

## 第Ⅲ部



## 第 1 章 企業金融と人事政策

### 第 1 節 企業財務、コーポレートガバナンス、人事戦略

この四半世紀、日本の大企業の財務構造は大きく変化した。企業金融の自由化が進むにつれて、大企業は銀行借入への依存度を著しく減らし、社債や株式による市場調達割合を増やしていった。銀行中心の戦後日本の企業金融はこうして、少なくとも大企業については、市場型の金融へと変わっていった。さらなる金融自由化と企業金融の変化は、日本のコーポレートガバナンスをも変え始めた<sup>1</sup>。株式持ち合いの解消が加速化し、業績が低迷した企業は市場で敵対的買収の標的にされる可能性も無視できなくなってきた。

このような企業財務とコーポレートガバナンスの変化は、企業の人事戦略にどのような影響を与えているのだろうか？ そもそも、人事戦略と企業財務、コーポレートガバナンスの間にはどのような関係があるのだろうか？ Aoki (2001)、Abe and Hoshi (2006)、星 (2002) が論じるように、企業財務、コーポレートガバナンスと人事戦略の間には何らかの補完的關係があると予想されるが、その関係の実証的な確認作業は、同じ企業について財務データと詳細な人事戦略関係のデータの両方を採集することが困難であったなどの理由により、あまり進展してこなかった。

本稿の目的は、2005 年に労働政策研究・研修機構によって行われた「企業のコーポレートガバナンス・CSR と人事戦略に関する調査」（以下、「調査」と略す）のデータを当該企業の財務データと統合することによって作成されたデータ・ベースを使い、企業財務とコーポレートガバナンスが人事戦略に与える影響を分析することである。

本稿の構成は次のようになっている。まず、次節では、「調査」のステークホルダーに関する質問に対する回答に焦点をあて、企業が重視するステークホルダーおよび発言力が強いステークホルダーの類型と企業の財務構造、特に株主構成の関係を分析する。第 3 節では、日本企業の人事政策の重要な特徴の一つとされてきた終身雇用制度が、企業財務やコーポレートガバナンスにいかに依存するかを分析する。第 4 節では、人事政策のもう一つの側面として、教育訓練政策に焦点をあて、それに財務構造やコーポレートガバナンスが与える影響を考える。第 5 節では、福利厚生制度を取り上げ、また財務構造やコーポレートガバナンスの影響の有無を検討する。第 6 節では、これらの実証結果を簡潔にまとめて、結論とする。

---

<sup>1</sup> より詳しくは、Hoshi and Kashyap (2001) (日本語版 2006 年) を参照されたい。

## 第2節 企業財務とコーポレートガバナンス

「調査」の問2は、これまで重視してきた利害関係者、今後重視する利害関係者、これまで経営に対する発言力の強かった利害関係者、そして今後強い発言力を持つと予想される利害関係者をそれぞれ、「1. 顧客（消費者）、2. 従業員、3. 個人投資家、4. 機関投資家、5. 取引先銀行、6. 取引先企業、7. グループ企業、8. その他」の選択肢から、3つまで選ぶように尋ねている。この質問は、企業の経営者がどの利害関係者を重視し、どの利害関係者の影響力が強いと思うかということ直に問うものであり、その回答はコーポレートガバナンスの主観的尺度と捉えることができる。本節では、この設問に対する回答からコーポレートガバナンスの主観的尺度をいくつか作成し、それらが企業の財務構造、とくに株主構成によってどのように影響を受けるのかを考察する。

まず、表1は選択肢にあげたそれぞれの利害関係者を、これまで重視してきた（今後重視する）利害関係者として、あるいはこれまで発言力が強かった（今後発言力を持つ）利害関係者として、（上位3位以内に）特定した企業の割合を示している。この表から、全体的な趨勢として次のようなことがわかる。まず、これまで重視してきた利害関係者、強い発言力を持った利害関係者の両方に最も多くの企業があげたのが、顧客（消費者）である。顧客は、これからも重視され、強い発言力を保っていくと理解されているようである。これまで顧客に次いで重視され、強い発言力を持ったとされるのが従業員である。しかし、今後は、従業員が重視される程度は低くなり、その発言力も若干弱まると考えられている。取引先銀行と取引先企業も、従業員ほどではないにしても、これまで重視され、強い発言力を持ってきたが、今後はその重要性が低下し、発言力も弱ると予想されている。逆に、これまで以上に重視され、発言力が増すと考えられているのが、個人投資家と機関投資家である。特に機関投資家が今後強い発言力を持つと答えた企業数は、従業員が今後強い発言力を持つと答えた企業の数より多い。

表1. 重視する利害関係者、強い発言力を持つ利害関係者  
（上位3位以内）

	重視する利害関係者		強い発言力を持つ利害関係者	
	これまで	今後	これまで	今後
サンプル数	438	438	426	426
顧客（消費者）	79.5%	80.1%	55.6%	57.5%
従業員	63.9%	58.4%	47.4%	39.7%
個人投資家	24.9%	38.1%	20.0%	35.0%
機関投資家	34.2%	45.2%	38.5%	59.4%
取引先銀行	26.7%	15.8%	42.0%	29.1%
取引先企業	40.2%	32.9%	37.6%	29.3%
グループ企業	13.0%	11.2%	17.6%	16.0%

注：当該利害関係者を上位3位以内にあげた企業の割合を示す。

表1の結果から浮かび上がってくるのは、従業員や取引先銀行、取引先企業との長期的関係を重視し、それらの利害関係者が企業に強い影響を与えるという、日本の伝統的なコーポレートガバナンスが、株式市場を通じた投資家によるガバナンスにとってかわられつつある

様子である。このような変化が、銀行中心の金融から市場中心の金融へと移行してきた企業財務の変化と密接に関連していることは想像に難くない。以下では、「調査」のこの設問に見られるコーポレートガバナンスに関する理解の企業間の違いが、どの程度財務構造の違いによるものなのか、簡単なプロビット・モデルを推定することによって分析する。

企業の財務構造の指標として考えるのは、借入金／総資産比率、銀行持株比率、外国人持株比率、個人持株比率の4つである。借入金／総資産比率は、貸借対照表上の短期借入金、長期借入金、一年以内返済の長期借入金を足し合わせたものを総資産で割ったものである。銀行借入金に依存する度合いが高いほど、借入金／総資産比率は高くなると考えられる。銀行持株比率、外国人持株比率、個人持株比率は企業の株式のうち、それぞれ銀行、外国人、個人によって保有されている比率である。これらのデータは、日経 NEEDS の財務データから採取した。

企業のコーポレートガバナンスは財務構造以外の要因によっても影響される、と考えられる。ここでは、そうした要因として、企業の規模と設立年を考える。具体的には、総資産（のログ）を企業の規模の変数とし、また設立年をもとに3つのダミー変数を作り、それらをプロビット分析に取り入れる。ダミー変数は、設立年が1945年以前の場合（そしてその時のみ）1をとるもの、設立年が1946年から1965年までの間の場合1をとるもの、そして設立年が1966年から1985年までの場合1をとるものの3つである。したがって、これらのダミー変数を回帰分析に入れた場合、その係数は、これらの企業が1986年以降に設立された比較的新しい企業に比べてどう違っているかを示すことになる。

表2は、利害関係者としての取引先銀行の重要性と企業の財務構造の関係をみるプロビット分析の結果をまとめたものである。これまで重視してきたあるいは今後重視する利害関係者として3位以内に取引先銀行をあげるかどうかをしめすダミー変数を被説明変数にして、それが借入金／総資産比率あるいは銀行持株比率で説明できるかどうか調べるものである。モデル(1)と(2)は、説明変数として財務構造の変数と定数項のみを入れた一番簡単な場合である。

まず、モデル(1)の結果を見ると、借入金／総資産比率の係数は正であり、統計的に有意である。すなわち、2001年時点で借入金の比率が高かった企業は、これまで重視してきた利害関係者として取引先銀行をあげる確率が高い、ということがわかる。一方、モデル(2)は、2001年の銀行持株比率が低かった企業ほど、これまで重視してきた利害関係者として取引先銀行を挙げる確率が高いという、一見意外な結果になっている。しかし、モデル(4)の推定結果から、この意外な結果は、他の要因についてコントロールすると消えてしまうことがわかる。銀行持株比率の係数は依然負ではあるが、統計的に有意ではない。総資産の係数は負であり、小さな企業ほど取引先銀行を重視したことがわかる。モデル(2)の結果は、結局規模の大きい企業ほど銀行の持株比率が多いことによるものである、と思われる。また、設立年度を示すダミー変数の係数は正であり、創設が古いほど取引先銀行を重視

したようであるが、その結果は統計的に有意ではない。モデル(3)を見ると、借入金／総資産比率に関する結果は、規模の変数などでコントロールしても変わらない。すなわち、借入金の比率が高かった企業ほど取引先銀行を重視した、という結果である。

モデル(5)－(8)は、取引先銀行の今後の重要性が、財務構造に依存しているかどうかを調べている。説明変数の財務構造と資産規模については 2005 年の値を使っている。結果は「これまで」の関係とほぼ同様である。すなわち、借入金／総資産比率が高いほど、今後も取引先銀行を重視する可能性が高い。規模の小さい企業ほど、今後も取引先銀行を重視する傾向が高い。銀行持株比率の低い企業ほど取引先銀行を重視する傾向があるように見えるが、この結果は企業規模と設立年をコントロールすると統計的有意性を失う。最後に、設立年ダミーは統計的に有意であり、1965 年以前に設立された比較的古い企業は、今後も取引先銀行を重視していくと答える傾向にある。

表 2. 財務構造と取引先銀行の重要性

被説明変数→ 説明変数↓	これまで取引先銀行を重視				今後、取引先銀行を重視			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
借入金／総資産比率	2.633*** (0.366)		2.809*** (0.403)		2.915*** (0.433)		3.297*** (0.505)	
銀行持株比率		-0.922* (0.485)		-0.116 (0.649)		-1.487** (0.601)		-0.818 (0.804)
総資産のログ			-0.183*** (0.049)	-0.177*** (0.062)			-0.253*** (0.063)	-0.183** (0.073)
定数項	-1.158*** (0.105)	-0.281* (0.151)	-0.441 (0.559)	0.829 (0.828)	-1.621*** (0.127)	-0.580*** (0.165)	0.021 (0.708)	0.649 (0.731)
戦前の設立			1.413*** (0.402)	0.754 (0.609)			1.254*** (0.409)	0.819*** (0.276)
設立年1946-1965			1.313*** (0.398)	0.557 (0.604)			1.129*** (0.406)	0.592** (0.268)
設立年1966-1985			1.118*** (0.418)	0.632 (0.623)			0.505 (0.462)	NA
観測数 (うち被説明 変数=1のもの)	420 (114)	370 (109)	395 (107)	349 (103)	434 (69)	393 (67)	408 (64)	370 (62)

注1: それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差 (括弧内) を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数 (括弧内) を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル (1-4) では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル (5-8) では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。モデル (8) は、全てのダミー変数を入れると係数の推定値が一意に決まらなくなってしまうので、最後のダミー変数を落として推定した。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表 3 に示すプロビット分析では、利害関係者としての機関投資家の重要性に関する回答に注目する。これに影響を与える可能性のある財務構造の変数として、外国人持株比率を考える。外国人株主の多くが機関投資家であり、機関投資家の重要性はその株式保有比率に依存するのではないかと予想されるからである。

結果は、やはり (2001 年の) 外国人持株比率の高かった企業ほど機関投資家をこれまで重視してきたと答える確率が高く、(2005 年の) 外国人持株比率の高い企業ほど今後も機関投資家を重視していく傾向にある。この結果は、簡単なモデルでも、規模と設立年についてコントロールしたモデルでも変わらない。また、機関投資家の重要性は、企業規模や設立年には依存しないようである。総資産も設立年ダミーもともに統計的に有意ではない。

次に見るのは、財務構造と個人投資家の重要性の関係である (表 4)。財務構造として考

えるのは個人による持株比率である。まず、これまで個人投資家を重視してきたかという点についてみると（モデル(1)と(2)）、個人持株比率の係数は正であるが、簡単なモデルでも統計的に有意ではない。企業規模とも有意な相関はないようである。結局、モデルに含まれた変数のうち統計的に有意なものは設立年ダミーだけであり、1985年以前に設立された比較的古い企業では、個人投資家が重視される確率が低かった、ということがわかる。

今後の個人投資家の重要性については、個人持株比率が有意に正に効いてくる（モデル(3)と(4)）。規模と設立年についてコントロールしたモデルでも、個人持株比率が高い企業ほど、今後個人投資家を重視していくと答える確率が有意に高い。企業規模との関連は認められない。設立年については、戦前に設立された企業については、依然個人投資家を重視しない傾向が（若干低下しつつ）続くが、1946年から1985年の間に設立された企業についてはこの傾向は著しく弱まり、統計的に有意でなくなる。

表5は、企業が考える従業員の重要性和企業の財務構造の関係を探る試みである。財務構造の変数としては、上で使った銀行持株比率、外国人持株比率、個人持株比率のすべてを、一つずつ考えてみる。まず、これまで従業員を重要な利害関係者としてみてきたかどうかは、2001年の財務構造とは密接な関係がないようである。その関係は、簡単なモデル（(1)–(3)）でも、企業規模と設立年についてコントロールしたモデル（(4)–(6)）でも認められない。また、企業規模や設立年も会社がこれまで従業員を重視してきたかどうかを決める要因にはなっていないようである。今後従業員を重視していくかどうかということも、ここで考えている要因ではどれも説明できない。

表3. 財務構造と機関投資家の重要性

被説明変数→	これまで機関投資家を重視		今後、機関投資家を重視	
	(1)	(2)	(3)	(4)
説明変数↓				
外国人持株比率	4.008*** (0.880)	2.932*** (1.088)	3.113*** (0.647)	2.954*** (0.821)
総資産のログ		0.048 (0.058)		-0.019 (0.054)
定数項	-0.738*** (0.093)	-1.551* (0.850)	-0.427*** (0.090)	0.095 (0.648)
戦前の設立		0.339 (0.658)		-0.258 (0.341)
設立年1946–1965		0.217 (0.657)		-0.423 (0.340)
設立年1966–1985		0.634 (0.676)		-0.123 (0.376)
観測数（うち被説明変数=1のもの）	354 (113)	335 (105)	383 (172)	362 (161)

注1：それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数（括弧内）を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル（3、4）では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表 4. 財務構造と個人投資家の重要性

被説明変数→ 説明変数↓	これまで個人投資家を重視		今後、個人投資家を重視	
	(1)	(2)	(3)	(4)
個人持株比率	0.722* (0.411)	0.947* (0.499)	1.414*** (0.378)	1.210*** (0.455)
総資産のログ		0.059 (0.056)		-0.018 (0.051)
定数項	-1.040*** (0.173)	-0.579 (0.871)	-0.894*** (0.154)	-0.014 (0.725)
戦前の設立		-1.360** (0.548)		-0.907*** (0.339)
設立年1946-1965		-1.141** (0.544)		-0.486 (0.338)
設立年1966-1985		-1.437** (0.580)		-0.303 (0.368)
観測数 (うち被説明変数=1のもの)	370 (82)	349 (75)	393 (139)	370 (131)

注1：それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数（括弧内）を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル（3、4）では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表 5. 財務構造と従業員の重要性

被説明変数→ 説明変数↓	これまで従業員を重視						今後、従業員を重視					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
銀行持株比率	-0.285 (0.455)			-0.566 (0.614)			-0.109 (0.484)				-0.347 (0.626)	
外国人持株比率		0.065 (0.899)			1.243 (1.132)			0.370 (0.640)			1.122 (0.809)	
個人持株比率				-0.144 (0.386)		-0.353 (0.454)				-0.131 (0.371)		-0.347 (0.442)
総資産のログ				0.035 (0.056)	-0.068 (0.057)	-0.012 (0.052)				0.019 (0.051)	-0.053 (0.053)	-0.014 (0.049)
定数項	0.500*** (0.147)	0.442*** (0.089)	0.472*** (0.159)	0.700 (0.791)	1.099* (0.597)	1.237 (0.859)	0.283** (0.143)	0.233*** (0.089)	0.302** (0.148)	0.176 (0.608)	0.799 (0.636)	0.587 (0.701)
戦前の設立				-0.446 (0.634)	0.111 (0.235)	-0.510 (0.618)				0.071 (0.341)	0.074 (0.338)	0.048 (0.335)
設立年1946-1965				-0.576 (0.630)	0.012 (0.232)	-0.592 (0.617)				-0.133 (0.336)	-0.111 (0.337)	-0.118 (0.336)
設立年1966-1985				-0.603 (0.648)	NA	-0.595 (0.636)				-0.084 (0.368)	-0.018 (0.373)	-0.077 (0.366)
観測数 (うち被説明変数=1のもの)	370 (245)	354 (238)	370 (245)	349 (231)	335 (226)	335 (226)	393 (236)	383 (232)	393 (236)	370 (223)	362 (221)	370 (223)

注1：それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数（括弧内）を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-6）では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル（7-12）では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。モデル(5)は、全てのダミー変数を入ると係数の推定値が一意に決まらなくなってしまうので、最後のダミー変数を落として推定した。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

表 2 から表 5 で試みたのと同じアプローチで利害関係者の（これまでおよび今後の）発言力と財務構造の関係を調べたのが表 6 から表 9 の分析である。まず表 6 では、取引先銀行の発言力と財務構造の関係をみる。結果は、表 2 でみた取引先銀行の重要性と財務構造の関係とほぼ同じである。2001 年時点での借入金／総資産比率の高い企業ほど、これまで取引先銀行が強い発言力を持っていた確率が高く、2005 年の借入金／総資産比率が高いほど、今後も取引先銀行が強い発言力を持つと考える傾向が強い。また、資産規模が小さいほど、そして設立が比較的古いほど、取引先銀行の発言力はこれまでも今後も強い傾向にある。簡単なモデルでは、銀行持株比率の係数が負になるが、これはたぶん銀行持株比率と資産規模の相関によるものであり、資産規模を入れたモデルでは、銀行持株比率は取引先銀行の発言力



と関係がない。

表7は機関投資家の発言力と外国人持株比率の関係を調べるための推定結果である。統計的に有意な正の推定値が示すように、外国人持株比率が高いほど、機関投資家の発言力はこれまでも強く、今後もそうあり続けると予想される。この結果は、他のコントロール要因を加えても変わらない。一つ面白い発見は、機関投資家の「これまで」の発言力については、資産規模の係数の推定値が有意に正、設立年ダミーの係数が有意に負であるのに、機関投資家の「今後」の発言力については、企業規模も設立年も統計的に有意な影響を持たないことである。すなわち、今までは、機関投資家が強い発言力を持つ企業というのは比較的大きく、古い企業であったが、今後はそのような傾向がなくなると予想されているのである。今後は、企業規模、設立年にかかわらず、外国人持株比率の高い企業では、機関投資家が強い発言力を持つだろう、ということである。

表6. 財務構造と取引先銀行の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで取引先銀行が発言力を持つ				今後、取引先銀行が発言力を持つ			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
借入金／総資産比率	2.874*** (0.371)		3.125*** (0.420)		3.205*** (0.398)		3.464*** (0.455)	
銀行持株比率		-0.714 (0.456)		0.138 (0.624)		-0.390 (0.508)		0.559 (0.682)
総資産のログ			-0.203*** (0.046)	-0.206*** (0.059)			-0.236*** (0.051)	-0.224*** (0.061)
定数項	-0.753*** (0.096)	0.077 (0.145)	-0.203 (0.530)	1.093 (0.807)	-1.146 (0.106)	-0.399*** (0.148)	0.202 (0.590)	0.757 (0.774)
戦前の設立			1.968*** (0.393)	1.279** (0.605)			1.489*** (0.350)	1.317** (0.530)
設立年1946-1965			1.714*** (0.385)	0.990* (0.600)			1.269*** (0.345)	1.111** (0.525)
設立年1966-1985			1.403*** (0.406)	0.881 (0.619)			0.657* (0.394)	0.647 (0.555)
観測数（うち被説明変数=1のもの）	408 (171)	360 (162)	384 (164)	340 (156)	422 (122)	383 (118)	396 (117)	370 (62)

注1：それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるもの数（括弧内）を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-4）では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル（5-8）では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表7. 財務構造と機関投資家の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで機関投資家が発言力を持つ		今後、機関投資家が発言力を持つ	
	(1)	(2)	(3)	(4)
外国人持株比率	4.655*** (0.879)	2.698** (1.090)	2.922*** (0.685)	2.747*** (0.882)
総資産のログ		0.146** (0.058)		-0.021 (0.056)
定数項	-0.627*** (0.092)	-0.846 (0.837)	-0.022 (0.089)	0.299 (0.667)
戦前の設立		-1.206* (0.638)		0.030 (0.346)
設立年1946-1965		-1.465** (0.638)		-0.082 (0.345)
設立年1966-1985		-1.387** (0.658)		-0.231 (0.382)
観測数（うち被説明変数=1のもの）	344 (129)	326 (123)	373 (222)	352 (212)

注1：それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるもの数（括弧内）を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル（3、4）では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

個人投資家の発言力と個人持株比率の関係を調べたのが表8である。個人持株比率が高いほど個人投資家の発言力が強い傾向にあることを示唆するが、モデル(3)を除くと係数は統計的に有意ではない。また、個人投資家の発言力は、これまでも今後も規模や設立年には関係しないようである。

最後に、表9は従業員の発言力と財務構造の関係を検討する。まず、従業員の「これまで」の発言力については、ここで考えている財務構造の諸指標とは有意な関連がないようである。また、企業規模や設立年とも有意な関係は認められない。

従業員の今後の発言力についてはいくつか興味深い関係が見られる。まず、個人持株比率の高い企業ほど、今後の従業員の発言力は弱くなる傾向にある。この結果は、企業規模と設立年についてコントロールしても成り立つ。また、銀行持株比率の高い企業ほど、従業員の今後の発言力は強くなる確率が高い。従業員の今後の発言力と企業規模の間には有意な相関はないようである。従業員の発言力は、比較的新しく設立された企業でより強くなる傾向が見られるが、この結果は統計的に有意ではない。

表8. 財務構造と個人投資家の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで個人投資家が発言力を持つ		今後、個人投資家が発言力を持つ	
	(1)	(2)	(3)	(4)
個人持株比率	0.757* (0.435)	0.935* (0.521)	1.123*** (0.384)	0.902* (0.462)
総資産のログ		0.070 (0.060)		-0.031 (0.052)
定数項	-1.212*** (0.185)	-2.104*** (0.795)	-0.860*** (0.156)	-0.430 (0.748)
戦前の設立		-0.214 (0.264)		-0.141 (0.343)
設立年1946-1965		0.205 (0.250)		0.062 (0.343)
設立年1966-1985		NA		-0.020 (0.377)
観測数(うち被説明変数=1のもの)	360 (64)	340 (59)	383 (125)	360 (115)

注1: それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数(括弧内)を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル(1、2)では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル(3、4)では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。モデル(2)は、全てのダミー変数を入れると係数の推定値が一意に決まらなくなってしまうので、最後のダミー変数を落として推定した。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表9. 財務構造と従業員の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで従業員が発言力を持つ						今後、従業員が発言力を持つ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
銀行持株比率	0.628 (0.450)			0.604 (0.610)			1.418*** (0.492)			1.332** (0.633)		
外国人持株比率		0.524 (0.852)			0.806 (1.064)			0.834 (0.629)			0.852 (0.801)	
個人持株比率			-0.564 (0.381)			-0.587 (0.451)			-1.325*** (0.390)			-1.313*** (0.469)
総資産のログ				0.015 (0.055)	0.022 (0.056)	0.015 (0.051)				0.029 (0.052)	0.046 (0.054)	0.020 (0.050)
定数項	-0.207 (0.144)	-0.055 (0.086)	0.181 (0.156)	0.219 (0.727)	0.575 (0.823)	0.563 (0.822)	-0.597*** (0.146)	-0.279*** (0.089)	0.248 (0.151)	-0.258 (0.613)	-0.282 (0.645)	0.519 (0.718)
戦前の設立				-0.540 (0.553)	-0.818 (0.662)	-0.487 (0.552)				-0.587* (0.346)	-0.435 (0.337)	-0.429 (0.340)
設立年1946-1965				-0.618 (0.548)	-0.948 (0.660)	-0.564 (0.550)				-0.710** (0.342)	-0.599* (0.337)	-0.540 (0.341)
設立年1966-1985				-0.724 (0.567)	-1.100 (0.677)	-0.717 (0.571)				-0.723* (0.375)	-0.674* (0.375)	-0.700* (0.376)
サンプル数(うち被説明変数=1のもの)	360 (176)	344 (169)	360 (176)	340 (166)	326 (160)	340 (166)	383 (158)	373 (157)	383 (158)	360 (150)	352 (149)	360 (150)

注1: それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数(括弧内)を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル(1-6)では、2001年の財務構造および資産規模を説明変数に使い、「今後」を被説明変数にするモデル(7-12)では、2005年の財務構造と資産規模を説明変数に使用した。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

以上の結果を、統計的に有意な関係が認められたものを中心に簡単にまとめると、次のようになる。まず、借入金に対する依存率が高い企業ほど、比較的古い企業ほど、そして規模の小さい企業ほど、これまでも今後も取引先銀行を重視し、取引先銀行の発言力が強くあり続ける傾向にある。次に、外国人持株比率が高い企業ほど、これまでも今後も機関投資家を重視し、機関投資家はそのような企業に強い発言力を持ち続ける確率が高い。また、これまでは機関投資家が強い発言力を持つのは、大企業あるいは比較的設立の古い企業であることが多かったが、今後この傾向は消滅すると予想される。個人持株比率の高い企業ほど、そして設立年が比較的新しい企業ほど、これまでも今後も個人投資家を重視する傾向にある。しかし、こうした企業に対して個人投資家が強い発言力を持つかという点、それは明らかではない。最後に、個人持株比率の低い企業ほど、そして銀行持株比率の高い企業ほど、従業員の今後の発言力は強いと考えられる場合が多い。

### 第3節 企業財務と終身雇用

以上では、企業財務の構造とコーポレートガバナンスの間にある程度のある関係があることが確認されたが、以下ではそれらが人事政策にどのような影響を与えるのかをみてみよう。本節では、人事政策の重要な一側面として、終身雇用を考える。

「調査」の問 14 は、今後の終身雇用の方針として、「1. 原則としてこれからも終身雇用を維持していく、2. 部分的な修正はやむをえない、3. 基本的な見直しが必要である、4. 現在も終身雇用になっていない」の4つの選択肢から選んでもらっているが、この質問への回答から次の二つのダミー変数を作成した。一つは、選択肢1を選んだ場合は1をとりそれ以外は0をとる変数で、終身雇用維持ダミーとよぶ。もう一つは、選択肢3を選んだ場合は1をとりそれ以外は0をとる変数で、終身雇用見直しダミーとよぶ。それぞれについて、企業財務の変数とどのような関係があるかどうかを前節同様のプロビット・モデルを推定することによって調べる。

問 14 に加えて、「調査」は 2004 年の正社員の平均勤続年数も尋ねている。終身雇用が整っている企業ほど平均勤続年数は長くなると考えられるので、ここでは平均勤続年数を「これまで」の終身雇用の尺度と考え、それが企業財務の諸変数とどのような関係にあるのかも調べる。

まず、表 10 は、問 14 への回答分布を表にしたものである。6割の企業が、今後も終身雇用を維持していくと答えている。部分的な修正はやむをえないが終身雇用を基本的には続けていくとする企業も入れると、9割近くの企業が終身雇用を続けるつもりだということになる。景気が悪くなるたびに終身雇用の崩壊が噂されてきたが、この調査によれば、終身雇用はいまだに日本企業に深く根付いているといえる。

表10. 問14（終身雇用に関する質問）に対する回答の分布

回答	社数	比率
1. 原則としてこれからも終身雇用を維持していく	229	60.1%
2. 部分的な修正はやむをえない	111	29.1%
3. 基本的な見直しが必要である	22	5.8%
4. 現在も終身雇用になっていない	19	5.0%
合計	381	100.0%

以下では、終身雇用と財務構造の関係を探るが、前節と同様、財務構造以外の要因で終身雇用の政策に影響を与えるものについてコントロールした上で財務構造の影響を推定する必要がある。前節で考えた企業規模と設立年に加えて、本節では企業の収益率も終身雇用制策に影響を及ぼす可能性がある要因として考える。業績が悪くなると、終身雇用も維持できなくなると考える企業があるかもしれないからである。実際に観測された総資産経常利益率（ROA、経常利益を総資産額で割ったものとして算出）の他に、ここでは主観的な収益性の指標も使用する。

具体的には、「調査」のなかで、ここ5年間の業況のイメージを、「1. 業況拡大、2. 高位安定、3. 不調・回復、4. 低位横ばい、5. 不調継続」の5つから選んでもらったときに、「業況拡大」あるいは「高位安定」と答えた企業のみについて1をとるダミー変数を作り、好調ダミーとよぶ。もう一つ、「低位横ばい」あるいは「不調継続」と答えた企業のみについて1をとるダミー変数を作り、不調ダミーとよぶ。

表 11 は、終身雇用維持ダミーが財務構造などによってどのような影響を受けるかをみるプロビット分析の結果を示している。これらの推定から明らかになることは、終身雇用の維持に有意に影響を与えるのは、企業規模だけだということである。大企業ほど終身雇用を維持していくと答える確率が高い。他の変数は終身雇用政策に影響を与えないようである。企業規模を含まない簡単なモデル（その推定結果はここでは報告していない）では、銀行持株比率と外国人持株比率の係数が正で個人持株比率の係数が負でそれぞれ統計的に有意になるが、資産規模を入れると有意性は失われる。今後、従業員を重視するかどうか、従業員が強い発言力を持つかどうかは、終身雇用の維持とは密接な関係がないようである。設立年も影響を与えない。ROA の係数は負であり、業績の悪い企業ほど終身雇用の維持を図るという意外な結果だが、統計的に有意ではない。好調ダミーの係数の方は予想されるように正だが、これも統計的に有意ではない。

同様の分析を終身雇用見直しダミーについて行ったものが表 12 である。今度は、企業規模も含めて全ての変数が統計的に有意でない。簡単な回帰分析でも、終身雇用の見直しと有意に相関しているのは、個人持株比率のみである。個人持株比率が高いほど終身雇用の見直しが必要と考えている確率が高い、という結果であるが、他の変数を入れるとこの結果は消えてしまう。

終身雇用を維持している会社は、そうでない会社に比べて、設立年をコントロールすれば、

従業員の勤続年数が長くなるはずである。したがって、平均勤続年数と財務構造の関係を調べれば、「これまで」の終身雇用政策が企業財務と相関を持っていたかを確認することができる。表 13 と表 14 はそのような回帰分析の結果を示す。被説明変数が 0 - 1 ではないので、標準的な回帰式を最小二乗法で推定している。

表 13 は、正社員全体の平均勤続年数を被説明変数にしている。予想されるように、設立が古い企業ほど平均勤続年数が長いという結果が強く現れている。また、大企業ほど平均勤続年数が長いようであるが、これは必ずしも統計的に有意ではない。銀行持株比率の高い企業ほど、そして外国人持株比率と個人持株比率の低い企業ほど平均勤続年数が長い傾向があるが、統計的に有意になることがあるのは外国人持株比率の係数のみである。これまで従業員を重視してきたかどうかという点は、平均勤続年数に影響を与えないようだが、これまで従業員が強い発言力を持ったという企業では、平均勤続年数が有意に長いのは興味深い結果である。もっとも因果性の方向は明らかではない。従業員の発言力が強いために、終身雇用が景気後退期にも維持され、結果として平均勤続年数が長くなったのか、勤続年数の長い従業員が多いことから、その発言力が強くなるのか、明らかでないからである。

ROA の結果も興味深いものである。2001 年の ROA が高かったほど、平均勤続年数は短くなっている。これは、ROA の高い企業は新卒の労働者を雇用できたのに対し、ROA の低い企業は新規雇用を停止した結果かもしれない。好調ダミーについても、統計的に有意ではないが、同様の結果が認められる。

表 14 は同様の分析を男性正社員の平均勤続年数について行ったものである。結果は正社員全体についてのもとの基本的と同じである。設立の古い企業ほど平均勤続年数が長い。外国人持株比率が高い企業は、平均勤続年数が短い。また、これまでの従業員の発言力と平均勤続年数の間には正の相関がある。最後に、ROA で見て業績の悪かった企業ほど平均勤続年数が長い。

以上、終身雇用政策についての分析をまとめると次のようになる。まず、「調査」の問 14 から終身雇用維持ダミーと終身雇用見直しダミーを作成したが、これらと財務構造の諸指標との間に統計的に有意な関係は認められない。ただ一つ言えるのは、大企業ほど終身雇用を維持すると答える確率が高いということである。正社員全体および男性正社員の平均勤続年数は、利害関係者としての従業員の発言力の強さと相関している。従業員の発言力がこれまで強かった企業ほど、平均勤続年数が長い。また、外国人持株比率の高い企業では平均勤続年数が短い、という関係があるが、これはモデルによっては統計的に有意でない場合もある。最後に、業績の悪かった企業ほど平均勤続年数が長い傾向がある。

表1 1. 終身雇用の維持

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
今後、従業員を重視する	0.076 (0.144)	0.068 (0.145)		
今後、従業員が強い発言力を持つ			-0.119 (0.147)	-0.103 (0.150)
銀行持株比率	0.129 (0.682)	0.285 (0.694)	0.330 (0.689)	0.481 (0.701)
外国人持株比率	0.409 (0.893)	0.693 (0.918)	0.181 (0.909)	0.374 (0.941)
個人持株比率	-0.585 (0.495)	-0.453 (0.506)	-0.801 (0.511)	-0.675 (0.521)
総資産のログ	0.192*** (0.067)	0.159** (0.068)	0.185*** (0.068)	0.155*** (0.069)
ROA	-0.016 (0.012)		-0.017 (0.012)	
好調ダミー		0.182 (0.166)		0.223 (0.169)
定数項	-1.957** (0.823)	-1.786** (0.828)	-1.707** (0.838)	-1.579* (0.834)
戦前の設立	0.279 (0.377)	0.277 (0.419)	0.240 (0.380)	0.226 (0.421)
設立年1946-1965	0.258 (0.373)	0.230 (0.414)	0.224 (0.377)	0.199 (0.416)
設立年1966-1985	0.132 (0.402)	-0.057 (0.444)	0.048 (0.407)	-0.174 (0.449)
観測数 (うち被説明変数=1のもの)	350 (212)	338 (203)	341 (205)	330 (197)

注1: 被説明変数は、「終身雇用を維持していく」と答えた場合に1をとるダミー変数。それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数(括弧内)を示す。説明変数は2005年のものを使う。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表1 2. 終身雇用の見直し

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
今後、従業員を重視する	0.125 (0.250)	0.129 (0.249)		
今後、従業員が強い発言力を持つ			0.213 (0.250)	0.211 (0.250)
銀行持株比率	1.004 (1.244)	1.078 (1.258)	0.792 (1.256)	0.898 (1.269)
外国人持株比率	-1.413 (1.886)	-1.076 (1.761)	-1.211 (1.874)	-0.879 (1.769)
個人持株比率	1.263 (0.814)	1.282 (0.838)	1.437* (0.830)	1.454* (0.851)
総資産のログ	-0.027 (0.116)	-0.029 (0.113)	-0.019 (0.117)	-0.027 (0.112)
ROA	0.024 (0.032)		0.024 (0.032)	
不調ダミー		0.122 (0.263)		0.135 (0.263)
定数項	-2.064 (1.499)	-1.841 (1.395)	-2.228 (1.500)	-1.961 (1.388)
戦前の設立	-0.481 (0.677)	-0.671 (0.665)	-0.443 (0.672)	-0.626 (0.661)
設立年1946-1965	0.031 (0.641)	-0.169 (0.625)	0.062 (0.635)	-0.135 (0.620)
設立年1966-1985	0.175 (0.658)	0.089 (0.660)	0.252 (0.652)	0.183 (0.658)
観測数 (うち被説明変数=1のもの)	350 (18)	338 (18)	341 (18)	330 (18)

注1: 被説明変数は、「終身雇用を見直す必要がある」と答えた場合に1をとるダミー変数。それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数(括弧内)を示す。説明変数は2005年のものを使う。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表13. 平均勤続年数（正社員全体）

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
これまで、従業員を重視してきた	0.097 (0.411)	0.082 (0.426)		
これまで、従業員が強い発言力を持った			0.934** (0.409)	0.883** (0.415)
銀行持株比率	2.929 (1.865)	1.976 (1.961)	2.718 (1.823)	1.970 (1.891)
外国人持株比率	-6.522* (3.892)	-9.259** (3.662)	-5.386 (3.744)	-8.021** (3.551)
個人持株比率	-2.603* (1.403)	-2.841** (1.407)	-2.795** (1.325)	-2.925** (1.314)
総資産のログ	0.329 (0.186)	0.480** (0.194)	0.242 (0.183)	0.411** (0.189)
ROA	-0.124** (0.058)		-0.128** (0.055)	
好調ダミー		-0.835* (0.469)		-0.829* (0.452)
定数項	3.464 (2.480)	1.081 (2.280)	3.821 (2.325)	1.163 (2.115)
戦前の設立	11.144*** (1.027)	12.244*** (0.815)	11.323*** (1.123)	12.381*** (0.919)
設立年1946-1965	9.298*** (0.978)	10.212*** (0.788)	9.652*** (1.101)	10.586*** (0.916)
設立年1966-1985	4.968*** (1.277)	5.928*** (1.136)	5.287*** (1.381)	6.227*** (1.240)
Adjusted R-squared	.381	.377	.422	.416

注1：被説明変数は正社員全体の平均勤続年数である。推定はOLSによる。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。標準誤差はWhite（1980）の方法で計算されたロバストな標準誤差である。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。説明変数は2001年のものを使う。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表14. 平均勤続年数（男性正社員のみ）

