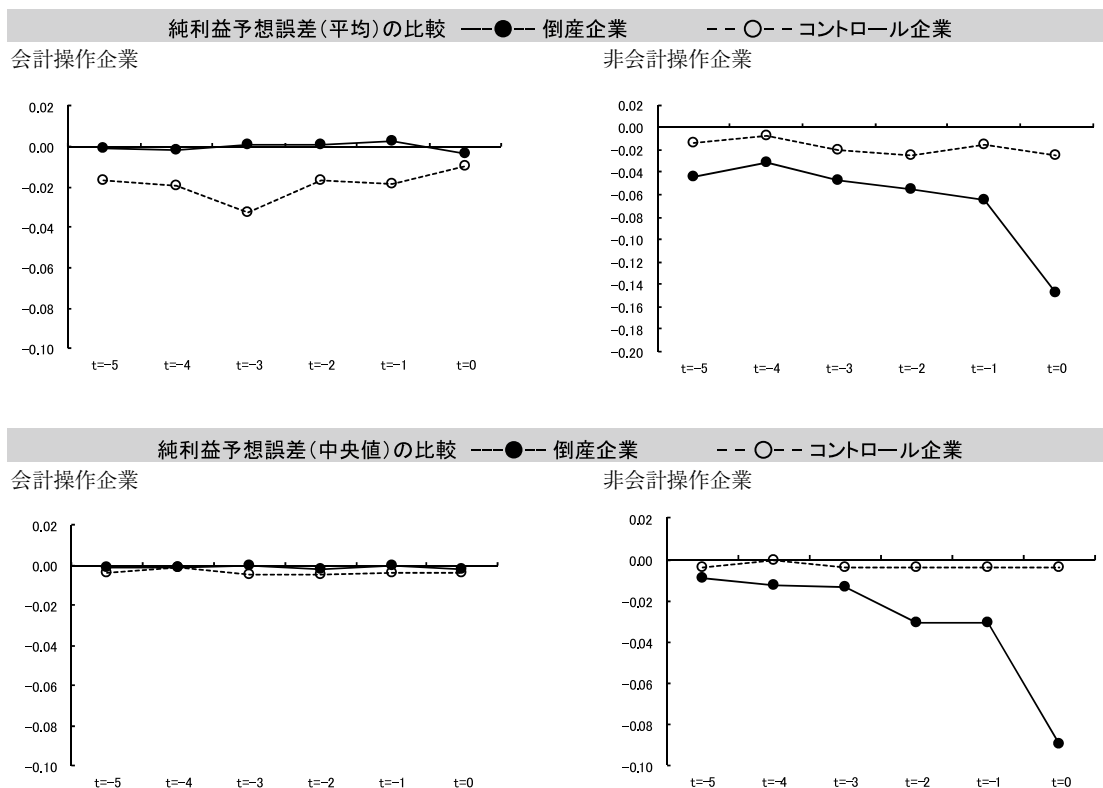


表9 会計操作企業と非会計操作企業の純利益予想誤差比較：時系列による検定

| 変数 | 会計操作企業 | | | | | | 非会計操作企業 | | | | | |
|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|---------|--------|--------|--------|--------|-------|
| | t = -5 | t = -4 | t = -3 | t = -2 | t = -1 | t = 0 | t = -5 | t = -4 | t = -3 | t = -2 | t = -1 | t = 0 |
| 対応のあるt検定 | ○ | × | △ | × | △ | × | ◎ | ◎ | ○ | ◎ | ◎ | ◎ |
| ウィルコクソンの符号付順位和検定 | × | × | ◎ | ○ | × | × | ◎ | ◎ | ◎ | ◎ | ◎ | ◎ |
| N | 24 | 24 | 30 | 33 | 40 | 29 | 63 | 83 | 90 | 102 | 107 | 127 |

注) 会計操作企業とは、倒産企業の中で、操作前の利益は赤字であるにもかかわらず、会計操作を行った結果として報告利益が黒字に転じたとみなされる企業のことである。一方、非会計操作企業とは、それ以外の倒産企業である。検定は全て両側検定である。

◎ 1%水準で有意 ○ 5%水準で有意 △ 10%水準で有意 × 10%水準の有意性がない

の予想誤差の差は、 $t = -5 \sim 0$ の全ての期において、概ね1%水準で有意である。

これらの結果は、倒産企業の中でも、会計操作を行った企業の業績予想は予想誤差が極めて小さいのに対し、会計操作を行わなかった企業の業績予想は楽観的な方向に予想誤差が非常に大きいと

いうことを意味している。つまり、会計操作は、予想誤差の縮小に利用されていた可能性があるのである。

最後に、会計操作を行う動機について考察すると、経営者の公表する業績予想が、その後に公表されるアナリスト予想に大きな影響を与えている

という証拠が、米国企業については、Hassell, Jennings and Lasser (1988)、Baginski and Hassell (1990)、Williams (1996) 等で示されており、日本企業についても、太田(2007)や太田・近藤(2011)で同様の結果が報告されている。つまり、経営者予想は、アナリスト予想あるいは市場の期待形成に多大な影響を与えているのである。そして、Bartov, Givoly and Hayn (2002) や Skinner and Sloan (2002) は、企業が市場の期待を達成できなかった場合、市場から過剰なペナルティーを受けること(大幅な株価下落)を明らかにしている。これらの先行研究の結果を勘案すると、一部の倒産企業の経営者は、会計操作を行うことによって、市場の期待を達成しようと試みたものと考えられる。

6. むすび

経営者が企業の将来業績の見込みについて自ら公表する経営者予想には、システムティックなバイアスが存在することが知られており、その代表的なもののひとつが、財務的に困窮している企業の公表する経営者予想には楽観的バイアスが存在するというものである。例えば、須田・太田(2004)や太田(2009)では、企業の財務的困窮が最も顕著に発露している倒産企業が公表する業績予想を調査対象とし、それら倒産企業の公表する業績予想は楽観的であり、またその楽観的バイアスは倒産年度に近づくにつれてより強くなるという結果を報告している。

しかしながら、これらの先行研究では、2008年に発生した世界金融危機によって倒産した多数の企業がサンプルに含まれておらず、また、現在財務開示の中心となっている連結ではなく、個別の経営者予想が分析対象として用いられている。そこで、本稿では、2000~2011年の期間に倒産

した企業をサンプルとして、それらの企業が倒産6期前から倒産直前期までの期間に公表した、連結の業績予想に関する予想バイアスについて検証を行っている。結果は、須田・太田(2004)や太田(2009)と類似しており、倒産企業の公表する業績予想の楽観性を強く支持するものであった。

最初に、全てのサンプルをプールした分析からは、倒産企業とそのコントロール企業の公表する経営者予想は、ともに楽観的であるが、倒産企業の経営者予想は、コントロール企業の経営者予想よりも更に過度に楽観的であるという結果が得られた。次に、倒産企業の経営者予想がコントロール企業の予想と比べていつ頃から楽観的になるのかを調査するために、サンプルを、倒産6期前から倒産直前期までの6期間で分割して検証したところ、倒産企業の経営者予想は、コントロール企業の経営者予想よりも、倒産3期前頃から統計的に有意に楽観的になり、またその楽観的バイアスは、倒産期に近づくにつれてより大きくなっていった。

最後に、サンプルである倒産企業を、会計操作を行ったと推測される企業(会計操作企業)と、それ以外の企業(非会計操作企業)に分類し、それぞれの業績予想の特性を検証している。結果は、倒産企業の中でも、会計操作企業の経営者予想には予想誤差がほとんど見出されなかった一方で、非会計操作企業の経営者予想には楽観的な方向で非常に大きな予想誤差が観察された。経営者予想の公表は市場の期待形成に大きな影響を与えることが知られているので、この結果は、一部の経営者が、市場の期待を達成するために、会計操作を行っている可能性があることを示唆するものと考えられる。

《注》

- 1) 帝国データバンクの集計によると、2008年度の上場企業の倒産件数は45件で、戦後最多の件数であった(日本経済新聞2009年4月2日付朝刊)。
- 2) 「日本経済新聞」は、昭和49年3月決算期に関する決算短信の公表から、当期の決算数値とともに、次期の経営者予想の掲載を始めた(昭和49年4月16日付 日本経済新聞)。経営者予想の日本経済新聞への掲載時期は、東京証券取引所からの正式な要請が行われた時期よりも若干早い、この辺りの詳細な経緯については明らかでない。
- 3) 初期の年度においては、銀行、保険、証券会社などの金融機関は経営者予想を公表しておらず、他の一般企業についても予想の公表率は90%程度であった(清水1982)。近年では、金融機関を含むほとんどの企業が予想の公表を行っており、会社四季報2007年第4号別冊付録によれば、2006年11月～2007年10月の1年間に本決算発表を行った全上場企業で、経営者予想を公表しなかった企業は、わずか41社であった。
- 4) 売上高、経常利益、当期純利益および配当に関する予想は古くから開示されているが、営業利益予想が開示項目に追加されたのは、2007年3月期決算の決算短信からである。
- 5) 予想は、通常、点予想(point forecast)であるが、一株当たり配当についてのみ、しばしば範囲予想(range forecast)で提示される。詳しくは、後藤(1997)や友杉(1995)を参照されたい。
- 6) 業績予想の修正開示に関するインサイダー取引規制は、昭和63年5月に公布された改正証券取引法によって新設された第190条の2に始まり、それを受けて平成元年2月3日に制定・公布された2つの政省令、「証券取引法施行令の一部を改正する政令(平成元年政令第23号)」および「会社関係者等の株券等の取引規制に関する省令(平成元年大蔵省令第10号)」に基づいている。その後、証券取引法第190条の2は、第166条に整理されており、業績予想の修正開示に関する規定は第166条第2項第3号に記載されている。また2006年6月に、証券取引法は金融商品取引法に改正・改題されている。なお、昭和63年改正証券取引法第190条の2については宮沢(1988)、平成元年のインサイダー取引規制に関する2つの政省令については堀本(1989)や神崎(1989)、その後の変遷については神田・川村(1997)を参照されたい。
- 7) インサイダー取引規制(「会社関係者等の株券等の取引規制に関する内閣府令」第3条第1項)では、(i) 売上高については、新規予想値が直近予想値と比べて10%以上変動している、(ii) 経常利益については、新規予想値が直近予想値と比べて30%以上変動しており、かつ、その変動額が純資産額の5%以上である、(iii) 当期純利益については、新規予想値が直近予想値と比べて30%以上変動しており、かつ、その変動額が純資産額の2.5%以上である、(iv) 配当については、新規予想値が直近予想値と比べて20%以上変動している、と規定されている。なお直近予想値が存在しない場合には前年度の実績値が代わりに用いられ、直近予想値が

- ゼロの場合には新規予想値は全て開示しなければならない。
- 8) 不適正な情報開示が認められた場合には、その内容や程度に応じて、「口頭注意」、「当該開示に至る経緯及び改善策を記載した書面の徴求」、「改善報告書の徴求」という3段階の措置がとられる。このうち改善報告書は、特に改善の必要性の高いケースであり、また投資家に改善を約束するという意味も含めて5年間公衆縦覧に供されている。適時開示規則に反した企業の提出した「改善報告書」は次のウェブサイトで縦覧可能である。(http://www.tse.or.jp/listing/kaizen)
 - 9) わが国企業の経営者予想の開示が、自発的開示であるか、それとも制度開示であるかに関する議論については、太田(2008)を参照されたい。
 - 10) 経営者予想に関する国内外の研究のサーベイは、太田(2006; 2008)を参照されたい。
 - 11) 倒産企業の財政状態に関しては、木村・山本・辻川(2007)および木村・山本(2013)を参照されたい。

《引用文献》

- 浅野信博・首藤昭信, 2007. 「会計操作の検出方法」, 須田一幸・山本達司・乙政正太編著『会計操作』, ダイヤモンド社, 86-108.
- Baginski, S. and J. Hassell, 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecasts revision. *The Accounting Review*, Vol. 65, No. 1, 175-190.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn, 2002. The rewards to meeting or beating earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 33, No. 2, 173-204.
- Betker, B., S. Ferris, and M. Lawless, 1999. "Warm with sunny skies": Disclosure statement forecasts. *American Bankruptcy Law Journal*, Vol. 73, 809-835.
- 榎本正博・首藤昭信, 2013. 「倒産企業における会計操作の検出」, 『現代ディスクロージャー研究』本号に掲載.
- Frost, C., 1997. Disclosure policy choices of UK firms receiving modified audit reports. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 23, No. 2, 163-187.
- 後藤雅敏, 1997. 『会計と予測情報』, 中央経済社.
- Hassell, J., R. Jennings, and D. Lasser, 1988. Management earnings forecasts: Their usefulness as a source of firm-specific information to security analysts. *The Journal of Financial Research*, Vol. 11, No. 4, 303-319.
- 堀本修, 1989. 「インサイダー取引規制関係省令の制定について」『企業会計』第41巻第5号, 31-37頁.
- Irani, A., 2000. Determinants of bias in management earnings forecasts. *Accounting Enquiries*, Vol. 10, No. 1, 33-86.
- Irani, A., 2001. Management earnings forecast bias and insider trading: Comparison of distressed and non-distressed firms. Working Paper, University of New

- Hampshire.
- 神崎克郎, 1989. 「インサイダー取引の未然防止」『企業会計』第41巻第5号, 38-48頁.
- 神田秀樹・川村和夫, 1997. 『注解証券取引法』, 有斐閣.
- 木村史彦・山本達司, 2013. 「倒産企業の資金調達と会計操作」, 『現代ディスクロージャー研究』本号に掲載.
- 木村史彦・山本達司・辻川尚起, 2007. 「企業の資金調達と会計操作」, 須田一幸・山本達司・乙政正太編著『会計操作』, ダイヤモンド社, 109-146.
- Koch, A., 2002. Financial distress and the credibility of management earnings forecasts. Working Paper, Carnegie Mellon University.
- 久保幸年, 1992. 『適時開示の理論と実務』, 中央経済社.
- 久保幸年, 2000. 『マーケットサイド・ディスクロージャー』, 中央経済社.
- 宮沢洋一, 1988. 「内部者取引の規制」『企業会計』第40巻第7号, 17-23.
- 西信洋・金田直之, 2009. 「経営者予想の信頼性」『学習院大学経済論集』第45巻第4号, 269-292.
- Ohlson, J., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, 109-131.
- Ota, K., 2006. Determinants of bias in management earnings forecasts: Empirical evidence from Japan in *International accounting: Standards, regulation, and financial reporting*, edited by Gregoriou, G.N. and M. Gaber, 267-294, Elsevier Press, Burlington, MA.
- 太田浩司, 2006. 「経営者予想に関する日米の研究: 文献サーベイ」『武蔵大学論集』第54巻第1号, 53-94.
- 太田浩司, 2007. 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」『証券アナリストジャーナル』第45巻第8号, 54-66.
- 太田浩司, 2008. 「経営者とアナリストの業績予想」, 柴健次・薄井彰・須田一幸編著『現代のディスクロージャー』, 中央経済社, 530-564.
- 太田浩司, 2009. 「倒産企業の財務ディスクロージャーの特徴ー経営者予想の特性とアナリストの反応ー」『商大論集』第61巻第1号, 43-64.
- 太田浩司・近藤江美, 2011. 「経営者予想とアナリスト予想の精度とバイアス」『MTECジャーナル』第23号, 33-58.
- Rogers, J. and P. Stocken, 2005. Credibility of management forecasts. *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 4, 1233-1260.
- 清水寿二, 1982. 「わが国証券市場における業績予想の概況」『経理情報』第304号, 26-30.
- 白田佳子, 2003. 『企業倒産予知モデル』, 中央経済社.
- Skinner, D. and R. Sloan, 2002. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or Don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies*, Vol. 7, Nos. 2-3, 289-312.
- 須田一幸・太田浩司, 2004. 「倒産企業の会計操作(三)ー経営者による利益予想の分析ー」『会計』第165巻第6号, 913-927.
- 須田一幸・首藤昭信, 2001. 「経営者の利益予測と裁量的会計行動」『産業経理』第61巻第2号, 46-56.
- 友杉芳正, 1995. 「わが国における予測財務情報の開示」, 古賀智敏編著『予測財務情報論』, 同文館, 152-158.
- 土本清幸・飯沼和雄, 2007. 「東京証券取引所における適時開示政策の変遷」『現代ディスクロージャー研究』第7号, 23-30.
- Williams, P., 1996. The relation between a prior earnings forecast by management and analyst response to a current management forecast. *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 1, 103-115.

倒産企業の会計操作と証券市場*

Market Reaction to Accounting Manipulation in Bankrupt Firms

石川博行(大阪市立大学 教授)
Hiroyuki Ishikawa, Osaka City University
 音川和久(神戸大学 教授)
Kazuhisa Otagawa, Kobe University

要 約

本論文は、2000年以降の倒産企業をサンプルとして、倒産企業による会計操作が株価と大株主の売買行動に与えた影響を実証分析した。分析の結果、第1に、倒産企業のうち会計操作の程度が高い企業の株価は、倒産日の約4～5年前は他の倒産企業より有意に高かったが、倒産日の約2年前に両企業の株価が有意に逆転するという証拠を得た。第2に、倒産企業の大株主は非倒産企業に比べて、倒産前に保有株式を積極的に売却するという証拠を得た。しかし、その傾向は、会計操作を行った倒産企業と会計操作を行わなかった倒産企業の間で有意に異ならなかった。

Summary

This paper examines the influence of accounting manipulation in bankrupt firms from 2000 to 2010 on stock pricing and large stockholders' trades. Firstly, we find that the stock price of bankrupt firms with relatively large discretionary accruals is significantly higher than that of the other bankrupt firms 4 or 5 years before the bankruptcy, but the position of the stock prices is reversed two years before the bankruptcy. Secondly, we find that large stockholders of bankrupt firms sell off their shareholdings more actively before the bankruptcy, but that there is no significant difference in large stockholders' trading behaviors between aggressive bankrupt firms and non-aggressive firms.

1. はじめに

本論文は、2000年以降の倒産企業をサンプルとして、倒産企業による会計操作が証券市場に与えた影響を実証的に調査する。2000年以前の倒産企業サンプルを用いて同様の分析を実施した榎本・石川・音川(2004)および須田・榎本・石川・音川(2004)の結果と整合的な証拠が得られるかどうかを確認することが主たる目的である。

上記の先行研究では、浅野・首藤(2004)が提示した判別ベンチマークによって攻撃的に会計

操作を行った企業を識別し、その会計操作が株価、株式取引高、およびビッド・アスク・スプレッドに与えた影響を分析している。そして、会計操作企業の①決算発表日周辺の3変数の動向、ならびに②倒産日までの3変数の動向を調査し、次のような結論を得ている。①会計操作企業と他企業との間で決算発表に対する市場反応に有意な差がない。②倒産の約6ヶ月前から会計操作企業の株価が顕著に下落している。その一方で、倒産の約30日前から会計操作企業のビッド・アスク・スプレッドが拡大している。以上の結果を踏まえ、須田・榎本・石川・音川(2004), pp. 136-137は、証

*本論文は、JSPS科研費23730437および23330146による助成を受けた研究成果の一部である。

券市場全体としては攻撃的な会計操作に誤導されていないが、一方で、攻撃的な会計操作によって投資家相互の情報格差が増大した可能性に言及している。

本論文でも、浅野・首藤（2004）の手法を基本的に踏襲した榎本・首藤（2013）の判別ベンチマークによって識別された会計操作企業を分析対象とするが、以下の点で先行研究と相違する。第1に、株価と大株主の売買行動の2つの変数に焦点を当てる。第2に、株価の分析では、②倒産日までの月次ベースの株価動向だけに焦点を当て、かつ上記の先行研究で考慮されていなかった業績をコントロールした分析を実施する。第3に、相対的に洗練された投資家グループとして、一定以上の株式を所有し、金融商品取引法の大量保有報告制度に基づく開示対象となる大株主の売買行動を分析する。

本論文の構成は、次のとおりである。2節と3節は株価の分析である。まず、2節では、倒産に至る過去7年間の株価動向を、倒産企業とそれに対応する非倒産企業（コントロール企業）の間で比較する。3節では、倒産企業を会計操作の程度が高い企業（積極的会計操作企業）とそうでない企業（消極的会計操作企業）に分類し、倒産企業の会計操作が株価形成にどのような影響を与えているのかを分析する。4節は大株主の売買行動の分析である。倒産企業とそれに対応する非倒産企業（コントロール企業）の間、および会計操作を行った倒産企業と会計操作を行わなかった倒産企業の間で、大株主の売買行動を比較する。最後に、5節では、会計操作が証券市場に与えた影響について、得られた実証結果に基づいて要約が行われる。

2. 倒産までの累積異常リターンの推移

2.1 リサーチ・デザイン

本節では、まず、将来の企業倒産というイベントが株価にどのように織り込まれているのかを確認する。具体的には、倒産企業のイベント日（会社更生法等申請日）の前月（月次-1）を最終月とする過去7年間（84ヶ月）の累積異常リターン（ CR_{it} ）を（1）式に基づいて計測する。同様に、対応する非倒産企業（コントロール企業）の CR_{it} も計算する。

$$CR_{it} = \sum_{j=-84}^t e_{ij} \quad (1)$$

$$e_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} - \frac{P_{mt} - P_{mt-1}}{P_{mt-1}}$$

P_{it} ：銘柄 i の月次 t の株価（終値）。

P_{mt} ：市場全体の月次 t の株価指標（TOPIX）（終値）。

そして、倒産企業と非倒産企業の CR_{it} を月別に比較する。平均値（中央値）の差の検定は、対応サンプルの t 検定（Wilcoxon の符号付き順位検定）を適用する。

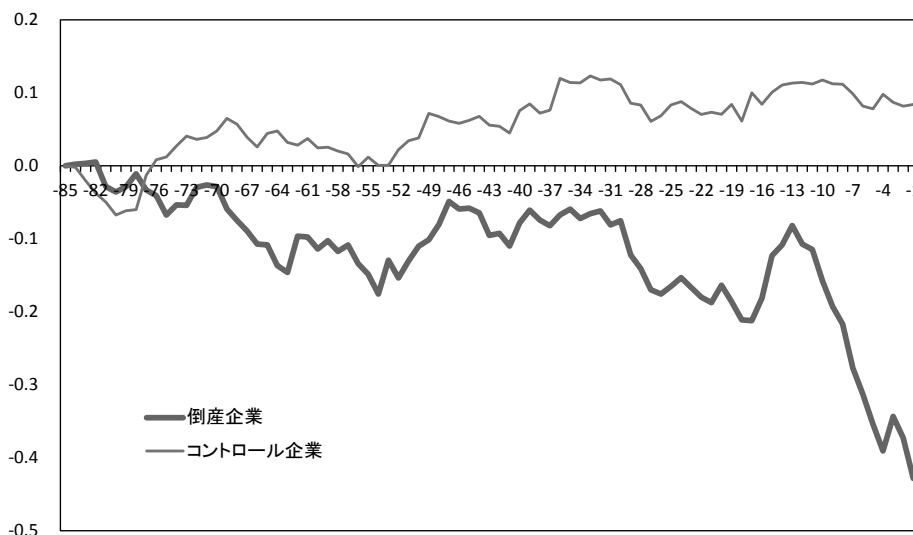
2.2 サンプル

本節では、榎本・首藤（2013）のサンプルのうち、月次-84～月次-1の CR_{it} が計測可能な倒産企業86社と、対応する非倒産企業86社を分析対象とする。

2.3 分析結果

図1は、倒産日までの株価動向を追跡したものである¹⁾。第1に、倒産企業のCRは、月次-81以降、マイナスの推移をたどっている。第2に、

図1 倒産までの累積異常リターンの推移（平均値）



注) サンプルは、倒産企業86社と対応するコントロール企業（非倒産企業）86社である。

月次-77以降、倒産企業のCRは非倒産企業のそれを常に下回っている。統計的には、月次-69～月次-52にかけて、少なくとも両側10%水準で両者のCRに有意な差が認められる。この有意差は、月次-51～月次-28にかけて消滅するが、月次-27以降、再び有意な差が検出される。とりわけ、倒産企業の月次-13以降の株価下落は視覚的にも顕著である。

約2年前～倒産日にかけての有意な差は、来るべき将来の企業倒産が有意差をもって株価に織り込まれる時期が、倒産日の約2年前からであることを示唆している²⁾。この織り込み時期は、1980年～2002年の倒産企業サンプルを用いて同様の分析を実施した須田・榎本・石川・音川(2004), p. 130, 第1図①の証拠とほぼ一致している。

2.4 ロバスト・チェック

図1の結果は、直感に反するものではないが、リサーチ・デザイン上、重大な欠陥がある。それは、倒産企業と非倒産企業の業績が考慮されてい

ない点である。そこで、(2) 式の回帰モデルを推定することによって、2.3の証拠のロバスト・チェックを行う。

$$CR_{it} = a_0 + a_1 \cdot UE_{it} + a_2 \cdot TIME + a_3 \cdot D1 \cdot TIME + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

CR_{it} ：企業*i*の決算期*t*に関する月次ベースの累積異常リターン。

UE_{it} ：企業*i*の決算期*t*に関する期待外利益率
 $= (t$ 期の純利益 - $(t-1)$ 期の純利益)
 $\div (t-1)$ 期末の総資産。連結データ(なければ単独データ)を使用。

$TIME$ ：倒産企業の倒産日前の最終決算期に6、その1期前の決算期に5、…、5期前の決算期に1が与えられるタイムトレンド変数³⁾。

$D1$ ：倒産企業ならば1、非倒産企業ならば0が与えられるダミー変数。

期待外利益率 (UE) の係数 (a_1) の期待符号

はプラスである。TIMEは、倒産企業の株価形成の時系列が下降トレンドを有する点を考慮したタイムトレンド変数である。図1の証拠を所与とすれば、D1*TIMEの係数 (a_3) はマイナスに推定されることが期待される。

表1のPanel Aの(C)は、(2)式の推定結果である⁴⁾。第1に、期待どおり、 a_1 はプラス有意に推定されている。これは、期待外利益率が大きいほど株価変化率も大きいことを意味する。第2に、TIMEとD1*TIMEの係数 (a_2 , a_3) がともにマイナス有意に推定されている。TIMEの結果は、

非倒産企業についても、業績をコントロールした上で、株価が追加的に下落トレンドであることを示している⁵⁾。また、D1*TIMEの結果は、倒産企業の方が、株価の下落トレンドがさらに顕著であることを示している⁶⁾。

では、倒産企業の株価下落時期はどの時点であろうか。(2)式のTIMEを倒産前の決算期ごと(TIME2~TIME6)に分割した推定結果が、表1のPanel Aの(E)に提示されている⁷⁾。追加した独立変数のなかで、D1*TIME5とD1*TIME6の係数だけがマイナス有意に推定されていること

表1 回帰モデルの推定結果—倒産企業 vs. 非倒産企業—

Panel A: (2) 式の推定結果

| 独立変数 | 係数 | (A) | | (B) | | (C) | | (D) | | (E) | |
|--------------------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 |
| 切片 | a_0 | -0.0300 | -2.3903 | 0.0627 | 2.2218 | 0.0631 | 2.2382 | 0.0103 | 0.3809 | 0.0100 | 0.3691 |
| UE | a_1 | 1.1075 | 6.5503 | 1.0958 | 6.6013 | 1.0666 | 6.4515 | 1.1099 | 6.6426 | 1.0675 | 6.4734 |
| TIME | a_2 | | | -0.0250 | -3.4817 | -0.0164 | -2.1633 | | | | |
| D1*TIME | a_3 | | | | | -0.0174 | -2.7923 | | | | |
| TIME2 | a_{21} | | | | | | | -0.0071 | -0.3310 | -0.0149 | -0.5714 |
| TIME3 | a_{22} | | | | | | | 0.0098 | 0.6906 | 0.0016 | 0.0956 |
| TIME4 | a_{23} | | | | | | | -0.0005 | -0.0505 | -0.0083 | -0.7244 |
| TIME5 | a_{24} | | | | | | | -0.0284 | -3.6417 | -0.0121 | -1.2357 |
| TIME6 | a_{25} | | | | | | | -0.0141 | -2.0626 | 0.0002 | 0.0209 |
| D1*TIME2 | a_{31} | | | | | | | | | 0.0160 | 0.4816 |
| D1*TIME3 | a_{32} | | | | | | | | | 0.0162 | 0.7460 |
| D1*TIME4 | a_{33} | | | | | | | | | 0.0159 | 1.0640 |
| D1*TIME5 | a_{34} | | | | | | | | | -0.0326 | -2.9473 |
| D1*TIME6 | a_{35} | | | | | | | | | -0.0285 | -2.8385 |
| adj.R ² | | 0.0584 | | 0.0647 | | 0.0689 | | 0.0694 | | 0.0777 | |

Panel B: Wald test

| | $a_{21}+a_{31}$ | $a_{22}+a_{32}$ | $a_{23}+a_{33}$ | $a_{24}+a_{34}$ | $a_{25}+a_{35}$ |
|-------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| value | 0.0012 | 0.0178 | 0.0076 | -0.0447 | -0.0283 |
| F値 | 0.0017 | 0.8435 | 0.3146 | 23.2941 | 9.6173 |
| P値 | 0.9672 | 0.3586 | 0.5750 | 0.0000 | 0.0020 |

注1) Panel Aのt値は、White (1980) のHeteroskedasticity-Consistent Standard Errorsに基づくt値である。Panel Bのvalueは、Panel Aの(E)における係数の推定値の合計値(たとえば $a_{21}+a_{31}$)を表す。F値とP値は、その合計値がゼロに等しいという仮説(たとえば $a_{31}+a_{31}=0$)を帰無仮説とするWald testの結果である。

注2) サンプルは、1993年12月期~2010年9月期の310社の延べ1,568企業年である。そのうち、倒産企業は155社の延べ790企業年、非倒産企業は155社の延べ778企業年である。

注3) 従属変数は当該決算期の月次ベースの累積異常リターン(CR)であり、CRが±200%を超過する場合、その値にwinsorizeされている。[期待外利益率(UE)=(当期の純利益-前期の純利益)÷前期の総資産]であり(連結ベース、なければ単独データを使用)、UEが±100%を超過する場合、その値にwinsorizeされている。タイムトレンド変数(TIME)は、倒産企業のイベント日(会社更生法等申請日)の直前決算(最終決算)に6、その1期前の決算に5、…、5期前の決算に1があてられている。非倒産企業の[TIME=6]は、倒産企業の最終決算日から前後6ヶ月に終了する決算である。TIME6は、当該決算が最終決算ならば6、そうでなければ0が与えられている。同様に、TIME2は、当該決算が4期前の決算ならば2、そうでなければ0が与えられている。D1は、倒産企業ならば1、コントロール企業(非倒産企業)ならば0が与えられるダミー変数である。

がわかる。また、Panel BのWald testは、その最終決算期とその1期前の決算期についてだけ、倒産企業のタイムトレンド変数の係数がゼロであるという帰無仮説を高い水準で棄却している⁸⁾。これらの結果は、倒産企業の業績をコントロールしてもなお、「将来の企業倒産が有意差をもって株価に織り込まれる時期が、倒産日の約2年前である」という2.3の結論が妥当性を有することを証拠付けている。

3. 倒産企業の会計操作が株価形成に与える影響

3.1 リサーチ・デザイン

倒産企業は、その業績悪化を見破られないように様々な手段を画策する。その有力な手段の1つは会計操作であろう。本節では、倒産企業の会計操作が株価形成にどのように影響を与えているのかを検証する。果たして、市場は、会計操作企業にペナルティーを与えているであろうか。推定した回帰モデルは、(2)式のD1をD2に替えた次の(3)式である⁹⁾。

$$CR_{it} = a_0 + a_1 \cdot UE_{it} + a_2 \cdot TIME + a_3 \cdot D2^*TIME + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

D2：積極的会計操作企業ならば1、消極的会計操作企業ならば0が与えられるダミー変数。

3.2で述べるように、本節の分析対象サンプルは倒産企業だけである。D2は、その倒産企業のうち、会計操作の程度が高い企業（積極的会計操作企業）に1、そうでない企業（消極的会計操作企業）に0が与えられるダミー変数である。2.4の結果を所与とすれば、タイムトレンド変数（TIME）の係数（ a_2 ）の期待符号はマイナスで

ある。そして、かりに市場が6期平均的に倒産企業の会計操作を見破っており、それに追加的なペナルティーを与えているならば、 $D2^*TIME$ の係数（ a_3 ）はマイナスに推定されるであろう。

3.2 サンプル

本節では、2.4の分析に使用した倒産企業サンプル（155社の延べ790企業年）をベースとして、最終決算期～その5期前の決算期の過去6決算期のうち[当期利益 ≥ 0]を満たす¹⁰⁾、1994年3月期～2010年3月期の倒産企業136社の延べ365企業年が分析対象となる。このうち、[裁量的発生高-当期利益]がプラスであり、かつその（前期末総資産によるデフレート後の）上位1/3に該当する決算年が6期中1期でも存在する倒産企業を「積極的会計操作企業」、それ以外の倒産企業を「消極的会計操作企業」と定義する。積極的会計操作企業は37社の延べ109企業年、消極的会計操作企業は99社の延べ256企業年である。

3.3 分析結果

表2のPanel Aの(C)は、(3)式の推定結果である。 a_2 がマイナス有意に推定されている点は予想どおりであるが、 a_3 は非有意である。この結果は、少なくとも6期平均的には、業績をコントロールした場合、消極的会計操作企業と積極的会計操作企業のいずれも株価が下落トレンドである、両企業のトレンドに有意差がないことを示している¹¹⁾。

最後に、倒産前の決算期ごとに、倒産企業の会計操作がどのように株価形成に影響を与えているのかを確認しよう。表2のPanel Aの(E)は、(3)式のTIMEを5分割（TIME2～TIME6）した結果である。注目すべきは、 $D2^*TIME2$ と $D2^*TIME3$ の係数がプラス有意に推定されている一方で、 $D2^*TIME5$ の係数が10%水準ではあるが

表2 回帰モデルの推定結果—積極的会計操作企業 vs. 消極的会計操作企業—

Panel A: (3) 式の推定結果

| 独立変数 | 係数 | (A) | | (B) | | (C) | | (D) | | (E) | |
|--------------------|----------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 | 推定値 | t値 |
| 切片 | a_0 | 0.0451 | 1.5340 | 0.1995 | 3.2913 | 0.2034 | 3.3551 | -0.0163 | -0.3072 | -0.0151 | -0.2823 |
| UE | a_1 | 0.5879 | 2.1331 | 0.6688 | 2.3166 | 0.6930 | 2.3942 | 0.7096 | 2.5434 | 0.6169 | 2.2109 |
| TIME | a_2 | | | -0.0467 | -2.9387 | -0.0537 | -3.2300 | | | | |
| D2*TIME | a_3 | | | | | 0.0171 | 1.0019 | | | | |
| TIME2 | a_{21} | | | | | | | 0.0720 | 1.6544 | 0.0032 | 0.0764 |
| TIME3 | a_{22} | | | | | | | 0.0810 | 2.5370 | 0.0248 | 0.7216 |
| TIME4 | a_{23} | | | | | | | 0.0561 | 2.5690 | 0.0594 | 2.4039 |
| TIME5 | a_{24} | | | | | | | -0.0358 | -2.5272 | -0.0257 | -1.5783 |
| TIME6 | a_{25} | | | | | | | -0.0232 | -1.4306 | -0.0142 | -0.8509 |
| D2*TIME2 | a_{31} | | | | | | | | | 0.3050 | 3.6703 |
| D2*TIME3 | a_{32} | | | | | | | | | 0.1799 | 3.3102 |
| D2*TIME4 | a_{33} | | | | | | | | | -0.0076 | -0.2023 |
| D2*TIME5 | a_{34} | | | | | | | | | -0.0285 | -1.6505 |
| D2*TIME6 | a_{35} | | | | | | | | | -0.0236 | -0.7623 |
| adj.R ² | | 0.0065 | | 0.0238 | | 0.0242 | | 0.0849 | | 0.1598 | |

Panel B: Wald test

| value | $a_{21}+a_{31}$ | $a_{22}+a_{32}$ | $a_{23}+a_{33}$ | $a_{24}+a_{34}$ | $a_{25}+a_{35}$ |
|-------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| F値 | 14.4656 | 17.4755 | 2.3343 | 10.8813 | 1.6896 |
| P値 | 0.0002 | 0.0000 | 0.1274 | 0.0011 | 0.1945 |

注1) Panel Aのt値は、White (1980) のHeteroskedasticity-Consistent Standard Errorsに基づくt値である。Panel Bのvalueは、Panel Aの(E)における係数の推定値の合計値(たとえば $a_{21}+a_{31}$)を表す。F値とP値は、その合計値がゼロに等しいという仮説(たとえば $a_{21}+a_{31}=0$)を帰無仮説とするWald testの結果である。

注2) サンプルは、倒産企業のイベント日の直前決算を最終期とする過去6決算期のうち、[当期利益 ≥ 0]かつCRが計算可能である、1994年3月期~2010年3月期の倒産企業136社の延べ365企業年である。[裁量的発生高-当期利益]がプラスであり、かつその上位1/3に該当する決算年が1年でも存在する倒産企業を「積極的会計操作企業」(それ以外の倒産企業は「消極的会計操作企業」)と定義する。積極的会計操作企業は37社の延べ109企業年、消極的会計操作企業は99社の延べ256企業年である。

注3) D2は、積極的会計操作企業ならば1、消極的会計操作企業ならば0が与えられるダミー変数である。他の変数の詳細については、表1を参照されたい。

マイナス有意に推定されている点である。Panel BのWald testもまた、積極的会計操作企業のタイムトレンド変数の係数が、最終決算期の4期前と3期前でプラス有意、1期前でマイナス有意であることを示している。マイナス有意になった時点は、表1と同じ2年前である。

