

# 取締役・従業員間の報酬格差と 企業パフォーマンス\*

頭 士 奈加子

## 要 旨

企業内の報酬格差が企業のパフォーマンスに及ぼす影響については、海外の企業を対象にポジティブな影響とネガティブな影響のどちらも報告されており、どちらの影響が優位かは実証上の問題である。また、労働市場の状況は国ごとに異なるため、海外を対象とした調査結果が日本企業に当てはまるかはわからない。本稿では、日本企業を対象に、取締役・従業員間の報酬格差と企業パフォーマンスとの間の関係を経済的な要因で説明される部分と説明されない部分に分解して調査している。検証の結果、経済的な要因で説明される報酬格差は企業パフォーマンスとの間にポジティブな関係が、説明されない報酬格差はネガティブな関係があることが示唆された。さらに、経済的な要因で説明される報酬格差の影響は長期間持続せず、説明されない報酬格差の影響は長期間持続することが示唆された。また、経済的な要因で説明されない報酬格差のタイプ別に調査した結果、(1)取締役の報酬と従業員給与がともに過少な中で発生する過剰な報酬格差、(2)過剰な取締役の報酬と過少な従業員給与を背景とした過剰な報酬格差、(3)過少な取締役の報酬と過剰な従業員給与を背景とした過少な報酬格差の順で企業パフォーマンスとの間のネガティブな関係が強いことがわかった。最後に、経済的な要因で説明されない報酬格差と株価パフォーマンスとの間のネガティブな関係は役員持株比率が高まるに連れて緩和されることも示唆された。

キーワード：役員報酬，従業員給与，報酬格差，株価リターン，ROA

## 目 次

- |           |                  |
|-----------|------------------|
| 1. はじめに   | 2.1 データ          |
| 2. データと変数 | 2.2 企業パフォーマンスの指標 |

\*本研究は、公益財団法人 石井記念証券研究振興財団の研究助成を受けたものである。

- 2.3 報酬格差の指標
- 2.4 コントロール変数
- 3. 報酬格差と企業パフォーマンス
- 4. 追加分析

- 4.1 数年間の企業パフォーマンス
- 4.2 説明されない報酬格差のタイプによる違い
- 4.3 役員及び従業員による自社株保有の影響
- 5. おわりに

## 1. はじめに

海外、特に米国では、しばしば経営者と従業員との間の報酬格差が注目される。米国では2018年から、上場企業に従業員の給与の中央値とCEOの報酬の比率をペイレシオとして開示することを義務づけている。このように企業レベルの報酬格差が企業パフォーマンスに及ぼす影響については近年関心が高まっている。

しかしながら、先行研究では企業レベルの報酬格差と企業パフォーマンスとの間の関係について2つの異なる影響が示唆されており、その影響については議論が残る。一つは、報酬格差と企業パフォーマンスとの間にポジティブな関係を予想する考え方である。Lazear and Rosen (1981) のトーナメント理論では、企業内の序列に応じた報酬スキームに着目し、経営トップの報酬がより序列の低い者と比べて目立って高いことを次のように説明する。まず、経営トップはトーナメントの勝者であり、その報酬は優勝商品と見ることができる。そして、経営者の報酬は現在の経営者の生産性を反映して高いのではなく、むしろ下位のポジションにある者に適切なパフォーマンスを発揮するように誘導するために高く設定されている。この理論によれば、企業内で経営者と従業員との間の報酬格差が拡大するにつれ、従業員にとっての昇進の価値は増し、従業員により多くの努力を払うイン

センティブを与える。そして、結果的に企業の生産性が向上することが予想される。こうした考えと一致するように、Lee et al. (2008) は、経営幹部間の報酬の分散と、企業価値や株価パフォーマンスとの間にポジティブな関係があることを示している。Kale et al. (2009) は、CEO・VP間の報酬格差と、企業業績や価値評価との間にポジティブな関係があることを示している。Mueller et al. (2017) は、企業内の上位職と下位職との間の報酬格差と、企業業績や株価パフォーマンスの間にポジティブな関係があることを示している。

もう一つは、報酬格差と企業パフォーマンスとの間にネガティブな関係を予想する考え方である。Akerlof and Yellen (1990) は、社会心理学のエクイティ理論と社会学の社会的交換理論によって動機付けられた公正賃金仮説 (Fair wage-effort hypothesis) を提示し、実際の賃金が公正な賃金を下回ると、労働者はそれに比例して努力をしなくなると予想している。なお、彼らは労働者が同じポジションや上位のポジションにおける報酬の分布に関心があることにも言及している。この考え方と整合するように、部門や職種の中央値を下回る従業員ほど満足度が低いことが示されている (Card et al. 2012)。関連して、レント・エクストラクション仮説によると、大企業では経営陣がレントを獲得する機会が下位の従業員と比較して多く、経営陣のレント追求行動によって報酬格差が拡

大するとともに、企業の業績が低下することが考えられる。これらの考え方と整合するように、Bebchuk et al. (2011) は上位5人への取締役の報酬総額に占めるCEOへの報酬の割合が企業業績や企業価値とネガティブな関係にあることを示し、CEOが報酬決定プロセスに影響を与えて自身により多く割り当てることを示唆している。

このように異なる結果が示唆される原因について Rouen (2020) は多くの先行研究が経営者や従業員の報酬がどのように決定されているのかを考慮しておらず、報酬格差の原因が無視されている点を指摘している。経営者報酬にしても従業員給与にしても、パフォーマンスや労働市場の特性などの要因と無関係には決定されない。そのため、報酬格差の中にもそういった要因によって説明される部分が含まれる。Rouen (2020) たちは、報酬格差のうち、パフォーマンスや労働市場の特性などの経済的な要因により説明される部分と、それらでは説明されない部分とを分離し、企業パフォーマンスとの関係を調査する必要があることを指摘しているのである。彼らの結果は、報酬格差のうち経済的な要因で説明される部分は後の企業パフォーマンスに対してポジティブな影響を及ぼし、説明されない部分はネガティブな影響を及ぼすことを示している。Green et al. (2019) もこれと整合的な結果を得ている。

これらの先行研究は欧米の企業を対象とした議論であり、労働市場や企業の報酬制度を含めて背景の異なる日本企業にも同様に当てはまるかどうかは実証上の問題である<sup>1</sup>。しかしなが

ら日本企業を対象に報酬格差と企業パフォーマンスとの間の関係を調査した実証研究はほとんどない。そこで本稿では、日本企業における取締役の報酬と従業員給与との間の格差が企業パフォーマンスに及ぼす影響について、トーナメント理論が予想するポジティブな影響と、エクイティ理論及びレントエクストラクション仮説が予想するネガティブな影響のどちらが有意であるかを明らかにする。その中で、Rouen (2020) のアプローチを用いて報酬格差の分解を行い、要素別の影響も解明する。

本稿の残りの部分は次の通りである。次節では分析に用いるデータについて説明する。第3節では報酬格差と1年後の企業パフォーマンスに関する分析結果を示す。第4節では追加の分析結果として、数年先の企業パフォーマンスへの影響についての分析結果、説明されない報酬格差のタイプ別の影響の調査結果、役員及び従業員による株式保有の影響についての調査結果を示す。第5節は本稿の結論である。

## 2. データと変数

### 2.1 データ

本稿のサンプルは2005年3月から2022年11月までの上場企業のデータを使用している。初期サンプルは71,486企業・年であった。そのうち、金融業と、取締役の報酬データを含む分析に必要なデータが揃わない企業・年を除いて、最終サンプルは32,760企業・年(2,907社分のデータ)となった。各企業の取締役の報酬を含

1 石田 (2016) は企業内の報酬格差と企業パフォーマンスに関する先行研究をサーベイしており、職責の境界の曖昧さや労働市場の流動性の低さから、日本においては報酬格差の負の側面がより顕著になりやすい環境にあることが予測されると論じて [石田, 2016] いる。

