



FSA Institute

Discussion Paper Series

企業年金パフォーマンスの研究

～スチュワード的行動に関わる一考察

石田 英和

DP 2020-1
2020年10月

金融庁金融研究センター
Financial Research Center (FSA Institute)
Financial Services Agency
Government of Japan

金融庁金融研究センターが刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

企業年金パフォーマンスの研究

～スチュワード的行動に関わる一考察

石田 英和*

概 要

本稿では、日本の企業年金に関する4つの定型化された事実を取り上げ、相互に矛盾している企業行動を機能構造ファイナンス (FSF) のフレームワークを用いて整理し、日本の限定的な開示制度が適切なフィードバックを提供していないことが、アセットオーナーとしての運用能力が制約されている原因の一つではないかと、問題提起する。次に、開示制度と投資行動の関係を論証するために、スチュワードシップ・ゲームというアセットオーナーと資産運用会社の相互作用のモデルを提示し、確定給付企業年金のような重層的なインベストメントチェーンでは、限定的な開示制度がリスク回避行動を促す可能性があることを示す。特に、年金資産の期待収益を下げても非難されない、という通念が広がるとこの傾向は強化される。次に、先行研究をレビューし、限定開示の下、積立水準と未認識数値差異に着目した実証を整理し、独自に推定した年金リターンランキングを用いて、積立水準を年金リターンと退職給付債務規模に分けることで、年金リターンと企業価値の関係に関する仮説を導出する。本稿は、資本市場のリスク・リターン特性が発揮された期間を取り上げれば、先述の通念に反して年金リターンは積立水準および企業価値の向上に貢献したことを実証する。仮に年金リターンランキングが公知であれば、企業や資産運用会社は自然とフィードバックを受け、投資行動を修正していただろうと考えられる。

キーワード：企業年金、退職給付会計制度、退職給付信託、スチュワードシップ・コード、機能構造ファイナンス (FSF)

* 金融庁金融研究センター特別研究員。2015年まで大阪ガス企業年金の運用実務を担当。本稿は、京都大学経営管理大学院後期博士課程在籍中に執筆した、石田英和(2020)「退職給付ファイナンスの財務パフォーマンス分析—スチュワードシップ・ゲームを用いたアプローチ」を加筆・修正したものである。なお、本稿は、筆者の個人的な見解であり、金融庁及び金融研究センターの公式見解ではない。

1. 日本の企業年金における定型化された事実

最初に、日本企業の退職給付制度の現状について開示データを用いて説明する。退職給付制度には、確定給付企業年金（DB）、退職給付信託、会社払いの退職一時金制度、確定拠出年金（DC）があり、それぞれ税優遇、投資リスク、資金負担、受給権保護などの面で違いがある。定型化された事実としては以下の4点が挙げられる。①DBは最も重要な制度であるが、リスク回避傾向が顕著で年金リターンが低下している。②退職給付信託は、DBと対照的にリスクを取って高い実績を上げている。③会社払いの退職一時金制度は、さまざまな問題にもかかわらず、広く温存されている。④資産運用会社がスチュワードシップ・コードの受け入れを表明しているのに、企業年金の受け入れは少数にとどまっている。退職給付制度に関する日本企業の行動は、市場リスクに関して一貫した選好が見られず、財務効率の高い行動への収斂が見られないことが特徴だと言える。このような状況を制度、特に開示制度の観点から分析するために、機能構造ファイナンス（Functional and Structural Finance：FSF）のフレームワークを導入する。

1. 1 退職給付制度の現状

最初に、上場企業の退職給付会計の概況について記述する。2017年3月末を基準とする直前11カ月に提出された有価証券報告書のデータを日経 Needs-Financial QUEST から取得し、退職給付会計の貸借対照表および拠出・給付等の数値を単純に合計した。図1に示すように、退職給付債務は約2300社で計上され合計約92兆円に上るのに対して、年金資産は約1700社が合計約70兆円を積み立てている。年金資産の内約10兆円が退職給付信託であり、残りはDB資産として資産運用会社に委託されている。本稿では積立不足を、 $[(\text{退職給付債務} - \text{年金資産}) \div \text{退職給付債務}]$ と定義するが、全体では約25%である。退職給付債務のうち少なくとも約14兆円が非積立制度（会社払いの退職一時金制度）の負債である。退職給付会計の積立不足（約22兆円）は退職給付に係る負債（約27兆円）および退職給付に係る資産（約4兆円）に分けて本体B/Sに計上されている。退職給付に係る負債は基準改正前¹⁾の退職給付引当金、つまり内部積立に相当する。退職給付に係る資産は、基準改正前の前払い年金費用で、費用認識より年金拠出が大きいと発生する。退職給付に係る資産を計上している会社は、退職給付信託の設定などによって年金拠出を増やしたか、高い年金リターンによって退職給付費用を減らしたか、のどちらかのケースだと推定される。

フローに目を転じると、全体の勤務費用（会計上の退職給付費用の基本的要因）の3.4兆円に対して、全体の退職給付（年金給付および一時金給付）は4.5兆円で、労働人口の成熟化が進んでいることを反映している。企業の資金負担（年金拠出および一時金給付）は、年金資産の取り崩しによって多少緩和され、全体で3.8兆円となっている。米国では好調な運用を背景

¹⁾ 2012年 企業会計基準第26号「退職給付に関する会計基準」及び 企業会計基準適用指針第25号「退職給付に関する会計基準の適用指針」を言う。なお、退職一時金のみの方の会社の本体B/Sには、退職給付に係る負債しか計上されない。これらの企業も図1の退職給付に係る負債に含まれる。

に企業からの資金拠出を停止（いわゆるコントリビューション・ホリデー）または削減していると言われるが、日本企業の資金負担はそれとは程遠い。最後に、DCの企業負担掛金を注記した企業は約1600社（退職給付債務を計上していない会社も含む）で、合計約1兆円の拠出となっている。DCの総残高は10兆円程度なので、なんらかの理由で多すぎるように思えるが、本稿の主題ではないのでデータベースに修正を加えなかった²⁾。

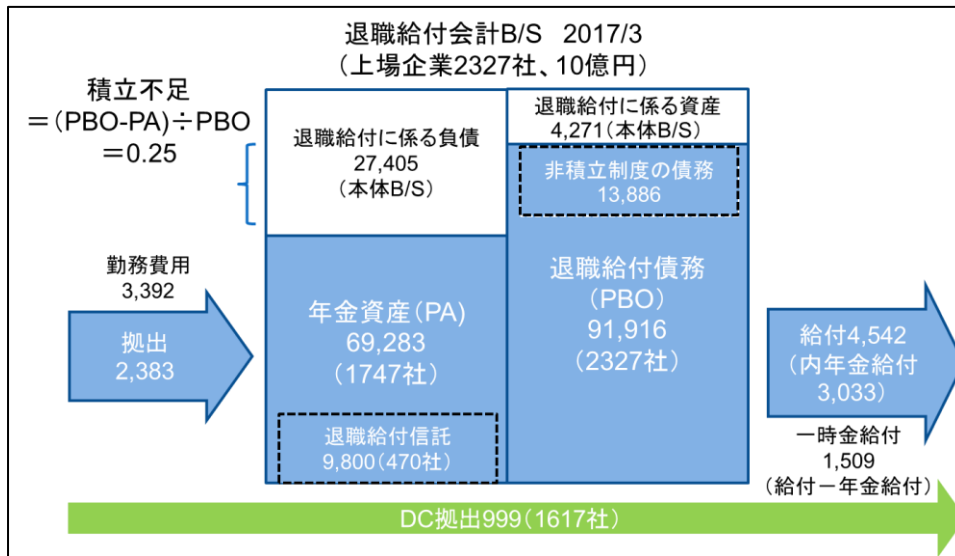


図1 退職給付会計の概況

1. 2 確定給付企業年金 (DB) におけるリスク回避傾向

確定給付企業年金 (DB) の資産配分を見ると、株式などのリスク資産への配分が、過去20年近くにわたって減少し続けている。1990年代半ばまで日本の企業年金の運用には強い規制がかけられていたが、大規模な企業年金をもつ大企業からの要望もあり、運用についての規制緩和が急速に進められ、2000年代初頭には株式中心の資産配分が達成されていた。例えば、図2の2001年度末において国内株式 (32%) と外国株式 (19.6%) の合計は51.6%であった。米国企業年金の典型的な資産配分は株式6割、債券4割と言われており、日本の企業年金も米国のものと近い長期投資ポートフォリオを組むようになったのである。運用規制の撤廃によって、外資系資産運用会社やコンサルティング会社も参入し、米国年金で標準的に用いられる現代ポートフォリオ理論をベースにした投資管理が広まったことが背景にあると考えられる。

しかし、直近の資産配分を見ると、株式への配分は内外合わせて24.8%とおよそ半分減少している。その他資産 (約13%) の中にプライベートエクイティ投資なども含まれているとすれば、減少幅はやや緩和される可能性があるが、リスク回避傾向、すなわち生保一般勘定や

²⁾ 海外子会社のDC年金の掛金が多い、または、海外基準会社の一部で日本の厚生年金保険料を拠出建て年金の拠出金と見なしている等の理由が考えられる。

内外債券への配分増加は明白である。20年ほどかけて規制緩和以前の姿に戻ったこととなる。年金の資産配分を国際比較すれば、規制や慣行などによって、リスク性資産への配分は異なる。しかし時系列でみた資産配分は規制変更などがなければ比較的安定していることが多く、わが国DBのように長期間かけて資産配分が変化することは特異な現象だと言える。確かに、会計制度、資本市場の変化、成熟度も投資行動に影響する。しかし、グローバル化により世界中の年金基金は似たような会計制度を用い、同じような資本市場に投資し、程度の差こそあれ成熟化しているの、わが国DBの特異性を十分には説明できない。

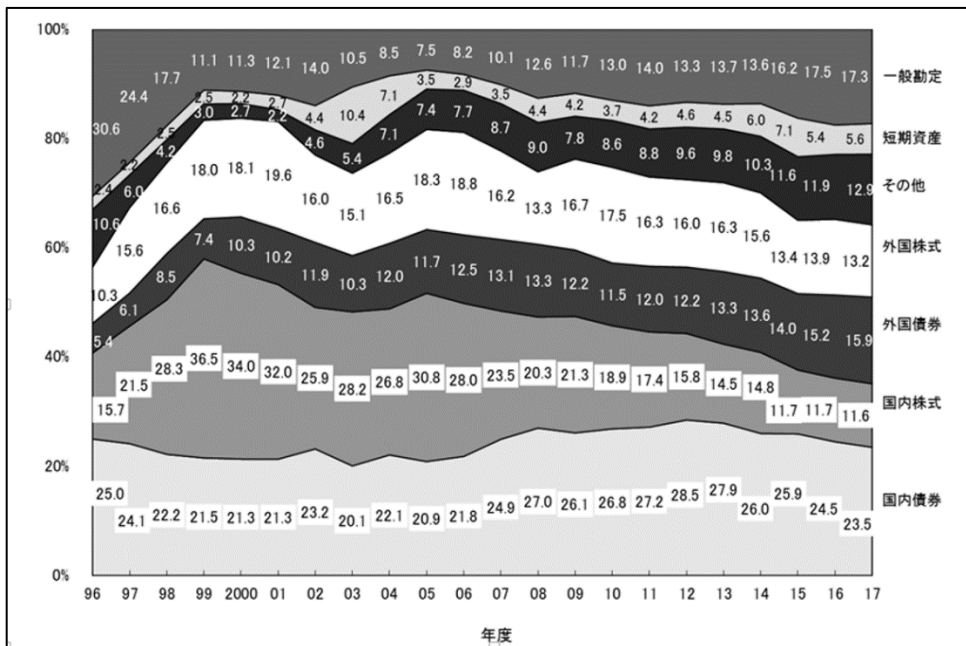


図2 確定給付企業年金 (DB) 資産配分の推移³⁾

(出所) 企業年金連合会 企業年金実態調査結果 2017年度版

なお、この調査は企業年金連合会が毎年実施しているサーベイ⁴⁾で、直近で約1700基金からの解答を得ている国内最大の調査だが、任意の調査なので約1300基金ほどが返答していない。また資産配分データのサンプル数は約700とされており、相当数の欠損があることが推察される。また、このサーベイに参加した基金は年毎に異なっている点にも留意が必要である。ただ、データの制約にかかわらず、このサーベイは業界関係者に最も注目されていたので、企

³⁾ 2003年度までは厚生年金基金、2004年度以降は、厚生年金基金と確定給付企業年金の合計値。その他はオルタナティブ投資、転換社債、貸付金等が含まれる。

⁴⁾ 確定給付企業年金は法定書類を厚生労働省に提出しており、その中には年金資産の収益率や主要な委託先等の基本的な情報が記載されている。しかし、これらの情報は統計利用やEDINETを通じた開示はされていない。対して、米国企業年金の場合、税務当局への提出書類 (Form5500) はインターネットで閲覧可能であり、データベース化されている。

業年金の行動に強い影響を与えたと言ってよい。民間のサーベイもあるが、対象は50-200社程度であり、筆者の知る限り、資産配分は同じような傾向を示している。

1. 2. 1 確定給付企業年金 (DB) の時系列リターン

企業年金連合会のサーベイによると、研究対象期間 (2002年から2017年) における企業年金の平均リターン (以下、全国平均リターンという) は年率3.35% (運用報酬控除前) である。同期間の国内債券のリターンは年率約2%、内外株式のリターンは年率約7~9%なので、米国で標準的な株式6割、債券4割のポートフォリオであれば、単純計算で年率5~6%程度のリターンは達成可能である。日本のDBはこの水準の半分強しか達成していないことになる。一方で、全国平均リターンを上げていけば、15年間の累積リターンは53.6%となり、企業財務に大きなインパクトを与える。いわゆる複利効果を考慮に入れると、この15年間の全国平均リターンは決して低いリターンではない。

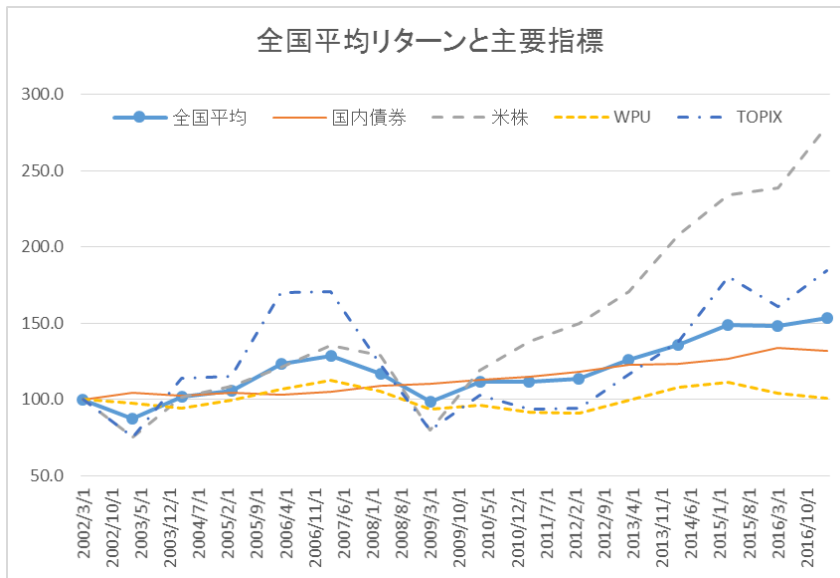


図3 全国平均リターンと主要指標

(資料) 全国平均リターンは企業年金連合会調査。国内債券は野村BPI。米国株式は現地通貨建てS&P500トータルリターン。WPUはFTSE WPU通貨インデックスで、個別の通貨より国際分散投資に伴う為替リスクを広く捉える指標である。TOPIXは東証株価指数配当込。すべて2002年3月末を100として指数化した。

1. 3 退職給付信託

退職給付信託は財務会計上の年金資産の一種で、DBなど税制優遇や公的規制のある制度と異なり、会社と従業員間の私的合意に基づいて設定される (伊藤・徳賀・中野2004)。会計上の年金資産という概念は、日本独自のものではなく海外の会計基準にも見られる。DBへ

の拠出には税制上の制約があるが、その制約を超えて年金資産を拠出することが必要な場合、規制のない信託契約が用いられるのである（浅岡、本部、喜多 2008）。

しかし、退職給付信託は持ち合い株の受け皿として独自の発展を遂げた。この制度の導入経緯および会計・法制上の論点については、山口（2008）に詳しいが、当時の持ち合い株売却による需給悪化への対策として企業側から強い要請があり、不良債権処理の推進という政策を背景に「現実妥協的」に導入が進んだとされている。一つの特徴は、退職給付信託に対応する給付については、保有資産を売却せず、企業が直接支払ってもよいとされている点である。IAS 第 19 号では年金資産の条件として、年金資産が一時的支払い義務を負い、企業は二次的な支払い義務を負うとしているが、国内の給付実務とは齟齬があることになる。前述のように積立水準が大幅に改善した今日でも、企業の年金拠出が大きいのはこの実務も一因であろう。さらに、拠出された持ち合い株は売却時まで法人税を繰り延べできる。退職給付信託を設定すると、持ち合い株の含み益を利益計上できるため、益出しのための売却と比べて事実上の税制優遇があると受け止められているのである。次に、退職給付信託の資産内容や長期的リターンに関する推計を紹介する。

1. 3. 1 退職給付信託の状況

退職給付信託の時価資産額や構成銘柄については、複数の開示データを統合することでほとんど把握することができる。日本の退職給付会計基準を採用する会社については、年金資産の中で退職給付信託が占める割合が注記されており、構成銘柄に関しては、みなし保有証券および大株主データから独自に主要な銘柄リストを作成しクロスチェックできる。国際財務報告基準（IFRS）や米国会計基準採用会社については、基本的に内訳開示がないが、上記の銘柄リストと照合して個別に判断した⁵⁾。集計の結果、上場企業の退職給付信託は約 470 社において約 9 兆円が設定されており、およそ 4 社に 1 社の割合の普及となっていることが分かった。図 1 の数字はこの推計の結果である。

表 1 に最も退職給付債務の大きい企業における退職給付信託の比率を示す。退職給付信託設定額の大きい企業はトヨタおよびメガバンク 3 行で、三井住友トラスト HD（負債順位 35 位）を合わせると、トップ 5 の退職給付信託だけで約 3 兆円（全体の約 3 割）を占める⁶⁾。金融サービスの提供者が最大のユーザーである点は、この制度が金融機関支援の一環として推進されたという見方と一致している。次に、退職給付信託に拠出された株式（被保有株式）を金額が大きい順に並べて、市場全体と比較してみる。トヨタや三菱 UFJ など退職給付信託を利用している会社が上位に来ており、TOPIX に占める割合以上に保有されている。おそらく株式持合いの相手先も退職給付信託を設定し、これらの企業の株式を拠出した結果であろう。退

