

従業員持株制度と企業のリスク

頭 士 奈加子

要 旨

日本の上場企業の多くが従業員持株制度を導入している。しかし、従業員に対する自社株式の付与がもたらすインセンティブやその影響については、十分な説明が尽くされていない。経営者や役員への自社株式の付与と企業のリスクとの関係を調査した先行研究では、リスクテイクを促す効果と妨げる効果が議論されている。本稿では、これらの効果が従業員への自社株式の付与についても適用できるかどうかについて、日本の従業員持株制度と企業のリスクとの間の関係を実証分析している。

2009年2月から2016年9月までの国内上場企業を対象に検証した結果、従業員持株制度が存在する企業では、収益性、キャッシュフローおよび株価リターンで測った企業のリスクが少ないことを実証した。なお、この傾向は比較的規模の大きい従業員持株制度が存在する企業においても頑健であった。さらに、従業員持株制度と企業のリスクとの間のネガティブな関係は、役員持分比率が高いときや株主の集中度が高いとき、不動産価格の下落局面において、より顕著となった。本稿の結果は、従業員への株式付与が従業員にリスクを回避するインセンティブをもたらし、企業のリスクに影響を及ぼしているという考え方を支持する結果である。

目 次

- | | |
|-------------------------|---------------|
| I. はじめに | 2. 役員の持分比率 |
| II. 従業員持株制度 | 3. 機関投資家の持株比率 |
| III. 仮説 | 4. 不動産価格の変化 |
| IV. データ・サンプル | 5. 他の操作変数 |
| V. 実証分析 | VI. おわりに |
| 1. 従業員持株制度と企業のリスクとの間の関係 | |

I. はじめに

多くの上場企業が従業員への報酬の一環として自社の株式を保有させる制度（従業員持株制度）を導入している。従業員持株制度の下、従業員は従業員持株会などを通じて自社の株式を取得・保有することができる。東京証券取引所が2019年11月13日付けで公表した「2018年度従業員持株制度状況調査結果」によると、2019年3月末時点の東証上場企業3,658社のうち、従業員持株制度を有する企業は3,206社であり、約87.6%を占める。このように、従業員持株制度は広く普及している制度であるが、それが企業に及ぼす影響については説明が尽くされていない。

従業員による自社株式の保有は、従業員による業務や組織の意思決定への参加の増加や従業員に対する監督の減少と有意に関係している(Blasi et al. [2010])。このことから、従業員による自社株式の保有が、企業のリスクに関係する意思決定に影響を及ぼし得ることが示唆される。自社株式の保有がもたらすインセンティブについて、先行研究では、主に経営者や役員による自社株式の保有と企業のリスクとの間の関係を対象に研究が重ねられてきた。先行研究では、経営者や役員による自社株式の保有がリスクテイクを促すという結果(Agrawal and Mandelker [1987], Denis et al. [1997], Coles et al. [2006], Low [2009])と、リスクテイクを妨げるという結果(May [1995], Tufano [1996])が議論されている。しかし、従業員による自社株式の保有と企業のリスクについて調査した研究はほとんどない。

従業員による自社株式の保有については、主

に企業の生産性やパフォーマンスに及ぼす影響を中心に研究が重ねられてきた。先行研究では、従業員の利害が株主の利害に沿うことで企業の生産性やパフォーマンスにポジティブな影響を及ぼすという結果(Jones and Kato [1995], Wang et al. [2009], Ginglinger et al. [2011], Kim and Ouimet [2014], Kato et al. [2016])と、株主からの規律付けが弱まることで経営者や従業員が自己の便益や保身に走り、企業の生産性やパフォーマンスにネガティブな影響を及ぼすという結果(Gordon and Pound [1990], Faleye et al. [2006], John et al. [2015])が報告されている。これらの先行研究から、従業員による自社株式の保有と企業のリスクとの間には、ポジティブな関係とネガティブな関係のどちらも考えられ、どちらがより支配的かは実証上の問題である。

Faleye et al. [2006] と Bova et al. [2015b] は、米国の従業員持株制度(ESOP)と企業のリスクとの間の関係を調査し、ネガティブな関係があることを実証した研究である。Blasi et al. [2010]によると、自社株式を所有する従業員のリスク選好・リスク回避の傾向は、その所有形態により異なる。米国のESOPは全従業員対象の退職時株式給付制度であるため、日本の従業員持株制度のように、従業員が任意に加入でき、いつでも引出し可能な制度について、どのような関係が支配的かは不明確なままである。そこで、本稿では、米国と異なり、従業員が任意に加入でき、いつでも引出し可能な日本の従業員持株制度に注目して、従業員持株制度と企業のリスクとの間の関係を調査している。

本稿では、2009年2月から2016年9月までの国内上場企業で構成されるサンプルを用いて実

証分析を行った。検証結果は次のとおりである。従業員持株制度が存在する企業では、ROAの標準偏差、キャッシュフローの標準偏差、株価リターンの標準偏差およびIdiosyncratic riskが小さいことが分かった。なお、この傾向は比較的大きな従業員持株会が存在する企業においても頑健であった。加えて、従業員持株制度と企業のリスクとのネガティブな関係は、役員持分比率が高いときや株主の集中度が高いとき、不動産価格の下落局面において、より顕著であった。これらの結果は、従業員への株式付与が従業員にリスクを回避するインセンティブをもたらし、企業のリスクに影響を及ぼしているという考え方を支持する結果であり、Faleye et al. [2006] や Bova et al. [2015b] の結果と整合している。

本稿の構成は以下のとおりである。次節で従業員持株制度の説明をし、第Ⅲ節で本稿の仮説を述べる。第Ⅳ節では検証に用いるデータについて、第Ⅴ節では検証結果について説明する。第Ⅵ節は本稿のまとめとする。

Ⅱ. 従業員持株制度

日本の従業員持株制度は、導入企業の従業員による当該企業の株式取得・保有を通じて、従業員の福利厚生を増進し、経営への参加意識を高めることを目的としている。多くの従業員持株制度が日本証券業協会の制定した2018年9月14日付け「持株制度に関するガイドライン」に基づいて運営されている。導入企業の従業員は、従業員持株制度へ任意に加入することができる。従業員持株制度に加入した従業員は、拠出金として予め申し込んだ金額を給与及び賞与からの天引きにより定時に拠出する。加えて、

従業員持株制度からの退会、一時的な定時拠出金の追加、公募増資及び売出し、並びに、株主割当による有償増資、第三者割当増資などに際して、拠出金を臨時に拠出することもできる。導入企業は、従業員が拠出する拠出金に対し、当該従業員に対する福利厚生制度の一環として取り扱われる範囲内において、拠出金に一定比率を乗じた額または一定額の奨励金を付与することができる¹⁾。こうした従業員持株制度の運営は、従業員持株会が主体となり行われている。従業員持株会は、従業員が導入企業の株式を取得する目的で組織する民法上の組合である²⁾。従業員持株会が取得した株式は、従業員から受託した管理信託財産として保管される³⁾。従業員持株会が取得した株式の議決権行使は理事長が行うが、各会員が株主総会ごとに特別の行使（不統一行使）を指示することもできる。従業員は取得した株式をいつでも引き出し、売却できる。特段の税制優遇はない。

近年では、こうした従来の従業員持株制度に加えて、日本版ESOPと呼ばれる新たな株式保有スキームが展開されている。経済産業省が2008年11月17日付けで公表した「新たな自己株式保有スキームに関する報告書」によると、日本版ESOPでは、ピークルと呼ばれる信託や中間法人が、導入企業からの拠出や導入企業の債務保証に基づく金融機関からの融資により資金を取得し、導入企業の株式を取得する。ピークルが取得した導入企業の株式に関する議決権行使は、ピークルが、従業員持株会における議決権行使状況など、従業員の意思や利益を考慮して行使する。ピークルは、導入企業の株式を順次従業員持株会に有償譲渡するか、または、一定期間保有したのち一定要件を充足する従業員や退職者に無償譲渡する。ピークルが金融機

関から融資を受けている場合は、従業員持株会への譲渡対価をもって返済を行う。特段の税制優遇はない。

なお、日本版 ESOP は米国の従業員持株制度である Employee Stock Ownership Plan (ESOP) を参考に検討された制度であるが、その内容は大きく異なっている。米国の従業員持株制度である ESOP は企業負担の退職時株式給付制度であり、1974年に制定された ERISA (Employee Retirement Income Security Act) および1986年に制定された IRC (Internal Revenue Code of 1986) において定義され、広く普及している。ESOP では従業員全員が制度の対象となる。ESOP のために導入企業が設定した信託が、導入企業からの保証を用いて金融機関からの融資により資金を取得し、導入企業の株式を取得する。導入企業は当該信託に定期的に拠出を行い、当該信託はこれを用いて金融機関への返済を行う。返済が進むに伴い、信託が取得した株式は各従業員の個人口座に配分される。信託が取得した導入企業の株式に関する議決権行使については、従業員が指図することができる (パススルー投票) (IRC 409条 (e))。従業員は原則、59.5歳以降の退職時に限り、個人口座から導入企業の株式を引き出すことができる。IRC 401条 (a) の適格要件を満たすことで、従業員は所得益及び運用益について退職時まで非課税となる。

Ⅲ. 仮説

経営者による自社株式の保有は、経営者の利害を株主の利害に一致させることが示唆されている (Jensen and Meckling [1976])。この考え方を支持する結果として、Agrawal and