む役員情報、並びに従業員の平均給与及び従業員数については、日経 NEEDS 企業基本データから収集した。各企業の財務情報及び株価情報は Factset から収集した。産業別の労働組合員数は厚労省の労使関係総合調査（労働組合基礎調査）から、雇用者数は総務省統計局の労働力調査から収集した。都道府県別の雇用者数及び教育に関する情報は総務省の就業構造基本調査から収集した。

## 2.2 企業パフォーマンスの指標

本稿では、企業レベルの報酬格差が企業パフォーマンスに及ぼす影響を調査する。企業パフォーマンスは次の2つの指標で測定する。第一に、株価パフォーマンスについて、1年間の株価リターン ( $Ret_{t+1}$ ) を用いる。第二に、業績パフォーマンスについて、事業の収益性に関する指標 ( $Adj\ RNOA_{t+1}$ ) を用いる。この指標は、営業利益から法人税等を差し引いた額を分子とし、現金を除く総資産から有利子負債を除く負債合計を差し引いた額を分母とした比率を算出し、産業の中央値との差分をとったものである。図表1に記述統計量を示す。 $Ret_{t+1}$ の平均値（中央値）は0.108（0.045）であった。 $Adj\ RNOA_{t+1}$ の平均値（中央値）は0.019（0.004）であった。

## 2.3 報酬格差の指標

本稿の主たる説明変数の一つは、取締役の報酬を従業員給与で割った比率の自然対数 ( $\ln(SPR)$ ) である。従業員給与は従業員平均給与 ( $Employee\ Pay$ ) とする。取締役の報酬は取締役の報酬額を取締役の人数で割った額とす

る ( $Director\ Pay$ )。なお、従業員平均給与の情報は、有価証券報告書に基づく情報であり、一般的に給与（賞与含む）及び基準外賃金であることが多い。そのため、 $Director\ Pay$ の算出にあたっては退職慰労金を除いた、固定報酬、ストックオプション、役員賞与・業績連動報酬、その他報酬の合計値とした<sup>2</sup>。図表1によると、 $Employee\ Pay$ の平均値（中央値）は6.029（5.875）百万円であった。 $Director\ Pay$ の平均値（中央値）は23.690（19.500）百万円であった。これらの比率の自然対数である  $\ln(SPR)$  の平均値（中央値）は1.164（1.207）であった。図表2は報酬格差と企業パフォーマンスの分析に用いる変数の相関係数を示している。 $Ret_{t+1}$ と  $\ln(SPR)$  との間には統計的に有意な相関関係は確認できなかった。 $Adj\ RNOA_{t+1}$ と  $\ln(SPR)$  との間の相関係数は0.086であり、1%水準で統計的に有意であった。この結果は、報酬格差と企業パフォーマンスとの間のポジティブな関係を示唆する。

本稿では Rouen (2020) に倣い、 $\ln(SPR)$  をパフォーマンスや労働市場の状況によって説明される部分 ( $\ln(EPR)$ ) とされない部分 ( $\ln(UPR)$ ) に分解する。そのために、まずは、従業員給与と取締役の報酬を、それぞれに關係する要因として Rouen (2020) で使用された変数を用いて推定する。従業員給与については、次のモデルを使用する。

$$\begin{aligned} Employee\ Pay_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 Employee\ Growth_{i,t-1} \\ &+ \beta_2 \ln(Assets)_{i,t-1} + \beta_3 \ln(Firm\ Age)_{i,t-1} \\ &+ \beta_4 R\&D/Sales_{i,t-1} + \beta_5 Adj\ RNOA_{i,t-1} \\ &+ \beta_6 Adj\ RNOA\ Var_{i,t-1} + \beta_7 Ret_{i,t-1} \end{aligned}$$

2 スtockオプションのうち株式報酬型stockオプションは退職金の代替として用いられることがある。本研究ではstockオプションを除いた分析も行っており、類似した結果を得ている。

図表1 記述統計量

変数	N	平均値	SD	p25	中央値	p75
<i>Employee Pay</i>	32,760	6.029	1.397	5.055	5.875	6.803
<i>Director Pay</i>	32,760	23.690	17.358	12.667	19.500	29.167
<i>ln(SPR)</i>	32,760	1.164	0.642	0.818	1.207	1.561
<i>ln(EPR)</i>	32,760	1.283	0.407	1.114	1.359	1.553
<i>ln(UPR)</i>	32,760	-0.113	0.613	-0.417	-0.092	0.235
<i>Ret<sub>t+1</sub></i>	32,760	0.108	0.373	-0.115	0.045	0.253
<i>Adj RNOA<sub>t+1</sub></i>	32,760	0.019	0.169	-0.029	0.004	0.051
<i>Adj RNOA</i>	32,760	0.020	0.159	-0.028	0.004	0.050
<i>Ret</i>	32,760	0.114	0.384	-0.116	0.049	0.264
<i>Ret Var</i>	32,760	0.365	0.265	0.202	0.292	0.435
<i>ln(Assets)</i>	32,760	10.731	1.670	9.564	10.552	11.713
<i>BTM</i>	32,760	1.318	0.848	0.689	1.144	1.749
<i>Leverage</i>	32,760	0.177	0.168	0.026	0.135	0.285
<i>Labor Productivity</i>	32,760	401.609	1,353.348	44.814	85.062	172.393
<i>Capital Intensity</i>	32,760	0.045	0.050	0.013	0.030	0.057
<i>ln(Firm Age)</i>	32,760	3.941	0.518	3.687	4.092	4.281
<i>Employee Growth<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.008	0.095	-0.018	0.006	0.034
<i>ln(Assets)<sub>t-1</sub></i>	32,760	10.696	1.667	9.531	10.515	11.672
<i>ln(Firm Age)<sub>t-1</sub></i>	32,760	3.918	0.533	3.661	4.075	4.267
<i>R&amp;D/Sales<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.009	0.024	0.000	0.000	0.005
<i>Adj RNOA<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.018	0.152	-0.028	0.003	0.048
<i>Adj RNOA Var<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.081	0.231	0.015	0.028	0.056
<i>Ret<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.147	0.404	-0.098	0.071	0.300
<i>Ret Var<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.372	0.276	0.206	0.298	0.441
<i>Labor Productivity<sub>t-1</sub></i>	32,760	393.025	1,351.043	43.950	83.404	167.123
<i>Capital Intensity<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.044	0.049	0.013	0.030	0.057
<i>Leverage<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.180	0.170	0.028	0.139	0.291
<i>BTM<sub>t-1</sub></i>	32,760	1.307	0.841	0.686	1.134	1.727
<i>Sales Growth<sub>t-1</sub></i>	32,760	0.027	0.135	-0.036	0.022	0.082
<i>Ind-Region Emp Pay</i>	32,760	5.981	0.803	5.515	5.982	6.467
<i>University Grad</i>	32,760	0.268	0.078	0.207	0.282	0.333
<i>Unionization Coverage</i>	32,760	0.190	0.087	0.124	0.203	0.265
<i>Adj ROA</i>	32,760	0.005	0.052	-0.020	0.003	0.031
<i>Adj ROA Var</i>	32,760	0.025	0.026	0.010	0.017	0.029
<i>ln(Director Tenure)</i>	32,760	1.809	0.578	1.424	1.846	2.238
<i>ln(Director Age)</i>	32,760	4.074	0.080	4.036	4.087	4.129
<i>Outside Director</i>	32,760	0.215	0.165	0.083	0.200	0.333
<i>Loss</i>	32,760	0.123	0.328	0.000	0.000	0.000
<i>Exe Own</i>	32,648	0.063	0.102	0.003	0.016	0.073
<i>Director SO</i>	32,760	0.065	0.246	0.000	0.000	0.000
<i>Emp Own</i>	24,765	0.020	0.019	0.007	0.014	0.026

本表はサンプル全体の記述統計量を示している。変数はAppendixに定義する通りである。なお、連続変数は上下1%でwinsorizeしている。

$$\begin{aligned}
& + \beta_8 \text{Ret Var}_{i,t-1} + \beta_9 \text{Labor Productivity}_{i,t-1} & + \beta_{14} \text{Ind-Region Emp Pay}_{i,t} \\
& + \beta_{10} \text{Capital Intensity}_{i,t-1} + \beta_{11} \text{Leverage}_{i,t-1} & + \beta_{15} \text{University Grad}_{i,t} + \beta_{16} \text{Union Coverage}_{i,t} \\
& + \beta_{12} \text{BTM}_{i,t-1} + \beta_{13} \text{Sales Growth}_{i,t-1} & + \text{Firm Fixed Effects} + \text{Year Fixed Effects}
\end{aligned}$$