⁵⁾ データ集計の詳細に関しては、石田(2018)を参照していただきたい。

⁶⁾ 日本郵政（負債順位 3 位）は年金資産の 98%が退職給付信託で、主に国債を拠出している。公務員であった郵便局局員の退職給付に備えるため、上場を機に設定したと推定されるが、非常に特異なケースなので、分析の対象としなかった。

退職給付信託が株式持ち合いの温存策として活用されたという見方を裏付けるものである。なお、JR 東海や JT など退職給付信託を設定していない企業も被保有上位に来ているので、退職給付信託のすべての銘柄が持ち合い株式ではないことも分かる。

表 1 退職給付債務上位と退職給付信託被保有上位の状況

| 退職給付債務上位企業 | | | | | | 退職給付信託に拠出された銘柄(被保有) | | | | | |
|------------|----|--------|-------|--------|------|---------------------|----|-----|------|----------|---------|
| 銘柄 | 順位 | 退職給付債務 | 年金資産 | 退職給付信託 | 同比率 | 被保有銘柄 | 順位 | 時価 | 全体比率 | TOPIX銘柄名 | TOPIX比率 |
| NTT | 1 | -3,616 | 2,124 | | | トヨタ自動車 | 1 | 395 | 6.0 | トヨタ自動車 | 3.0 |
| トヨタ自動車 | 2 | -2,957 | 2,242 | 585 | 26.1 | JR東海 | 2 | 275 | 4.2 | 三菱UFJFG | 2.4 |
| 日本郵政 | 3 | -2,779 | 536 | 525 | 98.0 | 三菱UFJFG | 3 | 243 | 3.7 | NTT | 1.8 |
| 富士通 | 4 | -2,439 | 2,151 | 68 | 3.2 | 三菱商事 | 4 | 195 | 3.0 | ソフトバンクG | 1.7 |
| 本田技研工業 | 5 | -2,420 | 1,978 | | | ルネサス | 5 | 187 | 2.9 | 三井住友FG | 1.5 |
| パナソニック | 6 | -2,410 | 1,959 | 21 | 1.1 | 東京海上HD | 6 | 149 | 2.3 | ソニー | 1.3 |
| 三菱UFJFG | 7 | -2,281 | 2,874 | 655 | 22.8 | JT | 7 | 133 | 2.0 | KDDI | 1.2 |
| 日立製作所 | 8 | -2,248 | 1,644 | | | 任天堂 | 8 | 126 | 1.9 | ホンダ | 1.2 |
| 東芝 | 9 | -1,511 | 986 | 88 | 8.9 | みずほFG | 9 | 121 | 1.9 | みずほFG | 1.2 |
| みずほFG | 10 | -1,433 | 2,176 | 1,246 | 57.3 | 本田技研工業 | 10 | 119 | 1.8 | JT | 1.0 |
| 日産自動車 | 11 | -1,383 | 1,022 | 44 | 4.3 | 三菱電機 | 11 | 117 | 1.8 | 任天堂 | 1.0 |
| ソニー | 12 | -1,357 | 958 | 18 | 1.9 | ダイキン工業 | 12 | 107 | 1.6 | 武田薬 | 1.0 |
| キヤノン | 13 | -1,298 | 892 | 47 | 5.2 | 三菱地所 | 13 | 96 | 1.5 | キーエンス | 1.0 |
| 三井住友FG | 14 | -1,180 | 1,436 | 500 | 34.8 | 村田製作所 | 14 | 82 | 1.2 | ファナック | 0.9 |
| 三菱電機 | 15 | -1,140 | 1,015 | 212 | 20.8 | 三菱重工業 | 15 | 71 | 1.1 | JR東日本 | 0.9 |
| NEC | 16 | -1,119 | 904 | 251 | 27.8 | 第一三共 | 16 | 67 | 1.0 | キヤノン | 0.9 |
| 東京電力HD | 17 | -833 | 579 | | | 三井住友FG | 17 | 65 | 1.0 | NTTドコモ | 0.8 |
| 富士フイルムHD | 18 | -830 | 802 | 2 | 0.3 | ヤクルト本社 | 18 | 62 | 0.9 | 信越化 | 0.8 |
| デンソー | 19 | -815 | 630 | 47 | 7.5 | NTTドコモ | 19 | 61 | 0.9 | 7&iHD | 0.8 |
| 三井住友トラスト | 35 | -467 | 572 | 332 | 58.0 | 三井住友トラスト | 22 | 56 | 0.8 | 東京海上 | 0.8 |

(注) 金額単位は 10 億円、比率単位はパーセント

1. 3. 2 退職給付信託のパフォーマンス

次に、退職給付信託のパフォーマンスを、上記の保有銘柄データに過去の株式リターン情報を組み合わせることで推計する。保有銘柄データの一部は最長 15 期ほど遡れるが、株価データは 2004 年 3 月期以降および 2010 年 3 月期以降を使う。前者は多数のポートフォリオに拠出されている金融機関の持ち株会社化が終わった時点である。後者はみなし保有株の開示が始まった期である。株式リターンについては、ブルームバーグ社のトータルリターンインデックス(税引き後配当込み)を利用し、保有比率で加重平均して退職給付信託のポートフォリオリターンを算出した。会社の決算月にわけて、年率トータルリターンを計算したので、3 月期決算の会社以外は、インデックスなどとの比較において注意が必要である。

表 2 にポートフォリオの長期リターン推計結果を示す。長期的なデータが得られた約 300 件に関しては、2004 年からの 13 年間に於いて平均で年率 7.3% と同時期の TOPIX を少し上回っている。銘柄が集中しているため標準偏差は大きいものの、シャープレシオ(リターン÷標準偏差、無リスク利率はゼロと仮定。以下同じ)で見ると株式インデックスに少し劣るくらいである。2010 年からの 7 年間についても、大差ない結果であった。

退職給付信託のパフォーマンスについて 3 点補足する。第一に、パフォーマンスの悪い銘柄やポートフォリオは早々に処分されてしまい、データを観測できないので、推計されたリター

表2 退職給付信託の推計パフォーマンス

| | | 件数 | 年率 平均 | 標準 偏差 | シャープ レシオ |
|--------------------|--------|-----|----------|----------|-------------|
| 2004/3 から の13年間 | 退職給付信託 | 299 | 7.3% | 30.4% | 0.24 |
| | TOPIX | — | 6.4% | 23.9% | 0.27 |
| 2010/3 から の7年間 | 退職給付信託 | 299 | 10.6% | 23.3% | 0.46 |
| | TOPIX | — | 9.8% | 16.4% | 0.60 |

ンには生存者バイアスがかかっている。この推計データは各社の年金資産のリターンを推計する上で、事前知識として用いることを想定している。第二に、退職給付信託は持ち合い株式のサブセットなので、コーポレートガバナンスが効いておらず、リターンが低いのではないかという見方もあろう。しかし、現存する退職給付信託を見る限り、このような見方は正しくない。経営者が長期的観点から銘柄を厳選したことで、優良銘柄の集中ポートフォリオとなっているからだと思われる。最後に、DBの資産運用と比較すると、退職給付信託のリスクは際立って大きい。企業年金連合会の調査によると、同じ13年間のDBの年率リターンは4.5%で標準偏差は9.1%、シャープレシオは0.49となっている。日本企業は、リスク効率が良好なDBでリスク回避行動をとり、個別銘柄リスクの高い退職給付信託で高いパフォーマンスを達成したのである。多くの日本企業は、資産運用機関や年金コンサルタントが関与しない退職給付信託では、リスクを取った長期投資が出来るのである。DBの運用を受託している大手金融機関でさえ、自らの年金資産では退職給付信託を重用している。企業年金の行動を理解するうえで、退職給付信託は非常に興味深い観点を提供してくれる。

1. 4 退職一時金制度と退職給付債務の規模

税制優遇が無いにもかかわらず、退職一時金制度は広く残っている。前述のように、退職給付債務のうち少なくとも約14兆円が退職一時金制度の負債であるが、内訳開示しているのは日本基準採用会社だけなので、海外基準採用会社の方も含めるとさらに大きい。図1のサンプルには、退職一時金だけの企業が約600社も含まれている。退職一時金制度を温存する財務的な理由は、内部積立によるフリーキャッシュフローの確保だと考えられている。柳瀬(2013)が指摘するように、退職一時金制度しか持たない企業は、小規模でレバレッジが高く業績も優れない。そのような企業にとって資金手当てが必要な年金制度は非常にコストが高いのであろう。これは受給権の保護(退職金の保全)の観点から問題だが、本稿の範囲を超えるので、別の機会に論じることとしたい⁷⁾。本稿の目的は企業年金の投資行動を理解することなので、財務的および人的資源をもっているのに、退職一時金を温存しているケースだけを取り上げる。

⁷⁾ 小規模な企業年金は、複数の企業が集まって総合型企業年金(会計上は複数事業主制度と呼ばれる)を設立することで、資産運用に必要な規模を確保することが出来る。

本稿では、資源制約を持つが故に退職一時金以外の選択肢を持たない企業をサンプルから排除するため、退職給付債務の規模によって分析対象を絞る。この点で本稿は柳瀬(2013)よりも小さいサンプルを観察することになる。以下、退職給付の積立不足を被説明変数としたクロスセクション分析を、退職給付債務の規模別に行い、この効果を確認する。退職給付の積立不足は、定義からいって、退職一時金制度を温存していると増える傾向にある。説明変数としては、退職給付債務規模、自己資本比率、調整変数として退職給付信託の有無、退職給付信託比率を用いる。退職給付債務の規模は企業の人的資源の代理変数である。大規模な債務を持つ企業は、退職給付制度の運営に内外の人的資源を投入できるからである⁸⁾。財務的資源の代理変数としては自己資本比率を用いる。自己資本比率の差異を考慮して金融機関はサンプルから除いてある。これは柳瀬(2013)の趣旨を上記の2017年3月期を中心としたデータで簡潔に再現するものである。

全体および退職給付債務規模別に回帰した結果を表3に示す。サンプル全体では、切片が1.3で有意であり、積立不足は定義上1が上限であることからすると、各変数の影響を除けば退職一時金制度が標準であることを示している。また、退職給付債務規模、退職給付信託の有無、自己資本比率といった説明変数が有意に積立不足を減らす影響を与えている。

表3 積立不足を被説明変数とした回帰分析(規模別)

| | | 積立不足 | 退職給付債務規模(対数) | 退職給付信託フラグ | 退職給付信託比率 | 自己資本比率 |
|----------------------------------|------|-------|--------------|-----------|----------|--------|
| 全体 n=2180 | 平均 | 0.47 | 3.52 | 0.19 | 6.12 | 0.53 |
| | 標準偏差 | 0.42 | 0.98 | 0.39 | 17.53 | 0.19 |
| | 最小 | -1.83 | 0 | 0 | 0 | -0.12 |
| | 最大 | 1.00 | 6.56 | 1 | 100 | 0.97 |
| 大規模(退職給付債務1000億円以上) n=152 | 平均 | 0.25 | 5.41 | 0.52 | 11.54 | 0.43 |
| | 標準偏差 | 0.23 | 0.35 | 0.50 | 17.98 | 0.17 |
| | 最小 | -0.29 | 5.00 | 0 | 0 | -0.06 |
| | 最大 | 1.00 | 6.56 | 1 | 98 | 0.89 |
| 中規模(退職給付債務100億円~1000億円) n=485 | 平均 | 0.28 | 4.39 | 0.38 | 10.93 | 0.51 |
| | 標準偏差 | 0.29 | 0.27 | 0.49 | 19.87 | 0.18 |
| | 最小 | -0.51 | 4.00 | 0 | 0 | 0.01 |
| | 最大 | 1.00 | 5.00 | 1 | 100 | 0.92 |
| 小規模(退職給付債務100億円未満) n=1543 | 平均 | 0.55 | 3.06 | 0.09 | 4.08 | 0.55 |
| | 標準偏差 | 0.44 | 0.71 | 0.29 | 16.26 | 0.19 |
| | 最小 | -1.83 | 0 | 0 | 0 | -0.12 |
| | 最大 | 1.00 | 4.00 | 1 | 100 | 0.97 |

(注) 積立不足 = (退職給付債務 - 年金資産) ÷ 退職給付債務、退職給付信託フラグは退職給付信託を有する企業 = 1、それ以外 = 0、退職給付信託比率 = 退職給付信託額 ÷ 年金資産 × 100、自己資本比率 = 自己資本 ÷ 総資産、各数値は2017年3月期(3月以外の決算月の企業はその前の11カ月に終わった決算期)、退職給付債務の規模(対数)は1000億円および100億円をカットオフとした。

⁸⁾ 実務家としての知識だが、例外はあるものの、年金資産が500億円程度で専任の担当者を1名置くようになり、1000億円を超えるとコンサルタントを起用するような洗練された運用が行われる。一方、退職一時金制度は、給与支払い業務の一部として運営されるので、規模はオペレーション上の制約ではない。

次に、退職給付債務の規模別に回帰分析の結果を見ると、切片の値は小規模グループが強く影響しており、大・中規模では1以下又は有意でなくなっている。退職給付債務規模は小規模グループで有意であるが、大・中規模では符号が安定せず、統計的に有意でもない。退職給付債務規模（人的資源）が小さいほど積立不足（退職一時金制度）が大きいという関係は、退職給付債務が100億円未満の企業を含めた場合だけ成立している。一方、自己資本比率（財務的資源）が低いほど、積立不足（退職一時金制度）が大きいという関係は、規模の大小を問わず成り立っているが、特に小規模グループで強く有意である。結論として、退職給付100億円程度をカットオフすることで、人的および財務的資源に欠ける企業を除外し、ある程度年金業務に資源を投入できる企業群に研究対象を絞ることが可能になる。なお、退職給付信託に関する調整変数の内、退職給付信託の有無（フラグ）の調整後では、退職給付信託比率は積立不足を増やす方向で有意である。この傾向は大・中規模グループで見られるが、巨額の退職給付信託を設定していても追加的な積立水準向上につながらないケースがあることを示唆している。

1. 5 スチュワードシップ・コードと企業年金

日本の企業年金における定型化された事実として、最後にスチュワードシップ・コード（以下SC）への対応をとりあげる。スチュワードとは執事のことで、金融では他人の財産管理に携わる者を広く指す言葉である。類語のフィデューシャリー（受託者）は、より専門的で法的な義務を含意することが多いように思われる。SCは、金融機関を中心とした機関投資家の責任ある行動を規定したガイダンス（解釈指針）のことである。日本では特に、建設的な対話を通じて投資先企業の持続的成長を促し、顧客・受益者の中長期的な投資リターンの拡大を図ることを目的に導入されたとされている。このアイデアは、標準的な年金投資の枠組みである長期分散投資と表裏一体であり、基本的には確定拠出企業年金法等の規定する受託者責任を明確にしたもの、と解釈できるだろう。立場によってSCへの意見は異なるが、筆者は実務家として、受託者責任を遵守し受益者リターンの最大化のために努力している企業年金は、忠実なるスチュワードとして行動してきたのだから、SCの受け入れはそれを内外に宣言し認知を受ける良い機会だと考えた。

しかし、日本の企業年金におけるSC受け入れは低調である。SCの想定する機関投資家は、DBの場合、アセットマネジャー（運用機関または資産運用会社）とアセットオーナー（企業年金⁹⁾に分かれている。運用機関は企業年金の委託を受けて投資し、企業年金は運用機関に委託して投資する。両者合わせて機関投資家なのである。ところが、日本版SC導入後、資産運用会社は基本的に全社SCを受け入れ、長期投資にコミットしていることを公式に

⁹⁾ 母体企業や年金受益者から選ばれて、運用機関の選定・監視を始めとする年金資産の管理運用に関与する者全般を意味している。大規模なDB年金の場合、企業年金基金という法人格を持つことが多いが、多くの企業は運用機関との契約に基づいた規約型を採用している。

表明しているが、アセットオーナーとしての企業年金の受け入れは少数にとどまっている¹⁰⁾。日本の資産運用会社はDBの資産に関する限り、企業年金アセットオーナーの支持なしに投資先経営者との対話に臨んでいるのである。制度導入の目的が中長期的なリターンの拡大にあることを考えると、DBはSC受け入れの意義を理解できていないし、潜在的なコストを恐れているように思える。もちろんSC受け入れに伴って追加的なコストは発生する。だが、議決権行使や経営者との対話といった具体的な活動は資産運用会社が行い、顧客である企業年金は、資産運用会社のSC行動をモニタリングし年金の受益者等に報告するだけなので、直接的なコストが負担できないということは無かろう。もう一つの解釈としては、企業年金にとってスチュワードとして行動することは当然であって、ことさら企業として形式を整えるまでもない、と考えている可能性もある。ただ、前述のようにDB資産においてリスク回避傾向が顕著であることからすると、中長期のリターン拡大にそもそも興味がない、もしくは、リターン拡大が母体企業やその株主の望むところでない、と考えているようにも見える。ともかく、運用機関が長期投資にコミットしている事実と、運用機関から投資を受けた企業が、企業年金というアセットオーナーとして運用機関に対処する時の意識が整合的ではない、という現象が起きているのである。

1. 6 機能構造ファイナンス (FSF) のフレームワーク

以上、日本の企業年金に関する定型化された事実を列挙し、海外の企業年金実務で見られるような財務効率の高い制度への収斂が見られず、整合的に行動を説明することが難しいことを指摘した。企業年金に関する行動を年金資産のリスク・リターンの観点から図示すると、図4のようになる。縦軸には資金負担考慮後の年金リターンをとり、横軸には年金資産のリスクをとっている。DBには長期分散投資を継続したグループとリスク回避行動をとったグループがある。点線で推定される効用曲線を示しているが、リスク回避グループは曲線が極端に立っており、より効用の高い長期分散投資グループの位置へ動くことが出来ない。一方で退職給付信託はリスクが非常に高く、極端に平らな効用関数を持っていることを示唆している。退職給付信託のグロスリターンはDBより高いが、資金負担を定性的に考慮してDBより少し低い位置に示している。最後に、退職一時金制度は明示的な資産運用リスクがないけれども、成熟した制度の場合、資金負担も大きいため、左下のマイナス領域に図示している。SC受け入れが低調なのは、企業自身どのような選好を持っているのか判断しかねているからかもしれない。

¹⁰⁾ 2020年5月時点で53社の年金基金が表明しているが、その内、上場金融機関の年金基金が25社、公的年金や総合型等が17社、上場事業会社の年金基金が11社である。なお、これらの企業でも退職給付信託は対象外である。退職給付信託の議決権は母体企業に留保されている。

