

財務制限条項と経営者の裁量行動

その他のタイトル	The Effects of Bond Covenants on Managers' Discretionary Behavior
著者	須田 一幸
雑誌名	関西大学商學論集
巻	44
号	4
ページ	587-625
発行年	1999-10-25
URL	http://hdl.handle.net/10112/00019079

財務制限条項と経営者の裁量行動

須田 一 幸

1 財務上の特約

わが国では大蔵省の行政指導のもとで、無担保社債の発行に際し財務制限条項を特約として設ける実務が1979年から行われてきた。たとえば、その社債の格付けがA格相当で純資産550億円未満の企業とBBB格相当の企業は、担保提供制限条項と純資産額維持条項、利益維持条項、および配当制限条項をすべて特約しなければならなかった。

担保提供制限条項は、その社債に同順位の担保権を設定しない限り、他の債務のために担保権を設定することを禁止するものである。配当制限条項では、配当金累計額が当期純利益累計額などを超えるような配当を禁止している。純資産額維持条項は、純資産額を社債発行直前期の一定水準以上に維持することを要求し、利益維持条項は一定水準以上の利益をあげることを求めるものである。いずれの条項についても、条項に違反すれば社債全額について期限の利益を喪失することになる。

つまり担保提供制限条項と配当制限条項は、起債会社の行動を条件付きで禁止するものであり、これらをまとめて禁止的条項と呼ぶ。他方、純資産額維持条項と利益維持条項は、起債会社に健全な財政状態と経営成績を要求するものであり、これをまとめて要求的条項と呼ぼう(Sweeney, 1994 および岡部, 1996参照)。

注意すべきは、純資産額または利益額が大幅に減少し要求的条項に抵触

すれば、期限の利益を喪失し社債を繰上償還するかまたは社債に担保権を設定しなければならぬ、ということである。そのコストは大きく、したがって要求的条項に抵触する確率が高まれば、経営者は事前に純資産額と利益額を調整する強い動機を持つであろう。

これに対して禁止的条項の場合、たとえ利益額が大幅に減少しても、配当をしなければ配当制限条項に違反することはない。もちろん無配転落のコストを負担しなければならず、経営者は配当制限条項との関係でも利益を調整する動機を持つが、配当をしないという選択肢がある分だけ、禁止的条項との関係で利益調整を行うケースは、要求的条項の場合よりも少ないと推測される (Healy and Palepu, 1990)。

事実、配当制限条項と会計手続き選択の関係を調べた Healy and Palepu (1990) と DeAngelo et al. (1994) の調査結果は、配当制限条項に抵触する企業ほど利益増加型の会計手続きを選択するという仮説を支持していない¹⁾。これに対して、要求的条項を含めて調査した Sweeney (1994) と DeFond and Jiambalvo (1994) は、財務制限条項に抵触する企業ほど利益増加型の会計手続きを選択するという調査結果を得た。Sweeney (1994) によれば、財務制限条項違反が報告された188のケースの中で、要求的条項に抵触したケースは181件あり、禁止的条項に抵触したケースは7件しか

1) ただし、Bowen, Noreen, and Lacey (1981) によれば、借入金利子を資産計上している企業ほど配当制限条項の制限値に接近していることが示され、Daley and Vigeland (1983) は、配当制限条項における制限値に接近している企業ほど、試験研究開発費を資産計上する傾向があるという調査結果を得ている。つまり、配当制限条項に抵触する企業ほど、利益増加型の会計手続き選択を行うということである。このように、配当制限条項と会計手続き選択の関係については、調査した年度と対象により調査結果がまちまちであることに注意されたい。

なお、「報告される利益を将来の期間から当期に移す会計手続き」を利益増加型会計手続きといい、「当期から将来の期間に報告利益を繰延べる会計手続き」を利益減少型会計手続きと呼ぶ (Watts and Zimmerman, 1986, 邦訳211頁と248頁)。たとえば、減価償却方法について定額法と定率法を比べれば、定額法による償却は利益増加型会計手続きであり、定率法による償却は利益減少型会計手続きである。

かった。

つまり「他の条件が等しければ、債務契約における財務制限条項に抵触する確率の高い企業の経営者ほど、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」という債務契約仮説は、禁止的条項よりも要求的条項について受容される可能性が高いと考えられる。もし禁止的条項と要求的条項に関する検証結果が異なる可能性があるのならば、2つを区別して分析するほうがよい。そこで本稿では、財務制限条項を禁止的条項と要求的条項に分け、それぞれについて債務契約仮説を検証することにした。最初に禁止的条項を分析し、続いて要求的条項について検証する。

2 禁止的条項と株式配当

岡部（1991）は「配当余力が小さいほど会計手続き変更がおきやすい」という仮説と、「配当余力の低下は特別利益の増加につながる」という仮説を設定し、わが国企業について経験的テストを行った。前者の仮説は、利益の増加をもたらす会計手続きを選択して配当を維持することを意味し、配当を維持するための「会計的対応」に他ならない。後者の仮説は固定資産の売却などによる配当の維持を含意しており、配当を維持するための「実質的対応」と呼ぶことができよう。テストの結果は仮説を支持していた。われわれは、日本企業が配当を維持するために「会計的対応」と「実質的対応」をしている姿を、ここに確認することができる。

無担保社債を発行している企業が禁止的条項として配当制限条項を設けていることは、すでに述べた。たとえば、積水ハウスの第4回無担保転換社債（1987年5月20日約定）における配当制限条項をみてみよう。

「本社債の未償還残高が存する限り、本社債の払い込み期日の属する決算期以降の配当（中間配当を含む）累計額が法人税及び住民税控除後の経常利益（財務諸表等規則による）累計額に165億円を加えた額を超えることとなるような配当（中間配当を含む）は行わない。この場合、昭和63年2

月以降の中間配当は直前決算期の配当とみなす。ただし、株式配当についてはこれを適用しない」となっている。この配当制限条項に抵触しそうなれば、起債会社はどうするだろうか。

まず「会計的対応」と「実質的対応」を行い、現金配当の維持を試みるに違いない。会計手続き変更などにより、経常利益を増加させ（あるいは経常損失を減少させ）「経常利益累計額」を増やすのである。それでも配当制限条項に抵触しそうであれば、起債会社は配当をあきらめるのか。条項の但し書きに着目したい。株式配当（平成2年改正商法以降は配当可能利益の資本組入れと株式分割）ならば可能なのである。もちろん、そのためには相当額の当期末処分利益がなければならない。そこで、「会計的対応」と「実質的対応」により当期末処分利益を確保するのである。

したがって、株式配当の実施企業をサンプルにすれば、配当制限条項と会計手続き選択の深い関係が検出できるかもしれない。株式配当は、配当を継続するための最終手段であり、そのために経営者はあらゆる「会計的対応」を行うと考えられるからである。

株式配当と配当制限条項および会計手続き選択の三者関係を分析するため、最初に本節で株式配当と配当制限条項の関係を明らかにし、次節で配当制限条項と会計手続き選択の関係を調査しよう。

(1) 株式配当仮説の設定

株式の無償交付は利益準備金の資本組入れの場合を除いて非課税であるが、株式配当は利益の資本組入れであるため所得税が課せられていた。手続き面でも、無償交付は取締役会の決議で実施されるが、株式配当は株主総会の決議を必要とした。このため「近年、株式配当は低調に推移している」（『商事法務』1992年、No.1290、64頁）といわれていた。したがって、これらのコストを上回るベネフィットがなければ、株式配当は行われなかったであろう。

しかし配当制限条項との関係を考えれば、株式配当のベネフィットはか

なり大きいと判断される。経常損失が生じ配当制限条項のため現金配当を断念せざるを得ないときでも、株式配当ならば配当制限条項に違背することなく配当を継続できたからである。したがって、上記のコストを上回る株式配当のベネフィットが配当制限条項との関係で派生するのならば、株式配当の背後に配当制限条項の存在を想定しても不自然ではない。そこで、株式配当について次の2つの仮説を設定した。これらを合わせて株式配当仮説と呼ぶ。

仮説1：株式配当を実施した企業は配当制限条項に抵触しそうな企業である。

仮説2：無担保社債を発行している企業で株式配当を実施した企業は、配当制限条項に抵触しそうな企業である。

仮説1は、株式配当と配当制限条項の一般的関係を問題にしている。「株式配当では、株主段階で配当課税が行われるのに対し、無償交付では株数が増加しても株主段階では課税されないため、株主サイドでは無償交付の方が有利となる」（『商事法務』1979年，No.841，37頁）という意識が浸透していれば、株主への「利益還元」としては無償交付が選好されたはずである。したがって株式配当を実施した理由は他に求められなければならない、ここで配当制限条項との関係が浮かび上がってくる。

仮説2では、無担保社債を発行した企業だけを対象にしている。配当制限条項について調査するのならば、その対象を無担保社債の発行企業に限るべきであろう。したがって株式配当と配当制限条項の関係を調べるための仮説としては、第1の仮説よりも厳密なものとなっている。

(2) 株式配当仮説の検証

上記2つの株式配当仮説を検証するため、次の手順で調査を行った。

(a) 無担保社債が初めて発行された1973年から、平成2年改正商法の施

行前までに行われたすべての株式配当について、企業名と株式配当総額を調べる。

- (b) その中から、増加資本金額10億円以上の「大型株式配当」をピックアップする。
- (c) 「大型株式配当」実施企業について、株式配当の実施理由を調査する。
- (d) 「大型株式配当」実施企業について、株式配当を実施した期末時点で無担保社債の未償還残高があったか否かを調べる。