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
これまで、従業員を重視してきた	0.369 (0.460)	0.379 (0.471)		
これまで、従業員が強い発言力を持った			1.200*** (0.462)	1.146** (0.469)
銀行持株比率	3.619* (1.963)	2.442 (2.038)	3.401* (1.931)	2.639 (2.001)
外国人持株比率	-8.761** (4.445)	-11.922*** (4.284)	-8.548* (4.439)	-11.115*** (4.232)
個人持株比率	-2.565* (1.472)	-2.871* (1.489)	-2.178 (1.497)	-2.379 (1.482)
総資産のログ	0.220 (0.200)	0.397* (0.207)	0.200 (0.206)	0.375* (0.209)
ROA	-0.134** (0.067)		-0.123* (0.063)	
好調ダミー		-0.758 (0.490)		-0.954* (0.487)
定数項	6.260** (2.867)	3.266 (2.481)	5.701** (2.856)	2.802 (2.472)
戦前の設立	10.123*** (1.520)	11.591*** (1.214)	10.492*** (1.582)	11.817*** (1.336)
設立年1946-1965	8.573*** (1.512)	9.837*** (1.232)	8.893*** (1.577)	10.093*** (1.355)
設立年1966-1985	4.378** (1.773)	5.667*** (1.535)	4.695** (1.831)	5.997*** (1.638)
Adjusted R-squared	.337	.330	.355	.351

注1：被説明変数は男性正社員の平均勤続年数である。推定はOLSによる。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。標準誤差はWhite（1980）の方法で計算されたロバストな標準誤差である。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。説明変数は2001年のものを使う。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

#### 第4節 財務構造と教育訓練

終身雇用に加えて日本企業で重要な人事政策に従業員の教育訓練政策がある。「調査」の問20は、ホワイトカラーの研修政策について、(1)教育訓練の責任は企業にあるとするのか個人にあるとするのか、(2)教育訓練はOJTを重視するのかOFF-JTを重視するのか、(3)社員を選抜して教育するのか一律に教育するのか、のそれぞれについて、これまでおよび今後の方針を尋ねているが、それに対する回答の分布を示したのが、表15である。

これから全体の傾向をみると次のようなことがいえるだろう。まず、教育訓練を企業の責任と見るか従業員個人の責任と見るかという点については、全体の約4分の3の企業がこれまでは企業の責任かあるいはそれに近い見方をしていた、と答えている。今後については、その割合は約3分の2に減る。しかし、過半数の企業が教育訓練は今後もどちらかと言えば企業の責任と考えているということになる。

次にOJT重視かOFF-JT重視かという点に関しては、実に9割以上の企業がこれまではOJT重視かそれに近いと答えている。今後に関してはその割合は若干減少するが、それでも8割を超える企業がOJT重視を続けるという。

最後に、社員を選抜して教育するかどうかという点については、これまでの方針と今後の方針で違いが見られる企業が多い。これまでは3分の2以上の企業で一律教育かそれに近い状態だったが、後は比率が逆転して、3分の2以上の企業がどちらかと言えば選抜して教育する制度に移行するということになる。

表15. 問20（教育訓練制度に関する質問）に対する回答の分布

	Aである	Aに近い	Bに近い	Bである	合計
これまで、企業の責任(A)か個人の責任(B)か?	66 (15.1%)	253 (57.9%)	107 (24.5%)	11 (2.5%)	437 (100.0%)
今後、企業の責任(A)か個人の責任(B)か?	44 (10.1%)	248 (56.8%)	141 (32.3%)	4 (0.9%)	437 (100.0%)
これまで、OJT重視(A)かOFF-JT重視(B)か?	127 (29.1%)	267 (61.1%)	38 (8.7%)	5 (1.1%)	437 (100.0%)
今後、OJT重視(A)かOFF-JT重視(B)か?	85 (19.5%)	282 (64.7%)	67 (15.4%)	2 (0.5%)	436 (100.0%)
これまで、選抜教育(A)か一律教育(B)か?	19 (4.4%)	118 (27.3%)	236 (54.5%)	60 (13.9%)	433 (100.0%)
今後、選抜教育(A)か一律教育(B)か?	28 (6.5%)	259 (60.0%)	125 (28.9%)	20 (4.6%)	432 (100.0%)

注：各セルは企業数を示す。括弧内は全回答企業数に対する割合。

本節では、問20への回答から次の6つのダミー変数を作成し、それぞれについて財務構造などとの関係をプロビット・モデルを推定することにより調べる。

- これまで企業責任：これまでの方針は教育訓練の責任は企業にある、あるいはそれに近いと答えた場合1をとるダミー変数
- 今後企業責任：今後の方針は教育訓練の責任は企業にある、あるいはそれに近いと答えた場合1をとるダミー変数
- これまでOJT：これまでの方針はOJT重視、あるいはそれに近いと答えた場合1をとるダミー変数
- 今後OJT：今後の方針はOJT重視、あるいはそれに近いと答えた場合1をとるダミー変数



- これまで選抜：これまでの方針は社員を選抜して教育、あるいはそれに近いと答えた場合1をとるダミー変数
- 今後選抜：今後の方針は社員を選抜して教育、あるいはそれに近いと答えた場合1をとるダミー変数

説明変数は、前節と同様なものを使う。「これまで」の被説明変数に対しては説明変数の2001年の値を使い、「今後」の被説明変数に対しては2005年の値を使う。表16は、どのような企業が従業員の教育訓練をこれまで企業の責任と考えてきたかを調べている。ここで考えている変数の多くは、従業員訓練の責任についての企業の考え方に影響を与えないようである。ただひとつ有意な関係を見出せるのは、これまでの従業員の発言力である。これまで発言力が強かった利害関係者として従業員をあげる企業は、従業員訓練の責任も企業にあると答える確率が高い。ただし、従業員を利害関係者として重視するかどうかは、従業員訓練の責任についての考え方と関係ないようである。

従業員訓練の責任が今後企業にあるかどうかについても、ここで考えている変数の多くとは関係ないようである(表17)。この場合ただ一つ関係がありそうなのは、外国人持株比率である。その係数は負であり、外国人持株比率の高い企業は、教育訓練は従業員個人の責任と考える傾向が高いようである。もっとも、その推定値は有意水準10%で統計的に有意であるに過ぎない。他の財務構造の変数をモデルから落とすと(モデル(5)と(6))、外国人持株比率の係数は有意に負になる。

表18は、従業員訓練はOJT重視と考える企業のプロビット・モデルを推定する。この場合、財務構造の変数はどれも統計的に有意な影響を持たない。ただひとつ統計的に有意な係数をもつのは資産規模である。これまで大企業は従業員の教育訓練においてOJTを重視してきた、ということがいえるだけである。

今後OJTを重視するかどうかについてみた結果が表19である。大企業がOJTを重視する傾向はあるが、これは今度は統計的に有意ではない。また、係数と推定値だけを見れば、従業員の今後の発言力が強いほどOFF-JT重視になるとか、外国人持株比率が高いほどOFF-JT重視になるとか示唆されるが、どちらの結果も統計的に有意ではない。

教育訓練を選抜的に施すか、それとも一律に施すかについても同様なプロビット分析を行ったが、財務構造の指標との間に統計的に有意な関係は見出せなかった。紙幅を節約するために、推定の結果はここでは報告しない。

以上、教育訓練制度と財務構造の関連について主な結果をまとめると次のようになる。まず、従業員を発言力が強かった利害関係者としてあげる企業は、従業員の教育訓練をこれまで企業の責任と考えてきた傾向が認められる。つぎに、外国人持株比率の高い企業は、従業員の教育訓練は今後個人の責任になると答える確率が高い。教育訓練制度でOJTを重視するかどうかは、財務構造とは関係なさそうである。大きな企業ほど少なくともこれまでOJTを重視してきた、という結果は明らかである。

表16. 従業員訓練は企業の責任（これまで）

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
これまで、従業員を重視してきた	0.047 (0.161)	0.044 (0.162)		
これまで、従業員が強い発言力を持った			0.329** (0.154)	0.350** (0.156)
銀行持株比率	0.430 (0.714)	0.696 (0.713)	0.405 (0.721)	0.596 (0.719)
外国人持株比率	-1.955 (1.236)	-0.815 (1.229)	-1.559 (1.208)	-0.777 (1.226)
個人持株比率	0.057 (0.536)	0.046 (0.542)	0.048 (0.542)	0.108 (0.548)
総資産のログ	0.099 (0.073)	0.038 (0.071)	0.089 (0.074)	0.048 (0.072)
ROA	0.031 (0.019)		0.028 (0.019)	
好調ダミー		0.218 (0.175)		0.201 (0.178)
定数項	-0.689 (0.865)	-0.101 (0.808)	-0.689 (0.875)	-0.311 (0.806)
戦前の設立	0.004 (0.270)	0.006 (0.270)	-0.036 (0.271)	-0.044 (0.272)
設立年1946-1965	0.047 (0.255)	0.080 (0.259)	0.040 (0.257)	0.043 (0.261)
設立年1966-1985	NA	NA	NA	NA
観測数（うち被説明変数=1のもの）	328 (242)	319 (235)	320 (235)	312 (228)

注1：被説明変数は、問20(1)でこれまで「従業員に教育訓練を行うのは企業の責任である」あるいは「それに近い」と答えた企業について1をとるダミー変数。それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるもの数（括弧内）を示す。説明変数は2001年の値。この表のモデルでは、全ての設立年ダミー変数を入れると係数の推定値が一意に決まらなくなってしまうので、最後のダミー変数を落として推定した。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表17. 従業員訓練は企業の責任（今後）

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
今後、従業員を重視する	-0.139 (0.145)	-0.143 (0.146)				
今後、従業員が強い発言力を持つ			0.106 (0.146)	0.154 (0.149)		
銀行持株比率	-0.168 (0.673)	-0.141 (0.686)	-0.011 (0.679)	-0.070 (0.692)		
外国人持株比率	-1.226 (0.840)	-1.202 (0.871)	-1.527* (0.854)	-1.488* (0.898)	-1.692** (0.792)	-1.528* (0.829)
個人持株比率	0.269 (0.502)	0.220 (0.515)	0.310 (0.513)	0.337 (0.526)		
総資産のログ	0.047 (0.065)	0.025 (0.067)	0.051 (0.066)	0.040 (0.068)	0.034 (0.055)	0.006 (0.057)
ROA	0.001 (0.010)		0.000 (0.010)		0.000 (0.010)	
好調ダミー		0.314* (0.165)		0.302* (0.167)		0.286* (0.160)
定数項	0.729 (0.818)	0.778 (0.841)	0.554 (0.834)	0.418 (0.849)	0.746 (0.659)	0.774 (0.672)
戦前の設立	-0.781* (0.454)	-0.657 (0.484)	-0.837* (0.458)	-0.677 (0.492)	-0.666* (0.396)	-0.482 (0.418)
設立年1946-1965	-0.674 (0.451)	-0.527 (0.481)	-0.695 (0.456)	-0.532 (0.489)	-0.527 (0.396)	-0.327 (0.417)
設立年1966-1985	-0.528 (0.473)	-0.464 (0.508)	-0.548 (0.480)	-0.454 (0.518)	-0.361 (0.427)	-0.239 (0.450)
観測数（うち被説明変数=1のもの）	354 (237)	342 (228)	345 (229)	334 (221)	365 (242)	351 (232)

注1：被説明変数は、問20(1)で今後「従業員に教育訓練を行うのは企業の責任である」あるいは「それに近い」と答えた企業について1をとるダミー変数。それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差（括弧内）を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるもの数（括弧内）を示す。説明変数は2005年の値。

注2：\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表18. 従業員訓練はOJT重視 (これまで)

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
これまで、従業員を重視してきた	-0.010 (0.211)	0.008 (0.211)		
これまで、従業員が強い発言力を持った			-0.171 (0.199)	-0.128 (0.201)
銀行持株比率	0.109 (0.922)	-0.005 (0.921)	0.239 (0.943)	0.062 (0.944)
外国人持株比率	-2.082 (1.582)	-2.695* (1.542)	-2.817* (1.514)	-2.952* (1.560)
個人持株比率	0.163 (0.710)	0.367 (0.720)	0.074 (0.734)	0.305 (0.738)
総資産のログ	0.138 (0.107)	0.201** (0.102)	0.140 (0.110)	0.206** (0.104)
ROA	-0.025 (0.025)		-0.030 (0.026)	
好調ダミー		-0.223 (0.216)		-0.256 (0.220)
定数項	-0.441 (1.424)	-1.366 (1.311)	-0.222 (1.451)	-1.276 (1.318)
戦前の設立	0.155 (0.720)	0.319 (0.721)	0.019 (0.722)	0.246 (0.724)
設立年1946-1965	0.422 (0.707)	0.570 (0.711)	0.361 (0.710)	0.563 (0.714)
設立年1966-1985	0.746 (0.740)	0.907 (0.768)	0.710 (0.742)	0.884 (0.771)
観測数 (うち被説明変数=1のもの)	327 (294)	318 (285)	319 (286)	311 (279)

注1: 被説明変数は、問20(2)でこれまで「教育訓練にあたってOJTを重視する」あるいは「それに近い」と答えた企業について1をとるダミー変数。それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数(括弧内)を示す。説明変数は2001年の値。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

表19. 従業員訓練はOJT重視 (今後)

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
今後、従業員を重視する	-0.055 (0.168)	-0.062 (0.168)		
今後、従業員が強い発言力を持つ			-0.288* (0.170)	-0.295* (0.172)
銀行持株比率	-0.901 (0.794)	-0.829 (0.799)	-0.802 (0.812)	-0.694 (0.819)
外国人持株比率	-1.465 (1.041)	-1.571 (1.027)	-1.535 (1.072)	-1.796* (1.067)
個人持株比率	-0.672 (0.593)	-0.563 (0.603)	-0.729 (0.615)	-0.623 (0.624)
総資産のログ	0.120 (0.081)	0.129 (0.081)	0.128 (0.083)	0.141* (0.082)
ROA	-0.014 (0.017)		-0.015 (0.018)	
好調ダミー		-0.210 (0.185)		-0.212 (0.189)
定数項	0.805 (1.017)	0.524 (0.998)	0.886 (1.050)	0.573 (1.015)
戦前の設立	-0.498 (0.524)	-0.374 (0.544)	-0.558 (0.530)	-0.455 (0.548)
設立年1946-1965	-0.448 (0.524)	-0.319 (0.543)	-0.543 (0.531)	-0.413 (0.546)
設立年1966-1985	-0.408 (0.555)	-0.227 (0.580)	-0.420 (0.566)	-0.251 (0.589)
観測数 (うち被説明変数=1のもの)	353 (295)	341 (283)	344 (288)	333 (277)

注1: 被説明変数は、問20(2)で今後「教育訓練にあたってOJTを重視する」あるいは「それに近い」と答えた企業について1をとるダミー変数。それぞれの列が、プロビット・モデルの係数の推定結果を示している。各セルは係数の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。空白はその説明変数がこのモデルには含まれていないことを意味する。最後の行は、推定に使われた観測値の数とそのうち被説明変数の値が1であるものの数(括弧内)を示す。説明変数は2005年の値。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

## 第5節 財務構造と福利厚生

『調査』には、種々の福利厚生制度の導入状況と、もし導入済みであれば今後の方針について聞いた設問があるので、上と同じようなプロビット分析を用いて財務構造との関連を調べてみた。(a)社宅・借上住宅、(b)独身寮、(c)住宅手当、(d)文化・体育・レクリエーション活動支援、(e)余暇施設（自社所有：保養所、運動施設）、(f)余暇施設（契約型：保養所、運動施設）の6つの福利厚生制度について分析をおこなったが、多くの場合、財務構造との関係は認められなかった。したがって、ここでは分析結果の表は報告しないで、財務構造などの影響について主な結果だけをまとめておく<sup>2</sup>。

まず、全体的な傾向をまとめると次のようになる。制度実施の有無を見ると、社宅・借上住宅については9割の企業が実施し、他も自社所有の余暇施設を除いて7割以上の実施状況になっている。自社所有の余暇施設も過半数の企業が保有していると答えている。今後の方針は、どの制度にしても、ほぼ4分の3以上の実施企業で、現状維持になっている。その他の企業では、今後縮小する方針の企業の方が今後拡充する方針の企業の方を上回っている。大多数の企業がこれらの福利厚生制度の現状維持を考えており、見直しをするなら縮小の方向で考えている、という結果である。

プロビット分析の結果は次のようなものである。社宅・借上住宅制度を実施しているか否かに、最も強い影響を与えるのは設立年であり、1965年以前に設立された会社は他の会社に比べて、社宅や借上住宅を持っている確率が高い。社宅・借上住宅制度の今後の方針については、外国人持株比率がただひとつ重要な説明要因になっており、外国人持株比率が高いほど社宅・借上住宅制度を縮小する方針を持っていることがわかる。独身寮の有無は設立年よりも企業規模によって左右され、大企業ほど独身寮を持っている確率が高い。また、これまで従業員が強い発言力を持ってきたと答える企業ほど独身寮を持っている確率が高い、ということもわかるが、独身寮の今後の方針については、財務構造等とは関連がないようである。住宅手当の実施は、主に設立年の関数であり、1985年以前に設立された会社は、そうでない会社に比べて、従業員に対する住宅手当がある確率が高い。住宅手当の今後の方針にただ一つ統計的に有意に効いてくるのは好調ダミーであり、業績のよい企業ほど住宅手当の縮小を予定している、ということになる。住宅手当を減らす分、給料を増やすということをやっている会社が業績のよいところには多いのか。それとも因果性は逆で、住宅手当なども含めて労務費の削減に成功したところの業績がよくなっているのか。いずれにしても解釈が難しい結果である。

文化・体育・レクリエーション活動を支援しているかどうかについては、1965年以前の設立の会社ほど、大企業ほど、そして業績がよい企業ほど支援を行う傾向が高い。今後の方針は現在の業績次第で、業績のよい企業ほど今後も支援を続ける、あるいは拡充すると答え

---

<sup>2</sup> 興味のある読者は著者に請求していただければ分析結果の表をお送りする。

る場合が多い。自社所有の余暇施設は、大企業ほど持っている確率が高い。今後の方針は、意外なことに、大企業は今後縮小の方針を持っている確率が高いという結果だが、これは統計的に有意ではない。最後に、契約型の余暇施設の存在についても、やはり大企業ほど持っている確率が高い。また、ROA で計った収益率の高いところほど、このような形での余暇施設を持っている場合が多い。さらに、これまで利害関係者として従業員を重視してきたと答える会社は、このような余暇施設を持つ傾向が高い。しかし、今後の方針は、財務構造等には関係ないようである。

## 第6節 まとめ

本稿では、「企業のコーポレートガバナンス・CSR と人事戦略に関する調査」の結果をもとに、企業の人事政策のいくつかが、その財務構造やコーポレートガバナンスにどのような影響を受けるのかを実証的に検討してきた。主な結論をまとめると次のようになるだろう。

まず、どの利害関係者を重視するか、そしてどの利害関係者の発言力が強いのかという点に関して、財務構造の影響を検討した結果は次のようなものであった。まず、借入金に対する依存率が高い企業ほど、これまでも今後も取引先銀行を重視し、取引先銀行の発言力が強くあり続ける傾向にある。次に、外国人持株比率が高い企業ほど、これまでも今後も機関投資家を重視し、機関投資家はそのような企業に強い発言力を持ち続ける確率が高い。また、個人持株比率の高い企業ほど、これまでも今後も個人投資家を重視する傾向にある。しかし、こうした企業に対して個人投資家が強い発言力を持つかという点、それは明らかではない。最後に、個人持株比率の低い企業ほど、そして銀行持株比率の高い企業ほど、従業員の今後の発言力は強いと考えられる場合が多い。

このような株式保有の構造は、直接的に、あるいは従業員の重要性や発言力を通して間接的に、どのような影響を人事政策に与えるのか？ まず、終身雇用制策を見ると、「調査」の問 14 から作成したダミー変数と財務構造の諸指標との間に統計的に有意な関係は認められなかった。しかし、正社員全体および男性正社員の平均勤続年数は、利害関係者としての従業員の発言力の強さと相関している。従業員の発言力がこれまで強かった企業ほど、平均勤続年数が高い。また、外国人持株比率の高い企業では平均勤続年数が短い、という関係があるが、これはモデルによっては統計的に有意でない場合もある。

つぎに、教育訓練制度と財務構造の関連については、まず、従業員を発言力が強かった利害関係者としてあげる企業は、従業員の教育訓練をこれまで企業の責任と考えてきた傾向が認められる。また、外国人持株比率の高い企業は、従業員の教育訓練は今後個人の責任になると答える確率が高い。教育訓練制度で OJT を重視するかどうかは、財務構造とは関係なさそうである。

最後に、福利厚生制度は財務構造やコーポレートガバナンスとは関係が薄いことがわかった。いくつかの福利厚生制度を検討したが、言えるのは、(1) 外国人持株比率が高いほど、

社宅・借上住宅制度を縮小する方針を持っていること、（２）これまで従業員が強い発言力を持ってきた企業ほど独身寮を持っている確率が高いこと、そして（３）利害関係者として従業員を重視してきたと答える企業は契約型の余暇施設が備えられている場合が多いことの三つだけである。

これらの結果から、財務構造と人事政策の関係について興味深い関係が浮かび上がってくる。まず、財務構造とコーポレートガバナンスには密接な関係があり、持株比率が高い利害関係者が重視され、発言力も強い場合が多い。従業員の重要性や発言力は他の利害関係者の持株比率には影響されない場合が多いが、その今後の発言力だけは例外で、銀行持株比率の高い企業では従業員の今後の発言力は比較的強く、個人持株比率の高い企業では逆に従業員の今後の発言力は比較的弱くなる。従業員の発言力は、終身雇用に対する企業の回答とは関係しないが、平均勤続年数とは有意な相関があり、従業員の発言力が強かった企業ほど平均勤続年数が長いことがわかった。また、従業員の発言力が強かった企業は、従業員の教育訓練を企業の責任と考える企業でもある。また、外国人持株比率の高い企業は従業員の教育訓練は今後個人の責任と考える傾向があるから、財務構造が直接人事政策を与える場合もあることがわかる。

今後、企業間の株式持ち合いの解消がさらに進むと、日本の平均的な企業の人事政策はどう変化するであろうか？ 本稿の以上の結果が示唆するのは、個人持株比率が高くなるにつれて、従業員の発言力が弱くなり、平均勤続年数で見た終身雇用の度合いは低下し、教育訓練は個人の責任と考えられるようになる、ということである。また、外国人持株比率が高くなることも、教育訓練を企業の責任と考えない企業の増加につながることになる。

#### <参考文献>

Abe, Masahiro, and Takeo Hoshi (2006). "Corporate Finance and Human Resource Management," mimeo, Dokkyo University.

Aoki, Masahiko (2001). *Towards a Comparative Institutional Analysis*. Cambridge, MA: MIT Press.

Hoshi, Takeo, and Anil Kashyap (2001). *Corporate Financing and Governance in Japan: The Road to the Future*. Cambridge, MA: MIT Press. (日本語版、鯉淵賢訳『日本金融システム進化論』日本経済新聞社、2006年)

星岳雄 (2002) 「日本型コーポレートガバナンス」『経済研究』第 53 号、289-304 ページ

## 第2章 コーポレートガバナンス構造と人事戦略

### 第1節 はじめに

労働政策研究・研修機構（JILPT）が2002年6月に調査した「事業再構築と雇用に関する調査」によると、「新規学卒者」や「中途」、「契約社員・派遣労働者」、「臨時・季節・パートタイム労働者」の今後の採用・活用方針については、「新規学卒者」、「中途」については「縮小方向」であり、「契約・派遣」、「臨時・季節・パート」については「拡大方向」にある。企業は非正規社員の活用意欲を強めている。また、最近3年間の国内従業員の人員削減の実施状況については、「現在実施中」が25.4%、「実施した」17.5%、「今後実施」が9.0%で、回答企業のほぼ半数が人員削減に取り組んでいる。

さらに、JILPTが2004年7月に調査した「労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査」によれば、「評価の基準として年齢や勤続年数よりも成果を重視する」雇用方針について、過去3年間では「あてはまる」が18.7%、「ややあてはまる」が44.8%と約6割の企業があてはまるとしている。今後3年間については「あてはまる」が42.4%、「ややあてはまる」が45.7%となっており、今後成果を重視する企業が高まる。また、仕事の成果を賃金に反映させる制度を「すでに導入している」企業が55.8%、「現在は導入していないが3年以内に導入を予定している」とする企業は26.7%となっている。

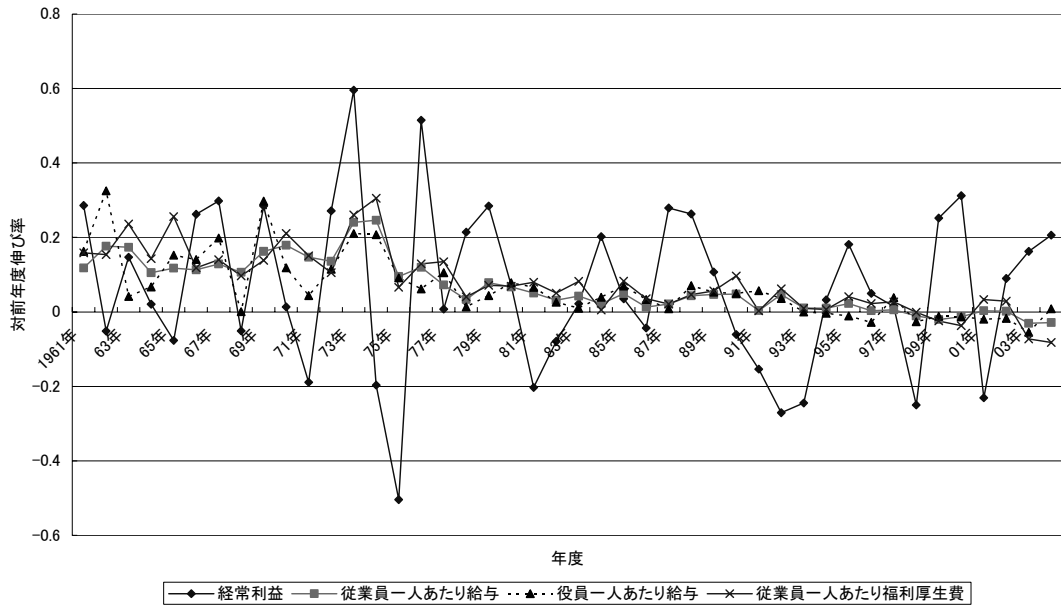
このように、90年代後半以降、大企業を中心として、日本企業は人事戦略を大幅に見直してきた。正社員を中心とした雇用管理を見直して多様な雇用形態を積極的に活用したり、年功的な賃金体系を見直していわゆる成果主義を導入したり、様々な人事制度の改革を行ってきている。

では、日本企業のこうした人事戦略の見直しの背景にはどのようなものがあるのだろうか。しばしば指摘されるのは、バブル経済が崩壊して、不況が長期にわたり継続したためというものがある。また、経済のグローバル化が進展し、国際競争が激しくなったためというものもある。さらには、人口の高齢化が進むと共に、企業内の人員構成も高齢化しているといわれることもある。他にもいくつか指摘されている要因はあるが、いずれにせよ最大の要因は労務管理コストの高まりが企業経営の上で大きな問題となったという事である。

しかし、労務管理コストの高まりのみが近年の人事戦略見直しの要因と考えるのは早計ではないだろうか。というのも、労務管理コストが企業経営を圧迫したことは過去何度もあったのである。図1は財務省の『法人企業統計』（年次別調査）から、経常利益や従業員一人あたり給与、福利厚生費について、それぞれの対前年度伸び率をプロットしたものである。従業員一人あたり給与と従業員一人あたり福利厚生は、90年代後半になるまで一貫してプ

ラス成長であり、60年代と70年代は対前年で10%以上伸びていた。一方、経常利益の対前年伸び率は、たしかに60年代と70年代は平均して10%程度の伸びであったが、マイナスの伸び率の年もある。とりわけ、1974年と75年にはそれぞれマイナス20%とマイナス50%という経常利益の落ち込みを経験している。80年代以降も経常利益が対前年でマイナスの成長になるというのは幾度か経験しており、近年になって初めてということではない。

図1 経常利益、給与、福利厚生費の対前年伸び率



すると、近年になって各社が人事戦略の見直しを強めたのは、これとは別の要因が影響しているからではないだろうか。果たしてその要因とは何だろうか。本稿が焦点を当てる要因は、コーポレートガバナンス構造の変化である。

コーポレートガバナンスとは、経営者に対する規律づけのことであり、企業の所有者である株主の利益を経営者に追求させるメカニズムのことである。例えばオーナー企業のように株主が経営者を兼ねている場合には、経営者は自身の利益を考えることが株主の利益を考えることになる。ところが株主と経営者が分離している場合には、経営者が自身の利益を考えることが株主の利益に一致するとは必ずしもならない。

とはいえ、企業の利害関係者は株主ひとりではない。企業で働く従業員、企業と取引のある取引先、企業の生産する財やサービスを利用する消費者、企業にお金を貸し付ける金融機関・・・、様々な利害関係者が存在する。したがって、だれの利益を守るように経営者を規律づけるかという問題は、現在でも様々に論争されている。

ところで、コーポレートガバナンス構造が企業の人事戦略にどう影響したかについては、これまであまり検討されていない。例外は、Jackson[2004]、Ahmadjian and Robinson[2001]、Abe and Hoshi [2004] などである。Jackson[2004]は、国別データを用いて企業金融のあり方と労務管理にはきわめて密接な関係があることを見いだしている。



また、Ahmadjian and Robinson[2001]では、外国人株主の比率が高い企業と、銀行など金融機関の持株比率が低い企業では、従業員の減少幅が多くなる傾向にあることを見いだしている。Abe and Hoshi [2004]では、労務行政研究所が調査したアンケート調査と日本政策投資銀行『企業財務データバンク』を利用して、コーポレートガバナンスと人事戦略には制度補完性があることを見いだしている。

これらの先行研究結果をふまえ、本稿では以下二つの問題意識をもとに分析を進めたいと思う。一つ目の問題意識は、コーポレートガバナンスの変化が従業員の労働環境にどのような変化をもたらしているか、である。

近年の日本企業の株主構成の変化でコーポレートガバナンスの構造が少なからず影響されており、それが従業員の働く環境にどのような影響を与えただろうか。この問題の背後には企業の売上げを労働と資本でどう分配するかというごく単純な図式だけがあるのではない。バブル経済以前の日本企業は、株主への低配当の一方で、内部留保を厚くして資本設備の充実を図ると同時に、労働慣行として終身雇用や年功序列を整え、従業員に教育訓練を実施して彼らの人的資本を充実させてきた。その結果として企業の生産性は高まり、成長を実現することができたと指摘されている。しかし、こうしたことが実現できたのは、株主が企業経営に長期的なコミットをして、短期では低配当に甘んじることを受け入れてきたからである。

だが、株主が自身の利益を短期的視野で考えるようになると、こうした経営は許されなくなる。労働慣行も少なからず影響を受けるだろうし、教育訓練をはじめとする人的資源管理も変化するかもしれない。短期的利益を追求する株主が登場したとき、企業の人事戦略は果たしてどう変化するのだろうか。

本稿の第二の問題意識は、経営トップの属性によってコーポレートガバナンス構造と人事戦略との関係がどう違うのか、である。Jensen and Meckling[1976]は、経営トップの属性によって、企業の生産能力が影響されることを、理論的に示している。例えば、経営者が100%の株式を保有している企業では、経営者と株主が利害対立するということがないので、いわゆるエージェンシー問題<sup>1</sup>が発生することは少ない。しかしながら、経営者と株主が分離しているような企業では、エージェンシー問題が発生し、経営者自身の効用を高めるために企業の資源の一部が利用される可能性が高い。また、経営者と株主が分離している場合には、エージェンシー問題により、経営者の努力水準が低くなり、企業価値も低くなることも、コーポレートガバナンスの経済学では繰り返し議論されている。

こうした経営者と株主の利害対立は、結果的に外部性をもたらすことになる。経営者の効用を高めるための企業資源の一部利用は株主にとっては負の外部性を発生させることになり、他方で経営者は自身の努力の結果得られた便益のうち一部しか得ることができないのであれ

---

<sup>1</sup> いわゆるエージェンシー問題とは、不完全情報下において、各経済主体（例えば、株主と経営者）の利害が一致しないことにより、エージェンシー（代理人）がプリンシパル（依頼人）の望むようには行動しない問題のこと。

ば、それは株主にとって正の外部性となる。こうした外部性問題を解決するため、法律が整備され、企業内部での取締役会のあり方や役員報酬体系の見直しなどが行われる。例えば、経営者が企業資源の一部を自身のために浪費してしまうケースは、商法上の『背任』として罪を問われることになり、経営者の規律付けとして法制度が機能していると考えられる<sup>2</sup>。

ところで、そもそもエージェンシー問題が発生しているかどうかを観察することは難しい。そこで本稿では、経営トップの属性に注目する。以下で出てくる、オーナータイプは、大株主の代表が企業経営にあたるタイプと考えられ、その意味では上記のようなエージェンシー問題は起こりにくいのかもしれない。生え抜きタイプは、従業員代表が企業経営にあたるタイプと考えられ、当該企業の株主の状況によってはエージェンシー問題が発生するかもしれない。天下りタイプは、親会社や金融機関、官公庁の出身者が企業経営にあたるタイプであり、株主や利害関係者代表が企業経営を行うと考えられるが、オーナータイプと異なるのは経営者が比較的短期で異動するという点である。

では、経営者と株主の利害対立は、人事戦略にどのような影響を与えているだろうか。人事戦略も経営戦略の一部である以上は経営者の努力水準を反映しているはずであり、エージェンシー問題が発生している場合と発生していない場合とでは人事戦略も異なるかもしれない。以下の分析では、経営トップの属性の違いが、人事戦略にどのような違いをもたらしているかをみていく。

人事戦略に本稿が注目するのは、他にも理由がある。それは、制度補完性の議論からもコーポレートガバナンス構造と人事戦略が密接に関連していると考えられるからである。青木[1995]によれば、日本企業の長期的安定的な雇用形態とメインバンク制度を中心として間接金融方式とは制度補完性がある。実際に、富山[2001]と Abe [2002] では、個別企業の雇用調整速度を計測し、金融機関所有株シェアが高い企業の雇用調整速度は遅い傾向にあることを見いだしている。Abe and Hoshi [2004] では株主の属性、とりわけ金融機関と外国法人が企業の人事労務管理制度の変化に影響していることを見いだしている。とはいえ、これらの先行研究は株主属性には注目しているが、経営トップの属性にはあまり注目していない<sup>3</sup>。そこで以下では、経営者と株主の分離度合いが人事戦略にどう影響しているかについて、検討してみたい。

---

<sup>2</sup> ところで、経営者の浪費にしても努力水準にしても、それらを観察することは難しい。このことは、経営者が立案した経営方針が適切であるかどうかについても同じである。最近では上場企業を中心に IR が盛んとなっており、企業外部に対して経営計画や財務状況を情報開示するのは一般的になった。しかしながら、それでも会社ぐるみで法令違反をしたり不正な経理処理を行ったりなど企業不祥事は多発しており、実際の経営方針や財務状況と公表されたそれらとに違いがあるケースもある。また、経営者の経営方針が中期計画、長期計画として公表されるが、それらに対する事前の第三者評価が芳しいものでなくとも、事後的にはベストな経営方針であるケースもある。このように、経営者が立案した経営方針が不確実性もつきまとい、第三者が観察し評価することは困難である。

<sup>3</sup> 浦坂・野田 [2001] や野田[2006]は、経営トップの属性と雇用調整速度に注目した数少ない研究である。彼らの結果は、内部昇進タイプの企業ではメインバンクが調整速度を遅くするが、オーナータイプの企業では逆に速くする、ということを示唆している。ただし、彼らの研究は人事制度についての分析はない。

## 第2節 データ

以下の分析で利用するのは、2005年10月に調査された『企業のコーポレートガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査』の結果である。この節では、以下の分析での利用した変数についてのみ、その特徴を記しておきたい。

### (1) コーポレートガバナンス構造の指標

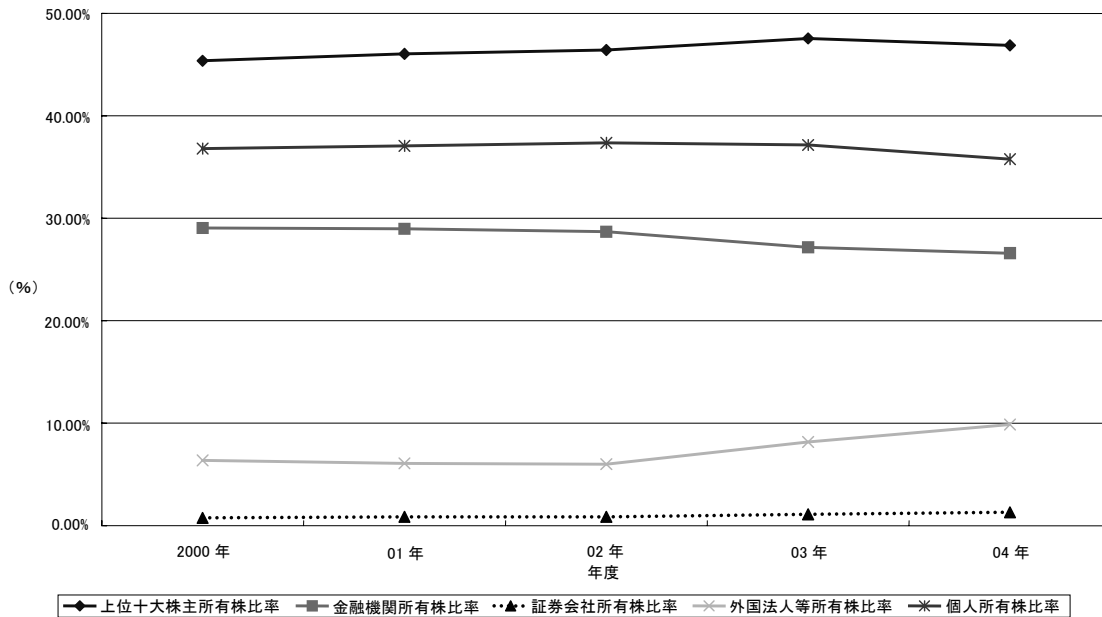
まず、コーポレートガバナンス構造を示す指標として、経営トップの属性（問1）を利用した。アンケートでは、①オーナー②生え抜き③親会社・関連会社出身④金融機関出身⑤天下り（官公庁出身）⑥その他——と6つの選択肢から選択させている。しかし、ここでは、①、②と③、④と⑤と⑥、の三つのグループに分けて、トップの属性とした。表1によると、アンケートに回答した446社のうち、トップがオーナーとする会社は122社（全体の27.4%）、生え抜きが201社（45.1%）、親会社・関連会社出身が75社（16.8%）、金融機関出身が18社（4.0%）、天下り（官公庁出身）が2社（0.5%）、その他が28社（6.3%）、である。