図表2 相関係数

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) $Ret_{t+1}$	1.000												
(2) $Adj\ RNOA_{t+1}$	0.151*	1.000											
(3) $\ln(SPR)$	0.004	0.086*	1.000										
(4) $\ln(EPR)$	-0.034*	0.159*	0.409*	1.000									
(5) $\ln(UPR)$	0.027*	-0.016	0.776*	-0.248*	1.000								
(6) $Adj\ RNOA$	0.026*	0.630*	0.102*	0.197*	-0.028*	1.000							
(7) $Ret$	-0.039*	0.163*	0.030*	0.014	0.023	0.168*	1.000						
(8) $Ret\ Var$	-0.019	0.074*	-0.020	-0.166*	0.091*	0.112*	0.117*	1.000					
(9) $\ln(Assets)$	-0.042*	0.032*	0.328*	0.752*	-0.154*	0.034*	-0.035*	-0.177*	1.000				
(10) $BTM$	0.082*	-0.178*	-0.156*	-0.087*	-0.110*	-0.200*	-0.235*	-0.241*	-0.055*	1.000			
(11) $Leverage$	0.002	-0.174*	-0.020	-0.093*	0.041*	-0.209*	-0.042*	0.063*	0.110*	-0.038*	1.000		
(12) $Labor\ Productivity$	-0.009	-0.002	-0.020	0.132*	-0.108*	-0.003	-0.011	-0.035*	0.253*	-0.047*	0.049*	1.000	
(13) $Capital\ Intensity$	-0.029*	-0.100*	0.076*	0.115*	0.005	-0.105*	-0.061*	0.050*	0.186*	-0.063*	0.190*	-0.021	1.000
(14) $\ln(Firm\ Age)$	-0.055*	-0.068*	0.002	0.236*	-0.156*	-0.087*	-0.062*	-0.304*	0.338*	0.260*	0.017	-0.107*	0.026*

本表は役員と従業員との間の報酬格差と企業パフォーマンスとの間の相関係数を示している。\*は0.01%で統計的に有意であることを示す。

$$+ \varepsilon \quad (1)$$

ここで  $i$  は各企業、 $t$  は各年を示す。被説明変数は従業員平均給与 (*Employee Pay*) である。説明変数は、まず従業員給与の水準に影響を及ぼす企業レベルの特徴として、成長率を表す指標の一つとして従業員数の成長率 (*Employee Growth<sub>t-1</sub>*)、企業規模として総資産の自然対数 ( $\ln(Assets)_{t-1}$ )、企業年齢 ( $\ln(Firm\ Age)_{t-1}$ )、研究開発活動への注力度合いを表す指標として研究開発費を売上高で割った比率 ( $R\&D/Sales_{t-1}$ )、事業の収益性 ( $Adj\ RNOA_{t-1}$ ) 及びそのリスク ( $RNOA\ Var_{t-1}$ )、株価パフォーマンス ( $Ret_{t-1}$ ) 及びそのリスク ( $Ret\ Var_{t-1}$ )、従業員の生産性を表す指標として従業員一人当たりの売上高 (*Labor Productivity<sub>t-1</sub>*)、設備投資への注力度を示す指標として固定資産の取得による支出額を売上高で割った比率 ( $Capital\ Intensity_{t-1}$ )、財務制約の状態を測る指標として有利子負債を総資産で割った比率 ( $Leverage_{t-1}$ )、成長機会を測る簿価時価比率 ( $BTM_{t-1}$ )、年間売上高成長率 ( $Sales\ Growth_{t-1}$ ) である。企業レベルの説明変数は前期末の値を用いる。加えて産業レベルや地域レベルの特徴として、産業・都道府県別の従業員平均給与 (*Ind-Region*

*Emp Pay*)、都道府県別の雇用者に占める大学卒業者及び大学院卒業者の割合 (*University Grad*)、産業別の労働組合所属率 (*Unionization Coverage*) を含める。最後に企業固定効果、年固定効果も含める。

図表3のパネルAは式(1)の分析結果を示している。従業員平均給与は、従業員数の成長率が高いほど低く、企業規模が大きいほど高く、事業の収益性が高いほど高く、株価リターンが高いほど高く、株価リターンのリスクが高いほど低く、従業員の生産性が高いほどわずかに高く、設備投資への注力度が高いほど低く、有利子負債比率が高いほど低く、成長機会が少ないほど低く、売上高成長率が高いほど高く、産業・都道府県における平均給与が高いほど高く、産業別の労働組合所属率が高いほど高いことがわかった。企業年齢、研究開発活動への注力度合い、事業の収益性のリスク及び都道府県別の雇用者の教育水準については、従業員平均給与との間で有意な関係は見られなかった。これらの結果を用いて、各企業の *Employee Pay* の推定値を求め、経済的な要因で説明される報酬格差 ( $\ln(EPR)$ ) の分母とする。

次に、取締役の報酬については、次のモデル

図表3 報酬の推定モデル

パネル A 従業員給与の推定モデル

変数	Employee Pay
<i>Employee Growth</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.306*** (-6.183)
<i>ln(Assets)</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.311*** (10.845)
<i>ln(Firm Age)</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.109 (1.011)
<i>R&amp;D/Sales</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.823 (-1.482)
<i>Adj RNOA</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.285*** (7.940)
<i>Adj RNOA Var</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.002 (-0.066)
<i>Ret</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.045*** (5.735)
<i>Ret Var</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.048* (-1.783)
<i>Labor Productivity</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.000*** (7.345)
<i>Capital Intensity</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.338*** (-3.550)
<i>Leverage</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.603*** (-8.063)
<i>BTM</i> <sub><i>t-1</i></sub>	-0.079*** (-8.008)
<i>Sales Growth</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.196*** (8.127)
<i>Ind-Region Emp Pay</i>	0.719*** (21.916)
<i>University Grad</i>	0.685 (1.590)
<i>Unionization Coverage</i>	0.407** (2.023)
Constant	-1.965*** (-3.659)
Firm fixed effect	Yes
Year fixed effect	Yes
Observations	32,760
Adj R-squared	0.343

を使用する。

$$\begin{aligned}
 & Director Pay_{i,t} \\
 &= \beta_0 + \beta_1 Adj ROA_{i,t} + \beta_2 Adj ROA Var_{i,t} \\
 &+ \beta_3 Ret_{i,t} + \beta_4 Ret Var_{i,t} + \beta_5 Ret_{i,t-1}
 \end{aligned}$$

パネル B 取締役の報酬の推定モデル

変数	Director Pay
<i>Adj ROA</i>	29.089*** (8.833)
<i>Adj ROA Var</i>	0.955 (0.172)
<i>Ret</i>	-0.435** (-2.146)
<i>Ret Var</i>	-0.674 (-1.424)
<i>Ret</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.409** (2.325)
<i>ln(Director Tenure)</i>	3.304*** (10.692)
<i>ln(Director Age)</i>	4.269 (1.506)
<i>Outside Director</i>	-0.974 (-0.854)
<i>Loss</i>	0.517** (2.011)
<i>ln(Assets)</i>	6.532*** (11.290)
<i>BTM</i>	-1.005*** (-4.932)
<i>Leverage</i>	-8.006*** (-5.094)
Constant	-74.653*** (-5.792)
Firm fixed effect	Yes
Year fixed effect	Yes
Observations	32,760
Adj R-squared	0.137

