

企業年金制度の積立不足と母体企業の株式リターン

柳 瀬 典 由
後 藤 晋 吾

"For years now, we've heard General Motors complain that it's being lapped in the United States by Toyota because it's got five retirees in the back seat for every two people actively building its vehicles, while Toyota is virtually retiree-free. GM is weighed down by heavy "legacy costs" for pensions and health care, while Toyota has no pension plan."

— Newsweek, March 6, 2006 —

1. はじめに

「レガシーコスト(legacy costs)」という言葉がある。これは、企業年金や医療など従業員に対して企業が負担する費用の総称で、「過去の遺産」ともよばれる。2010年1月、ナショナル・フラッグ・キャリア（国を代表する航空会社）でもある日本航空（Japan Airlines, 以下、JAL）が、会社更生法適用を申請、政府管理下で再建を目指すことになった。その数ヶ月前、JAL問題を管轄する当時の国土交通相は、「レガシーコスト」の削減が同社の経営再建にとって不可欠であるとの認識を示していた。同じ時期、同社は国内外16路線の廃止と大幅な人員削減を軸とするリストラ策を発表していたが、実は、そのかなり以前から同社の退職給付の積立不足は深刻化していた。2005年3月末時点で、退職給付債務約9千億円に対する年金資産の積立額は約4千億円に過ぎず、巨額の積立不足は約5千億円にも達していたのである。これは当時のJALの当期利益約300億円の16倍に達する規模であった。

「レガシーコスト」をめぐる問題は、何もJALに限った話ではない。同社が会社更生法適用を申請する約1年半前、2009年6月、20世紀を代表する企業であるゼネラル・モーターズ（General Motors, 以下、GM）が連邦破産法11条を申請し、政府の管轄下での再建を目指すことになっていた。同社もこの「レガシーコスト」に苦しめられ、破綻直前まで身動きが取れない状況に陥っていたのである¹⁾。冒頭の記事は、その破綻の数年前にGMが直面していた深刻な状況を物語っている。ライバルの「米国」トヨタが1台の自動車を生産するコストの何倍もの固定費負担に、GMは直面していたのである。そもそも、確定給付型の企業年金制度を有す

る企業は現役および退職従業員の退職後所得に対する一定の責任があり、こうしたコスト負担は、母体企業の将来の利益やキャッシュフローといったファンダメンタルズに対して、好ましくない影響をもたらすとも言われている。たとえば、2003年、GMは合計41億ドルにも達する大規模な事業売却と、米国企業で市場最大規模となる176億ドルの社債発行を行なっている²⁾。まさに、GMが経営破綻する数年前の話である。ここで、注目したいのは、その大部分の資金が当時254億ドルに達していた企業年金の積立不足の「穴埋め」に拠出されたという点である。さらに、GMは、同じ年、軍需部門のGeneral Dynamicsを11億ドルで、Hughes Electronicsの持分の一部を31億ドルで売却し、その売却資金の一部を積立不足への「穴埋め」に使用している。このことから、社債発行など新規の資金調達のみでは「穴埋め」に必要な資金は賅えず、同社の将来キャッシュフローの礎になるはずであった事業の売却にまで手をつけざるを得ない状況にあったことを伺い知ることができる³⁾。

このように、企業の重要な意思決定が「レガシーコスト」に引きずられ、研究開発や新しい人員雇用などの「将来に向けての投資」に負の影響を及ぼし企業業績を低下させているのであれば、それは企業本来の活動を阻害する要因だといえる。将来に向けての投資にとって必要な資金の一部を、企業年金制度への拠出に回さざるを得ない事態が発生するならば、それはその企業の将来の利益を食いつぶすことになりかねない（佐々木 [2006]、Rauh [2006]、Franzoni [2009] ほか）。実際、Rauh [2006] や Franzoni [2009] は、企業年金制度への追加拠出が、母体企業のキャッシュフロー及び投資行動、さらには企業価値に与えるネガティブな影響について、米国企業を対象に詳しく論じている⁴⁾。また、わが国の場合も、主たる確定給付型の企業年金制度である厚生年金基金と確定給付型企業年金では、毎年定期的実施される財政検証において年金資産の積立水準の検証が行なわれ、積立不足額が一定額を上回る場合には、掛金の金額が見直されるほか、追加拠出が求められる場合がある。したがって、企業年金財政の悪化は、期待キャッシュフローの低下を通じて、母体企業の将来のファンダメンタルズに負の影響を及ぼしうると考えられる。

以上、JALやGMの事例に象徴される、「過去と将来のジレンマ」は、結果としてこれらの企業の破綻の遠因となった可能性がある。ここに、次のような問いが生じる。「果たして、企業年金制度における積立不足は母体企業の利益やキャッシュフローといったファンダメンタルズに深刻な影響をあたえているのだろうか？」また、「仮に、そうした影響が生じているならば、株式市場は即座に正しくそれを評価しているのだろうか？」そもそも、効率的な市場のもとでは、企業年金の財政状態は即座に市場評価に反映されるはずであり、実際、先行研究のなかには、母体企業の評価に際して、株式市場が年金債務の情報を即座に正しく反映していることを論じたものも多数ある（Feldstein and Seligman [1981]、Feldstein and Morck [1983]、Lansman [1985]、Bulow, Morck and Summers [1987] ほか）。その一方で、市場が年金債務を即座に正しく評価していない可能性を論じるものも多数あり、この論点が実証的に掘り下げる価値のあ

るテーマであることを物語っている (Coronado and Sharpe [2003], Franzoni and Marín [2006], Nakajima and Sasaki [2010], Goto and Yanase [2011], 柳瀬・後藤 [2011] ほか)。

たとえば、わが国の企業を対象にした直近の研究として、柳瀬・後藤 [2011] があるが、彼らは、企業年金制度のみの財政状態を直接的に反映する指標として、退職給付債務に対する年金資産の積立比率 (以下、「積立率」) を定義するとともに、この「積立率」が将来の株式リターンを予測するかどうかを、2001年3月期から2008年3月期 (株式リターンの計測期間は、2001年7月から2009年6月) までの8年間にわたる東証一部上場企業 (金融・保険除く) のデータを用いて検証している。そのうえで、その予測経路が、将来の掛金負担増や追加拠出の「可能性」を通じたファンダメンタルズへの影響に関連しているかどうかを探っている。その結果、直近の実現リターン、株式時価総額、簿価時価比率、退職給付見込み額を現在価値に修正する時に使用する割引率 (以下、退職給付債務の割引率)、会計的発生高 (会計上の利益とキャッシュフローの差額)、総資産営業利益率 (Return on Assets, ROA) 及び業種ダミーをコントロールした上で、低い「積立率」が追加的に低い株式リターンを予測することを発見している。これは、より多くのリターン予測変数をコントロールした上でも、「積立率」が将来リターンを追加的に予測できることを示しており、興味深い。加えて、株式市場変数をコントロールしたうえで、「積立率」が母体企業の将来のファンダメンタルズに対して追加的に正の予測力を持ち、特に、将来のキャッシュフローを強く予測すると論じている。

その一方で、企業年金財政が株式リターンに与える影響を検証する際に、柳瀬・後藤 [2011] が用いた「積立率」ではなく、総資産あるいは株主資本に対する積立不足額の比率を用いた研究もある (Franzoni and Marín [2006] ほか)。実は、これらの比率はかなり似通っているものの、それぞれ異なる情報を含んでいる。つまり、前者の指標が企業年金財政のみの情報を捉えているのに対し、後者の指標は企業年金財政と企業財務を統合した「統合バランスシート観 (Integrated balance sheet perspective)」のもとで、企業年金制度の積立不足額を母体企業の負債として勘案した場合の実質的なレバレッジ (以下、「統合レバレッジ」) に関する追加的な情報を提供しているのである⁵⁾。

本稿の目的は、柳瀬・後藤 [2011] で用いられている「積立率」のみならず、企業年金の積立不足額 (退職給付債務から年金資産を控除した額) の母体企業の純資産に対する比率 (以下、「積立不足負担率」) にも焦点をあて、これらの指標が母体企業の将来の株式リターンに与える影響を実証的に検討する。そのうえで、各指標間の予測力に相違が生じた場合には、その差異の原因について、企業年金財政による母体企業の株式リターンへの影響経路の観点から論じたい。

そもそも、企業年金財政、特に年金積立の状況は主に二つの経路を通じて母体企業の将来株式リターンに関する情報を反映していると考えられる。第一に、企業の年金積立の状況は将来の母体企業のファンダメンタルズに関する情報を反映している可能性が高いが、もし市場がこの情報を即座に織り込まない場合には、年金積立の状況は将来の株式リターンを予測する可能

性がある。例えば、柳瀬・後藤 [2011] や Goto and Yanase [2011] は、日本市場には積立率と将来のファンダメンタルズ及び将来の株式リターンとの間に有意かつ頑健な正の相関が存在することを示している。第二に、「積立不足負担率」の大小は母体企業の実質的なレバレッジ、つまり、「統合レバレッジ」を通じて母体企業の株式資本コスト（すなわち株式の期待リターン）に影響を与えるはずである（Jin, Merton and Bodie [2006]）。すなわち、「積立不足負担率」の上昇は「統合レバレッジ」の上昇を通じて母体企業のシステムティック・リスク及び期待リターンの上昇をもたらす、これが将来の株式リターンとの正の相関をもたらす可能性がある⁶⁾。