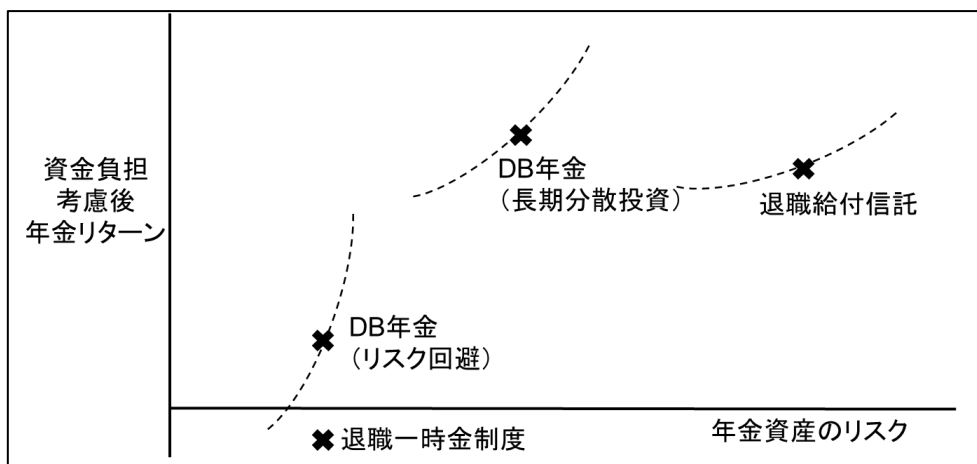


図4 企業年金資産のリスク・リターンと企業の行動

このように相互に相反する行動が、退職給付債務をもつ上場企業の中で混在している状態を、どのように理解すべきだろうか？明らかに、ファイナンス理論又は新古典派経済学の立場からは、企業の効用関数が合理的でない、または何らかの「正しい」投資理論をもとに行動規範を演繹し、適切な処方箋を提供できると主張するだろう。ただ、この研究に関しては特定の投資理論に依拠することなく、企業（アセットオーナー）は様々な投資理論に耳を傾け、様々なステイクホルダーの利害を考慮したうえで、最善と信じる行動をとると仮定する。実際、資産運用会社や財務コンサルタントは、彼らの考える「正しい」投資理論を引っ提げて、アセットオーナーのビジネスを獲得しようと競争している。企業の行動はその結果であって、それが特定の投資理論から見て最適でないとしても、経営者に判断力が欠けているとは言えないだろう。

また、新制度派（代理人理論）の立場からは、退職給付制度の運営における経営者や資産運用会社の代理人コストを疑うかもしれない。特にDBは歴史的に株式持ち合いという慣行の一部だったので、資産運用会社の一部には企業年金にリスク回避行動を取らせることで利益を上げるインセンティブがあるのかもしれない。ただ、DBは厚生労働省に主要な取引先を含む詳細な年金財政報告をしており、これだけ長期間にわたって違反事例が公表されていないということは、代理人コストは大きくないと仮定する他はない。さらに、行動経済学は、DBにおけるリスク回避行動を、プロスペクト理論から説明しようとするかもしれない。しかし、代理人理論にしろ行動経済学にしろ、特定の行動を説明できても、複数の行動が混在しているという現象を説明するモデルにはならない。

そこで、本稿はMerton & Bodie (2006)の提唱する機能構造ファイナンス (Functional and Structural Finance : FSF) のフレームワークを取り入れる。FSFはインベストメントチェーンを、様々なプレイヤーや制度から構成される一つの有機的な金融システムとして捉えるアプローチである。FSFはファイナンス理論（新古典派経済学）内部、および新制度派や行動経済学派との間における論争に関して、社会において金融システムが果たす機能やそれを支える制度

の観点から検討することを可能にする。マートンらは、金融機能 (Function) を分析のアンカー (基本的な概念) ないし外生的に与えられる所与の課題と捉え、その機能を効率的に果たすように制度形態 (Structure) が内生的に発達・変化すると考える。本稿に即して言えば、企業年金はインベストメントチェーンの一部であり、その機能はリスクマネーの供給である。図4のように様々な行動が混在しているという現象は、資金供給が資産運用会社をバイパスしているか、資産運用会社へ資金が供給されていてもリスクマネーへ変換されていない、ことを意味する。つまり資産運用会社を通じたリスクマネーの供給が機能不全を起こしているのである。一方、本稿では、制度 (構造) としては、アセットオーナーおよび資産運用会社などのプレイヤーだけでなく、会計・開示制度にも着目する。後述するように、日本の退職給付会計制度による開示は限定されており、比較的最近まで企業年金のリターンを直接知ることは出来なかった。FSFの重要な主張の一つは、何らかの理由で機能が衰えると、その機能不全を是正するように制度 (構造) が変化するという点である。FSFのフレームワークでは、日本の企業年金のように資金負担考慮後でリスク・リターン効率の高い実務への収斂が見られないのなら、何らかの形で制度が機能しておらず、機能不全を是正する取り組みが制約されていると考える。図4で言えば、資産運用会社やコンサルタントは、退職給付信託に対して、DBへ移行することで同水準のリターンでリスクを減らすことを提案するだろう。分散効果を取り入れると大幅にアセットオーナーとしての効用が増加する。一方で、リスク回避のDBや退職一時金制度に対しては、期待リターンの高い運用を提案することでビジネスを伸ばそうとするだろう。実際に資金制約に直面している企業は別として、退職給付信託に比べればDBにおいて追加的なリスクをとる余地は十分にある。このような提案を企業が受け容れていない理由の一つは、企業年金資産の会計報告やその解釈が年金資産のリスク・リターンを正しく評価しておらず、適切なフィードバックがなされていないからであると本稿では考える。仮に年金リターンが開示され、長期累積的なリターンによるランキングが公知であれば、自然とリスク・リターン効率の高い提案が受け容れられていたはずである。言葉を変えれば、年金リターンランキングという公的なシグナルが存在しなかったからこそ、各企業がそれぞれの制度毎に局所的な最大化を図ったのだと考えられるのである。

本稿では以下のように論証を進める。第2セクションでは、スチュワードシップ・ゲームというアセットオーナーと資産運用会社の相互作用のモデルを提示し、重層的なインベストメントチェーンでは、限定的な開示制度がリスク回避行動を促す可能性があることを示す。特に「年金資産の期待収益を下げても非難されない」という確率が重要であることを示す点で、このモデルはユニークである。第3セクションでは、日本の退職給付会計の先行研究をレビューし、限定開示によって年金リターンが公知でなかったため、積立水準と未認識数理差異に着目して企業価値への影響が議論されてきたことを示す。本稿では積立水準を、年金リターンと退職給付債務規模に分け、年金リターンと積立水準および企業価値の関係についての仮説を導出する。第4セクションでは、独自に推定した約600社の年金リターンを用いて、上記の仮説を検証する。

2. スチュワードシップ・ゲーム

このセクションでは、コーポレートガバナンスの分野で開発されたスチュワードシップ理論を記述し、経営者と株主の関係が囚人のジレンマのようなゲームとしてモデル化できることを示す。次にこの関係を広く資産運用の分野に応用し、アセットマネジャーとアセットオーナーの相互関係を、囚人のジレンマのようなゲームとしてモデル化し、スチュワードシップ・ゲームと呼ぶ。このゲームを用いて、株主の行動に関する経営者の認識によっては、長期的な株主の利得が実現されないケースがあることを示す。さらに、運用会社に投資を委託する場合、資産運用会社と経営者（アセットオーナー）の間でもスチュワードシップ・ゲームの関係が成立し、重層的な構造をしていることを示す。この場合、資産運用会社と経営者の間でゲームは完結せず、上流の経営者と株主のゲームにおける経営者の認識が、下流の資産運用会社と経営者のゲームに影響することを示す。重層的なスチュワードシップ・ゲームの分析を通して、日本のDBにおけるリスク回避傾向は、退職給付会計の解釈を巡る対話を通して、年金資産の期待収益を下げても株主は非難しない、という認識が資産運用会社と経営者の関係において広がることが原因の一つであると、問題提起する。

次に、このような認識と会計制度の関係について、日米の経営者の会計行動を比較する。米国ではオープンな開示を背景に高い期待収益を計上して業績を向上させる。一方、日本の退職給付会計の開示は限定的なので、年金資産ポートフォリオと企業業績（期待収益）はリンクしていない。日本の経営者は、利益平準化を重視することが知られているが、これがスチュワードシップ・ゲームの相互作用を通じて、年金資産の期待収益を下げても株主は非難しない、という認識を生んでいると推測する。もし、年金リターンが公知であれば、アセットオーナー毎の年金リターンのランキングという制度が発達し、期待収益を下げる行動を淘汰したであろう。ランキングには副作用もあるが、経営者のリスク回避行動をけん制し、株主の長期的利益を促進する効果もある。

2.1 スチュワードシップ・ゲームの記述

最初に、Donaldson & Davis (1991)や Davis et al. (1997) が主張したスチュワードシップ理論を紹介する。彼らは代理人理論をベースにしたコーポレートガバナンス論を、経営者性悪説に立っていると批判し、経営者の行動は株主（会社のオーナー）の行動の影響を受けると主張した。彼らのモデルでは、経営者は本来忠実なスチュワードであり、株主が良き主人として行動し、経営者を信頼するならば、良い仕事をして企業価値をあげようとする。ところが、株主が経営者を単なる代理人として扱うようになると、経営者は自己利益のために行動するようになる。例えば、経営者が業績を伸ばすために、他社の買収と自社での設備投資という選択肢を持っており、他社の買収は短期的に成果が出るが、内部設備投資は成果が出るまで時間がかかるでしょう。このとき、株主が短期的な業績にだけ着目し、経営者を代理人として扱うのなら、経営者は他社の買収に邁進する。代理人理論とは異なり、スチュワードシップ理論は、経営者の行動が株主の行動に起因している点を指摘する。経営者の無謀な買収を是正しようとする

るなら、株主の短期指向から変える必要があると主張する。スチュワードシップ理論は、SCに直接影響したわけではないけれども、株主（アセットオーナー）の責任を重視している点で、親和性が高いと考える。

スチュワードシップ理論による経営者と株主の関係を、囚人のジレンマ・ゲームを使ってモデル化すると表4のようなペイオフとなる。このゲームでは、株主が良き主人、経営者がスチュワードとして行動すると、両者とも高い利得を得るが、株主が経営者を代理人として扱う確率が高くなると、経営者は執事として行動しても利得を得ることが出来ない。また、経営者が代理人として行動する確率が高くなると、株主は良き主人として行動しても利得を得ることが出来ない。かくして、相手の行動に関する信頼が低くなると、両者とも利得を得られない左上の均衡に陥るのである。

表4 スチュワードシップ理論

| (左: 経営者の利得、 右: 株主の利得) | | 株主の行動 | |
|--------------------------|-----|--------|--------|
| | | 代理人扱い | よき主人 |
| 経営者の行動 | 代理人 | (0, 0) | (1, 0) |
| | 執事 | (0, 1) | (1, 1) |

次に上記のゲームを経営全般から、年金資産運用の文脈に展開しよう。スチュワードシップ理論の提唱者たちは、経営者と株主の関係を表4のようなゲームとしてモデル化した。この相互作用を資産運用で広範に見られる関係として抽象化し、投資に関わる経済行動のミクロ的基礎として発展させることはなかった。本稿では、日本の企業年金に関わる行動を統合的に理解するために、スチュワードシップ理論を年金資産運用に応用し、新たな視点を提供する。資本市場でリスク・リターンの関係が成り立っているとすると、企業年金資産に関して、株主と経営者には以下の関係がある。

- 年金資産も企業の資産なので、他の条件が同じなら、年金リターンが高いと株主の持ち分は増える¹¹⁾。経営者が年金資産の期待収益を高めることは株主の利得となる。しかし、株主は年金資産のパフォーマンスが低迷すると、経営者を非難し株式を売却する可能性がある。
- 経営者は株主を維持獲得することを利得とする。経営者は年金資産の期待収益を変更することができる。経営者が期待収益を高めたとき、年金資産のパフォーマンスが低迷した場合、株主が非難し株式を売却するリスクがある。また期待収益を低めたとき、株主が非難し株式を売却する場合と、そうでない場合がある。

¹¹⁾ 法的には年金資産は年金受給者のものであって企業の資産ではない、という主張もあるが、高い年金リターンによって積立超過が生まれれば、標準的なDB制度では、企業の将来の拠出負担が軽減されるので、企業にも経済的メリットは残る。

このペイオフを囚人のジレンマ・ゲームとしてモデル化すると表5のようになる。本稿ではこの関係をスチュワードシップ・ゲームと呼ぶ。このゲームを用いて、株主（資産運用会社）がSCの受け入れを表明し、長期投資にコミットしていても、経営者（投資先企業）がリスク回

表5 スチュワードシップ・ゲームのペイオフ

| (左: 経営者の利得、右: 株主の利得) | | 株主の行動 | |
|--|----------|-------------|-------------|
| | | 非難する | 非難しない |
| 経営者の行動 | 期待収益を下げる | A (0, 0) | B (1, 0) |
| | 期待収益を高める | C (0, 1) | D (1, 1) |
| 経営者の利得: 株主を獲得=1(非難されない)、株主を喪失=0(非難される) 株主の利得: 低い期待収益=0、高い期待収益=1 | | | |

避を選ぶメカニズムを記述しよう。経営者の行動（期待収益の高低）は、株主の行動（非難）に関する経営者の認識によって決定される。すなわち、経営者がリスクを取っても株主が非難しないと思えば、リスクを高めることが有利な行動となる（Dの象限）。反対に、リスクを取ったときに非難される確率が高い（Cの象限）と思えば、経営者はリスクを取らなくなる（AまたはBの象限へ移動）。一方で、期待収益を下げても非難されないと、経営者が考える（Bの象限）と、経営者にとってリスク回避行動が支配戦略となる。株主が自らの利得を高めるためには、Bの象限の確率がCの象限の確率より低くなるように、リスクテイクに対する非難を抑制し、長期的なアンダーパーフォーマーを排除しなければならない。つまり、株主が長期投資へのコミットを表明するだけでは、経営者にリスクテイクさせることは難しく、株主の実際の行動に関する経営者の認識を変えるような制度が必要なのである。

退職一時金制度の温存や退職給付信託の設定といった企業行動を、経営者と株主の関係におけるスチュワードシップ・ゲームを用いて説明してみよう。これらの行動も、株主の利得そのものよりも、経営者による株主行動の予想に影響を受けていると考えられる。前述のように退職一時金は、大規模な債務を持つ企業を含む、多くの企業で温存されている。一つの説明は退職一時金特有の給付減額オプションである。日本のDB制度では、基本的に給付減額が制限されている¹²⁾。退職一時金の給付をDBへ移行すれば、期待収益が高まり株主の利益に適うけれども、給付減額オプションを手放してしまうので、株主から批判される恐れがある。Cの象限の確率がゼロではなく、現状維持（Bの象限）の方が株主から批判を受ける確率が低いと経営者が考えていたとすると、経営者にとって期待収益をあげないことが支配戦略となる。

¹²⁾ 労使合意があれば原則として減額できることになっているが、不利益変更が無いように細かい審査基準が定められているうえ、黒字企業の場合認可が下りなかったケースもある。なお、米国のような支払保証制度はない。

また、退職給付信託の設定は、持ち合い株式を拠出し特別利益を計上することが多いため、株主から非難されることはないかと経営者は考えていると推定できる。このため、DB と比べれば、リスク効率や税制優遇の面で劣っているのにもかかわらず、両者が高い利得を得る D の象限が成立しやすいのだと考えられる。前述のように、退職給付信託においてリスクテイクが定着していることは、高いリスクを株主が許容している（非難しない）ことを示唆する。なぜ同じ均衡が DB だと成立しないのか、次のセクションで検討する。

2. 2 アセットマネジャーとアセットオーナーにおけるスチュワードシップ・ゲーム

退職給付信託は一種の自家運用であって、経営者と株主の間で投資の関係が完結する。一方、DB では投資ポートフォリオを外部運用機関に委託するので、経営者と株主の関係だけでなく、アセットマネジャー（資産運用会社）とアセットオーナーの関係も入ってくる。経営者は株主（アセットオーナー）から年金運用を任されるだけでなく、企業年金というアセットオーナーとして資産運用会社を選択し投資方針を示す立場にもあるのだ。資産運用会社とアセットオーナーの関係は、表 6 に示すように、表 5 と同じスチュワードシップ・ゲームの構造が見られる¹³⁾。経営者と株主の関係と同じく、アセットオーナー（経営者）は期待収益の高い年金投資から利得を得るが、短期的なパフォーマンスに基づいて、資産運用会社を非難し解約する可能性がある。アセットオーナー（経営者）が非難する可能性が高ければ（C の象限）、資産運用会社は解約を避けるため、期待収益の低い資産による運用を提案する。結果として両者とも利得の高い均衡（D の象限）は成立しない。一方で、期待収益の低い投資はアセットオーナーの長期的利益に合わないため、アセットオーナーは、リターンの低い資産運用会社を解約して B の象限の確率を低下させ、短期的実績が悪化しても解約を控えることで C の象限の可能性を高める。これは年金資産の運用管理で標準的に用いられている手法（政策資産配分の策定やベンチマーク対比での運用機関評価）と一致する。DB のような、資産運用会社とアセットオーナー（経営者）のスチュワードシップ・ゲームにおいても、アセットオーナーが長期的な資産価値向上を利益とする限り、スチュワード的均衡が成立するのである。

¹³⁾ 正確には、前提として代理人問題を排除しなければならないので、①資産運用会社のスクリーニングが効果的で、詐害的な資産運用会社（代理人）が排除される、②アセットオーナーの意思決定に関わるスタッフが愚かではない、という 2 条件が必要である。条件①は資産運用会社が顧客の維持獲得に関して激しく競争している限り充足される。条件②は投資コンサルタントなどのサービスを利用することで充足される。

表6 アセットマネジャーとアセットオーナーにおけるスチュワードシップ・ゲーム

| (左: 運用会社の利得、右: 資産オーナーの利得) | | 資産オーナーの行動 | |
|---------------------------|----------|-------------|-------------|
| | | 非難する | 非難しない |
| 運用会社の行動 | 期待収益を下げる | A (0, 0) | B (1, 0) |
| | 期待収益を高める | C (0, 1) | D (1, 1) |

運用会社の利得: 顧客を獲得=1(非難されない)、顧客を喪失=0(非難される)。資産オーナーの利得: 低い期待収益=0、高い期待収益=1

しかし、資産運用会社と経営者のゲームは彼らだけで完結しない。図5に示すように、資産運用会社と経営者のスチュワードシップ・ゲームは、経営者と株主のゲームと重層的な構造をもっており、前者は下流、後者は上流にあたる¹⁴⁾。年金資産のオーナーとしての経営者の行動は、下流の資産運用会社と経営者の関係だけでなく、上流の経営者と株主の関係における株主の行動に関する認識によって変わる。上流の経営者と株主のゲームでBの象限の確率が高いと下流のゲームにおいて資産運用会社が判断すれば、下流の資産運用会社と経営者のゲームでも資産運用会社としては期待収益を下げたビジネスを守るBの象限が有利となる。すなわち、DBの投資方針は、年金リターンと母体企業の株価との関係について、年金資産のオーナーとしての経営者と資産運用会社が対話する中で形成されるのである。この対話において、会計制度や年金リターンの他社比較といった情報が重要になる。