本表のパネル A は従業員平均給与、パネル B は取締役の平均報酬に関する固定効果モデルの結果をそれぞれ示している。変数は Appendix に定義する通りである。なお、連続変数は上下1%で winsorize している。括弧内は企業レベルのクラスターロバスト標準誤差による t 値を示している。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

$$\begin{aligned}
 & + \beta_6 \ln(Director Tenure)_{i,t} \\
 & + \beta_7 \ln(Director Age)_{i,t} \\
 & + \beta_8 Outside Director_{i,t} + \beta_9 Loss_{i,t} \\
 & + \beta_{10} \ln(Assets)_{i,t} + \beta_{11} BTM_{i,t} \\
 & + \beta_{12} Leverage_{i,t} + Firm Fixed Effects \\
 & + Year Fixed Effects + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{2}$$

被説明変数は、取締役の報酬総額を支給人数で割った額 (*Director Pay*) である。説明変数は、産業調整済み経常利益率 (*Adj ROA*) 及びそのリスク (*Adj ROA Var*)、株価リターン (*Ret*) 及びそのリスク (*Ret Var*)、取締役の平均在任期間の自然対数 ( $\ln(\textit{Director Tenure})$ )、取締役の平均年齢の自然対数 ( $\ln(\textit{Director Age})$ )、取締役会の社外取締役比率 (*Outside Director*)、損失ダミー (*Loss*)、企業規模 ( $\ln(\textit{Assets})$ )、簿価時価比率 (*BTM*) 及び有利子負債比率 (*Leverage*) である。なお、企業固定効果及び年固定効果もコントロールする。図表3のパネルBは式(2)の分析結果を示している。取締役の平均報酬は、業績パフォーマンスが高いほど高く、当期の株価リターンが高いほど低く、前期の株価リターンが高いほど高く、取締役の在任期間が長いほど高く、損失を計上しているときに高く、企業規模が大きいほど高く、成長機会が少ないほど低く、負債比率が高いほど低いことが示された。なお、業績パフォーマンス及び株価パフォーマンスのばらつき、取締役の平均年齢及び取締役会の社外取締役比率については、取締役の平均報酬との間に有意な関係は確認できなかった。これらの結果を用いて、各企業の *Director Pay* の推定値を求め、経済的な要因で説明される報酬格差 ( $\ln(\textit{EPR})$ ) の分子とする。

式(1)及び式(2)を用いて推定された取締役の報酬や従業員給与の推定値から、経済的な要因で説明される報酬格差 ( $\ln(\textit{EPR})$ ) を作成する。図表1によると、 $\ln(\textit{EPR})$  の平均値 (中央値) は1.276 (1.351) であった。図表2によると、 $\ln(\textit{EPR})$  と  $\textit{Adj RNOA}_{t+1}$  との間の相関係数は0.161であり、1%有意水準で統計的に有意であった。 $\ln(\textit{EPR})$  と  $\textit{Ret}_{t+1}$  との間の相関係数は

は-0.032であり、1%有意水準で統計的に有意であった。そして、シンプルな報酬格差 ( $\ln(\textit{SPR})$ ) から  $\ln(\textit{EPR})$  を引いたものを報酬格差のうち説明されない部分である ( $\ln(\textit{UPR})$ ) とする。図表1によると、 $\ln(\textit{UPR})$  の平均値 (中央値) は-0.107 (-0.089) であった。図表2によると、 $\ln(\textit{UPR})$  と  $\textit{Ret}_{t+1}$  との間の相関係数は0.027であり、1%有意水準で統計的に有意であった。 $\ln(\textit{UPR})$  と  $\textit{Adj RNOA}_{t+1}$  との間に統計的に有意な相関関係は見られなかった。報酬格差を分解した指標についての結果は一貫したパターンを示しておらず、詳細な分析の必要性を示している。

## 2.4 コントロール変数

役員と従業員との間の報酬格差と企業パフォーマンスの分析では次のモデルを使用する。

$$\begin{aligned}
 \textit{Firm performance}_{i,t+1} &= \beta_0 + \beta_1 \textit{Pay ratio}_{i,t} + \beta_2 \textit{Adj RNOA}_{i,t} \\
 &+ \beta_3 \textit{Ret}_{i,t} + \beta_4 \textit{Ret Var}_{i,t} + \beta_5 \ln(\textit{Assets})_{i,t} \\
 &+ \beta_6 \textit{BTM}_{i,t} + \beta_7 \textit{Leverage}_{i,t} \\
 &+ \beta_8 \textit{Labor Productivity}_{i,t} \\
 &+ \beta_9 \textit{Capital Intensity}_{i,t} + \beta_{10} \ln(\textit{Firm Age})_{i,t} \\
 &+ \textit{Firm Fixed Effects} + \textit{Year Fixed Effects} \\
 &+ \varepsilon
 \end{aligned} \tag{3}$$

被説明変数の企業パフォーマンス (*Firm performance*) は  $\textit{Ret}_{t+1}$  及び  $\textit{Adj RNOA}_{t+1}$  である。主な説明変数の報酬格差 (*Pay ratio*) は  $\ln(\textit{SPR})$ 、 $\ln(\textit{EPR})$  及び  $\ln(\textit{UPR})$  である。その他のコントロール変数は、当期の *Adj RNOA* 及び *Ret*、過去5年の株価リターンのばらつき ( $\textit{Ret}_{t+1}$ )、企業規模 ( $\ln(\textit{Assets})$ )、簿価時価比率 (*BTM*)、有利子負債比率 (*Leverage*)、従業員一人当たり売上高 (*Labor Productivity*)、設備投資への集中度 (*Capital Intensity*)、企業

年齢 ( $\ln(\text{Firm Age})$ ), 企業固定効果及び年固定効果である。変数の詳細は Appendix に定義している。

### 3. 報酬格差と企業パフォーマンス

図表4は取締役と従業員との間の報酬格差が企業パフォーマンスに及ぼす影響について、式(3)による分析を行った結果である。パネルAは1年後の株価パフォーマンス ( $\text{Ret}_{t+1}$ ) についての結果である。列(1)では、 $\ln(\text{SPR})$  の係数は  $-0.009$  であり、10% 有意水準で統計的に有意であった。この結果は、エクイティ理論やレントエクストラクション仮説と整合的である。しかしながら、報酬格差を分解した結果について、列(2)では  $\ln(\text{EPR})$  の係数は  $0.060$  であり、1% 有意水準で統計的に有意であった。列(3)では、 $\ln(\text{UPR})$  の係数は  $-0.013$  であり、5% 有意水準で統計的に有意であった。列(4)で  $\ln(\text{EPR})$  と  $\ln(\text{UPR})$  をともにモデルに含めたところ、 $\ln(\text{EPR})$  の係数は  $0.052$  ( $P < 0.05$ ) であり、 $\ln(\text{UPR})$  の係数は  $-0.009$  ( $P < 0.1$ ) であった。これらの結果は、報酬格差のうち経済的な要因で説明される部分が後の業績パフォーマンスについて有意にポジティブな影響を及ぼし、説明されない部分はネガティブな影響を及ぼすことを示している。この結果は、Rouen (2020) の結果と一致し、Green et al. (2019) の結果とも整合的である。ここまでの結果をまとめると、日本企業について報酬格差が後の企業パフォーマンスに及ぼす影響について、経済的な要因で説明できる報酬格差についてはトーナメント理論が、説明できない報酬格差についてはエクイティ理論やレントエクストラクション仮説の影響が優位であると言えよう。

コントロール変数を見ると、1年後の株価パフォーマンス ( $\text{Ret}_{t+1}$ ) は、業績パフォーマンス ( $\text{Adj RNOA}$ ) が高いほど高く、当期の株価パフォーマンス ( $\text{Ret}$ ) が高いほど低く、過去5年の  $\text{Ret}$  のばらつき ( $\text{Ret Var}$ ) が大きいほど低く、企業規模 ( $\ln(\text{Assets})$ ) が大きいほど低く、簿価時価比率 ( $\text{BTM}$ ) が高いほど高く、有利子負債比率 ( $\text{Leverage}$ ) が高いほど高く、設備投資への集中度 ( $\text{Capital Intensity}$ ) が高いほど低いことがわかった。従業員一人当たり売上高 ( $\text{Labor Productivity}$ ) と企業年齢 ( $\ln(\text{Firm Age})$ ) は株価パフォーマンスとの間で有意な関係は見られなかった。