上記の結果を総合的に解釈すると、会計操作によって達成された見せかけの好業績は、当初(倒産日の約4~5年前)、市場を誤導することに成功し、プラス・アルファの株価を享受したが、倒産日の約2年前に、将来の企業倒産、ならびに当該企業の会計操作の程度を認知した投資家によっ

て、積極的会計操作企業は相対的に大きなペナルティーが課せられたと結論付けることができる。「会計操作が倒産企業の株価下落に拍車を掛けた」点は須田・榎本・石川・音川(2004), p.131の結論と同じであるが、倒産日の4年以上前の時点では市場を誤導させることに成功していた可能性がある、また、倒産企業の会計操作を認知した時点が、倒産日の約2年前、すなわち将来の企業倒産を認知した時点と一致する、という証拠は新たな発見事項である¹²⁾。

4. 倒産企業における大株主の売買行動

4.1 背景情報

金融商品取引法に基づく大量保有報告制度は、株券等の大量の取得・保有・処分に関する情報を一般の投資家に対して迅速に開示するための制度である¹³⁾。大量保有報告書の提出には、一般報告と、機関投資家等に対して一定の要件のもとで認められる特例報告の2つの形態がある。

一般報告では、上場会社などが発行する株券等の保有者で、その保有割合が5%を超えた場合には、その日から5営業日以内に、提出者に関する事項・保有目的・保有株券等の内訳およびその合計・最近の取引状況・重要な契約・取得資金などを記載した大量保有報告書を提出しなければならない。また、大量保有報告書を提出すべき者は、大量保有者となった日の後に、保有割合が1%以上増減した場合、または大量保有報告書に記載すべきその他の重要事項に変更が生じた場合、その日から5営業日以内に、その変更内容を記載した変更報告書を提出しなければならない¹⁴⁾。

一方、証券会社・銀行・信託会社・保険会社などの機関投資家については、日常の業務として株券等の売買を繰り返し行っており、そのつど詳細な情報開示を求めた場合には、事務負担が過大になる。そのため、大量保有報告書・変更報告書の提出頻度や期限について特例が認められている。特例報告の対象となるのは、報告の基準日について届出をした機関投資家などで、その保有割合が5%超10%以下のケースである。基準日は、毎月2回以上設けられる日の組合せの中から、①第2月曜日と第4月曜日の組合せ、または②毎月の15日と月末日の組合せのいずれかを選択することができる。このような基準日ベースで新たに5%超の株券等を保有することになった場合には大量保有報告書、以後基準日ベースで保有割合が1%以

上増減した場合には変更報告書の提出義務がそれぞれ生じる。こうした提出義務が発生すると、その基準日から5営業日以内に報告書を提出しなければならない。

大量保有報告制度のもとで大量保有報告書または変更報告書を提出しなければならない投資家は、一定水準の株式を保有し、相当程度の金額を投資している。このことから、当該企業の業績動向に強い関心を持ち、積極的なモニタリングを果たすことが期待される。また、他の投資家グループに比べて、企業内部の情報に精通している、あるいはアクセスしやすい立場にあるので、相対的に情報優位にあると考えられる。したがって、企業倒産という事態に対して、こうした投資家グループがどのように行動しているのかを実証的に調査することは非常に興味深い¹⁵⁾。

4.2 リサーチ・デザイン

本節の分析で使用される大量保有報告書および変更報告書に関するデータは、IRジャパン社の「大量保有報告書検索システム」から入手した。このデータベースの検索を通じて、2001年7月から2010年12月までの期間に提出された大量保有報告書および変更報告書の報告義務発生日・提出日・発行企業名とその証券コード・提出者名・保有株数・保有割合・保有割合変動幅といった項目を入手した。

株式の売買に伴う大量保有報告書または変更報告書の報告義務発生日は日次ベースで特定することができる。しかし、その発生頻度が低いこと、および特例報告が認められていることを考慮すれば、日次ベースの分析は必ずしも適当ではない。本節では、倒産企業のイベント日（会社更生法等申請日）の前月（月次-1）を最終月とする過去2年（24ヶ月）間を分析対象期間として選択する。本節では、使用するデータベースの制約から、イ

イベント日から遠い期間にまで遡ることはできない。前節の株価の分析において、証券市場は企業倒産の約2年前に、将来の企業倒産や倒産企業による会計操作を認知していることが明らかにされているので、本節の分析対象期間は、少なくともその期間の大株主の売買行動を明らかにすることができるように選択された。さらに、一定の発生頻度を確保するために、分析対象期間(24ヶ月間)を3ヶ月(四半期)×8の部分期間に分割した。以下では、イベント日直前の月次-1から-3までの3ヶ月間を四半期-1、月次-22から-24までの3ヶ月間を四半期-8などと表記する。

次に、大株主の売買行動を把握するために、大量保有報告書または保有割合変動幅がプラスである変更報告書が提出された件数を四半期別にカウントし、それを買い件数(BUY_{iq})として定義する。一方、保有割合変動幅がマイナスである変更報告書が提出された件数を売り件数($SELL_{iq}$)として定義する。そして、企業*i*の四半期 q ($q = -8, \dots, -1$)のオーダー・インバランス(OIB_{iq})変数を、(4)式のように定義する。

$$OIB_{iq} = \frac{\sum_{t=-8}^q BUY_{it} - \sum_{t=-8}^q SELL_{it}}{\sum_{t=-8}^{-1} BUY_{it} + \sum_{t=-8}^{-1} SELL_{it}} \quad (4)$$

オーダー・インバランス変数の分子は、月次-24から当四半期末までの買い件数(累計)から同じ期間の売り件数(累計)を引き算したものである。したがって、プラスの値は、当該期間において取引を行った大株主の多くが株式を買い増したことを意味し、マイナスの値は、大株主の多くが株式を売却したことを意味する。なお、大株主の売買行動の頻度は企業間で異なるから、その影響をコ

ントロールするために、8四半期という分析対象期間全体において大量保有報告書または変更報告書が提出された合計件数でデフレートしている¹⁶⁾。

4.3 サンプル

本節では、榎本・首藤(2013)のサンプルのうち、イベント日が2003年7月から2010年12月までの期間に企業倒産という事態が発生するとともに、倒産企業と非倒産企業の両方において、少なくとも1件の大量保有報告書または変更報告書が分析対象期間に提出されたケースを抽出した¹⁷⁾。その結果、本節のサンプルは、倒産企業63社と、それに対応する非倒産企業63社から構成されることになった。倒産企業のうち51社は会計操作を行った企業であり、12社は会計操作を行わなかった企業である¹⁸⁾。

4.4 倒産企業と非倒産企業の比較

表3は、倒産に至る2年間を8つの四半期に分割した上で、倒産企業と非倒産企業についてOIBの記述統計量をそれぞれ報告している¹⁹⁾。倒産企業のOIBの平均値は四半期-8から、中央値は四半期-5から倒産に至るまで首尾一貫してマイナスである。それに対して、非倒産企業のOIBの平均値はすべての四半期においてマイナスであるが、中央値はゼロである。倒産企業のOIBは非倒産企業に比べて、倒産に至る4四半期前または3四半期前から有意に小さい。こうした結果は、倒産企業の大株主が非倒産企業の大株主に比べて、保有株式を積極的に売却する傾向があることを示唆している。

4.5 会計操作企業と非会計操作企業の比較

表4は、会計操作を行った倒産企業と会計操作を行わなかった倒産企業についてOIBの記述統計量をそれぞれ報告している²⁰⁾。会計操作企業お

表3 大株主の売買行動

| 四半期 | (A) 倒産企業 | | | (B) 非倒産企業 | | | (A) - (B) | |
|-----|----------|---------|--------|-----------|--------|--------|-----------|--------|
| | 平均値 | 中央値 | 標準偏差 | 平均値 | 中央値 | 標準偏差 | 平均値 | 中央値 |
| -8 | -0.0430 | 0.0000 | 0.2033 | -0.0235 | 0.0000 | 0.1867 | -0.0195 | 0.0000 |
| -7 | -0.0781 | 0.0000 | 0.2727 | -0.0781 | 0.0000 | 0.2583 | 0.0000 | 0.0000 |
| -6 | -0.1088 | 0.0000 | 0.3372 | -0.0588 | 0.0000 | 0.3270 | -0.0500 | 0.0000 |
| -5 | -0.1493 | -0.0769 | 0.3735 | -0.0630 | 0.0000 | 0.4033 | -0.0863 | 0.0000 |
| -4 | -0.1767 | -0.1250 | 0.4207 | -0.0301 | 0.0000 | 0.4473 | -0.1466 | * |
| -3 | -0.2351 | -0.1304 | 0.4270 | -0.0412 | 0.0000 | 0.4646 | -0.1939 | ** |
| -2 | -0.2836 | -0.1739 | 0.4396 | -0.0172 | 0.0000 | 0.5104 | -0.2664 | *** |
| -1 | -0.2915 | -0.2000 | 0.4678 | -0.0072 | 0.0000 | 0.5600 | -0.2842 | *** |

注) サンプルは、倒産企業63社と、それに対応する非倒産企業（コントロール企業）63社である。***は1%、**は5%、*は10%水準で、それぞれ統計的にゼロと有意に異なることを示す（両側検定）。

表4 倒産企業の会計操作と大株主の売買行動

| 四半期 | (A) 会計操作企業 | | | (B) 非会計操作企業 | | | (A) - (B) | |
|-----|------------|---------|--------|-------------|---------|--------|-----------|---------|
| | 平均値 | 中央値 | 標準偏差 | 平均値 | 中央値 | 標準偏差 | 平均値 | 中央値 |
| -8 | -0.0499 | 0.0000 | 0.2235 | -0.0138 | 0.0000 | 0.0692 | -0.0361 | 0.0000 |
| -7 | -0.0885 | 0.0000 | 0.2987 | -0.0341 | 0.0000 | 0.1052 | -0.0544 | 0.0000 |
| -6 | -0.1330 | -0.0588 | 0.3623 | -0.0059 | 0.0000 | 0.1737 | -0.1271 | -0.0588 |
| -5 | -0.1777 | -0.1071 | 0.3925 | -0.0286 | 0.0000 | 0.2581 | -0.1491 | -0.1071 |
| -4 | -0.1788 | -0.1304 | 0.4352 | -0.1679 | -0.0435 | 0.3696 | -0.0109 | -0.0870 |
| -3 | -0.2283 | -0.1304 | 0.4385 | -0.2642 | -0.1304 | 0.3905 | 0.0359 | 0.0000 |
| -2 | -0.2795 | -0.1739 | 0.4597 | -0.3010 | -0.1314 | 0.3583 | 0.0216 | -0.0425 |
| -1 | -0.2938 | -0.2000 | 0.4924 | -0.2815 | -0.0672 | 0.3622 | -0.0123 | -0.1328 |

注) サンプルは、会計操作を行った倒産企業51社と、会計操作を行わなかった倒産企業12社である。***は1%、**は5%、*は10%水準で、それぞれ統計的にゼロと有意に異なることを示す（両側検定）。

よび非会計操作企業のOIBの平均値はともに、四半期-8から倒産に至るまで首尾一貫してマイナスである。OIBの中央値は、会計操作企業が倒産に至る6四半期前から、非会計操作企業が倒産に至る4四半期前からマイナスである。会計操作企業のOIBは非会計操作企業に比べて相対的に早い段階からマイナスになる傾向があるが、その差異はいずれの四半期も統計的に有意ではなかった。

5. 発見事項の要約

本論文では、株価と大株主の売買行動の時系列推移を調査することによって、倒産企業による会計操作が証券市場に与えた影響を実証分析した。

株価の分析からは、第1に、倒産企業の業績を

コントロールした場合でも、将来の企業倒産が有意差をもって株価に織り込まれる時期が、倒産日の約2年前であるという証拠を得た。この株価への織り込み時期は、須田・榎本・石川・音川（2004）の証拠と一致する。

第2に、倒産企業のうち会計操作の程度が高い企業の株価は、倒産日の約4～5年前の時点では他企業より有意に高かったが、倒産日の約2年前の時点で両企業の株価が有意に逆転するという証拠を得た。リサーチ・デザインとサンプルが異なるものの、証券市場が会計操作に誤導されていた可能性があるという証拠は、須田・榎本・石川・音川（2004）では得られていない新たな証拠である。また、将来の企業倒産を認知した時点と、当該企業の会計操作の程度を認知した時点が、倒産日の約2年前で一致するという証拠も新たな発

見事項である。

大株主の売買行動の分析からは、第1に、倒産企業の大株主が非倒産企業に比べて、倒産前に保有株式を積極的に売却するという証拠を得た。第2に、倒産企業のうち会計操作を行った企業の大株主は、会計操作を行わなかった企業の大株主に比べて相対的に早い段階から保有株式を売却する傾向が見られたが、その差異は統計的に有意ではなかった。

《注》

- 1) 図1は、 CR_{it} の平均値の結果である。中央値の結果も基本的に同様である。
- 2) 業績等がコントロールされていない本節のリサーチ・デザインでは、6年前～4年前の有意な差の原因は特定できない。
- 3) たとえば、倒産日が2010年12月28日のシルバー精工のケースでは、倒産前の最終決算期である2010年3月期に6、その1期前の2009年3月期に5、…、5期前の2005年3月期に1が与えられ、倒産前の計6決算期が分析対象となる。非倒産企業の[TIME=6]は、倒産企業の最終決算日から前後6ヶ月に終了する決算であり、倒産企業と同様に計6決算期が分析対象となる。なお、たとえば、2010年3月期のサンプルについては、2010年3月期の UE_{it} (= (2010年3月期の純利益-2009年3月期の純利益)÷2009年3月期末の総資産)が、2009年4月～2010年3月の月次リターンを用いて計測された CR_{it} (1式参照)と対応付けられる。 CR_{it} (UE_{it})は、±200%(±100%)を上下限にwinsorizeされている。
- 4) サンプルは、 CR_{it} が計測可能な1993年12月期～2010年9月期の310社の延べ1,568企業年である。このうち、倒産企業は155社の延べ790企業年、非倒産企業は155社の延べ778企業年である。
- 5) これは、サンプル抽出期間(1993年～2010年)の影響によるものと思われる。
- 6) 倒産企業のタイムトレンド変数の係数については、帰無仮説[$a_2 + a_3 = 0$]が統計的に高い水準で棄却される(Wald test, F値=17.8728, P値=0.0000)。
- 7) たとえば、TIME6は、倒産企業の倒産日前の最終決算期に該当するならば6、そうでなければ0が与えられている(TIME5～TIME2も同様)。対応する非倒産企業についても、同様の変数が設定されている。
- 8) なお、D1やD1*UEを独立変数に加えた場合も追加的に検証しているが、結論は基本的に同じである(以下同様)。
- 9) D2以外の変数の定義は、(2)式を参照されたい。
- 10) 会計操作企業は定義上、利益がプラスの企業だけとなる(榎

- 本・首藤(2013)参照)。したがって、本節では、[当期利益<0]の倒産企業は分析対象外であることに注意されたい。
- 11) 積極的会計操作企業のタイムトレンド変数の係数については、両側10%水準ではあるが、帰無仮説[$a_2 + a_3 = 0$]が棄却される(Wald test, F値=3.3229, P値=0.0691)。
 - 12) 須田・榎本・石川・音川(2004)は、会計操作の認知時点が「倒産の約半年前」であるという証拠を提示している。ただし、当該分析は、倒産企業の業績がコントロールされていない点に注意が必要である。
 - 13) 詳細は、池田・大来・町田(2007)などを参照されたい。
 - 14) さらに、大量保有報告書または変更報告書を提出した者は、こうした書類の記載内容が事実と相違する場合、または記載すべき重要な事項や誤解を生じさせないために必要である重要な事実の記載が不十分であると認める場合、すみやかに訂正報告書を提出しなければならない。
 - 15) 米国の証券取引所法は、役員、取締役、10%超の株式を保有する者をインサイダーとして定義し、それらの投資家が行う株式売買に対して一定の制限を課している。その1つが情報開示であり、すべてのインサイダーは、内部情報にアクセスできる立場にある企業の株式を売買した場合、その事実を規制当局に対して適時報告しなければならない。インサイダーが提出した報告書に基づいて、その売買行動を分析した実証研究としては、さしあたりSeyhun(1998)などを参照されたい。
 - 16) 提出された報告書の合計件数でデフレートしなかった場合の分析結果も基本的に同様である。
 - 17) 倒産企業と非倒産企業のそれぞれにおいて、少なくとも1件の報告書が分析対象期間に提出された時は、当該企業をサンプルとして抽出した場合の分析結果も基本的に同様である。
 - 18) 同一投資家・同一銘柄・同一報告義務発生日の訂正報告書が提出されている大量保有報告書または変更報告書を分析対象から取り除いた場合の分析結果も基本的に同様である。
 - 19) 平均値(中央値)の差の検定は、対応サンプルのt検定(Wilcoxonの符号付き順位検定)に基づいている。
 - 20) 平均値(中央値)の差の検定は、t検定(Wilcoxon検定)に基づいている。

《参考文献》

- 浅野信博・首藤昭信, 2004.「倒産企業の会計操作(二)―裁量的発生高の分析―」『会計』第165巻第5号, 123-138.
- 榎本正博・石川博行・音川和久, 2004.「倒産企業の会計操作(五)―証券市場に与えた影響―」『会計』第166巻第2号, 116-130.
- 榎本正博・首藤昭信, 2013.「倒産企業における会計操作の検出」『現代ディスクロージャー研究』第13号, 33-48.
- 池田唯一・大来志郎・町田行人(編著), 2007.「新しい公開買付制度と大量保有報告制度」商事法務.
- 音川和久, 2011.「会計上の損失と投資家行動」『国民経済雑誌』

第204巻第1号, 57-73.

Seyhun, H. N. 1998. *Investment intelligence from insider trading*. The MIT Press.

須田一幸・榎本正博・石川博行・音川和久, 2004. 「倒産企業の会計操作（六・完）—証券市場に与えた影響—」『会計』第

166巻第3号, 129-139.

White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4): 817-838.

公会計に関する国際比較研究のための覚書 —スペインの公会計の概要*

Escritos para un Estudio Comparativo Internacional de la Contabilidad Pública —Un Resumen de la Situación en España

柴 健 次(関西大学 教授)
Kenji Shiba, Kansai University

要 約

制度の国際比較には批判される点もあるが、その意義も否定できない。我が国の公会計の制度化が遅れていると認識が高いけれども、外国の制度を十分に理解しているとも思えない。そこで、一例として、スペインの公会計から学ぶべき点を抽出しようとした。何より重要なことは、予算の執行過程を会計対象として予算会計を成立させ、これと連動した財務会計をも確立させている点である。それゆえ予算の現金主義と財務会計の発生主義の併存で悩む各国に示唆を与えるこれらは矛盾ではなくて、異なる目的の併存だからである。この制度研究の蓄積がいずれ実証研究と結びつければ良いが、今はその始まりに過ぎない。

Summary

The comparison of systems between countries is sometimes criticized, but we cannot be denied that it has its meaning. Everybody recognize that the institutionalization of the public accounting in our country is far behind, but it doesn't seem that foreign systems are sufficiently understood. Therefore, I tried to extract the points from the public accounting in Spain, from which we can learn as an example. The most important thing is that the process of the budget is reflected on the budget accounting and there is a financial accounting system which is connected with them. This gives an answer to those who worry about the coexistence of the cash basis of the budget and the accrual-basis of the financial accounting, showing that they are not contradictory but the coexistence of different purposes. The accumulation of research on this system will lead to an empirical work in the future, but this is just the beginning.

1. はじめに

会計研究において制度研究の意義を認める立場から、公会計に関する国際比較研究を試みたいと思う。文化比較と同じで、制度比較から、自国制度の特徴や問題が見えてくる。しかし、制度の定義にもよるが、わが国の公会計制度は未だ十分に整備されているとはいえない。そのため制度比較の条件は整っていないというべきである。そうした場合、外国の制度研究に一定の価値が見いだされる。ただし、文献研究のみでは理解が及ばないことも多い。私は、機会を得て、スペインでの研

究に従事できるので、この機会に、同国の研究者の意見も踏まえて、スペインの公会計の概要を紹介したい。

スペインの公会計は1977年より始まる。日本の公会計が未整備だとする根拠は公会計制度が法的に開始されていないか、開始年度を特定できないことによる。日西で大学制度も研究状況も異なる。大学に序列がなく、各大学が優位性ある研究で名をあげているからである。公会計に関しては、他大学に先んじて、1990年から講義を開始し、実践と研究をリードしてきたのがサラゴサ大学である。その中心にいる Torres Pradas と Pina

*連絡住所：柴健次 〒564-8680大阪府吹田市山手町3丁目3番35号 関西大学会計専門職大学院

Martinesとの面談を通じて、この国の公会計へ導いていただいた¹⁾。

本稿は、Torres y Pina(2009)を底本とするが、同僚のGarcíaも参加して作成した講義録Torres, Pina y Garcia(2012) (非売品)も同時に参照する。他の文献は、TorresとPinaの説明を補足する意義を有する。

2. 公会計の範囲

我が国におけるいわゆる公会計は政府会計、なかでも地方自治体の会計を意味することが多い。私は、この傾向に対して、対象を政府に限定するならば政府会計と呼ぶべきであり、対象を政府に限定せず公共経営全般に広げるならば公会計と呼ぶべきであると主張してきた。Torres y Pina(2009)はじめ、スペインでは後者の用法で公会計という用語を用いている。そのため、公会計には多様な会計主体が想定されている。しかし、スペインでは、後述の「公会計基準〈PGCP〉」が適用される政府主体等²⁾と、「企業会計基準〈PGC〉」が適用される公企業主体及び社会保険主体に大別して論じられている。使用する勘定を統一するにも限界があり、多様な会計主体が政府主体と企業主体とに大別されるということと理解される。

3. 会計基準

スペインの会計統一化は、統一勘定表の制度化による会計統一の形式で実現している。Muños(2008)は会計統一化にイニシアチブを発揮した組織を表1のように整理している。彼はスペイン国内の会計統一化を国際的視野で捉えていることが分かる。

スペインの企業会計制度の統一は1973年の企業会計基準(PGC: Plan General de Contabilidad)³⁾に始まるが、表1のような諸組織の活動の影響を受けて、会計統一化の観点からの改訂が加えられ、1990年の改訂を経て、2007年PGCが最新版である。

一方、公会計制度の統一は、1977年の一般予算法に始まる⁴⁾が、1981年に公会計基準(PGCP: Plan General de Contabilidad Pública)の暫定版が、ついで1983年にPGCPが作成される。その後、1994年に改訂され、2010年PGCPが最新版である。

PGCP2010もPGC2007も同じ構成で、第1部が「会計の概念フレームワーク」、第2部が「認識と評価の基準」、第3部が「年次財務諸表」、第4部が「勘定コード」、そして第5部が「用語の定義」となっている。なお、PGCP2010とPGC2007の決定的相違は、PGCPの勘定コードには「グループ0 予算統制上の勘定」が存在するのに対して、PGCにはそのような勘定グループがない。また、

図表1 会計統一化の範囲と主導組織

| | 公共部門 | 私的部門 |
|------|---|---|
| 世界 | 国際連合 (ONU) 経済協力開発機構 (OCDE) | 国際会計基準委員会 (IASB) 国際会計士連盟 (IFAC) 証券監督者国際機構 (IOSCO) |
| 地域 | 欧州連合 (UE) アフリカ会計審議会 (CAC) | 欧州会計士連盟 (FEE) その他 |
| スペイン | 会計監査局 (ICAC) 証券市場委員会 (CNMV) スペイン銀行 (BE) 保険及び年金基金総局 (DGSFP) | スペイン会計経営協会 (AECA) スペイン会計指令協会 (ACODI) スペイン会計教授協会 (ASEPUC) その他 |

PGCPは地方政府用PGCPもあり、PGCには中小企業用PGCもある。スペインの会計を理解するには両基準をすべて紹介すべきであるが、手元にあるPGCP2010が934頁、PGC2007が699頁と膨大な量であるので、詳細な内容は直接読んでいただくしかない。ここでは、次節に第1部の概念フレームワークから両者の異同を読み解くヒントを抽出することにする。それを踏まえて、第4部の勘定コードの大分類の対比を行っておきたい。

4. PGCP2010とPGC2007の異同

PGCP2010とPGC2007の第1部はともに「概念フレームワーク」である。いずれも似た構成をとっている。すなわち、

- 1 年次財務諸表の忠実なる表現
- 2 年次財務諸表に含められる情報
- 3 会計原則
- 4 年次財務諸表の構成要素
- 5 構成要素の記録・認識の規準
- 6 評価の規準
- 7 一般に認められた原則や基準（PGC2007だけ）、である。

以上のうち、PGCP2010とPGC2007の異同を確認するとして、「7一般に認められた原則や基準」がPGCP2010に存在しないことは一目瞭然である。公会計の分野に一般に認められた原則や基準という概念がなじまないのであろう。これを除くと、財務諸表とその構成要素（項目4と項目5）と、会計原則（項目3）が分かりやすいのではないかと思う。

まず、図表2として「PGCP2010とPGC2007の異同（1）財務諸表とその構成要素」を示しておく。公共主体と営利企業の決定的相違は営利性の有無にあり、それが財務諸表やその構成要素の相違となって表れてくることが確認できよう。

図表2に明らかなように公会計の体系がやや複雑になっている。それは予算会計と財務会計の双方を実行する必要があるからである。TorresとPinaへの面談でもこの点を質問したが、スペイン方式があるとするれば予算会計と財務会計が別個のものとして存在していないということである。予算は現金ベースで規律されておりこれが変更されることはない。一方、財務会計は発生ベースの情報が必要とされている。予算執行段階から複式簿記ののっとり記録されていく点が他国と異なる点

図表2 PGCP2010とPGC2007の異同（1）財務諸表とその構成要素

| | PGCP2010 | PGC2007 |
|-------------|---|---|
| 1 財務諸表 | <ol style="list-style-type: none"> 1 貸借対照表 2 純資産増減原因計算書 3 純資産変動計算書 4 キャッシュ・フロー計算書 5 予算執行計算書 | <ol style="list-style-type: none"> 1 貸借対照表 2 損益計算書 3 純資産変動計算書 4 キャッシュ・フロー計算書 |
| 2 財務諸表の構成要素 | <ol style="list-style-type: none"> 1 貸借対照表項目 資産 activos 負債 pasivos 純資産 patrimonio neto 2 純資産変動要因 収入⁽⁶⁾ ingresos 費用 gastos 3 予算項目 歳出 gastos presupuestarios 歳入 ingresos presupuestarias 4 固定資産項目 支出 cobros 収入 pagos | <ol style="list-style-type: none"> 1 資産 activos 2 負債 pasivos 3 純資産 patrimonio neto 4 収益 ingresos 5 費用 gastos |

であろう。ここでは、発生ベースの予算という発想はないといえる。

つまり、予算会計と財務会計が別々の体系として存在する形式を主張するか、予算会計を陳腐化したものとして発生ベースの会計の考え方を予算改革に持ち込もうとする主張は良く見かけるが、予算会計の欠点を財務会計が補い、両者の記録体系（簿記）を一体化しようとする試みはスペインに特有かもしれない。

次に会計の基本的考え方を要約した会計原則を確認しよう。図表3がそれである。ここでも確認できるように、政府主体と営利企業が行う経済活動に関しては類似の会計原則を設け、他方で、政府主体に固有の予算制度に関連する収支に関しては固有の会計原則を設けている。両者に共通する原則のうちの第一の原則は「継続政府」の原則を置くこと自体がナンセンスであることから「継続事業」とされている。これを「継続経営」と直訳してもかまわないが、政府の活動という意味で「事

業」とした。

以上確認指摘してきた異同は具体的な会計処理を行う場合に依拠する勘定コードにおいても確認できる。この勘定コード表こそPGCPやPGCの中核であり、このコードがあってこそ会計の自動化（機械化、コンピュータ化、XBRL化）ができるのである。なお、PGCP2010とPGC2007が制定される前にはグループ8とグループ9がないことから、スペインの会計統一化が、国際的な会計の統一化と歩調を合わせて進行していることが窺える。

5. スペイン公会計制度の発展

Domingues(1972)は、1963年公表のCrlafell教授の勘定統一化構想(Plan de Cuentas Integral)を紹介しつつ、当時の公会計改革の方向性として勘定の統一化と会計の自動化を主張している。Crlafell教授のPlanは現在のPGCPに通ずる発想

図表3 PGCP2010とPGC2007の異同 (2) 会計原則

| | PGCP2010 | PGC2007 |
|-----------------------------|---|---|
| 両者に共通する原則： 経済財の特質に関連する原則 | 継続事業の原則 発生主義の原則 単一性の原則 保守性の原則 総額主義の原則 重要性の原則 | 継続企業の原則 発生主義の原則 単一性の原則 保守性の原則 総額主義の原則 重要性の原則 |
| PGCP固有の原則： 予算の特質に関連する原則 | 見積計算の原則 非対応の原則 | _____ |

図表4 PGCP2010とPGC2007の異同 (3) 勘定コード

| | PGCP2010 | PGC2007 |
|-------|----------------------|-------------|
| グループ1 | 財政基盤（純資産） | 財政基盤（資本） |
| グループ2 | 非流動資産（固定資産） | 非流動資産（固定資産） |
| グループ3 | 流動資産（棚卸資産） | 流動資産（棚卸資産） |
| グループ4 | 事業債権債務 ⁶⁾ | 営業債権債務 |
| グループ5 | 金融債権債務 | 金融債権債務 |
| グループ6 | 購入及び費用 | 仕入及び費用 |
| グループ7 | 販売及び収入 | 売上及び収益 |
| グループ8 | 純資産直入借方項目 | 純資産直入借方項目 |
| グループ9 | 純資産直入貸方項目 | 純資産直入貸方項目 |
| グループ0 | 予算統制勘定 | _____ |

であること、また1973年には企業会計基準であるPGCが制定されていることから、Domingues (1972) から公会計制度化前夜の様子を垣間見ることができる。

Torres y Pina (2009) は、1977年以降（2004年までの）のスペイン公会計制度の発展を1表にまとめている。この表の元になる年表にはより詳しい発展が示されているがここでは割愛した。また、公企業と社会保険には民間のPGCが適用されるため、表下段にPGCが加えられている。なお、PGC2007とPGCP2010は筆者が書き足した。

この表をPGCとPGCPの制定・改正時期に着目してみると、1970年代の制度化、1990年代前半の改正、2000年代後半の改正（これが現行制度）と官民の会計基準の制定・改正が連動している。PGCPはPGCに遅れて制定・改正されていることから連動性が窺える。

Torres y Pina (2009) によれば、1981年10月14日の大臣指令によりPGCPが承認されている。その際、PGCP1981は民間企業の会計情報と公共部門のその調和化を図る観点からPGC1973を模している。1977年から改革が進められてきたが、PGCP1981により制度化が行われた。その目的は、公会計の現代化、公共部門の多様な主体によって提供される会計情報の標準化、そして、標準化された情報の国民会計への統合である。この

ように制度化当初より、民間企業の会計情報との調和化、マクロ会計である国民会計への利用が意図されている。

6. スペイン公会計の教育

サラゴサが公会計に関してスペイン国内では最も講義経験の豊かな大学なので、そこで使用されているテキストTorres y Pina (2009) とそれに基づくパワーポイントの講義録Torres, Pina y Garcia (2012)（非売品）を参考に、講義内容を確認しよう。

まず、テキストの目次から確認しておく。

- 第1章 公共経営の会計
- 第2章 歳出予算の会計
- 第3章 歳入予算の会計
- 第4章 固定資産の会計
- 第5章 投資の会計
- 第6章 財政基盤の基礎（純資産の会計）
- 第7章 予算外活動の会計
- 第8章 財政収支の分析
- 第9章 地方政府の年次財務諸表
- 第10章 スペインにおける公会計の法的枠組み
- 第11章 公共経営の年次財務諸表の分析と解釈
- 第12章 公共部門の統制と監査

Torres y Pina (2009) のテキストは財務会計

図表5 スペイン公会計制度の発展

| | LGP 1977 | PGCP 1981-83 | SICOP 1986 | ICAL 1990 | PGCP 1994 | IC 2002 | LGP 2003 | ICAL 2004 | PGCP * | PGCP 2010 |
|------|-------------|-----------------|---------------|--------------|--------------|------------|-------------|--------------|-----------|--------------|
| | ↓ | ↓ | ↓ | ↓ | ↓ | ↓ | ↓ | ↓ | | ↓ |
| ↑ | | | | ↑ | | | | | ↑ | |
| 1973 | | | | 1990 | | | | | 2007 | |
| PGC | | | | PGC | | | | | PGC | |

Torres y Pina (2009) p.275の表にPGC2007とPGCP2010を加筆した。

表注：PGCP 公会計基準、LGP 一般予算法、SICOP 国家予算会計情報システム、ICAL 地方行政会計手続、IC 国家一般行政会計手続、PGC 企業会計基準。
* この期間は未確認のために補筆していない。

及び監査の領域を扱っているが、Torres, Pina y Garcia (2012) (非売品)では、ほぼ同じ内容をカバーしたうえで、「内部統制と外部統制」及び「予算と目的別管理」を加えており、講義の範囲の拡大を確認できる。

もちろんサラゴサ大学のテキストや教材だけでなくすべてではないので、Carrasco (2011) も確認しておこう。

- 第1章 公共部門の範囲と予算への入門
- 第2章 公会計
- 第3章 PGCP2010の公会計概念フレームワーク
- 第4章 歳出予算の執行手続きの会計化
- 第5章 歳入予算の執行手続きの会計化
- 第6章 収入の裏付けのある支出
- 第7章 経済的活動
- 第8章 金融的活動
- 第9章 純資産
- 第10章 金融負債と引当金
- 第11章 予算の手続き
- 第12章 執行完了の手続き
- 第13章 期間会計情報1 貸借対照表、経済財の純増減、予算執行表、注記
- 第14章 期間会計情報2 純資産変動計算書及びキャッシュ・フロー計算書
- 第15章 公共主体の年次財務諸表の分析
- 第16章 公共主体の経済活動及び金融活動の統制
- 第17章 管理のための会計分析及び指標化

こちらのテキストは877頁と章も豊富であるが、予算会計と財務会計をともに重視している点、PGCP2010に準拠して説明されている点でTorres y Pina (2009) と類似点があるほか、彼らが教材で補っていた管理会計の章が設けられている。スペインでは、企業財務会計も公会計もともに、生み出された会計情報の使い方に多くの努力が割かれているように思われる。図書館でもネットで確

認しても「分析」と名のつく書物が多いし、訪問先のアルカラ大学でも分析の講義を持っている先生が多いように思われた。この点、会計情報の作り方に重点を置く我が国と対照的であるとの印象を得た。

TorresとPinaを訪問したときがちょうど期末試験の時期であったので、公会計の試験問題をいただいた。概要は紹介すると伝えたが、そのまま転載できないので、参考までに試験内容(試験問題)の概要を紹介する。なお、PGCP2010に従って解答するように求めている。

資料 地方政府XXの2011年度貸借対照表
同、2012年の歳出、歳入予算
期中の取引(8項目)

問題 以下に答えよ
2012年歳出と歳入の開始記入
2012年期中取引の会計記録
2012年予算の締め切り
2012年貸借対照表の作成

一見してわかるように、我が国における簿記の典型的な問題に類似した出題形式である。公会計における複式簿記の歴史が長いので、大学の試験もこうした計算問題が出題できるのであろう。学生たちはいつも公会計でも企業会計でも同じだかテキストの付録の勘定コード表を持ち歩いている。このコード表の裏面は財務諸表のひな形も記載されていて学習に便利である。

7. スペイン公会計の特徴と研究課題

本稿は筆者が2012年10月から3か月の間に、ザラゴサ大学を訪問し、そのコメントを参考に収集した資料を急ぎ取りまとめて紹介したに過ぎない。膨大な資料をどのように読んでいけば良いかという程度には役立つかもしれぬが、とてもスペインの公会計制度のすべてが分かるというもので

はない。

それでも我が国における公会計研究に大いに参考になるヒントが得られた。従来の我が国の公会計の議論では、予算情報では意思決定に役立つたないので、複式簿記・発生主義に基づく財務会計を導入すべきであるとし（ここまではスペインも同じであるとしよう）、予算制度とは別にかかる財務会計制度を構築することが公会計改革であるとする意見が大半で、中には、発生主義予算を導入せよとの主張もある。隣の韓国では、スペインの公会計も参考にしたというにもかかわらず、予算と財務会計の2本立てになっていて、日本より会計の制度化が進んでいるにもかかわらず、ダブルスタンダードの問題を解決できていない。

スペインでは予算も発生主義会計もともに重要だという。そのためには予算の執行過程から会計処理に組み込まなければならない。すなわち予算の会計化を組み込んでこそ予算会計が成立する。この予算会計は現金主義である。一方、財務会計は発生主義である。したがって、予算会計と財務会計が接点を持たなければ、予算から一貫した情報処理の産物として財務諸表を誘導できない。これが統一勘定コードの「グループ0」である。

サラゴサのテキストも他のテキストも予算の会計化に相当数の頁を割いている。発生主義が適用される財務会計の領域は、企業会計の知識があればわかるということかもしれないが、簡単な説明で終わる。このあたりが気になるので何度も確認したが、予算会計において固定資産投資は実際支出額で記録される。この数値が財務会計における固定資産の取得原価として引き継がれる。そして決算修正で減価償却費が認識されるので、財務会計は発生主義になる。

こういう理屈は我が国でも理解されよう。問題は、予算の執行の記録までを公会計とするか否かである。スペインはそこまでを公会計としている

ので、予算段階における財政規律は堅持する一方で、財務会計情報の分析に基づく意思決定にも配慮する。しかも統一勘定コードをいち早く導入した理由がマクロ経済の分析に役立つことにあ

るので、以上を踏まえて、今後の研究課題を導出しないといけない。その際に、かかる国際制度比較研究に意義があるか否かの論争を突破する必要がある。制度の相違を捨象して比較可能な行動や事象に基づき仮説実証を重ねて国際比較を行う研究者がいる。一方で、制度の相違には相違を生み出すに違いない社会的・文化的背景があるとして、丹念に外国の制度を解釈する研究者もいる。前者の研究からは後者が批判される。その理由は、これ以上はわからないという原因を社会が違う、文化が違うという結論で終わらせるからである。しかし、後者の研究であっても、社会や文化の相違を説明できる変数まで還元して、国際比較可能なら、前者の研究の欠点までカバーできる。

では有益な国際比較研究とは何か。いかなる基準に基づいて有益と言いうるかが問題になる。自分自身の研究に直接関連がないか、資金調達に結びつかないから有益でないと考えるのか。外国との比較で相違点が見つかるつど、その理由をあらゆる角度から考えることによって自国を知るきっかけとなるから有益なのか。筆者は後者の立場である。

可能なら私を感じた相違点を変数に分解して、須田先生に実証してほしかった。私的感情で結ぶのは良くないかもしれないが、それがかなえられない以上、実証研究と制度研究の接点を探し続けるしかない。

《注》

- 1) Torres と Pina への面談は、2012年11月12日・13日の2日間にわたり、神戸大学の松尾貴己教授とともに実施した。

- 2) わが国で言えば、中央政府と地方公共団体が該当するが、PGCが適用されないすべての組織も含む。
- 3) PGCあるいはPGCPをどう訳するかは時間をかけて検討するとして、ここでは一応「企業会計基準」、「公会計基準」としておく。記述に当たっては略号を用いる。日本のフランス会計研究者がフランスのそれをカタカナ表記する特別な意味合いを理解できないので、当面、カタカタ表記することは避ける。
- 4) 1977年以前の伝統的の公会計は、本質的に行政会計(官庁会計)である点、複式簿記を使っていない点、フロー会計でありストック情報を欠いていた点、予算会計として合規性に重点があり意思決定情報に不足していた点などの特徴がある(Torres y Pina (2009), p.10)。
- 5) 営利企業の収益に対応するが営利性がないので収益と訳さなかった。しかし、費用は非営利でも通用する概念である。
- 6) PGC2007のグループ4及びPGCP2010のグループ5と明確に区別するため「債権債務」という元タイトルに「事業」を付加しておいた。

《参考文献》

Asociación Española de Contabilidad y Administración de

- empresas (AECA), 2001.Marco conceptual para la información financiera de las Administraciones Públicas, Document num.1, Madrid.
- Carrasco D., D. Coord. 2011. Contabilidad Pública Adaptado al PGCP 2010 Fundamentos y Ejercicios, Ediciones Pirámide, Madrid.
- Domingues A.,M., 1972. Consideraciones sobre la posible reforma de la contabilidad del sector publico Español, Revista Española de Financiación y Contabilidad, Vol.1 n.1, pp.159-164, Madrid.
- Domingues J. M. y Sánchez C. J., 2012. Planes Generales de Contabilidad pública y para la Administración General del Estado, Edición Actualizada 2012, Editorial Technos, Madrid.
- Muñoz J., J., 2008. La Normarización Contable en España, en Contabilidad Financiera (Muñoz J. Coord.), Perason, Madrid.
- Torres P., L. y Pina. M.,V., 2009.Manual de Contabilidad Pública Adaptad al Plan de cuentas de la Administración local (incluye casos prácticos) 6ª edición, Centro de Estudios Financieros, Madrid.
- Torres P., L., Pina. M., V. y García L.,J., 2012. Contabilidad Pública, Universidad de Zaragoza, Zaragoza, no publicado.