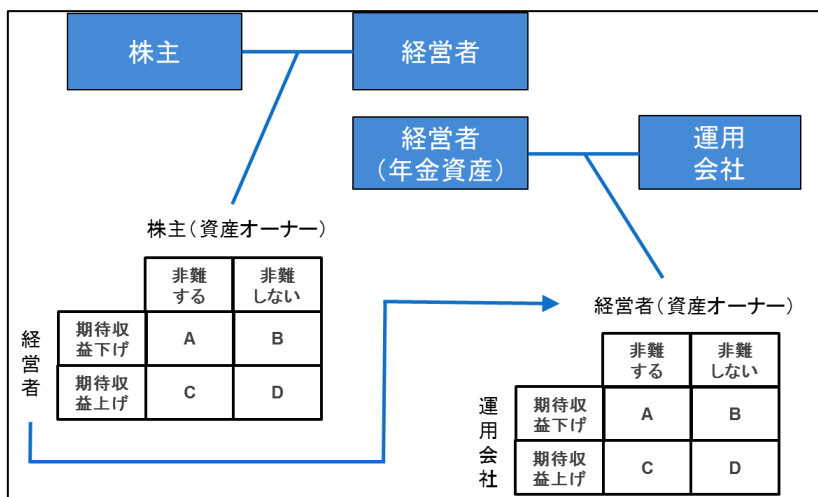


図5 重層的なスチュワードシップ・ゲーム

¹⁴⁾ ここでは2層だけ示しているが、現実のインベストメントチェーンはもっと複雑で、経営トップと年金運用責任者、年金運用責任者と年金スタッフ、年金スタッフとコンサルタントといった層でも、スチュワードシップ・ゲームの関係は見られる。

退職給付信託と異なり、DBの期待収益が低下していることからすると、アセットオーナーとしての経営者と資産運用会社の議論の中では、期待収益を下げても株価には影響ない(Bの象限)という認識が定着していると考えられる。ただ、この認識を資産運用会社が意図的に広めたのかどうか追跡することは難しい。DBでは大手資産運用会社が年金主幹事として、制度設計、数理計算や投資方針など年金基金運営の全般に関して、優秀な人材を投入して企業の意思決定を支援している。DBの投資方針が株式市場からどのように受け止められるかに関して企業経営者に情報提供する立場にもあるのだ。ましてや、年金主幹事は多くの場合、生命保険会社か銀行グループの大株主であり、経営トップとの関係は深い。とはいえ、大手資産運用会社が自己利益のために情報を操作している訳ではないだろう。期待収益の低い投資は手数料も低く、資産運用会社としての成績を退屈なものにしてしまう。顧客を維持するためにはやむを得ないが、投資会社としての成長機会を逃すことになるのだ。期待収益を下げても株価に影響ないという認識は、アセットオーナーと資産運用会社がスチュワードシップ・ゲームの駆け引きの中で、上流にいる株主の意向を探り合った結果なのである。

2.3 会計制度とスチュワードシップ・ゲーム

重層的なスチュワードシップ・ゲームにおける株主の行動に関する認識は、退職給付会計の情報とそれに対する株価の反応に関する解釈を巡って、資産運用会社と経営者(アセットオーナー)が対話するなかで形成される。経営者は投資方針だけでなく、退職給付会計に必要な前提や償却ルールなどについて裁量を有しており、株価やアナリストのコメントなどのフィードバックを受けながら、企業価値を高めるよう行動する。年金リターンに関する情報が公知であるかどうかは、経営者の行動に大きく影響する。

米国で良く知られているのが、年金資産の期待収益で、業績を良くするために高く設定することが常態化している。つまり、株主は高い期待収益を好むという認識が、定着しているのである。これに関しては、Coronado & Sharpe (2003)を始めとして、業績や株価の過大評価を招くという根強い批判がある。実際、経営者は、M&Aなど自社の株価にとって非常に重要なタイミングで期待収益を変更することも知られている(Bergstresser et al. (2006))。ただ、高い期待収益が株価形成を歪めているとまでは言えない。株式市場は年金リスクを反映しているという実証研究もある。Jin et al. (2003)は、企業年金のリスクの高さは、ほぼ一対一で母体企業の株式ベータに反映されていることを示している。これには開示制度も関係しているだろう。高い期待収益を計上するためには、リスクの高い資産配分を実行することが前提なので、投資方針や年金ポートフォリオの概要も投資家に開示される。実際、米国企業の開示では、規制当局への届出資料や年金数理人の報告書も含めて退職給付会計の注記が数ページに及ぶこともあるし、経営者による財政状態及び経営成績の検討と分析(MD&A)において、年金の運用方針について1セクションを割いているケースも多い。株主、特に機関投資家は企業年金の投資リスクを知っており、市場リターンから年金リターンを概ね予測することが出来る。ま

た、ほとんどの企業年金が似たような年金リスクを取っているので、例外的に大きな損失や、強制的な掛金拠出でも無い限り、株価は年金資産のリターンを反映するだけである。

しかし、株価が年金リスクを織り込むのなら、どうして米国企業は年金資産の期待収益を高く設定し、業績を操作するのだろうか？ 効率的な株式市場は、非効率的な経営者の行動を淘汰しないのだろうか？ このような疑問に対して、Stein（1989）は、囚人のジレンマ・ゲームを用いて一つの答えを用意している。経営者は株主を獲得するために競争するが、株主が短期的業績を重視することを知っており、短期的業績を改善するように行動する。ところが株主は経営者が会計操作することを知っており、それを前提に業績を割り引いて評価する。経営者は一種のジレンマに直面する。もし期待収益を保守的に設定し短期的業績を悪化させると、投資家は業績悪化を理由にその企業の株式を売却し他社に乗り換えてしまう。また、株主も割引を止めない。もし業績予想を額面通りに受け取ると、過大な期待を持って投資することになるため、割高な証券をつかまされてしまうからである。株主が業績予想を割り引く確率が高いのなら、期待収益を低く設定しても割引かれてしまう（右上の象限）ので、株主を失うだけである。スチュワードシップ・ゲームと同様に、右上の象限の確率が高いのであれば、経営者にとって期待収益を高くすることが支配戦略となるのである。

表7 米国経営者の期待収益計上をめぐる Stein(1989)のモデル

| (左: 経営者の利得、右: 株主の利得) | | 株主の行動 | |
|--|-----------|--------|--------|
| | | 割引かない | 割引く |
| 経営者の行動 | 低い業績・期待収益 | (0, 0) | (0, 1) |
| | 高い業績・期待収益 | (1, 0) | (1, 1) |
| 経営者の利得: 株主を獲得=1、株主を喪失=0、株主の利得: 割引かない=0、割引く=1 | | | |

(注) Stein (1989)から筆者作成。スチュワードシップ・ゲームとは右上左下のペイオフが入れ替わっていることに注意

米国の場合、期待収益の設定を通して、年金リスクと業績が正の関係にあるという均衡が成立しているが、日本ではどうだろう？ 日本の退職給付会計は米国ものとよく似ており、期待収益の計上も基本的に同じである。ただ、年金資産の実績リターンや資産配分を2012年前後の基準改正まで開示しなかったことが大きく異なる。以下、これを限定開示と呼ぶが、年金資産の時価だけが開示され、リターン計算に必要な拠出や給付の情報などは非開示とされたのである。日本の退職給付会計が限定開示になった理由はよくわからない。時価会計の下で短期的なリターンが開示されると、市場が下落した時に株主や債権者から強く非難されると恐れたのであろう。確かに、当時は、財務体質の弱い企業・金融機関が多かったから、特別な経過措置が必要だったのかもしれない。ただ、限定開示によって、株主などに年金リターンが開示されな

ければ、年金資産の期待収益と実績を比較検証できない。資産配分が開示されなければ、期待収益の計上は年金投資ポートフォリオの実態とリンクしなくなる。米国と異なり、日本の経営者と株主の関係においては、年金リターンと業績の関連性が切れてしまったのである。

日本企業の期待収益率の設定については吉田(2009)が調査している。彼は退職給付会計導入初期の期待収益率を調べ、経営者は年金ポートフォリオの期待収益ではなく、過去5年間の運用実績に基づいて期待収益率を決めていると報告している。さらに、木村(2011)は期待収益率の変更タイミングを調べ、期待収益が利益平準化を目的としておこなわれていること実証している。業績の良い会社は期待収益を引き下げる余裕があるので、期待収益を下げておいて下方修正のリスクを回避するのである。業績の良い企業の多くがこの行動を取るようになると、業績の悪い企業だけが年金リスクを取るのだと理解されるようになる。投資家は期待収益が高いだけで疑いの目で見えるようになるのである。

表5の経営者と株主の関係におけるスチュワードシップ・ゲームを用いて、利益平準化と投資行動の関係を分析してみよう。経営者は業績予想を出し、その予想を達成できないと非難される。この時、経営者は期待収益が低くても達成が確実な投資を選び、期待収益が高くても業績の下方修正につながるような投資を避けるだろう。つまり、期待収益を下げて非難されないというBの象限の確率を高くできるのであれば、経営者にとってリスク回避が支配戦略となるのである。上流の経営者と株主の間でこのような均衡が成り立つと、下流の資産運用会社とアセットオーナーとしての経営者の対話もリスク回避のバイアスがかかることは容易に想像できる。

なお、期待収益を下げて非難されない、という認識が広がるのは、年金リターンが非開示で、アセットオーナー間競争が無い時だけである。開示が充実し企業年金がリターンでランキングされるようになると、株主や経営者の認識は変わる。リスクの低い資産は長期的にはアンダーパフォームするので、期待収益を下げたアセットオーナーはランキングの下位に転落する。競争は勝つことがすべてなので、期待収益を下げた経営者は強い非難にさらされるように感じるだろう。そうすると、Bの象限よりAの象限、つまり期待収益を下げると非難される、という確率の方が圧倒的に高くなるのである。言葉を変えれば、オープンな情報開示やそれに基づくアセットオーナーのリターンランキングのような制度は、経営者や資産運用会社などのプレイヤーに対して公的なシグナルを発し、それぞれの行動の長期的帰結をフィードバックする。FSFのフレームワークの観点からは、このような公的なシグナルがあつて初めて、それぞれのプレイヤーは経済合理的に行動するのである。オープンなアセットオーナー間競争には群衆行動を助長するという副作用もあるが、経営者のリスク回避行動をけん制し、株主の長期的利益を促進する機能を有している。

ここまで、スチュワードシップ・ゲームの枠組みを用いて、株主が長期投資にコミットしていても、経営者がリスク回避を選択するメカニズムを記述し、日本の退職給付制度に見られるアノマリーの一部を説明した。スチュワードシップ・ゲームにおいて、リスク回避行動が広がるのは、年金資産の期待収益を下げて株主から非難されないという認識が経営者(アセット

オーナー)と資産運用機関の対話の中で広がることが一因であると考えられる。もし、年金リターンが公知でアセットオーナー単位の長期リターンランキングが存在すれば、このような認識は拡散しないが、日本の開示制度は限定的だったので、一部の経営者や資産運用会社は期待収益の低い投資行動に関するフィードバックを受けられず、アセットオーナーの長期的利益になる行動をとれないだろう。

3. 先行研究のサマリーと仮説の導出

スチュワードシップ・ゲームを用いて、年金リターンが低くても株価に影響ない、という一部プレイヤーの認識が、DBのリスク回避傾向を促したというモデルを導出したが、本当に年金リターンが高くても企業価値は増大しないのだろうか？本稿では年金リターンを推定することで、年金リターンと企業価値の事後的な関係が一部のプレイヤーの認識と一致しているかどうか実証する。まず、企業年金のリターン格差についての研究を概観し、母体企業の株式リターンに影響するほどの格差が存在するのか検討する。次に、日本の退職給付会計と企業価値に関する先行研究をレビューする。開示が限定されていたので、先行研究は積立水準と未認識数理差異に着目し、積立水準と企業価値の間に正の関係を確認しているが、未認識数理差異について結論は出ていない。本稿では、年金リターンランキングを用いて、積立水準を退職給付債務規模と年金リターンに分け、年金リターンの高い企業は、退職給付の積立水準も母体企業の株価リターンも事後的には高く、その経済的インパクトは年金リターン格差にほぼ等しいという仮説を提示する。この事後的な格差がランキングのような公的なシグナルとなっていなかったため、企業や資産運用会社はフィードバックを受けることができず、年金リターンは企業の有する資源と関係が低くなることが予想される。

3. 1 投資家間リターン格差

スチュワードシップ・ゲームにおける相互作用が経営者のリスク回避行動につながるとしても、実際の年金リターンの格差は、母体企業の株式リターンに影響するほど大きいだろう

表8 投資家間リターン格差

| | 対象期間 | サンプル数 | 平均リターン | クロスセクション標準偏差 |
|------------------------|-----------|--------------------------|--------|--------------|
| Brinson et al (1986) | 1974-1983 | 91社(米国大型年金基金、SEI社) | 9.0% | 1.4% |
| Brinson et al (1991) | 1977-1987 | 82社(同上) | 13.4% | 1.7% |
| Dyck & Pomorski (2011) | 1990-2008 | 842基金(公的含む米国内外)(CEM) | 9.2% | 4.9% |
| Rauh(2009) | 1997-2004 | 438社(米国企業年金、IRS+P&Iサーベイ) | 8.2% | 11.8% |
| Phan & Hegde (2013) | 1990-2006 | 329社(米国企業年金、IRS) | 9.1% | 9.4% |

(注) 各論文の基本統計から筆者作成：SEI社は投資サービス提供会社、CEMは欧米等のアセットオーナーのリターンを収集する情報提供会社、IRSは米国歳入庁、P&Iは米国の業界紙が毎年実施するサーベイデータ

か。資産運用業界では、アセットオーナー単位でみた長期リターンには大きな差がないと考えられている。これは Brinson et al.(1986、1991) の影響が大きい。彼らは70年代から80年代にかけて100社弱の米国大型企業年金のリターンを計測し、政策資産配分がリターンのほとんど(決定係数90%)を決定していると結論した。表8に示すように、二つの Brinson 論文の対象サンプルにおける年金リターンのクロスセクション標準偏差は2%を切っている。

しかし、その後の調査では、投資家間格差はもっと大きいことが明らかになっている。Dyck & Pomorsky (2011) は米、カナダ、欧州の公的私的年金が参加するデータベースを調査したが、国や制度の違いを反映してクロスセクション標準偏差は5%程度となっている。さらに Rauh (2009) や Phan & Hegde (2013) では、中小を含む米国企業年金400基金程度の大きなサンプルにおいて、9-11%と非常に大きい標準偏差を報告している。これらの調査の差は、サンプルの規模や計測方法に起因するものもあるが、一部は自己選択バイアスの可能性がある。Brinson および Dyck 論文のサンプルに含まれているのは、有料のサービスを利用し自らのリターンを報告している大規模な投資家である。このような投資家は業界動向をよく学び、評判の高い運用機関と取引するので、パフォーマンスは標準化される。一方、他の二つは、米国歳入庁への開示データなどをベースにしており、自己選択バイアスがない。資産運用業界の常識に反して、年金投資家間のリターンの格差は大きいと考えられる¹⁵⁾。

Rauh (2009) は1997年から2004年の約400社の米国企業年金の資産配分を調べ、財務体質の弱い企業ほど、年金資産における債券の比率が高いことを示した。前述のように、完全開示によりアセットオーナー間競争が激しい米国では、標準的な株式優位の資産配分から離脱するインセンティブがないので、各企業の有する資源の限界まで競争する。Rauh (2009) は、年金資産が下落した時に抛出を増やす余裕のない企業は、年金リスクに慎重に対応することを示したのである。なお、彼は年金リターンを被説明変数とした分析をしていないが、株式比率を被説明変数としたとき、積立水準、低い成熟度、格付け、一期前の年金リターンなどが有意な説明変数であると結論している。

次に、本稿と似た問題意識を実証した Phan & Hegde (2013) を紹介する。彼らは、米国企業約300社の1990年から2006年の資産配分および年金リターンを調べ、買収防衛策が強い会社の年金資産は株式の比率が9%低く、年金抛出自負が多く、積立水準が低いことを示した。年金リターン格差は年率2.7%から3.7%にも達する。買収防衛策は株主の圧力を弱め「年金リターンを下げても株主に批判されない」という条件を生む。この条件がスチュワードシップ・ゲームのペイオフを変え、経営者がリスク回避行動を取る一因になったと、本稿では解釈す

¹⁵⁾ Brinson 論文の解釈と示唆については Ibbotson & Kaplan (2000) を参照のこと。Brinson 論文は各社の定めた政策資産配分が時系列リターンの90%を説明すると主張しているが、企業によって政策資産配分は違うので、企業年金のリターン格差は大きくなる。

る。彼らのモデルは代理人理論をベースにしており、経営者の保身がリスク回避行動の原因だとしているが、アセットオーナー間競争の激しい米国でも、株主と経営者の相互作用が年金の投資行動に影響しうることを実証した点で興味深い。

3. 2 積立水準に着目した先行研究

次に、日本の退職給付会計と株式リターンに関する先行研究をレビューする。これらの研究は資産運用会社やコンサルタントの認識を反映していると言って良いだろう。つまり、年金リターンランキングのような公的なシグナルが存在しない状況で、株主がどのように年金資産や負債の変化に対して反応するのか（上流のゲーム）、資産運用会社やコンサルタントが様々な議論を繰り広げた結果（下流のゲーム）なのである。先行研究は積立水準（逆符号の積立不足）と未認識数理差異（年金資産や負債の変化によって発生する追加的費用または利益）に着目してきた。双方とも、年金資産および退職給付債務の両方の影響を受ける。年金リターンは企業価値に対して正負両方向に貢献するが、主に長期金利が低下傾向にあったため、債務の変化は主に負の方向に影響したと考えられる。

積立水準については、セクション1.5で示したように、①財務体質と正の関係が確認できる。さらに、柳瀬（2008）によると積立水準の高い企業は信用リスクが低く、格付けが高い傾向にある。さらに、開示強化後の2013年のデータを用いて、柳瀬・後藤（2015）は財務体質の低い企業ほど年金資産に占める株式比率が高いことを見出しており、財務体質の強い企業が拠出を増やすことで積立水準を引き上げていることを示唆している¹⁶⁾。