また、コーポレートガバナンス構造を示す指標として、このアンケート調査に接続することができる日経NEEDS財務データから得られた、上位十大株主持株数、金融機関所有株数、証券会社所有株数、外国法人等所有株数、個人その他所有株数、のそれぞれを利用して、これらを当該企業の総株式数で割ることで、上位十大株主持株シェア、金融機関所有株シェア、証券会社所有株シェア、外国法人等所有株シェア、個人その他所有株シェアを計算している。図2は、2001年から05年にかけての各所有株シェアをプロットしたものである。外国法人等の所有株シェアが傾向的に増加する一方、金融機関の所有株シェアが傾向的に低下していることがわかる。個人その他のシェアはやや低下しているものの、大きな変化は見られない。

表1 トップの属性

	観測数	パーセント
オーナー	122	27.4
生え抜き	201	45.1
親会社・関連会社出身	75	16.8
金融機関出身	18	4.0
天下り(官公庁出身)	2	0.5
その他	28	6.3

図2 株主の属性別、株式所有比率の推移



## (2)人事戦略の指標

他方、人事戦略を示す指標としては、雇用・採用の方針、教育訓練の方針、実施されている人事・労務管理制度、実施されている福利厚生制度、のそれぞれを利用している。

## (3)雇用方針

まず雇用の方針として、終身雇用のあり方についての考え方（問 14）を利用する。アンケートでは、終身雇用のあり方として、①原則としてこれからも終身雇用を維持していく②部分的な修正はやむをえない③基本的な見直しが必要である④現在も終身雇用にはなっていない——という選択肢から回答を得ている。以下では、①を回答した場合を1、②あるいは③、④に回答した場合には0とする変数を作成した。表2-1によれば、終身雇用のあり方について、「原則として終身雇用維持」と回答したのは全体の59.5%（258社）で、「部分的な修正はやむをえない」は27.4%（119社）、「基本的な見直しが必要」は6.5%（28社）、「現在も終身雇用ではない」6.7%（29社）である。

表2-2は、経営トップの属性別に終身雇用のあり方をみたものである。すると、原則としてこれからも終身雇用を維持していくと答える企業の割合は、トップが生え抜きタイプである企業では64.2%であるのに対して、オーナータイプの企業は52.9%、天下りタイプは47.8%となり、トップの属性で雇用の方針に差があることがわかる。すなわち、生え抜きタイプの企業は終身雇用の維持に積極的である企業が多いのに対して、オーナータイプや天下

りタイプではそうでもない<sup>4</sup>。

また、採用方針として、正社員採用に関してこれまでの方針と今後の方針に分けてアンケートで質問している（問 17）。この質問ではこれまでと今後について、①新卒中心の採用、②比較的新卒中心の採用、③比較的中途中心の採用、④中途中心の採用、の 4 つの選択肢から回答を得ている。以下では、①か②に回答した場合を 1、③か④に回答し場合を 0、とする変数を作成した。

表 3 は、トップの属性別に採用の方針をみたものである。これまでの方針として新卒あるいは比較的新卒中心と答えた企業の割合についてみると、全体では 85.9%であるが、オーナータイプでは 78.8%、生え抜きタイプは 89.9%、天下りタイプは 80.9%となっている。生え抜きタイプが新卒採用に積極的で、オーナータイプは生え抜きタイプと比べると積極的ではない。今後の方針についてみると、全体では 84.4%であり、オーナータイプは 80.5%、生え抜きタイプは 88.7%、天下りタイプは 70.2%となっている。これまでと今後を比較すると、生え抜きタイプは新卒採用中心であることに変化がみられないが、天下りタイプでは新卒採用をやめる傾向にある。

**表2 雇用方針について**

表2-1 終身雇用のあり方について

	観測数	パーセント
原則として終身雇用維持	258	59.5
部分的な修正はやむをえない	119	27.4
基本的な見直しが必要	28	6.5
現在も終身雇用ではない	29	6.7
計	434	100.0

表2-2 経営トップの属性別、終身雇用のあり方

	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.529	0.501	119
生え抜きタイプ	0.642	0.480	265
天下りタイプ	0.478	0.505	46
計	0.593	0.492	430

(注) 変数の作成方法については本文を参照のこと。

**表3 経営トップの属性別、採用の方針**

	これまでの方針			今後の方針		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.788	0.410	118	0.805	0.398	118
生え抜きタイプ	0.899	0.302	267	0.887	0.317	265
天下りタイプ	0.809	0.398	47	0.702	0.462	47
計	0.859	0.349	432	0.844	0.363	430

(注) 変数の作成方法については本文を参照のこと。

#### (4)教育訓練方針

教育訓練の方針としては、これまでと今後の大卒ホワイトカラーの研修政策について次の

<sup>4</sup> オーナータイプと生え抜きタイプとは t-値が 1.8620 で、生え抜きタイプと天下りタイプのは t-値が 2.0582 で、それぞれ両者の平均値の差は有意であると考えられる。オーナータイプと天下りタイプの差は t-値が 0.6784 で有意な差は認められない。

三項目をアンケートで質問している（問 20）。1）教育訓練に責任を持つのは、(A)従業員であるか、(B)企業であるか。2）教育訓練に当たり、(A)OJT を重視するか、(B)OFF-JT を重視するか。3）教育訓練を、(A)社員を選抜して行うか、(B)全社員を一律に行うか。それぞれ、A であるか、A に近い場合を 1 とし、B であるか、B に近い場合を 0 とする変数を作成した。

表 4 は、トップの属性別に教育訓練の方針（A、あるいは A に近いと答えた割合）をみたものである。これまで教育訓練に責任をもつのは従業員である、と答えた企業の割合は、全体では 72.7%であるが、トップが生え抜きタイプの場合は 75.8%と相対的に高く、天下りタイプでは 70.2%、オーナータイプでは 66.7%である。経営トップがオーナーの場合には、企業が責任を持って教育訓練を行う企業の割合が相対的に多いことがわかる。これに対して今後の方針をみると、全体では 66.5%と、企業が責任を持つとする企業割合がやや高まる。特に生え抜きタイプでは 65.4%と、これまでよりも従業員が責任を持つとする企業割合は小さくなる傾向にある。オーナータイプと天下りタイプは、それぞれ 67.5%と 70.2%で、これまでと今後に大きな違いはない。

**表4 経営トップの属性別、教育訓練の方針**

	教育訓練は従業員個人(これまで)			教育訓練は従業員個人(今後)			OJT重視(これまで)			OJT重視(今後)		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.667	0.473	117	0.675	0.470	117	0.881	0.325	118	0.797	0.404	118
生え抜きタイプ	0.758	0.429	269	0.654	0.476	269	0.907	0.291	269	0.862	0.346	268
天下りタイプ	0.702	0.462	47	0.702	0.462	47	0.913	0.285	46	0.826	0.383	46
計	0.727	0.446	433	0.665	0.472	433	0.901	0.299	433	0.840	0.367	432

	教育訓練は社員選抜(これまで)			教育訓練は社員選抜(今後)		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.316	0.467	117	0.658	0.476	117
生え抜きタイプ	0.316	0.466	266	0.672	0.470	265
天下りタイプ	0.304	0.465	46	0.630	0.488	46
計	0.315	0.465	429	0.664	0.473	428

(注) 変数の作成方法については本文を参照のこと。

また、これまでのところ OFF-JT よりも OJT を重視するとしている企業の割合は、全体では 90.1%であり、OJT を重視する企業が圧倒的である。トップの属性別にみても、オーナータイプ 88.1%、生え抜きタイプ 90.7%、天下りタイプ 91.3%であり、大きな差はない。しかしながら、今後の方針についてみると、全体では 84.0%と OJT 重視の企業が減る中で、オーナータイプ（79.7%）と天下りタイプ(82.6%)の企業は OJT を重視しなくなる傾向にある。

社員を選抜して教育訓練を行う傾向にある企業は、これまでのところ全体では 31.5%と、少ない。トップの属性別にもみても差違はほとんどない。これに対して、今後の方針は全体で 66.4%と、社員を選抜して教育訓練を行うとする企業が増加する傾向にあるが、トップの属性別に差違はみられない。

アンケートでは、OFF-JT について、受講者一人あたり教育訓練費の過去 5 年間の変化に関して質問をしている（問 21）。①増えた、②やや増えた、③横ばい、④やや減った、⑤減った、の五つの選択肢から回答を得ているが、以下では①と②に回答した場合に 1、③あるいは④、⑤に回答した場合に 0、とする変数を作成した。

表 5 はトップの属性別に OFF-JT 費用の変化をみたものである。増えたと答えた企業割

合は全体で 42.2%であり、半数以上の企業は OFF-JT 費用は横ばいか減少している。そして、トップの属性別には、生え抜きタイプが 45.7%であるのに対して、オーナータイプは 36.2%、天下りタイプが 37.0 %と、オーナータイプや天下りタイプは OFF-JT 費用をあまり増やしていない。

表5 経営トップの属性別、Off-JTの費用

	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.362	0.483	116
生え抜きタイプ	0.457	0.499	265
天下りタイプ	0.370	0.488	46
計	0.422	0.494	427

(注) 変数の作成方法については本文を参照のこと。

#### (5)人事・労務管理制度

人事・労務管理制度については、(a)職能資格制度、(b)個人の業績を月例賃金に反映する制度、(c)部門の業績を月例賃金に反映する制度、(d)企業全体の業績を月例賃金に反映する制度、(e)優れた業績に対する表彰制度、(f)裁量労働制、(g)目標管理制度、(h)考課者訓練、(i)評価に対する苦情処理制度、(j)社内公募制度・自己申告制度、(k)複線型人事制度、(l)非正社員の正社員への転換制度、(m)60歳を超える定年年齢延長、(n)60歳を超える継続雇用制度（再雇用制度含む）、(o)再就職（転職）支援制度、(p)従業員持ち株制度、という 16 の項目に関して、①実施している、②検討中、③予定なし——3つの選択肢から回答を得ている(問 13)。それぞれについて①に回答した場合は 1、②あるいは③に回答した場合は 0、とする変数を作成した。

表 6 は、各人事労務管理制度の実施割合について、トップの属性別にみたものである。

(a)職能資格制度については、オーナータイプの企業の制度実施割合が低い。

(b)個人の業績を月例賃金に反映する制度については、オーナータイプの企業の制度実施割合が低い。対して(c)部門の業績を月例賃金に反映する制度については、生え抜きタイプの企業の制度実施割合がやや低い。(d)企業全体の業績を月例賃金に反映する制度については、天下りタイプの企業の制度実施割合がやや高い。

(e)優れた業績に対する表彰制度については、トップの属性による違いはあまりない。

(f)裁量労働制については、オーナータイプの企業の制度実施割合は低い。

(g)目標管理制度や(h)考課者訓練、(i)評価に対する苦情処理制度については、オーナータイプの企業の制度実施割合が相対的に低い。

(j)社内公募制度・自己申告制度は、生え抜きタイプの企業の実施割合が相対的に高い。

(k)複線型人事制度についても、生え抜きタイプの企業の実施割合が相対的に高い。

(l)非正社員の正社員への転換制度については、オーナータイプの企業の実施割合が相対的に高い。

(m)60歳を超える定年年齢延長については、全般に実施する企業割合が低い、オーナー

タイプの企業の実施割合が高く、生え抜きタイプの実施割合が低い。また、(n)60歳を超える継続雇用制度（再雇用制度含む）については、天下りタイプの企業の実施割合が低く、生え抜きタイプの実施割合が高い。(o)再就職（転職）支援制度については、オーナータイプの企業の実施割合が低く、生え抜きタイプの実施割合が高い。

(p)従業員持ち株制度については、トップの属性による差違はあまりみられない。

表6 経営トップの属性別、人事労務管理の実施状況

	職能資格制度			個人の業績を月例賃金に反映する制度			部門の業績を月例賃金に反映する制度			企業全体の業績を月例賃金に反映する制度		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.714	0.454	119	0.555	0.499	119	0.193	0.397	119	0.176	0.383	119
生え抜きタイプ	0.797	0.403	266	0.622	0.486	267	0.150	0.358	267	0.177	0.382	266
天下りタイプ	0.809	0.398	47	0.617	0.491	47	0.234	0.428	47	0.239	0.431	46
計	0.775	0.418	432	0.603	0.490	433	0.171	0.377	433	0.183	0.387	431
	優れた業績に対する表彰制度			裁量労働制			目標管理制度			考課者訓練		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.821	0.385	117	0.218	0.415	119	0.723	0.450	119	0.513	0.502	119
生え抜きタイプ	0.843	0.365	267	0.258	0.438	260	0.850	0.358	266	0.723	0.448	267
天下りタイプ	0.804	0.401	46	0.255	0.441	47	0.851	0.360	47	0.723	0.452	47
計	0.833	0.374	430	0.246	0.431	426	0.815	0.389	432	0.665	0.472	433
	評価に対する苦情処理制度			社内公募制度・自己申告制度			複線型人事制度			非正社員の正社員への転換制度		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.229	0.422	118	0.513	0.502	119	0.216	0.413	116	0.504	0.502	119
生え抜きタイプ	0.453	0.499	265	0.718	0.451	266	0.412	0.493	260	0.419	0.494	265
天下りタイプ	0.391	0.493	46	0.587	0.498	46	0.304	0.465	46	0.404	0.496	47
計	0.385	0.487	429	0.647	0.478	431	0.346	0.476	422	0.441	0.497	431
	60歳を超える定年年齢延長			60歳を超える継続雇用制度（再雇用制度含む）			再就職（転職）支援制度			従業員持ち株制度		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.118	0.324	119	0.538	0.501	119	0.176	0.383	119	0.941	0.236	119
生え抜きタイプ	0.042	0.200	265	0.608	0.489	268	0.380	0.486	266	0.974	0.159	269
天下りタイプ	0.085	0.282	47	0.383	0.491	47	0.239	0.431	46	0.957	0.206	46
計	0.067	0.251	431	0.565	0.496	434	0.309	0.462	431	0.963	0.189	434

(注) 変数の作成方法については本文を参照のこと。

## (6)福利厚生制度

福利厚生制度については、(a)社宅・借上社宅、(b)独身寮、(c)住宅手当、(d)文化・体育・レクリエーション活動支援、(e)余暇施設（自社所有：保養所、運動施設）、(f)余暇施設（契約型：保養所、運動施設）、(g)公的資格取得支援、(h)国内外の大学等への留学制度、(i)通信教育支援、(j)教育訓練休暇——という10の項目に関して、①実施している、②検討中、③実施予定なし——3つの選択肢から回答を得ている（問29）。それぞれについて①に回答した場合は1、②あるいは③に回答した場合は0、とする変数を作成した。

表7は、福利厚生制度の実施について、トップの属性別にみたものである。

(a)社宅・借上社宅を実施している企業は、全体で89.8%であり、トップの属性別に大きな差違はみられない。(b)独身寮については、実施している企業は全体で78.7%だが、天下りタイプの実施企業割合が低く、生え抜きタイプの実施企業割合が高い。(c)住宅手当については、実施企業は全体で70.8%であり、トップの属性別に違いはみられない。

(d)文化・体育・レクリエーション活動支援を実施している企業割合は、全体では71.1%であるが、オーナータイプの企業は60.5%、天下りタイプの企業は59.6%と、相対的に低い。

(e)余暇施設（自社所有）を所有する企業割合は、全体では53.6%であるが、生え抜きタ



イプの企業では 61.1%と、相対的に高い。また、(f)余暇施設（契約型）を契約している企業割合は、全体では 74.6%であるが、やはり生え抜きタイプの企業で 79.8%と相対的に高くなっている。

(g)公的資格取得支援を実施している企業割合は、全体では 70.2%であるが、オーナータイプの企業が 59.3%と相対的に低いのにに対して、生え抜きタイプは 76.0%と高い。(h)国内外の大学等への留学制度を整備している企業割合は、全体では 37.8%であるが、オーナータイプの企業では 23.7%と相対的に低く、生え抜きタイプでは 45.1%と相対的に高くなっている。

(i) 通信教育支援を実施している企業割合は、全体では 70.2%であるが、オーナータイプの企業では 57.1%しか実施していない。(j) 教育訓練休暇を実施している企業は全体で 9.8にすぎず、オーナータイプの企業（6.8%）や天下りタイプの企業（6.7%）は実施していない企業が多い。

表7 経営トップの属性別、福利厚生の実施状況

	社宅・借上社宅			独身寮			住宅手当			文化・体育・レクリエーション活動支援		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.874	0.333	119	0.709	0.456	117	0.706	0.458	119	0.605	0.491	119
生え抜きタイプ	0.918	0.275	267	0.843	0.365	267	0.714	0.453	266	0.779	0.416	267
天下りタイプ	0.851	0.360	47	0.660	0.479	47	0.681	0.471	47	0.596	0.496	47
計	0.898	0.302	433	0.787	0.410	431	0.708	0.455	432	0.711	0.454	433

	余暇施設 (自社所有:保養所、運動施設)			余暇施設 (契約型:保養所、運動施設)			公的資格取得支援			国内外の大学等への留学制度		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.412	0.494	119	0.647	0.480	119	0.593	0.493	118	0.237	0.427	118
生え抜きタイプ	0.611	0.488	265	0.798	0.402	267	0.760	0.428	267	0.451	0.499	266
天下りタイプ	0.426	0.500	47	0.702	0.462	47	0.644	0.484	45	0.319	0.471	47
計	0.536	0.499	431	0.746	0.436	433	0.702	0.458	430	0.378	0.485	431

	通信教育支援			教育訓練休暇		
	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数
オーナータイプ	0.571	0.497	119	0.068	0.252	118
生え抜きタイプ	0.757	0.429	268	0.117	0.323	264
天下りタイプ	0.717	0.455	46	0.067	0.252	45
計	0.702	0.458	433	0.098	0.298	427

(注) 変数の作成方法については本文を参照のこと。

### 第3節 分析結果

前節では、トップの属性と人事戦略との関係について、クロス集計することでみてきた。この節では、企業属性、すなわち産業や従業員規模、組合の有無などをコントロールしてもなお、トップの属性が人事戦略に影響しているかどうかをみていきたい。

推定した式は、以下の通りである。

$$(\text{人事戦略}) = \alpha + X' \beta 1 + Z' \beta 2 + u$$

ただし、 $\alpha$ や $\beta 1$ 、 $\beta 2$ は係数、 $u$ は誤差項である。 $Z$ は企業属性を示す、産業ダミーや従業員規模、組合の有無を示す変数である。また、 $X$ はトップの属性を示す変数であり、具体的にはオーナータイプダミーと天下りタイプダミー（レファレンスは生え抜きタイプ）、そしてこれと上位十大株主持株シェアや金融機関所有株シェア、証券会社所有株シェア、外国法人等所有株シェアとの交差項である。交差項を推定式に導入したのは、オーナーに経営

を委ねてモニタリングしている株主達の属性が、オーナーの経営方針に少なからず影響すると考えられるからである。

### (1)雇用方針

終身雇用に対する考え方についてみたのが、表 8 の第一欄である。すると、上位十大株主持株シェアと外国法人等所有株シェアの係数は統計的に有意なプラスの値が推定された。このことは、上位十大株主持株シェアと外国法人等所有株シェアが高まるほど、終身雇用を維持していくとする企業の割合が全般に高まることを意味する。

表 8 の第二欄と第三欄は、これまでと今後の採用に対する考え方についてみている。

これまでの採用方針については、金融機関所有株シェアとオーナータイプとの交差項、および外国法人等所有株シェア、それぞれの係数が統計的に有意なマイナスの係数が推定されている。この結果は、オーナータイプの企業で金融機関所有株シェアが高まるほど、また外国法人等所有株シェアが高まるほど、これまでにについては新卒者を採用の中心としてこなかった、ということを示唆する。

表8 雇用方針に関するプロビットモデルの結果

	(1)	(2)	(3)
	終身雇用	採用方針 これまで	今後
オーナータイプ	0.044 (0.343)	0.151 (0.098)	0.134 (0.125)
天下りタイプ	-0.243 (0.513)	-0.612 (0.729)	0.071 (0.118)
上位十大株主持株シェア	0.523 (0.281)*	-0.200 (0.133)	-0.224 (0.174)
× オーナータイプ	-0.010 (0.525)	-0.280 (0.221)	-0.220 (0.302)
× 天下りタイプ	0.199 (0.831)	0.399 (0.335)	-0.233 (0.372)
金融機関所有株シェア	0.311 (0.323)	0.153 (0.147)	0.411 (0.210)*
× オーナータイプ	0.010 (0.548)	-0.555 (0.233)**	-0.323 (0.346)
× 天下りタイプ	0.263 (0.819)	0.173 (0.374)	-0.370 (0.391)
証券会社所有株シェア	2.406 (2.027)	-1.181 (0.803)	0.740 (1.376)
× オーナータイプ	-2.231 (5.736)	-1.661 (1.981)	1.404 (4.011)
× 天下りタイプ	0.497 (3.744)	-0.535 (1.991)	-0.725 (1.862)
外国法人等所有株シェア	0.700 (0.405)*	-0.527 (0.150)***	-0.410 (0.208)**
× オーナータイプ	-0.287 (0.670)	0.151 (0.243)	-0.328 (0.357)
× 天下りタイプ	-0.029 (1.000)	-0.144 (0.308)	-0.157 (0.456)
経営危機あり	-0.014 (0.059)	-0.017 (0.028)	-0.091 (0.040)**
従業員数(対数)	0.052 (0.028)*	0.058 (0.014)***	0.025 (0.016)
労働組合あり	0.075 (0.073)	-0.006 (0.028)	0.014 (0.043)
観測数	354	341	347

(注)括弧内は標準誤差。推定式には産業ダミー、外資系企業ダミーが含まれている。

\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で、それぞれ係数が統計的に有意であることを示す。

また、今後の採用方針に関しては、金融機関所有株シェアについては統計的に有意なプラスの係数が、そして外国法人等所有株シェアの係数については統計的に有意なマイナスの係数が、それぞれ推定されている。この結果は、金融機関所有株シェアが高まるほど今後は新卒者を採用の中心にする企業が増え、その一方で外国法人等所有株シェアが高まるほど今後は新卒者を採用の中心にしない、ということを示唆している。

このように、雇用方針に対して経営トップの属性や株主属性が少なからず影響していることがわかった。特に採用方針については、株主属性が明確に影響を与えており、金融機関所有株シェアと新卒採用は正の補完関係が、外国法人等所有株シェアについては新卒採用と負の補完関係が、みられる。金融機関が現在でも企業にとって安定的株主であり、また長期的視点に立って企業経営をモニタリングしているならば、従来と同様の解釈をこの結果に適用することが出来よう。また、外国法人等についても、一般的には短期的視点で投資を行うことが多いと考えられており、この結果はそうした見方と整合的な関係になっている。

## (2)教育訓練方針

教育訓練に対する方針をみたのが、表 9 である。まず、教育訓練に責任を持つのが企業であるか、従業員であるかについてみよう（第一欄、第二欄）。これまでの方針については、オーナータイプが統計的に有意なプラスの係数が、天下りタイプが統計的に有意なマイナスの係数が、それぞれ推定されている。したがって、オーナータイプの場合には企業が責任を持って教育訓練をする傾向にあるのに対して、天下りタイプの場合には従業員の責任の下で教育訓練をする傾向にある。ただし、金融機関所有株シェアや証券会社所有株シェアとオーナータイプの交差項は統計的に有意なマイナスの係数が推定されており、金融機関や証券会社の所有株シェアが高まるほど、オーナータイプの企業でも企業責任の下で教育訓練をする傾向は弱くなる。これに対して、今後の方針については、外国法人所有株シェアのみ統計的に有意なマイナスの係数が推定されており、外国法人等所有株シェアが高まると従業員の責任の下で教育訓練を行う傾向にある。

教育訓練に当たり OJT を重視するか、OFF-JT を重視するかについてみると（第三欄、第四欄）、これまでの方針について統計的に有意な影響を与えているトップの属性はない。今後の方針については、天下りタイプが統計的に有意なマイナスの係数、外国法人等所有株シェアとオーナータイプの交差項も統計的に有意なマイナスの係数、が推定されている。したがって、天下りタイプがトップの企業では、株主構成がどうであれ、OJT を重視しなくなる傾向にある。また、オーナータイプの企業で外国法人等所有株シェアが高まるほど、OJT を重視しなくなる傾向にある。

社員を選抜して教育訓練を行うかどうかについてみると（第五欄、第六欄）、これまでの方針については、天下りタイプの推定された係数は統計的に有意なプラスであった。したがって、天下りタイプの企業では、株主構成がどうであれ、社員を選抜して教育訓練を行う傾

向にあった。対して今後の方針になると、オーナータイプの推定された係数が統計的に有意なプラスの値であり、オーナータイプの企業では社員を選抜して教育訓練を行おうとする傾向にある。ただし、上位十大株主持株シェアおよび金融機関所有株シェアとオーナータイプの交差項が統計的に有意なマイナスであり、十大株主や金融機関の所有株シェアが高くなるほど選抜して教育訓練を行おうとする傾向は弱まる。

表9の第七欄はOFF-JT費用に関する推定結果である。これによれば、金融機関所有株シェアのみが統計的に有意なプラスの係数が推定されており、金融機関の所有株シェアが高まるほど受講者一人当たりのOFF-JT費用は増加している傾向にある。

このように、教育訓練制度にも経営トップや株主属性が少なからず影響していることがわかった。とりわけ興味深いことは、オーナータイプの企業で教育訓練に熱心であり、天下りタイプの企業ではそうではないということである。教育訓練制度は従業員の生産性を高め、企業価値を向上させる一つの方策であるが、エージェンシー問題が発生している可能性がある。

表9 教育訓練に関するプロビットモデルの結果

	(1) 企業の責任で教育		(3) OJT重視		(5) 選抜して教育		(7) Off-jt費用
	これまで	今後	これまで	今後	これまで	今後	
オーナータイプ	0.332 (0.165)**	0.064 (0.321)	-0.119 (0.297)	0.055 (0.224)	0.039 (0.317)	0.478 (0.166)***	-0.367 (0.275)
天下りタイプ	-0.671 (0.339)**	-0.257 (0.603)	-0.253 (0.799)	-0.803 (0.327)**	0.676 (0.404)*	-0.178 (0.537)	0.081 (0.551)
10大株主株式所有率	-0.140 (0.238)	0.077 (0.258)	0.102 (0.183)	0.339 (0.217)	-0.105 (0.242)	0.088 (0.266)	0.319 (0.286)
× オーナータイプ	-0.466 (0.448)	-0.139 (0.501)	-0.103 (0.315)	-0.294 (0.389)	-0.100 (0.460)	-1.114 (0.516)**	0.699 (0.548)
× 天下りタイプ	1.122 (0.796)	0.252 (0.844)	0.560 (0.669)	0.440 (0.742)	-0.257 (0.999)	0.287 (0.819)	0.238 (0.833)
金融機関株式所有率	0.028 (0.273)	-0.151 (0.293)	-0.268 (0.176)	-0.245 (0.228)	-0.065 (0.284)	0.459 (0.319)	0.724 (0.327)**
× オーナータイプ	-0.861 (0.469)*	-0.365 (0.525)	0.508 (0.343)	0.245 (0.405)	-0.189 (0.488)	-0.900 (0.543)*	0.007 (0.582)
× 天下りタイプ	0.398 (0.661)	0.475 (0.836)	-0.375 (0.492)	0.909 (0.722)	-1.232 (1.056)	0.566 (0.794)	0.024 (0.916)
証券会社株式所有率	-0.054 (1.761)	0.343 (1.905)	-1.687 (1.074)	-0.531 (1.445)	-2.964 (2.034)	-1.261 (1.967)	-0.914 (2.174)
× オーナータイプ	-12.602 (5.872)**	-1.741 (5.430)	3.813 (3.892)	4.718 (4.645)	3.722 (5.354)	10.126 (6.930)	7.621 (5.957)
× 天下りタイプ	0.322 (3.104)	2.640 (4.556)	1.267 (3.010)	5.974 (4.287)	-15.297 (12.726)	-4.347 (3.750)	-4.766 (4.815)
外国人株式所有率	-0.388 (0.321)	-0.579 (0.340)*	-0.043 (0.205)	0.240 (0.277)	0.192 (0.321)	-0.021 (0.366)	0.278 (0.370)
× オーナータイプ	0.123 (0.565)	0.764 (0.636)	-0.319 (0.365)	-0.808 (0.452)*	0.137 (0.563)	0.042 (0.655)	-0.233 (0.665)
× 天下りタイプ	-0.159 (0.808)	-0.229 (0.942)	0.071 (0.782)	0.277 (1.077)	-1.098 (1.504)	-1.945 (1.222)	-1.021 (1.322)
経営危機あり	-0.057 (0.052)	-0.101 (0.056)*	-0.030 (0.036)	-0.081 (0.046)*	-0.040 (0.052)	0.053 (0.057)	-0.084 (0.061)
従業員数(対数)	0.060 (0.024)**	0.012 (0.027)	0.001 (0.017)	-0.007 (0.021)	-0.038 (0.025)	-0.006 (0.028)	0.074 (0.029)**
労働組合あり	-0.021 (0.062)	-0.168 (0.062)***	0.070 (0.052)	0.105 (0.063)*	0.048 (0.062)	-0.004 (0.070)	0.009 (0.075)
観測数	355	357	336	342	352	351	354

(注) 括弧内は標準誤差。推定式には産業ダミー、外資系企業ダミーが含まれている。

\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で、それぞれ係数が統計的に有意であることを示す。

### (3)人事制度

表 10 は人事労務管理制度に関する分析結果である。ここで検討した制度は 16 と多数にのぼるので、トップの属性別にそれが人事労務管理制度にどう影響したかをみていこう。

第一に、オーナータイプが統計的に有意な影響を与えている制度は、個人の業績を月例賃金に反映する制度、優れた業績に対する表彰制度、裁量労働制、考課者訓練、評価に対する苦情処理制度、複線型人事制度、である。

個人の業績を月例賃金に反映する制度については、外国法人等所有株シェアとの交差項が統計的に有意なプラスの係数が推定されている。このことは、オーナータイプの企業で外国法人等所有株シェアが高い企業ほど、個人の業績を月例賃金に反映する制度を導入する傾向にあることを示唆する。

優れた業績に対する表彰制度に関しては、オーナータイプの企業で金融機関の所有株シェアが高いほど導入されていない傾向にある。

裁量労働制については、オーナータイプの企業であれば実施していない企業が増えるのだが、上位十大株主の所有株シェアが高い企業ほど実施する傾向にある。

考課者訓練については、オーナータイプの企業であれば考課者訓練を行う企業が増えることを意味する。

評価に対する苦情処理制度と複線型人事制度については、オーナータイプの企業で金融機関所有株シェアが高い企業ほどこれらの制度を実施する割合が高まる。

このようにみると、オーナータイプはどちらかといえば、成果と報酬のリンクを強めると同時に、評価の透明性を高めるという傾向にある。とはいえ、オーナータイプの企業すべてがそういうわけではなく、株主属性にも影響されている。

第二に、天下りタイプが統計的に有意な影響を与えている制度は、職能資格制度、優れた業績に対する表彰制度、裁量労働制、目標管理制度、考課者訓練、社内公募制度・自己申告制度、非正社員の正社員への転換制度である。

職能資格制度については、天下りタイプを示すダミー変数自身が統計的に有意なマイナスの係数が、そして金融機関所有株シェアとの交差項が統計的に有意なプラスの係数が、それぞれ推定されている。天下りタイプの企業では全般に職能資格制度を実施していない企業の割合が高いが、金融機関所有株シェアが高まるほど職能資格制度を実施する割合が高まることを示している。

優れた業績に対する表彰制度については、天下りタイプの企業ではこの制度を実施する企業割合が全般に高いが、上位十大株主の所有株シェアが高い企業ほどこの制度を実施しない傾向にある。

裁量労働制については、天下りタイプの企業で金融機関の所有株シェアが高い企業ほどこの制度を実施しない傾向にある。

表10 人事制度に関するプロビットモデルの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	職能資格制度	個人の業績を月例賃金に反映する制度	部門の業績を月例賃金に反映する制度	企業全体の業績を月例賃金に反映する制度	優れた業績に対する表彰制度	裁量労働制	目標管理制度	考課者訓練
オーナータイプ	-0.164 (0.327)	0.311 (0.267)	-0.096 (0.223)	0.241 (0.369)	0.081 (0.168)	-0.415 (0.146)***	0.176 (0.149)	0.415 (0.161)***
天下りタイプ	-0.706 (0.356)**	-0.173 (0.502)	0.565 (0.500)	-0.063 (0.374)	0.229 (0.074)***	0.457 (0.623)	0.188 (0.056)***	0.289 (0.148)*
10大株主株式所有率	-0.307 (0.217)	0.327 (0.275)	0.273 (0.206)	0.157 (0.220)	-0.046 (0.168)	0.029 (0.232)	-0.084 (0.199)	0.000 (0.255)
× オーナータイプ	-0.081 (0.396)	-0.382 (0.531)	0.282 (0.397)	-0.080 (0.438)	0.117 (0.348)	1.153 (0.494)**	-0.350 (0.356)	-0.621 (0.487)
× 天下りタイプ	0.576 (0.632)	-0.389 (0.769)	-0.334 (0.566)	0.235 (0.682)	-1.448 (0.687)**	-0.051 (0.745)	-0.546 (0.569)	-0.342 (0.810)
金融機関株式所有率	-0.332 (0.236)	0.427 (0.319)	0.271 (0.229)	-0.012 (0.251)	0.236 (0.205)	0.303 (0.259)	0.547 (0.258)**	0.881 (0.313)***
× オーナータイプ	0.575 (0.433)	-0.843 (0.550)	-0.066 (0.418)	-0.614 (0.493)	-0.594 (0.346)*	0.254 (0.495)	-0.296 (0.388)	-0.711 (0.522)
× 天下りタイプ	1.734 (0.671)***	0.549 (0.804)	-1.003 (0.615)	-0.293 (0.691)	-1.083 (0.784)	-1.618 (0.744)**	-0.467 (0.611)	-0.479 (0.800)
証券会社株式所有率	-2.107 (1.597)	-1.143 (2.023)	0.874 (1.571)	-1.708 (1.909)	-0.629 (1.164)	-2.804 (2.139)	-0.331 (1.423)	-0.087 (1.892)
× オーナータイプ	-0.425 (4.040)	11.588 (7.114)	3.262 (3.874)	0.979 (5.148)	3.762 (4.626)	-0.120 (7.406)	-0.331 (3.872)	-4.077 (5.393)
× 天下りタイプ	-3.071 (2.642)	3.722 (3.364)	0.642 (2.466)	8.008 (4.265)*	0.921 (2.881)	6.660 (4.412)	-0.625 (2.413)	-2.550 (3.229)
外国人株式所有率	-0.116 (0.276)	0.851 (0.380)**	0.128 (0.267)	0.289 (0.277)	0.258 (0.250)	0.447 (0.298)	0.185 (0.283)	0.359 (0.350)
× オーナータイプ	-0.213 (0.478)	0.025 (0.689)	0.114 (0.482)	-0.356 (0.546)	0.069 (0.458)	-0.468 (0.589)	-0.461 (0.438)	-0.847 (0.604)
× 天下りタイプ	-0.627 (0.755)	1.265 (1.377)	-0.190 (0.722)	0.000 (0.691)	-0.683 (1.001)	0.106 (0.833)	0.165 (1.013)	0.384 (1.366)
経営危機あり	-0.066 (0.048)	0.022 (0.059)	0.107 (0.046)**	0.043 (0.049)	0.001 (0.039)	0.047 (0.052)	0.046 (0.042)	0.066 (0.055)
従業員数(対数)	-0.028 (0.021)	0.041 (0.029)	0.015 (0.021)	0.032 (0.023)	0.006 (0.018)	0.049 (0.024)**	0.006 (0.021)	0.020 (0.027)
労働組合あり	0.124 (0.064)*	0.173 (0.074)**	0.025 (0.051)	0.054 (0.054)	0.078 (0.055)	0.128 (0.056)**	0.128 (0.058)**	0.230 (0.071)***
観測数	358	356	351	340	345	343	350	345

(表10の続き)