Mandelker [1987] は、経営者への株式とオプションの付与が、投資や資本構成の決定においてリスクテイクを促すことを示している。Denis et al. [1997] は経営者による自社株式の保有と事業の多角化との間にネガティブな関係があることを示している。Coles et al. [2006] は経営者の資産について株価変動への感応度が高まるほど、経営者はリスクの高い投資や、高い負債比率などリスクの高いポリシーを採用することを示している⁴⁾。Low [2009] は経営者への株式ベースのインセンティブが少ない企業ほど株価で測った企業のリスクを抑制することを示している。

従業員による株式保有を調査した先行研究でも、従業員の利害を株主の利害に一致させる効果を支持する結果が得られている。Jones and Kato [1995] は、従業員持株会の導入後3、4年で、企業の生産性は4-5%向上することを示している。Wang et al. [2009] は従業員持株制度の利用が増えるほど、企業特殊な知識の水準と Tobin's Q との間の正の関係が強くなることを示している。Ginglinger et al. [2011] はフランスの企業を対象とした研究で、従業員が労働者の権利に基づき選出した取締役が企業価値や収益性に影響を及ぼさない一方で、従業員株主が株主の権利に基づき選出した取締役は企業価値や収益性を高めることを示している。Kim and Ouimet [2014] は、小規模な ESOP について生産性を高める効果があることを示している。Bova et al. [2015a] は、従業員持分比率が高いほど企業の情報開示における透明性は高まり、こうした影響は労働組合が強いほど顕著であることを示している。また、Kato et al. [2016] は、従業員一人あたりの保有金額や参加率が増えるほど付加価値生産性や業績が

向上することを示している。

この考え方を従業員持株制度と企業のリスクとの間の関係に適用すると、次のことが考えられる。従業員持株制度がある企業では、従業員による自社株式の保有を通じて従業員の利害が株主の利害に一致する。Blasi et al. [2010]によると、従業員への株式付与は、業務や組織に関する意思決定への従業員参加の増加や従業員への監督の減少を通じて、企業のリスクに関する意思決定に影響を及ぼし得る。したがって、従業員持株制度がある企業では、従業員の経営参加や裁量を通じて、株主価値を高めるがリスクの高いプロジェクトへの投資や財務ポリシーが採用されやすくなり、結果として業績や株価のばらつきが大きくなることが考えられる。

仮説1：従業員持株制度がある企業では、
企業のリスクが高い傾向がある。

一方で、経営者に自社株式を保有させても、それには分散できないリスクがあることから、経営者に企業のリスクを抑制するインセンティブをもたらすことが示唆されている (Smith and Stulz [1985])。この考え方を支持する結果として、May [1995] は、経営者の資産の多くが自社株式など自社の株主資本に属するほど、経営者は自身のリスクを考慮して、経営者は事業を多角化する傾向があることを示している。Tufano [1996] は金の採掘事業者を対象とした調査で、自社株式を多く有する経営者ほど金の価格変動リスクを管理することを示している。

従業員による株式保有を調査した先行研究でも、従業員が株主の利益よりも自身の保身を優先することを示唆する結果が得られている。

Gordon and Pound [1990] は、企業買収の圧力があるときに導入された ESOP は株価にネガティブな影響を及ぼすことを示している。Faleye et al. [2006] は、ESOP や株式報酬などを通じて従業員による株式保有が多い企業では企業価値が低く、成長が遅く、雇用創出が少なく、生産性が低いことを示している。また、John et al. [2015] は、買収企業に ESOP が存在する場合、買収時の累積異常リターンにネガティブな影響を与えることを示している。

この考え方を従業員持株制度に対して適用して考えると、次のことが考えられる。従業員への株式付与は、従業員の資産に対し自社株式の株価への感応度を高めることになる。そのため、従業員持株制度がある企業では、従業員が自身の資産に及ぶリスクを抑制するために、経営参加や自身の裁量を通じて企業のリスクを減らそうとすることが考えられる。この仮説と整合する結果として、Faleye et al. [2006] は、ESOP や株式報酬などを通じて従業員による株式保有が多い企業では、投資が少なく、事業リスクが低いことを示している。また、Bova et al. [2015b] は米国の ESOP を対象とした調査で、ESOP と、事業リスクや株価リスク、投資との間にネガティブな関係があることを示している。

仮説2：従業員持株制度がある企業では、
企業のリスクが低い傾向がある。

IV. データ・サンプル

本稿のサンプルは2009年2月から2016年9月までの国内上場企業により構成している。従業員持株会のデータ、財務データおよび株価データは日経 Needs Financial Quest から取得し

た。なお、従業員持株会のデータは2009年2月以降の各社の有価証券報告書から収集されたものである。初期サンプルは28,230企業・年であった。そこから、決算月数が12ヵ月ではないもの810企業・年、銀行、証券、保険その他金融業および業種不明のもの478企業・年、株主資本が負のもの144企業・年、分析に必要なデータが揃わない4,458企業・年を除き、最終サンプルは22,340企業・年であった。

本稿では、従業員持株制度と企業リスクとの間の関係を調査するために、Bova et al. [2015b]に倣い、次式のモデルを検証する。

$$\begin{aligned}
 Risk_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 Employee\ stock\ ownership \\
 & + \beta_2 EXEOWN + \beta_3 \ln(MVE) \\
 & + \beta_4 Tobin's\ Q + \beta_5 Leverage \\
 & + \beta_6 Cash\ flow + \beta_7 Return \\
 & + Industry\ fixed\ effects \\
 & + Year\ fixed\ effects + e.
 \end{aligned} \tag{1}$$

ここで、被説明変数の $Risk_{t+1}$ は、ROA の標準偏差 ($SD(ROA)_{t+1}$)、キャッシュフローの標準偏差 ($SD(Cash\ flow)_{t+1}$)、株価リターンの標準偏差 ($SD(Return)_{t+1}$) と Idiosyncratic risk ($IDIO_{t+1}$) とする。 $SD(ROA)_{t+1}$ は t+1 期から t+5 期までの営業利益を総資産で除した比率の標準偏差とする。 $SD(Cash\ flow)_{t+1}$ は t+1 期から t+5 期までのキャッシュフローの標準偏差とする。 $SD(Return)_{t+1}$ は t+1 期の週次株式リターンの標準偏差とする。 $IDIO_{t+1}$ は、Panousi and Papanikolaou [2012] に倣い、t + 1 期の週次株式リターンを市場リターンに回帰した結果から得られた残差の標準偏差とする。なお、 $SD(Return)$ は総リスクの代理変数として、 $IDIO$ は企業特長的なリスクの代理変

数として用いている。

本稿の主な説明変数である *Employee stock ownership* について、従業員持株会持分比率のデータは影響のない程度の規模であれば空欄としている企業・年が多いため、ダミー変数を用いることとした。具体的には、従業員持株制度があれば1をとるダミー変数 (*EMPOWN*) と、持分比率3%以上の従業員持株制度があれば1をとるダミー変数 (*EMPOWN 3%*) を用いる⁵⁾。

その他の説明変数は、時価総額の自然対数 ($\ln(MVE)$) を外部資金調達コストの代理変数として、*Tobin's Q* を成長性および投資機会の代理変数として、有利子負債比率 (*Leverage*) を財務困窮の代理変数として、キャッシュフローを総資産で除した比率 (*Cash flow*) を利用可能な資金の代理変数としてコントロールする。また、企業の年次株式リターン (*Return*) もコントロールする。 $\ln(MVE)$ 以外の連続変数は上下1%で winsorize する。加えて、産業固定効果、年固定効果もコントロールする。サンプルの要約統計量を図表1のパネルAに示す。従業員持株会持分比率の平均値(中央値)は1.7%(1.0%)であった。 $SD(ROA)$ の平均値(中央値)は0.023(0.015)であった。 $SD(Cash\ flow)$ の平均値(中央値)は0.020(0.012)であった。 $SD(Return)$ の平均値(中央値)は0.049(0.042)であった。 $IDIO$ の平均値(中央値)は0.050(0.042)であった。

図表1のパネルBは従業員持株制度の有無によるサブサンプルを用いた各変数の平均値と中央値の差の検定結果を示す。従業員持株制度があるサブサンプルは17,564企業・年、従業員持株制度がないサブサンプルは4,776企業・年であった。従業員持株制度があるサブサンプル

図表 1 要約統計量

パネル A: 要約統計量 (N=22,340)

変数	平均値	標準偏差	p25	p50	p75
従業員持株会持分比率	0.017	0.020	0.002	0.010	0.023
<i>Local beta</i>	0.439	1.467	-0.160	0.402	1.154
<i>Firm age</i>	54.305	23.272	37.255	57.492	68.085
<i>Slack</i>	2.214	1.764	1.192	1.684	2.592
<i>SD (ROA)</i>	0.023	0.028	0.009	0.015	0.026
<i>SD (Cash flow)</i>	0.020	0.028	0.007	0.012	0.022
<i>SD (Return)</i>	0.049	0.030	0.031	0.042	0.058
<i>IDIO</i>	0.050	0.028	0.032	0.042	0.059
<i>EXEOWN</i>	0.071	0.114	0.003	0.017	0.088
<i>MVE</i>	114,949	547,188	4,000	11,700	44,414
<i>Tobin's Q</i>	1.067	0.641	0.777	0.923	1.123
<i>Leverage</i>	0.186	0.174	0.027	0.146	0.302
<i>Cash flow</i>	0.049	0.051	0.028	0.049	0.074
<i>Return</i>	0.129	0.479	-0.122	0.048	0.264

