

## 第Ⅱ部 分 析 編

## 第1章 コーポレート・ガバナンスと人事戦略

### 1. はじめに

コーポレート・ガバナンスと人事戦略に関する調査は今回の2009年調査で3回目を迎えた。本章では、調査から読み取れるコーポレート・ガバナンスの変化とそれに対応する雇用システムの変化について、前2回の調査と対比しつつ分析する。

まず、前2回の調査からわかったことを簡単にまとめておこう。詳しくは労働政策研究・研修機構(2010)の第II部第1章を参照されたい。

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成の関係については、おおむね株式保有比率が高いステークホルダーが重視され、発言力も強いという関係が認められた。特に統計的に有意な関係が認められたのは次のとおりである。

1. 銀行借入比率が高い企業ほど、ステークホルダーとして銀行をこれまでも今後も重視し、また銀行の発言力もこれまでも今後も強い。
2. 外国人株式保有比率が高い企業ほど、機関投資家をこれまで重視し、また機関投資家の発言力もこれまでも今後も強い。

財務構成と終身雇用制度の関係についても、前2回の調査では次のような興味深い結果が得られた。

3. 銀行借入比率が高い企業の従業員の平均勤続年数は長い。
4. 外国人株式保有比率の高い企業の従業員の平均勤続年数は短い。
5. 利益率の低い企業ほど平均勤続年数が長い傾向が高い。

2005年調査では大企業ほど終身雇用を維持する傾向が高いという関係と、従業員の発言力の強い企業ほど平均勤続年数が長いという関係が見られたが、2007年調査ではそれらの関係は見られなかった。

教育訓練制度とコーポレート・ガバナンスの関係も分析されたが、両調査とも顕著な関係は発見されなかった。財務構成によらず、大多数の企業で、教育訓練は企業の責任と考えられ、その内容はOJT重視のものになっている。一方、全社員への一律訓練から選抜訓練へ移行する趨勢は、2007年調査でより顕著なものになっていた。

### 2. 財務構造とコーポレート・ガバナンス

過去2回の調査と比べつつ、2009年調査について、財務構造とコーポレート・ガバナンス

スの関係を見てみよう。2年おきに調査が行われてきたが、2007年調査と2009年調査の間には世界的な規模での金融危機が起こっており、この危機が何らかの形で日本企業のコーポレート・ガバナンスに影響を与え始めているかという点も興味深い。

表1は、これまで重視した（あるいは今後重視する）利害関係者、およびこれまで強い発言力を持った（あるいは今後強い発言力を持つ）利害関係者として、いままで3回の調査のそれぞれについて、企業が上位3位以内にあげた選択肢を集計したものである。2005年調査と2007年調査の間では際立った変化は認められなかったが、2009年になるといくつか興味深い変化がある。まず、ほとんどの企業が最も重視してきた顧客（消費者）は2009年調査でも最も重視されるステークホルダーではあるが、その比率は10パーセントほど低下している。顧客の発言力についても低下傾向が認められる。対照的に、重要度も発言力も増加したのが従業員である。2009年調査では、今後重視するステークホルダーとして従業員を3位以内にあげる企業の比率が、顧客を3位以内にあげる企業の比率をわずかながら上回った。個人投資家と機関投資家の重要度と発言力については、いずれもいままでよりは将来の方が高くなると予想されている点は、以前の調査と変わらないが、将来重要性が増す、発言力が高まる、と答えた企業の割合は、2009年調査では顕著に小さくなっている。たとえば、2009年調査で今後重視するステークホルダーとして機関投資家を3位以内に答えた企業の比率は33.3%で、2005年調査と比べて12%程度低くなっている。同様に、今後強い発言力を持つステークホルダーの3位以内に機関投資家をあげた企業の割合も44.8%で、2005年調査より15%ほど低くなっている。取引先銀行、取引先企業、グループ企業については、これと反対の変化が確認できる。すなわち、これらのステークホルダーを今後重視するあるいはこれらのステークホルダーが今後発言力を持つと答える企業数は、そのステークホルダーが今まで重視されてきたあるいは発言力を持ったと答える企業数に比べて低くなっているが、2009年調査では、このようなステークホルダーが今後重視される、発言力を持つ、と答える企業の比率が、2005年調査や2007年調査に比べて高くなっている。たとえば、今後重視するステークホルダーとして取引先企業を3位以内にあげた企業の割合は2009年調査では42.0%だったが、この数字は2005年調査のそれと比べて9%ほど高くなっている。今後発言力を持つステークホルダーとして取引先企業を3位以内にあげた企業の割合も39.9%と2005年調査に比べて10%以上高くなっている。

表1にみられる各調査間の違いから、日本企業のコーポレート・ガバナンスが変化したとただちに結論付けることはできない。調査間でサンプル企業に若干の違いがあるためである。そこで、表2では、3つの調査のすべてに回答した企業52社に限って、同様の分析を行っている。結果は表1と類似している。したがって、表1で認められた違いは、サンプルの違いではなくて、企業のコーポレート・ガバナンスの経年変化として理解することが妥当である。

表 1. 重視する利害関係者、強い発言力を持つ利害関係者

	重視する利害関係者					
	これまで			今後		
	2005	2007	2009	2005	2007	2009
顧客（消費者）	79.50%	79.10%	70.53%	80.10%	80.80%	69.08%
従業員	63.90%	65.50%	68.60%	58.40%	67.60%	70.50%
個人投資家	24.90%	19.20%	20.80%	38.10%	26.50%	23.20%
機関投資家	34.20%	36.60%	30.00%	45.20%	44.90%	33.30%
取引先銀行	26.70%	24.00%	22.70%	15.80%	16.00%	20.30%
取引先企業	40.20%	46.70%	44.40%	32.90%	39.00%	42.03%
グループ企業	13.00%	13.60%	15.00%	11.20%	10.80%	14.50%
サンプル数	438	287	207	438	287	207

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 2. 重視する利害関係者、強い発言力を持つ利害関係者  
(全調査回答企業のみ)