	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	評価に対する苦情処理制度	社内公募制度・自己申告制度	複線型人事制度	非正社員の正社員への転換制度	60歳を超える定年年齢延長	60歳を超える継続雇用制度(再雇用制度含む)	再就職(転職)支援制度	従業員持ち株制度
オーナータイプ	0.305 (0.360)	-0.448 (0.338)	0.380 (0.370)	0.135 (0.368)	0.056 (0.195)	-0.305 (0.355)	0.422 (0.394)	-0.013 (12.723)
天下りタイプ	0.191 (0.524)	0.352 (0.114)***	-0.325 (0.216)	0.696 (0.051)***	-0.021 (0.134)	-0.427 (0.415)	0.410 (0.583)	-0.057 (570.854)
10大株主株式所有率	0.173 (0.272)	-0.231 (0.269)	0.065 (0.261)	0.296 (0.280)	0.020 (0.122)	0.329 (0.282)	0.130 (0.257)	-0.035 (36.402)
× オーナータイプ	-0.168 (0.560)	0.413 (0.510)	-0.781 (0.582)	-0.488 (0.552)	0.057 (0.197)	0.165 (0.543)	-0.455 (0.575)	0.016 (17.293)
× 天下りタイプ	-0.587 (0.872)	-0.578 (0.921)	0.125 (0.838)	-2.559 (0.881)***	0.271 (0.317)	0.645 (0.828)	-0.454 (0.851)	0.098 (103.404)
金融機関株式所有率	0.933 (0.318)***	0.836 (0.324)***	0.581 (0.298)*	0.077 (0.317)	0.081 (0.121)	0.172 (0.319)	0.493 (0.287)*	0.002 (2.523)
× オーナータイプ	-0.976 (0.590)*	0.377 (0.568)	-1.161 (0.631)*	0.601 (0.572)	-0.017 (0.191)	0.346 (0.591)	-0.424 (0.558)	0.007 (7.720)
× 天下りタイプ	0.188 (0.869)	-1.010 (0.859)	1.197 (0.956)	-0.168 (0.812)	0.194 (0.315)	-0.533 (0.820)	-1.009 (0.940)	0.330 (347.054)
証券会社株式所有率	0.050 (2.103)	0.564 (1.951)	-3.191 (2.141)	0.822 (2.125)	0.738 (0.711)	1.602 (2.051)	2.211 (1.900)	-0.050 (52.995)
× オーナータイプ	-7.764 (7.264)	0.065 (5.209)	6.085 (5.597)	-11.802 (7.279)	-1.489 (2.176)	6.357 (6.258)	-7.759 (6.609)	-0.277 (291.617)
× 天下りタイプ	-1.996 (4.024)	-10.321 (5.147)**	-4.205 (4.741)	-5.121 (3.815)	-7.848 (7.353)	2.845 (4.254)	-4.325 (3.908)	-1.543 (1,624.364)
外国人株式所有率	0.201 (0.369)	0.139 (0.359)	0.163 (0.355)	0.238 (0.373)	0.061 (0.142)	-0.085 (0.368)	0.633 (0.336)*	-0.014 (14.959)
× オーナータイプ	-0.605 (0.723)	0.784 (0.649)	0.553 (0.654)	0.359 (0.666)	-0.006 (0.224)	0.891 (0.687)	-0.639 (0.632)	-0.019 (20.273)
× 天下りタイプ	0.660 (1.044)	1.533 (1.452)	-0.018 (1.023)	-2.211 (1.105)**	-0.524 (0.619)	1.027 (1.031)	1.115 (1.231)	-0.039 (40.899)
経営危機あり	0.095 (0.061)	0.071 (0.057)	0.076 (0.060)	0.047 (0.061)	0.020 (0.024)	-0.023 (0.060)	0.170 (0.058)***	0.004 (4.425)
従業員数(対数)	-0.005 (0.028)	0.059 (0.028)**	0.047 (0.028)*	0.000 (0.029)	-0.015 (0.012)	0.049 (0.029)*	0.079 (0.027)***	0.002 (2.088)
労働組合あり	0.082 (0.072)	0.085 (0.074)	-0.034 (0.076)	-0.040 (0.075)	0.031 (0.023)	0.130 (0.074)*	0.144 (0.064)**	-0.002 (1.991)
観測数	347	355	341	354	338	357	351	278

(注)括弧内は標準誤差。推定式には産業ダミー、外資系企業ダミーが含まれている。  
\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で、それぞれ係数が統計的に有意であることを示す。

目標管理制度と考課者訓練、社内公募制度・自己申告制度に関しては、天下りタイプの企業は全般にこれらの制度を実施する割合が高い。ただし社内公募制度・自己申告制度に関しては、天下りタイプであっても証券会社の所有株シェアが高まるとこの制度を実施する企業は少なくなる傾向にある。

非正社員の正社員への転換制度に関しては、天下りタイプの企業では全般にこの制度を実施している割合が高いが、上位十大株主や金融機関の所有株シェアが高まるほどこの制度を実施する企業割合は低下する。

このようにみると、天下りタイプの企業は職能資格制度を実施していない一方で、目標管理制度と考課者訓練、社内公募制度・自己申告制度を実施する傾向にある。つまり、目標管理と評価や異動を整備している一方で、評価を反映させる資格制度は職能資格ではないという企業が天下りタイプには多いのである。とはいえ、報酬と成果がリンクしているわけでもない。より詳細に検討する余地はあるものの、天下りタイプの人事制度はどちらかといえばちぐはぐなものになっているのかもしれない。

最後に、経営トップの属性にかかわらず、株主属性が影響を与えている人事労務制度についてみよう。金融機関所有株シェアが統計的に有意なプラスの係数が推定されたのは、目標管理制度、考課者訓練、評価に対する苦情処理制度、社内公募制度・自己申告制度、複線型人事制度、再就職（転職）支援制度に関してである。また、外国法人等所有株シェアが統計的に有意なプラスの係数が推定されたのは、個人の業績を月例賃金に反映する制度と再就職（転職）支援制度に関してである。

#### (4)福利厚生制度

表 11 は福利厚生制度に関する分析結果である。ここでも検討した制度が 10 と多いので、トップの属性別にそれが福利厚生制度にどう影響したかをみていこう。

まず、オーナータイプが統計的に有意な影響を与えている制度は、独身寮、文化・体育・レクリエーション活動支援、国内外の大学等への留学制度、通信教育支援、である。

このうち独身寮については、オーナータイプの企業であれば制度を実施している企業割合が高い。ただしオーナータイプの企業でも上位十大株主や金融機関の所有株シェアが高まるほど、独身寮を制度として実施する割合は低くなる。

文化・体育・レクリエーション活動支援については、オーナータイプの企業であれば制度を実施している企業割合が高い。ただしオーナータイプの企業でも上位十大株主や証券会社の所有株シェアが高まるほど、独身寮を制度として実施する割合は低くなる。

国内外の大学等への留学制度と通信教育支援については、オーナータイプの企業であれば制度を実施している企業割合が高い。ただし、金融機関の所有株シェアが高まるほど留学制度を実施しない企業が増え、上位十大株主の所有株シェアが高まるほど通信教育支援を実施しない企業が増える。

こうしてみると、オーナータイプはどちらかというに従業員の福利厚生を厚くするタイプの企業といえる。とはいえ、株主の発言力が強まると、福利厚生制度が引き下げられる傾向にある。

第二に、天下りタイプが統計的に有意な影響を与えている制度は、住宅手当と教育訓練休暇である。このうち住宅手当については、天下りタイプの企業ほど制度として実施していない割合が高いが、十大株主の所有株シェアが高くなると実施する企業が増える。また、教育訓練休暇については、天下りタイプの企業ほど制度として実施する割合が高いが、十大株主や外国法人の所有株シェアが高くなると実施しなくなる企業が増える。

このように、天下りタイプはどちらかといえば、福利厚生に熱心ではない。

最後に、経営トップの属性にかかわらず、株主属性が影響を与えている人事労務制度についてみよう。金融機関の所有株シェアが高まると実施される傾向にある制度は、独身寮、文化・体育・レクリエーション活動支援、余暇施設（自社所有：保養所、運動施設）、公的資格取得支援、国内外の大学等への留学制度、通信教育支援である。また、証券会社の所有株シェアが高まると実施されなくなる傾向にある制度は、文化・体育・レクリエーション活動支援である。

表11 福利厚生制度に関するプロビットモデルの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	社宅・借上社宅	独身寮	住宅手当	文化・体育・レクリエーション活動支援	余暇施設(自社所有)	余暇施設(契約型)	公的資格取得支援	国内外の大学等への留学制度	通信教育支援	教育訓練休暇
オーナータイプ	-0.000 (0.005)	0.421 (0.132)***	-0.051 (0.342)	0.401 (0.143)***	0.294 (0.312)	0.047 (0.271)	0.250 (0.211)	0.616 (0.288)**	0.367 (0.146)**	-0.032 (0.118)
天下りタイプ	0.000 (0.033)	-0.212 (0.507)	-0.804 (0.072)***	-0.628 (0.389)	-0.312 (0.439)	-0.109 (0.460)	0.020 (0.403)	-0.004 (0.582)	-0.013 (0.472)	0.991 (0.021)***
10大株主株式所有率	-0.000 (0.007)	0.164 (0.210)	-0.271 (0.247)	-0.078 (0.243)	-0.255 (0.285)	-0.355 (0.233)	0.058 (0.255)	0.021 (0.284)	-0.097 (0.244)	-0.012 (0.098)
× オーナータイプ	0.000 (0.017)	-0.766 (0.375)**	0.035 (0.487)	-0.994 (0.472)**	-0.523 (0.562)	-0.412 (0.434)	-0.371 (0.460)	-0.638 (0.621)	-0.985 (0.460)**	0.054 (0.228)
× 天下りタイプ	-0.000 (0.741)	0.309 (0.517)	2.130 (0.898)**	0.790 (0.709)	0.290 (0.828)	0.124 (0.651)	0.201 (0.723)	-0.683 (1.098)	0.974 (0.874)	-2.340 (1.270)*
金融機関株式所有率	0.000 (0.061)	0.693 (0.266)***	-0.087 (0.282)	0.576 (0.300)*	0.783 (0.336)**	0.248 (0.272)	0.953 (0.324)***	1.080 (0.332)***	0.814 (0.314)***	0.130 (0.132)
× オーナータイプ	-0.000 (0.036)	-1.195 (0.431)***	-0.280 (0.512)	-0.408 (0.517)	-0.497 (0.587)	0.508 (0.517)	-0.701 (0.507)	-1.389 (0.615)**	-0.195 (0.534)	0.035 (0.226)
× 天下りタイプ	0.000 (0.905)	-0.438 (0.574)	0.176 (0.687)	0.261 (0.742)	-0.719 (0.812)	-0.055 (0.594)	-0.995 (0.640)	-0.050 (1.018)	-0.736 (0.792)	0.303 (0.684)
証券会社株式所有率	-0.000 (0.005)	-0.483 (1.356)	-2.751 (1.831)	-3.902 (1.732)**	2.246 (2.214)	-0.412 (1.659)	-2.704 (1.838)	-1.653 (2.173)	-2.396 (1.718)	-0.151 (0.760)
× オーナータイプ	0.000 (1.027)	-1.360 (3.635)	0.283 (5.192)	-11.440 (6.442)*	-5.341 (6.417)	-5.956 (4.696)	-1.333 (5.400)	3.722 (6.510)	-5.916 (5.635)	-3.039 (5.069)
× 天下りタイプ	0.006 (26.126)	-2.377 (2.765)	1.783 (3.145)	3.696 (3.042)	1.215 (3.756)	0.575 (2.715)	1.241 (2.891)	4.590 (3.834)	-3.250 (3.415)	1.595 (4.141)
外国人株式所有率	-0.000 (0.001)	-0.102 (0.297)	-0.013 (0.335)	0.532 (0.393)	0.336 (0.392)	0.014 (0.331)	-0.216 (0.329)	0.122 (0.383)	0.113 (0.355)	-0.043 (0.134)
× オーナータイプ	0.000 (0.090)	-0.267 (0.484)	0.845 (0.615)	-0.433 (0.617)	-0.363 (0.672)	0.532 (0.624)	-0.608 (0.565)	-1.037 (0.734)	-0.361 (0.605)	-0.068 (0.283)
× 天下りタイプ	0.001 (2.017)	0.748 (0.842)	0.219 (0.889)	-0.337 (0.879)	2.938 (1.543)*	0.242 (0.893)	-0.450 (0.882)	1.142 (1.306)	-0.871 (0.917)	-5.696 (2.535)**
経営危機あり	0.000 (0.013)	-0.011 (0.044)	-0.016 (0.054)	0.024 (0.052)	-0.135 (0.062)**	-0.065 (0.051)	0.046 (0.053)	-0.046 (0.062)	0.065 (0.053)	-0.015 (0.023)
従業員数(対数)	-0.000 (0.005)	0.065 (0.022)***	-0.038 (0.026)	0.045 (0.027)*	0.063 (0.030)**	0.070 (0.024)***	0.008 (0.027)	0.115 (0.032)***	0.090 (0.027)***	0.014 (0.013)
労働組合あり	0.000 (0.026)	0.044 (0.054)	0.006 (0.068)	0.016 (0.065)	0.006 (0.076)	-0.031 (0.059)	0.057 (0.068)	0.238 (0.067)***	0.041 (0.064)	0.011 (0.028)
観測数	326	333	352	353	353	353	348	345	357	325

(注)括弧内は標準誤差。推定式には産業ダミー、外資系企業ダミーが含まれている。  
\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で、それぞれ係数が統計的に有意であることを示す。



#### 第4節 まとめ

この稿では、経営トップや株主の属性が企業の人事戦略にどう影響しているかをみてきた。

90年代後半以降、日本企業が従来から用いてきた年功序列型・終身雇用型の雇用慣行は大きく変貌しようとしている。その背景としてしばしば指摘されるのは、従業員の高齢化であり、労務管理コストの高止まりである。日本企業の雇用慣行の変化を考える上でこの問題ももちろん重要ではあるが、この稿の分析結果は企業のガバナンス構造も同様に影響している可能性があることを示している。

経済環境や社会環境が変化するとき、企業は当然ながらそれに順応すべく経営戦略を変え、人事戦略を変えていく必要がある。その際、変化のスピードには調整コストが少なからず影響するが、経営陣の意思決定が調整コストを大きく左右する。経営者が株主の利益を最大化し、同時に従業員やその他のステークホルダーの利益をも増大するよう経営判断するのが望ましいが、その時に少なからずエージェンシー問題が発生する可能性がある。

経営トップの属性が企業の人事戦略にどう影響しているかをみてみると、経営トップがオーナータイプの企業では、どちらかといえば教育訓練に熱心であったり、成果と報酬を連動させる傾向にあったり、評価の透明性を高めようとする傾向にある。その一方で、天下りタイプの企業の場合には、教育訓練にはあまり熱心ではなく、人事労務管理もちぐはぐであり、福利厚生も充実していない。このように、経営トップのタイプによって人事戦略は大きく影響されており、企業価値を高めようとして人事戦略を立案している企業がある一方でそうではない企業もあり、いわゆるエージェンシー問題が発生している可能性がある。

また、株主の属性も人事戦略に影響している。Aoki[2001]が指摘した制度補完的な関係は、金融機関所有株シェアと企業の人事戦略の間に、この稿の分析結果でも観察できる。その一方で、所有株シェアが高まっている外国法人等と人事戦略の間にも補完関係がある。前者は従来型の雇用慣行との補完性が、後者は成果主義的な制度との補完性が、それぞれみられる。

この稿を締めくくるに当たり、今回の分析の問題点と今後の方針について簡単に記しておきたい。まず、この稿の結果では、たしかに経営トップの属性と一部の人事戦略との間に関連性が認められるが、人事戦略全般が整合的に関連しているとまでは言えない。もちろん、企業の人事制度が個別施策レベルにおいて相互に補完するような関係である保障はなく、人事戦略全般が関連していないかもしれない。とはいえ、一部の制度に関連性がみられただけで、エージェンシー問題が生じたかどうかを判別するのもやや早急かもしれない。

第二に、この稿の分析は、クロスセクションで集計されたアンケート調査の結果を利用しているため、個別企業の観察不能な特性を分析結果から排除できていない。パネルデータを整備し、観察不能な特性を排除した分析が今後必要となる。

第三に、今回の分析では、企業にとってどのような人事戦略が最適であるかという問題は無視して、分析を行っている。それゆえ、経営トップの属性と関連がある人事戦略については、その経営トップとの関連において最適であると見なして解釈してきた。しかしながら、

必ずしもどれが最適であるとは分析しておらず、その意味で解釈は曖昧さが残っている。

こうした問題を今後改善していく必要があるが、そのためにはパネルデータを利用し、戦略的人事制度にまで立ち入って分析を展開していく必要があるだろう。

<参考文献>

Abe, M. [2002], "Corporate Governance Structure and Employment Adjustment in Japan: An Empirical Analysis using Corporate Finance Data," *Industrial Relations*, Vol. 41, No. 4, pp. 683-702.

Abe, M. and Takeo Hoshi [2004], "Corporate Finance and Human Resource Management," Discussion papers 04027, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).

Ahmadjian, C. L., and Robinson, P.[2001], Safety in numbers: Downsizing and deinstitutionalization of permanent employment in Japan. *Administrative Science Quarterly*, 46: 622-654.

Aoki, Masahiko, [2001], *Towards a Comparative Institutional Analysis*. Cambridge, MA: MIT Press.

Gregory Jackson [2005], "Reforming Stakeholder Models? Comparing Germany and Japan."in *Corporate Governance, Human Resources Management and Firm Performance*. DTI Economic Paper No. 13.

Jensen, M. and W. Meckling [1976]. "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, 3, pp.305-360.

青木昌彦[1995]『経済システムの進化と多元性—比較制度分析序説』、東洋経済新報社

野田知彦・浦坂純子[2001]「企業統治と雇用調整」『日本労働研究雑誌』、488号、日本労働研究機構

野田知彦 [2006] 「経営者、統治構造、雇用調整」『日本経済研究』、54号、日本経済研究センター

富山雅代[2001]「メインバンク制と企業の雇用調整」『日本労働研究雑誌』、488号、日本労働研究機構

### 第3章 経営者、従業員集団、リストラクチャリング

#### 第1節 はじめに

従業員主権型の経営、メインバンクシステム、株式の持ち合いという要因で特徴付けられてきた日本企業のコーポレートガバナンスであるが、いわゆる「失われた10年」の間に「過剰雇用」「過剰債務」「過剰設備」という言葉に代表されていたように、バブル期の過剰投資や不良債権問題の先送りなどと、日本型のガバナンスとの関連が注目されるようになった。そして、日本企業の効率の低下の背景には企業に対する規律の欠如があることが指摘され、日本型のコーポレートガバナンスが機能してきたかどうかをについて疑義が提出されていた。日本企業のコーポレートガバナンスは経営を再建するような機能を持ち合わせていなかったのであろうか？

本稿では、いわゆるリストラ、つまり希望退職などの人員削減を行う際の企業の意思決定に対してコーポレートガバナンスを特徴づける諸要因がどのような影響を与えているのかを分析することによって、この問題を検討したい。その際に、従来あまり注目されてこなかった、経営者の出自、属性に注意を払い、ガバナンスを特徴づける諸変数の効果を経営者の出自別に分析する。また、従来、ほとんど自明のものとされてきた企業での教育訓練制度の雇用調整に対する影響も分析する。

#### 第2節 サーベイと問題意識

コーポレートガバナンスとリストラ、雇用調整の関連を取り扱った研究は多いが、そのうち、雇用の調整速度に与える効果の研究を除けば、以下のような研究がなされている。

阿部(1997)は1977-1996年までの252社を対象に、化学、鉄鋼、電気機械、卸売・小売の4業種について雇用者数削減の有無に対する株主構成や経常赤字の効果を分析しており、化学、電気機械についてみるとコーポレートガバナンスは影響を与えているが、鉄鋼、卸売・小売では影響を与えていないことが示されている。

松浦(2001)は1991-1997年の7年間について、5%以上の雇用の大幅削減と株主に対する減配、無配との選択がいかに行われるかを分析し、その結果、負債の規律づけは弱いこと、ほとんど機能していないこと、大株主、銀行は企業再生には寄与しておらず、日本企業のリストラは2期赤字という追い詰められ切羽詰った状態でのリストラであり、日本企業のコーポレートガバナンスは経営再建機能を持っていなかったとしている。

阿部・清水谷(2005)は2001年のデータを使用して、内部役員比率の雇用調整施策に対する効果を分析している。分析の結果、内部出身の役員の比率が高まれば、雇用調整施策の

選択において、新卒採用抑制の確率が高まる一方で、希望退職募集の確率が低下するとしている。つまり、内部出身の役員は既存従業員の利益を守るよう行動していることになる。

野田（2006,c）では労使関係のサイドからの分析が行われており、従業員の経営参加が解雇、希望退職に与える影響について分析を行っている。1999年に行われたアンケート調査を使用した分析が行われており、従業員1000人以上の企業では、従業員の経営参加は解雇、希望退職の確率を低下させるが、赤字期には逆に上昇させるという関係が見出されている。

これらの研究状況を踏まえた上で、本稿の特徴および貢献は以下のようなものである。本稿は1999年度(2000年3月)から2004年度(2005年3月)年度まで6年間のパネルデータを用いてコーポレートガバナンスを構成する諸変数の解雇に与える影響を分析することを特徴としている。

阿部、松浦などの研究ではパネルデータによる分析がなされているが、これらの研究では対前年の雇用者の増減率を被説明変数にしており、実際に解雇、希望退職を行ったか否かが特定されておらず、そのために、新卒の採用抑制と従業員の退職による自然減の場合と解雇、希望退職の違いを区別できない。本稿では、企業が解雇、希望退職を行ったかどうかを特定し分析を行う。

一方、阿部・清水谷(2005)、野田（2006,c）では各雇用調整の手段について特定化を行っているが、クロスセクションによる分析であり、企業の固有の効果をコントロールしていない。本稿ではパネルデータによる分析で、かつ解雇、希望退職を特定化して分析を行う。

さらに、従来の研究が分析対象としている期間は、阿部・清水谷(2005)、野田（2006,c）を除けば1996-7年までであり、大企業での雇用調整が本格化したと考えられる1997年以降を対象とした分析はない。本稿では分析期間を大企業のリストラが本格化したと考えられる1999-2004年度として分析を行う。

コーポレートガバナンスを構成する諸要因のうち、従来の研究では労働組合など従業員集団の影響や労使関係のファクターを考慮に入れているケースが少ない。野田（2002）、野田（2006,c）などの分析によれば、労働組合は雇用調整を遅らせるか、あるいは解雇の確率を低下させる効果を持っており、リストラの決定要因を考える場合には無視し得ない存在であるといえる。また、次に考察するように、経営者の出自による雇用調整速度の違いが従業員の交渉力の違いからくると考えれば、さらにこの要因は無視できなくなる。

従来の研究では、経営者の出自が意識されていない。浦坂・野田（2001）による雇用調整速度の研究では、オーナー企業、内部昇進企業では雇用調整速度に格差があり、オーナー企業のほうが雇用の調整速度が速くなっている。また、野田（2006,a）、野田（2006,b）の分析では、メインバンクの雇用調整速度に与える影響が内部昇進企業、オーナー企業の別で異なることが明らかにされている。内部昇進企業においてのみメインバンクが雇用調整速度を遅らせているが、このことは内部昇進企業では従業員の交渉力がオーナー企業と比較して高く、解雇の交渉費用が高くなっているために、経営者がメインバンクに依存することに

よって雇用調整を遅らせていることを示している。このような解釈が妥当であるならば、本稿の分析において経営者の出自別に解雇の決定要因を分析すれば、銀行、メインバンク変数や内部役員比率、あるいは労働組合などの変数の解雇、希望退職に与える効果が、経営者の出自別に異なることが予想される。

解雇、雇用調整に関しては企業での教育訓練のあり方も影響を与えると考えられる。日本企業の雇用調整速度が国際的にみて遅いことや、解雇や希望退職の実施が難しいことの要因としてよく挙げられるのが、企業内部での企業特種的な訓練の存在とそれによる企業特種的な人的資本の蓄積である。このことは自明のものとして考えられているが、企業特種的な人的資本の捕捉が困難であることなどから、これまでの実証研究でダイレクトに検証されているわけでない。本稿では、企業内の教育訓練制度の違いが解雇の確率に影響を与えているかどうか、また、教育訓練制度と労働組合やメインバンクとの制度的な補完関係が存在するかどうかについても検討する。

このように本稿の貢献は、パネルデータによる分析で希望退職の実施の有無を特定化したこと、さらに従来考慮されてこなかった経営者の出自、労働組合などコーポレートガバナンスを特徴づける変数や、企業の教育訓練制度に関する変数を豊富にし、これらの変数の効果の経営者による違いを分析することである。

### 第3節 データと作業仮説

本稿の分析において使用するデータは労働政策研究・研修機構が2005年10月に行った「企業のコーポレートガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査」であり、このデータに財務データを接合して分析を進める。使用した財務データは有価証券報告書を基にして作成された日経NEEDSである。これらのデータで1999-2004年度の6年間について分析をおこなう。

このアンケートは上場企業2521社を対象に行われ、回収率は17.8%で450社から回答を得た。そのうち、データに欠損があるものや、合併を行った企業、持株会社に移行した企業を除いて分析に使用するのは342社である。

本稿の分析で使用する被説明変数は企業が希望退職を行った否かというダミー変数である。アンケートでは「ここ10年間に希望退職を募集したかどうか」について質問しているが、希望退職をどの年に行ったのかまでは聞いていない。したがって次のように希望退職を行ったか否かを特定した。つまり、「ここ10年間に希望退職を募集した企業」で従業員が前年に比べて10%減少していた場合に希望退職が起こったものと想定し、解雇ダミーを1とする<sup>1</sup>。

---

<sup>1</sup> 本稿では希望退職を解雇と表現している。なお、アンケートでは希望退職のほか、解雇を行ったかどうかも聞いており、3.3%の企業が解雇を行っているが、今回の分析からは除外している。なお、希望退職は43.5%の企業が募集している。

以下、検証する仮説を検討しよう。

1) 経営者の出自、属性は解雇の確率に影響を与えているのか。浦坂・野田(2001)、野田(2006,a)では内部昇進、オーナー企業の中に雇用の調整速度の格差が存在することが知られているが、このことは内部昇進企業とオーナー企業とを比較すると解雇の交渉費用が内部昇進企業で高くなることを示しており、このことから、経営者のタイプが異なれば解雇の確率に格差が発生することが予想できる。本稿の分析では、アンケートにしたがって、経営者を3つのタイプに分類し分析を行う。アンケートでは、「貴社のトップは次のどれに当てはまりますか」という問いに対して、「1.オーナー、2.生え抜き、3.親会社・関連会社、4.金融機関、5.天下り(官公庁)、6.その他」の6つの回答があるが、1に回答した企業をオーナー企業、2に回答した企業を内部昇進企業、3-6までの回答をひとまとめにして外部出身企業とした。342企業の構成は、オーナー企業88社、内部昇進企業187社、外部出身企業67社である<sup>2</sup>。推定期間中に経営者の属性が変化した企業はなかった。

2) メインバンク、銀行との関係が強いと解雇の確率が上がるのか、それとも下がるのだろうか。このことを銀行出身の役員、借入依存度から検討する。メインバンク、銀行との関係でみると、メインバンクと長期雇用の間に制度的な補完関係が存在すれば、銀行との関係が強い企業では解雇の確率が低下する。また、メインバンクには経営危機に陥った企業に対する救済機能があるとされるが、この点から考えても解雇の確率を低下させられると思われる。銀行、メインバンクと長期雇用やそのもとでの企業特殊な訓練との制度的な補完関係については、教育訓練のところで触れる。銀行派遣の役員については、銀行からの役員派遣がある場合=1、ない場合=0となるダミーである。銀行依存度は銀行借入/総資産であり、銀行借入は短期借入金+長期借入金(1年以内)+長期借入金(1年以上)である。

3) 内部出身の役員が多いほど解雇、希望退職の確率が低下するのか(逆に外部からの役員が多いほど解雇の確率が上昇するのか)。阿部・清水谷(2005)では内部出身の役員比率が高ければ、リストラ施策の選択において、新卒採用の抑制を選択する確率が上昇する一方で希望退職を選択する確率が低下しているが、このことは内部出身の役員が既存の従業員の利益を守るよう行動することを示している。いわゆる「生え抜き」役員は従業員の利益を守るのだろうか。内部出身役員比率=内部出身の役員/全役員であり、内部出身役員は他の企業でのキャリアを持たない役員のことである。

4) 労働組合は解雇の確率を低下させるのか。労働組合の雇用調整に対する効果については、野田(2002)、野田(2006,c)などで分析されており、労働組合は雇用調整速度を遅らせるか、あるいは解雇の確率を引き下げているが、赤字期には調整速度を上昇させ、解雇

---

<sup>2</sup> アンケートでは企業関係についても聞いており、オーナー企業、グループの中心的存在、企業グループの子会社、関連会社の3つの選択肢で聞いている。このオーナー企業はオーナー企業、内部昇進企業は企業グループの中心的存在、外部出身企業については企業グループの子会社、関連会社にほぼ該当する。この企業関係の分類で以下の分析と同じ分析を行ったが同様の結果が得られている。

の確率も上昇させている。労働組合の経済的な効果については、企業特殊的熟練と労働組合との制度的な補完関係についても検討すべきであるが、これは教育訓練制度のところで触れる。労働組合がある企業=1、ない企業=0とするダミーを使用する。

5) 外国人持株比率が高いと解雇の確率が上昇するのか。外国人の所有者は機関投資家が多いと想定される。野田(2006,a)では、外国人株主は雇用調整速度を上昇させている。これらの株主の存在が大きければ解雇の確率は上昇するのであろうか。外国人持株比率は外国人持株数/株式総数である。

6) 企業の負債が多いほど解雇の確率は上昇するのか。財務状況の悪化は企業の倒産確率を上昇させるので、解雇の確率が上昇すると考えられ、負債の規律付け効果が働くと考えられるが、もし負債が現状維持のために利用されていれば、解雇の確率を引き下げるかもしれない。負債比率は総負債/総資産である。

7) 赤字期に解雇の確率は上昇するのか。従来の雇用調整の研究では、1期の大きな赤字、または2期連続の赤字で大規模な人員削減が行われるとされているが、各ガバナンス変数の効果に黒字時と赤字期で違いがあるのだろうか。また、経営者の出自(内部昇進者、オーナー、外部出身)によって効果に差は出るのだろうか。経常赤字ダミーは、経常利益が赤字=1、その他=0である。

8) 企業の教育訓練制度が解雇の確率に影響を与えるのか。企業内部での企業特殊的な訓練の存在とそれによる企業特殊的な人的資本の蓄積が、日本企業の雇用調整が遅いこと、解雇、希望退職が行いにくいことの最大の理由として考えられているが、このことはこれまでの実証研究でダイレクトに検証されているわけでない。本稿では、企業の教育訓練の制度の違いが解雇の確率に影響を与えているかどうかを確認する。企業が教育訓練にコストをかけて人材を形成しているほど、解雇の確率は低くなると考えられる。本稿では、企業の教育訓練制度については2つの変数を使用する。2つの質問項目についてのアンケートでの具体的な質問は、「貴社のホワイトカラーの研修政策の方針はAとBのどちらに近いですか。これまでの方針と今後の方針に分けて、それぞれについて該当する番号に○をつけてください」であり、使用する質問は、「これまでは従業員に教育訓練を行うのは企業の責任か(A)、それとも個人が責任を持つべきか(B)」(教育訓練1)、「これまでは教育訓練にあたって重視するのはOJT(A)かOFF-JT(B)か」(教育訓練2)の2つである。選択肢は「Aである、Aに近い、Bに近い、Bである」の4段階になっており、Aから順に1,2,3,4のスコアがつけられている。

また、これらの変数と労働組合の相互作用についても検討する。労働組合の効果については、Freeman and Medoff(1984)の発言メカニズムがよく知られているが、この仮説は企業特殊的な熟練の形成と労働組合が制度的な補完関係にあることを示している。したがって、

本稿では、労働組合と企業内の訓練制度が制度的な補完関係にあるのかどうかを検討する<sup>3</sup>。

企業の教育訓練については、Aoki(1994)によれば、メインバンクと企業特殊的訓練との間には制度的な補完性があるとされるので、メインバンク、銀行変数との相互作用についても分析をおこなう。

9) 以上の変数が解雇に与える効果は経営者の出自別に効果が異なるのか。経営者のタイプによって以上の変数の効果が同じなのか、異なるのかを検証する。例えば、労働組合の存在が内部昇進企業では解雇の確率を低下させるが、オーナー企業ではオーナー経営者の決定力が強いので、労働組合の効果が無いなどという違いがあることも想定される。

以下では、これらの仮説をランダム効果プロビットによって分析する。他の説明変数としては企業規模ダミー（従業員 1000 人以上=1、その他=0）、製造業ダミー（製造業=1、その他=0）、ROA（総資産経常利益率=経常利益/総資産）であり、データの記述統計量は表 1 である<sup>4</sup>。

表1 記述統計量

	内部昇進		オーナー		外部出身	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
解雇ダミー	0.098	0.298	0.080	0.270	0.089	0.285
内部役員比率	0.689	0.195	0.632	0.192	0.467	0.235
平均従業員数	4042	8366	1049	1148	1665	4460
負債比率	0.593	0.197	0.513	0.201	0.544	0.183
銀行依存度	0.268	0.170	0.258	0.129	0.271	0.159
銀行役員ダミー	0.524	0.499	0.620	0.485	0.291	0.455
労働組合ダミー	0.844	0.362	0.636	0.481	0.699	0.459
外国人持株比率	0.091	0.096	0.065	0.084	0.031	0.048
ROA	0.036	0.034	0.048	0.052	0.034	0.045
経常赤字ダミー	0.052	0.223	0.048	0.213	0.095	0.293
教育訓練1	2.091	0.670	2.181	0.716	2.119	0.587
教育訓練2	1.821	0.662	1.829	0.661	1.820	0.516
製造業ダミー	0.582	0.493	0.568	0.496	0.520	0.500

## 第4節 推定結果

### (1) 全企業での分析

まず、表 2 で 3 タイプの企業をすべて入れた分析結果を見てみよう<sup>5</sup>。レファレンスグループは内部昇進企業(以下、「内部」)である。①ではオーナー企業(以下、「オーナー」)

<sup>3</sup> 岡崎 (2005) では、戦前の産業報国会と企業特殊的熟練の間に制度的な補完性があることを見出している。

<sup>4</sup> 解雇ダミーを単純に雇用者数 10%以上減少で解雇が起こったとすると、内部では 0.122、オーナーでは 0.107 となる。また、5%以上減少と希望退職を募集した企業を解雇とした場合には、内部 0.190、オーナー 0.138 となり、単純に 5%以上減少とした場合には内部 0.291、オーナー 0.243 となり、定義によって数値がかなり違う。なお、本稿での解雇ダミーの平均について、経営者の出自別に t 検定したところ差は確認できなかった。

<sup>5</sup> 経営者の出自については内生変数と考えられるが、6 年という短い期間なので外生変数として取り扱っている。



ダミー、外部出身企業（以下、「外部」）ダミーはマイナスで有意なので、オーナー、外部のほうが内部に比べて解雇を実施する確率が低いということになる。また、内部役員比率はマイナスであり、「生え抜き」の役員が多いほうが解雇の確率は低下するということになる。負債比率はマイナスだが有意ではなく、銀行役員はマイナスであり、銀行役員と負債の交差項はプラスで有意である。労働組合ダミーは有意ではないが、オーナー、外部と労働組合ダミーの交差項はプラスで有意である。ROA はマイナスで有意であるが、ROA と外部の交差項はプラスである。外国人持株比率は有意ではない。

各変数の交差項を考慮に入れて検討してみると、オーナーダミーはマイナスで有意であるが、オーナーダミーと内部出身役員比率の交差項、オーナーダミーと組合ダミーの交差項はプラスである。したがって、オーナーでは内部出身役員の比率が高くなれば解雇の確率が上昇し、労働組合はオーナーでは解雇の確率を上昇させている。これら交差項の効果を係数と説明変数の平均値で評価すれば、結果としてオーナーでは解雇の確率が上昇することになる。

外部に関しては、外部ダミーがマイナスであるが、外部ダミーと労働組合ダミーの交差項がプラスなので、労働組合は外部においても解雇の確率を上昇させている。また、ROA と外部企業の交差項がプラスなので、ROA の効果は外部では減少する。これら交差項の効果を係数と説明変数の平均値で評価すれば、結果として外部企業では解雇の確率が上昇することになる。

このように、交差項も含めて総合的に評価すれば、平均的に見てオーナー、外部では内部よりも解雇の確率が上昇していることがわかる。また、銀行派遣役員の存在はマイナスの効果を持っているが、企業の負債比率が高くなれば銀行役員は解雇の確率を上昇させていることがわかる。

②は各企業の教育訓練制度に関する変数を入れた結果であるが、いずれも有意ではない。ここでは、オーナーダミーと負債比率の交差項が入れているが、この項はプラスで有意なので、オーナーでは負債比率の上昇は解雇の確率を上げるが、負債比率はマイナスで有意なので他の企業では負債比率の上昇は解雇の確率を低下させている。他の変数の効果は①と大きく変わらない。

③では教育訓練の変数と労働組合の交差項を入れた推定である。教育訓練 2 はマイナスなので、OJT 重視するほど解雇の確率が上がるということであるが、この変数と労働組合の交差項はプラスになっているので、労働組合のある企業では逆に OJT を重視しているほど解雇の確率が低下しているということである。

④では労働組合と教育訓練の交差項の他に、銀行役員と教育訓練の交差項が入っているが、いずれも有意ではない。

次に、銀行への依存度を考慮に入れた推定を行う。表 3 の①では、銀行依存度は有意ではないが、銀行依存度と労働組合の交差項がマイナスで有意である。労働組合の存在する場合には、銀行への依存度が高い企業では解雇の確率が低下することになる。

②では教育訓練制度に関する変数が入れているが、いずれの変数も有意ではない。また、オーナーダミーと銀行依存度の交差項が入っているがこの項は有意ではない。

③では、教育訓練制度と銀行依存度との交差項が入っているが、教育訓練1がマイナスで有意であるが、教育訓練1と銀行依存度の交差項がプラスである。教育訓練には個人が責任を持つべきであると考えている企業ほど解雇の確率が低くなっているが、銀行依存度が高い場合には、逆に企業が教育訓練に責任を持つべきという企業で解雇の確率が低下している。