パネル B: 平均値 (中央値) の差の検定

変数	従業員持株制度あり			従業員持株制度なし			平均値の差 (t 値)	中央値の差 (z 値)
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差		
従業員持株会 持分比率	0.021	0.015	0.021	0.000	0.000	0.000	0.021	0.015
<i>Local beta</i>	0.466	0.411	1.344	0.341	0.370	1.849	(71.601)	(106.656)
<i>Firm age</i>	55.550	58.607	22.545	49.725	51.951	25.250	0.126	0.041
<i>Slack</i>	2.139	1.663	1.606	2.492	1.767	2.229	(5.253)	(3.549)
<i>SD (ROA)</i>	0.020	0.014	0.022	0.033	0.018	0.043	(15.418)	(14.606)
<i>SD (Cash flow)</i>	0.018	0.011	0.021	0.029	0.015	0.042	-0.353	-0.104
<i>SD (Return)</i>	0.048	0.041	0.028	0.056	0.046	0.037	(-12.307)	(-6.200)
<i>IDIO</i>	0.048	0.040	0.026	0.058	0.047	0.035	-0.012	-0.004
<i>EXEOWN</i>	0.069	0.017	0.109	0.082	0.016	0.130	(-26.517)	(-17.243)
<i>MVE</i>	109,398	13,141	432,589	135,363	8,095	843,761	-0.012	-0.003
<i>Tobin's Q</i>	1.019	0.916	0.512	1.241	0.958	0.957	(-26.758)	(-19.520)
<i>Leverage</i>	0.186	0.148	0.171	0.187	0.137	0.185	-0.009	-0.005
<i>Cash flow</i>	0.051	0.050	0.044	0.041	0.047	0.069	(-18.184)	(-14.439)
<i>Return</i>	0.128	0.052	0.456	0.132	0.029	0.556	-0.011	-0.007
観測数	17,564			4,776			(-23.167)	(-19.633)
							-0.013	0.001
							(-7.105)	(0.968)
							-25.965	5.046
							(-2.908)	(14.026)
							-0.222	-0.042
							(-21.425)	(-11.699)
							0.000	0.011
							(-0.136)	(3.028)
							0.010	0.003
							(11.820)	(5.116)
							-0.004	0.023
							(-0.552)	(4.785)

(注) 本表のパネル A は全サンプルの要約統計量, パネル B は従業員持株制度の有無によるサブサンプルを用いた各変数の平均値と中央値の差の検定結果を示す。

において、従業員持株会持分比率の平均値（中央値）は0.021（0.015）であった。 $SD(ROA)$ の平均値（中央値）は、従業員持株制度があるサブサンプルにおいて0.020（0.014）、従業員持株制度がないサブサンプルにおいて0.033（0.018）であった。従業員持株制度があるサブサンプルと従業員持株制度がないサブサンプルとの間の $SD(ROA)$ の平均値（中央値）の差は-0.012（-0.004）であった。これは、従業員持株制度があるサブサンプルの方がROAの標準偏差は有意に小さいことを意味する。 $SD(Cash\ flow)$ の平均値（中央値）は、従業員持株制度があるサブサンプルにおいて0.018（0.011）、従業員持株制度がないサブサンプルにおいて0.029（0.015）であった。従業員持株制度があるサブサンプルと従業員持株制度がないサブサンプルとの間の $SD(Cash\ flow)$ の平均値（中央値）の差は-0.012（-0.003）であった。これは、従業員持株制度があるサブサンプルの方がキャッシュフローの標準偏差は有意に小さいことを意味する。 $SD(Return)$ の平均値（中央値）は、従業員持株制度があるサブサンプルにおいて0.048（0.041）、従業員持株制度がないサブサンプルにおいて0.056（0.046）であった。従業員持株制度があるサブサンプルと従業員持株制度がないサブサンプルとの間の $SD(Return)$ の平均値（中央値）の差は-0.009（-0.005）であった。これは、従業員持株制度があるサブサンプルの方が株価リターンの標準偏差は有意に小さいことを意味する。 $IDIO$ の平均値（中央値）は、従業員持株制度があるサブサンプルにおいて0.048（0.040）、従業員持株制度がないサブサンプルにおいて0.058（0.047）であった。従業員持株制度があるサブサンプルと従業員持株制度がないサブサンプル

との間の $IDIO$ の平均値（中央値）の差は-0.011（-0.007）であった。これは、従業員持株制度があるサブサンプルの方がIdiosyncratic riskは有意に小さいことを意味する。これらの結果は、従業員持株制度がある方が企業のリスクが小さいという考え方と整合している。

V. 実証分析

1. 従業員持株制度と企業のリスクとの関係

従業員持株制度と企業のリスクとの関係について（1）式を用いた分析を行う。本稿では従業員持株制度の有無が企業のリスクに影響を及ぼすことを予想しているが、企業のリスクが従業員持株制度の有無に影響を及ぼすという逆の因果関係があるかもしれない。また、従業員の愛社精神や勤続期間が自社の株式所有や企業のパフォーマンスに影響を与えているかもしれない。そこで、本稿では操作変数を用いた内生的処理効果モデルにより分析を行う。なお、内生的処理効果モデルによる分析はStataの`etregress`コマンドにより実行する。

操作変数はBova et al. [2015b]に倣い、企業の本社所在地域のベータ（*Local beta*）とする。企業が所在する地域の株式リターンが高い時、従業員は株式報酬を好む。そのため、その企業の株価が同地域の他社の株価と連動するほど、株式報酬が従業員の引き留め策として用いられる傾向がある（Kedia and Rajgopal [2009]）。*Local beta*は、企業・年ごとに過去5年間の月次株価を用いた次式の回帰を行った結果得られた β_1 を用いる。

$$\begin{aligned} \text{Return}_i = & \alpha_i + \beta_1 \text{Local return}_i \\ & + \beta_2 \text{Market return}_i \\ & + \beta_3 \text{Industry return}_i + e_i. \quad (2) \end{aligned}$$

ここで、*Return* はある企業の株式の月次リターン、*Local return* はある企業と同じ地域に所在する企業の株式の月次リターン、*Market return* は Topix の月次リターン、*Industry return* はある企業と同じ産業の株式の月次リターンである。なお、全ての月次リターンは10年物の国債利回りに対する超過リターンである。

図表1のパネルAに示す通り、*Local beta*の平均値(中央値)は0.439(0.402)であった。図表1のパネルBに示す通り、従業員持株制度があるサブサンプルにおける*Local beta*の平均値(中央値)は0.466(0.411)、従業員持株制度がないサブサンプルにおける*Local beta*の平均値(中央値)は0.341(0.370)であり、両サブサンプル間で平均値(中央値)の差は0.126(0.041)であった。これは従業員持株制度があるサブサンプルの方が*Local beta*が有意に高いことを意味する。また、表には記載していないが、*Local beta*と*EMPOWN*および*EMPOWN* 3%との間の相関係数は、それぞれ0.059および0.035であり、共に1%水準で統計的に有意であった。これらの結果は、ある企業の株価が同地域の他社の株価と連動するほど、従業員への株式報酬が導入されやすいという考え方と整合している。

*Local beta*を用いて、次のモデルにより第一段階目の推定を行う。

$$\begin{aligned} \text{Employee stock ownership dummy}_{i,t+1} \\ = \beta_0 + \beta_1 \text{Local beta} + \beta_2 \text{EXEOWN} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + \beta_3 \ln(MVE) + \beta_4 \text{Tobin's } Q \\ & + \beta_5 \text{Leverage} + \beta_6 \text{Cash flow} \\ & + \beta_7 \text{Return} + \text{Industry fixed effects} \\ & + \text{Year fixed effects} + e. \quad (3) \end{aligned}$$

そして、(1)式により二段階目の推定を行う。分析結果を図表2に示す。パネルAは、従業員持株制度に関する変数として、*EMPOWN*を用いた結果を示す。列(1)(2)はROAの標準偏差に関する結果、列(3)(4)はキャッシュフローの標準偏差に関する結果、列(5)(6)は株価リターンの標準偏差に関する結果、列(7)(8)はIdiosyncratic riskに関する結果を示す。列(1)(3)(5)(7)は一段階目の結果を示す。*Local beta*の係数は、いずれの場合も*EMPOWN*に対して有意にポジティブな値であった。これは企業の所在地域内の株価に対するベータは従業員持株制度の導入や加入とポジティブな関係を持つという予想と一致する。二式の誤差項の相関係数(Rho)とWald検定の結果を図表2の下部3行に示す。いずれの場合も、Rhoが0と等しいという帰無仮説は棄却された。これは、*Local beta*を操作変数として用いた本モデルが適切であることを意味している。列(2)(4)(6)(8)は二段階目の結果を示す。*EMPOWN*は、 $SD(ROA)_{i,t+1}$ 、 $SD(\text{Cash flow})_{i,t+1}$ 、 $SD(\text{Return})_{i,t+1}$ および $IDIO_{i,t+1}$ に対してそれぞれ有意にネガティブな値であった。これらの結果は、従業員持株制度がある企業ではリスクを回避するインセンティブが働いていることを示唆している。なお、株価で測ったリスクの結果について注目すると、従業員持株制度は総リスクのみならず、企業特長的なリスクについても低下させていることが分かった。

パネル B は、従業員持株制度に関する変数として、*EMPOWN* 3% を用いた結果を示す。3% 以上の比較的大きな従業員持株制度がある企業でもパネル A と同様の結果が得られた。