本稿では、柳瀬・後藤 [2011] にしたがって、Fama and MacBeth [1973] によるクロスセクションの回帰分析を用いる。そもそも、Franzoni and Marín [2006] や Nakajima and Sasaki [2010] は、企業年金財政と将来の株式リターンとの関係を分析するために、Fama and French [1993] などによる分類ポートフォリオの手法を用いており、分析手法面でも先行研究の間で若干の相違がある。もちろん、いずれも広く定着した手法であるが、あえて後者の手法が本研究にはふさわしい理由を述べておきたい。第一に、本研究では、「積立率」や「積立不足負担率」といった指標による将来の株式リターンの予測可能性だけでなく、会計利益やキャッシュフローといったファンダメンタルズの予測可能性についても検証する。特に、現時点で株価市場が織り込んでいる情報（直近の実現リターンや簿価時価比率、株式時価総額）に加えて、自己相関や業種間格差の影響をコントロールした上でも、これらの指標が将来のファンダメンタルズに対して追加的な情報を有しているか否かを検証したい。ここに、クロスセクションの多重回帰分析を用いる積極的な意味がある。第二に、Fama [1976] によれば、Fama and MacBeth [1973] のクロスセクションの回帰分析は、ポートフォリオのパフォーマンスとして解釈できるが、この視点はアクティブ・ポートフォリオ・マネージメントの現場に大きな影響を与えているほか（Grinold and Kahn [1999] など）、学術分野でも再脚光を浴びている（Abarbanell and Bushee [1998], Lehman and Modest [2005], Daniel and Titman [2006], Hoberg and Welch [2009] など）。

2001年3月期から2010年3月期（株式リターンの計測期間は、2001年7月から2011年6月）までの10年間にわたる東証一部および二部の上場企業（金融・保険除く）のうち、積立不足の企業（3月決算）のデータを用いて検証した結果、以下の三点が明らかになった。第一に、直近の実現リターン、株式時価総額、簿価時価比率といった現時点で株価市場が織り込んでいる情報に加え、自己相関、業種間格差の影響をコントロールした上でも、現時点の低い「積立率」が翌期の低いファンダメンタルズを予測するとともに、「積立不足負担率」が大きいほど翌期のファンダメンタルズが低くなることが分かった。これらの結果はいずれも、積立不足の水準がより深刻であればあるほど、それが企業の将来のファンダメンタルズにネガティブな影響をもたらす可能性があることを示唆するものである。

第二に、現時点で株価市場が織り込んでいる情報（直近の実現リターン、株式時価総額、簿

価時価比率), 退職給付債務の割引率, 会計的発生高, ROA 及び業種ダミーをコントロールした上で, 低い「積立率」が将来の低い株式リターンを予測することが分かった。これは, サンプル期間や対象企業の範囲が異なる先行研究である柳瀬・後藤 [2011] と同様の結果であり, 企業年金財政のみを反映する「積立率」が, 将来のリターンに関する追加的な情報を有することが確認された。

最後に, 株式リターン予測力はやや低減するものの, 「積立不足負担率」が大きい企業ほど, 将来の株式リターンが高くなることが確認された。つまり, 純資産あたりの積立不足負担の程度が大きければ大きいほど, 将来の高い株式リターンを予測するという点であり, 一見, 「積立率」の将来リターン予測とは逆の結果にも見える。しかしながら, 「統合レバレッジ」の影響経路の観点からは, むしろ「積立不足負担率」が高い企業ほど期待株式リターンが高いはずであり, 実はこの効果が積立不足と将来ファンダメンタルズとの間に存在しうる負の相関(「積立不足負担率」が大きいほど, 将来のファンダメンタルズが低下するという関係)を大きく上回っている可能性が示唆される。仮にそうであるならば, 「積立不足負担率」と将来リターンとの正の相関は, Jin, Merton and Bodie [2006] の主張や(米国における)実証結果と整合的である可能性が高いといえよう。もちろん, 厳密な議論を進めるためには, 「統合レバレッジ」と期待株式リターンとの関係についても掘り下げた検証が必要であるが, この点は今後の研究課題としたい。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では, わが国の退職給付制度に関する制度的背景ならびに最近の企業年金財政の現状把握を行う。そのうえで, 関連する既存研究の概略を述べる。第3節では, 本研究で用いたデータおよび分析方法について, 第4節では, 実証分析の結果を報告するとともに, その解釈を行う。最後に第5節では, 本研究から得られた結論について述べる。

2. 制度的背景と既存研究

2.1 企業年金制度とその財政状態

1998年6月に企業会計審議会から公表され, 2000年4月以降, 適用が開始された「退職給付に係る会計基準」(以下, 退職給付会計基準)では, 退職給付債務から年金資産を控除した額が会計上の調整を経て, 母体企業の貸借対照表に退職給付引当金として計上されることになり, それまでは認識されなかった巨額の隠れ債務が顕在化することになった。退職給付会計基準導入以前は, 企業年金に関しては, 企業が掛金として実際に拠出した金額を各会計年度の費用として計上するだけで, 貸借対照表上に負債認識する必要はなかった。また, 退職一時金に関しても, 毎期, 退職給与引当金繰入額が費用認識されるとともに, その相手勘定項目として貸借対照表に退職給与引当金が負債計上されていただけであり, その金額は将来の退職一時金支払

い額の割引現在価値とは異なるものであった。このように、退職給付会計基準の導入により、母体企業の財務と企業年金財政とが明示的に結合されることになり、その結果、企業年金の財政状態が母体企業の株主価値や信用リスク、資本コストの評価に重要な影響を及ぼす可能性が顕在化した。

退職給付会計基準のもと、企業年金制度の財政状態は、年金資産を退職給付債務で除した値である「積立率」によって把握できる。「積立率」の分母と分子を構成する年金資産および退職給付債務の金額は、年度決算毎に、有価証券報告書内で脚注として開示される。退職給付債務は、一定期間にわたり労働を提供したこと等の事由に基づいて、退職以後に従業員に支給される給付のうち認識時点までに発生したと認められるものを割引計算によって測定した債務であり、従業員の年齢、在職期間、給与水準等に基づいて決定される。退職給付債務の概念には、期末時点までの勤務期間に対応する受給権確定債務の現在価値を示すものと、法的な受給権の有無に関わらず、期末時点までに発生していると認められる退職給付見込み額の現在価値を示すものがある。

前者は、確定給付債務 (Vested Benefit Obligation, 以下 VBO) とよばれ、後者は、将来の昇給を織り込まない場合と織り込む場合に分類され、それぞれ、累積給付債務 (Accumulated Benefit Obligation, 以下 ABO) および予測給付債務 (Projected Benefit Obligation, 以下, PBO) とよばれる。そして、わが国の退職給付会計基準における退職給付債務は PBO として評価される。また、年金資産とは退職給付債務に対応して積み立てられている資産であり、市場性、換金性の高い金融商品で運用されるのが一般的である。また、それは通常の企業資産と切り離されて、企業の外部の別組織、すなわち、企業年金制度において管理、運用される。わが国の代表的な企業年金制度としては、確定給付企業年金、厚生年金基金がある⁷⁾。

厚生年金基金と確定給付型企業年金においては、それぞれの根拠法に基づき毎年定期的に実施される財政検証において、年金資産の積立水準の検証が行なわれ、積立不足額が一定額を上回る場合には、掛金の金額が見直されるほか、追加拠出が求められる場合がある。財政検証には、継続基準によるものと非継続基準によるものがある。継続基準による検証は、年金制度の継続を前提として、年金資産の積立不足額が一定以内に収まっているかどうかを確認するものであり、毎事業年度の末日において責任準備金以上の積立金を保有することが、義務づけられている (厚生年金基金令 39 条の 2 第 2 項, 確定給付企業年金法 60 条 1 項)。それぞれの企業年金制度の実施者である厚生年金基金あるいは、事業主または企業年金基金は、資産額が責任準備金を一定水準以上下回っている場合には、掛金額の再計算が求められる。

これに対し、非継続基準による検証とは、毎事業年度末日において、最低積立基準額以上の積立金を保有することを義務づけるものである (厚生年金基金令 39 条の 3 第 1 項, 確定給付企業年金法 60 条 1 項)。これは、制度の終了を仮定した場合に、必要となる加入者等への給付に見合った年金資産が積み立てられているかどうかを確認するものである。そして、積立金額が

最低積立基準額、つまり、加入者等のそれまでの加入期間に対応する給付見込額の現在価値を下回る場合には、掛金の追加拠出が求められる。

さて、退職給付債務は受給者が増加する時期に急激に増大していくので、年金資産をこの増大に備えて十分に積み立てていれば、資産運用により年金資産も増大し、将来の現金拠出を低く抑えることができる。逆に、退職給付債務に対する年金資産の積立が不足している場合には、年金資産からの支出の増加に伴い、元手である年金資産が減少する⁸⁾。その結果、資産運用による年金資産の増加も期待できなくなるため、将来の現金拠出額が軽減されないばかりか、母体企業はその穴埋めのための現金拠出を行なう可能性も生じてくる。このように、年金資産は既発生分の退職給付のための原資であるとともに、将来の退職給付の現金拠出額を軽減させるための資金でもあるため、現在の「積立率」の水準は、母体企業による現在および将来の現金拠出の大きさに影響を及ぼすことになるのである。

結局、「積立率」は、年金資産と退職給付債務に影響を与える要因の変化によって変動することになる。すなわち、分子の年金資産が増加（減少）すればするほど、他の条件を一定として、「積立率」は改善（悪化）するし、また、分母の退職給付債務が減少（増加）すればするほど、他の条件を一定として、「積立率」は改善（悪化）するのである。もちろん、年金資産額は企業からの拠出額の大きさや資産運用成果によって変動する一方で、退職給付債務額は、将来の退職給付見込み額の変化、たとえば、退職給付水準やその構造の変更の影響のみならず、選択された割引率にも依存することになる。

