

CIRJE-J-19

年金割引率の選択と市場の評価

東京大学大学院経済学研究科

大日方 隆

1999年11月

このディスカッション・ペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられる。

Firms' Choice of Pension Discount Rate and Stock Prices

Takashi Obinata
University of Tokyo

Abstract

Under present financial accounting standards, in Japan and in U.S, the firms can choose the pension discount rate, that is used only for earnings measurement, at their discretion. This paper investigates, first, what factors affect the choice of the pension discount rate. The sample firms in this paper lowered their discount rates, when market interest rate declined in 1990's, more slowly than the trend of the market. The causes of this delay are analyzed by Logit model. Regression results show that, given declining interest rate, the significant factor affecting the firms' choice is not leverage, but profitability (return-to-equity: ROE). Second, this research investigates empirically how stock price reflects the pension discount rate chosen by the firm. Both the unamortized pension obligations and the periodic pension costs of the firm are positively associated with its stock price. However, the coefficients of the firms, whose discount rates are higher than median, are smaller significantly than that of the firms choosing lower rates. Those coefficients are not significantly different from zero. This asymmetry result is consistent with the first point in this paper, concerning the firm's motives of choosing the pension discount rate.

年金割引率の選択と市場の評価

東京大学大学院経済学研究科
大日方 隆

1 はじめに

わが国でも、年金費用の会計ルールが改訂され、米国の会計基準 *SFAS No. 87* と同じ方法で年金費用が測定されることとなった。年度の純年金費用は、企業が選択した割引率で将来の年金支払い額を割り引きながら各期に配分したうえで、年金資産の運用益を控除することによって計算される。将来の支出額の期間配分にあたって割引計算を利用する方法は、既存の会計基準の体系から演繹的、整合的に導かれたものではなく、また、そうしなければならないという理論的必然性があるわけでもない。しかも、割引率のわずかな違いが毎期の年金費用や会計上の年金負債の額を大きく変化させるにもかかわらず、その割引率について会計ルールでは、長期国債や優良な長期債券の利回りを参考に企業が任意に選択する旨が規定されているだけである。その点では、日米の会計ルールに本質的な違いはない。

割引計算が直感的に当然ではなく、理論的に自明でもないうえに、割引率の選択が企業の裁量に任されているとしたら、企業はなににもとづいて割引率を選択しているのか、その選択動機の解明が重要な研究課題になろう。それが、この論文の第1の目的である。むしろ、かりに企業が会計上の利益操作を目的として年金の割引率を選択していても、市場の投資家はその操作によって継続的に欺かれるとは考えにくい。市場が効率的であり、かつ、投資家が賢明であるなら、年金の割引率が開示され、企業の利益操作インセンティブ

が一般に知られているかぎり、企業評価にさいして投資家は利益操作の可能性を織り込むはずであろう。その点を確認するのが、この論文の第2の目的である。

この研究で対象とする企業サンプルは、SECルールに準拠して連結財務諸表を作成し、それをわが国で公表していた日本企業24社である。データを入手した期間は、米国における年金の会計基準 *SFAS No. 87* の適用が開始された1990年度から1998年度（1999年3月期）までである。ただし、年金割引率の変更を問題とするので、分析上のサンプルから適用初年度は除かれる。この期間において、年金割引率は引き下げられることはあっても、引き上げられることは原則としてなかった。そのような非対称性に加えて、サンプルの規模がかなり小さいため、実証分析にもおおきな制約がある。それでも、米国においても、年金割引率の選択や市場の評価に着目した研究はいまだ数少なく、わずかなサンプル数ではあるが、日本企業を対象として分析する意義はけっして小さくない。

2 日米の状況と先行研究

2.1 米国の状況とわが国の状況

米国の年金会計ルールでは、わが国と同様、市場の利子率を参照して各企業が年金の割引率を選択することとされている。会計ルールでは、参照すべき市場利子率として、国債、優良な社債、年金給付保証公社（PBGC）の公表レートなど複数のものが例示されているのみであり、企業には、年金割引率の選択にあたって裁量があたえられている。アメリカ公認会計士協会（AICPA）の調査によると、Table 1のPanel Aのとおり、企業間で割引率にはかなりのバラツキがある¹。1994年以降、最大と最小の幅は縮小しているものの、それでも1996年度では、上下2.5%の開きがある。むろん、企業によって参照している市場利子率の種類が異なれば、割引率が異なるのは当然であり、そのバラツキの範囲（大きさ）はここでの問題ではない。

それでは、この期間において、会計ルールが例示する市場利子率はどのような水準であったのであろうか。Table 1のPanel BのCM10は10年物米国債の発行利回り、CM30は30年物米国債の発行利回りをあらわしている。また、AAAはムーディーズによるAAA

¹ *SFAS No. 87*が適用されたのは、1986年度以降である。

格社債の発行利回り、AUTLはA格の公益事業債の発行利回り（いずれも月次平均をさらに年度平均にしたもの）をあらわしている。Panel CのRate 1は、PBGCが公表している年金のVBO（確定給付債務）を計算するレートであり、Rate 2は、PBGCによる清算レートである。企業が年金制度を中止してPBGCに年金債務と年金資産を引き渡すとき、年金債務の計算に利用されるのが、ここにいうRate 2である。なお、1987年度以前のRate 1の情報は入手できなかった。

Panel A、B、Cを見比べると、1993年時点の金利低下時には、企業の年金割引率もそれに反応して引き下げられているものの、やや下方に硬直的であり、各種の利子率が下落した割には、年金割引率の引き下げ幅は小さいようである。1996年度の金利低下時にもその傾向がみられるが、この時期に注目されるのは、PBGCの清算レートの動向が債券の発行利回りの動向と乖離している点である。1994年度に比べて、米国債の発行利回りは0.5%程度低下し、1996年度では6%台になっているにもかかわらず、PBGCの清算レートはその間逆に1.5%も上昇して、1996年度では8%台である。結局、債券市場の利子率が低下しても、年金割引率を引き下げなかったり、あるいは逆に引き上げる企業があっても、いずれも会計ルールには違反していないという、世間の常識とは合致しない事態が生じている。

一方、日本企業はどのような状況であったのであろうか。米国のSECルールで連結財務諸表を作成し、かつ3月決算の企業の状況をまとめたのが、Table 2である。わが国では、長年、予定利率が5.5%に固定されていたこともあってか、会計上の年金割引率は予定利率に拘束されないにもかかわらず、多くの企業はSFAS No. 87の適用開始時点では割引率に5.5%を選択している。Table 2のGBIは、10年物国債の指標銘柄の流通利回り（日本銀行の調査による）であり、すべて3月末時点の数値である。わが国では、長期の市場利子率として信頼できるデータは限られているため、ここでは、この長期国債利子率と企業の年金割引率とを比較してみよう。Table 2より、一見してあきらかなように、この期間では長期利子率が低下しているにもかかわらず、企業は年金割引率の引き下げを渋っているようである。市場の長期利子率が十分に低下してからやっと、企業は割引率を引き下げている。

このように、市場利子率が低下した局面において、市場に連動して年金割引率を引き下

げる企業はどちらかというところ少数であり、多数は、割引率の引き下げを躊躇する傾向にある。この点では、日米でおおきな違いはない。そうすると、理論的な関心は、どのような動機にもとづいて企業は割引率引き下げを渋っているのか、そのインセンティブはなにかという点に向けられよう。さらに、市場が効率的であるとしたら、そのインセンティブの推定にもとづいて、投資家は企業間の割引率の違いをどのように株価に反映させているのであろうか、すなわち、市場での企業評価にも、理論的な関心が向けられてもよいはずである。その2点を確認するのが、この研究の主題である。

2.2 先行研究

従来の実証研究では、保険数理上の年金債務（pension obligations）は発行済み社債や借入金などの通常の債務と同じ債務であるのかという点に分析の目が集中されてきた。たとえば、Martin and Henderson [1983]、Maher [1987]、Reiter [1991, 1992]、Maher and Ketz [1993]は、社債格付けや社債プレミアムを対象として、年金債務に対する市場の評価を分析した。また、年金債務にたいする積立不足（unfunded pension obligations）が企業評価にいかなる影響をあたえるのかにも関心が向けられ、Feldstein and Seligman [1981]、Livnat [1984]、Dhaliwal [1986]、Landsman [1986]、Bulow, Mørck and Summers [1987]、Kemp [1987]、Gopalakrishnan and Sugrue [1990, 1992, 1993, 1995]、Barth [1991]などによって、保険数理上の年金債務や会計上の年金負債にたいする市場の評価が分析されている。さらに、Barth, Beaver and Landsman [1992]では、年度の年金費用と株価との関係があきらかにされている。

年金債務が株価に与える影響を分析する研究において、割引率の企業間のバラツキにとくに着目したものに、Feldstein and Mørck [1983]、Ippolito [1986]、Reiter [1991]、Gopalakrishnan and Sugrue [1990, 1992]、Kwon [1994]などがある。それらの研究では、報告された年金債務を標準的な基礎率によって「ありうべき年金債務」に修正したものが説明変数とされる。その説明変数の有意性の検証を通じて、投資家は年金債務にかかる会計情報にそうした修正を施したうえで企業評価に利用しているのかを確認することが目的とされている。しかし、投資家はそこでの特異な方法を使って修正するはずであると、なぜ想定できるのか、その修正方法の正当性は理論的には自明ではない。その結合仮説を解

きほぐすのは容易ではなく、結果の解釈に困難な問題が残されている²。

一方、契約の理論を基礎とした「会計方針の選択をめぐる研究」は、資本市場研究と並んで、1つの主要な研究領域を形成するにいたっている。契約によって規定された企業経営者の経済的利害に着目することによって、さまざまな局面において、会計方針の選択や変更の動機が解明されてきた。債務契約仮説、経営者報酬仮説、規制回避仮説などは、会計の実証研究ではすでによく知られた行動仮説である。年金割引率の選択動機にかんする実証研究も、さほど多くはないが、そうした一連の研究の流れのなかに位置づけられる。そのような研究としては、Ghicas [1990]、Kwon [1994]、Godwin, Goldberg and Duchac [1996]などがあり、年金以外の退職後給付の割引率を対象とした研究には、たとえば Amir and Gordon [1996]がある³。

Ghicas [1990]では、*SFAS No. 87*が適用される以前の時期について、年金費用の計算方法の変更動機がLogit Modelによって分析されている。それによると、収益性が悪化した企業は、年金費用を削減するような計算方法へ変更し、とくに年金割引率を高くして年金債務残高を低くする傾向があるとされる。しかし、そこでの説明変数の多くは、変更の意思決定をした事後に実現した数値であり、変更するか否かの意思決定の事前の数値ではない。したがって、変更という意思決定の動機を探るうえでは、モデルに特定ミスがあるといわなければならない。

Kwon [1994]は、割引率をそのまま被説明変数として、OLS回帰によって割引率の選択動機を分析した。説明変数は、総資産の規模、負債比率、インタレルト・カバレッジ・レシオ、経営者の株式所有比率、年金資産積立率である。*SFAS No. 87*が適用された年度以降は、負債比率と年金資産積立比率が統計的に有意であった。この研究では、市場利子率

² なお、Francis and Reiter [1987]では、PBGC（年金給付保証公社）の公表レートによって基準化した年金債務を被説明変数とする回帰分析を通じて、企業の年金積立政策（拠出政策）の動機を検討しているが、やはり、被説明変数の作成に問題が残されている。また、Thomas [1988]も同一の問題を含んでいる。

³ Francis [1987]は、1982年当時に年金をめぐる新たな会計基準の提案にたいして反対のロビー活動をした企業の特性を分析している。また、Stone and Ingram [1988]、Sami and Lipka [1989]、Senteney and Strawser [1990]、Scott [1991]、Ali and Kumar [1993, 1994]、Brozovsky, Murray and Selto [1993]、Harper and Strawser [1993]、Langer and Lev [1993]、Espahbodi and Hamer [1996]は、*SFAS No. 87*の適用開始時期の選択と企業特性との関係を分析している。企業が新たな会計ルール適用開始時期を選択可能なケースは、いったん採用した割引率を変更するケースに比べて、過去の選択が制約にならないという意味で自由度の高い意思決定状況である。それゆえに、企業のインセンティブを検討する格好の研究素材となっている。なお、基礎率の仮定（見積もり）の変更を扱った研究として、Morris and Nichols [1984]、Rollins [1993]、Blankley and Swanson [1995]などがある。

に関連する変数が説明変数とされていないため、与件がコントロールされていない。年金の割引率は市場利子率を参照して決めることが会計ルールによって義務づけられている以上、コントロール要因として市場利子率を説明変数に加えなければならない。また、インタレスト・カバレッジ・レシオが収益性の説明変数であるか否かも曖昧である。その結論は明確ではなく、説得力に欠けているといえよう。

一方、Godwin, Goldberg and Duchac [1996] (以下、GGD と略す) は、市場利子率の年度の変化率、利益率、配当原資の余裕度、キャッシュフロー、負債比率、法人税支払の有無の6つを説明変数とした。割引率を変更しなかったこと、および割引率の変更が利益に与える影響の程度を順序尺度に変換したものを被説明変数として、Ordered Logit Regression を適用した。彼らは、利益率、配当原資の余裕度、負債比率、法人税支払の有無が有意な変数であったと報告している。市場利子率として PBGC の公表レートが採用されているが、その変動率は統計的に有意な説明変数ではなかったと報告されている。しかし、国債利回りなどの市場利子率は説明変数とされておらず、企業が金利動向をまったく無視して年金割引率を選択していたのかは、この研究からはわからない。

GGD が採用した説明変数のなかには、割引率変更の意思決定において与件とされたものばかりではなく、割引率を変更した結果として決まる変数も含まれており、説明変数の選択に問題がある。また、割引率の選択そのものではなく、その結果としてもたらされた影響が被説明変数とされている。したがって、GGD の研究は、割引率の選択動機をあきらかにしているとはいえない。割引率の選択動機を解明しようとするなら、被説明変数には選択行動そのものを採用するべきであり、説明変数には、当の主体が意思決定にさいして考慮したであろう変数もちいるべきである。この論文の3節では、その点に留意して Logit model を適用したい。

Amir and Gordon [1996] (以下、AG と略す) は、年金以外の退職後給付の会計処理 (*SEAS No.106*) を対象としたものであるが、給付額上昇率と割引率の2要因の選択について、その動機を分析している。給付額上昇率と割引率の組み合わせを割引現在価値に基準化し、これを被説明変数として OLS 回帰を適用している。その結果は、負債比率のみが有意な説明変数になるというものであった。しかし、被説明変数の基準化方法に理論的な決め手があるわけではない。また、説明変数には、株価総額による企業規模や株価－利益比率

(PER)をダミー変数化したものなどが含まれている。その結果、AGでは、いかなる行動仮説が設定されているのかあきらかではなくなっている。

さらに、AGでは、給付額上昇率と割引率について、サンプルの中央値を利用して各企業の「ありうべき給付債務額 (benefit obligations)」を推計している。その推計値を説明変数、株価を被説明変数として、市場の投資家は企業が報告した給付債務を修正して評価しているのかを分析している。しかし、有意な結果はえられなかった。この種の研究には、2つの問題点が含まれている。第1は、すでに述べた給付債務の修正方法をめぐる問題である。第2は、株式評価モデルである。AGでは、給付債務の額を回帰式の説明変数に入れることの理論的妥当性について本格的には検討されていない。

この研究では、会計の利益情報が投資家による将来のキャッシュフローの予測に利用され、それを現在値に引き直して企業評価に役立てられるという、伝統的なパラダイムをとくに強調したい。その枠組みに整合的で簡素な株式評価モデルを設定したうえで、企業が選択した年金割引率にたいして市場はどのような評価をあたえているのかの検討を試みる。むろん、その枠組みが制約となって、有望な分析の可能性が見落とされる危険もあるが、基本的な研究課題に新たな知見を加えるためには、十分な合意と理論的蓄積がなされている基盤に立って分析するのが有益であろう。

先行研究と同様に、この研究でも、決算日時点の株価（水準）と会計情報との統計的関係を分析する。この種の研究は、決算日までに投資家に知られ、かつ、株価に織り込まれている事象や情報を、会計情報はきちんと反映しているか——いわゆる会計情報の value relevance——を試すものである。先行研究と異なってとくにこの研究で重視するのは、株式評価モデル、すなわち、「もしも会計情報が value relevant であるとしたら、会計情報と株価とのあいだに成立するはずの理論的関係」である。この論文では、ファンダメンタルズを重視して、その理論的な関係を線形回帰モデルに置き換えることに注意が払われている。むろん、それによって、他の変数のコントロールにはある種の限界が生じるが、そのときだけのつじつまあわせで会計上のストックの変数を説明変数に並べるよりは、おおきな理論的な成果がえられると期待される。

