



日本取引所グループ
JAPAN EXCHANGE GROUP

JPX WORKING PAPER

JPXワーキング・ペーパー

従業員持株会が生産性、賃金、および
企業業績に与える影響

大湾 秀雄
加藤 隆夫
宮島 英昭

2016年3月28日

Vol. 12

備考

JPX ワーキング・ペーパーは、株式会社日本取引所グループ及びその子会社・関連会社（以下「日本取引所グループ等」という。）の役職員及び外部研究者による調査・研究の成果を取りまとめたものであり、学会、研究機関、市場関係者他、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図しております。なお、掲載されているペーパーの内容や意見は執筆者個人に属し、日本取引所グループ等の公式見解を示すものではありません。

従業員持株会が生産性、賃金、および企業業績に与える影響*

大湾秀雄[†] 加藤隆夫[‡] 宮島英昭[§]

2016年3月

概要

全国証券取引所協議会（1989－1998年度）および東京証券取引所（1999－2013年度）が行った従業員持株会状況調査のデータを用いて、従業員の持株会参加が付加価値生産性、賃金および企業業績に与える影響を推定した。企業固定効果や操作変数を用いた推定において、生産性、賃金、ROA、トービンの q のいずれに対しても、平均では正の効果を持つことを確認した。また、これらに影響を与えるのは、主として一人当たり保有金額の増大を通じてであり、参加率や持株会保有比率の上昇と生産性の間に有意な関係は見られなかった。機関投資家保有比率や海外投資家保有比率が高い企業ほど従業員持株会の生産性に与える影響が大きく、従業員参加型経営へのコミットメントと株主によるモニタリングが、経営陣の規律付けを高める上で補完的な役割を担っている可能性を示唆している。こうした結果は、従業員持株会をインセンティブ付与の手段として捉えることの重要性を示唆しており、現在上場会社の多くが5－10%の水準に設定している奨励金が適切であるかどうか再検討が必要であろう。

*本稿の作成にあたっては、早稲田大学商学大学院の小川亮氏にデータ収集や作成に際し全面的なご協力を頂いた。野村資本市場研究所の井瀧正彦氏と野村亜紀子氏には本研究を進める中で様々な助言を頂いた。日本取引所グループの松尾琢己氏、清水公介氏には、草稿に対し多くの詳細なコメントを頂いた。

（独）経済産業研究所、東京大学（東京労働経済学研究会）、大阪大学（関西労働研究会）、九州大学（Core-to-Core Program）、ラトガス大学における研究会参加者から多くの有益なコメントを頂いた。深く感謝の意を表します。本研究は、日本学術振興会 Core-to-Core Program, 課題設定による先導的人文学・社会科学研究推進事業および科研費 JP15H01958、JP25245041 の助成を受けたものです。

[†] 東京大学教授、東京証券取引所客員研究員、経済産業研究所ファカルティフェロー

[‡] コルゲート大学 W. S. Schupf 冠教授、東京証券取引所客員研究員、IZA；東京経済研究センター各研究フェロー、CJEP（コロンビアビジネススクール）；CCP（コペンハーゲンビジネススクール）；ETLA（ヘルシンキ）各研究員、ラトガス大学ファカルティフェロー&メンター

[§] 早稲田大学教授兼高等研究所所長、東京証券取引所客員研究員、経済産業研究所ファカルティフェロー

1. はじめに：今なぜ従業員持株会が重要か？

持ち合いの解消や海外投資家の保有比率の増加を反映して、株主が企業経営に以前よりも影響力を持つようになって来た。2014年に策定されたスチュワードシップ・コードを国内機関投資家の大半が受け入れを表明したことも、こうした傾向を加速させるであろう。株主の関与の増大は、経営陣に対する規律を強める一方、これまで日本型経営の特徴とされてきた従業員雇用重視の経営姿勢を変容させる可能性がある。また、企業のグローバル化も、国内従業員と海外従業員に異なる処遇、特に雇用保障で差別的な政策を採ることを今後困難にすることが予想され、株主利益と従業員利益の調和を妨げる要因になってきた。

仮に、従業員と株主の利害対立が今後顕在化するならば、日本企業の競争力の源泉の一つと見られてきた長期雇用を前提とした従業員参加型の経営にも影響を及ぼす。こうした環境変化の中で、労使双方の長期的なコミットメントを維持していくためには、従業員の経営参加意欲や株主との利益アライメントを高める施策が必要になってくるだろう。その一つの経営手段として、従業員持株会が考えられる。従業員持株会が生産性、企業収益、株価などにどのような効果を持つのか、その大きさや影響を及ぼすメカニズムを検証することが本研究の目的である。仮に、従業員持株会が生産性を押し上げる効果が認められるのであれば、成長率向上が期待できる分野でその恩恵を従業員全体に還元する一つの政策手段として利用拡大を図る方策も俎上に載ってくるだろう。

もちろん、従業員と株主の利益アライメントを高める施策は、株式ベースのものとは限らない。利益配分 (profit sharing)、成果配分 (gain sharing) を狙った様々な集団的インセンティブスキームがあり、多くの日本企業が取り入れている利益に連動した賞与の支払い方も利益配分策の一種である。しかし株式所有を通じたインセンティブは、所有権を持たせることで、従業員はより主体的なパートナーであるという価値観や文化を醸成することに役立つと指摘されてきた。実際、近年欧米では、従業員の経営参画意識を高め、パートナーシップ文化を醸成する方法として、従業員持株プラン (ESOP) に対する関心が高まっていた。¹ 米国では、ESOPの普及や情報提供を図る全米従業員持株研究センター (National Center for Employee Ownership)、従業員持株財団 (Employee Ownership Foundation) やベイスター研究所 (Bayster Institute、カリフォルニア大学サンディエゴ校に附置) などの取り組みもあり、ESOP導入企業は2013年時点で、約6,800社、参加者は約1,400万人に達している。²

欧州では、1991年のPEPPER (Promotion of Employee Participation in Profit and Enterprise Results) レポート以来、従業員資本参加策への関心が強く、

¹ 本稿を通じてESOPという表記は欧米の従業員持株プランを指す場合にのみ用い、制度的に大きく異なる日本の従業員持株会とは区別する。

² 全米従業員持株研究センターの調査による。<https://www.nceo.org/articles/statistical-profile-employee-ownership>

2014年には、EC議会で従業員資本参加策推進のための決議が採択された。特にフランスでは、ESOP参加者は、政策的な後押しの結果、70万人（1998）から370万人（2015）に増加している（FAS = French Federation of Employee Shareholder Association 2015）。こうした欧米における関心の高さの背景には、80年代の日本の経営の研究から生まれた、好業績ワークシステム（high performance work systems）と呼ばれるチーム組織と権限委譲を中核とする従業員参加型経営を導入する企業が増え、それと補完的なインセンティブ施策として従業員持株プラン（ESOP）に対する関心が高まっていたことが挙げられる。

他方、日本においては、2008年に経済産業省が「新たな自社株式保有スキームに関する報告書」を公表するなど、金融界を中心に関心が高まったが、証券界・信託銀行業界が様々な顧客ニーズに対応した新しい従業員持株スキーム、いわゆる「日本版ESOP」の設計・販売に動くに留まり、それが従業員持株制度のより積極的な活用につながっているとは言い難い。一つには、従業員持株会の導入率が上場会社の95%に達する状況の中で、それを更に活用していこうという意義が見出しにくいという状況であろう。しかし、奨励金は大多数の企業において積立金の5%と低く、従業員持株会の保有比率も平均で1-2%とフランスの4%（FAS2012）と比べ限定的であることに注意を払う必要がある。二つ目に、従業員持株会が制度として確立された経緯から、元々インセンティブ効果を狙ったものではなかったという事情も関心の低さに影響しているかもしれない。また、従業員持株会の生産性効果に関する研究の蓄積が欧米のESOPのそれに比べ薄く、政策的なインセンティブを供与するべきかどうかについて、エビデンスに基づく議論が難しいという状況も働いている。

そもそも、日本で従業員持株会制度が大きく普及し始めたのは1960年代末から1970年代であり、その最大の目的は安定株主層形成であった。資本自由化が進められる中、外資による買収を回避するため、株式持合いと併せて導入が進められた。もちろん、表面的には愛社精神の高揚とか、従業員の財産形成といった側面が強調されたが、給与所得と財産形成が同じところに依存することで所得リスクが高まること自体は好ましいものではない。他方、安定株主層形成という側面は、後述するように、その後も長く従業員持株会制度を経営側が維持してきた中で、あるいは上場会社の導入率が9割を超えてくる中で、ウエイトは低下しつつも最も重要視された側面であると見られる。近年でも、株主持合いが縮小していく中で、長期保有が期待できる従業員持株会の企業側にとっての意義は過小評価できない。

他方、従業員の自社株保有によるインセンティブ付与については、後述するように海外では多くの学術研究によって取り上げられてきたにも拘らず、日本国内にはこうした知見の蓄積は十分には伝えられてこなかったように思える。従業員持株会制度はいくつかの経路を通じて、参加する従業員の行動に変化を起こしうる。まず、株主としての視点を持つことで、企業価値に配慮した行動を取ることを促す。これは株主

との利害対立を弱め、部門間職能間の調整を容易にする。生産性改善のための活動などにも積極的に参加する動機づけを与えるだろう。二つ目に、従業員が株主になることによって、企業と従業員の間で形成される関係的契約の範囲が広がり、従業員と経営陣双方のコミットメントが高まるという効果も期待できよう。ビジネススクールのケーススタディなどでも、従業員と経営陣/株主はパートナーであるという企業文化を醸成するための補完的なプラクティスとして、しばしば ESOP が奨励される。三つ目に、株主となった従業員は、内部の監視人として、お互いをモニタリングすると同時に、従業員組合等を通じ、経営陣に対する規律付けのための影響力を行使することも可能となるかもしれない。

本研究は、東京証券取引所が収集してきた 25 年間にわたる従業員持株会状況調査の結果を用いて、東京証券取引所上場会社を対象に、主としてインセンティブ付与を通じた効果を計測したものである。従来の研究の多くが従業員持株制度（国内外の様々な制度を総称して）の導入企業と未導入企業あるいは導入前と導入後の比較（経済学でいう extensive margin の効果）を行うのに対し、本研究では、すでに導入している企業における参加状況の進展の影響（intensive margin の効果）を評価した。また、参加の幅（参加率）と深化（一人当たり保有金額）と保有比率（総発行株数に対する持株会保有株数の割合）の 3 つの軸で参加状況を図ることにより、その経路についても含意を得ることが可能になった。従業員持株会状況調査の持つ参加状況の詳細な情報によって始めてこうしたアプローチが可能になったと言える。

具体的には、以下の 3 つの研究課題について分析を行った。まず、従業員の持株会参加に大きな影響を与える奨励金は、どのような企業属性が影響を与えているのか、また従業員の参加行動にどの程度影響を与えているか評価を行った。この分析は、従業員持株会制度の生産性への影響を正しく測るためにも必要な前段階の分析となる。

次に、従業員持株会の参加状況が、生産性、賃金、収益性、および株価に対し平均的にはどのような影響を与えているか推計を行った。その際に、一人当たり保有金額、参加率、従業員持株会の保有比率という尺度の異なる 3 つの持株会参加度指標を通じた影響を捉えた。特に、後述するように、従業員持株会には、正と負の互いに相殺し合う効果も予想されるため、複数の尺度を使うことによって、上記の二つの効果を分離することが可能となりうる。

最後に、従業員持株会参加状況が企業業績指標に与える影響は、株式市場からの圧力（主として所有構造/投資家別保有比率によって決まる）や企業特性によって、どのように異なるか、効果の異質性を測る試みを行った。例えば、株主総会での決議（voice）や市場での売買（exit）を通じて経営への影響力を持つ機関投資家や海外投資家の増加は、生産性向上から生まれる経済的価値を労使で分ける際の交渉力に影響を与えるため、従業員の会社への貢献意欲や労使間で形成される関係的契約に影響を

与える。また、若い企業や小さい企業では、従業員間の相互のモニタリングがより有効に働く分インセンティブ効果が強く出る可能性がある一方、古い企業や大企業では、経営陣の従業員に対するコミットメントがより強く働くかもしれない。こうした違いは、当然従業員持株会の効果に多様性をもたらすと予想された。

こうした分析を通じた本研究の貢献は、主として、以下の3つにまとめられる。一つ目に、大企業の代表的サンプルのパネル・データ（複数時点の観測から時系列変化を追えるもの）を用いて、従業員持株会への参加が生産性に対して、平均では正の効果を持つことを確認した。これまで、欧米での研究を含め、先行研究の多くが、クロスセクション・データ（一時点における観測のみ）を用いたものか、もしくは小規模のサンプルを用いた研究が多かった。そのため、こうした研究の多くが、後述する内生性バイアスやセレクションバイアスという問題を抱えていた。本研究では、従業員持株会状況調査の詳細な時系列情報を用いることで、因果関係をより正確に捉えたバイアスの小さな分析を行うことが出来たと考える。

