

< 論 文 >

会計発生高と投資戦略(2)

- 積立不足と株式リターン -

年金研究所 佐々木 隆文
投資工学研究所 中嶋 幹

要 約

本稿では、投資家が積立不足を正しく評価しているか否かを積立比率（積立不足 ÷ 株主資本）とその後のリターンとの関係から分析する。仮に、投資家が正しく積立不足を評価しているのであれば、積立不足の相対的な水準とリターンとの間に相関関係は存在しないはずである。なぜなら、積立不足の一部を遅延認識することによる足元の純利益、株主資本の過大表示は将来の退職給付費用とトレードオフの関係にあるからである。分析の結果、株主資本との対比で積立不足が大きい企業から成るポートフォリオのリターンは他の企業に比べ、有意にリターンが低くなった。このような傾向は積立比率の大きさとバリュー株効果、小型株効果が相関することによりもたらされている可能性もあるが、Fama=French の 3 ファクターモデルによる検証においても同様の傾向が見られた。また、モメンタムも考慮した 4 ファクターモデルによっても傾向は保たれており、企業業績等のモメンタムを考慮しても積立比率が低い企業のリターンは低かった¹。更には、会計方針以外の積立不足の変化をコントロールするために会計基準変更時差異を基準としたソーティングポートフォリオによる分析も行ったが、同様の傾向が確認された。

本稿の分析結果は、積立不足が相対的に大きい企業が過大に評価され、これが徐々に是正されていくことを示している。換言すれば、退職給付会計の下で新たなアノマリーが生じていることを示唆している。また、このことは、現行の会計基準の下で企業の比較可能性が損なわれている可能性も示唆している。積立不足の遅延認識は、費用・収益対応の原則から否定されるべきものではないが、本稿で示したように投資家の合理性に限界があることにも留意する必要がある。

目 次

1. はじめに
2. 先行研究のレビュー
 - 2.1 積立不足と投資家の評価
 - 2.2 本稿の位置づけ
3. 分析方法
 - 3.1 積立不足の定義とポートフォリオ特性
 - 3.2 ポートフォリオ分析
4. 分析結果
 - 4.1 積立不足と株式リターン
 - 4.2 ロバストネス・テスト
5. おわりに

¹ 「Fama=French モデル」、「モメンタムファクター」については、『今月の用語』を参照。

1. はじめに

2001年3月期に導入された退職給付会計では、現在までに発生したと考えられる退職給付の現在価値が退職給付債務として算出される。そして、ここから年金資産を差し引いたものが積立不足である。退職給付債務は従業員を資金提供者とする債務と捉えられるが、積立不足は資金の手当てができていないネットの債務と位置づけられる。積立不足は将来のキャッシュアウトまでに費用認識する必要があるが、現行の退職給付会計では費用収益対応の観点から、費用の遅延認識が認められている。このため、積立不足のうち費用認識分は退職給付引当金としてバランスシートに計上され、未認識債務は注記事項に記載されることになる。その一方、近年は金利低下、株式市場の低迷から積立不足が拡大、企業財務を大きく圧迫する状況にあった。そうした中、未認識債務の費用認識方針の違いは純利益、株主資本に大きな影響を及ぼしていたと考えられる。

このような積立不足に関しては、退職給付会計の仕組みが複雑であることに加え、遅延認識に関し経営者に一定の裁量が認められていることから、投資家が正しく企業評価に反映できていない可能性がある。後者については、積立不足はその発生要因により、1)未認識過去勤務債務、2)未認識数理計算上の差異、3)その他未認識債務(会計基準変更時差異)に分けられるが、1)と2)については、平均残存期間以内の一定の年数、3)については、15年以内の一定の年数で処理するものとされている。遅延認識に関しては費用収益の対応関係を考えて否定されるべきものではないが、償却期間に関する経営者の裁量が会計情報の比較可能性を損ねているとの批判がある。償却期間が長い企業は償却期間が短い企業に比べ、足元の株主資本、純利益が高くなるからである。仮に、投資家が十分に合理的であり、将来の退職給付費用を正しく予想している場合には、遅延認識による低い退職給付費用、退職給付引当金は将来の退職給付費用により相殺されるため企業評価に影響しない。しかし、投資家が将来の退職給付費用を正しく評価できない場合は、遅延認識により退職給付費用を先送りしている企業が過大評価される可能性が生じてくる。巨額の積立不足を投資家が正しく評価しているかどうかは株式市場の効率性、ひいては株式市場の資源配分機能に重要な影響を及ぼしうるし、会計基準策定上も重要な論点となろう。また、会計情報に対するミスプライスはアノマリーの源泉としても注目される。

このような問題に対し、先行研究では、主にクロスセクション分析で投資家の合理性に関する分析が行われ、投資家が未認識の退職給付債務をある程度評価していることが示されている(Feldstein and Seligman, 1981, Feldstein and Morck, 1983, Bulow, Morck, and Summers, 1987)。なぜなら、Franzoni and Marin(2005)が指摘するように、これらの分析は主にクロスセクションでの分析をベースとしており、他のtime-invariantなファクターがコントロールされていないことや、積立不足の内生性の問題により、推計されたパラメータが不偏性を持たない可能性があるからである²。そ

² このうち、Bulow, Morck, and Summers (1987)では、金利の変化による積立不足の変化に対するリターンの変化を計測し、内生性の問題に一定の配慮をしている。しかし、Franzoni and Marin(2005)が論じているように、このアプローチによる分析結果も、投資家が正しく積立不足を評価しているという結論には必ずしも繋がらない。

うした中、Franzoni and Marin (2005)は、対時価総額での積立不足の水準によるソーティングポートフォリオのリターンを分析し、積立比率が低い企業では株価が過大評価されることにより、その後のリターンが小さくなることを示した。本稿では、Franzoni and Marin の分析を拡張し、退職給付会計情報に対する投資家の合理性に関する、より確証的な検証を行う。対時価総額での積立不足によるソーティングを行った Franzoni and Marin の分析では、ポートフォリオのリターンが前期の会計上の裁量による翌期以降の利益のサプライズの他に、翌期以降の積立不足負担の変化の影響も受ける可能性があるが、本稿では積立不足をブレイクダウンし、外生要因による負担額の変化が生じない項目(会計基準変更時差異)に着目することにより、会計方針の違いによるサプライズ効果を精緻に検証する。わが国の退職給付会計導入時には、巨額の会計基準変更時差異が発生しているが、この債務は償却以外の要因により変動しない。このため、本稿で用いているサンプルは積立不足の内生性の問題に対処しつつ、投資家の合理性を検証できる稀少なサンプルと言える。