図表4のパネルBは翌期の業績パフォーマンス ( $\text{Adj RNOA}_{t+1}$ ) についての結果である。列(1)が示す通り、シンプルな報酬格差 ( $\ln(\text{SPR})$ ) について統計的に有意な結果は得られなかった。列(2)から(4)までは報酬格差をRouen (2020) に倣い分解した指標を用いた結果である。列(2)では、報酬格差のうち経済的な要因で説明される部分 ( $\ln(\text{EPR})$ ) の係数は  $0.019$  であり、10% 有意水準で統計的に有意であった。列(3)では、報酬格差のうち経済的な要因で説明されない部分 ( $\ln(\text{UPR})$ ) について統計的に有意な結果は得られなかった。列(4)は  $\ln(\text{EPR})$  と  $\ln(\text{UPR})$  をともにモデルに含めた結果を示している。 $\ln(\text{EPR})$  の係数は  $0.019$  であり、10% 有意水準で統計的に有意であった。しかしながら、 $\ln(\text{UPR})$  について統計的に有意な結果は得られなかった。この結果は、報酬格差のうち経済的な要因で説明される部分が後の業績パフォーマンスについて有意にポジティブな影響を及ぼすことを示唆しており、トーナメント理論を支持する結果である。しかしながら、報酬格差のうち経済的な要因で説明

図表 4 報酬格差と企業パフォーマンス

パネル A 株価パフォーマンス

変数	$Ret_{t+1}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(SPR)$	-0.009* (-1.917)			
$\ln(EPR)$		0.060*** (2.881)		0.052** (2.497)
$\ln(UPR)$			-0.013** (-2.561)	-0.009* (-1.803)
$Adj\ RNOA$	0.061*** (3.007)	0.048** (2.327)	0.058*** (2.864)	0.048** (2.329)
$Ret$	-0.103*** (-14.604)	-0.103*** (-14.674)	-0.103*** (-14.622)	-0.103*** (-14.681)
$Ret\ Var$	-0.195*** (-13.417)	-0.196*** (-13.467)	-0.195*** (-13.448)	-0.196*** (-13.490)
$\ln(Assets)$	-0.256*** (-18.336)	-0.274*** (-18.928)	-0.259*** (-18.510)	-0.272*** (-18.877)
$BTM$	0.121*** (20.723)	0.124*** (20.794)	0.121*** (20.854)	0.124*** (20.755)
$Leverage$	0.381*** (9.736)	0.411*** (10.289)	0.385*** (9.870)	0.408*** (10.204)
$Labor\ Productivity$	0.000 (0.422)	0.000 (0.765)	0.000 (0.437)	0.000 (0.677)
$Capital\ Intensity$	-0.238*** (-3.680)	-0.242*** (-3.731)	-0.237*** (-3.664)	-0.239*** (-3.690)
$\ln(Firm\ Age)$	-0.016 (-0.309)	-0.033 (-0.634)	-0.020 (-0.390)	-0.034 (-0.655)
Constant	3.095*** (13.454)	3.274*** (13.962)	3.129*** (13.570)	3.269*** (13.958)
Observations	32,760	32,760	32,760	32,760
Adj R-squared	0.274	0.274	0.274	0.274

されない部分が後の業績パフォーマンスに及ぼす影響は確認できなかった。これらの結果は Rouen (2020) や Green et al. (2019) の結果と部分的に整合する。

コントロール変数を見ると、1年後の業績パフォーマンス ( $Adj\ RNOA_{t+1}$ ) は、当期の業績パフォーマンス ( $Adj\ RNOA$ ) が高いほど高く、株価パフォーマンス ( $Ret$ ) が高いほど高く、企業規模 ( $\ln(Assets)$ ) が大きいほど低く、簿価時価比率 ( $BTM$ ) が高いほど低く、

有利子負債比率 ( $Leverage$ ) が高いほど低く、設備投資への集中度 ( $Capital\ Intensity$ ) が高いほど低く、企業年齢 ( $\ln(Firm\ Age)$ ) が高いほど低いことがわかった。過去5年の  $Ret$  のばらつき ( $Ret\ Var$ ) と従業員一人当たり売上高 ( $Labor\ Productivity$ ) は業績パフォーマンスとの間で有意な関係は見られなかった。

## パネル B 業績パフォーマンス

変数	<i>Adj RNOA<sub>t+1</sub></i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ln(SPR)</i>	0.000 (0.176)			
<i>ln(EPR)</i>		0.019* (1.699)		0.019* (1.715)
<i>ln(UPR)</i>			-0.001 (-0.385)	0.001 (0.274)
<i>Adj RNOA</i>	0.301*** (11.285)	0.297*** (10.895)	0.301*** (11.274)	0.297*** (10.895)
<i>Ret</i>	0.020*** (6.105)	0.020*** (6.095)	0.020*** (6.104)	0.020*** (6.096)
<i>Ret Var</i>	0.003 (0.468)	0.003 (0.414)	0.003 (0.463)	0.003 (0.416)
<i>ln(Assets)</i>	-0.013 (-1.618)	-0.018** (-2.290)	-0.013 (-1.608)	-0.018** (-2.309)
<i>BTM</i>	-0.021*** (-8.519)	-0.020*** (-8.043)	-0.021*** (-8.516)	-0.020*** (-8.036)
<i>Leverage</i>	-0.036* (-1.820)	-0.027 (-1.436)	-0.036* (-1.824)	-0.027 (-1.426)
<i>Labor Productivity</i>	-0.000 (-0.779)	-0.000 (-0.514)	-0.000 (-0.812)	-0.000 (-0.490)
<i>Capital Intensity</i>	-0.126*** (-5.937)	-0.126*** (-5.979)	-0.125*** (-5.944)	-0.126*** (-5.965)
<i>ln(Firm Age)</i>	-0.053* (-1.805)	-0.059** (-1.994)	-0.054* (-1.820)	-0.059** (-1.993)
Constant	0.375*** (3.017)	0.427*** (3.511)	0.376*** (3.038)	0.428*** (3.513)
Observations	32,760	32,760	32,760	32,760
Adj R-squared	0.115	0.115	0.115	0.115

本表は取締役と従業員との報酬格差が企業パフォーマンスに及ぼす影響についての固定効果モデルの結果を示している。変数は Appendix に定義する通りである。なお、連続変数は上下1%で winsorize している。括弧内は企業レベルのクラスターロバスト標準誤差による t 値を示している。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

## 4. 追加分析

## 4.1 数年間の企業パフォーマンス

図表5のパネルAは、2年後、3年後の株価パフォーマンス ( $Ret_{t+2}$ ,  $Ret_{t+3}$ ) について式(3)による分析を行った結果である。列(1)及び(5)の結果から、 $ln(SPR)$  のネガティブ影響は

より長期の間でも確認された。列(4)及び(8)の結果では、 $ln(EPR)$  のポジティブな影響はより長期の間では統計的に有意ではなく、 $ln(UPR)$  のネガティブ影響はより長期の間でも確認された。これらのことは、経済的な要因で説明できる報酬格差が企業パフォーマンスにもたらすポジティブな影響は長期間持続しないこと、そして、説明されない報酬格差がもたらすネガティブな影響は長期間持続することを示

図表5 報酬格差と数年間の企業パフォーマンス

パネルA 株価パフォーマンス

変数	$Ret_{t+2}$				$Ret_{t+3}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(SPR)$	-0.009* (-1.730)				-0.013** (-2.519)			
$\ln(EPR)$		0.034* (1.889)		0.026 (1.412)		0.033* (1.695)		0.020 (0.973)
$\ln(UPR)$			-0.011** (-2.195)	-0.009* (-1.707)			-0.016*** (-3.151)	-0.014*** (-2.724)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	30,123	30,123	30,123	30,123	27,615	27,615	27,615	27,615
Adj R-squared	0.252	0.252	0.252	0.252	0.224	0.224	0.224	0.224