二つ目に、従業員持株会が生産性に対して影響を与える経路について、重要な示唆に富む結果が得られた。すなわち、生産性に対する効果は、主として、一人当たり保有金額の増大を通じてであり、参加率や持株会保有比率の上昇との関係は薄い。これも、多くの先行研究と異なり、制度の有無（extensive margin）ではなく、参加の度合い（intensive margin）に注目することで得られた結果である。

三つ目に、所有構造（投資家別保有比率）や企業特性などと従業員持株会の効果についても新規性のある分析を加えることが出来た。驚いたことに、機関投資家保有比率や海外投資家保有比率が高い企業ほど従業員持株会の生産性に与える影響が大きかった。従業員参加へのコミットメントと株主によるモニタリングが、経営陣の規律付けを高める上で補完的な役割を担っている可能性を示唆している。

2. 先行研究

従業員持株制度が生産性に与える影響は、十分に分かっているとは言い難い。欧米を中心とする研究の成果は、企業業績に対し正の影響を示すものが多いが、負の影響を示すものも混在している。正の相関を見つけた研究としては、Estrin, Grout and Wadhawani (1987), Quarrey and Rosen (1987), Jones and Kato (1993, 1995), Park and Song (1995), Blair, Kruse and Blasi (2000)などがあり、逆に、負の相関を見つけた研究には、Livingston and Henry (1980), Heinfelt and Curcio (1997), Faleye, Mehrotra and Morck (2006)などがある。また、ほとんどの研究はクロスセクション・データで従業員持株制度の導入企業と未導入企業を比較したものであり、従業員持株制度の採用は内生であることから、内生性バイアスが生じている可能性が高い。例えば、成長機会が多い企業ほど従業員持株制度を導入する傾向が強ければ、従業員持株制度を導入した企業ほど生産性が高いという結果が出やすい。また代表制に

欠けたサンプルを用いた分析も少なくなく、その場合、特定のサンプル源や特定の企業特性に関連した従業員持株制度の効果を測定していることになり、セレクション・バイアスの補正が必要となる。代表的サンプルのパネル・データを用いて、内生性バイアスを除去する工夫を行ったものとしては、日本のデータを用いた Jones and Kato (1995) や米国データを用いた Kim and Ouimet (2014) など数が少ない。

仮に従業員持株制度の活用にはトレードオフがあり、正の効果と負の効果の両方が働いているとすると、従業員による自社株保有の度合いの違いによって、正の効果が強く現れたり、負の効果が強く観測されたりするかもしれない。実際、Guedri and Hollandts (2008) 等は、従業員保有比率と企業業績の間の関係は逆U字カーブを描くという仮説を立て、フランスの代表的企業 250 社から構成される株価指数に含まれる 230 社のクロスセクション・データを用い、仮説と整合的な結果を得ている。彼らの投下資本利益率 (return on invested capital) を被説明変数とするモデルによると、従業員保有比率が企業業績に与える影響は、1.67%までは単調に増加し、その後下落する。Kim and Ouimet (2011) は、米国企業のパネル・データを用いて、従業員持株制度の導入効果は、その保有比率が5%を下回る場合には、賃金と企業価値に平均で有意に正の影響を与えるが、5%を上回る場合には、正の効果が負の効果に相殺され、賃金と企業価値に対する影響は中立的となることを示した。こうした従業員保有への参加の度合いに応じて、正に出るか負にでるか影響が変わってくる場合は、単なる制度の有無の影響 (extensive margin) を評価するだけでなく、制度の対象者、参加者、実際の保有金額やシェアを含めた参加状況に応じた影響 (intensive margin) の計測が必要になるが、後者の詳細な研究はこれまで少なかった。

唯一コンセンサスが成立していると考えられるのが、従業員の株式保有が、従業員の帰属意識、勤労意欲、満足度、協力や情報共有など対して平均ではプラスの影響を及ぼすということであろう (Long 1978, Pierce, Rubenfeld and Morgan 1991, Klein 1987, Mitchell, Lewin and Lawler 1990, Frohlich, Godard, Oppenheimer and Starker 1998)。

また、従業員持株会制度を安定株主層形成策として用いてはいけないという含意を持つ研究も多い。例えば、Lichtenberg and Pushner (1994), Hiraki, Inoue, Ito, Kuroki, and Masuda (2003)、Miyajima and Kuroki (2007) は、日本企業について、安定株主の規模と企業価値の間には負の相関があることを示している。また、Gordon and Pound (1990)、Dhillon and Ramirez (1994) などは、米国のデータを用い、ESOP の濫用と企業価値の間に負の相関を見出している。

3. 理論的背景

本節では、実証分析を解釈する際に欠かせない理論的背景について整理したい。前述の Guedri and Hollandts (2008) で紹介したように、従業員の資本参加は、生産

性に対し、正の効果と負の効果を及ぼしうる。それぞれの経路をまず整理してみよう。

正の効果としてまず指摘されるのは、全社的なインセンティブの供与が、企業価値向上を図る意思決定や生産性向上活動への参加を奨励し、部門間での協力強化や利害調整を容易にする（アライメント効果、チームインセンティブ効果）。こうした効果は、企業にとって、より多くの情報共有や権限移譲を行うことを最適とする。2つ目に、従業員が株主となることによって、企業と従業員との維持可能な関係的契約の範囲が広がり、従業員のコミットメントと忠誠心が向上し、これが更に離職や欠勤の減少につながる。離職率の減少はトレーニング（人的資本投資）のリターンを高め、企業特殊的人的資本の蓄積を促進する。最後に、しばしば先行研究で指摘されるのは、従業員の資本参加によるピアモニタリング（相互監視）効果である。通常チームインセンティブの下ではフリーライディング（ただ乗り）が生じ易いが、相互監視が働きピアプレッシャーが規律付けとして働けば、生産性が向上する場合もある（Knes and Simester 2001）。このメカニズムは、相互監視が可能なサイズのチームが組織化されており、かつ同僚との長期的な関係が期待される場合に働く（Che and Yoo 2001）。

逆に、負の効果としては、二つの説明がある。まず、従業員が株主となり、その発言力が高まったり、労使の関係的契約が強化されたりすることで、経営陣が従業員利益により配慮した意思決定を行う傾向が強まる。これは、過度の雇用保障、高い従業員待遇の維持、リスク回避的な投資姿勢を生み出し、人員整理、事業転換、組織リストラチャリングが遅れる傾向を助長する。もう一つの理論は、塹壕（エントレンチメント）効果である。従業員持株会が、安定株主として経営陣を支持する投資家層に加わるので、市場の圧力が弱まり、経営陣に対する規律が働かなくなる可能性が生ずる。

上記の効果のうち、正の効果は、一人当たり保有金額や参加率に比例する形で増え、負の効果は発行残高に占める持株会保有比率に応じて強まる可能性が高い。したがって、複数の指標を使うことによって、正と負の効果を分離することができるかもしれない。

4. データ

使用した従業員持株会データは、東京証券取引所が収集した従業員持株会状況調査の結果を利用している。1989-1998年度については、調査主体は全国証券取引所協議会で、元々は全上場会社が対象であるが、提供を受けたのは、東京証券取引所に上場している会社のみである。1999-2013年度については、東京証券取引所が単独で行った調査に基づき、同様に同取引所の1部、2部、マザーズに上場している企業が対象となっている。

表1：従業員持株会状況（3月末集計値）

年度	集計社数	情報ソース	時価総額 (百万円)	持株会保有 (百万円)	従業員数合計	持株会加入者数	持株会 保有比率	平均保有金額	参加率 (比率)
1989	1610	日本証券業協会	491,454,697	3,824,013	4,896,322	2,346,846	0.85%	1,629,426	43.7%
1990	1632	日本証券業協会	443,699,290	3,514,292	5,090,493	2,435,514	0.86%	1,442,936	43.9%
1991	1641	日本証券業協会	320,567,013	2,716,921	5,171,224	2,458,285	0.91%	1,105,210	43.6%
1992	1654	日本証券業協会	326,377,202	3,024,259	5,296,234	2,522,847	1.02%	1,198,748	43.7%
1993	1674	日本証券業協会	363,299,411	3,469,752	5,389,008	2,561,426	1.05%	1,354,618	43.5%
1994	1691	日本証券業協会	309,652,186	3,033,109	5,323,106	2,545,971	1.07%	1,191,337	43.6%
1995	1723	日本証券業協会	386,096,273	3,863,786	5,232,264	2,507,113	1.14%	1,541,130	43.9%
1996	1774	日本証券業協会	335,216,817	3,387,173	5,148,180	2,535,186	1.19%	1,336,065	45.2%
1997	1808	日本証券業協会	313,980,311	3,150,328	5,085,402	2,516,884	1.31%	1,251,678	45.0%
1998	1848	日本証券業協会	339,553,792	3,442,277	5,007,586	2,473,051	1.46%	1,391,915	45.1%
1999	1564	野村、大和、大和 SMBC	265,692,276	2,364,133	2,876,039	1,454,146	2.01%	1,625,788	52.1%
2000	1493	野村、大和、大和 SMBC	199,197,878	2,020,294	2,617,124	1,437,322	2.08%	1,405,596	54.4%
2001	1455	野村、大和、大和 SMBC	180,913,648	1,874,447	2,602,741	1,417,856	2.04%	1,322,029	53.6%
2002	1465	野村、大和、大和 SMBC	140,413,443	1,529,042	2,613,817	1,421,096	2.06%	1,075,960	56.5%
2003	1317	野村、大和、大和 SMBC	227,569,713	2,306,998	2,669,641	1,382,003	1.81%	1,669,315	60.3%
2004	1303	野村、大和、大和 SMBC	230,871,935	2,331,182	2,642,577	1,349,771	1.66%	1,727,095	69.7%
2005	1409	野村、大和、大和 SMBC	363,177,937	3,250,850	2,810,041	1,421,425	1.56%	2,287,036	56.1%
2006	1458	野村、大和、大和 SMBC	370,911,690	3,130,384	2,831,812	1,461,577	1.50%	2,141,785	67.4%
2007	1412	野村、大和、大和 SMBC	276,104,444	2,328,961	3,176,989	1,550,285	1.47%	1,502,280	64.4%
2008	1655	野村、大和、大和 SMBC、三菱 MS、みずほ	191,862,025	1,795,294	3,290,138	1,729,167	1.62%	1,038,242	84.0%
2009	1688	野村、大和、大和 CM、三菱 MS、みずほ	259,740,185	2,394,546	3,690,504	1,770,472	1.71%	1,352,490	64.2%
2010	1670	野村、大和、大和 CM、三菱 MS、みずほ	237,627,820	2,361,294	3,977,930	1,797,208	1.83%	1,313,868	58.6%
2011	1620	野村、大和、大和 CM、三菱 MS、みずほ	232,806,996	2,572,036	3,919,667	1,840,247	1.83%	1,397,658	56.3%
2012	1805	野村、大和、三菱 MS、みずほ	298,901,044	3,225,542	4,388,523	1,903,999	1.91%	1,694,088	51.6%
2013	2536	野村、大和、三菱 MS、みずほ	364,665,669	3,589,945	4,910,300	2,002,191	2.09%	1,793,008	48.0%

従業員持株会状況調査は、主要証券会社からのデータ提供に基づき、今回の研究では、大和証券、野村證券、みずほ証券および三菱UFJモルガン・スタンレー証券の4社と事務委託契約を締結している従業員持株制度を有する企業が対象である。³

これは、従業員持株会制度を導入している東京証券取引所上場会社の約8割をカバーしていると推定される。⁴ 表1に、従業員持株会状況調査の集計値をまとめた。

このデータに、日経NEEDSの事業会社財務データ、株式データ、コーポレートガバナンス評価システム、早稲田大学宮島研究室で構築したコーポレートガバナンスデータ、および日本政策投資銀行の企業財務データバンクを接合して分析を行った。重要なデータが欠損している企業、および持株会社を除く、1,613社（観測数20,207）が最終的な分析の対象となる。

まず、従業員持株会状況調査の情報を元に、分析に用いた主要な変数をどのように作成したか、説明を加える。従業員持株会状況調査は、各社ごとに、持株会参加者数、従業員数、持株会保有株数、発行株総数、持株会保有株時価総額、発行残高時価総額、奨励金などの3月末日時点の情報を含んでいる。そのうち、奨励金については、1994年度から収集が始まったが、1998年度についてはデータが存在しなかった。