2001 年度から 2003 年度の退職給付会計データとその後のリターンを用いた分析の結果、未積立退職給付債務が株主資本との対比で大きいポートフォリオでは、リターンが有意に低くなる傾向が見られた。この結果は、投資家が相対的に積立不足が大きい企業を過大評価し、翌決算期以降のサプライズによりリターンが低くなることを示している。この結果は、Fama-French 型の 3 ファクターモデルや、これ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っても変わらなかった。つまり、バリュー効果や小型株効果、企業業績等のモメンタム等を考慮しても、相対的に積立不足が大きい企業のリターンは低くなった。但し、この結果に関しては、積立不足の事後的な変化が反映されている可能性もある。即ち、積立比率が低い企業では、その後の金利変化や資産価格の変動による負担変化の影響が大きく、これがリターンに反映されている可能性もある。我々はこの問題に対処するため、償却以外の要因で変化しない項目である会計基準変更時差異によるソーティングポートフォリオを用いて同様の分析を行った。分析結果では、会計基準変更時差異が大きい企業から構成されるポートフォリオではその後のリターンが低くなることが明確に示された。

以上のように、本稿の分析結果は、投資家が積立不足に関する情報を完全に正しくは評価できていないこと、償却年数の選択により企業評価が変わってくる可能性を示唆するものとなった。つまり、退職給付会計情報に関するミスプライスがアノマリーの源泉となっていることを示唆する結果が得られた。また、費用と収益の対応関係からは遅延認識の考え方は否定されるべきものではないが、退職給付会計情報に対する投資家の合理性に限界があることにも留意する必要がある。

本稿は以下のように構成される。まず 2 節では、退職給付会計の概要を述べた後に、先行研究のサーベイを行い、本稿の仮説を提示する。次いで、3 節で分析方法について説明し、4 節で分析結果を説明する。最後に、5 節でまとめと今後の研究課題について論じる。

2. 先行研究のレビュー

2.1 積立不足と投資家の評価

2001年3月期より導入されたわが国の退職給付会計では、まず、既に発生した労働の対価として生じた将来における債務累計額の予想値(退職給付見込額)が計算される。ここで退職給付見込み額の計算では将来の昇給率も考慮される。次いで、これを割引率で現在価値に換算し、現時点までに発生した退職給付の現在価値を求める。これがPBO(Projected Benefit Obligation、予測給付債務)であり、わが国の退職給付会計における退職給付債務である。このPBOから年金資産を引いたものが資金繰り上の積立不足であり、未積立退職給付債務(未積立PBO)と呼ばれる。そして、未積立退職給付債務から、未認識債務(遅延認識部分)を除いたものが退職給付引当金としてバランスシートに計上されることになる。

退職給付会計では、費用、収益対応の観点から、発生した負債の認識を一定の期間内で遅延させることが認められる。この遅延認識部分が未認識債務であるが、未認識債務はその発生要因により、1)未認識過去勤務債務、2)未認識数理計算上の差異、3)会計基準変更時差異の未処理額、に分けられる。このうち、1)は、制度改定による退職給付水準の変更によって生じる退職給付債務の変化である。また、2)は割引率の変化や資産価格の変動による年金資産の変化により生じる、負担額の変化である。他方、3)は退職給付会計導入時における従来の退職給与引当金と退職給付会計における退職給付引当金との差額である。換言すれば、従来基準における費用処理済の退職給付債務と新基準における費用処理済みの退職給付債務との差額である。

これらのうち、1)と2)については、平均残存期間以内の一定の年数で償却されることとされており、3)については、15年以内の一定の年数で処理するものとされている。即ち、償却スピードに関し、経営者に一定の裁量がある。当然、償却年数が長いほど、毎期の費用処理額は小さくなり、バランスシートに計上される退職給付引当金も当初は小さくなる。このような会計上の裁量は企業評価にどのような影響を与えるであろうか³⁾。

仮に、投資家が合理的であり、退職給付会計の全容を正しく理解していれば、このような会計上の裁量は企業評価に影響しない。なぜなら、償却期間を長くすることによる低い退職給付費用、低い退職給付債務は将来の退職給付費用により相殺されるからである。換言すれば、投資家が将来の退職給付費用を正しく予想することができるのであれば、会計上の裁量は株価形成に影響しない。しかし、投資家がそのような合理性を持たないのであれば、会計上の裁量は株価形成に影響する。より具体的には、償却期間の長い企業が過大評価される可能性があるし、そのように過大評価された企業の株価は翌期以降の退職給付費用に関するサプライズにより市場をアンダーパフォームすると考えられる。このような過大評価は証券市場の資源配分機能に悪影響を与える可能性があ

³⁾ この他、退職給付会計では、割引率に関しても一定の裁量がある。割引率の変更による退職給付債務の変化額は数理計算上の差異に計上されるため、高い割引率による退職給付債務の過小計上は隠れた未認識数理計算上の差異と捉えられる。この点は、実証分析の中で考慮する。

るし、積立不足に関する情報をミスリードすることで投資家の貯蓄動向に影響する可能性もある。

2.2 本稿の位置づけ

このような問題に対し、先行研究では、主にクロスセクション分析で投資家の合理性に関する分析が行われてきた。米国では、FAS87 導入以前に、注記に記載されている退職給付債務が企業価値に反映されているか否かに関し、多くの実証分析が行われており、投資家がそうした債務も考慮して企業評価を行っていたことが示唆されている（Feldstein and Seligman, 1981, Feldstein and Morck, 1983, Bulow, Morck, and Summers, 1987 など）。特に、Feldstein and Morck (1983)は、企業が選択する割引率の差異を調整した分析も行い、投資家は割引率の違いを調整して退職給付債務を企業価値に反映させていると論じている。また、FAS87 導入後について同様の分析を行った Whampler (1994)においても、同様の傾向が示されている。更には、日本企業を対象とした佐々木 (2004)においても、投資家が未認識債務をある程度評価している可能性が示されている。