	重視する利害関係者					
	これまで			今後		
	2005	2007	2009	2005	2007	2009
顧客（消費者）	82.69%	82.69%	75.00%	84.62%	86.54%	73.08%
従業員	75.00%	63.46%	75.00%	59.62%	65.38%	76.92%
個人投資家	23.08%	21.15%	15.38%	42.31%	28.85%	21.15%
機関投資家	32.69%	36.54%	26.92%	42.31%	38.46%	28.85%
取引先銀行	28.85%	25.00%	21.15%	11.54%	19.23%	23.08%
取引先企業	28.85%	38.46%	36.54%	28.85%	26.92%	30.77%
グループ企業	5.77%	11.54%	19.23%	7.69%	11.54%	13.46%
サンプル数	52	52	52	52	52	52

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 (続き)

	強い発言力を持つ利害関係者					
	これまで			今後		
	2005	2007	2009	2005	2007	2009
顧客（消費者）	55.60%	56.00%	46.80%	57.50%	59.60%	47.30%
従業員	47.40%	44.40%	47.80%	39.70%	40.10%	46.30%
個人投資家	20.00%	21.10%	20.20%	35.00%	29.60%	23.70%
機関投資家	38.50%	43.30%	39.90%	59.40%	58.90%	44.80%
取引先銀行	42.00%	42.60%	39.90%	29.10%	33.80%	37.00%
取引先企業	37.60%	43.70%	43.80%	29.30%	35.50%	39.90%
グループ企業	17.60%	18.70%	21.20%	16.00%	16.00%	21.70%
サンプル数	426	287	203	426	287	203

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 2 (続き)

	強い発言力を持つ利害関係者					
	これまで			今後		
	2005	2007	2009	2005	2007	2009
顧客（消費者）	65.38%	57.69%	55.77%	69.23%	63.46%	57.69%
従業員	50.00%	48.08%	51.92%	42.31%	44.23%	50.00%
個人投資家	17.31%	23.08%	15.38%	34.62%	34.62%	17.31%
機関投資家	34.62%	44.23%	36.54%	53.85%	55.77%	42.31%
取引先銀行	36.54%	42.31%	38.46%	25.00%	30.77%	34.62%
取引先企業	28.85%	36.54%	44.23%	23.08%	30.77%	40.38%
グループ企業	11.54%	23.08%	19.23%	9.62%	17.31%	17.31%
サンプル数	52	52	52	52	52	52

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 および表 2 の結果から明らかになるのは、前 2 回の調査で認められた日本のコーポレート・ガバナンスの変化の趨勢が変わってきているということである。2008 年から 2009 年の世界的な金融危機と不況を経て、日本のコーポレート・ガバナンスのトレンドに変化が生じたようである。2007 年調査までは、取引先銀行、取引先企業、グループ企業といった、長期的関係を通じて日本のコーポレート・ガバナンスで重要な役割を果たしてきたステークホルダーの重要度が減り、発言力も弱くなる、という傾向がはっきり見られた。それに代わって、個人投資家や機関投資家はより重視され、発言力も強くなると考えられていた。しかし、2009 年調査ではこのようなトレンドがかなり弱くなっている。

表 2 を見ながら、具体的な変化の例を全調査で回答してきている企業について考えてみよう。たとえば、2005 年調査では、29%の企業が今まで重視してきたステークホルダーとして取引先銀行を 3 位以内にあげているのに対して、今後重視するステークホルダーとして取引先銀行を 3 位以内にあげているのは 12%と 17%程度の開きがあった。多くの企業が取引先銀行の重要性は低下すると見ていたことになる。しかし、2009 年調査では、今まで重視してきたステークホルダーとして取引先銀行を 3 位以内にあげた企業が 21%に対し、今後重視するステークホルダーとして取引先銀行をあげているのが 23%と、むしろ大きくなっている。取引先銀行は、いままでよりも今後重視されることになるということである。取引先企業とグループ企業については、これまで重視してきたとする企業の数が増えている。伝統的に重要視されて発言力も強かったステークホルダーがまた復権しているようである。

これに対して、たとえば機関投資家は、2005 年調査では、33%の企業が今まで重視してきたステークホルダーの 3 位以内にあげたのに対し、それを 10%近く上回る 42%の企業が今後重視するステークホルダーの 3 位以内にあげている。それが 2009 年調査では、今まで

重視してきたステークホルダーの3位以内に機関投資家をあげる企業の比率が27%なのに対して、今後重視するステークホルダーの3位以内に機関投資家をあげる比率が29%と、その差は約2%に縮まっている。世界的な金融危機の後、日本のコーポレート・ガバナンスの変化の速度が低下し、一部では伝統的なステークホルダーの重要性や発言力が増すという現象も起こっているようだ。

2005年調査および2007年調査で観測された財務構造とコーポレート・ガバナンスの間の関係自体は果たして変化したのだろうか？ 以前の調査の分析同様、簡単なプロビット・モデルを推定してみよう。

表3は、これまで重視してきたあるいは今後重視するステークホルダーとして取引先銀行を上位3位以内にあげるかどうかを示すダミー変数を被説明変数とするプロビット・モデルの推定結果である。財務構造の変数として、銀行借入金／総資産比率と金融機関持株比率の2つを考える。モデル(1)と(2)は、説明変数として財務構造と定数項だけを含むモデルであり、被説明変数はこれまで重視してきたステークホルダーとして取引先銀行を3位以内にあげるかどうかである。モデル(3)と(4)は説明変数として財務構造以外に企業の設立年度ダミーと総資産規模（のログ）を加えたものである。モデル(1)と(3)から、銀行借入金／総資産比率が高い企業ほど、取引先銀行を重視する傾向が読み取れる。また、小さい企業ほど、そして戦前に設立された企業ほど、取引先銀行を重視するようである。モデル(2)と(4)の推定結果は、金融機関の持株比率と取引銀行の重要度は関係ないことを示唆する。このような結果は、2005年および2007年調査の分析結果と同じである。