第 1 表 上場企業による株式配当の実施件数

1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
27	28	19	23	16	10	7	4	3	0
1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	
2	3	1	0	2	2	2	3	2	

出典：『商事法務』No.733, No.1081, No.1290のデータにもとづいて筆者が作成。

1973年から1991年までに上場企業が実施した株式配当の回数を、第1表に示した。この中から、株式配当による増加資本金額が10億円を超えた「大型株式配当」をピックアップしたところ16件あった。その企業名と実施年度を、増加資本金額の順に第2表で示した。

これら「大型株式配当」実施企業について、株式配当の実施理由を調べた²⁾。その結果、実施理由は大きく2つに分類されることが分かった。1つは、「特別配当または記念配当として、現金配当に加えて株式配当をした」であり、もう1つは「配当制限条項に抵触するおそれがあるため、現金配当に代えて株式配当をした」という理由である。

前者に該当する株式配当が9件³⁾で、後者に該当する株式配当が7件⁴⁾で

2) 実施理由は各年度の『有価証券報告書総覧』で調べ、不明な場合はヒアリング調査を行った。

3) 第10-2表における序列番号1, 2, 7, 9, 10, 11, 12, 14, 15がこのタイプである。

4) 第10-2表における序列番号3, 4, 5, 6, 8, 13, 16がこのタイプである。

第2表 大型株式配当

番号	実施企業	実施年度	増加資本金額
1.	トヨタ自動車	1985年度	63億4,751万円
2.	トヨタ自動車	1984年度	60億4,525万円
3.	住友化学工業	1976年度	47億9,049万円
4.	住友化学工業	1975年度	44億7,705万円
5.	旭化成工業	1976年度	38億 701万円
6.	旭化成工業	1977年度	30億3,489万円
7.	東亜燃料	1989年度	29億3,885万円
8.	帝人	1978年度	25億5,083万円
9.	東亜燃料	1983年度	22億2,640万円
10.	東亜燃料	1980年度	20億2,400万円
11.	積水ハウス	1991年度	20億1,174万円
12.	東亜燃料	1977年度	18億4,000万円
13.	帝人	1979年度	13億7,745万円
14.	東洋紡績	1976年度	11億6,810万円
15.	麒麟麦酒	1977年度	11億6,700万円
16.	鐘紡	1976年度	10億2,219万円

出典：『商事法務』No.910, No.1081, No.1220,
No.1290のデータにもとづいて筆者が作成。

あった。したがって、仮説1を支持する結果は得られなかった。

しかし、サンプルを「株式配当を実施した期末時点で無担保社債の未償還残高がある企業」に限定すれば、事情は異なってくる。この条件を満たした株式配当は8件⁵⁾あり、そのうちの7件は、平年並みの現金配当を継続すれば配当制限条項に抵触するため株式配当を行ったものである。つまり、仮説2「無担保社債を発行している企業で株式配当を実施した企業は、配当制限条項に抵触しそうな企業である」を支持する調査結果となったのである。

5) 第10-2表における序列番号3, 4, 5, 6, 8, 11, 13, 16が、これに該当する。

3 禁止的条項と会計方針の変更

(1) 配当制限条項仮説の設定と検証

無担保社債の未償還残高のある企業が大型株式配当を実施したケース 8 件の中で、「配当制限条項に抵触するおそれがあるため、現金配当に代えて株式配当をした」ケースが 7 件あった。本節では、これらの企業について会計方針を調査する。

配当制限条項に抵触しそうな企業にとって株式配当は配当を継続するための最終手段であり、株式配当を実施するため、あらゆる対応策を講ずるのであろう。したがって、株式配当実施企業が株式配当の財源を確保するために「会計的対応」と「実質的対応」を実行した可能性は、他の企業よりも高いと思われる。たとえば、利益増加型の会計方針の変更を行い、株式配当に必要な当期未処分利益を捻出した、ということが考えられる。

そこで、次のような仮説 3（配当制限条項仮説）を設定し、その検証を行った。

仮説 3：配当制限条項に抵触するため現金配当に代えて株式配当を実施する企業は、その年度に利益増加型の会計方針変更をする傾向がある。

上記 7 件について、株式配当実施年度の『有価証券報告書総覧』における監査報告書を調べた。その結果、7 件中 6 件が利益増加型の会計方針変更を行い、監査報告書で限定付き適正意見（2 号限定）が表明されている、ということが分かった。これは配当制限条項仮説を支持する証拠となる。

監査報告書に記載された会計方針の変更内容、およびその変更が当期未処分利益に与える影響額を第 3 表に示した。これらの「会計的対応」の他に、投資有価証券の売却などによる「実質的対応」があれば、それを括弧

第3表 株式配当実施企業による会計方針の変更

企業	株式配当総額	年度	方針変更の内容	利益に及ぼす影響額
住友化学工業	44億7,705万円	1975年度	減価償却方法：定率法→定額法	+30億5,800万円
			特別償却準備金：計上しない	+17億8,400万円
			海外投資損失準備金：計上しない	+3億5,500万円
			受取利息：現金基準→時間基準	+6億6,600万円
			支払利息：現金基準→時間基準	+17億5,200万円
鐘紡	10億2,219万円	1976年度	(投資有価証券売却益)	+81億1,000万円
			固定資産圧縮引当金の全額取崩	+22億5,100万円
旭化成工業	38億701万円	1976年度	受取利息：現金基準→時間基準	+9億6,300万円
			支払利息：現金基準→時間基準	+5億1,600万円
旭化成工業	30億3,489万円	1977年度	(投資有価証券・固定資産売却益)	+92億800万円
			退職給与引当金の計上基準変更	+15億1,500万円
帝人	25億5,083万円	1978年度	特別償却準備金：計上しない	+37億9,400万円
			受取利息：現金基準→時間基準	+12億9,800万円
帝人	13億7,745万円	1979年度	特別償却準備金：計上しない	+24億6,800万円
			価格変動準備金：損失処理→利益処分	+5,000万円
			海外投資損失準備金：計上しない	+65億3,900万円

書きで記入している。

第3表を見れば、単に配当制限条項仮説が支持されるだけでなく、株式配当と会計方針の変更が金額的にも対応していることが分かる。つまり「会計的対応」と「実質的対応」で捻出された金額が、株式配当に必要な額をすべて満たしているのである。この点をさらに明確にするため、1975年度に株式配当を実施した住友化学工業の事例を検討しよう。

(2) 住友化学工業のケース

住友化学工業は1975年3月に無担保転換社債を発行し、次のような配当制限条項を設けた。すなわち「当該社債の払込期日の属する決算期以降の現金配当累計額が、経常損益から法人税等引当額を控除した金額の累計額に65億円を加えた額を超えるならば現金配当は行わない」というものである。

1975年度における（会計方針変更前の）経常損失は66億3700万円であり、このままでは配当制限条項に違背するため現金配当を行うことはできない（あるいは期限の利益を喪失して現金配当しなければならない）。しかも、「会計的対応」と「実質的対応」をしなければ、当期未処分利益もマイナ

スとなる見通しであった。つまり、株式配当さえも実行不可能な状態にあったのである。

しかし住友化学工業は、会計方針の変更による「会計的対応」で経常損失の額を減らし、前期には計上しなかった投資有価証券売却益を出して「実質的対応」を行い、同時に、前期まで計上していた特定引当金を計上せず、最終的には現金配当と株式配当を可能にする状態を作り上げたのだった。そのプロセスを具体的に示せば次のようになる。

(a) 減価償却方法を定率法から定額法に変更したため、1975年度の減価償却費は30億5800万円だけ減少した。さらに、支払利息の認識を現金主義から発生主義に変更して、支払利息を17億5200万円減らした。その結果、損益計算書に記載された経常損失は18億2700万円になった。会計方針を変更しなければ、経常損失の額は66億3700万円だったはずである。

(b) 受取利息の認識も発生主義に変更したため収益額は6億6000万円増加し、これは特別利益に計上された。特別利益には、投資有価証券売却益が81億1000万円計上されている。さらに、特別償却準備金（前年度計上額17億8400万円）と海外投資等損失準備金（前年度計上額3億5500万円）の当期繰入れは中止され、最終的に当期利益が33億5000万円となった。

(c) 33億5000万円の当期利益と37億6100万円の繰越利益が合算され、株式配当44億7700万円（1株当たり配当額3.5円）と現金配当19億1900万円（1株当たり配当額1.5円）の財源となった。例年の年間1株当たり配当額は5円であり、1975年度も平年並みの配当を維持することができたのである。

会計方針の変更により経常損失は18億2700万円になったので、46億7300万円（＝65億円－18億2700万円）の範囲内であれば、現金配当を行っても配当制限条項に抵触することはなかった。しかし、その範囲内の配当では減配を意味する。そこで、配当制限条項に违背せず従来の配当水準を維持するため、住友化学工業は現金配当と株式配当を併用したのである⁶⁾。そし

6) 株式配当には所得税が課せられ、それを源泉徴収する必要があった。したがって現金配当と株式配当を併用すれば、現金配当部分から源泉徴収できるというメリットがある。