2. 役員の持分比率

従業員持株会と企業のリスクとの間の関係が、役員の持分比率の影響を受けるかどうかを検証する。経営者・役員による株式所有の先行研究では、リスクテイクを促すという結果 (Agrawal and Mandelker [1987], Denis et

al. [1997], Coles et al. [2006], Low [2009]) と、リスクテイクを妨げるという結果 (May [1995], Tufano [1996]) が議論されている。図表 2 において、二段階目の *EXEOWN* の係数はいずれの場合も有意にポジティブな値であった。これは、経営者による株式所有がリスクテイクを促すという考え方と整合的である。経営者による株式所有が経営者にリスクをとるインセンティブをもたらすならば、経営者の持分比率が高い状況では、従業員持株制度と企業のリスクとの間のネガティブな関係はより顕著

図表 2 従業員持株制度と企業のリスクとの間の関係

パネル A : 従業員持株制度の有無

変数	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage
	<i>EMP OWN</i>	<i>SD(ROA)_{t+1}</i>	<i>EMP OWN</i>	<i>SD(Cash flow)_{t+1}</i>	<i>EMP OWN</i>	<i>SD(Return)_{t+1}</i>	<i>EMP OWN</i>	<i>IDIO_{t+1}</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Local beta</i>	0.028*** (3.972)		0.028*** (3.943)		0.053*** (7.142)		0.051*** (7.014)	
<i>EMPOWN</i>		-0.009*** (-13.755)		-0.009*** (-14.127)		-0.032*** (-12.904)		-0.028*** (-16.797)
<i>EXEOWN</i>	0.060 (0.643)	0.019*** (8.543)	0.062 (0.667)	0.010*** (4.686)	0.075 (0.777)	0.013*** (5.516)	0.108 (1.101)	0.014*** (6.722)
<i>ln (MVE)</i>	0.080*** (11.704)	-0.003*** (-21.908)	0.081*** (11.722)	-0.002*** (-21.406)	0.071*** (9.241)	-0.003*** (-22.488)	0.067*** (8.796)	-0.004*** (-40.790)
<i>Tobin's Q</i>	-0.324*** (-17.576)	0.015*** (22.011)	-0.324*** (-17.596)	0.013*** (20.139)	-0.323*** (-16.350)	0.005*** (10.474)	-0.311*** (-15.186)	0.007*** (16.647)
<i>Leverage</i>	0.191*** (3.131)	-0.008*** (-7.215)	0.189*** (3.105)	-0.002* (-1.724)	0.304*** (4.823)	0.023*** (16.999)	0.323*** (5.065)	0.020*** (16.639)
<i>Cash flow</i>	1.670*** (8.019)	-0.142*** (-17.301)	1.673*** (8.024)	-0.163*** (-20.076)	1.779*** (7.942)	-0.072*** (-12.318)	1.943*** (8.378)	-0.069*** (-12.816)
<i>Return</i>	0.013 (0.552)	-0.002*** (-3.860)	0.012 (0.530)	-0.002*** (-3.394)	0.011 (0.472)	0.001 (1.003)	0.006 (0.225)	0.002*** (5.107)
Constant	0.120 (1.373)	0.034*** (24.517)	0.118 (1.348)	0.035*** (25.670)	0.147* (1.672)	0.076*** (33.530)	0.172** (2.000)	0.089*** (49.836)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	22,340	22,340	22,340	22,340	22,306	22,306	22,340	22,340
Rho		0.089		0.087		0.543		0.581
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2		48.13		48.59		79.81		132.76
Prob>chi 2		0.000		0.000		0.000		0.000

パネル B: 持分比率 3% 以上の従業員持株制度の有無

変数	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage
	<i>EMP</i> <i>OWN</i> 3 %	<i>SD(ROA)</i> _{<i>t+1</i>}	<i>EMP</i> <i>OWN</i> 3 %	<i>SD(Cash</i> <i>flow)</i> _{<i>t+1</i>}	<i>EMP</i> <i>OWN</i> 3 %	<i>SD(Return)</i> _{<i>t+1</i>}	<i>EMP</i> <i>OWN</i> 3 %	<i>IDIO</i> _{<i>t+1</i>}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Local beta</i>	0.071*** (9.860)		0.070*** (9.732)		0.068*** (9.386)		0.068*** (9.474)	
<i>EMPOWN</i> 3 %		-0.013*** (-10.809)		-0.012*** (-11.936)		-0.008*** (-8.266)		-0.008*** (-8.353)
<i>EXEOWN</i>	-0.127 (-1.366)	0.018*** (8.179)	-0.140 (-1.509)	0.009*** (4.355)	-0.136 (-1.472)	0.012*** (5.346)	-0.127 (-1.376)	0.013*** (6.721)
<i>ln (MVE)</i>	-0.169*** (-19.923)	-0.003*** (-25.366)	-0.170*** (-20.578)	-0.003*** (-25.060)	-0.174*** (-21.454)	-0.004*** (-32.538)	-0.173*** (-20.864)	-0.005*** (-51.598)
<i>Tobin's Q</i>	-0.578*** (-10.707)	0.015*** (21.942)	-0.566*** (-11.125)	0.013*** (20.195)	-0.542*** (-12.201)	0.008*** (19.570)	-0.552*** (-11.901)	0.009*** (25.509)
<i>Leverage</i>	-0.620*** (-8.841)	-0.011*** (-9.403)	-0.627*** (-9.055)	-0.005*** (-4.089)	-0.656*** (-9.816)	0.020*** (15.573)	-0.656*** (-9.777)	0.017*** (15.207)
<i>Cash flow</i>	1.576*** (7.487)	-0.143*** (-17.397)	1.563*** (7.413)	-0.165*** (-20.161)	1.643*** (7.427)	-0.088*** (-15.460)	1.615*** (7.375)	-0.083*** (-15.685)
<i>Return</i>	0.087*** (3.691)	-0.002*** (-3.509)	0.086*** (3.630)	-0.002*** (-3.046)	0.089*** (3.744)	0.000 (1.018)	0.089*** (3.757)	0.002*** (5.324)
Constant	0.913*** (9.047)	0.035*** (24.134)	0.921*** (9.098)	0.036*** (25.615)	0.940*** (9.144)	0.061*** (40.483)	0.941*** (9.187)	0.076*** (59.353)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	22,340	22,340	22,340	22,340	22,306	22,306	22,340	22,340
Rho		0.184		0.164		0.062		0.077
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2		42.68		40.37		13.88		16.08
Prob>chi 2		0.000		0.000		0.000		0.000

(注) 本表は、従業員持株制度の有無が企業リスクに及ぼす影響に関する内生的処理効果モデルの結果を示す。パネル A は従業員持株制度の有無、パネル B は持分比率 3% 以上の従業員持株制度の有無を用いている。使用した変数は図表 1 の通りである。数値は係数、カッコ内の数値は頑健な z 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示す。

となることが考えられる。この可能性を検証するため役員持分比率が産業・年ごとの中央値以上のサブサンプルと中央値未満のサブサンプルを用いて、図表 2 と同様の検証を行う。

役員持分比率に関するサブサンプルを用いた検証の結果を図表 3 に示す。パネル A は従業員持株制度の変数として *EMPOWN* を用いた検証の結果、パネル B は従業員持株制度の変数として *EMPOWN* 3% を用いた検証の結果

である。それぞれ、列 (1) (2) は ROA の標準偏差に関する結果、列 (3) (4) はキャッシュフローの標準偏差に関する結果、列 (5) (6) は株価リターンの標準偏差に関する結果、列 (7) (8) は Idiosyncratic risk に関する結果を示す。

パネル A では、役員持株比率の高低による *EMPOWN* の係数の違いについて、一致した傾向は見られなかった。パネル B では、いず

従業員持株制度と企業のリスク

れの場合も、役員持株比率の高いサブサンプルの方が *EMPOWN* 3% の係数はわずかに大きくネガティブな値となった。これらの結果は、経営者がリスクをとるインセンティブを持つ状況では、従業員持株制度と企業のリスクとの間のネガティブな関係はより顕著となることを示唆する。

3. 機関投資家の持株比率

大株主の存在は、効率的なモニタリングとフリーライダー問題の克服という点で企業のガバナンスに関係する (Shleifer and Vishny

[1986])。Brockman and Yan [2009] では、大株主は個々の株主よりも企業特殊的な情報に通じており、そのため企業特殊的な要素に大きな影響を及ぼし、Idiosyncratic risk を高め、Systematic risk を抑制することが示唆されている。こうした大株主の影響が従業員持株会と企業のリスクとの間の関係に影響を及ぼすかどうかについて、株主の集中度によるサブサンプルを用いた検証を行う。ここで株主の集中度の高低は、上位十位の株主による持分比率が産業・年ごとの中央値以上か未満かにより区別する。経営者がリスクテイクをしやすい状況ほど