従業員数は、単体つまり実施会社のみで子会社などの従業員は含まない。しかしながら、従業員持株会はしばしば子会社、孫会社の従業員も参加資格を与えられることが多いため、実際の会員資格保有者は多くの場合、ここでいう従業員数よりも多い。残念ながら、会員資格保有者総数は調査項目には入っていないため、参加率を計算する際に、 $\text{参加率} = \text{参加者数} \div \text{会員資格保有者総数}$ であるべきところを、我々は、 $\text{参加率} = \text{参加者数} \div \text{実施会社の従業員数}$ で定義している。したがって、参加率は過大になっており、単体と連結の規模の差が大きい企業ほど、参加率は過大に現れていることに留意が必要である。従業員の持株会への参加の程度を測る指標として、さらに従業員一人当たり保有金額、参加者一人当たり保有金額を使用している。これらの変数の間には、

$$\begin{aligned} \text{従業員一人当たり保有金額 (円)} &= \frac{\text{持株会保有株時価総額}}{\text{従業員数}} \\ &= \frac{\text{持株会保有株時価総額}}{\text{参加者数}} \times \frac{\text{参加者数}}{\text{従業員数}} = \text{参加者一人当たり保有金額 (円)} \times \text{参加率} \end{aligned}$$

という関係が成立する。また、持株会保有比率は、

$$\text{持株会保有比率 (\%)} = \frac{\text{持株会保有株数}}{\text{発行株総数}}$$

³ 本研究の目的が東京証券取引所の調査目的に合致し証券市場の発展にも寄与するという点にご理解を頂き、データの学術研究利用にご賛同頂いた証券会社から提供されたデータのみアクセスを許された。

⁴ その他の証券会社、信託銀行などと事務委託契約を締結している企業が約2割程度という東京証券取引所および証券業界関係者の推定に基づく。

図1：従業員持株会参加状況の変化（全サンプル集計）

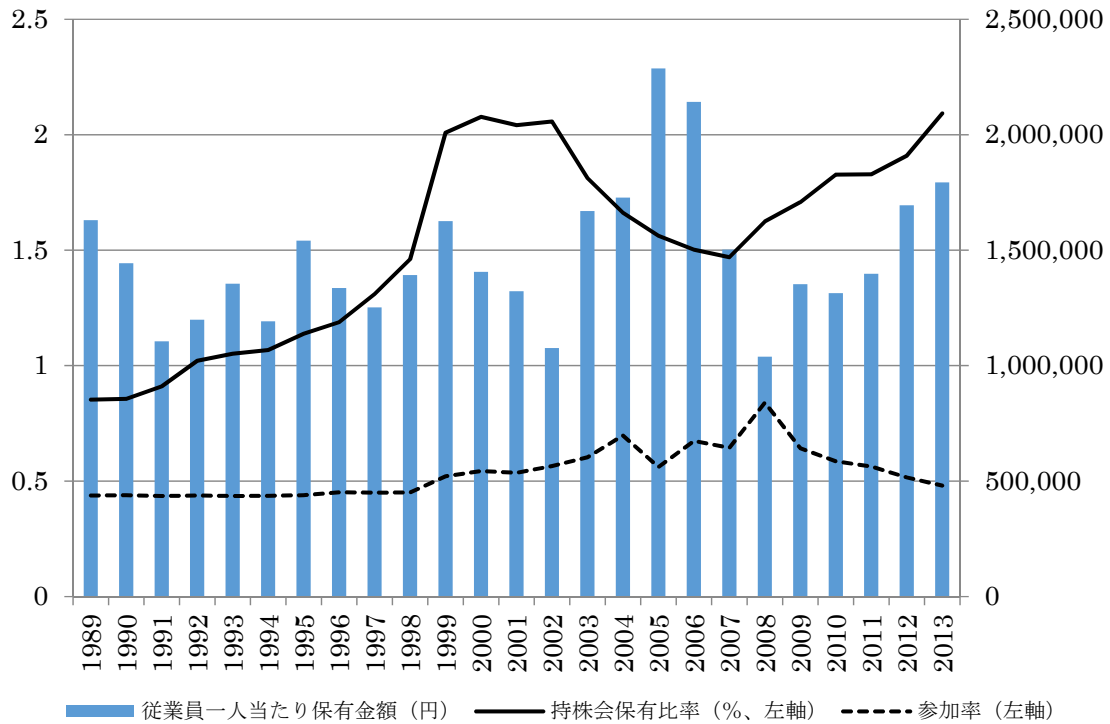
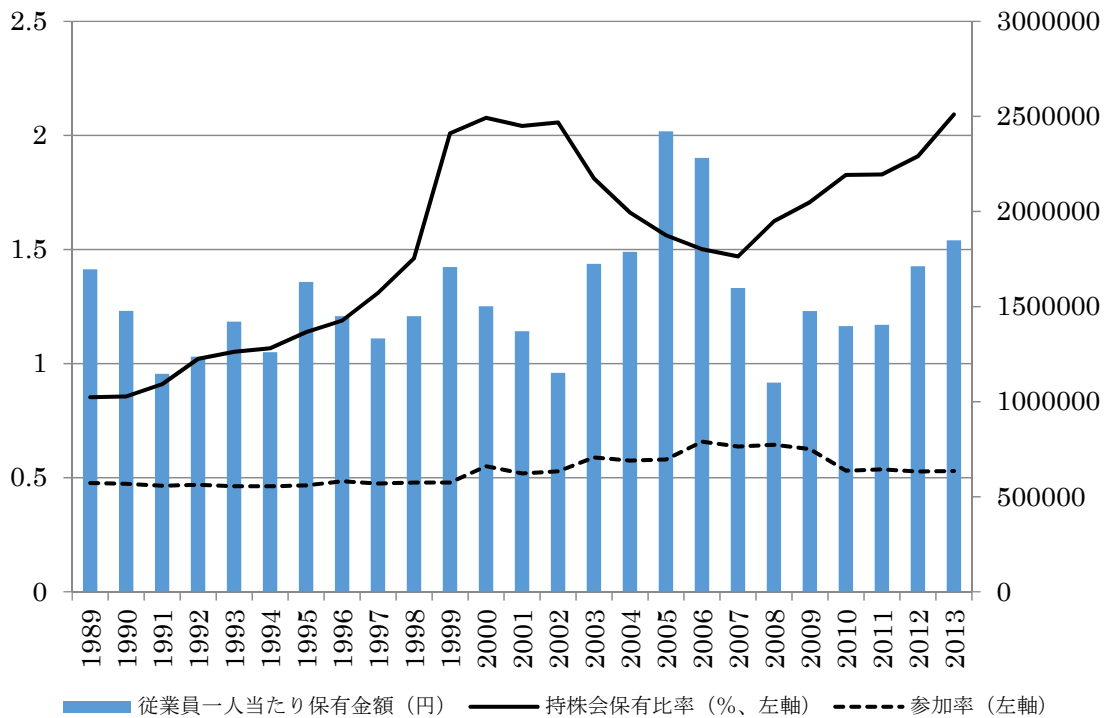


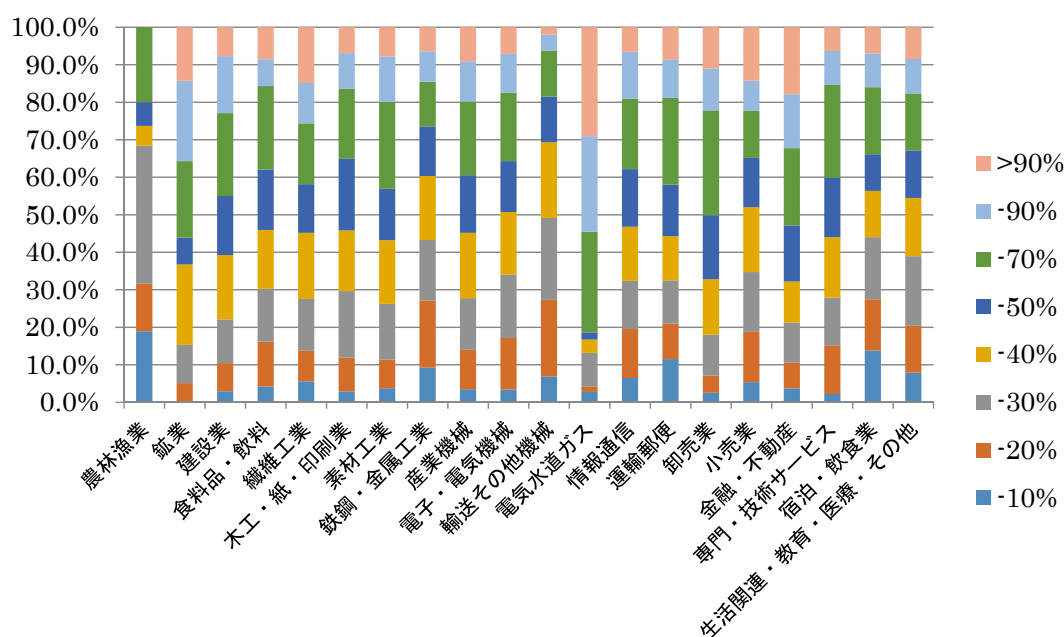
図2：従業員持株会参加状況の変化
(25年間欠損のない572社のみ)



で計算している。

図1は、これらの指標の時系列変化を示したものである。観測期間途中で入れ替わりが相当数あるため（いわゆるバランスしたパネルデータではない）、観測期間中欠損値がない企業のみを対象にしたグラフが図2である。図1に含まれていて図2に含まれない企業の多くが、新興企業、統廃合や倒産を経験した企業、従業員持株会の設立が1990年代以降となる企業などである。ただし、両図を比べるとパターンは、ほとんど変わらない。興味深いのは、持株会保有比率で見ると、株価が低い時期には上昇し、株価が高くなると比率が下がる、いわゆる「逆バリ」の投資パターンが見られることである。株価が下降トレンドを描いた1989-2002年の間、ほぼ一貫して保有比率の上昇傾向が見られる。その後、株価は上昇トレンドに入り、2007年に世界金融危機（いわゆるリーマンショック）で株価も急落するまでは、持株会保有比率も減少傾向を示している。長期投資を目的として設計された従業員持株会を通じた投資は、年度中毎月一定の積立金を自動的に自社株に振り向け、単位株数に達するまでは売却も出来ない。したがって、株価が低い時期には積み立てが進み、株価が上がると売却や積立金の減額が選択されるのは、合理的であるが、それがデータで確認できる。他方、参加率を見ると、これとは逆の動きを辿る。株式市場が低調であった1990-2002年の間、参加率は図2の系列で見ると50%近辺に留まったが、株価が上昇に転じると次第に参加者が増え、2006年には6割を超えた。しかし、世界金融危機で株価が急落し低迷期に入ると、再び減少し、2010年までに5割の水準に戻った。これを見ると、参加自体が株価に左右されない長期保有を目的とするコアの参加者と、株価によって入会や脱退を行う、より短期の値上がり益に反応するマージナルな参加者がいるよう

図3：産業別参加率



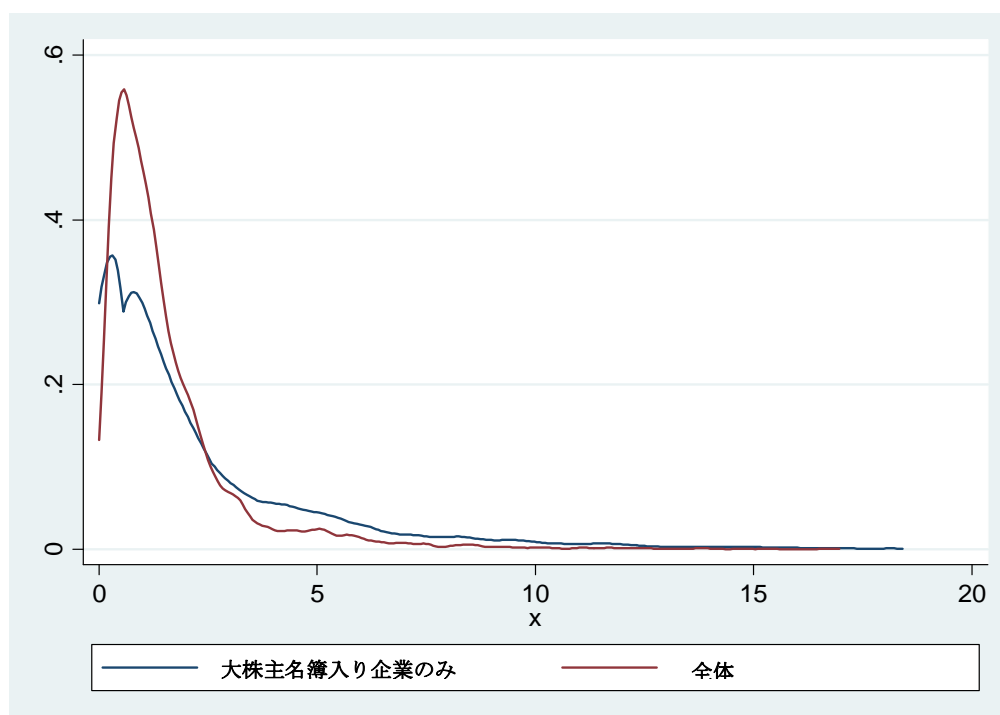
にも見える。

参加率がどのように分布しているか、産業別に見たものが図3である。電気水道ガスの参加率が最も高く、金融不動産、鉱業などがついで高い。電気水道ガスが高いのは、比較的収益が安定していて投資リスクが小さいことが寄与していると思われる。製造業の中で特筆すべき違いはない。従業員持株会の保有比率は、平均で見ると、概ね1-2%で推移している(図1)。ただし、図4に見られるように、全体の分布を見るとかなり左に偏っている。過去平均で1%に満たない企業が半分近くある。持株会保有比率の全期間を通じての平均値は、1.53%、中央値は1.02%、持株会保有比率がブロックホルダーの指標とされる3%(あるいは5%)を超えるケースは、全体の12.4%(4.5%)である。多くの企業にとって、安定株主としての役割は非常に限定的と判断してよからう。