て配当総額63億9600万円の財源を確保するため、上記の「会計的対応」と「実質的対応」は不可欠であった。

住友化学工業が1975年度に行った会計方針の変更には2つの意義がある。第1は、経常損失の額を減らし、配当制限条項に触れることなく現金配当を行うということである。もう1つは、株式配当の財源を確保し、配当制限条項に違背せず平年並みの配当水準を維持することである。それぞれに共通しているのは、配当制限条項に抵触することなく配当を実施するために会計方針を変更したという点である。これは、債務契約が経営者の会計手続き選択に影響を与えたことを意味しており、財務会計の債務契約支援機能にブーメラン効果が存在することを示唆している。

以上、16件の「大型株式配当」を調査し、「無担保社債を発行している企業で株式配当を実施した企業は、配当制限条項に抵触しそうな企業である」という株式配当仮説を支持する証拠を得た。さらに、配当制限条項の関係で株式配当を行った企業の会計方針変更を調査し、「配当制限条項に抵触するため現金配当に代えて株式配当を実施する企業は、その年度に利益増加型の会計方針変更をする傾向がある」という配当制限条項仮説を支持する結果が得られた。この調査結果は、Sweeney (1994) と一致しており債務契約仮説を支持する証拠となる。

4 要求的条項と担保権の設定

配当制限条項にしばられず配当を実施するには、発行した無担保社債に担保権を設定し配当制限条項を取り消せばよい。また、利益維持条項と純資産額維持条項の要求的条項に抵触した場合、社債全額について期限の利益を喪失し、当該社債に担保権を設定するかまたは社債を繰上償還することが必要になる。

つまり無担保社債の発行企業は、配当制限条項を取り消すため、あるいは要求的条項に抵触したことにより、その社債に担保権を設定する場合が

ある。担保権を設定すれば、担保附社債信託法にもとづきその旨を新聞などに公告しなければならない。「日本経済新聞」に担保権の設定を公告した企業を調べたところ、1992年から1999年にかけて19社の企業がそのような公告を行ったことが確認された。第4表に、企業名と社債の種類、担保権設定の公告日、および社債に設けられていた財務制限条項を要約している。

第4表 無担保社債に担保権を設定した企業

企業名	社債の種類	担保権設定の公告日	財務制限条項
山種証券	第1・2・3回無担保転換社債	1992年9月18日	担保提供制限・利益維持
第一証券	第1・2・3回無担保転換社債	1993年3月19日	担保提供制限・利益維持
レナウン	第1・2回無担保転換社債	1994年3月5日	担保提供制限・利益維持
サンリオ	第2・3回無担保転換社債	1994年5月28日	担保提供制限・利益維持・配当制限
勸角証券	第2・3・4・5回無担保転換社債	1994年7月30日	担保提供制限・利益維持
日本住宅金融	第1回無担保転換社債	1995年1月25日	担保提供制限・利益維持
コスモ証券	第2・3・4・5回無担保転換社債	1995年5月19日	担保提供制限・利益維持
テック	第2回無担保転換社債	1995年6月9日	担保提供制限・利益維持・配当制限
大日本スクリーン	第1回無担保転換社債	1995年6月10日	担保提供制限・利益維持・配当制限
三洋証券	第2・6回無担保転換社債	1995年7月29日	担保提供制限・利益維持・配当制限
太平洋証券	第1・2・3・4回無担保転換社債	1995年7月29日	担保提供制限・利益維持
東京製鐵	第2・3回無担保転換社債	1996年4月24日	担保提供制限・利益維持
東芝機械	第2回無担保転換社債	1997年4月1日	担保提供制限・利益維持・配当制限
松竹	第1回無担保転換社債	1997年5月21日	担保提供制限・利益維持・配当制限
トーア・スチール	第1回無担保普通社債	1997年7月16日	担保提供制限・利益維持・配当制限
ユニデン	第1・2回無担保転換社債	1997年11月29日	担保提供制限・利益維持・配当制限
山善	第1回無担保転換社債	1998年6月20日	担保提供制限・利益維持・配当制限
サクラダ	第2回無担保転換社債	1998年6月25日	担保提供制限・利益維持・配当制限
東洋シャッター	第1回無担保普通社債	1999年6月11日	担保提供制限・利益維持・純資産維持

第4表にある19社のうち、利益維持条項に抵触して担保権を設定した企業が14社、純資産額維持条項に抵触して担保権を設定した企業は1社、配当制限条項を取り消すために担保権を設定した企業は4社である。つまり、要求的条項に抵触したことで担保権を設定した企業が、全体の78.9%を占めている⁷⁾。

7) 禁止的条項を取り消すために担保権を設定した企業よりも、要求的条項に抵触したことで担保権を設定した企業のほうが多いという調査結果は、すでに述べた

これら担保権設定企業について、担保権の設定前後における会計発生高を調査すれば、DeFond and Jiambalvo (1994)と同様のアプローチで債務契約仮説を検証することができる。次節で、その調査の内容と結果を示すことにしよう。

5 要求的条項と裁量的発生高

(1) 仮説の設定

要求的条項に抵触して担保権を設定すれば、その後に無担保社債を発行する際、通常、低い格付けが行われ、発行条件が悪化する。山種証券や第一証券についても、担保権の設定に伴い「資金調達コストが上昇する可能性が大きい」（日本経済新聞、1993年10月19日付）と報道された。

したがって、要求的条項に抵触しそうな企業は、条項へ抵触することを回避するため、あらゆる方策を立てるはずである。そのような企業が会計的対応と実質的対応を断行することは間違いない。そして、もし抵触を回避することが不可能であっても、それ以上の信用低下を阻止するため、会計的対応と実質的対応により利益水準を維持することに努めるであろう（Sweeney, 1994 と DeFond and Jiambalvo, 1994 を参照）。

とすれば第4表に示した企業は、担保権を設定する直前期に利益の底上げを実施したと推定される。すなわち、全体として利益増加型になる会計手続きを選択し、同時に出荷調整などの実質的対応を行い、その期の利益額を増加させるのである。その結果、裁量的発生高は担保権を設定する直前期に著しく増大したに違いない。あるいは、担保権を設定した企業の裁量的発生高が他の企業よりも大きいと予想される。

Sweeney (1994) と一致している。Sweeney (1994) は、1980年から1989年の間に財務制限条項へ抵触したケース188件を調べ、その中で要求的条項に抵触したケースが181件あり、禁止的条項に抵触したケースが7件であることを確認している。

そこで次のような2つの仮説を設定した。いずれも債務契約仮説に結びつく。

仮説1 他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある。

仮説2 他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は他の企業よりも、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある。

仮説1は、Jones (1991) と DeFond and Jiambalvo (1994) のように、裁量的発生高を時系列で比較することで検証され、仮説2は、担保設定企業と社債を発行していない企業の裁量的発生高を比較することで検証される。

(2) サンプルの選択と調査方法

1992年から1999年の間に無担保社債へ担保権を設定し、それを「日本経済新聞」に公告した企業19社(第4表参照)が、本研究の調査対象になる。その中から、(a)金融業以外の業種に属する企業⁸⁾、(b)担保権設定日の次年度まで財務諸表データが入手可能な企業⁹⁾が選ばれ、最終的に9社が本研究のサンプルになった。レナウン、サンリオ、テック、大日本スクリーン、

8) 証券会社などの金融業をサンプルから除外したのは、(a)証券取引法に従って設定される証券取引責任準備金など、証券会社に特有の科目がある、(b)「証券会社に関する省令」に従って作成される財務諸表は、製造業などの財務諸表と大きく異なる、(c)裁量的発生高の計算要素である売上債権と仕入債務を、証券会社について適切に算定するのは容易でない、という理由による。

9) 本研究では担保設定日の年度を $t=0$ にして、 $t=-2$ から $t=1$ までの裁量的発生高を測定した。担保設定年度の裁量的発生高は前年度よりも増加し、担保設定後の裁量的発生高は前年度よりも減少すると考えられる。このような仮説を検定する

東芝機械、東京製鐵、松竹、トーア・スチール、ユニデンである。これらを担保設定サンプルと呼ぶ。

仮説1を検証するには、担保設定サンプルの裁量的発生高を時系列で比較すればよい。しかし仮説2を検証するには、担保設定サンプルと比較する企業（コントロール・サンプル）を選定しなければならない。

そこで、(a)同じ業種に属し売上構成が似ている、(b)担保設定年度における資産総額が近似している、(c)担保設定年度において無担保社債を発行していない企業を、コントロール・サンプルとして抽出した。オンワード樫山、千趣会、日立工機、オリンパス光学、オークマ、合同製鐵、東宝、中山製鋼所、国際電気である。

担保設定サンプルとコントロール・サンプルの資産総額に関する記述統計量は、第5表で示されている。両者に統計上の有意な差はない。

第5表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの資産総額

	(単位 百万円)				
	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
担保設定サンプル	216392	215134	125973	323709	72949
コントロール・サンプル	173965	150952	113133	315069	66099
t 検定の p 値	0.1454				
ウィルコクソン検定の p 値	0.1387				

上記のサンプルを用いて、仮説1と仮説2が次のような手順で検証される。

- ①担保設定日の直前期を $t=0$ とし、 $t=-2$ から $t=1$ までの裁量的発生高を担保設定サンプルについて算定する。
- ②各年度について裁量的発生高の平均値と中央値を求め、それぞれの差の有意性検定を行う。