金融商品会計基準と 「その他有価証券」の投資行動*

Accounting Standards for Financial Instruments and the Investment Behavior of "Other Securities"

薄 井 彰(早稲田大学 教授)
Akira Usui, Waseda University

要 約

本研究は金融商品会計基準が企業の証券投資行動に及ぼす影響を実証的に調査している。金融商品会計基準は、すべての保有有価証券を(1)売買目的有価証券、(2)満期保有目的債券、(3)子会社株式および関連会社株式、あるいは(4)「その他有価証券」に分類することを要請している。売買目的有価証券と「その他有価証券」は公正価値で評価される。それゆえ、財務諸表は持ち合い株式を含む「その他有価証券」のボラティリティーを反映することになる。本分析の証拠によれば、2000年代前半では、「その他有価証券」の投資は金融機関の株式保有割合とプラスに相関していた。銀行株式保有制限法は金融機関が株式に投資できる総量を制限している。本研究は公正価値会計と銀行株式保有制限法の双方が日本企業の投資行動に直接的に影響していることを示唆している。

Summary

This study empirically examines the effect of accounting standards for financial instruments on investment in securities. Accounting standards for financial instruments require that all holding securities are classified as (1) trading securities, (2) held-to-maturity debt securities, (3) equity securities issued by subsidiaries and affiliates, or (4) "Other securities". Trading securities and "Other securities" are measured at fair value. Therefore, financial statements reflect the volatility of "Other securities", including cross-holding stocks. The analysis provides evidence that in the early 2000s, the amount of investment in "Other securities" was positively related to the shareholding ratio by financial institutions. Act on limitation on shareholding by banks and other financial institutions limits the amount that financial institutions can invest in stocks. The study suggests that both fair value accounting and the Act directly affect the investment behavior of Japanese firms.

1. はじめに

Watts and Zimmerman (1978) は、会計数値を調整して得られる限界収益が限界費用と一致するポイントまで、会計基準の変更に応じて、企業が会計数値を調整することを仮説提示した。Watts and Zimmerman の Positive Accounting Theory はわが国の会計研究に大きな影響を及ぼしている (例えば、岡部 (1994)、須田 (2000))。

会計基準の新設あるいはその変更は企業の会計行動や投資行動に変更をもたらす可能性がある。しかしながら、会計基準に関する Watts and Zimmerman の仮説を検証する研究はわが国ではほとんど行われていない。例外的な研究としては、経済産業省 (2003) が2000年代初頭の会計制度改革が企業行動に及ぼした影響を調査している。

この経済産業省のプロジェクトの一環として、薄井・須田 (2004) は、経営者が2000年代初頭

* 本論文は須田一幸教授を偲んで執筆されたものである。なお、本論文は公益財団法人日本証券奨学財団の研究助成金を受けた。また、本論文の基礎となる研究は日本学術振興会科学研究費補助金の財政的支援を受けている。

の連結会計への移行、公正価値会計、税効果会計といった会計制度改革を与件として、長期的な株式持ち合い関係を調整し、企業業績を向上させていたことを明らかにした。また、薄井・須田(2004)は、(1)持ち合い株式の放出の理由の一つが銀行等の相手が持ち合い株式を放出した結果によること、(2)経営者が自身のビジネスリスクに応じて持ち合い株式等の資産配分を決定していたことを発見した。

薄井・須田(2004)の重要な発見は持ち合い株式の会計処理基準の変更に応じて企業が資産の投資選択を行うということであった。当時、有価証券の会計処理は、1999年に企業会計審議会が公表した「金融商品に係る会計基準」(以下、金融商品会計基準という。)に従っていた。この金融商品会計基準では、(1)売買目的有価証券は時価で評価し、評価差額は損益計算書上、評価損益として計上する、(2)満期保有目的債券は取得原価により評価する、(3)子会社株式および関連会社株式は取得原価により評価する、(4)その他有価証券は時価で評価し、評価差額は貸借対照表上、資本の部に直接計上することになった。さらに、その他有価証券の時価評価により、税効果会計上の一時差異が生じるので、税金相当額が繰延税金負債または繰延税金資産に計上された。「その他有価証券」の時価評価は2002年3月期から適用されている。持ち合い株式は長期保有の有価証券であり、「その他有価証券」に分類される。持ち合い株式等の「その他有価証券」のボラティリティーが直接的に貸借対照表に反映することになる。

とりわけ、銀行では、「その他有価証券」の公正価値評価が自己資本比率規制(BIS規制)に直接に影響することになった。日本の銀行は保有株式の価格変動がビジネスリスクに関連するようになったのである。2001年11月に「銀行等の株式

等の保有の制限等に関する法律」(以下、「銀行株式保有制限法」という。)が制定され、銀行等は株式保有を自己資本の範囲に制限された。銀行等の株式保有制限条項の施行は当初2004年9月であったが、2006年9月まで延期された。そのため、金融機関は2006年9月までに保有株式が自己資本の範囲に収まるまで売却しなければならなかった。

金融商品会計基準の導入と銀行株式保有制限法の施行を契機として、銀行等は持ち合いの解消あるいは投資先の入れ替えを実施していた。金融商品会計基準の導入は、事業法人の長期保有目的有価証券の投資意思決定にも影響を及ぼしている可能性がある。本論文は薄井・須田(2004)のサンプルを拡大して、金融商品会計基準が「その他有価証券」の投資に及ぼす影響を調査している。

続く第2節では1999年金融商品会計基準の経済的影響に関して、薄井・須田(2004)の調査を概説する。第3節では薄井・須田(2004)を基礎として、金融機関と事業法人の持株割合が企業の投資行動に及ぼす影響に関する仮説を構築する。第4節ではリサーチデザインとサンプルデータ、第5節では実証結果について述べる。第6節では結論を導く。

2. 1999年金融商品会計基準の経済的影響：薄井・須田(2004)調査

薄井・須田(2004)は経営者が会計制度改革を与件として、企業業績を向上するように持ち合い株式の保有量を決定していることを明らかにした。サンプルは日本総合研究所(2002)の「会計基準の変更が企業経営に与えた影響に関する調査」において株式持ち合いに関する質問に有効回答の得られた481社のうち、最終的に変数の推計に必要なデータの得られた363社である。調査期

間は1989年4月期-2000年2月期の会計制度改革以前と、2000年3月期から2002年3月期の会計制度改革の時期である。平均すれば、2001年には企業は持ち合い株式総数の6.1%を放出し、一方、相手企業も7.4%を放出していた。

薄井・須田（2004）はDemsetz and Vilalonga（2001）やCui and Mak（2002）と同様に、2段階最小2乗回帰によって所有構造と企業業績の関係を検証した。

Model A:

$$\begin{aligned} AVEQ_i = & a_0 + a_1 CHRATIO_i + a_2 COE_i + a_3 FinInst_i \\ & + a_4 SIZE_i + a_5 DEBT_i + a_6 ADSALE_i \\ & + a_7 RDSALE_i + a_8 CAPSALE_i \\ & + a_9 GRWSALE_i + e_{1i} \end{aligned}$$

Model B:

$$\begin{aligned} CHRATIO_i = & b_0 + b_1 RESEARCH_i \\ & + b_2 CONSOLIDATION_i + b_3 CASHFLOW_i \\ & + b_4 TAXES_i + b_5 FAIRVALUE_i \\ & + b_6 FOREIGN_i + b_7 IMPAIRMENT_i \\ & + b_8 PENSION_i + b_9 SIZE0_i + b_{10} DEBT0_i \\ & + b_{11} ADSALE0_i + b_{12} GRWSALE0_i \\ & + b_{13} CATRATIO_i + b_{14} AVEQ_i + b_{15} SDROA_i \\ & + a_{16} SDRET0_i + e_{2i} \end{aligned}$$

Model Aでは、平均Tobinのq（AVEQ）は、Model Bによって推計された持ち合い株式放出割合（CHRATIO）、役員持株割合（COE）、金融機関持株割合（FinInst）のガバナンス関連指標、コントロール変数（SIZE、DEBT、ADSALE、RDSALE、CAPSALE、GRWSALE）によって回帰された。

Model Bの持ち合い株式放出割合（CHRATIO）は、会計制度改革の影響度（RESEARCH、CONSOLIDATION、CASHFLOW、TAXES、

FAIRVALUE、FOREIGN、IMPAIRMENT、PENSION）と1989年4月期-2000年2月期の会計制度改革以前のデータから推計されたコントロール変数（SIZE0、DEBT0、ADSALE0、RDSALE0、CAPSALE0、GRWSALE0、AVEQ0）、持ち合い株式が放出された割合（CTRATIO）、ビジネスリスク（SDROA）と株式リスク（SDRET0）によって推計した。Appendixで各変数の定義を説明している。

表1は2段階最小2乗回帰の推計結果である。第1段階のModel Bの推計結果は会計基準の変更（連結会計制度への移行、有価証券・デリバティブの公正価値評価、税効果会計の導入）が企業の持ち合い株式の選択行動に影響を及ぼしたことを示唆している。また、他社から株式持ち合いを解消されるほど持ち合い株式を放出していた。興味深いのは、ビジネスリスク（SDROA）が高い企業ほど、持ち合い株式を放出していたことである。

第2段階のModel Aでは、持ち合い株式放出割合（CHRATIO）は、他の要因をコントロールしてもなお、Tobinのqで測定した企業業績（AVEQ）と統計的に有意なプラスの関係であった（係数 0.007 有意確率=0.011）。

薄井・須田（2004）の結果はWatts and Zimmerman（1978）の予想を裏付けるものであった。経営者は連結会計への移行、公正価値会計、税効果会計といった一連の会計制度改革を与件として、従来の長期的な株式持ち合い関係を調整し、企業業績を向上させていた。そして、銀行等の持ち合いの相手が持ち合い株式を放出に応じて、経営者は、自身のビジネスリスクに応じて持ち合い株式等の資産配分を決定していた。

薄井・須田（2004）において残された問題は、企業と銀行の関係が明示的に分析されていないことであった。持ち合いの主な相手である銀行ほど

のような要因で持ち合い株式を放出していたか。 解明であった。

特に、2001年の銀行株式保有制限法の影響は未

表1 2段階最小2乗回帰の推計結果

| Model A | | 予想される 符号 | 推計値 | 有意確率 |
|---------------|---|-------------|---------|-------|
| 変数 | 説明 | | | |
| 従属変数 | | | | |
| AVEQ | (普通株式時価総額+優先株簿価+総負債)/総資産 | | | |
| 変数 | | | | |
| CHRATIO | 推計された持ち合い株式放出割合 | + | 0.007 | 0.011 |
| COE | 役員持株割合 (新会計基準期間の平均) | + | 1.085 | 0.042 |
| FinInst | 金融機関持株割合 (新会計基準期間の平均) | + | 0.346 | 0.294 |
| SIZE | 連結資産の自然対数 (新会計基準期間の平均) | - | 0.011 | 0.731 |
| DEBT | 総負債/総資産 (連結) (新会計基準期間の平均) | + | 0.019 | 0.920 |
| ADSALE | 売上高広告宣伝費比率 (単独) (新会計基準期間の平均) | + | 1.559 | 0.405 |
| RDSALE | 売上高研究開発費比率 (単独) (新会計基準期間の平均) | + | 7.646 | 0.000 |
| CAPSALE | 売上高設備投資比率 (単独) (新会計基準期間の平均) | + | -0.051 | 0.899 |
| GRWSALE | 増収率 (前年比) (連結) (新会計基準期間の平均) | + | 4.663 | 0.000 |
| (定数) | | | 0.602 | 0.069 |
| | 自由度調整済み決定係数 | | 0.292 | |
| | F値 | | 17.620 | |
| | F値の有意確率 | | 0.000 | |
| Model B | | | | |
| 変数 | 説明 | 予想される 符号 | 推計値 | 有意確率 |
| 従属変数 | | | | |
| CHRATIO | | | | |
| 変数 | | | | |
| RESARCH | 研究開発費会計基準の新設の影響度 | ? | -2.224 | 0.170 |
| CONSOLIDATION | 連結会計中心の開示制度の影響度 | ? | 2.793 | 0.040 |
| CASHFLOW | キャッシュ・フロー計算書導入の影響度 | ? | 0.600 | 0.602 |
| TAXES | 税効果会計導入の影響度 | ? | -3.027 | 0.024 |
| FAIRVALUE | 有価証券時価評価の影響度 | + | 1.312 | 0.007 |
| FOREIGN | 外貨建取引等会計処理基準の影響度 | ? | -2.065 | 0.359 |
| IMPAIRMENT | 販売用不動産減損処理の影響度 | ? | 2.223 | 0.240 |
| PENSION | 退職給付会計導入の影響度 | ? | 0.621 | 0.482 |
| SIZE0 | 連結資産の自然対数 (旧会計基準期間の平均) | - | -0.484 | 0.402 |
| DEBT0 | 総負債/総資産 (連結) (旧会計基準期間の平均) | + | 10.878 | 0.012 |
| ADSALE0 | 売上高広告宣伝費比率 (単独) (旧会計基準期間の平均) | + | -25.726 | 0.462 |
| RDSALE0 | 売上高研究開発費比率 (単独) (旧会計基準期間の平均) | + | 13.796 | 0.732 |
| CAPSALE0 | 売上高設備投資比率 (単独) (旧会計基準期間の平均) | + | 3.998 | 0.749 |
| GRWSALE0 | 増収率 (前年比) (連結) (旧会計基準期間の平均) | + | -7.857 | 0.373 |
| CTRATIO | 持合株式が放出された割合 | + | 0.684 | 0.000 |
| AVEQ0 | AVEQ (旧会計基準期間の平均) | + | 0.196 | 0.713 |
| SDROA0 | ROAの標準偏差 (旧会計基準期間) | + | 0.978 | 0.061 |
| SDRET0 | 日々株式リターンの標準偏差1 (1989年4月1日から2002年2月29日) | + | 0.292 | 0.805 |
| (定数) | | | -5.388 | 0.465 |
| | 自由度調整済み決定係数 | | 0.459 | |
| | F値 | | 18.107 | |
| | F値の有意確率 | | 0.000 | |

(出所) 薄井・須田 (2004)

3. 仮説の構築

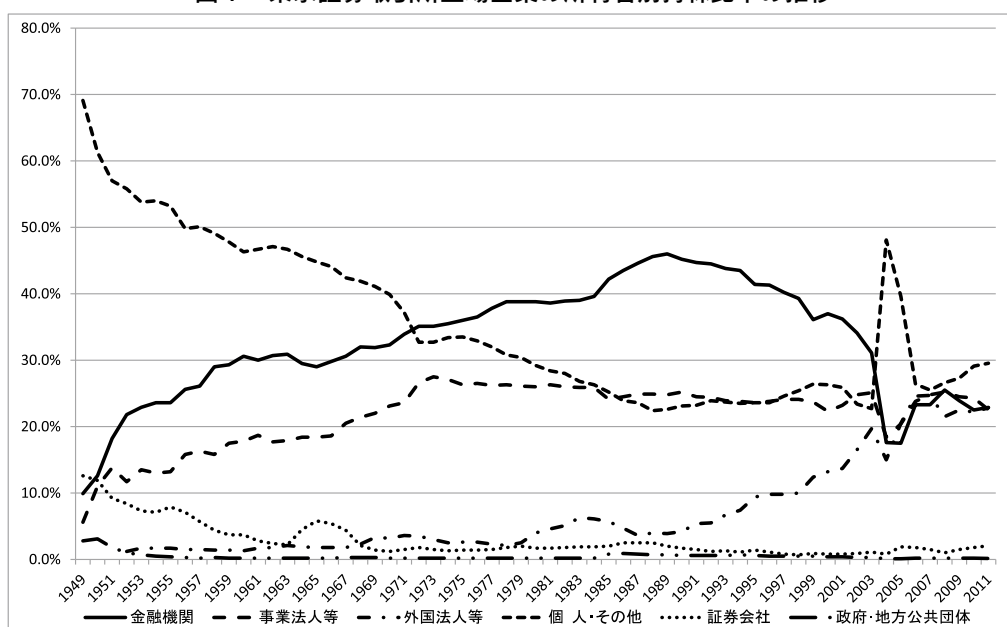
図1は東京証券取引所上場企業の所有者別持株比率の推移である。東京証券取引所が再開された当時、個人が企業の発行済み株式の69.1%（1949年度）を保有していた。これは、財閥解体で放出された株式は、持株整理委員会を通じて、従業員や個人に売却されていったからである。しかし、その後、個人持株比率は一貫して低下し、2011年度には29.5%になった。他方、金融機関と事業法人の持株比率は増加傾向にあった¹⁾。金融機関の持株比率は1949年度の9.9%から1989年度の46%まで上昇し、バブル崩壊後、減少に転じ、2011年度には22.9%にまで低下した。事業法人持株比率は11.0%（1949年度）から22.3%（2011年度）に増加している。また、外国法人等持株比率は

1952年度1.2%から2011年度22.8%に大幅に増加している。

株式持ち合いは年々解消されている。大和総研調査（伊藤（2011））によると、上場企業による株式の持ち合い比率は、1991年度から2009年度までの期間、金額ベースで27.8%から6.5%に、株数ベースで23.7%から4.9%まで大幅に低下している。とりわけ、1999年の金融商品会計基準導入や2001年の銀行株式保有制限法の施行を契機に、銀行は保有株式の再構成を行わなければならなかった。

薄井・須田（2004）では、相手が持ち合い株式を売却するほど企業は持ち合いの解消を進めていた。事業法人や金融機関が「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」を売却（購入）すると予想される。

図1 東京証券取引所上場企業の所有者別持株比率の推移



（出所）東京証券取引所「長期統計：所有者別持株比率の推移」

（<http://www.tse.or.jp/market/data/examination/distribute/2010.html>）から作成。

（注）2004年度から2006年度の数値は、ライブドアによる大幅な株式分割の実施等から、2004年度調査から単元数が大幅に増加し、ライブドア1社の単元数が集計対象会社全体の単元数の相当数を占めることとなった影響を受けている。

そこで、以下の2つの仮説を検証する。

仮説1 金融機関の株式保有割合が減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

仮説2 事業法人の株式保有割合が減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

さらに、2001年11月の銀行株式保有制限法の施行から、株式保有制限条項の施行期限の2006年9月までの期間、金融機関は保有株式を再構成する誘因があったと予想される。そこで、次の仮説を検証する。

仮説3 銀行株式保有制限法を契機として金融機関が株式保有割合を減少（増加）するほど、企業はその他有価証券の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

4. リサーチデザインとサンプル

4.1. リサーチデザイン

薄井・須田（2004）によれば、持ち合い株式の売却は双方の合意、あるいは相手が売却するという理由で実行されると推測される。2000年代には、持ち合いの相手である銀行には銀行株式保有制限法やBIS規制のために持ち合い株式を放出する誘因があった。

仮説1と仮説2を検証するため、Model 1を年度ごとに推計する。

Model 1:

$$\Delta OtherSecurities_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta FinInst_{it} + \beta_2 \Delta Corporation_{it}$$

$$+ \gamma_1 \Delta Foreigner_{it} + \gamma_2 \Delta ST_Loans_{it} + \gamma_3 \Delta LT_Loans_{it} + \gamma_4 Momentum_{it} + \sum \mu_j Industry_{it} + e_{it}$$

従属変数 $\Delta OtherSecurities$ は「その他有価証券」取得原価額の増分を期首期末平均総資産で除したものである。 $\Delta Corporation$ は事業法人持株比率の増分である。 $\Delta FinInst$ と $\Delta Corporation$ の係数の符号はプラス、 $\Delta Foreigner$ の係数の符号はマイナスが期待される。

コントロール変数の $\Delta Foreigner$ は外国人株主持株比率の増分、 ΔST_Loans は短期借入金（短期スワップ債務を含む）増分を期首期末平均総資産で除したものの、 ΔLT_Loans は長期借入金（1年内返済の長期借入金、長期スワップ債務を含む）増分を期首期末平均総資産で除したものである。 ΔST_Loans と ΔLT_Loans は資金状況を表すので、その係数の符号はプラスが期待される。 $Momentum$ は決算期間のTOPIX変化率である。 $Industry$ は証券コード協議会の業種別中分類を表すダミー変数である。

仮説3を検証するため、Model 2をプールされたサンプルに対して推計する。

Model 2:

$$\Delta OtherSecurities_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta FinInst_{it} + \beta_2 \Delta Corporation_{it} + \beta_3 BankLaw_{it} + \beta_4 \Delta FinInst_{it} \times BankLaw_{it} + \gamma_1 \Delta Foreigner_{it} + \gamma_2 \Delta ST_Loans_{it} + \gamma_3 \Delta LT_Loans_{it} + \gamma_4 Momentum_{it} + \sum \mu_j Industry_{it} + e_{it}$$

$BankLaw$ は、決算期末が銀行株式保有制限法施行された2001年11月から適用期限の2006年9月

までの期間にあるならば1、そうでないならば0の値をとるダミー変数である。*BankLaw*の係数の符号はマイナスが予想される。 $\Delta FinInst$ と*BankLaw*の交差項は銀行株式保有制限法の適用に応じて金融機関が持株数を堂の程度調整するかを表す。この交差項の符号はプラスが期待される。

4.2. サンプル

分析期間は2001年3月から2012年3月の12年間である。サンプルは、日本政策投資銀行・日本経済研究所の「企業財務データバンク」(2012年版、上場1・2部および新興市場企業)から収集された。ただし、銀行、証券、保険、その他金融、およびREITを除く。また、決算月数が1年に満

たない変則決算期も除かれている。

Model 1とModel 2の推計に必要な財務データは、日本政策投資銀行・日本経済研究所の「企業財務データバンク」(2012年版)の連結データと日本経済新聞デジタルメディアの「NEEDS-CD ROM日経財務データ」(DVD版)を利用している。

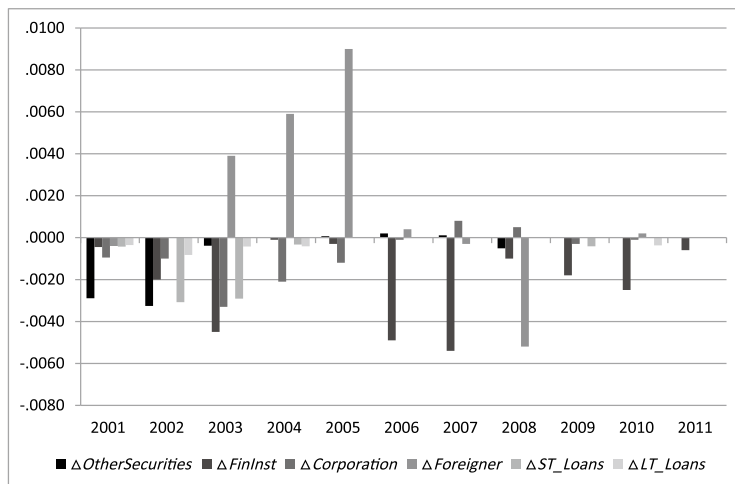
表2はプールされたサンプル(27,582社年)の記述統計量である。金融機関持株比率増分 $\Delta FinInst$ の平均(中央値)は-0.0051(-0.0020)、事業法人持株増分 $\Delta Corporation$ の平均(中央値)は0.0033(0.0004)である。平均的には、金融機関持株比率は微減、事業法人持株比率は微増であった。

図2は主要な変数の年度ごとの中央値推移であ

表2 記述統計量（プールされたサンプル N=27,582社年）

| | 平均値 | 標準偏差 | 25% | 中央値 | 75% |
|--------------------------|---------|--------|---------|---------|--------|
| $\Delta OtherSecurities$ | 0.0001 | 0.0243 | -0.0027 | 0.0000 | 0.0013 |
| $\Delta FinInst$ | -0.0051 | 0.0350 | -0.0161 | -0.0020 | 0.0065 |
| $\Delta Corporation$ | 0.0033 | 0.0558 | -0.0045 | -0.0004 | 0.0034 |
| $\Delta Foreigner$ | 0.0035 | 0.0396 | -0.0056 | 0.0000 | 0.0111 |
| ΔST_Loans | -0.0046 | 0.0610 | -0.0160 | 0.0000 | 0.0073 |
| ΔLT_Loans | -0.0001 | 0.0531 | -0.0139 | 0.0000 | 0.0064 |
| <i>Momentum</i> | 0.0012 | 0.2702 | -0.2445 | -0.0173 | 0.2376 |

図2 主要なモデル変数の中央値の推移



る。「その他有価証券」の取得価額が減少した年度は、2001年度、2002年度、2003年度、および2008年度であった。金融機関持株比率は一貫して減少していた。事業法人持株比率は2007年度と2008年度が微増、2011年度が増減なし、それ以外の年度が減少していた。外国人持株比率は2003年度、2004年度、2005年度では大きく増加していたが、2001年度、2007、2008年度の減少を除き、それら以外の年度では微増あるいは増減なしであった。特に、2008年度では外国人投資家はリーマンショック（2008年9月）以降大きく株式を売却していた。2008年度の短期借入金は2001年度から2004年度までの期間と2009年度に減少していたが、それ以外の年度では増減なしであった。長期借入金も2001年度から2004年度までの期間と2010年度に減少していたが、それ以外の年度では増減なしであった。

5. 実証結果

5.1 年度ごとのサンプルに基づく

「その他有価証券」投資の決定要因

表3はModel 1を年度ごとに推計した結果である。従属変数、 $\Delta OtherSecurities$ 、は、期首期末平均総資産で基準化した「その他有価証券取得原価額の増分」である。説明変数の $\Delta FinInst$ （金融機関持株比率増分）の係数は、2002年度0.0549（1%水準有意）、2003年度0.0201（5%水準有意）、2004年度0.0283（5%水準有意）、2007年度0.0265（10%水準有意）、および2011年度0.0398（10%水準有意）であり、統計的に有意なプラスの値であった。一方、2001年度、2005年度、2006年度、2008年度、2009年度、および2010年度の推計値は統計的に有意ではなかった。これらの結果から、2001年度、2005年度、2006年度、2008年度、2009年度、および2010年度を除き、企業は金融

機関の株式保有割合が減少（増加）するほど、「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にあった。とりわけ、2000年代前半では仮説1を強く支持していた。これは宮島・新田（2011）の株式持ち合いデータによる集計結果と整合的である。

サンプル期間では、仮説2については整合的な結果が得られなかった。 $\Delta Corporation$ （事業法人持株比率の増分）については、係数の推計値は2004年度0.0273、2005年度0.0246、および2007年度0.0318、いずれも1%水準で統計的に有意なプラスの値であった。他の年度については、いずれの係数も有意な推計値ではなかった。2001年度から2006年度にかけて事業法持株比率は減少傾向にあった。2004年度と2005年度の期間では、その他株式市場が上昇局面にあったので、事業法人が株式持ち合いを解消することによって株式売却益を実現できたと推測される。2007年度は「その他有価証券」と事業法人持株比率はいずれも微増であったので、一時的に事業法人による株式持ち合いが復活した可能性がある。新田（2009）と宮島・新田（2011）もまた、株式持ち合いの集家データから2000年代半ばから2008年のリーマンショックの期間、持ち合いが一時的に復活していたことを報告している。

コントロール変数 $\Delta Foreigner$ （外国人持株比率の増分）に関しては、2002年度の係数のみが0.0336、5%水準で有意なプラスの推計値であった。サンプル期間では外国人株主持分の増減と「その他有価証券」投資の直接的な関係は確認できなかった。

一方、資金関係のコントロール変数 ΔST_Loans （短期借入金の増分）と ΔLT_Loans （長期借入金の増分）は、「その他有価証券」投資とプラスに相関する傾向にあった。 ΔST_Loans の係数は2011年度を除き、有意なプラスの値であ

った。2000年代前半では企業は短期借入金を返済して財務的なリスクチャーターを進めていた。「その他有価証券」の売却がその原資となっていたと推察される。 ΔLT_Loans の係数は2004年度から2008年度では1%水準あるいは5%水準で有意なプラスの値であった。「その他有価証券」の売却収入が長短借入金の返済原資となってい

た、あるいは長短借入金を資金として「その他有価証券」投資が行われていた可能性が高い。これらの結果は金融商品の公正価値評価が銀行株式保有制限法を介して、金融機関と企業の関係の再構築をもたらし、企業の投資行動に影響を及ぼしたことを示唆している。

表3 Model 1の推計結果（年度ごと）

| | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|---------------------------|-----------|------------|-------------|------------|------------|------------|
| (定数) | -0.0129 | 0.0009 | -0.0077 *** | 0.0042 *** | 0.0055 ** | 0.0066 *** |
| t値 | (-0.1896) | (0.2958) | (-5.5293) | (2.8128) | (2.3415) | (4.2122) |
| $\Delta FinInst$ | 0.0305 | 0.0549 *** | 0.0201 ** | 0.0283 ** | 0.0105 | -0.0136 |
| t値 | (1.8346) | (4.6754) | (2.5017) | (2.5687) | (0.9792) | (-1.1979) |
| $\Delta Corporation$ | 0.0042 | 0.0103 | 0.0004 | 0.0273 *** | 0.0246 *** | -0.0024 |
| t値 | (0.3544) | (1.2537) | (0.0550) | (3.4650) | (3.1500) | (-0.3394) |
| $\Delta Foreigner$ | -0.0265 | 0.0336 ** | 0.0112 | 0.0134 | 0.0089 | -0.0096 |
| t値 | (-1.6440) | (2.4322) | (1.4711) | (1.3845) | (0.8673) | (-0.8503) |
| ΔST_Loans | 0.0228 * | 0.0251 *** | 0.0196 *** | 0.0170 *** | 0.0444 *** | 0.0265 *** |
| t値 | (2.0834) | (3.7988) | (3.8984) | (3.1436) | (6.2059) | (3.6512) |
| ΔLT_Loans | 0.0169 | 0.0084 | 0.0044 | 0.0451 *** | 0.0204 ** | 0.0179 ** |
| t値 | (1.1895) | (1.0504) | (0.7346) | (5.4593) | (2.4058) | (2.5660) |
| <i>Momentum</i> | -0.0550 | 0.0207 | 0.0037 | -0.0027 | -0.0019 | 0.0116 ** |
| t値 | (-0.1379) | (1.8325) | (1.8173) | (-0.5017) | (-0.4444) | (2.4054) |
| <i>Industry</i> | 有り | 有り | 有り | 有り | 有り | 有り |
| <i>Adj. R²</i> | 0.0180 | 0.0231 | 0.0214 | 0.0270 | 0.0462 | 0.0071 |
| 観測値数 | 1,418 | 2,461 | 2,555 | 2,595 | 2,625 | 2,677 |

| | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
|---------------------------|------------|------------|------------|------------|----------|
| (定数) | 0.0038 ** | -0.0034 | 0.0010 | 0.0114 *** | 0.0016 |
| t値 | (2.2946) | (-0.6871) | (0.4474) | (5.1258) | (0.8556) |
| $\Delta FinInst$ | 0.0265 * | 0.0027 | -0.0405 | -0.0139 | 0.0398 * |
| t値 | (2.0978) | (0.1479) | (-1.6462) | (-0.5574) | (2.0086) |
| $\Delta Corporation$ | 0.0318 *** | 0.0047 | -0.0136 | -0.0099 | 0.0061 |
| t値 | (3.9747) | (0.4464) | (-1.0148) | (-0.8821) | (0.6322) |
| $\Delta Foreigner$ | 0.0029 | -0.0030 | 0.0012 | -0.0128 | 0.0124 |
| t値 | (0.2770) | (-0.2214) | (0.0570) | (-0.6810) | (0.7169) |
| ΔST_Loans | 0.0169 ** | 0.0457 *** | 0.0529 *** | 0.0236 * | 0.0061 |
| t値 | (2.5786) | (5.1199) | (5.1368) | (2.0851) | (0.5926) |
| ΔLT_Loans | 0.0290 *** | 0.0401 *** | 0.0147 | 0.0175 | 0.0115 |
| t値 | (3.8409) | (4.1417) | (1.2665) | (1.5078) | (1.0515) |
| <i>Momentum</i> | -0.0030 | 0.0221 | 0.0205 *** | 0.0373 *** | 0.0022 |
| t値 | (-0.7867) | (1.7963) | (5.3151) | (3.3394) | (0.2429) |
| <i>Industry</i> | 有り | 有り | 有り | 有り | 有り |
| <i>Adj. R²</i> | 0.0137 | 0.0163 | 0.0238 | 0.0078 | -0.0008 |
| 観測値数 | 2,736 | 2,741 | 2,648 | 2,583 | 2,543 |

(注) 観測値の決算期末が200X年4月から翌年3月までの期間にあるならば、その観測値は200X年度に区分される。*Industry*ダミーの係数の推計結果は省略されている。*Adj. R²*は自由度調整済決定係数。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す（両側検定）。

5.2 金融機関の株式保有と「その他有価証券」 投資の関係

表4は、仮説3を検証するために、Model 2をプールされたサンプルに対して推計した結果である。従属変数は $\Delta OtherSecurities$ である。 $BankLaw$ （銀行株式保有制限法のダミー変数）の係数は、 -0.0041 （ t 値 -12.5156 ）、 1% 水準で有意なマイナスの値である。符号は予想された通りマイナスであった。銀行株式保有制限法施行の2001年11月から株式保有制限条項の施行期限の2006年9月までの期間、「その他有価証券」は減少傾向にあった。金融機関持株比率増分と銀行株式保有制限法のダミー変数の交差項、 $\Delta FinInst \times BankLaw$ の係数は、 0.0282 （ t 値 3.3972 ）、 1% 水準で有意なプラスの値である。符号は期待された通りプラスであった。これらの結果から仮説3は支持される。すなわち、銀行株式保有制限法を契機として金融機関が株式保有割合を減少（増加）するほど、企業はその他有価証券の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

6. 結論

本論文は金融商品会計基準が企業の証券投資行動に及ぼす影響を調査した。2001年度から2011年度にかけて27,582社年という大規模なサンプルに基づいて調査した結果、2001年度、2005年度、2006年度、2008年度、2009年度、および2010年度を除き、金融機関の株式保有割合が減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にあったことが確認された。さらに、2000年代前半では、金融機関が株式保有割合を減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にあったことが明らかになった。銀行株式保有制限法は、2006年9月までに、金融機関が保有株式を自己資本の範囲にすることを強制していた。このため、金融機関には保有株式を売却する誘因があった。さらに金融商品会計基準が「その他有価証券」の公正価値評価を強制したため、銀行株式保有制限法を介して、金融機関と企業の関係の再構築をもたらした。本研究は公正価値会計と銀行株式保有制限法の双方が日本企業の投資行

表4 Model 2の推計結果
(2001年度から2011年度のプールされたサンプル)

| | 予想される 符号 | Model 2 | |
|---------------------------------|-------------|---------|----------------|
| | | 係数 | t値 |
| (定数) | | 0.0028 | (5.2556) *** |
| $\Delta FinInst$ | + | 0.0002 | (0.0270) |
| $\Delta Corporation$ | + | 0.0087 | (3.1084) *** |
| $BankLaw$ | - | -0.0041 | (-12.5156) *** |
| $\Delta FinInst \times BankLaw$ | + | 0.0282 | (3.3972) *** |
| $\Delta Foreigner$ | ? | 0.0081 | (2.0814) * |
| ΔST_Loans | + | 0.0290 | (12.1306) *** |
| ΔLT_Loans | + | 0.0210 | (7.6826) *** |
| $Momentum$ | ? | 0.0113 | (18.9687) *** |
| $Industry$ | | (有り) | |
| $Adj. R^2$ | | 0.0240 | |
| 観測値数 | | 27,582 | |

(注) $Industry$ ダミーの係数の推計結果は省略されている。 R^2 は自由度調整済決定係数。
***、**、*はそれぞれ 1% 、 5% 、 10% 水準で統計的に有意であることを表す（両側検定）。

動に直接的に影響していることを示唆している。

《参考文献》

Cui, H., and Y.T. Mak, 2002, The relationship between managerial ownership and firm performance in high R&D firms, *Journal of Corporate Finance* 8, 287-312.
 Demsetz, H., and B. Vilalunga, 2001, Ownership structure and corporate performance, *Journal of Corporate Finance* 7, 209-233.
 伊藤正晴, 2011, 「銀行を中心に、株式持ち合いの解消が進展～株式持ち合い構造の推計：2011年版～」『大和総研調査季報』2011年新春号, vol.1, 2-25頁。
 経済産業省, 2003, 「新会計基準の設定が企業経営と経営システムに与えた影響に関する実証分析」（主査須田一幸）。
 宮島英昭, 新田敬祐, 2011, 「株式所有構造の多様化とその帰結：

株式持ち合いの解消・「復活」と海外投資家の役割」, RIETI Discussion Paper Series 11-J-011, 独立行政法人経済産業研究所。
 新田敬祐, 2009, 「持合復活の構図」『ニッセイ基礎研REPORT』2009年11月号, 10-17頁。
 日本総合研究所, 2002, 「会計基準の変更が企業経営に与えた影響に関する調査」。
 岡部孝好, 1994, 『会計報告の理論—日本の会計の探求』森山書店。
 須田一幸, 2000, 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房。
 薄井彰, 須田一幸, 2004, 「新会計基準の設定と株式持ち合い」, 須田一幸編『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 66-88頁。
 Watts, R., Zimmerman, J.L., 1978, Towards a positive theory of the determination of accounting standards, *The Accounting Review* 53, 112-134.