5. 奨励金の決定要因

奨励金については、学術的な先行研究が管見の限り全くないので、ここで詳しく解説を加えたい。奨励金は、拠出金に対し、実施会社から参加者に対し支給される金額であり、表2に見られるように、拠出金の5%というのが最も一般的である。⁵ つまり、従業員持株会参加者が、毎月1万円を積み立てたとすると、雇用主である実施企業は毎月500円拠出し、合計1万500円が自社株に投資される。この500円は、税法上給与所得と

図4：従業員持株会保有比率の分布（横軸は%、縦軸は密度）



⁵ この金額には、買付手数料や事務委託手数料に対する補助は含まれない。

表 2：奨励金分布の推移

奨励金	1994	1995	1996	1997	1999	2000	2001	2002	2003	2004
0%	203 12.0%	202 11.7%	192 10.8%	179 9.9%	125 8.0%	106 7.1%	101 6.9%	107 7.3%	92 7.0%	81 6.2%
-3%	70 4.1%	70 4.1%	79 4.5%	83 4.6%	85 5.4%	92 6.2%	88 6.0%	85 5.8%	67 5.1%	68 5.2%
-5%	816 48.3%	844 49.0%	887 50.1%	914 50.6%	889 56.8%	820 54.9%	782 53.7%	782 53.4%	672 51.0%	653 50.1%
-10%	579 34.2%	586 34.0%	596 33.7%	610 33.8%	444 28.4%	446 29.9%	454 31.2%	460 31.4%	453 34.4%	467 35.8%
-20%	22 1.3%	18 1.0%	16 0.9%	18 1.0%	21 1.3%	28 1.9%	29 2.0%	31 2.1%	33 2.5%	34 2.6%
-50%	1 0.1%	1 0.1%	1 0.1%	1 0.1%	0 0.0%	1 0.1%	1 0.1%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%
-100%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%	0 0.0%
Total	1,691	1,721	1,771	1,805	1,564	1,493	1,455	1,465	1,317	1,303

奨励金	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
0%	84 6.0%	97 6.7%	90 6.4%	109 6.6%	124 7.3%	81 4.9%	78 4.8%	85 4.7%	96 3.8%
-3%	73 5.2%	63 4.3%	55 3.9%	68 4.1%	66 3.9%	71 4.3%	69 4.3%	82 4.5%	141 5.6%
-5%	702 49.8%	696 47.7%	613 43.4%	711 43.0%	720 42.7%	713 42.7%	662 40.9%	753 41.7%	1141 45.0%
-10%	493 35.0%	534 36.6%	575 40.7%	671 40.5%	688 40.8%	710 42.5%	709 43.8%	775 42.9%	990 39.0%
-20%	54 3.8%	66 4.5%	75 5.3%	90 5.4%	84 5.0%	88 5.3%	93 5.7%	100 5.5%	148 5.8%
-50%	2 0.1%	1 0.1%	2 0.1%	4 0.2%	3 0.2%	5 0.3%	7 0.4%	7 0.4%	15 0.6%
-100%	1 0.1%	1 0.1%	2 0.1%	2 0.1%	3 0.2%	2 0.1%	2 0.1%	3 0.2%	5 0.2%
Total	1,409	1,458	1,412	1,655	1,688	1,670	1,620	1,805	2,536

して扱われ、税制上の優遇措置は与えられていない。また、近年、未だ少数派ではあるものの、拠出金を引き上げる企業も増えており、10%超の企業の比率は1994年の1.4%から2013年の6.6%へ、拠出金を100%とする企業の数もゼロから2013年時点で4社（50%超100%以下の範囲には5社）ほど出てきている（表2参照）。こうした変化の背景には、奨励金付与についての法律上の論議が収束したことも影響を与えている。⁶

従業員の資本参加に積極的な企業がどのような戦略の下、いかなる目的からこうした政策を打ち出しているのか興味深い。奨励金の変更は、毎年3-7%の企業が行っているが（表3）、必ずしもすべてが恒久的な変更ではなく、内部留保の減少に応じて奨励金の原資が減ったために一時的に奨励金を削るという場合も少なからず存在する。他方、奨励金を観測期間中一回も変更しなかった企業が3,964社中2,990社あり、4社に3社が奨励金の変更を経験していない。

奨励金がどのような要因によって変更されるのか、簡単な分析を行った。表4にその結果をまとめた。最初の列が最小二乗法（OLS=ordinary least squares）モデル、次の2列が固定効果（FE=fixed effects）モデルである。最小二乗法（OLS）の結果

表3：奨励金の変更頻度

年度	奨励金引下げ	奨励金変更無	奨励金引上げ	合計
1995	28	1,631	24	1,683
1996	23	1,654	35	1,712
1997	21	1,688	48	1,757
2000	43	1,332	70	1,445
2001	25	1,382	51	1,458
2002	30	1,502	48	1,580
2003	18	1,529	36	1,583
2004	12	1,401	54	1,467
2005	10	1,384	82	1,476
2006	41	1,676	91	1,808
2007	9	1,360	80	1,449
2008	24	1,402	56	1,482
2009	35	1,626	30	1,691
2010	30	1,651	90	1,771
2011	16	1,593	48	1,657
2012	15	1,617	28	1,660
2013	17	1,706	49	1,772
通年	181	2,990	793	3,964

注：1998年度の奨励金の情報が欠損しているため、1998-1999年度の前年比変更の情報は計算できない。

⁶ 過去においては、高率の奨励金付与が、株主平等の原則に抵触する、あるいは株主の権利行使に関する利益供与（商法294条ノ2）になるのではないかという法律上の懸念事項があったが、現在では持株会会員に自らの意志に基づく議決権行使が保障されている限り問題ないとの見方が一般的である。詳しくは元村（2004）参照。

表4：奨励金の決定要因

説明変数	(1) OLS	(2) FE	(3) FE
従業員数（対数）	-0.270*** (0.082)	0.217*** (0.059)	0.221*** (0.059)
企業年齢（対数）	0.057 (0.153)	0.163 (0.219)	0.151 (0.219)
同産業内他社奨励金平均	0.120** (0.0489)	0.0179 (0.0188)	0.0187 (0.0188)
超過投資収益率（%）	-0.0369 (0.0739)	-0.111*** (0.0420)	
同産業内他社超過投資収益率平均			-0.169** (0.079)
純負債比率	-0.485 (0.346)	-0.597*** (0.167)	-0.580*** (0.167)
ストックオプション導入ダミー	0.294* (0.1780)	-0.0921 (0.0622)	-0.0881 (0.0622)
安定株主比率（%、持株会除く）	-0.0183*** (0.0058)	-0.00784*** (0.0018)	-0.00786*** (0.0018)
観測数	15,768	15,768	15,766
決定係数	0.038	0.079	0.079
企業数	1,612	1,612	1,612

は、企業間比較の傾向が強く反映されるが、固定効果モデル（FE）では、同一企業の時系列変化における変数間の相関が捉えられる。前者では従業員数と奨励金の間に負の相関があるものの、時系列変化との比較では、正の相関がみられる。これは、成長企業は奨励金の引き上げに積極的で、成長力が落ちた大企業では奨励金を据え置く傾向があることを示唆している。

また、奨励金に関し、同業他社と同じ水準に設定しようという横並び意識が働くのではないかという予想から、同業他社の奨励金を説明変数に加えた。しかし、最小二乗法（OLS）では有意な正の関係が見られたが、固定効果モデル（FE）では有意な関係は認められなかった。この結果は、同一産業内では同じ技術や経営環境に直面する傾向があるため、企業間の比較では有意な相関が認められるものの、時系列変化をみると、同一産業内で奨励金を合わせようという行動は見られないことを意味する。超過投資収益率は、当該企業のそれを説明変数に入れた場合でも、同業他社企業の超過投資収益率平均を入れた場合でも、奨励金と負の相関があることが分かった。この結果は、投資機会が増大している産業では、株価上昇期待が生まれるため、従業員の自社株投資意欲は強く、奨励金を下げても保有比率を維持できるという判断が働いたと考えられる。

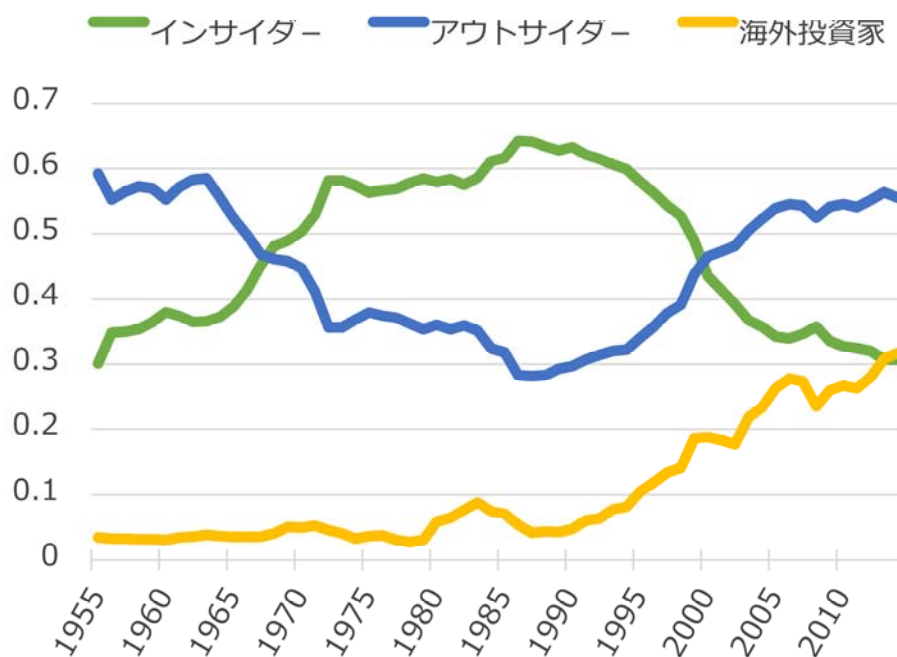
さらに、純負債比率と奨励金の間には負の相関があり、固定効果モデル（FE）では1%の水準で有意である。純負債比率の上昇は、奨励金原資であるキャッシュフローの

減少を通じて、奨励金を押し下げる働きを持つのかもしれない。

最後に、安定株主比率は、最小二乗法 (OLS) でも固定効果モデル (FE) でも 1% 有意で奨励金と負の相関がある。安定株主を、都銀、地銀、生損保、その他金融機関、事業法人等の合計と大雑把に定義して計算すると、安定株主比率は、ピークの 65% 弱から直近では 30% 程度まで低下している (図 5 参照)⁷。こうした持合いやメインバンクの解消に伴う安定株主比率の減少は、やはり相当数の企業の経営陣にとって懸念材料であり、従業員持株会の奨励金を増やすことで安定株主の維持を図る措置を取っていることがわかる。表 4 の固定効果モデル (FE) の結果の安定株主比率の係数 $-0.00784 \sim -0.00786$ というのは、安定株主比率が 10% 低下した場合、奨励金を 0.8% 引き上げる (あるいは大体 6 社に 1 社が奨励金を 5% 引き上げる) 程度のインパクトを持つことを意味する。

次に奨励金が、従業員持株会への参加にどのような影響を与えているか、前節で導

図 5：所有構造の推移



出所：東京証券取引所『株式分布状況調査』より著者作成。

注：調査対象は、全国証券取引所上場会社（旧店頭市場を除き、マザーズ、ジャスダック、ヘラクレス等の新興市場を含む）。保有比率は、原則、市場価格ベースで計算されたものを表示。データが取得できない1969年度以前は、株数ベースで計算されたもので、保有比率の変化幅の情報を失わないように補完。インサイダーは、都銀・地銀等、生損保、その他金融機関、事業法人等の保有比率合計。アウトサイダーは、外国人、個人、投資信託、年金信託の保有比率合計。1970年度から1985年度は、都銀・地銀等のみの保有比率が取得できないため、都銀・地銀等と信託銀行の保有比率合計に占める都銀・地銀等の保有比率が、1986年度のものと同であると仮定して、都銀・地銀等の保有比率を試算。さらに、1965年度以前は、金融機関保有分の内訳も取得できないため、1966年度の内訳に基づいて、各投資主体の保有比率を試算。