には、少なくとも担保設定の次年度の財務諸表データが必要になる。しかし第10-4表で示したように、3社が1998年以降に担保権を設定しており、1999年4月現在、それらの企業について1999年の財務諸表データを入手することはできなかった。そのため3社はサンプルから除外された。

- ③コントロール・サンプルについて、 $t=-2$ から $t=1$ までの裁量的発生高を算定し、各年度の平均値と中央値を求める。
- ④各年度について、コントロール・サンプルと担保設定サンプルにおける裁量的発生高の平均値と中央値の差の有意性検定を行う。

調査のポイントになるのは裁量的発生高の算定方法である。Healy (1985) は、会計発生高をすべて裁量的発生高として理解し、DeAngelo (1986) は、当期の会計発生高から前期の会計発生高を控除することで裁量的発生高を算定した。さらに Jones (1991) は、非裁量的発生高の推定モデルを設定し、非裁量的発生高の期待値を求め、それを実際の会計発生高から控除し裁量的発生高を測定した。Dechow et al. (1995) は、Jones (1991) の方法に修正を施し裁量的発生高を計算している。

以下では、Healy (1985) と DeAngelo (1986) および Dechow et al. (1995) にもとづいて裁量的発生高を算定し、上記①から④の手順で仮説 1 と仮説 2 を検証する¹⁰⁾。

(3) ヒーリー型調査

発生主義会計で算定される利益とキャッシュ・フローの相違は、費用を消費基準などで認識し、収益を販売基準などで認識することによって生ずる (中村忠, 1999)。この相違する部分を会計発生高 (total accounting accruals) と呼べば、次のような関係が成立する。

$$\begin{aligned} \text{発生主義会計利益} &= \text{キャッシュ・フロー} + \text{会計発生高} \\ \text{会計発生高} &= \text{発生主義会計利益} - \text{キャッシュ・フロー} \cdots \cdots (1) \end{aligned}$$

10) DeAngelo (1986) に依拠したティアンジェロ型調査は、榎本 (1997) と鈴木・岡部 (1998) で行われている。Jones (1991) と Dechow et al. (1995) にもとづいたジョーンズ型調査は、奥村 (1997)、中條 (1999)、浅野・榎本 (1998)、國村・加藤・吉田 (1998) および乙政 (1999) で行われているので、参照されたい。

消費基準や販売基準の適用には経営者の裁量が働くため、会計発生高は経営者の裁量行動で生じた部分と常態で生ずる部分から成る。すなわち、次のように示される。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= \text{裁量的発生高} + \text{非裁量的発生高} \\ \text{裁量的発生高} &= \text{会計発生高} - \text{非裁量的発生高} \quad \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

ただし Healy (1985) は、非裁量的発生高の推定が困難だという理由で、会計発生高をすべて裁量的発生高として理解する。したがって、ヒーリー型調査では会計発生高の算定が、そのまま仮説1と仮説2の検証に結びつく。

まず発生主義会計利益に減価償却費を加え、仕入債務と売上債権などの変動額を加減してキャッシュフローを計算する。それを(1)式に代入すれば、会計発生高は次のように算定される (Healy, 1985)。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= -\text{減価償却費} + \Delta \text{売上債権} + \Delta \text{棚卸資産} \\ &\quad - \Delta \text{仕入債務} - \Delta \text{未払法人税} \quad \dots\dots\dots(3) \end{aligned}$$

(ただし Δ は、当期の金額マイナス前期の金額を示す)

Healy(1985)は、この会計発生高を期首の資産総額で割り、会計発生高/資産総額を利益調整の指標にしている。本研究では、会計発生高と会計発生高/資産総額の2つを分析対象にしよう。

①会計発生高と会計発生高/資産総額の算定

まず担保設定サンプルについて、担保設定日の直前期を $t=0$ とし、 $t=-2$ から $t=1$ までの会計発生高と会計発生高/資産総額を算定する。続いて各年度について、会計発生高と会計発生高/資産総額の平均値と中央値を求め、差の有意性検定 (両側検定) を行った。そして、同様の調査をコントロール・サンプルについて実施した。

これらの結果が第 6 表に示されている。第10-6表のパネル A は担保設定サンプルの調査結果であり、パネル B はコントロール・サンプルの調査結果である。

第 6 表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの会計発生高

—ヒーリー型調査—

パネル A 担保設定サンプル			(単位 百万円)				
年度	会計発生高 (平均値)	t 検定 (p 値)	会計発生高 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-7256.22		-3927		-2948	1627	9884.99
-1	-6795.56	(0.837)	-6483	(0.678)	-16753	1073	6742.90
0	-2278.67	(0.042)	84	(0.028)	-16881	5065	6474.53
1	-3834.78	(0.419)	-1723	(0.515)	-18423	4346	7081.25
			(単位 百万円)				
年度	発生高/資産 (平均値)	t 検定 (p 値)	発生高/資産 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-0.029230		-0.014938		-0.1078	0.0169	0.0413
-1	-0.030668	(0.864)	-0.025642	(0.313)	-0.0918	0.0057	0.0312
0	-0.005867	(0.038)	0.000495	(0.051)	-0.0522	0.0402	0.0263
1	-0.013877	(0.372)	-0.010024	(0.314)	-0.0599	0.0325	0.0283
パネル B コントロール・サンプル			(単位 百万円)				
年度	会計発生高 (平均値)	t 検定 (p 値)	会計発生高 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-4113.11		-3592		-9297	-1259	2670.3
-1	-2505.22	(0.199)	-3865	(0.214)	-5945	4594	3212.7
0	-2727.67	(0.953)	-4185	(0.678)	-16076	19596	10687.6
1	-5099.44	(0.538)	-4040	(0.953)	-16745	4346	6084.2
			(単位 百万円)				
年度	発生高/資産 (平均値)	t 検定 (p 値)	発生高/資産 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-0.025157		-0.024707		-0.0494	-0.009	0.0144
-1	-0.013475	(0.226)	-0.018982	(0.314)	-0.0367	0.0476	0.0260
0	-0.011015	(0.901)	-0.030930	(0.678)	-0.0687	0.1103	0.0588
1	-0.025159	(0.530)	-0.024920	(0.767)	-0.0903	0.0209	0.0343

②仮説 1 の検証

第 6 表におけるパネル A の上半分は、会計発生高の平均値・中央値などが示され、下半分は会計発生高/資産総額の平均値・中央値などが表示されている。コントロール・サンプルに関するパネル B も同様である。これ

らを見れば最初に、会計発生高と会計発生高／資産総額の符号がほとんどマイナスであることに気づく。減価償却費の影響が大きいのであろう。

ここで注目したいのは、担保設定サンプルの会計発生高と会計発生高／資産総額の平均値が $t=0$ で著しく増加し、かつ中央値が $t=0$ でプラスになっていることである。 t 検定の結果、 $t=-1$ と $t=0$ における会計発生高の母平均差は5%水準で有意になり、ノンパラメトリック検定のウィルコクソン検定でも、 $t=-1$ と $t=0$ における会計発生高の分布は、5%水準で有意に異なっていることが分かった¹¹⁾。会計発生高／資産総額についても同様の結果が得られた。

$t=0$ で増加した会計発生高と会計発生高／資産総額は、 $t=1$ で再び減少に転じているが、 $t=0$ と $t=1$ の差に関する帰無仮説は t 検定とウィルコクソン検定で棄却されなかった。 $t=-1$ と $t=-2$ でも、有意な差は観察されていない。

つまり会計発生高と会計発生高／資産総額は、 $t=0$ で有意に増加し中央値はプラスになったが、他の年度ではマイナスの値をとり有意な変動は観察されなかったのである。この調査結果は、仮説1「他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」を支持している。

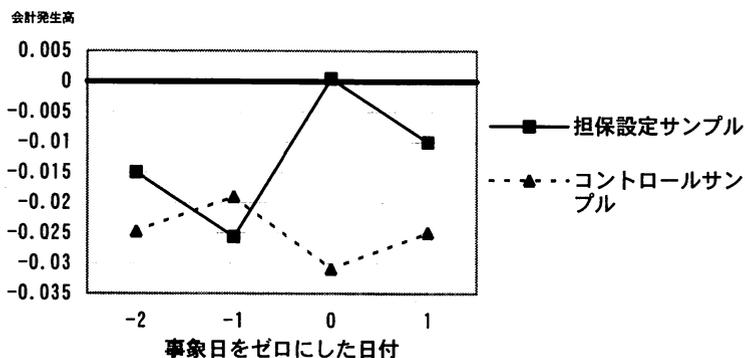
③仮説2の検証

第6表のパネルBは、コントロール・サンプルの会計発生高および会計発生高／資産総額について、年度間の平均値と中央値に有意な差がないこ

11) t 検定とノンパラメトリック検定については第9章を参照されたい。ウィルコクソン検定は、サンプルが少ないときに効果的なノンパラメトリック検定であり (Siegel, 1956, 邦訳, 87頁), 関連する2組のサンプルに適用される。サンプルの符号と順位で検定するため、「ウィルコクソンの対比された対の符号化順位検定」(Wilcoxon matched-pairs signed-rank test) と呼ばれる。検定の手順については Siegel (1956, 邦訳, 87頁) を参照されたい。

