

< 論文 >

未認識債務と株式リターン

社会システム研究所 佐々木 隆文
投資工学研究所 兼 社会システム研究所 中嶋 幹

要 約

本稿では、本誌 2005 年 9 月号で報告した積立不足と株式リターンとの関係について、追加的な分析を行う。米国 FAS158 においても、積立不足の全額がオンバランスされることとなり、積立不足の変化を即時に株主資本に反映させる処理が国際的な潮流となる中、わが国において市場が正しく未認識債務を評価しているか否かは重要な問題だと思われる¹。

Fama=French 型ファクターモデルによる時系列の回帰分析と Fama=MacBeth 型のクロスセクション回帰双方を行った結果、市場は未認識債務が将来の利益に及ぼす影響を完全には織り込んでいない可能性が示唆された。換言すれば、決算情報が利用可能になった時点でも未認識債務への評価に関し、ミスプライスが残っている可能性が示唆された。具体的には未認識債務が大きい企業のリターンは他の企業に比べ低くなることが示された。また、未認識債務を未認識数理計算上の差異に絞った分析においても同様の傾向が得られた。他方、クロスセクション回帰では、売上や利益の変動を考慮しても決算発表後半年間のリターンと未認識債務が相関を持つことが示唆された。

目 次

1. はじめに
2. 分析方法とサンプル
3. 分析結果
 - 3.1 ポートフォリオ分析
 - 3.2 Fama=MacBeth 型の分析
4. おわりに

¹ 積立不足の変動をバランスシートに載せるべきかという議論と当期利益に反映させるべきかどうかは別の議論が必要と思われる。後者については投資家が将来予想に役立つ情報を提供するという観点から、一時的な要因を反映させることには慎重な対応が必要と思われる。

1. はじめに

本誌 2005 年 9 月号では、Fama=French 型の時系列リターン分析により、未認識債務が大きい企業のリターンが低くなることを報告した。米国においても FAS158 が導入され、PBO ベースでの積立不足が即時で一括で株主資本に反映されることになった。既に導入済みの英 FRS17 も含め、積立不足を直接資本に反映させる会計基準が国際的な潮流となる中、わが国の会計基準においては積立不足の遅延認識について企業に大きな裁量がある。

理論的に、株主価値は現在の資本(資本の機会費用の現在価値)と将来の超過収益(機会費用を上回る利益)の現在価値の合計となる。積立不足の変化は継続的なファクターではないため、将来予測(超過収益の現在価値予測)よりも資本に反映させる形で考慮することが望ましいと考えられるが、わが国においては持合株式等の時価変動が株主資本に反映される一方、年金資産の時価変動等の影響は株主資本に反映されない。このため、投資家が未認識債務の影響を考慮せずに会計上の利益のみを見て企業評価を行っている場合には、未認識債務の処理を先送りしている企業の株価が相対的に割高となる一方、短期間で未認識債務を償却している企業の株価が相対的に割安となる可能性がある。換言すれば、Gold(2000)によって提唱され、Coronado and Sharpe (2003)によって検証された Opaque model(市場は本来評価すべき積立不足の時価よりも会計上の退職給付費用によって企業評価を行っている)は日本においても成立している可能性が高い²。

本稿では、1)Fama=French 型分析を未認識数理計算上の差異に適用した分析を行うと共に、2)Fama=MacBeth 型のクロスセクション回帰により、積立比率とリターンとの関係について追加的な分析を行う。1)については、会計基準移行時差異の影響が一巡した現在、年金資産や退職給付債務の時価変動から生じる数理計算上の差異の影響を投資家が正しく評価しているか否かが、退職給付会計情報に関わる市場の合理性を検証する上で重要と思われる。また、2)の分析では、未認識債務の内生性の問題(業績が良くない企業で未認識債務が多くなる可能性)を考慮し、売上や利益の変化をコントロールした上で、株式リターンと未認識債務との関係を分析する。