Appendix

薄井・須田（2004）の持ち合い株式放出モデルで使用した変数リスト

$$AVEQ = \frac{\text{決算期末株式時価総額} + \text{優先株式簿価} + \text{負債合計}}{\text{総資産簿価}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$CHRATIO = \frac{\text{放出した持ち合い株式数}}{\text{放出以前の持ち合い株式数}} \quad (\text{この比率は日本総合研究所(2002)の調査票から得られた})$$

$$COE = \frac{\text{役員持株数}}{\text{期末発行済株式数}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$FinInst = \frac{\text{金融機関持株数}}{\text{期末発行済株式数}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$SIZE = \text{連結総資産の自然対数} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$DEBT = \frac{\text{連結総負債}}{\text{連結総資産}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$ADSALE = \frac{\text{単独決算ベースの広告宣伝費}}{\text{単独決算売上高}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$RDSALE = \frac{\text{単独決算ベースの研究開発費}}{\text{単独決算売上高}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$CAPSALE = \frac{\text{単独決算ベースの有形固定資産増加額}}{\text{単独決算売上高}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$GRWSALE = \text{単独ベースの売上高前年比} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$CTRATIO = \text{持ち合いの相手が売却した割合}$$

$$SDROA = \text{使用総資本経常利益率の標準偏差} \quad (\text{1989年4月期}-\text{2000年2月期})$$

$$SDRET0 = \text{日次株式収益率の標準偏差} \quad (\text{1989年4月期}-\text{2000年2月期})$$

$$RESEARCH = \text{研究開発費会計基準の新設の影響度}^*$$

CONSOLIDATION = 連結会計中心の開示制度の影響度*

CASHFLOW = キャッシュフロー計算書の導入の影響度*

TAXES = 税効果会計の導入の影響度*

FAIRVALUE = 有価証券・デリバティブの時価評価の影響度*

FOREIGN = 外貨建取引等会計処理基準の影響度*

IMPAIRMENT = 販売用不動産の減損処理の影響度*

PENSION = 退職給付会計の導入の影響度*

SIZE0 = 1989年4月期-2000年2月期のSIZE平均

DEBT0 = 1989年4月期-2000年2月期のDEBT平均

ADSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期のADSALE平均

RDSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期のRDSALE平均

CAPSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期のCAPSALE平均

GRWSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期のGRWSALE平均

AVEQ0 = 1989年4月期-2000年2月期のAVEQ平均

*会計制度改革の影響度は日本総合研究所（2002）の調査票から得られた。影響度は1（非常に小さい）から7（甚大である）の値をとる。

（出所）薄井・須田（2004）

新株予約権の会計と持分時価変動情報の開示*

Accounting for Contingent Equity and the Statement of Capitalization at Fair Value

野口 晃 弘(名古屋大学 教授)
Akihiro Noguchi, Nagoya University

要 約

新株予約権とは、予め定められた価格で予め定められた数の株式を購入することができる選択権を、その保有者に付与するものである。新株予約権は、いわゆる転換社債やワラント債などの資金調達手段に用いられる他、報酬制度としてのストック・オプションや敵対的買収防衛策としてのライツ・プランなどにも用いられている。

新株予約権の時価変動は、その金融商品としての性格上、重要な金額となる可能性がある。そして、その金額を損益計上するか否かとは異なる次元で、情報開示を充実させるべきか否かという観点からも議論しておく必要がある。

本稿では、新株予約権戻入益に関する会計基準を概観した上で、株式市場との関連からは、新株予約権戻入益を特別利益に計上する積極的な根拠が見いだされなかったというわが国における先行研究の結果と、そこで残された課題について述べる。そして、狭義資本説に基づき新株予約権を負債に分類し、新株予約権に関する時価変動差額を損益計上あるいは開示することの意義について検討する。

Summary

Stock purchase warrants issued with debt or convertible debts are popular forms of contingent equity financing. And they could be used for compensation purpose such as stock options and for other purpose like rights plan as anti-hostile takeover measure. Because the fluctuation of fair value of those options could be material, how those changes should be reported has to be discussed.

Prior study in Japan could not prove that the gains recognized from the lapse of stock options and stock purchase warrants were value relevant. But that does not mean liability classification of stock options and stock purchase warrants will not improve the value relevance. Because Japanese accounting only reflect the grant date fair value of the lapsed stock option and does not fully reflect the change in fair value of those options after the grant date. Further research is required to evaluate the value relevance of changes in fair value of contingent equity instruments.

1. 問題の所在

新株予約権とは、予め定められた価格で予め定められた数の株式を購入することができる選択権を、その保有者に付与するものである。新株予約権は、いわゆる転換社債やワラント債などの資金調達手段に用いられる他、報酬制度としてのストック・オプションや敵対的買収防衛策としてのライツ・プランなどにも用いられている。

IASBとFASBの共同プロジェクト「持分としての性格を有する金融商品」は、2010年10月以降、一時停止の状態にある。しかし、既に公開草案を公表する直前の段階まで進捗していたことから、その審議の過程において、いくつかの具体的な提案が示されていた。その一つが持分時価変動情報に関する明細表である。

新株予約権の時価変動は、その金融商品としての性格上、重要な金額となる可能性がある。その

*本研究はJSPS科研費22530477の助成を受けたものである。

金額を損益計上するか否かとは異なる次元で、情報開示を充実させるべきか否かという観点からも議論しておく必要がある。

本稿では、まず、新株予約権戻入益に関する会計基準を概観した上で、過去の実証研究で示されている結果と、そこで残された課題について述べる。次に、新株予約権に関する時価変動差額を損益計上あるいは開示することの意義について検討する。

2. 新株予約権戻入益

2.1 新株予約権に関する会計基準

現行のわが国の会計基準は、新株予約権を負債から排除したにもかかわらず、権利不行使による失効が生じた時点では、新株予約権として計上されている金額を期間利益に計上することが求められている（基準10号38項；適用指針17号6項；基準8号9項）。この点については、新株引受権が仮勘定として負債の部に表示されるようになった1994年以降の会計基準と比較して、損益計算上の取扱に変化はない。

これに対し、新株予約権に関するアメリカの会計基準は、1966年に公表されたAPB 10まで遡ることができ、当初より、ストック・ワラントは払込資本（資本剰余金）として会計処理するように指示されていた（APB 10, par.8）。現在のASC470-20-25-2でも、分離型ワラント債におけるワラントの対価として配分された金額については、払込資本として会計処理することが指示されている。

1948年に公表されたストック・オプションに関するARB 37では、ストック・オプションに伴う報酬費用を計上する仕訳で、引受済資本金（subscriptions for capital stock）と同種の勘定に貸方記入すべきであると指示している（ARB

37, par.13）。なお、ARB 37は委員21名中19名の賛成で承認されているが、Himmelblau氏の反対意見は、ストック・オプションが行使されずに失効した場合、他の負債の修正の場合と同様、利益剰余金に振り替えるべきであるというものであった。その後、1953年1月にARB 37は、投票しなかった議長を除く委員19名の賛成で改訂されているが、Mason氏は、失効した場合に資本拠出として扱うのは、権利確定しているストック・オプションの費用計上額に限られることが前提であることを指摘した上で、賛成している。Smith氏は、失効の際の会計処理が明示されていない点を問題として指摘している（ARB 37 Revised）。その後、ARB 37 (Revised) はARB 43 の第13章Bに組み込まれることになるが、その際も、Mason氏は上記の意見を述べている。

このように、ストック・オプションに伴って費用計上された金額は、権利行使された時点で、株式に対する拠出額に含まれることが指示されており（ARB 37 Revised, par. 14; ARB 43 Chapter 14, Section B, par.14）、失効した場合に、資本拠出として扱うのは、権利確定している部分に限定すべきであるという意見が述べられていることから、少なくとも権利確定後は、権利行使の有無にかかわらず、払込資本として扱うことが定着していたものと考えられる。APB 25においても報酬費用を計上する際の貸方科目の性格について明示されていなかったが、FAS 123では、持分証券を付与する報酬制度について、報酬費用を計上する際は持分（払込資本）に貸方記入することが指示されている（FAS 123, par.30）。FAS 123 (R) にもそれは踏襲されており（FAS 123 (R) , par.39）、現行のASC718-10-35-2まで引き継がれている。

国際基準についても同様であり、定められた数の当該会社の株式と定められた金額の現金との交

換によって決済される新株予約権であれば、資本性金融商品に分類されることになる（IAS 32, par.BC6）。

ドイツ商法272条2項2号では、株式転換権及び株式購入選択権に対する払込額を資本積立金として計上することが求められており、株主以外の者（株主になる前の段階）からの資本拠出が認められている点で、わが国とは異なっている。

これに対しイギリスでは、FRS 25によってIAS 32で指示されている会計処理が導入されるまで、FRS 4によって新株予約権に対して払い込まれた金額は株主基金（shareholders' funds）に貸方記入されるものの、失効した時点では総利得損失計算書（the statement of total recognised gains and losses）に振り替えるように指示されていた（FRS 4, pars.45-47）。こちらは、失効時点における会計処理がわが国の現行の会計基準に類似していた。

2.2 文献に見られる所見

Bennett (1916) をはじめ、Sunley & Carter (1944) など、20世紀前半までの株式会社会計に関する文献では、分割払込による新株発行の会計処理が、重要な論点として取り上げられていた。初期、たとえばHatfield (1909) の段階では、貸借対照表に計上される資本金の金額として授権総額から払込総額まで幅が見られたが、その後、徐々に、払込資本の増加を払い込まれた金額に限定する方向に、厳格化され集約されていった。

ストック・オプションの場合、権利行使により株式が発行される前に、役員提供という形で出資が履行されることになる。このため、分割払込における未払込部分ではなく、既に払込が完了している引受済資本金の金額について、資本計上すべきか否かという議論と整合的に論じられることになる。

ストック・オプションの失効に伴って戻入益を計上することに対し、Paton & Paton (1955) では、失効によって既に履行された労務出資がなかったことになる訳ではないことを理由に批判している。そして、ストック・オプションの失効を、分割払込の途中で失権した場合と同様の性格のものと捉え、いずれも既に履行された資本拠出なので、払込資本として扱うと述べている。

このように、ストック・オプションのような選択権も、株式が発行されるまでの授権から株券の交付に至る一連のプロセスにおける中間段階にあるものという意味で、同じ範疇で捉えられていたように思われる。20世紀の前半を通じて、払込資本の測定基準が厳格化されていった流れとは逆に、株券の交付に至るプロセスの早い段階から払込資本の増加は計上されており、払込資本の認識基準については、前倒し状態となっていた。

2.3 実証研究で示されている結果

アメリカでは、ワラントやストック・オプションが発行された段階から払込資本として会計処理されてきたため、その失効に伴って戻入益が計上されることはなく、そもそも戻入益の価値関連性を検証するためのデータを入手することが困難である。これに対し、わが国では、失効に伴って戻入益が計上されているため、その価値関連性に関する実証研究を行うことが可能な環境にある。

野口・乙政・須田 (2008) は、新株予約権戻入益（新株引受権戻入益）を含む会計利益が株式市場でどのようにプライシングされているか考察したものである。1999年3月期から2005年3月期を調査対象期間として、新株予約権戻入益を計上した110件のサンプルについて、分析が行われている。そこでは、新株予約権戻入益を含む会計利益が株式市場で割り引いて評価され、利益計算に新株予約権戻入益を含めても価値関連性は高ま

らないことを示す証拠が得られている。さらに、当期純利益を所与としたとき、新株予約権戻入益には追加的な株価説明力がないことが明らかにされ、比較的大きな新株予約権戻入益を計上した企業の会計利益が、株式市場で低く評価されることを示す結果も得られている。

したがって、株式市場との関連からは、新株予約権戻入益を特別利益に計上する積極的な根拠が見いだされなかったことになる。

3. 新株予約権の時価変動差額

3.1 時価変動差額の損益計上

新株予約権に関わる会計処理で、新株予約権の行使日における時価と簿価の差額が損益計上される場合に、転換社債における転換時の会計処理で市場価額法 (market value method) が適用された場合が考えられる。市場価額法では、転換社債の帳簿価額と転換により発行される新株の市場価額との差額を損益計上するものであるが、Flood (2013) によれば、資本取引によって損益が計上されることになるため、あまり用いられていないと説明されている。

転換社債における転換権の会計処理は、国際基準と米国基準で異なっている。国際基準 (IAS 32) では社債と転換権が区分され、前者は負債、後者は持分として会計処理されるのに対し、米国基準では、原則として、転換権を区分せず、普通社債と同様の会計処理を行う一括法が指示されている (ASC 470-20-25-12)。ただし、相当なプレミアム付で発行された転換社債の場合には、プレミアム部分を払込資本として扱うことも指示されており (ASC 470-20-25-13)、転換社債を発行しただけで、利益が計上される事態を招かないようにするための手当はなされている。

このように、米国基準では、転換社債を原則と

して一括法で処理するため、転換権の行使時点における市場価額と帳簿価額の差額を損益計上する市場価額法も、その時点で社債が償還されたと考えることにより、負債の決済に関する会計処理の原則に合致したものとして説明することが可能になる。しかし、区分法のもとでは、社債そのものの時価変動差額はそれほど大きくならないと考えられるため、転換社債の時価変動差額の大部分を占めると考えられる新株予約権部分の時価変動差額について、損益計上されることにはならない。

ストック・オプションの会計処理においても、Dillavou (1945, 324-325) が取引の全体を適切に開示するものとして支持していた方法 (行使日差額説) では、行使日における株価と行使価格の差額を営業費用として計上することによって、払込資本の増加を行使日における時価で測定し、資本金及び株式プレミアム勘定に貸方記入することになる。転換社債の転換時点における市場価額法も、ストック・オプションの行使日差額説も、厳密に考えれば、新株予約権の時価変動差額を測定して損益計上するものではないが、通常の発行条件のものであれば、損益計上される金額は、新株予約権の時価変動差額を反映させたものとなる。

ストック・オプションに関する行使日差額説については、1982年にAICPAから公表されたIssues Paperと1984年にFASBが公表したInvitation to Commentでも取り上げられており (AICPA, 1982, pars.105-107; FASB, 1984, pars.44-46)、行使日における株価と行使価格の差額を損益計上する会計処理については、1990年にFASBが公表した討議資料において、株式を発行する義務は負債と考えるView 2として取り上げられている (FASB, 1990, pars. 128-134)。

ストック・オプションに関する現行の国際基準 (IFRS 2) では、付与日における持分証券の公正価値に基づいて会計処理が行われ (par.11)、権

利確定日後は権利不行使による失効が生じても、それに伴って修正は行わない（par.23）。ただし、付与された持分証券の公正価値について、信頼できる測定値が得られないという特殊な状況の場合には、最終的に決済（行使あるいは失効）されるまで、每期評価替えを行いながら、本源的価値で測定し、差額を損益計上するように指示されている（par.24）。アメリカの会計基準でも、非公開会社において、付与日における公正価値を合理的に測定することができない場合には、本源的価値で測定し（ASC 718-10-30-22）、権利行使その他決済されるまで、每期評価替えを行って、差額を損益計上する方法が指示されている（ASC 718-20-35-1）。いずれにしても、持分証券に関する時価変動差額が損益計上されるのは、ごく限られた場面である。

3.2 時価変動差額の開示

前に述べたように、ごく限られた例外的な状況を除き、持分証券については、原則として発行後の時価変動差額は損益計上されない。しかし、ストック・オプションについての時価変動は、開示することが指示されている。これは、経営者が結果としてどれだけ報酬を受け取っているかを明らかにすべきであるという企業統治上の要請によるものと考えられる。

株式報酬に関する国際基準（IFRS 2, par.45）では、期中に行使されたストック・オプションについて、その数と行使価格の加重平均及び行使日における株価の加重平均を開示するように指示されており、行使日差額を求めることができるようになってきている。期末の未行使残高についても、権利行使可能となっている分を明示して、その数と行使価格の加重平均を開示することが求められており（par.45）、期末における本源的価値を計算することは可能となっている。アメリカの会計基

準では、期末において権利確定しているストック・オプションの本源的価値の総額に加え、期中に行使されたストック・オプションについて、本源的価値合計そのものの開示が求められている（ASC 718-10-50-2）。

このようにストック・オプションについては報酬の開示という観点から、付与日における公正価値に基づく損益計算上の報酬費用の計上とは別に、ストック・オプションの時価変動の結果を示す開示が行われている。

持分プロジェクトが一時停止となる前の2010年3月に、持分証券及び長期債務証券の期中の変動を示す持分時価変動明細表（statement of capitalization at fair value）の開示が提案されていた（IASB Update March ,11, 2010）。具体的な様式もIASB/FASBの2010年3月11日の会議資料（IASB agenda reference 2/FASB memo reference89）に示されているが、非償還資本（普通株式・優先株式・新株予約権）、条件付償還資本（優先株式・転換社債）、償還資本（優先株式・長期債務）に区分し、それぞれについて期首残高に期中の発行額を加え、取得額あるいは失効額を控除し、さらに公正価値の変動を加減して期末残高を示すというものである。

3.3 狭義資本説

Ohlson & Penman（2005）では、新株予約権のような条件付持分請求権について、負債に分類して公正価値へ継続的に評価替えを行い、利息要素については損益計上、公正価値の変動についてはその他の包括利益累計額に加減した上で、配分して純利益に振り替える方法を提案している。持分概念を既存の普通株主に帰属する部分に限定し、条件付持分請求権については、最終的な時価変動差額に基づいて損益計上がなされるようにしている。この考え方に従えば、既存普通株主のみ

が持分権者であり、新株予約権者のような条件付持分請求権者は債権者として全く異なる扱いを受けることになる。

ここで、Ohlson & Penman (2005) は、会計処理は法的形式よりも経済的実質を優先させる立場を支持しているようであるが、法的形式に依存せずに、既存普通株主と条件付持分請求権者を区別することは必ずしも容易ではない。わが国で広く用いられるようになっている株式報酬型ストック・オプション（行使価格を名目額とするストック・オプション）のような場合、両者の境界線をどのように引くのか、必ずしも容易ではない。たとえば、行使価格を1円とする株式報酬型ストック・オプションが付与された場合に、それが実質的に普通株式の発行と同じであるとして、普通株式の発行と同様に会計処理するとしても、どこまで行使価格が高ければ、そのようなストック・オプションを条件付持分請求権として扱うことになるのか、何らかの方法で決定しなければならない。逆に、法的形式に従って持分権者と条件付持分請求権者を区別しようとするれば、両者の境界線は形式の選択によって、恣意的に線引きできるようになってしまう。

FASB (2007) の予備的見解で示された最も劣後する持分証券のみを持分として扱う狭義資本説 (basic ownership approach) では、実質的に持分を定義しながら、持分証券の範囲を恣意的に狭くすることはできても、広げることができないようになっている。時価変動に伴う損益計上を回避したいのであれば、持分証券の範囲を狭くするインセンティブは働かないので、結果的に恣意的な操作が行われる可能性は低くなる。そして、そのような会計基準の下では、新株予約権のみならず優先株式の発行まで敬遠され、株主持分の構成が単純化されるのではないかと思われる。

4. 残された課題

わが国の会計基準では、新株予約権を株主資本から排除し、権利不行使による失効については戻入益を計上するものの、権利行使された場合には、株式と同様に扱い、行使日における株価と行使価格の差額を損益計上しない。しかし、戻入益の価値関連性に関する実証研究では、そのような会計処理を支持する根拠は得られていない。

新株予約権に関する時価変動情報の持つ有用性に関しては、さらに検証が必要とされており、新株予約権を負債に分類し、時価変動差額を損益計上することに関しても、議論する必要がある。ストック・オプションに関して、Kirschenheiter et. al. (2004) は時価変動差額を損益計上する会計処理の合理性を説明しており、また、Landsman et. al. (2006) はモデルを利用して分析を行った上で、実証研究を行っているが、まだ先行研究は限られている。

須田先生と、新株予約権に関する時価変動差額の価値関連性を検証するための研究ができなかったことが、残念でならない。

《参考文献》

- American Institute of Certified Public Accountants, Task Force on APB Opinion 25, Accounting Standards Division, 1982. Issues Paper, Accounting for Employee Capital Accumulation Plans.
- Accounting Principles Board, 1966. APB Opinion No.10, Omnibus Opinion-1966.
- Accounting Principles Board, 1967. APB Opinion No.12, Omnibus Opinion-1967.
- Accounting Principles Board, 1969. APB Opinion No.14, Accounting for Convertible Debt and Debt Issued with Stock Purchase Warrants.
- Accounting Principles Board, 1972. APB Opinion No.25, Accounting for Stock Issued to Employees.
- Accounting Standards Board, 1993. Financial Reporting Standard 4, Capital Instruments.
- Accounting Standards Board, 2004. Financial Reporting

- Standard 25 (IAS 32), Financial Instruments: Disclosure and Presentation.
- Bennett, R. J., 1916. Corporation Accounting. The Ronald Press Company, New York, USA.
- Flood, J. M., 2013. GAAP 2013 Interpretation and Application of GENERALLY ACCEPTED ACCOUNTING PRINCIPLES. John Wiley & Sons, Inc., New Jersey, USA.
- Chopping, D., Skerratt, L., 1994. The Application of FRS 4: Capital Instruments. The Institute of Chartered Accountants in England and Wales, London, UK.
- Committee on Accounting Procedure, 1948. Accounting Research Bulletin No.37, Accounting for Compensation in the Form of Stock Options.
- Committee on Accounting Procedure, 1953. Accounting Research Bulletin No.37 (Revised), Accounting for Compensation Involved in Stock Option and Stock Purchase Plans.
- Committee on Accounting Procedure, 1953. Accounting Research Bulletin No.43, Restatement and Revision of Accounting Research Bulletins.
- Dillavou, E. R., 1945. Employee stock options. The Accounting Review 20 (3), 320-326.
- Financial Accounting Standards Board, 1984. Invitation to Comment, Accounting for Compensation Plans Involving Certain Rights Granted to Employees.
- Financial Accounting Standards Board, 1990. Discussion Memorandum, Distinguishing between Liability and Equity Instruments and Accounting for Instruments with Characteristics of Both.
- Financial Accounting Standards Board, 1995. Statement of Financial Accounting Standards No.123, Accounting for Stock-Based Compensation.
- Financial Accounting Standards Board, 2004. Statement of Financial Accounting Standards No.123 (revised 2004), Share-Based Payment.
- Financial Accounting Standards Board, 2007. Preliminary Views, Financial Instruments with Characteristics of Equity. Financial Accounting Series No.1550-100.
- Financial Accounting Standards Board, Accounting Standards Codification.
- Hatfield, H. R., 1909. Modern Accounting: Its Principles and Some of its Problems. D. Appleton and Company, New York, USA.
- 五十嵐邦正, 2010. 「ドイツ商法における資本準備金」『商学集志』第80巻第1号, 1-23.
- 五十嵐邦正, 2012. 『ドイツ会計制度論』 森山書店.
- 生駒道弘, 1967. 『ストック・オプションの研究』, 初版, 評論社.
- International Accounting Standards Board, International Accounting Standard 32, Financial Instruments: Presentation.
- International Accounting Standards Board, 2010. IASB Update (March 11 2010). Retrieved December 12, 2012, from <http://media.ifrs.org/IASBUpdate11March10.html>
- International Accounting Standards Board, International Financial Reporting Standard 2, Share-based Payment.
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準適用指針第17号『払込資本を増加させる可能性のある部分を含む複合金融商品に関する会計処理』財務会計基準機構.
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準第8号『ストック・オプション等に関する会計基準』財務会計基準機構.
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準第10号『金融商品に関する会計基準』財務会計基準機構.
- Kirschenheiter, M., Mathur, R., Thomas, J. K., 2004. Accounting for employee stock options. Accounting Horizons 18 (2), 135-156.
- Landsman, W. R., Peasnell, K. V., Pope, P. F., Yeh, S., 2006. Which approach to accounting for employee stock options best reflects market pricing? Review of Accounting Studies 11 (2-3), 203-245.
- 日本公認会計士協会, 1994. 「新株引受権付社債の発行体における会計処理及び表示」『JICPA ジャーナル』第6巻第5号, 125-129.
- 野口晃弘・乙政正太・須田一幸, 2008. 「新株予約権の失効に伴う会計処理」, 須田一幸編著『会計制度の設計』初版, 白桃書房, 397-414.
- Ohlson, J. A., Penman, S. H., 2005. Debt vs. Equity: Accounting for Claims Contingent on Firms' Common Stock Performance with Particular Attention to Employee Compensation Options. White Paper Number One, CEASA Columbia Business School.
- Paton, W. A., Paton, Jr., W. A., 1955. Corporation Accounts and Statements. The MacMillan Company, New York, USA.
- 斎藤静樹, 2004. 「ストック・オプションの費用と資本金会計」『會計』第165巻第3号, 1-16.
- 斎藤静樹, 2006. 「株式購入オプションの会計基準とその争点」『會計』第170巻第1号, 1-14.
- Sunley, W. T., Carter, W. J., 1944. Corporation Accounting (Revised Edition). The Ronald Press Company, New York, USA.

利益訂正の伝播効果と会計情報の信頼性*

Contagion Effects of Earnings Restatements and Reliability of Accounting Information

奥村 雅史 (早稲田大学 教授)
Masashi Okumura, Waseda University

要約

本稿では、わが国における利益訂正の伝播効果を分析する。奥村 (2013a) は、利益訂正が訂正企業の同業他社に対して重要な伝播効果があることを確認した。そこで、本稿では伝播効果がどのように市場に拡散するのか、を理解するために、伝播効果と同業他社の特性との関係を分析する。その結果、Gleason, Jenkins and Johnson (2008)と同様に、業種調整済み発生項目額が大きいほど、また、企業の成長性が高い (純資産簿価時価比率が低い) ほど、伝播効果が強いことを確認する。そして、追加的に、1) 発生項目の中でも運転資本発生項目の水準が伝播効果に強く影響していること、2) 同業他社が新興市場に上場している場合に伝播効果による株価下落が著しいこと、3) このような企業特性と伝播効果との関係は、意図的でない虚偽記載を原因とする利益訂正ではなく、意図的な虚偽記載を原因とする利益訂正によって生み出されていることを明らかにする。以上のような結果は、意図的な虚偽記載を原因とする利益訂正が、投資者における会計情報への信頼性を通じて、同業他社の評価に影響することを示唆している。

Summary

This paper investigates the contagion effects of earnings restatements in Japan. Okumura (2013a) detected significant contagion effects of earnings restatements for rival firms in the same industry. In this paper I analyze the relation between the contagion effects and the characteristics of the rival firms to understand how the effects prevail in the market. As shown by Gleason, Jenkins and Johnson (2008), I detect a significant contagion effect for rival firms with high industry-adjusted accruals and growth firms with low book to market ratio. Additionally I find three facts as follows: 1) When total accruals are partitioned into working capital accruals and long-term accruals, the working capital accruals correlate to the size of contagion effects, 2) the rival firms listed in the emerging market experience pronounced stock price declines, and 3) when the cause of restatement is an intended error, not an unintended error, contagion effects occur strongly. Our results are consistent with the notion that earnings restatements cause investors to reassess the financial statement information previously released by rival firms through investors' reliability judgments.

1. はじめに

金融商品取引法第24条の2や金融商品取引所の規則 (たとえば、東京証券取引所の有価証券上場規程第416条) は、公表された財務諸表に訂正すべき事項が含まれている場合には、当該訂正に関して開示すべきであることを規定している。2004年から2009年における上場企業による公表

済み財務諸表の訂正状況 (決算短信の訂正) を調べたところ、注記情報の訂正を含めた訂正件数は、2007年に227件であったものが、2007年には766件に急増し、その後も600件程度で推移している。同様に、投資家にとって特に重要な情報であると考えられる当期利益情報の訂正件数も、2004年には6件であったが2007年には67件に急増し、その後も50件を超える訂正が生じている。

*本研究は科学研究費補助金 (基盤研究 (C) 課題番号: 22530497) の助成を受けています。

ある企業における特定事象の発生に関する情報が、当該企業の株価のみならず他社の株価に影響する可能性がある。奥村（2013a）では、ある企業による公表済みの当期純利益の訂正（以下では、利益訂正という）が同業他社の株価に影響するかどうか、について検討し、伝播効果が支配的であること、言い換えると、市場は同業他社においても訂正企業と同様の状況が生じている可能性を予測していることを明らかにした。

本研究では、これを受けて、どのような特性を有する同業他社において利益訂正の伝播効果が強く生じるか、について、とくに、利益の質、市場からのプレッシャー、上場する市場などの諸特性を検討することによって分析する。その結果、先行研究と同様に、発生項目額の水準が高いほど、また、純資産簿価比率で測定した市場からのプレッシャーが強いほど、伝播効果が強いことが明らかとなった。さらに、本研究では、発生項目のなかでも運転資本発生項目の金額の水準が高いほど伝播効果が強いこと、新興市場企業における伝播効果が強いこと、伝播効果は意図的な虚偽記載の訂正のケースにおいて生じていることが新たに確認された。なお、わが国では、伝播効果が利益訂正後即座に生じるわけではなく、市場による情報処理に2週間ほどの時間がかかっていると推測される結果が得られた。以上のような結果は、特定企業の利益訂正が同業他社の会計情報の信頼性に影響していることを示唆するものであった。

以下では、第1節において情報移転効果について説明し、第2節では先行研究について概観する。第3節で仮説を設定し、第4節では分析方法、第5節ではサンプルについて説明する。第6節で分析結果を提示し解釈し、第7節において全体をまとめる。

2. 情報移転

一般に、ある企業における特定の事象に関する情報が公表された場合に、当該情報による同業他社の株価への影響の仕方には、2つのシナリオが存在する。第1のシナリオは、利益訂正企業と同様に同業他社においても利益訂正が必要となるような状況が生じていると市場が考えるというものである。この場合には、訂正企業の株価にマイナスの影響を与えるような訂正は同業他社の株価にもマイナスの影響を及ぼすことになる。このような影響を伝播効果（contagion effect）という。

これに対して、第2のシナリオは、利益訂正の発生によって訂正企業が競争上不利な立場に立つために、同業他社にとって競争上プラスの効果が生じるというものである。この場合には、同業他社は競争上有利になったことによってその株価はプラスに反応する。このケースは競争効果（competitive effect）と呼ばれている。

このように、訂正企業の株価にマイナスの影響を与える利益訂正の公表は、同業他社の株価にマイナスに影響する可能性（伝播効果）もあれば、プラスに影響する可能性（競争効果）もある。奥村（2013a）では、これを実証的に分析し、利益訂正に関する情報移転において、伝播効果が支配的であることを確認した。

3. 先行研究

本研究と関連する先行研究には、米国企業の修正再表示における伝播効果を分析した Xu、Najand and Ziegenfuss（2006）および Gleason、Jenkins and Johnson（2008）である。

Xu、Najand and Ziegenfuss（2006）は、米国における修正再表示の同業他社への情報移転を、伝播効果と競争効果のいずれが支配的か、という

観点から検討した。分析の結果、事業の類似性が高いほど、また、負債比率が高いほど、修正再表示の公表時点における同業他社の累積異常リターンは修正再表示企業と同様の方向へ変化しており、伝播効果が支配的であることが明らかとなった。

Gleason, Jenkins and Johnson (2008) は、米国における修正再表示を利用して、利益の質および市場のプレッシャー（積極的な利益計上を要求するような市場からの圧力）と伝播効果との関係を分析した。分析の結果、発生項目額が相対的に大きい同業他社において伝播効果が強く観察され、さらに、市場プレッシャーが強い、成長性が高い企業である場合（利益株価比率や純資産株価比率が低い）およびアナリスト利益をわずかに上回る利益を計上している企業の場合に伝播効果が強いことが明らかとなった。これらから、投資者は、利益の質と市場プレッシャーを考慮して同業他社の株式を再評価していると結論付けた。

以上のように、先行研究では伝播効果が支配的であること、利益の質や利益計上の圧力が伝播効果に影響していることが確認された。

4. 仮説

奥村 (2013a) では、わが国企業の利益訂正は同業他社に対して伝播効果が支配的であることを確認した。本研究では、同業他社の企業特性と伝播効果の関係を、Gleason, Jenkins and Johnson (2008) を参考に、利益の質、市場プレッシャーの観点から分析するとともに、追加的な要因についても検討する。以下では、これらの関する仮説を提示する。

4.1. 利益の質

ある企業において利益訂正が必要となったこと

は、訂正以前の当該企業の利益計算に誤りがあったことを意味する。言い換えると、これは利益の質¹⁾が低下していたことを意味し、利益訂正の公表は投資者にその事実を知らせる。特定企業の利益訂正によって、投資者が、利益の質の低下が当該訂正企業のみならず、同業他社においても同様に生じていると推測するならば、訂正企業の株価のみならず同業他社の株価も下落するであろう。

利益の質の低下が伝播するような事態は、ディスクロージャー制度にとって特別な意味を有する。一般に、誤った利益を開示することが投資者における会計情報への信頼性を低下させるならば、それは経営者と投資者間の情報の非対称性を増大し、ひいては株価の下落、すなわち、資本コストの増大を招く。利益訂正によって利益の質の低下が伝播することは、まさにこの状況が生じていることを意味し、利益訂正の伝播効果を分析することは、いわゆる「会計不信」の拡散プロセスの一端を検討することを意味する。

個別企業の会計情報に対する投資者における信頼を直接的に測定することは困難である。そこで、投資者における信頼性の変化が株価に反映されることを前提とし²⁾、利益の質と関連が深いと考えられる発生項目額を利益の質の代理変数とすることによって、この問題にアプローチする。ここで、発生項目とは企業会計固有の会計処理であり、キャッシュ・フローと企業会計上の利益の差を構成する。投資者は、この金額が大きいほど、会計上の多様な見積もりや判断にもとづく利益が多いと考え、その利益の質が低下している可能性があるとして推測するものと仮定する。この場合には、発生項目額が大きいほど、投資者は利益の質が低いと予測するため、発生項目額が大きい同業他社ほど特定企業の利益訂正による伝播効果を強く受ける。以上から、下記の仮説を設定する。