表3. 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	2.873*** (0.608)		2.831*** (0.624)		2.047*** (0.525)		2.267*** (0.562)	
銀行持株比率		-1.01 (0.723)		-1.741 (1.060)		-1.345 (0.767)		-1.947 (1.074)
総資産のログ			-0.168** (0.0623)	-0.0525 (0.0729)			-0.11 (0.0597)	-0.0226 (0.0720)
戦前の設立			1.009* (0.459)	1.606** (0.567)			1.122* (0.513)	0.959* (0.460)
設立年1946-1965			0.5 (0.460)	0.895 (0.553)			0.974 (0.519)	0.538 (0.446)
設立年1966-1985			0.788 (0.489)	1.214* (0.563)			1.032 (0.546)	0.556 (0.476)
定数項	-1.267*** (0.156)	-0.483* (0.198)	-0.11 (0.706)	-0.903 (0.833)	-1.270*** (0.158)	-0.509** (0.192)	-1.064 (0.788)	-0.789 (0.773)
サンプル数	204	197	204	197	205	199	205	199

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-4）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使う。

モデル(5)から(8)は今後重視するステークホルダーとして取引先銀行を上位 3 位以内にあげるかどうかを示すダミー変数が被説明変数である。現在の重要度と同様に、銀行借入金／総資産比率が高い企業ほど、今後重視するステークホルダーとして取引先銀行をあげる確率が高い。また、戦前設立の企業と比較的資産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にあるが、総資産のログの係数は統計的に有意とはいえない。また、モデル(6)と(8)の結果から、金融機関持株比率と取引先銀行の今後の重要度の間に相関関係はないようである。

表 4 は、重視するステークホルダーとして 3 位以内に機関投資家をあげるかどうかについて、同様の分析を行った結果である。注目する財務構造は外国人株主の株式保有比率である。モデル(1)と(3)は財務構造と定数項だけを説明変数とするモデルで、モデル(2)と(4)は総資産規模と設立年度ダミーをコントロール要因として加えてある。外国人の持株比率が高いほど、いままでも今後も機関投資家を重視する傾向があることがわかる。これも 2005 年および 2007 年調査の分析結果と同様である。総資産でみて小さい企業ほど、今後機関投資家を重視する傾向が高いこともわかる。

表 4. 財務構造と機関投資家の重要性

被説明変数→ 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)
外国人持株比率	1.389 (0.765)	2.216* (0.961)	2.092** (0.78)	4.372*** (1.189)
総資産のログ		-0.0895 (0.0695)		-0.211** (0.0767)
戦前の設立		-0.122 (0.37)		0.27 (0.364)
設立年1946-1965		-0.35 (0.366)		0.1 (0.354)
設立年1966-1985		-0.219 (0.405)		0.301 (0.397)
定数項	-0.682*** (0.129)	0.445 (0.734)	-0.660*** (0.129)	1.268 (0.763)
サンプル数	197	197	199	199

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 5 は、重視するステークホルダーの上位 3 位以内に個人投資家が入るかどうかについての同様の分析である。これまで重視されたかどうか、今後重視されるかどうか、のいずれの場合でも、個人投資家の重要性は、個人持株比率と正の相関がある。このような個人持株比率と個人投資家の重要性の関係は、2005年調査でも 2007年調査でも見られたことであるが、統計的に有意だったのは、2005年調査の今後の重要性に関するモデルの係数だけであった。2009年調査では、これまでも今後も個人持株比率の高い企業で個人投資家が重視されるという傾向が、統計的に有意に認められる。また、設立が古い企業ほど、個人投資家の重要性が低い傾向があるようだ。これは 2005年および 2007年調査の結果と整合的である。同様に、資産規模と個人投資家の重要性の相関は認められない。

**表 5. 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	1.851*** (0.556)	1.876** (0.664)	1.898*** (0.528)	1.601* (0.644)
総資産のログ		-0.0514 (0.0708)		-0.0199 (0.0677)
戦前の設立		-0.964* (0.445)		-0.835* (0.364)
設立年1946-1965		-0.536 (0.43)		-0.45 (0.349)
設立年1966-1985		-0.536 (0.46)		-0.636 (0.403)
定数項	-1.530*** (0.231)	-0.345 (0.847)	-1.514*** (0.24)	-0.621 (0.956)
サンプル数	197	197	199	199

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 6 は、重視するステークホルダーとして従業員があげられる確率と財務構造の関係を分析する。前回、前々回の調査同様、従業員が重視されるかどうかは、財務構造とあまり関係ない。ただし、2007年調査同様、金融機関持株比率が高い企業ほど、これまで重視してきたステークホルダーとして従業員を上位 3 位以内にあげる比率が高い、という結果が得られている。

**表 6. 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	1.813** (0.684)			1.558 (0.969)			0.757 (0.681)			0.542 (0.966)		
外国人持株比率		0.468 (0.789)			-0.58 (0.979)			-0.491 (0.754)			-0.905 (0.993)	
個人持株比率			0.178 (0.506)			0.0621 (0.599)			-0.575 (0.491)			-0.322 (0.601)
総資産のログ				0.00442 (0.066)	0.0895 (0.067)	0.0687 (0.0597)				-0.0276 (0.0646)	0.0314 (0.0662)	-0.0225 (0.0604)
戦前の設立				0.442 (0.394)	0.685 (0.365)	0.675 (0.39)				0.779* (0.361)	0.798* (0.349)	0.811* (0.35)
設立年1946-1965				0.858* (0.376)	1.018** (0.364)	1.005* (0.392)				1.048** (0.347)	1.055** (0.346)	1.048** (0.349)
設立年1966-1985				0.636 (0.401)	0.747 (0.402)	0.71 (0.413)				0.724 (0.383)	0.708 (0.384)	0.69 (0.386)
定数項	0.0748 (0.187)	0.462*** (0.125)	0.452* (0.192)	-0.504 (0.696)	-1.187 (0.719)	-1.022 (0.729)	0.364* (0.179)	0.589*** (0.126)	0.755*** (0.212)	-0.0686 (0.667)	-0.516 (0.692)	0.113 (0.872)
サンプル数	197	197	197	197	197	197	199	199	199	199	199	199

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-6）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 3 から表 6 までと同様の分析をステークホルダーの発言力について行った結果が、表 7 から表 10 で示されている。まず、表 7 では、取引先銀行の発言力が財務構造とどう関わっているかを分析する。モデル(1)から(4)までが、これまで発言力を持つステークホルダーとして取引先銀行を上位 3 位以内にあげるかどうかについての分析であり、モデル(5)から(8)ま