3 割引率の選択動機

3.1 サンプル、データ

年金債務（本論文では予測給付債務 PBO をいう）と年金費用を計算する割引率は、すでに確かめたように、一定の裁量の幅のなかで決めることができる。この研究では、割引率の絶対水準がどのようにして決められているのかではなく、いったん決められた割引率が、なににもとづいて変更されるのかを検討する。サンプル企業は、わが国で SEC 基準を適用して連結財務諸表を作成している 24 社である。当該企業には、*SFAS No.87* が 1990 年から適用されている⁴。分析にさいして、継続的に割引率が判明しないサンプル、および決算期が変更された年度を除いたため、総サンプルは、1990 年 2 月から 1999 年 3 月までの 199 企業-年度（firm-years）である。この期間における割引率の変更は、すべて割引率の引き下げである。

すべての会計データは、有価証券報告書総覧から手作業で収集し、年金関係のデータは脚注から取り出した。なお、年度の年金費用は、財務諸表本体からは判明しないため、脚注の年金費用をもって年度の費用とみなしている。また、割引率の変更を問題とするため、*SFAS No.87* の適用初年度と、決算期が変更された変則年度およびその翌年度はサンプルから除かれている。なお、4、5 節のサンプルもこの節のサンプルと同じである。

3.2 割引率引き下げの影響

年金割引率の選択は、その選択が会計数値にあたる影響をあらかじめ考慮してなされているはずである。企業は、割引率を変更しない場合と割引率を変更した場合とを比較考量したうえで、いずれか有利なほうを選択するであろう。ほんらいなら、そこで想定された悪影響をあきらかにしてはじめて、間接的ながらも割引率の選択動機が解明されるはずであろう。しかし、実際に観察されるのは、その選択の結果、すなわち企業の意思決定において許容された結果である。その実現させられた会計数値から、「意思決定のさいに想定されながら、実際には回避された悪影響」を推測する作業には、おおきな限界があることを認めなければならない。それでも、割引率の選択動機の解明に先だって、割引率の引き下げによる影響を確かめておくのも有益であろう。

⁴ ただし、24 社のうち 3 社は、1991 年の決算期から *SFAS No. 87* を適用している。

この研究では、基礎的な各種の財務比率について、2つの観点から比較分析をした。ひとつは、割引率を引き下げた企業について、変更前年度と変更年度との比較である。もうひとつは、サンプルをプールしたうえで、変更した企業-年度 (firm-year) と、変更しなかった企業-年度との比較である。取り上げた財務比率は、I 負債関係、II 利益関係、III キャッシュフロー関係の3つに大別される。I の負債関係として、(1)長期負債 (年金負債を含む) -純資産比率、(2)総負債 (年金負債を含む) -純資産比率、(3)年金負債-純資産比率、(4)簿外年金債務-純資産比率、II の利益関係として、(5)純利益-純資産比率、(6)利息および税引前利益 (EBIT) -純資産比率、(7)年金費用-EBIT 比率、(8)EBIT-支払利息比率、III のキャッシュフロー関係として、(9)営業活動によるキャッシュフロー前年度の純資産比率、(10)投資活動によるキャッシュフロー前年度の純資産比率、以上10指標を対象としている。

比較分析の結果は、Table 3 にまとめてある。Panel A は、割引率を引き下げた企業の変更前年度と変更年度とを比較したものである。右端の欄の z 値は、ノンパラメトリック検定である Wilcoxon の順位付符号和検定の統計量 (カッコ内は p -value) である。統計的に有意な変化を示しているのは、わずかに、(3)年金負債-純資産比率と(4)簿外年金債務-純資産比率の2つだけである。年金割引率の引き下げによって、当然に年金負債や年金債務は増加するものの、企業全体としてみれば、財務状況と収益性は統計的に有意には悪化していない。しかし、このことをもって、割引率の引き下げが会計数値に小さな影響しかあたえないと一般的にいえるわけではない。割引率を引き下げた企業が、あらかじめ各比率が悪化しないような対策をとっていたかもしれないからである。

Panel B は、割引率を引き下げた企業-年度と引き下げなかった企業-年度とを比較した結果である。右端の欄の z 値は、ノンパラメトリック検定である Mann-Whitney の U 検定の統計量 (カッコ内は p -value) である。Panel A と比べて特徴的なのは、営業活動によるキャッシュフロー (指標(9)) が割引率を引き下げた企業-年度のほうが潤沢な点である。このことは、営業活動本来の収益性が良好なときに割引率を引き下げていることを意味している。ただし、割引率引き下げの結果、年金費用も増加するためか、その時点の業績の好調さは年度利益 (指標(5)) にはあらわれていない。

その一方で、割引率の引き下げは、負債比率の良否とはあまり関係がないと推定できる。

割引率の引き下げが年金債務の大幅な増加をもたらすものの（Panel A および B の指標(3)、(4)）、企業全体としてみればその影響は小さい（Panel A の指標(1)、(2)）。また、サンプル全体としてみても、割引率の引き下げと負債比率とは重要な関係がないように見える（Panel B の指標(1)、(2)）。巷間のメディア報道などでは、年金の新会計ルール導入時点をとらえて、年金負債が企業財務にあたえる影響が悲観的に取り上げられているが、すでに導入された後の割引率の選択、変更にかんしては、そうした問題意識だけでは状況把握としては不適切であるといえる。企業はどのような点を考慮して割引率の選択や変更を行っているのか、それが次項以降の検討課題である。

3.3 ロジット・モデル

年金の会計ルールに機械的にしたがうなら、市場の利率が下落したときには、それに応じて年金の割引率をすみやかに引き下げることになる。しかし、年金の割引率をリンク（参照）させるべき市場利率の種類は一義的に定められておらず、一定の幅のなかで割引率を選択することが許されている。しかも、割引率を決めるさいに参照する利率を毎年度継続することも、会計ルールでは義務付けられていない⁵。したがって、すでに前節で述べたように、たとえ市場で各種の利率がおしなべて下落したとしても、参照利率を相対的に低いものから高いものへ変更したと弁明することによって、年金割引率を引き下げないことも、状況によっては可能である。

そうした裁量の余地があるなら、市場の利率が下落したときでも、ひとまずは割引率を変更しないという行動案が優先的な選択肢になるはずである。一般に、割引率を引き下げれば、当面の年金費用と年金負債が増加すると予想されるからである。そうであれば、企業にとっては割引率を維持するほうが有利な選択肢であろう。それでも、一定の閾値を超えたなら、企業はやむをえず年金の割引率を引き下げるであろう。企業に裁量が認められているとはいえ、あくまでも一定の制約のなかでの話しであり、市場で各種の利率が下落したにもかかわらず割引率を引き下げなければ、当然、それに対応した企業評価が資本市場でなされるはずである。そうした市場規律が機能するのであれば、企業には割引率

⁵ 年金の会計基準では、割引率の選択にさいして参照した市場利率の種類を開示することも義務づけられていない。

の選択にあたって無制限な自由は認められていないと解さざるをえない。

こうした状況で、いかなる要因が割引率の変更に影響をあたえているのかを確かめるさいには、多くの場合、ロジット・モデルが利用される⁶。ロジット・モデル分析は、企業の行動（選択結果）に離散的名義尺度を割り当て、各名義尺度が生起する確率の比（Log Odds Ratio、以下 *LR*）を被説明変数として、最尤推定法（Maximum-Likelihood Estimation）で係数を当てはめる分析方法である。本研究では、年金の割引率を変更しなかった企業一年度に 0 ($N=121$)、割引率を 1 決算期に 0.5%以下の大きさだけ引き下げた企業一年度を 1 ($N=52$)、割引率を 1 決算期に 0.5%超引き下げた企業一年度を 2 ($N=26$)とした。引き下げ幅を 0.5%で区切ったのは、多くのケースでは 0.5%単位で割引率が引き下げられているからである。

具体的には、つぎのモデルを設定して分析した。

$$LR = \alpha + \beta_1 \Delta Interest + \beta_2 Leverage + \beta_3 Profitability + u \quad (1)$$

市場の利率の下落幅が大きいときに、それだけ大きく割引率を引き下げる場合には、前述の被説明変数の定義から β_1 は負の値になる。企業がもっぱら市場の利率だけを考慮して年金の割引率を決めており、企業は割引率の変更が会計数値にあたる影響をまったく考慮していないならば、(1)式の β_2 と β_3 はともにゼロになるはずである。したがって、つぎの仮説が成り立つ。

H_1 企業は市場利率の変動だけを考慮して年金の割引率を決めている。前年度に比べて、市場の利率が低下したときには、それに応じて年金の割引率を引き下げる。 ($\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 = \beta_3 = 0$)

一方、会計方針の選択をめぐるこれまでの研究では、相互に排他的ではない2つの仮説が繰り返し検討されている。ひとつは、企業は負債比率（leverage）が悪化するような選択は回避するという仮説である。その動機として多くの場合指摘されているのは、債務契約で特約された負債比率の維持である。そうした財務制限条項に違反すると、将来の資本

⁶ 会計研究におけるロジット・モデルの応用とその問題点などについては、Maddala [1991]、Stone and Rasp [1991]、Kennedy [1992]および Barniv and McDonald [1999]などを参照。

コストが高くなる。そこで、デフォルトの可能性を低くして、資本コストを小さくするために、企業はできるだけ負債比率を高めるような行動を回避すると解されている。もうひとつは、企業はできるだけ利益額や利益率が上昇するような選択をするという仮説である。その直接的な動機として、しばしば検討されてきたのは、会計利益に結びついた経営者報酬制度である。また、間接的な動機として、配当財源の確保がいわれることもある。もちろん、前述の債務契約における財務制限条項の存在も、会計上の名目的な利益増加（あるいは減少回避）の動機となりうる。

しかし、この研究では、企業の動機をこれ以上は特定しない。この対象期間（1990年代）では、いまだ連結財務諸表にたいして制度上は主たる地位があたえられておらず、連結財務諸表が私的契約においてどのように利用されているのかがあきらかではないからである。以下では、企業の動機を直接的には特定しないまま、もっぱら会計指標の次元において動機を推測することに専念し、負債比率や収益性を考慮して割引率を選択しているのかを確かめる。具体的には、以下の排他的ではない2つの仮説を設定する。

H_{2a} 負債比率が相対的に高い企業は、そのいっそうの悪化を回避するため、割引率を引き下げない。逆に、負債比率が低い企業は、それが悪化することを考慮することなく、割引率を引き下げる。 ($\beta_2 < 0$)

H_{2b} 収益性（資本利益率; ROE）が相対的に低い企業は、そのいっそうの悪化を回避するため、割引率を引き下げない。逆に、収益性が高い企業は、それが悪化することを考慮することなく、割引率を引き下げる。 ($\beta_3 > 0$)

ときとして、節税が企業の会計行動の動機として指摘されることもある。税務上の損金算入限度額と割引率との関係は必ずしも一義的ではないが、割引率を引き下げると当面の年金費用が増加すると予想されること、市場利子率の下落に起因する割引率の引き下げは税務上も許容されると予想されること、などを考慮すると、節税を目的とする企業は、市場利子率が下落したならば、躊躇することなく、ただちに割引率を引き下げると予想される。しかも、そのことは、個々の企業のそのときどきの負債比率や収益性とは無関係に成

立するはずである。したがって、節税仮説は、上記の仮説 H_1 を分析することによって検証することができる⁷。

なお、年金の積み立て水準（funding ratio）を維持しながらも、事業に自由に使える一定のキャッシュを留保するため、年度のキャッシュフローが潤沢でない場合には、年金債務を抑制するように、年金割引率を引き上げたり、必要な引き下げを行わないという仮説がある。年金割引率を引き下げることができるのは、年金債務の増加にみあって拠出額を増やすことができるほどキャッシュフローが潤沢な状況であると考えられるわけである。その仮説を確かめるためには、年金基金への拠出額を区分して把握できている必要がある。しかし、1997年以前の決算期については、それらを区分した情報が提供されていない。したがって、そうしたキャッシュの留保をめぐる仮説については、このサンプルでは検証できない。

3.4 説明変数の定義

まず、前掲(1)式の利率として、なにを取り上げたらよいか第一の問題となる。割引率の選択にあたって、いかなる市場利率を参照すべきか、その問題は、理論的にも答えがえられていないからであり、ひとくちに市場の長期利率といっても、じつにさまざまな種類の利率が存在しているからである。この研究では、最も活発に市場取引がなされている10年物国債指標銘柄の流通利回りを選択した。データは、日本銀行調査統計局が毎月発行している『経済統計月報』から収集した⁸。

負債比率としては、短期負債（*SL*）、年金負債を除く長期負債（*LL*）、さらに両者の合計（*TL*）を「修正自己資本」で除したものを利用する。利益率には、年金費用がないとしたときの純利益（*ADJNI*）と、年金費用がないとしたときのEBIT（*ADJEBIT*）およびその他の利益（*OTHER*）とのそれぞれを「修正自己資本」で除した率を利用する。ここでその他の利益は、収益や利得はプラスに、費用や損失はマイナスになるように定義している。年金費用がないとしたときの利益は、実効税率を50%として税効果を考慮して計算している。ここでいう「修正自己資本」とは、その期の年金費用がなく、かつ、その他の包括利益と

⁷ 法人税の問題は、原則的には個別財務諸表にかかわる問題であるが、この問題にかぎり、連結財務諸表と個別財務諸表とを同一視してもかまわない。

⁸ 指標銘柄も、日本銀行調査統計局によって選択されたものである。

して控除される額がその期に増加しない（前期末のままである）と仮定した場合の期末自己資本である⁹。要するに、すべての説明変数は、その期の割引率の選択によって影響を受ける数値ではなく、割引率の選択にあたって与件とされたであろう数値によって計算されている。

各変数の記述統計量は Table 4 の Panel A に、相関係数は Panel B にまとめてある。*ADJEBIT* と *OTHER* とには強い相関関係があるが、純利益を 2 つに分割したものであるため、2 つを同時に回帰式に入れることにする。しかし、負債の 3 変数と *OTHER* との高い相関関係には注意が必要である。これは、*OTHER* には支払利息が含まれていることによるものと思われる。回帰結果の解釈にさいしては、多重共線性の問題があるため、その結果が安定的であるか否かにかんして注意しなければならないであろう。

3.5 分析結果

Table 5 の Panel A1 は、割引率を変更しない確率にたいして、割引率を 0.5% 以下の幅で引き下げた確率の対数オッズ比を被説明変数としたときのロジット回帰の結果であり、Panel A2 は、割引率を変更しない確率にたいして、割引率を 0.5% 超の幅で引き下げた確率の対数オッズ比を被説明変数としたときのロジット回帰の結果である。表中の説明変数 ΔGBI は、当期末の国債指標銘柄利回りと前期末のそれとの差(%)であり、*GBI* は、期末の国債指標銘柄利回りの絶対水準(%)である。

Panel A1、A2 をみると、 ΔGBI たいする偏回帰係数はおおむね統計的に有意ではない。つまり、年金割引率の引き下げは、市場利子率の年度中の下落に追随しているとはいえない。このとき、モデルが 1 の値をとると予測したときの的中率（percentage of correct estimation）はたかだか 30% ほどである。その一方で、市場利子率の絶対水準である *GBI* にたいする偏回帰係数が、多くの場合、1% 水準で統計的に有意である。また、この場合の的中率は 79% ほどである。この結果は、市場の利子率がかなりの程度低下してしまったあと、企業はしぶしぶ年金割引率を引き下げたと解釈できる。とりわけ、割引率を 0.5% 超引き下げているケースでは、もっぱら、市場の金利情勢のみを考慮して割引率を決めて

⁹ ここでいう「その他の包括利益」は、年金の追加最小負債の計上による部分（税効果控除後）のみであって、有価証券の保有損益と為替換算調整勘定による額は修正せずに、当該期末の額をそのまま自己資本額の計算に反映させている。

いるようである。ただし、繰り返すように、それは市場の金利動向に機械的に反応したのではなく、市場の情勢から遅れて割引率を引き下げたと推測される¹⁰。いずれにしても、仮説 H_1 は支持されない。

負債比率は、*OTHER* と高い相関関係にあるため、*ADJEBIT*、*OTHER* といっしょに負債比率を検証した場合には、かなり不安定な回帰結果を示している。わずかに、有意な結果を示したケースもあるが（A1 の(7)、(9)、(11)）、いずれも係数の符号は正であり、仮説 H_{2a} で予測されたのと逆である。総じて、仮説 H_{2a} は支持されない。企業は、負債比率が高いときにそれを悪化させないように割引率の引き下げ時期を決めているのではない。企業は、負債比率とはかかわりなく、割引率を引き下げていると判断される¹¹。