仮説1：利益訂正に関する伝播効果は、発生項目額の水準が高い同業他社において強い。

4.2. 市場プレッシャー

投資者が企業の決算内容に対して一定の期待を有しており、当該企業による決算内容がその期待から外れた場合にはその株価が変動する。Richardson, Tuna and Wu (2003) は、利益獲得や利益成長に関する、市場の期待の強さを「市場プレッシャー」と呼び、そのなかでも利益に対する成長期待が強い場合に、企業は利益を多く計上しようとする攻撃的な会計を採用する可能性が高いことを修正再表示をサンプルとして実証的に明らかにした。

市場プレッシャーと攻撃的な会計の関係を、伝播効果と同業他社に対する市場からの期待の関数に適用すると、同業他社における市場からの期待が強い場合には、その期待を達成するために攻撃的な会計の採用をしている可能性が高いと推測できる。それゆえ、市場から強い期待を受ける（市場プレッシャーの強い）同業他社は、利益自体が積極的に計上されている可能性があるものと投資者によって推測され、そのような企業に対する伝播効果がより強くなると予想される³⁾。そこで、以下の仮説を設定する。

仮説2：市場プレッシャーが強い同業他社ほど、伝播効果が大きい。

4.3. その他の特性

利益の質および市場プレッシャー以外の企業特性として、追加的に2つの点を検討する。第1に、伝播効果の測定時点以降に利益訂正を公表する同業他社への伝播効果について検討する。同業他社における利益訂正の可能性あるいは利益訂正が必要となる状態の発生を市場が正確に予測している

場合には、他の企業と比較して、将来に利益訂正をする同業他社の評価をより大きく下げる、言い換えると、将来において利益訂正を公表する同業他社への伝播効果はより強いと予測される。このことから、以下の仮説を設定する。

仮説3：将来に利益訂正を公表する同業他社に関する伝播効果は、その他の同業他社と比較して大きい。

これに加えて、同業他社の特性として、当該同業他社が上場する市場の違いについて検討する。新興市場においては上場基準が緩和されており、さらに、設立後の年数が浅い企業や急成長企業が多く、そのため、内部統制をはじめとする開示のための体制が他市場と比較して十分に整っていない企業が多いと推測される⁴⁾。利益訂正が必要となる事態が新興市場に上場している企業において生じやすいと投資者が認識しているとする、同業他社の中でも新興市場企業への伝播効果が、その他の市場に上場している企業に比較して強くなると予測される。そこで、以下の仮説を設定する。

仮説4：新興市場に上場している同業他社への伝播効果は、その他の市場に上場している同業他社よりも強い。

5. 分析方法

5.1. 分析モデル

本節では、同業他社の企業特性と伝播効果の関係を分析するために、Gleason, Jenkins and Johnson (2008) で採用されていた分析モデルをベースにして、利益の質、市場プレッシャーおよび追加的な特性と伝播効果の関係を分析する。

$CAR = f(\text{利益の質、市場圧力、追加的な特性})$

ここで、独立変数である CAR は、公表日およびその後の一定期間における累積異常リターンである。ここで、サンプルに含まれる新興市場企業には流動性が低い銘柄があり、これらについて市場モデルを推計する際に問題が生じる。そこで、本研究では、市場モデルをベースとする異常リターンを計算する代わりに市場超過リターンをもって異常リターンとする。なお、市場リターンは、より広く株式市場を反映したものを算定するために、日経総合株価指数を利用して算定する。なお、モデルを回帰分析する際には、年度ダミーを説明変数に加えて推計する。

以下では、それぞれの特性に関連して分析上採用する変数およびその測定方法について説明する。

5.2. 利益の質

会計利益はその構成要素であるキャッシュ・フローと発生項目額に分解できる。発生項目額は企業会計固有の会計処理を反映している部分であり、この部分が相対的に大きい場合にキャッシュ・フローの裏付けがない部分が多いという意味で利益の質が低いと考える場合がある。ここでは、投資者がこのような見方をしているという仮定をおくことによって、利益の質の代理変数として発生項目額の大きさを採用する。

発生項目額は多様な範囲で測定することができるが、ここでは、税引後経常利益の構成要素として営業活動によるキャッシュ・フローと総発生項目額（およびその構成要素として運転資本発生項目額と長期発生項目額）を分析対象とするとともに、追加的に投資発生項目額を考慮する。

投資発生項目額を利益の質に関する分析に利用することについては説明を要するであろう。利益

の質は営業活動によるキャッシュ・フローとの関係で分析するのが一般的であり、投資発生項目は投資キャッシュ・フローと関連するので、その意味では営業活動によるキャッシュ・フローと直接の関係はない。しかし、費用計上するべき支出を固定資産に計上することによって、虚偽記載が生じる場合がある。このような場合は、総発生項目額が投資発生項目額に、同時に、営業活動によるキャッシュ・フローが投資活動によるキャッシュ・フローに変えられることになるので、投資発生項目額を利益の質の分析対象とすることに意義があると考えられる。

発生項目額の測定方法は以下のとおりである。

総発生項目額 = 税引後経常利益 - 営業活動によるキャッシュ・フロー⁵⁾

運転資本発生項目額 = キャッシュ・フロー計算書上の運転資本の増減額

長期発生項目額 = 総発生項目額 - 運転資本発生項目額

投資発生項目額① = 投資活動によるキャッシュ・フロー

投資発生項目額② = 固定資産の増減額

ここで、投資発生項目額①は Gleason, Jenkins and Johnson (2008) で採用されている測定方法である。この方法で測定される投資発生項目額は、投資活動によるキャッシュ・フローそのものであり、固定資産への資産計上という会計処理に対応する発生項目額である。ここでは、追加的に、固定資産に関する発生項目額全体を検討するために、投資発生項目額②についても代替的に利用することとした⁶⁾。

以上の発生項目額については、業種の影響が強いために業種別かつ年別に以下の式で基準化した値を利用する。

$$\text{基準化変数} = \frac{\text{変数} - \text{業種別年別平均値}}{\text{業種別標準偏差}}$$

5.3. 市場プレッシャー

市場プレッシャーとは、投資者による企業に対する利益成長期待や予想利益達成期待などによって当該企業が受けるプレッシャーであり、これが強いと企業は攻撃的な会計やその他の会計的操作を行う可能性が高くなり、結果として、投資者によって利益訂正が生じやすいと推測される。本研究では、市場による成長期待を反映する変数として利益株価比率（*EP*）および純資産簿価時価比率（*BM*）を採用し、これらが小さいほど成長に関する市場プレッシャーが高いと仮定する。さらに、利益獲得へのプレッシャーを表す指標として時価総額を採用する。これは、時価総額が大きい企業ほど機関投資家等から利益獲得についての強いプレッシャーがあると考えられるからである⁷⁾。以上の市場プレッシャーを表す変数は、利益訂正公表月の前月末時点の株価および発行済株式数、訂正公表直前の年度決算における当期利益および純資産簿価を利用して計算する。

5.4. 追加的な特性

同業他社が将来に利益訂正をする否か、および同業他社が上場している市場、と伝播効果との関係を追加的に分析する。

利益訂正企業は、自らの利益訂正を公表する以前は、他の利益訂正企業に対する同業他社としてサンプルに含まれる。同業他社に含まれる潜在的利益訂正企業は、将来において利益訂正が生じる可能性が高い企業である。同業他社が、これに該当する場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数とする。

さらに、新興市場においては上場基準が他市場

よりも緩和されており、他の市場に比較して、企業内にディスクロージャーを適切に実行するための資源が乏しい企業が多い。同業他社が、これに該当する場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数とする。

5.5. コントロール変数

訂正企業の株価反応（*CAR*）は訂正内容の深刻度（どの程度企業価値に対してネガティブな情報か）を表すため、また、利益訂正企業の時価総額は、それが大きいほど投資者によって注目され、伝播効果が強くなる可能性があるため、それぞれをコントロール変数とする。また、奥村（2013a）において、意図的な虚偽記載を原因とする場合の市場の反応がそうでない場合と異なっていることが確認されているので、これを表すダミー変数もコントロール変数に含める。さらに、一般に、高レバレッジの同業他社は同一の事象について影響を受けやすいと考えられるため、負債総資産比率をコントロール変数とする。

6. サンプルと記述統計

利益訂正サンプルは、利益訂正の公表日およびその翌日における累積異常リターン（*CAR*）がマイナス3%以下（下落幅が3%以上）である利益訂正とする。これは利益訂正情報が訂正企業に関するネガティブな情報を伝えていることをより確実にするためである。なお、下落幅1%以上の利益訂正に分析対象を拡大すると、以下の分析の結果の傾向が弱くなることを確認している。

上記の利益訂正を公表した企業が属する業種を確認し、利益訂正1件ごとに同業種に属する他の企業を特定し同業他社とする。本研究で採用する業種分類は日本標準産業分類（平成19年改訂版）の中分類である。この業種分類によって、条件を

図表1 変数リスト

| 変数 | 定義 |
|-----------------|---|
| 会計変数： | (会計変数については、利益訂正公表直前の年次決算における数値である。また、業種別・年別に基準化する。) |
| <i>Orpro</i> | 税引後経常利益／前期末総資産 = (経常利益 + (法人税等 + 法人税等調整額)) / 前期末総資産 |
| <i>Ocf</i> | 営業活動によるキャッシュ・フロー |
| <i>Tacc</i> | (税引後経常利益 - 営業活動によるキャッシュ・フロー) / 前期末総資産 = 総発生項目額 / 前期末総資産 |
| <i>Wacc</i> | (キャッシュ・フロー計算書上の運転資本調整項目) / 前期末総資産 |
| <i>Lacc</i> | <i>Tacc</i> - <i>Wacc</i> |
| <i>Iacc</i> ① | 投資活動によるキャッシュ・フロー |
| <i>Iacc</i> ② | 固定資産減少額 / 前期末総資産 = (前期固定資産 - 当期固定資産) / 前期末総資産 |
| 市場プレッシャー変数： | |
| <i>EP</i> | 当期利益 / 前月末時価総額 ここで、前月とは利益訂正公表月の前の月である (以下同様)。 |
| <i>BM</i> | 純資産簿価 / 前月末時価総額 |
| <i>MV</i> | LOG (前月末時価総額) |
| その他の特性変数： | |
| <i>PRestate</i> | 将来に利益訂正を公表する同業他社の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数 |
| <i>Emerging</i> | 新興市場に上場している場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数 (ここで、データベースにおける認識可能性から東証マザーズおよびヘラクレスを新興市場とする) |
| コントロール変数： | |
| <i>Restret</i> | 訂正企業における訂正公表日および翌日の累積異常リターン (%) |
| <i>RestMV</i> | 訂正企業の公表前月末時価総額 |
| <i>Fraud</i> | 訂正が意図的な虚偽記載を原因とするとき1、それ以外の場合に0をとるダミー変数 |
| <i>Leverage</i> | 同業他社のレバレッジ (前期負債 / 前期末総資産) |

充たす利益訂正企業は40の業種に分類された⁸⁾。特定された同業他社の中で、日経ポートフォリオマスターにおいて利益訂正公表日前後の株式リターンが入手でき、NEEDS-FAMEにおいて必要な財務データが利用可能なものをサンプルとする。なお、債務超過企業はそれ自体に特有の問題が生じており、伝播効果自体が生じにくいいため、サンプルに含めない。

以上の条件に追加して、外れ値の影響を緩和するために、同業他社におけるCARの順位において最大および最小0.5%の範囲に含まれる同業他社のデータを分析から排除している⁹⁾。以上の条

件を充たす利益訂正88件、対応する同業他社は8,595社であり、利益訂正1件当たりの同業他社の平均は97.7社であった。

図表2は記述統計を示している。同業他社の公表日およびその翌日の累積異常リターン (*Car0*, *I*) は平均値 -0.53% および中央値 -0.56% ともにマイナスである。公表日後10日間の累積異常リターン (*Car0*, *I0*) においては、中央値はマイナスであるが、平均値はゼロに近づいていること、また、累積期間が長いことを反映して標準偏差やレンジ (Q1とQ3の差) が大きくなっていることが指摘できる。発生項目額の変数は基準化してい

るので、平均値はいずれもゼロに近い。

利益株価比率 (*EP*) の最小値 -29.72は、低株価の損失企業の存在を意味する。また、純資産簿価時価比率 (*BM*) の最小値がほぼゼロに近いのは、債務超過企業についてはサンプルから除かれているが過小資本状態の企業が含まれていることを反映している (このことは、*Leverage* の最大値がほぼ1になっていることにも表れている)。

ダミー変数である *Prestate*、*Emerging*、*Fraud* の平均値は、それぞれのダミー変数が1である同業他社のサンプル全体に占める割合を意味している。*Prestate* の平均値0.03は同業他社のうち3%が将来において利益訂正を公表していることを意味する。同様に、*Emerging* の平均値からサンプルの15%が新興市場企業であること、*Fraud* の平均値から意図的な虚偽記載を原因とする利益訂正に関する同業他社がサンプル全体の45%を占めていることがわかる。

図表3は変数間の相関である。以下、順位相関係数 (右上三角行列) は積率相関係数 (左下三角行列) と同様な傾向を示しているため、積率相関係数について説明する。

被説明変数である *Car0*、1と統計的に有意な変数は、*Car0*、1をその一部に含む *Car0*、10との相関を除くと、*BM*、*Emerging*、*Restret*、*Fraud*である。*Car0*、1と市場プレッシャーを表す *BM* との相関係数 (0.07) が統計的に有意に正になっていることは、同業他社における市場プレッシャーが強い (*BM* が小さい) ほど株価はマイナスに反応していることを示しており、仮説3と整合的である。また、*Emerging* との負の相関係数 (-0.06) は、同業他社が新興市場に上場している場合に株価のマイナスの反応が強いこと意味し、これは仮説5と整合的である。コントロール変数である *Restret* との正の相関および *Fraud* における負の相関も予想どおりである。

図表2 記述統計

| | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | Q1 | 中央値 | Q3 | 最大値 |
|-----------------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|
| <i>Car0</i> 、1 | -0.53 | 4.30 | -19.07 | -2.54 | -0.56 | 1.37 | 21.52 |
| <i>Car0</i> 、10 | -0.02 | 10.28 | -96.03 | -4.73 | -0.34 | 4.39 | 101.08 |
| <i>Orpro</i> | 0.00 | 0.99 | -10.44 | -0.28 | 0.11 | 0.41 | 4.23 |
| <i>Ocf</i> | 0.02 | 0.98 | -9.87 | -0.41 | 0.08 | 0.51 | 7.73 |
| <i>Tacc</i> | -0.02 | 0.96 | -10.34 | -0.43 | 0.01 | 0.41 | 5.66 |
| <i>Wacc</i> | 0.02 | 0.96 | -6.81 | -0.35 | 0.00 | 0.39 | 6.81 |
| <i>Lacc</i> | -0.02 | 0.95 | -11.53 | -0.41 | 0.06 | 0.40 | 7.28 |
| <i>Iacc</i> ① | -0.09 | 1.09 | -10.32 | -0.42 | 0.09 | 0.42 | 7.39 |
| <i>Iacc</i> ② | -0.02 | 1.11 | -6.79 | -0.36 | 0.01 | 0.34 | 9.08 |
| <i>EP</i> | -0.04 | 0.64 | -29.72 | 0.01 | 0.04 | 0.08 | 2.47 |
| <i>BM</i> | 1.09 | 0.93 | 0.00 | 0.48 | 0.87 | 1.41 | 16.43 |
| <i>MV</i> | 23.14 | 1.71 | 18.24 | 21.98 | 22.93 | 24.13 | 30.83 |
| <i>Prestate</i> | 0.03 | 0.17 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| <i>Emerging</i> | 0.15 | 0.36 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| <i>Restret</i> | -13.00 | 10.53 | -62.87 | -18.42 | -8.90 | -4.57 | -3.06 |
| <i>RestMV</i> | 22.78 | 1.71 | 19.89 | 21.73 | 22.57 | 23.52 | 27.86 |
| <i>Fraud</i> | 0.45 | 0.49 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 1.00 |
| <i>Leverage</i> | 0.48 | 0.22 | 0.01 | 0.30 | 0.48 | 0.66 | 1.00 |

図表3 相関

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) | (17) | (18) |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| <i>Car0</i> , 1 (1) | 1.00 | 0.39 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.02 | 0.01 | 0.07 | 0.09 | 0.03 | -0.03 | -0.09 | 0.09 | 0.03 | -0.03 | 0.02 |
| <i>Car0</i> , 10 (2) | 0.37 | 1.00 | -0.02 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.02 | 0.04 | 0.05 | 0.12 | -0.03 | -0.02 | -0.05 | 0.04 | -0.07 | -0.07 | 0.00 |
| <i>Orpro</i> (3) | -0.01 | -0.02 | 1.00 | 0.51 | 0.15 | 0.16 | 0.02 | 0.02 | 0.00 | 0.06 | 0.01 | -0.01 | -0.02 | -0.05 | 0.02 | -0.02 | 0.00 | -0.03 |
| <i>Ocf</i> (4) | 0.01 | 0.00 | 0.55 | 1.00 | -0.64 | -0.45 | -0.36 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | -0.02 | 0.00 | 0.01 | -0.04 | 0.02 | 0.00 | 0.01 | -0.01 |
| <i>Tacc</i> (5) | -0.01 | -0.01 | 0.22 | -0.63 | 1.00 | 0.69 | 0.52 | -0.01 | -0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.01 | -0.02 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | 0.00 |
| <i>Wacc</i> (6) | -0.01 | -0.02 | 0.17 | -0.49 | 0.74 | 1.00 | -0.09 | -0.02 | -0.03 | 0.00 | 0.03 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | 0.00 | -0.02 | 0.00 | -0.02 |
| <i>Lacc</i> (7) | 0.00 | 0.01 | 0.11 | -0.32 | 0.52 | -0.11 | 1.00 | 0.00 | -0.02 | 0.03 | 0.01 | 0.00 | -0.02 | 0.01 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | 0.04 |
| <i>Iacc</i> ① (8) | 0.01 | 0.04 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | -0.02 | 0.00 | 1.00 | 0.53 | 0.05 | 0.19 | -0.09 | -0.03 | -0.15 | 0.02 | 0.02 | 0.01 | 0.18 |
| <i>Iacc</i> ② (9) | 0.00 | 0.05 | -0.02 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | 0.55 | 1.00 | -0.11 | 0.23 | -0.12 | -0.01 | -0.10 | 0.04 | -0.04 | -0.02 | 0.08 |
| <i>EP</i> (10) | -0.01 | 0.00 | 0.02 | 0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | -0.14 | 1.00 | 0.15 | 0.11 | -0.09 | -0.24 | -0.01 | 0.02 | -0.04 | 0.00 |
| <i>BM</i> (11) | 0.07 | 0.11 | -0.02 | -0.01 | -0.02 | 0.00 | -0.02 | 0.14 | 0.13 | -0.18 | 1.00 | -0.31 | -0.07 | -0.24 | 0.02 | -0.04 | -0.03 | 0.00 |
| <i>MV</i> (12) | 0.01 | -0.04 | 0.01 | -0.01 | 0.03 | 0.01 | 0.02 | -0.05 | -0.11 | 0.14 | -0.30 | 1.00 | 0.01 | -0.27 | 0.04 | 0.22 | -0.06 | -0.02 |
| <i>Prestate</i> (13) | -0.02 | -0.02 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | 0.00 | -0.03 | -0.02 | 0.00 | -0.03 | -0.06 | 0.00 | 1.00 | 0.05 | -0.02 | 0.02 | 0.00 | 0.08 |
| <i>Emerging</i> (14) | -0.06 | -0.04 | -0.06 | -0.04 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | -0.18 | -0.08 | -0.06 | -0.14 | -0.26 | 0.05 | 1.00 | -0.05 | -0.16 | 0.06 | -0.24 |
| <i>Restret</i> (15) | 0.07 | 0.03 | 0.02 | 0.02 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | -0.02 | 0.01 | 0.01 | -0.01 | 0.00 | -0.02 | 0.01 | 1.00 | 0.01 | -0.15 | 0.04 |
| <i>RestMV</i> (16) | 0.02 | -0.06 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | 0.03 | -0.02 | 0.04 | -0.03 | 0.21 | 0.01 | -0.17 | -0.06 | 1.00 | 0.18 | 0.17 |
| <i>Fraud</i> (17) | -0.02 | -0.06 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | -0.02 | -0.04 | -0.01 | -0.07 | 0.00 | 0.06 | -0.11 | 0.13 | 1.00 | -0.06 |
| <i>Leverage</i> (18) | 0.01 | 0.01 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | 0.02 | 0.15 | 0.06 | -0.14 | 0.00 | 0.00 | 0.08 | -0.24 | -0.05 | 0.16 | -0.06 | 1.00 |

(付記) 左下三角行列はピアソンの積率相関係数、右上三角行列はスピアマンの順位相関係数である。イタリックは5%以下の水準で統計的に有意な相関があることを示している。

Car_0 、10とその他の変数との相関を検討しよう。仮説と整合的な相関を有する変数は、 $Wacc$ 、 BM 、 MV 、 $Prestate$ 、 $Emerging$ である。 Car_0 、1の場合には BM と $Emerging$ だけが仮説と整合的であったが、 Car の測定期間を長くすることによって $Wacc$ 、 MV 、 $Prestate$ も仮説に整合的な相関を示すようになった。コントロール変数についても、 $Restret$ と $Fraud$ に加えて $RestMV$ との相関は予想に整合的で統計的に有意となっている。より長期の CAR について、統計的に有意な係数が増加していることは、利益訂正の伝播に時間を要していることを示唆していると推測される。なお、 Car_0 、10と $Iacc$ ①および $Iacc$ ②との相関は、仮説とは反対にプラスで統計的に有意である。

図表3には、絶対値が0.5を超える相関がある。とくに、発生項目額やキャッシュ・フローの会計変数間で負の相関が確認できる（たとえば、 Ocf と $Tacc$ の相関が -0.63 ）が、これは発生項目がそもそもキャッシュ・フローの変動を緩和（平準化）する機能を有しているからである。また、一方が他方の内訳となっている変数間において高い相関となっている。

7. 分析結果と解釈

図表4は、利益訂正公表日およびその翌日の累積異常リターン（ Car_0 、1）を被説明変数とした場合の推定結果である。利益の質を表す会計変数は税引後経常利益（ $Orpro$ ）を分解する形でモデルに組み込んでいる。モデルⅠは税引後経常利益を入れており、モデルⅡは税引後経常利益を営業活動によるキャッシュ・フロー（ Ocf ）と総発生項目額（ $Tacc$ ）に分解している。モデルⅢは総発生項目額をさらに運転資本発生項目額（ $Wacc$ ）と長期発生項目額（総発生項目額から運転資本発

生項目額を控除したもの（ $Lacc$ ）に分解し、モデルⅣでは投資発生項目額（ $Iacc$ ②）を加えている。なお、投資発生項目額①および②の結果は同様であったため、投資発生項目額②の結果だけを示している。

利益の質に関する仮説1は、発生項目額に関する係数が統計的に有意にマイナスである場合に支持されるが、推定結果では、総発生項目額およびその内訳である運転資本発生項目額において係数がマイナスになっているがいずれも統計的に有意ではないため、仮説1は支持されない。その他の発生項目額についても仮説は支持されない。

市場プレッシャーに関する仮説2に関しては、 BM において統計的に有意にプラスの係数となっており、仮説2を支持する結果となっている。 EP および MV では支持する結果は得られていない。

市場による利益訂正の予測可能性に関する仮説3については、 $Prestate$ の係数がマイナスとなること期待されるが、実際の係数はマイナスとなっているものの統計的に有意ではないため支持できない。これに対して、新興市場についての仮説4は、新興市場に関するダミー変数の係数が統計的に有意にマイナスとなっているために支持される結果である。

コントロール変数については、利益訂正の深刻度を示す $Restret$ が統計的に有意であるが、その他は、有意が低いか符号が期待とは逆となっている。とくに、 $Fraud$ の係数が統計的に有意ではない（あるいは有意性が低い）ことは、図表3の相関分析における CAR_0 、1と $Fraud$ の間の統計的に有意な相関が多変量分析において消えたことを意味する。このような結果は、2日間の累積異常リターンで伝播効果を測定する場合には、利益訂正の原因の差が十分に反映されないことを示唆している可能性がある。

図表4 同業他社の特性と株価反応（Car0、1）

| | 期待符号 | モデルⅠ | モデルⅡ | モデルⅢ | モデルⅣ |
|-------------------------|------|----------|----------|----------|----------|
| 切片 | | -2.84*** | -2.89*** | -2.88*** | -2.80*** |
| 利益の質： | | | | | |
| <i>Orpro</i> | ? | -0.04 | | | |
| <i>Ocf</i> | ? | | 0.03 | 0.04 | 0.03 |
| <i>Tacc</i> | - | | -0.03 | | |
| <i>Wacc</i> | - | | | -0.02 | -0.02 |
| <i>Lacc</i> | - | | | -0.00 | -0.00 |
| <i>Iacc</i> ② | - | | | | 0.06 |
| 市場プレッシャー： | | | | | |
| <i>EP</i> | + | 0.01 | 0.01 | 0.01 | -0.00 |
| <i>BM</i> | + | 0.22*** | 0.22** | 0.22** | 0.22*** |
| <i>MC</i> | - | 0.05* | 0.06** | 0.06* | 0.05* |
| その他特性： | | | | | |
| <i>Prestate</i> | - | -0.15 | -0.15 | -0.15 | -0.14 |
| <i>Emerging</i> | - | -0.61*** | -0.60*** | -0.60*** | -0.62*** |
| コントロール： | | | | | |
| <i>Restret</i> | + | 0.03*** | 0.03*** | 0.03*** | 0.03*** |
| <i>RestMV</i> | - | 0.05* | 0.05* | 0.05* | 0.05* |
| <i>Fraud</i> | - | -0.16* | -0.16* | -0.16* | -0.16* |
| <i>Leverage</i> | ? | -0.01 | -0.00 | -0.00 | 0.00 |
| Adjusted R ² | | 1.36% | 1.36% | 1.34% | 1.35% |
| F 値 | | 9.48*** | 8.87*** | 8.31*** | 7.93*** |
| N | | 8,595 | 8,595 | 8,595 | 8,595 |

(付記)***、**、*は、両側確率1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。カッコ内はWhite修正したt値である。

図表5は、説明変数を利益訂正公表日から10日間にわたる累積異常リターン（Car0、10）とした場合の推定結果である。累積期間が2日間の場合（図表4）と比較して、結果が大きく変化する。

会計変数に関しては、モデルⅠにおいて税引後経常利益の係数が統計的に有意にマイナスとなっている。これは業種内の企業において相対的に収益性が高い企業のほうが伝播効果を強く受けていることを示している。そして、モデルⅡおよびモデルⅢでは総発生項目額とその内訳である運転資本発生項目額の係数が統計的に有意にマイナスである。これは、税引後経常利益におけるマイナスの係数は、発生項目額が源泉であることを示して

おり、この結果は、仮説1を支持する。さらに、サンプルを訂正企業の株価反応がマイナス5%以下（下落幅が5%以上）のケース（利益訂正がより深刻であると考えられるケース）にすると、総発生項目額および運転資本発生項目額の係数が1%水準で統計的に有意にマイナスとなる（全体の結果は示していない）。これは、仮説1をさらに強く支持する結果である。

投資発生項目額についても統計的に有意にマイナスの係数となっており、仮説1を支持する結果である。しかし、投資発生項目額の結果の解釈については注意を要する。Gleason, Jenkins and Johnson (2008) に従って、ここでは利益の質の

変数として投資発生項目額を扱っているが、利益の質以外の解釈ができるからである。すなわち、投資発生項目額が増加することは企業規模が成長していることを意味し、そのような企業を投資者は投資対象として注目している可能性が高い。このような状況は市場プレッシャーが強い状況であると考えられるため、市場プレッシャーを原因としてこの結果が生じている可能性があるともいえる。それゆえ、ここでは、投資発生項目額のマイナスの係数の意味の確定は保留し、Iaccの結果はさらに検討の必要があることを指摘するととどめる。

市場プレッシャーについては、成長性を示す

BMが統計的に有意にマイナスの係数であり、仮説2を支持する結果となっている。EPおよびMVの係数は予測どおりマイナスであるが、統計的に有意ではない。

市場による訂正の予測可能性および新興市場企業に関する仮説については、図表4と同様に、Prestateの係数はマイナスであるが統計的には有意でないため仮説3は支持できない。一方、Emergingの係数は統計的に有意にマイナスなので、新興市場企業における伝播効果は強いという仮説4は支持される。なお、コントロール変数の係数は、レバレッジ以外のものはいずれも統計的に有意に予想どおりの符号となっている。

図表5 同業他社の特性と株価反応 (Car0、10)

| | 期待符号 | モデル I | モデル II | モデル III | モデル IV |
|-------------------------|------|----------|----------|----------|----------|
| 切片 | | 5.80*** | 5.73** | 5.85*** | 5.50** |
| 利益の質： | | | | | |
| Orprobe | ? | -0.24** | | | |
| Ocf | ? | | -0.22 | -0.19 | -0.18 |
| Tacc | - | | -0.29* | | |
| Wacc | - | | | -0.35** | -0.35** |
| Lacc | - | | | 0.05 | 0.05 |
| Iacc② | - | | | | -0.25** |
| 市場プレッシャー： | | | | | |
| EP | + | 0.36 | 0.36 | 0.35 | 0.41** |
| BM | + | 0.61*** | 0.61*** | 0.62*** | 0.62*** |
| MC | - | -0.06 | -0.05 | -0.05 | -0.04 |
| その他特性： | | | | | |
| Prestate | - | -0.41 | -0.42 | -0.39 | -0.42 |
| Emerging | - | -1.08** | -1.07** | -1.07** | -0.98*** |
| コントロール： | | | | | |
| Restret | + | 0.02** | 0.02** | 0.02** | 0.02** |
| RestMC | - | -0.22*** | -0.22*** | -0.22*** | -0.22*** |
| Fraud | - | -0.97*** | -0.98*** | -0.97*** | -0.97*** |
| Leverage | ? | 0.62 | 0.63 | 0.60 | 0.57 |
| Adjusted R ² | | 2.68% | 2.66% | 2.70% | 2.76% |
| F 値 | | 17.90*** | 16.67*** | 15.88*** | 15.32*** |
| サンプル・サイズ | | 8,595 | 8,595 | 8,595 | 8,595 |

(付記)***、**、*は、両側確率1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。カッコ内はWhite修正したt値である。

全体的にみると、被説明変数を $Car0$ 、10とすることによってモデルの当てはまりは改善し、訂正の予測可能性に関する仮説3を除いて、他の仮説はすべて統計的に支持される結果となった。このような結果は、利益訂正情報が市場において処理され伝播が生じるまでに時間がかかっていることを示唆している。

奥村（2013a）は、意図的な虚偽記載を原因とする場合とそれ以外の場合で伝播効果に明らかな差があることを示した。そこでは、公表後10日間でCARを測定する場合にその差は顕著であったため、ここでは $Car0$ 、10を被説明変数とする場

合について、意図的な虚偽記載のケースと意図的でない虚偽記載のケースにサンプルを分けて、モデルを推定する。モデルIVの推定結果が図表6に示されている。

図表6は、意図的な虚偽記載を原因とする場合 ($Fraud = 1$) とそれ以外の場合 ($Fraud = 0$) に分けて結果を示している。 $Fraud = 1$ においては、運転資本発生項目額および投資発生項目額の係数が有意にマイナスとなっているのに対して、 $Fraud = 0$ では係数の符号は同様であるがいずれも有意ではない。市場プレッシャーに関して、 $Fraud = 1$ ではBMの係数が有意であるのに対し

図表6 同業他社の特性と株価反応 ($Car0$ 、10) —原因別分析

| | 期待符号 | モデルIV | |
|-------------------------|------|-----------|-----------|
| | | Fraud = 1 | Fraud = 0 |
| 切片 | | 4.99 | 3.32 |
| 利益の質： | | | |
| <i>Orprobe</i> | ? | - | - |
| <i>Ocf</i> | ? | -0.18 | -0.20 |
| <i>Tacc</i> | - | - | - |
| <i>Wacc</i> | - | -0.56** | -0.19 |
| <i>Lacc</i> | - | 0.04 | 0.03 |
| <i>Iacc</i> ② | - | -0.35** | -0.11 |
| 市場プレッシャー： | | | |
| <i>EP</i> | + | 0.70 | -0.49 |
| <i>BM</i> | + | 1.23*** | 0.15 |
| <i>MC</i> | - | 0.15 | -0.11 |
| その他特性： | | | |
| <i>Prestate</i> | - | -0.10 | -0.79 |
| <i>Emerging</i> | - | -0.88 | -0.92 |
| コントロール： | | | |
| <i>Restret</i> | + | 0.03 | -0.02 |
| <i>RestMC</i> | - | -0.46*** | -0.03 |
| <i>Fraud</i> | - | - | - |
| <i>Leverage</i> | ? | 2.16** | -0.91 |
| Adjusted R ² | | 5.01% | 1.29% |
| F値 | | 13.95*** | 4.85*** |
| N | | 3,887 | 4,708 |

(付記) ***、**、*は、両側確率1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。カッコ内はWhite修正したt値である。

て、 $Fraud = 0$ では有意となっていない。その他の変数においても、 $Fraud = 0$ では有意なものも存在しないととも、符号が仮説とは整合しないものが散見される。

以上の結果から、図表5に示される結果が、主に、利益訂正の原因が意図的な虚偽記載であるケース ($Fraud = 1$) の傾向と一致していることがわかる。利益訂正公表後10日間において、投資者は意図的な虚偽記載の可能性を、同業他社における利益の質や市場プレッシャー、その他の特性から評価することによって、伝播効果が生じたと解釈できる。

8. まとめ

同業他社の特性と伝播効果の関係を分析したところ、同業他社における利益の質（とくに運転資本発生項目額）が低い（大きい）ほど（仮説1）、また、 BM で測定する市場プレッシャーが強いほど（仮説2）、当該同業他社へ強く伝播することがわかった。さらに、同業他社が新興市場に上場している場合にも伝播効果が強いこと（本研究で追加的に検証した仮説4）が確認された。

利益訂正の原因が意図的な虚偽記載の場合と意図的でない虚偽記載の場合を分けて同様の分析を行った結果、上述の伝播効果は、主に意図的な虚偽記載を原因とする利益訂正の場合に生じていることが判明した。以上から、投資者は、意図的な虚偽記載による利益訂正が公表されたときに、同業他社の利益の質や市場プレッシャー等を検討することによって虚偽記載の可能性を考慮し、同業他社の株式を再評価していると結論付けることができる。そして、以上のような事実は、特定企業における意図的な虚偽記載の発覚によって、他社の会計情報の信頼性が低下することを示唆している。

本研究の限界は、まず、分析期間（2004年～2009年）が短い点である。現在も、訂正件数は高水準で推移しているため、より長期に拡張することによって、その動向を検討しなければならない。また、分析結果におけるモデルの決定係数が低い点も、今後、改善する必要がある。

本研究では利益の質の代理変数として発生項目額の水準を利用していた。Francis, Olsson and Schipper (2008) がまとめているように、利益の質については多様な研究が存在し、その内容が精緻化されてきている。これを利用して、利益の質と伝播効果の関係をさらに詳細に分析することが可能である。また、利益訂正は同業他社以外への伝播の可能性があるため、この点についての追加的研究も試みることによって、市場における会計情報の信頼性と虚偽記載の関係をより広く研究することができると思われる。

《注》

- 1) 利益の質には多様な定義がある。Francis, Olsson and Schipper (2008) が参考となる。
- 2) 情報の信頼性は、情報リスクの評価を通じて株価に反映される。Easley and O'Hara (2004) は一般均衡のフレームワークで情報と資本コストの関連を分析し、情報の正確性の増大が資本コストを低下させることを説明している。
- 3) 攻撃的な会計を行うことも利益の質の低下を意味するが、本稿では、発生項目額が直接的に利益の質を測定し、市場プレッシャーは間接的に利益の質を測定していると理解するため、前者について「利益の質」、後者について「市場プレッシャー」という用語を利用する。
- 4) 奥村 (2013b) は、新興市場における利益訂正の訂正発生率（訂正発生件数/上場企業数）は、統計的に有意ではないものの他市場と比較して高い水準であったことを確認した。
- 5) 実際の分析においては、営業活動によるキャッシュ・フローの区分の小計を利用して計算した総発生項目額も分析しているが、計算結果に差がないために結果を示していない。
- 6) 投資発生項目②は投資活動によるキャッシュ・フローの計算対象である貸借対照表項目である固定資産の増減として投資発生項目額を測定しようとするものである。有形固定資産に関しては減価償却費も発生項目額計算に含まれるため、減価償却費については総発生項目額と重複している。
- 7) Gompers and Metrick (2001) は機関投資家が小規模企業

に比して大規模企業の株式をより多く需要していることを示している。

- 8) 日経業種分類によるとサービスに分類される企業がきわめて多数であり、その問題は日経業種小分類を採用したとしても解決されるものではなかった（小分類における「その他サービス」が700社を超えている）。そこで、本研究では、日経業種中分類より詳細な業種分類で、かつ、特定業種において企業が集中しないことを重視して、日本標準産業分類中分類を採用する。
- 9) 説明変数について上位0.5%と下位0.5%を外れ値として除いた場合の分析も行った。その場合にも、以下に示す結果の係数の符号およびその統計的有意性に影響はなかった。

《参考文献》

- Easley, D., O'hara, M., 2004, Information and the cost of capital. *The Journal of Finance* 59 (4), 1553-1583.
- Francis, J., Olsson, P., Schipper, K., 2008, Earnings quality. *Foundations and Trends in Accounting* 1 (4).
- Gleason, C. A., Jenkins, N.T., Johnson, W.B., 2008, The contagion effects of accounting restatements. *The Accounting Review* 83 (1), 83-110.
- Gompers, P. A., Metrick, A., 2001. Institutional investors and equity prices. *Quarterly Journal of Economics* 116 (1), 229-259.
- 奥村雅史 2012. 「利益の履歴情報と市場の反応—利益訂正による分析—」『報告利益の管理と株式市場の反応』産研シリーズ, 33-47.
- 奥村雅史 2013a. 「利益訂正の情報移転—伝播効果 vs. 競争効果—」『早稲田商学』掲載予定.
- 奥村雅史 2013b. 「わが国における利益訂正の実態について」『會計』掲載予定.
- Richardson, S. A., Tuna, A. I., Wu, M., 2002, Predicting earnings management: The case of earnings restatements. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=338681> or doi:10.2139/ssrn.338681.
- Xu, T., Najand, M., Ziegenfuss, D., 2006, Intra-industry effects of earnings restatements due to accounting irregularities. *Journal of Business Finance and Accounting* 33 (5), 696-714.