図表 3 役員持分比率

パネル A : 従業員持株制度の有無

変数	<i>SD(ROA)_{t+1}</i>		<i>SD(Cash flow)_{t+1}</i>		<i>SD(Return)_{t+1}</i>		<i>IDIO_{t+1}</i>	
	<i>EXEOWN</i>							
	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EMPOWN</i>	-0.009*** (-8.510)	-0.009*** (-9.691)	-0.009*** (-7.722)	-0.008*** (-9.923)	-0.020 (-0.857)	-0.037*** (-12.267)	-0.024*** (-6.594)	-0.030*** (-13.827)
<i>EXEOWN</i>	-0.156*** (-7.201)	0.019*** (6.851)	-0.217*** (-9.783)	0.015*** (5.561)	-0.128** (-2.027)	0.014*** (4.595)	-0.085*** (-3.201)	0.018*** (6.828)
<i>ln (MVE)</i>	-0.003*** (-16.783)	-0.003*** (-16.223)	-0.003*** (-17.812)	-0.003*** (-15.129)	-0.003*** (-5.097)	-0.004*** (-15.745)	-0.005*** (-28.858)	-0.005*** (-24.493)
<i>Tobin's Q</i>	0.014*** (14.580)	0.016*** (16.951)	0.013*** (14.063)	0.013*** (14.647)	0.006* (1.851)	0.006*** (9.138)	0.007*** (10.115)	0.007*** (12.545)
<i>Leverage</i>	-0.008*** (-5.051)	-0.010*** (-6.317)	-0.002 (-1.213)	-0.004*** (-2.636)	0.019*** (10.577)	0.024*** (11.624)	0.017*** (10.503)	0.021*** (11.761)
<i>Cash flow</i>	-0.144*** (-12.477)	-0.136*** (-11.662)	-0.157*** (-13.998)	-0.164*** (-13.938)	-0.081*** (-5.675)	-0.062*** (-7.427)	-0.085*** (-11.051)	-0.050*** (-6.692)
<i>Return</i>	-0.003*** (-3.922)	-0.001 (-1.539)	-0.003*** (-4.082)	-0.000 (-0.700)	0.001 (1.112)	0.001 (0.814)	0.002*** (3.184)	0.003*** (4.286)
Constant	0.037*** (18.849)	0.040*** (17.600)	0.039*** (19.990)	0.040*** (18.098)	0.073*** (5.344)	0.087*** (26.808)	0.090*** (30.411)	0.094*** (35.729)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	11,108	11,232	11,108	11,232	11,104	11,202	11,108	11,232
rho	0.112	0.067	0.122	0.064	0.362	0.591	0.513	0.609
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2	19.95	30.06	16.00	35.08	0.40	70.78	22.33	90.92
Prob>chi 2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.528	0.000	0.000	0.000

パネル B : 持分比率 3 % 以上の従業員持株制度の有無

変数	$SD(ROA)_{t+1}$		$SD(Cash\ flow)_{t+1}$		$SD(Return)_{t+1}$		$IDIO_{t+1}$	
	EXEOWN							
	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EMPOWN 3 %	-0.013*** (-8.904)	-0.015*** (-9.355)	-0.012*** (-8.693)	-0.015*** (-10.360)	-0.008*** (-6.391)	-0.010*** (-5.454)	-0.008*** (-6.413)	-0.009*** (-6.271)
EXEOWN	-0.128*** (-5.686)	0.016*** (5.533)	-0.195*** (-8.573)	0.012*** (4.194)	-0.146*** (-5.299)	0.016*** (5.294)	-0.114*** (-4.617)	0.019*** (7.671)
ln (MVE)	-0.003*** (-18.763)	-0.004*** (-19.310)	-0.003*** (-19.932)	-0.004*** (-18.235)	-0.004*** (-24.907)	-0.006*** (-23.629)	-0.005*** (-39.510)	-0.007*** (-32.522)
Tobin's Q	0.014*** (14.337)	0.016*** (17.147)	0.013*** (14.029)	0.013*** (14.889)	0.007*** (12.607)	0.009*** (15.327)	0.009*** (17.621)	0.010*** (18.456)
Leverage	-0.010*** (-6.083)	-0.014*** (-8.493)	-0.004** (-2.156)	-0.008*** (-5.082)	0.018*** (10.254)	0.018*** (9.240)	0.016*** (10.300)	0.015*** (9.385)
Cash flow	-0.148*** (-12.661)	-0.134*** (-11.485)	-0.162*** (-14.169)	-0.162*** (-13.784)	-0.092*** (-11.193)	-0.076*** (-9.614)	-0.097*** (-12.780)	-0.062*** (-8.549)
Return	-0.003*** (-3.629)	-0.001 (-1.352)	-0.003*** (-3.807)	-0.000 (-0.506)	0.001 (1.368)	0.000 (0.737)	0.003*** (3.524)	0.003*** (4.410)
Constant	0.035*** (19.231)	0.047*** (18.181)	0.036*** (20.680)	0.046*** (18.942)	0.063*** (32.031)	0.075*** (27.517)	0.078*** (47.038)	0.085*** (36.916)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	11,108	11,232	11,108	11,232	11,104	11,202	11,108	11,232
rho	0.243	0.225	0.187	0.226	0.074	0.114	0.070	0.141
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2	40.46	37.89	29.63	42.17	12.85	11.85	7.57	20.13
Prob>chi 2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.006	0.000

(注) 本表は、役員持分比率が従業員持株制度と企業のリスクとの関係に及ぼす影響に関する内生的処理効果モデルの二段階目の結果を示す。使用した変数は図表 1 の通りである。数値は係数、カッコ内の数値は頑健な z 値である。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

従業員持株制度と企業のリスクとの間のネガティブな関係が顕著となるならば、株主の集中度が高く、大株主が存在するような状況ほど、従業員持株制度は Idiosyncratic risk をはじめとする企業のリスクに対してネガティブな影響を及ぼすことが予想される。

株主の集中度に関するサブサンプルを用いた検証の結果を図表 4 に示す。パネル A は従業員持株制度の変数として EMPOWN を用いた検証の結果、パネル B は従業員持株制度の変数として EMPOWN 3 % を用いた検証の結果

である。それぞれ、列 (1) (2) は ROA の標準偏差に関する結果、列 (3) (4) はキャッシュフローの標準偏差に関する結果、列 (5) (6) は株価リターンの標準偏差に関する結果、列 (7) (8) は Idiosyncratic risk に関する結果を示す。

パネル A では、株価リターンの標準偏差および Idiosyncratic risk に関する結果について、株主の集中度が高いサブサンプルの方が EMPOWN の係数は大きくネガティブな値となった。パネル B では、いずれの場合も、株

主の集中度が高いサブサンプルの方が *EMPOWN* 3%の係数は大きくネガティブな値となった。これらの結果は、大株主によりリスクテイクが促されるような状況では、従業員持株制度と企業のリスクとの間のネガティブな関係はより顕著となることを示唆する。特に、Idiosyncratic riskに関する結果に関し、*EMPOWN*および *EMPOWN* 3%の係数がともに、株主の集中度の高いサブサンプルにおいて大きくネガティブな値であったことは、Brockman and Yan [2009] の示唆する大株主と Idiosyncratic risk とのポジティブな関係に

対する反応として、本稿の予想と一致する。

4. 不動産価格の変化

追加の検証として、従業員持株制度に加入している従業員がリスクに対処するための行動を取る必要があるような外生的なショックが、従業員持株制度と企業のリスクとの間の関係に及ぼす影響を検証する。例えば不動産価格の下落は、従業員にとってリスクに対処する必要が生まれる外性的な状況の一つである。不動産価格が下落（上昇）すると、自己の保有する財産の割合が変わり、自社の株価への感応度が高く

図表4 株主の集中度

パネル A : 従業員持株制度の有無

変数	<i>Shares held by top 10 shareholders</i>							
	<i>SD(ROA)_{t+1}</i>		<i>SD(Cash flow)_{t+1}</i>		<i>SD(Return)_{t+1}</i>		<i>IDIO_{t+1}</i>	
	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EMPOWN</i>	-0.010*** (-8.649)	-0.009*** (-9.258)	-0.009*** (-9.408)	-0.009*** (-8.122)	-0.029*** (-8.202)	-0.035*** (-10.686)	-0.027*** (-11.294)	-0.030*** (-13.388)
<i>EXEOWN</i>	0.027*** (4.866)	0.017*** (6.905)	0.020*** (3.606)	0.008*** (3.215)	0.024*** (4.595)	0.009*** (3.249)	0.023*** (4.743)	0.010*** (4.236)
<i>ln (MVE)</i>	-0.002*** (-14.488)	-0.003*** (-14.028)	-0.002*** (-14.133)	-0.003*** (-13.433)	-0.003*** (-16.427)	-0.003*** (-14.194)	-0.004*** (-28.496)	-0.005*** (-24.798)
<i>Tobin's Q</i>	0.016*** (14.898)	0.013*** (15.862)	0.015*** (13.930)	0.011*** (14.421)	0.005*** (6.986)	0.006*** (7.814)	0.007*** (11.090)	0.007*** (11.776)
<i>Leverage</i>	-0.009*** (-5.536)	-0.007*** (-4.650)	-0.002 (-1.349)	-0.002 (-1.046)	0.019*** (10.746)	0.026*** (12.242)	0.016*** (10.131)	0.023*** (12.791)
<i>Cash flow</i>	-0.162*** (-13.444)	-0.113*** (-10.459)	-0.180*** (-14.833)	-0.138*** (-13.145)	-0.073*** (-8.641)	-0.075*** (-8.854)	-0.084*** (-10.698)	-0.055*** (-7.499)
<i>Return</i>	-0.003*** (-3.315)	-0.001* (-1.814)	-0.003*** (-2.975)	-0.001 (-1.478)	0.001 (0.742)	0.001 (0.810)	0.001* (1.782)	0.003*** (5.266)
Constant	0.032*** (16.132)	0.037*** (16.549)	0.033*** (16.981)	0.037*** (17.025)	0.075*** (21.093)	0.079*** (25.379)	0.088*** (32.146)	0.089*** (36.109)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	11,108	11,232	11,108	11,232	11,102	11,204	11,108	11,232
rho	0.120	0.081	0.105	0.088	0.506	0.578	0.555	.0609
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2	24.56	14.08	29.26	9.96	30.22	57.50	55.75	89.33
Prob>chi 2	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000