パネルB 業績パフォーマンス

変数	$Adj\ RNOA_{t+2}$				$Adj\ RNOA_{t+3}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(SPR)$	-0.001 (-0.380)				-0.005* (-1.667)			
$\ln(EPR)$		-0.015 (-1.306)		-0.016 (-1.341)		0.005 (0.353)		-0.000 (-0.013)
$\ln(UPR)$			0.001 (0.241)	-0.001 (-0.286)			-0.005* (-1.900)	-0.006* (-1.830)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	25,580	25,580	25,580	25,580	23,042	23,042	23,042	23,042
Adj R-squared	0.0297	0.0299	0.0297	0.0299	0.0230	0.0228	0.0231	0.0231

本表は取締役と従業員との報酬格差が数年間の株価パフォーマンスに及ぼす影響についての固定効果モデルの結果を示している。変数は Appendix に定義する通りである。なお、連続変数は上下1%で winsorize している。括弧内は企業レベルのクラスターロバスト標準誤差による t 値を示している。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

峻している。パネルBより、2年後、3年後の業績パフォーマンス ( $Adj\ RNOA_{t+2}$ ,  $Adj\ RNOA_{t+3}$ ) についての有意な結果はほとんど得られなかった。

#### 4.2 説明されない報酬格差のタイプによる違い

次に経済的な要因で説明されない報酬格差 ( $\ln(UPR)$ ) について詳しく調査する。 $\ln(UPR)$  はその構成から、取締役の報酬の実績と推定値の差 (取締役報酬) の符号、従業員給与の実績と推定値の差 (超過従業員給与) の符号、及

び、 $UPR$  の符号により次の6つのケースが存在する。*Case 1* は取締役報酬と超過従業員給与がともにネガティブな値で、 $UPR$  がポジティブな値である場合を指す。*Case 2* は取締役報酬と超過従業員給与がともにネガティブな値で、 $UPR$  もネガティブな値である場合を指す。*Case 3* は取締役報酬がポジティブな値で、超過従業員給与がネガティブな値、 $UPR$  がポジティブな値である場合を指す。*Case 4* は取締役報酬がネガティブな値で、超過従業員給与がポジティブな値、 $UPR$  がネガティブな値である場合を指す。*Case 5* は取締役報酬と超過

図表6 説明されない報酬格差のタイプと企業パフォーマンス

変数	$Ret_{t+1}$	$Adj\ RNOA_{t+1}$
	(1)	(2)
$\ln(UPR) \times Case\ 1$	-0.149** (-2.119)	-0.023 (-0.771)
$\ln(UPR) \times Case\ 2$	-0.007 (-0.946)	-0.003 (-0.912)
$\ln(UPR) \times Case\ 3$	-0.032** (-2.397)	-0.004 (-0.467)
$\ln(UPR) \times Case\ 4$	-0.013* (-1.677)	-0.002 (-0.525)
$\ln(UPR) \times Case\ 5$	-0.009 (-0.109)	-0.033 (-1.018)
$\ln(UPR) \times Case\ 6$	0.002 (0.126)	0.010 (1.298)
Controls	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes
Observations	32,760	32,760
Adj R-squared	0.274	0.115

本表は説明されない報酬格差のタイプと企業パフォーマンスとの間の関係についての固定効果モデルの結果を示している。変数は Appendix に定義する通りである。なお、連続変数は上下1%で winsorize している。括弧内は企業レベルのクラスターロバスト標準誤差による t 値を示している。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

従業員給与がともにポジティブな値で、 $UPR$  がネガティブな値である場合を指す。 $Case\ 6$  は取締役報酬と超過従業員給与がともにポジティブな値で、 $UPR$  もポジティブな値である場合を指す。

本稿では Rouen (2020) に倣い、 $\ln(UPR)$  とこれらの6つのケースのダミー変数との交差項を用いた分析を行う。検証の結果を図表6に示す。列(1)より  $Ret_{t+1}$  について、 $Case\ 1$ 、 $Case\ 3$  及び  $Case\ 4$  のケースで交差項に有意にネガティブな傾向が見られた。 $Case\ 1$  は取締役の報酬と従業員給与がともに過少な中で発生する過剰な報酬格差が将来の株価パフォーマンスを有意に低下させることを示唆するものである。この特徴は米国企業を対象とした Rouen (2020) では見られない特徴だが、支払われる報酬が公正な報酬を下回ると労働者はそ

れに比例して努力をしなくなると予測するエクイティ理論の考え方によって説明できるかもしれない。 $Case\ 3$  は、過剰な取締役の報酬と過少な従業員給与を背景とした過剰な報酬格差が、将来の株価パフォーマンスを有意に低下させることを示唆しており、Rouen (2020) の結果と整合する。この結果は、経営陣のレント追求行動によって、報酬格差が拡がるとともに、企業のパフォーマンスも悪化することを示唆しており、レント・エクストラクション仮説の考え方と一致する。 $Case\ 4$  は、過少な取締役の報酬と過剰な従業員給与を背景とした過少な報酬格差が、後の株価パフォーマンスを有意に低下させることを示唆しており、Rouen (2020) の結果と整合する。取締役の報酬水準が低く、従業員の給与水準が高いために生じる報酬格差の小ささが、従業員にとって昇進のために努力

取締役・従業員間の報酬格差と企業パフォーマンスを払うインセンティブを減らしていることを意味しており、トーナメント理論の考え方と整合的である。列(2)では、 $Adj\ RNOA_{t+1}$ について統計的に有意な傾向は見られなかった。

### 4.3 役員及び従業員による自社株保有の影響

図表7は、役員持株比率 (*Exe Own*)、取締役へのストックオプション報酬制度の有無 (*Director SO*) 及び従業員持株比率 (*Emp Own*) と報酬格差に関する各変数との交互作用項を式(3)に導入したモデルの検証結果である。パネルAは株価パフォーマンス ( $Ret_{t+1}$ ) に関する結果である。列(1)から列(4)までは報酬格差と役員持株比率 (*Exe Own*) の交互作用を用いた結果である。列(1)において、 $\ln(SPR)$  の係数は  $-0.015$  ( $p < 0.01$ )、 $\ln(SPR) \times Exe\ Own$  の係数は  $0.108$  ( $p < 0.1$ ) であった。この結果は、シンプルな報酬格差の指標は後の株価パフォーマンスとネガティブな関係にあるが、役員持株比率の高まりに連れて緩和されることを示唆している。*Exe Own* の単独項については有意な係数は見られなかった。列(4)は報酬格差を分解した場合の結果を示している。 $\ln(EPR)$  の係数は  $0.052$  であり  $1\%$  有意水準で統計的に有意であったが、 $\ln(EPR) \times Exe\ Own$  の交互作用は確認できなかった。この結果は、役員持株比率の水準に関わらず、経済的な要因により説明される報酬格差が後の株価パフォーマンスとポジティブな関係にあることを示唆する。 $\ln(UPR)$  の係数は  $-0.015$  ( $p < 0.01$ )、 $\ln(UPR) \times Exe\ Own$  の係数は  $0.112$  ( $p < 0.1$ ) であった。この結果は、経済的な要因により説明されない報酬格差は後の株価パフォーマンスとネガティブな関係にあるが、役員持株比率の高

まりに連れて緩和されることを示唆している。

列(5)から列(8)までは報酬格差と取締役へのストックオプション報酬の有無 (*Director SO*) の交互作用を用いた結果である。列(5)より、シンプルな報酬格差 ( $\ln(SPR)$ ) については有意な結果が得られなかった。列(8)において、 $\ln(EPR)$  の係数は  $0.050$  ( $p < 0.05$ ) であり、 $\ln(EPR) \times Director\ SO$  の交互作用の係数は  $-0.055$  ( $p < 0.01$ ) であった。この結果は、経済的な要因により説明される報酬格差は後の株価パフォーマンスとポジティブな関係にあるが、取締役の報酬にストックオプションが導入されている場合には相殺されることが示唆される。 $\ln(UPR)$  については有意な結果が得られなかった。*Director SO* の係数は統計的に有意ではなかった。