表2 ガバナンス構造と解雇（全サンプル）1999年度-2004年度

	①	②	③	④
オーナー	-1.718*** [-0.123]	-2.319*** [-0.162]	-2.297*** [-0.158]	-2.402*** [-0.157]
外部	-0.970*** [-0.072]	-0.952*** [-0.071]	-0.907*** [-0.068]	-0.768** [-0.057]
労働組合	-0.260 [-0.033]	-0.176 [-0.021]	-0.863 [-0.140]	-0.836 [-0.128]
内部役員比率	-0.824*** [-0.094]	-0.623** [-0.071]	-0.654** [-0.073]	-0.703** [-0.074]
オーナー* 内部役員比率	1.542** [0.177]	1.226* [0.139]	1.210* [0.135]	1.027 [0.109]
オーナー* 労働組合	0.837** [0.147]	0.779** [0.132]	0.764** [0.127]	0.754** [0.119]
外部*労働組合	0.578* [0.091]	0.632* [0.102]	0.580* [0.090]	0.363 [0.048]
銀行役員	-1.069*** [-0.133]	-1.017*** [-0.126]	-1.089*** [-0.134]	-2.086*** [-0.287]
負債	-0.584 [-0.067]	-0.892* [-0.102]	-0.982** [-0.110]	-1.359*** [-0.145]
銀行役員*負債	1.460*** [0.167]	1.481*** [0.169]	1.586*** [0.178]	2.167*** [0.230]
オーナー*負債		1.369* [0.156]	1.362* [0.152]	1.330* [0.141]
ROA	-18.020*** [-2.073]	-18.330*** [-2.091]	-18.600*** [-2.087]	-23.790*** [-2.535]
ROA*オーナー	2.021 [0.232]	4.862 [0.554]	4.705 [0.527]	4.464 [0.475]
ROA*外部	10.500*** [1.205]	10.540*** [1.202]	10.600*** [1.189]	10.650*** [1.135]
外国人持株	0.388 [0.044]	1.007 [0.115]	0.971 [0.109]	0.864 [0.092]
教育訓練1		0.015 [0.001]	0.086 [0.009]	0.221 [0.023]
教育訓練2		-0.021 [-0.002]	-0.378* [-0.042]	-0.335 [-0.035]
教育訓練1* 労働組合			-0.077 [-0.008]	-0.113 [-0.012]
教育訓練2* 労働組合			0.433** [0.048]	0.413* [0.044]
教育訓練1* 銀行役員				-0.228 [-0.024]
教育訓練2* 銀行役員				-0.015 [-0.001]
対数尤度	-441.98	-428	-485.18	-485.19

注) 上段は係数、[]は限界効果。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。企業規模ダミー、製造業ダミーが入っている。

表3 ガバナンス構造と解雇（全サンプル）  
1999年度-2004年度

	①	②	③
オーナー	-1.145*** [-0.123]	-1.407** [-0.142]	-1.339** [0.135]
外部	-1.406*** [-0.120]	-1.363** [-0.117]	-0.797 [0.084]
内部役員比率	-1.319** [-0.206]	-1.383** [-0.214]	-0.706** [-0.108]
労働組合	0.127 [0.018]	0.158 [0.023]	0.125 [0.017]
オーナー*	1.281*** [0.325]	1.370*** [0.353]	1.446*** [0.377]
労働組合	1.090* [0.273]	1.095* [0.273]	1.073* [0.264]
外部*労働組合	-0.319** [-0.051]	-0.308** [-0.049]	-0.343*** [-0.055]
銀行役員	0.773 [0.120]	0.597 [0.092]	0.769 [0.118]
銀行依存度	-1.700** [-0.265]	-1.774** [-0.275]	-1.899** [-0.291]
銀行依存度*		0.722 [0.112]	0.384 [0.058]
労働組合			
銀行依存度*			
オーナー			
ROA	-15.140*** [-2.365]	-14.860*** [-2.306]	14.950*** [-2.293]
ROA*オーナー	1.426 [0.223]	1.400 [0.217]	1.591 [0.244]
ROA*外部	9.945** [1.553]	9.330** [1.447]	9.050** [1.387]
外国人持株	0.936 [0.146]	0.976 [0.151]	0.635 [0.097]
教育訓練1		0.004 [0.001]	-0.346* [-0.053]
教育訓練2		-0.300 [-0.004]	0.120 [0.018]
教育訓練1*			1.280**
銀行依存度			[0.196]
教育訓練2*			-0.528
銀行依存度			[-0.081]
対数尤度	-337.38	-336.77	-296.65

注) 上段は係数、[]は限界効果。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。企業規模ダミー、製造業ダミーが入っている。

## (2) 経営者別の推定

次に、更に詳しく各変数の効果を見るために経営者のタイプ別に分析を行った。ここでは内部とオーナーにしぼって分析を行った。表4は内部の結果である。

①によれば、内部役員比率はマイナスであり、負債比率、労働組合ダミーはプラスである。組合ダミーと負債比率の交差項がマイナスであり、外国人持株比率は効果がない。組合、負債の効果は交差項を考慮に入れて検討すれば、組合は解雇の確率を上げているが、負債比率が高くなれば組合効果はマイナスになる。負債比率の平均値で評価すれば組合の効果はマイナスである。また、負債の効果は労働組合のある企業ではマイナスになる。

②には銀行役員と負債比率の交差が入っておりプラスである。銀行、負債の効果は交差項を考慮に入れて検討すれば、銀行役員効果はマイナスであるが、負債比率が高くなればプラスになる。しかし、負債比率の平均値で評価すれば銀行役員の効果はマイナスである。

③では企業の教育訓練制度に関する変数が入っており、労働組合と教育訓練2の交差項

がプラスで有意である。したがって、労働組合のある企業の場合には OJT を重視しているほど解雇の確率が低下する。また、銀行役員と教育訓練制度の交差項は有意ではない。

④では銀行依存度を入れた分析である。銀行依存度は有意ではないが、銀行依存度と銀行役員の交差項はプラスである。また、労働組合は有意ではないが、労働組合と銀行依存度はマイナスで有意である。労働組合のある企業では銀行依存度が高いほど解雇の確率が低くなる。ROA の代わりに経常赤字ダミーが入っているが、経常赤字ダミーはプラスであり、赤字期には解雇の確率が上昇する。

⑤では銀行依存度と教育訓練の交差項が入っているが、いずれの変数も有意ではない。

表4 ガバナンス構造と解雇(内部昇進企業)

	①	②	③	④	⑤
内部役員比率	-0.779** [-0.095]	-0.870** [-0.114]	-0.593 [-0.070]	-1.683* [-0.287]	-1.724* [-0.291]
労働組合	1.613** [0.095]	1.417* [0.963]	0.558 [0.049]	0.015 [0.002]	0.152 [0.023]
銀行役員	-0.157 [-0.019]	-1.024** [-0.146]	-1.191 [-0.162]	-0.704** [-0.132]	-0.665** [-0.122]
負債	2.713*** [0.333]	1.499 [0.196]	1.386 [0.165]		
負債*労働組合	-2.800** [-0.341]	-2.585** [-0.339]	-2.301* [-0.274]		
負債*銀行役員		1.513** [0.198]	1.489* [0.177]		
ROA	-17.920*** [-2.199]	-17.890*** [-2.340]	-17.400*** [-2.073]		
赤字				0.784*** [0.197]	0.747*** [0.183]
外国人持株	1.128 [0.138]	0.546 [0.071]	1.843** [0.219]	0.077 [0.013]	0.047 [0.008]
銀行依存度				-1.749 [-0.298]	-2.630 [-0.445]
銀行依存度* 労働組合				-2.519** [-0.430]	-3.002** [-0.507]
銀行依存度* 役員				2.278* [0.389]	2.017 [0.340]
教育訓練1			0.740 [0.088]		-0.087 [-0.148]
教育訓練2			-0.626 [-0.074]		-0.145 [-0.024]
教育訓練1* 労働組合			-0.238 [-0.028]		
教育訓練2* 労働組合			0.710** [0.084]		
教育訓練1* 銀行役員			-0.051 [-0.006]		
教育訓練2* 銀行役員			0.147 [0.017]		
教育訓練1* 銀行依存度					0.696 [0.117]
教育訓練2* 銀行依存度					0.080 [0.013]
対数尤度	-298.22	-298.22	-279.25	-203.94	-182.73

注) 上段は係数、[]は限界効果。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。企業規模ダミー、製造業ダミーが入っている。

表5では経常利益の赤字が発生した場合に各ガバナンス変数の効果に変化するかを推定している。表4の④に内部役員、労働組合、銀行役員、銀行依存度と赤字ダミーの交差項が入っているが、いずれも有意であり、経常利益が赤字の場合には、通常、解雇の確率を引き下げていた要因も解雇の確率を上昇させている。

表5 ガバナンス構造と解雇(内部昇進企業 赤字期の変化)

	①	②	③	④
内部役員比率*	1.075***			
赤字	[0.185]			
労働組合*		0.749***		
赤字		[0.187]		
銀行役員*			0.968***	
赤字			[0.264]	
銀行依存度*				2.180***
赤字				[0.382]
対数尤度	-186.97	-186.31	-184.62	-186.65

注) 表4の④に経常赤字ダミーと各変数の交差項を入れた。上段は係数、[]は限界効果。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。企業規模ダミー、製造業ダミーが入っている。

次に表6でオーナーについてみてみよう。①では内部昇進企業と異なり、労働組合は有意ではなく、組合と負債比率の交差項も有意ではないが負債はプラスである。また、内部昇進企業と逆に内部出身役員比率はプラスの効果を持っている。銀行役員と外国人株主はマイナスである。

②では銀行役員はマイナスであり、銀行役員と負債の交差項はプラスになっている。負債比率の平均値で評価すれば銀行役員の効果はマイナスである。

③では教育訓練制度に関する変数が入っているが、いずれの変数も有意ではなく、労働組合ダミーとの交差項も有意ではない。

④では、労働組合はプラスで有意となっている。また、労働組合と銀行依存度はマイナスであるが有意ではない。銀行役員はマイナスであり、銀行役員と銀行依存度はプラスで有意である。経常赤字ダミーはプラスであり、赤字期には解雇の確率が上昇する。

⑤では銀行依存度と教育訓練の交差項が入っているが、教育訓練1と銀行依存度との交差項がプラスで有意である。

表7では表6の④に赤字ダミーとの交差項をいれて赤字期に各ガバナンス変数の効果に変化するかを推定している。内部役員比率と銀行依存度が赤字期に解雇の確率を上げている<sup>6</sup>。

<sup>6</sup> なお、分析に当たっては、特に内部昇進企業とオーナー企業では企業の設立からの年数が異なることを考慮に入れる必要がある。企業が設立された時期を平均値でみると内部昇進1938年、オーナー企業では1950年となっている。このような企業の年齢の違いは、企業内部での人的資本の蓄積に大きな影響を与えられ、そのことが解雇の確率に影響を与えることが予想される。したがって、経営者のタイプによる解雇の確率の違いを純粋に検出するために、企業の年齢をコントロールして推定を行ってみたが、結果は企業の年齢をコントロールしない場合と大きな差はない。

以上の分析については、説明変数を1期前の値にして分析したが、ほぼ同様の結果が得られている。また、内部役員比率や銀行依存度の内生性を考慮して4期前の値を使用して分析を行ったがほぼ同様の結果が得られている。

表6 ガバナンス構造と解雇（オーナー企業）

	①	②	③	④	⑤
内部役員比率	5.390** [0.252]	4.313* [0.152]	6.058** [0.145]	3.236 [0.216]	1.432 [0.000]
労働組合	1.192 [0.049]	1.267 [0.039]	0.719 [0.015]	2.976* [0.162]	25.310 [0.999]
銀行役員	-0.473** [-0.026]	-2.983*** [-0.368]	-5.875** [-0.904]	-3.277*** [-0.607]	-5.283*** [-0.217]
負債	7.097** [0.339]	3.724 [0.131]	6.858 [0.164]		
負債*労働組合	-0.911 [-0.043]	-0.933 [-0.032]	1.024 [-0.024]		
負債*銀行役員		4.159*** [0.146]	3.814** [0.091]		
ROA	-9.345** [-0.447]	-15.080*** [-0.531]	-12.370** [-0.296]		
赤字				1.788** [0.392]	2.406** [0.021]
外国人持株	-6.728** [-0.322]	-3.481* [-0.120]	-6.674** [-0.159]	-2.644 [-0.177]	0.856 [0.000]
銀行依存度				-3.019 [-0.202]	-11.920 [-0.000]
銀行依存度* 労働組合				-4.513 [-0.302]	-25.040 [-0.001]
銀行依存度* 銀行役員				10.550*** [0.706]	15.500*** [0.001]
教育訓練1			0.254 [0.006]		0.123 [0.000]
教育訓練2			-0.292 [-0.007]		0.825 [0.000]
教育訓練1* 労働組合			-0.260 [-0.006]		
教育訓練2* 労働組合			-0.187 [-0.004]		
教育訓練1* 銀行役員			0.012 [0.000]		
教育訓練2* 銀行役員			0.118 [0.002]		
教育訓練1* 銀行依存度					13.270*** [0.001]
教育訓練2* 銀行依存度					-2.178 [-0.000]
対数尤度	-109.36	-114.69	-114.7	-76.27	-76.3

注) 上段は係数、[]は限界効果。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。企業規模ダミー、製造業ダミーが入っている。

表7 ガバナンス構造と解雇（オーナー企業 赤字の変化）

	①	②	③	④
内部役員比率*	2.105*** [0.109]			
赤字				
労働組合*		0.882 [0.128]		
赤字				
銀行役員*			1.002 [0.157]	
赤字				
銀行依存度*				5.169*** [0.266]
赤字				
対数尤度	-56.38	-54.02	-54.22	-51.02

注) 表6の④に経常赤字ダミーと各変数の交差項を入れた。上段は係数、[]は限界効果。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。企業規模ダミー、製造業ダミーが入っている。

## 第5節 結果の解釈

以上の分析から経営者のタイプ別に解雇の決定要因を分析すると、経営者のタイプによって、ガバナンス変数の効果が異なることがわかる。

3つの経営者のタイプをすべて含んで分析した結果からは次のことがわかる。内部昇進企業では、内部出身の役員比率の上昇は解雇の確率を低下させており、この結果は阿部・清水谷（2005）の結果と整合的である。しかしこの変数は、オーナー企業では逆に解雇の確率を上昇させており、経営者のタイプによって効果が逆転している。つまり、内部出身の役員は内部昇進企業では従業員の利益を代表しているといえるが、逆に、オーナー企業ではオーナー経営者よりの意思決定をしていると考えられる。

労働組合についても、内部昇進企業では解雇の確率を低下させる効果を持っているのに対して、オーナー企業では解雇の確率を上昇させている。労働組合についても、内部出身役員と同様の傾向が認められる。オーナー企業では、オーナー経営者やその一族の意思決定における影響力が強くなっており、役員や労働組合もその意向に従わざるを得ないということなのであろうか。

負債比率も内部昇進や外部出身ではマイナスの効果を持っているが、オーナーではプラスの効果を持っている。したがって、内部昇進、外部出身で、負債が多く財務体質が悪化している企業では解雇の確率が低下するということであり、これらの企業では負債を増加させて雇用を維持していることになる。つまり財務体質を悪化させても雇用を維持するということになっている。一方、オーナー企業では、財務状況の悪化はリストラを促進しており、負債の規律付け効果がみられる。オーナー経営者には内部昇進経営者と異なって、財務体質を悪化させてまで従業員の雇用を保障するインセンティブがないということである。

銀行派遣役員の存在は解雇の確率に対してマイナスの効果を持っていた。また、銀行依存度は労働組合のある企業において解雇の確率を低下させている。労働組合のある企業では雇用維持を求める圧力によって銀行への依存を強め解雇の確率を低下させている。

教育訓練に関する変数は労働組合との交差項を入れた場合に、教育訓練 2、すなわち、「教育訓練にあたって重視するのは OJT か OFF-JT か」という変数が有意になっている。労働組合のある場合には、OJT を重視している企業で解雇の確率が低下している。つまり、企業特種的な教育訓練とそれによる人的資本の蓄積と労働組合は制度的な補完関係があるということになる。

また、教育訓練に関する変数と銀行変数との関係を見ると、銀行派遣役員と教育訓練変数の交差項はいずれも有意ではないが、教育訓練 1、すなわち「教育訓練を行うのは企業か個人か」と銀行依存度の交差項はプラスになっており、銀行との関係が強い企業では、企業の責任で教育訓練を行ってきたという企業ほど解雇の確率が低下する。このことは、銀行との関係が強いほど、企業特種的な人的資本の蓄積が進み解雇のコストが高くなっていることを示しており、銀行、メインバンクと企業特種的な教育訓練との制度的な補完関係の存在を示

唆している。

次に、経営者の出自別に分けた分析からは以下のようなことが明らかになった。内部昇進企業では、労働組合が全体としてマイナスの効果をあたえている。内部昇進企業では組合と負債比率の交差項がマイナスであり、労働組合のある場合には負債は解雇にマイナスの効果をもっているが、オーナー企業ではそのような効果はなく、負債はプラスの効果を与えている。負債の規律づけ効果はオーナー企業では働くが内部昇進企業では働いていない。内部昇進企業では、組合が負債を増やして雇用を維持しているということになる。内部昇進企業では経営者が労働組合、従業員の顔色をうかがう必要があるということであろうか。オーナー企業では組合の効果はないか、あってもプラスである。オーナーの権力が強いので組合は雇用を維持できないか、あるいは、リストラを促進するということになる。浦坂・野田（2001）、野田（2006,a）、野田（2006,b）では、内部昇進企業とオーナー企業とでは従業員の交渉力と解雇の交渉費用が異なることが想定されていたが、本稿の分析においてこのことが確認された。

内部出身役員比率が内部昇進企業では解雇にマイナスの効果を与える一方、オーナー企業ではプラスの効果を与えている。内部昇進企業においては、内部出身役員は従業員の利益を守るエージェントとして行動しているといえるが、オーナー企業では、従業員の利益を守るというよりも、オーナー経営者の意思決定に従っているといえる。

また、銀行依存度については、内部昇進では労働組合の交差項がマイナスで有意だが、オーナー企業ではそのような効果はみられない。内部昇進企業の労働組合のある企業では銀行依存度が高いほど解雇を行わないということであり、組合の圧力によって企業が借入を増やして雇用を維持しているということであろう。一方、オーナー企業では銀行に対する依存度を高めてまで雇用を維持することはないようである。

銀行派遣役員は両企業でマイナスの効果を持っているが、銀行への依存度が増加するにしたがって、銀行役員はプラスの効果をもつようになる。役員が派遣されている企業では、銀行依存度が高くなれば銀行、メインバンクは解雇を促進するようになる。

教育訓練制度については、内部昇進企業の場合、教育訓練にあたって **OFF-JT** を重視している場合に解雇の確率が低下しているが、逆に組合のある企業では **OJT** を重視している企業ほど解雇の確率が低下していた。このことは、労働組合と企業特殊的な訓練の間に制度的な補完関係があるということをも物語っている。一方、オーナー企業では教育訓練制度の違いは解雇の確率に影響を与えてはいない。

教育訓練制度と銀行変数の関係についてみると、銀行派遣役員と教育訓練の交差項はいずれの企業でも有意ではない。教育訓練と銀行依存度との関連については、内部昇進企業の場合には両変数に関連がなかったが、オーナー企業では、銀行依存度が高い場合に企業が教育訓練の責任を持ってきたという企業で解雇の確率が低下する。銀行、メインバンクと企業特殊訓練の補完関係はオーナー企業で見られるもので、内部昇進企業では確認できない。内部



昇進企業の場合には教育訓練と労働組合が補完関係にあり、オーナー企業では教育訓練と銀行、メインバンクに制度的な補完関係が見られる。

銀行役員は解雇に対してマイナスの効果を持っていたが、銀行役員と教育訓練変数の交差項は効果を持たなかったということは、銀行役員の有無は制度的な補完関係の有無ではなく、メインバンクの救済機能の存在の有無を表していると考えるのが妥当であろう<sup>7</sup>。

以上のように、経営者のタイプ別に分析を行うと、オーナー企業では解雇の確率を減少させているのが銀行役員という変数だけだったのに対して、内部昇進企業では多くの変数が解雇の確率を低下させるような効果を持っていることがわかる。内部昇進企業では、オーナー企業に比べて雇用を維持するような効果を持つ変数が多いことがわかる。特に銀行依存度や負債は内部昇進企業では、雇用を維持するために利用されていると考えられる。

このような両企業の違いの最も根本的な原因は、内部昇進企業の経営者とオーナー企業の経営者との間での、従業員の雇用保障をどの程度重視するかという雇用維持に対する姿勢の違いから来るものと考えられ、内部昇進経営者は、その出自からして、従業員の雇用をオーナー経営者より重視している。

野田(2006,a)、野田(2006,b)では、雇用の調整速度に対するメインバンクの効果が内部、オーナー両企業間で異なっていたが、本稿の結果をもって両企業間での雇用調整速度の違いを解釈すれば、両企業での銀行依存度の効果、あるいは負債の効果が内部、オーナー両企業間で異なることの現れであると考えられる。

このような両企業における違いは、内部昇進企業では労働組合の雇用維持の圧力によって、経営者が銀行からの借入を増やして雇用を維持しているということになる。野田(2006,a)では内部、オーナーでのメインバンク効果の違いは、メインバンクそのものの効果の違いというよりも、両タイプでの従業員の交渉力、解雇の交渉費用の高さがメインバンクの救済機能を通して現れている、という解釈を行った。本稿においては、内部昇進企業では労働組合が銀行依存度を高めることによって解雇の確率を低下させているが、オーナーではそのような結果は見られないという結果は、そのような解釈と整合的なものといえるであろう。内部とオーナーとで決定的に違うのはメインバンク、銀行の効果そのものよりも、労働組合、従業員集団の影響力である。

教育訓練制度とガバナンス変数との補完関係については、内部昇進企業の場合には教育訓練と労働組合が補完関係にあり、オーナー企業では教育訓練と銀行、メインバンクに制度的な補完関係が見られる。

---

<sup>7</sup> 銀行からの役員については、企業の収益との相関があるかもしれないが、宮島・近藤・山本(2001)によれば、バブル崩壊後にはパフォーマンスの悪化にもかかわらず銀行が介入しないか、パフォーマンスとは無関係に銀行が役員派遣する傾向が強まっている。この点が妥当であるとする、役員派遣と収益悪化とは関係が無いことになる。

## 第6節 まとめ

本稿では、経営者のタイプ別にコーポレートガバナンスを構成する諸要因が解雇に与える影響を分析した。従来考慮されることのなかった経営者の出自を考慮して分析を行った結果、労働組合や内部出身の役員比率、負債比率や銀行依存度の解雇に対する効果が経営者の出自によって異なっていることが明らかとなった。

また、教育訓練や企業内の人材育成の解雇に与える効果についても、労働組合やメインバンク、銀行との制度的な補完関係を考慮に入れて分析を行ったが、教育訓練はオーナー企業では銀行、メインバンクとの間に、内部昇進企業では、労働組合との間に補完関係がみだされており、企業の教育訓練制度が解雇の確率に影響を与えていた。従来主張されてきた、企業内部での OJT による企業特種的人的資本の蓄積が雇用調整を行いにくくしてきた、という命題を支持する結果となっている。

このように、大企業、上場企業といっても、経営者の出自、属性によって雇用調整に影響を与える要因がまったく異なっている。今後の課題は、このような雇用の違いが経営効率にどのような影響を与えているのかを分析することである。

### <参考文献>

- 阿部正浩(1999)「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定——企業財務データを利用した実証分析——」, 中村二郎・中村恵編著『日本経済の構造調整と労働市場』, 日本評論社, pp.75-102.
- 阿部修人・清水谷 諭 (2005) 「日本企業の雇用調整手段とコーポレート・ガバナンス——ステークホルダーモデルによる検証——」 ESRI Discussion Paper Series No.136.
- 浦坂純子・野田知彦 (2001) 「企業統治と雇用調整——企業パネルデータによる実証分析——」, 『日本労働研究雑誌』, 第 488 号, pp.53-63.
- 岡崎哲二(2005)「産業報国会の役割——戦時期日本の労働組織——」, 『生産組織の経済史』, 東京大学出版会, pp.203-228.
- 富山雅代(2001)「メインバンク制と企業の雇用調整」, 『日本労働研究雑誌』, 第 488 号, pp.40-51.
- 野田知彦(2002)「労使関係と赤字調整モデル」, 一橋大学経済研究所『経済研究』, 第 53 巻, 第 1 号, pp.40-52.
- 野田知彦(2006,a)「経営者、統治構造、雇用調整」『日本経済研究』第 54 号, pp.90-108.
- 野田知彦(2006,b)「メインバンクは雇用調整を遅らせたのか?」, mimeo.
- 野田知彦(2006,c)「解雇と労使協議、経営参加」, 『日本労働研究雑誌』, 第 556 号, pp.40-52. .
- ポール・シェアード (1996) 「メインバンクと財務危機管理」 青木昌彦・ヒュー・パトリック編『日本のメインバンク・システム』 東洋経済新報社, 第 6 章.
- 松浦克己(2001)「雇用削減と減配・無配の関係——企業利潤、企業財務、コーポレート・ガバナンスからの視点——」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所, 60 号, pp.106-138.
- 宮島英昭・近藤康之・山本克也(2001)「企業統治・外部役員・企業パフォーマンス——日本企業システムの形成と変容——」『日本経済研究』第 43 号, pp.18-45.

- Aoki, M. (1994) "The Contingent Governance of Teams: Analysis of Institutional Complementarity," *International Economic Review*, Vol.35, No.3, pp.657-676.
- Arikawa, Y. and H.Miyajima(2005) "Relationship Banking in post Bubble Japan:Co-existence of soft-and hard budget constraint" *RIETI Discussion Paper Series* 05-E-15.
- Caballero, R.J.,T.Hoshi and A.K.Kashyap(2006) "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan", mimeo.
- Freeman,R.B. and J.L.Medoff(1984) *What Do Unions Do?*, New York: Basic books.
- Hanazaki,M.and A.Horiuchi (2000) "Is Japan's Financial System Efficient?" *Oxford Review of Economic Policy*,Vol.16,pp.61-73.
- Izumida,S.(1998) "Management Rights and Distribution structure in Japanese firms, " *Japan and the World Economy*, 10, pp.135-156.
- Kang,J.-K. and A.Shivdasani (1997) "Corporate Restructuring During Performance declines in Japan" *Journal of Financial Economics*,Vol.46,pp.29-65.
- Kaplan,S.N. and B.A.Minton (1994), "Appointments of Outsiders to Japanese Corporate Boards: Determinants and Implications for Managers," *Journal of Financial Economics*,Vol.36,pp.225-258.
- Morck,R. and M. Nakamura(1999) ,"Banks and Corporate Control in Japan," *Journal of Finance* , Vol.54 , pp.319-339.

## 第4章 ガバナンス構造と経営効率

——経営者の出自、従業員の経営参加、教育訓練制度、リストラの効果を考えて

### 第1節 はじめに

失われた10年といわれた長期停滞をなんとか抜け出した日本経済であるが、日本経済の長期停滞の背景には、「雇用」「債務」「設備」の3つの過剰を生み出したとされる日本企業のガバナンス構造があるという議論があり、この間、日本企業はこぞってコーポレートガバナンスの改革に努めてきた。本稿の課題は、2000年以後の日本企業を対象に、改革が進められている日本企業のガバナンス構造と経営効率との関係を実証的に明らかにすることである。

従業員主権型の経営、メインバンク制、株式持合、内部から昇進してきた経営者などで特徴付けられてきた日本企業のガバナンス構造であるが、本稿の分析ではこれらのコーポレートガバナンスを構成する諸要因の経営効率に与える影響を分析するが、その際に、従来の研究ではあまり注意が払われなかった、経営者の出自、属性や労働組合、労使協議制、従業員の経営参加の経営効率に与える影響も考慮に入れて分析を進める。

### 第2節 問題意識

日本においてコーポレートガバナンスの経営効率に与える影響を分析した研究としては、堀内・花崎(2004)、宮島・新田・斉藤・尾身(2004)がある。

宮島・新田・斉藤・尾身(2004)では、バブル崩壊後の東証一部上場企業（除く金融、公益）を対象に経営効率を全要素生産性(TFP)で測定して、株主構成、負債、取締役会構成などのガバナンス特性が経営効率にどのような影響を与えているかについて分析を行っている。

その結果、海外機関投資家の持株比率が高いほど、そして、安定持株比率が低いほどTFP成長率が高まっている。また、負債比率はその水準が高いほどTFP成長率が改善し、取締役会構成については、取締役会規模が大きいくほどTFP成長率は低下するが、社外取締役は有意な影響を持っていない。メインバンクの効果については、その規律付け効果は弱く、逆に財務危機に直面した企業でモラルハザードを誘発した可能性が高いとされている。

堀内・花崎(2004)では、企業経営の効率性を生産関数から導きだされる生産性の変化の度合いで評価し、ガバナンス変数の効果を分析している。1970年から2000年までパネル分析の結果、アングロ＝サクソン型の株主による規律付けメカニズムは部分的にみられるものの、長期的にみて機能してきたとは言い難く、また、日本型モデルともいえるメインバンクのモニタリング機能についても、肯定的な結果は得られていない。これらの代わりに、企業経営を規律付けしているのは市場競争の要因であるとされている。

これらの研究においては、企業のガバナンス構造をあらゆる諸特性が企業価値や経営効率に影響を与えるかどうか分析された。それらの中でガバナンスの状態を示す変数として注目されて来たのが、株主構成、負債（銀行、メインバンク）、取締役会の構成である。

株式の相互持合いを中心とした株式の安定保有構造については、戦後の日本型のコーポレートガバナンスを特徴付けるものとして考えられてきた。そして、バブル経済崩壊以前は、それが日本企業のシステムに特徴的な、従業員主権、長期雇用制、メインバンク制度、企業系列などと相互補完的に作用し、戦後の成長を支えたと評価されていた。しかしながら、バブル経済崩壊後には、安定保有構造は他の株主からの経営者に対する圧力を遮断、緩和し、経営者のエンタレチメント（経営権の強固さ）を拡大させたといわれている。そして、このような安定保有構造はバブル崩壊以後に急速に崩れる一方で、機関投資家がガバナンスの主体となることに大きな期待が集まっている。本稿では、金融機関持株比率、外国人持株比率の経営効率に対する効果を分析することで株主構成の経営効率に対する効果を分析したい。

負債については、企業の倒産を招かないように、経営者の努力水準を一定に保つ、いわゆる負債の規律づけ効果があるとされている。このような負債による規律づけ効果は日本企業についても当てはまる多くの研究で確認されている。

負債の効果には、負債の規律づけ効果だけでなく、債権者の中でもとりわけ影響力が大きいと考えられる銀行、メインバンクの効果を検討することも重要である。メインバンクには、金融取引を通じて顧客企業と密接な関係を維持しモニタリングを行う。このモニタリングが機能していれば経営効率が上昇すると考えられる。

そして、メインバンクはステークホルダーに収益が分配されている間は経営に直接介入しないが、融資先企業の業績が悪化するにしたがって経営権がメインバンクに移転され、その主導の下で経営の再建が行われる。これがいわゆる「状態依存ガバナンス」といわれるものである。

メインバンクに関する最近の議論では、メインバンクによる救済が経営危機に瀕した企業に対して繰り返して行われ（いわゆる追い貸し）、経営者は、収益悪化時のメインバンクの救済を織り込んで行動し、倒産回避のための経営努力を放棄してしまうというような「モラルハザード」が発生していた可能性がある。このような事態が発生していれば、メインバンクのモニタリング機能は低下し、経営効率の低下をもたらしているかもしれない。はたして、メインバンクは経営効率の低下をもたらしているのだろうか。本稿ではメインバンクが経営効率を低下させているのか、それとも上昇させているのかを検討する。

取締役会の構成については、近年、社外取締役の役割が重要視されるようになってきている。社外取締役は、従来と異なった視点からの経営判断をできる立場にあり、経営の意思決定の硬直性を緩和する役割があると考えられ、社外取締役がこのような機能を果たしていれば企業の経営効率は向上すると考えられる。一方では、社外取締役には、社内の情報を十分に収集、利用できない可能性がある。このような場合に、社外取締役の割合が高まれば、取

締役会の意思決定の能力が低下し、経営効率が悪化すると考えられる。本稿では、企業の外部出身の役員（生え抜きではない役員）の比率の経営効率に対する効果を分析する。

そして、本稿ではこの 3 種類の変数の企業効率に与える影響を分析するだけでなく、以下のような独自の視点を付け加える。

第一には、経営者の出自、属性を考慮に入れたことである。日本企業の経営者を大きく分類した場合、内部昇進企業（経営者が内部昇進者）、オーナー経営者、外部出身企業（親会社、関連会社などから経営者が来ている企業）の 3 つのパターンに分類される。従来の研究では経営者の出自についてはほとんど考慮されなかったが、本稿において経営者の出自、属性に対して注意を払うのは以下のような理由による。

企業ガバナンス構造の雇用調整に対する効果を分析した浦坂・野田(2001)、野田(2006,a)、野田(2006,b)では、内部昇進企業とオーナー企業を比較すると、雇用調整のパターンが異なることが明らかにされている。内部昇進企業のほうが雇用の調整速度が遅く、また、メインバンクが内部昇進企業においてのみ雇用調整を遅らせているが、このことは内部昇進企業においてメインバンク制度が企業特殊的な人的資本を保蔵し、非効率な解雇を避けることに貢献することにより経営効率の向上をもたらしているということなのか、それとも、従業員の圧力によって過剰な雇用を維持するためにメインバンクが利用され、経営効率を引き下げているということなのであろうか？ このように経営者の違いによる雇用調整速度やパターンの違いは経営効率に対して影響を与えると考えられるために、本稿では、経営者の出自、属性を考慮に入れることによって分析を行う。

第二には、第一の点とも関連するが、従業員集団、労働組合の効果を考慮に入れ、経営者の属性、出自によってその効果に変化があるかどうかを検討したことである。労働組合や労使協議制の経済変数に対する効果について言えば、Freeman and Medoff(1984)の発言メカニズムや Freeman and Lazear(1994)などの Work Council の議論が有名であるが、これらの議論によれば、①離職率の低下②企業経営に関する情報の共有を通じて参加意識とインセンティブを高める③生産現場や労働者の選好に関する情報が経営者に伝えられ、より効率的な経営が行える——などの効果により、労働組合の存在は経営効率の向上をもたらすと考えられる。日本では、野田(1997)において未上場企業のデータで労働組合の生産性に対する効果が分析され、労働組合の存在が企業の生産性を高めていることが明らかにされている。本稿では労働組合の経営効率に対する効果を分析するとともに、経営者が従業員出身である企業（内部昇進企業）とそうでない企業とにおいて、労働組合の効果は異なるのかどうかを検討する。

第三には労働組合だけでなく、労使協議制や従業員の経営参加が経営効率を引き上げているのかどうかという問題を検討する。労使協議制や従業員参加の労働生産性に対する効果については Kato and Morisima(2002)があるが、本稿では経営効率に対する効果について分析する。また、野田(2006,c)の分析では従業員の経営参加は通常の場合には解雇、希望退

職の確率を引き下げ、赤字期には引き上げているが、このような労働組合、従業員の態度は経営効率を上昇させるのか、低下させるのだろうか。

第四には、リストラ、人員削減が経営効率を向上させているかどうかについて検討する。リストラによる人員削減は過剰雇用や不採算部門を清算するという点において、経営効率を向上させると思われるが、優秀な人材の流失や従業員のモラルダウンをもたらすことによって経営効率を引き下げることとも考えられる。本稿では、このいずれの効果が大きいのかを検討する。従来の議論では、リストラの影響についてはほとんど考慮がなされていなかったが、本稿では、解雇、希望退職を行ったかどうかを特定して、その経営効率に対する効果を分析する。

第五には教育訓練制度の効果を考慮に入れた分析を行う。日本企業のパフォーマンスの高さの背景には、企業内部での企業特種的な訓練とそれによる人的資本の蓄積があることはよく知られている。本稿では、このような企業における教育訓練制度の違いが企業の経営効率にどのような影響を与えているのかについて分析を行う。

岡崎（2005）の分析によれば、戦前の産業報国会と企業特種的な熟練形成の間には制度的な補完関係があったとされている。本稿では、労働組合、労使協議制と経営参加について、企業での教育訓練制度との制度的な補完関係が存在するかどうかを検討する。

### 第3節 データ

本稿の分析において使用するデータは労働政策研究・研修機構が2005年10月に行った「企業のコーポレートガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査」（調査対象は全上場企業2531社。回収率17.8%（450社））であり、このデータに財務データを接合して分析を進める。使用した財務データは有価証券報告書を基にして作成された日経NEEDSである。これらのデータで2000-2004年度の5年間について分析をおこなう。内部昇進企業187社、オーナー企業88社、外部派遣企業67社の計342社のパネルデータを作成し分析を行った。

経営効率の指標としては、TFP(全要素生産性、すなわち、売上高の成長率から資本と労働と中間投入の貢献部分を引いたいわゆる「ソロー残差」)の成長率を用いた。このTFPの成長率を被説明変数として回帰分析を行う。TFPはコブ=ダグラス型生産関数を想定して

$$TFP=Y/L^{\alpha}K^{\beta}M^{\gamma}$$

によりもとめた。Yは売上高、Lは従業員数、Kは固定資産、Mは中間投入（製造原価）。 $\alpha$ は労働のシェア、 $\beta$ は資本のシェア、 $\gamma$ は中間投入のシェアである。

具体的な説明変数は以下のとおりである。

1) 経営者の属性、出自については、リファレンスグループは外部出身企業とし、内部昇進企業ダミー、オーナー企業ダミーを作成した。本稿の分析では、アンケートにしたがって、

経営者を 3 つのタイプに分類し分析を行う。アンケートでは、「貴社のトップは次のどれに当てはまりますか」という問いに対して、「1.オーナー 2.生え抜き 3.親会社・関連会社、4.金融機関、5.天下り（官公庁）、6.その他」の 6 つの選択肢があるが、1 に回答した企業をオーナー企業、2 に回答した企業を内部昇進企業、3-6 までの回答をひとまとめにして外部出身企業とした。