パネル B : 持分比率 3 % 以上の従業員持株制度の有無

変数	$SD(ROA)_{t+1}$		$SD(Cash\ flow)_{t+1}$		$SD(Return)_{t+1}$		$IDIO_{t+1}$	
	Shares held by top 10 shareholders							
	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EMPOWN</i> 3 %	-0.012*** (-6.228)	-0.013*** (-10.402)	-0.012*** (-6.996)	-0.013*** (-10.960)	-0.006*** (-4.987)	-0.011*** (-7.304)	-0.006*** (-5.137)	-0.010*** (-7.901)
<i>EXEOWN</i>	0.025*** (4.415)	0.017*** (6.724)	0.018*** (3.167)	0.007*** (3.061)	0.023*** (4.313)	0.007*** (2.757)	0.021*** (4.492)	0.008*** (3.863)
<i>ln (MVE)</i>	-0.003*** (-16.236)	-0.004*** (-17.406)	-0.003*** (-16.308)	-0.003*** (-16.720)	-0.003*** (-19.994)	-0.005*** (-23.070)	-0.005*** (-32.792)	-0.006*** (-34.215)
<i>Tobin's Q</i>	0.017*** (14.938)	0.013*** (15.811)	0.015*** (13.945)	0.011*** (14.544)	0.008*** (13.002)	0.009*** (14.067)	0.010*** (16.614)	0.009*** (18.515)
<i>Leverage</i>	-0.012*** (-6.985)	-0.010*** (-6.233)	-0.005*** (-2.987)	-0.004*** (-2.724)	0.017*** (9.849)	0.021*** (10.966)	0.014*** (9.174)	0.019*** (11.654)
<i>Cash flow</i>	-0.167*** (-13.711)	-0.111*** (-10.308)	-0.185*** (-15.059)	-0.137*** (-12.997)	-0.093*** (-11.479)	-0.085*** (-10.343)	-0.103*** (-13.276)	-0.064*** (-8.936)
<i>Return</i>	-0.003*** (-3.023)	-0.001 (-1.641)	-0.002*** (-2.684)	-0.001 (-1.305)	0.000 (0.582)	0.001 (1.019)	0.001 (1.645)	0.004*** (5.787)
Constant	0.032*** (15.006)	0.040*** (17.488)	0.032*** (16.169)	0.040*** (18.012)	0.057*** (28.084)	0.068*** (27.820)	0.071*** (39.364)	0.081*** (40.902)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	11,108	11,232	11,108	11,232	11,102	11,204	11,108	11,232
rho	0.156	0.203	0.135	0.178	0.041	0.106	0.059	0.121
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2	10.82	50.38	9.72	43.42	3.60	17.39	4.59	24.59
Prob>chi 2	0.001	0.000	0.002	0.000	0.058	0.000	0.032	0.000

(注) 本表は、上位十大株主の持分比率が従業員持株制度と企業のリスクとの関係に及ぼす影響に関する内生的処理効果モデルの二段階目の結果を示す。使用した変数は図表 1 の通りである。数値は係数、カッコ内の数値は頑健な z 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示す。

(低く) なる。また、不動産価格が下落すると、転居が難しくなるため、当該従業員の人的資本が有する企業の株価への感応度は高くなる。したがって、不動産価格が下落するとき、従業員持株制度と企業のリスクとのネガティブな関係はより顕著となることが予想される (Bova et al. [2015b])。そこで、不動産価格の変動 ($\Delta Housing\ Price\ Index$) がネガティブな時のサブサンプルとポジティブな時のサブサンプルを用いた検証を行う。なお、不動産価格の変動は、国土交通省が提供する月次の不動産

価格指数 (住宅) の変動を用いる。

不動産価格の変化に関するサブサンプルを用いた検証の結果を図表 5 に示す。パネル A は従業員持株制度の変数として *EMPOWN* を用いた検証の結果、パネル B は従業員持株制度の変数として *EMPOWN* 3 % を用いた検証の結果である。それぞれ、列 (1) (2) は ROA の標準偏差に関する結果、列 (3) (4) はキャッシュフローの標準偏差に関する結果、列 (5) (6) は株価リターンの標準偏差に関する結果、列 (7) (8) は Idiosyncratic risk に関

する結果を示す。

いずれの場合も、EMPOWNおよびEMPOWN 3%の係数は $\Delta Housing Price Index$ がポジティブな時よりもネガティブな時の方が有意にネガティブな値をとった。この結果は、不動産価格が下落するとき、従業員持株制度と企業のリスクとのネガティブな関係はより顕著となることを示している。従業員の資産構成に影響を与える外生的なショックが発生し、従業員の資産や人的資本が自社株式の株価に対する感応度を高めるほど、従業員のリスク回避をするインセンティブが働くことを示唆している。

5. 他の操作変数

結果の頑健性を検証するために、他の操作変数を用いた検証を行う。本検証では、Wang et al. [2009] に倣い、企業の存続年数 (*Firm age*) と財務スラック (*Slack*) を操作変数として用いる。企業の存続年数が長いほど、従業員との関係を築きやすいことが予想される。なお、企業の存続年数 (*Firm age*) には、実質上の設立日からの経過年数を用いる。図表1のパネルAに示す通り、*Firm age*の平均値(中央値)は54.305年(57.492年)であった。図表

図表5 不動産価格の変動

パネル A: 従業員持株制度の有無

変数	$\Delta Housing Price Index$							
	$SD(ROA)_{t+1}$		$SD(Cash\ flow)_{t+1}$		$SD(Return)_{t+1}$		$IDIO_{t+1}$	
	Negative (1)	Positive (2)	Negative (3)	Positive (4)	Negative (5)	Positive (6)	Negative (5)	Positive (6)
EMPOWN	-0.012*** (-9.114)	-0.008*** (-9.669)	-0.011*** (-9.365)	-0.008*** (-10.004)	-0.030 (-1.614)	-0.032*** (-14.572)	-0.035*** (-13.805)	-0.026*** (-12.539)
EXEOWN	0.024*** (5.685)	0.016*** (6.201)	0.015*** (3.458)	0.007*** (2.941)	0.019*** (3.926)	0.009*** (3.514)	0.015*** (3.839)	0.014*** (5.832)
ln (MVE)	-0.003*** (-12.128)	-0.002*** (-18.196)	-0.003*** (-11.934)	-0.002*** (-17.654)	-0.004*** (-7.652)	-0.003*** (-17.991)	-0.005*** (-23.296)	-0.004*** (-34.034)
Tobin's Q	0.020*** (10.709)	0.014*** (19.265)	0.017*** (9.561)	0.012*** (17.767)	0.008*** (3.383)	0.005*** (9.462)	0.010*** (8.819)	0.007*** (14.628)
Leverage	-0.011*** (-4.908)	-0.007*** (-5.550)	-0.005** (-2.339)	-0.001 (-0.606)	0.023*** (6.656)	0.023*** (14.919)	0.017*** (7.401)	0.020*** (14.992)
Cash flow	-0.142*** (-9.059)	-0.141*** (-14.778)	-0.171*** (-10.850)	-0.160*** (-16.992)	-0.080*** (-4.689)	-0.071*** (-10.705)	-0.066*** (-6.514)	-0.071*** (-11.216)
Return	-0.004*** (-3.379)	-0.002*** (-3.141)	-0.003** (-2.377)	-0.002*** (-3.287)	-0.000 (-0.397)	0.000 (0.500)	0.005*** (4.020)	0.002*** (3.531)
Constant	0.036*** (10.160)	0.033*** (20.686)	0.037*** (10.511)	0.033*** (21.558)	0.078*** (6.318)	0.073*** (31.413)	0.100*** (16.370)	0.086*** (41.675)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	6,257	16,083	6,257	16,083	6,254	16,052	6,257	16,083
rho	0.101	0.086	0.096	0.084	0.401	0.591	0.617	0.577
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2	24.61	22.50	24.73	23.38	1.17	104.84	78.79	78.00
Prob>chi 2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.280	0.000	0.000	0.000