だが、今後発言力を持つステークホルダーとして取引先銀行をあげるかどうかの分析である。説明変数は、重視するステークホルダーに関する分析と同じである。まず、モデル(1)、(3)、(5)、(7)の推定結果から、銀行借入金／総資産比率が高い企業ほど、取引先銀行がこれまでも今後も発言力を持つという傾向が読み取れる。銀行借入金／総資産比率の係数はいずれの場合も統計的に有意である。金融機関の持株比率は取引先銀行の発言力に関係しないようである。モデル(3)と(7)の結果から、総資産で測った規模が小さい企業ほど取引先銀行の発言力がいままでも今後も強い傾向があることがわかる。最後に、モデル(7)の結果は、1985年以降設立された新しい企業では、古い企業に比べて取引先銀行の今後の発言力が弱くなる傾向がある。

表8は、機関投資家の発言力についての分析である。今までの発言力については、外国人持株比率が高い企業ほど、今までの発言力が強かったステークホルダーとして機関投資家を上位3位以内にあげる傾向が高いが、係数の推定値は統計的に有意とはいえない。今後の発言力については、外国人持株比率が高い企業ほど、今後発言力が強くなるステークホルダーとして機関投資家を3位以内にあげる確率が高く、この関係は、有意水準10%で統計的に有意である。

表9は、個人投資家の発言力に関する分析である。今までの発言力についても、今後の発言力についても、個人持株比率が高い会社は個人投資家の発言力が強いと回答する傾向が見られるが、いずれも統計的に有意ではない。

最後に、表10は、従業員の発言力と財務構造の関係を調べているが、2007年調査同様、従業員の発言力については、今までも今後も財務構造との相関は認められない。

表7. 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	2.265*** (0.588)		2.314*** (0.597)		2.418*** (0.519)		2.721*** (0.551)	
銀行持株比率		-0.539 (0.645)		-0.0146 (0.916)		-0.634 (0.664)		-0.415 (0.927)
総資産のログ			-0.140** (0.0534)	-0.123 (0.0651)			-0.122* (0.0536)	-0.0869 (0.0648)
戦前の設立			0.451 (0.357)	0.405 (0.393)			1.048* (0.408)	0.765* (0.383)
設立年1946-1965			0.455 (0.348)	0.278 (0.372)			1.086** (0.408)	0.594 (0.368)
設立年1966-1985			0.0998 (0.399)	0.0584 (0.409)			0.971* (0.45)	0.569 (0.411)
定数項	-0.612*** (0.133)	-0.0676 (0.185)	0.594 (0.613)	0.916 (0.685)	-0.808*** (0.14)	-0.148 (0.177)	-0.46 (0.676)	0.172 (0.678)
サンプル数	200	193	200	193	201	195	201	195

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-4）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数にを使った。

表8. 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	1.455 (0.758)	1.392 (0.951)	1.554* (0.742)	2.180* (0.947)
総資産のログ		0.00632 (0.0648)		-0.0654 (0.0642)
戦前の設立		0.0739 (0.365)		0.093 (0.342)
設立年1946-1965		-0.0673 (0.359)		-0.175 (0.334)
設立年1966-1985		-0.00411 (0.407)		-0.216 (0.384)
定数項	-0.401** (0.124)	-0.466 (0.7)	-0.282* (0.123)	0.451 (0.672)
サンプル数	193	193	195	195

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使用した。

表9. 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	1.377* (0.564)	0.891 (0.666)	0.926 (0.527)	0.365 (0.657)
総資産のログ		-0.0955 (0.0722)		-0.108 (0.0684)
戦前の設立		0.208 (0.497)		-0.165 (0.377)
設立年1946-1965		0.3 (0.491)		0.139 (0.365)
設立年1966-1985		0.361 (0.52)		-0.109 (0.421)
定数項	-1.416*** (0.231)	-0.44 (0.892)	-1.114*** (0.231)	0.312 (0.976)
サンプル数	193	193	195	195

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使用した。

表10. 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						これまで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	1.231 (0.642)			1.302 (0.908)			0.351 (0.648)			0.245 (0.910)		
外国人持株比率		-0.300 (0.766)			-1.160 (1.010)			-1.072 (0.788)			-2.065 (1.098)	
個人持株比率			0.402 (0.489)			0.350 (0.573)			-0.0901 (0.479)			0.175 (0.585)
総資産のログ				-0.0304 (0.0637)	0.0693 (0.0650)	0.0391 (0.0577)				-0.00682 (0.0626)	0.0870 (0.0667)	0.0123 (0.0585)
戦前の設立				0.408 (0.407)	0.616 (0.383)	0.540 (0.402)				0.469 (0.370)	0.413 (0.361)	0.511 (0.359)
設立年1946-1965				0.577 (0.387)	0.730 (0.377)	0.643 (0.397)				0.587 (0.353)	0.562 (0.353)	0.620 (0.354)
設立年1966-1985				0.542 (0.422)	0.667 (0.422)	0.556 (0.430)				0.543 (0.397)	0.510 (0.402)	0.555 (0.400)
定数項	-0.344 (0.186)	-0.000575 (0.121)	-0.166 (0.186)	-0.484 (0.686)	-1.314 (0.715)	-1.134 (0.724)	-0.165 (0.176)	0.0319 (0.123)	-0.0496 (0.202)	-0.550 (0.659)	-1.293 (0.700)	-0.805 (0.858)
サンプル数	193	193	193	193	193	193	195	195	195	195	195	195

注：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す。各セルは係数の推定値とその標準偏差（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を示す。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-6）では、2005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、2009年の財務構造と資産規模を説明変数に使用した。

