

〔レフェリー付論文〕

SFAS 第158号の導入に伴う 退職給付会計基準の変更と証券市場への影響

笠岡 恵理子

I はじめに

財務会計基準書第158号『事業主の確定給付年金およびその他退職後給付制度の会計』（以下、SFAS 158）が2006年9月に発行された。この基準は、財務会計基準書第87号、第88号、第106号、および第132（R）号に変更を加えたもので、既存の確定給付年金制度に関する報告を改善し、投資家により有用な情報を提供する目的で作成された。この基準における主な変更とは、これまで財務会計基準書第87号『事業主の年金会計』（以下、SFAS 87）において、注記で認識することを規定されていた確定給付年金制度の積立超過または積立不足、すなわち未認識債務を、SFAS 158 では、その他の包括利益累積額として貸借対照表に計上するという点である。

この会計基準変更に伴って、これまでオフバランスされていた未認識債務が、資本から減算され、負債に加算される。そのため、この変更が、財務諸表、および負債または資本を含む、株主資本利益率（Return on Equity; 以下、ROE）、資産負債比率、負債比率等の財務指標に重要な影響を与えることが予想される。特に、負債比率は、未認識債務の認識によって、分母である資本が減少し、分子である負債が増加するため、この会計基準導入の影響が最も大きいと考えられる。

負債比率は企業のレバレッジ、および資本リスクを明らかにする重要な財

務指標の一つである。様々な歴史的背景から、日本企業の負債比率は比較的高い傾向にある。また、近年までの長期的な景気低迷により、未認識債務額についても比較的大きくなっている。そのため、新しい会計基準導入後、多額の未認識債務を貸借対照表で認識することによって、企業の資本構成に、負の影響を与えることが想定される。本稿では、未認識債務を含んだモデルと含まないモデルを用い、それらのモデルから得られた結果の違いを見ることによって、未認識債務が投資家によって認識されているのか否かを検証し、今回の会計基準の変更による影響の有無を予測していく。

II SFAS 87 の改訂

2006年9月に導入されたSFAS 158は、確定給付年金制度に関するいくつかの財務会計基準書を改訂している。その中で、特にSFAS 87に対する改訂点が多く見られ、それらは、以下のとおりである（SFAS 158, Summary）。

- (1) 確定給付年金制度の積立超過、または積立不足の状況を貸借対照表で認識する。
- (2) その期における未認識債務の構成要素をその他の包括利益累積額として認識する。
- (3) 事業主の財務諸表における決算日に、確定給付年金資産および債務を測定する。
- (4) 数理計算上の差異、過去勤務債務、および会計基準変更時差異において採用されている遅延認識が、翌年度の年金費用に与える一定の影響に関し、追加的情報を財務諸表の注記に開示する。

これら4つの改訂点のうち、財務諸表上に最も著しい影響を与えるのは、その額の大きさから、貸借対照表上に未認識債務を認識することによって、確定給付年金制度に関する積立状況を財務諸表の読み手に対して情報提供するという、(1)および(2)である¹⁾。本稿では、確定給付年金制度の積

1) なお、財務会計基準書第132 (R) 号『年金とその他の退職後給付に関する開示』は、注記において開示すべき退職給付に係る情報を示しており、SFAS 158において示さ

立状況を示す未認識債務の認識に焦点をあて、それが財務諸表および財務指標に与える影響を見ていくこととする。

III 未認識債務の認識

未認識債務は、未認識過去勤務債務、未認識数理計算上の差異、および未認識会計基準変更時差異の3つの要素から構成される。これらの開示に関する会計基準は、2006年12月15日以降の決算日より施行されている。以下では、SFAS 87、および SFAS 158 において規定されている未認識債務の開示方法を示し、それらの違いを明らかにする。

1. SFAS 87

過去勤務債務は、企業が年金制度を変更したことから生じる費用、または収益を指す (SFAS 87 Appendix D, Glossary)。アメリカ財務会計基準審議会 (Financial Accounting Standards Board; 以下、FASB) は、過去勤務債務を認識する際に、遅延認識を採用している。それは、雇用主が将来において経済的便益を実現するであろうと想定することは合理的である、と FASB が考えているためである (SFAS 87, par. 24)。

数理計算上の差異は、予測給付債務 (Projected Benefit Obligation; 以下、PBO) の予測値と実際値との差額、または年金資産の変化額と定義されている (SFAS 87, par. 29)。FASB は、数理計算上の差異を認識する際に、コリドー・アプローチを採用している。このアプローチの下では、期首において、前期末の数理計算上の差異の累積額が、前期末の退職給付債務の10%、または年金資産の公正価値の10%を超える場合、数理計算上の差異は、その年度における年金費用として認識される (SFAS 87, par. 32)。また、累積給付債務 (Accumulated Benefit Obligation; ABO) が、年金資産の公正価値を超過

れている情報開示内容とほぼ相違はない。しかしながら、注記と貸借対照表という表示箇所の違いによって、投資家の判断に影響を与えるか否かを予測することが、本稿の意図である。

した場合、数理計算上の差異は包括利益計算書において開示されなければならない。FASB がコリドー・アプローチを採用している理由は、ボラティリティの削減と数理計算上の差異が将来的に相殺される可能性があるためである (SFAS 87, par. 187)。コリドー・アプローチを通して、その期の年金費用として認識することが確定した数理計算上の差異には、遅延認識が適用される。

会計基準変更時差異は、その年金制度の下で将来的に給付を受けると想定される従業員の平均残存勤務期間にわたって、定額法で償却することが可能であるとされている。ただし、その平均残存勤務期間は15年を超えてはならない (SFAS 87, par. 77)。この15年という期間は実務的配慮から設定されている (SFAS 87, par. 256)。この場合についても、遅延認識が採用されている。

このように、過去勤務債務、数理計算上の差異、および会計基準変更時差異を認識する際に、これらが企業の主たる活動と関係がない損益であるという事実の下で、ボラティリティを削減するために、すべての項目に対し、遅延認識が採用されている。そのため、その期において認識されなかった部分、すなわち、未認識債務が発生する。これらは、SFAS 87 においては、注記でのみ開示されていた。しかしながら、未認識債務額の大きさ、および償却期間に1年から15年という選択肢が与えられていることから、未認識債務を注記で開示することによって、比較可能性の観点から、投資家に誤解を与える可能性があったといえる。

2. SFAS 158

FASB は、2006年9月に従業員給付およびその他退職後給付に関する新しい会計基準である、SFAS 158 を公表した。既存の会計基準の下では、積立超過、もしくは積立不足といった、現在の積立に関する経済的状況を示す未認識債務をオフバランスすることによって、財務諸表の利用者が、その事業主に退職給付債務を支払うだけの財務的能力が備わっているのかどうか評価することは難しかった (SFAS 158, Summary)。また、FASB は、SFAS 87 を