以上の先行研究は、投資家が未認識債務を評価していないという帰無仮説を否定するものではあるが、投資家が完全に合理的に未認識債務を評価していることを示すものではない。これらの分析は主にクロスセクションでの分析をベースとしており、他の time-invariant なファクターが十分にコントロールされていない可能性がある⁴。例えば、変動的な債務である退職給付債務は確定的な債務である有利子負債よりも株主のリスク負担を高める可能性があり（佐々木、2004）、このようなリスク負担がパラメータに影響している可能性がある。換言すれば、クロスセクショナルな分析結果のパラメータの絶対値には、投資家の合理性の他に、リスクシェアリングの違いが反映されている可能性もある。

このため、退職給付会計情報に対する投資家の合理性の検証については、異なるアプローチにより頑健性を高めていくことも重要と思われる。そうした中、Franzoni and Marin (2005)は、積立不足の水準によるソーティングポートフォリオのリターンを分析し、積立比率が低い企業では株価が過大評価されることにより、その後のリターンが小さくなることを示している。

但し、Franzoni and Marin の分析では、PBO と年金資産の差額である未積立 PBO のみを積立不足の変数として用いている。米 FAS87 では、未積立 ABO に対応する部分がバランスシートに計上されるが、この追加最小負債は費用認識を伴わない会計処理である。他方で投資家は純利益を重視していると考えられ、会計情報に対する非合理性は費用認識済の項目よりも、未認識の項目で発生しやすいと考えられる。この点を踏まえると、積立不足をブレイクダウンした分析を行うことにより、会計情報に対する投資

⁴ Bulow, Morck, and Summers (1987)では、金利変化による積立不足の変化に対する株価の反応についても分析し、投資家が合理的に積立不足を反映していると論じている。

家の非合理性について、より確かな検証を行うことが可能になると考えられる。また、そのような分析は、今後の会計基準の改正に関しても、有益な示唆をもたらそう。

更には、翌決算期以降の投資家のサプライズには、前期までの会計上の裁量の他に、積立不足の変化が影響する可能性もある。より具体的には、積立不足負担が大きい企業では、その後の債務増加による経営への影響が大きく、金利低下や株価の低迷により退職給付債務が増加する場面で元々積立不足負担が大きい企業がアンダーパフォームする傾向が強いことが分析結果に影響している可能性がある。Franzoni and Marin の分析では、企業業績等のモメンタムファクターについては十分にコントロールされているが、事後的な積立不足の変化に関しては十分な配慮が行われていない⁵。本稿では、より会計上の裁量に関する情報を純粹に含むと考えられる未認識債務項目に着目することで、退職給付会計情報に対する投資家の非合理性を確認する。

3. 分析方法

本分析では、Franzoni and Marin のアプローチを援用する。まず始めに、サンプルの積立比率を算出することにより、積立超過と積立不足の2つに分類する。積立不足のグループは、さらに積立比率によりソートした上で10分類する。このようにして作成した計11のグループについてポートフォリオを構築した上で、各ポートフォリオのリターンを測定する。サンプルは、東証一部上場の3月決算の一般事業会社とする。なお、割引率に関して、注記事項にて上限値と下限値の両方が公表されている場合は、分析対象から除外するほか⁶、リターンがクロスセクションの平均に対して3標準偏差を超える場合は異常値として除外する。分析期間は、退職給付会計が導入された2001年度から2004年度までの4年間を対象とする。

3.1 積立比率の定義とポートフォリオ特性

我々はFranzoni and Marin にならい、積立比率 (funding ratio;FR) を次のように定義する。

$$FR = \frac{FVPA - PBO}{MktCap}$$

上式は、年金資産 (fair value of plan assets;FVPA) と年金負債 (PBO) の差を積立状況の代理変数と定義した上で、時価総額 (MktCap) で除すことにより、企業規模の影響を調整したものである。本稿では、上式に幾つかの修正を加えた上で分析を行う。具体的には、PBO について、クロスセクションでの割引率の平均による修正を行う。

⁵ この他、積立不足とリターンとの関係に関しては、事後的な会計方針の変化 (翌期以降の即時認識など) が影響する可能性もある。本稿が検証しようとしているのは足元の退職給付会計情報に対するミスプライスであり、現時点ではこの点を十分にコントロールしていない。また、積立不足と業績不振との関係に関しても、足元の利益に対するミスプライスと将来の利益に対するサプライズとを区別して検討することが重要である。

⁶ 但し、下限値のみ公表している場合は、これを割引率として使用する。

これは、割引率の設定に関して経営者の裁量が与えられているため、必ずしも年金債務の実態が反映されないと考えられるためである。この修正は、平均残存年数を一律 15 年と仮定して算出する。次に、企業規模を調整する変数として、時価総額の代わりに株主資本を用いる。これは、本サンプル期間において積立不足負担がわが国企業の財務状態を大きく圧迫していたことを踏まえると、投資家は将来のキャッシュフローとの対比での負担よりも株主資本比のインパクトを重視していたと考えられるためである。従って、企業 i の積立比率 FR_i は、下記のように表される。

$$FR_i = \frac{\text{年金資産}_i - \text{修正PBO}_i}{\text{株主資本}_i}$$

$$\text{修正PBO}_i = \frac{PBO_i \times (1 + \text{割引率}_i)^{15}}{(1 + \text{平均割引率})^{15}}$$

3.2 ポートフォリオ分析

ここでは、積立比率によるランキング・ポートフォリオの構築方法、及びポートフォリオリタンの測定方法について述べる。まず始めに、前述の積立比率によりソートを行い、積立超過と積立不足のグループに分類する⁷。積立不足のグループは、その大きさによって更に 10 分類する。積立比率は 3 月決算時点の数値から算出する一方、投資家が会計情報を認識するのは決算発表以降となるため、本分析では翌年度 9 月から 8 月までの一年間の月次リターンを分析対象とする。リターンは、時価総額加重ポートフォリオと等金額加重ポートフォリオについて算出する。