表 1 は、退職給付のデータが入手可能となった 2001 年 3 月期から 2010 年 3 月期までの 10 年間の「積立率」の推移を示している。「積立率」は、銀行業、保険業、証券・先物取引業、その他金融業（東証 33 業種中分類）を除くすべての東証一部および二部の上場企業（3 月決算企業）全 15,002 サンプルを対象に、各年度末の平均値等（%）を計算し、その時系列推移を示している。「積立率」の推移を見ると、年金資産の運用状況に敏感に反応していることが伺える。たとえば、2003 年 3 月期の「積立率」の平均値は約 40.6% と最も低くなっているが、この時期は、日経平均終値が 7607 円 88 銭（2003 年 4 月 28 日）と当時のバブル崩壊後最安値を更新するなど、運用環境は極めて厳しい時期でもあった。その後、日経平均終値が 15,000 円を超えるなど、運用環境が好転するにつれて、「積立率」の平均も 2007 年 3 月期の約 65.8% を頂点に大幅に改善するとともに、「積立率」が 100% 以上の積立超過のサンプル数も 213 と、この時期に急増している。ただし、株式市場が好転した時期からリーマンショックが発生する 2009 年 3 月期までの期間ですら、「積立率」の平均値は改善しているものの 100% には遠く及ばない水準にあったことは注目に値する。

既に述べたとおり、「積立率」は退職給付の債務に対してどれだけの資産が積み立てられているかを測る直接的な指標であり、100% を下回るということは、企業年金財政が積立不足の状態にあることを意味する。実際、表 1 からも見取れるように、過去 10 年間の全サンプル 15,002

表1 積立率の推移

決算年度	平均値	標準偏差	最小値	最大値	中央値	サンプル数		
						計	積立超過	積立不足
2001年3月	49.90	22.06	0.10	140.69	51.62	1403	12	1,391
2002年3月	46.83	20.94	0.11	147.40	47.88	1441	13	1,428
2003年3月	40.61	19.70	0.13	117.74	40.41	1418	8	1,410
2004年3月	47.85	25.80	0.13	406.08	46.75	1414	29	1,385
2005年3月	51.25	25.96	0.10	151.81	50.17	1403	44	1,359
2006年3月	62.17	32.15	0.06	187.34	60.54	1377	164	1,213
2007年3月	65.87	33.23	0.02	239.91	65.15	1373	213	1,160
2008年3月	59.12	28.70	0.02	186.67	58.34	1352	89	1,263
2009年3月	49.81	23.61	0.06	146.55	48.85	1320	17	1,303
2010年3月	55.91	26.80	0.03	211.04	56.09	1275	48	1,227
2011年3月	56.28	26.03	0.14	183.96	57.14	1226	38	1,188
	53.10	27.13	0.02	406.08	51.89	15,002	675	14,327

(注) 銀行業、保険業、証券・先物取引業、その他金融業(東証33業種中分類)を除くすべての東証一部・二部上場企業(3月決算企業)、全15,002サンプルを対象に各年度末の標準偏差、最大値、最小値、中央値(単位はすべて%)を計算し、その時系列推移を示したものである。また、2001年3月期決算から2011年3月期決算までの期間中、新規上場した企業、上場廃止(合併含む)となった企業もサンプルに含めている。データは、Astra Manager(Quick)より入手した。

のうち、積立超過のサンプルはわずか675、全体の約4.5%に過ぎず、大半の企業は慢性的な積立不足の状態に直面していたことが分かる。もちろん、運用環境とは別に、「積立率」の企業間の差異も顕著であり、必ずしも運用サイドの要因のみが「積立率」の高低を決めるものではないことも伺い知ることができる。

2.2 既存研究

企業年金財政が母体企業の株式市場評価に与える影響については、もっぱら、年金債務(あるいは退職給付債務)の観点から議論されてきた(Feldstein and Seligman [1981], Feldstein and Morck [1983], Lansman [1985], Bulow, Morck and Summers [1987] など)⁹⁾。というのも、年金資産の大半が市場性・客観性の高い金融商品から構成されているのに対し、年金債務(退職給付債務)については、その客観的評価が困難とされてきたからである。たとえば、Feldstein and Seligman [1981] は、企業年金制度における未積立年金債務が株価に与える影響を検証し、その結果、母体企業の株価は未積立年金債務の価値を反映していると主張している。つまり、企業価値評価に際して、株式市場は年金債務の情報を正しく即座に織り込んでいるということになる。同様の議論は、桜井 [1998] や中野 [1998] らの研究においても見られる。彼らは、米国会計基準で財務諸表を作成している日本企業を対象に、退職給付債務が母体企業の株主価値に与える影響を分析し、いずれも退職給付債務情報が企業の株価に影響を与えてい

ることを確認している。

ところが、最近の一連の研究は、株式市場が年金債務を即座に正しく評価していない可能性を指摘するものが多い (Coronado and Sharpe [2003], Franzoni and Marín [2006], 浅野・矢野・岩本 [2006], Nakajima and Sasaki [2010], Goto and Yanase [2011], 柳瀬・後藤 [2011] など)。たとえば、Coronado and Sharpe [2003] は、脚注で開示されている年金資産と年金債務の情報よりも、損益計算書本体で開示されている一連の年金関連費用に対し、株式市場が強く反応している可能性を示している。そのうえで、米国の企業年金会計基準である財務会計基準書 87 号 (Statement of Financial Accounting Standards No.87, 以下, SFAS87) 導入以降、複雑な会計処理過程を通じて歪められた最終利益によって投資家の意思決定がミスリードされ、その結果、1990 年代の年金の資産価値の急騰が生じ、同時期の株式市場バブルの要因の一つとなった可能性を論じている¹⁰⁾。また、Franzoni and Marín [2006] は、厳しい財政状態に直面する企業年金制度を有する企業に対する株式市場の評価が過大であることを論じている。具体的には、財政状態が健全な制度を持つ企業よりもそうでない企業のほうが、積立不足が顕在化した時点以降、少なくとも 5 年の間、低い株式リターンが実現することを発見している。そのうえで、企業年金制度内での損失に対する償却負担ならびに制度への拠出がその原因にあると論じるとともに、低い株式リターンが、価格モメンタムや利益モメンタム、あるいは Accruals といったアセットプライシングの分野でよく知られたアノマリーでは説明不可能であることも指摘している (Jegadeesh and Titman [1993], Chan, Jegadeesh and Lakonishok [1996], Sloan [1996] など)。Franzoni and Marín [2006] は、こうした実証的証拠を踏まえて、企業年金債務の将来利益に対する影響について、市場は効率的ではなく、積立不足がもつ負のインプリケーションが最終的に財務諸表上で顕在化するときに、市場がネガティブにサプライズする可能性を論じている¹¹⁾。

最近のわが国企業の分析としては、浅野・矢野・岩本 [2006] が、退職給付会計基準導入後の 2001 年 3 月期から 2004 年 3 月期までの 4 年間を対象に、財務諸表本体の退職給付関連の会計数値に対する株式市場の評価を分析している。その結果、退職給付債務の遅延認識や割引率の平滑化等の会計技術によって、財務諸表本体の会計数値は必ずしも企業年金財政の経済実態を示しているとはいえず、投資家が未認識年金債務等のオフバランス情報を積極的に評価している可能性を議論している。さらに、Nakajima and Sasaki [2010] は、未認識年金債務がもつ情報を市場が合理的に予測しているかどうかを、2000 年度から 2003 年度までの日本企業を対象に検証している。既に述べたとおり、未認識年金債務は次年度以降の償却負担をもたらし、将来利益の圧迫要因となる。Nakajima and Sasaki [2010] の議論によれば、母体企業の未認識年金債務が株価に効率的に反応していないのであれば、その債務が次年度以降の損益計算書上の遅延認識を受け、株式市場が遅れて未認識年金債務の情報を織り込むことになる。実証分析の結果、彼らは大規模な未認識年金債務をもつ企業ほど、低い将来リターンが実現すること

を発見している。

本稿の直接的な先行研究である柳瀬・後藤 [2011] では、「積立率」が、将来の株式リターンを予測するかどうかを、2001年3月期から2008年3月期（株式リターンの計測期間は、2001年7月から2009年6月）までの8年間にわたる東証一部上場企業（金融・保険除く）のデータを用いて検証するとともに、その予測経路が、将来の掛金負担増や追加拠出の「可能性」を通じたファンダメンタルズへの影響に関連しているかどうかを探っている。その結果、直近の実現リターン、株式時価総額、簿価時価比率、「退職給付債務の割引率」、会計的発生高、ROA及び業種ダミーをコントロールした上で、「積立率」は低い株式リターンを予測するとともに、そのリターン予測力は翌四半期、せいぜい翌半期に限られ、その先は急速に減衰することを発見している。加えて、株式市場変数をコントロールしたうえで、「積立率」が、翌期の利益やキャッシュフローの収益性といった、母体企業の将来のファンダメンタルズに対して追加的に正の予測力を持つことも発見している。そのうえで、彼らは、「積立率」が本決算後、半期先の間接決算に関するファンダメンタルズ情報を主に先取りし、必ずしもリスク・プレミアムのみを捕捉しているわけではないと論じている。さらに、サンプルを「積立率」の高低で二分した場合、「積立率」のリターン予測力とキャッシュフローの収益性が「積立率」の低いグループでのみで観察されるという事実から、彼らは、「積立率」のリターン予測経路が、将来の掛金負担増や追加拠出の「可能性」を通じたファンダメンタルズへの影響に関連している可能性を示唆している¹²⁾。