⁷ この時期の株式所有構造の変化とその帰結については、宮島・保田（2015）、および Miyajima and Ogawa (2016) 参照。

表5：奨励金の効果（固定効果モデル）

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	従業員一人当たり保有 金額（対数）	参加者一人当たり保有 金額（対数）	参加率（対数）	持株会保有比率	平均年間積立金額
従業員数（対数）	-0.229*** (0.018)	0.0867*** (0.015)	-0.315*** (0.011)	0.242*** (0.022)	45,920*** (16269)
企業年齢（対数）	-0.922*** (0.080)	-0.678*** (0.067)	-0.245*** (0.052)	-0.201** (0.098)	-155,250** (73593)
資本労働比率	0.000247*** (0.000052)	0.000016 (0.000044)	0.000232*** (0.000033)	-0.000116* (0.000064)	-11.55 (47.62)
連結単体比率 （従業員数）	0.0310*** (0.0027)	0.0109*** (0.0023)	0.0200*** (0.0018)	-0.0158*** (0.0034)	2,653 (2511)
純負債比率	-0.488*** (0.037)	-0.513*** (0.031)	0.0252 (0.024)	0.432*** (0.045)	12,426 (33924)
TOPIX 利回り	0.0820*** (0.0279)	0.0526** (0.0236)	0.0294 (0.0180)	0.0949*** (0.0344)	-181,998*** (25742)
奨励金	0.0217*** (0.0019)	-0.00809*** (0.0016)	0.0297*** (0.0012)	0.00810*** (0.0023)	5,189*** (1739)
観測数	16,176	16,176	16,176	16,176	16,176
決定係数 (within)	0.282	0.313	0.122	0.092	0.021
企業数	1,627	1,627	1,627	1,627	1,627

入した変数を用いて、その影響を測った。表5に、奨励金を説明変数に持つ5つの固定効果モデルの推計結果をまとめた。被説明変数は、従業員一人当たり保有金額、参加者一人当たり保有金額、参加率、持株会保有比率、平均年間積立金額である。年間積立金額は、 $\text{年間積立金額} = \frac{\text{持株会保有株数期中増分} \times \text{年度末株価}}{\text{参加者数}}$ で概算した。表5の分析で明らか

のように、奨励金は内生変数なので、何らかの内生性バイアスが生じていることはほぼ確実である。しかし、自社・他社を含め産業における超過投資収益率の上昇が奨励金を有意に押し下げていることを考慮すると、負のバイアスを受けていることが予想される。そうであれば、奨励金の引き上げが従業員持株会への参加に正の影響を与えている結果は、控えめな推計であり、実際の効果はより大きいと考えられる。

係数は概ね予想された符号をすべて1%有意で持つ。奨励金が5%引き上げられると、従業員一人当たり保有金額は11%増加し、参加者一人当たり保有金額は、4%減少する。また、同様に、5%の奨励金の上昇は、参加率の15%の上昇（百分率ポイントの上昇ではないことに留意。つまり元の水準が30%なら、 $30\% \times 15\% = 4.5\%$ の上昇）、持株会保有比率の0.041%上昇、年間積立金額の26,000円上昇をとまなう。これらの数字は、合理的な予想の範囲内であるが、先に述べた理由から、実際のインパクトはもう少し高いと考えられる。参加者一人当たり保有金額が減少しているのは不思議ではない。何故なら、奨励金の引き上げは、保有残高がゼロからスタートする新規参加者を増やすため、参加者一人当たりの平均では保有金額が減少するからである。

6. 推計方法

従業員持株会が、生産性や企業業績に与える影響は、かなり厄介である。従業員持株会への参加は、経営陣が選択する奨励金の大きさや、従業員本人が抱く雇用主企業の将来業績予測や株式市場全体のトレンドなど、複数の要因によって決まってくるからである。従業員持株会への参加が内生変数であると、最小二乗法で仮定される、説明変数と誤差項が独立であるという仮定が満たされない。

最初のスタンダードな対応として、固定効果モデル(FE)があるが、時間によって普遍的な企業属性（経営者の経営方針を含む）による影響を除去するだけで、企業業績や株式市場の将来予測など時間によって変化する要因によって生じる従業員持株会参加と企業業績の間の疑似相関を補正することは出来ない。そこで、固定効果モデルに加えて、操作変数を用いた固定効果2段階最小二乗法(FE-2SLS)を用いた推計方法を採用する。ここでのモデルは、以下のように記述できる。

$$y_{it} = X_{it}\beta + ESOP_{it}\gamma + \delta_t + c_i + \varepsilon_{it}$$

$$E[X_{it}'\varepsilon_{it}] = 0$$

ここで、 y_{it} は、付加価値、平均賃金、ROA、トービンのqの4つの被説明変数である。それぞれ、生産性、従業員に分配されたレント、単年の企業収益、企業価値の代表的指

表6：基本統計量

変数		平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員一人当たり保有金額 (対数)	全体	12.8472	1.0656	3.2453	17.2601	21591
	企業間		1.0252	6.5953	16.2699	1647
	企業内		0.5551	4.4654	15.8294	13.1093
参加者一人当たり保有金額 (対数)	全体	13.7618	0.7842	4.9619	19.1868	21591
	企業間		0.7228	8.9807	16.9432	1647
	企業内		0.4778	5.2168	17.4650	13.1093
参加率 (対数)	全体	-0.9146	0.6632	-7.5063	2.4456	21591
	企業間		0.6299	-4.8862	1.6161	1647
	企業内		0.3278	-7.1883	1.4390	13.1093
持株会保有比率 (%)	全体	1.4897	1.5381	0.0001	24.5104	21591
	企業間		1.8865	0.0026	23.9458	1647
	企業内		0.5971	-4.6158	9.3649	13.1093
付加価値 (対数)	全体	9.6808	1.3153	2.2012	15.0226	21591
	企業間		1.3132	5.2353	14.9627	1647
	企業内		0.3539	3.8918	11.7806	13.1093
平均賃金 (対数)	全体	15.4452	0.2823	8.2908	16.6812	21576
	企業間		0.2164	14.1627	16.4512	1643
	企業内		0.2006	8.9305	16.4843	13.1321
ROA	全体	0.0471	0.0425	-0.6138	0.4877	21591
	企業間		0.0428	-0.2314	0.4094	1647
	企業内		0.0302	-0.3902	0.4034	13.1093
トービンの q	全体	1.0050	0.6659	0.1170	13.3954	21591
	企業間		0.6320	0.1447	7.8118	1647
	企業内		0.4834	-2.7570	10.9421	13.1093
労働力=従業員数 (対数)	全体	7.1068	1.1809	4.6052	12.4913	21591
	企業間		1.1648	4.6052	12.2164	1647
	企業内		0.2525	5.0709	10.0832	13.1093
資本=実物資本 (対数)	全体	10.3597	1.5375	5.5866	16.4059	21591
	企業間		1.4991	5.6668	16.1853	1647
	企業内		0.3672	7.7403	12.0969	13.1093
企業年齢 (対数)	全体	3.9537	0.4124	0	4.8520	21591
	企業間		0.4998	0.6931	4.7517	1647
	企業内		0.1241	2.3473	4.7848	13.1093
従業員平均年齢	全体	38.5721	3.7185	24.4000	57.4000	21586
	企業間		3.6750	25.8600	55.1591	1646
	企業内		1.9497	27.3352	49.4312	13.1142
従業員平均勤続年数	全体	14.7845	4.4574	1.0000	29.1000	21587
	企業間		4.7566	1.2000	24.5700	1646
	企業内		1.8266	2.3845	25.9702	13.1148
総資産 (対数)	全体	11.3632	1.3964	7.1732	16.5335	21591
	企業間		1.3949	7.2403	16.4385	1647
	企業内		0.2319	9.3378	13.5677	13.1093
純負債比率	全体	-0.8218	1.6649	-13.8448	6.5481	21567
	企業間		1.6244	-9.8505	3.0981	1646
	企業内		0.8591	-10.0882	4.8988	13.1027
資産労働比率	全体	45.9013	102.578	0.4247	4966.637	21591
	企業間		130.395	1.0606	4408.206	1647
	企業内		56.580	-941.3434	3765.159	13.1093
機関投資家保有比率 (対数)	全体	2.4505	0.9553	0	4.3292	19015
	企業間		0.9306	0.0100	4.2553	1551
	企業内		0.5056	-0.2909	4.8156	12.2598
海外投資家比率 (対数)	全体	1.8334	1.0007	0	4.3935	19052
	企業間		0.9070	0	4.2789	1552
	企業内		0.5521	-0.6822	4.3702	12.2758
奨励金 (%)	全体	6.7949	3.6817	0	100	15929
	企業間		3.8641	0	100	1626
	企業内		1.9408	-20.3480	48.1074	9.79643
同産業内他社奨励金平均	全体	6.7107	1.5511	0	21.3333	15870
	企業間		1.3536	0.8333	16.6111	1624
	企業内		1.0285	0.2638	14.8597	9.77217
同産業内他社超過投資収益 率平均	全体	0.0538	0.2907	-0.9574	5.2420	19859
	企業間		0.1228	-0.5382	1.2486	1530
	企業内		0.2824	-1.1249	4.7605	12.9797

標である。 $ESOP_{it}$ は、前述の従業員一人当たり保有金額、参加者一人当たり保有金額、参加率、持株会保有比率などの指標を、一つのモデルに1つ、または、2つ入れて、持株会への参加の程度を異なる側面で捉える。 X_{it} は、その他のコントロール変数であるが、被説明変数によって変数の選択は異なる。付加価値の場合は、従業員数と実物資本を用いたトランスログ型生産関数を仮定し、付加的に企業年齢、機関投資家保有比率、産業トレンド（2次）などの変数を追加した。ROAやトービンのqなどの企業業績を左辺においた場合、総資産、負債比率、企業年齢、資産労働比率、機関投資家保有比率、産業トレンド（2次）を X_{it} に含め、平均賃金の場合は、更に平均年齢や平均勤続年数を加えた。 δ_t は年効果、 c_i は企業固定効果を表す。すべての変数の基本統計量を表6にまとめた。

仮に $E[ESOP_{it}\varepsilon_{it}] = 0$ であれば、固定効果（FE）モデルは不偏推定値をもたらすが、 $E[ESOP_{it}\varepsilon_{it}] \neq 0$ であれば、固定効果2段階最小二乗法（FE-2SLS）モデルが望ましい。ただし、後者の場合、適切な操作変数を見つけ出すことが難しい。ここでは、様々な操作変数候補のうち、過小識別性の検定（Anderson canonical correlations test）と過剰識別性の検定（Sargan Test）で安定的に問題がないと判定された、同産業内他社奨励金平均、同産業内他社超過投資収益率平均、および、この二つの交差項を用いる。

7. 推計結果

まず表7に、付加価値への影響をまとめた。1-3列目の固定効果モデルの結果を見ると、すべてのモデルで持株会参加変数が有意となっている。モデル1を見ると、従業員一人当たり保有金額の係数は、0.076となっており、これは一人当たり保有金額が10%増えると、付加価値が0.76%増加することを意味する。モデル2をみると、参加者一人当たり保有金額と参加率の係数は共に5%の水準で有意であるが、前者のほうが係数は大きい。従業員一人当たり保有金額＝参加者一人当たり保有金額×参加率という関係に留意すると、従業員一人当たり保有金額が10%増加する場合でも、参加者一人当たり保有金額が10%増えるほうが、参加率が10%増えるよりインパクトは大きいということになる。言い換えると、意思決定にあまりかかわらない社員までも含めて参加率をあげるよりも、意思決定あるいはその支援に携わる中核的な社員に多くの株を持ってもらう方が良いと解釈できる。⁸

モデル3の結果は興味深い。仮に、第3節で議論したように、従業員持株会に正の効果と負の効果が予想される場合、正の効果は従業員一人当たり保有金額で捉えられ、負の効果は持株会保有比率で捉えられる可能性が高い。実際、前者の係数は0.0869、後

⁸ 前述したように、参加率を計算する際、子会社従業員数なども含む会員資格保有者総数ではなく、実施会社（親会社）の従業員数を分母に置いているため、単体と連結の従業員数の差が大きいほど、参加率は過大となっている。こうした定義上の問題が推計結果に影響を与えているか確認するために、主要な分析すべてに単体と連結の従業員比率を加えた頑健性チェックも行ったが、結果に目立った違いはなく、連単従業員比率の係数も有意ではなかった。