とを示している。他方、パネルAの担保設定サンプルでは、 $t=0$ で有意な差が観察された。では、 $t=0$ の会計発生高と会計発生高／資産総額について、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの間で違いが見られるのだろうか。

第1図 発生高／資産—ヒーリー型調査—



第6表における会計発生高／資産総額の中央値をグラフにしたものが、第1図である。この図を見れば、担保設定サンプルの会計発生高／資産総額が $t=0$ で急増してプラスの値となり、翌年度に再びマイナスに転じたことが分かる。他方、コントロール・サンプルは $t=0$ で逆に減少している。担保設定サンプルの $t=0$ における会計発生高／資産総額はコントロール・サンプルよりも大きい、ということが視覚的に明らかになった。

また第6表によれば、 $t=0$ における会計発生高／資産総額の平均値と中央値、および会計発生高の平均値と中央値のいずれも、担保設定サンプルのほうが大きい。この差は統計的に有意なのだろうか。本研究では、 $t=0$ における会計発生高および会計発生高／資産総額の平均値と中央値について、差の有意性検定を実施した。その結果が第7表に要約されている。

第7表は、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの $t=0$ における会計発生高（会計発生高／資産総額）に統計上の有意な差がない、ということを示している。つまり、本研究のデータによれば仮説2は支持される

第7表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの差の有意性
—ヒーリー型調査—

変 数	検定	p 値
会計発生高	t 検定	0.7671
会計発生高	ウィルコクソン検定	0.8918
会計発生高／資産総額	t 検定	0.7581
会計発生高／資産総額	ウィルコクソン検定	0.3139

が、この結果は偶然に生じた確率が高く、別のデータを使用した場合必ずしも同じ結果が得られるとはいえない、ということである。

(4) ディアンジェロ型調査

Healy (1985) の調査は、非裁量的発生高の推定が困難であるとして、会計発生高をすべて裁量的なものとして捉えている点に問題がある。会計発生高に非裁量的部分が存在することは明らかであり、たとえ経営者の会計的裁量行動がなくても、会計発生高はプラスまたはマイナスになる可能性がある。したがって、経営者による会計的裁量行動の代理変数として会計発生高をそのまま用いれば、経営者の裁量行動を適切に捕捉できないおそれがある。

DeAngelo (1986) は、非裁量的発生高を前期の会計発生高とみなし、当期の会計発生高から前期の会計発生高を差し引いて裁量的発生高を算定した。すなわち、前記(2)式は次のように修正される。

$$\text{裁量的発生高} = \text{当期の会計発生高} - \text{前期の会計発生高} \dots\dots\dots(4)$$

本研究では、ヒーリー型調査で算定した会計発生高と会計発生高／資産総額を用いて、(4)式に従った裁量的発生高と裁量的発生高／資産総額を測定する。

①裁量的発生高と裁量的発生高／資産総額の算定

ヒーリー型調査と同様に、担保設定サンプルについて、担保設定日の直

前期を $t=0$ とし, $t=-2$ から $t=1$ までの裁量的発生高と裁量的発生高/資産総額を算定した。そして, 各年度について裁量的発生高と裁量的発生高/資産総額の平均値と中央値を求め, 差の有意性検定 (両側検定) を行った。

上記と同じ調査をコントロール・サンプルについて実施した。これらの結果が第 8 表に示されている。

第 8 表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの裁量的発生高
—ディアンジェロ型調査—

パネル A 担保設定サンプル		(単位 百万円)					
年度	裁量的発生高 (平均値)	t 検定 (p 値)	裁量的発生高 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-5888.78		8		-2711	14112	14326.68
-1	460.667	(0.342)	-436	(0.594)	-8804	15552	6484.14
0	4516.889	(0.017)	1492	(0.021)	-989	15566	5597.22
1	-1556.11	(0.081)	-1542	(0.021)	-13323	4860	5474.36
年度 発生高/資産 (平均値)		t 検定 (p 値)	発生高/資産 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-0.018604		0.000083		-0.1268	0.0169	0.1212
-1	0.001050	(0.538)	-0.002298	(0.767)	-0.0269	0.0574	0.0241
0	0.024158	(0.033)	0.010497	(0.021)	-0.0058	0.0656	0.0288
1	-0.007544	(0.040)	-0.005381	(0.015)	-0.0539	0.0288	0.0255
パネル B コントロール・サンプル		(単位 百万円)					
年度	裁量的発生高 (平均値)	t 検定 (p 値)	裁量的発生高 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-48.3333		-2525		-4000	7350	4476.52
-1	1607.889	(0.417)	2039	(0.314)	-2606	7332	3441.76
0	-222.4447	(0.664)	-349	(0.374)	-15813	23897	10907.7
1	-2371.78	(0.768)	-1777	(0.594)	-29415	7883	11072.1
年度 発生高/資産 (平均値)		t 検定 (p 値)	発生高/資産 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	0.009070		-0.011412		-0.0183	0.0800	0.0396
-1	0.010792	(0.908)	0.007578	(0.515)	-0.0233	0.0640	0.0268
0	0.003242	(0.738)	-0.002432	(0.678)	-0.0653	0.1345	0.0575
1	-0.01587	(0.640)	-0.011679	(0.767)	-0.1759	0.0443	0.0660

②仮説 1 の検証

第 8 表のパネル A は, 担保設定サンプルの裁量的発生高と裁量的発生

高／資産総額の平均値および中央値が、 $t=0$ で著しく増加しプラスになっていることを示している。 t 検定の結果、 $t=-1$ と $t=0$ における裁量的発生高の母平均差は5%水準で有意になり、ウィルコクソン検定でも、 $t=-1$ と $t=0$ における裁量的発生高の分布は5%水準で有意に異なっていることが分かった。裁量的発生高／資産総額についても同様の結果が得られた。

また、 $t=0$ で増加した裁量的発生高と裁量的発生高／資産総額は、 $t=1$ でマイナスに転じているが、 t 検定とウィルコクソン検定により、 $t=0$ と $t=1$ の差は5%水準で有意だということが分かった。これは、 $t=0$ の増加がいかにも異常であるかを物語っている。なお、 $t=-1$ と $t=-2$ について有意な差は観察されていない。

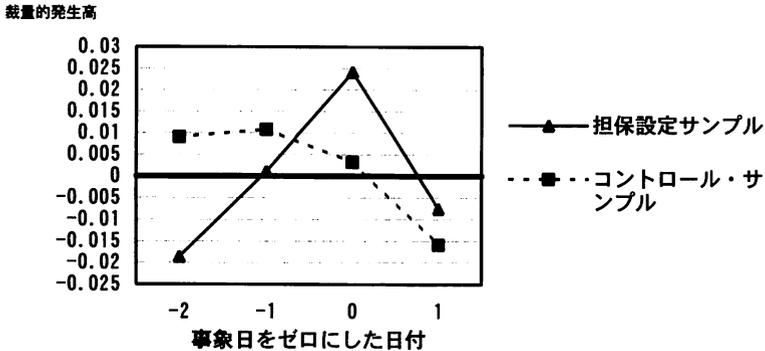
つまり裁量的発生高と裁量的発生高／資産総額は、 $t=0$ で有意に増加しプラスになったが、次の年度では有意に減少しマイナスの値になったのである。この調査結果は、仮説1「他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」を支持している。

③仮説2の検証

第8表のパネルBは、コントロール・サンプルの裁量的発生高および裁量的発生高／資産総額について、年度間の平均値と中央値に有意な差がないことを示している。これに対してパネルAの担保設定サンプルでは、 $t=0$ と $t=1$ で有意な差が観察された。では、 $t=0$ と $t=1$ の裁量的発生高と裁量的発生高／資産総額について、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの間で違いが見られるのだろうか。

第8表における裁量的発生高／資産総額の平均値をグラフにしたものが、第2図である。この図を見れば、担保設定サンプルの裁量的発生高／資産総額が $t=0$ で急増してプラスの値となり、翌年度に急減しマイナスに転じたことが分かる。他方、コントロール・サンプルに大きな変化はなく、 $t=0$ では逆に減少している。担保設定サンプルの $t=0$ における裁量

第 2 図 裁量的発生高一ディアンジェロ型調査一



的発生高／資産総額は、コントロール・サンプルよりも大きい、ということが視覚的に明らかになった。

また第 8 表によれば、 $t=0$ および $t=1$ における裁量的発生高／資産総額の平均値と中央値、ならびに裁量的発生高の平均値と中央値のいずれも、担保設定サンプルのほうが大きい。

この差の統計的な有意性を確認するため、 $t=0$ と $t=1$ における裁量的発生高および裁量的発生高／資産総額の平均値と中央値について、 t 検定とウィルコクソン検定を実施した。その結果が第 9 表に要約されている。

第 9 表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの差の有意性
—ディアンジェロ型調査—

年度	変 数	検定	p 値
t=0	裁量的発生高	t 検定	0.0915
	裁量的発生高	ウィルコクソン検定	0.0858
	裁量的発生高／資産総額	t 検定	0.1918
	裁量的発生高／資産総額	ウィルコクソン検定	0.1731
t=1	裁量的発生高	t 検定	0.7669
	裁量的発生高	ウィルコクソン検定	0.8589
	裁量的発生高／資産総額	t 検定	0.6545
	裁量的発生高／資産総額	ウィルコクソン検定	0.9528