それにたいして、（資本）利益率にかかる偏回帰係数は、多くの場合、仮説 H_{2b} で予測したのと同じの符号で有意である。純利益については、5%水準で有意に予測された結果がえられている（A1 の(4)、(6)）。*EBIT* とその他を分割した場合も、5%水準で有意な結果がえられている（A1 の(7)、(9)、(10)、(11)）。これらの結果より、仮説 H_{2b} は支持される。つまり、企業は利益率が低い場合には割引率を引き下げず、それが高い場合には、割引率を引き下げている。企業は、負債比率よりも利益率を重視して年金の割引率を選択しているようである。

ただし、利益率を考慮して割引率を決めているといえるのは、あくまでも、割引率を維持するか、0.5%以下の幅で引き下げるかの選択問題として状況をとらえた場合である。割引率を0.5%超引き下げるか否かについては、*Fitness* の欄の数値をみてもわかるとおり、そもそも、ロジット・モデルによる分析が成功しているとはいえない。そこで、引き下げ幅の大小にかかわらず、割引率を引き下げた場合を1、引き下げない場合を0として同様のロジット回帰を試みたが、結果はTable 5のPanel A2とおおきな違いはなかった。割引率を一気に0.5%超引き下げているのは、かなりノイジーなサンプルであるといっていようであろう。

そこで、割引率を0.5%以下の幅で引き下げた企業（コード1）と割引率を引き下げなかった企業（コード0）にサンプルを限定して、ロジット分析を試みた。その結果は、Table

¹⁰ 統計的な検証を行ったわけではないが、他の企業が0.5%幅で引き下げた決算期よりも遅れて、割引率を一気に0.5%超引き下げているケースが多い。

¹¹ 前年度末の会計上の年金負債を説明変数に入れても、結果に大きな変化はみられなかった。

5のPanel Bである。ただし、仮説 H_{2a} と H_{2b} の検証に議論を絞るため、市場利子率については、年度中の変動幅ではなく、期末の絶対水準を説明変数とした結果のみを記載してある¹²。まず、*Fitness*の欄から、サンプルの限定がロジット・モデルの適合率の上昇に大きく寄与していることがわかる。つぎに、ここでも、仮説 H_{2a} は否定されるものの、仮説 H_{2b} は否定されないという結果がえられている。企業は、負債比率ではなく、利益率に配慮しながら、年金割引率の引き下げを決めているといえる。

ここでの分析結果が示しているとおおり、年金割引率の選択問題を会計上の年金負債ストックの評価問題としてとらえるのは、事実認識として疑問がある。理論的にも、年金割引率の選択問題は、割引率をゼロとすること——割り引かずに期間配分すること——を含めて、すぐれて利益計算にかかわる問題である。実際に企業は、年金割引率の選択を通じて、利益率の大幅低下を回避できるような期間配分パターンを選択している。ただ、すでに述べたように、この研究のリサーチ・デザインからは、どのような経済的動機にもとづいて企業は利益率を重視しているのかはわからない。あくまでも、会計指標の次元で動機が推定されたにすぎない。経済的動機の解明は、今後の研究に残された課題である。

4 市場の評価(1): 純資産簿価モデル

4.1 従来の研究の問題点

従来の研究の多くは、会計上のストックの評価額が企業の資本ストックの評価額の代理変数であると仮定したうえで、会計上の年金負債が企業価値と負の関係にあるか否かを問題としてきた。そうした研究が抱えている理論的な問題点を、本研究のモデルを説明する前に確認しておこう。

いま、企業が発行する株式の時価総額を MVE_t 、企業価値（企業の投資プロジェクトの価値の総計）を V_t 、企業が発行する負債証券（社債や銀行借入）の時価総額を D_t としよう。周知のように、この三者のあいだには、以下の恒等式が成立している。

$$V_t \equiv D_t + MVE_t \quad (2)$$

¹² サンプルが1の値をとるときのモデル的中率は、利子率の変動幅を説明変数としたときには35%ほどであり、利子率の絶対水準を説明変数としたときには77%ほどであった。

従来の研究では、企業価値 V_t は会計上の資産評価額 A_t によって、また、負債証券の時価総額 D_t は会計上の負債評価額 L_t によって、それぞれが排他的に以下のようにあらわされると想定されている。

$$V_t = \alpha + \beta A_t \quad (\beta > 0) \quad (3)$$

$$D_t = \alpha' + \beta' L_t \quad (\beta' > 0) \quad (4)$$

この(3)式、(4)式を(2)式に代入すると、

$$MVE_t = (\alpha - \alpha') + \beta A_t - \beta' L_t \quad (5)$$

となる。これを基本に、会計上の負債 L_t の偏回帰係数が負であるか否かが、検証課題とされる。会計上の年金負債にかかる偏回帰係数が負であれば、市場は年金負債を他の負債(債務)と同様に会計上の年金負債を評価していると判断されるわけである¹³。

しかし、ここに第一の問題がある。理論的には、(3)式と(4)式のように分離した評価モデルが存在していないからである。かりに、

$$V_t = a + bA_t + cL_t \quad (3')$$

$$D_t = a' + b'A_t + c'L_t \quad (4')$$

となっていれば、(5)式は、以下のように改められなければならない。

$$MVE_t = (a - a') + (b - b')A_t + (c - c')L_t \quad (5')$$

このとき、会計上の負債 L_t の偏回帰係数の正負や大きさについて、あらかじめいえることはなにもない。(5')の仮説は、(3')と(4')の結合仮説になっているからである。

いうまでもなく、会計上の資産評価額は一般に資本ストックの資本価値とは等しくないから、(5')式において、 $b - b' = 1$ と想定するのは誤りであり、負債も通常は時価で評価されていないから、 $c - c' = -1$ と想定するのも誤りである¹⁴。そもそも、利益測定を重要な目的とする企業会計では、企業資本のストックの価値にもとづいて資産と負債の評価額を決めているのではなく、利益情報の開示を通じて投資家による企業価値評価に役立てるう

¹³ なお、社債のプレミアムや株式の市場ベータから、会計上の負債の債務性を検証する研究は、(4)式だけを想定しており、ここで批判している研究とは本質的に異なっている。

¹⁴ ただし、資産と負債の大部分がいわゆる金融商品で構成され、かつ、企業固有ののれん (goodwill) が統計的に無視できる場合——たとえば、金融業の一部——には、(5')式による分析も、一定の有効性

えで、利益測定の結果として資産と負債の評価額が決められている。会計上のストックの評価額を企業価値の評価に直接結びつけるモデルは、「企業による利益情報の開示→投資家による将来キャッシュフローの予測→市場における企業価値（や株式）の評価」という伝統的パラダイムにもとづいた理論的な裏づけがないといわなければならない。

さらに、これまでの研究では、(5)式がより複雑に加工される。会計上の資産と負債を適当なブロックに分けるのである。ここでは、便宜1と2の2つに分けてみよう。(5)式は、

$$MVE_t = (\alpha - \alpha') + [\beta_1 A_{1t} - \beta_1' L_{1t}] + [\beta_2 A_{2t} - \beta_2' L_{2t}] \quad (6)$$

と変形される。この1のほうでは会計上は純負債 $NL_{1t} (= L_{1t} - A_{1t} > 0)$ が、2のほうでは会計上は純資産 $NA_{2t} (A_{2t} - L_{2t} > 0)$ が計算されているとしよう。このように純額にする理由は、回帰分析のうえで多重共線性を回避するためである。こうした整理により、(6)式は、つぎの奇妙な(7)式へと変形される。

$$MVE_t = \gamma_0 + \gamma_1 NL_{1t} + \gamma_2 NA_{2t} \quad (7)$$

典型的には、純負債 NL_{1t} に会計上の年金負債を代入し、純資産 NA_{2t} に会計上の純資産簿価を代入して、偏回帰係数 γ_1 の符号が負であるかが問われることになる¹⁵。

ここに第二の問題点が存在するが、それは比較的にあきらかであろう。企業のプロジェクトをどのようにして(6)式のように、線形に分割できるのかという問題である。たしかに、たとえば金融投資（余剰資金の運用）と事業投資とは独立であるとみなしてもよいから、それぞれの投資プロジェクトに分けて評価したうえで、企業価値の評価にさいしては、両者の単純結合和を計算すればよい。しかし、年金基金への拠出や運用は純粋な金融投資ではない。年金の拠出と運用は、あきらかに、複数の事業投資と密接に結びついている。そもそも、ある投資プロジェクトの正味価値が負であるならば、そのプロジェクトを継続することには経済合理性がない。したがって、(6)式のような想定のもとで、(7)式の γ_1 が負になることを期待することは、経済合理性を欠いている。(7)式の係数の符号をもって会計上の年金負債の債務性を検証することには、重大な問題があるといわなければならない。

をもっているかもしれない。

¹⁵ たとえば、Landsman[1986]、Barth [1991]、Gopalakrishnan and Sugrue [1993, 1995]などを参照。

4.2 仮説とモデル

このように、従来の研究の多くでは、「企業による利益情報の開示→投資家による将来キャッシュフローの予測→市場における企業価値（や株式）の評価」という伝統的パラダイムが軽視され、安易な回帰モデルの構築と、結果の解釈ばかりに注意が注がれてきたという印象は否めない。伝統的なパラダイムに則って実証分析がなされなければ、理論と実証との協同作業は完成されないが、近時その観点から、おおきな注目を集めているのは、Ohlson モデルである。Ohlson は、年々の会計利益の流列を正常利益の流列と超過利益の流列とに分割し、前者は会計上の期末純資産簿価の関数として表現できることに注目した。そのうえで、キャッシュフロー割引モデル、配当割引モデル、超過利益割引モデルの三者が同値である証明作業を経由して、期末純資産簿価を利用した企業評価モデル（株式評価モデル）を定式化した¹⁶。

この研究でも、Ohlson モデルのエッセンスを利用しながら、必要な修正を加えることで回帰モデルを構築する。まず、出発点となるのは、恒久利益（permanent earnings）の割引モデルである。ここで恒久利益というのは、企業が半永久的に生み出すと期待されている定額の年度利益である。いま、それを π_p とあらわそう。投資家は、每期開示される会計情報からこの π_p を予測し、それを資本コスト r で割り引いて株式の価値を評価する、と想定する。つまり、

$$MVE_t = \frac{E_t(\pi_p)}{r} \quad (8)$$

である。なお、ここでは、資本コスト r は外生的にあたえられると想定する。

Ohlson モデルによれば、正常利益は期末純資産簿価 BVE_t に資本コスト r を乗じたものとして計算される。それと類似の想定で、上記の恒久利益は以下のようにあらわされよう。

$$E_t(\pi_p) = r \cdot BVE^* \quad (9)$$

この BVE^* は、年率 r で恒久利益を生み出すと期待される会計上の資本ストックである。

¹⁶ Ohlson のモデルについては、Ohlson [1995]、Feltham and Ohlson [1995]、Penman [1998]、Penman and Sugiannis [1998]などを参照。

この資本ストックは、実際の期末純資産簿価 BVE_t とつねに一致しているわけではない。実際の期末純資産簿価は、キャッシュフローの会計上の配分（資産や負債の評価）に左右され、その配分方法のいかんに応じて一定のノイズが含まれているからである。

そのため、実際には、

$$BVE^* = a + bBVE_t \quad (10)$$

とみなして投資家は会計情報を利用しているであろう。この(10)式を(9)式へ、さらに(8)式に代入すると、

$$MVE_t = \frac{1}{r} \cdot r(a + bBVE_t) = a + bBVE_t \quad (11)$$

となる。この式が基本になる。ここで期末の純資産簿価にかかる係数 b は、資本コスト r の大小からは独立に決められている点に注意しておこう。係数 b は、現実の期末純資産簿価のうちどれだけか、恒久利益を産み出す資本ストックとみなされているかという比率をあらわしている。むろん、つねに期末純資産簿価に資本コストを乗じた額だけの恒久利益が得られる状態では、簿価はノイズと偏りが無くなり、係数 b は 1 になる。しかし、現実には、回帰係数が 1 になるという保証はない¹⁷。その係数が 1 を超えることも、1 に満たないことも、論理的には否定されない。

この(11)式に、会計上は未償却の年金債務 UPO_t (*unamortized pension obligations*) を、期末純資産簿価の修正項目とみなして導入すると、

$$MVE_t = \alpha + \beta_1 BVE_t + \beta_2 UPO_t + u \quad (12)$$

という回帰モデルができあがる。ここで重要なのは、 $\beta_2 = -\beta_1$ という予測が形式的に（計算ルールとして）許容される点である。最も単純な想定は、年金債務がすべて償却されていけば、その UPO_t の分だけ、期末の純資産簿価は減少していたはずであるという見方である。ただ、本論文ではこの見方を採用しない。一般に平準化償却（*smoothing*）が投資家による将来キャッシュフローの予測に有用であることは、実証研究において繰り返し確認されているからである。むしろ以下では、それを一時に償却しないことを前提として、

¹⁷ その理由のひとつは、実際には企業の事業投資にはのれんが存在し、超過利益が生じるからであり、超過利益の発生と資本コストの改訂とが不断に繰り返されるからである。

その未償却残高にいかなる情報内容が含意されているのかを検討する。

このモデルが従来の研究で対象とされてきたモデルと異なっている特徴的な点は、年金債務残高の全額、積立不足額、あるいは会計上の年金負債（既償却の年金債務累計）などではなく、会計上は未償却の年金債務残高だけを説明変数としている点である。すでに述べたように、かりに全額を即時に償却すれば、それだけ（正確には税効果分を除いて）純資産簿価が減少するという会計上の構造が、(12)式の線形結合に根拠をあたえるのである。逆に、年金債務残高全額や会計上の年金負債などは、(9)式の線形回帰モデルの説明変数に入れることはできない。純資産簿価も説明変数にしたとき、それらが線形モデルになる必然的理由がないからである。かりにそれらが借入金などの債務と同じであるとすれば、なおさらである。このように、ファンダメンタルを重視したモデルに未償却年金債務だけをとりこんでいる点が、このモデルの最大の特徴である。

この未償却の年金債務 UPO_t にかかる係数 β_2 の符号について、たんにその額の支出が将来見込まれるというだけで負になると予想するのは誤りである。モデルの前提からすると、その符号の正負は、変数 UPO_t が期待恒久利益といかなる関係にあるかによって決まる。そもそも、年金の債務は、会計上償却されているか否かにかかわらず、一般に2つの部分から構成されている。ひとつは、過去に消費した労働サービスに対する未払いの対価である。もうひとつは、有能な従業員を企業に引き留めていっその能力を引き出すためのインセンティブ・コストである。後者は、会計上はオフバランスとされている人的資本ストックにたいする投資とってよい。いうまでもなく、将来の恒久利益の現在価値と有意味な関係をもつのは、後者の構成要素であり、人的資本ストックも投資支出を上回るキャッシュフローをもたらすと想定するのが合理的であろう。したがって、係数 β_2 は正になると予想される。

しかし、(12)式には、期末純資産簿価も説明変数として導入されている。未償却年金債務 UPO_t が含意する情報が、かりに期末純資産簿価が含意する情報を上回らなければ、係数 β_2 は有意な値にはならない。期末純資産簿価の情報は、すでに述べたとおり、それまでの簿価形成の履歴（history）——増減資、配当、年々の純利益のそれまでの流れ——が将来の恒久利益の予想、すなわち企業の資本ストックの評価に役立つかぎりにおいて、株価評価にたいして意味をもっているはずである。未償却年金債務 UPO_t がその履歴以上に

将来の予測に有用であれば、係数 β_2 は有意に正になると予想されるが、実証をまたずにいえることはない。ここでは、以下の仮説を提示しておく。

H_{3a} 株価を被説明変数とし、期末純資産簿価と未償却の年金債務とを説明変数としたとき、後者にかかる偏回帰係数が負になることはない。 ($\beta_2 \geq 0$)

ひとくちに未償却の年金債務といっても、その内容は2つに大別される。第1は、貸借対照表上の会計上の年金負債を超えるオフバランス純債務である。つまり、

オフバランス純債務 = 年金債務 (PBO) - 年金資産評価額 - 会計上の年金負債

である。以下、これを変数 *OFF* とする。第2は、会計上の年金負債に計上されていないが、その決算日までにはいまだ費用として処理されていない額である¹⁸。以下、これを変数 *MIN* とする。さらにこの *MIN* は、自己資本の控除項目(その他の包括利益: other comprehensive income)として扱われる部分 *OCI* と、無形資産とされる部分 *ITG* とに分かれる。この後者の *ITG* には、過去勤務債務に相当するために無形資産 (intangible assets) とされた部分と、前者 *OCI* の税効果による繰延税金資産とされた部分の両者が含まれている。なお、年金債務の変数は残高をすべて正の変数として扱っている。

回帰モデルと予想される符号を確かめておこう。

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{BVE_t}{P_{t-1}} + \beta_2 \frac{MIN_t}{P_{t-1}} + \beta_3 \frac{OFF_t}{P_{t-1}} + u \quad (\beta_1 > 0, \beta_2 \geq 0, \beta_3 \geq 0) \quad (13)$$