表 7：付加価値生産性への影響（固定効果モデル、操作変数法）

変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	固定効果モデル(1989-2013)			固定効果 2SLS(1995-2013 除く 1999)		
労働（対数）	0.724*** (0.177)	0.704*** (0.176)	0.726*** (0.178)	1.097*** (0.101)	0.985*** (0.121)	1.099*** (0.234)
資本（対数）	0.167* (0.0986)	0.169* (0.0989)	0.178* (0.0985)	0.142** (0.0657)	0.141** (0.0639)	0.135 (0.565)
労働（対数） ²	0.0177 (0.0158)	0.0181 (0.0156)	0.0166 (0.0157)	0.00700 (0.00850)	0.0125 (0.00897)	0.00720 (0.0181)
資本（対数） ²	0.0131 (0.00966)	0.0133 (0.00965)	0.0118 (0.00971)	0.0152*** (0.00464)	0.0175*** (0.00474)	0.0159 (0.0489)
労働（対数）×資本（対数）	-0.0394* (0.0233)	-0.0396* (0.0230)	-0.0376 (0.0234)	-0.0528*** (0.0109)	-0.0556*** (0.0108)	-0.0536 (0.0668)
企業年齢（対数）	0.424*** (0.114)	0.417*** (0.114)	0.428*** (0.115)	0.659*** (0.0827)	0.594*** (0.0902)	0.658*** (0.0862)
機関投資家保有比率 （対数）	0.0887*** (0.00840)	0.0836*** (0.00841)	0.0822*** (0.00847)	0.0195 (0.0141)	0.0123 (0.0145)	0.0220 (0.197)
一期ラグ付き内生説明変数 従業員一人当たり保有金額（一期前、対数）	0.0760*** (0.00778)		0.0869*** (0.00858)	0.394*** (0.0646)		0.393*** (0.0760)
参加者一人当たり保有金額（一期前、対数）		0.101*** (0.00948)			0.430*** (0.0667)	
参加率 （一期前、対数）		0.0269** (0.0117)			0.184 (0.147)	
持株会保有比率 （一期前）			-0.0269*** (0.00693)			0.0150 (1.213)
観測数	20,207	20,207	20,207	15,216	15,216	15,216
決定係数 (within)	0.507	0.509	0.508	0.355	0.391	0.349
企業数	1,613	1,613	1,613	1,484	1,484	1,484

注：カッコ内は頑健標準偏差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

者の係数は -0.0269 であり、正の効果を一部負の効果が打ち消しあう形になっている。なお、Guedri and Hollandts (2008)と同じく、保有比率の二次式を入れたモデルも推計したが、有意な結果は得られず、また符号もモデルの設定によって不安定であった(そのため、本論文では結果は報告していない)。⁹

これまでの結果は、従業員持株会参加の内生性を考慮していないため、バイアスが生じている可能性がある。このバイアスは正の場合も負の場合も考えられる。つまり、観測できない時間可変な企業要因が従業員持株会参加とも生産性とも正の相関を持つ場合は、正のバイアスを引き起こす。逆に持株会参加と負に相関し生産性とは正の相関を持つ企業要因がある場合は、推計値に負のバイアスがかかることになろう。正の場合の例としては、従業員は、将来の会社の生産性に関する私的情報を持っており、生産性の上昇が予想される場合は、株価上昇を見込んで従業員持株会の積立金額を増やすという可能性が考えられる。あるいは、経営陣が将来の会社の生産性に関する私的情報を持っており、生産性の上昇が予想される場合は、従業員の努力や協力のリターンがあがると予想して奨励金を引き上げるという可能性もある。逆に負のバイアスが生じる可能性としては、企業が成果主義を導入したり、整理解雇やリストラクチャリングを行ったりする場合は考えられる。成果主義と従業員持株会が代替的であれば、成果主義報酬制度導入の結果、経営陣は奨励金を引き下げ、その一方で成果主義導入の効果で生産性が上昇する。同様に、整理解雇や組織リストラクチャリングを行った場合は、愛社精神が低下し従業員持株会への参加率が下がるが、組織改革の結果生産性が上がるのが予想される。

実際に推計結果を見ると、操作変数法による推計結果は、固定効果モデルに比べ、生産性押し上げ効果が5倍強となっている。つまり、従業員一人当たり保有金額が10%増加すると、生産性が3.94%押し上げられる。仮にこの推計が正しいとすると、現在の従業員一人当たり持株会保有金額が180万円として、その10%は18万円であり、ほぼ上場会社の平均賃金の2%強である。仮にこの金額を自社株で支給すれば、2%強の人件費増加で生産性が3.94%上昇するわけであるから、感覚的には、大き過ぎる。過剰識別性の検定では、除外制約が成立しているという帰無仮説を棄却できなかったものの、完全には条件が満たされていないのかもしれない。あるいは、操作変数の変化がおき易いグループのLATE (local average treatment effect) が平均的なトリートメント効果よりも高い可能性もある。ただし、これらの分析から、固定効果モデルの結果が大きく正のバイアスを受けている可能性は小さいと考えられるので、以下、固定効果モデルの結果を最も控えめな推計値として、推計結果を解釈していく。

次に、賃金への影響を固定効果モデルでまず見てみよう。表8のモデル1によると、従業員一人当たり保有金額の係数は 0.0195 であり、保有金額が10%増加すると、賃金は 0.195% 、約 0.2% 増加する。労働分配率は68%前後なので、付加価値の増分のうち大

⁹ Guedri and Hollandts (2008)はクロスセクションの分析であるため、単純な比較は出来ない。

表8. 平均賃金への影響（固定効果モデル、操作変数法）

変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	固定効果モデル(1989-2013)			固定効果 2SLS(1995-2013 除く 1999)		
平均年齢	0.00235 (0.00424)	0.00233 (0.00425)	0.00237 (0.00422)	0.00102 (0.00151)	0.00115 (0.00155)	0.00165 (0.00336)
平均勤続年数	0.0124*** (0.00346)	0.0125*** (0.00346)	0.0126*** (0.00345)	0.0124*** (0.00127)	0.0130*** (0.00135)	0.0128*** (0.00233)
総資産（対数）	0.0889*** (0.00663)	0.0885*** (0.00663)	0.0874*** (0.00675)	0.0826*** (0.0128)	0.0830*** (0.0131)	0.0889*** (0.0327)
負債比率	-0.00991*** (0.00155)	-0.00984*** (0.00156)	-0.00910*** (0.00153)	-0.00955*** (0.00210)	-0.00955*** (0.00216)	-0.00740 (0.0104)
企業年齢（対数）	0.00216 (0.0368)	0.000570 (0.0368)	0.00697 (0.0367)	0.0193 (0.0463)	-0.0424 (0.0585)	0.0208 (0.0472)
資本労働比率	-0.000055** (0.000024)	-0.000057** (0.000024)	-0.00005** (0.000023)	-0.000054** (0.000026)	0.000104*** (0.000039)	0.000031** (0.000113)
機関投資家保有比率（対数）	0.00336 (0.00371)	0.00299 (0.00374)	0.000776 (0.00373)	-0.00384 (0.00512)	-0.00736 (0.00560)	-0.0107 (0.0329)
一期ラグ付き内生説明変数						
従業員一人当たり保有金額（一期前、対数）	0.0195*** (0.00281)		0.0246*** (0.00292)	0.0351 (0.0263)		0.0363 (0.0271)
参加者一人当たり保有金額（一期前、対数）		0.0217*** (0.00300)			0.0561* (0.0294)	
参加率（一期前、対数）		0.0158*** (0.00442)			-0.0687 (0.0636)	
持株会保有比率（一期前）			-0.0134*** (0.00233)			-0.0519 (0.247)
観測数	18,928	18,928	18,928	14,030	14,030	14,030
決定係数 (within)	0.667	0.667	0.668	0.530	0.505	0.524
企業数	1,533	1,533	1,533	1,389	1,389	1,389

注：カッコ内は頑健標準偏差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表9. ROAへの影響（固定効果モデル、操作変数法）

変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	固定効果モデル(1989-2013)			固定効果2SLS(1995-2013 除く 1999)		
総資産（対数）	0.000516 (0.00267)	-0.000287 (0.00267)	-0.000095 (0.00270)	-0.0165*** (0.00353)	-0.0165*** (0.00354)	-0.0197** (0.00983)
負債比率	-0.00609*** (0.000829)	-0.00597*** (0.000828)	-0.00581*** (0.000821)	-0.00412*** (0.000591)	-0.00412*** (0.000592)	-0.00535 (0.00353)
企業年齢（対数）	-0.0142 (0.00999)	-0.0164 (0.0101)	-0.0126 (0.0103)	0.0384*** (0.0131)	0.0388** (0.0158)	0.0406** (0.0165)
資本労働比率	-0.000013 (0.000008)	-0.00001 (0.000008)	-0.000015* (0.000008)	-0.000027*** (0.000007)	-0.000027** (0.000011)	-0.000013 (0.000039)
機関投資家保有比率 （対数）	0.0102*** (0.00110)	0.00959*** (0.00109)	0.00930*** (0.00111)	0.00222 (0.00143)	0.00226 (0.00154)	0.00628 (0.0116)
一期ラグ付き内生説明変数						
従業員一人当たり保有金額（一期前、対数）	0.00833*** (0.000874)		0.0101*** (0.000970)	0.0570*** (0.00735)		0.0563*** (0.00877)
参加者一人当たり保有金額（一期前、対数）		0.0120*** (0.00114)			0.0568*** (0.00811)	
参加率 （一期前、対数）		0.00204** (0.00100)			0.0578*** (0.0176)	
持株会保有比率 （一期前）			-0.00475*** (0.000840)			0.0302 (0.0852)
観測数	18,948	18,948	18,948	14,045	14,045	14,045
決定係数 (within)	0.225	0.231	0.229	-0.198	-0.204	-0.629
企業数	1,534	1,534	1,534	1,389	1,389	1,389

注：カッコ内は頑健標準偏差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表10. トービンのqへの影響（固定効果モデル、操作変数法）

変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	固定効果モデル(1989-2013)			固定効果 2SLS (1995-2013 除く 1999)		
総資産（対数）	-0.304*** (0.115)	-0.317*** (0.114)	-0.316*** (0.115)	-0.403*** (0.0379)	-0.402*** (0.0376)	-0.355*** (0.0807)
負債比率	-0.00528 (0.00950)	-0.00329 (0.00939)	0.000192 (0.00921)	0.00450 (0.00670)	0.00441 (0.00664)	0.0240 (0.0293)
企業年齢（対数）	-0.203 (0.173)	-0.245 (0.171)	-0.179 (0.170)	-0.127 (0.146)	-0.197 (0.184)	-0.195 (0.185)
資本労働比率	0.0000156 (0.0000943)	0.0000513 (0.0000913)	--0.0000059 (0.0000977)	-0.0000361 (0.0000631)	-0.0000018 (0.0000834)	-0.000141 (0.000166)
機関投資家保有比率 （対数）	0.124*** (0.0124)	0.114*** (0.0122)	0.106*** (0.0124)	0.0618*** (0.0156)	0.0580*** (0.0166)	-0.00417 (0.0972)
一期ラグ付き内生説明変数						
従業員一人当たり保有金額（一期前、対数）	0.157*** (0.0199)		0.192*** (0.0224)	0.322*** (0.0802)		0.321*** (0.0862)
参加者一人当たり保有金額（一期前、対数）		0.216*** (0.0236)			0.343*** (0.0866)	
参加率 （一期前、対数）		0.0512** (0.0216)			0.204 (0.206)	
持株会保有比率 （一期前）			-0.0934*** (0.0124)			-0.510 (0.741)
観測数	19,344	19,344	19,344	14,332	14,332	14,332
決定係数 (within)	0.259	0.267	0.267	0.176	0.193	0.050
企業数	1,608	1,608	1,608	1,439	1,439	1,439

注：カッコ内は頑健標準偏差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

体 2 割程度が従業員に分配されていることを意味する。つまり、生産性向上の果実の大部分 8 割程度は、株主のものとなる。もちろん、奨励金支払い増や自社株保有による投資収益など従業員の利得は他にもあるが、株主への還元がはるかに大きいという事実を変えるものではない。興味深いのは、モデル 2 では、付加価値の場合と異なり、参加者一人当たり保有金額の係数と参加率の係数が、それぞれ 0.0217、0.0158 と差がほとんどなくなっていることである。従業員持株会参加の増大によって生まれる付加価値増分の労働者への分配は、参加率が高いほど大きいということの意味するのかもしれない。ただし、操作変数を用いたモデル 5 では、参加率の係数はマイナスとなり再び有意ではなくなっている。

固定効果モデルと固定効果 2SLS モデルの比較では、係数の大きさは、後者は前者のほぼ 2 倍であり、付加価値の影響ほど差はない。また、固定効果 2SLS モデルでは、多くの係数が統計的に有意ではなくなった。