2.3 検証課題

本稿の目的は、「積立率」のみならず、企業年金の積立不足額（退職給付債務から年金資産を控除した額）の母体企業の純資産に対する比率、すなわち、「積立不足負担率」にも焦点をあて、これらの指標が母体企業の将来の株式リターンに与える影響を実証的に検討することである。そもそも、「積立率」が企業年金財政の指標であるのに対し、「積立不足負担率」は企業年金制度の積立不足額を母体企業の負債として勘案した場合の実質的なレバレッジ、つまり「統合レバレッジ」に関する追加的な情報を含んでいる。「統合レバレッジ」は母体企業の株式資本コスト（期待株式リターン）に影響するはずなので、将来の株式リターンに関して「積立不足負担率」と「積立率」とが異なった情報を反映している可能性が高く、これを比較検証したい。

3. リサーチ・デザイン

3.1 データ

本研究では、2001年3月期決算から2010年3月期決算（株式リターンの計測期間は、2001年7月から2011年6月）までの10年間を検証期間とし、東証33業種中、銀行業、保険業、証

券・先物取引業、その他金融業を除くすべての東証一部ならびに二部上場企業（3月決算企業）をサンプルとして用いる。なお、純資産（:=総資産－総負債）がマイナスの値をとる企業はサンプルから除外する。また、生存者バイアスの存在を考慮して、検証期間中、新規上場した企業、上場廃止（合併含む）となった企業もサンプルに含めることにする。データは、Astra Manager (Quick) より入手する。

以下では、変数観測の時期（年度）を t で示すことにする。各年度内における変数観測のタイミングは6月末である。わが国の場合、ほんの少数の例外を除けば、3月決算企業の財務諸表は6月末までに出揃うと見てよい。したがって、年度 t の6月末には、年度 t の3月末時点での財務諸表（会計年度は $t-1$ ）が観測される。例えば、2007年の6月末に観測される「積立率」は、2007年3月末時点（会計年度は2006年）の財務データに基づいている。年度 t における株式リターン（%）は、Astra Manager による期間リターン（将来1年）を用いるが、具体的には、前年度7月初日から当該年度6月末日までの日次収益率を複利計算したもの、すなわち、6月末に観測された年間収益率として定義する¹³⁾。

分析で用いた「積立率」は、各年度末（3月末）における年金資産を退職給付債務で除した比率（%）である。「積立不足負担率」は、各年度末（3月末）における積立不足額（退職給付債務から年金資産を控除した額）を、母体企業の純資産（:=総資産－総負債）で除した比率（%）である。繰り返しになるが、前者が企業年金制度の積立状況のみを示すのに対し、後者は統合バランスシート観のもとで、企業年金財政の株主への影響度の大きさを捉える指標だといえる。母体企業のファンダメンタルズに関しては、ROA（%）と総資産営業キャッシュフロー比率（%）を用いる。ROAは3月末までに実現した営業利益を前年3月末時点の総資産で除した値である。総資産営業キャッシュフロー比率の計算はROAと同様であるが、分子には、キャッシュフロー計算書から入手した営業活動によるキャッシュフローを用いた。なお、本稿で定義する会計的発生高（%）は、ROAから総資産営業キャッシュフロー比率を差し引くことで計算した。規模の指標としては、各年6月末時点での株式時価総額（百万円）を用いた。簿価時価比率（倍）は、年度末（3月末）の貸借対照表上の純資産（1株あたり）を6月末の株価で除した比率である。規模、簿価時価比率はどれも大きく偏った分布を示すので、自然対数を用いた。年度 t の3月決算の財務データに対応する1期ラグ付の株式リターン（実現リターン）は、モメンタム効果を捉えるための変数であり、年度 $t-1$ の7月初日から年度 t の6月末までの期間で計測されている。もちろん、「積立率」や「積立不足負担率」の大きさは、退職給付債務の割引率にも依存しうる。この割引率は経営者によって每期選択されるものであり、たとえば、年金資産の積立が進んでいない企業では、相対的に高い割引率を用いることにより、「積立率」を高く見せたり、積立不足額を過小に評価する可能性もある（Bergstresser, Desai and Rauh [2006] ほか）。最後に、後述する回帰分析の右辺の説明変数については、すべて上下1%水準で Winsorization を実施する。

3.2 分析手法の概要

「積立率」や「積立不足負担率」といった指標が企業の将来のファンダメンタルズや株式リターンを予測するか否かを検証するために、本稿では Fama and MacBeth [1973] のクロスセクションの回帰分析を用いる。使い古された感のある手法であるが、後述するようにこの手法は簡便であるだけでなく、いくつかの利点がある。特に、直近の実現リターン、株式時価総額、簿価時価比率などを説明変数に加えることによって既に株式市場が織り込んでいる情報をコントロールした上で、「積立率」や「積立不足負担率」といった指標が有する追加的な予測力を抽出することができる。

ret を株式リターン、 y を 1 期先の収益性指標（ROA または総資産営業キャッシュフロー比率）、 X_t を「積立率」あるいは「積立不足負担率」といった年金関連指標とし、 Z をコントロール変数の集合とすると、各期のクロスセクションの回帰分析は次のような形をとる。

$$ret_{t+1} = X_t \cdot \varphi + Z_t \cdot \lambda + \tilde{\epsilon}_{t+1} \quad (1)$$

$$y_{t+1} = X_t \cdot \theta + Z_t \cdot \gamma + \tilde{\epsilon}_{t+1} \quad (2)$$

$\tilde{\epsilon}_{t+1}$ と $\tilde{\epsilon}_{t+1}$ は誤差項である。株式リターンの予測モデル (1) 式と収益性の予測モデル (2) 式はともに、同じコントロール変数群 Z を説明変数に加えている。リターンや収益性を予測する変数として、 Z には直近 1 年の実現リターン、株式時価総額の自然対数値、簿価時価比率の自然対数値、退職給付債務の割引率、会計的発生高、ROA 及び業種ダミー（東証 33 業種基準）を含めた。なお、会計的発生高が将来の利益や株式リターンを予測することは良く知られており、この変数の予測力をコントロールするのが望ましい (Sloan [1996], Chan et al. [2006] など)。

3.3 ポートフォリオ・リターンとしての解釈

Fama [1976] が指摘したとおり、クロスセクションの回帰分析はポートフォリオ最適化の問題として解釈することができる。 $t+1$ 期に回帰モデル (3) 式を OLS で推定し、 φ の推定値を $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ と表示しよう。説明変数は全て t 期に観測されていることに留意したい。クロスセクションの回帰分析を、 $t=2001$ 年から $t=2010$ 年まで推定すると、10 年間の $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ の時系列が得られる。各年、6 月末にポートフォリオの組み換えを行なうので、 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ の時系列は、2002 年 6 月から 2011 年 6 月まで毎 6 月末に記録されることとなる。この $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ の時系列は、10 年間のポートフォリオ・リターンと解釈できる。この点は、例えば、Fama [1976] などが詳述しているが、多重回帰分析で活用することを念頭におき、補足的な説明を加えよう。

まず、 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ は、

$$\hat{\varphi}_{(t+1)} = h_t' \cdot ret_{t+1} \quad (3)$$

と書ける。ここで、 h_t を t 期における各株式への投資保有額（空売りの場合には負）のベクトルと見れば、(3) 式は $t+1$ 期のポートフォリオ・リターンに他ならない。 h_t の内容であるが、Frisch-Waugh-Lovell (FWL) theorem を用いれば、

$$h_t = \text{res}.X_t \cdot (\text{res}.X_t' \cdot \text{res}.X_t)^{-1} \quad (4)$$

$$\text{res}.X_t \equiv [I - Z_t(Z_t'Z_t)^{-1}Z_t'] \cdot X_t \quad (5)$$

と書ける。ここで $\text{res}.X$ は、「積立率」あるいは「積立不足負担率」をコントロール変数群 Z に回帰した後の誤差項であり、全てのコントロール変数と無相関である。つまり、 $\text{res}.X$ は、コントロール変数の影響を除去した後の「積立率」あるいは「積立不足負担率」のバラツキを示している。また、(4) 式によれば、各株式への投資保有額ベクトル h_t は $\text{res}.X$ のベクトルに比例しており、 $(\text{res}.X_t' \cdot \text{res}.X_t)^{-1}$ が比例係数の役割を果たしている。本稿では、Hoberg and Welch [2009] の語法に従って、 h_t を t 期における OLS ポートフォリオと呼ぶこととする。

したがって、クロスセクションの回帰分析で推定された回帰係数 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ は、OLS ポートフォリオの $t+1$ 期の実現リターンに他ならない。ポートフォリオ h_t は t 期に観測される変数にのみ依存しているので、 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ は 1 期先の Out-Of-Sample リターンを示している。Fama and MacBeth [1973] は、 φ の推定値として、 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ の時系列平均値 $\hat{\varphi}_{FM}$ を用いているが、これは OLS ポートフォリオの時 Out-Of-Sample リターンの時系列平均ということになる。

$$\hat{\varphi}_{FM} = E[\varphi] = \frac{1}{10} \sum_{t=2001}^{2010} \hat{\varphi}_{(t+1)} = \frac{1}{10} \sum_{t=2001}^{2010} h_t' \cdot \text{ret}_{t+1}$$