パネル B：持分比率 3%以上の従業員持株制度の有無

変数	$SD(ROA)_{t+1}$		$SD(Cash\ flow)_{t+1}$		$SD(Return)_{t+1}$		$IDIO_{t+1}$	
	$\Delta Housing\ Price\ Index$							
	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive	Negative	Positive
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EMPOWN</i> 3%	-0.014*** (-6.779)	-0.012*** (-8.138)	-0.015*** (-7.338)	-0.011*** (-8.920)	-0.014*** (-6.017)	-0.006*** (-5.691)	-0.012*** (-5.916)	-0.006*** (-6.477)
<i>EXEOWN</i>	0.023*** (5.298)	0.015*** (6.034)	0.013*** (3.081)	0.007*** (2.801)	0.018*** (3.695)	0.008*** (3.302)	0.014*** (3.856)	0.013*** (5.791)
<i>ln (MVE)</i>	-0.004*** (-14.202)	-0.003*** (-21.147)	-0.004*** (-14.020)	-0.003*** (-20.825)	-0.005*** (-19.783)	-0.003*** (-25.982)	-0.007*** (-29.565)	-0.005*** (-43.340)
<i>Tobin's Q</i>	0.020*** (10.536)	0.014*** (19.228)	0.017*** (9.462)	0.013*** (17.824)	0.010*** (8.572)	0.008*** (17.800)	0.013*** (11.678)	0.009*** (23.225)
<i>Leverage</i>	-0.014*** (-6.318)	-0.010*** (-7.248)	-0.008*** (-3.863)	-0.003** (-2.443)	0.018*** (6.721)	0.021*** (14.402)	0.012*** (5.485)	0.018*** (14.424)
<i>Cash flow</i>	-0.147*** (-9.276)	-0.142*** (-14.796)	-0.175*** (-11.075)	-0.161*** (-17.001)	-0.097*** (-8.357)	-0.086*** (-13.223)	-0.086*** (-8.743)	-0.083*** (-13.356)
<i>Return</i>	-0.004*** (-3.142)	-0.002*** (-2.839)	-0.003** (-2.143)	-0.002*** (-2.983)	-0.000* (-0.149)	0.000 (0.307)	0.005*** (4.476)	0.002*** (3.521)
Constant	0.038*** (10.095)	0.034*** (20.550)	0.040*** (10.516)	0.034*** (21.624)	0.070*** (12.762)	0.057*** (34.651)	0.087*** (16.198)	0.073*** (51.618)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	6,257	16,083	6,257	16,083	6,254	16,052	6,257	16,083
rho	0.220	0.172	0.210	0.148	0.119	0.053	0.132	0.071
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2	22.17	22.33	21.74	19.82	9.14	7.80	10.17	11.53
Prob>chi 2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.005	0.001	0.001

(注) 本表は、不動産価格の変動が従業員持株制度と企業のリスクとの関係に及ぼす影響に関する内生的処理効果モデルの二段階目の結果を示す。使用した変数は図表 1 の通りである。数値は係数、カッコ内の数値は頑健な z 値である。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

1 のパネル B によると、*Firm age* の平均値 (中央値) は従業員持株制度があるサブサンプルにおいて 55.550 (58.607 年)、従業員持株制度がないサブサンプルにおいて 49.725 年 (51.951 年) であり、両者の平均値 (中央値) の差は 5.825 年 (6.656 年) であった。これは、従業員持株制度があるサブサンプルの方が企業年数は長いことを意味している。財務スラックは企業が従業員の株式所有を導入する傾向と関係することが予想される。なお、財務スラック (*Slack*) には、企業の流動比率 (流動資産 ÷

流動負債) を用いる。図表 1 のパネル A に示す通り、*Slack* の平均値 (中央値) は 2.214 (1.684) であった。図表 1 のパネル B によると、*Slack* の平均値 (中央値) は従業員持株制度があるサブサンプルにおいて 2.139 (1.663)、従業員持株制度がないサブサンプルにおいて 2.492 (1.767) であり、両者の平均値 (中央値) の差は -0.353 (-0.104) であった。これは、従業員持株制度があるサブサンプルの方が財務スラックは小さいことを意味している。

検証の結果を図表 6 に示す。一段階目の結果

において、*Firm age* の係数は *EMPOWN* に対して有意にポジティブな値であった。これは、企業年数の長い企業ほど従業員との関係を持つという考え方と整合する。また、*Slack* の係数は *EMPOWN* および *EMPOWN 3%* に対して有意にネガティブな値であった。これは、財務スラックが小さい企業ほど従業員持株制度を導入していないことを意味する。二段階目の結果において、いずれの場合も、*EMPOWN* およ

び *EMPOWN 3%* の係数は有意にネガティブな値であった。この結果は、図表 2 の結果が操作変数によるものではないことを示唆する。

VI. おわりに

本稿では、国内上場企業における従業員持株制度の有無と企業のリスクとの間の関係について実証分析を行った。検証の結果、従業員持株

図表 6 他の操作変数

パネル A：従業員持株制度の有無

変数	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage
	<i>EMP OWN</i>	<i>SD(ROA)_{t+1}</i>	<i>EMP OWN</i>	<i>SD(Cash flow)_{t+1}</i>	<i>EMP OWN</i>	<i>SD(Return)_{t+1}</i>	<i>EMP OWN</i>	<i>IDIO_{t+1}</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Firm age</i>	0.003*** (3.742)		0.002*** (3.410)		0.004*** (7.261)		0.004*** (7.823)	
<i>Slack</i>	-0.062*** (-9.448)		-0.060*** (-9.301)		-0.059*** (-9.040)		-0.057*** (-8.559)	
<i>EMPOWN</i>		-0.013*** (-8.700)		-0.012*** (-10.027)		-0.032*** (-14.719)		-0.029*** (-19.310)
<i>EXEOWN</i>	0.305*** (2.903)	0.019*** (8.576)	0.281*** (2.738)	0.010*** (4.707)	0.378*** (3.741)	0.013*** (5.512)	0.419*** (4.097)	0.014*** (6.712)
<i>ln (MVE)</i>	0.073*** (10.369)	-0.002*** (-20.220)	0.075*** (10.623)	-0.002*** (-20.361)	0.061*** (7.790)	-0.003*** (-22.795)	0.056*** (7.330)	-0.004*** (-41.037)
<i>Tobin's Q</i>	-0.298*** (-15.451)	0.015*** (20.858)	-0.300*** (-15.764)	0.013*** (19.493)	-0.288*** (-14.376)	0.005*** (10.682)	-0.278*** (-13.428)	0.007*** (16.864)
<i>Leverage</i>	-0.173** (-2.460)	-0.008*** (-7.000)	-0.164** (-2.338)	-0.002 (-1.592)	-0.071 (-0.985)	0.023*** (17.020)	-0.043 (-0.594)	0.020*** (16.644)
<i>Cash flow</i>	1.493*** (6.860)	-0.139*** (-17.127)	1.474*** (6.864)	-0.162*** (-19.988)	1.601*** (7.088)	-0.072*** (-12.372)	1.785*** (7.574)	-0.068*** (-12.843)
<i>Return</i>	0.004 (0.169)	-0.002*** (-3.823)	0.004 (0.166)	-0.002*** (-3.369)	0.003 (0.107)	0.001 (1.005)	-0.004 (-0.149)	0.002*** (5.103)
Constant	0.182* (1.839)	0.036*** (22.111)	0.197** (1.995)	0.036*** (24.355)	0.166* (1.773)	0.077*** (35.102)	0.177* (1.914)	0.089*** (51.486)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	22,340	22,340	22,340	22,340	22,306	22,306	22,340	22,340
rho		0.187		0.155		0.553		0.592
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2		22.57		26.45		102.92		173.16
Prob>chi 2		0.000		0.000		0.000		0.000

パネル B : 持分比率 3 % 以上の従業員持株制度の有無

変数	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage	1 st stage	2 nd stage
	EMP OWN 3 %	SD(ROA) t+1	EMP OWN 3 %	SD(Cash flow) t+1	EMP OWN 3 %	SD(Return) t+1	EMP OWN 3 %	IDIO _{t+1}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Firm age</i>	0.001*		0.001		-0.000		-0.000	
	(1.824)		(1.155)		(-0.338)		(-0.122)	
<i>Slack</i>	-0.114***		-0.111***		-0.109***		-0.110***	
	(-12.808)		(-12.730)		(-12.569)		(-12.659)	
<i>EMPOWN 3 %</i>		-0.014***		-0.013***		-0.008***		-0.008***
		(-11.598)		(-11.844)		(-7.245)		(-7.505)
<i>EXEOWN</i>	0.110	0.018***	0.072	0.009***	0.025	0.012***	0.042	0.013***
	(1.081)	(8.148)	(0.708)	(4.341)	(0.243)	(5.346)	(0.408)	(6.716)
<i>ln(MVE)</i>	-0.172***	-0.003***	-0.174***	-0.003***	-0.176***	-0.004***	-0.175***	-0.005***
	(-20.469)	(-25.555)	(-21.051)	(-24.965)	(-21.519)	(-31.882)	(-21.059)	(-50.328)
<i>Tobin's Q</i>	-0.606***	0.015***	-0.590***	0.013***	-0.570***	0.008***	-0.580***	0.009***
	(-10.379)	(21.850)	(-10.776)	(20.138)	(-11.760)	(19.443)	(-11.545)	(25.355)
<i>Leverage</i>	-1.228***	-0.011***	-1.223***	-0.005***	-1.238***	0.020***	-1.241***	0.017***
	(-15.536)	(-9.556)	(-15.543)	(-4.174)	(-15.841)	(15.522)	(-15.926)	(15.098)
<i>Cash flow</i>	1.167***	-0.143***	1.144***	-0.165***	1.196***	-0.088***	1.177***	-0.083***
	(5.419)	(-17.368)	(5.312)	(-20.147)	(5.343)	(-15.469)	(5.307)	(-15.670)
<i>Return</i>	0.086***	-0.002***	0.085***	-0.002***	0.089***	0.000	0.089***	0.002***
	(3.607)	(-3.456)	(3.578)	(-3.016)	(3.728)	(1.014)	(3.726)	(5.335)
Constant	1.252***	0.036***	1.281***	0.036***	1.348***	0.061***	1.343***	0.076***
	(11.022)	(24.406)	(11.225)	(25.465)	(11.615)	(39.310)	(11.613)	(57.202)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	22,340	22,340	22,340	22,340	22,306	22,306	22,340	22,340
rho		0.220		0.183		0.061		0.082
Wald 検定 (rho=0)								
chi 2		55.63		44.22		9.51		13.22
Prob>chi 2		0.000		0.000		0.002		0.000

(注) 本表は、従業員持株制度と企業のリスクとの関係に関する内生的処理効果モデルの結果を示す。操作変数として企業年数と財務スラックを用いている。使用した変数は図表1の通りである。数値は係数、カッコ内の数値は頑健なz値である。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示す。