P_t は t 年度の決算日時点の株価である。ここでは、会計情報の公表時点の株価ではなく、決算日の株価が被説明変数とされている。会計情報の記者発表時、新聞報道時、有価証券報告書提出時などの株価も、被説明変数の候補となりうるかもしれない。しかし、メディア公表されるときには、たんに決算業績ばかりでなく、将来の配当政策や将来の業績見通しなども同時に公表されることが多い。それゆえ、決算業績以外の情報が株価にあたる影響をコントロールするのは容易でないばかりでなく、どの時点の株価を被説明変数にす

¹⁸ SFAS No. 87によって計上が義務付けられている追加最小負債 (minimum pension liabilities) の額である。わが国の会計ルールでは、このような負債計上は義務付けられておらず、米国の会計制度に固有のものである。

るべきか決め手はない。そこで、この種の先行研究の慣例にしたがって、この研究でも決算日時点の株価を被説明変数とした¹⁹。

つぎに問題となるのは、企業が採用した年金割引率の大小と株価の大小とはどのような関係にあるのかである。前節で確かめたとおり、企業は市場利子率の低下に追随しながらも、収益性（資本利益率 ROE）の低下を回避するように割引率を選択している。他の事情が等しいかぎり、年金割引率を高くすることによって、見かけのうえだけで未償却年金債務を小さくすることは、企業の評価を低めるはずである。そのような割引率の選択は、投資家にたいして、企業の収益構造が脆弱であること、すなわち将来の収益性の低さを想像させるからである。したがって、未償却年金債務が人的資本への投資と解されるとしても、その投資が産み出す将来ネット・キャッシュフローは小さい、と投資家は予想するであろう。それゆえ、以下の仮説が成立する。

H_{3b} 株価を被説明変数とし、期末純資産簿価と未償却の年金債務とを説明変数としたとき、年金割引率が高い企業ほど、後者にかかる偏回帰係数は小さくなる。

なお、回帰分析にあたっては、定数項を除いて、説明変数、被説明変数ともに1株あたりの数値に直したうえで、さらに、前期末の株価でデフレートしている。これは、規模による分散の不均一性を除去するためと、プールされたデータに含まれる系列相関を除去するためである。むろん、そのためだけなら、デフレーターを前期末株価にする必然性はないが、次節でみる利益割引モデルと対比するために、前期末株価をデフレーターにしている。なお、株価データは、日経 NEEDS から入手した。

4.3 分析結果

ここでの実証の目的は、年金債務が負債とみなされているか否かという、従来から繰り返し問われてきた問題に答えることではない。前節で述べたとおり、恒久利益の割引評価モデルを基礎として、期末の簿価純資産を与件としたとき、未償却の年金債務が株価とど

¹⁹ いわゆる event study ほどセンシティブな問題ではないが、ERC 研究においても、被説明変数とされる株価水準の日時やリターンの計算期間（window）の選択は、実証研究の1つの争点である。

のような関係にあるかを回帰分析を通じて確かめるのが、第一の課題である。第二の課題は、その未償却年金債務の偏回帰係数には、企業の裁量で決められている年金割引率の大小が反映されているかを確かめることであり、これが、この研究の主題である。

Table 6 は、各変数の記述統計量 (Panel A) と相関係数 (Panel B) である。追加最小負債 (minimum pension liabilities) にかかわる変数 *MIN*、*OCI* および *ITG* は、年金割引率が引き下げられて会計上の積み立て不足 (年金資産評価額マイナス累積給付債務(ABO)) が一定額以上になったときにしか生じないため、分布がいびつであり、平均が小さいのに比べて分散が大きい。また、*OCI* と *ITG* はきわめて高い相関関係にあるため、同時に説明変数にすると、多重共線性の問題が生じる。両者の情報内容の差は理論的には興味深いものの、その問題はこの研究の主題とは直接関係ないこともあり、以下では、その点には立ち入らない。

基本的な回帰の結果は、Table 7 の(1)から(5)に示されている。これらは、個々の未償却年金債務と株価とのあいだには統計的に有意な関係がないことを示している。しかし、(6)、(7)、(8)の欄からわかるように、年金負債に計上された部分とされていない部分とを同時に説明変数にすると、前者の係数はマイナスに、後者のそれはプラスになっている (いずれも 5%水準で有意)。ただし、Table 6 に示されているとおり、両者の相関係数は 0.5 を超えており、多重共線性の問題がないとはいいきれない。回帰結果の頑強性について、さらなる検討を重ねてみなければならない。この点は 6 節で再検討する。

ここでの第 2 の課題は、年金割引率の大小が未償却年金債務の係数にどのように反映されているのかを確かめ、会計情報の利用にさいして割引率の大小を市場は考慮しているかを推測することである。そこで、各企業の年金割引率についてサンプル期間における平均を計算し、それが高い企業グループ ($N=101$) と、低い企業グループ ($N=98$) とに分けた。企業グループに分割する理由は、年金割引率の選択は各期に独立でなされているのではなく、企業ごとにそれまでの履歴と将来予想をふまえて割引率が選択されていると考えられるからである。かりに、サンプルを年金割引率の大小によって、あるいは市場の利子率と割引率との乖離の程度によって分割すると、各サブグループにはサンプル年度の偏りが生じる。その場合、そのサブグループ間の差を検出しても、それが年金割引率の違いによるのか、それとも年度の違いによるのかは判明しない。

平均割引率の大小で2つのサブグループに分けたときの回帰の結果が Table 8 である。たとえば、(1H)の H は平均割引率が高い企業グループの結果であることをあらわし、(1L)の L はそれが低いグループのものであることをあらわしている。(1H)と(1L)との比較から、純資産簿価の情報内容に有意な差異はない。その点は、最右欄の Chow Test によって確認することができる。その一方で、ITG を除いて、未償却の年金債務 *MIN*、*OCI*、*OFF* を説明変数に入れると、いずれも、平均割引率が低い企業グループでは係数がプラスの有意な値になっている。とりわけ、*OFF* については、オンバランスされている未償却年金債務を同時に説明変数に入れても、一貫してその傾向が読み取れる ((6L)、(7L)、(8L))。このことから、企業ごとに異なる年金割引率の大小によって、未償却年金債務がもつ情報内容が異なると市場は評価していると推測できる²⁰。

その推測をより明示的に確かめるため、平均割引率が高い企業グループの未償却年金債務にかかる係数をダミー変数（傾きダミー）を通じて推定した。その結果は、Table 9 に示してある。たとえば、平均割引率が高い企業グループの *MIN* の係数は、(1)より $2.8313 - 3.1851 = -0.3538$ となる。これにより、サブグループ間の係数の有意差が直接的にあきらかになる。

Table 7、8、9 の結果を総合すると、*MIN* と *OCI* の係数はそれぞれ単独で説明変数としたときに、平均割引率が低い企業グループでのみ有意に正の値となるものの、それ以外のケースでは有意ではない。*ITG* の係数は、全体として有意な値ではない。*OFF* の係数は全体として有意に正の値になることがわかる。結局、仮説 H_{3b} は棄却されない。つまり、未償却年金債務の残高の大小は恒久利益にとってプラスの、あるいは将来のプラスのネット・キャッシュフローの予測と結びついていると推測される。また、平均割引率が低いほど、そのプラスの評価は大きい。これは、年金の割引率が低いほど、あるいは市場利子率の下落に応じていち早く割引率を引き下げる企業ほど市場では高い評価を受けるといふ、常識と整合的な結果である。

ただ、いずれの回帰結果も、*t* 値（white の *t*）は、たかだかコンベンショナル・レベルで有意といえるだけの水準であり、すぐれて高い値を示しているわけではない。また、こ

²⁰ なお、あらためていうまでもなく、同一企業において、年度ごとに異なる割引率の大小を市場が評価した結果ではない。

こでの回帰結果は、特定のモデルと説明変数の組み合わせで得られただけであり、その頑強性のテストはあらためて実施しなければならない。それは第6節で試行される。

5 市場の評価(1): 純利益モデル

5.1 仮説とモデル

従来の研究では、前節で示した恒久利益 π_p は純資産簿価を通じてではなく、年々の純利益を通じて予想されているとみなされてきた。いま、年度利益を π_t とすると、

$$E_t(\pi_p) = a + b\pi_t \quad (14)$$

と想定される。これを前掲の(8)式に代入すると、

$$MVE_t = \frac{a}{r} + \frac{b}{r}\pi_t \quad (15)$$

がえられる。これが回帰式の基本となる。前節の場合とは異なり、(15)式の偏回帰係数の大きさは、実際の利益と（期待）恒久利益との連動性の大小だけでなく、資本コストの大小にも依存する。したがって、偏回帰係数の大小を比較する場合には、いずれの要因によるものであるのかを慎重にみきわめなければならない。

ここで年度利益を適当に構成要素（ここでは便宜、1と2とする）に分けると、

$$MVE_t = \alpha + \beta_1\pi_{1t} + \beta_2\pi_{2t} + u \quad (\text{ただし、}\pi_t = \pi_{1t} + \pi_{2t}) \quad (16)$$

という、周知の回帰モデルがえられる²¹。年金の会計情報を題材に(16)式の回帰モデルを適用する場合、説明変数を年金費用 $PCOST$ とそれ以外の純利益 $ADJNI$ に分けることには、とくに問題はないであろう。本研究でも、多くの先行研究と同様に、前期末株価をデフレーターとして、以下の回帰モデルで分析する。

²¹ ここでのモデルは、ERC (Earnings Response Coefficients) の研究で採用されているものと同一である。ERCをめぐる研究については、Easton [1985]、Kormendi and Lipe [1987]、Collins and Kothari [1989]、Easton and Zmijewski [1989]、Easton and Harris [1991]、Ari and Zarowin [1992a,b]、Easton, Harris and Ohlson [1992]、Ball, Kothari and Watts [1993]、Ramesh and Thiagarajan [1993]、Kothari and Zimmerman [1995]、Ramakrishnan and Thomas [1998]などを参照。

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{ADJNI_t}{P_{t-1}} + \beta_2 \frac{PCOST_t}{P_{t-1}} + u \quad (17)$$

ここで問題になるのは、年金費用にかかる偏回帰係数 β_2 の符号と大きさについての予測である。一般に、利益を構成要素に分けるのは、反復的、継続的に生じる経常的要素と、そうではない非経常的要素とのあいだで、係数（ERC: Earnings Response Coefficients）が異なるからである。ところが、年金費用とその他の利益要素とのあいだで、その反復性や継続性にどのような違いがあるのかは、必ずしもあきらかではない²²。つまり、永続性（persistence）の観点から、 β_1 と β_2 の大小関係を予測することは困難である。むしろ、費用項目であるからその係数がマイナスになるというのは論外である。とくに、 $\beta_1 = -\beta_2$ と想定する理論的根拠は存在しない。前節でも述べたように、係数の大きさと符号は、その変数と予想される恒久利益との関係によって決まるのであって、会計上の処理によって決まるわけではない。

この場合もやはり、人的資本ストックにたいする投資支出が、それが過去になされたものであれ、将来に予定されたものであれ、将来にプラスのキャッシュフローをもたらすと期待されているなら、係数 β_2 は正の値になるはずである。年金基金（年金資産）への拠出は、従業員の勤務期間全体にわたって効果をもつインセンティブとしての機能をもち、すでに消費された労働サービスの対価に対応するものだけではないからである。もちろん、その情報内容がその他の利益の構成要素で十分にあらわされているなら、係数 β_2 は有意な値になることはない。したがって、この節で検証すべき仮説は、つぎのようになる。

H_{4a} 株価を被説明変数とし、年金費用とその他の利益の構成要素とを説明変数としたとき、後者にかかる偏回帰係数が負になることはない。 ($\beta_2 \geq 0$)

さらに、前節と同様に、企業ごとの平均割引率の大きさをめぐり、つぎの仮説が検証対象となる。

²² この種の研究としては、Barth, Beaver and Landsman [1992]がとくに有名である。しかし、年金費用の計算要素ごとに反応係数（ERC）が異なる点について、十分に説明されていない。

H_{4b} 株価を被説明変数とし、年金費用とその他の利益の構成要素とを説明変数としたとき、年金の割引率が高い企業ほど、前者にかかる偏回帰係数は小さい。

なお、以下では、年度利益を支払利息および税金控除前利益 *EBIT* とその他 *OTHER* に分け、*EBIT* に年金費用を戻し入れた額を *ADJEBIT* としている。説明変数の組み合わせは、(*PCOST*, *ADJNI*) と (*PCOST*, *ADJEBIT*, *OTHER*) の2つである。ここで年金費用とその他 (*OTHER*) は、費用の額をプラスになるように定義している。3節のロジット分析における定義とは変数の符号が逆になっているが、これは、費用や損失項目であればここでのOLS回帰の係数がマイナスになるのかを、この *OTHER* の符号を通じて確かめるためである。むろん、この *OTHER* は非生産的なキャッシュ・アウトフローであり、かつ、将来も継続してそれが生じることが予想されるから、その係数の符号は負であると予測してよいであろう。

5.2 分析結果

各変数の記述統計量と相関係数は Table 10 にまとめてある。*PCOST* は *EBIT* と比べると平均、中央値ともにさほど大きくないが、純利益 *NI* と比べると、平均で5割超、中央値でも4割超と大きい。しかし、年金費用と利益の構成要素との相関係数は高くなく、とくに利益平準化を推定させるような水準ではない。また、年金費用の標準偏差は他の変数に比べても非常に小さい。しかも、年金費用と株価との相関係数も低く、これだけを見ると、年金費用には株価を左右するほどの情報価値はないかのように見える。なお、多重共線性を気にするほどの高い相関関係がみられる説明変数の組み合わせはない。

基本的な回帰分析の結果は、Table 11 に示されている。まず、年金費用以外の変数はすべて、予想された正負の符号のとおり、有意な値になっている（いずれも1%水準で有意）。しかし、年金費用は、係数が有意ではない。サンプルをプールしたとき、年金費用には株価の変動を説明するような情報内容は認められない。むろん、これは、年金費用をその計算要素に分けず一括したときの結果である。年金費用を勤務費用や利息費用などの計算要素に分けたとき、いかなる結果がえられるかは、この研究の関心事ではない。いずれにしても、この回帰結果より、費用項目の係数はマイナスであるという短絡的な想定は誤り

であることがわかる。

つぎに、この研究の主題である年金割引率との関係を、前節と同一の手順で分析した。その結果をまとめたのが Table 12 である。まず、平均割引率が高い企業グループ ($N=100$) と低い企業グループ ($N=99$) の 2 つに分け、年金費用を分離しない基本的なモデルによって、2 つのサブグループのあいだに構造的な差異があるか否かを確認した (Panel A)。これは、資本コストの違いが 2 つのサブグループ間に決定的な差異を生じさせているか否かを簡便的に推定するためである²³。Chow Test によれば、2 つのサブグループ間には、この回帰モデルを通して見るかぎり、有意な差異はない。したがって、さしあたり、資本コストの違いが係数の相違を生じさせている可能性は低いと考えてよい。

ところが、年金費用を説明変数として分離すると、2 つのサブグループ間には差異が生じている (5%水準で有意)。この点は Panel B に示されている。平均割引率が低い企業グループについては、年金費用に係る偏回帰係数は、統計的に有意なプラスの値となっている (1%水準)。2 つのグループ間の差は、ダミー変数 (傾きダミー) を利用した分析でも確かめることができる (Panel C)。年金の割引率が低いグループは、年金費用が多いほど、それだけ将来のプラスのネット・キャッシュフローを予測させ、株価が高くなっているのにたいして、割引率が高いグループについては、年金費用の大小は株価に反映されていない。

これは、年金の割引率が低い企業ほど、市場では相対的に高い評価を受けていることを意味している。この結果は、前節の分析結果と整合的である。しかも、自由度修正済み決定係数 ($adj. R^2$) について Table 7、8、9 と Table 11、12 とを比較してみると、期末純資産簿価のモデルと利益のモデルとのあいだに大きな差はない。このかぎりでは、一方が株価変動の説明力でとくに優れているとはいえない。ここでは、未償却年金債務と年度の年金費用のいずれもが、株価とプラスの関係をもっていることを確認しておこう。これは、従来の研究にはない発見である。

ただ、ここで分析しているのは、あくまでも年金の割引率をめぐる企業ごとの差異であり、同一の企業について割引率の大小を問題にしているわけではない。これは、パネル・

²³ より厳密には、株式ベータ (β)、純利益のヒストリカル・ボラティリティ、財務レバレッジ、企業が属する産業の違いなどをコントロールすべきであるが、サンプル数が少ないため、本研究では行わなかった。