2. 分析方法とサンプル

分析で用いる積立比率は、未認識債務に-1を乗じたものを株主資本で割って求める。企業価値への影響という観点からは株式時価総額で割ることが適切とも考えられるが、我々のサンプル期間ではリターンの差異について SMB ファクター(規模ファクター)の説明力が高いため、時価総額で除した FR では分子よりも分母の影響が強く出てしまう可能性がある。このため、我々は分母を株主資本簿価とする。FR は未認識債務がプラスの企業ではマイナス、未認識債務がマイナスの企業ではプラスとなる。

² 仮にこれが事実であるとすれば、わが国においては本体で株式等の資産を所有している企業と年金資産として資産を所有している企業とで評価が異なってくる可能性がある。前者では即時の株主資本の変動として現れてくるが、償却の必要はないため当期利益等には影響しない。他方、後者は株主資本には即時には影響しないが、償却費用として将来の利益、株主資本に影響を及ぼす。

サンプルは、以下の3つの基準を満たす東証一部上場企業から構成される。まず始めに、決算情報が市場に伝わるタイミングを合わせるために3月決算の企業に絞った。また、割引率の差異をコントロールした分析を行なうために割引率に幅を持たせて開示している企業を除外する。更には、その月々のリターンがそれぞれの年の中心値から5標準偏差以上離れているものを除外する。結果としてサンプルは788社となった。尚、Fama=Macbeth回帰ではヒストリカルベータと利益予想データが必要となるため、このサンプルより2割程度少ない。

ポートフォリオ分析では、2000年度(2001年3月期)から2003年度(2004年3月期)までの4期の決算情報と、これらの決算情報が利用可能になった後1年間の株式リターンを対象に分析を行う³。ポートフォリオは、t年の8月にt-1年度の決算情報をもとにFRがマイナスの企業を降順に10のポートフォリオに分類して構築される。最初のポートフォリオ(ポートフォリオ1)は、株主資本で除した未認識債務が最も大きい企業から成り立っており、11番目のポートフォリオがFR=0、12番目のポートフォリオがFR>0となる企業群を含んでいる。これらのポートフォリオについて、t年の9月からt+1年の8月まで月平均リターンを計算する。ポートフォリオのリターンは時価総額加重、等ウェイト双方を計算する。

分析では、Fama and French(1993)で提唱された3ファクターモデルにモメンタムファクターを加えた4ファクターモデルを用いる。モメンタムファクター(UMD)は過去の12か月のリターンが高かった企業をロング、低かった企業をショートしたポートフォリオのリターンである。アルファは、次式で示される回帰式の定数項として計算される。

$$R_{it} = \alpha_i + b_i EXM_t + h_i HML_t + s_i SMB_t + m_i UMD_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 R_{it} はポートフォリオiのt月のリターン、 α_i はポートフォリオiの推定されたアルファである。EXM、HML、SMB、UMDはそれぞれt月の市場ファクター、HMLファクター、SMBファクター、UMDファクターのt月のリターンを示す。EXMは市場収益率と無リスク金利との差であり、係数bは所謂ベータを表す。市場収益率は、東証一部、二部、ジャスダック銘柄の時価総額加重リターンである。HML、SMBは、3市場の銘柄を規模により小型と大型に分類した上で、さらにBP(PBRの逆数)により3:4:3になるように3分類して6分類グループを作成し、各BP別ポートフォリオについて小型ポートフォリオと大型ポートフォリオのリターンの差(Small Minus Big)の平均をとったものがSMBであり、各規模別グループについて高BPポートフォリオと低BPポートフォリオのリターンの差(High Minus Low)の平均をとったもの

³ 我々は、更に翌1年間のリターンを対象とした分析も行ったが、有意な結果は得られなかった。この結果は投資家が積立不足の影響に対し繰り返しサブライズすることを示唆するFranzoni and Marin(2006)の結果と異なる傾向である。

が HML である。つまり、SMB は規模に関するファクターを表し、HML は簿価/時価比率に関するファクターを表す。また、UMD は規模と直近の騰落率について 6 分類ポートフォリオを構築した上で、各規模別グループについて直近で上昇したポートフォリオと下落したポートフォリオのリターンの差 (Up Minus Down) を算出し、その平均をとったものである。