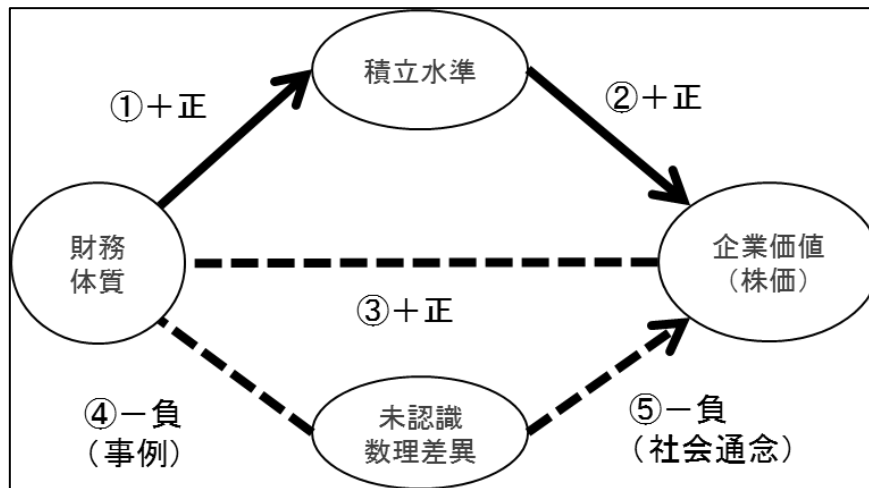


図6 概念関係図I：先行研究の概要

¹⁶⁾ ただ、脚注のコメントだが、同時に株式比率と積立水準の間にも正の関係を見出しており、積立水準の決定要因として、母体の財務体質と年金リターンの二つの経路が存在することを示唆している。

さらに、②積立水準と企業価値の間にも正の関係が見られる。柳瀬・後藤(2011)は、積立水準と株式リターンの間に正の関係を検証した。彼らは退職給付債務データのある東証一部上場企業(3月決算。金融・保険・電力・ガス等を除く。新規上場や上場廃止含む)の2001年からの8年間のパネルデータをクロスセクション回帰した。彼らのモデルは6月末基準年間株式リターンを被説明変数、ROA、Accruals(ROA-CFOA)、株式時価総額、B/Mレシオ、割引率、1期ラグ株式リターン、業種ダミーを調整変数、積立率(年金資産/退職給付債務の自然対数)を説明変数としている。回帰式の決定係数は約15%で、積立率の係数は0.98(t値3.16)であった。これは積立率が一標準偏差(0.76)違うと、株式リターンに年率0.74%の差ができることを意味する。

ただ②の関係は複雑である。柳瀬・後藤(2011)は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)を母体企業の純資産で正規化し(以下、積立不足負担率)分析に加えた。彼らは2001年から2010年までの東証一部および二部の上場企業(金融・保険除く、その他の条件は同じ)のうち積立不足の企業を対象に、柳瀬・後藤(2011)と同じ回帰式に積立不足負担率を加えてパネルデータのクロスセクション分析を行った。結果として、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という「一見逆にも見える」結果が得られた(決定係数約15%)。積立不足負担率の係数の推定値は0.04(t値1.52)で、標準偏差(33.9)あたり株式リターンが年率1.59%違うことを意味する。彼らは一つの解釈として、自己資本に比べて退職給付財政の影響が大きい企業は、Jin et al.(2003)が言うように拠出負担や年金資産のリスクが株式ベータに反映し、資本コストが上昇することで期待リターンが上がるのではないかとしている。

ただ、積立水準を介した経路、すなわち①財務体質と積立水準、②積立水準と企業価値という関係があるからと言って、③財務体質と企業価値についても正の関係があるとは限らない。企業価値が向上した企業は自己資本比率が高い傾向にあるが、企業の収益性が同じならレバレッジの低い株式のリターンは低くなる。

次に、未認識数理差異を介した経路に関する研究を見よう。積立水準がストックの指標であるのに対し、数理差異はフローもしくは損益に関連する指標である。④財務体質と未認識数理差異に関しては、先述の木村(2011)が、財務体質の強い企業は会計上の期待収益を低く設定すること確認しており、財務体質の強い会社の一部で、経営者が数理差異の発生抑制を意図していることを示唆している。ただ、会計上の期待収益と年金資産ポートフォリオの株式比率が連動しているのかどうかまでは確認していない。さらに、⑤未認識数理差異の大きさと企業価値の関係も、一般通念としては負の関係が予想されるだろう。未認識数理差異が大きいということは積立不足が拡大したことを意味し、②の関係から企業価値の毀損と関係があると受け止められるだろう。浅野・矢野・岩本(2006)は、退職給付会計基準導入後の2001年から2004年を対象に、未認識数理差異が企業価値の低迷と関係していることを指摘し、年金資産のリスクを落とすべきだと主張している。しかし、2001年からの3年間は資本市場のリターンが低迷した時期であり、このような時期だけ取り上げて結論を導くのは妥当とは言えない。

実際、その後、柳瀬・後藤・上野(2012)が2001年から2010年の10年間を対象に調査したところ、未認識債務が高い企業ほど将来の業績が悪いけれども、通念とは逆に、未認識債務が高いほど、株式リターンも高いことを見出した¹⁷⁾。柳瀬らは東証一部・二部の上場企業(金融・保険除く3月決算。債務超過除く)を対象に、年間株式リターンを被説明変数、未認識債務率(自己資本で正規化)を説明変数とした回帰式を用いて、未認識債務率が将来の正の株式リターンを予測していることを見出した。未認識債務率の係数は0.10(t値1.98)であり標準偏差(63.1)当り年率6.3%の超過リターンに相当する。柳瀬らはこのように通念と反する結果について「退職給付債務の市場評価をめぐるパズル」と呼んでいる。

もし、年金リターンが開示されていれば、積立水準や未認識数理差異は年金リターンと負債側要因に分けられ、これらの先行研究のような混乱は起きなかったかもしれない。年金リターンが低下し積立不足や未認識数理差異が短期的に大きくなっても、資本市場が回復すれば、反対に資産上昇分だけ積立不足や数理差異が減り企業価値は増加する。浅野らの対象期間は前者だけを見ており、柳瀬らの対象期間は両方を含んでいる。柳瀬らのアプローチは事前推定型で、積立水準や未認識債務率で每期銘柄を入れ替える。年金リスクの高い企業は、市場が悪い時に積立水準や未認識数理差異の大きいグループに入り、市場が回復するとそれらが小さいグループに戻ることになる。柳瀬らの対象期間の年金リターンは前半上昇し後半下降しているが、このような平均回帰的な相場に合わせて年金リスクの高い銘柄を入れ替えると、いわゆる逆張り投資に見られるような超過収益が見られるのは当然である。

セクションの初めに述べたように、先行研究は資産運用会社やコンサルタントの意見を反映している。学術研究の積立水準や数理差異への着目と、「年金リターンが低くても株価には影響しない」という認識の関係について整理しよう。①財務体質と積立水準の関係および④財務体質と数理差異発生回避の関係は「財務的に安定している企業は、年金資産のリスクを取るよりは、多額の資金を負担して積立水準を引き上げる」という認識や「年金資産のリスクを取るのには財務体質が弱い企業だけである」という認識に容易につながると考えられる。年金リターンが公的なシグナルでない状態では、財務体質の強い企業の一部およびその年金取引先でこのような認識が広がっていたと考えられる。この状況ではRauh(2009)が発見したような財務体質と年金リスクの関係は成立しないだろう。また、②積立水準と企業価値の関係および⑤年金リスクは企業価値を毀損するという通念が組み合わさると、「年金リスクは積立不足を増やす」とか「年金リスクを取らずに積み立てを安定させた方が株価にはプラスである」という認識が生まれるのも理解できる。このような認識は、市場の悪い時期に形成され、年金リターンが開示されていなかったため、市場が回復しても改められることはなかったのであろう。先行研究が明らかにしたように、資本市場でリスク・リターンの関係が成立している期間を見れ

¹⁷⁾ 彼らは株価純資産倍率(PBR)についても調べ、PBRを被説明変数、未認識債務率を説明変数として回帰分析した。結果、未認識債務率はPBRにプラスの影響を与えており、この効果は特に未認識債務率が高いグループで強いとしている。

ば、このような認識は根拠がない。年金リターンランキングのような公的シグナルがあれば、根拠のない認識は淘汰されていたはずである。

3.3 年金リターンランキングを用いた仮説導出

補論に示すように、筆者は2017年時点で100億円以上の退職給付債務をもつ企業約600社を対象に、2002年から2017年の退職給付会計データから最少自乗法を用いて各社の年金リターンを推計した。年金リターンは退職給付会計の情報から

$$\text{年金リターン} = \text{年金収益} \div (\text{期首年金資産} + \text{調整項}) \quad (1)$$

と定義した。米国会計基準約30社は直接計算できるが、その他の会社は、開示強化前の11年間について資産側数理差異を推定した。この推計によると、第一四分位と第四四分位の年金リターン格差は約年率3%であり、累計年金収益を年金元本で除した収益・元本倍率も約0.5倍高い。この推計データを用いてリターンランキングを作成し、一時点のクロスセクション分析を行って、年金リターンと企業価値の関係を検証する。

図7に概念関係図を示すが、リターンランキングを使うことで、先行研究でカギであった積立水準を、退職給付債務規模と年金リターンに分けることが出来る。定義上、退職給付債務規模が大きいほど積立不足は増えるので、積立水準と退職給付債務規模には負の関係が期待される。さらに②積立水準と企業価値の関係からすると、退職給付債務規模には企業価値と負の関係が見られるはずである。また、対象期間の資本市場リターンが良好なので、積立水準と年金リターンには正の関係が見られるはずである(1a)。ただ、年金リターンランキングが公知ではなく、企業へのフィードバックがなされなかったため、財務体質と年金リターンは関係がな

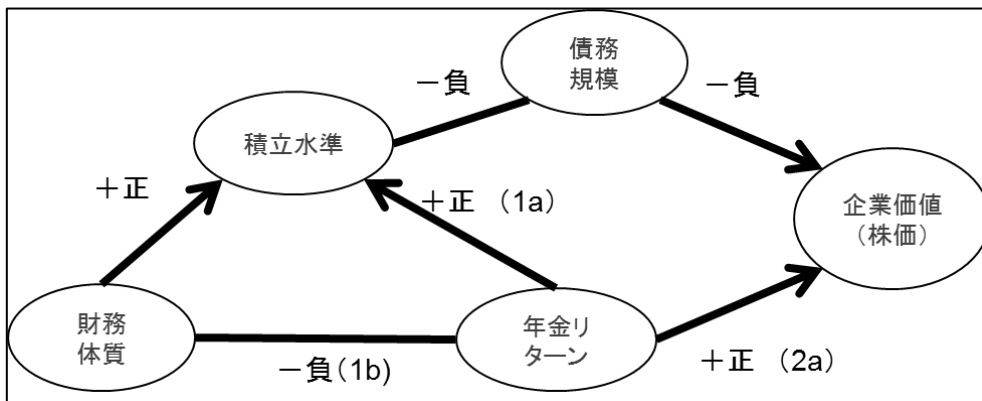


図7 概念関係図Ⅱ：研究仮説の概要

いだろう (1b)¹⁸⁾。さらに、年金リターンが高く年金資産が増加しているならば、年金リターンと企業価値には正の関係が期待される (2a)。ただ、積立水準と同じく、フィードバックがなかったため、母体の財務体質とは関係が低いだろう。以下、下記の仮説を概説する。

3. 3. 1 年金リターンと積立水準

推計されたリターン格差は十分に大きいので、退職給付会計の積立水準はリターンランキングによって大きく影響される。研究対象期間においてリスクとリターンが見合っているため、次の仮説を導く。

仮説 1a：年金リターンは積立水準の上昇と関係がある。

この関係は対象期間の資本市場の実績から当然の帰結であり、他の条件が同じなら年金リスクをとる経営者の方が、受給権の保護に貢献することを意味する。一方、年金リターンは企業の持つ他の経営資源とある程度独立していると考えられる。スチュワードシップ・ゲームの相互作用によって、年金リターンが低くても株式リターンに関係ないと判断するのは、経営資源の豊かな企業の方かもしれないからであり、年金リターンランキングのような公的シグナルが存在しなければ、企業へのフィードバックが働かないからである。ここから次の仮説を導く。

仮説 1b：年金リターンは企業の財務健全性など他の指標と関係が低い。

企業の財務健全性の指標として自己資本比率を、そして年金運用業務に投入される人的資源の指標として退職給付債務規模 (対数) を用いる。投資家間競争が存在すれば、健全な財務体質を有し、専門的人材を投入する企業がランキング上位に来るであろうが、限定開示下では、このような正の関係は見られないと予想する。

3. 3. 2 年金リターンと企業価値

年金リターンが低くても株価には影響ないという認識に反して、年金リターンの高さは企業価値に反映される。限定開示の下でも年金資産の時価やその変動は退職給付会計制度を通じて市場に伝えられている。限定開示と言っても、リターンランキングのような公的なシグナルになっていないだけである。年金資産が下落すれば企業価値もその分下落し、年金資産が回復すれば、当然企業価値も回復する。事後的な年金リターンと企業価値を見れば、以下の関係が成り立つと予想する。

仮説 2a：年金リターンおよびリスクは企業価値に反映される。

¹⁸⁾ 柳瀬・後藤 (2015) が脚注で指摘した独立した経路のことである。

企業価値の指標としては企業の株式リターンを用いるが、母体の企業価値と年金のリターンランキングに相関関係があると、年金資産に由来する価値を分けることは困難である。ただ、仮説 1b で述べたように日本企業では、母体の経営資源と年金投資方針が独立していると思われる。そこで、企業価値の個別要因を取り除ける程度に大きなサンプルを取り上げ、ランキングの上位と下位の株式リターンの差に着目することで、仮説 2a を検証する。

次に、資金負担の伴う退職給付制度と企業価値の関係を検討する。積立水準が企業価値に貢献するのなら、退職給付信託のように資金負担の重い制度でも関係ないはずである。しかし、退職給付信託は、企業が退職給付を肩代わりして支払っているため、負担が重く企業価値を抑制する。ゆえに、以下の仮説を立てる。

仮説 2b：資金負担の重い退職給付制度は企業価値を下げる。

退職給付信託は、退職一時金の割合が高い場合と同じだけの資金負担をする。リターンランキング調整後では退職給付信託比率は負の係数を持つと予想する。

4. 実証結果

4. 1 積立水準に関する基本統計

表 9 に基礎統計を記述する。なお、連続した株価データが取れない銘柄が多い等の理由で、ここから先の分析では金融機関を除いてある。積立不足は 1 が最大値で積立水準が向上するとマイナスに転じる。単純平均は 0.24 で退職給付債務に対して 24% の積立不足がある。リターンランキング（数字が大きいほど下位）は積立不足と相関が比較的高い上（相関係数 0.37）、退職給付債務規模とは逆相関（相関係数 $\Delta 0.17$ ）である。従業員負担比率は対象期間における過去勤務債務の累計発生額を総給付額で除した値である。正の場合、退職給付を削減したことを意味する。DC 比率は DB の基本的な費用（勤務費用）を分母に DB と DC の合計費用を除した倍数である。ただ、海外基準採用会社の中に非常に大きな値が見られるので注意が必要である。成熟度は開示後の退職給付額を退職給付債務で除した値とする。平均は約 5% であり、団塊世代の退職に伴い年金給付が実行される時期に入っていることと符合している。株式シャープレシオ（無リスク利子率をゼロと仮定）は株式リターンを株式リスクで正規化した値で、企業業績の安定性等を反映する。

表9 リターンランキングと積立水準に関する基礎統計 (金融除く)

| | 積立 不足 (期末) | 退職給 付債務 規模 | 自己資 本比率 | リター ンラン キング | 従業 員負 担比 率 | 退職給 付信託 フラグ | DC比率 | 成熟度 | 株式 シャー プレシ オ |
|------------------|------------------|------------------|------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------|-------|-----------------------|
| 平均 | 0.26 | 4.63 | 0.49 | 280 | 0.05 | 0.44 | 1.39 | 0.055 | 0.347 |
| 中央値(メジアン) | 0.24 | 4.49 | 0.49 | 280 | 0.03 | 0.00 | 1.19 | 0.052 | 0.348 |
| 標準偏差 | 0.29 | 0.54 | 0.18 | 161 | 0.10 | 0.50 | 1.67 | 0.019 | 0.148 |
| 最小 | -0.65 | 3.64 | -0.14 | 1 | -0.62 | 0.00 | 1.00 | 0.009 | -0.241 |
| 最大 | 1.00 | 6.56 | 0.92 | 558 | 0.64 | 1.00 | 37.73 | 0.127 | 0.793 |
| 標本数 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 |
| | 積立 不足 (期末) | 退職給 付債務 規模 | 自己資 本比率 | リター ンラン キング | 従業 員負 担比 率 | 退職給 付信託 フラグ | DC比率 | 成熟度 | 株式 シャー プレシ オ |
| 積立不足(期末) | 1.00 | | | | | | | | |
| 退職給付債務規模(対数) | -0.04 | 1.00 | | | | | | | |
| 自己資本比率(期末) | -0.09 | -0.22 | 1.00 | | | | | | |
| リターンランキング | 0.37 | -0.17 | 0.10 | 1.00 | | | | | |
| 従業員負担比率(PSL/BEN) | -0.12 | 0.19 | 0.12 | -0.02 | 1.00 | | | | |
| 退職給付信託フラグ | -0.26 | 0.17 | -0.11 | -0.27 | -0.06 | 1.00 | | | |
| DC比率((SC+DC)/SC) | 0.03 | 0.04 | -0.08 | 0.07 | -0.02 | -0.04 | 1.00 | | |
| 成熟度(給付/負債) | 0.00 | -0.06 | -0.18 | -0.08 | -0.15 | 0.14 | 0.01 | 1.00 | |
| 株式シャープレシオ | -0.08 | -0.15 | 0.25 | 0.06 | 0.01 | -0.06 | 0.02 | -0.07 | 1.00 |

注) 15年間のデータのある100億円以上の退職給付債務を持つ558社(金融除く)。積立不足=(退職給付債務-年金資産)÷退職給付債務、退職給付債務は対数化、自己資本比率=自己資本÷総資産、リターンランキングは推定された累計年金リターンの順位、従業員負担比率=累計過去勤務債務÷累計退職給付支払、退職給付信託フラグは退職給付信託を有する企業=1、それ以外=0、退職給付信託比率=退職給付信託額÷年金資産×100、DC比率=(勤務費用+DC掛金)÷勤務費用、成熟度=退職給付÷退職給付債務(開示強化後の平均)、株式シャープレシオは15年間の株式リターン÷株式リスク、各数値は2017年3月期(3月以外の決算月の企業はその前の11カ月に終わった決算期)