導入した時点において、過去勤務債務、数理計算上の差異、および会計基準変更時差異の即時認識、もしくは数理計算上の差異の包括利益計算書における開示によって、PBOと年金資産の差額である年金負債または資産を財務諸表上で認識することは、理論的に妥当であるとすでに述べている。しかしながら、SFAS 87を導入したその当時において、このアプローチは、以前の会計処理と比べ、変更が著しく、その変更によって企業に与える影響が大きすぎることから、採用することができなかった (SFAS 87, par. 107)。つまり、FASBは、既存の会計処理を容認せざるを得なかったのである。

今回導入された SFAS 158 は、未認識過去勤務債務、未認識数理計算上の差異、および未認識会計基準変更時差異をその他の包括利益累積額として認識することを定めている (SFAS 158, par. 16a)。ただし、これらの債務を認識する際に遅延認識を採用するという会計処理については、変更を行っていない。これは、この会計処理が、収益としてまだ認識されていないが、将来的に発生する確率が高いとされるその他の包括利益に含まれる他の項目の会計処理と一貫性があるためである (SFAS 158, Appendix B, par. 36)。また、FASBは、この新しい会計基準における未認識債務に関する会計処理が単純、明確、かつ、均整がとれており、また、概念フレームワークにおける資産、負債の定義と一貫性があることをその理由としている (SFAS 158, Appendix B, par. 41)。

FASBは、SFAS 158を発行する前、すなわち、2006年3月に事業主の確定給付年金およびその他退職後給付制度の会計に関する Exposure Draftを交付しており、そこにおいて、未認識会計基準変更時差異を修正留保利益として認識すべきである、と述べている。それは、退職給付会計基準の変更によって生じた未認識部分の資産、または負債が、他の会計基準の変更によって生じた資産、または負債と同様の効果を持っており、かつ、この資産、または負債は、現在、または将来において報告される収益に影響を与えるべきではないためである (SFAS 158, Appendix B, pars. 44, 45)。しかしながら、FASBは、結果的に、未認識会計基準変更時差異を未認識過去勤務債務およ

び未認識数理計算上の差異と同様に、その他の包括利益累積額として貸借対照表上に認識することを選択した。これは、未認識会計基準変更時差異を修正留保利益として認識することによって得られるメリットが少なく、この会計基準変更に関するプロジェクトの第一段階として、年金費用額に変化を及ぼさないという FASB の趣旨と一貫しないためである (SFAS 158, Appendix B, par. 47)。

FASB は、この SFAS 158 が確定給付年金制度に関する既存の報告様式を改善し、利害関係者により有用な情報を提供するであろうと述べている。それは、SFAS 158 によって採用される会計処理が、財務会計概念書 (Statements of Financial Accounting Concepts; SFAC) における資産、負債の概念、およびその他の包括利益に含まれる他の項目に関する会計処理と一貫性があり、財務諸表をより完全で、理解しうるものにするのが可能なためである (SFAS 158, Summary)。

また、このプロジェクトにおける第二段階として、FASB は、国際会計基準審議会 (International Accounting Standards Board; IASB) と財務諸表の開示方法、および概念フレームワークに関する収束を試み、そこから会計上に改善が見られることを期待している。(SFAS 158, Appendix B, par. 28)。

IV 未認識債務の重要性

未認識債務の重要性を明らかにするため、ここでは、企業の実際の財務データを使い、未認識債務額の大きさや SFAS 158 が財務指標に与える影響を示していく。ここでは、トヨタ、ホンダ、キャノン、ソニー、松下電器産業等、2001年から2007年において東京証券取引所に一部上場し、かつ、アメリカ財務会計基準書 (Statements of Financial Accounting Standards; 以下、SFAS) を採用している企業、32社を選択した。なお、財務データは、日本経済新聞社の日経財務データ (2007) から収集した。

2006年12月15日以降、未認識過去勤務債務、未認識数理計算上の差異、および未認識会計基準変更時差異は、その他の包括利益累積額として貸借対照

表上で認識される (SFAS 158, par. 16)。これらの未認識債務は、資本から減算され、負債に加算されるため、負債と資本の額に影響を与える。図表 1 は、SFAS を採用している32社の未認識債務が負債と資本に占める割合を平均で示したものである。

図表 1 未認識債務が負債と資本に占める割合

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
未認識債務／負債	6.8%	10.6%	15.1%	9.6%	6.5%	4.9%	1.8%
未認識債務／資本	12.7%	20.6%	38.9%	17.0%	12.0%	2.3%	2.7%

図表 2 未認識債務総額の内訳

(百万円)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
未認識過去勤務債務	-177,968	-723,072	-951,732	-1,626,345	-2,033,269	-1,942,336	-1,622,244
未認識数理計算上の差異	4,092,865	6,772,203	11,020,001	7,191,494	6,142,253	3,658,768	2,866,957
未認識会計基準変更時差異	93,393	89,003	78,127	81,882	52,434	172	626
未認識債務の総額	4,008,290	6,138,134	10,146,396	5,647,031	4,161,418	1,716,603	1,245,339

図表 1 が明らかにしているように、未認識債務が負債と資本に占める割合は、2001年から2003年にかけて上昇し、それ以降下落している。未認識債務の額は、株価の影響を強く受け、変動する。それは、図表 2 で示しているとおり、選択された企業32社の未認識債務総額における未認識数理計算上の差異の割合が非常に高いためである。従って、2001年から2003年においては、日本の株価が下落し、多額の数理計算上の差異が生じたため、未認識債務の割合が年々増加している。これに対し、2004年から2007年にかけては、株価の上昇に伴い、多額の数理計算上の差異が償却され、未認識債務の割合が著しく減少している。

図表 3 においては、2001年から2007年にかけて未認識債務が貸借対照表に計上されていたと想定した場合、負の資本を持ったであろう企業の数を示し

図表3 新しい会計基準の下で負の資本を持つであろう企業数

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
企業数	0	0	2	0	0	0	0

ている。

この結果より、2003年において2社が負の資本を持ったであろうことが分かる。すなわち、未認識債務が資本の額を超えていたことになる。第二次世界大戦後、日本の政府や企業は事業を始めるための十分な資本を備えていなかった。そのため、企業は多額の資本を銀行から借り入れなければならず、メイン・バンク・システムという資金調達方法が確立された。その資金を借り入れるという習慣がまだ日本企業に残っていること、およびバブル崩壊後の十数年にわたる景気低迷により、企業が比較的低い資本水準を持つことになったと思われる。また、この時期における株価の下落によって、2003年において、未認識債務が資本を上回る状況が生まれたと想定される。