3. 分析結果

3.1 ポートフォリオ分析

表 1 は、Fama-French の 3 ファクターモデルにモメンタムファクターを加えた 4 ファクターモデルによる推計結果である。

表 1 Fama=French 型の分析結果

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	FR=0	OF
Panel A: Alphas												
VW	-0.99 (-2.88)	0.24 (0.62)	-0.17 (-0.50)	0.35 (1.77)	0.19 (0.65)	0.08 (0.31)	0.41 (1.13)	-0.13 (-0.53)	-0.29 (-1.49)	0.45 (1.96)	-0.11 (-0.24)	0.51 (0.64)
EW	-0.60 (-1.44)	-0.12 (-0.40)	-0.10 (-0.61)	0.23 (1.50)	0.01 (0.03)	-0.12 (-0.69)	0.16 (1.01)	0.08 (0.53)	0.08 (-0.24)	0.26 (1.47)	0.17 (0.68)	0.15 (0.54)
Panel B: Factor Loadings and R ²												
VW Portfolios												
EXM	1.09 (14.99)	1.08 (11.87)	1.03 (12.50)	0.90 (17.16)	0.76 (9.69)	0.71 (8.28)	1.01 (11.53)	0.86 (10.10)	0.97 (18.32)	0.92 (25.43)	1.17 (9.20)	0.85 (3.80)
HML	0.10 (0.70)	0.16 (1.20)	0.05 (0.32)	-0.02 (-0.19)	0.09 (0.78)	-0.05 (-0.55)	-0.12 (-0.85)	0.06 (0.55)	-0.22 (-3.24)	-0.13 (-1.33)	-0.07 (-0.38)	-0.80 (-2.12)
SMB	0.41 (3.75)	0.31 (2.67)	0.11 (0.99)	-0.01 (-0.17)	0.08 (0.96)	0.20 (2.17)	-0.11 (-0.80)	0.26 (2.96)	0.06 (1.08)	0.04 (0.62)	-0.08 (-0.42)	0.26 (1.15)
UMD	-0.11 (-0.71)	-0.06 (-0.41)	0.10 (0.71)	-0.07 (-0.79)	0.01 (0.07)	0.14 (1.19)	0.11 (0.80)	-0.04 (-0.43)	0.07 (0.89)	-0.11 (-0.98)	0.27 (1.47)	-0.09 (-0.25)
R ²	0.83	0.79	0.81	0.85	0.72	0.65	0.73	0.82	0.90	0.87	0.64	0.41
EW Portfolios												
EXM	1.27 (13.04)	1.09 (15.19)	1.03 (17.02)	0.98 (20.63)	0.89 (17.96)	0.88 (18.50)	0.92 (23.21)	0.94 (24.32)	1.03 (30.78)	0.93 (21.26)	1.05 (16.42)	0.87 (13.80)
HML	0.62 (3.92)	0.53 (4.68)	0.34 (4.37)	0.23 (2.93)	0.39 (6.54)	0.28 (4.67)	0.37 (6.85)	0.37 (8.46)	0.26 (4.97)	0.23 (3.42)	0.35 (4.19)	0.15 (1.67)
SMB	1.24 (7.70)	0.80 (6.23)	0.56 (7.22)	0.47 (6.64)	0.43 (5.35)	0.47 (5.48)	0.35 (4.30)	0.51 (8.18)	0.48 (8.50)	0.36 (5.61)	0.41 (4.10)	0.42 (5.31)
UMD	-0.39 (-1.99)	-0.24 (-1.79)	-0.11 (-1.67)	-0.06 (-0.78)	0.05 (0.63)	-0.05 (-0.54)	0.01 (0.19)	-0.02 (-0.26)	0.07 (1.24)	-0.02 (-0.31)	0.08 (0.78)	-0.10 (-0.92)
R ²	0.85	0.87	0.93	0.93	0.90	0.89	0.91	0.94	0.95	0.91	0.85	0.85