次に、生産性の伸びが企業収益向上につながっているか確認するために、総資産利益率（ROA）を被説明変数として、同様な推計を行った。表 9 に示されているように、従業員持株会の効果は概ね生産性への影響と整合的である。モデル 1 の係数は 0.00833 であるが、これは従業員一人当たり保有金額が 10% 増えると、ROA は 0.08 パーセント・ポイントほど改善することを意味する。これは、平均的な ROA が我々のサンプルでは 4.71% であるので（表 6）、概ね 1.7% 程度の利益増を意味し、0.76% の付加価値上昇と整合的である。¹⁰ モデル 2、3 も表 7 とほぼ同じパターンを描いている。操作変数を用いた推計は、更に増分幅が大きく、モデル 1 とモデル 4 を比較すると、インパクトは後者が 7 倍近い。つまり、従業員一人当たり保有金額が 10% 増えると、ROA は 0.57% 改善することを意味する。これも、サンプルの平均的な ROA である 4.71% で割ると 12% 程度の利益増を意味し、先ほどの付加価値の際の議論と同じく、従業員に賃金の 2% 程度の自社株を与えることで利益が 12% 増えるというやや非現実的な推定値と言える。

ROA への影響を固定効果 2SLS モデルで見た場合、付加価値生産性への影響とやや異なるのが、賃金の分析と同様、モデル 5、つまり参加率の影響をみた分析である。付加価値生産性への影響では、参加率の影響は小さく有意ではなかったが、ROA への影響では、参加者一人当たり保有金額と参加率の係数がほぼ同じで有意性も 1% 水準である。参加率の上昇は、将来の企業価値や会社の成長への期待であり、その分賃金を低く設定することで企業収益の改善幅を大きくできるということを示唆している。先ほど示した賃金への影響の分析において、モデル 5 では参加率の係数がマイナスであったことと整合的である。

最後に、トービンの q への影響を見てみる。これは長期的な企業価値への影響なの

¹⁰ 日本の労働分配率が 68% 前後、従業員持株会によって新たに生み出された付加価値の労働への配分が先に議論したように約 2 割であるとする、資本への配分の前年比増は、 $0.76\% \times (1-0.2) = (1-0.68) = 1.9\%$ 。

で、市場が従業員持株会参加によってもたらされた生産性向上を一過性のものとみているか（つまり従業員資本参加によるインセンティブ向上とは見ていない場合）、恒常的な変化とみているかを判断するのに役立つ。表 10 のモデル 1 の従業員一人当たり保有金額の係数は 0.157 であり、保有金額が 10% 増加すると、企業価値は 1.57% 増加する。この増加の規模（Q の増加率）は ROA の増加率の規模 1.7% とほぼ同じであり、市場が企業業績の改善は恒久的なものとしている可能性を示唆する。しかし、これは時間可変な要因による疑似相関、例えば従業員や経営陣による生産性向上期待が従業員持株会参加を高め、実際に生産性が上昇すると共に永続的な生産性向上が市場価格に反映されただけなのかもしれない。実際、こうした内生性バイアスを取り除いた固定効果 2SLS モデルで見ると、係数は 2 倍程度の増加であり、7 倍近い増加を示した ROA より小さい。つまり従業員持株会参加による真の影響は市場にはあまり認知されないことを示唆している。

以上の結果をまとめると、従業員持株会への参加度が高まると、生産性、企業収益、企業価値に対して、平均的には正の効果を持つ。賃金にも正の効果が認められるが限定的である。主として一人当たり保有金額の大きさが生産性への正の効果を決め、参加率が増えること自体は生産性に限定的な影響しか与えないが、参加率は付加価値の労働と資本への分配率に影響を与えている可能性がある。また、保有比率は負の効果をもつ傾向が強く、従業員持株会には正と負の相殺しあう効果があるという見方と整合的である。固定効果モデルよりも操作変数を用いた固定効果 2SLS モデルの方が、従業員持株会参加の正の影響が強く現れるのは、観測期間中に、成果主義の導入、整理解雇やリストラクチャリングの実施が広範囲に見られたことに一部起因すると考えられる。先に議論したように、成果主義導入によって代替され従業員持株会加入が以前ほど奨励されなくなったり、リストラクチャリングによって高年齢社員の退職が進んだりすると、我々の使っている従業員持株会参加指標は軒並み低下する。一方でこうした収益性改善努力が実際に生産性や収益の改善につながれば、固定効果モデルで計測された従業員持株会効果は下方バイアスがかかることになる。したがって、固定効果モデルの結果は、真の従業員持株会効果の下限とみることが出来る。

8. 追加的考察：株主からの圧力や企業属性と持株会の効果

機関投資家との補完性

株主からの圧力によって、従業員持株会の効果は変わるだろうか？株主からの圧力は、所有構造に大きく依存している。次に、所有構造の違いによって、持株会参加の効果がどのように変化するか分析を試みた。一般に、金融パフォーマンスの最大化を保有の目的とする機関投資家とくに、海外投資家比率が高まれば、潜在的な買収リスクや、売却（Exit）による脅威が高まる。日本の場合、買収、株主提案など「もの言う株主」の圧力は、いぜん相対的に小さいものの、この 20 年間に売却の脅威は大幅に増

加したとみられる¹¹。

もっとも、株主の力が強い時に、従業員持株会がどういう作用を及ぼすかは、自明ではない。一つの仮説は、株主の力が強まるほど、従業員の雇用保障や好待遇維持が困難になり従業員参加型経営が継続できなくなるので、それと補完的と見られる従業員持株会の効果は低下するという可能性である。もう一つの仮説は、株主からの圧力で、従業員利益への過度の配慮や安定株主比率上昇によるエンタレンチメント効果という従業員持株会の負の効果が抑制されるので、全体として従業員持株会の正の効果が強まるという議論である。実際、Park and Song (1995)は、1979-1989年の米国データを用いて、ESOPの導入や対象拡充がROAやトービンのqなどの業績指標に正の影響を与えることを示したうえで、特に経営に参画しない大株主（主として機関投資家）が存在する企業において、ESOPの正の効果が大きいことを示した。

二つの仮説のどちらかが支持されるかを確認するため、表7-10の固定効果モデルを用いたモデル1に、従業員一人当たり保有金額と機関投資家保有比率や海外投資家保有比率の比率が高いグループのダミー変数との交差項を入れた式を推定した。高保有比率グループの定義は、ここでは第5五分位、つまり最も保有比率が高い上位20%である。市場あるいは株主からの圧力が強くなるにつれて単調に効果が変わるかどうかを確認するために、第3三分位、第4四分位を用いたモデルも併せて推定したが、顕著な差が確認できなかったため、割愛した。¹²表11に、従業員一人当たり保有金額と交差項の係数のみまとめた。他の変数の係数は、表7-10のモデル1と概ね変わらないので省略した。

どの交差項も係数が正で有意となった。従業員持株会が付加価値を押し上げる効果は、市場圧力が強く働く企業グループの方が1.5倍程度大きい。機関投資家保有比率の増加も海外投資家比率の増加も、同程度従業員持株会の効果を押し上げる効果があるが、先に述べたように、第3三分位-第5五分位間で差が認められないということは、適度な機関投資家あるいは海外投資家の保有があれば、それ以上の市場圧力の強まりは差を生まないということを示唆している。

こうした発見は、従業員持株会への参加の高まりは、株主からの圧力の強い企業群では、安定株主比率の上昇が生むエンタレンチメント効果や、従業員利益への過度の配慮などの負の効果が相殺され、全体として従業員持株会の正の効果が強まるという議論と整合的である。

¹¹ 日本におけるアクティビズムの動向とその成果については、Hamao et al (2010)、Becht et al. (2015)参照。後者は、アジア諸国を一括して分析しているがそのサンプルの過半は、日本である。

¹² 機関投資家保有比率と海外投資家保有比率は、図5にみられるように1990年代以降大きく変化してきた。そのため、高保有比率グループの特定は、次の手順を取った。まず、各年度ごとに機関投資家保有比率（海外投資家保有比率）の平均値を取り、企業ごとの比率をその平均値で割ることによって正規化した系列を作成した。次に、その正規化した機関投資家保有比率（海外投資家保有比率）の新変数の通年平均をとった。最後に、その通年平均値の分布における第5五分位に入る企業を、高保有比率グループとしてダミー変数を作成した。

表11. 株主からの圧力と持株会の生産性効果

被説明変数 変数	固定効果モデル (1989-2013)							
	付加価値		貸金		ROA		トービンのQ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
従業員一人当たり保有金額 (一期前、対数)	0.0680*** (0.00787)	0.0680*** (0.00787)	0.0204*** (0.00279)	0.0204*** (0.00279)	0.00870*** (0.000902)	0.00870*** (0.000902)	0.151*** (0.0206)	0.151*** (0.0206)
従業員一人当たり保有金額× 機関投資家保有比率第5五分位	0.0374** (0.0146)		0.00321** (0.00146)		0.00291*** (0.00103)		0.0314** (0.0135)	
従業員一人当たり保有金額× 海外投資家保有比率第5五分位		0.0375** (0.0146)		0.00321** (0.00146)		0.00291*** (0.00103)		0.0314** (0.0135)
観測数	20,207	20,207	18,928	18,928	18,948	18,948	19,344	19,344
決定係数 (within)	0.509	0.509	0.666	0.666	0.206	0.206	0.260	0.260
企業数	1,613	1,613	1,533	1,533	1,534	1,534	1,608	1,608

注：他の説明変数は、表7-10に含まれるものと同じ。係数に大きな差がないので割愛した。

カッコ内は頑健標準偏差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

同様に従業員持株会による押し上げ効果は、賃金、ROA、トービンの q に対しても、市場圧力が強く働く企業グループの方が有意に高い。ただし、それぞれ 1.16 倍、1.33 倍、1.21 倍と付加価値に対する押し上げ効果 1.55 倍より低く、やや整合性に欠ける。(列 3-8)。しかし、株主の力が強まるにも拘らず、従業員持株会参加の効果の改善に伴うレントが従業員にも分配されていることは大変興味深い。

ストックオプションとの補完性

次に、所有構造以外の企業属性によって、従業員持株会参加の効果が異なるかについて検証を行った(表 12 参照)。

まず、先の分析では、参加率上昇ではなく、参加者一人当たり保有金額の増加が生産性向上を引き出す上で有効であるという結果に基づき、必ずしも従業員全員の参加が望ましいのではなく、中核的な社員の参加が重要だという見解を述べた。こうした解釈に対し、一部の社員の株保有が望ましいのであれば、管理職にストックオプションを付与すれば従業員持株会は要らないのではという主張も出てくるだろう。我々は、この点を検証するため、ストックオプションの有無についての情報を追加した推計を行った。表 12 の一列目は、役員や管理職に対するストックオプション制度の有無によって従業員一人当たり保有金額の効果が変化するかを確認した分析結果である。¹³これを見ると、ストックオプションダミーは有意でない上に、交差項も係数もほぼゼロに近い。したがって、持株会とストックオプションの制度の間には代替関係はなく、役員や管理職が株を保有するだけでなく、より広い範囲の社員が自社株を保有することが生産性を高めるうえで有効であることを示唆している。

規模や企業年齢の違いによる効果の異質性

次に、従業員持株会は、より小さい企業の方が正の効果が高いと一般的には考えられている。人数が少ない方が、(1) ただ乗りの問題が緩和される、(2) 従業員の職域が広く権限が委譲されているので、チームインセンティブ効果が高い、などが主な理由である。同様に、直感的には、成熟企業よりも新興企業の方が従業員持株会を利用する誘引が高いと考えられる。なぜなら、(1) 成長企業は、投資意欲が強いため、資金制約から株式を用いた報酬制度を好む傾向がある、(2) 新興企業には、リスク回避型ではない人材が集まる傾向があるので、従業員持株会参加にも抵抗が小さい、などの理由からである。実際の効果についても、新規事業開拓努力がより重要であるとすると、チームインセンティブによって協力を奨励すると同時に、長期インセンティブによって長期的視点での行動を促すことは有効かもしれない。

¹³ スtockオプション制度情報は、公表ベースの情報に基づく日経 NEEDS-cges (コーポレートガバナンス評価システム) から取得したもので、役員のみを対象にしたものか、管理職全員が対象なのか、その範囲は明らかではないため、ここでの目的には完全には合致していないものの、大まかな関係を掴む上では有効であると考えている。

表12. その他企業属性と従業員持株会の生産性効果

変数	(1) ストックオプション	(2) 小規模企業	(3) 新興企業
労働 (対数)	0.690*** (0.182)	0.714*** (0.178)	0.716*** (0.177)
資本 (対数)	0.156 (0.101)	0.179* (0.0990)	0.165* (0.0983)
労働 (対数) ²	0.0186 (0.0159)	0.0193 (0.0158)	0.0183 (0.0158)
資本 (対数) ²	0.0128 (0.00977)	0.0129 (0.00970)	0.0132 (0.00965)
労働 (対数) × 資本 (対数)	-0.0379 (0.0236)	-0.0406* (0.0234)	-0.0395* (0.0233)
企業年齢 (対数)	0.421*** (0.116)	0.402*** (0.120)	0.420*** (0.114)
機関投資家保有比率 (対数)	0.0934*** (0.00874)	0.0888*** (0.00842)	0.0888*** (0.00842)
従業員一人当たり保有金額 (一期前、対数)	0.0762*** (0.00796)	0.0847*** (0.00887)	0.0799*** (0.00800)
保有金額* ストックオプション	0.000063 (0.00106)		
保有金額* 小規模企業ダミー		-0.0255*** (0.00919)	
保有金額* 新興企業ダミー			-0.0110** (0.00524)
観測数	19,615	20,207	20,207
決定係数 (within)	0.504	0.508	0.507
企業数	1,597	1,613	1,613