第 9 表は、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの $t=0$ における裁量的発生高が 10% 水準で有意に異なっていることを示している。 $t=1$ に

については統計上の有意な差がなかった。つまり、微妙な有意水準ではあるが、ディアンジェロ型調査により、仮説2「他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は他の企業よりも、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」を支持する証拠が得られたのである。

(5) ジョーンズ型調査

DeAngelo (1986) は、当期の裁量的発生高を算定するとき、非裁量的発生高の代理変数として前期の会計発生高を用いた。これは、非裁量的発生高がランダムウォークに従う、と仮定していることを意味する (Dechow et al., 1995, p.198)。しかし非裁量的発生高は、景気変動とともにシステムティックに変化する可能性がある。つまり、景気変動で営業活動と投資活動の水準が変化すれば、売上高や減価償却費の一定部分もそれに伴って変動する、と考えられる。

そこで Jones (1991) は、次の(5)のような回帰式を設け、それに過去のデータを組み込んで係数を推定し、営業活動および投資活動の水準と会計発生高の関係を各々の企業について特定した。これが非裁量的発生高の推定モデルである。

$$\text{会計発生高} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \text{売上高} + \alpha_3 \text{償却性固定資産} \quad \dots\dots(5)$$

(ただし Δ は、当期の金額マイナス前期の金額を示す)

そして、推定モデルの独立変数に t 期のデータを入れ、 t 期の非裁量的発生高の期待値を求める。それを t 期の会計発生高から控除し、裁量的発生高を算定する。計算式は次のようになる。

$$\begin{aligned} \text{裁量的発生高}_t = & \text{会計発生高}_t - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \Delta \text{売上高}_t + \hat{\alpha}_3 \text{償却} \\ & \text{性固定資産}_t) \quad \dots\dots(6) \end{aligned}$$

注意すべきは、Jones (1991) が売上高を非裁量的発生高として捉え、経営者による売上高の操作を考慮していない点である。一般に、納品時期などを調整することで売上高は操作可能であると考えられる (Dechow et al., 1995, p.199)。この問題点を解決するため Dechow et al. (1995) は、上記(5)式に次のような変更を加え、修正版の非裁量的発生高推定モデルを設けた。

$$\text{会計発生高} = \alpha_1 + \alpha_2 (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{売上債権}) + \alpha_3 \text{償却性資産} \dots\dots\dots(7)$$

この推定モデルに、t期のデータを入れてt期の非裁量的発生高の期待値を求め、それをt期の会計発生高から控除し裁量的発生高を算定する。したがって、(6)式は次のように修正される。

$$\begin{aligned} \text{裁量的発生高}_t = & \text{会計発生高}_t - [\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 (\Delta \text{売上高}_t - \Delta \text{売上} \\ & \text{債権}_t) + \hat{\alpha}_3 \text{償却性固定資産}_t] \dots\dots\dots(8) \end{aligned}$$

(ただし Δ は、当期の金額マイナス前期の金額を示す)

この(8)式が修正ジョーンズ・モデルと呼ばれるものである。Dechow et al. (1995) は、このモデルを含む5つのモデルについて、会計発生高の検出力を比較し、その結果、修正ジョーンズ・モデルの検出力が最も大きいという調査結果を示している。したがって本研究でも、この修正ジョーンズ・モデルに従い裁量的発生高を測定する。

なお(5)式および(7)式は、いずれも最小2乗法で推定される。その際、ヘテロスケダスティシティの問題(第7章参照)を緩和するため、Jones (1991) と Dechow et al. (1995) および DeFond and Jiambalvo (1994) は、会計発生高などの変数をすべて前期末の資産総額で割った数値にした。本研究でも、その方法に従う。

以下では最初に、(7)式に従った非裁量的発生高の推定結果を示し、それにもとづいて裁量的発生高を測定する。続いて、担保設定サンプルの裁量的発生高について仮説1を検証し、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの裁量的発生高に関して仮説2を検証する。

①非裁量的発生高の推定式

担保設定日の直前期を $t=0$ とし、 $t=-2$ から $t=1$ までの裁量的発生高を各サンプルについて測定する。そのためには前記(2)式が示すように、会計発生高と非裁量的発生高を計算しなければならない。会計発生高は、ヒーリー型調査およびディアンジェロ型調査と同様、(3)式に従って算定する。

非裁量的発生高は、それぞれのサンプルの過去のデータを用いて上記(7)式を推定することで求められる。その具体的な手順は次のようになる。

(a) i 社の $t=-2$ における非裁量的発生高を求めるため、 $t=-3$ 以前のデータを用いて次の回帰式を推定する¹²⁾。

$$T A_{iy} / A_{i,y-1} = \alpha_1 (1 / A_{i,y-1}) + \beta_{1l} (\Delta R E V_{iy} / A_{i,y-1} - \Delta R E C_{iy} / A_{i,y-1}) + \beta_{2l} (P P E_{it} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad \dots\dots\dots(9)$$

ただし、 $T A_{iy} = i$ 社の y 期における会計発生高

$A_{i,y-1} = i$ 社の $y-1$ 期における資産総額

$\Delta R E V_{iy} = i$ 社の y 期における売上高マイナス $y-1$ 期の売上高

$P P E_y = i$ 社の y 期における償却性固定資産総額

12) データは「日経 NEEDS 財務データ」(CD-ROM 版, 1998) から入手した。このデータベースは1964年から作成されている。したがって、たとえば大日本スクリーンの $t=-2$ は1993年3月決算期に該当し、1964年から1992年までのデータを用いて回帰式が推定された。ただし、半年決算から1年決算に移行した企業については、データの連続性を考慮し、1年決算のデータのみを使用した。回帰式の推定に用いたデータの平均年数は、22.18年である。

$\Delta RE C_{iy}$ = i 社の y 期における売上債権マイナス y-1 期の売上債権

ε_{iy} = i 社の y 期における誤差項

$i=1, \dots, 18$

$y=1, \dots, T$ (T は情報の入手可能性によって企業ごとに異なり, 11 から 34 の範囲にある)

(b) 推定された式に, i 社の $t=-2$ における資産総額と売上高変動額を入れて, $t=-2$ の非裁量的発生高の期待値を算定する。

(c) 続いて $t=-1$ (0,1) における非裁量的発生高を求めるため, $t=-2$ (-1,0) 以前のデータを用いて同様の回帰式を推定し, その式に $t=-1$ (0,1) の資産総額と売上高変動額, 売上債権変動額および償却性固定資産

第10表 推定された係数などの基本統計量

	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
α	-0.04208	-0.0286	-0.76777	0.07730	0.099519
t 値	-0.51922	-0.5415	-2.53400	1.70500	0.863371
β_1	0.07031	-0.0516	-0.89204	2.68868	0.647660
t 値	-0.36972	-0.5565	-3.77518	3.40279	1.840155
β_2	0.04578	0.1153	-1.54253	0.54171	0.434722
t 値	0.28920	0.1738	-2.18527	3.58040	1.152966
R^2	0.16769	0.1516	0.01879	0.43520	0.109872
DW	1.6869	1.59455	1.09798	2.67971	0.345517

$$T A_{iy} / A_{1,y-1} = \alpha_1 (1 / A_{1,y-1}) + \beta_{11} (\Delta RE V_{iy} / A_{1,y-1} - \Delta RE C_{iy} / A_{1,y-1}) + \beta_{21} (PPE_{it} / A_{1,y-1}) + \varepsilon_{it}$$

ただし, $T A_{iy}$ = i 社の y 期における会計発生高

$A_{1,y-1}$ = i 社の y-1 期における資産総額

$\Delta RE V_{iy}$ = i 社の y 期における売上高マイナス y-1 期の売上高

PPE_{iy} = i 社の y 期における償却性固定資産総額

ε_{iy} = i 社の y 期における誤差項

$i=1, \dots, 18$

$y=1, \dots, T$ (T は 11 から 34 の範囲にある)

第11表 担保設定サンプルの非裁量的発生高の推定式

企業	α	(t 値)	β_1	(t 値)	β_2	(t 値)	R ²	DW
サンリオ	-0.00941	-0.669	0.05932	0.550	0.00577	-0.002	0.031	1.38781
レナウン	-0.03782	-1.020	-0.07607	-1.330	0.44497	1.321	0.085	1.58226
大日スク	-0.06846	-2.285	-0.06434	-0.593	0.52506	3.430	0.311	1.97263
テック	-0.07292	-1.707	-0.11805	-2.376	0.41546	1.503	0.173	1.99554
東京製鐵	-0.01673	-0.374	0.15126	3.314	-0.06354	-0.464	0.296	1.66296
松竹	0.00231	0.148	-0.27278	-3.569	-0.01241	-0.298	0.356	1.91667
トーア	-0.21382	-0.498	0.03050	0.669	0.05214	-0.031	0.080	1.45118
東芝機械	0.03042	0.275	-0.11616	-0.606	-0.28493	-0.382	0.022	1.49235
ユニデン	-0.06764	-0.590	0.01769	0.425	0.45559	0.989	0.090	1.59252

総額を入れ、非裁量的発生高の期待値を算定する。

以上のような手順で、18のサンプルについて $t=-2$ から $t=1$ まで(9)式を推定した。72の回帰式で推定された係数と t 値、決定係数およびダービン・ワトソン値の基本統計量が、第10表にまとめられている。その中から、担保設定サンプルのデータを取り出し、企業ごとの平均値を示したのが第11表である。