表 1 は、年度毎のソーティングポートフォリオの特性、及び翌年度に於ける月次リタンの平均を示したものである。1 番目のポートフォリオは、対株主資本比での積立不足が最も大きいポートフォリオであり、10 番目のポートフォリオは積立不足の最も小さいポートフォリオを表している。右端は、積立超過 (over funding; OF) のポートフォリオである。

パネル A は、各ポートフォリオについて、積立比率 (FR)、時価総額 (Size)、PBR の逆数 (B/M)、銘柄数 (Firms) の平均を示したものである⁸。最も積立不足の大きいポートフォリオは、殆どの期間に於いて、相対的な積立不足が株主資本よりも大きくなっている様子が見てとれる。一方、Size や B/M についてみると、積立比率の違いによる明確な傾向は見受けられない。パネル B は、各ポートフォリオの月次リタンの平均と標準偏差を示したものである。上段は時価総額加重リターン、下段は等金額加重リターンを表している。退職給付会計が導入された 2001 年度に於いては、積立比率が最

⁷ 積立比率がゼロとなる場合は、本分析の趣旨と異なるためサンプルから除外する。

⁸ 積立比率、B/M は、3 月末時点の値から算出する一方、時価総額は 8 月末時点の値から算出している。

も低いポートフォリオのパフォーマンスは、他に比べて大きく劣後している。また、幾つか例外はあるものの、積立比率が高くなるに従って、パフォーマンスは相対的に良好な数値を示している。但し、2002年以降はこのような傾向は見受けられない⁹。同様に、標準偏差についてみると、積立比率が最も低いポートフォリオは、高い値で推移している様子が見てとれる。

前述のように、パネルAの結果からは積立不足とSize, B/Mとの間に明確な傾向は見られないが、我々は結果の頑健性を高めるために、これらのファクターによるリターンをコントロールした分析も行う。具体的には、ポートフォリオの月次リターンを、幾つかのファクターで回帰分析を行った上で、リスク調整後のアルファを検討する。より具体的には次式によりアルファを推計し、積立比率が低いポートフォリオのアルファが統計的に有意にマイナスになるかどうかを検証する。

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

ここで、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、更にBP(PBRの逆数)により3:4:3になるように3分類する。このようにして構築した6分類ポートフォリオのうち、各BP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、規模について高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がHMLである。SMBは規模に関するファクターを表し、HMLはスタイルに関するファクターを表す。同様に、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、規模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)の平均をとったものである。UMDはモメンタムに関するファクターを表す¹⁰。一般に、UMDを除く株価モデルをFama=Frenchの3ファクターモデルという。これらのファクターの平均と標準偏差をパネルCに示す。

⁹ この点については、積立不足の主な中身が2001年度の未認識会計基準変更時差異から2002年度以降は未認識数理計算上の差異へと変わっていること、投資家の退職給付会計情報への理解が徐々に進んだ可能性を示唆している可能性もある。実際、佐々木(2004)では投資家の未認識債務に対する評価が変化している可能性を論じている。

¹⁰ 3ファクターモデルについては、Fama and French(1993)のアプローチによる。UMDファクターの算出方法は、<http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>に詳しい。

表1 変数の記述統計量(年度別)

2001年度

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Portfolio Characteristics											
FR	-1.15	-0.45	-0.30	-0.23	-0.18	-0.13	-0.10	-0.07	-0.04	-0.01	0.04
Size	211,198	264,469	199,564	236,764	183,197	272,777	186,723	184,166	343,500	227,355	211,147
B/M	0.93	1.12	1.21	1.17	1.16	1.15	1.26	1.30	1.22	0.97	1.15
Firms	68	68	68	68	68	68	67	67	67	67	5
Panel B: Returns											
VW portfolios											
Mean	-2.57	-1.74	-1.06	-1.18	-0.43	-0.94	-0.78	-0.45	-0.62	-0.86	-0.23
S.dev.	6.55	6.20	4.26	4.51	4.03	3.88	6.43	5.74	7.63	5.20	4.15
EW portfolios											
Mean	-1.51	-0.95	-0.69	-0.63	-0.46	-0.80	-0.86	-0.32	-0.50	-0.02	-0.75
S.dev.	6.38	6.06	5.11	4.76	4.61	4.73	5.01	4.54	3.92	4.75	3.26
Panel C: Factors											
		EXM	HML	SMB	UMD						
Mean		-1.01	0.03	0.44	-0.10						
S.dev.		4.77	3.03	2.40	3.10						

注1: 分析対象期間は、2001.9 - 2002.8

注2: Sizeは、百万円

注3: OFはFRがゼロの場合を除く

注4: リターンがクロスセクションで平均値±3 を超える場合はユニバースから除外

2002年度

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Portfolio Characteristics											
FR	-1.13	-0.48	-0.33	-0.26	-0.20	-0.15	-0.11	-0.07	-0.05	-0.02	0.01
Size	205,788	196,867	147,354	212,330	190,581	197,984	179,307	135,048	302,799	217,602	183,497
B/M	0.99	1.28	1.26	1.20	1.17	1.37	1.26	1.26	1.38	1.07	1.13
Firms	67	67	67	67	67	67	67	67	67	67	3
Panel B: Returns											
VW portfolios											
Mean	0.78	1.38	1.14	0.44	1.25	0.39	0.57	0.47	1.46	0.24	1.90
S.dev.	7.92	5.58	4.86	2.07	3.09	3.43	4.41	5.31	6.55	6.66	12.48
EW portfolios											
Mean	2.28	2.35	1.82	1.45	1.74	1.22	1.07	1.29	1.51	0.97	2.61
S.dev.	5.66	5.98	4.39	3.61	3.41	3.62	3.73	4.02	4.15	4.64	6.88
Panel C: Factors											
		EXM	HML	SMB	UMD						
Mean		0.78	0.87	0.92	-0.25						
S.dev.		4.57	3.64	2.48	3.14						