データを利用して pooled regression をする場合のおおきな限界である。また、年金費用にかかる係数の t 値 (white の t) は、前節と同じく、さほど大きくはないため、あらためて結果の頑強性を確かめてみる必要がある。また、ここでの結果は、投資家が年金割引率の大小のみから企業間の差別性にかかる情報を入手していることを意味するわけでもない。投資家はさまざまな情報から企業間の差別性を知り、それを株価評価に反映させていると考えるのが自然であろう。ここでは、その企業間の差別性が平均割引率の高低という代理変数として把握されているにすぎない、と解すべきである。

さらに、上記の結果は、割引率の選択に裁量の余地があることを正当化するものではない点にも注意しておこう。たしかに、企業が割引率の選択を通じて年度の年金費用を操作しても、投資家はそれに欺かれることなく、割引率選択にかかわる企業のインセンティブを考慮して企業を評価している。しかし、そうした市場メカニズムが存在していても、企業が選択する割引率は1つの水準に収斂することなく、バラツキが残されている。このことは、ある企業は市場でマイナスに評価されることを知っていてもなお、高い割引率を使用することになんらかのメリットがあると感じていることを意味している。周知のとおり、こうした状況では、投資家は企業を過大評価する可能性があると推測すべきであろう²⁴。要するに、会計情報にノイズが含まれているということである。

その問題は、割引率の選択にあたって企業の裁量が働かないように会計基準で定めれば、少なくとも形式的には解決するものの、なにを割引率とすべきかにかんして理論的な決め手はない。企業の裁量を排除するために一義的に定めればよいというのは、あまりにも乱暴な議論であろう。そもそも、割引計算を通じて各期に費用を配分すること自体に、議論の余地がある。むしろ、理論研究としては、割引計算を利用することの正当性を検討してみなければならない。割引計算を利用しない既存の配分ルールと、年金費用の配分ルールとは整合的であるのか、理論的には自明ではないからである。ここでの実証結果は、その検討の必要性を示唆しているとみるべきものであろう。

²⁴ 利益操作の意図がなく、高い水準の割引率を使用している企業と、利益操作を意図して高い水準の割引率を使用している企業とを、投資家は完全には見分けることができないからである。

6 結果の頑強性テスト

6.1 差分モデル

この節では、4 節、5 節でえられた回帰の結果がどれほど頑強であるのかを、異なる回帰モデルの適用を通じて確認してみる。最初に、4 節の純資産簿価の回帰モデルと 5 節の純利益の回帰モデルのそれぞれについて、説明変数および被説明変数のすべてを、前期との差額である 1 階差としたときに、前節までの回帰結果がどのように変更されるのかを確かめてみる。しばしば階差モデルを適用する利点として、パネル・データに含まれる時系列の相間などのノイズが変数から除かれる点が指摘されている。一般に、市場でかなり以前から変数の年度増減が予想されているなら、その変数の年度増減を説明変数としても、株価の年度増減にたいして有意な説明変数にはなりえない。4、5 節で利用した説明変数の年度間の変化は市場で前年度以前に予想されたものであるのか、その点を検討するうえで、階差モデルによる回帰分析は一定の手がかりをあたえてくれるであろう。

1 階差の変数による純資産簿価のモデルは、つぎの通りである。

$$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{\Delta BVE_t}{P_{t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta MIN_t}{P_{t-1}} + \beta_3 \frac{\Delta OFF_t}{P_{t-1}} + u \quad (18)$$

この回帰の結果は、Table 13 である。ここでも、追加最小負債にみあう年金債務残高 *MIN* を、自己資本から控除される部分 *OFF* と無形資産とされる部分 *ITG* の 2 つに分けた。この追加最小負債にみあう年金債務残高の係数は、平均割引率が低い企業グループにおいては 1%水準で有意に正になっているのにたいして、平均割引率が高い企業グループについては、有意な値にはならない。ここでも、平均割引率が低い企業のほうが、年金債務残高について相対的に高い評価を受けていることが確認できる。一方、オフバランスされている年金債務残高 *OFF* の係数は、いずれのグループについても有意ではない。

こうした対照的な結果は、つぎのように解釈できる。4 節では追加最小負債にみあう年金債務残高にかかる係数の有意水準が低かったのは、その変数にはおおきなノイズが含まれているからかもしれない。というのは、その債務残高の水準は、年金基金への拠出政策と累積給付債務 (ABO) の大きさという、2 つの要因の影響を受けるからである。それにたいして、対前年度増減という擬似一期期待外 (unexpected) の部分を抽出した差分モデルでは、年金割引率と債務残高との関係に含まれている情報内容がうまく析出されているの

であろう²⁵。割引率の引き下げは負債比率と利益率を悪化させかねないため、企業の契約コストを増加させる。その場合、平均割引率が低い企業グループについて、期待外の割引率の引き下げが優良企業のシグナルとして市場でプラスの評価を受けているという解釈は、常識的な解釈であろう。

逆に、差分モデルにおいて係数が有意にならなかった変数 *OFF* については、その増減はかなり以前から市場で予測されていると解釈される。このオフバランスの年金債務残高の大きさを規定しているのは、累積給付債務（ABO）、昇給率、年金債務の償却政策（平準化政策）である。後の2つの要因は、毎年度頻繁に変更されるものではないから、あらかじめ予想することが可能である。他方、累積給付債務は割引率が引き下げられると増加し、他の事情が等しいかぎり、オフバランスの年金債務残高も増加する。割引率の引き下げによるその増加は、株価の変動とプラスの関係にある（Table 13 の(4)、10%水準で有意）。しかし、対前年度増減の情報は相対的にノイズが多いか、あるいは、投資家にあらかじめ予想されてしまっているために、純資産簿価を上回る情報価値がないのであろう。この点は、次項でもう一度検討する。

つぎは、利益の1階差モデルである。回帰式はつぎのようになる。

$$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{\Delta ADJNI_t}{P_{t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta PCOST_t}{P_{t-1}} + u \quad (19)$$

回帰分析の結果は、Table 14 に示した。この場合にも、5節と同様の結果がえられている。平均割引率の低い企業グループは、年金費用の対前年度増加額にかかる係数は正となっている（5%水準で有意）。つまり、年度の年金費用が前年度に比べて増加するほど、それだけ株価は前年度に比べて高くなっているわけである。他方、平均割引率が高い企業グループは、それよりも相対的に低い評価を受けている。ただ、2つのサブグループ間の差異の有意性は10%程度とさほど高くはない。それでも、差分モデルで確かめるかぎりでは、5節の検証結果は頑強であるといってもよいであろう。

²⁵ ここで擬似-期待外というのは、この研究では投資家の期待モデルをとくに設定していないものの、数多くの実証研究で採用されているように、対前年度増減を期待外の変化の代理変数とみなすことができるという意味である。

6.2 純資産簿価と純利益の統合モデル

期末の純資産簿価には当期の純利益が含まれているから、4節の純資産簿価モデルと5節の利益モデルとを統合することが可能である。つまり、

$$MVE_t = \alpha + \beta_1(ADJBVE_t + NI_t) + \varepsilon \quad (20)$$

を修正して、

$$MVE_t = \alpha + \gamma_1 ADJBVE_t + \gamma_2 NI_t + \varepsilon' \quad (21)$$

という回帰式を考えることができる。ここで $ADJBVE$ は、期末純資産簿価から年度純利益を控除した額である。(21)式と比較すると、(20)式による回帰では $\gamma_1 = \gamma_2$ という制約条件を課していることになる。一般に、前期以前のデータと直近当期のデータとでは、株価の記憶力に差があると考えるのは自然であろう²⁶。

そこで、前節までの分析結果の頑強性を確かめるため、次式による回帰分析を行った。

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \delta_0 + \delta_1 \frac{BVE_t}{P_{t-1}} + \delta_2 \frac{NI_t}{P_{t-1}} + \delta_3 \frac{X_t}{P_{t-1}} + u \quad (22)$$

上式の X には、年金費用や年金債務残高が代入される²⁷。

Table 15 は、各変数間の相関係数をまとめたものである。左下が、回帰分析にもちいた変数、すなわち、前期末株価でデフレートした場合の相関係数である。右上は、デフレートしない生の値の相関係数である。基本的な変数である純資産簿価と利益の変数 (NI と $ADJNI$) および、純資産簿価と年金費用との相関係数は非常に高い値を示している。これより、多重共線性の問題を回避するうえでも、前期末株価によるデフレートは有効な手段になっている²⁸。一方、デフレートした場合には、年金関連の会計数値 $PCOST$ 、 MIN 、 OFF

²⁶ Gopalakrishnan [1994]では、別の観点からではあるが、年金以外の退職後給付 (*SFAS No.106*) を対象として、本研究と類似の分析をしている。

²⁷ 資本取引を無視すると、この差分モデルは、

$$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \delta + \gamma_1 \frac{NI_t}{P_{t-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta NI_t}{P_{t-1}} + \varepsilon$$

となる。これは、Easton and Harris [1991]のモデルである。しかし、年度の値とその対前年増減額とのあいだには、強い相関関係が存在している。その相関係数は、 NI 、 $ADJNI$ 、 $PCOST$ 、 MIN 、 OFF の順にそれぞれ、0.6334、0.6605、0.6555、0.8855、0.4027である。それゆえ、上記のモデルは多重共線性の問題があり、ここでの検証に使うことはできない。

²⁸ このモデルの検証にあたり、純資産簿価の平方根をウェイトとする Weighted Least Square (WLS) 回帰は、多重共線性の問題があるため、このサンプルに適用するのは難しい。

の三者の相間は高い。そこで、ここでは、年金関連の会計数値は1つずつ(22)式に入れて回帰を行った。

その回帰の結果をまとめたのが、Table 16 である。第1に、年金費用の係数は統計的に有意ではない。ただ、平均割引率が高いグループを1とする傾きダミー D_{PCOST} を入れてみると、10%水準と弱いものの、5節で確かめたのと同様の傾向が読み取れる。平均割引率の低い企業グループのほうが、市場では相対的に高い評価を受けている。第2に、追加最小負債にみあう年金債務残高は、10%水準で株価と正の関係にある。割引率の高低によるグループ間格差について、符号の正負は4節の結果を支持しているものの、統計的に有意ではない。以上の2つの変数 $PCOST$ と MIN については、その情報内容のかなりの部分が純資産簿価や純利益の情報内容と重複し、固有の情報内容はさほど多くはないと解釈される。

第3に、オフバランスの年金債務残高 OFF は、純利益の情報を与件としてもなお、固有の情報内容を有しているようである。偏回帰係数は、5%水準で有意となっている。しかし、その係数は、年金の平均割引率の大小が異なる企業グループのあいだで有意な差はない。前述の差分モデルによる結果と考えあわせると、この OFF は、長期固定的に存在すると期待される企業の実力差の代理変数になっているのかもしれない。ただ、その内容が何であるのかは、この分析からはわからない。

6.3 説明変数の追加

この研究では、サンプル数が限定されており、かつ、ファンダメンタルズを重視するために、説明変数にコントロール変数を導入するという手法を採用していない。その結果、与件を十分にコントロールできていないという問題があるかもしれない。そこで、追加テストとして、各期末の市場利子率（あるいはその変動幅）をそれぞれのモデルの説明変数に入れてみた。利子率（その変動幅）を説明変数としたのは、企業の平均割引率とその代理変数となっている可能性を確かめるためである。プールされたデータを利用しているため、利子率の時系列的な変化が実際には株価の変動を説明する omitted variable となっている可能性がある。

もともと、市場利子率の変動を想定しながら、サンプル期間を通じて資本コストが一定

——年金費用以外の利益の要素にかかる偏回帰係数が一定——と想定することは、厳密には整合的ではないかもしれない²⁹。したがって、市場利子率の変動が株価にあたる影響を除いて考えてみなければならない。市場利子率を *GBI* とするとき、利益割引モデルによるならば、ほんらいは、

$$\ln P_t = \alpha + \beta \ln NI_t + \gamma GBI_t + \eta \quad (23)$$

としたほうがよいのかもしれない。ただ、(23)式によると、年度の純利益 *NI* をその構成要素ごとに線形に分けることができない。その問題点があるため、5節ではさしあたり ERC の分析をするうえで、市場利子率を説明変数に加えなかった。ここでは、これまでの分析結果の頑強性を確かめることに専念するため、回帰式の線形性を無視して、単純に市場利子率を説明変数に加えて回帰分析を行った。

Table 16 は、説明変数に市場利子率を追加した場合の回帰結果である。Panel A は、5節の利益水準の回帰モデルに決算日時点の市場利子率を説明変数として追加した場合であり、Panel B は、決算日時点の市場利子率の対前年変化幅を差分モデルに追加した場合の結果である。いずれも、年金費用にかかる偏回帰係数の統計的有意性はやや低下するものの、あいかわらず予想された符号を示している。平均割引率が高い企業グループの傾きダミーの係数も、統計的有意性は低くなるが、その符号は市場利子率を説明変数に入れなかった場合と変わらない。年金費用の係数、および平均割引率が高い企業グループの傾きダミーの係数についての本研究の分析結果は、市場利子率を説明変数から除いたことによるものではなく、市場利子率を説明変数に加えても成立している頑強なものである³⁰。

7 お わ り に

この研究では、以下の2つの課題を検証した。第1は、企業による年金割引率の選択動

²⁹ ただ、クロス・セクションで分析すれば、ここでの問題は生じない。つまり、ここでの問題はモデルがかかえているものではなく、プール・データをサンプルとすることから生じている。

³⁰ ここでの結果は、市場利子率の説明変数を前期末株価でデフレートしなかった場合のものである。なお、利子率水準を前期末株価でデフレートした場合、利子率は有意な説明変数ではなかった。また、差分モデルにおいて、利子率の変動幅を前期末株価でデフレートした場合には、平均割引率が高いグループの傾きダミーにかかる係数の有意水準が若干低下する以外、回帰の結果に大きな変化は生じなかった。

機である。企業は、市場利子率の低下に追随しながらも、市場の動向からは遅れて、年金割引率を引き下げている。その制約となっている条件は、ロジット・モデルによって分析された。結果は、企業は負債比率の悪化よりも、資本利益率の低下を避けるように配慮しているというものであった。第2は、そうした割引率の選択のありかたを株式市場はどのように評価しているのかである。年金割引率が高い企業では、未償却年金債務と年金費用はいずれも株価と正の関係にある。しかし、年金割引率が低い企業では、その偏回帰係数はゼロと有意には異ならず、市場は相対的に低く評価していた。割引率の高低をめぐる非対称的な実証結果は、割引率の選択動機をめぐる第1の統計的事実と整合的である。

しかし、企業が合理的（合目的ないし利己的）に行動し、投資家がそれにたいして合理的に反応しているからといって、年金費用の測定ルールに理論的な問題がないことにはならない。割引計算を利用した期間配分方法は、利益計算ルールの体系から一義的に導かれるものではないからである。むしろ、理論的には当然ではない割引計算を利益測定ルールに導入し、しかも、割引率の選択にかんして企業に一定の裁量をあたえる現行の会計基準は、利益情報に不必要なノイズをもちこんでいるともみられよう。少なくとも、利益の測定をめぐる理論研究にとっては、もう一度、割引計算の妥当性を検討する必要があるそうである。

さらに、米国の会計基準に固有の追加最小負債の計上と、その相手勘定の一部を「その他の包括利益」に含めて自己資本から控除することの妥当性について、再検討してみなければならない。年金コストを、従業員の勤務期間全体にかかるインセンティブ・コスト——従業員を企業にとどめて、いっそうの勤労意欲を引き出すためになされる人的資本への投資支出——ととらえるなら、将来のキャッシュ・インフローを期待させない水道光熱費のような経費と年金費用とを同じようにはみなせない。さらにまた、会計上の年金負債を、未払保険料や未払利息のような未払い費用とみてよいかは、おおきな問題である。従業員が勤務を続けているなら、年金負債に対応するサービスが期末までに消費され尽しているとは必ずしもいえないからである。会計上の年金負債は、あくまでも、会計上のフィクションにもとづいた期間配分の結果でしかないことは、いくら強調しても強調しすぎることはないであろう。

本研究は、大量サンプルを通じた統計的な仮説検証を主目的とするのではなく、ファン

ダメンタルな関係を重視しながら、理論的検討から生じる疑問点を実証的に確認しようとするものであった。そのかぎりでは、ごく限られたサンプルでも十分であった。むしろ、統計的な精度、実証結果の説得力という点では、少数サンプルによる検証結果は慎重に評価されなければならない。結果そのものの当否は将来の大サンプルによる検証を待たなければならない。そうした限界があることを承知しながらも、この研究は年金費用測定を理論的に検討するにあたって、現時点で数多くの示唆をあたえてくれているといつてよいであろう。

Table 1 Discount Rate and Interest Rate(%)