図表1において、未認識債務の資本および負債に占める割合を示したが、この未認識債務の額は、貸借対照表上の負債と資本の額に加減されることから、それを計算に含む財務指標に重要な影響を与えることが予想される。ここでは、ROE、資産負債比率、および負債比率を企業の収益率や資本構成を示す重要な指標とし、未認識債務がオンバランスされた場合とオフバランスされた場合、すなわち、SFAS 158 が導入されていたと想定した場合とそうでなかった場合の指標を比較することによって、会計基準の変更による影響を考えていく。図表4、図表5、および図表6が、日本企業32社のROE、資産負債比率、負債比率の平均を示したものである。なお、サンプル数が32社という限られた数であるため、外れ値の影響を大きく受ける可能性がある。そのため、外れ値²⁾を除外した平均値と中央値を併記する。

2) なお、外れ値の検出については、残差をその標準偏差で割ったものの絶対値が3以上になった場合、それを外れ値として見なしている。

図表 4 ROE

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
未認識債務—オフバランス	8.6%	-3.0%	3.0%	7.2%	9.0%	7.9%	9.3%
外れ値を除外した平均値	8.6%	1.3%	3.0%	7.2%	9.0%	9.3%	8.9%
中央値	7.1%	2.8%	3.6%	7.0%	9.5%	10.0%	9.5%
未認識債務—オンバランス	9.5%	-6.4%	9.7%	8.0%	9.8%	8.1%	9.5%
外れ値を除外した平均値	9.5%	1.0%	9.7%	8.0%	9.8%	9.5%	9.2%
中央値	7.8%	3.0%	5.2%	7.6%	10.2%	10.3%	9.9%

ROE は企業の収益性を示す。未認識債務をオンバランスした場合、分子である当期純利益の額に変化はなく、分母である資本の額に負の影響が与えられる。従って、未認識債務をオンバランスした場合の ROE は、オフバランスした場合よりも高い率となる。通常、高い ROE は、高い収益率を示すが、この場合は、資本額が減少したことが原因であるため、未認識債務を貸借対照表で認識することによって、財務諸表に正の影響を与えたとは言い難い。また、2002年における未認識債務をオンバランスした場合の ROE の平均値が、オフバランスした場合よりも低くなっている。これは、2002年において、32社中10社が当期純損失を計上していたためである。

図表 5 資産負債比率

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
未認識債務—オフバランス	62.9%	63.4%	65.5%	59.6%	57.0%	55.0%	52.5%
外れ値を除外した平均値	62.9%	63.4%	65.5%	59.6%	57.0%	55.0%	52.5%
中央値	62.7%	63.7%	64.8%	59.8%	58.3%	58.3%	55.1%
未認識債務—オンバランス	65.0%	66.5%	70.5%	62.5%	59.0%	55.9%	53.3%
外れ値を除外した平均値	65.0%	66.5%	70.5%	62.5%	59.0%	55.9%	53.3%
中央値	65.8%	67.4%	70.7%	63.1%	60.0%	59.6%	56.2%

資産負債比率は企業の資本構成を表す。資産に対する負債の割合が高ければ、長期的な支払能力へのリスクが高いことになるため、資産負債比率は低い方がよいとされる。未認識債務が貸借対照表で認識される場合、この債務は負債に加算される。そのため、2001年から2007年における未認識債務をオンバランスした場合のすべての年度における比率が、オフバランスした場合

図表6 負債比率

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
未認識債務—オフバランス	380.7%	386.5%	384.8%	288.5%	252.5%	204.0%	168.0%
外れ値を除外した平均値	242.4%	241.0%	300.0%	220.4%	197.3%	189.4%	155.0%
中央値	191.9%	192.7%	201.0%	171.3%	160.0%	148.6%	122.8%
未認識債務—オンバランス	436.7%	512.2%	-228.5%	353.8%	294.4%	216.6%	175.2%
外れ値を除外した平均値	281.7%	260.8%	396.3%	279.2%	227.1%	202.5%	163.7%
中央値	201.1%	229.1%	230.0%	185.6%	164.1%	158.6%	128.3%

よりも高くなっている。

負債比率については、未認識債務が資本から減算され、負債に加算されることから、会計基準の変更による影響を大きく受けることが予測される。図表3より、未認識債務が貸借対照表にすでに計上されていたと想定した場合、2003年において2社が負の資本を抱えていたであろうという結果が得られた。そのため、図表6における2003年の未認識債務をオンバランスした場合の平均値がマイナスになっている。これらの負の資本を抱えたであろう2社の値を含めた外れ値を除外した平均値を参照すると、未認識債務をオフバランスした場合は300.0%、オンバランスした場合は396.3%という結果になった。負債比率は、企業の他人資本と自己資本の割合を示し、安全性分析を行う際の一指標とされている。資本コスト算定の際にも必要とされる、最も重要な財務指標の一つである。より低い負債比率は、よりよい資本運用を意味する。図表6が示すように、今回の会計基準の変更によって、多くの企業の負債比率がより高くなり、それらの企業の株価にも負の影響を与えるであろうことが予測される。

図表1、および図表2で示したとおり、未認識債務の額は、株価の影響を受け、変動する。その変動によっては、資本の額を超えるほど、大きな額となる場合がある。そのため、会計基準の変更に伴って、未認識債務が財務諸表に負の影響を与える可能性があると言える。2006年12月15日以降の決算日より、確定給付年金制度を採用している企業の場合、未積立の年金額を貸借対照表に計上しなければならない。これに対し、確定拠出年金制度を採用す

る企業の場合、その期に生じた年金費用を損益計算書に計上するのみで、未認識債務は発生しない。従って、未認識債務の財務諸表に対する影響が著しい場合、企業は、未認識債務の貸借対照表への負の効果を排除するため、確定給付年金制度から確定拠出年金制度に移行する可能性がある。

V 先行研究

資本構成や負債比率に関する分析を行っている先行研究は、数多くある。Horrigan (1967) は、銀行が、長期的な貸付に関する意思決定を行う際に、会計データ、特に財務指標を使って、判断しているのか否かを研究している。彼は、この研究において17の財務指標を、その特性によって6つのカテゴリーに区分している。負債比率に関して、彼は、それが社債の格付けと明確に関連していることから、長期的支払能力を示すカテゴリーに位置づけ、そのカテゴリーにおいて最も重要な財務指標であると述べている。また、17の財務指標のうち半分が、社債の格付けの50%以上を正確に予測していることから、財務指標、および会計データは、銀行が貸付の意思決定を行う際に有用な情報を提供していると結論づけている。

Hamada (1969) は、Modigliani and Miller (MM) 理論 (1966) を使って、財務意思決定が株価に与える影響を検証している。彼は、期待収益率を算定する際に、MM 理論では考慮されていなかった法人税を組み入れることによって、MM 理論を発展させている。Hamada (1972) はまた、資本構成が普通株式のシステムティック・リスクに影響を与えているか否かを研究している。この研究では、株価に対する企業の財務的問題、およびポートフォリオの影響を、MM 理論を使って検証し、それぞれの企業の資本コストを見積もるための手法を提案している。