注1: 決定係数は自由度調整済み

注2: 括弧内はWhite(1980)の標準誤差に基づくt値

注3: 分析対象期間は、2001.9~2005.8

パネル A は推計されたアルファ、パネル B がファクターローディングと決定係数を示している。パネル B を見ると、ポートフォリオ 1 に含まれる企業は、高ベータ (EXM) で、SMB ファクターが大きいことがわかる。一方、ポートフォリオ 1 の HML ファクターは、等ウェイトのケースで統計的に有意となっている。つまり、ポートフォリオ 1 はファクターローディングが大きく、高い期待リターンを要求される企業が多いことを示している。

次に、アルファを見てみよう。パネル A を見ると、ポートフォリオ 1 のアルファは統計的に有意にマイナスである。時価総額加重ポートフォリオのケースでは、 -0.99 パーセントとなっている。これは年率では -11.84 パーセントに相当する。これらの数値は、米国企業を対象とした Franzoni and Marin(2006)の結果と驚くほど類似している。他方、等ウェイト(EW)の分析においても、ポートフォリオ 1 のアルファは -0.60% (年率 -7.20%)となっている。これらの結果は、市場が未認識債務の翌期以降の利益への影響を正しく織り込んでおらず、これがその後の各期の決算報告で利益情報として認識される過程でリターンが低くなる可能性を示唆している。他方、未認識債務がマイナスの企業から構成される OF ポートフォリオの定数項は、時価総額加重で 0.51 パーセントとなっている。統計的に有意ではないが、これらの企業においては、同様に翌期以降の増益要因が必ずしも織り込まれていなかった可能性を示唆しよう。

次に、未認識債務のうち未認識数理計算上の差異に焦点を合わせた分析を行う。会計基準移行時差異の償却が多く企業の一巡した現在においては、数理計算上の差異にかかわる償却方針の差異がミスプライスの源泉になっているかどうか重要と思われるからである。分析結果を表 2 に示す。

表 2 Fama=French 型の分析結果 (未認識数理計算上の差異を用いた場合)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	FR=0	OF
Panel A: Alphas												
VW	-0.60 (-2.01)	0.07 (0.23)	0.10 (0.38)	0.19 (0.75)	-0.03 (-0.13)	0.33 (1.70)	0.16 (0.60)	-0.30 (-1.22)	0.27 (0.65)	0.34 (1.16)	0.61 (0.80)	0.00 (0.01)
EW	-0.31 (-1.05)	-0.02 (-0.07)	0.05 (0.23)	0.04 (0.17)	-0.12 (-0.75)	0.01 (0.08)	-0.12 (-0.96)	0.10 (0.71)	-0.02 (-0.16)	0.25 (1.21)	0.17 (0.70)	-0.01 (-0.03)
Panel B: Factor Loadings and R ²												
VW Portfolios												
EXM	1.27 (14.14)	1.08 (16.45)	0.93 (13.83)	0.86 (11.35)	0.69 (9.98)	0.91 (21.02)	0.97 (12.88)	0.83 (14.33)	1.08 (10.55)	0.88 (13.01)	1.04 (4.86)	0.83 (7.09)
HML	0.13 (1.02)	0.05 (0.49)	0.05 (0.44)	0.05 (0.53)	0.14 (1.19)	-0.22 (-2.66)	-0.03 (-0.40)	0.04 (0.33)	-0.27 (-1.77)	-0.13 (-1.26)	-0.83 (-2.29)	0.04 (0.17)
SMB	0.45 (4.53)	0.08 (0.86)	0.06 (0.64)	0.10 (1.39)	0.17 (1.90)	-0.03 (-0.31)	0.24 (2.64)	0.14 (1.76)	0.11 (0.95)	0.05 (0.55)	0.18 (0.87)	0.17 (1.06)
UMD	-0.37 (-3.15)	0.14 (1.08)	-0.05 (-0.38)	0.05 (0.49)	-0.04 (-0.34)	0.33 (3.90)	-0.07 (-0.67)	0.21 (1.87)	-0.34 (-1.85)	-0.01 (-0.12)	-0.11 (-0.30)	-0.06 (-0.24)
R ²	0.88	0.85	0.81	0.81	0.72	0.85	0.85	0.80	0.79	0.80	0.52	0.46
EW Portfolios												
EXM	1.21 (15.56)	1.13 (20.74)	0.95 (15.03)	0.92 (16.32)	0.91 (18.27)	0.93 (22.62)	0.99 (27.82)	0.94 (32.23)	1.08 (32.61)	0.91 (17.49)	1.15 (17.56)	0.91 (10.21)
HML	0.60 (4.69)	0.32 (4.09)	0.34 (3.33)	0.35 (4.72)	0.38 (5.20)	0.36 (6.15)	0.43 (8.19)	0.35 (7.75)	0.19 (3.62)	0.28 (3.83)	0.37 (4.06)	0.32 (2.50)
SMB	0.97 (8.20)	0.57 (5.76)	0.52 (5.86)	0.56 (7.15)	0.45 (6.61)	0.43 (5.23)	0.61 (7.54)	0.48 (9.56)	0.54 (9.48)	0.36 (5.51)	0.73 (6.48)	0.63 (6.15)
UMD	-0.18 (-1.21)	-0.10 (-1.11)	-0.13 (-1.31)	-0.12 (-1.50)	0.04 (0.57)	-0.05 (-0.83)	-0.07 (-1.06)	-0.02 (-0.38)	-0.02 (-0.44)	-0.05 (-0.62)	-0.13 (-1.45)	-0.32 (-2.17)
R ²	0.89	0.91	0.88	0.89	0.92	0.91	0.94	0.95	0.96	0.90	0.88	0.82