2) 取締役会の構成としては外部出身役員比率（生え抜きでない役員数／役員総数）を使用する。

3) 株主構成としては金融機関持株比率、外国人持株比率を使用する。金融機関持株比率は安定株主の代理変数として考える。

4) 企業の財務構造については負債比率(負債／総資産)を使用する。

5) メインバンク、銀行との関係を表す変数は銀行依存度であり、銀行借入／総資産であり、銀行借入は短期借入金＋長期借入金(1年以内)＋長期借入金(1年以上)である。

6) 従業員集団の特性に関する変数としては、労働組合ダミー(労働組合のある企業=1、ない企業=0)、労使協議制ダミー(労使協議制のある企業=1、ない企業=0)と、従業員の経営参加については、アンケートの「貴社の従業員の経営参加に関する状況についてお聞きします。現在、貴社では、以下の施策を決定・実施する上で、従業員(労働組合や過半数代表者、労使協議制の労働側委員など)に何らかの関与をもとめていますか」という質問を使用する。(a)従業員持株制度に関わる決定、(b)M&A や事業部門の売却、(c)経営者へのストックオプションの付与、(d)生産・販売計画、(e)収益指標の決定、(f)設備投資計画、(g)新技術の導入、開発、(h)資金計画、(i)取締役会のメンバー変更——の 9 項目について、①従業員との協議は行われぬ②説明事項である③意見を聴取する④協議して実行する⑤合意が必要である——という 5 つの選択肢があり、協議がおこなわれぬ=1 から、合意が必要=5 までのスコアをつけ平均を取ったものを経営参加変数とした。

7) リストラに関する変数としては、リストラ実施ダミーを作成した。アンケートでは過去 10 年に解雇、希望退職を実施したかどうかを聞いており、これらを実施した企業で、雇用者数が前年比 10%減少しているケースを 1、その他を 0 とするダミー変数を作成するとともに、リストラの 1 期後、2 期後に経営効率がどのように変化するかを分析するために、リストラ 1 期後ダミー、2 期後ダミーを作成した。

教育訓練制度については 2 つの変数を使用する。2 つの質問項目についてのアンケートでの具体的な質問は、「貴社のホワイトカラーの研修政策の方針は A と B のどちらに近いですか。これまでの方針と今後の方針に分けて、それぞれについて該当する番号に○をつけてください」であり、使用する質問は、「これまでは従業員に教育訓練を行うのは企業の責任か(A)、それとも個人が責任を持つべきか(B)」（教育訓練 1）、「これまでは教育訓練にあたって重視するのは OJT(A)か OFF-JT(B)か（教育訓練 2）」、の 2 つである。選択肢は「A である、A に近い、B に近い、B である」の 4 段階になっており、それぞれ A、A に近



いを 1、その他を 0 としたダミー変数を作成した。

なお、オーナー企業については企業の年齢が若いことが想定され（このデータでは大きな差はないが）、企業の年齢は付加価値の成長率に影響を与えると考えられるので、企業の年齢をコントロールして推定を行った。推定はランダム効果モデルによる推定である。記述統計量は表 1 である。

表1 記述統計量

	内部昇進		オーナー		外部出身	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
TFP成長率(%)	0.184	5.906	0.167	3.866	0.180	0.433
外部役員比率	0.313	0.195	0.372	0.192	0.537	0.235
平均従業員数	4042	8366	1049	1148	1665	4460
負債比率	0.593	0.197	0.513	0.201	0.544	0.183
銀行依存度	0.268	0.170	0.258	0.129	0.271	0.159
外国人持株比率	0.091	0.096	0.065	0.084	0.031	0.048
金融機関持株比率	0.334	0.135	0.257	0.133	0.184	0.116
労働組合ダミー	0.844	0.362	0.636	0.481	0.699	0.459
労使協議ダミー	0.818	0.385	0.647	0.478	0.773	0.419
経営参加度	1.676	0.501	1.706	0.581	1.865	0.711
教育訓練1	0.764	0.424	0.705	0.456	0.788	0.409
教育訓練2	0.887	0.315	0.875	0.331	0.936	0.243
リストラダミー	0.097	0.296	0.083	0.257	1.000	0.301

#### 第4節 推定結果

推定結果についてみてみよう。推定には経営者の属性別にダミーが入れているが、レファレンスグループは外部出身企業である。表 2 の①では内部昇進ダミー、オーナーダミー、労働組合がマイナスであるが、オーナーダミーと組合ダミー、内部昇進ダミーと組合ダミーの交差項はプラスである。銀行依存度はプラスで有意であり、メインバンク、銀行のモニタリングによって経営効率が上昇しており、一般的に言われているメインバンク、銀行のモニタリング機能の低下は確認できない。他の変数は統計的に有意になっていない。

②では、銀行依存度と企業属性ダミーの交差項が入っている。銀行依存度はプラスで有意(0.119)であるが、内部昇進ダミーと銀行依存度の交差項(-0.084)と労働組合ダミーと銀行依存度の交差項(-0.049)はともにマイナスである。したがって、内部昇進企業でかつ労働組合がある場合には銀行依存度の効果はさほど大きくはないがマイナスになってしまい、TFP 成長率が 0.014 ポイント低下することになる。

これらの企業では銀行依存度の上昇は経営効率の低下をもたらしており、メインバンクに依存することにより経営悪化が起こるといったモラルハザードが生じている可能性がある。一方、オーナー企業や外部派遣企業ではそのような効果は見られずに、銀行依存度は経営効率を上昇させている。このように、銀行依存度の効果は経営者の属性、労働組合の有無によって異なる。

労働組合ダミーは有意ではないが、労働組合と内部昇進ダミーの交差項、労働組合とオーナーダミーの交差項はプラスで有意である。オーナーと労働組合の交差項は内部と組合の交差項より小さい。つまり、労働組合の効果も経営者の属性によって異なる。また、金融機関

持株比率、外部出身役員比率、外国人持株比率、負債比率などは有意ではない。

③では宮島・新田・斉藤・尾身(2004)にならって負債比率 70%を目安に高負債比率企業ダミーを作成し、財務状況が悪化した場合にメインバンク効果が強まるかどうか、つまり状態依存ガバナンスが存在するかどうかを検討している。高負債ダミーと銀行依存度との交差項はプラスで有意であり、財務状態が悪化している企業では銀行はモニタリングをつよめ経営効率を引き上げている。高負債の場合も含めて TFP 成長率に対する銀行依存度の効果をみれば、先ほどみた内部昇進企業と労働組合のある企業の場合には、ほとんどゼロに近くなる。

①②③を通して金融機関持株比率は有意とはなっておらず、安定株主は経営効率に影響を与えていない。また、外国人持株比率は③でマイナスの影響を与えている。外部出身役員比率は有意な効果を与えていない。

表2 ガバナンス構造と経営効率

	①	②	③
銀行依存度	0.022* [0.013]	0.119*** [0.027]	0.111*** [0.028]
オーナー	-0.017* [0.009]	-0.004 [0.012]	-0.005 [0.012]
内部昇進	-0.016* [0.009]	0.007 [0.011]	0.007 [0.011]
労働組合	-0.018** [0.009]	-0.004 [0.010]	-0.006 [0.010]
外部出身役員比率	0.003 [0.008]	0.003 [0.008]	0.007 [0.008]
負債比率	-0.002 [0.012]	-0.001 [0.011]	-0.017 [0.014]
外国人持株比率	-0.021 [0.021]	-0.029 [0.011]	-0.036* [0.021]
金融機関持株比率	0.003 [0.013]	0.005 [0.013]	0.002 [0.013]
オーナー*		-0.043	-0.042
銀行依存度		[0.032]	[0.032]
内部*		-0.084***	-0.086
銀行依存度		[0.025]	[0.025]
労働組合*		-0.049**	-0.052***
銀行依存度		[0.020]	[0.020]
労働組合*		0.016*	0.018*
オーナー		[0.011]	[0.010]
労働組合*		0.019*	0.021**
内部		[0.010]	[0.010]
高負債企業*			0.022*
銀行依存度			[0.013]
AdjR2	0.072	0.177	0.195

注) ランダム効果モデルによる推定。\* は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で有意。  
[]は標準誤差。

表 3 では、リストラの経営効率に対する影響を見ている。リストラダミーとガバナンス変数の交差項の効果も検討した。①では、リストラダミーは有意ではないが、外国人持株比率とリストラダミーの交差項はプラスである。外国人持株比率が高くなれば、人員削減は経営効率を引き上げる。つまり、外国人の機関投資家などの持株比率が高い企業では、経営効率を引き上げるためのリストラが行われるということになる。

②では、リストラの 1 期後のダミーとガバナンス変数の交差項が入っているが、外国人

持株比率とリストラダミーの交差項、オーナー企業とリストラダミーの交差項が有意である。

③ではリストラの2期後のダミーが入っているが、リストラ2期後ダミーと外国人持株比率の交差項がマイナスになっており、リストラの2期後には外国人持株比率が高いと経営効率が低下していることになる。

表3 ガバナンス構造と経営効率（リストラの効果）

	①	②	③
リストラ	-0.002 [0.019]	0.001 [0.021]	-0.001 [0.026]
リストラ*	-0.024 [0.027]	0.006 [0.028]	-0.001 [0.043]
銀行依存度			
リストラ*	0.156** [0.068]	0.140** [0.071]	0.187** [0.087]
外国人持株			
リストラ*	0.017 [0.014]	0.034** [0.015]	0.031* [0.019]
オーナー			
リストラ*	-0.004 [0.014]	-0.011 [0.016]	-0.005 [0.017]
内部			
リストラ*	0.011 [0.009]	0.008 [0.010]	0.003 [0.136]
銀行役員			
リストラ*	0.003 [0.015]	-0.019 [0.170]	-0.006 [0.019]
労働組合			
リストラ(1)		0.022 [0.018]	0.000 [0.022]
リストラ(1)*		0.012 [0.024]	-0.004 [0.012]
銀行依存度			
リストラ(1)*		0.027 [0.078]	0.068 [0.091]
外国人持株			
リストラ(1)*		-0.015 [0.014]	-0.023 [0.017]
オーナー			
リストラ(1)*		0.010 [0.014]	-0.003 [0.016]
内部			
リストラ(1)*		-0.004 [0.009]	-0.003 [0.012]
銀行役員			
リストラ(1)*		-0.011 [0.016]	-0.007 [0.016]
労働組合			
リストラ(2)			-0.003 [0.023]
リストラ(2)*			0.000 [0.010]
銀行依存度			
リストラ(2)*			-0.146* [0.082]
外国人持株			
リストラ(2)*			0.005 [0.015]
オーナー			
リストラ(2)*			0.014 [0.015]
内部			
リストラ(2)*			0.000 [0.010]
銀行役員			
リストラ(2)*			0.006 [0.016]
労働組合			
Adj2	0.098	0.104	0.140

注) 表2の②にリストラダミーと各ガバナンス変数の交差項を入れた推定である。  
ランダム効果モデルによる推定。\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で有意。[]は標準誤差。

次に、表4では労使協議制と経営参加、教育訓練の効果を見ている。①では、経営参加変数、労使協議ダミー、教育訓練ダミーが入っているがいずれも有意ではない。

②では、教育訓練ダミーと経営参加変数との交差項が入っているが有意ではなく、経営参加変数がプラスで有意となっている。

③では、教育訓練と労使協議ダミーの交差項、教育訓練と労働組合ダミーの交差項が入っ

ているが、いずれも有意ではない。経営参加変数はプラスで有意である。

表4 ガバナンス構造と経営効率  
(労使協議制、経営参加、教育訓練の効果)

	①	②	③
銀行依存度	0.129*** [0.030]	0.131*** [0.029]	0.131*** [0.029]
オーナー	-0.001 [0.014]	0.001 [0.013]	0.001 [0.014]
内部昇進	0.012 [0.012]	0.026 [0.015]	0.027* [0.015]
労働組合	-0.003 [0.011]	0.000 [0.011]	0.000 [0.016]
外部出身役員比率	0.000 [0.008]	0.031 [0.008]	0.003 [0.008]
負債比率	-0.004 [0.013]	-0.006 [0.012]	-0.006 [0.013]
外国人持株比率	-0.034 [0.023]	-0.033 [0.023]	-0.033 [0.023]
金融機関持株比率	0.008 [0.013]	0.008 [0.014]	0.009 [0.014]
オーナー*	-0.052 [0.036]	-0.047 [0.035]	-0.047 [0.035]
内部*	-0.089*** [0.028]	-0.085*** [0.025]	-0.086*** [0.027]
銀行依存度	-0.055** [0.022]	-0.055** [0.021]	-0.056*** [0.021]
労働組合*	0.014 [0.012]	0.009 [0.011]	0.010 [0.012]
オーナー	0.016 [0.011]	0.011 [0.011]	0.011 [0.011]
労働組合*	0.013 [0.003]	0.014** [0.006]	0.014** [0.013]
内部	0.005 [0.006]	-0.003 [0.008]	-0.003 [0.012]
経営参加	-0.005 [0.004]	0.005 [0.013]	0.004 [0.013]
教育訓練1	0.000 [0.006]	0.013 [0.006]	0.003 [0.013]
教育訓練2			
経営参加*		-0.009 [0.007]	-0.009 [0.006]
教育訓練1			
経営参加*		-0.005 [0.006]	-0.005 [0.006]
教育訓練2			
労働組合*			-0.001 [0.012]
教育訓練1			
労働組合*			0.001 [0.012]
教育訓練2			
労使協議*			0.007 [0.124]
教育訓練1			
労使協議*			0.006 [0.012]
教育訓練2			
AdjR2	0.221	0.281	0.281

注) ランダム効果モデルによる推定。\* は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で有意。[]は標準誤差。

## 第5節 結果の解釈

以上のように、経営効率(TFPの成長率)に対する企業統治構造の効果を、経営者の出自、属性や労働組合の有無、リストラの有無、労使協議や経営参加、教育訓練制度との関係など、多面的な角度から検討した。

分析結果として、次のようなことがいえるであろう。まず、大きな発見としては、経営者の出自、属性によって、銀行やメインバンク、労働組合などの経営効率に対する効果が異なる

ることがあげられる。銀行依存度は経営効率に対してプラスの効果を与えており、一般的に言われるように、銀行、メインバンクの機能低下は見られずに、企業の効率性を引き上げているといえる。メインバンクのモニタリングが機能しているようである。

しかしながら、内部昇進企業や労働組合がある企業では、銀行の経営効率に対する効果が他の企業に比して小さくなり、内部昇進企業でかつ労働組合がある企業の場合には銀行依存度の TFP 成長率に与える効果そのものがさほど大きくはないがマイナスになっている。野田(2006,a)、野田(2006,b)でみた、雇用調整速度の違いがこのような違いの背景にあると考えられる。内部昇進企業でかつ労働組合のある企業で、銀行依存度が TFP を引き下げているという結果は、内部昇進企業では労働組合の雇用維持の圧力があるために、経営者がメインバンクに依存することにより雇用調整を遅らせ、そのことにより過剰雇用を抱えることになり、経営効率が低下していることを示唆しているのではないだろうか。メインバンクの機能低下が起これば、企業に対するモニタリング機能が低下しているとすれば、それは内部昇進企業においてのみあてはまるということになる。

内部昇進企業ではその経営者の出自からして、オーナー企業よりも従業員の利益を重視せねばならず、結果として従業員の交渉力が強くなる。その結果、リストラが行いにくく、過剰雇用や不採算部門の整理が遅れることになり、経営効率が低下するということが結果から予想される。

また、上述のように労働組合は、経営効率に対してマイナスの影響を与えるだけでなく、プラスの影響も与える。内部昇進のほうが労働組合の TFP 成長率に与える効果は大きく、オーナーではその効果が小さいか、あるいは効果がない。また、労働組合の経営効率に与える効果は、銀行依存度の大小によって異なるが、銀行依存度が大きくなるにしたがって、労働組合の効果は小さくなり、マイナスに転じる。つまり、労働組合は経営者に対して、雇用保障の圧力をかけることによって経営効率に対してマイナスの効果を与えるが、Freeman and Medoff (1994) 、Freeman and Lazear(1999)などで行われているように、労使間の意思疎通を円滑にする、情報の非対称性を緩和するなどの効果によって経営効率にプラスの効果も与えている。

そして、労働組合の効果が経営者の出自によって異なることは、内部昇進者が経営者の場合、労使間の意思疎通、労使間の情報の共有がオーナー企業や外部派遣企業に比べて円滑に行われていることが経営効率の上昇につながっていることを示唆している。つまり、経営者がその企業の従業員出身であるほうが、労使間の意思疎通はうまくいくということであろう。

メインバンク、銀行依存度の効果をより詳しく見るために、状態依存ガバナンスが機能しているかどうかについて検討した。財務状態が悪化していると考えられる負債比率が高い企業と低い企業とで、銀行、メインバンクの効果が異なるのかどうかを検討したところ、負債比率が高い企業で銀行依存度はプラスで有意であり、財務状態の悪化している企業で銀行依

存度の効果が大きくなり、状態依存ガバナンスが機能している。高負債の場合も含めて TFP 成長率に対する銀行依存度の効果をみれば、先ほどみた内部昇進企業と労働組合のある企業の場合には、ほとんどゼロに近くなる。

リストラの効果については、オーナー企業でのリストラはその期に経営効率を上昇させているが、内部昇進企業でのリストラは経営効率に効果がない。また、外国人持株比率はその期には経営効率を引き上げているが、逆に 2 期後には引き下げている。外国人持株比率の高い企業では、必要な人材まで雇用調整の対象にするなど、ごく短期的な視野でリストラが行われているのかもしれない。

労使協議制度の有無は経営効率に対して効果を与えていなかったが、経営参加変数は経営効率にプラスの効果を与えていた。経営効率に対して影響を与えるのは労使協議制度の有無ではなく、実際に従業員が経営の意思決定にコミットしている程度が強いかわ弱いかということである。

教育訓練の効果はなく、労働組合、労使協議、経営参加変数と教育訓練ダミーとの交差項は有意ではなく、教育訓練の効果や教育訓練と従業員の利益を守る組織、制度との制度的な補完関係は確認できなかった。

## 第 6 節 まとめ

本稿では、2001-2004 年度の企業のパネルデータを用いて、経営効率に対するガバナンス構造の効果を分析した。メインバンク、銀行依存度、労働組合、リストラ、教育訓練などの経営効率に与える効果を経営者の出自を考慮に入れて分析を行ったが、経営者の出自、属性によって、これらの変数の効果が異なることが明らかになった。

本稿の分析は 2001-2004 年度ときわめて短期間についての分析なので、分析期間を拡大し、より長期間の分析を行い、本稿で得られた結果が得られるかどうかを確認する必要がある。また、市場競争の要因についても取り扱っていないので、今後、改善する必要がある。

### <参考文献>

浦坂純子・野田知彦(2001)「企業統治と雇用調整——企業パネルデータによる実証分析——」,『日本労働研究雑誌』,第 488 号,pp.53-63.

岡崎哲二(2005)「産業報国会の役割——戦時期日本の労働組織——」,『生産組織の経済史』,東京大学出版会,pp.203-228.

野田知彦(1997)「労働組合と生産性——企業パネルデータによる分析——」,『日本労働研究雑誌』No.485,pp.38-48.

野田知彦(2006,a)「経営者、統治構造、雇用調整」,『日本経済研究』第 54 号,pp.90-108.

野田知彦(2006,b)「メインバンクは雇用調整を遅らせたのか?」,mimeo.

野田知彦(2006,c)「解雇と労使協議、経営参加」,『日本労働研究雑誌』No.556,pp.40-52.

堀内昭義・花崎正晴（2004）「日本企業のガバナンス構造——所有構造、メインバンク、市場競争——」『経済経営研究』Vol.24-1.日本政策投資銀行設備投資研究所.

宮島英昭・新田敬祐・斉藤 直・尾身祐介（2004）「企業統治と経営効率——企業統治の効果と経路、及び企業特性の影響——」『ニッセイ基礎研究所報』Vol.33.

Aoki, M. (1994) “The Contingent Governance of Teams: Analysis of Institutional Complementarity,,” *International Economic Review*, Vol.35, No.3, pp.657-676.

Freeman ,R.B. and E.P.Lazear(1994)”An Economic Analysis of Work Councils,” NBER Working Paper No.W4918.

Freeman,R.B. and J.L.Medoff(1984) *What Do Unions Do?*, New York: Basic books.

Kato,T. and M.Morishima(2002)”The Productivity Effects of Participatory Employment Practices: Evidence from New Japanese Panel Data.”, *Industrial Relations*, Vol. 41(4)

## 第5章 人的資源管理施策の企業内適合と企業業績

### 第1節 はじめに

日本的雇用慣行、いわゆる「終身雇用」「年功序列型賃金」「企業内組合」の崩壊が指摘されて久しい。1990年代に入ってから不況によって解雇や希望退職などを実施する企業が増加し、「終身雇用」は過去のものという論調が支配的になった。「年功序列型賃金」については、年俸制に代表される業績の反映割合を高めた賃金制度や職務内容に応じた賃金制度が脚光を浴び、多くの企業で年功序列型の制度を見直す動きが見られた<sup>1</sup>。「企業内組合」に関しても、組織率の低下が進み、その影響力は低下しているように見受けられる。

そもそも日本的雇用慣行というものは、単に歴史的な経緯によってのみ存在していたものではなく、企業にとってそれを維持する合理性があったと思われる。例えば、終身雇用が従業員の企業特殊的技能の習得意欲を高め、年功序列賃金が技能の抱え込みを緩和し、企業内組合が技能習得のための柔軟な異動配置を可能にしたと言えることから、企業特殊的人的資本の蓄積に効果的であったと考えられる。Aoki[1994]などは、情報システムや下請関係、メインバンク関係などを含め、全体として一貫性のあるシステムであったと指摘している。

本稿で検証したい点は、現在の日本企業においては、どのような人的資源管理施策が有効なのかということである。特に雇用削減は企業業績向上に寄与するかどうかに興味がある。検証にあたっては、戦略的人的資源管理論（SHRM：Strategic Human Resource Management）での議論を踏まえる。人的資源管理施策と企業内他施策との内部適合を考慮するが、本稿では企業内他施策として財務施策と雇用削減施策を用いている。財務施策は”カネ”をはじめとする経営資源全般の取得・管理に大きくかかわるものであることから、”ヒト”の管理を担う人的資源管理施策とのシナジーに関心がある。雇用削減施策とは解雇や希望退職等を指しており、広義には人的資源管理施策に含められるものであろうが、施策の常時性という点で他の人的資源管理施策とは大きな違いがあると考えられる。本稿では特に雇用削減の効果に興味があることから、雇用削減施策を他の人的資源管理施策と分けて検討する。

本稿の構成は、まず次節にて戦略的人的資源管理論を俯瞰し、仮説を構築する。第3節にて分析方法を提示し、使用するデータと変数について述べる。第4節で分析結果を示し、第5節でまとめをおこなう。

---

<sup>1</sup> もっとも、最近ではこのような賃金制度の効果に疑問視する論調も増えている。



## 第2節 戦略的人的資源管理論の分類と仮説

人的資源管理施策が企業業績に与える影響は、戦略的人的資源管理に関する研究の主たるテーマである。Delery & Doty[1996]は、戦略的人的資源管理に関する研究を「ベスト・プラクティス・アプローチ（ないしは普遍的アプローチ）」「コンティンジェンシー・アプローチ」「コンフィギュレーション・アプローチ」の3つに分類している<sup>2</sup>。McMahan et al [1999]や岩出[2002]なども、この分類に沿ってサーベイしている。ここではこれらを踏まえて各タイプの特徴をまとめ、そこから検証すべき仮説を立てる。

### (1) ベスト・プラクティス・アプローチ

ベスト・プラクティス・アプローチとは、常に他の人的資源管理施策よりも業績に対してプラスの効果を生み出す特定の人的資源管理施策が存在するという立場のものである。岩出[2002]によれば、このアプローチによって提示される最適な人的資源管理施策とは、従業員のコミットメントを獲得するためのもので、従業員との長期的な関係を維持し、教育訓練によって育成される従業員の能力が企業の資産になるとの認識を持つものであったとされている。このような施策は、もともと日本企業で採用されていた人的資源管理施策に極めて近いもののように思われる。1970年代から1980年代において、世界的に日本企業のマネジメントが注目されていたことから、日本企業で採用されていた人的資源管理施策が取り込まれていったものと考えられよう。

ベスト・プラクティス・アプローチに従えば、以下のような仮説が立てられる。

<仮説1> 他の施策の有無にかかわらず、企業業績にプラスの効果を特定の人的資源管理施策が存在する。

### (2) コンティンジェンシー・アプローチ

ベスト・プラクティス・アプローチが、普遍的な最善の人的資源管理施策が存在するという立場であるのに対し、コンティンジェンシー・アプローチは、経営戦略などの組織内のほかの側面と人的資源管理施策との一貫性を強調するものであり、最善の施策は複数存在するという立場である。ここで用いられている戦略とはポーターの戦略論などを基礎としていることが多いようであるが、その定義には合意が見られないとされる<sup>3</sup>。

本稿での関心領域に照らして言えば、コンティンジェンシー・アプローチは、人的資源管理施策と財務施策との一貫性、人的資源管理施策と雇用削減施策との一貫性を重視する立場

<sup>2</sup> この分類は必ずしも広く合意が得られているものではなく、コンフィギュレーション・アプローチをベスト・プラクティス・アプローチの一形態とみなす見解もあるという。また、このような分類の他にも理論的な背景による分類などが認められるという。岩出[2002]pp. 66-68, 85 参照。

<sup>3</sup> ポーターは、企業の競争優位の源泉と対象市場によって、「コストリーダーシップ戦略」「差別化戦略」「集中化戦略」が存在すると論じている。詳しくはPorter[1985]などを参照のこと。

と言える。

人的資源管理施策と企業内他施策とが一貫性を保持しているかどうかは、個々の施策をある視点で分類した場合に、同じ分類に入れられるかどうかで判断できるものと思われる。Delery & Doty[1996]は人的資源管理施策の組み合わせを「内部型システム」と「市場型システム」とに区分している。本稿ではこの区分に従い、内部型システムを構成する人的資源管理施策を「内部型人的資源管理施策」とし、市場型システムを構成する人的資源管理施策を「市場型施策」とする。また、財務施策や雇用削減施策においても同様に分類する。すなわち、財務施策に関して言えば、直接金融中心で株主志向が強く、市場の評価を強く意識するような施策などは市場型施策と分類できよう。また、メインバンク制で間接金融が中心であり、株式の持ち合いが多いというような状況を前提とする施策は内部型施策に分類できると考えられる。雇用削減施策に関して言えば、従業員数を直接的に減らす施策であるから、内部労働市場を基盤とする内部システムに反する施策という意味で市場型施策に分類できよう。

コンティンジェンシー・アプローチに従えば、以下のような仮説が立てられる。

<仮説2> 人的資源管理施策と企業内他施策との組み合わせにおいて、同種の施策の組み合わせが、企業業績によりプラスの効果を持つ<sup>4</sup>。

### (3)コンフィギュレーション・アプローチ

コンフィギュレーション・アプローチは、コンティンジェンシー・アプローチのように経営戦略などの一貫性を考慮しながらも、人的資源管理施策内での一貫性を重視する立場である。岩出[2002]によれば、コンフィギュレーション・アプローチに共通する特徴として、理念的な人的資源管理施策の組み合わせを想定し企業業績との関連を測定するという点が挙げられる。このような理念的な人的資源管理施策の組み合わせとしては、先述の「内部型 vs 市場型」のほかにも「コスト削減型 vs コミットメント型」「管理型 vs 人的資本増大型」などが取り上げられている。もっともこれらに反映されている個々の人的資源管理施策は、論者によって大きく異なっており、また同種の施策の評価もまちまちであることが指摘されている。

またコンフィギュレーション・アプローチの別な特徴として、仮説の検証が実証的になされ、それに伴いベスト・プラクティス・アプローチやコンティンジェンシー・アプローチの評価がなされているという点が挙げられる。岩出[2002]の主観的な判断に基づくまとめによれば、ベスト・プラクティス・アプローチはコンティンジェンシー・アプローチに比べ、多くの論者によって支持されているようである。

---

<sup>4</sup> ここでの同種の施策とは、内部型施策同士もしくは市場型施策同士を指す。仮説3においても同様である。

ここでは人的資源管理施策内での一貫性を重視し、以下のような仮説を立てる。

<仮説3> 人的資源管理施策の組み合わせにおいて、同種の施策の組み合わせは、企業業績にプラスの効果を持つ。

### 第3節 分析方法と使用データ、変数

#### (1)分析方法

分析に先立ち人的資源管理施策変数と財務施策変数、雇用削減施策変数を特定する。人的資源管理施策変数と財務施策変数については、アンケート調査の複数の設問の回答データを主成分分析によっていくつかの施策に集約し、その主成分得点を施策変数として使用する。雇用削減施策変数については、解雇や希望退職等の実施を表すダミー変数を使用する。

人的資源管理施策変数と財務施策変数を用いて単独の効果と適合の効果を検証するものを model1、人的資源管理施策変数と雇用削減施策変数を用いて単独の効果と適合の効果を検証するものを model2 とし、OLS による推計を行う。その際、適合効果を確認するために、人的資源管理施策変数と企業内他施策変数との交差項、人的資源管理施策変数間の交差項を加える。交差項の係数がプラスであれば、その変数間には補完性が存在するものと判断できる。

model1

$$PER = a + \sum_{i=1}^m b_i^H HR_i + \sum_{j=1}^n b_j^F FIN_j + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n b_{ij}^{HF} HR_i FIN_j + \sum_{k=1}^m \sum_{l=2}^m b_{kl}^{HH} HR_k HR_l + \sum_{o=1}^n \sum_{p=2}^n b_{op}^{FF} FIN_o FIN_p + \sum_{q=1}^u c_q^I D_q^I + \sum_{r=1}^v c_r^S D_r^S \quad (1)式$$

model2

$$PER = a + \sum_{i=1}^m b_i^H HR_i + b^R RED + \sum_{i=1}^m b_i^{HR} HR_i RED + \sum_{k=1}^m \sum_{l=2}^m b_{kl}^{HH} HR_k HR_l + \sum_{q=1}^u c_q^I D_q^I + \sum_{r=1}^v c_r^S D_r^S \quad (2)式$$

$PER$  : パフォーマンス変数

$HR_i$  : 人的資源管理施策変数 (m 種類) (i=1,2,3...m)

$FIN_j$  : 財務施策変数 (n 種類) (j=1,2,3...n)

$RED$  : 雇用削減施策変数 (1 種類)

$D_q^I$  : 業種ダミー

$D_r^S$  : 規模ダミー

$a$  : 定数

$b_i^H$  : HR-i 施策変数主効果係数

$b_j^F$  : FIN-j 施策変数主効果係数

$b^R$  : RED 施策変数主効果係数

$b_{ij}^{HF}$  : HR-i 施策変数・FIN-j 施策変数適合効果係数

$b_i^{HR}$  : HR-i 施策変数・RED 施策変数適合効果係数

$b_{kl}^{HH}$  : HR-k 施策変数・HR-l 施策変数適合効果係数(k<l)

$b_{op}^{FF}$  : FIN-o 施策変数・FIN-p 施策変数適合効果係数(o<p)

$c_q^I$  : 業種 q ダミー効果係数

$c_r^S$  : 規模 r ダミー効果係数

## (2)データ

本稿の分析にあたっては、労働政策研究・研修機構が2005年10月に実施した「企業のコーポレートガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査」<sup>5</sup>（以下、「本調査」とする）の回答データに日経NEEDSの財務データをマッチングさせたものを使用している。本調査の対象企業は、上場企業全数（東京一部・二部、大阪一部・二部、名古屋一部・二部）2531社であり、有効回収数は450社、有効回収率は17.8%となっている。このうち、何らかの雇用調整を過去に実施したことのある企業で<sup>6</sup>、使用するデータがそろっている380社を分析対象とした。

## (3)人的資源管理施策変数

表1はDelery & Doty[1996]が示した雇用システム別の人的資源管理施策の特徴とそれに対応する本調査での調査項目をまとめたものである。

表1 Delery and Doty[1996]によるHR施策分類と対応項目

	Delery and Doty[1996]による雇用システムの特徴		対応する本調査での調査項目
	Market-Type System 市場型システム	Internal System 内部システム	
<b>Internal career opportunities</b> 内部キャリア機会	・主に外部からの登用 ・内部昇進は少ない	・主に内部からの登用 ・良く定義された内部階級の活用	・新卒中心の採用or中途中心の採用
<b>Training</b> 訓練	・公式訓練なし ・組織内交流は少ない	・広範囲な公式訓練 ・組織内交流は多い	・公的資格取得支援 ・国内外への大学等への留学制度 ・通信教育支援
<b>Results-oriented appraisals</b> 成果志向評価	・定量化可能なアウトプットや成果志向の尺度による業績評価 ・点数と評価のフィードバック	・行動志向の尺度による業績評価 ・より教育目的のフィードバック	・個人の業績を月例賃金に反映する制度 ・部門の業績を月例賃金に反映する制度 ・企業全体の業績を月例賃金に反映する制度
<b>Profit sharing</b> 利益分配	・利益分配を広範囲に活用	・インセンティブシステム、利益分配の活用はまれ	↑ ↓
<b>Employment security</b> 雇用保障	・雇用保障はほとんどない	・試用期間を通じて雇用保障 ・解雇対象者に対する高額の給付金 ・公式の解雇政策	・解雇の実施 ・希望退職等の実施 ⇒ 雇用削減施策変数  (注)常時実施される性格の施策ではないので、分析対象を考慮する必要がある
<b>Participation</b> 参加	・従業員は組織内で発言権はほとんどない	・従業員は苦情処理システムを利用できる ・従業員は意思決定に参加できる	・評価に対する苦情処理制度 ・社内公募制度、自己申告制度 ・労使協議制度 ・QCサークル、小集団活動 ・創意工夫や改善を提案する定期的ミーティング
<b>Job descriptions</b> 職務記述	・職務の定義は明確でない	・職務は厳密に定義される	なし

Delery and Doty[1996].p.809,Table1を基に作成

<sup>5</sup> この調査結果については、労働政策研究・研修機構 [2006]を参照のこと。

<sup>6</sup> 本稿では雇用削減施策の影響を検討するが、雇用削減施策は常時実施されるものではなく、通常業績が悪化した場合になされる。分析対象を業績悪化を経験した企業に限定しなければ、単に業績悪化の有無を代理していることになりかねない。

Delery & Doty[1996]では、評価方法（「成果志向評価」）と評価結果の賃金反映（「利益配分」）が区分されているのに対し、本調査の設問では評価そのものと賃金反映が区分されていない。また、「職務記述」に対応する設問に関しては、残念ながら本調査には見当たらない。

これらの設問について主成分分析をした結果、表2のように3つの主成分に集約された。

**表2 人的資源管理施策－主成分分析結果**

	HR01	HR02	HR03
中途中心の採用度合い	-0.500	<b>0.144</b>	-0.012
公的資格取得支援	<b>0.494</b>	-0.056	-0.306
国内外の大学等への留学制度	<b>0.642</b>	-0.028	-0.056
通信教育支援	<b>0.658</b>	-0.082	-0.194
個人の業績を月例賃金に反映する制度	0.331	<b>0.598</b>	-0.033
部門の業績を月例賃金に反映する制度	-0.085	<b>0.801</b>	0.120
企業全体の業績を月例賃金に反映する制度	0.024	<b>0.767</b>	0.210
評価に対する苦情処理制度	<b>0.477</b>	0.160	-0.286
社内公募制度・自己申告制度	<b>0.507</b>	0.074	-0.414
労使協議制度	<b>0.607</b>	0.110	0.214
QCサークル・小集団活動	0.521	-0.135	<b>0.659</b>
創意工夫や改善を提案する定期的ミーティング	0.366	-0.237	<b>0.542</b>

HR01 は、教育訓練や参加の設問のウェイトが大きいことから、「教育・参加」施策と考えられる。同様に HR02 は「業績反映・外部調達」施策、HR03 は「協業」施策とみなすことが出来る。

これら人的資源管理施策変数を市場型か内部型かに区分すると、HR01 は得点が高いほど教育や参加に関する施策を採用していることを意味するため、内部型施策と言えよう。HR02 は得点が高いほど外部市場との整合性が高まる施策の採用を意味することから、市場型と考えられる。HR03 は得点が高いほど協業を推進する施策を採用していることを示し、表1の「参加」の内部システムに似た効果が期待できると思われることから内部型と判断できる。

HR01：「教育・参加」施策 = 内部型  
 HR02：「業績反映・外部調達」施策 = 市場型  
 HR03：「協業」施策 = 内部型

#### (4)財務施策変数

本調査では、財務施策に関する設問として、「銀行借り入れから社債発行への切り替え促進」「銀行借り入れから株式発行への切り替え促進」「非効率な持ち合い株の解消の促進」「安定株主の確保」「自己株消却の促進」「資産流動化の促進」「現金性資産を少なめにする」「配当性向を高める」の8項目について過去5年間の実施の有無を尋ねている。

これらについて主成分分析を行った結果が表3である。

表3 財務施策－主成分分析結果

	FIN01	FIN02	FIN03
銀行借り入れから社債発行への切り替え促進	0.273	<b>0.696</b>	0.120
銀行借り入れから株式発行への切り替え促進	-0.120	<b>0.764</b>	0.132
非効率な持ち合い株の解消の促進	<b>0.623</b>	-0.202	-0.257
安定株主の確保	0.386	-0.069	<b>0.490</b>
自己株消却の促進	<b>0.442</b>	-0.304	0.126
資産流動化の促進	<b>0.664</b>	0.190	-0.349
現金性資産を少なめにする	<b>0.651</b>	0.146	-0.233
配当性向を高める	0.382	-0.086	<b>0.739</b>

FIN01 は、持ち合いの解消や資産の流動化促進などのウェイトが高いことから「効率化」施策と考えられる。同様に、FIN02 は「市場調達」施策、FIN03 は「安定株主確保」施策と考えられる。これらの主成分得点により以下のように財務施策変数として使用した。