制度が存在する企業では、ROAの標準偏差、キャッシュフローの標準偏差、株価リターンの標準偏差およびIdiosyncratic riskが小さいことが分かった。なお、この傾向は比較的大きな従業員持株会が存在する企業においても頑健であった。これらの結果は、従業員への株式付与が従業員にリスクを回避するインセンティブをもたらす、企業のリスクに影響を及ぼしている

という考え方を支持する結果である。また、役員持分比率が高いときや株主の集中度が高いときに、従業員持株制度と企業のリスクとのネガティブな関係がより顕著となった。これらの結果は、経営者がリスクテイクをしやすいくほど、従業員持株制度に加入する従業員のリスク回避のインセンティブとその影響が強まることを示唆している。加えて、従業員の資産構成に影響

を与えるような外生的ショックとして、不動産価格の変動に着目した検証では、不動産価格が下落する局面において、従業員持株制度と企業のリスクとのネガティブな関係がより顕著となった。この結果は、従業員の人的資本や財産の価値が自社株式に対する感応度を高めるほど、従業員持株制度に加入する従業員のリスク回避のインセンティブとその影響が強まることを示唆している。

本稿の貢献は、従業員持株制度に関する研究に関し、従業員が任意に加入でき、いつでも引出し可能な日本の従業員持株制度を用いて、従業員持株制度が企業のリスクに対してネガティブな影響を与えているというエビデンスを提供したことにある。Faleye et al. [2006] と Bova et al. [2015b] は、全従業員対象の退職時株式給付制度である米国の ESOP について検証し、企業のリスクとの間でネガティブな関係を発見した。しかし、自社株式を所有する従業員のリスク選好・リスク回避の傾向は、その所有形態により異なることが指摘されている (Blasi et al. [2010])。本稿は、米国と異なり、従業員が任意に加入でき、いつでも引出し可能な日本の従業員持株制度に注目して、従業員持株制度と企業のリスクとの間関係を調査して、企業のリスクとの間でネガティブな関係を発見した。本稿は Faleye et al. [2006] と Bova et al. [2015b] の結果を補完するものである。

注

- 1) 東京証券取引所が2019年11月13日付けで公表した「2018年度従業員持株制度状況調査結果」によると、奨励金は従業員持株制度を有する東証上場企業の96.6%で支給されている。そのうち、奨励金として、拠出金1,000円につき40円以上60円未満を支給している会社が最も多く38.0%を占める。
- 2) 金融商品取引業者が事務の取扱いを受託する従業員持

株制度には、持株制度に参加する全従業員が組合員となる「全員組合員方式（間接投資型）」と、数名の従業員が組合員として組織した持株会にその他の従業員も参加するという「少数組合員方式（直接投資型）」の2つの管理運営方式があるが、その取扱いにおいて実質的な差はない（日本証券業協会「持株制度に関するガイドライン」）。

- 3) 従業員持株会の事務管理は、証券会社または信託銀行に委託される。
- 4) Guay [1999] は、経営者へのストックオプションの付与が経営者の資産の株価リスクへの感応度をたかめること、感応度が企業の投資機会とポジティブな関係にあることを示し、過少投資による潜在的な損失が大きいときに経営者にリスクのあるプロジェクトへ投資するインセンティブを与えることを示唆している。
- 5) 会社法において、百分の三以上の議決権又は発行済株式の百分の三以上の数の株式を有する株主には、業務の執行に関する検査役の選任を請求する権利 (358条) や会計帳簿の閲覧を請求する権利 (433条) が認められている。また、百分の三以上の議決権を有する（公開会社では6箇月前から引き続き有する）株主には、株主総会の招集を請求する権利 (297条) や役員解任の訴えを提起する権利 (854条) が認められている。

参 考 文 献

- Agrawal, A., and G. N. Mandelker [1987] "Managerial Incentives and Corporate Investment and Financing Decisions," *The Journal of Finance*, Vol.42, pp.823-837.
- Bae, K., J. Kang, and J. Wang [2011] "Employee treatment and firm leverage," *Journal of Financial Economics*, Vol.100, pp.130-153.
- Berger, P. G., E. Ofek, and D. L. Yermack [1997] "Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions," *The Journal of Finance*, Vol.52, pp.1411-1438.
- Blasi, J. R., D. L. Kruse, and R. Park [2010] "Shared Capitalism in the U.S. Economy: Prevalence, Characteristics, and Employee Views of Financial Participation in Enterprises," In *Shared Capitalism at Work: Employee Ownership, Profit and Gain Sharing, and Broad-based Stock Options*, by J. R. Blasi, R. B. Freeman, and D. L. Kruse, University of Chicago Press, pp.41-

- 75.
- Blasi, J., M. Conte, and D. Kruse [1996] "Employee stock ownership and corporate performance among public companies," *Industrial & Labor Relations Review*, Vol.50, pp.60-79.
- Bova, F., Y. Dou, and O. Hope [2015a] "Employee Ownership and Firm Disclosure," *Contemporary Accounting Research*, Vol.32, pp.639-673.
- Bova, F., K. Kolev, J. K. Thomas, and X. F. Zhang [2015b] "Non-Executive Employee Ownership and Corporate Risk," *The Accounting Review*, Vol.90, pp.115-145.
- Brockman, P., and X. Yan [2009] "Block ownership and firm-specific information," *Journal of Banking & Finance*, Vol.33, pp.308-316.
- Chemmanur, T. J., Y. Cheng, and T. Zhang [2013] "Human capital, capital structure, and employee pay: An empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol.110, pp.478-502.
- Coles, J. L., N. D. Daniel, and L. Naveen [2006] "Managerial incentives and risk-taking," *Journal of Financial Economics*, Vol.79, pp.431-468.
- Denis, D. J., D. K. Denis, and A. Sarin [1997] "Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification," *The Journal of Finance*, Vol.52, pp.135-160.
- Faleye, O., V. Mehrotra, and R. Morck [2006] "When Labor Has a Voice in Corporate Governance," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.41, pp.489-510.
- Ginglinger, E., W. Megginson, and T. Waxin [2011] "Employee ownership, board representation, and corporate financial policies," *Journal of Corporate Finance*, Vol.17, pp.868-887.
- Gordon, L. A., and J. Pound [1990] "ESOPs and corporate control," *Journal of Financial Economics*, Vol.27, pp.525-555.
- Guay, W. R. [1999] "The sensitivity of CEO wealth to equity risk: an analysis of the magnitude and determinants," *Journal of Financial Economics*, Vol.53, pp.43-71.
- Guedri, Z., and X. Hollandts [2008] "**Beyond Dichotomy: The Curvilinear Impact of Employee Ownership on Firm Performance,**" *Corporate Governance: An International Review*, Vol.16, pp.460-474.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling [1976] "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp.305-360.
- John, K., A. Knyazeva, and D. Knyazeva [2015] "Employee rights and acquisitions," *Journal of Financial Economics*, Vol.118, pp.49-69.
- Jones, D. C., and T. Kato [1995] "The Productivity Effects of Employee Stock-Ownership Plans and Bonuses: Evidence from Japanese Panel Data," *The American Economic Review*, Vol.85, pp.391-414.
- Kato, T., H. Miyajima, and H. Owan [2016] "Does Employee Stock Ownership Work? Evidence from publicly-traded firms in Japan," *Discussion Paper Series*, No.16-E-073, Research Institute of Economy, Trade and Industry. (<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/16e073.pdf>)
- Kedia, S., and S. Rajgopal [2009] "Neighborhood matters: The impact of location on broad based stock option plans," *Journal of Financial Economics*, Vol.92, pp.109-127.
- Kim, E. Han, and P. Ouimet [2014] "Broad-Based Employee Stock Ownership: Motives and Outcomes," *The Journal of Finance*, Vol.69, pp.1273-1319.
- Low, A. [2009] "Managerial risk-taking behavior and equity-based compensation," *Journal of Financial Economics*, Vol.92, pp.470-490.
- May, D. O. [1995] "**Do Managerial Motives Influence Firm Risk Reduction Strategies?**" *The Journal of Finance*, Vol.50, pp.1291-1308.

- Panousi, V., and D. Papanikolaou [2012] "Investment, Idiosyncratic Risk, and Ownership," *The Journal of Finance*, Vol.67, pp.1113-1148.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny [1986] "Large shareholders and corporate control," *Journal of Political Economy*, Vol.94, pp.461-488.
- Simintzi, E., V. Vig, and P. Volpin [2015] "Labor Protection and Leverage," *The Review of Financial Studies*, Vol.28, pp.561-591.
- Smith, C. W., and R. M. Stulz [1985] "The Determinants of Firms' Hedging Policies," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.20, pp.391-405.
- Tufano, P. [1996] "Who Manages Risk? An Empirical Examination of Risk Management Practices in the Gold Mining Industry," *The Journal of Finance*, Vol.51, pp.1097-1137.
- Waddock, S. A., and S. B. Graves [1997] "The corporate social performance-financial performance link," *Strategic Management Journal*, Vol. 18, pp.303-319.
- Wang, H. C., J. He, and J. T. Mahoney [2009] "Firm-specific knowledge resources and competitive advantage: the roles of economic- and relationship-based employee governance mechanisms," *Strategic Management Journal*, Vol.30, pp.1265-1285.
- (一橋大学大学院 経営管理研究科 金融戦略・
経営財務プログラム 博士課程・
当研究所研究員)