Panel A	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
5.0											
5.5								1			
6.0							1	4		3	2
6.5		1	3	3	2	2	7	15	4	10	5
7.0	7	2	7	8	6	12	21	179	24	188	67
7.5	25	18	13	25	16	25	34	163	61	155	256
8.0	103	81	74	96	88	117	165	64	168	75	113
8.5	62	113	118	137	137	182	165	32	187	30	10
9.0	61	134	167	152	154	107	75	15	27	5	
9.5	13	61	73	44	54	23	7		1		
10.0	11	25	31	12	17	4	2				
10.5		4	2	1			1				
11.0	1	1	1								
11.5				1	1	1					
NA.	2		12	9	8	8	4	4	5	5	7
Total	285	440	501	488	483	481	482	477	477	471	460

Table 1 (continued)

Panel B	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
CM10											
Jan.	9.19	7.08	8.67	9.09	8.21	8.09	7.03	6.60	5.75	7.78	5.65
Feb.	8.70	7.25	8.21	9.17	8.47	7.85	7.34	6.26	5.97	7.47	5.81
Mar.	7.78	7.25	8.37	9.36	8.59	8.11	7.54	5.98	6.48	7.20	6.27
Apr.	7.30	8.02	8.72	9.18	8.79	8.04	7.48	5.97	6.97	7.06	6.51
May	7.71	8.61	9.09	8.86	8.76	8.07	7.39	6.04	7.18	6.63	6.74
Jun	7.80	8.40	8.92	8.28	8.48	8.28	7.26	5.96	7.10	6.17	6.91
July	7.30	8.45	9.06	8.02	8.47	8.27	6.84	5.81	7.30	6.28	6.87
Aug.	7.17	8.76	9.26	8.11	8.75	7.90	6.59	5.68	7.24	6.49	6.64
Sep.	7.45	9.42	8.98	8.19	8.89	7.65	6.42	5.36	7.46	6.20	6.83
Oct.	7.43	9.52	8.80	8.01	8.72	7.53	6.59	5.33	7.74	6.04	6.53
Nov.	7.25	8.86	8.96	7.87	8.39	7.42	6.87	5.72	7.96	5.93	6.20
Dec.	7.11	8.99	9.11	7.84	8.08	7.09	6.77	5.77	7.81	5.71	6.30
Ave.	7.68	8.38	8.85	8.50	8.55	7.86	7.01	5.87	7.08	6.58	6.44
CM30											
Jan.	9.40	7.39	8.83	8.93	8.26	8.27	7.58	7.34	6.29	7.85	6.05
Feb.	8.93	7.54	8.43	9.01	8.50	8.03	7.85	7.09	6.49	7.61	6.24
Mar.	7.96	7.55	8.63	9.17	8.56	8.29	7.97	6.82	6.91	7.45	6.60
Apr.	7.39	8.25	8.95	9.03	8.76	8.21	7.96	6.85	7.27	7.36	6.79
May	7.52	8.78	9.23	8.83	8.73	8.27	7.89	6.92	7.41	6.95	6.93
Jun	7.57	8.57	9.00	8.27	8.46	8.47	7.84	6.81	7.40	6.57	7.06
July	7.27	8.64	9.14	8.08	8.50	8.45	7.60	6.63	7.58	6.72	7.03
Aug.	7.33	8.97	9.32	8.12	8.86	8.14	7.39	6.32	7.49	6.86	6.84
Sep.	7.62	9.59	9.06	8.15	9.03	7.95	7.34	6.00	7.71	6.55	7.03
Oct.	7.70	9.61	8.89	8.00	8.86	7.93	7.53	5.94	7.94	6.37	6.81
Nov.	7.52	8.95	9.02	7.90	8.54	7.92	7.61	6.21	8.08	6.26	6.48
Dec.	7.37	9.12	9.01	7.90	8.24	7.70	7.44	6.25	7.87	6.06	6.55
Ave.	7.80	8.58	8.96	8.45	8.61	8.14	7.67	6.60	7.37	6.88	6.70
Ave. AAA	9.01	9.39	9.71	9.26	9.32	8.77	8.14	7.21	7.97	7.59	7.37
AUTL	9.58	9.98	10.20	9.78	10.02	9.32	8.51	7.45	880	7.85	7.77

Table 1 (continued)

Panel C	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Rate 1											
Jan.		7.30	7.21	6.32	6.59	6.16	5.95	5.00	6.30	4.85	
Feb.		7.06	7.14	6.61	6.62	6.06	5.87	5.03	6.28	4.84	
Mar.		6.74	7.21	6.80	6.42	6.28	5.67	5.19	6.09	4.99	
Apr.		6.90	7.34	6.85	6.63	6.38	5.46	5.53	5.96	5.28	
May		7.16	7.22	7.01	6.57	6.37	5.48	5.82	5.89	5.43	
Jun		7.38	7.06	6.98	6.62	6.31	5.54	5.93	5.56	5.54	
July		7.20	6.62	6.77	6.78	6.27	5.45	5.92	5.26	5.65	
Aug.		7.31	6.46	6.8	6.76	6.08	5.30	6.06	5.38	5.62	
Sep.		7.46	6.50	7.09	6.51	5.91	5.06	5.99	5.49	5.47	
Oct.		7.25	6.52	7.22	6.36	5.87	4.80	6.17	5.24	5.62	
Nov.		7.11	6.40	7.09	6.34	6.02	4.75	6.35	5.10	5.45	
Dec.		7.22	6.32	6.83	6.34	6.09	4.97	6.46	5.01	5.18	
Ave.		7.17	6.83	6.86	6.55	6.15	5.36	5.79	5.63	5.33	
Rate 2											
1Q	9.50	7.50	8.75	10.50	10.50	10.00	7.50	6.00	6.00	8.50	8.75
2Q	9.00	7.50	8.50	11.50	10.00	9.00	6.50	6.00	6.00	9.00	8.25
3Q	8.50	8.25	9.00	11.00	10.00	8.50	6.50	6.00	7.25	9.00	8.25
4Q	7.50	8.75	10.00	10.50	10.00	8.00	6.00	6.00	7.75	8.75	8.25
Ave.	8.63	8.00	9.06	10.88	10.13	8.88	6.63	6.00	6.75	8.81	8.38

Panel A: Assumed Discount Rate (Source: *Accounting Trends and Techniques*, AICPA)

Panel B: Monthly Treasury Constant Maturity Rates, CM10 = 10-Year Treasury Constant Maturity Rate, CM30=30-Year Treasury Constant Maturity Rate, AAA = Moody's Seasoned AAA, AUTIL = A-Utility, estimate of the yield on a recently offered (A-Rated utility bond with a maturity of 30 years and call protection of 5 years). All "Ave." is that of calendar year. (Source: Federal Reserve Bank of Chicago)

Panel C: Rate 1 = Interest Rates for Valuing Vested Benefits for PBGC's Variable Rate Premium, Rate 2 = Interest rates for Under- and Overpayments of Multiemployer Plan Withdrawal Liability (Source: Pension Benefit Guaranty Corporation)

Table 2 Distributions of Discount Rate

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
2.5-									1
3.0-								1	7
3.5-							2	9	11
4.0-						4	8	7	1
4.5-				1	1	10	10	4	1
5.0-			1	1	4	3			
5.5-	11	14	16	16	14	2			
6.0-	2	4	2	1	1				
6.5-		1							
7.0-	2								
Total	15	19	19	19	20	19	20	21	21
GBI(%)	6.610	5.320	4.210	3.900	3.595	3.110	2.265	1.580	1.598

This table consists of the only restricted samples that adopt SEC rules and whose fiscal year ends on March 31st.

GBI = Interest rate of government bond (10 years).

Table 3 Comparison of Basic Financial Ratios

Panel A		<u>Previous Year</u>		<u>Change Year</u>		<i>t</i>	<i>z</i>
Changed Sample (N=78)		Mean	Median	Mean	Median	(<i>p</i> -value)	(<i>p</i> -value)
I Liabilities							
(1)	Long Term liabilities / Net Assets	1.1344	0.5942	1.2453	0.6358	0.430 (0.668)	1.825 (0.068)
(2)	Total Liability / Net Assets	3.0522	1.9468	3.1534	1.9244	0.162 (0.872)	0.770 (0.442)
(3)	On-balanced Pension Obligation / Net Assets	0.1829	0.1269	0.2180	0.1715	1.065 (0.288)	4.146 (0.000)
(4)	Off-balanced Pension Obligation / Net Assets	0.0574	0.0328	0.0698	0.0429	1.356 (0.177)	5.885 (0.000)
II Earnings							
(5)	Net Income / Net Assets	0.0455	0.0538	0.1162	0.1156	0.412 (0.680)	0.182 (0.8557)
(6)	EBIT / Net Assets	0.1796	0.1598	0.1708	0.1573	0.514 (0.304)	1.522 (0.128)
(7)	Periodic Pension Cost / EBIT	0.1476	0.1293	0.2022	0.1306	0.803 (0.423)	2.393 (0.167)
(8)	EBIT / Interest Payments	12.476	5.033	13.376	5.332	0.273 (0.785)	1.791 (0.734)
III Cash Flow							
(9)	Operating / Net Assets of the previous year	0.1803	0.1467	0.1947	0.1813	0.710 (0.479)	0.353 (0.724)
(10)	Investments / Net Assets of the previous year	0.1937	0.1629	0.1442	0.1268	1.776 (0.078)	1.120 (0.263)

z score is the Wilcoxon's signed rank sum test statistics. All tests are two-tailed.

Table 3 (continued)

Panel B		Changed (N=78)		Not Changed (N=121)		<i>t</i> (<i>p</i> -value)	<i>z</i> (<i>p</i> -value)
		Mean	Median	Mean	Median		
I Liabilities							
(1)	Long Term liabilities / Net Assets	1.2453	0.6358	1.2495	0.5643	0.017 (0.986)	0.257 (0.797)
(2)	Total Liability / Net Assets	3.1534	1.9244	3.7707	1.7662	0.964 (0.336)	0.184 (0.854)
(3)	On-balanced Pension Obligation / Net Assets	0.2180	0.1715	0.1191	0.0809	3.669 (0.000)	3.790 (0.000)
(4)	Off-balanced Pension Obligation / Net Assets	0.0698	0.0376	0.0429	0.0217	4.083 (0.000)	5.751 (0.000)
II Earnings							
(5)	Net Income / Net Assets	0.0407	0.0497	0.0411	0.0458	0.041 (0.968)	1.190 (0.234)
(6)	EBIT / Net Assets	0.1708	0.1573	0.2359	0.1610	2.687 (0.008)	0.870 (0.384)
(7)	Periodic Pension Cost / EBIT	0.2022	0.1306	0.1341	0.0814	1.159 (0.248)	2.796 (0.005)
(8)	EBIT / Interest Payments	13.376	5.332	8.647	2.926	1.770 (0.079)	2.042 (0.041)
III Cash Flow							
(9)	Operating / Net Assets of the previous year	0.1947	0.1813	0.1225	0.1228	3.261 (0.001)	3.090 (0.002)
(10)	Investments / Net Assets of the previous year	0.1442	0.1268	0.1202	0.1394	0.681 (0.496)	0.14 (0.989)

z score is the Mann-Whitney's U-test statistics. All tests are two-tailed.

Table 4 Descriptive Statistics and Correlation Matrix

Panel A	<i>GBI</i>	Δ <i>GBI</i>	<i>SL</i>	<i>LL</i>	<i>TL</i>	<i>ADJNI</i>	<i>ADJEBIT</i>	<i>OTHER</i>
Mean	3.5026	-0.6373	2.2308	1.1182	3.3491	0.0532	0.2328	-0.1796
St. Dev.	1.5215	0.5172	2.9691	1.5699	4.4715	0.0560	0.1853	0.1854
Max	6.6100	1.5450	13.4480	8.4688	18.4994	0.1870	1.2192	-0.0043
Median	3.5950	-0.6850	1.2232	0.4900	1.6793	0.0580	0.1771	-0.1203
Min	1.5800	-2.0250	0.1408	0.0047	0.1830	-0.3020	-0.0964	-1.1445
Panel B	<i>GBI</i>	Δ <i>GBI</i>	<i>SL</i>	<i>LL</i>	<i>TL</i>	<i>ADJNI</i>	<i>ADJEBIT</i>	<i>OTHER</i>
<i>GBI</i>	1							
Δ <i>GBI</i>	-0.3345	1						
<i>SL</i>	0.0847	0.0201	1					
<i>LL</i>	-0.0039	0.1076	0.9347	1				
<i>TL</i>	0.0549	-0.0247	0.9922	0.9718	1			
<i>ADJNI</i>	0.1160	-0.1111	-0.3155	-0.4016	-0.3505	1		
<i>ADJEBIT</i>	0.3058	-0.1687	0.8129	0.6931	0.7831	0.1501	1	
<i>OTHER</i>	-0.2707	0.1350	-0.9080	-0.8143	-0.8888	0.1521	-0.9543	1

GBI = Interest Rate of government bond(%), Δ *GBI* = *GBI*_{*t*} - *GBI*_{*t-1*}, *SL* = Short term liabilities (other than Pension Liabilities), *TL* = *SL* + *LL*, *ADJNI* = Periodic Pension Cost + Net Income, *EBIT* = Earnings Before Interest and Taxes, *ADJEBIT* = Pension Cost + *EBIT*, *OTHER* = *NI* - *EBIT*, All variables (other than *GBI*) are deflated by the end-of-year net assets.

Table 5 Results of Logit Regression

Panel A1	Constant	Δ GBI	GBI	SL	LL	TL	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	Fitness
(1)	-1.169 (7.087) [0.008]	-0.166 (0.247) [0.619]		-0.072 (1.113) [0.291]			6.075 (2.015) [0.156]			0.025 9.038 [0.1714]
(2)	3.626 (24.352) [0.000]		-1.672 (45.695) [0.000]	-0.014 (0.021) [0.885]			9.073 (3.937) [0.047]			0.276 101.030 [0.000]
(3)	-1.374 (9.389) [0.002]	-0.182 (0.293) [0.589]		-0.016 (0.016) [0.900]			7.139 (2.690) [0.101]			0.019 7.172 [0.309]
(4)	3.524 (23.115) [0.000]		-1.674 (45.971) [0.000]	0.036 (0.055) [0.814]			9.789 (4.395) [0.036]			0.275 100.468 [0.000]
(5)	-0.467 (1.285) [0.257]	1.344 (12.650) [0.000]				-0.022 (0.224) [0.636]	8.048 (3.342) [0.675]			0.061 22.370 [0.001]
(6)	3.591 (23.879) [0.000]		-1.673 (45.851) [0.000]			-0.001 (0.000) [0.990]	9.309 (4.066) [0.044]			0.275 100.729 [0.000]
(7)	-0.819 (2.766) [0.096]	-0.133 (0.153) [0.696]		0.778 (9.443) [0.002]				17.051 (8.729) [0.003]	34.357 (11.693) [0.001]	0.067 24.516 [0.002]
(8)	3.647 (24.664) [0.000]		-1.692 (44.031) [0.000]	-0.061 (0.057) [0.812]				8.907 (3.211) [0.073]	7.938 (0.910) [0.340]	0.277 101.428 [0.000]
(9)	-0.770 (2.366) [0.124]	-0.163 (0.221) [0.639]		1.562 (15.006) [0.000]				19.739 (11.997) [0.001]	39.245 (15.862) [0.000]	0.092 33.639 [0.000]

Table 5 (continued)

	Constant	ΔGBI	GBI	SL	LL	TL	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	Fitness
(10)	3.499 (19.336) [0.000]		-1.617 (39.500) [0.000]		0.301 (0.460) [0.497]			11.398 (4.329) [0.038]	14.852 (2.364) [0.124]	0.277 101.173 [0.000]
(11)	-2.219 (0.237) [0.626]	1.080 (8.048) [0.005]				0.544 (9.675) [0.002]		19.506 (10.287) [0.001]	37.898 (11.951) [0.001]	0.103 37.679 [0.000]
(12)	3.595 (23.659) [0.000]		-1.665 (41.908) [0.000]			0.026 (0.022) [0.883]		9.771 (3.452) [0.063]	10.681 (1.321) [0.250]	0.276 100.790 [0.000]
Panel A2										
(1)	-0.966 (1.917) [0.166]	-0.623 (0.438) [0.508]		-0.084 (1.103) [0.314]						-5.015 (2.202) [0.138]
(2)	0.972 (1.917) [0.166]		-0.623 (10.635) [0.001]	-0.072 (0.627) [0.429]						-2.251 (0.385) [0.535]
(3)	-1.156 (7.853) [0.005]	-0.267 (0.444) [0.505]			-0.033 (0.054) [0.817]					-4.094 (1.365) [0.243]
(4)	0.823 (1.363) [0.243]		-0.629 (10.986) [0.001]		0.025 (0.025) [0.874]					-1.311 (0.116) [0.733]
(5)	-0.978 (4.942) [0.026]	0.330 (0.503) [0.478]				-0.040 (0.555) [0.457]				-4.401 (1.587) [0.207]

Table 5 (continued)