日本企業における非財務情報の開示*

A Research of Non-financial Information Disclosures among Japanese Firms

中 條 祐 介(横浜市立大学 教授)
Yusuke Nakajo, Yokohama City University

要 約

本稿は、日本企業における非財務情報の開示実態を明らかにすることを目的としている。調査方法にはCohen et al. (2012) のフレームワークを用いた。分析対象とする非財務情報には市場占有率など将来業績の先行指標となり得るであろう7項目を取り上げ、2010年4月～2011年3月において各社により開示された各種媒体から収集した。また、調査対象は、化学、医薬品、機械、電気機器、建設、小売の6業種であり、業種ごとに総資産で5分位に分け、各分位から2社、各業種から10社を抽出し、合計60社を選択した。

その結果、開示媒体は、会社Webサイト、プレス・リリース、強制開示資料、決算短信が中心で、開示頻度(量)はイノベーション、顧客満足に関する情報に重点がおかれていた。また、規模の大きな企業は各非財務情報についてまんべんなく開示する総合型開示であるのに対し、規模の小さな企業は焦点を絞った集中型開示という特徴がみられた。さらに、開示スコアで情報の量と質の両面から評価すると、業種ごとに開示される非財務情報に特徴があることが明らかとなった。これはそれぞれの業種のビジネスモデルやKPIを反映した結果と推察される。

1. 財務報告の課題と非財務情報への注目

財務報告に対する課題が指摘されて久しい。その嚆矢となった報告書にAICPA (1994) がある。そこでは、競争の激化やテクノロジーの急速な進展により、企業は存続を賭けた組織管理、新製品開発、リスク管理、他機関との関係構築などあらゆる分野で変革を進め、これに対応するため情報システムや経営管理に使用する情報も変革させていることが指摘された。その導入例として、EVAのような財務的指標だけでなく、製品開発期間といった非財務指標の活用などが挙げられ

た。このような実態を踏まえAICPA(1994)では、将来情報の提供、非財務指標も含めた長期的な価値創造要因へのフォーカス、管理会計情報の外部報告への活用などが提言されたのである。

また、SECコミッショナーであったWallmanは、Wallman (1995) において財務会計とディスクロージャーはビジネス界の急速な変化についていくことが出来ていないと指摘し、何を財務諸表で報告すべきかという問題提起を行った。

さらに、会計情報の有用性の低下についても1990年代以降、多くの研究者によって指摘されるようになった。例えば、Lev and Zarowin (1999) やBrown et al. (1999) は利益、キャッシュフロ

*本稿は日本ディスクロージャー研究学会第5回研究大会「統一論題報告：非財務情報の戦略的開示と保証の方向性」(2012年6月10日於 青山学院大学)における報告と討論をベースにしている。報告当日において、町田祥弘氏(青山学院大学)、秋葉賢一氏(早稲田大学)、松本祥尚氏(関西大学)、神林比洋雄氏(プロテビティLLC)、安井 肇氏(あらた監査法人)、加賀谷哲之氏(一橋大学)、小西範幸氏(青山学院大学)、村上敏也氏(慶應義塾大学大学院)から有益なコメントを頂戴した。ここに謝意を表す。また、本稿は科学研究費補助金(基盤研究(C)課題番号22530486)の補助を得ている。

本学会の発展に多大な貢献をされました須田一幸先生に深く感謝申し上げます。先生より賜りました数々のご教示を忘れることなく、微力ではありますが、本学会のさらなる発展に寄与していきたいと思っております。心よりご冥福をお祈りいたします。

一、純資産といった財務情報の価値関連性が低下してきていることを報告している。特にLev and Zarowin (1999) は会計制度が事業環境の急速な変化とその影響に適切に対応できていないことが価値関連性の低下要因になっていると指摘している。またLev (2001) では、企業の市場価値がその基礎にある資産価値から乖離している場合、伝統的な財務報告書から抜け落ちている将来キャッシュフローやインタンジブルズからもたらされる価値を非財務情報が提供しようと指摘している。

このような財務報告に関する課題が指摘される一方で、情報発信者である企業は財務報告以外の企業情報の開示を活発化させている。例えば、CSR 報告書、環境報告書、知的財産報告書、コーポレート・ガバナンス報告書などさまざまな独立型の報告書が公表されている。また、インターネットを活用した財務情報や非財務情報の情報発信の充実にも目を見張るものがある。こういった動向は、前述のLev (2001) の指摘を裏付けるものといえるかもしれない。

以上のような財務、戦略、ガバナンス、管理運営あるいは非財務に関して発信される情報の量的拡充は望ましい側面がある一方で、発信情報および開示媒体の多様化が投資意思決定に関連する情報群に無秩序さをもたらすのではないかという危惧もある。つまり、企業からは様々な媒体を通じて投資意思決定に関連する情報が開示されていたとしても、それらの情報がワンストップの媒体で提供されているわけではないことから、利用者側が適時適切に必要な情報の利用を行うことができていない可能性が懸念されるのである¹⁾。

以上より、伝統的な財務報告を補完する情報群が必要であり、そういった役割を果たす情報群として、企業価値の創造源泉を表す類の非財務情報の開示が期待されているといえよう。それでは現在、日本企業はどのような非財務情報をどのよう

な媒体を通じて、どの程度発信しているのであろうか。これまでのところ、包括的に日本企業の非財務情報の開示実態を分析した研究は蓄積されているとはいえない。そこで本稿では、日本企業の非財務情報の開示実態を明らかにすることを目的としたい。その上で、非財務情報の開示に対する課題と可能性を考察することとする。

2. 非財務情報に関する主な先行研究と検証課題

非財務情報を実証的に検証した研究としては、価値関連性に関する研究、経営者行動に関する研究、非財務情報の開示実態に関する研究などがこれまでに蓄積されている。

価値関連性を扱った代表的な研究として、Amir and Lev (1996) がある。彼らは携帯電話事業に焦点を当て、地域人口×認可企業のシェアにより人口カバレッジを推定した。そしてこの人口カバレッジという非財務情報が、財務情報に対して追加的な情報内容を有していることを報告した。また、Ittner and Larcker (1998) は、顧客満足度が財務情報を所与としても追加的な情報内容を有しており、さらに将来の収益性とも関連していることを発見した。Banker et al. (2000) は、ホスピタリティ業界（ホテル）における顧客満足は将来の財務業績の先行指標となっていることを報告している。そして Riley et al. (2003) は、空運業界において顧客満足、有償座席利用率、市場占有率、輸送能力、トンマイルでの輸送能力、といった非財務指標が伝統的な会計指標に対して増分説明力があることを報告している。このように、非財務情報には価値関連性が認められ、伝統的な会計情報に対して増分情報内容を含んでいることが報告されている。

次に、経営者行動に関する研究についてみると、

Ittner et al. (1997) では、経営者のボーナス契約に市場占有率、戦略目標、製品・サービスの品質といった非財務指標が使用されており、これらの指標の使用が増えつつある傾向を明らかにした。また、Srinivasan et al. (2006) では、空運業界において、定時到着のような非財務指標は、経営者報酬を説明する上で有意な増分説明力を有していることを報告している。このように、非財務指標が経営者の業績評価やボーナス決定に使用される傾向が高まれば、経営者の関心も伝統的な財務指標だけではなく、非財務指標にも向けられることになると考えられる。

以上のように非財務情報の利用の浸透や価値関連性については徐々に明らかにされてきているが、そもそもどのような非財務情報がどの程度開示されているのかという実態面の分析に関する蓄積は多くはない。そういった中で非財務情報の開示実態に関して包括的に研究したものにCohen et al. (2012) がある。彼らは、米国企業の開示資料における非財務情報の実態調査を行った。調査対象としたのは、外科器材製造、医薬品、ソフトウェア、石油・ガス、食料雑貨の5業種である。これらの業種について、規模に基づいて層別無作為抽出法を用い、各10社、合計50社を抽出した。また、情報源としては、7種類の開示媒体（強制開示書類、Webサイト、ガバナンス書類、製品紹介、CSR報告書、プレス・リリース、その他の書類）を対象に調査を実施した。彼らの検証課題は（1）サンプル企業は業績の先行指標となる情報をどの程度開示しているのか？（2）サンプル企業は、どのような媒体で先行指標情報を開示することを選ぶのか？（3）サンプル企業の規模は、先行指標に関する情報の開示に影響を及ぼすのか？（4）サンプル企業の業種は、先行指標に関する情報の開示に影響を及ぼすのか？である。

その結果、次のような事実を発見している。（1）

開示項目としては、市場占有率とイノベーションについて詳細な開示が行われていること、（2）開示媒体としては、強制開示書類やCSR報告書のような公式報告書を通じて非財務情報が発信される傾向があること、（3）市場占有率以外は、企業規模の増加と開示頻度の増加に比例関係はないこと、（4）食料雑貨とソフトウェアが最も情報の開示頻度が高く、石油業の開示頻度が最も少ないこと、（5）イノベーションと製品品質の開示に関しては、製薬、ソフトウェア、製造業で開示頻度が高いこと、などである。

以上、非財務情報を実証的に扱った先行研究をタイプ別にレビューしてきた。わが国においても非財務情報の重要性は指摘されているところである。そこで、以下では日本企業における非財務情報開示の実態を明らかにするとともに、企業規模や業種が非財務情報の開示行動に影響を及ぼしているのか否かを明らかにしていく。

3. リサーチ・デザイン

前述の課題を検証するためのリサーチ・デザインを述べることにする。本稿では、米国企業との比較分析も視野に入れていることから、Cohen et al. (2012) で使用された研究のフレームワークを援用する。

まず、本稿のサンプルは、2011年3月末時点で上場していた3月期決算の上場企業のうち、上場企業に占める構成割合の高い化学、医薬品、機械、電気機器、建設、小売の6業種（日経業種中分類）を分析対象とする。次いで、規模（総資産）による層別無作為抽出法を適用する。すなわち、業種ごとに総資産に基づき5分位に分けたうえで、各分位のおおよそ25%と75%の会社を抽出する。この結果、業種ごとに5分位×2社で10社、6業種合計で60社を抽出した（表1参照）。

次に、収集する非財務情報であるが、Cohen et al. (2012) との比較分析を可能にするため、彼らのリサーチ・デザインをベースにして、将来業績の先行指標となりえそうな非財務情報である(1)市場規模・占有率関連、(2)品質評価、(3)顧客満足、(4)従業員満足、(5)離職状況、(6)イノベーション、(7)その他事業戦略関連情報の7項目とする。具体的な内容と関連するキーワードについては、表2の通りである。これらに該当する情報について、2010年度(2010年4月～2011年3月)に開示された各種の媒体から、手

業により収集した。

データの分析に関しては、開示量である件数の集計に加えて、質的な評価も実施する。質的な評価は、開示された内容について、0点から6点の7段階によるリカート尺度により定量化する。評価に当たっては、企業価値に関連するような情報の記載がなく、一般的な内容にとどまるのであれば0点とする一方で、企業価値に影響する内容を数値的な説明も含めて開示していれば6点とする。このような枠組みに基づいて、記載内容によって0点から6点の範囲で評価する。その上で、

表1 分析対象の業種、企業、規模

| 業種 | 規模 | 会社名 | 総資産 | 業種 | 規模 | 会社名 | 総資産 |
|-----|----|--------------|-----------|------|----|------------|-----------|
| 化学 | 1 | 健康コーポレーション | 7,624 | 電気機器 | 1 | TBグループ | 4,463 |
| 化学 | 1 | 児玉化学工業 | 13,619 | 電気機器 | 1 | テクニカル電子 | 10,538 |
| 化学 | 2 | 本州化学工業 | 19,780 | 電気機器 | 2 | エナジーサポート | 17,113 |
| 化学 | 2 | タイガースポリマー | 26,826 | 電気機器 | 2 | 日本インター | 22,507 |
| 化学 | 3 | 東邦化学工業 | 38,610 | 電気機器 | 3 | 日本アビオニクス | 32,751 |
| 化学 | 3 | 第一工業製薬 | 47,741 | 電気機器 | 3 | アイホン | 45,152 |
| 化学 | 4 | 天馬 | 67,495 | 電気機器 | 4 | 山洋電気 | 74,395 |
| 化学 | 4 | 堺化学工業 | 113,415 | 電気機器 | 4 | シスメックス | 130,059 |
| 化学 | 5 | 日本ゼオン | 290,596 | 電気機器 | 5 | 東芝テック | 288,592 |
| 化学 | 5 | 東ソー | 725,917 | 電気機器 | 5 | TDK | 1,060,853 |
| 医薬品 | 1 | 免疫生物研究所 | 2,261 | 建設 | 1 | RISE | 4,390 |
| 医薬品 | 1 | 医学生物学研究所 | 7,994 | 建設 | 1 | サンユ-建設 | 11,887 |
| 医薬品 | 2 | わかもと製薬 | 17,176 | 建設 | 2 | 森組 | 19,814 |
| 医薬品 | 2 | 日本ケミカルリサーチ | 29,817 | 建設 | 2 | 北陸電気工事 | 31,378 |
| 医薬品 | 3 | 扶桑薬品工業 | 59,453 | 建設 | 3 | 西部電気工業 | 45,290 |
| 医薬品 | 3 | ゼリア新薬工業 | 73,779 | 建設 | 3 | 朝日工業社 | 60,883 |
| 医薬品 | 4 | 沢井製薬 | 117,056 | 建設 | 4 | 大豊建設 | 89,802 |
| 医薬品 | 4 | ツムラ | 141,549 | 建設 | 4 | 東急建設 | 146,781 |
| 医薬品 | 5 | 大日本住友製薬 | 589,868 | 建設 | 5 | 三井住友建設 | 197,021 |
| 医薬品 | 5 | アステラス製薬 | 1,335,091 | 建設 | 5 | 住友林業 | 489,417 |
| 機械 | 1 | 川重冷熱工業 | 10,897 | 小売 | 1 | ワットマン | 3,381 |
| 機械 | 1 | 野村マイクロ・サイエンス | 17,687 | 小売 | 1 | バッファロー | 5,582 |
| 機械 | 2 | 日特エンジニアリング | 19,977 | 小売 | 2 | 音通 | 11,690 |
| 機械 | 2 | 酒井重工業 | 24,239 | 小売 | 2 | 北沢産業 | 15,230 |
| 機械 | 3 | 日精樹脂工業 | 36,709 | 小売 | 3 | 東京デリカ | 23,628 |
| 機械 | 3 | 日鍛バルブ | 38,980 | 小売 | 3 | アルビス | 32,346 |
| 機械 | 4 | 日本ピストンリング | 60,333 | 小売 | 4 | ユナイテッドアローズ | 45,716 |
| 機械 | 4 | ダイハツディーゼル | 66,557 | 小売 | 4 | 日本調剤 | 72,701 |
| 機械 | 5 | ダイフク | 163,388 | 小売 | 5 | カワチ薬品 | 167,262 |
| 機械 | 5 | クボタ | 1,356,852 | 小売 | 5 | 青山商事 | 336,037 |

規模：業種内の相対的ポジションで、1(最少)～5(最大)

表2 対象とする非財務情報の項目とキーワード

| 項目 | キーワード |
|-----------------|--|
| (1) 市場規模・市場占有率 | (MS) 全社、部門、製品・商品ごとの市場規模や市場占有率 |
| (2) 品質評価 | (QR) ISO 認証、会社または部門、個人に贈られた賞、品質認証、品質ランキング、業界ないし同業他社などのベンチマークとの比較 |
| (3) 顧客満足 | (CS) 顧客ロイヤルティ、顧客サービス・プログラム、顧客調査、ヒット商品番付、マーケティングキャンペーンへの反応、顧客満足に関する記述など |
| (4) 従業員満足 | (ES) 従業員ロイヤルティ、業界や他社との比較、外部評価や賞、従業員の雇用継続目的に導入しているプログラムの記述 |
| (5) 離職状況 | (TO) 離職率（辞職、雇用、解雇、定年）に関する業界平均または他の会社との比較 |
| (6) イノベーション | (IN) 製造工程に関連する革新、研究開発、新製品の導入、市場投入までの時間、店舗開発、革新する会社の能力に影響を及ぼしている他の要因など |
| (7) その他事業戦略関連情報 | (O) 全社、事業部門に関連した事項で戦略その他の情報の記述 |

開示項目の頻度と評価点を掛け合わせたものを合計し、各社ごとに開示スコアを計算する。

以上を踏まえて、以下の観点から調査を進める。

- (1) 分析対象企業における非財務情報の開示媒体と開示頻度
- (2) 非財務情報の開示に対する企業規模の影響
- (3) 非財務情報の開示に対する業種の影響
- (4) 開示スコアと企業特性

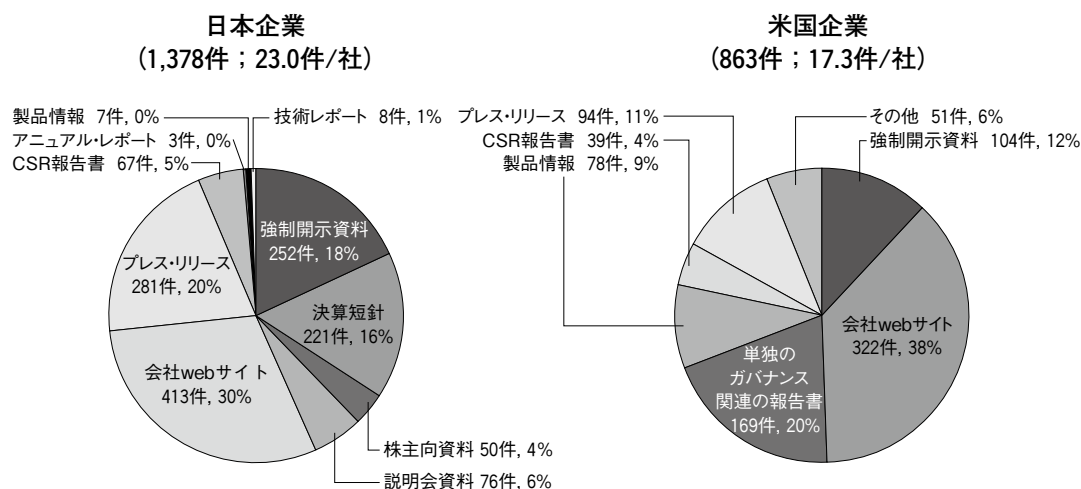
4. 調査結果

4.1 非財務情報の開示媒体と開示頻度

前述の手続きに則り、分析対象企業における非財務情報の開示件数を集計したところ、1,378件であった（1社当たり23.0件、図1参照）。米国企業を扱ったCohen et al. (2012) では1社当たり17.3件と報告されているので、日米ともに年間20件程度の非財務情報の開示が行われていると推測できる。

また開示媒体については、各社のWebサイト

図1 日米企業の非財務情報の開示媒体と件数



注1：米国企業についてはCohen et al. (2012) を基に作成。

注2：図1における開示件数は、複数の媒体で開示されている場合もそれぞれ1件として数えている。

が最も多く、次いでプレス・リリース、有価証券報告書、四半期報告書、臨時報告書などの強制開示資料、そして四半期決算短信、適時開示資料を含めた決算短信等と続く。一方Cohen et al.(2012)では、各社のWebサイトが最も多く、次いでガバナンス関連の報告書、強制開示資料、プレス・リリースで開示されていると報告されている。日本企業では決算短信等の活用、米国企業ではガバナンス関連の報告書の活用という点で相違がみられる。

次に非財務情報の項目別の開示頻度については、「イノベーション」が最も多く、全体の約半数を占めている（表3参照）。次いで「その他事業戦略関連情報」が約20%、「顧客満足」が14%とこれら3項目で全体の80%を超えている。一方Cohen et al. (2012)によれば、米国企業においては「市場規模・市場占有率」、「イノベーション」、「品質評価」が上位3項目であるという。米国企業が「市場規模・市場占有率」を重視するのに対

表3 非財務情報の項目別の開示頻度と割合

| | 開示頻度 | 割合 |
|-----------------|------|---------|
| 市場規模・市場占有率 (MS) | 55 | 5.51% |
| 品質評価 (QR) | 73 | 7.31% |
| 顧客満足 (CS) | 144 | 14.41% |
| 従業員満足 (ES) | 54 | 5.41% |
| 離職状況 (TO) | 1 | 0.10% |
| イノベーション (IN) | 475 | 47.55% |
| その他 (O) | 197 | 19.72% |
| 合計 | 999 | 100.00% |

注：同一の情報が複数の媒体で開示されている場合、頻度は1として集計している。

し、日本企業は「顧客満足」にフォーカスを当てている点に相違がみられる。

また、これらの開示項目について質的評価を加味した開示スコアについてみると、平均値の最も高い項目は「イノベーション」であり、次いで「その他事業戦略関連情報」、「顧客満足」、「品質評価」と続く（表4参照）。米国企業においても日本企業と同様に「イノベーション」がトップであるが、それに続く項目は「市場規模・市場占有率」、「品質評価」である。ここでも、米国企業が「市場規模・市場占有率」を重視するのに対し、日本企業は「顧客満足」にフォーカスを当てている点に特色がみられる。

次に、開示項目と開示媒体の関係を示した表5によれば、開示項目によって利用頻度の高い開示媒体があることが分かる。例えば、「市場規模・市場占有率」は、会社Webサイト、強制開示資料、説明会資料での開示頻度が高く、「品質評価」は会社Webサイト、CSR報告書での開示頻度が高い。

また、総じて会社Webサイトでの開示頻度が高く、ここに非財務情報が蓄積されていると考えられる。したがって、一般投資家等の情報利用者を会社Webサイトに誘導することが重要であるといえよう。ただし、会社Webサイトの情報量は膨大であり、またどのページに非財務情報が開示されているかは分かり難いため、非財務情報に関するワンストップ化といった工夫が求められる。

表4 非財務情報の項目別の開示スコアの基本統計量

| | 最小値 | 平均値 | 最大値 | 標準偏差 |
|-----------------|-----|-------|-----|-------|
| 市場規模・市場占有率 (MS) | 0 | 2.02 | 22 | 4.61 |
| 品質評価 (QR) | 0 | 2.93 | 63 | 8.48 |
| 顧客満足 (CS) | 0 | 3.32 | 54 | 8.04 |
| 従業員満足 (ES) | 0 | 1.58 | 19 | 3.15 |
| 離職状況 (TO) | 0 | 0.05 | 3 | 0.39 |
| イノベーション (IN) | 0 | 15.50 | 64 | 15.82 |
| その他 (O) | 0 | 7.33 | 39 | 8.49 |

表5 開示項目と開示媒体の関係

| | 強制 開示 | 決算 短信 | 株主向 報告書 | 説明会 資料 | 会社Web サイト | プレス・ リリース | CSR 報告書 | アニュアル・ レポート | 製品 情報 | 技術 レポート | 合計 |
|------------------------|------------|----------|------------|-----------|--------------|--------------|------------|----------------|----------|------------|--------|
| 市場規模・ 市場占有率 (MS) | 頻度 | 20 | 5 | 7 | 16 | 23 | 7 | 0 | 0 | 0 | 78 |
| | Row (%) | 25.64% | 6.41% | 8.97% | 20.51% | 29.49% | 8.97% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | |
| | Column (%) | 7.94% | 2.26% | 14.00% | 21.05% | 5.57% | 2.49% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | |
| 品質評価 (QR) | 頻度 | 8 | 0 | 2 | 3 | 33 | 24 | 32 | 0 | 0 | 104 |
| | Row (%) | 7.69% | 0.00% | 1.92% | 2.88% | 31.73% | 23.08% | 30.77% | 0.00% | 0.00% | 1.92% |
| | Column (%) | 3.17% | 0.00% | 4.00% | 3.95% | 7.99% | 8.54% | 47.76% | 0.00% | 0.00% | 25.00% |
| 顧客満足 (CS) | 頻度 | 40 | 28 | 4 | 6 | 69 | 57 | 2 | 1 | 0 | 207 |
| | Row (%) | 19.32% | 13.53% | 1.93% | 2.90% | 33.33% | 27.54% | 0.97% | 0.48% | 0.00% | 0.00% |
| | Column (%) | 15.87% | 12.67% | 8.00% | 7.89% | 16.71% | 20.28% | 2.99% | 33.33% | 0.00% | 0.00% |
| 従業員満足 (ES) | 頻度 | 19 | 16 | 0 | 1 | 11 | 4 | 11 | 0 | 0 | 64 |
| | Row (%) | 29.69% | 25.00% | 0.00% | 1.56% | 17.19% | 6.25% | 17.19% | 0.00% | 0.00% | 3.13% |
| | Column (%) | 7.54% | 7.24% | 0.00% | 1.32% | 2.66% | 1.42% | 16.42% | 0.00% | 0.00% | 25.00% |
| 離職状況 (TO) | 頻度 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| | Row (%) | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 100.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% |
| | Column (%) | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 1.49% | 0.00% | 0.00% | 0.00% |
| イノベー ション (IN) | 頻度 | 115 | 113 | 21 | 36 | 206 | 143 | 12 | 2 | 7 | 659 |
| | Row (%) | 17.45% | 17.15% | 3.19% | 5.46% | 31.26% | 21.70% | 1.82% | 0.30% | 1.06% | 0.61% |
| | Column (%) | 45.63% | 51.13% | 42.00% | 47.37% | 49.88% | 50.89% | 17.91% | 66.67% | 100.00% | 50.00% |
| その他 (O) | 頻度 | 50 | 59 | 16 | 14 | 71 | 46 | 9 | 0 | 0 | 265 |
| | Row (%) | 18.87% | 22.26% | 6.04% | 5.28% | 26.79% | 17.36% | 3.40% | 0.00% | 0.00% | 0.00% |
| | Column (%) | 19.84% | 26.70% | 32.00% | 18.42% | 17.19% | 16.37% | 13.43% | 0.00% | 0.00% | 0.00% |
| 合計 | 252 | 221 | 50 | 76 | 413 | 281 | 67 | 3 | 7 | 8 | 1378 |

Row (%)：開示媒体別の頻度を開示項目の合計で除した比率。

Column (%)：開示媒体別の開示項目の頻度を開示媒体別の合計で除した比率。

4.2 非財務情報の開示に対する企業規模の影響

これまでに非財務情報の開示に関する全体的な傾向を確認してきた。ここでは非財務情報の開示に企業規模は影響するのかという点を検証することにしたい。非財務情報の開示と企業規模の関係を示したものが表6である。

企業規模の増加と開示頻度の増加が比例関係にある項目は、「品質評価」、「イノベーション」そして開示頻度の「合計」であった。また、この比例関係が若干みられる項目は、「顧客満足」、「その他事業戦略関連情報」である。その一方で、比例関係がみられない項目が「市場規模・市場占有率」、「従業員満足」であった。

また、各開示項目のRow (%)をみると、すべての項目で規模5のグループが1位か2位の割合であり、各項目をまんべんなく開示していることが分かる。このことから、企業規模が増大するにつれ非財務情報が「総合型開示」へと向かう傾

向が見てとれる。一方で、規模1～2といった小規模なグループは、特定の項目でRow (%)が高いことが分かる。例えば、規模1のグループは、「市場規模・市場占有率」の割合が最も高く、規模2のグループは「従業員満足」で比較的高い割合を示している。このように、規模の小さな企業は、特定の項目に力点を置いた「集中型開示」の傾向があることが見てとれる。

この非財務情報の開示と企業規模の関係を頻度という量的要因だけではなく、質的要素も加味した開示スコアで整理したものが表7である。これによると、企業規模の増大と開示スコアの上昇が比例関係にある項目は、「市場規模・市場占有率」、「品質評価」、「その他事業戦略関連情報」である。「市場規模・市場占有率」については、量的側面のみを見た頻度に関しては比例関係がみられなかったが、質的要素を考慮した場合、企業規模の増大により開示スコアが改善していくという傾向が

表6 非財務情報の開示と企業規模の関係

| | | 規模1 | 規模2 | 規模3 | 規模4 | 規模5 | 合計 |
|-----------------|------------|--------|--------|--------|--------|---------|-----|
| 市場規模・市場占有率 (MS) | 頻度 | 14 | 8 | 9 | 10 | 14 | 55 |
| | Row (%) | 25.45% | 14.55% | 16.36% | 18.18% | 25.45% | |
| | Column (%) | 12.28% | 5.63% | 5.59% | 4.22% | 4.06% | |
| 品質評価 (QR) | 頻度 | 3 | 6 | 7 | 16 | 41 | 73 |
| | Row (%) | 4.11% | 8.22% | 9.59% | 21.92% | 56.16% | |
| | Column (%) | 2.63% | 4.23% | 4.35% | 6.75% | 11.88% | |
| 顧客満足 (CS) | 頻度 | 19 | 19 | 21 | 51 | 34 | 144 |
| | Row (%) | 13.19% | 13.19% | 14.58% | 35.42% | 23.61% | |
| | Column (%) | 16.67% | 13.38% | 13.04% | 21.52% | 9.86% | |
| 従業員満足 (ES) | 頻度 | 0 | 13 | 9 | 17 | 15 | 54 |
| | Row (%) | 0.00% | 24.07% | 16.67% | 31.48% | 27.78% | |
| | Column (%) | 0.00% | 9.15% | 5.59% | 7.17% | 4.35% | |
| 離職状況 (TO) | 頻度 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| | Row (%) | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 100.00% | |
| | Column (%) | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.29% | |
| イノベーション (IN) | 頻度 | 54 | 57 | 83 | 109 | 172 | 475 |
| | Row (%) | 11.37% | 12.00% | 17.47% | 22.95% | 36.21% | |
| | Column (%) | 47.37% | 40.14% | 51.55% | 45.99% | 49.86% | |
| その他 (O) | 頻度 | 24 | 39 | 32 | 34 | 68 | 197 |
| | Row (%) | 12.18% | 19.80% | 16.24% | 17.26% | 34.52% | |
| | Column (%) | 21.05% | 27.46% | 19.88% | 14.35% | 19.71% | |
| 合計 | | 114 | 142 | 161 | 237 | 345 | 999 |

Row (%)：規模別の頻度を開示項目の合計で除した比率。
 Column (%)：規模別の開示項目の頻度を規模別の合計で除した比率。

表7 開示スコアによる非財務情報の開示と企業規模の関係

| | 規模1 | | 規模2 | | 規模3 | | 規模4 | | 規模5 | |
|-----------------|------|-----|-------|-----|-------|-----|-------|-----|-------|-----|
| | Mean | Min | Mean | Min | Mean | Min | Mean | Min | Mean | Min |
| 市場規模・市場占有率 (MS) | SD | 0 | 1.50 | 0 | 1.67 | 0 | 2.83 | 0 | 3.17 | 0 |
| | Max | 11 | 4.58 | 16 | 3.14 | 9 | 5.61 | 17 | 6.13 | 22 |
| 品質評価 (QR) | SD | 0 | 1.08 | 0 | 1.33 | 0 | 3.92 | 0 | 8.00 | 0 |
| | Max | 2 | 1.44 | 4 | 2.50 | 7 | 4.74 | 14 | 17.64 | 63 |
| 顧客満足 (CS) | SD | 0 | 1.33 | 0 | 2.42 | 0 | 5.58 | 0 | 5.33 | 0 |
| | Max | 8 | 3.08 | 10 | 3.48 | 11 | 15.43 | 54 | 7.95 | 29 |
| 従業員満足 (ES) | SD | 0 | 1.33 | 0 | 1.17 | 0 | 2.33 | 0 | 3.08 | 0 |
| | Max | 0 | 2.27 | 7 | 2.21 | 6 | 2.77 | 8 | 5.42 | 19 |
| 離職状況 (TO) | SD | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.25 | 0 |
| | Max | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.87 | 3 |
| イノベーション (IN) | SD | 0 | 8.92 | 0 | 11.50 | 0 | 15.58 | 0 | 32.42 | 6 |
| | Max | 20 | 13.28 | 44 | 8.97 | 30 | 15.10 | 46 | 19.95 | 64 |
| その他 (O) | SD | 0 | 5.33 | 0 | 5.75 | 0 | 5.83 | 0 | 15.50 | 0 |
| | Max | 19 | 7.15 | 26 | 4.14 | 13 | 5.39 | 16 | 12.57 | 39 |

Mean：平均値、SD：標準偏差、Min：最小値、Max：最大値。

浮き彫りとなった。

企業規模の増大と開示スコアの上昇に比例関係がやや見られる項目が「従業員満足」、「イノベーション」である。「イノベーション」は、開示頻

度では企業規模と比例関係にあったが、質的要素を加えるとその関係はやや弱くなった。その一方で、「顧客満足」には比例関係がみられなかった。

4.3 非財務情報の開示に対する業種の影響

次に非財務情報の開示に業種特性は存在するの
かという点を検証することにした。非財務情報
の開示と業種の関係を示したものが表8である。
まず、開示項目に関して開示頻度の高い業種を確
認するためにRow (%)に注目する。「市場規模・
市場占有率」に関して開示頻度が高いのは電気機
器、小売であり、「品質評価」については建設が
非常に高く、「顧客満足」、「従業員満足」では小
売が顕著に高いことが分かる。「イノベーション」
については小売が最も高く、次いで化学、医薬品
と続く。「その他事業戦略関連情報」では化学が
1位でこれに医薬品、建設が続く。このように、
業種によって情報開示に注力する項目には一定の
傾向がみられる。

次に、業種ごとに注力する開示項目を確認する
ためにColumn (%)に注目する。化学では「イ

ノベーション」が約58%を占め、次いで「その他
事業戦略関連情報」が約28%を占める。医薬品も
同様の傾向で、「イノベーション」が約53%を占め、
次いで「その他事業戦略関連情報」が約32%を占
める。機械は他業種と異なり、最も開示の割合が
高い項目が「その他事業戦略関連情報」の約44%
で、次いで「イノベーション」が約30%を占める。
電気機器では「イノベーション」が約44%、「市
場規模・市場占有率」と「その他事業戦略関連情
報」が約13%で続く。建設でも「イノベーション」
が最も高く約35%を占めるが、「イノベーション」
が1位の他の業種と比較するとその割合は低い。
その分、「その他事業戦略関連情報」が約26%、「品
質評価」が25%と高い割合を示している。最後に
小売は「イノベーション」が約50%で、「顧客満足」
が約31%を占める。

このように「イノベーション」の比率が高いこ

表8 非財務情報の開示と業種の関係

| | | 化学 | 医薬品 | 機械 | 電気機器 | 建設 | 小売 | 合計 |
|-----------------|------------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|-----|
| 市場シェア (MS) | 頻度 | 10 | 2 | 5 | 17 | 4 | 17 | 55 |
| | Row (%) | 18.18% | 3.64% | 9.09% | 30.91% | 7.27% | 30.91% | |
| | Column (%) | 5.46% | 1.55% | 7.25% | 12.69% | 2.50% | 5.25% | |
| 品質評価 (QR) | 頻度 | 10 | 5 | 2 | 15 | 40 | 1 | 73 |
| | Row (%) | 13.70% | 6.85% | 2.74% | 20.55% | 54.79% | 1.37% | |
| | Column (%) | 5.46% | 3.88% | 2.90% | 11.19% | 25.00% | 0.31% | |
| 顧客満足 (CS) | 頻度 | 1 | 7 | 10 | 12 | 15 | 99 | 144 |
| | Row (%) | 0.69% | 4.86% | 6.94% | 8.33% | 10.42% | 68.75% | |
| | Column (%) | 0.55% | 5.43% | 14.49% | 8.96% | 9.38% | 30.56% | |
| 従業員満足 (ES) | 頻度 | 4 | 4 | 2 | 14 | 4 | 26 | 54 |
| | Row (%) | 7.41% | 7.41% | 3.70% | 25.93% | 7.41% | 48.15% | |
| | Column (%) | 2.19% | 3.10% | 2.90% | 10.45% | 2.50% | 8.02% | |
| 離職状況 (TO) | 頻度 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | Row (%) | 0.00% | 100.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | |
| | Column (%) | 0.00% | 0.78% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | |
| イノベーション (IN) | 頻度 | 107 | 69 | 21 | 59 | 56 | 163 | 475 |
| | Row (%) | 22.53% | 14.53% | 4.42% | 12.42% | 11.79% | 34.32% | |
| | Column (%) | 58.47% | 53.49% | 30.43% | 44.03% | 35.00% | 50.31% | |
| その他 (O) | 頻度 | 51 | 41 | 29 | 17 | 41 | 18 | 197 |
| | Row (%) | 25.89% | 20.81% | 14.72% | 8.63% | 20.81% | 9.14% | |
| | Column (%) | 27.87% | 31.78% | 42.03% | 12.69% | 25.63% | 5.56% | |
| 合計 | | 183 | 129 | 69 | 134 | 160 | 324 | 999 |