4.2 年金リターンと積立水準の関係に関する仮説の検証

まず、企業データをリターンランキングで並べ替え、積立水準やそれに影響すると考えられている財務要因などの差異を見る。表10に結果を示す。年金リターン最上位グループの積み立て不足は0.14で、最下位グループ(0.43)に対して積立水準が0.28高い。この差異は統計的に有意であり、中位ランキングにおいてもパターンは一致している。積立水準と年金リターンの関係は限定開示の結果、外部からは知ることができなかったが、本稿のデータ推計によってはじめて貢献を検証することができた。仮説1aは支持された。

次に、リターンランキング以外の指標との関係を見る。退職給付債務規模はランキング上位の方がやや大きい、統計的に有意ではないし、パターンも一様ではない。自己資本比率はリターンランキング上位の方が低く、年金リターンの高さと企業の財務健全性は比例していない。この傾向は第3四分位と第4四分位の間を除いて成り立っており、最上位と最下位の差は統計的に有意である。先行研究において企業の財務健全性と積立水準の間には強い相関が見出されているが、リターンランキングは企業の財務健全性と独立した変数であると考えられる。さらに、従業員負担比率は有意な差がなく、パターンも一定していない。従業員へのリスク転嫁(給付減額)と年金リスクには関係が見られない。またDC比率は最下位グループが突出し

表10 リターンランキングによる積立水準分析(金融除く)

| ランキング 四分位 | 項目 | 積立不足 (期末) | 退職給付 債務規模 | 自己資本 比率 (期末) | 従業員負 担比率 | DC比率 | 成熟度 | 株式 シャープ レシオ |
|-------------------|------|---------------|--------------|--------------------|-------------|-------------|-------------|-------------------|
| 第一四分位 n=139 | 平均 | 0.14 | 4.72 | 0.46 | 0.04 | 1.31 | 0.06 | 0.34 |
| | 標準偏差 | 0.26 | 0.59 | 0.17 | 0.09 | 0.34 | 0.02 | 0.15 |
| 第二四分位 n=140 | 平均 | 0.23 | 4.74 | 0.48 | 0.06 | 1.33 | 0.05 | 0.34 |
| | 標準偏差 | 0.21 | 0.60 | 0.17 | 0.10 | 0.91 | 0.02 | 0.17 |
| 第三四分位 n=140 | 平均 | 0.25 | 4.57 | 0.51 | 0.06 | 1.32 | 0.06 | 0.35 |
| | 標準偏差 | 0.23 | 0.46 | 0.18 | 0.10 | 0.69 | 0.02 | 0.14 |
| 第四四分位 n=139 | 平均 | 0.43 | 4.48 | 0.50 | 0.03 | 1.59 | 0.05 | 0.36 |
| | 標準偏差 | 0.34 | 0.44 | 0.20 | 0.10 | 3.13 | 0.02 | 0.14 |
| 第一マイナス第四 | 平均の差 | -0.28 | 0.25 | -0.05 | 0.01 | -0.28 | 0.01 | -0.03 |
| | t値 | -15.53 *** | 0.00 | -4.49 *** | 0.01 | -2.09 ** | -2.18 ** | -3.33 *** |
| 全体(金融除く) n=558 | 平均 | 0.26 | 4.63 | 0.49 | 0.05 | 1.39 | 0.05 | 0.35 |
| | 標準偏差 | 0.29 | 0.54 | 0.18 | 0.10 | 1.67 | 0.02 | 0.15 |

注) 15年間のデータのある100億円以上の退職給付債務を持つ558社(金融除く)、積立不足=(退職給付債務-年金資産)÷退職給付債務、退職給付債務は対数化、自己資本比率=自己資本÷総資産、リターンランキングは推定された累計年金リターンの順位(降順)、従業員負担比率=累計過去勤務債務÷累計退職給付支払、DC比率=(勤務費用+DC掛金)÷勤務費用、成熟度=退職給付÷退職給付債務(開示強化後の平均)、株式シャープレシオは15年間の株式リターン÷株式リスク。***; p<0.01、**; p<0.05、*; p<0.1

て高く統計的に有意だが、それ以外では大きな差が見られない。成熟度もランキング最上位と最下位の差は有意だが、中位におけるパターンは一致していない。最後に株式シャープレシオは、リターンランキングと有意に逆相関となっており、業績の安定した企業ほど年金資産のリスク回避傾向が強いことが伺える。

次に、積立水準を被説明変数とした重回帰分析の結果を表11に示す。退職給付債務規模と自己資本比率のみを説明変数とした式(1)では、自己資本比率に有意な係数が見られるが、R²が1.2%と説明力が低い。これにリターンランキングを加えた式(2)では、有意な係数が得られ、ランキング100位あたり積立水準が6%程度向上する関係が観測できる。自己資本比率の係数はどの変数を加えてもΔ0.16~Δ0.20程度であり、かつ統計的に有意である。R²は15%と式(1)と比べて向上する。式(3)では従業員負担比率を加えたが、有意に積立向上方向の係数が得られた。給付減額は、標準偏差(10%)当りでおおよそ3%程度積立水準向上へ貢献する。式(4)では退職給付信託の有無を加えたが、ランキング調整後でも11%の積立向上効果が有意に見られる。式(4)のR²は約20%に上がる。最後に式(5)でDC比率、成熟度、株式シャープレシオを加えたが、株式シャープレシオ以外は有意な係数を得られなかった。株式シャープレシオは自己資本比率と相関が少し高い(0.25)ため、自己資本比率の係数が少し小さくなる。これらの変数を入れても、リターンランキングの係数に大きな変化はなかったため、リターンランキングは他の経営資源と独立していると言える。仮説2bは支持された。

表 11 積立水準を被説明変数とした回帰分析

| 説明変数 上段:係数、下段:p値 | 被説明変数:積立不足 | | | | |
|--------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 切片 | 0.49 [0.000] *** | 0.17 [0.130] | 0.12 [0.30] | 0.14 [0.23] | 0.18 [0.16] |
| 退職給付債務規模 | -0.03 [0.155] | 0.00 [0.974] | 0.01 [0.60] | 0.03 [0.25] | 0.02 [0.30] |
| 自己資本比率(期末) | -0.165 [0.016] ** | -0.207 [0.001] *** | -0.179 [0.005] *** | -0.191 [0.002] *** | -0.162 [0.013] ** |
| リターンランキング (降順、100位当り) | | -0.068 [0.000] *** | -0.068 [0.000] *** | -0.060 [0.000] *** | -0.060 [0.000] *** |
| 従業員負担比率 | | | -0.30 [0.012] ** | -0.35 [0.003] *** | -0.34 [0.003] *** |
| 退職給付信託フラグ | | | | -0.11 [0.000] *** | -0.11 [0.000] *** |
| DC比率 | | | | | -0.003 [0.62] |
| 成熟度(給付/負債) | | | | | 0.20 [0.73] |
| 株式シャープレシオ | | | | | -0.15 [0.051] * |
| サンプル数 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 |
| 決定係数 | 0.012 | 0.156 | 0.166 | 0.199 | 0.206 |

(注) 15年間のデータのある100億円以上の退職給付債務を持つ558社(金融除く)、積立不足=(退職給付債務-年金資産)÷退職給付債務、退職給付債務は対数化、自己資本比率=自己資本÷総資産、リターンランキングは推定された累計年金リターンの順位(降順)、従業員負担比率=累計過去勤務債務÷累計退職給付支払、退職給付信託フラグは退職給付信託を有する企業=1、それ以外=0、退職給付信託比率=退職給付信託額÷年金資産×100、DC比率=(勤務費用+DC掛金)÷勤務費用、成熟度=退職給付÷退職給付債務(開示強化後の平均)、株式シャープレシオは15年間の株式リターン÷株式リスク、各数値は2017年3月期(3月以外の決算月の企業はその前の11カ月に終わった決算期)***; p<0.01、**;p<0.05、*;p<0.1

4. 3 年金リターンと企業価値に関する基本統計

まず対象サンプルの基礎統計を表12で記述する。株価データはブルームバーグ・トータルリターンインデックスを利用した。15年間における株式リターンの年率平均は13.3%、標準偏差は39%、株式シャープレシオ(無リスク利子率をゼロと仮定、以下同じ)の平均は0.35となっている。年金リターンとの相関は非常に低い。また、調整変数として、長期的な企業価値成長と相関の高い、従業員、設備投資、研究開発、および自己資本の伸びを加える。自己資本の伸びは単純に(期末自己資本÷期首自己資本-1)としたが、その他は最初と最後の5年間の平均を使った。また、数理差異変動率は、各期の数理差異発生額の標準偏差を退職給付債務の平均残高で正規化して求めたもので、年金資産のリスクの大きさの指標である。年金リターンには推定誤差があること、負債側数理差異はすべての企業に同じように発生することを考慮した。数理差異償却年数も変数に加え、会計方針と長期的企業価値の関係を見る。相関関係で留意すべきなのは、DC比率と従業員数の伸びの関係(相関係数0.36)であろう。成長企業がDC制度を利用していることを反映している可能性がある。

表 12 基本統計および相関係数

| | 株式リターン | 株式標準偏差 | 株式シャープレシオ | 自己資本比率(期末) | 積立不足(期末) | 退職給付債務規模 | リターンランキング | 従業員数伸び | 設備投資伸び | 研究開発伸び | 自己資本伸び |
|-----------|--------|--------|-----------|------------|----------|----------|-----------|--------|--------|--------|--------|
| 平均 | 13.34 | 39.04 | 0.35 | 0.49 | 0.26 | 4.63 | 280 | 0.69 | 0.70 | 0.36 | 1.46 |
| 中央値(メジアン) | 12.32 | 35.37 | 0.35 | 0.49 | 0.24 | 4.49 | 280 | 0.35 | 0.41 | 0.13 | 0.90 |
| 標準偏差 | 7.79 | 18.67 | 0.15 | 0.18 | 0.29 | 0.54 | 161 | 1.64 | 1.28 | 1.54 | 4.02 |
| 最小 | -6.59 | 7.64 | -0.24 | -0.14 | -0.65 | 3.64 | 1 | -1.00 | -0.82 | -0.81 | -49.0 |
| 最大 | 57.62 | 175.5 | 0.79 | 0.92 | 1.00 | 6.56 | 558 | 25.1 | 13.1 | 29.2 | 52.6 |
| 標本数 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 |

| | 退職給付信託比率 | 従業員負担比率 | 数理差異変動率 | 数理差異償却年数 | DC比率 |
|-----------|----------|---------|---------|----------|-------|
| 平均 | 27.3 | 0.05 | 0.08 | 11.4 | 1.39 |
| 中央値(メジアン) | 22.3 | 0.03 | 0.07 | 10 | 1.19 |
| 標準偏差 | 21.4 | 0.10 | 0.04 | 4.0 | 1.67 |
| 最小 | 0.2 | -0.62 | 0.02 | 1 | 1.00 |
| 最大 | 100 | 0.64 | 0.32 | 25.92 | 37.73 |
| 標本数 | 247 | 558 | 558 | 558 | 558 |

| 相関係数1 | 株式リターン | 株式標準偏差 | 株式シャープレシオ | 自己資本比率(期末) | 積立不足(期末) | 退職給付債務規模 | リターンランキング | 従業員数伸び | 設備投資伸び | 研究開発伸び | 自己資本伸び |
|------------|--------|--------|-----------|------------|----------|----------|-----------|--------|--------|--------|--------|
| 株式リターン | 1.00 | | | | | | | | | | |
| 株式標準偏差 | 0.76 | 1.00 | | | | | | | | | |
| 株式シャープレシオ | 0.54 | -0.08 | 1.00 | | | | | | | | |
| 自己資本比率(期末) | 0.02 | -0.17 | 0.25 | 1.00 | | | | | | | |
| 積立不足(期末) | -0.03 | 0.04 | -0.08 | -0.09 | 1.00 | | | | | | |
| 退職給付債務規模 | -0.15 | -0.09 | -0.15 | -0.22 | -0.04 | 1.00 | | | | | |
| リターンランキング | -0.05 | -0.08 | 0.06 | 0.10 | 0.37 | -0.17 | 1.00 | | | | |
| 従業員数伸び | 0.18 | 0.09 | 0.12 | -0.02 | -0.02 | 0.03 | 0.07 | 1.00 | | | |
| 設備投資伸び | 0.23 | 0.06 | 0.25 | -0.02 | -0.04 | -0.06 | 0.03 | 0.23 | 1.00 | | |
| 研究開発伸び | 0.27 | 0.20 | 0.12 | -0.04 | -0.02 | -0.01 | -0.03 | 0.15 | 0.15 | 1.00 | |
| 自己資本伸び | 0.19 | 0.15 | 0.10 | -0.08 | 0.05 | 0.01 | 0.02 | 0.06 | 0.11 | 0.13 | 1.00 |

| 相関係数2 | 株式リターン | 株式標準偏差 | 株式シャープレシオ | 自己資本比率(期末) | 退職給付債務規模 | リターンランキング | 退職給付信託比率 | 従業員負担比率 | 数理差異変動率 | 数理差異償却年数 | DC比率 |
|----------|--------|--------|-----------|------------|----------|-----------|----------|---------|---------|----------|------|
| 退職給付信託比率 | -0.05 | -0.04 | -0.04 | -0.08 | -0.01 | -0.22 | 1.00 | | | | |
| 従業員負担比率 | -0.07 | -0.08 | 0.01 | 0.12 | 0.19 | -0.02 | -0.13 | 1.00 | | | |
| 数理差異変動率 | 0.03 | 0.07 | -0.04 | -0.04 | -0.02 | -0.37 | 0.41 | -0.01 | 1.00 | | |
| 数理差異償却年数 | 0.08 | 0.12 | 0.00 | -0.11 | 0.14 | -0.18 | 0.13 | 0.01 | 0.09 | 1.00 | |
| DC比率 | 0.15 | 0.13 | 0.02 | -0.08 | 0.04 | 0.07 | -0.04 | -0.02 | 0.28 | -0.11 | 1.00 |

| 相関係数3 | 従業員数伸び | 設備投資伸び | 研究開発伸び | 自己資本伸び |
|----------|--------|--------|--------|--------|
| 退職給付信託比率 | -0.07 | -0.06 | 0.01 | -0.01 |
| 従業員負担比率 | -0.02 | -0.01 | -0.02 | -0.06 |
| 数理差異変動率 | 0.06 | 0.01 | 0.03 | -0.04 |
| 数理差異償却年数 | -0.06 | -0.09 | 0.03 | 0.04 |
| DC比率 | 0.36 | 0.23 | 0.15 | 0.09 |

(注) 株式データはブルームバーグより取得。自己資本比率、積立不足は2017年の財務データから。退職給付債務規模は対数化。従業員数、設備投資、研究開発の伸びは、最後の5年間の平均÷最初の5年間の平均-1。自己資本伸びは、期末自己資本÷期首自己資本-1。数理差異償却年数は財務データから取得、開示がない時は20年間に設定。

4. 4 年金リターンと企業価値の関係に関する仮説の検証

次に、リターンランキングを使って、年金リターンと企業価値の関係を検証する。企業価値の指標として企業の株式リターンを用いる¹⁹⁾。まずランキング毎に年金リターンおよびリスクと株式リターンおよびリスクを単純に差分比較してみる。表13に結果を示す。最上位と最下位の差を見ると、株式リターンの差が約1%/年、株式標準偏差の差が4.3%、株式シャープレシオの差がマイナス0.03である。このデータを見る限り、年金リターン格差は企業の株式リターンにほぼ反映されていると考えられる。株主は年金資産における損失を非難するかもしれないが、年金資産の価値が上がれば長期的には株価に織り込む。一方、数理差異寄与度と株式標準偏差の格差を見ると、株式標準偏差の方が2倍強大きい。株式リターンの増加よりも標準偏差の増加の方が大きいため、株式シャープレシオにも格差が出る。株式シャープレシオの格差は統計的有意であり、パターンも整合的である。株式リターンおよび株式標準偏差については中間グループにおいてパターンが一定ではない。企業のリスク（株式標準偏差）と年金リターンの関係については後で検討する。

表13 年金リターンランキングと株式リターン（単純比較）

| ランキング 四分位 | 項目 | 年金データ | | | 株式データ | | |
|-------------------|------|-------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| | | 年金資産 比率 (%) | 年金 リターン 寄与度 (%/年) | 数理差異 変動率 寄与度 (%) | 株式 リターン (%/年) | 株式 標準偏差 (%/年) | 株式 シャープ レシオ |
| 第一四分位 n=139 | 平均 | 28.5 | 1.36 | 3.31 | 14.1 | 41.4 | 0.34 |
| | 標準偏差 | 33.6 | 1.63 | 3.22 | 8.7 | 20.3 | 0.15 |
| 第二四分位 n=140 | 平均 | 23.2 | 0.82 | 2.44 | 13.0 | 38.7 | 0.34 |
| | 標準偏差 | 25.5 | 0.90 | 3.00 | 8.0 | 17.7 | 0.17 |
| 第三四分位 n=140 | 平均 | 18.5 | 0.53 | 1.91 | 13.3 | 38.9 | 0.35 |
| | 標準偏差 | 11.3 | 0.32 | 1.45 | 7.8 | 19.1 | 0.14 |
| 第四四分位 n=139 | 平均 | 12.2 | 0.21 | 1.48 | 12.9 | 37.1 | 0.36 |
| | 標準偏差 | 10.8 | 0.21 | 1.71 | 6.5 | 17.5 | 0.14 |
| 第一マイナス第四 | 平均の差 | 16.3 | 1.15 | 1.82 | 1.15 | 4.35 | -0.03 |
| | t値 | -0.00 | -0.01 | 0.01 | -0.00 | 0.00 | -3.33 *** |
| 全体(金融除く) n=558 | 平均 | 20.6 | 0.73 | 2.29 | 13.3 | 39.0 | 0.35 |
| | 標準偏差 | 23.2 | 1.04 | 2.56 | 7.79 | 18.7 | 0.15 |

(注) 年金資産比率＝年金資産÷自己資本（期末時点）。年金リターン寄与度＝推計した年金リターン×年金資産比率、すなわち自己資本を分母にした年金リターン。数理差異変動率寄与度＝数理差異発生額の標準偏差÷自己資本。株式リターンはブルームバーグから株式トータルリターンを取得。株式標準偏差は株式リターンの標準偏差。株式シャープレシオ＝株式リターン÷株式標準偏差。

次に、株式リターンを被説明変数とした重回帰分析を行い、年金リターンによる企業価値への貢献を確認する。表14に分析結果を示す。まず式(1)と式(2)は株式標準偏差、自己資本比

¹⁹⁾ 本稿では企業価値の成長に焦点を当てて、企業評価（Valuation）の高低の問題は扱わない。企業価値（株式時価総額）が常に年金資産の時価を適切に反映しているかどうかは、年金ランキングのようなデータからは計測できない。本稿はシンプルに「年金リターンが長期的に高いと、企業価値も同じように長期的には高くなるのか？」という事後的な問いを検証しているだけで、「年金資産のリスクが高いと、企業評価が低下するのか？」という価値関連性の問題を検証している訳ではない。