注1: 分析対象期間は、2002.9 - 2003.8

注2: Sizeは、百万円

注3: OFはFRがゼロの場合を除く

注4: リターンがクロスセクションで平均値±3 を超える場合はユニバースから除外

2003年度

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Portfolio Characteristics											
FR	-1.09	-0.47	-0.35	-0.26	-0.20	-0.15	-0.11	-0.08	-0.05	-0.02	0.01
Size	247,163	173,037	161,372	222,799	241,771	158,690	164,550	143,737	307,600	196,899	118,738
B/M	1.09	1.41	1.33	1.23	1.35	1.55	1.41	1.40	1.60	1.14	1.69
Firms	68	68	68	68	68	68	68	67	67	67	2
Panel B: Returns											
VW portfolios											
Mean	0.97	1.00	0.90	0.75	0.92	1.36	0.89	1.50	-1.52	1.19	4.13
S.dev.	4.57	4.62	3.77	3.33	2.62	3.23	3.29	4.07	4.06	4.83	8.87
EW portfolios											
Mean	1.75	1.86	1.55	1.66	1.89	1.88	1.43	1.83	2.31	2.34	4.37
S.dev.	5.59	5.40	4.67	4.48	3.79	4.73	4.45	4.31	5.14	4.89	7.68
Panel C: Factors											
		EXM	HML	SMB	UMD						
Mean		1.22	1.15	1.03	-0.07						
S.dev.		4.01	2.18	3.29	1.23						

注1: 分析対象期間は、2003.9 - 2004.8

注2: Sizeは、百万円

注3: OFはFRがゼロの場合を除く

注4: リターンがクロスセクションで平均値±3 を超える場合はユニバースから除外

2004年度

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Portfolio Characteristics											
FR	-0.72	-0.33	-0.24	-0.19	-0.14	-0.10	-0.08	-0.05	-0.03	-0.01	0.05
Size	257,104	211,257	287,354	223,518	196,418	156,803	208,672	145,641	295,347	217,588	261,842
B/M	0.77	0.93	0.83	1.05	1.07	1.11	0.91	1.03	0.98	0.77	0.79
Firms	68	68	68	67	67	67	67	67	67	67	13
Panel B: Returns											
VW portfolios											
Mean	0.27	0.81	0.95	1.33	1.47	1.01	1.18	0.75	0.15	0.50	1.95
S.dev.	2.86	2.60	2.46	2.43	2.40	2.86	2.47	2.70	3.56	2.92	3.42
EW portfolios											
Mean	1.34	1.91	1.45	1.54	1.79	1.83	1.25	1.67	1.47	1.08	2.19
S.dev.	2.88	2.83	2.74	2.63	2.73	2.77	2.90	3.01	2.77	2.67	3.54
Panel C: Factors											
		EXM	HML	SMB	UMD						
Mean		0.78	1.10	0.83	0.02						
S.dev.		2.62	1.58	2.35	1.78						

注1: 分析対象期間は、2004.9 - 2005.7

注2: Sizeは、百万円

注3: OFはFRがゼロの場合を除く

注4: リターンがクロスセクションで平均値±3 を超える場合はユニバースから除外

4. 分析結果

4.1 積立不足と株式リターン

まず、表2は積立不足により10個のソーティングポートフォリオを作成した場合の分析結果を見たものである。S1は、ポートフォリオ構築後の半年間の累積リターンを表し、Y1はポートフォリオ構築後1年間の累積リターンを表す¹¹。パネルAをみると、最も積立水準の低いポートフォリオの時価総額加重リターンは、半年後で-8.14%、一年後で-3.83%と相対的に低い様子が見てとれるほか、3年が経過した場合でも-15.36%と低調な傾向は変わらない。一方、パネルBの等金額加重ポートフォリオについてみると、半年後のリターンは-1.39%と最も低いものの、1年を経過すると10.44%と回復しており、それ以降の期間についてパフォーマンスが劣化する場面は見受けられない。

表2 ソーティングポートフォリオの累積リターン

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Value-Weighted Portfolios											
S1	-8.14	-2.94	-0.66	-0.38	2.95	1.06	1.45	0.47	-6.72	-3.48	6.96
Y1	-3.83	2.21	3.61	-0.12	6.91	3.17	1.79	5.25	-3.78	1.06	22.40
Y2	-2.85	7.20	9.65	6.29	14.06	4.84	13.10	8.51	0.63	-1.55	46.33
Y3	-15.36	-1.62	3.00	6.79	17.90	4.88	11.94	17.05	-17.21	1.88	204.89
AR	-3.61	0.71	1.54	2.98	6.02	2.11	4.45	5.80	-5.11	1.40	53.83
Panel B: Equally Weighted Portfolios											
S1	-1.39	1.89	0.90	2.20	3.93	2.00	0.52	2.65	3.08	0.43	4.00
Y1	10.44	13.27	10.79	10.06	13.32	9.32	6.32	11.31	13.91	13.28	28.56
Y2	29.94	35.41	30.18	26.42	28.65	21.70	17.73	26.00	24.70	24.60	71.07
Y3	26.77	35.72	31.82	31.30	31.06	26.36	16.68	35.41	30.67	33.79	171.39
AR	10.38	12.25	10.61	10.37	10.13	9.04	6.01	11.27	10.09	10.66	47.61

注:ARは、Y3の単年度の平均リターン

但し、本分析期間において、グロース/バリューや大型/小型といったスタイル間のリターン格差が大きかったことを踏まえると、前述の結果は、積立不足がこれらのスタイルファクターと相関していることによりもたらされている可能性もある。より具体的には、大型株、或いはグロース株の中には退職給付制度が充実している企業が多い可能性があり、小型株、バリュー株が優位な展開の中で、リターンが低くなった可能性がある。前述の表1では、これらの変数と積立不足との間に線形の関係は見られなかったが、ここではFama=French型の3ファクターモデルによるコントロールを行い、結果の頑健性を高めることにする。

表3は分析結果を見たものである。まずパネルAについてみると、積立比率が最も低いポートフォリオのアルファは、時価総額加重ポートフォリオの場合で-0.70%、等金額加重の場合で-0.45%と、何れも10%の有意水準でマイナスとなっている。一方、積立超過のポートフォリオのアルファは、等金額加重ポートフォリオで1.2%と10%の有意水準でプラスとなっているものの、時価総額加重ポートフォリオについては有意性は棄却されている。また、殆どのポートフォリオのアルファは有意でないことから、積立比率とアルファの間に線形な関係は見受けられないものの、ここでの結果は積立不足