注1: 決定係数は自由度調整済み

注2: 括弧内はWhite(1980)の標準誤差に基づくt値

注3: 分析対象期間は、2001.9 ~ 2005.8

これによれば、ポートフォリオ 1 の -0.60 となっている(時価総額加重のケース)。

これは年率では-7.22パーセントに相当する。つまり、未認識数理計算上の差異に関わる償却方針の差異がミスプライスに繋がっている可能性が示唆される。未認識会計基準移行時差異の影響が多くの企業で一巡した現在、未認識債務の影響は数理計算上の差異によってもたらされる部分が多い。表 2 の結果は、現在においても、未認識債務にかかわる償却方針の違いがミスプライスの源泉となりうることを示唆している。

3.2 Fama=MacBeth 型の分析

次に、クロスセクションの回帰分析により、積立不足と株価に関する補完的な分析を行う。具体的には、Fama=MacBeth 型の回帰分析により、積立不足と株価に関する補完的な分析を行う^{4,5}。従属変数は、Franzoni and Marin[2006]にならい、ポートフォリオ構築時点から 6 ヶ月間のリターンを用いる。説明変数は、前出の Fama=French の 3 ファクター、モメンタム効果に加えて、中間決算の影響を調整するパラメータを加えることにする。従属変数である 6 ヶ月間のリターンは、予期しない中間決算発表内容の影響⁶を受ける可能性があるためである。より具体的には、売上高と税引後利益について、当期の中間決算の実績値と前期との差分及び会社予想との差分を株主資本で除した値を用いる。これは、例えば前期の決算を大きく上回るような決算内容や、従来の会社予想値を大幅に超える決算内容が発表された場合には、株価に対してプラスの影響があると考えられることからである。また、ベータについても彼らと同様にポートフォリオのベータを用いて分析を行っている⁷。これは、時系列リターンから推計される個別企業のベータは、測定誤差の影響が大きいことが知られているためである。彼らは、ポートフォリオのベータを推計に用いることにより、標準誤差が大きく低下することを指摘している。

表 3 は、4 期分のサンプルについて、前述の説明変数と年度ダミーを加えて回帰分析を行った結果を示したものである。これによれば、何れの推計においても、積立比率のパラメータは統計的に有意にプラスとなっている。つまり、3 ファクターやモメンタム、中間決算の影響をコントロールしても、積立比率とリターンとの関係が統計的に有意に確認できる。この結果は、積立不足が大きい企業のマイナスのアルファが、これらの効果とは独立に、積立不足が利益に与える影響によってもたらされていることを改めて示唆している。