$\hat{\varphi}_{FM}$ が有意に正であるということは、Fama/MacBeth ポートフォリオの Out-Of-Sample リターンが有意に正であるということであり、統計的有意性のみならずポートフォリオ収益の経済的有意性の観点からも回帰分析の結果を論じることが可能となる。これは、In-Sample を用いた計量経済手法、例えばパネルデータ分析にはない利点である。

なお、 Z が全株式に対応した業種ダミーを含んでいるので、 $\text{res}.X$ の合計は每期ゼロであり、OLS ポートフォリオは初期資金を必要としない Long/Short ポートフォリオである。そうであるならば、 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ や $\hat{\varphi}_{FM}$ の大きさの解釈には注意を要する。というのも、初期資金を要しないので、ポートフォリオ・マネージャーはリスク許容度に応じて自由にポートフォリオ保有額を増減させることができ、これに伴って $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ や $\hat{\varphi}_{FM}$ の大きさも増減するからである。したがって、 $\hat{\varphi}_{(t+1)}$ や $\hat{\varphi}_{FM}$ の大きさをもって、「積立率」あるいは「積立不足負担率」の予測可能性を論じることにはできない。むしろ、予測可能性の評価には OLS ポートフォリオのシャープ・レシオ、 $SR[\hat{\varphi}] \equiv E[\hat{\varphi}] / SD[\hat{\varphi}]$ を用いるのが望ましい。なお、 $E[.]$ と $SD[.]$ は、それぞれ、時系列平均と時系列標準偏差を意味している。

このように考えると、シャープ・レシオはスケールの影響を受けず、またポートフォリオのパフォーマンス指標として広く用いられているので、OLS ポートフォリオのリターンの経済的有意性を測る尺度として望ましい。なお、経済的有意性の尺度を測る上でのベンチマークとして、例えば米国の株式市場における、マーケット・ファクター、バリュース・ファクター、モメンタム・ファクターなどのシャープ・レシオが参考になる¹⁴⁾。米国で、バリュース・ファクターやモメンタム・ファクターが将来リターンを予測するという事実は、原因については諸説あるものの、そのこと自体、学界、実務界で広く受け入れられている。

したがって、「積立率」あるいは「積立不足負担率」に基づいた OLS ポートフォリオのシャープ・レシオを、バリュース・ファクターやモメンタム・ファクターのシャープ・レシオと比較することにより、「積立率」あるいは「積立不足負担率」のリターン予測力の程度を測ることは可能である。なお、OLS ポートフォリオのシャープ・レシオは、Fama/MacBeth における t 統計量を、クロスセクションの数の平方根で除したものに等しい。したがって、Fama/MacBeth のクロスセクションの回帰分析では、統計的有意性の尺度 (t 統計量) と経済的有意性の尺度 (シャープ・レシオ) とが双対関係にあることがわかる。例えば、本稿の場合 10 年分のクロスセクションを用いるが、 t 値が 1.86 (10% 水準で有意)、2.31 (5% 水準で有意)、3.36 (1% 水準で有意) の場合はそれぞれ、シャープ・レシオが 0.59、0.73、1.06 ということになる。もし、Fama/MacBeth のクロスセクションの回帰分析で ϕ の推定値が 10% 水準以上で有意であるならば、「積立率」あるいは「積立不足負担率」のリターン予測力の有意性は、米国のバリュース・ファクターやモメンタム・ファクターと同等、あるいは上回っている可能性すらある。

ところで、Fama/MacBeth のクロスセクションの回帰分析に替わる手法としては、分類(ソート)ポートフォリオを用いる方法がある。これは、例えば、各期に「積立率」あるいは「積立不足負担率」の高低を基準として 5 分位や 10 分位等、サンプルをいくつかのグループに分類し、最上位と最下位のポートフォリオの Out-Of-Sample リターンの格差を用いて「積立率」あるいは「積立不足負担率」のリターン予測力を論じる方法である。Fama and French [1993, 1996] などをはじめ、広く定着した方法であるが、以下の理由により本稿では Fama/MacBeth のクロスセクションの回帰分析を用いることとする。

第一に、本稿では「積立率」や「積立不足負担率」のリターンの予測可能性だけでなく、ROA や総資産営業キャッシュフロー比率といったファンダメンタルズ指標の予測可能性も論じた。ROA や総資産営業キャッシュフロー比率は、株式リターンとは異なって自己相関が強く、レバレッジや会計的発生高の影響を受けやすく、また業種間の差が大きい。また、株式市場が企業の将来の収益性を先取りしているため、直近の実現リターン、株式時価総額、簿価時価比率などをコントロールした上で、「積立率」や「積立不足負担率」が追加的に将来のファンダメンタルズの収益性を予測することが出来るかどうかを検証することは、市場の情報効率性を評価する観点からも興味深い。したがって、分類ポートフォリオよりも、多数の変数を同時にコ

ントロール可能な多重回帰分析を用いることが、本稿の目的に照らせば、望ましいといえる¹⁵⁾。この点は、そのままリターン予測可能性の分析にもあてはまる。

第二に、アクティブ・ポートフォリオ・マネジメントの実務では、分類ポートフォリオを用いた手法よりも、Fama and MacBeth [1973] によるポートフォリオを拡張したもののほうが効率的であることが知られている。例えば、Grinold and Kahn [1999] の特性ポートフォリオは OLS ポートフォリオの OLS (最小二乗法) から GLS (一般化最小二乗法) への一般化であるが、分類ポートフォリオよりも分散化されているためにリスクが低い。そもそも、OLS ポートフォリオは最小二乗法によって最適化 (エラーの最小化) を行っているが、分類ポートフォリオは最適化を含まない。また、ターンオーバーが低く、それゆえ取引コストも低くなる。さらに、OLS ポートフォリオが全てのサンプルを利用するのに対し、分類ポートフォリオは実質上、最上位、最下位のグループに含まれるサンプルを活用するのみである。

そのうえ、近年、Fama/MacBeth のクロスセクションの回帰分析をポートフォリオ・パフォーマンスとして解釈する方法が、再脚光を浴びており、分野をまたいで、例えば Abarbanell and Bushee [1998], Lehman and Modest [2005], Daniel and Titman [2006], Hoberg and Welch [2009] などが詳しく論じている。これらの理由により、以下で報告する実証結果は、Fama/MacBeth のクロスセクションの回帰分析に基づいている。

4. 実証結果

4.1 記述統計量

表 2 は、本稿の株式リターンの予測モデルの推計 (表 4 の 1 列目と 2 列目) で使用した全 11,779 サンプル (積立不足の企業) を対象に、主な説明変数の記述統計量を示したものである。なお、欠損値を原因として、各ファンダメンタルズ予測 (表 4 の 3 列目以降) の総サンプル数は、それぞれ、11,773 (ROA の予測), 11,772 (総資産営業キャッシュフローの予測) であり、若干の相違はあるものの、ほぼ同一のサンプルを対象としている。表 2 を見ると、「積立率」の平均が 50.37% であり、「積立不足負担率」の平均が 21.95% であることが見て取れる。これらの観察事実は、わが国上場企業において、その積立不足の程度がいかに深刻であるかを物語っている。

さて、表 3 は、本稿の株式リターンの予測モデルの推計 (表 4 の 1 列目と 2 列目) で使用した全 11,779 サンプル (積立不足の企業) を対象に、主な説明変数の相関係数 (ピアソンの積率相関係数) を示したものである。これを見ると、「積立率」と ROA との相関係数は 0.17 とやや高く、「積立率」と収益性との間には何らかの関係があるようにも見える。また、「積立不足負担率」と ROA との相関係数も -0.22 と若干高めであり、純資産単位あたりの積立不足の負担が重いほど、収益性は低くなる傾向が見て取れる。ただ、全体的には説明変数間の相関は低い水準にあり、多重共線性の懸念はさほど深刻ではないと考えられる。

表2 記述統計量

	平均	標準偏差	最小	最大	中央値
総資産営業利益率(%)	4.63	4.57	-17.96	31.61	3.89
会計的発生高(%)	-0.92	4.74	-21.01	27.79	-1.09
株式時価総額(百万円)	41,865	5.00	975	4,261,194	33,572
簿価時価比率(倍)	0.93	1.86	0.07	4.60	0.97
直近の実現リターン(%)	3.26	35.50	-78.07	293.55	-2.10
退職給付債務の割引率(%)	2.47	0.78	1.30	7.50	2.50
積立率(%)	50.37	23.19	1.20	99.98	50.57
積立不足負担率(%)	21.95	33.95	0.00	366.56	11.63
サンプル数	11,779				

(注) 銀行業、保険業、証券・先物取引業、その他金融業（東証33業種中分類）を除くすべての東証一部・二部上場の積立不足の企業（3月決算企業）のうち、本稿の株式リターンの予測モデルの推計（表4）で使用した全11,779サンプルを対象にしている。また、2001年3月期決算から2010年3月期決算までの10年間の検証期間中、新規上場した企業、上場廃止（合併含む）となった企業もサンプルに含めている。なお、上下1%で Winsorization を実施後のデータをベースにしている。すべてのデータは、Astra Manager (Quick) より入手した。