列(9)から列(12)は報酬格差と従業員持株比率 (*Emp Own*) の交互作用を用いた結果である。列(9)より  $\ln(SPR)$  の係数は  $-0.019$  ( $p < 0.05$ )、 $\ln(SPR) \times Emp\ Own$  の係数は  $0.685$  ( $p < 0.05$ ) であった。この結果は、シンプルな報酬格差は後の株価パフォーマンスに対してネガティブな影響にあるが、従業員持株比率が高まるにつれて緩和されることが示唆される。*Emp Own* の係数は  $2.855$  であり、 $1\%$  有意水準で統計的に有意であった。このことは、従業員持株比率が高いほど、後の株価リターンが高いことを示唆している。列(12)によると、 $\ln(EPR)$  の係数は統計的に有意ではないが、 $\ln(EPR) \times Emp\ Own$  の係数は  $3.792$  であり、 $1\%$  有意水準で統計的に有意であった。経済的な要因で説明される報酬格差 ( $\ln(EPR)$ ) は、それ単独では後の株価パフォーマンスとの間に統計的に有意な関係はないが、従業員持株比率が高まるに連れてポジティブな関係となることを示唆してい

る。経済的な要因でされない報酬格差 ( $\ln(UPR)$ ) については有意な結果は得られなかった。従業員持株比率 ( $Emp\ Own$ ) の係数は統計的に有意ではなかった。

パネルBは業績パフォーマンス ( $Adj\ RNOA_{t+j}$ ) に関する結果である。列(1)から列(4)は報酬格差と役員持株比率 ( $Exe\ Own$ ) の交互作用項を用いた結果である。列(1)より、シンプルな報酬格差 ( $\ln(SPR)$ ) に関しては有意な結果が得られなかった。列(4)によると、 $\ln(EPR)$  の係数は0.029 ( $p < 0.05$ ),  $\ln(EPR) \times Exe\ Own$  の係数は-0.097 ( $p < 0.05$ ) であった。この結果は、経済的な要因で説明される報酬格差は後の業績パフォーマンスとポジティブ

な関係にあるが、役員持株比率の高まりに連れて相殺されることを示唆しており、株価パフォーマンスに関する結果と異なる。経済的な要因で説明されない報酬格差 ( $n(UPR)$ ) については有意な結果が得られなかった。 $Exe\ Own$  の単独項の係数は0.105であり、10%有意水準で統計的に有意であった。

列(5)から列(8)は役員へのストックオプション報酬の有無 ( $Director\ SO$ ) の交互作用項を用いた結果である。列(5)より、シンプルな報酬格差 ( $\ln(SPR)$ ) に関しては有意な結果が得られなかった。列(8)によると、 $\ln(EPR)$  の係数は0.020 ( $p < 0.01$ ),  $\ln(EPR) \times Director\ SO$  の係数は0.034 ( $p < 0.05$ ) であった。この結果

図表7 役員及び従業員の持株比率の影響

パネル A 株価パフォーマンス

変数	$Ret_{t+j}$												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	
$\ln(SPR)$	-0.015*** (-2.799)				-0.007 (-1.499)				-0.019** (-2.199)				
$\ln(EPR)$		0.064*** (2.689)		0.052** (2.186)		0.057*** (2.762)		0.050** (2.413)		-0.021 (-0.649)		-0.030 (-0.912)	
$\ln(UPR)$			-0.018*** (-3.320)	-0.015*** (-2.763)				-0.012** (-2.369)	-0.008 (-1.541)			-0.006 (-0.701)	-0.013 (-1.446)
$\ln(SPR) \times Exe\ Own$	0.108* (1.851)												
$\ln(EPR) \times Exe\ Own$		-0.014 (-0.153)		0.050 (0.499)									
$\ln(UPR) \times Exe\ Own$			0.090 (1.601)	0.112* (1.844)									
$Exe\ Own$	-0.094 (-1.028)	0.020 (0.176)	0.017 (0.261)	-0.057 (-0.466)									
$\ln(SPR) \times Director\ SO$					-0.015 (-1.248)								
$\ln(EPR) \times Director\ SO$						-0.056* (-1.750)		-0.055* (-1.722)					
$\ln(UPR) \times Director\ SO$							-0.003 (-0.210)	-0.005 (-0.381)					
$Director\ SO$					0.001 (0.062)	0.063 (1.262)	-0.020* (-1.895)	0.061 (1.237)					
$\ln(SPR) \times Emp\ Own$									0.685** (2.214)				
$\ln(EPR) \times Emp\ Own$										3.565*** (4.966)		3.792*** (5.130)	
$\ln(UPR) \times Emp\ Own$											-0.184 (-0.634)	0.369 (1.267)	
$Emp\ Own$									2.855*** (4.185)	-0.398 (-0.385)	3.535*** (5.835)	-0.611 (-0.585)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Observations	32,648	32,648	32,648	32,648	32,760	32,760	32,760	32,760	24,765	24,765	24,765	24,765	
Adj R-squared	0.274	0.275	0.274	0.275	0.274	0.274	0.274	0.274	0.251	0.253	0.251	0.253	

取締役・従業員間の報酬格差と企業パフォーマンス

パネル B 業績パフォーマンス

変数	Adj RNOA <sub>t+1</sub>											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>ln(SPR)</i>	-0.000 (-0.125)				0.000 (0.083)				-0.001 (-0.297)			
<i>ln(EPR)</i>		0.029** (2.562)		0.029** (2.459)		0.019* (1.735)		0.020* (1.754)		0.008 (0.481)		0.008 (0.508)
<i>ln(UPR)</i>			-0.004 (-1.635)	-0.001 (-0.576)			-0.000 (-0.158)	0.001 (0.368)			0.001 (0.375)	0.001 (0.267)
<i>ln(SPR) × Exe Own</i>	0.008 (0.324)											
<i>ln(EPR) × Exe Own</i>		-0.114** (-2.254)		-0.097** (-1.977)								
<i>ln(UPR) × Exe Own</i>			0.045 (1.604)	0.029 (1.074)								
<i>Exe Own</i>	0.006 (0.162)	0.126** (1.993)	0.010 (0.402)	0.105* (1.688)								
<i>ln(SPR) × Director SO</i>					0.002 (0.446)							
<i>ln(EPR) × Director SO</i>						0.035** (2.312)		0.034** (2.303)				
<i>ln(UPR) × Director SO</i>							-0.004 (-0.750)	-0.004 (-0.744)				
<i>Director SO</i>					-0.008 (-1.035)	-0.055** (-2.388)	-0.005 (-1.178)	-0.054** (-2.389)				
<i>ln(SPR) × Emp Own</i>									-0.024 (-0.269)			
<i>ln(EPR) × Emp Own</i>										0.644** (2.344)		0.570** (2.032)
<i>ln(UPR) × Emp Own</i>											-0.184** (-2.041)	-0.099 (-1.095)
<i>Emp Own</i>									-0.110 (-0.488)	-0.858** (-2.240)	-0.149 (-0.783)	-0.784** (-2.013)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	32,648	32,648	32,648	32,648	32,760	32,760	32,760	32,760	24,765	24,765	24,765	24,765
Adj R-squared	0.117	0.117	0.117	0.118	0.115	0.116	0.115	0.116	0.130	0.131	0.130	0.131

本表は説明されない報酬格差のタイプと企業パフォーマンスとの間の関係についての固定効果モデルの結果を示している。変数は Appendix に定義する通りである。なお、連続変数は上下 1% で winsorize している。括弧内は企業レベルのクラスターロバスト標準誤差による t 値を示している。\*\*\*は 1% 水準、\*\*は 5% 水準、\*は 10% 水準で有意であることを示す。

は、経済的な要因で説明される報酬格差は後の業績パフォーマンスとポジティブな関係にあり、役員報酬にストックオプションが含まれる場合にはさらにポジティブな関係が強まることを示唆しており、列(4)に示す役員持株比率の結果と異なる。経済的な要因で説明されない報酬格差 (*ln(UPR)*) については有意な結果が得られなかった。*Director SO* の単独項の係数は -0.054 であり、5% 有意水準で統計的に有意であった。

列(9)から列(12)は報酬格差と従業員持株比率 (*Emp Own*) の交互作用項を用いた結果である。列(9)より、シンプルな報酬格差 (*ln(SPR)*)