なお、未認識債務がマイナスである企業は、未認識債務がプラスの企業と異なる傾向が存在する可能性がある。表 4 は、未認識債務がマイナスである企業について、FR=0

⁴ 「Fama=MacBeth 型回帰」については『今月の用語』(68 ページ)を参照。

⁵ 実際には、Fama=MacBeth の回帰分析ではなく、年度ダミーを加えたクロスセクションの回帰分析を行っている。これはサンプルが 4 期分と限られるため、時系列の推計を行うための十分なデータ数を満たさないことによる。

⁶ Franzoni and Marin[2006]は、これを standardized unexpected earnings(SUE)と定義している。本稿では、彼らの定義と異なる SUE を用いて分析を行っているが、便宜上、同様の呼称を用いることにする。

⁷ より具体的には、2 段階の方法により推計を行っている。まず始めに、各年度における個別企業の 60 ヶ月ヒストリカル・ベータを計算する。推計されたベータを用いて 10 分位ソーティングポートフォリオを策定し、各ポートフォリオの 60 ヶ月ヒストリカル・ベータを推計する。個別企業のベータは、当該企業が属するソーティングポートフォリオのヒストリカル・ベータが割り当てられる。ベータの割り当ては、同様の方法により毎年度行う。

とする代わりにダミー変数 (FR(+)=1) を加えて回帰分析を行った結果を示したものである。FR の値をみるとプラスに有意となっていることから、このような積立不足とリターンとの非線形性を考慮しても有意性に変化は見られないと考えられる。

表3 クロスセクション分析の結果

Panel: FR01												
Intercept	FR	Beta	B/M	Size	Ret. _e	SUE(中間売上高, 前期比)	SUE(中間売上高, 会社予想)	SUE(中間税引後利益, 前期)	SUE(中間税引後利益, 会社予)	2001年度 ダミー	2002年度 ダミー	2003年度 ダミー
0.12 (20.40)	0.07 (6.04)									-0.19 (-21.45)	-0.17 (-19.14)	-0.03 (-3.40)
0.15 (18.77)	0.07 (5.93)	-0.02 (-2.92)								-0.21 (-21.25)	-0.16 (-16.77)	-0.04 (-4.03)
0.23 (6.17)	0.06 (4.47)	-0.02 (-3.44)	0.02 (2.91)	-0.01 (-2.24)						-0.21 (-21.31)	-0.17 (-17.72)	-0.05 (-5.06)
0.21 (5.68)	0.05 (3.27)	-0.02 (-2.60)	0.04 (4.21)	0.00 (-1.56)	-0.09 (-5.36)					-0.22 (-22.14)	-0.18 (-18.39)	-0.03 (-3.50)
0.22 (5.67)	0.04 (2.65)	-0.02 (-2.76)	0.04 (4.47)	-0.01 (-1.93)	-0.10 (-6.06)	0.22 (6.17)				-0.21 (-20.62)	-0.18 (-17.93)	-0.04 (-3.69)
0.22 (5.60)	0.05 (3.41)	-0.02 (-2.41)	0.04 (4.36)	-0.01 (-1.83)	-0.09 (-5.55)		0.33 (5.29)			-0.22 (-21.25)	-0.18 (-17.87)	-0.04 (-3.93)
0.22 (5.73)	0.05 (3.27)	-0.02 (-2.40)	0.03 (3.89)	-0.01 (-1.77)	-0.09 (-5.28)			-0.07 (-3.62)		-0.22 (-22.17)	-0.18 (-18.15)	-0.03 (-3.34)
0.22 (5.37)	0.05 (3.36)	-0.02 (-2.15)	0.04 (4.41)	-0.01 (-1.53)	-0.09 (-5.37)				0.12 (1.64)	-0.23 (-22.16)	-0.18 (-18.05)	-0.04 (-3.79)