FIN01 は効率化を促進させる施策であるから、市場型と考えられる。FIN02 は外部労働市場との整合性を高める施策と考えられるため、市場型と判断される。FIN03 は従来の日本企業が採用していた株式の持ち合いによる安定とは異なるものの、外部からの干渉を緩和する効果が期待されることから内部型とみなされよう。

FIN01 : 「効率化」 施策	=	市場型
FIN02 : 「市場調達」 施策	=	市場型
FIN03 : 「安定株主確保」 施策	=	内部型

#### (5)雇用削減施策変数

表1の「雇用保障」の項目に対応する設問として、解雇の実施の有無や希望退職等の実施の有無を尋ねる設問があり、それらをまとめて解雇や希望退職等の実施を示すダミー変数を設けて雇用削減施策変数として使用した。以下、「RED」<sup>7</sup>として表記する。

この設問は、過去10年間の実施の有無を尋ねるものであるが、業績が良かった企業はそもそも対象とならない。そこでこの変数を使用する model2 では、残業規制や採用抑制など、広義の雇用調整を実施した企業に分析対象を限定する。

なお、この雇用削減施策変数は、内部の企業特殊的人的資本の蓄積に逆行することから、市場型施策と考えられる。

RED : 雇用削減施策変数	=	市場型
----------------	---	-----

<sup>7</sup> 「RED」とは、labor reduction からとったものである。

#### (6) パフォーマンス変数、コントロール変数

企業のパフォーマンスを示す変数として、規模を示す「売上高」、収益力を示す「経常損益」、資産活用の効率性を示す「ROA（総資産利益率）」を用いている。これらの過去3年間の平均値を算出し、「売上高」と「経常損益」については自然対数値を使用した。なお「経常損益」はマイナスになる場合があり、そのままでは対数変換できないため、マイナスの場合には絶対値を対数変化した後 $-1$ を乗じる操作をおこなった。

コントロール変数は、業種ダミーと規模ダミーである。業種は「建設業」「製造業」「電気・ガス・熱供給・水道業」「卸売業」「小売業」「飲食店」「運輸業」「通信業」「金融・保険業」「不動産業」「サービス業」の11区分とし、「製造業」をベースとしたダミー変数としている。規模は「100人以下」「100人超300人以下」「300人超1000人以下」「1000人超3000人以下」「3000人超」の5区分とし、「300人超1000人以下」をベースとしたダミー変数としている。

#### (7) 記述統計量、相関係数

各変数の記述統計量を表4に、パフォーマンス変数と人的資源管理施策変数、財務施策変数、雇用削減施策変数の相関係数を表5に示す。

表4 記述統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
売上高(対数値)	6.10	16.01	11.0203	1.65361
経常利益(対数値)	-9.77	13.70	7.0993	3.55129
ROA	-52.36	34.83	3.9627	5.4154
HR01	-2.52	1.59	0	1.00
HR02	-1.28	2.78	0	1.00
HR03	-2.36	2.54	0	1.00
FIN01	-1.96	2.13	0	1.00
FIN02	-1.45	2.97	0	1.00
FIN03	-2.58	1.99	0	1.00
RED	0	1	0.46	0.50
100人以下ダミー	0	1	0.05	0.21
100人超300人以下ダミー	0	1	0.14	0.35
300人超1000人以下ダミー	0	1	0.35	0.48
1000人超3000人以下ダミー	0	1	0.29	0.45
3000人超ダミー	0	1	0.17	0.38
建設業ダミー	0	1	0.10	0.30
製造業ダミー	0	1	0.49	0.50
電気・ガス・熱供給・水道業ダミー	0	1	0.02	0.15
卸売業ダミー	0	1	0.12	0.33
小売業ダミー	0	1	0.07	0.25
飲食店ダミー	0	1	0.01	0.10
運輸業ダミー	0	1	0.02	0.15
通信業ダミー	0	1	0.01	0.10
金融・保険業ダミー	0	1	0.06	0.24
不動産業ダミー	0	1	0.02	0.15
サービス業ダミー	0	1	0.07	0.25

表5 相関係数

	売上高 (対数値)	経常損益 (対数値)	ROA	HR01	HR02	HR03	FIN01	FIN02	FIN03	RED
売上高(対数値)	1									
経常損益(対数値)	0.404 ***	1								
ROA	-0.030	0.382 ***	1							
HR01	0.547 ***	0.268 ***	-0.112 **	1						
HR02	0.075	-0.083	-0.042	0.000	1					
HR03	-0.130 **	-0.059	-0.030	0.000	0.000	1				
FIN01	0.236 ***	0.059	-0.166 ***	0.343 ***	0.015	-0.005	1			
FIN02	-0.065	-0.067	-0.089 *	-0.187 ***	-0.023	-0.032	0.000	1		
FIN03	-0.115 **	0.080	0.168 ***	-0.083	-0.045	0.107 **	0.000	0.000	1	
RED	0.106 **	-0.071	-0.222 ***	0.249 ***	-0.030	-0.013	0.224 ***	-0.052	-0.173 ***	1

\*\*\*p&lt;0.01,\*\*p&lt;0.05,\*p&lt;0.1

## 第4節 分析結果

### (1)model 1

表6は、人的資源管理施策変数と財務施策変数を説明変数とした model 1 の推計結果である。被説明変数に売上高（対数値）を用いたものを model 1-1、経常損益（対数値）を用いたものを model 1-2、ROA を用いたものを model 1-3 としている。

まず人的資源管理施策の主効果について見ると、HR01の係数が model 1-1 と model 1-2 で有意にプラスとなっている。これは、売上高（対数値）と経常損益（対数値）に対して、「教育・参加」施策が他の施策の有無に関係なくプラスの効果を持っていることを示している。逆に、model 1-2 では HR02 の係数が有意にマイナスになっており、「業績反映・外部調達」施策が、他の施策の有無に関係なく経常損益（対数値）に対してマイナスの効果をもっていることを示している。

次に人的資源管理施策と財務施策の適合効果についてみると、model 1-1 では内部型施策である「教育・参加」施策と内部型施策である「安定株主確保」施策との適合効果を表す HR01\*FIN03 の係数が有意にプラスとなっている。これは内部型の施策の組み合わせが、売上高（対数値）において補完性を持つことを示しており、仮説2と整合的である。しかしながら、双方ともに市場型施策である「業績反映・外部調達」施策と「効率化」施策の組み合わせを示す HR02\*FIN01 の係数は、有意にマイナスとなっている。これは仮説2で期待された結果とは異なる。model 1-2 では、異種の組み合わせである「教育・参加」施策と「効率化」施策との適合を示す HR01\*FIN01 と、同じく異種の組み合わせである「業績反映・外部調達」施策と「安定株主確保」施策との適合を示す HR02\*FIN03 の双方が有意にプラスになっている。model 1-3 では、異種の組み合わせである「教育・参加」施策と「効率化」施策との適合を示す HR01\*FIN01 と、同種の組み合わせである「協業」施策と「安定株主確保」施策との適合を示す HR03\*FIN03 で有意にプラスであった。すなわち、人的資源管理施策と財務施策の適合効果においては、内部型施策同士または市場型施策同士が常に補完性を持つとは言えない。

続いて、人的資源管理施策内の適合効果についてみると、model 1-1 では異種の組み合わせである「業績反映・外部調達」施策と「協業」施策との適合効果を示す HR02\*HR03 の係数が有意にマイナスになっており、model 1-3 でも HR02\*HR03 の係数が有意にマイナ



スになっている。また、同じく model 1-3 において同種の組み合わせである「教育・参加」施策と「協業」施策との適合効果を示す HR01\*HR03 の係数が有意にプラスとなっている。この結果をみる限りにおいては、人的資源管理施策内の適合効果については、内部型施策同士の組み合わせが補完性を持つことを示しており、仮説3と整合的である。

表6 model1推計結果

	model 1-1		model 1-2		model 1-3	
	売上高(対数値)		経常損益(対数値)		ROA	
	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)
<b>人的資源管理施策</b>						
HR01	0.226	3.725 ***	0.550	2.241 **	-0.179	-0.523
HR02	0.038	0.826	-0.343	-1.846 *	-0.106	-0.408
HR03	-0.024	-0.500	-0.081	-0.416	-0.299	-1.105
<b>人的資源管理施策と財務施策のマッチング</b>						
HR01 * FIN01	-0.058	-1.152	0.384	1.876 *	0.811	2.838 ***
HR01 * FIN02	-0.035	-0.718	-0.013	-0.068	0.168	0.614
HR01 * FIN03	0.090	1.935 *	0.193	1.021	-0.559	-2.126 **
HR02 * FIN01	-0.123	-2.502 **	-0.027	-0.136	-0.156	-0.560
HR02 * FIN02	-0.073	-1.530	-0.229	-1.194	-1.245	-4.648 ***
HR02 * FIN03	0.071	1.606	0.430	2.395 **	0.156	0.623
HR03 * FIN01	-0.042	-0.849	-0.070	-0.354	-0.203	-0.730
HR03 * FIN02	-0.009	-0.208	-0.018	-0.101	-0.478	-1.897 *
HR03 * FIN03	0.022	0.485	0.039	0.214	0.435	1.696 *
<b>人的資源管理施策間のマッチング</b>						
HR01 * HR02	0.028	0.542	0.078	0.374	0.121	0.414
HR01 * HR03	0.034	0.527	-0.133	-0.511	0.994	2.747 ***
HR02 * HR03	-0.076	-1.684 *	-0.184	-1.010	-0.865	-3.393 ***
<b>財務施策</b>						
FIN01	0.097	2.018 **	-0.087	-0.447	-0.750	-2.752 ***
FIN02	0.016	0.355	-0.092	-0.495	-0.759	-2.932 ***
FIN03	-0.082	-1.775 *	0.400	2.138 **	0.628	2.401 **
<b>財務施策間のマッチング</b>						
FIN01 * FIN02	0.043	0.837	-0.033	-0.155	0.274	0.933
FIN01 * FIN03	-0.070	-1.158	0.055	0.228	-0.515	-1.518
FIN02 * FIN03	-0.087	-1.802 *	-0.356	-1.817 *	-0.302	-1.106
<b>コントロール変数</b>						
100人以下ダミー	-1.977	-8.574 ***	-0.639	-0.685	0.268	0.206
100人超300人以下ダミー	-1.049	-7.492 ***	-0.555	-0.979	-0.282	-0.356
1000人超3000人以下ダミー	0.980	8.719 ***	1.117	2.452 **	0.107	0.169
3000人超ダミー	2.617	18.259 ***	2.216	3.817 ***	0.258	0.319
建設業ダミー	0.378	2.409 **	0.094	0.147	-2.773	-3.130 ***
電気・ガス/水道業ダミー	0.702	2.344 **	2.358	1.944 *	0.320	0.189
卸売業ダミー	1.279	8.540 ***	0.515	0.850	-0.591	-0.699
小売業ダミー	0.297	1.555	0.556	0.718	1.912	1.771 *
飲食店ダミー	0.040	0.093	0.342	0.195	2.496	1.018
運輸業ダミー	0.252	0.885	1.114	0.966	-0.513	-0.319
通信業ダミー	1.719	3.855 ***	3.025	1.676 *	14.972	5.944 ***
金融・保険業ダミー	-0.048	-0.247	0.076	0.097	-2.421	-2.224 **
不動産業ダミー	0.969	3.179 ***	1.085	0.879	4.012	2.330 **
サービス業ダミー	0.162	0.871	1.153	1.535	1.203	1.147
(定数)	10.257	113.257 ***	6.054	16.508 ***	3.546	6.929 ***
n	380		380		380	
R2 乗	0.78		0.217		0.344	
調整済み R2 乗	0.757		0.137		0.277	

(2)model 2

表7は、人的資源管理施策変数と雇用削減施策変数を説明変数とした推計結果を示している。被説明変数に売上高（対数値）を用いたものを model 2-1、経常損益（対数値）を用いたものを model 2-2、ROAを用いたものを model 2-3 としている。

表7 model2推計結果

	model 2-1		model 2-2		model 2-3	
	売上高(対数値)		経常損益(対数値)		ROA	
	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)
人的資源管理施策						
HR01	0.381	5.698 ***	0.619	2.323 **	-0.733	-1.858 *
HR02	0.134	2.144 **	0.224	0.898	0.696	1.885 *
HR03	-0.114	-1.797 *	0.071	0.282	0.272	0.724
雇用削減施策						
RED	-0.082	-0.906	-0.960	-2.654 ***	-1.876	-3.501 ***
人的資源管理施策と雇用削減施策のマッチング						
HR01 * RED	-0.237	-2.484 **	0.047	0.125	1.266	2.253 **
HR02 * RED	-0.193	-2.140 **	-1.181	-3.298 ***	-1.511	-2.848 ***
HR03 * RED	0.146	1.678 *	-0.278	-0.803	-0.841	-1.642
人的資源管理施策間のマッチング						
HR01 * HR02	0.020	0.417	0.296	1.592	0.815	2.957 ***
HR01 * HR03	0.015	0.253	-0.172	-0.731	0.979	2.816 ***
HR02 * HR03	-0.046	-1.039	-0.091	-0.516	-0.735	-2.801 ***
コントロール変数						
100人以下ダミー	-1.987	-8.902 ***	-0.260	-0.293	0.595	0.452
100人超300人以下ダミー	-1.102	-7.880 ***	-0.630	-1.133	-0.351	-0.426
1000人超3000人以下ダミー	0.966	8.630 ***	1.041	2.335 **	0.325	0.493
3000人超ダミー	2.638	18.863 ***	2.289	4.112 ***	0.419	0.508
建設業ダミー	0.373	2.416 **	-0.134	-0.218	-2.865	-3.146 ***
電気・ガス/水道業ダミー	0.524	1.783 *	1.623	1.386	-0.102	-0.059
卸売業ダミー	1.275	8.674 ***	0.489	0.836	-0.558	-0.644
小売業ダミー	0.259	1.366	0.415	0.549	2.133	1.905 *
飲食店ダミー	0.128	0.300	0.550	0.324	1.221	0.486
運輸業ダミー	0.370	1.301	0.428	0.378	-1.798	-1.074
通信業ダミー	1.579	3.676 ***	2.387	1.396	11.170	4.412 ***
金融・保険業ダミー	-0.055	-0.288	-0.305	-0.402	-3.068	-2.730 ***
不動産業ダミー	0.941	3.140 ***	1.012	0.848	3.360	1.902 *
サービス業ダミー	-0.026	-0.145	0.974	1.348	1.378	1.288
(定数)	10.328	104.850 ***	6.687	17.056 ***	4.620	7.958 ***
n	380		380		380	
R2 乗	0.769		0.207		0.252	
調整済み R2 乗	0.753		0.153		0.202	

\*\*\*:p&lt;0.01,\*\*:p&lt;0.05,\*:p&lt;0.1

まず人的資源管理施策の主効果について見ると、HR01の係数がmodel 2-1とmodel 2-2では有意にプラスとなっており、model 2-3では有意にマイナスとなっている。これは、「教育・参加」施策が、売上高（対数値）と経常損益（対数値）に対しては、他の施策の有無に関係なくプラスの効果を持っているが、ROAに対してはマイナスの効果を持っていることを示している。「業績反映・外部調達」施策の主効果は、model 2-1とmodel 2-3で有意にプラスになっている。また、内部型施策である「協業」施策の主効果は、model 2-1で有意にマイナスとなっている。

なお、雇用削減施策の主効果は、model 2-2とmodel 2-3で有意にマイナスとなっている。すなわち、雇用削減施策は経常損益やROAに対して、他の施策の導入状況にかかわらず、マイナスの影響を与えるということを意味する。

次に、人的資源管理施策と雇用削減施策との適合効果について見ると、市場型施策同士の組み合わせである「業績反映・外部調達」施策と雇用削減施策との適合効果を示すHR02\*REDの係数は、model 2-1・model 2-2・model 2-3において、有意にマイナスとなっている。一方、異種の組み合わせである「教育・参加」施策と雇用削減施策との適合効果を示すHR01\*REDの係数は、model 2-1では有意にマイナス、model 2-3では有意にプラスである。また、同じく異種の組み合わせである「協業」施策と雇用削減施策との適合効果を示すHR03\*REDの係数は、model 2-1で有意にプラスとなっている。これらの結果から、人的

資源管理施策と雇用削減施策の適合効果においては、市場型施策同士がプラスの効果を持つとは言えず、また異種の組み合わせが必ずマイナスの効果を持つとも言えない。

人的資源管理施策内の適合効果についてみると、model 2-3 では、同種の組み合わせである「教育・参加」施策と「協業」施策との適合効果を示す HR01\*HR03 の係数が有意にプラスとなっており、異種の組み合わせである「業績反映・外部調達」施策と「協業」施策との適合効果を示す HR02\*HR03 の係数が有意にマイナスになっている。これらは、仮説3と整合的であるが、異種の組み合わせである「教育・参加」施策と「業績反映・外部調達」施策との適合効果を示す HR01\*HR02 の係数も有意にプラスとなっている。

## 第5節 まとめ

本稿で確認された点は、以下のようにまとめられよう。

まず人的資源管理施策の単独の効果に関しては、「教育・参加」施策は、売上高（対数値）や経常損益（対数値）に対してはプラスの効果を持っている。過去のベスト・プラクティス・アプローチの知見が示している通り、日本企業においても従業員のコミットメントを高める教育や参加促進が、売上や収益に貢献すると言えそうである。ただし、総資産に対する効率性の向上には寄与しない。

雇用削減施策の主効果については、売上高（対数値）に対してこそ有意ではなかったものの、それ以外に有意にマイナスの効果を示している。すなわち、市場型施策である雇用削減施策は、単独で企業業績にマイナスの影響をもっているということである。

人的資源管理施策と財務施策との適合効果については、コンティンジェンシー・アプローチで想定されたような同種の施策による補完性は、一部の組み合わせとしては見られたものの、一部にはマイナスの効果を示すこともあり、必ずしも確認できるものではなかった。これらの結果は、ベスト・プラクティス・アプローチによる知見にくらべコンティンジェンシー・アプローチが支持されていないこととも整合的である。やはり内部型と市場型というくりよりも、より細かく観察する必要があるのかもしれない。補完性が確認されたのは、売上高（対数値）に対する「教育・参加」施策と「安定株主確保」施策との組み合わせと、経常損益（対数値）に対する「教育・参加」施策と「効率化」施策の組み合わせ、「業績反映・外部調達」施策と「安定株主確保」施策との組み合わせである。また、ROA に対しては、「教育・参加」施策と「効率化」施策の組み合わせと、「協業」施策と「安定株主確保」施策の組み合わせにおいて、補完性があることが示されている。

人的資源管理施策と雇用削減施策との適合効果については、人的資源管理施策と雇用削減施策の適合効果においては、市場型施策同士がプラスの効果を持つとは言えず、また異種の組み合わせが必ずマイナスの効果を持つとも言いがたい。より細かく見ると、雇用削減施策との補完性が確認された施策は、売上高（対数値）に対する「協業」施策と、ROA に対する「教育・参加」施策である。

人的資源管理施策同士の適合効果については、内部型人的資源管理施策である「教育・参加」施策と「協業」施策の組み合わせが、ROAに対して補完性があることが確認された。

本稿で確認された点は、企業に対して次のような示唆を与える。すなわち、雇用削減施策による目先のコストダウンだけにとらわれず、従業員に対して公的資格取得支援や通信教育支援などを実施し、評価への苦情処理制度や社内公募制度、自己申告制度を導入することは、売り上げや経常損益の向上につながる。もっとも、総資産に対する効率性を高めるためには、このような施策だけでは効果がなく、資産流動化の促進や非効率な持ち合い株の解消などの財務施策や、解雇や希望退職等の実施といった施策を組み合わせる必要がある。

なお本稿には残された課題も多い。1点は、各施策の分類についてである。本稿ではDelery & Doty[1996]の「内部型 vs 市場型」というシステム分類を拡張し、財務施策や雇用削減施策に対しても適用した。もっともこの分類基準そのものが極めて主観的な判断に基づくものであり、厳密に線引きしうるものではない。結果の解釈において内部型か市場型かでは結果をまとめられないことを指摘したが、これは分類基準の瑕疵によるものなのかもしれない。今後は更に分類基準の精緻化が要求されよう。

もう1点は、本稿の分析方法についてである。本稿のように交差項の係数によって判断する方法は、例えばIchniowski et al[1997]、Kato & Morishima[2002]、竹内[2005]などのように、広く採用されている。しかしながら、このような方法で得られた係数は不安定であるという指摘がある<sup>8</sup>。これらを分析に盛り込むには、いくつかの追加的な仮定と異なる分析手法が必要であり、今後の課題としたい。

また、各人的資源管理施策の導入時期に関する点にも課題が残る。本調査には人的資源管理施策の導入時期に関する設問がない。人的資源管理施策とパフォーマンス変数との因果関係を示すためには、少なくとも原因発生が結果より先行している必要があるが、データの制約上、この点について確認できない。今後は、他のデータとのマッチングなどを検討したい。

---

<sup>8</sup> Athey & Stern[1998]は分析者には観察されないが企業には観察される外生変数を想定し、これまでの研究でよく採用されていた施策変数間の相関係数によって判断する方法や、本稿のように交差項の係数によって判断する方法で補完性を判断する場合にバイアスがかかりうることを示している。なお、このような指摘に対しHoshi et al[1997]は追加的な検証方法を提示しているが、モデルと前提の違いから本稿ではそれをそのまま適用することはできないと考える。

<参考文献>

- Aoki, M. [1994], "The Japanese Firm as a System of Attributes: A Survey and Research Agenda", *The Japanese Firm: The Sources of Competitive Strength*, (邦訳『システムとしての日本企業』、NTT出版、1995)
- Athey, S. and Stern, S. [1998], "An Empirical Framework for Testing Theories About Complementarity in Organizational Design", NBER Working Paper No.6600
- Delery, J.E. and Doty, D.H. [1996], "Modes of Theorizing in Strategic Human Resource Management: Tests of Universalistic, Contingency, and Configurational Performance Predictions", *The Academy of Management Journal*, Vol. 39, No. 4.
- Doeringer, P.B., Piore, M.J. [1971], Internal labor markets and manpower analysis, Heath
- Hoshi, T., McMillan, J. and Schaede, U. [1997], "Competition and Financial Structure in Japanese Firms", mimeo
- Ichniowski, C., Shaw, K. and Prennushi, G. [1997], "The effects of human resource management practices on productivity: A study of steel finishing lines", *American Economic Review*, 87 (3)
- Kato, T. and Morishima, M. [2002], "The Productivity Effects of Participatory Employment Practices: Evidence from New Japanese Panel Data.", *Industrial Relations*, Vol. 41(4)
- McMahan, G.C., Virick, M. and Wright, P.M. [1999], "Alternative Theoretical Perspectives for Strategic Human Resource Management Revisited : progress, problem, and prospects", *Strategic human resources management in the twenty-first century*
- Porter, M.E. [1985], *Competitive advantage : creating and sustaining superior performance* (邦訳『競争優位の戦略:いかに高業績を持続させるか』、ダイヤモンド社、1985)
- 岩出博[2002], 『戦略的人的資源管理論の実相—アメリカ SHRM 論研究ノート—』, 泉文堂
- 竹内規彦[2005], 「我が国製造企業における事業戦略、人的資源管理施策、及び企業業績—コンティンジェンシー・アプローチ—」, 『日本労務学会誌』, 第7巻第1号
- 労働政策研究・研修機構[2006], 「企業のコーポレートガバナンスと CSR に関する調査」, 『ビジネス・リーダー・トレンド』, 2006年3月号

## 第6章 日本の雇用制度・経営改革・女性の活躍

### 第1節 問題意識と分析視角

本章では、「日本的雇用制度」と「ジェンダー経済格差」という日本の労働市場の二つの特徴の関連、および、近年の経営改革がそれらに及ぼす影響を議論する。さらに、日本的雇用制度の特徴が女性の活躍とどのような相関関係にあり、経営改革が女性の活躍にどのような影響を及ぼしているのかを、労働政策研究・研修機構の「企業のコーポレートガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査」（以下「調査」と略す）を用いて分析する。

OECD（1973）以来、「終身雇用制度」と「年功賃金制度」と「企業別組合」が日本的雇用制度の三本柱であると言われてきた。ただ、これらは表面的な特徴に過ぎない。背後には、労働者の働くインセンティブやキャリア形成のインセンティブをどのようにして高め、経営者と従業員の利害をどのように調整するかという経済的メカニズムにおける日本の特徴がある。

青木は一連の著書で、日本的雇用制度を経済合理的なインセンティブ契約と捉え、アメリカ的雇用制度とは別の均衡点が選択されたと解釈している（青木 1989、1992、2001、青木他 1996）。小池（1977）は、幅広いキャリアや配置の柔構造などの日本的雇用制度の特徴が、生産力を高める上で合理的な制度であることを最初に指摘した。その後の研究で小池は、長期の人材開発と長期の労働者間競争が日本の大企業における雇用制度の特徴であると主張し、長期雇用制度の重要性を強調している（小池 1994、1997、2005）。年功賃金制度は、その長期的雇用制度と制度補完的な関係にある。すなわち、年功賃金制度の下では、同一企業で就業を継続する経済的インセンティブが強まる一方で、企業内での長期的人材開発は企業特殊的技能を育成し、賃金を年功的にする。

他方、長期雇用制度の下での企業特殊的技能の蓄積は、企業と労働者の相互依存関係を強くする。また、株式持合い制度や経営者への内部昇進制度は、機関投資家や個人投資家からある程度自由な経営を可能にし、労働者と経営者の心理的一体感を形成する。こうして、日本企業独特の共同体的企業風土が形成される。同一企業内労働者の共通利害と共同体的企業風土は企業別組合の基盤となる。

「ジェンダー経済格差」とは、賃金、就業率、所得、職業、管理職比率などのジェンダー格差である。青木や小池に代表される日本的雇用制度の議論には、ほとんどジェンダーの視点がなかった<sup>1</sup>。しかし、日本的雇用制度の三本柱を享受しているのは、おもに大企業の男

---

<sup>1</sup> ただし、小池（2005）は統計的差別によって女性が不利な扱いを受けることにも言及している。

性労働者であり、女性労働者はそこから排除されている。日本的雇用制度の議論では、「労働者＝男性」が暗黙の前提とされていた。

他方、従来の女性労働研究は、女性を家事に責任を持つ「特殊な労働力」として、男性労働とは別に分析してきた<sup>2</sup>。そのような研究状況において、日本的雇用制度は基幹労働者から女性を排除し、また女性の排除によって初めて成り立つ雇用制度である点を強調したのが大沢（1993）と熊沢（2000）である。大沢（1993）は、日本企業では、家事から自由な男性労働者でなければ基幹労働者になれないが、それは、家事をしながら就業している女性労働者と同様、「特殊な」労働者であると主張する。熊沢（2000）は、日本企業にとって労働者の能力とは、単に技能や知識の水準が高いというだけでなく、残業、出張、転勤など企業の都合に応じた柔軟な働き方ができるか否かが問われる。女性は後者のような「能力」を欠く労働者であるとしている。いずれも、日本企業が基幹労働者に対し企業の都合に応じた柔軟な働き方を要求するため、家事労働を担う女性労働者は二通りの圧力によって基幹労働から排除されることを指摘している。一つは、企業が男性労働者の妻に対し専業主婦あるいはパートタイム労働者として全面的に家事育児を担うことを要求することによって（つまり、夫を介して）、もう一つは、企業が家事育児を担う女性労働者を基幹労働者から排除することによってである。

これまで、日本的雇用制度と女性の活躍との関係についての実証分析はほとんどなかった。本章では、経済合理的なインセンティブ契約としての日本的雇用制度がなぜジェンダー・バイアスを帯びるのかを議論する。そして、日本的雇用制度の特徴である「長期的雇用制度」「企業の都合に応じた柔軟な働き方」「共同体的企業風土」が、女性の活躍を阻害していることを示し、それを検証する。

本章のもう一つの目的は、近年の経営改革が、女性の活躍に及ぼす影響を分析することである。経営改革の背景には、バブル崩壊後の経済環境の悪化、労働力の高齢化、経済のグローバル化、規制緩和による直接金融比率の上昇、株式持合いの減少による株主の発言力上昇、株主代表訴訟の簡素化による経営者の責任追及増加、企業の社会的責任重視など、様々な要因がある。本章では、三つの経営改革、すなわち「企業の社会的責任重視の経営改革」「株主重視の経営改革」「ワーク・ライフ・バランス重視の経営改革」が、日本的雇用制度のいくつかの特徴を変化させ、女性が活躍できる環境を作り出す可能性があることを議論し、それを検証する。

結論は以下の通りである。長期的人材育成の特徴を示す「平均勤続年数」と「一人前になるまでの期間」、共同体的企業風土の特徴を表わす「住宅関連の福利厚生制度」などはいずれも「女性の相対的勤続年数」「女性管理職比率」「ポジティブ・アクション実施確率」、「ポジティブ・アクション施策数」などと有意に負の相関があるか、少なくとも有意に正の相関

---

<sup>2</sup> 日本企業における女性労働研究のサーベイとして中川（1995）がある。

はない。他方、長期雇用制度の希薄さを示す「希望退職の実施」や労働者の都合に応じた柔軟な働き方を示す「年次有給休暇取得率」などは「女性の相対的勤続年数」「女性管理職比率」「ポジティブ・アクション実施確率」「ポジティブ・アクション施策数」などと有意に正の相関があるか、少なくとも有意に負の相関はない。これは、「長期的雇用制度」「企業の都合に応じた柔軟な働き方」「共同体的企業風土」が、女性の活躍を妨げているという仮説を支持する。

また、企業が進めている「企業の社会的責任重視の経営改革」「株主重視の経営改革」「ワーク・ライフ・バランス重視の経営改革」は、ポジティブ・アクションの実施と強い正の相関がある。さらに、上記の経営改革は、女性管理職比率を有意に上昇させている。ただし、ポジティブ・アクション施策数を説明変数に加えるとその有意性が小さくなる。このことは、経営改革がポジティブ・アクションを介して女性の活躍を推進していると解釈できる。

## 第2節 仮説

以下では、日本的雇用制度の特徴として、「長期雇用制度」「企業の都合に応じた柔軟な働き方」「共同体的企業風土」の三つを取り上げる。まず、長期雇用制度は、長期的な視野に立って、労働者の企業内キャリアを形成してゆくことを可能にするが、結婚や出産による離職の確率が高い女性には、キャリア形成の十分な機会が与えられないことが多い。たとえば、女性はしばしば採用において不利な扱いを受ける。また、長期的な技能形成をするグループ（総合職）とは区別されるグループ（一般職）として採用され、短期的に獲得した技能を活用することを期待される。これらは、企業が人的資本投資の一部を負担することから生ずる経済合理的な結果である。

第二に、日本的雇用制度の下では、雇用の保障と引き換えに、企業の都合に応じた柔軟な働き方が労働者に要求される。残業時間による労働投入量の調整、柔軟な職務範囲規定による欠勤や欠員に柔軟な対応、頻繁な異動や転勤による企業内人材の有効活用などである。こうした企業の都合に応じた柔軟な働き方は、長期雇用制度の下での雇用の硬直性を補うために必要不可欠である。しかし、家庭生活から要求される柔軟性とは相容れない。家庭責任を負う女性労働者には働きにくい環境である。

第三に、日本的雇用制度は、共同体的企業風土を生む。経営者の内部昇進制度や投資家によるガバナンスから比較的自由的な経営は、経営者と労働者の心理的一体感を形成しやすくする。さらに、曖昧な職務範囲と曖昧な査定基準のため、定時退社、有給休暇、育児休業、短時間勤務などの権利を行使することは、協調性や働く意欲に欠けるものと判断される恐れがある。その結果、残業、休日出勤、年次有給休暇の未消化などが常態化する。共同体的企業風土とは、雇用保障や家族賃金と引き換えに企業に対する全面的な（時には家族ぐるみの）貢献を要求する風土である。このような風土は、家庭責任を負う女性の働き方とは相容れな



い<sup>3</sup>。

以上の考察から、次の仮説を導くことができる。

仮説 1. 日本的雇用制度の三つの特徴、すなわち、「長期的雇用制度」「企業の都合に応じた柔軟な働き方」「共同体的企業風土」が、女性の活躍を難しいものになっている。したがって、これらの特徴が弱い企業では、女性が活躍しうる。また、これらの特徴が弱い企業では、ポジティブ・アクションが実施しやすい。

また、近年進んでいる経営改革は、日本的雇用制度の修正を目的とするものとは限らないが、副次的効果として、日本的雇用制度の主要な特徴を変えざるをえない。本章では、「企業の社会的責任を重視する経営改革」「株主利益を重視する経営改革」「ワーク・ライフ・バランスを重視する経営改革」の三つの経営改革に着目する。

企業の社会的責任（CSR）の中には、企業内での女性差別の解消も当然含まれる。しかし、女性の活躍にとってそれに劣らず重要なのは、CSR が情報公開や法令遵守（コンプライアンス）を通じて、企業内の常識と一般社会の常識の乖離を埋める機能を果たすことである。共同体的企業風土は、これによって変革を余儀なくされる。一方で従業員の権利を規定しながら、それを行使する労働者を低く評価するという本音と建前の使い分けは、論理的な一貫性をもたない。経営の透明性や法令遵守を追求してゆくと、労働者の権利や多様性を認めざるをえなくなり、共同体的企業風土の変容をもたらす可能性がある。

株主重視の経営改革もこれと同様の効果をもっている。社外取締役を登用したり、投資家のために経営情報を開示したりすることは、閉鎖的な企業風土をより開放的なものに変える可能性がある。

さらに、ワーク・ライフ・バランスを重視した経営改革は、仕事と家庭の両立を可能にし、女性が活躍しやすい環境を整える。それと同時に、ワーク・ライフ・バランスを重視すれば、家族を犠牲にして企業最優先で働くことを高く評価する共同体的企業風土の改革も余儀なくされる。

以上から、次の仮説が導かれる。

仮説 2. 「企業の社会的責任を重視する経営改革」「株主利益を重視する経営改革」「ワーク・ライフ・バランスを重視する経営改革」は、共同体的企業風土を希薄化させ、女性が活躍しやすい環境を整える。また、これらの経営改革は、ポジティブ・アクションを実施しやすくする。

次節では、これら二つの仮説を検証する実証モデルを作成する。

---

<sup>3</sup> 企業風土とでも呼ぶべき企業固有の要因と女性の雇用および企業業績の関係を計量的に分析した興味深い研究に児玉他（2005）がある。児玉他は、「再雇用制度」や「勤続年数の男女間格差が小さいこと」などが女性の雇用と企業業績に同時に正の効果をもたらす要因であるとしている。

### 第3節 モデル

#### (1) 雇用制度・経営改革・企業統治と女性の活躍推進

女性活躍の度合いを示す変数として、「女性の相対的勤続年数」と「課長に占める女性の割合」を用いる。女性の相対的勤続年数は、女性の平均勤続年数の対数値から男性の平均勤続年数の対数値を引いたものを用いる。また、女性活躍への取り組み姿勢を捉える変数として、「ポジティブ・アクション実施ダミー」と「ポジティブ・アクション施策数」を用いる。ポジティブ・アクション施策数とは、「調査」の問 22 の付問にある「(a)ポジティブ・アクションに関する専任の部署、あるいは担当者を設置（推進体制の整備）」「(b)問題点の調査・分析」など全 16 項目のうち、実施している項目の数である。

表 1 によれば、勤続年数の対数値の男女間格差は 0.375 で、これは女性の勤続年数は男性の約 69%であることを意味する。課長に占める女性の割合は、平均で 2%にすぎない。46%の企業には女性の課長が一人もいない。女性課長の割合が最も大きい企業でも、女性課長の割合は 3 分の 1 に満たない。ポジティブ・アクションを実施している企業の割合は、55%である。また、ポジティブ・アクション施策数の平均はおよそ 2.1 項目である。実施している企業に限ると 3.8 項目となる。

すべてのモデルに共通の説明変数として、「女性正社員比率ダミー」「全従業員数ダミー」「組合ダミー」「産業ダミー」を用いる。「全従業員数」は非正社員も含んでいる。

**表1. 基本統計量**

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
平均勤続年数の対数値の男女差	-0.375	0.310	-1.427	0.405	375
女性課長比率	0.022	0.041	0	0.321	374
ポジティブ・アクション実施	0.554	0.498	0	1	435
ポジティブ・アクション施策数	2.069	2.640	0	10	435
女性正社員比率					
0-10%	0.207	0.406	0	1	377
10-20%	0.292	0.455	0	1	377
20-30%	0.210	0.408	0	1	377
30-40%	0.098	0.298	0	1	377
40-60%	0.095	0.294	0	1	377
60-80%	0.032	0.176	0	1	377
80-100%	0.064	0.244	0	1	377
全従業員数					
1-99人	0.045	0.208	0	1	441
100-299人	0.127	0.333	0	1	441
300-499人	0.120	0.326	0	1	441
500-999人	0.220	0.415	0	1	441
1000-1999人	0.163	0.370	0	1	441
2000-4999人	0.204	0.403	0	1	441
5000人以上	0.120	0.326	0	1	441
組合あり	0.709	0.455	0	1	450

表1.(続き)