Pinch, Mingo, and Caruthers (1973) は財務指標を、それらの持つ特徴から7つに区分し、1951年から1969年におけるそれぞれの区分に属する財務指標の長期的安定性や変動性を測定している。彼らは、負債比率を財務レバレッジというカテゴリーに含め、そのカテゴリーは7つのカテゴリーの中で最も

安定的で、企業の産業別に、ある一定の傾向が見られたと結論づけている。

Bowman (1979) は、資本資産価格形成モデル (Capital Asset Pricing Model; CAPM) を使い、企業のシステマティック・リスクとレバレッジの理論的関連性を示している。また、Bowman (1980) は、彼の1979年における論文で示した資本資産価格形成モデルを用い、実際のサンプルを使って、キャピタル・リースとマーケット・リスクの関係についての研究を行っている。その研究では、従属変数にマーケット・リスク、独立変数にベータ、負債比率、およびリース資本比率を組み入れた等式を用いて、その関係を検証している。その結果として、レバレッジとリース、およびリースとマーケット・リスクに関連性があったことを示している。

Bhandari (1988) は、負債比率と期待株式収益の関係を検証している。負債比率は企業の安定性を図る指標とされ、より高い負債比率は、より高いリスクを企業が抱えていることを示す。彼は、Fama and MacBeth (1973) の手法にいくつかの改良を加え、実証研究を行っている。この研究において採用されている横断面分析のモデルには、株主資本総額の自然対数、ベータ、そして負債比率が要素として含まれている。彼は、期待株式収益と負債比率には正の関係が見られたと述べ、負債比率と関連しているプレミアム部分は、ただのリスクの代替ではないと結論づけている。

Salmi, Virtanen, and Yli-Olli (1990) は、発生主義、キャッシュ・フロー、および市場価値に基づく財務指標を用い、市場価値に基づく財務指標が安定的なグループとそうでないグループに区分できるか、また、それら財務指標が、発生主義およびキャッシュ・フローに基づく財務指標が持つ特定のパターンに影響を与えるか否かに焦点を置き、実証研究を行っている。彼らは、これら全ての財務指標を、流動性、適正資本、収益性、効率性、技術、規模やベータ、成長性等に区分し、ファクター分析とトランスフォーメーション分析と名づけた2つの統計手法を使って、財務指標パターンの安定性を検証している。なお、この研究において、安定性とは、その期における結果を他の期と比較して、ファクターの内容が理由なしに変動しないこと、と定義さ

れている。彼らは、収益性、営業レバレッジ、キャッシュ・フロー、規模とベータ、流動性、および成長性のファクターに安定性が見られたと結論づけている。この研究では、負債比率は適正資本に区分されており、何らかの外的要因によって、財務指標が変動する可能性があることを示している。

Koutmos and Saidi (1995) はレバレッジ効果が株価に影響を与えるか、そして、非相称の位置関係にある横断変数が、財務レバレッジの横断変数によって説明可能か否かを検証している。彼は、30社の株式収益における非相称的なボラティリティ、すなわちレバレッジ効果を研究するために、Nelson (1991) によって展開された GARCH 指数関数を採用している。そして、この研究は、非相称的な位置関係の違いは、レバレッジの違いから生じうると結論づけている。しかしながら、彼らはまた、サンプルとして選んだ企業が最も好ましい環境の下で経営されており、より適切な結論を得るためには、より多くの研究がなされるべきであると述べている。

Hwang and Kim (1988) は、日本の系列企業間の所有構造と負債に関するエージェンシー問題の関係を検証している。日本の系列企業の中心的存在はメイン・バンクとされ、系列企業はメイン・バンクから資本を容易に調達することができる。従って、系列企業は資本調達に関する問題がないのではないかという仮説をたて、4つのモデルを使って、それを実証している。まず、彼らは系列企業を負債比率に基づいて、大きい負債と大きい資本、大きい負債と小さい資本、小さい負債と大きい資本、小さい負債と小さい資本という4つのカテゴリーに分類している。そして、これらの4つのグループの負債に関するエージェンシー問題とレバレッジの関係を回帰分析によって検証している。その等式には、負債に関するエージェンシー・コストの測定方法、企業規模、収益性という要素が含まれている。この分析において、系列企業における負債に関するエージェンシー問題は、その企業がどのくらいメイン・バンクと強い関係を築いているかによる、という結果が得られた。また、彼らは非系列企業に対しても同様の回帰分析を行い、非系列企業は系列企業よりも厳しいエージェンシー問題を抱えていると結論づけた。

Welch (2004) は、実際の負債比率は、それ以前の負債比率と類似した動きをするように企業によって調節されているのか、もしくは株価と連動して動くのかということを実証研究している。彼は、1962年から2000年において上場していたすべての米国企業のデータを使い、横断面分析のモデルにおける負債比率の動向を検証している。そして、株価は負債比率に重要な効果を与えており、株価収益は資本構成やその変化を知るための重要な要素であると結論づけている。

VI サンプル・モデル

IV. で述べたとおり、SFAS 158 導入後、未認識債務は、貸借対照表と負債または資本を含む財務指標に重要な影響を与える。特に、未認識債務は負債に加算され、資本から減算されるため、負債比率への影響が最も大きいと想定される。負債比率は、資本構成や企業リスクを示す重要な指標である。多くの研究において、資本構成が財務的選択や株価収益に影響を与えると述べられていることから、本稿では、投資家が負債比率を重要な財務指標として認識しているのか、また未認識債務を把握しているのか否かを見るため、負債比率の期待株式収益への影響を検証する。

仮説を設定するにあたって、Bhandari (1988) の研究が負債比率と期待株式収益の関係に焦点をおいていることから、この研究を参照することとする。彼は、次の式を使って、負債比率の期待株式収益への影響を検証している。

$$E(r_i) = E(r_0) + E(r_1)LTEQ_i + E(r_2)BETA_i + E(r_3)DER_i + e_i$$

$$i=1, \dots, N$$

E は期待値、 i は普通株式 i を指す。この場合、 $E(r_i)$ は、月ごとの実際の株式収益を採用している。それは、インフレーション率を考慮すると、名目上の収益よりも実際の収益を使用するほうが適切なためである。LTEQ は株主資本総額の自然対数を示す。株主資本総額は一株当たりの株価と発行済株式数を乗ずることによって算出される。この要素はインフレーションを考

慮するために加味されている。BETAは、個別株価と市場の連動性を示したものである。DERは、負債比率を指し、次の式によって導かれる。

$$\frac{\text{簿価で評価された総資産} - \text{簿価で評価された株主資本}}{\text{市場価値で評価された株主資本}}$$

彼は、1948年から1981年における財務データを使用している。その期間におけるBETAとDERの相関の平均値は、0.25、最小値は1978-1979年の-0.10、最大値は1948-1949年の0.56となっており、その範囲にばらつきがあった。しかしながら、製造業の企業だけに焦点を当てた場合、その相関の平均は0.51に上昇している。従って、金融業、不動産業、保険業に属する多くの企業が非常に高い負債比率を有していたことが分かる。LTEQとBETAについては、その最小値は1976-1977年の-0.73、最大値は1954-1955年の0.04と、その相関は低かった。また、DERとLTEQは、それらのt値の高さから、期待株式収益に著しい影響を持っていた。そのため、彼は、DERは投資家にとって重要な財務指標であり、期待株式収益に影響を与えていると結論づけている。また、この研究は、DERと投資パフォーマンスの評価、資本市場の効率性のテスト、そして企業の資本コストの算定との間に明確な関係性があったことも示している。