注1: 括弧内のt値はWhite(1980)の方法による

表4 クロスセクション分析の結果 (FR>0 の企業にダミー)

Panel: FR01													
Intercept	FR	Beta	B/M	Size	Ret. _e	SUE(中間売上高, 前期比)	SUE(中間売上高, 会社予想)	SUE(中間税引後利益, 前期)	SUE(中間税引後利益, 会社予)	FR(+)	2001年度 ダミー	2002年度 ダミー	2003年度 ダミー
0.12 (20.04)	0.07 (6.17)									-0.02 (-1.61)	-0.19 (-21.46)	-0.17 (-19.16)	-0.03 (-3.54)
0.15 (18.46)	0.07 (5.94)	-0.02 (-2.91)								0.00 (-0.15)	-0.21 (-21.25)	-0.16 (-16.68)	-0.04 (-4.01)
0.23 (6.17)	0.06 (4.47)	-0.02 (-3.43)	0.02 (2.90)	-0.01 (-2.25)						0.00 (-0.17)	-0.21 (-21.31)	-0.17 (-17.64)	-0.05 (-5.05)
0.21 (5.68)	0.05 (3.27)	-0.02 (-2.60)	0.04 (4.20)	-0.01 (-1.57)	-0.09 (-5.36)					0.00 (-0.04)	-0.22 (-22.14)	-0.18 (-18.31)	-0.04 (-3.49)
0.22 (5.66)	0.04 (2.64)	-0.02 (-2.76)	0.04 (4.46)	-0.01 (-1.94)	-0.10 (-6.06)	0.22 (6.17)				0.00 (0.24)	-0.21 (-20.62)	-0.18 (-17.84)	-0.04 (-3.65)
0.23 (5.60)	0.05 (3.42)	-0.02 (-2.40)	0.04 (4.35)	-0.01 (-1.84)	-0.09 (-5.55)		0.33 (5.29)			0.00 (-0.14)	-0.22 (-21.25)	-0.18 (-17.81)	-0.04 (-3.92)
0.22 (5.72)	0.05 (3.27)	-0.02 (-2.40)	0.03 (3.88)	-0.01 (-1.77)	-0.09 (-5.28)			-0.07 (-3.62)		0.00 (0.09)	-0.22 (-22.17)	-0.18 (-18.07)	-0.03 (-3.32)
0.22 (5.36)	0.05 (3.36)	-0.02 (-2.15)	0.04 (4.40)	-0.01 (-1.54)	-0.09 (-5.37)				0.12 (1.64)	0.00 (0.09)	-0.23 (-22.16)	-0.18 (-17.97)	-0.04 (-3.76)

注1: FR := FR (if FR01 < 0), else 0, FR(+) := 1 (if FR01 > 0), else 0

注2: 括弧内のt値はWhite(1980)の方法による

4. おわりに

我々は、Fama=French 型の時系列分析、Fama=Macbeth 型のクロスセクション分析により、投資家が未認識債務を正しく評価していない可能性を示した。仮にこれが事実であるならば、未認識債務の償却にかかわる企業の裁量がミスマイスの源泉となっている可能性がある。企業により効果が及ぶ期間に違いが考えられる減価償却費と異なり、積立不足の各償却費用については、企業間で効果が及ぶ期間について大きな差異があるとは考えにくい。本稿の分析期間は限られたものであるため、データが蓄積された時点で追加的な検証が必要と思われるが、仮にこのような可能性が事実であるならば、市場の裁定の限界に配慮した会計基準も検討に値しよう。

参考文献

- Coronado, J. and S. Sharpe (2003), "Did pension plan accounting contribute to a stock market bubble?," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 323-359.
- Fama, E. and K. French (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics* 33(1), 3-56.
- Franzoni, F, and J. Marín (2006), " Pension Plan Funding and Stock Market Efficiency," *Journal of Finance* 61, 921-956.
- Gold, J. (2000), "Accounting and Actuarial Bias Enables Equity Investment by Defined Benefit Pension Plans," *Pension Research Council Working Paper 2001-5*, The Wharton School, University of Pennsylvania.