注：カッコ内は頑健標準偏差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

我々の分析では、従業員数で下位 3 分の 1 のグループを示す小規模企業ダミー、企業年齢で下位 3 分の 1 のグループを示す新興企業ダミーを作成し、表 7 のモデル 1 に、これらダミー変数と従業員一人当たり保有金額との交差項を加えて推計を行った。先の機関投資家（海外投資家）保有比率の際と同様、各年で正規化した上で通年平均を取って、小規模企業ダミー、新興企業ダミーを作成したので、閾値を明確に提示することは難しいが、観測期間平均で見て概ね従業員数で 800-900 人、企業年齢で 45 年近辺を下回る企業が、このダミーで特定されていると考えて良い。¹⁴

表 12 の 2, 3 列目の結果は、上述の仮説を支持していない。規模が小さいほど、企業年齢が若いほど、従業員持株会参加の効果は有意に小さい。一つの解釈として考えられるのは、代替物があるということではないだろうか？比較的規模が小さく若い企業ほど、昇進機会が多く、個人業績の評価も比較的行いやすいため、昇進などの長期インセンティブや業績給などが超大企業に比べ、有効に働きやすいのかもしれない。代替的なインセンティブの仕組みがより機能しているので、従業員持株会のインセンティブ効果が小さめに出ていると考えられる。もう一つの解釈は、改善活動など従業員参加型の経営は、伝統的大企業で従来活発であり、従業員持株会がどうした仕組みと補完的であるために、伝統的大企業で正の効果がより大きく検出されたと見ることも出来る。ただし、係数の比較からわかるように、従業員一人当たり保有金額の効果が、参照グループより、それぞれ 3 から 4 分の 1、7 分の 1 低いため、差はさほど大きくない。

この結果の頑健性を確認するため、三分位で小規模企業、新興企業を特定するのではなく、四分位、五分位を用いたダミーでも推計を行ったが、係数にさほど大きな変化は認められなかった。

9. 結論

本研究の中で、我々は、従業員持株会への参加の生産性や企業業績への効果は、平均的には正であり、従業員も賃金の増大を通じてその恩恵を受けていることを明らかにした。また、従業員持株会の対象をどうするか、奨励金を誰にいくら払うかは、効果に影響を与える重要な要素であり、参加率を上げるより、中核的人材の保有金額を高めることが大事であることも示した。ただし、ストックオプション導入企業でも、従業員持株会の効果はほとんど変わらないので、一般社員の資本参加が必要であることには留意する必要がある。特に興味深いのは、従業員持株会参加が特に強い正の効果を持つのは、機関投資家/海外投資家保有比率が高い企業であることである。これは、従業員持株会への参加拡大がもたらす負の弊害、たとえば従業員利益への過度

¹⁴ したがって、ここで定義した小規模企業や新興企業というグループに含まれる企業は、通常我々が想像する中小企業や新興企業よりは、はるかに大きく社歴が長い。固定効果モデルを推定しているため、観測期間中に十分な観測数を確保する必要があり、より小さく若い企業に特定することは難しい。

の配慮や安定株主比率上昇によるエンタレンチメント効果といった要因が市場圧力によって相殺され、全体として従業員持株会の正の効果を高めるからと解釈することができる。この結果は、しばしば代替的と見なされる従業員へのコミットメントと外部からのモニタリングの間に実は補完性があることを意味する。この点は、今後更なる研究の蓄積が必要となってくるだろう。

従業員持株制度が仮に正の効果を持つ場合、理論的に考えられるもう一つの仮説として、従業員持株制度と補完性のあるプラクティスが存在し、その導入効果が前者の効果として、検出されている可能性がある。例えば、意思決定への従業員参加、情報共有、相互モニタリングを促すプラクティス、さらにもっと広く、High-Performance Work Systems と呼ばれる自律的職場チーム、チームインセンティブ、職能横断的問題解決チーム、ジョブローテーションなどを特徴とする従業員参加型経営が、従業員持株制度と併せて導入され、後者への参加が、補完的プラクティスの効果の向上をもたらしていると見ることができる。

ただし、こうした補完的制度の存在は、従業員持株制度の効果が他の制度の有無や運用のされ方に依存し、したがって、従業員持株会の効果は企業によって大きく異なるという可能性も示している。そうであるならば、今後、その違いを体系的に分析することで、働いているメカニズムを理解することができるかもしれない。しかしながら、一連の分析で、従業員持株会参加の効果に大きな異質性は発見できなかった。我々は、前述の分析以外にも、産業間の比較、たとえば、鉄鋼、非鉄、化学、電気機械、輸送機械、その他機械など、いわゆる摺り合わせ (coordination) が重要と考えられる産業とそれ以外の産業で、従業員持株会の効果が異なるか検証したが、有意な差は認められなかった。こうした結果は、我々が用いた企業属性と従業員持株制度の効果を高める（あるいは低める）他の制度の導入有無との間に相関がないことを単に反映している可能性もあり、次の我々の研究課題である。

最後に、本稿では、従業員持株会に生産性押し上げ効果があり、生み出された利益の一部が賃金として還元され、しかも、奨励金はそうした効果を促進しうることを示した。この事実から、日本でも米国やフランスのように従業員持株会制度に税制上の優遇措置を付与することが望ましいと言えるだろうか。基本的には、外部性など市場の失敗を意味する現象は見られないため、政府が介入する余地はそれほど大きくないというのが我々の判断である。個々の企業にとってメリットがあれば、とくに税制上の優遇措置がなくても制度活性化の手段を講じるはずなので、税によるインセンティブを用いる必要はない。

むしろ、税制上の優遇措置によって、過度の導入あるいは参加のインセンティブが与えられることの潜在的な弊害が懸念される。従業員持株会がもたらす正の効果と、エンタレンチメント効果など生産性への負の効果、さらに従業員の所得リスクの増大を考慮すれば、社会的厚生に対する正負両方の効果の間には強いトレードオフが

発生すると想定される。この場合、望ましい奨励金の水準は、両者の限界的な増分が拮抗するレベルとなり、税制上の優遇措置は、従業員持株会への参加を非効率な水準まで押し上げてしまう危険性がある。実際、Kim and Ouimet (2014)等による米国データを用いた分析では、ESOPの生産性に対する正の効果は、保有比率が5%を超えるグループでは、その負の効果によって完全に相殺されてしまうことが示されている。従業員の所得リスクの増加まで考慮に入れば、5%を超える保有比率は負の効果の方が大きくなってしまふかもしれない。したがって、税インセンティブの導入に関しては、より慎重な判断が求められる。

しかしながら、政策的な介入を議論する前に、企業経営者の間で従業員持株会の真の効果が正しく認識されていないために、その整備が遅れているとすれば現時点で相当な非効率性が発生している可能性が高い。したがって、現在の2%程度の保有比率であれば、まだ平均的には、参加による社会的厚生が増加が十分に期待できると見るべきであろう。まずは、従業員持株会の効果をもっと喧伝することが政策的な見地からも望ましい。

参考文献

- Becht, M., J. Franks, J. Grant, and H. Wagner, 2015, The Returns to Hedge Fund Activism: An International Study, European Corporate Governance Institute (ECGI), *Finance Working Paper Series*, No. 402/2014.
- Blair, Margaret M.; Kruse, Douglas L.; Blasi, Joseph R., 2000. "Employee Ownership: An Unstable Form or a Stabilizing Force?" *The new relationship: Human capital in the American corporation*, pp. 241-89, Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Che, Yeon-Koo and Yoo, Seung-Weon. "Optimal Incentives for Teams." *American Economic Review*, 2001, 91(3), pp. 525-41.
- Dhillon, Upinder S. and Ramirez, Gabriel G. 1994. "Employee stock ownership and corporate control: An empirical study." *Journal of Banking & Finance*. Vol. 18 Issue 1: 9.-17
- Estrin, Saul; Paul Grout; and Sushil Wadhvani, 1987 "Profit-Sharing and Employee Share Ownership." *Economic Policy* Vol. 2, No. 4 (Apr., 1987), pp. 13-62.
- Faley, Olubunmi; Mehrotra, Vikas; Morck, Randall, 2006. "When Labor Has a Voice in Corporate Governance." *Journal of Financial & Quantitative Analysis*. Sep2006, Vol. 41 Issue 3, p489-510.
- Frohlich, N., Godard, J., Oppenheimer, J. and Starker, F., 1998. "Employee versus conventionally-owned and controlled firms: An experimental analysis," *Managerial and Decision Economics*, 19: 311–26.
- Gordon, Lilli A. and Pound, John: 1990. "ESOPs and corporate control." *Journal of Financial Economics*. Vol. 27 Issue 2, p525-555. .
- Guedri, Zied; Hollandts, Xavier. 2008. "Beyond Dichotomy: The Curvilinear Impact of Employee Ownership on Firm Performance." *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 16 Issue 5, p460-474
- Hamao, Y., K. Kutsuna, and P. Matos, 2010, U.S.-Style Investor Activism in Japan: The First Ten Years, WP, University of Southern California.
- Heinfelt, J. and Curcio R., 1997. "Employee Management Strategy, Stakeholder-Agency Theory, and the Value of the Firm." *Journal of Strategic and Financial Decisions*, Vol. 10, No. 1: 67-75.
- Hiraki, Takato; Inoue, Hideaki; Ito, Akitoshi; Kuroki, Fumiaki; Masuda, Hiroyuki. 2003. *Pacific-Basin Finance Journal*. Vol. 11 Issue 3, p239. 27p.
- Jones, Derek C. and Takao Kato. 1993. "Employee Stock Ownership Plans and Productivity in Japanese Manufacturing Firms." *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 31, No. 3, pp. 331-46.
- Jones, Derek C. and Takao Kato. 1995. "The Productivity Effects of Employee Stock-Ownership Plans and Bonuses: Evidence from Japanese Panel Data." *American Economic Review*, Vol.

- 85, No. 3, pp. 391-414.
- Kim, E. Han, and Paige Ouimet. 2014 “Broad-Based Employee Stock Ownership: Motives and Outcomes.” *The Journal of Finance*, Vol 69(3), pp.1273-1319.
- Klein, Katherine J. 1987. “Employee Stock Ownership and Employee Attitudes: A Test of Three Models.” *Journal of Applied Psychology*, Vol 72(2), pp. 319-332.
- Lichtenberg, Frank R. and Pushner, George M. 1994. “Ownership Structure and Corporate Performance in Japan.” *Japan and the World Economy*, October 1994, v. 6, no. 3, pp. 239-61.
- Livingston, D. T. and James Henry B., 1980. “The Effect of Employee Stock Ownership Plans on Corporate Profits.” *Journal of Risk & Insurance*. Vol. 47 Issue 3, p491-505.
- Long, Richard J., 1978 “The Effects of Employee Ownership on Organizational Identification, Employee Job Attitudes, and Organizational Performance: A Tentative Framework and Empirical Findings.” *Human Relations*, Vol 31(1), Jan, 1978 pp. 29-48.
- Mitchell, Daniel J. B.; Lewin, David; Lawler, Edward E., 1990. “Alternative Pay Systems, Firm Performance, and Productivity.” *Paying for productivity: A look at the evidence*, pp. 15-88, Center for Economic Progress and Employment series Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Miyajima, H. and F. Kuroki. (2007), “The Unwinding of Cross-Shareholding in Japan: Causes, Effects, and Implications” in Aoki, M., G. Jackson and H. Miyajima (eds.) *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford University Press, pp. 79-124.
- Miyajima, H. and R. Ogawa. 2016, “Convergence or Emerging Diversity? Understanding the impact of foreign investors on corporate governance in Japan, RIETI Discussion Paper Series 16-E-053.
- Park, Sangsoo, and Moon H. Song, 1995. “Employee Stock Ownership Plans, Firm Performance, and Monitoring by outside Blockholders.” *Financial Management* Vol. 24, No. 4: pp. 52-65.
- Pierce, Jon L.; Rubinfeld, Stephen A.; Morgan, Susan. 1991. “Employee Ownership: A Conceptual Model of Process and Effects.” *Academy of Management Review*. Jan1991, Vol. 16 Issue 1, p121-144.
- Quarrey, Michael. and Corey Rosen. 1993. *Employee ownership and corporate performance*, Oakland, CA: National Center for Employee Ownership
- 宮島英昭・保田隆明（2015）「株式所有構造と企業統治—機関投資家の増加は企業パフォーマンスを改善したのか」：『フィナンシャル・レビュー』（特集「コーポレート・ガバナンスⅢ」），121号、pp. 3-36.
- 元村正樹（2004）「奨励金引き上げによる従業員持株会活用を考える」、『資本市場クォーターリー』2004年冬号、野村資本市場研究所。