率、退職給付債務規模を基本的な説明変数として、積立不足とリターンランキングそれぞれ加えてある。積立不足の係数は $\Delta 1.19$ で有意性は弱い(p値は10%を少し上回る程度)が、一標準偏差あたりの株式リターンへの貢献度は $\Delta 0.34\%$ /年である。一方、式(2)ではリターンランキングは全く効いていない。単純比較で見たようにリターンランキングは株式リスクと関係が強く、リスク調整をすると有効な変数ではなくなってしまう。なお、株式リスク調整後では自己資本比率の係数は大きく正となっている。そこで式(3)で株式標準偏差を除いてみる。R²は0.027と非常に低くなるが、リターンランキングの係数(100位あたり0.37%/年)が弱い統計的有意性を示す。式(3)では自己資本比率は株式リターンと無関係になり、退職給付債務規模が強い負の、そしてリターンランキングが正の関係を示す。これは退職給付債務規模とリターンランキングの組み合わせが、積立不足の代替変数になったということだろう。次に、式(4)で株式シャープレシオを変数として加える。R²は32%に上昇し、切片も平均に近づいてくる。リターンランキングの係数は100位あたり0.43%/年で有意性も強くなる。この後他の変

表 14 株式リターンを被説明変数とした回帰分析(1)

| 説明変数 | 被説明変数: 株式リターン(年率) | | | | |
|--------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 上段: 係数、下段: p値 | | | | | |
| 切片 | 1.46 | 1.13 | 25.38 | 14.44 | 14.02 |
| | [0.513] | [0.627] | [0.000] *** | [0.000] *** | [0.000] *** |
| 株式標準偏差 | 0.32 | 0.32 | | | |
| | [0.000] *** | [0.000] *** | | | |
| 自己資本比率 | 6.01 | 6.22 | -0.27 | -5.81 | -4.45 |
| | [0.000] *** | [0.000] *** | [0.886] | [0.000] *** | [0.004] *** |
| 積立不足 | -1.19 | | | | |
| | [0.106] | | | | |
| 退職給付債務規模 | -0.74 | -0.72 | -2.34 | -1.58 | -1.61 |
| | [0.066] * | [0.076] * | [0.000] *** | [0.000] *** | [0.001] *** |
| リターンランキング (降順、100位当り) | | 0.05 | 0.37 | 0.43 | 0.45 |
| | | [0.734] | [0.069] * | [0.012] ** | [0.006] *** |
| 株式シャープレシオ | | | | 29.55 | 26.45 |
| | | | | [0.000] *** | [0.000] *** |
| 従業員数伸び (企業成長①) | | | | | 0.38 |
| | | | | | [0.022] ** |
| 設備投資伸び (企業成長②) | | | | | 0.26 |
| | | | | | [0.240] |
| 研究開発伸び (企業成長③) | | | | | 0.90 |
| | | | | | [0.000] *** |
| 自己資本伸び (企業成長④) | | | | | 0.19 |
| | | | | | [0.005] *** |
| サンプル数 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 |
| 決定係数 | 0.601 | 0.599 | 0.027 | 0.321 | 0.381 |

(注) 自己資本比率は期末。積立不足 = (退職給付債務 - 年金資産) ÷ 退職給付債務、期末時点。退職給付債務規模は対数化。リターンランキングは降順で表示しているため、100位ランキングが上がる毎の影響を示す。株式シャープレシオ = 株式リターン ÷ 株式標準偏差。従業員数、設備投資、研究開発の伸びは、最後の5年平均 ÷ 最初の5年平均 - 1。自己資本伸びは、期末自己資本 ÷ 期首自己資本 - 1。) *** ; p<0.01, **; p<0.05, *; p<0.1

数を加えても0.4~0.5%/年の範囲で安定している。一方自己資本比率の係数は負に転じる。株式シャープレシオを利益安定性の指標だとすると、自己資本比率はレバレッジの逆数となる。

本業の利益の安定性が同じなら借入れの多い方が株式リターンは高くなる。式(5)で長期的な企業価値成長と相関の高い、従業員、設備投資、研究開発、および自己資本の伸びを加える。R²は38%に上昇し、切片もさらに平均に近づく。これらの変数とリターンランキングの相関は低いので、リターンランキングの係数も大きく変わらず、p値は1%を切るころまで有意性が高まる。式(5)を基本的な回帰式とすると、リターンランキングは、利益安定性、レバレッジ、退職給付債務規模、および企業の成長要因を調整した後で、企業価値に貢献する。仮説 2a は支持される。

次に、表 13 の単純比較による年金リターン貢献度と比較する。最上位と最下位四分位の差は約 420 位（約 2.6 標準偏差分）であり、式(5)のリターンランキング係数を換算すると、1.9%/年となる。表 13 の単純比較によるリターン格差は 1.15%/年であり、回帰分析の係数換算値の方が大きい。一つの解釈としては、年金リターンの推計が保守的であったとするものである。推計における技術的な理由で、個別性の強い年金資産ほど年金リターンが小さく推定されてしまう可能性がある。ランキング化することで、個別レベルの誤差があっても全体レベルでの相対的年金リターンの格差は反映できているので、リターンランキングの係数の方が年金の累積収益を捉えているのかもしれない。また違う解釈としては、年金リターンは会計上の収益以上に企業価値に貢献するとも考えられる。年金リターンが高いと、拠出負担を削減することができる。外部へ流出するキャッシュフローを節約できるからである。ただ、データを見る限り、拠出負担を削減できている企業はごくわずかで、全体の傾向に影響を与えているとは考え難い。第三の解釈は、リターンランキングが経営者のリスク姿勢の代理変数になっており、リスク姿勢の違いによる株式リターンの一部を反映しているのではないかとするものである。これについては後で議論する。

次に、式(5)を基本に、積立水準に影響する退職給付制度を加え、企業価値への貢献を検証する。表 15 にその概要を示す。式(6)は退職給付信託比率を加える。仮説 2b で述べたように、リターンランキング調整後では退職給付信託比率は資金負担の代理変数であり、その係数は負となることが予想される。式(6)の退職給付信託比率の係数は年金資産が 100%退職給付信託の場合 $\Delta 2.5\%$ /年となっており、統計的に有意である。退職給付信託設定企業における退職給付信託比率の標準偏差は 21.4%であり、貢献度は約 0.5%/年である。式(6)のリターンランキング係数の貢献度は約 0.8%/年なので、退職給付信託設定企業は年金リターンによる収益貢献の裏で、収益のほぼ半分の価値を企業に肩代わりしてもらっていることに相当する。積立水準や年金リターンに貢献しても、資金負担の重い退職給付制度は、企業のパフォーマンスを引き下げる。仮説 2b は支持される。

表 15 株式リターンを被説明変数とした回帰分析 (2)

| 説明変数 | 被説明変数: 株式リターン(年率) | | | | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 上段: 係数、下段: p値 | | | | | |
| 株式シャープレシオ | 26.5 [0.000] *** | 26.5 [0.000] *** | 26.5 [0.000] *** | 26.5 [0.000] *** | 26.4 [0.000] *** |
| 退職給付債務規模 (対数) | -1.61 [0.001] *** | -1.67 [0.001] *** | -1.53 [0.003] *** | -1.63 [0.001] *** | -1.84 [0.000] *** |
| リターンランキング (降順、100位当り) | 0.45 [0.006] *** | 0.52 [0.002] *** | 0.52 [0.002] *** | 0.46 [0.011] ** | 0.49 [0.004] *** |
| 自己資本比率 | -4.45 [0.004] *** | -4.67 [0.002] *** | -4.34 [0.005] *** | -4.69 [0.002] *** | -4.15 [0.007] *** |
| 退職給付信託比率 (100%換算) | | -2.53 [0.065] * | -2.77 [0.045] ** | -3.07 [0.037] ** | -2.81 [0.040] ** |
| 従業員負担比率 | | | -3.83 [0.174] | | |
| 数理差異変動率 | | | | 7.58 [0.314] | |
| 数理差異償却年数 | | | | | 0.17 [0.012] ** |
| DC比率 | | | | | 0.41 [0.017] ** |
| サンプル数 | 558 | 558 | 558 | 558 | 558 |
| 決定係数 | 0.381 | 0.385 | 0.387 | 0.386 | 0.397 |

(注) 株式シャープレシオ=株式リターン÷株式標準偏差。自己資本比率は期末。退職給付債務規模は対数化。リターンランキングは降順で表示しているため、100位ランキングが上がる毎の影響を示す。退職給付信託比率=退職給付信託÷年金資産×100。従業員負担率=累計過去勤務債務発生額÷総給付額。数理差異償却年数は財務データから、複数ある時などは平均。DC比率=(勤務費用+DC掛金)÷勤務費用。従業員数、設備投資、研究開発、自己資本伸びの4変数および切片は表示していない。***; p<0.01、**; p<0.05、*; p<0.1

さらに、追加的な要素を説明変数に加えてみる。まず、式(7)で従業員負担比率を加えたところ、統計的有意ではないが(p値は17%)負の係数が得られた。給付減額は積立水準を向上させるが、大きな給付減額をしなければならない企業はよほどの苦境に直面しているだろうから、当然の結果である。次に、数理差異変動率を加えてみる。表13の単純比較では、年金資産のリスクに比べて株式標準偏差が非常に大きくなっているからである。しかし式(8)の結果を見ると、年金リターンランキングと比較して数理差異変動率は有意な係数を得ていない。もし数理差異変動率の高さが株式の変動率を高め、その埋め合わせとして株式リターンが高いのであれば、年金リターンランキングより説明力が強いはずである。もちろんヒストリカルデータをみれば、年金資産のリターンは株式市場と相関が高いので、年金資産と母体企業の株式が同じように動くのは当然である。ただ、クロスセクションデータを見る限り、年金資産のリスクが株価の変動率を増幅するという関係では無く、企業個別の要因が大きいのではないかと考えられる。最後に、式(9)に数理差異償却年数とDC比率を加えてみる。数理差異償却年数を短くすると、未認識数理差異が少なくなり、企業利益の透明性を上げると言われている。ただ、償却期間を短くした企業のほとんどは年金リスクを抑えており、リターンランキング下位に位置しているだろう。この係数は有意に正なので、償却年数の短縮化はリターンランキング調整後も企業価値を引き下げていると言える。ただ、極端に短い償却期間は、限られた業種

(ハウスメーカーと公益事業)に見られる現象なので、これらの業種のファクターを反映しているだけかもしれない。またDC比率は株式リターンに対して有意に正の係数をもっている。ただ、この変数は、従業員数の伸び率と相関が高いので、これらの企業成長指標の代理変数となっている可能性がある。因果関係は逆で、成長企業がDC制度を中心に退職給付制度を組み立てていることを反映しているのであろう。

5. ディスカッション

本稿では、日本の企業年金に関する4つの定型化された事実を取り上げ、相互に矛盾している企業行動をFSFのフレームワークを用いて整理し、日本の限定的な開示制度が適切なフィードバックを提供していないことが、アセットオーナーとしての運用能力が制約されている原因の一つではないかと、問題提起した。次に、開示制度と投資行動の関係を論証するために、スチュワードシップ・ゲームというアセットオーナーと資産運用会社の相互作用のモデルを提示し、DBのような重層的なインベストメントチェーンでは、限定的な開示制度がリスク回避行動を促す可能性があることを示した。さらに、先行研究をレビューし、積立水準と未認識数理差異が注目されてきたことを指摘し、独自に推定した年金リターンを用いて、積立水準を年金リターンと退職給付債務規模に分けることで、「年金資産の期待収益を下げても非難されない」という一部の通念を検証するための仮説を導出した。本稿は年金リターンのランキングを用いて、資本市場のリスク・リターン特性が発揮された期間を取り上げれば、上記の通念に反して年金リターンは積立水準および企業価値の向上に貢献することを実証した。仮にこのようなランキングが公知であれば、企業や資産運用会社は自然とフィードバックを受け、投資行動を修正していただろうと考えられる。

本稿で用いた年金リターンのランキングの正確さに関しては、留保が必要である。この推計は様々な仮定を置いており、その仮定のもとでしか正しくない。共通の仮定としては、(a)負債側数理差異は割引率の低下に伴って発生し、その感応度は基本的に一定である、(b)年金資産運用は互いに似通っており、全国平均リターンの関数で表せる、という2点で、これが当てはまる企業の推計は非常に高い決定係数を示す。とはいえ、企業によっては、特別損益の計上などによる加速償却や特異性の高い退職給付信託など特殊要因が大きい。定性的に判断せざるを得ない時は(b)の仮定を優先したので、個別企業の年金リターンの推計としては正確性に限界がある。退職給付会計の開示が強化されたことによって、年金リターンは2013年から開示されている。それ以前の長期データに関しては、企業に直接開示を依頼するしか、正確性を高める方法はないと考える。

次に、先行研究で確立された②積立水準と企業価値の関係と、本稿が実証した退職給付債務規模と企業価値の(負の)関係および年金リターンと企業価値の関係について考察する。柳瀬・後藤(2011a)は対象期間が2008年で終わっており、リスク・リターンの関係が必ずしも良い時期ではないので、彼らを実証した②積立水準と企業価値の関係と年金リターンは独立していると考えられる。彼らの研究対象には退職一時金制度の多い小規模企業が含まれており、

②の関係は積立水準が低い企業で顕著なので、おそらく本稿で言う退職給付債務規模と企業価値の関係に相当するのではないかと思われる。彼らの方法論と本稿のものとは違う、すなわち彼らは積立水準が将来のリターンを予測するのかを検証しており、本稿は過去の退職給付の支払いが株価に織り込まれたかどうかを検証している。ただ退職給付の支払いに着目している点は同じである。とりわけ、2008年から2010年初頭にかけて団塊世代が大量に退職したため、本稿の対象期間ではほとんどの大企業で退職給付の資金負担が大きかったと推測される。仮に年金リターンだけでなく退職給付の支払いまで推定できていたのなら、積立水準（または退職給付債務規模）と企業価値の関係について退職給付の資金負担という経済実態があることを実証できただろう。しかし、年金リターンに比べて、退職給付財政を経由した支払いを復元することは困難であった。年金資産は、年金制度の変更、退職給付信託の設定および肩代わり支払い、連結対象の変化などの要因で変化するからである。②積立水準と企業価値の関係の背後にある経済実態を解明するためには、さらなるデータの充実が必要である。特に、会社払いの一時金支払い、特に退職給付信託の代わりに行う支払いについては、数年内に予想される分も含めて注記を充実すべきである。企業年金の資産運用を強化することのメリットは資金負担の軽減となって現れるが、現状の開示ではまだ企業の資金負担の程度について不透明な部分が残っている。

次に、本稿の主要な貢献である年金リターンと企業価値の関係について考察する。まず、最初のセクションで議論したように、本稿の発見事実は理論的な規範とは関係ない。高いリターンには高いリスクが伴い、年金のリスクは株価のリスクに反映される。浅野他（2006）が言うように、倒産リスクがないと仮定すると「債券で運用していた年金資産を株式に振り替えたとしても（中略）資本の価値は変わらない」し、「年金資産のリスクテイクは結局どうでもよい（中略）が、これは実は、企業価値は資本構成に関係なく一定であるという有名なMM（Modigliani-Miller）定理の簡単な応用にすぎない」が、本稿はこのような解釈と相反しない²⁰。前述のように、本稿は過去の高い年金リターンは株式リターンに反映されるのか、というシンプルな問いを検証しただけで、将来のリターンが企業評価を上げるかどうかは議論していない。本稿の発見事実は、年金リターンと長期的な企業価値の増大が、会計上観測された年金資産の累積収益という経済実態を介して、ほぼ一対一で関係しているという点である。別の言い方をすれば、年金リターンは有用なファクターではない。年金リターンは資本市場のリターンでほぼ決まるので、株主としては市場に直接投資する方が早い。もちろん、企業年金が規模と経営資源を活用して高度な運用を行い、リスク調整後で高いリターンを上げればファクターに成り得るが、本稿のデータは運用内容にまで踏み込んでいない。

²⁰ 浅野らのテキストがどの程度影響力を持っていたか評価するすべがないが、実務家の経験から言うと、この見方は年金業界の識者の間では珍しくないと思われる。この背景には1970-80年代の米国での論争がある。当時、公的な支払保証制度のため、経営者による年金リスクの取り過ぎが懸念されていた。W・シャープ、J・トレイナー、F・ブラックといった現代ポートフォリオ理論の重鎮たちもこの議論に参加したので、企業年金資産運用の理論的検討は、彼らの議論を出発点とすることが多い。ただ、直面している状況がまったく違うので、本稿はFSFのフレームワークを出発点としている。

一方、リスクに関しては疑問が残る。年金リターンランキング上位の企業の株式は、表13で示したように年金資産の変動の倍ほど変動率が高いし、その超過リスクを埋め合わせるほどのリターンを得ていない（故にシャープレシオで劣る）。また表14の式(2)で示したように、株式リスクが調整変数の場合、年金リターンの統計的有意性は消える。株式リスクは株式リターンの主要なドライバーなので、もし、株式リターンと年金リターンの両方に作用する変数が存在すれば、上記の経済実態は偶然の一致ということになる。ここで、経営者のリスク態度という観点から検討してみよう。上野・柳瀬（2011）や野間（2016）が示唆するように、退職給付財政と経営者のリスク態度は関係している可能性が高い。表5のスチュワードシップ・ゲームを用いて示したが、利益平準化を重視する場合、母体の投資でも年金資産の投資でも、経営者は期待収益が低くても達成が確実な投資を選び、期待収益が高くても業績の下方修正につながるような投資を避ける。さらに、利益平準化を重視する企業にとって、株式シャープレシオを管理するのは容易なのかもしれない。株主を驚かせるような下方修正を抑制すれば、分母（株式リスク）を小さくできるからである。このように考えると、株式シャープレシオが高くても株式リターンが相対的に低い企業は、経営者のリスク態度が保守的である可能性が高いと考えられる。年金リターンランキングと株式シャープレシオの関係を見てみよう。