VII 実証分析

1. 重回帰分析

VI.で述べたように、Bhandari (1988)は、負債比率が期待株式収益に影響を与えていることを実証した。今回の退職給付に関する会計基準の変更によって、未認識債務が貸借対照表にオンバランスされることになる。そのため、負債比率が高まり、株価に負の影響を与えることが想定される。この研究では、未認識債務がオフバランスされていても、投資家によってそれが認識されているのか否かということに重点を置いており、未認識債務を計算に含んだ場合と含んでいない場合の負債比率と期待株式収益の関係を実証し、それらの結果の違いを見ることによって、未認識債務がオンバランスされた際に、

期待株式収益に影響を与えるか否かを予測する。

本稿における実証研究は、2001年から2007年の7年間における財務データに基づいて行われている。2001年からこの研究を行った理由は、2001年において国際的調和を考慮した新しい日本の会計基準が導入されたこと、および2001年以前にSFASを採用していた企業数が少なかったためである。ここで選択された企業（銀行および保険会社を除く）は、2001年から2007年までSFASを採用しており、かつ東京証券取引所に一部上場していた日本企業である。財務データは、日本経済新聞社の日経財務データ（2007）、株価については、東洋経済新報社の株価データ CD-ROM（2007）から収集した。

未認識債務が投資家によって認識されているのか否かということを実証するため、ここでは、次の2つの仮説を設定する。

H1：負債比率は期待株式収益に影響を与える。

H2：未認識債務を計算に含んだ負債比率は期待株式収益に影響を与える。

まず、1つ目の仮説では、財務諸表から導き出された負債比率の結果によって、期待株式収益が変動しているのか否かを検証しており、次のモデルを採用している。

$$E(r_i) = E(r_0) + E(r_1)DER_i + E(r_2)BETA_i + e_i \quad i = 1, \dots, 32$$

このモデルでは、従属変数に期待株式収益、独立変数に負債比率、ベータ値を使用している。Bhandari（1988）の研究と比較すると、この研究は、期間が短く、その期間においてほとんどインフレーションが起こらなかった。そのため、この式では、LTEQ、すなわち株主資本総額の自然対数が考慮されていない。E(r_i)は期待株式収益を指し、市場の反応を示している。DERが会計年度、すなわち1年ごとに算定されていることから、期待株式収益に関しても株式*i*の1年ごとの実際の株式収益率を使用している。株価については、桜井（1991）の研究において、財務諸表を公表した決算日にもっとも大きな株価反応が見られたと実証されていることから、決算日の株価の平均

値を使用し、前期の株価と比較することによって株式収益率を算定している³⁾。DERについては、分母である資本に対し市場価値、そして分子である負債に簿価を使って算定しており、Bhandari (1988) と同様の計算方法を採用している。これは、Bowman (1980) の研究において、負債資本の測定に関する問題が取り上げられており、資本に市場価値、負債に簿価を使用している変数が市場のリスクを最も適切に表現している、と提案しているためである。BETA は次の式によって算定される。

$$\beta_{it} = \frac{\text{COV}(R_{it}, R_{mt})}{\sigma_2(R_{mt})}$$

これは、7年間の月ごとの収益データを使用している。分子は、株式*i*の収益率と期間*t*における市場ポートフォリオの収益率の共分散を示している。分母は、市場ポートフォリオの収益率の分散である。この方法も、Bhandari (1988) と同様の方法を採用している。図表7は記述統計量、図表8は1つ目の仮説に対する結果を示している。

図表7 記述統計量

Variable	2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007	
	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.
Expected stock returns	-0.169	0.336	-0.307	0.400	-0.339	0.380	0.198	0.412	-0.014	0.197	0.232	0.331	0.051	0.185
DER	2.341	3.203	2.987	5.887	4.074	5.241	2.071	2.247	1.874	1.749	1.139	0.942	1.074	0.884
UO	0.044	0.045	0.095	0.127	0.227	0.298	0.077	0.102	0.053	0.057	0.015	0.024	0.021	0.033
BETA	1.052	0.686	1.307	0.539	1.066	0.812	0.987	1.077	0.738	0.776	0.551	0.861	0.987	0.567
DUMMY	0.719	0.081	0.719	0.081	0.719	0.081	0.719	0.081	0.719	0.081	0.719	0.081	0.719	0.081
N	32		32		32		32		32		32		32	

このデータを分析するにあたって、2007年においては、実際に SFAS 158 が導入された後のデータを使用している。従って、2001年から2006年においては、貸借対照表に計上されていた負債額を使って、DER を算定したが、2007年については、貸借対照表上にすでに未認識債務額が算入されているた

3) なお、投資家は前期末の財務データを用いて、投資の意思決定を行っているという見方もあるが、この研究では、その期の決算日における財務データと株価のほうが、より強い関係性を示したため、その期の決算日における財務データと株価を用いて、検証を行っている。

図表 8 負債比率の期待株式収益に対する影響

Coefficient	Variable	2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007	
		α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t
E(r_0)	Intercept	0.072	0.581	0.154	1.090	-0.158	-1.522	-0.020	-0.276	-0.010	-0.182	0.138	1.896	0.136	1.953
E(r_1)	DER	-0.017	-0.880	-0.039	-4.199*	0.022	1.869*	-0.072	-2.366*	0.042	2.424*	-0.050	-0.948	0.038	0.951
E(r_2)	BETA	0.192	-2.165	-0.264	-2.597*	-0.256	-3.312	0.371	5.866	-0.112	-2.879*	0.275	4.727*	-0.127	-2.054*
N		32		32		32		32		32		32		32	
adjusted-R ²		0.099		0.489		0.259		0.553		0.319		0.414		0.073	