	Constant	Δ GBI	GBI	SL	LL	TL	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	Fitness
(6)	0.926 (1.737) [0.188]		-0.626 (10.762) [0.001]			-0.34 (0.336) [0.560]	-1.996 (0.290) [0.590]			
(7)	-0.853 (3.828) [0.050]	0.285 (0.516) [0.473]		0.073 (0.143) [0.705]			-3.995 (1.212) [0.271]		-1.181 (0.045) [0.832]	
(8)	1.029 (2.179) [0.140]		-0.673 (10.492) [0.001]	-0.183 (0.858) [0.354]			-2.565 (0.511) [0.475]		-4.773 (0.812) [0.368]	
(9)	-0.893 (3.714) [0.054]	0.313 (0.623) [0.430]		0.524 (2.474) [0.116]			-0.363 (0.006) [0.937]		5.675 (0.650) [0.420]	
(10)	0.732 (1.011) [0.314]		-0.574 (7.695) [0.002]	0.149 (0.215) [0.643]			-0.501 (0.014) [0.907]		1.494 (0.058) [0.810]	
(11)	-0.936 (4.145) [0.042]	0.179 (0.150) [0.6981]			0.103 (0.639) [0.424]		-2.708 (0.445) [0.505]		1.298 (0.043) [0.836]	
(12)	0.942 (1.757) [0.185]		-0.638 (9.299) [0.002]		-0.050 (0.157) [0.692]		-2.125 (0.318) [0.573]		-2.637 (0.218) [0.641]	

Table 5 (continued)

Panel B	Constant	GBI	SL	LL	TL	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	R ²
(1)	3.121 (21.290) [0.000]	-1.550 (41.628) [0.000]	0.056 (0.309) [0.578]			9.562 (5.000) [0.025]			0.423 89.430 [0.000]
(2)	3.004 (19.633) [0.000]	-1.569 (41.868) [0.000]		0.195 (1.173) [0.279]		10.929 (6.136) [0.013]			0.427 90.304 [0.000]
(3)	3.078 (20.681) [0.000]	-1.559 (41.730) [0.000]			0.050 (0.577) [0.447]	10.055 (5.390) [0.020]			0.424 89.696 [0.000]
(4)	3.122 (221.123) [0.000]	-1.552 (36.645) [0.000]	0.051 (0.028) [0.868]				9.510 (3.358) [0.067]	9.400 (0.873) [0.350]	0.423 89.431 [0.000]
(5)	2.984 (18.279) [0.000]	-1.475 (33.723) [0.000]		0.643 (1.650) [0.199]			14.118 (6.296) [0.012]	20.055 (3.499) [0.061]	0.432 91.406 [0.000]
(6)	3.045 (19.569) [0.000]	-1.510 (34.617) [0.000]			0.149 (0.527) [0.468]		11.788 (4.563) [0.033]	15.152 (1.901) [0.168]	0.425 987.631 [0.000]

All independent variables are deflated by the net assets of the end of the year (see the note of Table 3).

Panel A1 and A2 are the results when samples are divided into three groups and coded 0, 1, 2.

0: Not changed discount rate.(N=121)

1: Changed discount rate downward 0.5 % or less.(N=52)

2: Changed discount rate downward more than 0.5 %.(N=26)

In Panel A1, dependent variable is $\text{Log}[P(1)/P(0)]$, and in Panel A2 dependent variable is $\text{Log}[P(2)/P(0)]$.

Top = Estimated Coefficients, Middle = Chi-square, Bottom = p -value.

In the column of Fitness, Top = R^2 , Middle = Chi-square, Bottom = p -value.

Panel B is the results when samples coded 2 are excluded. The dependent variable is $\text{Log}[P(1)/P(0)]$.

Table 6 Descriptive Statistics and Correlation Matrix

Panel A	<i>PRICE</i>	<i>BVE</i>	<i>MIN</i>	<i>OCI</i>	<i>ITG</i>	<i>OFF</i>
Mean	1.0108	0.6069	0.0201	0.0075	0.0127	0.0289
St. Dev.	0.2543	0.1735	0.0467	0.0193	0.0281	0.0307
Max	1.8715	1.1060	0.5001	0.2011	0.2990	0.2173
Median	0.9690	0.5950	0.0015	0.0000	0.0005	0.0190
Min	0.5036	0.2454	0.0000	0.0000	-0.0092	-0.0190
Panel B	<i>PRICE</i>	<i>BVE</i>	<i>MIN</i>	<i>OCI</i>	<i>ITG</i>	<i>OFF</i>
<i>PRICE</i>	1					
<i>BVE</i>	0.4059	1				
<i>MIN</i>	0.0068	0.1301	1			
<i>OCI</i>	0.0038	0.1516	0.9812	1		
<i>ITG</i>	0.0088	0.1126	0.9912	0.9471	1	
<i>OFF</i>	0.1751	0.1545	0.5426	0.5150	0.5497	1

MIN = Minimum Pension Liability, *OCI* = Other Comprehensive Income (only for Pension liability Adjustment), *ITG* = Intangible Assets and Deferred Tax Assets = *MIN* - *ITG*, *OFF* = Off-balanced Projected Pension Obligation (PBO), *BVE* = Net Assets + *OCI* + (1-effective tax rate)*Periodic Pension Cost, Effective tax rate = 0.5. All variables are deflated by the beginning-of-year stock price.

Table 7 Results of OLS Regression: Book Value of Equity Model

	<i>Constant</i>	<i>BVE</i>	<i>MIN</i>	<i>OCI</i>	<i>ITG</i>	<i>OFF</i>	<i>Adj. R²</i>
(1)	0.6496 (13.18) [0.000]	0.5950 (7.407) [0.000]					0.1606
(2)	0.6493 (13.21) [0.000]	0.6039 (7.478) [0.000]	-0.2544 (-0.728) [0.468]				0.1584
(3)	0.6475 (13.16) [0.000]	0.6081 (7.503) [0.000]		-0.7808 (-0.913) [0.362]			0.1597
(4)	0.6502 (13.22) [0.000]	0.6012 (7.462) [0.000]			-0.3384 (-0.590) [0.556]		0.1577
(5)	0.6379 (12.58) [0.000]	0.5689 (6.912) [0.000]				0.9524 (1.579) [0.116]	0.1693
(6)	0.6288 (12.63) [0.000]	0.5794 (7.086) [0.000]	-0.8209 (-2.309) [0.022]			1.6203 (2.595) [0.010]	0.1814
(7)	0.6243 (12.49) [0.000]	0.5859 (7.177) [0.000]		-2.0707 (-2.499) [0.013]		1.6053 (2.593) [0.010]	0.1833
(8)	0.6322 (12.70) [0.000]	0.5748 (7.006) [0.000]			-1.2752 (-2.106) [0.036]	1.5879 (2.526) [0.012]	0.1791

MIN = Minimum Pension Liability, *OCI* = Other Comprehensive Income (only for Pension liability Adjustment), *ITG* = Intangible Assets and Deferred Tax Assets = *MIN* - *ITG*, *OFF* = Off-balanced Projected Pension Obligation (PBO), *BVE* = Net Assets + *OCI* + (1-effective tax rate)*Periodic Pension Cost, Effective tax rate = 0.5, *DRATE* = Discount Rate used in calculating PBO. All variables are deflated by the stock price of the beginning of the year. Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-*t*), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 8 Comparison: High Average Group vs. Low Average Group (1)

	<i>Constant</i>	<i>BVE</i>	<i>MIN</i>	<i>OCI</i>	<i>ITG</i>	<i>OFF</i>	<i>Adj. R²</i>	<i>Chow Test</i>
(1H)	0.7007 (11.16) [0.000]	0.4783 (4.737) [0.000]					0.1293	
(1L)	0.5554 (6.899) [0.000]	0.7771 (5.825) [0.000]					0.1940	F=1.771 p=0.173
(2H)	0.6974 (11.15) [0.000]	0.4985 (4.871) [0.000]	-0.3064 (-0.806) [0.422]				0.1262	
(2L)	0.5038 (6.167) [0.000]	0.8021 (6.215) [0.000]	3.1273 (1.984) [0.050]				0.2211	F=2.650 p=0.050
(3H)	0.6930 (11.05) [0.000]	0.5084 (4.932) [0.000]		-0.9657 (-1.019) [0.311]			0.1301	
(3L)	0.5023 (6.046) [0.000]	0.8097 (6.082) [0.000]		7.6796 (2.104) [0.038]			0.2252	F=2.871 p=0.038
(4H)	0.6996 (11.19) [0.000]	0.4921 (4.831) [0.000]			-0.3972 (-0.650) [0.517]		0.1240	
(4L)	0.5093 (6.325) [0.000]	0.7952 (6.265) [0.000]			4.8118 (1.807) [0.074]		0.2155	F=2.391 p=0.070

Table 8 (continued)

	Constant	BVE	MIN	OCI	ITG	OFF	Adj. R ²	Chow Test
(5H)	0.6949 (10.86) [0.000]	0.4634 (4.414) [0.000]				0.4424 (0.695) [0.489]	0.1244	
(5L)	0.5265 (7.370) [0.000]	0.7183 (5.711) [0.000]				2.6540 (2.522) [0.013]	0.2448	F=2.682 p=0.048
(6H)	0.6790 (10.47) [0.000]	0.4853 (4.645) [0.000]	-0.6728 (-1.718) [0.089]			1.1114 (1.541) [0.126]	0.1344	
(6L)	0.5028 (6.562) [0.000]	0.7429 (5.768) [0.000]	1.7524 (1.271) [0.207]			2.1750 (2.177) [0.032]	0.2462	F=1.873 p=0.117
(7H)	0.6721 (10.26) [0.000]	0.4967 (4.731) [0.000]		-1.7796 (-1.952) [0.054]		1.1048 (1.564) [0.121]	0.1394	
(7L)	0.5043 (6.483) [0.000]	0.7481 (5.607) [0.000]		4.0999 (1.207) [0.230]		2.0941 (2.006) [0.048]	0.2456	F=1.889 p=0.114
(8H)	0.6841 (10.61) [0.000]	0.4772 (4.570) [0.000]			-1.0002 (-1.509) [0.135]	1.0647 (1.450) [0.150]	0.1301	
(8L)	0.5040 (6.689) [0.000]	0.7372 (5.865) [0.000]			2.7870 (1.239) [0.219]	2.2728 (2.313) [0.023]	0.2457	F=1.863 p=0.118

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-t), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 9 Comparison: High Average Group vs. Low Average Group (2)

	<i>Constant</i>	<i>BVE</i>	<i>MIN</i>	<i>D_{MIN}</i>	<i>OCI</i>	<i>D_{OCI}</i>	<i>ITG</i>	<i>D_{ITG}</i>	<i>OFF</i>	<i>D_{OFF}</i>	<i>Adj. R²</i>
(1)	0.6307 (12.63) [0.000]	0.6082 (7.640) [0.000]	2.8313 (2.004) [0.046]	-3.1851 (-2.229) [0.027]							0.1776
(2)	0.6268 (12.48) [0.000]	0.6182 (7.646) [0.000]			7.0013 (2.074) [0.039]	-8.1177 (-2.354) [0.020]					0.1817
(3)	0.6338 (12.75) [0.000]	0.6021 (7.628) [0.000]			4.4477 (1.888) [0.060]		-4.9218 (-2.076) [0.039]				0.1738
(4)	0.6357 (12.99) [0.000]	0.5533 (6.853) [0.000]						2.5798 (2.876) [0.004]	-2.1032 (-2.408) [0.017]		0.1909
(5)	0.6181 (12.20) [0.000]	0.5746 (7.056) [0.000]	1.3428 (1.025) [0.307]	-2.0686 (-1.496) [0.136]				2.1675 (2.402) [0.017]	-0.9430 (-0.996) [0.320]		0.1960
(6)	0.6135 (12.05) [0.000]	0.5847 (7.086) [0.000]			3.1978 (0.977) [0.330]	-5.1281 (-1.495) [0.137]			2.1338 (2.302) [0.022]	0.9329 (-0.979) [0.329]	0.1989
(7)	0.6221 (12.34) [0.000]	0.5670 (7.014) [0.000]					2.1024 (0.992) [0.323]	-3.1742 (-1.411) [0.160]	2.2274 (2.501) [0.013]	-1.0465 (-1.109) [0.269]	0.1933

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-t), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 10 Descriptive Statistics and Correlation Matrix

Panel A	<i>PRICE</i>	<i>NI</i>	<i>EBIT</i>	<i>PCOST</i>	<i>ADJNI</i>	<i>ADJEBIT</i>	<i>OTHER</i>
Mean	1.0108	0.0225	0.1169	0.0151	0.0376	0.1320	0.0943
St. Dev.	0.2543	0.0326	0.0995	0.0135	0.0308	0.0982	0.1012
Max	1.8715	0.0974	0.5643	0.1198	0.1210	0.5696	0.5316
Median	0.9690	0.0274	0.0887	0.0118	0.0393	0.1061	0.0609
Min	0.5036	-0.2245	-0.0766	0.0008	-0.1959	-0.0419	-0.0041
Panel B	<i>PRICE</i>	<i>NI</i>	<i>EBIT</i>	<i>PCOST</i>	<i>ADJNI</i>	<i>ADJEBIT</i>	<i>OTHER</i>
<i>PRICE</i>	1						
<i>NI</i>	0.2684	1					
<i>EBIT</i>	0.2083	0.6962	1				
<i>PCOST</i>	0.1086	-0.2908	-0.1810	1			
<i>ADJNI</i>	0.3135	0.9569	0.6727	-0.0005	1		
<i>ADJEBIT</i>	0.2413	0.6228	0.9611	0.0978	0.6806	1	
<i>OTHER</i>	-0.0633	-0.3403	0.4381	0.1271	-0.3171	0.4791	1

PCOST = Periodic pension Cost, *NI* = Net Income, *ADJNI* = *PCOST* + *NI*, *EBIT* = Earnings Before Interest and Taxes, *ADJEBIT* = *PCOST* + *EBIT*, *OTHER* = *NI* - *EBIT*, All variables are deflated by the stock price of the beginning of the year

Table 11 Results of OLS Regression: Earnings Model

Panel A	<i>Constant</i>	<i>NI</i>	<i>EBIT</i>	<i>OTHER</i>	<i>Adj. R²</i>	
(1)	0.9556 (46.65) [0.000]	2.4502 (4.681) [0.000]			0.0940	
(2)	0.9535 (34.84) [0.000]		2.4626 (4.579) [0.000]	-2.4437 (-4.660) [0.000]	0.0894	
Panel B	<i>Constant</i>	<i>PCOST</i>	<i>ADJNI</i>	<i>ADJEBIT</i>	<i>OTHER</i>	<i>Adj. R²</i>
(1)	0.8697 (27.62) [0.000]	1.6106 (1.406) [0.161]	3.0995 (5.012) [0.000]			0.1457
(2)	0.8562 (23.12) [0.000]	1.6390 (1.434) [0.153]		3.1842 (5.019) [0.000]	-3.0791 (-4.933) [0.000]	0.1430

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-t), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 12 Comparison: High Average Group vs. Low Average Group (3)

Panel A	Constant		NI	EBIT	OTHER	Adj. R ²	Chow Test
(1H)	0.9572 (38.42) [0.000]		1.9062 (3.311) [0.001]			0.0725	
(1L)	0.9247 (21.25) [0.000]		3.6482 (3.149) [0.002]			0.1059	F=1.100 p=0.335
(2H)	0.9598 (29.27) [0.000]			1.8936 (3.219) [0.002]	-1.9147 (-3.327) [0.001]	0.0631	
(2L)	0.9071 (17.24) [0.000]			3.7290 (3.277) [0.001]	-3.5273 (-3.049) [0.003]	0.0989	F=0.811 p=0.489
Panel B	Constant	PCOST	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	Adj. R ²	Chow Test
(1H)	0.8783 (23.53) [0.000]	1.1942 (1.002) [0.319]	2.4709 (3.756) [0.000]			0.1199	
(1L)	0.7565 (13.77) [0.000]	11.763 (2.640) [0.010]	3.6955 (3.758) [0.000]			0.2201	F=3.363 p=0.020
(2H)	0.8647 (19.78) [0.000]	1.2640 (1.064) [0.290]		2.5442 (3.759) [0.000]	-2.4579 (-3.687) [0.000]	0.1127	
(2L)	0.7298 (11.61) [0.000]	11.820 (2.698) [0.008]		3.8102 (4.016) [0.000]	-3.5253 (-3.612) [0.000]	0.2166	F=2.597 p=0.038
Panel C	Constant	PCOST	D _{PCOST}	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	Adj. R ²
(1)	0.8404 (26.07) [0.000]	8.5068 (2.968) [0.003]	-6.5981 (-2.686) [0.008]	2.8268 (4.928) [0.000]			0.1713
(2)	0.8174 (21.63) [0.000]	8.8974 (3.130) [0.002]	-6.9285 (-2.844) [0.005]		2.9481 (5.019) [0.000]	-2.7807 (-4.777) [0.000]	0.1712