以上の結果を、2005年調査そして2007年調査の結果と対比しつつまとめると次のようになる。まず、2つの調査の両方で確認された関係は、2009年調査でも認められた。銀行借入金の比率が高い企業ほど、今までも今後も重視するそして今までも今後も発言力のあるステークホルダーとして取引先銀行を上位にあげる傾向がある。また、外国人の株式保有比率が高い企業ほど、今までも今後も重視するそして今までも今後も発言力のあるステークホルダーとして機関投資家を上位にあげる傾向がある。以前の調査では統計的に有意ではなかった結果が2009年調査では有意に確認されたものもある。たとえば、個人持株比率が高い会社ほど今までも今後も重視するステークホルダーとして個人投資家を上位にあげる傾向が認められたが、以前の調査ではそれは統計的に有意ではなかった。2009年調査では統計的に有意な結果となった。個人投資家の発言力についても、同様に個人持株比率が高い会社ほど個人投資家の発言力が今までも今後も強いという傾向は認められるが、これは統計的に有意ではなかった。

結論として言えるのは、前回2回調査で発見されたステークホルダーの重要性と影響力と財務構造の関係が、2009年調査でも確認されたということである。それに加えて、前2回の調査では、日本のコーポレート・ガバナンスで伝統的に中心的役割を果たしてきた、銀行、グループ企業といったステークホルダーの役割が低下してきていることが示唆されたが、2009年調査では、このトレンドが世界的金融危機以降減速し、反転しつつある可能性もあることもわかった。しかし、このトレンドの変化は、ここで注目している財務構造の変化の結果として引き起こされたものではないようである。表11は、3回の調査にすべて回答した52社について、2003年から2009年まで、ステークホルダーの重要性と発言力について説明力があった財務構造変数の各年の平均値を計算したものである。これを見ると、3回の調査を通じて、平均的な財務構造はほとんど変わっていないことがわかる。したがって、今回の調査で発見された日本のコーポレート・ガバナンスの変化は、財務構造の変化に起因するものではなく、財務構造に関わりなく、起きているもののようである。

表11. 財務構造変数の平均値：2003－2009年（全調査回答企業のみ）

	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003
借入金／総資産比率	0.18	0.17	0.16	0.15	0.16	0.16	0.17
銀行持株比率	0.23	0.24	0.24	0.26	0.25	0.26	0.27
外国人持株比率	0.09	0.11	0.12	0.12	0.10	0.08	0.07
個人持株比率	0.38	0.37	0.36	0.34	0.36	0.38	0.38

### 3. 企業財務構造、コーポレート・ガバナンス、終身雇用

2009年調査でも、前2回の調査と同様に終身雇用の今後の方針を聞く質問がある(問14)。この問に対する回答の分布を2007年調査とそれと対比する形で示したのが表12である。分

布は前回の調査とほとんど変わっていない。やはり約3分の2の企業が今後も終身雇用を原則として維持していくと答えている。部分的な修正は止むを得ないが基本的には終身雇用を維持するという企業まで含めると、実に9割近くの企業が終身雇用の原則的維持を表明している。世界的金融危機を経ても、終身雇用の原則は大企業の間で深く根付いていると言えるだろう。

表12. 問14（終身雇用に関する質問）に対する回答の分布、2009年（2007年）

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	142 (191)	64.6% (65.6%)
2. 部分的な修正はやむをえない	49 (66)	22.3% (22.7%)
3. 基本的な見直しが必要である	6 (11)	2.7% (3.8%)
4. 現在も終身雇用になっていない	23 (23)	10.5% (7.9%)
合計	220 (291)	100.0% (100.0%)

注：カッコ内の数字は2007年調査の結果を示す

前回の調査の分析時と同様に、終身雇用の方針と財務構造、コーポレート・ガバナンスの関係を見るために、二つのダミー変数を作成する。ひとつは、終身雇用維持ダミーで、これは、問14で選択肢1を選んだ場合に1をとりそれ以外は0をとる。もうひとつは、終身雇用見直しダミーで、問14に選択肢3を選んだ場合は1をとりそれ以外は0をとる。

表13は、終身雇用維持ダミーを被説明変数とするプロビット・モデルの推定結果である。主な説明変数は、今後従業員をステークホルダーとして重視するかどうか（従業員が重視するステークホルダーの上位3位以内に入っているかどうか）を示すダミー変数、あるいは今後従業員の発言力が強いかどうかのダミー変数、そして銀行持株比率、外国人持株比率、それに個人持株比率である。これらの説明変数に加えてコントロール要因として、すでに前節の分析で使った設立年次ダミー、総資産規模（のログ）にくわえて、総資産経常利益率（ROA、経常利益を総資産額で割ったもの）を考える。前2回の調査結果を使った分析では、統計的に有意な関係はみつからなかったが、2009年の調査では、外国人持株比率あるいは個人持株比率が高いと、今後も終身雇用を維持すると答える確率が低い、という統計的に有意で興味深い結果が得られている。最近のROAが終身雇用を維持するかどうかの決定に影響を与えるということはないようである。

表14の分析は、終身雇用見直しダミーを被説明変数としている。外国人持株比率あるいは個人持株比率が高い企業は、終身雇用の基本的な見直しが必要であると答える確率が高いようだが、この結果は統計的に有意ではない。統計的に有意なのは、ROAの影響である。ROAの低い企業ほど終身雇用の基本的な見直しを必要と考える傾向があるようだ。設立年では1965年以前に設立された比較的古い企業で基本的な見直しの気運が強いようである。

表13. 終身雇用の維持

説明変数	(1)	(2)
今後、従業員を重視する	0.0735 (0.220)	
今後、従業員が強い発言力を持つ		-0.261 (0.203)
銀行持株比率	1.154 (1.058)	1.420 (1.081)
外国人持株比率	-3.280** (1.188)	-3.723** (1.239)
個人持株比率	-3.005*** (0.713)	-3.018*** (0.729)
総資産のログ	0.00821 (0.0824)	-0.00624 (0.0828)
ROA	0.00977 (0.0164)	0.0126 (0.0166)
戦前の設立	-0.418 (0.405)	-0.390 (0.406)
設立年1946-1965	-0.670 (0.392)	-0.586 (0.387)
設立年1966-1985	-0.938* (0.432)	-0.961* (0.441)
定数項	1.973 (1.013)	2.235* (1.017)
サンプル数	199	195

注：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偏差（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を示す。説明変数は2009年のものを使う。