に関しては有意な結果が得られなかった。列(12)によると、*ln(EPR)* の係数は統計的に有意ではなく、*ln(EPR) × Emp Own* の係数は 0.570 ( $p < 0.05$ ) であった。この結果は、経済的な要因で説明される報酬格差は従業員持株比率が高いほど、後の業績パフォーマンスとポジティブな関係にあることを示唆しており、パネル A における株価パフォーマンスの結果と整合的である。経済的な要因で説明されない報酬格差 (*n(UPR)*) については有意な結果が得られなかった。*Emp Own* の単独項の係数は -0.784 であり、5% 有意水準で統計的に有意であった。

これらの結果をまとめると、取締役への株式やストックオプションの付与と報酬格差の交互作用については一貫して有意な結果は得られなかった。しかしながら、経済的な要因で説明されない報酬格差と後の株価パフォーマンスとの間のネガティブな関係は役員持株比率が高まるに連れて緩和されることがわかった。また、従業員持株比率について見てみると、経済的な要

因で説明される報酬格差と株価パフォーマンス及び業績パフォーマンスとの間にポジティブな関係をもたらすことがわかった。

## 5. おわりに

本稿では、日本企業について取締役と従業員との間の報酬格差と企業パフォーマンスについ

### Appendix

変数	定義
<i>Employee Pay</i>	従業員平均給与
<i>Director Pay</i>	取締役の報酬総額 ÷ 取締役数
$\ln(SPR)$	$Director Pay \div Employee Pay$ の自然対数
$\ln(EPR)$	式(2)に基づく <i>Director Pay</i> の推定値と式(1)に基づく <i>Employee Pay</i> の推定値の比率の自然対数
$\ln(UPR)$	$\ln(SPR) - \ln(EPR)$
<i>Adj RNOA</i>	(営業利益 - 法人税等) ÷ ((総資産 - 現金) - (負債合計 - 有利子負債)) の産業中央値との差分
<i>Ret</i>	1年間の株価リターン
<i>Ret Var</i>	<i>Ret</i> の過去5年の標準偏差
$\ln(Assets)$	総資産の自然対数
<i>BTM</i>	(総資産 - 負債合計) ÷ 時価総額
<i>Leverage</i>	有利子負債比率
<i>Labor Productivity</i>	売上高 ÷ 従業員数
<i>Capital Intensity</i>	固定資産の取得による支出額 ÷ 売上高
$\ln(Firm Age)$	企業の設立年から各決算期での年数
$R\&D/Sales_{t-1}$	研究開発費 ÷ 売上高
<i>Adj RNOA Var_{t-1}</i>	<i>Adj RNOA_{t-1}</i> の過去5年の標準偏差
<i>Sales Growth_{t-1}</i>	1年間の売上高の成長率
<i>Ind-Region Emp Pay</i>	産業・地域・年ごとの従業員平均給与の平均値
<i>University Grad</i>	都道府県別の雇用者数に占める大学卒・大学院卒の割合
<i>Unionization Coverage</i>	産業別労働組合所属率
$Employee Growth_{t-1}$	1年間の従業員数の成長率
<i>Adj ROA</i>	営業利益 ÷ 総資産の産業中央値との差分
<i>Adj ROA Var</i>	<i>Adj ROA</i> の過去5年の標準偏差
$\ln(Director Tenure)$	取締役の平均在任期間の自然対数。なお、取締役の平均在任期間は最初に取締役になった年月から t 期の決算月までの年数で算出する。
$\ln(Director Age)$	取締役の平均年齢の自然対数
<i>Outside Director</i>	取締役の人数に占める社外取締役の人数の割合
<i>Loss</i>	親会社に帰属する当期純利益または当期利益がネガティブな値であれば0をとるダミー変数
<i>Exe Own</i>	役員持株比率
<i>Director SO</i>	取締役への報酬にストックオプションが含まれていれば1をとるダミー変数
<i>Emp Own</i>	従業員持株比率

て調査した結果、経済的な要因で説明される報酬格差については企業パフォーマンスとの間にポジティブな関係が、説明されない報酬格差については株価パフォーマンスとの間にネガティブな関係があることがわかった。説明されない報酬格差と業績パフォーマンスとの間には有意な関係は見られなかった。さらに、経済的な要因で説明できる報酬格差が企業パフォーマンスにもたらすポジティブな影響は長期間持続しないこと、そして、説明されない報酬格差がもたらすネガティブな影響は長期間持続することが示唆された。また、説明されない報酬格差と企業パフォーマンスとの間のネガティブな関係について、説明されない報酬格差のタイプ別に分析すると、株価パフォーマンスについてはエクイティ理論、レント・エクストラクション仮説、トーナメント理論により説明される影響がそれぞれ確認できた。業績パフォーマンスについては有意な結果が得られなかった。最後に、役員及び従業員による自社株保有の影響について分析した結果、経済的な要因で説明されない報酬格差と株価パフォーマンスとの間のネガティブな関係は役員持株比率が高まるに連れて緩和されることがわかった。また、従業員持株比率が高まるに連れて、経済的な要因で説明される報酬格差と株価及び業績のパフォーマンスとの間にポジティブな関係をもたらすことがわかった。

本稿の結果は、企業内の報酬格差に関する文献に対して貢献をしている。企業内の報酬格差が企業パフォーマンスに及ぼす影響については海外の企業を対象にポジティブな影響とネガティブな影響のどちらも報告されており、どちらが優勢かは実証上の問題である。加えて、労働慣行や労働市場の状況は各国ごと様相が異

なっており、米国の結果が日本企業にそのまま当てはまるかどうかは自明ではない。本稿は日本企業を対象とした調査により、米国企業を調査した Rouen (2020) と概ね整合的な結果を示し、先行研究を補完するものである。加えて本稿では、日本企業について、取締役の報酬と従業員給与がともに過少な中で発生する過剰な報酬格差が将来の株価パフォーマンスを有意に低下させることも発見した。この特徴は、実際の報酬が公正な報酬を下回ると労働者はそれに比例して努力をしなくなると予測するエクイティ理論と整合的である。なお、この特徴は米国企業を対象とした Rouen (2020) では有意ではなかった。報酬格差と企業パフォーマンスとの間の関係がもたらされる経路は、国ごとの労働慣行や労働市場の状況によって異なることを示している。

## 引用文献

- 石田潤一郎 (2016) 「報酬格差と企業パフォーマンス」『日本労働研究雑誌』独立行政法人労働政策研究・研修機構, No. 670, 4-15頁。
- Akerlof, G. A., and Yellen, J. L. (1990), "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, pp.255-283.
- Bebchuk, L. A., Cremers, K., and Peyer, U. C. (2011), "The CEO pay slice," *Journal of Financial Economics*, Vol. 102, Issue 1, pp.199-221.
- Card, D., Mas, A., Moretti, E., and Saez, E. (2012), "Inequality at Work: The Effect of Peer Salaries on Job Satisfaction," *American Economic Review*, Vol. 102, No. 6, pp.2981-3003.
- Green, T., Markov, S., and Zhou, D. (2019), "Pay Inequality and Job Satisfaction: Evidence from

- Glassdoor*,” *Research Paper*, No. 2019-07-03, Baruch College Zicklin School of Business. (<https://ssrn.com/abstract=3415937>)
- Kale, J. R., Reis, E., and Venkateswaran, A. (2009), “Rank-Order Tournaments and Incentive Alignment: The Effect on Firm Performance,” *The Journal of Finance*, Vol. 64, Issue 3, pp.1479-1512.
- Lazear, E. P., and Rosen, S. (1981), “Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts,” *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, pp.841-864.
- Lee, K., Lev, B., and Yeo, G. H. (2008), “Executive pay dispersion, corporate governance, and firm performance,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 30, pp.315-338.
- Mueller, H. M., Ouimet, P. P., and Simintzi, E. (2017), “Within-Firm Pay Inequality,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 30, Issue 10, pp.3605-3635.
- Rouen, E. (2020), “Rethinking Measurement of Pay Disparity and Its Relation,” *The Accounting Review*, Vol. 95, Issue 1, pp.343-378.

(当研究所研究員)