¹¹ 同様に、Y2は2年間、Y3は3年間の累積リターンを表す。ARは、3年間の累積リターンについて、単年度のリターンの平均を表す。

が特に大きい企業の株価が過大評価される可能性を示している。

次に、パネル B のファクターローディングについてみると、積立不足が最も大きいポートフォリオのベータ (EXM) は、時価総額加重と等金額加重でそれぞれ 1.32、1.14 と高ベータ傾向となっている。HML、SMB についてみると、等金額加重ポートフォリオでは、0.49、0.66 となっており、他のポートフォリオに比べて高 BP、小型傾向が示されている。一方、時価総額加重ポートフォリオについてみると、高ベータ傾向は変わらないものの、他のファクターの有意性は棄却される。

表 3 3 ファクターモデルの分析結果

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Alphas											
VW	-0.70	-0.03	0.08	-0.20	0.51	0.12	0.09	0.41	0.16	0.03	1.11
	(-1.87)	(-0.10)	(0.34)	(-0.67)	(2.11)	(0.50)	(0.31)	(1.30)	(0.23)	(0.09)	(1.11)
EW	-0.45	-0.04	-0.03	0.07	0.46	-0.04	-0.20	0.23	0.12	0.33	1.20
	(-1.94)	(-0.16)	(-0.13)	(0.32)	(2.36)	(-0.27)	(-1.07)	(1.25)	(0.88)	(1.78)	(1.78)
Panel B: Factor Loadings and R ²											
VW Portfolios											
EXM	1.32	1.09	0.90	0.65	0.67	0.76	0.98	1.01	0.81	1.12	1.18
	(15.54)	(13.93)	(16.08)	(9.41)	(12.20)	(14.26)	(15.34)	(14.13)	(5.17)	(16.27)	(5.16)
HML	-0.07	-0.19	0.09	0.17	-0.03	0.01	-0.14	-0.16	-0.68	-0.32	0.92
	(-0.54)	(-1.60)	(1.02)	(1.64)	(-0.41)	(0.09)	(-1.43)	(-1.53)	(-2.89)	(-3.10)	(2.68)
SMB	0.04	0.07	-0.09	0.12	0.02	-0.01	0.05	-0.19	-0.14	0.00	-0.52
	(0.30)	(0.59)	(-0.98)	(1.15)	(0.19)	(-0.18)	(0.53)	(-1.72)	(-0.58)	(0.04)	(-1.43)
R ²	0.84	0.81	0.85	0.66	0.76	0.82	0.84	0.81	0.42	0.86	0.40
EW Portfolios											
EXM	1.14	1.12	0.93	0.86	0.82	0.90	0.91	0.89	0.89	0.99	0.94
	(21.57)	(18.26)	(17.85)	(18.41)	(18.58)	(25.25)	(21.16)	(21.19)	(28.00)	(23.51)	(6.15)
HML	0.49	0.46	0.39	0.35	0.18	0.41	0.30	0.27	0.37	0.15	0.75
	(6.11)	(4.94)	(4.95)	(4.92)	(2.77)	(7.59)	(4.57)	(4.25)	(7.67)	(2.41)	(3.23)
SMB	0.66	0.59	0.43	0.35	0.33	0.42	0.35	0.35	0.49	0.26	-0.12
	(7.86)	(6.12)	(5.21)	(4.71)	(4.71)	(7.54)	(5.20)	(5.25)	(9.67)	(3.98)	(-0.49)
R ²	0.93	0.90	0.89	0.90	0.89	0.94	0.92	0.92	0.95	0.93	0.48

注1: 決定係数は自由度調整済み

注2: 括弧内はt値

注3: 分析対象期間は、2001.9～2005.7

以上のように、表 3 の結果は Size や B/M を考慮しても積立比率が低い企業のリターンが低くなる傾向を示しているが、積立比率が低い企業では、企業業績が低迷している可能性があることを踏まえると、利益のモメンタム、或いはこれに付随する過小評価が分析結果に影響している可能性がある。そこで、表 4 は Fama=French の 3 ファクターモデルにモメンタムを追加して同様の検証を行ったものである。まず、パネル B の積立比率が最も低いポートフォリオのファクターローディングについてみると、3 ファクターモデルのケースと同様に、高ベータ傾向が示されているほか、等金額加重ポートフォリオで高 BP、小型傾向が示されている。また、モメンタムファクターについては、時価総額加重ポートフォリオの場合で、過去のパフォーマンスは劣後する傾向 (momentum losers) を示している。つまり、企業業績等のモメンタムが前述の表 2、表 3 に影響している可能性はある。しかし、パネル A に示されているアルファは依然として有意にマイナスである。具体的には、積立不足が最も大きいポートフォリオのアルファは、時価総額加重と等金額加重でそれぞれ -0.73%、-0.46% と 10% の有意水準 (時価総額加重ポートフォリオの場合は 5% の有意水準) でマイナスであることが示されている。積立超過のポートフォリオについては、等金額加重ポートフォリオのアルファの

み10%の有意水準でプラスであることが示されている。以上のように、表4の結果はモメンタムファクターを考慮しても積立不足が大きい企業のリターンが低くなることを示している¹²。