表14. 終身雇用の見直し

説明変数	(3)
今後、従業員が強い発言力を持つ	0.273 (0.660)
銀行持株比率	-2.451 (4.000)
外国人持株比率	6.557 (4.937)
個人持株比率	3.805 (2.503)
総資産のログ	-0.254 (0.286)
ROA	-0.124* (0.0562)
戦前の設立	7.299*** (1.333)
設立年1946-1965	7.465*** (1.306)
設立年1966-1985	5.896
定数項	-8.505* (3.455)
サンプル数	195

注：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偏差（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を示す。説明変数は2009年のものを使う。終身雇用を見直すという企業はすべて今後従業員を重視すると答えているので、モデル(1)は推定できない。

2009年調査では2008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から、平均勤続年数はこれまでの終身雇用の尺度と考えることができる。表15と表16は、平均勤続年数を被説明変数にした回帰分析の結果である。説明変数は、表13や表14で使われたものと同じである。

表15は、正社員全体の平均勤続年数についての分析結果である。係数の推定値を見ると、銀行持株比率が高い企業ほど、外国人持株比率が低いほど、そして資産規模が大きいほど、平均勤続年数が長いという結果になっているが、推定値はいずれも統計的に有意ではない。これらの結果が、2007年調査ではいずれも統計的に有意だったのとは対照的である。以前と同様の結果で、しかも今回も統計的に有意なのはROAに関するものである。ROAが低い企業ほど平均勤続年数が短い。いままでの調査でも得られているこの結果は、ROAの高い企業は新卒の労働者を雇用したため、平均勤続年数がそれほど増えなかった、ということだろう。また、設立が早い企業ほど平均勤続年数が長いという結果がでていいる。比較的若い企業の労働者の平均勤続年数が短いというのは当然予想できる結果だろう。

表16は、男性正社員の平均勤続年数の分析である。結果は表15とほぼ同じである。銀行持株比率が高い企業ほど、外国人持株比率が低いほど、そして資産規模が大きいほど、平均勤続年数が長い、これらの結果は統計的に有意ではない。ROAの高い企業ほど平均勤続年数が短く、古い企業ほど平均勤続年数が長い。

表15. 平均勤続年数（正社員全体）

説明変数	(1)	(2)
これまで、従業員を重視してきた	0.208 (0.978)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		0.679 (0.934)
銀行持株比率	4.506 (3.150)	3.439 (3.188)
外国人持株比率	-4.677 (3.518)	-3.895 (3.449)
個人持株比率	-2.680 (2.732)	-2.955 (2.754)
総資産のログ	0.597 (0.355)	0.638 (0.360)
ROA	-0.285** (0.0939)	-0.303** (0.0970)
戦前の設立	5.009* (2.360)	5.055* (2.333)
設立年1946-1965	3.001 (2.336)	2.980 (2.305)
設立年1966-1985	1.474 (2.499)	1.466 (2.528)
定数項	6.666 (5.054)	6.402 (5.161)
サンプル数	184	180
Adjusted R-squared	.236	.235

注：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偏差（括弧内）を示す。標準偏差はWhite（1980）の方法で計算されたロバストな標準偏差である。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2005年のものを使う。

表16. 平均勤続年数（男性正社員のみ）

説明変数	(1)	(2)
これまで、従業員を重視してきた	0.625 (1.080)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		0.784 (1.032)
銀行持株比率	4.856 (3.587)	4.091 (3.615)
外国人持株比率	-5.152 (3.579)	-4.346 (3.542)
個人持株比率	-3.146 (3.147)	-3.399 (3.169)
総資産のログ	0.470 (0.394)	0.510 (0.394)
ROA	-0.291** (0.0991)	-0.301** (0.105)
戦前の設立	5.470* (2.584)	5.543* (2.551)
設立年1946-1965	3.734 (2.572)	3.837 (2.536)
設立年1966-1985	1.906 (2.754)	2.147 (2.779)
定数項	8.391 (5.646)	8.154 (5.716)
サンプル数	177	173
Adjusted R-squared	.195	.186

注：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偏差（括弧内）を示す。標準偏差はWhite（1980）の方法で計算されたロバストな標準偏差である。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2005年のものを使う。

2005年調査では、従業員の発言力が強い企業ほど平均勤続年数が長いという結果があったが、2007年調査同様、2009年調査でもその傾向は見られない。2005年調査と2007年調査の両方で見られた、銀行持株比率、外国人持株比率、そして規模と平均勤続年数の関係は、2009年では統計的に有意ではなくなった。結局、すべての調査について統計的に有意な関係が確認できたのは、ROAと平均勤続年数の関係である。ROAが低い企業ほど平均勤続年数が長いというのは、ロバストな結果である。

#### 4. 財務構造、コーポレート・ガバナンス、教育訓練

終身雇用とともに伝統的日本企業の人事政策の重要な部分を構成するものとして、企業による従業員の教育訓練があるが、2009年調査でも、問16で大卒採用者の研修政策について聞いている。表17はその回答の分布を示している。問16は、2005年調査の問20と2007年調査の問16と同じで、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、を聞いている。表の各セルの上段は2009年調査の結果を下段は2007年調査の結果を示す。

表17から、2009年調査の結果は2007年調査の結果とおおむね同じだったことがわかる。これまで教育訓練は企業の責任だったとする企業の比率が5%ほど減っているが、どちらかと言えば企業の責任とする企業の比率が7%増えているので、大きな変化とは言えないだろう。

う。今後、教育訓練は企業の責任であるとする企業の比率は 7%ほど減少しており、これはどちらかと言えば企業の責任とする企業の比率と合算しても全体で 5%ほど低下している。教育訓練を個人の責任とする企業が増えているように思われるが、明らかな結果ではないし、それでもどちらかと言えばそれに近いという回答まで含めると、70%以上の企業が、教育訓練はこれまでも今後も企業の責任だと考えている。

OJT を重視するか、OFF-JT を重視するかという質問については、9 割以上の企業がこれまでは OJT 重視だったと答えている。今後はというと、OFF-JT 重視の企業が増えるが、それでも 8 割以上の企業は OJT 重視を続けるという。これらの結果は前 2 回の調査と同様である。