第10表は、自由度調整済決定係数の平均値が0.16769であることを示している。これに対して、Jones (1991, p.213) の調査では決定係数が0.232であり、DeFond and Jiambalvo (1994, p.160) の調査では0.537だった。修正ジョーンズ・モデルを用いた Holthausen et al. (1995) の決定係数は、0.381である。これは、前記(9)式の当てはまりが日本企業の場合よくないことを暗示している。

また、平均で22.18年の時系列データを使用したので、系列相関の有無を確認する必要がある。そこで本研究では、ダービン・ワトソン値を計算し、ダービン・ワトソン統計量による系列相関の検定を行った(加納・浅子, 1992, 219-224頁参照)。担保設定サンプルでは、帰無仮説を受容した企業が7社、「結論が下せない」企業は2社だった。72の回帰式の平均ダービン・ワトソン値は、1.6869である。したがって、本研究の回帰式で系列相関を懸念する必要はない、と考えられる。

②裁量的発生高の算定

t = -2 から t = 1 までの各年度について非裁量的発生高の期待値を算定し、それを(8)式のように各年度の会計発生高から控除すれば、その年度の裁量的発生高が測定される。

担保設定サンプルとコントロール・サンプルについて各年度の裁量的発生高を計算し、その平均値と中央値を求め、差の有意性検定（両側検定）を行った。その結果が第12表に要約されている。

③仮説1の検証

第12表のパネルAは、担保設定サンプルにおける裁量的発生高の平均値と中央値が、t = 0 で著しく増加しプラスになったことを示している。t 検定の結果、t = -1 と t = 0 における裁量的発生高の母平均差は5%水準で有意になり、ウィルコクソン検定でも、t = -1 と t = 0 における裁量的発生高の分布は5%水準で有意に異なっていることが判明した。

また、t = 0 で増加した裁量的発生高は、t = 1 で大幅に減少している。しかし、t 検定とウィルコクソン検定の結果、t = 0 と t = 1 の差は統計的に有意ではないということが分かった。t = -1 と t = -2 についても、有意な

第12表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの裁量的発生高
—ジョーンズ型調査—

パネルA 担保設定サンプル							
年度	裁量的発生高 (平均値)	t 検定 (p 値)	裁量的発生高 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-0.020211		-0.00560		-0.0727	0.0362	0.04006
-1	-0.023859	(0.777)	-0.01243	(0.859)	-0.0841	0.0199	0.03428
0	0.011333	(0.013)	0.00951	(0.020)	-0.0131	0.0577	0.02519
1	0.001731	(0.328)	-0.00444	(0.260)	-0.0220	0.0399	0.02431
パネルB コントロール・サンプル							
年度	裁量的発生高 (平均値)	t 検定 (p 値)	裁量的発生高 (中央値)	WC 検定 (p 値)	最小値	最大値	標準偏差
-2	-0.016591		-0.00272		-0.0699	0.01238	0.02746
-1	0.011999	(0.369)	-0.00714	(0.515)	-0.0640	0.25122	0.09623
0	-0.040849	(0.572)	-0.00726	(0.594)	-0.5029	0.09150	0.17881
1	-0.042389	(0.957)	0.00550	(0.859)	-0.3465	0.03786	0.12023

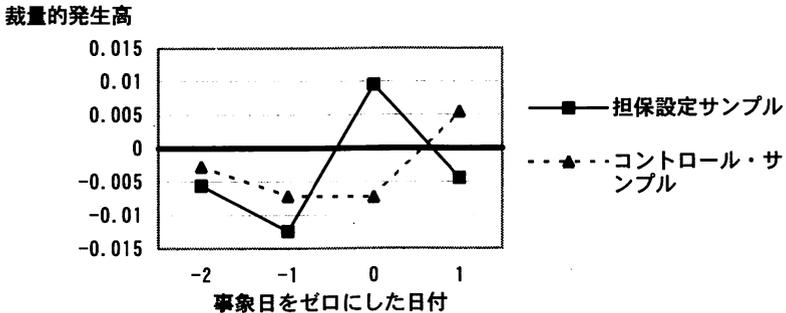
差は観察されていない。

つまり裁量的発生高は、 $t = 0$ で有意に増加しプラスになったが、他の年度の中央値はすべてマイナスの値をとり有意な変動は観察されなかったのである。この調査結果は、仮説1「他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」を支持している。

④仮説2の検証

第12表のパネルBは、コントロール・サンプルの裁量的発生高について、年度間の平均値と分布に有意な差がないことを示している。これに対して、パネルAの担保設定サンプルでは、 $t = 0$ で有意な差が観察された。では、 $t = 0$ の裁量的発生高について、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの間で違いが見られるのだろうか。

第3図 裁量的発生高—ジョーンズ型調査—



第3図は、第12表における裁量的発生高の中央値をグラフにしたものである。この図を見れば、担保設定サンプルの裁量的発生高が $t = 0$ で急増してプラスの値となり、翌年度に急減しマイナスに転じたことが分かる。他方、コントロール・サンプルに大きな変化はなく、 $t = 0$ では逆に減少している。担保設定サンプルの $t = 0$ における裁量的発生高は、コントロール・サンプルよりも大きい、ということが視覚的に明らかになった。

この差の統計的な有意性を判断するため、 $t = 0$ における裁量的発生高の平均値と中央値について、 t 検定とウィルコクソン検定を実施した。その結

果が第13表に要約されている。

第13表 担保設定サンプルとコントロール・サンプルの差の有意性
—ジョーンズ型調査—

変 数	検定	p 値
裁量的発生高	t 検定	0.3963
裁量的発生高	ウィルコクソン検定	0.7671

第13表は、担保設定サンプルとコントロール・サンプルの $t=0$ における裁量的発生高に統計上の有意な差がないことを示している。つまり、本研究のデータによれば仮説 2 は支持されるが、この結果は偶然に生じた確率が高く、別のデータを使用した場合必ずしも同じ結果が得られるとはいえない、ということである。

以上、要求的条項に抵触するため社債に担保権を設定した企業 9 社とコントロール・サンプル 9 社の裁量的発生高を分析した。ヒーリー型調査、ディアンジェロ型調査およびジョーンズ型調査の結果は、いずれも仮説 1 「他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」と整合している。これらの調査結果は DeFond and Jiambalbo (1994) と一致しており、債務契約仮説を支持する証拠となる。

ヒーリー型調査、ディアンジェロ型調査およびジョーンズ型調査の結果と仮説 2 「他の条件が等しければ、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業は他の企業よりも、担保権を設定する直前期に、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」の関係は微妙である。いずれの調査結果も、担保権を設定する直前期の裁量的発生高は、コントロール・サンプルよりも担保設定サンプルのほうが大きいことを示しているが、この差が統計的に有意なのはディアンジェロ型調査だけであった。

6 制限条項違反の回避と会計手続き選択

前節では、財務制限条項に抵触し担保権を設定した企業を分析対象にした。これらは、会計数値を操作したにもかかわらず財務制限条項に違反した企業である。いわば会計操作に失敗した企業であろう。これに対して、会計操作により条項違反を回避できた企業も確かに存在する。そのような企業ほど、財務制限条項と会計手続き選択の関係は深く、緊密なはずである。

条項違反の回避に成功した企業をサンプルにして前節の調査を実施すれば、あるいは仮説2を支持する有意な証拠が得られたのかもしれない。しかし、そのデータを広く入手することは困難だった。本節では、条項違反の回避に成功した企業を取り上げ、そのケース・スタディを行う。

(1) 条項違反に関する新聞報道

「日経金融新聞」（1993年10月19日付）は、「無担保社債の発行企業 経常赤字続き 担保提供広がる」という見出しで、利益維持条項に抵触し担保権を設定した企業（山種証券と第一証券）を紹介し、さらにその可能性が高い企業を4社あげている。レナウン、日本ビクター、日本航空および中越パルプである。

いずれも無担保社債を発行した企業であり、そのような企業は利益維持条項のもとで、3期連続して経常損失が生じた場合、社債を繰上償還するかまたは担保権を設定する必要がある。しかし、たとえ3期連続して経常損失が出て、3期目の損失が2期目の損失より縮小し、「かつ3期分の赤字合計が赤字転落直前の期の純資産の30%以内」あるいは「3期目の赤字額がその期の純資産の10%以内」であれば、1年間の猶予が認められるという（「日経金融新聞」1993年10月19日付）。利益維持条項に抵触しそうな企業は、あらゆる方策を用いて経常損失の回避に努め、回避できない場合

でも、損失の額を少なくして1年間の猶予を得ようとするであろう。

前節で示したように、レナウンは1994年3月5日に担保権設定の公告を「日本経済新聞」に載せた。しかし、他の3社は条項違反を回避できたのである。

この3社の会計手続き選択が関心の的になる。

(2) 会計方針の変更

1991年から1994年における3社の『有価証券報告書総覧』を見ると、日本ビクターは監査報告書に無限定適正意見が示され、日本航空は1993年と1994年に限定付適正意見をもらい、中越パルプの監査報告書には1991年と1993年に限定付適正意見が示されている。いずれも会計方針の変更によるものである。