表4 4ファクターモデルの分析結果

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Alphas											
VW	-0.73	-0.04	0.10	-0.19	0.53	0.13	0.08	0.41	0.13	0.03	1.12
	(-2.03)	(-0.11)	(0.39)	(-0.62)	(2.25)	(0.60)	(0.27)	(1.30)	(0.19)	(0.12)	(1.10)
EW	-0.46	-0.05	-0.02	0.06	0.46	-0.03	-0.20	0.24	0.12	0.34	1.21
	(-2.01)	(-0.20)	(-0.10)	(0.28)	(2.33)	(-0.22)	(-1.03)	(1.30)	(0.88)	(1.85)	(1.77)
Panel B: Factor Loadings and R ²											
VW Portfolios											
EXM	1.26	1.08	0.93	0.68	0.70	0.79	0.96	1.02	0.77	1.13	1.19
	(14.63)	(12.95)	(15.69)	(9.38)	(12.51)	(14.57)	(14.22)	(13.36)	(4.62)	(15.54)	(4.86)
HML	-0.08	-0.19	0.09	0.17	-0.03	0.01	-0.14	-0.16	-0.69	-0.32	0.92
	(-0.62)	(-1.59)	(1.06)	(1.69)	(-0.37)	(0.15)	(-1.45)	(-1.50)	(-2.91)	(-3.06)	(2.65)
SMB	0.08	0.08	-0.10	0.11	-0.01	-0.04	0.07	-0.20	-0.11	-0.01	-0.52
	(0.60)	(0.63)	(-1.14)	(0.97)	(-0.06)	(-0.44)	(0.66)	(-1.73)	(-0.46)	(-0.06)	(-1.41)
UMD	-0.31	-0.05	0.12	0.15	0.18	0.18	-0.11	0.05	-0.24	0.08	0.03
	(-2.10)	(-0.37)	(1.19)	(1.25)	(1.89)	(1.95)	(-0.94)	(0.35)	(-0.84)	(0.69)	(0.06)
R ²	0.85	0.81	0.85	0.67	0.78	0.83	0.84	0.81	0.42	0.86	0.38
EW Portfolios											
EXM	1.12	1.10	0.94	0.85	0.82	0.92	0.92	0.91	0.90	1.01	0.96
	(20.20)	(16.98)	(17.09)	(17.12)	(17.39)	(24.31)	(20.17)	(20.51)	(26.38)	(22.91)	(5.83)
HML	0.48	0.45	0.39	0.35	0.18	0.41	0.30	0.27	0.37	0.16	0.75
	(6.13)	(4.91)	(4.95)	(4.89)	(2.74)	(7.63)	(4.56)	(4.30)	(7.60)	(2.47)	(3.20)
SMB	0.67	0.60	0.42	0.36	0.33	0.42	0.35	0.34	0.48	0.25	-0.12
	(8.04)	(6.19)	(5.03)	(4.80)	(4.62)	(7.34)	(5.02)	(5.07)	(9.44)	(3.80)	(-0.51)
UMD	-0.13	-0.11	0.07	-0.08	0.00	0.07	0.06	0.08	0.02	0.10	0.06
	(-1.35)	(-0.96)	(0.79)	(-0.98)	(-0.03)	(1.06)	(0.72)	(1.13)	(0.35)	(1.34)	(0.21)
R ²	0.93	0.90	0.89	0.90	0.89	0.94	0.92	0.92	0.95	0.93	0.47

注1: 決定係数は自由度調整済み

注2: 括弧内はt値

注3: 分析対象期間は、2001.9～2005.7

以上のように、ここでの分析結果は、米国企業を対象とした Franzoni and Marin(2005)の分析結果と同様に、積立比率が低い企業が過大評価される傾向、換言すれば、投資家が積立不足に関する情報を正しく評価していない可能性を示唆するものとなった。

4.2 ロバストネス・テスト

但し、上記の結果は、積立不足の事後的な変化によってもたらされている可能性もある。即ち、積立不足が元々大きい企業では、その後の金利変動や株価の変動による積立不足の変化の影響が相対的に大きかった可能性がある。つまり、会計情報に対する市場の非効率性ではなく、その後の積立不足の変化によりもたらされた可能性がある¹³。

¹² Franzoni and Marin(2005)が示しているように、積立不足が大きい企業では過去の企業業績が低迷しており、リターン計測期間における利益やキャッシュフローも低迷している。しかし、これらの変数は積立不足の償却負担や拠出負担によりもたらされている可能性がある。実際、Franzoni and Marin(2005)はリターン計測期間の売上が積立不足が大きい企業で高くなる傾向を示しており、積立比率が低い企業の低いリターンがモメンタム要因ではなく、ミスプライスによりもたらされていると論じている。また、彼らの分析では他のモメンタムファクターも考慮したクロスセクション分析によっても同様の傾向を確認している。

¹³ 投資家の会計情報に対する非合理性はオンバランス部分よりもオフバランス部分で大きいと考えられるが、積立不足をオンバランス、オフバランスに分けた分析では、寧ろ前者において明確な傾向が見られた。この結果は、投資家がオンバランス部分も十分に評価していないほど非合理的であったことを示している可能性もあるが、事後的な債務額の変化が影響している可能性もある。即ち、退職給付引当金が大きい企業では、その後の積立不足拡大の影響が大きかった可能性がある。

このような問題意識の下で分析結果の頑健性を高めるためには、投資家の非合理性が発生しやすいオフバランス項目であり、かつ事後的な債務の変化が小さい変数を用いることが適切と考えられる。そこで、我々は会計基準変更時差異に着目した分析を行うことにより、結果の頑健性を高めることにする。その理由は以下の通りである。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、会計基準変更時差異に分けられるが、このうち、未認識過去勤務債務については、本サンプル期間では給付を増額させた企業は極めて希であり、これにより積立不足が拡大している企業は極めて希である。寧ろ、給付の削減などからマイナスの企業が多くなっている。他方、未認識数理計算上の差異については、原則翌年度からの償却となるため、期末における残高は前期までの会計処理の影響を受けやすい。また、数理計算上の差異はその性格上、ミーン・リバージョンの傾向があると考えられ、期末以降のリターンを計測する本分析のアプローチでは、翌決算期までの数理計算上の差異が大きな影響を及ぼすと考えられる。以上の理由から、未認識過去勤務債務と未認識数理計算上の差異に関しては、本稿の分析アプローチに馴染みにくい。他方、会計基準変更時差異は、2001年3月の退職給付会計導入時に発生した差異であり、その後、償却以外の理由により変動する性質を持たない債務である。このため、会計処理方法の違いと株式市場の合理性を計測するために適した変数と考えられる。

表5は、分析結果を見たものである。会計基準変更時差異の償却方針は企業業績の影響を受けている可能性を考慮し、モメンタムを考慮した4ファクターモデルの結果を報告する。これによれば、積立不足が最も大きいポートフォリオのアルファは、時価