注) * 5%水準で有意。

め、貸借対照表上の負債額からその額を減算した額を使用して、DER を算定した。

図表 8 において、2002年から2005年における DER の係数推定値が 5%水準で有意となっており、また、adjusted-R² の値も大きい。これは、負債比率と期待株式収益に関連性があることを示している。しかしながら、2001年、2006年、および2007年における DER の係数推定値は有意ではない。2001年においては、多くの日本の会計基準が、SFAS、国際会計基準 (International Accounting Standards; IAS) 等の他の基準と調和を図るために改訂された。そのため、多額の会計基準変更に関する損益が認識され、財務諸表上の企業の資本構成が著しく変わり、投資家等の利害関係者が企業の資本構成だけでなく、会計基準変更に伴う損益に関しても、株価を評価する際の一要因として重視したと想定される。ここで選択した企業は SFAS を適用しており、日本の会計基準変更による影響を受けない。しかしながら、日本の会計基準を使用する他の日本企業との比較可能性、および日本基準における退職給付会計基準変更が日本企業の財務状態に与えるインパクトの大きさから、その影響を受け、2001年における adjusted-R² の値が小さくなったと思われる。2006年における t 値については、日本の株価の変動と資本構成が要因であると思われる。図表 7 の DER の平均値を見ると分かるように、2004年より、日本の株価が上昇し始め、企業の資本構成が小さい負債額、大きい資本額という形に変化した。2006年における DER の平均値と標準偏差は2001年から

2005年におけるそれらの値よりも低い値となっている。そのため、期待株式収益の分散傾向も他の年の傾向と異なったものとなったと考えられる。2007年については、SFAS 158 導入後、未認識債務が貸借対照表で把握されることとなった。そのため、未認識債務を除いた負債額の重要性が低くなったと想定される。また、違う視点から DER を見ると、ほとんどの期間において、DER の係数はマイナスであった。より高い負債比率はその企業がより大きなリスクを持っていることを意味する。従って、理論的には、もし負債比率が高ければ、期待株式収益も高くなるはずである。しかしながら、この研究では、反対の結果が得られた。これは、投資家が安定的な資本成長や、健全な資本構成を重視しているためと思われる。

BETA は常に期待株式収益に影響を与えている。そして、この結果は、日本企業の平均株価が2001年から2003年において下降しているとき、SFAS を採用している企業の平均株価は日本企業全体の株価よりも下落率が高く、逆に日本企業の平均株価が2004年から2007年に上昇しているとき、SFAS を採用している企業の株価は日本企業全体の株価よりも上昇率が低かったことを示している。DER と BETA の相関の平均値は、0.209で、その範囲は-0.127～0.677であった。

2つ目の仮説では、未認識債務を考慮した負債比率が期待株式収益に影響を与えているか否か、ということを検証する。1つ目の仮説で採用したモデルに、独立変数として、未認識債務の資本に対する割合、すなわち UO が加えられている。

$$E(r_i) = E(r_0) + E(r_1)DER_i + E(r_2)UO_i + E(r_3)BETA_i + e_i$$

$$i=1, \dots, 32$$

図表 9 は、2001年、2004年、および2007年における未認識債務が期待株式収益に影響を与えていることを示している。2001年においては、多くの会計基準が変更され、多額の会計基準変更に関する損益が認識された。そのため、投資家は、これらの損益についても重視し、2001年における UO の係数推定

図表 9 未認識債務を含む負債比率の期待株式収益に対する影響

Coefficient	Variable	2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007	
		α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t
E(r_0)	Intercept	0.029	0.244	0.164	1.148	-0.077	-0.644	0.017	0.281	0.018	0.317	0.147	1.995	0.145	2.473
E(r_1)	DER	-0.037	-1.752*	-0.044	-3.909*	0.035	2.295*	-0.042	-1.543*	0.052	2.740*	0.027	-0.456	0.102	-3.501*
E(r_2)	UO	2.779	1.869*	0.417	0.759	-0.350	-1.310	-1.693	-3.357*	-0.726	-1.237	-1.926	-0.915	-3.388	2.676*
E(r_3)	BETA	-0.222	-2.575*	-0.291	-2.681*	-0.306	-3.588*	0.405	7.354*	-0.123	-3.103*	0.264	4.432*	-0.136	-2.602*
N		32		32		32		32		32		32		32	
adjusted-R ²		0.177		0.481		0.278		0.673		0.333		0.410		0.346	

注) * 5%水準で有意。

値が5%水準で有意となったと思われる。2004年については、株価の上昇に伴い、多額の未認識債務が償却され、32社の未認識債務総額が2003年の総額のほぼ半分となっている。そのため、投資家は未認識債務の著しい減少を考慮したと思われる。そして、2007年については、SFAS 158 導入後、未認識債務が貸借対照表上で認識されたことから、投資家にとって未認識債務の重要性がより高まったと考えられる。これは、1つ目の仮説で、2007年における未認識債務を除いた負債比率の係数推定値が、有意でなかったことから明らかである。

UO と BETA の相関の平均値は、0.083と低く、また、2001年から2007年までの相関の範囲は、-0.231から0.470とばらつきがある。これに対し、UO と DER の相関の平均値は0.490と高い。その範囲は0.392から0.560となっており、ほとんどばらつきがない。これは、より大きな負債を抱える企業は未認識債務を支払うだけの資金的余裕がなく、未認識債務の資本に対する割合が高くなるためである。もし、企業の財務状態がよければ、より短い期間で未認識債務を償却するであろう。これらの結果から、2001年から2006年にかけては、未認識債務がオフバランスされていたため、会計基準、もしくは株価に重要な変化があった場合のみ、未認識債務は期待株式収益に影響を与えている。これに対し、2007年については、未認識債務が貸借対照表上に認識されたことから、他の年度に比べ未認識債務額が少なくても、その重要性は高いものとなっている。

次に、市場リスクを考慮するため、仮説1および2に、産業別の傾向を示すダミー変数を加える。図表10において、2001年から2007年においてSFASを採用している企業32社の産業別企業数を示している。

図表10 産業別企業数

産業	企業数
自動車	2
化学	2
繊維	2
コミュニケーション	3
電気機器	13
金融	1
食料	1
機械	3
商社	5

サンプル数が少ないことから、ここでは、企業を製造業23社と非製造業9社という2つのグループに区分する（製造業は0、非製造業は1とする）。産業別にグループ化することによって、リスクレベルの特質を把握することができる。そのため、ダミー変数、DUMMYによって、その企業が持つ市場リスクの一部を説明することが可能となりうる。仮説1および2にDUMMYを加えたモデルを以下に示す。

$$E(r_i) = E(r_0) + E(r_1)DER_i + E(r_2)BETA_i + E(r_3)DUMMY_i + e_i \quad i=1, \dots, 32$$

$$E(r_i) = E(r_0) + E(r_1)DER_i + E(r_2)UO_i + E(r_3)BETA_i + E(r_4)DUMMY_i + e_i \quad i=1, \dots, 32$$

図表11は、仮説1で使用したモデルに、製造業、もしくは非製造業の区分を示すDUMMYを加えた場合の結果を示している。図表8と比較すると、2002年から2006年におけるadjusted-R²の値がやや小さく、DUMMYの係数推定値が5%水準で有意となっていない。しかしながら、2001年、および2007年のadjusted-R²が図表8で示した値よりも大きく、DUMMYに関する