PCOST = Pension cost, NI = Net Income, ADJNI = PCOST + NI, EBIT = Earnings Before Interest and Taxes, ADJEBIT = PCOST + EBIT, OTHER = NI - EBIT, All variables are deflated by the stock price of the beginning of the year. Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-*t*), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 13 First Difference Model: Book Value of Equity

	<i>Constant</i>	ΔBVE	ΔMIN	D_{MIN}	ΔOCI	D_{OCI}	ΔITG	D_{ITG}	ΔOFF	D_{OFF}	<i>Adj. R²</i>
(1)	-0.0383 (-2.076) [0.039]	1.8076 (4.800) [0.000]	8.2253 (3.218) [0.002]	-6.7888 (-2.554) [0.011]							0.1542
(2)	-0.0409 (-2.170) [0.031]	1.8782 (4.847) [0.000]			17.669 (2.865) [0.005]	-13.595 (-2.097) [0.037]					0.1565
(3)	-0.0341 (-1.874) [0.062]	1.7602 (4.756) [0.000]			14.073 (3.272) [0.001]	-12.318 (-2.796) [0.006]					0.1491
(4)	-0.0231 (-1.248) [0.214]	1.7713 (4.719) [0.000]					4.3711 (1.823) [0.070]		4.3711 (1.823) [0.148]	-4.5125 (-1.452) [0.148]	0.1233
(5)	-0.0364 (-1.943) [0.054]	1.8154 (4.754) [0.000]	7.8175 (2.425) [0.016]	-6.0827 (-1.809) [0.072]					0.3965 (0.1418) [0.887]	-2.2484 (-0.628) [0.531]	0.1477
(6)	-0.0393 (-2.056) [0.041]	1.8717 (4.756) [0.000]			16.091 (2.221) [0.028]	-11.498 (-1.513) [0.132]			0.9137 (0.3447) [0.731]	-2.5724 (-0.761) [0.448]	0.1501
(7)	-0.0325 (-1.748) [0.082]	1.7631 (4.713) [0.000]			13.321 (2.377) [0.018]	-11.159 (-1.937) [0.054]			0.4694 (0.1618) [0.872]	-2.0069 (-0.551) [0.582]	0.1419

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-*t*), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 14 First Difference Model: Earnings

	<i>Constant</i>	$\Delta PCOST$	D_{PCOST}	$\Delta ADJNI$	$\Delta ADJEBIT$	$\Delta OTHER$	<i>Adj. R²</i>
(1)	-0.0142 (-0.723) [0.471]	30.031 (2.502) [0.013]	-22.879 (-1.730) [0.085]	2.1975 (4.442) [0.000]			0.1265
(2)	-0.0157 (-0.796) [0.427]	30.400 (2.518) [0.013]	-23.494 (-1.721) [0.087]		2.2330 (5.087) [0.000]	-2.4078 (-5.359) [0.000]	0.1228

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-t), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 15 Correlation Matrix

	<i>PRICE</i>	<i>BVE</i>	<i>NI</i>	<i>ADJNI</i>	<i>PCOST</i>	<i>MIN</i>	<i>OFF</i>
<i>PRICE</i>							
<i>BVE</i>	0.4059						
<i>NI</i>	0.3139	-0.0537					
<i>ADJNI</i>	0.3835	0.0520	0.9105				
<i>PCOST</i>	0.1186	0.2479	-0.3322	0.0875			
<i>MIN</i>	0.0068	0.1301	-0.3800	-0.0912	0.7073		
<i>OFF</i>	0.1751	0.1545	-0.1082	0.2511	0.8834	0.5426	

Numbers in the lower left angle are correlation coefficients when all variables are deflated by the beginning-of-year stock price.

Table 16 Book Value of Equity and Current Earnings

	<i>Constant</i>	<i>BVE</i>	<i>NI</i>	<i>ADJNI</i>	<i>PCOST</i>	<i>D_{PCOST}</i>	<i>MIN</i>	<i>D_{MIN}</i>	<i>OFF</i>	<i>D_{OFF}</i>	<i>Adj. R²</i>
(1)	0.5743 (11.34) [0.000]	0.6215 (7.884) [0.000]	2.6279 (5.309) [0.000]								0.2705
(2)	0.5541 (10.61) [0.000]	0.5709 (7.059) [0.000]		3.0016 (5.280) [0.000]	-0.1857 (-0.164) [0.870]						0.2858
(3)	0.5526 (10.80) [0.000]	0.5412 (6.604) [0.000]		2.8403 (5.243) [0.000]	4.1164 (1.510) [0.133]	-4.0269 (-1.774) [0.078]					0.2929
(4)	0.5673 (10.91) [0.000]	0.6063 (7.653) [0.000]	2.9033 (5.094) [0.000]				0.5132 (1.486) [0.139]				0.2744
(5)	0.5618 (10.87) [0.000]	0.6083 (7.727) [0.000]	2.7541 (4.900) [0.000]				2.0432 (1.800) [0.073]	-1.6200 (-1.367) [0.173]			0.2764
(6)	0.5556 (10.76) [0.000]	0.5885 (7.375) [0.000]	2.7461 (5.318) [0.000]						1.2502 (2.440) [0.016]		0.2892
(7)	0.5590 (10.96) [0.000]	0.5814 (7.288) [0.000]	2.6029 (4.984) [0.000]						1.8681 (2.354) [0.020]	-0.8186 (-1.001) [0.318]	0.2891

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-*t*), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

Table 16 Addition of Independent Variable

Panel A	Constant	PCOST	D _{PCOST}	ADJNI	ADJEBIT	OTHER	GBI	Adj. R ²
(1)	0.9631 (17.14) [0.000]	5.6861 (1.813) [0.071]	-4.9586 (-1.881) [0.061]	2.9028 (5.239) [0.000]			-0.0282 (-2.788) [0.006]	0.1908
(2)	0.9429 (16.68) [0.000]	5.9432 (1.918) [0.057]	-5.2624 (-2.023) [0.044]		3.0925 (5.446) [0.000]	-2.8426 (-5.047) [0.000]	-0.0315 (-3.043) [0.003]	0.1956
Panel B	Constant	Δ PCOST	D _{PCOST}	Δ ADJNI	Δ ADJEBIT	Δ OTHER	Δ GBI	Adj. R ²
(1)	0.0572 (1.774) [0.078]	30.241 (2.565) [0.011]	-26.136 (-1.989) [0.048]	2.1358 (4.470) [0.000]			0.1072 (3.267) [0.001]	0.1695
(2)	0.0561 (1.736) [0.084]	30.842 (2.604) [0.010]	-27.188 (-2.004) [0.047]		2.1921 (5.224) [0.000]	-2.4751 (-5.699) [0.000]	0.1091 (3.312) [0.001]	0.1674

Top = Estimated Coefficients, (Middle) = *t*-value using heteroskedasticity-consistent covariance matrix (white-t), [Bottom] = *p*-value (two-tailed).

参 考 文 献

- Ali, A. and K. R. Kumar, "Earnings Management Under Pension Accounting Standards: SFAS 87 Versus APB 8," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 8, No. 4, Fall 1993.
- , "The Magnitude of Financial Statement Effects and Accounting Choice: The Case of Adoption of SFAS 87," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 18, No. 1, July 1994.
- Ali, A. and P. Zarowin, "Permanent versus Transitory Components of Annual Earnings and Estimation Error in Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, No. 2/3, June/Sept. 1992.
- , "The Role of Earnings Levels in Annual Earnings – Returns Studies," *Journal of Accounting Research*, Vol. 30, No. 2, Autumn 1992.
- Amir, E. and E. A. Gordon, "Firms' Choice of Estimation Parameters: Empirical Evidence from SFAS No. 106," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 11, No. 3, Summer 1996.
- Ball, R., Kothari, S. P. and R. L. Watts, "Economic Determinants of the Relation between Earnings Changes and Stock returns," *Accounting Review*, Vol. 68, No. 3, July 1993.
- Barniv, R. and J. B. McDonald, "Review of Categorical Models for Classification Issues in Accounting and Finance," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 13, No. 1, July 1999.
- Barth, M. E., "Relative Measurement Errors Among Alternative Pension Asset and Liability Measures," *Accounting Review*, Vol. 66, No. 3, July 1991.
- Barth, M., Beaver, W. H. and Landsman, W. R., "The Market Valuation Implications of Net Periodic Pension Cost Components," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, No. 1, March 1992.
- Blankley, A. I. And E. P. Swanson, "A Longitudinal Study of SFAS 87 Pension Rate Assumptions," *Accounting Horizons*, Vol. 9, No. 4, December 1995.
- Brozovsky, J. A., Murray, D. and F. H. Selto, "Extended Adoption Windows by the Financial Accounting Standards Board: The Case of SFAS 87," *Research in Accounting Regulation*, Vol. 7, 1993.
- Bulow, J. I., Mørck, R. and L. Summers, "How Does the Market Value Unfunded Pension Liabilities?" in Bodie, Z., Shoven, J. B. and D. A. Wise eds., *Issues in Pension Economics*, University of Chicago Press, 1987.
- Collins, D. and S. Kothari, "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11, No. 2/3, July 1989.
- Dhaliwal, D. S., "Measurement of Financial Leverage in the Presence of Unfunded Pension Obligations," *Accounting Review*, Vol. 61, No. 4, October 1986.
- Easton, P. D. "Accounting Earnings and Security Valuation: Empirical Evidence of the Fundamental Links," *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, Supplement 1985.
- Easton, P. and T. Harris, "Earnings as an Explanatory Variable for Returns," *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. 1, Spring 1991.
- Easton, P., Harris, T. and J. Ohlson, "Aggregate Accounting Earnings can Explain Most of Security Returns," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, No. 2/3, June/September 1992.
- Easton, P. and M. Zmijewski, "Cross Sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Finance*, Vol. 11, No. 2/3, July 1989.
- Espahbodi, R., "On the Robustness of the Results of Adoption Date Choice Studies: The Case of Pension

- Accounting," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 6, No. 1, January 1996.
- Feldstein, M. and S. Seligman, "Pension Funding, Share Prices, and National Savings," *Journal of Finance*, Vol. 36, No. 4, September 1981.
- Feldstein, M. and R. Mørck, "Pension Funding Decisions, Interest Rate Assumptions, and Share Prices," in Bodie, Z. and J. B. Shoven eds., *Financial Aspects of the United States Pension System*, University of Chicago Press, 1983.
- Feltham, G. and J. Ohlson, "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, Spring 1995.
- Ferris, K. R. and S. Hsieh, "Evidence on the Information Content and Usefulness of Reverted Pension Assets," *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, Vol. 3, Pt. B, 1995.
- Francis, J. R., "Lobbying Against Proposed Accounting Standards: The Case of Employers' Pension Accounting," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 6, No. 1, Spring 1987.
- Francis, J. R. and S. A. Reiter, "Determinants of Corporate Pension Funding Strategy," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 1, April 1987.
- Friedman, B. M., "Pension Funding, Pension Asset Allocation, and Corporate Finance: Evidence from Individual Company Data," in Bodie, Z. and J. B. Shoven eds., *Financial Aspects of the United States Pension Systems*, University of Chicago Press, 1983.
- Ghicas, D. C., "Determinants of Actuarial Cost Method Changes for Pension Accounting and Funding," *Accounting Review*, Vol. 65, No. 2, April 1990.
- Godwin, J. H., Goldberg, S. R. and J. E. Duchac, "An Empirical Analysis of Factors Associated with Changes in Pension-Plan Interest-Rate Assumptions," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 11, No. 2, Spring 1996.
- Gopalakrishnan, V., "Investor Valuation of Postretirement Benefits Disclosed Under SFAS No. 106," *Advances in Accounting*, Vol. 12, 1994.
- Gopalakrishnan, V. and T. F. Sugrue, "The Debt Equivalency of Unfunded Accumulated and Projected Pension Obligations," *Advances in Accounting*, Vol. 8, 1990.
- , "Economic Consequences of Pension Policy Deliberations (SFAS NO. 87): An Empirical Assessment of Debt-Covenant Hypothesis," *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 19, No. 5, September 1992.
- , "An Empirical Investigation of Stock Market Valuation of Corporate Projected Pension Liabilities," *Journal of Finance and Accounting*, Vol. 20, No. 5, September 1993.
- , "The Role of Corporate Pension Assets and Liabilities in Determining the Market Value of Equity," *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, Vol. 3, Pt. B, 1995.
- Harper, R. M. and J. R. Strawser, "The Effect of SFAS 87 on Corporate Funding of Defined Benefit Pension Plans," *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 20, No. 6, November 1993.
- Ipolito, R. A., "The Economic Burden of Corporate Pension Liabilities," *Financial Analysts Journal*, January-February 1986.
- Kemp, R. S., "An Examination of the Relationship of Unfunded Vested Pension Liabilities and Selected Elements of Firm Value," *Advances in Accounting*, Vol. 5, 1987.
- Kennedy, D. B., "Classification Techniques in Accounting Research: Empirical Evidence of Comparative Performance," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 8, No. 2, Spring 1992.

- Kormendi, R. and R. Lipe, "Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns," *Journal of Business*, Vol. 60, No. 3, July 1987.
- Kothari, S. P. and J. L. Zimmerman, "Price and Return Models," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, No. 2, September 1995.
- Kwon, S., "Economic Determinants of the Assumed Interest Rate in Pension Accounting," *Advances in Accounting*, Vol. 12, 1994.
- Landsman, W. "An Empirical Investigation of Pension Fund Property Rights," *Accounting Review*, Vol. 61, No. 4, October 1986.
- Langer, R. and B. Lev, "The FASB's Policy of Extended Adoption for New Standards: An Examination of FAS No. 87," *Accounting Review*, Vol. 68, No. 3, July 1993.
- Livnat, J., "Disclosure of Pension Liabilities: The Information Content of Unfunded Vested Benefits and Unfunded Past Service Cost," *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 11, No. 1, Spring 1984.
- Maddala, G. S., "A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting Research," *Accounting Review*, Vol. 68, No. 4, October 1991.
- Maher, J. J., "Pension Obligations and the Bond Credit Market: An Empirical Analysis of Accounting Numbers," *Accounting Review*, Vol. 62, No. 4, October 1987.
- Maher, J. J. and J. E. Ketz, "An Empirical Investigation of the Measurement of Pension Obligations by Bond Rating Analysis," *Advances in Accounting*, Vol. 11, 1993.
- Martin, L. J. and G. V. Henderson, "On Bond Ratings and Pension Obligations: A Note," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 18, No. 4, December 1983.
- Morris, M. H. and W. D. Nichols, "Pension Accounting and the Balance Sheet: The Potential Effect of the FASB's Preliminary Views," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 7, No. 4, Summer 1984.
- Ohlson, J. A., "Earnings, Book Values and Dividends in Security Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No.2, Spring 1995.
- Penman, S. H., "Combining Earnings and Book Value in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 3, Fall 1998.
- Penman, S. and T. Sougiannis, "A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 3, Fall 1998.
- Ramesh, K. and S. R. Thiagarajan, "Estimating the Permanent Component of Accounting Earnings Using the Unobservable Components Model: Implications for Price-Earnings Research," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 8, No. 4, Fall 1993.
- Ramakrishnan, R. and J. Thomas, "Valuation of Permanent, Transitory, and Price-Irrelevant Components of Reported earnings," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 13, No. 3, Summer 1998.
- Reiter, S. A., "Pension Obligation and the Determination of Bond risk Premiums: Evidence from the Electric Industry," *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 18, No. 6, November 1991.
- , "Economic Measures of Unfunded Pension Obligations," *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 32, No. 2, Summer 1992.
- Rollins, T. P., "Characteristics of Firms Making Actuarial Assumption Changes," *Advances in Accounting*,

Vol. 11, 1993.

- Sami, H. and R. Lipka, "Management Expectations, Firm Characteristics and the Economic Consequences of Statement 87: Implications for Transitions Period Policy," *Research in Accounting Regulation*, Vol. 3, 1989.
- Scott, T. W., "Pension Disclosures Under SFAS No. 87: Theory and Evidence," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 8, No. 1, Fall 1991.
- Senteney, D. L. and J. R. Strawser, "The Impact of Financial Statements on the Adoption of Accounting Pronouncements: The Case of SFAS 87," *Advances in Accounting*, Vol. 8, 1990.
- Stone, M. and R. W. Ingram, "The Effects of Statement No. 87 on the Financial Reports of Early Adopters," *Accounting Horizons*, Vol. 2, No. 3, September 1988.
- Stone, M. and J. Rasp, "Tradeoffs in the Choice Between Logit and OLS for Accounting Choice Studies," *Accounting Review*, Vol. 66, No. 1, January 1991.
- Thomas, J. K., "Corporate Taxes and Defined Benefit Pension Plans," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 10, No. 3, July 1988.