表5 4ファクターモデルの分析結果(会計基準変更時差異を積立比率とした場合)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	OF
Panel A: Alphas											
VW	-0.97	-0.78	0.06	0.08	-0.11	0.15	0.06	0.41	0.11	-0.24	-0.30
	(-1.82)	(-1.53)	(0.13)	(0.21)	(-0.16)	(0.26)	(0.17)	(1.11)	(0.24)	(-0.45)	(-0.87)
EW	-0.91	-0.48	-0.07	0.31	0.05	0.06	0.06	0.15	0.21	0.47	0.01
	(-2.32)	(-1.21)	(-0.21)	(0.94)	(0.15)	(0.20)	(0.25)	(0.52)	(0.82)	(1.45)	(0.03)
Panel B: Factor Loadings and R ²											
VW Portfolios											
EXM	0.74	1.24	1.28	1.01	1.18	0.80	0.81	1.16	1.05	0.86	1.23
	(5.79)	(10.15)	(10.54)	(10.57)	(7.58)	(5.69)	(9.06)	(13.18)	(9.62)	(6.59)	(14.78)
HML	0.20	0.31	-0.01	0.19	-0.11	0.01	-0.12	-0.20	0.12	-0.38	-0.21
	(1.08)	(1.80)	(-0.05)	(1.40)	(-0.50)	(0.04)	(-0.97)	(-1.60)	(0.76)	(-2.06)	(-1.80)
SMB	0.35	0.37	0.18	0.02	0.16	0.34	0.08	-0.16	0.09	-0.53	-0.13
	(1.80)	(2.03)	(0.99)	(0.17)	(0.70)	(1.62)	(0.61)	(-1.18)	(0.54)	(-2.72)	(-1.06)
UMD	0.25	-0.46	-0.44	0.36	-0.06	-0.48	-0.18	0.12	0.25	0.05	-0.34
	(1.14)	(-2.21)	(-2.11)	(2.23)	(-0.25)	(-1.99)	(-1.18)	(0.78)	(1.35)	(0.24)	(-2.38)
R ²	0.45	0.76	0.76	0.71	0.59	0.52	0.69	0.80	0.67	0.53	0.86
EW Portfolios											
EXM	1.22	1.07	0.99	1.09	1.09	0.87	0.86	0.89	1.00	0.90	0.84
	(12.93)	(11.31)	(12.07)	(13.95)	(13.32)	(11.25)	(14.54)	(13.37)	(15.97)	(11.63)	(16.46)
HML	0.69	0.46	0.38	0.21	0.36	0.41	0.26	0.29	0.42	0.06	0.17
	(5.10)	(3.39)	(3.23)	(1.92)	(3.12)	(3.76)	(3.07)	(3.08)	(4.64)	(0.56)	(2.34)
SMB	1.16	0.74	0.78	0.40	0.49	0.55	0.38	0.43	0.66	0.11	0.24
	(8.14)	(5.16)	(6.32)	(3.42)	(3.96)	(4.76)	(4.28)	(4.33)	(6.98)	(0.91)	(3.10)
UMD	-0.38	-0.36	-0.25	-0.15	0.22	-0.13	-0.12	0.00	0.14	0.07	-0.03
	(-2.35)	(-2.25)	(-1.82)	(-1.10)	(1.61)	(-0.97)	(-1.15)	(-0.01)	(1.32)	(0.54)	(-0.34)
R ²	0.87	0.82	0.84	0.84	0.83	0.80	0.86	0.84	0.89	0.76	0.88

注1: 決定係数は自由度調整済み

注2: 括弧内はt値

注3: 分析対象期間は、2001.9～2005.7

総額加重ポートフォリオと等金額加重ポートフォリオで、それぞれ-0.97%、-0.91%と10%の有意水準(等金額加重ポートフォリオは5%の有意水準)でマイナスであることが示されている。一方、積立超過のポートフォリオを始めとする他のポートフォリオのアルファの有意性は、全て棄却される結果となっている。また、積立比率が最も低いポートフォリオのファクターローディングについてみると、主に等金額加重ポートフォリオで、高ベータ、高BP、小型傾向が示されている。以上の結果は、我々の分析結果の頑健性についてサポートするものと考えられる。

5. おわりに

以上のように、本稿の分析結果では、積立比率が低い企業のポートフォリオでは、リターンが有意に低くなる傾向が見られた。そして、そのような傾向は、Fama=French型の3ファクターモデルや、これ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っても変わらなかった。更には、会計処理以外の積立不足の変化をコントロールするために会計基準変更時差異を基準とした分析も行ったが、やはり同様の傾向が得られた。このような結果は、投資家が積立不足が相対的に大きい企業を過大評価し、翌決算期以降のサプライズによりリターンが低くなることを示している。換言すれば、投資家が積立不足に関する情報を完全に正しくは評価できていないこと、償却年数の選択により企業評価が変わってくる可能性を示唆している。費用と収益の対応関係からは遅延認識の考え方は否定されるべきものではないが、本稿が示したように投資家の合理性に限界があることにも留意する必要がある。

最後に、残された研究課題について述べる。本稿では過去のリターンをベースとしたモメンタムファクターを入れることにより、企業業績等のモメンタムを考慮したが、より頑健性を高めるには、前後の財務数値の検証や、複数のモメンタムファクターの代理変数を用いたクロスセクション分析も一考に値しよう。また、本稿では株主資本に対する積立不足負担を基準として分析を進めたが、積立不足が長期に亘り償却される性格であることを踏まえると、株主に帰属するキャッシュフローの現在価値を示すと考えられる株式時価総額に対する比率を用いた分析も重要であろう。これらの点については、今後の研究課題としたい。

参考文献

- 佐々木 隆文(2004)、「退職給付債務の特性と投資家による評価の変化」、『証券アナリストジャーナル』、Vol. 42 No.5 (2004年5月)
- Bulow, Jeremy I., Randall Morck and Lawrence Summers (1987), "How Does the Market Value Unfunded Pension Liabilities?," in Z. Bodie, J.B. Shoven and D.A.Wise(eds.), *Issues in Pension Economics*, University of Chicago Press
- Fama, E. and French, K. (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and

bonds," *Journal of Financial Economics*, 33:3-56

Franzoni, F, and J. Marin (2005), "Pension Plan Funding and Stock Market Efficiency," *Journal of Finance*, forthcoming

Feldstein, M., and R. Morck (1983), "Pension Funding Decisions, Interest Rate Assumptions, and Share Prices," In Z. Bodie and J. Shoven(eds.), *Financial Aspects of the United States Pension System*, University of Chicago Press.

Wampler, Bruce M. (1994), "The Relationship Between Equity Values and the Components of Unrecorded Pension Assets and Liabilities," doctoral dissertation, Louisiana Tech University