Row (%)：業種別の頻度を開示項目の合計で除した比率。

Column (%)：業種別の開示項目の頻度を業種別の合計で除した比率。

表9 開示スコアによる非財務情報の開示と業種の関係

| | 化学 | | 医薬品 | | 機械 | | 電気機器 | | 建設 | | 小売 | |
|-----------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Mean SD | Min Max | Mean SD | Min Max | Mean SD | Min Max | Mean SD | Min Max | Mean SD | Min Max | Mean SD | Min Max |
| 市場規模・市場占有率 (MS) | 3.00 | 0 | 0.60 | 0 | 0.60 | 0 | 5.40 | 0 | 0.20 | 0 | 2.30 | 0 |
| | 5.73 | 16 | 1.35 | 4 | 0.70 | 2 | 8.15 | 22 | 0.63 | 2 | 3.89 | 12 |
| 品質評価 (QR) | 2.80 | 0 | 1.70 | 0 | 0.50 | 0 | 4.90 | 0 | 7.70 | 0 | 0.00 | 0 |
| | 2.86 | 9 | 3.27 | 10 | 1.08 | 3 | 4.65 | 14 | 19.55 | 63 | 0.00 | 0 |
| 顧客満足 (CS) | 0.20 | 0 | 2.40 | 0 | 1.40 | 0 | 2.40 | 0 | 3.60 | 0 | 9.90 | 0 |
| | 0.63 | 2 | 3.72 | 10 | 1.71 | 4 | 1.90 | 5 | 9.19 | 29 | 15.91 | 54 |
| 従業員満足 (ES) | 0.90 | 0 | 1.20 | 0 | 0.30 | 0 | 4.00 | 0 | 0.80 | 0 | 2.30 | 0 |
| | 1.91 | 5 | 2.10 | 6 | 0.67 | 2 | 6.06 | 19 | 1.48 | 4 | 2.71 | 7 |
| 離職状況 (TO) | 0.00 | 0 | 0.30 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 |
| | 0.00 | 0 | 0.95 | 3 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 |
| イノベーション (IN) | 23.80 | 6 | 20.10 | 2 | 4.80 | 0 | 14.80 | 0 | 12.40 | 0 | 17.10 | 0 |
| | 13.93 | 50 | 21.59 | 64 | 4.54 | 11 | 14.31 | 44 | 18.44 | 48 | 13.13 | 41 |
| その他 (O) | 12.30 | 5 | 13.00 | 4 | 7.30 | 0 | 3.50 | 0 | 5.50 | 0 | 2.40 | 0 |
| | 8.11 | 26 | 11.82 | 39 | 9.45 | 27 | 4.62 | 14 | 5.13 | 13 | 4.43 | 12 |

Mean：平均値、SD：標準偏差、Min：最小値、Max：最大値。

とは、多くの業種で共通している。一方で、「市場規模・市場占有率」に関しては電気機器、「品質評価」については建設、そして「顧客満足」については小売が比較的高い割合を示しており、業種に特有の傾向が存在することを示唆しているといえよう。

この非財務情報の開示と業種の間係を開示スコアで整理したものが表9である。これによると、業種により開示スコアの高い開示項目に特徴がみられる。例えば、多くの業種で開示頻度の割合の高かった「イノベーション」であるが、開示スコア（Mean：平均値）というフィルターを通してみると、化学、医薬品が他業種よりも相対的に高いことが分かる。また、「市場規模・市場占有率」と「従業員満足」については、電気機器が他の業種よりも高い開示スコアである。同様に「品質評価」では建設、「顧客満足」では小売が他の業種よりも高いスコアを示している。

このように質と量の両面を加味した開示スコアで、業種ごとに特徴が現れるという事実は、その非財務情報の項目が当該業種の重要な業績指標（KPI）やビジネスモデルを反映しているからで

はないかと推察される。このことから、もし非財務情報の開示を義務付けるような場合、業種によって重要な非財務情報は異なることから、一律的な規制よりも業種の特性を反映させる開示規制が望ましいと考えられる。

4.4 開示スコアと企業特性

これまでに非財務情報の開示に関して、企業規模や業種の影響が存在する可能性を示してきた。ここでは高品質の非財務情報の開示を促す要因を考察することにしたい。そこで、60社を開示スコアのLowからHighに並べ、3分割する（同点の企業があるため、Low（20）、Middle（21）、High（19）となった）。

次に、これを（1）財務業績関連、（2）株価関連、（3）ガバナンス関連、（4）情報開示の4つの観点から比較する。これらの基本統計量は表10の通りである。

- （1）財務業績関連（ROA、ROA 3年平均、ROE、ROE 3年平均）
- （2）株価関連（トービンQ、PBR）
- （3）ガバナンス関連（機関投資家持株比率、

表10 開示スコアのLow～Highの各グループ別の基本統計量

| | 開示 スコア | ROA | ROA 3年平均 | ROE | ROE 3年平均 | トービンQ | PBR | 機関投資家 持株比率 | 外国人 持株比率 | 決算発表まで のタイミング | |
|---------------|-----------|--------|-------------|--------|-------------|---------|------|---------------|-------------|------------------|-------|
| スコア Low | 平均値 | 8.20 | 3.06 | 0.19 | 3.73 | -10.38 | 0.84 | 0.79 | 7.36 | 4.75 | 43.80 |
| | 最小値 | 3.00 | -6.73 | -13.58 | -12.57 | -155.32 | 0.31 | 0.13 | 0.00 | 0.00 | 40.00 |
| | 中央値 | 8.50 | 2.69 | 1.34 | 2.68 | -1.03 | 0.82 | 0.60 | 5.22 | 3.17 | 43.00 |
| | 最大値 | 13.00 | 14.31 | 8.35 | 19.22 | 9.43 | 1.44 | 2.20 | 23.82 | 41.63 | 56.00 |
| | 標準偏差 | 3.00 | 3.99 | 4.90 | 7.76 | 35.23 | 0.27 | 0.60 | 6.96 | 8.93 | 3.69 |
| スコア Middle | 平均値 | 24.76 | 4.74 | 4.01 | 4.42 | 3.46 | 0.90 | 0.86 | 14.17 | 9.88 | 41.19 |
| | 最小値 | 14.00 | -3.21 | -7.51 | -8.65 | -12.52 | 0.37 | 0.30 | 0.08 | 0.02 | 26.00 |
| | 中央値 | 26.00 | 4.39 | 3.34 | 4.53 | 3.80 | 0.87 | 0.62 | 4.63 | 3.06 | 43.00 |
| | 最大値 | 32.00 | 16.13 | 14.48 | 18.46 | 22.58 | 1.68 | 2.24 | 49.87 | 38.52 | 52.00 |
| | 標準偏差 | 6.22 | 4.93 | 4.58 | 7.14 | 8.08 | 0.32 | 0.55 | 17.41 | 11.69 | 5.56 |
| スコア High | 平均値 | 67.37 | 7.58 | 5.39 | 26.95 | 7.39 | 1.14 | 1.42 | 27.10 | 17.02 | 38.79 |
| | 最小値 | 33.00 | 3.02 | -0.90 | 1.25 | -24.32 | 0.58 | 0.40 | 0.29 | 0.29 | 27.00 |
| | 中央値 | 59.00 | 6.48 | 4.34 | 8.75 | 3.33 | 1.09 | 1.19 | 22.41 | 15.12 | 41.00 |
| | 最大値 | 156.00 | 17.99 | 13.91 | 288.42 | 80.98 | 2.61 | 3.40 | 66.04 | 45.87 | 43.00 |
| | 標準偏差 | 30.46 | 4.54 | 4.52 | 64.83 | 19.46 | 0.45 | 0.91 | 20.52 | 13.79 | 5.62 |

表11 LowグループとHighグループに関する単一変量分析

| | グループ | N | 平均値 | t 値 | 中央値 | Z 値 |
|--------------|------|----|--------|-----------|-------|-----------|
| | | | | p 値 | | p 値 |
| ROA | Low | 20 | 3.06 | -3.301*** | 2.69 | -3.372*** |
| | High | 19 | 7.58 | 0.002 | 6.48 | 0.001 |
| ROA 3年平均 | Low | 20 | 0.19 | -3.448*** | 1.34 | -3.175*** |
| | High | 19 | 5.39 | 0.001 | 4.34 | 0.001 |
| ROE | Low | 20 | 3.73 | -1.550 | 2.68 | -2.934*** |
| | High | 19 | 26.95 | 0.130 | 8.75 | 0.003 |
| ROE 3年平均 | Low | 20 | -10.38 | -1.963* | -1.03 | -3.231*** |
| | High | 19 | 7.39 | 0.059 | 3.33 | 0.001 |
| トービンQ | Low | 20 | 0.84 | -2.547** | 0.82 | -2.529** |
| | High | 19 | 1.14 | 0.016 | 1.09 | 0.011 |
| PBR | Low | 20 | 0.79 | -2.534** | 0.60 | -2.697*** |
| | High | 19 | 1.42 | 0.017 | 1.19 | 0.007 |
| 機関投資家持株比率 | Low | 20 | 7.36 | -4.065*** | 5.22 | -3.484*** |
| | High | 19 | 27.10 | 0.000 | 22.41 | 0.000 |
| 外国人持株比率 | Low | 20 | 4.75 | -3.314*** | 3.17 | -3.695*** |
| | High | 19 | 17.02 | 0.002 | 15.12 | 0.000 |
| 決算発表までのタイミング | Low | 20 | 43.80 | 3.271*** | 43.00 | 3.339*** |
| | High | 19 | 38.79 | 0.003 | 41.00 | 0.001 |

注) *** 1%水準で有意、** 5%水準で有意、*10%水準で有意。

外国人持株比率)

(4) 情報開示（決算発表までのタイミング）

開示スコアの最も低いLowグループと最も高いHighグループについて、単一変量の分析を行う。その結果を示したものが表11である。平均値について見た場合、(1) 財務業績関連では、ROA、ROA 3年平均でHighグループの方が高

く（1%水準で有意）、(2) 株価関連ではトービンQ、PBRでHighグループの方が高く（5%水準で有意）、(3) ガバナンス関連では機関投資家持株比率、外国人持株比率でHighグループの方が高く（1%水準で有意）、(4) 情報開示に関しては決算発表までのタイミングについて、Highグループの方が短期間で開示（1%水準で有意）

していることが明らかとなった。

これにより開示スコアの高いグループは、財務業績、株価関連の指標が高く、物言う株主と考えられる機関投資家や外国人の持株比率が高く、また情報開示のタイミングについても早期化を進めているという姿が浮き彫りとなった。

5. 非財務情報開示の現状と課題

本稿は、日本企業における非財務情報の開示実態を明らかにすることを試みた。その結果、非財務情報の開示媒体は、会社Webサイト、プレス・リリース、強制開示資料、決算短信が中心であることを明らかにした。また、日本企業における非財務情報の開示頻度（量）は「イノベーション」、「顧客満足」に重点をおいており、「市場規模・市場占有率」などを除き、おおむね会社Webサイトに情報が蓄積されているが、特定の頁に集約されているわけではないため、利用者志向とは言い難い実態も明らかにした。

また、企業規模の増加と非財務情報の開示頻度に関しては、「品質評価」、「イノベーション」で比例関係がみられたが、「市場規模・市場占有率」については企業規模との間で比例関係はみられなかった。なお、企業規模と開示スコアとの関係でみると、「市場規模・市場占有率」、「品質評価」、「その他事業戦略関連情報」については比例関係がみられたが、「顧客満足」については比例関係がみられなかった。企業規模と非財務情報の開示に関しては、規模の大きな企業は非財務情報をまんべんなく開示する「総合型開示」であるのに対し、規模の小さな企業は焦点を絞った「集中型開示」という傾向が浮き彫りとなった。

非財務情報の開示に関する業種特性については、多くの業種で「イノベーション」の開示が中心をなしているが、その次に開示される割合の高

い項目として、電気機器では「市場規模・市場占有率」、建設では「品質評価」、小売では「顧客満足」に関する開示の割合が高く、それぞれの業種の開示特性が現れている。この特性は開示スコアで評価してみるとより鮮明に特色が浮かび上がり、それはそれぞれの業種のビジネスモデルないしKPIを反映しているためと推察される。

最後に、開示スコアの高い企業と低い企業について、財務業績関連、株価関連、ガバナンス関連、情報開示の観点から特性を探った。その結果、開示スコアの高いグループは、良好な財務業績、高い株式関連の評価、機関投資家や外国人など経営に物言うといわれる株主の持株比率が高く、さらに決算発表までのタイミングが早いなどタイムリー・ディスクロージャーの意識が高いことが明らかとなった。

以上、日本企業の非財務情報の開示実態について分析を進めてきたが、本稿にはいくつかの課題が残されている。まずリサーチ上の問題として、データ収集上の課題がある。本稿では業種と企業規模により層別無作為抽出法を用いたが、サンプリングの妥当性については検討の余地があるだろう。また、報告書等開示媒体および収集データの網羅性についても完全とはいえない。特にWebサイトの情報は更新や削除などの要因を含んでいるので、当初発信された情報を完全に収集できたのかという点で課題が残る。最後に、本稿では開示された情報を質的に評価するため、開示スコアという指標を作成した。この質的評価には評価者である筆者の偏向を含んでいる可能性がある。

本稿を締めくくるに当たり、日本企業における非財務情報の開示に関する課題について考察したい。伊藤（2012b）ではディスクロージャーの有効性は情報の質、量、情報開示のタイミング、そして情報開示の方法による4変数の乗数で決まると指摘している。このモデルに照らした場合、日

本企業の非財務情報の質についてはバラツキがみられ、情報量については業種により特性を持ち、開示のタイミングや方法については特に自発の開示の場合、極めて多様であるといえる。本稿での調査の実情に照らせば、（１）開示されている媒体の探索に手間がかかる、（２）様々な媒体に拡散して開示されている、（３）業種によって開示情報に特徴がある、（４）開示情報に関するフォローアップが難しい（フィードバックや確認の困難さ）、（５）会社Webサイト情報は会社の裁量で削除・変更される可能性が高いといった具体的な課題を挙げる事ができる。

このような課題を解決するためには、利用者志向の情報提供を模索する必要がある。具体的には、非財務情報のワンストップ型での提供と、実績との確認価値を高めるための非財務情報のストック化である。現行の開示規制の中で実施するとすれば、有価証券報告書の第2「事業の状況」などで開示済みの非財務情報に関するフォローアップの記載を行うことで、当該企業の非財務情報に対する理解を高めることができるだろう。その際に、財務情報と非財務情報の整合性についても意識した記載があればさらに望ましい。

また、非財務情報の質的改善に向けた取り組みとしては、定量情報と併せて開示し、予測価値と確認価値を改善させるということも考えられる。本稿で扱った999件の非財務情報の内、何らかの定量情報との組み合わせで開示された非財務情報が300件あった（表12参照）。現状でも定量情報との組み合わせで非財務情報を開示する例が全体の30%ほどみられる。今後の研究課題としては、このタイプの情報の有用性を検証することで、非財務情報の効果的な開示の在り方を提示することができるだろう。

表12 定量情報とセットで開示された非財務情報

| | 開示頻度 | 割合 |
|----------------|------|--------|
| 市場規模・市場占有率（MS） | 44 | 14.67% |
| 品質評価（QR） | 7 | 2.33% |
| 顧客満足（CS） | 33 | 11.00% |
| 従業員満足（ES） | 6 | 2.00% |
| 離職状況（TO） | 1 | 0.33% |
| イノベーション（IN） | 162 | 54.00% |
| その他（O） | 47 | 15.67% |
| 合計 | 300 | 100% |

わが国における非財務情報の開示に関する検証は始まったばかりである。非財務情報の発信と結果との突き合せ、そして情報効果の確認というループにより、効果的な情報開示や財務報告を含めた適切な事業報告の在り方を検討していくことが求められる。

《注》

- 1) 現在、国際統合報告審議会（IIRC）により提案されている統合報告は、まさにこの種の課題を解決しようとする試みといえる。

《参考文献》

- AICPA, 1994. Improving Business Reporting — A Customer Focus. New York: AICPA. (八田進二・橋本尚共訳『事業報告革命』白桃書房、2002年)
- Amir, E., Lev, B., 1996. Value-relevance of nonfinancial information: The wireless communications industry. *Journal of Accounting and Economics* 22, 3-30.
- Asociacion for Investment Management and Research, Financial Accounting Policy Committee, 1993. Financial reporting in the 1990s and beyond. AIMR. (八田進二・橋本尚共訳『21世紀の財務報告』白桃書房、2001年。)
- Banker, R.D., Potter, G., Srivivasan, R., 2000. An empirical investigation of an incentive plan that include nonfinancial performance measure. *The Accounting Review* 75, 65-92.
- Brown, S., Lo, K., Lys, T., 1999. Use of R² in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of Accounting and Economics* 28, 83-115.
- Cohen, J.R., Holder-Webb, L. L., Nath, L., Wood, D., 2012. Corporate reporting of nonfinancial leading indicators of economic performance and sustainability. *Accounting*

- Horizons 26, 65-90.
- Holder-Webb, L., Cohen, J., Nath, L., Wood, D., 2008. A survey of governance disclosures among U.S. firms. *Journal of Business Ethics* 83, 543-563.
- Ittner, C.D., Larcker, D.F., Rajan, M.V., 1997. The choice of performance measures in annual bonus contracts. *The Accounting Review* 72, 231-255.
- Ittner, C.D., Larcker, D.F., 1998. Are nonfinancial measures leading indicators of financial performance? An analysis of customer satisfaction. *Journal of Accounting Research* 36 Supplement, 1-35.
- Lev, B., 2001. *Intangibles: Management Measurement and Reporting*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Lev, B., Zarowin, P., 1999. The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research* 37, 353-385.
- Riley, R. A., Pearson, T. A., Trompeter, G., 2003. The value relevance of nonfinancial performance variables and accounting information: The case of the airline industry. *Journal of Accounting and Public Policy* 22, 231-253.
- Srinivasan, D., Sayrak, A., Nagarajan, N., 2005. Executive compensation and nonfinancial performance measures: A study of the incentive-relevance of mandated nonfinancial disclosures in the U.S. airline industry. Working Paper.
- Wallman, S. M. H., 1995. The future of accounting and disclosure in an evolving world: The need for dramatic change. *Accounting Horizons*, Vol.9 No.3, 81-91.
- 伊藤邦雄, 2009. ディスクロージャーの拡充と企業評価『会計』第175巻第4号, 1-19.
- 伊藤邦雄, 2010. ディスクロージャー学の展望と課題『企業会計』第62巻第10号, 4-13.
- 伊藤邦雄編, 2012a. 『企業価値に貢献する統合開示モデルの研究 最終報告』日本インベスター・リレーションズ学会.
- 伊藤邦雄著, 2012b. 『ゼミナール現代会計入門第9版』日本経済新聞社.
- 加賀谷哲之, 2011. BCMとコーポレート・ガバナンスと開示の関係性 - BCMのジレンマを克服するIRの役割 - 『IRの実証的効果測定 (日本インベスター・リレーションズ学会研究分科会報告書)』, 49-68.
- 金 鉉玉, 2011. 企業のリスク情報開示行動とコーポレート・ガバナンスとの関係 『IRの実証的効果測定 (日本インベスター・リレーションズ学会研究分科会報告書)』, 29-47.
- 財団法人企業活力研究所, 20121. 『企業における非財務情報の開示の在り方に関する調査研究報告書』.
- 古庄 修, 2012. 『統合財務報告制度の形成』中央経済社.

退職給付会計における報告利益管理行動と Jones型モデルの修正*

Earnings Management in Pension Accounting and Revised Jones Model

吉田 和生 (名古屋市立大学 教授)
Kazuo Yoshida, Nagoya City University

要約

本稿では退職給付会計における全ての会計選択を取り上げて、経営者の報告利益管理行動について包括的な分析を行った。分析の結果、会計基準変更時差異による裁量額が最も大きく、報告利益管理の主要な手段であったことが明らかとなった。また、業績が良い企業ほど、規模が大きい企業ほど、裁量的退職給付費用や各項目費用は大きく、先行研究から予想される結果に整合していた。さらに、Jones型モデルによる全体の裁量的発生高との関係を分析した結果、裁量的退職給付費用や各項目費用も関連していることが析出された。当該分野で一般的に使用されているモデルに退職給付会計情報を追加することにより、関連する報告利益管理行動が抽出できることを示している。

Summary

The purpose of this paper is to take up all the accounting choices in pension accounting, and to analyze a manager's earnings-management behaviour comprehensively. The analysis result shows that the discretion about the increase in the liabilities by accounting-standards change is the largest and it is the main means of a manager's earnings management. Moreover, the good firm of performance or the large firm of size has bigger discretionary pension expense and each item expense. These are consistent to the result expected from previous research. As a matter which should be noted, discretionary pension expense and each item expense are related to the discretionary accruals calculated from the Jones type model. By adding pension accounting information to the model generally used by accounting research, we can extract related reported-earnings management behaviour.

1. 序

2010年はメルシャン、2011年はオリンパス、毎年のように会計不正が発生している。現行の会計基準を超えた粉飾は違法であり、今後、発生しないことが強く望まれる。一方、わが国の会計基準をはじめ諸外国の会計基準においては、一定の範囲内における会計方法の選択等の経営者による裁量は認められている。これらは報告利益管理や利益操作と呼ばれ、合法的であり一般的に行われている。日本公認会計士協会が毎年、発行してい

る『決算開示トレンド』によれば、調査企業の300社のうち、2006年では98件の会計処理基準の変更(新会計基準の適用以外)が報告されている。2005年と2004年でも81件と70件になっており、毎年、多くの企業が会計方法の変更を行っている。これらがすべて意図的なものであるとは言えないが、経営者による報告利益管理は相当行われていると考えられる。また、これらは会計処理基準の変更によるものであるが、それ以外にも、会計上の見積りの変更もあり、多くの報告利益管理が実施されていると考えられる。

* 本稿の研究は、日本学術振興会科学研究費補助金(課題番号21530471)の資金的援助を得て、実施している。ここに記して感謝申し上げます。

こうした経営者の行動について、これまで多くの研究が行われてきた。減価償却方法や棚卸資産方法をはじめ各種引当金の繰り入れ方法など、海外は勿論、日本でも1980年代まで当該分野の実証研究の中心であった。1990年代に入り、Jones (1991)の研究を境に、個別の会計方法から発生高全体を使った報告利益管理の分析へと発展した。それ以前にもHealy (1985)等の研究はあったが、推定モデルが導入されたことにより、多くの関連研究で利用されるようになった。また、Kasznik (1999)をはじめ、推定モデルの改良も盛んに行われ、現在でも進行中である。

わが国の退職給付会計基準は、2001年3月決算期から導入された。これはその当時の国際的な会計基準（アメリカ基準やIFRSなど）に合わせたものであるが、これらの基準と同様に、経営者による多くの選択を認めている。割引率は安全性の高い長期の債券の利回りを基礎とすることが定められているが、一定期間の変動を考慮して将来の見積もりを含めることができる。期待運用収益率は過去の運用実績が反映される一方、その年度の運用方針や長期的な観点等から予測が入るため、経営者の裁量が含まれる可能性がある。また、過去勤務債務や数理計算上の差異については、平均残存勤務年数以内の一定年数で費用処理することになっており、これらでも経営者の選択が認められている。さらに、退職給付会計基準の導入時における会計基準変更時差異については最大15年の償却年数が認められ、その範囲内で経営者の選択が認められている。過去勤務債務、数理計算上の差異、会計基準変更時差異の複数年度にわたる費用処理は遅延認識と呼ばれ、報告利益管理の手段とされ、これを制限する即時認識への国際的な動きが進んでいる。

退職給付会計における報告利益管理について、これまで海外でも日本でも多くの研究が行われて

きた。しかし、特定の1つを取り上げて分析されており、退職給付会計の全般を分析した研究は行われていない。本稿では退職給付会計における全ての選択を取り上げて、経営者による報告利益管理行動を明らかにする。さらに、Jones型のモデルに退職給付変数を追加する修正を行い、従来の推定モデルを改良する可能性について議論する。

2. 先行研究

2.1 退職給付会計における経営者の裁量

ここでは、退職給付会計に限定して、経営者の報告利益管理に関する先行研究について取り上げる¹⁾。まず、1985年に導入されたSFAS87以前の研究としてGodwin et al. (1996)があり、割引率の違いを業績、キャッシュフロー (CF)、債務契約、税金の点から分析している。分析の結果、業績や債務契約の説明力があることが示されている。SFAS87以後の研究では、Blankley and Swanson (1995)があり、SFAS87導入後の3つの仮定率の実態について調査している。割引率は長期国債利回りに連動して減少し、昇給率も同様な動きをしている。しかし、期待運用収益率は運用実績に関係なく、非常に安定しており、短期ではなく長期運用実績（累積平均）が反映されているようである。Kwon (1994)は、SFAS87前後における割引率の決定要因について分析している。積立比率の説明力は安定しているが、SFAS87以後、負債比率の説明力が高くなり、役員持株比率は低下している。SFAS87の導入により掛金ベースから発生ベースに変わり、税金等と無関係な会計報告上の影響が強くなったと考えられる。また、Gopalakrishnan and Sugrue (1995)は、割引率と昇給率の関連性と決定要因について分析している。両者の間には正の相関関係があり、負債比率と積立状況が強い影響を与えていること

を明らかにしている。

期待運用収益率に注目した研究として、Li and Klumpes (2007) や Bergstresser et al. (2006) があげられる。Li and Klumpes (2007) は、イギリスの会計基準である FRS17 の導入前後において、債務契約、利益平準化、積立水準の視点から分析している。分析の結果、会計基準の変更後、特に負債比率が有意となり、経営者はより機会主義的な意思決定を行っているとしている。また、Bergstresser et al. (2006) は、1980年代の後半に規制強化された割引率よりも、経営者は期待運用収益率を利益管理に利用しており、特に、その効果が大きいと考えられる状況において分析している。彼らは目標利益、M&A の計画やストックオプションの行使などを取り上げて、高い収益率の選択や変更が行われていることを明らかにしている。また、前期及び当期の実際運用収益率と期待運用収益率の間には正の関係があることも析出している。

仮定率を取り上げた研究に比べて償却年数に注目したものは少ないが、この研究として Zmijewski and Hagerman (1981) があげられる。彼らは、会計方法の選択として、減価償却、棚卸資産、過去勤務債務の償却、投資税額控除の 4 つを取り上げて、契約理論に関連する仮説について分析している。その結果、ボーナスプラン、規模、負債比率、いずれについても説明力が高いことを明らかにしている。特に、ここでは 4 つの会計方法について 0 と 1 (または 2、3) を割り振り、その合計をもって利益増加的・減少的会計行動として定義している。

これらの研究は、会計方法の選択について分析しているが、その選択により利益がどの程度影響を受けたかどうかは直接分析してはいない。この影響度(選択の違いから生じる財務数値への影響)について焦点を当てた研究として、次の研究があ

る。Hann et al. (2007) は、PBO (予測給付債務) を裁量部分と非裁量部分に分けてその価値関連性について分析している。その分離は、割引率と昇給率について産業別メジアンを基準として行っている。裁量部分を含んでいる PBO と含んでいない PBO の係数に違いはなく、裁量によって市場が攪乱されていないことを示している。また、裁量 PBO は非裁量 PBO よりもマイナスで係数が大きく、市場にとって有用であることを示している。また、Davis-Friday et al. (2005) は期待運用収益に注目して、その裁量について分析している。アメリカでは、期待運用収益は期首の年金資産のほかに、過去 5 年の平均評価額に基づく方法も認められており、大多数の企業が平均評価額を採用している。この年金資産の違いから生じる収益について、市場は年度やモデルによって異なる評価をしており、必ずしも適正に評価しているとは言えない。

未認識債務に焦点を当てた研究も数少ないが行われており、Jiang (2011) があげられる。未認識債務の損益項目について時系列分析を行い、プラスの自己相関が 10 年近く計測され、持続性があり、反転や平均回帰といった傾向は確認できない。また、割引率や昇給率との関係が強く、経営者の裁量による影響を受けており、バイアスが存在していることを明らかにしている。また、Picconi (2006) は未認識債務を含む年金情報の市場評価について分析している。年金情報は公表時に株価に反映されているのではなく、その後の会計情報の実現にしたがい徐々に株価に反映されていることを明らかにしている。特に未認識債務に代表されるオフバランス部分は将来の株式リターンを説明しており、公表時点では株価に十分に反映されていないことを示している。これとは対照的に、オンバランス部分は将来の株式リターンと無関係となっている。

2.2 全発生高における経営者の裁量

報告利益管理の方法は退職給付会計に限定したのではなく、様々な方法があり利用されている。それらを一緒に取り上げて分析する研究が、1980年代後半から行われている。まず、Healy (1985) はボーナスプランにおける上限・下限と報告利益管理行動との関係を分析しており、特にすべての発生高を裁量可能な項目 (DA) として定義している。非裁量的発生高 (NA) をゼロと仮定した Healy の研究は、この分野の嚆矢の研究として位置づけられている。また、DeAngelo (1986) は MBO と経営者の利益減少的会計行動との関係を分析しており、ここでは、前期の全発生高 (TA) を NA であると仮定し、TA の変化額を DA であると定義している。

この分野を代表する研究として Jones (1991) があり、輸入規制に関する被害調査時における企業の報告利益管理行動について分析している。ここでは、TA を短期と長期に分類し、営業活動から生じる短期の非裁量部分は売上高の増加により、減価償却費に代表される長期の非裁量部分は償却性固定資産により説明されると仮定して、推定モデルを提案している。そして、TA からその非裁量部分 (NA) を控除することによって DA を測定している。この方法は、それ以前と比較して、推定モデルを使用する発展的なもので、Jones モデルとして、その後の多くの研究で利用されている。このモデルについて最初に修正を行ったのが Dechow et al. (1995) である。彼らは、5 種類の方法で DA を測定して報告利益管理の検出能力を分析し、Modified Jones モデルが最も優れていることを明らかにしている。このモデルは、Jones モデルの第 1 項を「売上高の増加－受取勘定の増加」に修正したもので、掛売上には経営者の操作が含まれている可能性が高く、非裁量部分である NA の推定において除外することを提案し

ている。

モデルの修正という点で大きな貢献をした研究として Kasznik (1999) があり、経営者の予想情報の達成と報告利益管理行動との関係を分析している。そこでは、Dechow (1994) が明らかにした営業 CF の増減と TA の間における負の相関関係に注目して、Modified Jones モデルに営業 CF の増加額を説明変数に加えることを提案している。この説明変数の追加により、それ以前の DA に比べて違いがあることが、いくつかの研究で明らかとなっている²⁾。また、利益ゼロの前後における分布の不連続性について分析した Dechow et al. (2003) は、Jones モデルに将来の売上成長率を追加して NA の推定を行っている。将来、売上高の増加が期待される場合、それに備えるため在庫の増加が行われ、これを調整するためにモデルの改良を提案している。最後に、Kothari et al. (2005) のモデルがあげられる。売上高や利益には平均回帰やモメンタムの傾向があることがいくつかの研究³⁾ で明らかになっている。彼らはこれをコントロールするため、Jones モデルに前期 ROA を説明変数として追加したり、また、ROA を基準にしたマッチングサンプルを選んで、その推定誤差の差を DA とする方法を提案している。

これらの推定モデルを用いた研究では、基本的には短期発生高に焦点を当てており、営業活動から生じる発生高についてその裁量部分を析出している。長期発生高については減価償却費のみを取り上げ、退職金・年金に関する費用は取り上げていない。そのため、当該費用はすべて裁量的発生高に分類されていると考えられる。

こうした先行研究の状況・問題点から、本稿では次の 2 点について分析する。まず、退職給付会計におけるすべて会計選択を取り上げて、その利益裁量額を明らかにする。そして、報告利益管理

行動を説明する要因を分析するため、一般的に想定される実証的仮説について検証する。第二に、推定モデルとして Modified Jones モデルを取り上げ、退職給付変数を追加して、退職給付会計を含めた DA の推定を試みる。そして、退職給付会計の会計選択から測定された利益裁量額との関係を明らかにし、Jones 型モデルの修正の可能性について論じる。

3. 分析方法

本稿の分析は、東証 1 部市場に上場している 3 月決算企業を対象とし、2002 年 3 月期から 2010 年 3 月期までを取り上げている。わが国の退職給付会計基準は 2001 年 3 月期から導入され、関連する情報が公表されるようになった。期首時点の退職給付債務や年金資産が分析に必要であることから、2002 年 3 月期から分析が可能となる。本稿で用いている財務データ及び退職給付会計データは、すべて日経 NEEDS 財務データ (DVD 版) から収集している。

まず、退職給付費用の各項目について非裁量的費用を算出している。その計算式は以下の通りであり、仮定率や償却年数の各年度別平均値をベースに非裁量的費用を定義している。但し、会計基準変更時差異については、償却終了に伴い平均年数が変動し、その性質が異なるので、それが発生した 2001 年 3 月期の平均年数に固定している。

非裁量勤務費用：実際の勤務費用に $(1 + \text{割引率})^{15}$ を掛けて、 $(1 + \text{年度別平均割引率})^{15}$ で割った金額である。平均残務勤続年数を 15 年であると仮定している⁴⁾。

非裁量利子費用：期首時点の退職給付債務 (PBO) に、前年度の平均割引率を掛けた金額である。期首時点の退職給付債務は、年度別平

均割引率を使って修正している (平均残務勤続年数 15 年を仮定)。

非裁量期待運用収益：期首時点の年金資産 (公正価値) に、各年度の平均期待運用収益率と (-1) を掛けた金額である。

過去勤務債務の非裁量償却費用：実際の償却費用に償却年数を掛けて、各年度の平均償却年数で割った金額である。

数理計算上差異の非裁量償却費用：実際の償却費用に償却年数を掛けて、各年度の平均償却年数で割った金額である。

会計基準変更時差異の非裁量償却費用：2000 年 4 月時点の変更時差異を、平均年数 (5 年) で割った金額である。2006 年 3 月期以降はゼロとしている。

以上の 6 つの非裁量的費用を合計して、非裁量的退職給付費用を計算している。そして、それぞれの退職給付費用からその非裁量的費用を引いて、裁量的費用を計算している。次に、発生高全体の裁量部分を計算するために、Modified Jones モデルを使って非裁量的発生高を推定している。分析結果の安定性を調べるため、追加的に Kasznik モデルも取り上げている。また、退職給付会計に関する利益裁量額を測定するため、退職給付制度に関連する情報を追加した修正モデル 1 と修正モデル 2 を提案する。

Modified Jones (Kasznik) モデル

$$TA_{it} = C_0 + C_1 * (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{受取債権})_{it} + C_2 * \text{償却性固定資産}_{it} + C_3 * \Delta OCF_{it} + e_{it}$$

修正モデル 1

$$TA_{it} = C_0 + C_1 * (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{受取債権})_{it} + C_2 * \text{償却性固定資産}_{it} + C_3 * \Delta OCF_{it}$$

+ C4*従業員数it + eit

修正モデル2

$$TA\ it = C0 + C1*(\Delta\ 売上高 - \Delta\ 受取債権)\ it + \\ C2*\text{償却性固定資産}\ it + C3*\Delta\ OCF\ it \\ + C4*\text{年金資産}\ it + C5*\text{修正退職給付債} \\ \text{務}\ it + eit$$

但し、TA：全発生高であり、次式により計算している⁵⁾。

$$\Delta(\text{流動資産} - \text{現金} \cdot \text{預金等}) - \Delta(\text{流動負債} - \\ \text{短期借入金等}) - \text{減価償却費} - \Delta(\text{固定負債に} \\ \text{計上されている引当金})$$

OCF：営業活動から生じるキャッシュ・フローであり、日経調整によるデータを使用している。

修正退職給付債務：公表された退職給付債務に(1 + 割引率)¹⁵を掛けて、(1 + 年度別平均割引率)¹⁵で割った金額である。

修正モデル1は、給与水準を一定と仮定した場合、従業員数によって人件費・退職金の規模をコントロールするモデルで、これによって退職給付費用の非裁量部分を説明しようとしている。また、修正モデル2は、年金資産によって期待運用収益の非裁量部分を、退職給付債務によって勤務費用や利子費用の非裁量部分を説明しようとしている。

これらのモデルは、年度別産業別に推定している。産業は、東証業種コードに基づき21業種（農林水産業、鉱業、食品、繊維、パルプ紙、化学、石油石炭、ゴム・ガラス、一次金属（鉄鋼、非鉄金属）、金属、一般機械、電気機器、輸送用機器、精密機器、その他製造業、建設業、電力ガス業、商業、不動産業、運輸・通信業、サービス業）に分類している。なお、本稿で用いているすべての

変数は、前期末総資産で割って基準化している。

4. 分析結果

4.1 退職給付会計における経営者の選択

表1は、退職給付会計において経営者が選択した変数について記述統計が示されている。割引率の平均値は2.3%であるが、最大8.56%から最小1%まで、幅広い分布となっている。期待運用収益率についても、同様に、企業によりその採用数値が大きく異なっている。また、各償却年数においても1年から約20年に分散しており、選択により退職給付費用、したがって、報告利益が変動していることがわかる。年度別に見ると、割引率は2002年3月期は高かったが、その後、2.3% - 2.2%と安定している。期待運用収益率や過去勤務債務と数理計算上差異の償却年数についても、同様に安定した数値となっている。会計基準変更時差異の償却年数については、2002年3月期は7.4年であったが、2010年3月期には12.4年となっている。これは、償却を終了した企業がサンプルから除外されることにより、計算上、平均値が上昇していることによる。実際には、2001年3月期に決定した償却年数を変更している企業は少ない。

表2は、選択変数間の相関係数を示している。それぞれデータのある変数間における順位相関係数を測定している（Pairwise Spearman Rank Correlation）。これをみると、割引率と期待運用収益率の相関係数は0.409、過去勤務債務と数理計算上差異の償却年数間の相関係数は0.597となっている。この2組の変数間の関係は強いが、それ以外の変数間においては相関係数の値は高くなく、経営者の選択が独立に行われているようである。