図8に企業の株式シャープレシオ（横軸）と株式リターン（縦軸）の散布図を示す。定義上データは右上がりの分布となるが、株式シャープレシオが大きくなるにつれて縦方向の散らばりは拡大する。上方には高いリスクをとって成功した企業が位置しているが、右下には株式シャープレシオが高くても株式リターンが低い企業が分布している。ここでリターンランキング毎に近似線をいれると、第1四分位グループは分布の中央を通る右上がりの線となるが、第4四分位グループは右下の方向に引き寄せられている。すなわちランキング最下位グループは、右下の株式シャープレシオが高くても株式リターンが低い企業を多めに含んでいると考えられる。スチュワードシップ・ゲームが示唆するように、事業投資と年金投資のリスク態度はある程度関係していると考えられる。ただ、散布状況からすると関係は強くはないだろう。これは、表14の式(5)からも確認できる。前述のように、長期的な企業価値成長と相関の高い、従業員、設備投資、研究開発、および自己資本の伸びを加えた回帰でも、リターンランキングの係数は大きく変わらなかったのである。おそらく、年金リターンランキング上位の母体企業の株式リスクが高いのは、このサンプルこの期間では積極的な投資態度が報われていないという事実を反映しているだけに思える。言葉を変えれば、年金ランキング下位の母体企業が株式リスクを抑制することに成功しているだけであって、年金資産の累積収益以外の価値のドライバーを確認することはできない。経営者が積極的なリスク態度を取ることは、長期的な企業価値の増大にとって不可欠だが、リスク・リターンの関係が期待される年金投資と比べれば、母体企業の成長投資は当たりはずれが大きく、サンプルや期間によっては株価の過剰ボラティリティにつながるであろう。

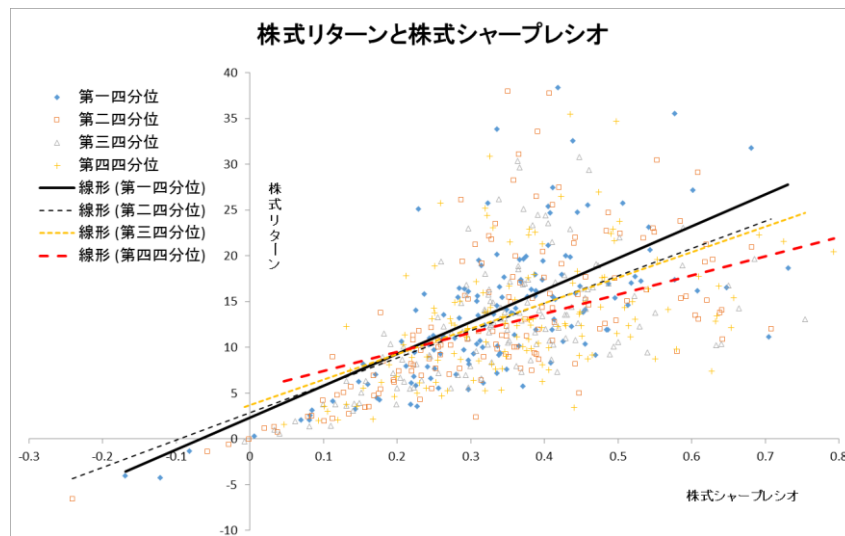


図8 年金リターンランキングと経営者のリスク態度

最後に、アセットオーナーの資産運用の高度化のために、本稿から導き出される方策としては、開示情報の充実を挙げたい。スチュワードシップ・ゲームの均衡をアセットオーナーと資産運用会社の双方にとって利益の大きい方向に動かすためには、アセットオーナーレベルの累積リターンをランキングのような公的なシグナルにすることで、アセットオーナー間競争を促すことが考えられる。アセットオーナー間競争には副作用もあるが、期待収益が低くても株価に影響がないという誤った認識をもつプレイヤーを長期的に淘汰する機能を持つ。さらに行政は公的なシグナルが長期的実績を重視するように、会計開示制度や各種サーベイなどに介入することも出来る。ただ、開示強化といっても、DBに関しては厚生労働省に提出しているデータを EDINET など用いて公開することで足りる。主要な取引先や年金財政上の積立水準が利用できるよになれば、企業および株主は企業年金の投資行動についてよりよく理解し、適切なフィードバックが促されるだろう²¹⁾。さらに、開示の強化はアセットオーナーとしての企業だけでなく、年金主幹事を務める運用機関やコンサルティング会社といった主要なサービス提供者にも向けられるべきである。サービス提供者単位で見た顧客の長期リターンまたはランキングが公表されると、リスク回避行動を推奨したサービス提供者が下位にランキングされることになる。これはサービス提供者にとって、スチュワードとして行動する強いインセンティブとなるであろう。

6. 補論：最少自乗法による年金リターンの推計

6. 1 対象データ

²¹⁾ 企業が負う退職給付債務（PBO）とは別に、DB年金には複数の債務がある。特に資金ベースの債務（責任準備金）はポートフォリオの期待収益で割引く裁量があるため、一般的に PBO より小さい。PBO に対して積立不足でも責任準備金に対して積立超過という事態はありうる。

日経 NEEDS-Financial Quest のデータベースから、直近期の退職給付債務が約 100 億円以上の企業を対象に 15 年分の退職給付関連会計データを抽出した。15 年分のデータが揃ったのは、金融機関約 63 社を含む 642 社で、負債金額ベースで全体の 8 割をカバーしている。新規上場や再上場などの理由で会計データが 15 年分揃わなかった企業は他に 90 社あるが、平均的な積立状況は対象サンプルと大差ない。なお、倒産企業などはデータベースから削除されるので、このサンプルには生存者バイアスがある。

表 16 対象データ概要

| (単位：10 億円) | | 年金資産額 | 退職給付債務 | 積立不足 | 平均 | 標準偏差 |
|------------|----|--------|--------|-------|------|------|
| 対象 | 件数 | 627 | 642 | | | |
| | 金額 | 60,959 | 77,535 | 0.21 | 0.24 | 0.29 |
| (金融：内数) | 件数 | 62 | 63 | | | |
| | 金額 | 9,778 | 8,607 | -0.14 | 0.07 | 0.32 |
| 対象外 | 件数 | 88 | 90 | | | |
| | 金額 | 5,966 | 10,302 | 0.42 | 0.25 | 0.33 |

(注) 対象外の積立不足が大きいのは日本郵政の影響。

6. 2 年金資産のリターン推定

年金資産のリターンは以下のように定義する。開示強化後および米国会計基準（約 30 社）は (1) (2) 式で直接求められる。

$$\text{年金リターン} = \text{年金収益} \div (\text{期首年金資産} + \text{調整項}) \quad (1)$$

$$\text{年金収益} = \text{期待収益 (ER)} + \text{資産側数理差異 (VAR_P)} \quad (2)$$

資産側数理差異 (VAR_P) は (3)～(4) 式によって会計データから求められる。

$$\text{数理差異発生額 (VAR)} = \text{資産側数理差異 (VAR_P)} + \text{資産側数理差異 (VAR_L)} \quad (3)$$

$$= \text{未認識数理差異残高変化} + \text{当期償却額} + \text{特殊要因}^{22)} \quad (4)$$

負債側数理差異は割引率の変更時に発生すると仮定する。割引率変化に対する退職給付債務の感応度を β_1 とおくと、負債側数理差異 (VAR_L) は (5) 式でかける。 β_1 で退職給付債務を割ると、債券のデュレーションと似た指標となり、5 年から 20 年の間に分布する。

$$\text{VAR_L} = \text{割引率変化} * \beta_1 + \text{誤差項} \quad (5)$$

資産側数理差異発生額 (VAR_P) は、全国平均リターンと全国平均リターンへの感応度 β_2 を使って (6) 式で書ける。 β_2 が 1 を越えれば相対的にリスクの高い運用であることを意味する。全国平均リターンは国内株式との相関が 1 に近いので、退職給付信託を含む年金ポートフォリオであっても変数として利用できる。

$$\text{VAR_P} = - (\text{全国平均リターン} * \beta_2 * \text{年金資産 (PA)} - \text{期待収益}) + \text{誤差項} \quad (6)$$

²²⁾ 代行返上・償却期間変更などによる加速償却等があげられる。加速償却は特別損益として計上されることが多く、データベースに反映されているとは限らない。

VAR_L と VAR_P を (3)式に代入して

$$\text{VAR} = \text{割引率変化} * \beta_1 - (\text{全国平均リターン} * \beta_2 * \text{PA} - \text{期待収益}) + \text{誤差項} \quad (7)$$

(7)式を15期(3月期会社以外は14期)の個社データに適用し、最少自乗法により、誤差項の自乗を最小にする係数(β₁, β₂)の推定を行う。個別に係数(β₁, β₂)を求めたうえで、開示前の年金リターンを以下とし、開示後の年金リターンと組み合わせた。

$$\text{年金リターン(開示前)} = (\text{全国平均リターン} * \beta_2 * \text{期首年金資産} + \text{誤差項}^{23}) \div 2 \div (\text{期首年金資産} + \text{調整項}) \quad (8)$$

以上の推定プロセスをまとめると図9のようになる。開示データが得られるものを実線で囲んである。点線囲みは推定を伴う項目で、その補助を得て、資産側数理差異を重回帰分析で推定する。推定結果を見て様々な前提を見直し、出来るだけ誤差を少なくするように最適化を繰り返す。また、負債側数理差異累計発生額を用いて給付額や年金拠出額を推定し、退職給付費用や退職給付引当金等の変化と比較して整合性をチェックする。このようなプロセスを対象企業毎に繰り返して各企業年金の累積リターンを推計する。

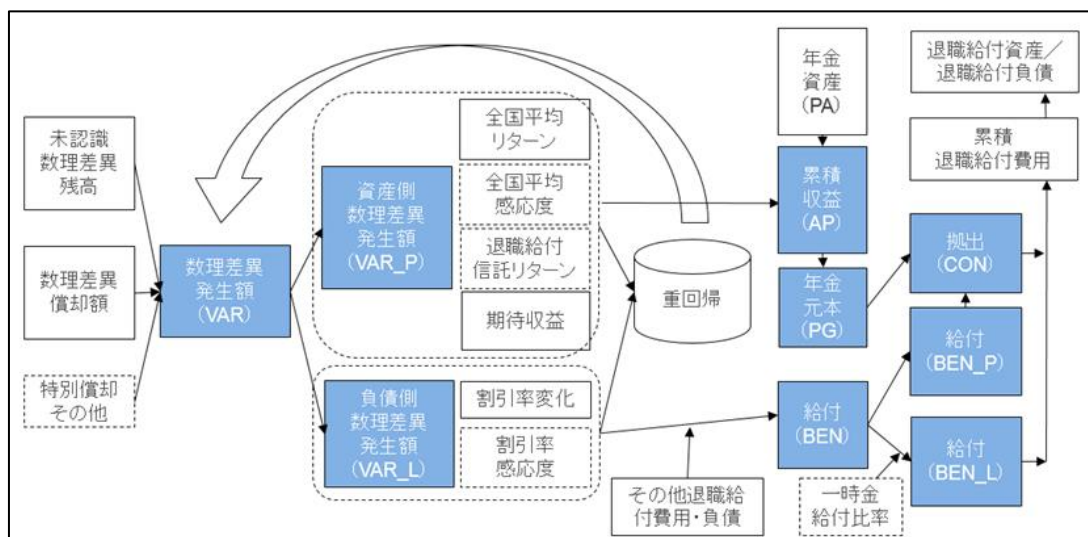


図9 年金リターン推計方法の概要

6.3 年金リターン推計結果の考察

図10に金融含む約650社の推計結果の概要を示す。全体としては数理差異発生額を負債側18兆円と資産側4兆円に分割した。退職給付債務は期首の80兆円から期末の77兆円へ変化した。負債側数理差異発生額(18兆円)をもとに逆算すると、給付額は74兆円と推定される。年金資産の累積収益は期待収益として退職給付費用から控除された18兆円と加えて22兆

23) 誤差項については、資産が負債に比べて非常に小さい時には、さらに大きな数字で除した。年金資産が極端に小さい場合年金リターンの推計を断念してゼロとおいた。誤差項の半分しか、年金リターンには反映させない点は、この手法の限界の一つである。

円となり、年金元本（期末年金資産から累計収益を控除）は37兆円と推定される。期首年金資産を分母に累計利回りを概算すると約54%であり、全国平均リターンとほぼ整合的である。年金資産からの給付は50兆円と推定されるので、年金元本から逆算して年金拠出を48兆円とした。企業の退職給付に関する資金負担は会社払いの一時金と年金拠出なので、合わせて72兆円となる。企業はこれらの資金の大半を退職給付費用などでファイナンスしたが5兆円ほど負担が大きかったので、企業のバランスシート上のネット負債（期首：退職給付引当金と前払い年金費用、期末：退職給付負債と退職給付資産）は減少した。

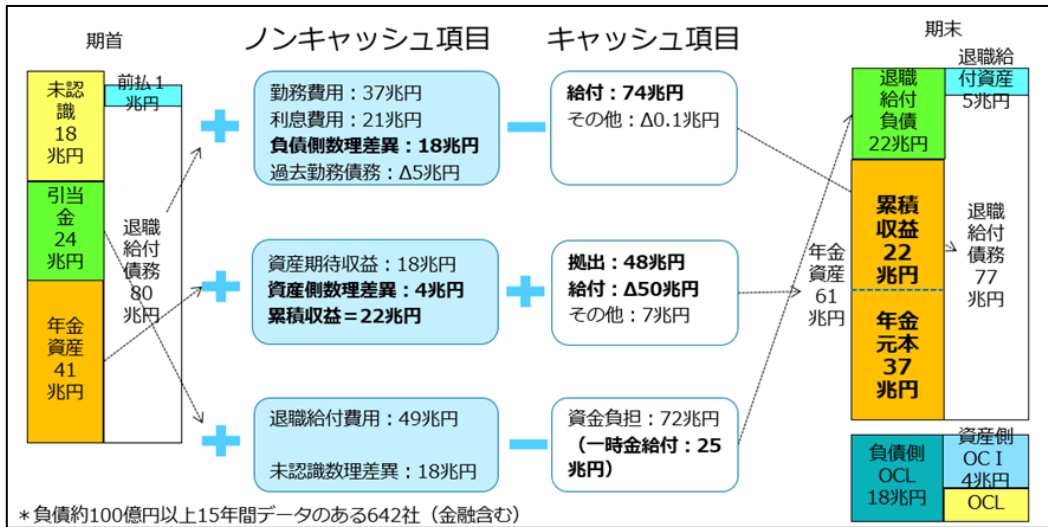


図10 年金リターン推計結果の全体像

(注) 対象期間は2002年3月末から2017年3月末の15年間、3月末決算以外の企業は一期短い。

参考文献

浅野幸弘・岩本純一・矢野学（2006）『年金とファイナンス（応用ファイナンス講座）』朝倉書店

浅岡泰史・本部崇仁・喜多幸之助（2008）『企業価値を向上させる退職給付制度の運営』中央経済社

伊藤邦雄・徳賀芳弘・中野誠. (2004) 『年金会計とストック・オプション』中央経済社

石田英和（2018）「会計基準改正後データを用いた上場企業の退職給付信託の研究」『日本年金学会誌』 第37巻 pp.38-49

上野雄史・柳瀬典由（2011）「退職給付の積立率が母体企業の収益性に与える影響とその経路」『年報経営分析研究』 第27巻 pp.89-100.

- 木村晃久 (2011) 「退職給付会計における期待運用収益率の変更タイミングの決定要因」
『横浜経営研究』 第32巻 第2号
- 野間幹晴 (2016) 「退職給付に係る負債と研究開発活動: 損失回避の利益操作」 『會計』 第190巻 第2号 pp.195-208
- 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』 第165巻 pp.53-84.
- 柳瀬典由 (2013) 「退職給付制度における企業の選択動機」 『保険学雑誌』 第620巻 pp.261-280.
- 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』 第30巻 pp.3-26
- 柳瀬典由・後藤晋吾 (2012) 「企業年金制度の積立不足と母体企業の株式リターン」 『東京経大会誌 経営学』 第274巻 pp.275-299
- 柳瀬典由・後藤晋吾 (2015) 「企業の財務健全性と年金資産運用」 『証券アナリストジャーナル』 第53巻5号 pp.69-79
- 柳瀬典由・後藤晋吾・上野雄史 (2013) 「退職給付債務の市場評価をめぐるパズル」 『現代ファイナンス』 第33巻 pp.53-77
- 山口修 (2008) 「退職給付信託に関する研究」 『信託研究奨励金論集』 第29号 pp.154-181
- 吉田和生 (2013) 「退職給付債務の即時認識と年金資産の運用政策」 『オイコノミカ』 第49巻 第2号 pp.79-88
- 吉田和生 (2009) 「退職給付会計における期待運用収益率の分析」 『會計』 第175巻 第5号 pp.676-690
- Bergstresser, Daniel, Mihir Desai, and Joshua Rauh. (2006), "Earnings manipulation, pension assumptions, and managerial investment decisions." *The Quarterly Journal of Economics* 121.1: 157-195.
- Brinson, Gary P., L. Randolph Hood, and Gilbert L. Beebower. (1986), "Determinants of portfolio performance." *Financial Analysts Journal*: 39-44.
- Brinson, Gary P., Brian D. Singer, and Gilbert L. Beebower. (1991), "Determinants of portfolio performance II: An update." *Financial Analysts Journal* 47.3: 40-48.
- Coronado, Julia Lynn, and Steven Alan Sharpe. (2003), "Did pension plan accounting contribute to a stock market bubble?." *Brookings Papers on Economic Activity* 2003.1: 323-371.
- Davis, James H., F. David Schoorman, and Lex Donaldson. (1997), "Toward a stewardship theory of management." *Academy of Management review* 22.1: 20-47.
- Donaldson, Lex, and James H. Davis. (1991), "Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns." *Australian Journal of management* 16.1: 49-64.

- Dyck, I. J., and Lukasz Pomorski. (2011), "Is bigger better? Size and performance in pension plan management." *Size and Performance in Pension Plan Management* (June 1, 2011). *Rotman School of Management Working Paper* 1690724.
- Ibbotson, Roger G., and Paul D. Kaplan. (2000), "Does asset allocation policy explain 40, 90, or 100 percent of performance?" *Financial Analysts Journal*: 26-33.
- Jin, Li, Robert C. Merton, and Zvi Bodie. "Do a firm's equity returns reflect the risk of its pension plan?" *Journal of Financial Economics* 81.1 (2006): 1-26.
- Merton, Robert C., and Zvi Bodie. "Design of financial systems: towards a synthesis of function and structure." *The World Of Risk Management*. (2006): 1-27.
- Phan, Hieu V., and Shantaram P. Hegde. "Corporate governance and risk taking in pension plans: Evidence from defined benefit asset allocations." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48.3 (2013): 919-946.
- Rauh, Joshua D. "Risk shifting versus risk management: investment policy in corporate pension plans." *The Review of Financial Studies* 22.7 (2008): 2687-2733.
- Stein, Jeremy C. "Efficient capital markets, inefficient firms: A model of myopic corporate behavior." *The Quarterly Journal of Economics* 104.4 (1989): 655-669.



金融庁金融研究センター

〒100-8967 東京都千代田区霞ヶ関 3-2-1
中央合同庁舎 7号館 金融庁 15階

TEL: 03-3506-6000(内線 3552)

FAX: 03-3506-6716

URL: <http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>