図表11 負債比率の期待株式収益に対する影響（産業別リスクを考慮した場合）

Coefficient	Variable	2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007	
		α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t
E(r_0)	Intercept	-0.207	-1.150	0.103	0.599	-0.272	-1.405	0.034	0.240	-0.029	-0.275	0.167	1.128	0.283	3.180
E(r_1)	DER	0.010	0.453	-0.036	-3.438*	0.027	1.965	-0.075	-2.367*	0.045	2.037*	-0.056	-0.942	-0.005	-0.127
E(r_2)	BETA	-0.186	-2.224*	-0.271	-2.610*	-0.239	-2.933	0.365	5.522*	-0.011	-2.711*	0.270	4.340*	-0.095	-1.620*
E(r_3)	DUMMY	0.305	2.029*	0.073	0.540	0.112	0.700	-0.057	-0.436	0.018	0.212	-0.028	-0.226	-0.181	-2.388*
N		32		32		32		32		32		32		32	
adjusted-R ²		0.195		0.475		0.245		0.540		0.295		0.393		0.211	

注) * 5%水準で有意。

係数推定値が5%水準で有意となっていることから、会計基準に変更がある場合に、産業別リスクが現れる傾向がある。また、2001年、および2007年におけるDERの係数推定値が有意でないことから、会計基準に変更があった場合、投資家は資本構成よりもその会計基準の変更によって発生した損益を重視する傾向があるように思われる。

図表12 未認識債務を含む負債比率の期待株式収益に対する影響（産業別リスクを考慮した場合）

Coefficient	Variable	2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007	
		α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t	α_t	t
E(r_0)	Intercept	-0.148	-0.775	0.139	0.749	-0.311	-1.686	-0.358	-2.730	-0.034	-0.258	0.115	0.724	0.191	2.123
E(r_1)	DER	-0.010	-0.320	-0.042	-2.929*	0.055	2.864*	0.008	0.285	0.065	1.992*	-0.017	-0.238	0.079	1.531*
E(r_2)	UO	1.635	0.927	0.355	0.566	-0.593	-1.985*	-3.107	-4.939*	-1.093	-1.460	-2.183	-0.899	-2.900	-2.400*
E(r_3)	BETA	-0.205	-2.376*	-0.291	-2.622*	-0.298	-3.598*	0.484	8.955*	-0.122	-3.004*	0.267	4.270*	-0.124	-2.238*
E(r_4)	DUMMY	0.213	1.185	0.034	0.224	0.285	1.631*	0.427	3.131*	0.072	0.612	0.032	0.225	-0.059	-0.688
N		32		32		32		32		32		32		32	
adjusted-R ²		0.190		0.461		0.322		0.754		0.324		0.389		0.332	

注) * 5%水準で有意。

図表12は、産業別リスクを考慮に入れ、未認識債務を含んだDERと期待株式収益の関係を示したものである。この場合、2003年、2004年、および2007年における未認識債務の係数推定値は5%水準で有意である。図表7の記述統計量におけるUOの平均値を見ると明らかのように、2003年において、株価が著しく下落したことから、多くの未認識債務が生じた。これに対し、

2004年については、株価が大きく上昇し、多額の未認識債務が償却された。そのため、双方において、株価の動きが未認識債務額に重要な影響を与えたため、有意性が見られたと考えられる。2007年については、未認識債務が貸借対照表上で認識されることとなり、投資家にとって未認識債務の重要性が高まったと思われる。

2001年と2004年における DER の t 値は、図表 9 に比べ低く、係数推定値が 5%水準で有意でない。表12の結果から、DUMMY と期待株式収益の関係がより強いとき、DER と期待株式収益の関係はより弱い傾向にあり、UO と期待株式収益の関係は強い傾向にある。従って、UO は産業による影響を受けるが、DER は産業からの影響よりもその企業の財務状況や経営状態を反映すると考えられる。

2. パネル分析

VII. 1. では、横断面データを使って、2001年から2007年における期待株式収益と負債比率の関係を回帰分析した。ここでは、そのデータに時系列データを加え、パネル分析を行う。Baltagi (2005) は、パネル分析によって、横断面データや時系列データのみでは制御できなかった個体の異質性を制御し、個体共通の変数間の関係を知ることができ、また、標本数が増えることによって、自由度が増え、推計の不偏性が向上するといった利点が得られると述べている。

VII. 1. と同様に、分析対象を東京証券取引所に一部上場しており、かつ SFAS を採用している日本企業32社、分析期間を2001年から2007年における7年間とする。また、変数の定義についても回帰分析で使用したものと同一とする。説明変数と個別効果に相関がなかったため、ランダム効果モデルを使って推計する。

図表13は負債比率と期待株式収益の関係を示したものである。図表 8 で得られた結果と同様に、DER は株価に影響を与えていた。この係数が負の値を示しているのは、投資家が、企業の資本構成だけでなく、安定的な資本お

図表13 パネル分析（負債比率）

Independent Variables	Intercept	DER	BETA	adjusted-R ²	No. of Observation
Estimated Coefficient	0.009	-0.007	-0.025		
t-statistics	0.268	-2.273*	-1.223	0.388	224
Std. Error	0.035	0.003	0.020		

注) * 5%水準で有意。

よび利益成長を重視しているためと思われる。BETAについては、図表8と比べると、t値が低くなっている。これは、BETAは、市場ポートフォリオの投資収益率に対して、どのくらいの反応を示すかを数値で示したもので、時系列の影響を大きく受けるためだと思われる。

図表14 パネル分析（未認識債務を含んだ負債比率）

Independent Variables	Intercept	DER	UO	BETA	adjusted-R ²	No. of Observation
Estimated Coefficient	0.012	-0.009	0.009	-0.024		
t-statistics	0.336	-2.494*	1.069	-1.213	0.469	224
Std. Error	0.035	0.004	0.008	0.020		

注) * 5%水準で有意。

図表14は、未認識債務を含んだ負債比率と期待株式収益の関係を示している。図表13と比較すると、adjusted-R²はより大きな値となっている。しかしながら、UOの係数推定値は、5%水準で有意となっていない。これは、回帰分析で得られた、未認識債務が2001年から2006年においてオフバランスされていたことから、会計基準、または株価に重要な変化があった場合のみ、未認識債務が投資家によって認識されていたという結果を表していると思われる。

負債比率と期待株式収益、および未認識債務を含んだ負債比率と期待株式収益の関係に、産業別リスク、すなわち、ダミー変数を加えてパネル分析を行った。図表11、および図表12において、ダミー変数が期待株式収益にほとんど影響を与えていなかったという結果からも推測できるように、図表15、および図表16に、その影響は見られなかった。これらの結果は、回帰分析に

図表15 パネル分析（負債比率と産業別リスク）

Independent Variables	Intercept	DER	BETA	Dummy	adjusted-R ²	No. of Observation
Estimated Coefficient	0.021	-0.007	-0.025	-0.015		
t-statistics	0.370	-2.288*	-1.227	-0.259	0.375	224
Std. Error	0.056	0.003	0.020	0.058		