表 1 退職給付会計における経営者の選択に関する記述統計

| | 割引率 | 期待運用収益率 | 過去勤務債務償却年数 | 数理計算上差異償却年数 | 会計基準変更時差異償却年数 |
|--------|-------|---------|------------|-------------|---------------|
| 平均値 | 2.300 | 2.582 | 9.349 | 9.739 | 10.812 |
| 中央値 | 2.100 | 2.500 | 10.000 | 10.000 | 11.000 |
| 最大値 | 8.560 | 16.700 | 18.500 | 21.000 | 19.000 |
| 最小値 | 1.000 | 0.020 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 標準偏差 | 0.555 | 1.150 | 4.182 | 4.065 | 4.501 |
| サンプル数 | 8412 | 7585 | 4357 | 8021 | 2652 |
| 年度別平均値 | | | | | |
| 200203 | 2.839 | 3.216 | 8.591 | 10.098 | 7.443 |
| 200303 | 2.502 | 2.825 | 8.574 | 10.054 | 7.832 |
| 200403 | 2.310 | 2.473 | 8.429 | 9.967 | 8.346 |
| 200503 | 2.243 | 2.418 | 8.491 | 9.876 | 8.404 |
| 200603 | 2.201 | 2.393 | 8.649 | 9.773 | 10.855 |
| 200703 | 2.200 | 2.494 | 8.726 | 9.747 | 11.137 |
| 200803 | 2.187 | 2.534 | 8.602 | 9.457 | 11.500 |
| 200903 | 2.196 | 2.506 | 8.610 | 9.387 | 12.380 |
| 201003 | 2.122 | 2.340 | 8.707 | 9.414 | 12.401 |

表 2 選択変数間の順位相関係数

| | 割引率 | 期待運用収益率 | 過去勤務債務償却年数 | 数理計算上差異償却年数 | 会計基準変更時差異償却年数 |
|---------------|--------|---------|------------|-------------|---------------|
| 割引率 | 1.000 | 0.409 | 0.107 | 0.186 | -0.123 |
| 期待運用収益率 | 0.409 | 1.000 | 0.110 | 0.216 | 0.009 |
| 過去勤務債務償却年数 | 0.107 | 0.110 | 1.000 | 0.597 | 0.230 |
| 数理計算上差異償却年数 | 0.186 | 0.216 | 0.597 | 1.000 | 0.129 |
| 会計基準変更時差異償却年数 | -0.123 | 0.009 | 0.230 | 0.129 | 1.000 |

4.2 報告利益管理行動の分析

表 3 は、退職給付会計における利益裁量額と全体の裁量的発生高に関する記述統計を示している。定義から平均値はゼロとなるが、会計基準変更時差異については測定方法が異なるためか、あるいは15年が終了していないためか、マイナスの値となっている。退職給付費用の標準偏差をみると、会計基準変更時差異が0.87%と最も大きくなっており、当該費用の裁量が報告利益管理の主要な項目であることがわかる。全体の裁量的発生高をみると、標準偏差(約4%)はほぼ等しくなっているが、修正モデル2の最大値が最も大きく、その最小値が最も小さくなっている。

表 4 は、非裁量的発生高の推定式の結果を示している。ほとんどの変数について、その説明力は高くなく、非裁量的発生高の推定が容易でないことを示している。修正モデル1と修正モデル2においては退職給付変数はいずれも有意ではないが、Modified Jonesモデルに比べて自由度調整済み決定係数がやや高くなっている。参考として、Kaszniakモデルの結果が右列に示されており、営業CFの増加額が10%水準で有意な変数となり、決定係数も大きく増加している。多くの先行研究が示すように、CF変数を追加するかどうか重要な違いとなっている。

表 5 は裁量的変数間の順位相関係数を示してい

る。特に注目するものとしては、会計基準変更時差異と全退職給付費用の相関係数が0.914となっており、主たる裁量的退職給付費用は会計基準変更時差異であることが再確認できる。全体の裁量的発生高間の相関係数はすべて0.9以上となり、

高い値を示している。これらの裁量的発生高と退職給付費用との相関係数は、いずれも高い値は測定されていない。相関係数をみる限り、退職給付費用の裁量額は全体の裁量的発生高と余り強い関係ではないようである。

表3 退職給付会計における利益裁量額等の記述統計

| | 裁量的退職給付費用 | | | | | | 合計 |
|-------|-----------|---------|---------|-----------|-----------|-----------|---------|
| | 勤務費用 | 利子費用 | 期待運用収益 | 過去勤務勤務償却費 | 数理計算差異償却費 | 会計基準差異償却費 | |
| 平均値 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0000 | -0.0001 | -0.0001 | -0.0040 | -0.0023 |
| 中央値 | 0.0001 | -0.0001 | 0.0001 | 0.0000 | -0.0001 | -0.0013 | -0.0002 |
| 最大値 | 0.0022 | 0.0260 | 0.0075 | 0.0457 | 0.1501 | 0.0670 | 0.1203 |
| 最小値 | -0.0107 | -0.0146 | -0.0266 | -0.0533 | -0.0576 | -0.0876 | -0.0836 |
| 標準偏差 | 0.0006 | 0.0008 | 0.0011 | 0.0023 | 0.0032 | 0.0087 | 0.0078 |
| サンプル数 | 8412 | 8412 | 7585 | 4357 | 8021 | 4323 | 8412 |

| | 裁量的発生高 | | | 総資産 営業CF比率 | 総資産 裁量前利益率 | 負債比率 | 総資産 |
|-------|-----------|---------|---------|---------------|---------------|---------|----------|
| | MJonesモデル | 修正モデル1 | 修正モデル2 | | | | |
| 平均値 | 0.0001 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0588 | 0.026425 | 2.1363 | 525364 |
| 中央値 | 0.0005 | 0.0003 | 0.0002 | 0.0585 | 0.025006 | 1.2830 | 114797 |
| 最大値 | 0.3306 | 0.3297 | 0.3540 | 0.4614 | 0.425596 | 66.6977 | 32574779 |
| 最小値 | -0.3145 | -0.3142 | -0.3844 | -0.4030 | -0.382938 | 0.0284 | 5111 |
| 標準偏差 | 0.0413 | 0.0409 | 0.0403 | 0.0523 | 0.049344 | 3.4074 | 1622084 |
| サンプル数 | 8412 | 8412 | 8412 | 8412 | 8412 | 8412 | 8412 |

注) 退職給付費用の各裁量金額は、各費用から次の非裁量費用の金額を引いて計算している。
 非裁量勤務費用は、実際の勤務費用に(1+割引率)¹⁵を掛けて、(1+年度別平均割引率)¹⁵で割った金額である。
 非裁量利子費用は、期首時点の退職給付債務(PBO)に、前年度の平均割引率を掛けた金額である。
 期首時点の退職給付債務は、年度別平均割引率を使って修正している。
 非裁量期待運用収益は、期首時点の年金資産(公正価値)に、各年度の平均期待運用収益率と(-1)を掛けた金額である。
 過去勤務債務の非裁量償却費用は、実際の償却費用に償却年数を掛けて、各年度の平均償却年数で割った金額である。
 数理計算上差異の非裁量償却費用は、実際の償却費用に償却年数を掛けて、各年度の平均償却年数で割った金額である。
 会計基準変更時差異の非裁量償却費用は、2000年4月時点の変更時差異を、平均年数(5年)で割った金額である。
 2006年3月期以降はゼロとしている。

Modified Jones モデル

$$TA_{it} = C0 + C1 * (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{受取債権})_{it} + C2 * \text{償却性固定資産}_{it} + \text{eit}$$

修正モデル1

$$TA_{it} = C0 + C1 * (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{受取債権})_{it} + C2 * \text{償却性固定資産}_{it} + C3 * \text{従業員数}_{it} + \text{eit}$$

修正モデル2

$$TA_{it} = C0 + C1 * (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{受取債権})_{it} + C2 * \text{償却性固定資産}_{it} + C3 * \text{年金資産}_{it} + C4 * \text{修正退職給付債務}_{it} + \text{eit}$$

但し、TAは全発生高であり、次式により計算している。

$$\Delta(\text{流動資産} - \text{現金} \cdot \text{預金等}) - \Delta(\text{流動負債} - \text{短期借入金等}) - \Delta(\text{固定負債に計上されている引当金})$$

修正退職給付債務は、公表された退職給付債務に(1+割引率)¹⁵を掛けて、(1+年度別平均割引率)¹⁵で割った金額である。

総資産営業CF比率は、営業活動によるキャッシュフローを前期末総資産で割った変数である。

総資産裁量前利益率は、営業活動によるキャッシュフローにModified Jonesモデルにより測定した非裁量的発生高を加算して、前期末総資産で割った変数である。

負債比率は、負債を純資産で割った変数である。

表4 非裁量的発生高の推定モデル

| | MJones モデル | | 修正モデル 1 | | 修正モデル 2 | | Kaszniak モデル | |
|------------------------|------------------|-----|------------------|-----|-----------------|-----|------------------|-----|
| | 係数平均 | t 値 | 係数平均 | t 値 | 係数平均 | t 値 | 係数平均 | t 値 |
| 定数項 | -0.011 (-0.286) | | -0.009 (-0.210) | | -0.013 (-0.282) | | -0.011 (-0.300) | |
| 1 / 前期末総資産 | -51.241 (-0.039) | | -23.001 (-0.017) | | 96.977 (0.042) | | -46.251 (-0.042) | |
| (Δ売上 - Δ受取債権) / 前期末総資産 | -0.049 (-0.183) | | -0.047 (-0.186) | | -0.016 (-0.023) | | 0.020 (0.097) | |
| 償却性固定資産 / 前期末総資産 | -0.111 (-0.987) | | -0.115 (-0.923) | | -0.102 (-0.791) | | -0.110 (-1.156) | |
| Δ営業CF / 前期末総資産 | | | | | | | -0.392 (-1.671) | |
| 従業員数 / 前期末総資産 | | | -0.061 (-0.061) | | | | | |
| 年金資産 / 前期末総資産 | | | | | 0.111 (0.105) | | | |
| 修正退職給付債務 / 前期末総資産 | | | | | -0.058 (-0.103) | | | |
| adj-R2 | 0.136 | | 0.139 | | 0.142 | | 0.366 | |

表5 利益裁量変数間における順位相関係数

| | 裁量的退職給付費用 | | | | | | | 裁量的発生高 | | | 総資産 営業CF 比率 | 総資産 裁量前 利益率 | 負債比率 | 総資産 |
|-------|-----------|--------|------------|---------------|---------------|---------------|--------|---------------|-------------|-------------|-------------------|-------------------|--------|--------|
| | 勤務費用 | 利子費用 | 期待運 用収益 | 過去勤務 債務償却費 | 数理計算 差異償却費 | 会計基準 差異償却費 | 合計 | MJones モデル | 修正 モデル 1 | 修正 モデル 2 | | | | |
| | PDA1 | PDA2 | PDA3 | PDA4 | PDA5 | FPDA6 | FPDA | DA | DA1 | DA2 | | | | |
| PDA1 | 1.000 | -0.388 | 0.212 | -0.091 | 0.109 | 0.030 | 0.165 | -0.018 | -0.015 | -0.032 | 0.066 | 0.058 | -0.087 | -0.154 |
| PDA2 | -0.388 | 1.000 | -0.336 | 0.065 | -0.030 | 0.130 | 0.102 | -0.009 | -0.009 | -0.002 | -0.038 | 0.005 | -0.056 | 0.063 |
| PDA3 | 0.212 | -0.336 | 1.000 | -0.069 | 0.115 | -0.092 | 0.194 | 0.042 | 0.041 | 0.023 | -0.001 | -0.018 | -0.027 | -0.060 |
| PDA4 | -0.091 | 0.065 | -0.069 | 1.000 | -0.328 | 0.077 | 0.117 | 0.016 | 0.021 | 0.019 | 0.018 | -0.002 | -0.026 | 0.008 |
| PDA5 | 0.109 | -0.030 | 0.115 | -0.328 | 1.000 | 0.023 | 0.334 | 0.021 | 0.019 | -0.001 | -0.004 | 0.026 | -0.058 | -0.088 |
| FPDA6 | 0.030 | 0.130 | -0.092 | 0.077 | 0.023 | 1.000 | 0.914 | -0.022 | -0.024 | -0.032 | -0.007 | 0.033 | -0.002 | -0.020 |
| FPDA | 0.165 | 0.102 | 0.194 | 0.117 | 0.334 | 0.914 | 1.000 | -0.011 | -0.011 | -0.025 | 0.016 | 0.052 | -0.083 | -0.068 |
| DA1 | -0.018 | -0.009 | 0.042 | 0.016 | 0.021 | -0.022 | -0.011 | 1.000 | 0.982 | 0.934 | -0.434 | -0.514 | -0.036 | -0.008 |
| DA2 | -0.015 | -0.009 | 0.041 | 0.021 | 0.019 | -0.024 | -0.011 | 0.982 | 1.000 | 0.927 | -0.427 | -0.505 | -0.031 | -0.009 |
| DA3 | -0.032 | -0.002 | 0.023 | 0.019 | -0.001 | -0.032 | -0.025 | 0.934 | 0.927 | 1.000 | -0.426 | -0.487 | -0.012 | -0.001 |
| OCFR | 0.066 | -0.038 | -0.001 | 0.018 | -0.004 | -0.007 | 0.016 | -0.434 | -0.427 | -0.426 | 1.000 | 0.837 | -0.254 | 0.115 |
| NMIR | 0.058 | 0.005 | -0.018 | -0.002 | 0.026 | 0.033 | 0.052 | -0.514 | -0.505 | -0.487 | 0.837 | 1.000 | -0.271 | 0.057 |
| DEBT | -0.087 | -0.056 | -0.027 | -0.026 | -0.058 | -0.002 | -0.083 | -0.036 | -0.031 | -0.012 | -0.254 | -0.271 | 1.000 | 0.246 |
| ASSET | -0.154 | 0.063 | -0.060 | 0.008 | -0.088 | -0.020 | -0.068 | -0.008 | -0.009 | -0.001 | 0.115 | 0.057 | 0.246 | 1.000 |

表6は経営者の報告利益管理を説明する要因について分析したものである。その要因について、一般に業績、負債比率、規模によって分析されており、本稿でもこれら3つの変数を取り上げる。業績については、税金や利益平準化の観点から負の関係があることが多くの研究によって明らかになっている⁶⁾。負債比率についてはエージェンシー契約の視点から正の関係が、規模については、政治的コストの議論から負の関係があることが多くの研究で明らかになっている⁷⁾。

上段の全体の裁量的発生高の分析では、CF比率の係数はすべてマイナスで有意となっており、

業績の良い企業ほど利益減少的な会計行動を行っていることを示している。この業績については、代理変数として裁量前利益率を用いた場合でも同様であり、分析結果は安定している。負債比率と規模の係数については予想される符号とは反対であり、この結果を説明する別の仮説を展開する必要があるかもしれない。

次に、下段の退職給付費用についてみる。裁量的退職給付費用を説明する分析では、CF比率の係数はプラス、負債比率の係数はマイナス、規模の係数はプラスとなり、予想通りの符号が得られている。しかし、t値の値から規模について

は有意であるが、CF比率や負債比率の係数は有意ではない。裁量的勤務費用の分析ではCF比率の係数がプラスで、かつ有意となっており、業績が良い企業ほど利益減少的な報告利益管理を実施している。そのほかの個別の退職給付費用については、様々な結果が得られている。

業績変数の代理として裁量前利益率を用いた場合、裁量的退職給付費用、裁量的勤務費用、数理

計算上差異の裁量的費用、会計基準変更時差異の裁量的費用の分析では、当該利益率はプラスの係数で有意となっている。また、裁量的退職給付費用、裁量的利子費用、過去勤務債務の裁量的費用、会計基準変更時差異の裁量的費用の分析において、規模の係数がプラスで有意となっている。表6の分析結果は、退職給付費用の裁量については業績や規模によって説明できるケースが多くあ

表6 利益率、資本構成、規模と裁量額の関係

| | 定数項 | CF比率 (-) | 裁量前利益率 (-) | 負債比率 (+) | log(総資産) (-) | サンプル数 | R2 | Adj-R2 | F値 | 確率 |
|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|-------|--------|-------|-------|
| 被説明変数: | | | | | | | | | | |
| DA | 0.0114 (3.266) | -0.4018 (-30.217) | | -0.0016 (-8.816) | 0.0018 (6.126) | 8412 | 0.246 | 0.245 | 249.4 | 0.000 |
| DA1 | 0.0116 (3.338) | -0.3930 (-29.781) | | -0.0016 (-8.716) | 0.0017 (5.901) | 8412 | 0.239 | 0.238 | 240.4 | 0.000 |
| DA2 | 0.0079 (2.331) | -0.3836 (-28.405) | | -0.0015 (-9.089) | 0.0018 (6.531) | 8412 | 0.235 | 0.234 | 235.1 | 0.000 |
| DA | 0.0037 (1.070) | | -0.4656 (-30.185) | -0.0016 (-8.749) | 0.0009 (3.264) | 8412 | 0.293 | 0.292 | 316.4 | 0.000 |
| DA1 | 0.0040 (1.184) | | -0.4559 (-30.029) | -0.0015 (-8.678) | 0.0008 (3.085) | 8412 | 0.286 | 0.285 | 305.6 | 0.000 |
| DA2 | 0.0006 (0.183) | -0.4242 (-25.910) | | -0.0014 (3.418) | 0.0009 | 8412 | 0.255 | 0.254 | 261.9 | 0.000 |
| 被説明変数: | | | | | | | | | | |
| 裁量的退職給付費用 | -0.0016 (-2.551) | 0.0011 (0.691) | | -0.00004 (-1.084) | 0.0002 (3.064) | 8412 | 0.194 | 0.193 | 183.3 | 0.000 |
| 裁量的勤務費用 | 0.0006 (9.709) | 0.0004 (3.400) | | 0.00000 (-0.266) | -0.0001 (-11.120) | 8412 | 0.022 | 0.021 | 17.3 | 0.000 |
| 裁量的利子費用 | -0.0007 (-7.343) | -0.0005 (-1.969) | | -0.00001 (-1.518) | 0.0000 (6.402) | 8412 | 0.036 | 0.035 | 28.6 | 0.000 |
| 裁量的期待運用収益 | 0.0007 (5.403) | 0.0000 (-0.081) | | -0.00001 (-2.789) | -0.0001 (-5.095) | 7585 | 0.008 | 0.007 | 5.7 | 0.000 |
| 過去勤務債務の裁量的償却費用 | -0.0006 (-1.724) | 0.0000 (0.048) | | -0.00001 (-0.710) | 0.0001 (2.236) | 4357 | 0.015 | 0.012 | 5.9 | 0.000 |
| 数理計算上差異の裁量的償却費用 | -0.0001 (-0.231) | 0.0010 (1.379) | | -0.00001 (-1.528) | 0.0000 (-0.807) | 8021 | 0.006 | 0.004 | 4.2 | 0.000 |
| 会計基準変更時差異の裁量的償却費用 | -0.0014 (-1.425) | 0.0016 (0.593) | | -0.00004 (-1.217) | 0.0004 (4.919) | 4323 | 0.245 | 0.243 | 126.9 | 0.000 |
| 裁量的退職給付費用 | -0.0016 (-2.507) | | 0.0036 (2.149) | -0.00003 (-0.960) | 0.0002 (3.006) | 8412 | 0.194 | 0.193 | 183.8 | 0.000 |
| 裁量的勤務費用 | 0.0006 (9.871) | | 0.0006 (4.612) | 0.00000 (-0.003) | -0.0001 (-11.087) | 8412 | 0.024 | 0.022 | 18.6 | 0.000 |
| 裁量的利子費用 | -0.0007 (-7.400) | | -0.0007 (-1.797) | -0.00001 (-1.589) | 0.0000 (5.981) | 8412 | 0.037 | 0.036 | 29.2 | 0.000 |
| 裁量的期待運用収益 | 0.0007 (5.421) | | 0.0003 (0.706) | -0.00001 (-2.608) | -0.0001 (-4.939) | 7585 | 0.008 | 0.007 | 5.8 | 0.000 |
| 過去勤務債務の裁量的償却費用 | -0.0006 (-1.734) | | -0.0005 (-0.466) | -0.00001 (-0.816) | 0.0001 (2.264) | 4357 | 0.015 | 0.012 | 5.9 | 0.000 |
| 数理計算上差異の裁量的償却費用 | -0.0001 (-0.192) | | 0.0021 (2.521) | -0.00001 (-1.263) | 0.0000 (-0.796) | 8021 | 0.007 | 0.005 | 4.8 | 0.000 |
| 会計基準変更時差異の裁量的償却費用 | -0.0013 (-1.318) | | 0.0050 (1.764) | -0.00004 (-1.125) | 0.0004 (4.825) | 4323 | 0.245 | 0.243 | 127.3 | 0.000 |

注) DAはModified Jonesモデルにより測定された裁量的発生高を、DA1は修正モデル1により測定された裁量的発生高を、DA2は修正モデル2により測定された裁量的発生高を示している。
上記の分析は、すべて年度ダミーを含めて推定している。

り、経営者は退職給付会計を利用して報告利益管理を実施していることを示している。

4.3 裁量変数相互間の分析

表7は、Jones型の裁量的発生高が個別の裁量的退職給付費用と関連しているかどうかを分析した結果を示している。修正モデル1の裁量的発生高(DA1)については、退職給付費用の係数(t値)は-0.0083(-0.814)であり、マイナスであるが有意な係数となっていない。個別の退職給付費用では、会計基準変更時差異の裁量的費用の係数(t値)は-0.0342(-1.889)となり、マイナ

スで有意となっている。しかし、そのほかの変数について良い結果は得られていない。特に、裁量的勤務費用は予想とは反対の結果となっている。修正モデル2の裁量的発生高(DA2)については、退職給付費用の係数(t値)は-0.075(-3.457)であり、マイナスで有意な係数となっている。個別の退職給付費用においても、裁量的勤務費用、裁量的期待運用収益、数理計算上差異の裁量的費用、会計基準変更時差異の裁量的費用の係数がマイナスになり、ほぼ有意となっている。特に、裁量的勤務費用と裁量的期待運用収益の係数は-1に近く、当該費用が裁量的発生高に正確に反映さ

表7 退職給付会計における利益裁量額と裁量的発生高の関係

| 定数項 | 被説明変数：DA1 | | | 被説明変数：DA2 | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 0.0000 (-0.302) | 0.0000 (0.035) | 0.0001 (0.741) | -0.0002 (-1.162) | 0.0001 (0.360) | 0.0001 (0.826) |
| DA (+) | 0.9789 (320.810) | 0.9748 (159.243) | 0.9789 (304.987) | 0.9011 (79.862) | 0.8842 (68.689) | 0.8925 (92.649) |
| 裁量的退職給付費用 (-) | -0.0083 (-0.814) | | | -0.0750 (-3.457) | | |
| 裁量的勤務費用 (-) | | 0.5489 (3.000) | 0.2851 (2.593) | | -0.8037 (-1.272) | -0.6238 (-1.761) |
| 裁量的利子費用 (-) | | -0.2531 (-1.564) | -0.0545 (-0.574) | | 0.3661 (0.982) | -0.0295 (-0.130) |
| 裁量的期待運用収益 (-) | | -0.2789 (-1.508) | -0.1467 (-1.600) | | -0.8774 (-2.258) | -0.8259 (-3.486) |
| 過去勤務債務の裁量的償却費用 (-) | | 0.1609 (1.616) | | | -0.0719 (-0.870) | |
| 数理計算上差異の裁量的償却費用 (-) | | -0.0109 (-0.528) | -0.0142 (-0.900) | | -0.0501 (-1.392) | -0.1041 (-2.103) |
| 会計基準変更時差異の裁量的償却費用 (-) | | -0.0342 (-1.889) | | | -0.0605 (-1.599) | |
| サンプル数 | 8412 | 1991 | 7242 | 8412 | 1991 | 7242 |
| R2 | 0.976 | 0.970 | 0.975 | 0.855 | 0.887 | 0.891 |
| Adj-R2 | 0.976 | 0.970 | 0.975 | 0.854 | 0.886 | 0.891 |
| F値 | 167575.9 | 9209.8 | 55858.2 | 24693.0 | 2218.3 | 11830.4 |
| 確率 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

表8 退職給付会計における利益裁量額と裁量的発生高の関係 (Kasznikモデルの分析)

| 定数項 | | 被説明変数：KDA1 | | | 被説明変数：KDA2 | | |
|-----------------------|-----|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | 0.0000 (-0.049) | 0.0001 (0.684) | 0.0001 (1.028) | 0.0000 (-0.171) | 0.0004 (1.257) | 0.0002 (1.559) |
| KDA | (+) | 0.9724 (243.731) | 0.9733 (158.388) | 0.9724 (210.377) | 0.8779 (71.259) | 0.8751 (52.803) | 0.8780 (82.431) |
| 裁量的退職給付費用 | (-) | -0.0111 (-1.341) | | | -0.0637 (-3.244) | | |
| 裁量的勤務費用 | (-) | | 0.5772 (3.484) | 0.2788 (2.495) | | -0.2452 (-0.385) | -0.3990 (-1.145) |
| 裁量的利子費用 | (-) | | -0.3796 (-2.844) | -0.1338 (-1.632) | | 0.1919 (0.517) | -0.1057 (-0.485) |
| 裁量的期待運用収益 | (-) | | -0.3405 (-2.255) | -0.2168 (-2.632) | | -0.8296 (-2.407) | -0.7563 (-3.624) |
| 過去勤務債務の 裁量的償却費用 | (-) | | 0.1251 (1.742) | | | -0.0499 (-0.607) | |
| 数理計算上差異の 裁量的償却費用 | (-) | | -0.0181 (-1.297) | -0.0186 (-1.422) | | -0.0094 (-0.203) | -0.0587 (-1.137) |
| 会計基準変更時差異の 裁量的償却費用 | (-) | | -0.0264 (-1.844) | | | -0.0534 (-1.535) | |
| サンプル数 | | 8412 | 1991 | 7242 | 8412 | 1991 | 7242 |
| R2 | | 0.971 | 0.974 | 0.970 | 0.825 | 0.879 | 0.875 |
| Adj-R2 | | 0.971 | 0.974 | 0.970 | 0.825 | 0.879 | 0.875 |
| F値 | | 138880.8 | 10545.6 | 46493.0 | 19791.4 | 2063.5 | 10173.3 |
| 確率 | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注) KDAはKasznikモデルにより測定された裁量的発生高を、KDA1はKasznikモデルに従業員数を追加した。モデルにより測定された裁量的発生高を、KDA2はKasznikモデルに年金資産と退職給付債務を追加した。モデルにより測定された裁量的発生高を示している。

れている。修正モデル1よりも、年金資産と退職給付債務を追加した修正モデル2の方が、個別の裁量的退職給付費用をより反映しており、関連性が強いことが示されている。

表8は、表7と同様な分析をKasznikモデルをベースとして実施した結果を示している。この結果は表7と同様な傾向であるが、説明力が低下している変数が確認できる。特に、裁量的勤務費用や数理計算上差異の裁量的費用については、全体の裁量的発生高との関連性は弱くなっている。

5. 結語

2001年3月期から開始されたわが国の退職給付会計基準は、多額の積立不足が存在していた当時の企業にとっては非常に影響力のあるものであった。特に従前は債務を計算する割引率が法令で5.5%に固定されており、市場を反映した安全利子率に変更されることが大きな変更点であった。しかし、この割引率や期待運用収益率にも経営者の裁量が含まれることになり、その後、会計基準

の改正⁸⁾が行われているなど対策が講じられている。これらの仮定率に修正があった場合、数理計算上の差異として会計上認識することになっているが、ここでも遅延認識として経営者の裁量を含めることができる仕組みになっている。数理計算上の差異のほか、制度の改正に伴う過去勤務債務についても同様であり、経営者が報告利益管理を実施する手段は多様で複雑化している。

本稿では、退職給付会計に関する報告利益管理行動について、特定的手段に限定することなく、すべてを包括的に取り上げて分析を行った。分析の結果、退職給付費用による裁量額は標準偏差で総資産の約0.8%であり、全体の裁量的発生高の標準偏差(4%)の1/5に相当している。そして、退職給付費用の裁量は、その多くが会計基準変更時差異に起因しており、会計基準の導入前後、問題となった割引率は割合的に少ない。また、現在問題となっている遅延認識についても、会計基準変更時差異を除けば、裁量は大きくなく、限定的な問題と言えるかもしれない。会計基準変更時差異は、2001年以前のわが国の会計において、内部積立金が退職給与引当金として捉えられ、その会計の自由度が非常に大きかったことによるものである。会計上、十分な処理が行われていなかったため、現在の会計基準導入時に一度に多額の債務が表面化した。制度的な不備に基づく項目であり、10年以上経過した現在、ほぼ解決済みの問題と言える。

本稿では、これらの退職給付費用に関する裁量額が、関連研究で多く使用されているJones型モデルで推定できるかどうかについても検証を行った。その結果、年金資産と退職給付債務を追加したモデルによって測定された裁量的発生高は、個別の退職給付費用の裁量額と関連していることが明らかとなった。Jones型モデルに退職給付会計情報を追加することにより、勤務費用、期待運用

収益、数理計算上の差異、会計基準変更時差異の裁量費用を抽出できることを示している。

《注》

- 1) わが国における退職給付会計の分析として次の研究があげられる。割引率の研究としてObinata(2000)や奥村(2005)、期待運用収益率の研究として野坂(2008)や拙稿(2009)、会計基準変更時差異の研究として乙政(2006)や拙稿(2005)などがある。
- 2) 奥村(2002)を参照されたい。
- 3) Fama and French(2000)等を参照されたい。
- 4) 本稿では、平均残務勤続年数を15年であると仮定したが、20年とした場合でも同様な結果が得られている。
- 5) 現金・預金等は、現金・預金、有価証券、短期貸付金、自己株式、営業貸付金・営業有価証券の合計である。また、短期借入金等は、短期借入金、CP、1年以内返済の長期借入金、1年以内償還の社債の合計である。
- 6) Lee and Hsieh(1985)、Trueman and Titman(1988)等を参照されたい。
- 7) Watts and Zimmerman(1986)を参照されたい。
- 8) 2008年7月に公表された企業会計基準第19号「『退職給付に係る会計基準』の一部改正(その3)」により、「なお、割引率は一定期間の債券の利回りの変動を考慮して決定することができる」が削除された。

《参考文献》

- Bergstresser, D., Desai, M., Rauh, J., 2006. Earnings manipulation, pension assumptions, and managerial investment decisions. *Quarterly Journal of Economics* 121 (1), 157-194.
- Blankley, A. L., Swanson, E. P., 1995. A longitudinal study of SFAS87 pension rate assumptions. *Accounting Horizons* 9 (4), 1-21.
- Brown, S., 2004. The impact of pension assumptions on firm values. SSRN Working Paper Series (596666).
- Cahan, S. F., Chavis, B. M., Elmendorf, R. G., 1997. Earnings management of chemical firms in response to political costs from environmental legislation. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 12 (1), 37-65.
- Davis-Friday, P. Y., Miller, J. S., Mittelstaedt, H. F., 2005. Market-related values and pension accounting. SSRN Working Paper Series (656462).
- DeAngelo, L. E., 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *Accounting Review* 61 (3), 400-420.
- Dechow, P. M., 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 (1),

- 3-42.
- Dechow, P. M., Richardson, S. A., Tuna, I., 2003. Why are earnings kinky?: An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2-3), 355-384.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P., 1995. Detecting earnings management. *Accounting Review* 70 (2), 193-225.
- Fama, E. F., French, K. R., 2000. Forecasting profitability and earnings. *Journal of Business* 73 (2), 161-175.
- Godwin, J. H., Goldberg, S. R., Duchac, J. E., 1996. An empirical analysis of factors associated with changes in pension-plan interest-rate assumptions. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 11 (2), 305-322.
- Gopalakrishnan, V., Sugrue, T. F., 1995. The determinants of actuarial assumptions under pension accounting disclosures. *Journal of Financial and Strategic Decisions* 8 (1), 35-41.
- Hann, R. N., Lu, Y. Y., Subramanyam, K. R., 2007. Uniformity versus flexibility: Evidence from pricing of the pension obligation. *Accounting Review* 82 (1), 107-137.
- Healy, P. M., 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1-3), 85-107.
- Jiang, X., 2011. The smoothing of pension expenses: A panel analysis. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 37 (4), 451-476.
- Jones, J. J., 1991. Earnings management during import relief investigation. *Journal of Accounting Research* 29 (2), 193-228.
- Kaszniak, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 (1), 57-81.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E., 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1), 163-197.
- Kwon, S., 1994. Economic determinants of the assumed interest rate in pension accounting. *Advances in Accounting* 12, 67-86.
- Lee, C. J., Hsieh, D. A., 1985. Choice of inventory accounting methods: Comparative analyses of alternative hypotheses. *Journal of Accounting Research* 23 (2), 468-485.
- Li, Y., Klumpes, P., 2007. Determinants of expected rate of return on pension asset: Evidence from the UK. SSRN Working Papers (989559).
- 日本公認会計士協会, 2007. 『決算開示トレンド』平成19年版, 中央経済社.
- 野坂和夫, 2008. 「退職給付会計における期待運用収益率の会計方針選択行動」『会計・監査ジャーナル』第639号, 107-115頁.
- Obinata, T., 2000. Choice of pension discount rate in financial accounting and stock prices. *Journal of Economics (The University of Tokyo)* 66 (3), 82-122.
- 奥村雅史, 2002. 「運転資本発生項目の推定: 推定モデルの比較」『会計プロGRESS』第3号, 45-55頁.
- 奥村雅史, 2005. 「退職給付債務に関する裁量的情報開示」『早稲田商学』第404号, 27-49頁.
- 乙政正太, 2006. 「退職給付会計における経営者の選択」『会計制度の設計に関する実証研究』日本会計研究学会課題研究委員会最終報告書(須田委員長), 226-243頁.
- Picconi, M., 2006. The perils of pension: Does pension accounting lead investors and analysts astray? *Accounting Review* 81 (4), 925-955.
- Trueman, B., Titman, S., 1988. An explanation for accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26 (supplement), 127-143.
- Watts, R. L., Zimmerman, J. L., 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, Inc. (邦訳『実証理論としての会計学』須田一幸訳, 1991, 白桃書房)
- White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4), 817-838.
- 吉田和生, 2005. 「財務上の特約と積立不足の償却」『会計』第167巻第6号, 63-78頁.
- 吉田和生, 2009. 「退職給付会計における期待運用収益率の分析」『会計』第175巻第5号, 52-66頁.
- Zmijewski, M. E., Hagerman, R. L., 1981. An income strategy approach to the positive theory of accounting standard setting/choice. *Journal of Accounting and Economics* 3 (2), 129-149.

編集後記

大学院前期課程に入学して半年位経過したある日、國村先生から1冊の本を頂きました。あの名著であるワッツ・ヅマーマンのPositive Accounting Theoryの本です。その後、大変、苦勞して少しずつ読み、会計学を研究するには会計制度はもちろんのこと、ファイナンス、経済学、計量経済学など、多くのことを勉強しないといけないことを学びました。その後、初めての就職した弘前大学で、着任して間もなく研究費で購入した本が、その訳書である『実証理論としての会計学』でした。この本がもっと早く出版されていたら、大学院時代、苦勞なく内容が理解できたのにと、英語が不得手な自分を振り返り、複雑な思いでほとんど本が並んでいない研究室の本棚に並べたことを覚えています。弘前大学には助手として赴任したので、通常の講義はなく外国書購読を担当し、この原書をテキストとして選びました。訳書を原書と比べると、幸いにも5章と6章が抜けており、それらを中心に当該講義を行いました。それが大学教員として初めて担当した講義であり、今から振り返ると、大変縁が深いものでした。須田先生とは、この名著とその訳書を通して、こうして初めて出会いました。その後、会計系やファイナンス系の学会で何度かお会いする機会があり、日本経営財務研究学会のご報告(2004年10月17日、明治大学)で、コメンテータを担当させて頂いたことも1度ありました。特に、本学会の前身であるディスクロージャー研究学会では長年に渡り、事務局長や副会長としてご尽力され、その関係でいろいろとご教授を受けました。もう少し私がいれば、余りご心配をお掛けすることなく学会運営を遂行できたこともあり、今更ながら後悔しています。

この追悼号にかかる事業は、柴前会長のご提案によって開始され、その後の理事会及び会員総会の議を経て、実施が決定しました。その決定時に学会誌の編集を担当していたこともあり、黒川現会長から当該事業の担当者としてご指名を頂き、柴前会長と首藤昭信先生にご相談にのって頂きながら進めてきました。大変、驚いたのは、原稿の依頼後、直ぐにほとんどの先生方からご快諾のメールが届き、須田先生のご人徳の高さに改めて感服しました。今回、多くの先生方に短い期間にもかかわらず原稿を作成していただき、ご寄稿いただきましたこと本当にありがとうございました。当該事業の遂行に少しでも関わらせていただく機会を頂きましたことに感謝しつつ、この追悼号を須田先生の墓前に捧げ、ご冥福を心よりお祈りしたいと思います。

故須田一幸先生追悼事業担当理事

吉田 和生

現代ディスクロージャー研究 No.13
須田一幸先生追悼号

2013年10月31日 発行

©発行者 日本ディスクロージャー研究学会
発行所 〒108-8345
東京都港区三田2-15-45
慶應義塾大学
商学部会計研究室 黒川行治気付
印刷所 株式会社NPCコーポレーション