4.2 株式リターンの予測

表4の1列目と2列目は、株式リターン予測に関する回帰分析(1)式の結果であり、Fama/MacBethの手法による回帰係数を示している。1列目は、年金関連の指標として、「積立率」を用いた場合の結果を、2列目は「積立不足負担率」を用いた場合の結果を示している。これらは、10年分のクロスセクションの回帰係数を平均したものである。括弧内の数値はt値である。前節で述べた通り、このt値を $\sqrt{10}$ で除することによって、OLSポートフォリオのシャープ・レシオが得られる。日本市場ではバリュエ効果が強いことが知られているが、やはり、簿価時価比率（の自然対数値）の係数が5.35と7.12（ともに、1%水準で有意）と強い正の値を示しており、日本株における簿価時価比率の強い影響を確認できる。次いで、会計的発生高の係数がそれぞれ-0.36（5%水準で有意）と-0.36（1%水準で有意）であり、会計的発生高の予測力も強いことが見て取れる。その一方で、規模、モメンタム効果を捉える過去1年間の実現リターン、およびROAは有意にリターンを予測しないか、その予測力はさほど強くない。

さて、本稿の関心である「積立率」と「積立不足負担率」について見てみよう。まず、「積立率」であるが、簿価時価比率や会計的発生高と同様、将来リターン予測力は非常に強い。「積立率」の係数の推定値は0.02でt値は3.03（5%水準で有意）である。これは「積立率」に基づいたOLSポートフォリオ(FMB portfolio weights)式のシャープ・レシオが0.96であることを意味する。このシャープ・レシオの値は、米国のマーケット、バリュエ・ファクター、モメンタム・ファクターにおけるシャープ・レシオと比べても十分に高い水準である。もちろん、10年間という短期間で計算された値であることに留意する必要があるが、「積立率」が統計的にも経済的にも将来リターンと強く正の有意な関係にあることが確認できる。また、「積立率」のり

表 3 ピアソンの相関係数

(N = 11779)	総資産営業 利益率	会計的 発生高	規模	\ln (簿価時価 比率)	実現リターン	退職給付債 務の割引率	積立率	積立不足 負担率
総資産営業利益率	1.00							
会計的発生高	0.37	1.00						
規模	0.33	0.00	1.00					
\ln (簿価時価比率)	-0.43	-0.14	-0.50	1.00				
実現リターン	0.14	-0.01	0.08	-0.26	1.00			
退職給付債務の割引率	-0.05	0.00	0.14	-0.05	-0.06	1.00		
積立率	0.17	0.04	0.25	-0.04	-0.03	0.01	1.00	
積立不足負担率	-0.22	-0.06	-0.16	-0.22	0.00	0.13	-0.33	1.00

(注) 銀行業、保険業、証券・先物取引業、その他金融業(東証33業種中分類)を除くすべての東証一部・二部上場の積立不足の企業(3月決算企業)のうち、本稿の株式リターンの予測モデルの推計(表4)で使用した全11,779サンプルを対象にしており、検証期間中に新規上場した企業、上場廃止(合併含む)となった企業もサンプルに含まれている。上下1%で Winsorization を実施後のデータをベースにしており、すべてのデータは、Astra Manager (Quick) より入手した。なお、相関係数を計算するにあたって、規模は株式時価総額(百万円)の自然対数値を、 \ln (簿価時価比率)は簿価時価比率(倍)の自然対数値を用いている。

ターン予測力が、簿価時価比率や会計的発生高の影響をコントロールした上で追加的に有意に観察されたことは非常に興味深い。

その一方で、「積立不足負担率」の係数の推定値は 0.04 で t 値は 1.52 である。これは「積立不足負担率」に基づいた OLS ポートフォリオ (FMB portfolio weights) 式のシャープ・レシオが 0.48 であることを意味しており、このシャープ・レシオの値は、米国のマーケット、バリュー・ファクター、モメンタム・ファクターにおけるシャープ・レシオと比べてほぼ同水準である。ここで、興味深いのは、「積立率」と比べて予測力は低減するものの、純資産単位あたりの積立不足負担の程度が大きければ大きいほど、将来の高い株式リターンを予測しようという点である。これは、一見、「積立率」の将来リターン予測とは逆の結果にも見える。しかしながら、実質的な「統合レバレッジ」の影響経路の観点からは、むしろ「積立不足負担率」が高い企業ほど期待株式リターンが高いはずであり、実はこの効果が積立不足と将来ファンダメンタルズとの負の相関を大きく上回っている可能性が示唆される。仮にそうであるならば、「積立不足負担率」と将来リターンとの正の相関は、Jin, Merton and Bodie [2006] の主張や (米国における) 実証結果と整合的である可能性が高いといえよう。もちろん、厳密な議論を進めるためには、統合レバレッジと期待株式リターンとの関係についても掘り下げた検証が必要であるが、この点は今後の研究課題としたい。

4.3 ファンダメンタルズの予測

ここでは、「積立率」や「積立不足負担率」といった年金関連の指標によるリターンの予測可能性が、利益やキャッシュフローの収益率といった企業のファンダメンタルズ指標に対して、どのように関連しているのかを確認する。そのために、「積立率」や「積立不足負担率」が将来の ROA や総資産営業キャッシュフロー比率を予測するかどうかという点を、(2) 式の回帰分析によって検証する。表 4 の 3 列目以降は、1 期先の ROA や総資産営業キャッシュフロー比率を予測するための Fama/MacBeth の回帰分析の結果を示している。3 列目と 4 列目は ROA 予測、5 列目と 6 列目は総資産営業キャッシュフロー比率の予測結果をそれぞれ示している。

はじめに、ROA 予測の結果から見てみよう。3 列目は「積立率」を用いた場合の結果を、4 列目は「積立不足負担率」を用いた場合の結果をそれぞれ示している。回帰係数を見ると、自己ラグ (ROA) に対する係数が 0.69 と 0.68 (ともに 1% 水準で有意) であり、強い自己回帰効果を確認できるが、このこと自体、特に驚くべきことではない。例えば、同一業種内でも、ある期に高い ROA を示した企業は翌期にも高い ROA を示す可能性が高いからである。次に、その他のコントロールを見ると、会計的発生高の係数がともに - 0.03 (5% 水準で有意) であり、強い負の相関が見て取れる。これは、Sloan [1996] や Chan et al. [2006] などで示されたとおり、会計的発生高の程度が大きいかほど、それが将来の低い利益を予測することを意味している。さらに、簿価時価比率 (の自然対数値) の係数は、それぞれ、- 0.84 と - 1.02 と負の値 (とも

表4 Fama/MacBethの回帰分析

説明変数 [t]	株式リターンの予測 [t + 1]			ファンダメンタルの予測 [t + 1]				
	(1)	(2)	(3)	ROA	(4)	(5)	総資産営業キャッシュフロー比率	(6)
ROA	0.261 [1.210]	0.398 [1.919]	0.694 [20.410]	0.682 [19.921]	0.442 [17.448]	0.429 [15.636]	0.429 [15.636]	0.429 [15.636]
会計的発生高	-0.361 [-3.219]	-0.369 [-3.433]	-0.039 [-3.049]	-0.039 [-3.215]	-0.148 [-8.332]	-0.147 [-8.105]	-0.147 [-8.105]	-0.147 [-8.105]
規模	-0.900 [-0.755]	-0.441 [-0.411]	0.001 [0.018]	-0.026 [-0.699]	0.266 [4.844]	0.232 [3.466]	0.232 [3.466]	0.232 [3.466]
ln(簿価時価比率)	5.358 [4.924]	7.125 [4.395]	-0.844 [-8.401]	-1.025 [-8.473]	-0.392 [-1.965]	-0.590 [-3.601]	-0.590 [-3.601]	-0.590 [-3.601]
実現リターン	-0.054 [-1.215]	-0.045 [-1.050]	0.023 [6.246]	0.023 [6.166]	0.013 [4.504]	0.012 [4.415]	0.012 [4.415]	0.012 [4.415]
退職給付債務の割引率	-0.078 [-0.168]	-0.190 [-0.442]	-0.002 [-0.064]	0.014 [0.445]	-0.176 [-3.137]	-0.153 [-2.756]	-0.153 [-2.756]	-0.153 [-2.756]
積立率	0.027 [3.035]	**	0.005 [2.944]	**	0.006 [2.537]	**	0.006 [2.537]	**
積立不足負担率	0.047 [1.520]		-0.008 [-5.235]		-0.010 [-2.266]		-0.010 [-2.266]	
サンプル数	11,779		11,773		11,772		11,772	
決定係数	0.147	0.153	0.658	0.659	0.288	0.289	0.289	0.289

(注) 1列目と2列目は、株式リターン(年間)の予測に関するFama/MacBethの回帰分析(1)式を推計したものであり、10年分のクロスセクションの回帰係数を平均した結果を示している。3列目以降は、積立率が将来のファンダメンタルズを予測するかどうかを検証するために、Fama/MacBethの回帰分析(2)式を推計したものであり、10年分のクロスセクションの回帰係数を平均した結果が示されている。3列目と4列目は1期先の利益率(ROA)、5列目と6列目は1期先のキャッシュフローの収益性(総資産営業キャッシュフロー比率)を、回帰分析(2)式の左辺に取った結果をそれぞれ示している。なお、全てのモデルに、定数項および産業ダミー(東証33種中分類)が含まれている。また、括弧内の数値はt値であり、*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を示している。規模は株式時価総額(百万円)の自然対数値を、ln(簿価時価比率)は簿価時価比率(倍)の自然対数値を用いている。

に1%水準で有意)であることから、低い簿価時価比率が、将来の高い収益性を予測することがわかる。また、実現リターンについても、その係数はともに0.02(1%水準で有意)であり、高い実現リターンが、将来の高い収益性を予測することがわかる。さて、本稿の関心事であるところの「積立率」と「積立不足負担率」と将来のROAとの関係であるが、5%有意水準で「積立率」の係数は正の値を示すとともに(3列目)、1%有意水準で「積立不足負担率」の係数は負の値を示している。すなわち、現時点の「積立率」が低ければ低いほど、また、「積立不足負担率」が大きければ大きいほど、将来の低いROAを予測するのである。