中越パルプは、1991年3月期に減価償却方法を定率法から定額法に変え、減価償却費を5億600万円減少させた。1993年3月期にも同様の変更を行い、その結果、減価償却費は30億5000万円減少したのである。

日本航空は1993年3月期に、航空機の処分損益を営業外損益に計上する変更を行い、その結果、経常損失が3億3600万円減少した。1994年3月期には社債発行費の会計処理法を変更し、経常損失が14億1900万円減少している。

このような会計方針の変更と利益維持条項は、どのように関係しているのだろうか。日本航空のケースを詳しく検討しよう。

(3) 日本航空の利益維持条項

日本航空は1989年と1997年に、第14表で示した転換社債と普通社債を発行した。前者については担保提供制限条項と利益維持条項を設け、後者については担保提供制限条項を設定している。

ところが、普通社債の担保提供制限条項は「国内転換社債を除く」としており、転換社債について担保権が設定されても、普通社債には担保権が

第14表 日本航空が発行した社債と財務データ

[国内発行の無担保社債]						
発行年度	種類	券面総額	償還期限	財務制限条項		
1989年12月	第3回転換社債	250億円	2005年3月31日	担保提供制限条項・利益維持条項		
	第4回転換社債	200億円	1999年3月31日	担保提供制限条項・利益維持条項		
	第5回転換社債	200億円	1997年3月31日	担保提供制限条項・利益維持条項		
1997年1月	第1回普通社債	500億円	2011年1月31日	担保提供制限条項		
	第2回普通社債	200億円	2012年1月31日	担保提供制限条項		
[経常利益と監査意見]						
	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
経常利益(百万円)	24,845	-6,038	-53,808	-26,158	2,818	4,396
純資産(百万円)	413,811	402,303	349,632	324,268	323,067	323,560
監査意見	適正	適正	2号限定	2号限定	2号限定	2号限定
修正経常利益(百万円)	—	—	-54,144	-39,000	—	-6,578

設定されないことになっていた。したがって日本航空は、もし利益維持条項に違背すると、転換社債に担保権を設定し(または繰上償還し)、普通社債を劣後債にしなければならない。これは普通社債の所有者にとって大きな問題である。それだけに日本航空は、利益維持条項違反を回避する強い動機をもっていたと思われる。

日本航空の利益維持条項は「3期連続して経常損失が出た場合、社債の繰上償還をするか担保権を設定する。ただし3期目の経常損失が2期目よりも減少し、かつ3期目の経常損失がその期の純資産の10%以内であれば、社債の繰上償還について1年間の猶予が認められる」というものであった(日本航空『新株発行並びに転換社債発行目論見書』1989年12月)。

(4) 日本航空の会計的裁量行動

1989年に発行した無担保転換社債は、1994年5月31日時点で約563億円の残高があった。第10-14表で示されているように、日本航空は1992年から3期連続して経常損失を計上しているが、3期目の1994年の経常損失は前期よりも少なく、かつ純資産の10%以内にあるため、当面、社債の繰上償還と担保権の設定を免れることができた。もし、1994年3月期の経常損失が

324億円を超えていれば、約563億円の社債を繰上償還するかまたは担保権の設定が必要だったのである。

①1994年の会計手続き変更

ここで、1994年における日本航空の会計的裁量行動に注目したい。1994年に会計方針を変更したことは、すでに述べた。監査報告書には、社債発行費を発生年度に全額費用計上する方法から、繰延資産に計上する方法に変更し、これによって経常損失は14億1900万円減少した旨が記載されている。しかしこの変更がなかったとしても、経常損失は275億7700万円となり、純資産の10%以内であるため問題はなかった。

監査報告書に示されていない会計手続き変更が大きな影響を与えたのである。すなわち、航空機などについて、税法上の耐用年数（10年）から会社の定めた耐用年数（国際線型機材は15年で国内線型機材は13年）に変更して、減価償却費を計上したのである。これによって、経常損失は178億4200万円減少したのである。

繰延資産の会計処理と耐用年数の変更がなければ、1994年3月期の経常損失は454億1900万円となっていたはずであり、日本航空は同年、利益維持条項に従い社債を繰上償還するか、または担保権を設定しなければならなかったのである。まさに、会計手続き変更により経常損失を減少させ、財務制限条項違反を回避したケースに他ならない。

②1996年の会計手続き変更

日本航空は1996年にも会計方針を変更し、航空機を除く有形固定資産の減価償却方法を定率法から定額法に変えた。この変更により、減価償却費は109億7400万円減少し、その分経常利益が増加した。会計方針を変更しなければ経常損失が計上され、その額は65億7800万円だったと想定される。

この減価償却方法の変更と1994年の耐用年数の変更は、いずれも長期にわたって経常利益に影響を及ぼすことに注意したい。つまり、1994年の耐用年数の変更は転換社債に担保権を設定（または繰上償還）することの回避に直接役立ち、さらにそれは1996年の減価償却方法の変更と相まって、

1996年以降における利益維持条項違反の防止に貢献したのである。1994年の耐用年数の変更と1996年の減価償却方法の変更がなければ、1996年以降も経常損失が続いていたはずである¹³⁾。

日本航空の事例は、「利益維持条項に抵触しそうな企業ほど利益増加型の会計手続を選択する」ということを示唆する。日本航空のように財務制限条項違反の回避に成功した企業をサンプルにして、財務制限条項と会計手続き選択の関係を分析すれば、これまで得たよりも遙かに強力な証拠が獲得できるであろう。

以上、禁止的条項と要求的条項が経営者の会計手続き選択に及ぼす影響を分析した。前者の分析結果はSweeney (1994) と一致し、後者についてはDeFond and Jiambalvo (1994) の調査結果と整合している。つまり、わが国企業についても、債務契約仮説「他の条件が等しければ、債務契約における財務制限条項に抵触する確率の高い企業の経営者ほど、全体として利益増加型となる会計手続きを選択する傾向がある」を支持する証拠が得られたのである。これは、財務会計の契約支援機能にブーメラン効果(情報インダクタンス)が存在することを意味している。

(付記 本研究は1996年度関西大学在外研究による成果の一部である。)

[引用文献]

- 浅野信博・榎本正博 (1998) 「会計発生高モデルの構築にむけて? Jones モデルの有効性に関する検証および問題提起」『大阪大学経済学』第47巻。
- Bowen, R. M., E. Noreen, and J. Lacey (1981), "Determinants of the Corporate Decision to Capitalize Interest," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, pp. 151-179.
- Daley, L. A. and R. L. Vigeland, (1987), "The Effects of Debt Covenants and Political Cost on the Choice of Accounting Methods," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 5, pp. 195-211.
- DeAngelo, L. (1986), "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A

13) 1995年にも会計方針は変更されたが、それは長期納税引当金の計上をとりやめたものであり、経常利益に及ぼす影響はなかった。

- Study of Management Buyouts of Public Stockholders," *The Accounting Review*, Vol. 61, pp. 400-420.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. J. Skinner, (1994), "Accounting Choice in Trouble Companies," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1-2, pp. 113-143.
- Dechow, P., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney, (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, Vol. 70, No. 2, pp. 193-225.
- DeFond, M. and J. Jiambalvo (1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, pp. 145-176.
- 榎本正博 (1997) 「無配転落企業の会計選択」『大阪大学経済学』第46巻第3号, 65-78頁。
- Healy, P. (1985), "The Effect of Bonus Scheme on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, pp. 85-107.
- Healy, P. and K. Palepu (1990), "The Effectiveness of Accounting-based Dividend Covenants," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 12, pp. 97-123.
- Holthausen, R., D. Larcker and R. Sloan. (1995), "Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 19, pp. 29-74.
- Jones, J., (1991), "Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, pp. 193-228.
- 加納悟・浅子和美 (1992) 『経済のための統計学』日本評論社。
- 國村道男・加藤千雄・吉田靖 (1998) 「邦銀の配当制限基準と決算対策」『会計』第154巻第3号・第4号, 130-143頁・119-129頁。
- 中條祐介 (1999) 「業績低迷企業の会計政策」『会計』第155巻第1号, 39-54頁。
- 中村忠 (1999) 『新稿 現代会計学 3訂版』白桃書房。
- 岡部孝好 (1991) 「日本企業の配当余力と会計上の選択」『産業経理』第51巻第1号, 72-82頁。
- 岡部孝好 (1996) 「会計上の選択と負債仮説」『国民経済雑誌』第174巻第2号, 15-29頁。
- 奥村雅史 (1997) 「電力企業における報告利益管理—Jones モデルによる分析と検討—」『会計』第152巻第2号。
- 乙政正太 (1999) 「経営者報酬と利益マネジメント—ビッグバスの可能性について—」阪南大学 Occasional Paper Series, No. 17.
- Siegel, S. (1956), *Nonparametric Statistics: For the Behavioral Sciences*, McGraw-Hill (藤本照監訳『ノンパラメトリック統計学』マクロウヒルブック, 1983) .
- 鈴木一水・岡部孝好 (1998) 「予想される税率変更に対する発生処理額の裁量的調整」『産業経理』第58巻第1号, 54-66頁。

- Sweeney, A. P. (1994), "Debt-Covenant Violations and Managers' Accounting Responses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, pp. 281-308.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall (須田一幸訳『実証理論としての会計学』1991年, 白桃書房).