選抜教育か一律教育かという点については、2009 年調査で 43%の企業が選抜教育あるいはどちらかといえば選抜教育だと答えている。この割合は、2005 年調査 (31%)、2007 年調査 (38%) に比べて少しずつ増えてきている。64%の企業が今後は少なくとも選抜教育に近い形になると答えているので、この一律教育から選抜教育への移行は今後も続いていくだろう。

表17. 問16 (教育訓練制度に関する質問) に対する回答の分布 (上段 2009年、下段 2007年)

	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?	41 (19%)	124 (57%)	49 (22%)	5 (2%)	219
	70 (24%)	149 (50%)	67 (23%)	6 (2%)	298
今後、企業の責任 (A) か個人の責任 (B) か?	41 (19%)	115 (53%)	59 (27%)	3 (1%)	218
	78 (26%)	152 (51%)	59 (20%)	3 (1%)	298
これまで、OJT重視 (A) かOFF-JT重視 (B) か?	66 (30%)	138 (63%)	12 (5%)	3 (1%)	219
	88 (30%)	181 (61%)	22 (7%)	1 (0.3%)	298
今後、OJT重視 (A) かOFF-JT重視 (B) か?	50 (23%)	140 (64%)	29 (13%)	0 (0%)	219
	59 (20%)	188 (63%)	43 (14%)	2 (1%)	298
これまで、選抜教育 (A) か一律教育 (B) か?	16 (7%)	80 (36%)	107 (49%)	7 (8%)	220
	24 (8%)	88 (30%)	142 (48%)	37 (12%)	298
今後、選抜教育 (A) か一律教育 (B) か?	14 (6%)	128 (58%)	68 (31%)	9 (4%)	219
	23 (8%)	169 (57%)	80 (27%)	19 (6%)	298

注：各セルの上段は2009年調査、下段は2007年調査の結果を示す。括弧内は全回答企業数に対する割合。

こういった教育訓練政策と財務構造あるいはコーポレート・ガバナンスの関係を見るために、前回同様、次の 4 つのダミー変数を作成して、プロビット分析を行った。

1. 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
2. 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
3. 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
4. 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

表18. 従業員訓練は企業の責任（これまで）

説明変数	(1)	(2)
これまで、従業員を重視してきた	-0.0257 (0.221)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		0.172 (0.201)
銀行持株比率	0.515 (0.970)	0.466 (0.971)
外国人持株比率	-0.111 (1.110)	0.0610 (1.121)
個人持株比率	0.329 (0.614)	0.314 (0.620)
総資産のログ	0.0144 (0.0820)	0.00715 (0.0815)
ROA	0.0338 (0.0259)	0.0299 (0.0261)
戦前の設立	0.534 (0.431)	0.483 (0.429)
設立年1946-1965	0.220 (0.409)	0.166 (0.404)
設立年1966-1985	0.705 (0.442)	0.603 (0.445)
定数項	-0.306 (0.915)	-0.263 (0.912)
サンプル数	197	193

注：被説明変数は、問16(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偏差（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を示す。説明変数は2005年の値。

表19. 従業員訓練は企業の責任（今後）

説明変数	(1)	(2)
今後、従業員を重視する	0.304 (0.211)	
今後、従業員が強い発言力を持つ		-0.0311 (0.195)
銀行持株比率	-0.373 (0.946)	-0.338 (0.950)
外国人持株比率	0.270 (1.036)	0.0474 (1.057)
個人持株比率	1.157 (0.651)	1.169 (0.658)
総資産のログ	0.0657 (0.0775)	0.0692 (0.0776)
ROA	0.00227 (0.0152)	0.00346 (0.0154)
戦前の設立	0.190 (0.380)	0.320 (0.380)
設立年1946-1965	-0.0246 (0.363)	0.107 (0.358)
設立年1966-1985	0.330 (0.411)	0.332 (0.412)
定数項	-0.940 (0.937)	-0.846 (0.930)
サンプル数	199	195

注：被説明変数は、問16(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偏差（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を示す。説明変数は2009年の値。

表20. 従業員訓練はOJT重視（これまで）

説明変数	(1)	(2)
これまで、従業員を重視してきた	-0.000353 (0.0421)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		-0.0179 (0.0389)
銀行持株比率	-0.250 (0.189)	-0.245 (0.192)
外国人持株比率	0.0782 (0.219)	0.0625 (0.224)
個人持株比率	-0.114 (0.119)	-0.119 (0.122)
総資産のログ	-0.00248 (0.0158)	-0.00161 (0.0160)
ROA	-0.00362 (0.00462)	-0.00356 (0.00477)
戦前の設立	0.106 (0.0860)	0.108 (0.0868)
設立年1946-1965	0.102 (0.0825)	0.107 (0.0827)
設立年1966-1985	0.160 (0.0855)	0.164 (0.0876)
定数項	0.963*** (0.177)	0.960*** (0.179)
サンプル数	197	193

注：被説明変数は、問16(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偏差（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。説明変数は2005年の値。

表21. 従業員訓練はOJT重視（今後）

説明変数	(1)	(2)
今後、従業員を重視する	-0.0496 (0.0518)	
今後、従業員が強い発言力を持つ		0.0282 (0.0538)
銀行持株比率	-0.0591 (0.236)	-0.0811 (0.241)
外国人持株比率	0.406 (0.242)	0.476 (0.260)
個人持株比率	-0.00561 (0.150)	0.0386 (0.155)
総資産のログ	-0.0151 (0.0192)	-0.0124 (0.0192)
ROA	-0.00228 (0.00338)	-0.00311 (0.00341)
戦前の設立	0.168 (0.114)	0.165 (0.115)
設立年1946-1965	0.172 (0.116)	0.151 (0.116)
設立年1966-1985	0.232 (0.118)	0.210 (0.119)
定数項	0.872*** (0.241)	0.792** (0.242)
サンプル数	199	195

注：被説明変数は、問16(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偏差（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を示す。説明変数は2009年の値。