次に、キャッシュフローの収益率(総資産営業キャッシュフロー比率)の予測可能性を見よう。5列目は「積立率」を用いた場合の結果を、6列目は「積立不足負担率」を用いた場合の結果をそれぞれ示している。既に述べたとおり、本稿の定義上、総資産営業キャッシュフロー比率はROAから会計的発生高を差し引いたものであるが、1期前のROAや会計的発生高とそれぞれ正と負(ともに1%水準で有意)の関係にある。すなわち、総資産営業キャッシュフロー比率の予測においても、自己回帰効果が存在していることが分かる。また、ROAの場合とやや異なり、規模が大きいほど、将来の高い総資産営業キャッシュフロー比率を予測することが見て取れる。なお、低い簿価時価比率が将来の高い総資産営業キャッシュフロー比率を予測する点は、ROAの場合と同様である。さらに、5%有意水準で退職給付債務の割引率の係数が-0.17と-0.15であり、退職給付債務の割引率が高ければ高いほど、将来の総資産営業キャッシュフロー比率は低くなることが予測される。さて、本稿の関心事であるところの「積立率」と「積立不足負担率」に関しては、それぞれ5%有意水準で、「積立率」の係数は正の値を示すとともに(3列目)、「積立不足負担率」の係数は負の値を示している。ROA予測の場合と同様、現時点の「積立率」が低ければ低いほど、また、「積立不足負担率」が大きければ大きいほど、将来の低いキャッシュフローの収益率を予測することが見て取れる。

5. 結論と今後の課題

本稿の目的は、柳瀬・後藤[2011]で用いられている「積立率」のみならず、積立不足額の母体企業の純資産に対する比率(「積立不足負担率」)にも焦点をあて、これらの指標が母体企業の将来の株式リターンに与える影響とその経路について、実証的に検討することにあつた。そもそも、「積立率」が企業年金財政の指標であるのに対し、「積立不足負担率」は企業年金制度の積立不足額を母体企業の負債として勘案した場合の「統合レバレッジ」に関する追加的な情報を含んでいる可能性がある。そうであるならば、この「統合レバレッジ」は母体企業の株式資本コスト(期待株式リターン)に影響するので、将来の株式リターンに関しては、「積立不足負担率」と「積立率」といった一見類似した指標が実は異なった情報を反映している可能性が高いといえる。

2001年3月期から2010年3月期までの10年間にわたる東証一部および二部の上場企業（金融・保険除く）のうち、積立不足の企業（3月決算）のデータを用いて検証した結果、以下の3点が明らかになった。第一に、現時点で株価市場が織り込んでいる情報や自己相関、業種間格差の影響をコントロールした上でも、利益やキャッシュフローといった母体企業の将来のファンダメンタルズに関しては、低い「積立率」が翌期の低いファンダメンタルズを予測するとともに、「積立不足負担率」が大きいほど翌期のファンダメンタルズが低くなることが分かった。これらの結果はともに、積立不足の水準がより深刻であればあるほど、それが企業の将来のファンダメンタルズに深刻な負の影響をもたらす可能性があることを示唆するものである。第二に、直近の実現リターン、株式時価総額、簿価時価比率、退職給付債務の割引率、会計的発生高、ROA及び業種ダミーをコントロールした上で、低い「積立率」が将来の低い株式リターンを予測することが分かった。これは、サンプル期間や対象企業の範囲が異なる先行研究である柳瀬・後藤〔2011〕と同様の結果であり、企業年金財政のみを反映する「積立率」が、将来のリターンに関する追加的な情報を有することが確認された。

最後に、「積立不足負担率」が高い企業ほど、将来の株式リターンが高くなることが確認された。これは、一見、「積立率」の将来リターン予測とは逆の結果にも見える。しかしながら、「統合レバレッジ」の影響経路の観点からは、むしろ「積立不足負担率」が高い企業ほど期待株式リターンが高いはずであり、実はこの効果が積立不足と将来ファンダメンタルズとの負の相関を大きく上回っている可能性が示唆される。もちろん、厳密な議論を進めるためには、統合レバレッジと期待株式リターンとの関係についても掘り下げた検証が必要であるが、この点は今後の研究課題としたい。

注

- 1) GMが1950年代に発足させた企業年金制度は、1974年に企業年金の受給権保護を目的として米国で制定された「従業員退職所得保障法（Employee Retirement Income Security Act of 1974, 以下、ERISA）」の骨格になった制度としても有名である。従業員の会社に対する高いロイヤルティ（忠誠心）とモチベーションを維持するうえで、同社の企業年金制度は当時高い評価を受けていたのである。ところが、その後、同社の手厚い企業年金は、巨額の年金債務という形で同社の足を大きく引っ張ることになる。すでに、2002年には、同社の時価総額を上回る積立不足が発生していたのである。実は、GMのレガシーコストは巨額の年金債務にとどまらず、同社従業員の医療費の負担も相当な額に膨れ上がっていた。たとえば、同社が破綻する数年前、当時のリチャード・ワゴナー会長は、米国内で生産する新車1台につき、医療費負担だけでも約1,500ドルに達し、同社のコスト競争力にとって最大の圧迫要因であると述べている。
- 2) その社債調達額は当時のGMの株式時価総額の約6割にも達するものであり、その規模の大きさを伺い知ることが出来る。
- 3) GMの企業年金制度と追加拠出、その後の破綻に至るまでの詳しい経過については、小野〔2010〕を参照されたい。

- 4) Rauh [2006] は、企業年金財政が母体企業の過少投資を誘引する可能性を論じている。その背景には、米国の企業年金について包括的に規制する ERISA の制定以降、年金財政の積立・拠出ルールが厳格に定められたことがある。具体的には、積立不足については特別税が課されるなど、制度面での強制拠出の圧力が存在していることをあげている。また、佐々木 [2006] は、退職給付会計基準導入直後の東証一部上場企業 486 社を対象に、退職給付債務が母体企業の投資行動に与えた影響を検証し、その結果、退職給付債務による過少投資効果の存在を報告している。
- 5) そもそも、確定給付型の企業年金制度において積立不足額に対する最終責任が母体企業にあるならば、超過年金資産が発生した場合には、その経済的便益の帰属先は原則として母体企業にあるといえよう。このような観点に立てば、母体企業と企業年金制度のバランスシートは実質的に統合されたものであると考えられる。これを、「統合バランスシート観」ということがある。実は、Sharpe [1976] による先駆的研究をはじめとして、1970 年代から 80 年代にかけてファイナンス論の分野で頻繁に議論されてきたテーマ、すなわち、企業年金制度の資産運用・積立政策の最適化に関する研究は、この「統合バランスシート観」を暗黙の前提としていたと考えられる。
- 6) Jin, Merton and Bodie [2006] は、母体企業の株式のシステムティック・リスクが確定給付型の企業年金制度の財務リスクを反映しているかどうかを検討し、年金会計基準の難しさや不透明性等、市場評価面での完全統合を妨げる要因があるにもかかわらず、企業年金制度の財務リスクが母体企業の資本コストに反映されていることを示している。
- 7) なお、わが国の確定給付型の企業年金制度には、適格退職年金（以下、適年）もあるが、この場合の積立に関する法的規制はほとんど存在せず、非継続基準による検証も義務づけられていない。ただ、適年は 2001 年の確定給付企業年金法の成立に伴い原則的に 2002 年 4 月以降の新規設立は認められず、制度廃止が決定しているため、確定給付型企業年金等への制度以降や廃止を含め、その数は急減している。したがって、現在のわが国の確定給付型の企業年金制度としては、ここで取り上げた厚生年金基金と確定給付型企業年金について言及するに留める。
- 8) 退職給付債務が年金資産を上回っている場合とは、仮に従業員に退職給付を全額支払ったとしても給付の原資となる資産が不足していることを意味する。もちろん、全ての従業員が一斉に退職するということは考えづらく、また退職給付債務のなかには、法的な受給権が付与されていない部分も含まれているため、支払額が一括で発生することはない。
- 9) 企業年金財政が母体企業に与える影響に関しては、株式市場同様、債券市場による評価の観点からも、以下のような議論がある。たとえば、Martin and Henderson [1983] および Maher [1987] は、米国の企業を対象に 1979 年から 1982 年までの期間で実証的検討を行い、企業年金制度の積立状態が良好であればあるほど、母体企業の負債格付けは改善するという結果を示している。これに対して、Carroll and Niehaus [1998] は、1980 年代半ば以降におけるアメリカの制度改革に着目し、1987 年から 1994 年までの期間で同様の検証を行ったところ、企業年金財政と母体企業の負債格付けとの関係が非対称な構造になっていることを明らかにしている。すなわち、制度が積立不足状態の場合には、積立レベルが母体企業の負債格付けにマイナスの影響をもたらす一方で、積立超過状態の場合には、制度の積立レベルと負債格付けとの間に有意な関係が存在しないことを発見している。柳瀬 [2008] は、Carroll and Niehaus [1998] をふまえて、わが国の退職給付会計基準導入後のデータを用い、積立不足の程度が母体企業の長期債格付けに与える影響を分析している。
- 10) Coronado and Sharpe [2003] は、SFAS 87 号の導入によって年金費用の計算上、年金資産の運用

収益率のボラティリティーを平準化することができるので、この平準化プロセスによって、リスクの高い投資にもとづく高いボラティリティーが隠されてしまう可能性を論じている。加えて、母体企業が年金資産の期待収益率を年金債務の割引率よりも大きく見積る場合、未払年金債務に対する資金調達のための純費用が過小評価される可能性も指摘している。