注) * 5 %水準で有意。

図表16 パネル分析（未認識債務を含んだ負債比率と産業別リスク）

Independent Variables	Intercept	DER	UO	BETA	Dummy	adjusted-R ²	No. of Observation
Estimated Coefficient	0.028	-0.009	0.009	-0.025	-0.025		
t-statistics	0.500	-2.517*	1.099	-1.219	-0.371	0.469	224
Std. Error	0.056	0.004	0.058	0.020	0.008		

注) * 5 %水準で有意。

よって得られた結果をより頑強なものとしていると思われる。

VIII 結論

2006年12月より、従業員給付およびその他退職後給付に関する新しい会計基準である SFAS 158 が採用された。この会計基準は、退職給付債務、および年金資産の認識時点や未認識債務の認識方法を変更しているため、財務諸表、およびいくつかの財務指標に重要な影響を与えることが想定される。本稿では、今回の会計基準の主たる変更である、未認識債務を貸借対照表で認識するということに焦点をあて、この会計基準の変更によって、企業の資本構成を示す負債比率が期待株式収益に影響を与えるか否かを検証した。

負債比率は、資本コスト算定の際の一要素であることから、財務レバレッジを明らかにする重要な財務指標の一つである。資本コストは、企業が調達した資本に対して支払うことが期待される収益率を指し、資本提供者は資本コストと同じリスクで投資を行う。資本コストは、その算定の際に、一般的にその企業の資本および負債の額を含む、資本資産価格形成モデル、または

加重平均資本コスト (Weighted Average Cost of Capital; WACC) によって算出され、市場リスク・プレミアム、税率、利率等のいくつかの要素に影響を与える。また、資本コストは、資本提供者がその企業を評価、投資、または融資する際に使われるため、財務や経営の意思決定を行う際の重要な要素であるといえる。負債比率は、その資本コスト算定の際の一部であることから、同様に財務や経営の意思決定に影響を与える重要な要素であるといえる。

本稿で行った検証の結果は、負債比率が期待株式収益にいくらかの影響を与えていたことを示していた。しかしながら、2001年から2006年の未認識債務については、株価や会計基準に大きな変更があった場合のみ、期待株式収益に影響を与えていた。また、会計基準が変更された2007年において、未認識債務の係数推定値が5%水準で有意となっていたことから、2006年まで未認識債務がオフバランスされていたことと、投資家による未認識債務の認識の低さが関連していたと思われる。そのため、未認識債務が貸借対照表で認識されることによって、負債比率、期待株式収益、そして最終的には、資本コストや財務、経営に関する意思決定に影響を与えると想定される。しかしながら、本稿では32社という限られたサンプル数であったため、この検証によって得られた結果をより確実なものとするために、研究を続けていく必要性があると思われる。

(筆者は関西学院大学大学院商学研究科研究員)

〈参考文献〉

- Baltagi, Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley & Sons, 2005.
- Bhandari, Laxmi Chand, "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence," *The Journal of Finance*, Vol. 63, No. 2, June, 1988, pp. 507-528.
- Bowman, Robert G., "The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage," *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, Spring, 1979, pp. 242-254.
- Bowman, Robert G., "The Debt Equivalence of Leases: An Empirical Investigation," *The Accounting Review*, Vol. 55, No. 2, April, 1980, pp. 237-253.
- Fama, Eugene F., and James D. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, May/June, 1973, pp. 607-636.
- Financial Accounting Standards Board, Statement of Financial Accounting Standards No. 87:

- Employers' *Accounting for Pensions*, Stamford, CT: FASB, 1985.
- Financial Accounting Standards Board, Exposure Draft Proposed Statement of Financial Accounting Standards: *Employers' Accounting for Defined Benefit Pension and Other Postretirement Plans*, Norwalk, CT: FASB, 2006.
- Financial Accounting Standards Board, Statement of Financial Accounting Standards No. 106, *Employers' Accounting for Postretirement Benefits Other Than Pensions*, Norwalk, CT: FASB, 1990.
- Financial Accounting Standards Board, Statement of Financial Accounting Standards No. 132 (R), *Employers' Disclosures about Pension and Other Postretirement Benefits*, Norwalk, CT: FASB, 2003.
- Financial Accounting Standards Board, Statement of Financial Accounting Standards No. 158, *Employers' Accounting for Defined Benefit Pension and Other Postretirement Plans*, Norwalk, CT: FASB, 2006.
- Hamada, Robert S., "Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance," *The Journal of Finance*, Vol. 24, No. 1, March, 1969, pp. 13-31.
- Hamada, Robert S., "The Effect of The Firm's Capital Structure on The Systematic Risk of Common Stocks," *The Journal of Finance*, Vol. 26, No. 2, May, 1972, pp. 435-452.
- Horrigan, James O., "The Determination of Long-Term Credit Standing with Financial Ratios," *Journal of Accounting Research*, Vol. 4, No. 3, 1966, pp. 44-62.
- Hwang, LeeSeok, and Yong O. Kim, "Does the Ownership Structure of Debt and Equity Affect the Agency Costs of Debt? Japanese Evidence" *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 13, No. 1, Winter, 1998, pp. 37-66.
- Koutmos, Gregory, and Reza Saidi, "The Leverage Effect in Individual Stocks and The Debt to Equity Ratios," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 22, No. 7, October, 1995, pp. 1063-1075.
- Martikainen, Teppo, "Stock Returns and Classification Pattern of Firm-Specific Financial Variables: Empirical Evidence with Finnish Data," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 20, No. 4, June, 1993, pp. 537-557.
- Miller, Merton H., and Franco Modigliani, "Some Estimates of the Cost of Capital to the Electric Utility Industry, 1954-1957," *American Economic Review*, Vol. 56, No. 3, June, 1966, pp. 333-391.
- Nelson, Daniel B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, March, 1991, pp. 347-370.
- Pinches, George E., Kent A. Mingo, and J. Kent Caruthers, "The Stability of Financial Patterns in Industrial Organizations," *The Journal of Finance*, Vol. 28, No. 3, May, 1973, pp. 389-396.
- Salmi, Timo, Ilkka Virtanen, and Paavo Yli-Oli, "On The Classification of Financial Ratios—A Factor and Transformation Analysis of Accrual, Cash Flow, and Market-Based Ratios," *Acta Wasaensia*, Vol. 25, No. 9, Universitas Wasaensis, 1990.

Stickney, Clyde P., Paul R. Brown, and James M. Wahlen, *Financial Reporting, Financial Statement Analysis, and Valuation, A Strategic Perspective*, Sixth Edition, Thomson southwestern, 2006.

Welch, Ivo, "Capital Structure and Stock Returns," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 1, February, 2004, pp. 106-131.

桜井久勝『会計利益情報の有益性』千倉書房、1991年、pp. 214-261。