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
産業					
建設業	0.089	0.285	0	1	450
食料品	0.049	0.216	0	1	450
繊維製品	0.038	0.191	0	1	450
化学	0.067	0.250	0	1	450
医薬品	0.031	0.174	0	1	450
ガラス・土石製品	0.027	0.161	0	1	450
金属	0.058	0.234	0	1	450
機械	0.073	0.261	0	1	450
電気機器	0.076	0.265	0	1	450
輸送用機器	0.051	0.220	0	1	450
精密機器	0.013	0.115	0	1	450
その他製品	0.040	0.196	0	1	450
電気・ガス業	0.022	0.148	0	1	450
運輸業	0.033	0.180	0	1	450
情報・通信業	0.031	0.174	0	1	450
小売業	0.062	0.242	0	1	450
卸売業	0.100	0.300	0	1	450
金融	0.069	0.254	0	1	450
サービス業	0.071	0.257	0	1	450
平均勤続年数の対数値	2.599	0.538	0	3.714	413
一人前になるまでの期間の対数値	1.277	0.633	-1.386	2.708	415
一人前になるまでの期間:					
早まっている・やや早まっている	0.362	0.481	0	1	428
あまり変わらない	0.540	0.499	0	1	428
やや遅くなっている・遅くなっている	0.098	0.298	0	1	428
経営危機あり	0.389	0.488	0	1	450
解雇	0.033	0.180	0	1	450
希望退職	0.436	0.496	0	1	450
その他の雇用調整	0.698	0.460	0	1	450
平均年次有給休暇取得率	40.863	23.518	0.2	100	359
福利厚生制度数					
住宅関連	2.379	0.774	0	3	425
レジャー関連	1.995	0.969	0	3	425
自己啓発関連	1.878	1.111	0	4	425
大卒35歳賃金(新卒=1.00)	1.829	0.496	1.02	5.5	346
CSRへの取り組み:					
法令を超える	0.298	0.458	0	1	447
法令範囲内	0.633	0.482	0	1	447
ほとんど取り組んでいない・分からない	0.069	0.254	0	1	447
CSRへの取り組み:					
分野数	7.668	3.020	0	14	416
施策数	5.090	3.203	0	10	391
HPへの人事情報の掲載	0.189	0.392	0	1	450
IR施策数	3.624	2.212	0	9	433
株主総会改革施策数	2.421	1.470	0	7	430
取締役会改革施策数	1.397	1.037	0	5	441
年次有給休暇取得取得促進施策数	1.655	1.339	0	7	429
労働時間適正化施策数	4.826	2.379	1	12	384
過去5年間における女性管理職比率の変化					
増えた	0.085	0.279	0	1	294
やや増えた	0.395	0.490	0	1	294
横ばい	0.449	0.498	0	1	294
やや減った	0.048	0.213	0	1	294
減った	0.024	0.153	0	1	294
過去3年間における売上の対数値の変化	0.045	0.261	-1.052	1.060	419
過去3年間における一人当たり営業利益の変化	1.736	4.571	-16.338	25.696	423

## ア. 雇用制度

まず、長期雇用制度を捉えるため、問 F3「社員の平均勤続年数」の対数値を用いる。表 1 によると、サンプルの平均は、2.6（約 13 年）である。長期雇用制度が強い企業ほど女性の活躍にとって不利であるため、負の効果が期待される。

長期雇用制度を捉える第二の変数として、問 18「一人前になるまでの期間」の対数値を用いる。平均値は 1.3、すなわち約 3.6 年である。この値が大きいほど企業は長期的な人材育成を行っている。すなわち、下積み期間が長く、離職確率が高い女性にとっては不利であると考えられる。したがって、係数の符号は負と予想される。

また、長期雇用制度の変化を捉えるために、問 19「一人前になるまでの期間が早まっているか否か」を説明変数として用いる。「早まっている」と「やや早まっている」が合わせて 36%、「あまり変わらない」が 54%である。逆に、「やや遅くなっている」と「遅くなっている」は合わせて 10%である。一人前になる期間が早まっている企業では、女性が活躍できる条件の一つが整いつつあると解釈できる。したがって、「早まっている・やや早まっている」の符号は正が期待される。

さらに、長期雇用制度を捉える別の変数として、問 17「過去 10 年間の雇用調整」に関する変数を用いる。雇用調整を「解雇」「希望退職」「その他の雇用調整」に分類し、それぞれ実施した場合に 1 をとるダミー変数を作成する。また、雇用調整に至る経営状態の悪化を調整するために、問 16「過去 10 年間の経営危機」の経験に関するダミー変数を用いる。経営危機を経験した企業は 39%に上り、3%の企業が解雇を、44%の企業が希望退職を、70%の企業がその他の雇用調整を実施した。解雇や希望退職は長期雇用制度の希薄さを示すので正の符号が期待される。

企業の都合に応じた柔軟な働き方を捉える説明変数として問 26「年次有給休暇取得率」を用いる。取得率が高い企業では、企業の都合に応じた柔軟な働き方ではなく、労働者の都合に応じた柔軟な働き方がある程度実現されているはずである。また、年次有給休暇取得率は企業風土を捉える説明変数にもなりうる。忠誠心や協調性を重視する共同体的企業風土であれば取得率は低く、従業員の権利や多様性を尊重する企業風土であれば取得率は高い。したがって、正の符号が予想される。サンプルの平均値は 41%である。

次に、問 29「福利厚生制度」によって雇用制度の特徴を捉える。問 29 には 10 種類の福利厚生制度が示されており、それらが「住宅」(3 項目)、「レジャー」(3 項目)、「自己啓発」(4 項目)に分類されている。説明変数として、実施されているそれぞれの種類の福利厚生制度の項目数を用いる。これらのうち、「住宅」は、以下の理由によって、負の符号が予想される。「(a) 社宅・借上社宅」や「(b) 独身寮」は、従業員の定着を目的としたものであり、長期的雇用制度をもたらす。また、転勤を容易にし、企業の都合に応じた柔軟な働き方が要求されやすくなる。さらに、「(c) 住宅手当」も含めて、住宅関連の福利厚生給付は、男性に偏って支給される傾向がある。社宅の利用や住宅手当の支給は従業員が世帯主である

ことを条件にしている場合が多い。そのような条件がなくても、既婚女性従業員の場合、配偶者も働いているのが普通なので、妻の会社の社宅に入居する例は少ない。さらに、社宅では、世帯主が同じ企業に勤める家族同士の付き合いが増え、共同体的企業風土が形成されやすい。

これに対し、「自己啓発」は正の符号が予想される。「自己啓発」関連項目は、「公的資格取得支援」「国内外の大学等への留学制度」「通信教育支援」「教育訓練休暇」の四つである。これらは一般的技能を形成するための教育・訓練である。伝統的な企業主導の人材開発に代わるキャリア形成制度であり、他企業でも通用するエンプロイアビリティを高める。これは長期的雇用に基づく人材形成という日本の雇用制度の特徴を弱める。

最後に、年功賃金制度を捉えるために、35歳大卒賃金を説明変数として用いる。この変数は、新卒の給与を100とした場合の35歳の賃金を答えたもので、推定にはそれを100で割った値を用いる。年功賃金制度は、長期雇用制度と制度的補完関係にあるため、間接的に女性の活躍を妨げていると考えられる。

## イ. 経営改革

経営改革を捉える指標として、まず企業が社会的責任を重視した経営を行っているかどうかを見る。その指標として問12「CSR（企業の社会的責任）への取り組み」を取りあげる。「法令から要請される範囲を超えて取り組んでいる」「法令の範囲内で取り組んでいる」「ほとんど取り組んでいない・よくわからない」の三つに分けてそれぞれダミー変数を作成する。30%の企業が法令を超える取り組みをしており、63%の企業が法令の範囲内で取り組んでいる。

さらに、取り組みの度合いを測るために、問12付問2「実際に取り組んでいるCSR」の項目数と、付問3「CSR施策数」を取り上げる。「実際に取り組んでいるCSR」とは、「法令・倫理の遵守」や「男女間の機会均等」など取り組んでいるCSRの分野、すなわち取り組みの広さを意味する。それに対し「CSR施策数」は「CSRに関する『行動指針』の作成」や「CSRに関する選任部署を設置」などの施策件数、すなわち取り組みの深さを示す。取り組み分野は全部で14あり、平均は7.1、施策数は全部で10項目あり、平均は4.7である。

さらに、情報開示が進んでいるかどうかを見るため、企業のホームページに人事関連情報が掲載されている場合に1をとるダミー変数を作成する。これは、「企業のコーポレートガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査」のデータではなく、企業のホームページに実際にアクセスして調べたものである。人事関連情報とは、障害者雇用率や育児休業取得率など人事制度の実態に関するデータを意味し、単なる求人情報はこれに含まれない。19%の企業が何らかの人事関連情報を掲載している。

経営改革を捉える第二の指標は、株主重視の経営へ転換しているか否かである。問5「取

締役会の改革」、問 6「IR（株主広報活動）」、および問 10「株主総会改革」を取り上げる。近年の「取締役会の改革」は、執行と経営監視を分離することにより株主による経営の監視を強化することを主な目的としている。問 5 は「委員会等設置会社に移行」など五つの施策を取り上げている。何らかの施策を実施している企業は 78%で、平均 1.4 の施策を実施している。

IR への取り組みは、企業が機関投資家や個人投資家をどの程度重視しているかを示している。問 6 には、「有価証券報告書等を資料冊子として、企業の主要な施設に常備」など全部で九つの施策がある。企業は平均で 3.6 の施策を実施している。問 10 の「株主総会改革」としては、「株主総会集中日を避けて総会を開催する」など八つの施策がある。企業は平均で 2.4 の施策を実施している。

経営改革の第三の指標は、ワーク・ライフ・バランスの改善である。有給休暇の取得促進、労働時間適正化、育児・介護休業制度の充実などによって、家庭生活と仕事の両立を図るのがワーク・ライフ・バランス政策である。ワーク・ライフ・バランス政策は、企業の都合に応じた柔軟な働き方から労働者の都合に応じた柔軟な働き方への転換と捉えることも可能である。

また、ワーク・ライフ・バランスの改善は、企業共同体的な風土の改革でもある。建前としては、年次有給休暇を取得し、不払い残業や 36 協定を超える残業を拒否する権利が労働者にはある。しかし、割り当てられる仕事量が多すぎたり、人事考課の基準が不透明であったり、自分や家族の生活を犠牲にした働き方がプラスに評価されたりするために、労働者は結果的に「自ら進んで」過重な労働を引き受けることになる。ワーク・ライフ・バランス政策を本気で推進すれば、このような企業風土を変えざるをえなくなる。

ワーク・ライフ・バランス政策としては、育児・介護休業や育児・介護に関わる短時間勤務制度が重要である。しかし、残念ながら、本調査にそのような質問項目はない。そこで、この指標として、問 27「年次有給休暇取得促進策」実施項目数、および問 28 付問「労働時間適正化策」実施項目数を用いる。

問 27「年次有給休暇取得促進策」には「連続取得の奨励」など 7 項目が示されている。何らかの対策を実施している企業が 78%、平均で 1.7 項目を実施している。問 28 付問は、「代休取得の励行」など 12 の項目を挙げている。企業は平均 4.8 の項目を実施している。

## (2) ポジティブ・アクションや経営改革の効果

ポジティブ・アクションの効果を測るために、「ポジティブ・アクションの実施」と「ポジティブ・アクション施策数」が問 23「過去 5 年間における女性管理職比率の変化」、「過去 3 年間における売上の変化」、および「過去 3 年間における一人当たり営業利益の変化」に与える効果を見る。「過去 5 年間における女性管理職比率の変化」は、女性管理職比率の変化を「増えた」「やや増えた」「横ばい」「やや減った」「減った」の 5 段階で答えるも

ので、「増えた」を 4 点、以下 1 点刻みで「減った」を 0 点とする変数を作成した。売上、営業利益などは、日経 NEEDS のデータを用いる。

経営改革は、企業風土を女性が活躍しやすいものへと変革するという間接的効果をもっていると予想される。そこで、上記のイで取りあげた経営改革変数が女性管理職比率に正の効果을及ぼすと期待される。

#### 第 4 節 推定結果

##### (1) 女性正社員比率・全従業員数・組合の有無・産業との相関

まず、女性正社員比率、全従業員数、組合の有無、産業によって、女性の相対的勤続年数、女性課長比率、ポジティブ・アクション実施率、ポジティブ・アクション施策件数がどのように異なるかを見てゆく。推定結果は表 2 にある。

女性の相対的勤続年数は女性正社員比率とは有意な相関関係はない。従業員数との関係では、1-99 人の最も小さな企業で女性の相対的勤続年数が長い。ただし、100 人以上の企業のみに着目すると、大企業ほど女性の相対的勤続年数が長い。組合の有無とは有意な相関がない。産業では、電気機器製造業で最も長く、医薬品製造業がそれに続く。逆に短いのは、繊維製品製造業、金融業、卸売業である。

女性課長比率は、女性正社員比率が高いほど高くなるが、女性正社員比率が 80%以上になると逆に低くなる。正社員に占める女性比率があまりに高い企業では、女性の管理職が返って少ないことを示している。従業員が多い企業ほど女性課長比率が高い傾向にある。労働組合は女性課長比率と有意に負の相関がある。労働組合は女性の活躍を妨げているかのようである。しかし、労働組合がある企業では長期雇用制度が存在しており、それが女性の活躍にとって不利な要因となっているのである。勤続年数の対数値を説明変数として入れると、労働組合の係数は有意でなくなる。産業では、繊維製品製造業、サービス業、情報・通信業で女性課長比率が高く、卸売業、機械製造業で低い。

ポジティブ・アクション実施率は女性正社員比率が高いほど高い。ただし、より細かく見ると、10-20%と 40-60%と 80-100%の三つのピークがある。また、ポジティブ・アクション実施率は、従業員が多いほど高い。労働組合の影響はなく、産業間の差も大きくない。ポジティブ・アクション施策数も実施率と似た傾向がある。

表2. 女性比率・従業員数・組合・産業の効果

説明変数	女性の相対的動		ポジティブ・アクション実施	
	続年数	女性課長比率	ポジティブ・アクション実施	ポジティブ・アクション施策数
	OLS (1)	Tobit (2)	Probit (3)	Tobit (4)
	係数	係数	係数	係数
女性正社員比率				
0-10% (基準)	-	-	-	-
10-20%	-0.047 (0.049)	0.013 (0.010)	0.399 * (0.208)	1.709 *** (0.616)
20-30%	-0.027 (0.056)	0.033 *** (0.011)	0.311 (0.238)	1.223 * (0.719)
30-40%	0.020 (0.073)	0.050 *** (0.013)	0.525 * (0.314)	1.792 * (0.923)
40-60%	-0.027 (0.073)	0.041 *** (0.014)	0.658 ** (0.317)	2.394 *** (0.914)
60-80%	-0.113 (0.108)	0.092 *** (0.018)	0.550 (0.427)	1.169 (1.320)
80-100%	-0.059 (0.077)	0.055 *** (0.014)	0.724 ** (0.344)	2.217 ** (0.977)
全従業員数				
1-99人 (基準)	-	-	-	-
100-299人	-0.268 *** (0.097)	0.009 (0.019)	0.496 (0.444)	2.014 (1.436)
300-499人	-0.253 *** (0.095)	0.029 (0.019)	0.851 * (0.445)	2.871 ** (1.430)
500-999人	-0.210 ** (0.091)	0.046 ** (0.018)	1.189 *** (0.428)	3.442 ** (1.375)
1000-1999人	-0.223 ** (0.092)	0.031 * (0.018)	1.268 *** (0.437)	4.617 *** (1.391)
2000-4999人	-0.189 ** (0.092)	0.042 ** (0.018)	1.316 *** (0.435)	4.659 *** (1.387)
5000人以上	-0.151 (0.098)	0.056 *** (0.019)	2.384 *** (0.497)	7.054 *** (1.437)
組合あり	0.034 (0.045)	-0.024 *** (0.008)	0.219 (0.191)	0.824 (0.562)
産業				
建設業	-0.157 * (0.085)	-0.063 *** (0.016)	-0.206 (0.375)	-1.175 (1.090)
食料品	-0.016 (0.096)	-0.018 (0.017)	0.443 (0.436)	0.364 (1.211)
繊維製品	-0.294 *** (0.112)	0.013 (0.019)	0.248 (0.483)	0.591 (1.349)
化学	-0.097 (0.095)	-0.016 (0.017)	0.166 (0.406)	-0.114 (1.181)
医薬品	0.100 (0.117)	-0.007 (0.021)	-0.174 (0.502)	-1.912 (1.535)
ガラス・土石製品	-0.133 (0.120)	-0.015 (0.022)	-0.020 (0.518)	-1.463 (1.616)
金属	0.048 (0.101)	-0.040 ** (0.018)	-0.465 (0.433)	-2.177 (1.319)
機械	0.016 (0.089)	-0.053 *** (0.017)	0.454 (0.400)	0.454 (1.116)
電気機器	0.108 (0.090)	-0.033 ** (0.016)	0.313 (0.398)	-0.343 (1.127)
輸送用機器	-0.035 (0.097)	-0.049 *** (0.018)	0.065 (0.418)	0.366 (1.197)
精密機器	0.047 (0.152)	-0.046 (0.029)	0.081 (0.650)	-1.953 (1.945)
その他製品	-0.138 (0.100)	-0.026 (0.018)	-0.409 (0.443)	-0.615 (1.289)
電気・ガス業	-0.035 (0.128)	-0.024 (0.022)	0.484 (0.683)	0.987 (1.556)
運輸業	-0.090 (0.112)	-0.002 (0.018)	-0.229 (0.479)	-1.162 (1.442)
情報・通信業	0.019 (0.116)	0.010 (0.021)	0.304 (0.493)	1.077 (1.399)
小売業(基準)	-	-	-	-
卸売業	-0.186 ** (0.085)	-0.057 *** (0.015)	0.233 (0.373)	-0.332 (1.081)
金融	-0.261 *** (0.094)	-0.026 (0.016)	-0.137 (0.412)	-0.605 (1.190)
サービス業	-0.017 (0.087)	0.007 (0.015)	0.689 * (0.409)	0.861 (1.118)
定数	-0.110 (0.111)	-0.017 (0.021)	-1.630 *** (0.524)	-4.801 *** (1.642)
修正R2乗	0.079			
対数尤度関数	-	220.428	-211.659	-655.687
観測数	344	353	366	366

注1: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。  
注2: 括弧内の数字は標準誤差である。

## (2) 雇用制度と女性の活躍

次に、雇用制度と女性の活躍やポジティブ・アクションがどのような相関関係にあるかを



見て行く。表 3 は女性の相対的勤続年数と雇用制度の関係を、表 4 は課長に占める女性比率と雇用制度の関係を、表 5 はポジティブ・アクション実施と雇用制度の関係を、表 6 はポジティブ・アクション施策数と雇用制度の関係を推計した結果である。女性正社員比率、全従業員数、組合の有無、産業などのダミー変数の係数は省略してある。日本の雇用制度の特徴である長期雇用制度、企業の都合に応じた柔軟な働き方、共同体的企業風土は、女性の活躍やポジティブ・アクションと負の相関関係があるという仮説を検証する。

まず、表 3 によると、女性の相対的勤続年数は平均勤続年数および住宅関連福利厚生制度とは負で有意な相関がある。表 4 によると、課長に占める女性の割合は、平均勤続年数、一人前になるまでの期間、住宅関連福利厚生制度数と負で有意な相関が、一人前になるまでの期間短縮ダミーとは正で有意な相関がある。表 5 からは、ポジティブ・アクションの実施は希望退職と正で有意な相関が、住宅関連福利厚生制度数とは負で有意な相関があることが分かる。また、10%の有意水準では、一人前になるまでの期間と負の相関が、一人前になるまでの期間短縮ダミーと正の相関がある。表 6 によれば、一人前になるまでの期間と住宅関連福利厚生制度数とは、ポジティブ・アクション施策数と負で有意な相関がある。他方、一人前になるまでの期間短縮ダミー、希望退職、平均年次有給休暇取得率、自己啓発関連福利厚生制度数はポジティブ・アクション施策数と正で有意な相関がある。これらは、いずれも予想された符号と一致する。長期雇用制度や企業の都合に応じた柔軟な働き方や共同体的企業風土が女性の活躍を妨げていることが、データから示された。

ただし、大卒 35 歳賃金は女性の活躍に対して有意な相関関係を持っていない。年功的な賃金制度は女性の活躍を妨げるとはいえないようである。

表3. 女性の相対的勤続年数 (OLS)

説明変数	被説明変数=女性の勤続年数の対数値-男性の勤続年数の対数値						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
平均勤続年数	-0.111 ** (0.043)	-	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間の対数値	-	0.020 (0.030)	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間 早まっている・やや早まっている	-	-	-0.029 (0.037)	-	-	-	-
あまり変わらない (基準)	-	-	-	-	-	-	-
やや遅くなっている・遅くなっている	-	-	0.062 (0.057)	-	-	-	-
雇用調整							
経営危機あり	-	-	-	0.100 *** (0.038)	-	-	-
解雇	-	-	-	0.105 (0.088)	-	-	-
希望退職	-	-	-	0.010 (0.039)	-	-	-
その他の雇用調整	-	-	-	-0.033 (0.042)	-	-	-
平均年次有給休暇取得率	-	-	-	-	0.000 (0.001)	-	-
福利厚生制度数							
住宅関連	-	-	-	-	-	-0.075 *** (0.024)	-
レジャー関連	-	-	-	-	-	-0.048 ** (0.020)	-
自己啓発関連	-	-	-	-	-	0.021 (0.017)	-
大卒35歳賃金	-	-	-	-	-	-	-0.001 (0.038)
修正R2	0.095	0.088	0.108	0.114	0.061	0.119	0.066
観測数	344	331	338	343	306	344	300

注1:すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3: 括弧内の数字は標準誤差である。

表4. 課長に占める女性の割合 (Tobit)

説明変数	被説明変数＝課長に占める女性の割合						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
平均勤続年数	-0.020 ** (0.008)	-	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間の対数値	-	-	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間 早まっている・やや早まっている	-	-0.019 *** (0.006)	-	-	-	-	-
あまり変わらない (基準)	-	-	0.014 ** (0.007)	-	-	-	-
やや遅くなっている・遅くなっている	-	-	0.006 (0.011)	-	-	-	-
雇用調整 経営危機あり	-	-	-	0.014 ** (0.007)	-	-	-
解雇	-	-	-	-0.002 (0.016)	-	-	-
希望退職	-	-	-	0.009 (0.007)	-	-	-
その他の雇用調整	-	-	-	-0.016 ** (0.008)	-	-	-
平均年次有給休暇取得率	-	-	-	-	0.000 (0.000)	-	-
福利厚生制度数 住宅関連	-	-	-	-	-	-0.010 ** (0.004)	-
レジャー関連	-	-	-	-	-	0.000 (0.004)	-
自己啓発関連	-	-	-	-	-	0.000 (0.003)	-
大卒35歳賃金	-	-	-	-	-	-	-0.001 (0.008)
対数尤度関数	217.386	204.556	211.623	225.284	202.358	223.216	167.616
観測数	347	338	344	351	308	353	300

注1:すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2:\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3:括弧内の数字は標準誤差である。

表5. ポジティブ・アクション実施 (probit)

説明変数	被説明変数＝ポジティブ・アクション実施ダミー						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
平均勤続年数	0.092 (0.198)	-	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間の対数値	-	-0.245 * (0.135)	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間 早まっている・やや早まっている	-	-	0.282 * (0.162)	-	-	-	-
あまり変わらない (基準)	-	-	-	-	-	-	-
やや遅くなっている・遅くなっている	-	-	0.280 (0.258)	-	-	-	-
雇用調整 経営危機あり	-	-	-	0.001 (0.170)	-	-	-
解雇	-	-	-	0.340 (0.388)	-	-	-
希望退職	-	-	-	0.494 *** (0.181)	-	-	-
その他の雇用調整	-	-	-	-0.079 (0.193)	-	-	-
平均年次有給休暇取得率	-	-	-	-	0.004 (0.004)	-	-
福利厚生制度数 住宅関連	-	-	-	-	-	-0.216 ** (0.110)	-
レジャー関連	-	-	-	-	-	0.180 ** (0.089)	-
自己啓発関連	-	-	-	-	-	0.111 (0.077)	-
大卒35歳賃金	-	-	-	-	-	-	0.047 (0.169)
対数尤度関数	-206.203	-202.601	-208.812	-206.803	-180.523	-206.816	-185.726
観測数	359	352	358	365	320	366	313

注1:すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2:\*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3:括弧内の数字は標準誤差である。

表6. ポジティブ・アクション施策数 (tobit)

説明変数	被説明変数=ポジティブ・アクション施策数						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
平均勤続年数	0.165 (0.568)	-	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間の対数値	-	-0.856 ** (0.380)	-	-	-	-	-
一人前になるまでの期間	-	-	1.279 *** (0.465)	-	-	-	-
早まっている・やや早まっている	-	-	-	-	-	-	-
あまり変わらない (基準)	-	-	-	-	-	-	-
やや遅くなっている・遅くなっている	-	-	1.022 (0.734)	-	-	-	-
雇用調整	-	-	-	-0.207 (0.484)	-	-	-
経営危機あり	-	-	-	0.449 (1.130)	-	-	-
解雇	-	-	-	1.144 ** (0.501)	-	-	-
希望退職	-	-	-	-0.102 (0.547)	-	-	-
その他の雇用調整	-	-	-	-	0.025 ** (0.012)	-	-
平均年次有給休暇取得率	-	-	-	-	-	-	-
福利厚生制度数	-	-	-	-	-	-	-
住宅関連	-	-	-	-	-	-0.820 *** (0.287)	-
レジャー関連	-	-	-	-	-	0.766 *** (0.255)	-
自己啓発関連	-	-	-	-	-	0.524 ** (0.216)	-
大卒35歳賃金	-	-	-	-	-	-	0.450 (0.506)
対数尤度関数	-643.417	-623.040	-635.598	-652.721	-582.628	-644.829	-548.007
観測数	359	352	358	365	320	366	313

注1: すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3: 括弧内の数字は標準誤差である。

### (3) 経営改革とポジティブ・アクション

表7と表8は経営改革への取り組みとポジティブ・アクションとの相関関係を示している。まず、CSRへの取り組みは、ポジティブ・アクション実施確率や施策数と正の相関がある。法令を超える取り組みのほうが法令の範囲内の取り組みより大きな効果がある。また、取り組みの広さ(分野数)と深さ(施策数)、人事情報開示はいずれもポジティブ・アクションの実施確率や施策数と正の相関がある。

次に、株主重視の経営改革を捉える三つの説明変数、IR施策数、株主総会改革施策数、取締役会改革施策数は、いずれもポジティブ・アクションの実施確率や施策数と正の相関をもっている。最後に、ワーク・ライフ・バランスを改善する二つの説明変数、年次有給休暇取得促進施策数と労働時間適正化施策数も、ポジティブ・アクションの実施確率や施策数と正の相関をもっている。

以上のように、いずれの改革もポジティブ・アクションとは強い正の相関をもっていることがわかる。仮説では、経営改革が日本的雇用制度の特徴である共同体的企業風土を改革するため、女性にとって働きやすい環境となる。これが、女性の活躍推進をやりやすくするというものであった。しかし、その他の解釈も可能である。それは、改革を志向する企業は、あらゆる面で改革を試みているというものである。改革には、企業トップのリーダーシップや社内での危機感の共有などが必要である。そのような改革の条件が整えば、あらゆる面で

改革が進む可能性がある。両者を厳密に区別して実証するのは難しい。おそらく、両方の要因が働いていると考えられる。

表7. ポジティブ・アクション実施 (probit)

説明変数	被説明変数=ポジティブ・アクション実施ダミー							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CSRへの取り組み:		-	-	-	-	-	-	-
法令を超える	1.10197 *** (0.351)							
法令範囲内	0.62702 ** (0.317)							
ほとんど取り組んでいない・分 からない (基準)								
CSRへの取り組み:								
分野数		0.07544 *** (0.029)						
施策数		0.10209 *** (0.029)						
HPへの人事情報の掲載			0.48287 ** (0.210)					
IR施策数				0.14648 *** (0.040)				
株主総会改革施策数					0.14671 ** (0.058)			
取締役会改革施策数						0.25268 *** (0.077)		
年次有給休暇取得取得促進施 策数							0.14127 ** (0.064)	
労働時間適正化施策数								0.36615 ** (0.180)
対数尤度関数	-205.661	-194.236	-208.985	-199.400	-201.558	-204.202	-207.001	-203.407
観測数	366	366	366	356	354	361	360	356

注1:すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3:括弧内の数字は標準誤差である。

表8. ポジティブ・アクション施策数 (tobit)

説明変数	被説明変数=ポジティブ・アクション施策数							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CSRへの取り組み:		-	-	-	-	-	-	-
法令を超える	3.95487 *** (1.025)							
法令範囲内	1.84345 * (0.951)							
ほとんど取り組んでいない・分 からない (基準)								
CSRへの取り組み:								
分野数		0.28738 *** (0.075)						
施策数		0.34367 *** (0.075)						
HPへの人事情報の掲載			2.70788 *** (0.542)					
IR施策数				0.41781 *** (0.112)				
株主総会改革施策数					0.76372 *** (0.158)			
取締役会改革施策数						0.65586 *** (0.210)		
年次有給休暇取得取得促進施 策数							0.75571 *** (0.168)	
労働時間適正化施策数								1.43945 *** (0.554)
対数尤度関数	-643.481	-624.454	-643.661	-624.668	-622.671	-642.062	-640.829	-628.907
観測数	366	366	366	356	354	361	360	356

注1:すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3:括弧内の数字は標準誤差である。

#### (4) ポジティブ・アクションの効果

ポジティブ・アクションは、効果をもっているのだろうか。ここでは、ポジティブ・アクションが女性課長比率、売上、一人当たり営業利益にどのような効果をもっているかを見る。表9が推定結果である。

ポジティブ・アクションの実施および施策数は、過去5年間における女性管理職数の増加と有意に正の相関がある。これは、予想されたとおりである。ところが、その他の経営指標とは有意な相関が観測できなかつた（ただし、ポジティブ・アクション実施は3年間の売上変化に対し10%の水準で有意な正の効果を持っている）。過去3年間の変化の代わりに、過去1年間、過去2年間、過去4年間の変化を被説明変数として推定してみたがいずれも有意な相関は観測されなかつた。また、営業利益に代えて経常利益を被説明変数にしても有意な効果は観測されなかつた。ポジティブ・アクションが経営パフォーマンスを改善するという証拠は見つけられなかつた<sup>4</sup>。

ここで、効果を測る方法には限界があることに注意する必要がある。ポジティブ・アクションは現在の変数であるのに対し、その効果として、過去の女性管理職比率や経営指標の変化を使用している。理想としては、現在から数年後にかけての女性管理職比率や経営指標の変化を被説明変数とすべきである。これには、パネルデータが必要である。

**表9. ポジティブアクションの効果**

説明変数	5年間女性管理職比率変化 Ordered Probit		3年間売上対数値の変化 OLS		3年間一人当たり営業利益 変化 OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ポジティブアクション実施	0.598 *** (0.169)	-	0.056 * (0.030)	- 0.002 (0.006)	0.390 (0.535)	- 0.037 (0.102)
ポジティブアクション施策数	-	0.177 *** (0.031)	-			
修正R2乗 対数尤度関数 観測数	- -251.105 248	- -240.005 248	0.073 - 340	0.063 - 340	0.151 - 346	0.149 - 346

注1: すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3: 括弧内の数字は標準誤差である。

#### (5) 経営改革の効果

最後に、本節(3)で取り上げた経営改革が、女性管理職比率にどのような影響をもっているかを推定する。仮説では、経営改革は女性の活躍を妨げる共同体的企業風土を希薄化させ、女性が活躍しやすい環境をもたらすはずである。結果は表10にある。

予想通り、すべての経営改革指標は、女性管理職比率の増加と正の相関関係がある。ただ

<sup>4</sup> 21世紀職業財団の「企業の女性活用と経営業績との関係に関する調査」（2004年）によれば、5年前と比較して女性管理職比率が増えた企業は自社の業績評価が高い傾向にあるが、本調査ではそのような傾向は見られなかつた。

し、CSR への取り組みと労働時間適正化施策数では、有意な効果がなかった。また、ポジティブ・アクション施策数を説明変数に加えると、経営改革の効果が有意でなくなる。このことは、女性管理職の割合を増加させるのは、経営改革そのものではなく、ポジティブ・アクションの実施であることを意味している。経営改革がポジティブ・アクションを実施しやすい企業風土をつくり、それによってポジティブ・アクションが推進されるのか、経営改革とポジティブ・アクションが、共通の第三の要因によって推進されているのかは、分からない。

表10. 女性管理職増加 (ordered probit)

説明変数	被説明変数=女性管理職増減							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ポジティブ・アクション施策数	-	0.175 *** (0.031)	-	0.182 *** (0.033)	-	0.166 *** (0.032)	-	0.164 *** (0.032)
CSRへの取り組み: 法令を超える	0.468 (0.361)	0.101 (0.371)	-	-	-	-	-	-
法令範囲内	0.214 (0.338)	0.059 (0.344)	-	-	-	-	-	-
ほとんど取り組んでいない・ 分からない (基準)	-	-	-	-	-	-	-	-
CSRへの取り組み: 分野数	-	-	0.034 (0.029)	0.010 (0.029)	-	-	-	-
施策数	-	-	0.023 (0.029)	-0.020 (0.031)	-	-	-	-
HPへの人事情報の掲載	-	-	-	-	0.585 *** (0.207)	0.306 (0.216)	-	-
IR施策数	-	-	-	-	-	-	0.120 *** (0.042)	0.082 * (0.043)
対数尤度関数	-256.018	-239.957	-255.364	-239.795	-253.409	-239.000	-241.790	-228.551
観測数	248	248	248	248	248	248	240	240

注1: すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3: 括弧内の数字は標準誤差である。

表10(続き)

説明変数	被説明変数=女性管理職増減							
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
ポジティブ・アクション施策数	-	0.164 *** (0.032)	-	0.170 *** (0.031)	-	0.168 *** (0.032)	-	0.171 *** (0.033)
株主総会改革施策数	0.150 *** (0.055)	0.087 (0.057)	-	-	-	-	-	-
取締役会改革施策数	-	-	0.151 ** (0.074)	0.112 (0.076)	-	-	-	-
年次有給休暇取得取得促進 施策数	-	-	-	-	0.133 ** (0.061)	0.054 (0.064)	-	-
労働時間適正化施策数	-	-	-	-	-	-	0.051 (0.041)	-0.005 (0.043)
対数尤度関数	-247.582	-233.870	-250.459	-234.751	-250.126	-235.493	-229.726	-215.582
観測数	240	240	244	244	244	244	221	221

注1: すべての式に女性性社員比率、従業員数、労働組合の有無、産業を調整するダミー変数を加えている。

注2: \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注3: 括弧内の数字は標準誤差である。

## 第5節 まとめ

本章では、次の二つの仮説を検証した。第一は、日本的雇用制度の三つの特徴、すなわち、長期的雇用制度、企業の都合に応じた柔軟な働き方、共同体的企業風土が、女性の活躍を難しいものになっている。したがって、これらの特徴が弱い企業では、ポジティブ・アクションが実施しやすく、女性が活躍しているというものである。第二の仮説は、企業の社会的責任を重視する経営改革、株主利益を重視する経営改革、ワーク・ライフ・バランスを重視する経営改革は、共同体的企業風土を希薄化させ、女性が活躍しやすい環境を整える。また、これらの経営改革は、ポジティブ・アクションを実施しやすくするというものである。

具体的には、日本的雇用制度の特徴を捉える変数として、「従業員の平均勤続年数」「一人前になるまでの期間」「希望退職実施」「平均年次有給休暇取得率」「住宅関連福利厚生制度数」などを用い、これらが、「女性の相対的勤続年数」「女性課長比率」「ポジティブ・アクション実施」「ポジティブ・アクション施策数」とどのような相関関係にあるかを推定した。その結果、仮説1から予想されたとおり、「従業員の平均勤続年数」「一人前になるまでの期間」「住宅関連福利厚生制度数」は総じて女性の活躍と負の相関関係を、「希望退職実施」「平均年次有給休暇取得率」「自己啓発関連福利厚生制度数」は総じて正の相関関係をもっていた。効果が有意でないものもあったが、仮説1の予想と逆の符号で有意な効果を計測したものはなかった。

次に、企業の社会的責任を重視する経営改革として「CSRへの取り組み」と「人事関連情報開示」を、株主利益を重視する経営改革として「取締役会改革」「IR施策」「株主総会改革」を、ワーク・ライフ・バランスを重視する経営改革として「年次有給休暇取得促進」と「労働時間適正化施策」を取り上げた。これらの経営改革は、いずれもポジティブ・アクションとの相関が非常に強い。これは、仮説2を支持している。

次に、ポジティブ・アクションが、女性管理職比率と売上や利益などの経営指標に与える効果を推定した。その結果、ポジティブ・アクションは過去5年間の女性管理職比率を有意に高めたが、売上や利益の変化には有意な効果が見られなかった。

最後に、「取締役会改革」「IR施策」「人事関連情報の開示」「株主総会改革」「年次有給休暇取得促進」などの経営改革は、いずれも女性雇用管理職比率を有意に増加させたことが明らかになった。ただし、推定結果からは、これらの経営改革が直接女性管理職比率を上昇させたのではなく、経営改革がポジティブ・アクションを推進しやすい環境をつくることによって間接的に女性比率を上昇させたと解釈できる。これは、仮説2を支持する。

### <参考文献>

青木昌彦（1989）『日本企業の組織と情報』東洋経済新報社。

青木昌彦（1992）『日本経済の制度分析』筑摩書房。

青木昌彦（2001）『比較制度分析に向けて』NTT出版。

青木昌彦・奥野正寛・松村幹二（1996）「企業の雇用システムと戦略的補完性」青木昌彦・奥野正寛編『経済システムの比較制度分析』東京大学出版。

大沢真理（1993）『企業中心社会を超えて－現代日本をくジェンダー＞で読む』時事通信社。

児玉直美・小滝一彦・高橋陽子（2005）「女性雇用と企業業績」『日本経済研究』第52号。

小池和男（1977）『職場の労働組合と参加』東洋経済新報社。

小池和男（1994）『日本の雇用システム』東洋経済新報社。

小池和男（1997）『日本企業の人材形成』中央公論社。

小池和男（2005）『仕事の経済学（第3版）』東洋経済新報社。

熊沢誠（2000）『女性労働と企業社会』岩波書店。

中川スミ（1995）「日本型企業社会における女性の労働と家族」基礎経済科学研究所編『日本型企業社会と女性』青木書店。

OECD（1973）Manpower Policy in Japan, Organization for Economic Co-operation and Development.

#### <参考資料>

21世紀職業財団（2004）「企業の女性活用と経営業績との関係に関する調査」

<http://www.jiwe.or.jp/jyoho/chosa/h15anq.html>