- 11) 企業年金制度への追加拠出に対する市場の反応に関して、Franzoni [2009] は、確定給付型の企業年金制度における強制拠出が株式リターンと負の相関を持つことを示している。また、Campbell, Dhaliwal and Schwartz [2010] は、米国の 2006 年年金改革法 (Pension Protection Act of 2006, 以下、PPA 2006) により、年金財政の健全化を目的とする厳格な積立ルールが導入された点に着目し、PPA 2006 が年金財政への影響を通じて母体企業の株式評価に与えた影響を検証している。彼らは、PPA 2006 導入の立法プロセスにおける重要なイベントを特定し、そのイベント日まわりのアブノーマルリターンの計測を行なった結果、負の累積アブノーマルリターンの存在を報告している。さらに、新しい年金会計基準である財務会計基準書 158 号 (Statement of Financial Accounting Standards No.158, 以下、SFAS 158) の影響や成長機会、その他要因をコントロールしたうえで、積立不足の制度をもつ母体企業の自己資本が、PPA 2006 のもと厳格化された積立ルールによって、ネガティブな影響を受けていることを発見している。
- 12) もちろん、年金資産の「積立率」は将来の経営状態に対する経営者の私的情報を反映し、その結果、ファンダメンタルズや株式リターンに影響を及ぼす可能性もある。「積立率」は、年金資産の価格変動や金利変動のみならず、経営者の自発的な拠出行動の影響を受けるからである。要するに、企業年金制度の積立ルールの範囲内で、積立政策に関する経営者の自由裁量が働く余地があるため、「積立率」そのものが経営者の有する企業の将来の収益性に関する私的情報をシグナルする可能性があるといえる。それでは、「積立率」の予測可能性は、将来の掛金負担増や追加拠出の「可能性」を通じた経路を反映しているのか、それとも、経営者の私的情報を反映しているのだろうか。言うまでもなく、両者は二律背反の関係とは限らず、共存する経路である可能性も十分にある。そのうえで、これら二つの経路の相対的な重要性を敢えて論じるためには、経営者の積立政策に対する裁量の余地の程度、つまり、企業年金の積立規制の程度をコントロールしたうえでの検証が必要となるだろう。たとえば、企業年金の積立に関する規制環境が大きく異なるクロス・カントリーのデータを用いた国際比較研究などは一つの方向性である。そこで、Goto and Yanase [2011] は、確定給付型の企業年金制度における積立規制とそのエンフォースメントの厳格性の観点から、SFAS 87 導入以降の米国の上場企業と退職給付会計基準導入後の日本の上場企業のデータを用いた、二国間比較を行っている。
- 13) Astra Manager では、株式リターンの計測対象期間中に上場廃止 (合併を含む) を経験した銘柄については、当該期間に対応する株式リターンは欠損値扱いになるため、delisted bias (上場廃止バイアス) が生じる懸念がある。もちろん、米国企業の株式リターンを収録する CRSP (The Center for Research in Security Prices) のように、delisted bias を考慮するための delisted returns (上場廃止に伴う修正リターン) が入手できればよいのだが、残念ながらわが国のデータの場合には delisted returns の客観的推定は困難である。そこで、本稿では、delisted returns に対して特に修正は施していない。
- 14) 例えば、第二次大戦後の米国の株式市場におけるシャープ・レシオは、1 年あたり、0.3~0.4 程度である。また、バリュウ・ファクターについては、例えば、Fama and French [1993, 1996] の HML ファクター (バリュウ・ファクター) やモメンタム・ファクターのシャープ・レシオ (1 年

あたり 0.4~0.6) が参考になる。

- 15) 例えば、自己回帰の影響、業種間格差などを、分類ポートフォリオの枠組みで勘案するためには、予めクロスセクションの回帰分析で誤差項を抽出するなどの前処理が必要となるが、そうであるならば多重回帰分析のみで直接予測可能性を検証するほうが簡便でわかりやすい。

参 考 文 献

- Abarbanell, J.S., and B.J. Bushee [1998], Abnormal Returns to a Fundamental Analysis Strategy, *Accounting Review* 73 (1), 19-45.
- 浅野幸弘, 矢野学, 岩本純一 [2006], 『年金とファイナンス』朝倉書店.
- Bergstresser, D., M. Desai, and J. Rauh [2006], Earnings Manipulation, Pension Assumptions and Managerial Investment Decisions, *Quarterly Journal of Economics* 121 (1), 157-195.
- Bulow, J., R. Morck, and L.H. Summers [1987], How does the Market Value Unfunded Pension Liabilities?, in Bodie, Z., J. Shoven, and D. Wise eds.: *Issues in Pension Economics*, University of Chicago Press.
- Campbell, J., D. Dhaliwal, and W. Schwartz, Jr [2010], Equity Valuation Effects of the Pension Protection Act of 2006, *Contemporary Accounting Research* 27 (2), 469-536.
- Carroll, T.J., and G. Niehaus [1998], Pension Plan Funding and Corporate Debt Ratings, *Journal of Risk and Insurance* 65 (3), 427-443.
- Chan, K.C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok [1996], Momentum Strategies, *Journal of Finance* 51 (5), 1681-1713.
- Chan, K.C., L. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok [2006], Earnings Quality and Stock Returns, *Journal of Business* 79 (3), 1041-1082.
- Coronado, J.L., and S.A. Sharpe [2003], Did Pension Plan Accounting Contribute to a Stock Market Bubble?, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 323-359.
- Fama, E.F. [1976], *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*, Basic Books.
- Fama, E.F., and K.R. French [1993], Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33 (1), 3-56.
- Fama, E.F., and K.R. French [1996], Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance* 51 (1), 55-84.
- Fama, E.F., and J.D. MacBeth [1973], Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy* 81 (3), 607-636.
- Feldstein, M., and S. Seligman [1981], Pension Funding, Share Prices, and National Savings, *Journal of Finance* 36 (4), 801-824.
- Feldstein, M., and R. Morck [1983], Pension Funding Decisions, Interest Rate Assumptions and Share Prices, in Bodie, Z., J. Shoven eds.: *Financial Aspects of the U.S. Pension System*, University of Chicago Press.
- Franzoni, F., and J. Marin [2006], Pension Plan Funding and Stock Market Efficiency, *Journal of Finance* 61 (2), 921-956.
- Franzoni, F. [2009], Underinvestment vs. Overinvestment: Evidence from Price Reactions to Pension Contributions, *Journal of Financial Economics* 92 (3), 491-518.

- Goto, S., and N. Yanase [2011], Does Corporate Pension Funding Status Reveal Information about the Firms' Future Financial Performance and Stock Returns?, *American Risk and Insurance Association 2011 SanDiego Meetings Paper*.
- Grinold, R.C., and R.N. Kahn [1999], *Active Portfolio Management: A Quantitative Approach for Producing Superior Returns and Selecting Superior Returns and Controlling Risk*, McGraw-Hill Companies.
- Hoberg, G., and I. Welch [2009], Optimized vs. Sort-Based Portfolios, *American Finance Association 2010 Atlanta Meetings Paper*.
- Jegadeesh, N., and S. Titman [2006], Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *Journal of Finance* 48 (1), 65-91.
- Jin, L. and R.C. Merton, and Z. Bodie [2006], Do a Firm's Equity Returns Reflect the Risk of its Pension Plan?, *Journal of Financial Economics* 81 (1), 1-26.
- Landsman, W. [1986], An Empirical Investigation of Pension Fund Property Rights, *Accounting Review* 61 (4), 662-691.
- Lehmann, B.N., and D.M. Modest [2005], Diversification and the Optimal Construction of Basis Portfolios, *Management Science* 51 (4), 581-598.
- Maher, J.J. [1987], Pension Obligations and the Bond Credit Market: An Empirical Analysis of Accounting Numbers, *Accounting Review* 62 (4), 785-798.
- Martin, L.J., and G.V. Henderson [1983], On Bond Ratings and Pension Obligations: A Note, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18 (4), 463-470.
- Nakajima, K., and T. Sasaki [2010], Unfunded Pension Liabilities and Stock Returns, *Pacific-Basin Finance Journal* 18 (1), 47-63.
- 中野誠 [1998], 「年金ファクターで分析する企業価値最大化戦略」『ダイヤモンド・ハーバード・ビジネス・レビュー』23 (3), 36-45.
- 小野正昭 [2010], 「GM の破産と企業年金制度」『みずほ年金レポート』91, 31-42.
- Rauh, J.D. [2006], Investment and Financing Constraints: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans, *Journal of Finance* 61 (1), 33-71.
- 桜井久勝 [1998], 「意思決定有用性とディスクロージャー：企業年金会計情報を中心に」『企業会計』50 (1), 59-65.
- 佐々木隆文 [2006], 「退職給付債務と企業の投資行動」『金融経済研究』23,65-85.
- Sharpe, W.F., [1976], Corporate Pension Funding Policy, *Journal of Financial Economics* 3(3), 183-193.
- Sloan, R.G. [1996], Do Stock Prices Fully Reflect the Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?, *Accounting Review* 71 (3), 289-315.
- 柳瀬典由 [2008] 「企業年金財政と母体企業の信用リスク-長期債格付けデータを用いた実証分析」『生命保険論集』165, 55-84.
- 柳瀬典由, 後藤晋吾 [2011], 「企業年金財政と株式リターン」『現代ファイナンス』30, 3-26.

—2011 年 10 月 11 日受領—