表 18 から表 21 は、この 4 つのダミー変数のそれぞれを被説明変数にしてプロビット・モデルを推定した結果である。2007 年調査同様、教育訓練制度と従業員のステークホルダーとしての重要度あるいは発言力の間に関係は見つからない。2005 年調査では、これまで発言力が強かったステークホルダーとして従業員をあげる企業は、教育訓練の責任が企業にあると答える確率が高いという結果が得られたが、この結果はロバストではなかったようである。従業員訓練が OJT か OFF-JT かということに関しても、財務構造やコーポレート・ガバナンスとの関係は認められないようである。一律教育か選抜教育かという点についても、同様のダミー変数を作成して、プロビット分析を行ったが、財務構造やコーポレート・ガバナンスとの有意な関係は見つからなかった。

## 5. 結論

本稿は、JILPT が 2009 年に行った第 3 回のコーポレート・ガバナンスと人事政策に関する調査を分析し、前 2 回の調査と比較した。以前発見されたほとんどの関係は今回の調査でも確認されたが、いくつかの結果は頑健性がなかったことがわかった。また、今回新たに発見されたのは、2008 年から 2009 年の世界的な金融危機と不況を境に、日本のコーポレート・ガバナンスのトレンドに変化が見られることである。日本のコーポレート・ガバナンスの伝統的な担い手だった取引先銀行やグループ企業の重要度や発言力が弱まり、それに代わって機関投資家や個人投資家の重要度や発言力が強まるという傾向が、金融危機以前には顕著だったが、金融危機後はこのトレンドが変わりつつあるようである。企業の財務構造が顕著に変わっているわけではないが、全体的に、取引先銀行やグループ企業の重要性や発言力が復活しているようである。

### 〔参考文献〕

労働政策研究・研修機構（2010）『雇用システムと人事戦略に関する研究』JILPT 資料シリーズ No.77

## 第2章 人事労務管理制度は生産性に影響するか

### 1. はじめに

ここ十数年来、人事労務管理制度の改革や変更を行った日本企業は少なくない。

バブル崩壊後の長引いた不況や、あるいはグローバル競争や情報通信技術など企業を取り巻く環境変化に対応するため、制度改革を実施した企業も多かっただろう。また、女性活用やワーク・ライフ・バランスなど、時代の要請によって人事労務管理制度の変更を行った企業もあるだろう。

こうした人事労務管理制度の改革や変更は、終身雇用や年功序列に代表される日本的雇用慣行の内実にも相当に影響したと考えられる。

日本的雇用慣行の要は、それが労働者による関係特殊熟練の習得を促進することにあつたと考えられている。

関係特殊熟練は、関係する仕事や業務を遂行するには必須だが、関係のない仕事や業務の遂行には意味をなさない。もし労働者が関係特殊熟練を習得後に転職を余儀なくされた場合には、労働者の習得した関係特殊熟練は利用できなくなる可能性もある。

このため離職可能性が高まるほど、労働者は関係特殊熟練の習得を避けようとし、ホールド・アップ問題が発生する。

このホールド・アップ問題を回避するため、企業は労働者の雇用を保障し、関係特殊熟練を安心して労働者が習得できるような環境を人事労務管理や雇用慣行によって整備してきた。終身雇用や年功序列は、労働者の雇用と生活を企業が保障し、関係特殊熟練への投資を効率化する上で重要な役割を担ってきた。そして、終身雇用や年功序列を具体化するために、人事労務管理制度が整備されてきた。そして重要なことは、これらが一体となって企業の生産性を支えてきたことだろう。

では、最近の人事労務管理制度の改革や変更は企業の生産性にはどのような影響を与えているだろうか。

人事労務管理制度が企業の生産性にどのような影響を与えているかについては、人事経済学や組織の経済学を中心に、理論的および実証的な発展が経済学の分野でもみられる<sup>1</sup>。しかしながら、この分野におけるこれまでの研究結果には若干の混乱があることも事実である。

この混乱の一つには、単一の企業や産業（特に小規模）に関する分析と多数の企業や産業のそれとでは違う結果が得られている、ということがある。

---

<sup>1</sup> Bloom and Reenen[2011]は包括的サーベイを提供している。

たとえば、この分野での嚆矢となる Lazear[2000]は、Safelite 社<sup>2</sup>が報酬制度を固定給 (flat rate) から出来高給 (piece rate) に変化させたことで、生産性にどのような影響をもたらされたかを分析している。制度変化の前後 19 ヶ月を調べた結果、彼は Safelite 社の生産性が制度変化後に 44%ほど向上していることを発見している。そして、同社の生産性向上のほぼ半分は、生産性の低い人が同社を辞めたり、生産性の高い人が同社に入社したりすることが寄与しており (セレクション効果)、残りの半分は制度変化後も継続就業した生産性の高い人達がより生産性を高めた結果が寄与していることを突き止めた。

また、Bandiera et al.[2005、2007、2009]は、イギリスの Farmer Smith 社でのケースを検討している<sup>3</sup>。このケースでは同社の果実摘みを行う労働者と管理者達の仕事と報酬制度に注目している。同社では以前から果実摘みの労働者は一日の収穫量に応じて給与が支払われていたが、収穫量が少なくとも最低賃金は支払われることを労働者は知っているので、労働者が一生懸命に働いていたわけではなかった。そこで、管理者が果実摘みを行う畑の (期待される収穫量に影響する) 環境に応じて出来高給の単価を決められるように、管理職の仕事を変えた。すると、以前よりも 50%ほど生産性が向上した。その後で、研究者達が収穫量の少ないチームの管理職に目をやると、仕事ぶりではなく顔見知りかどうかで労働者を選び、自分のチームで働かせていることがわかった。そこで、管理職の報酬制度を固定給から出来高給に変更した結果、管理職は仕事ぶりだけで労働者を選ぶようになり、さらに 20%ほど生産性が向上した。

単一企業について人事労務管理制度の生産性に対する影響を分析した研究がある一方で、特定の産業に属する複数の企業について同様の研究を行ったのが、Ichniowski et al.[1997]や Gant et al.[2002]、あるいは Boning et al.[2007]である。彼らを取り上げた産業は鉄鋼業である。

Ichniowski et al.[1997]と Gant et al.[2002]は、米国の鉄鋼メーカー17社から最終圧延工程 36 ラインの労働慣行と生産性のデータを入手し、分析を行っている。彼らが手に入れた労働慣行には、インセンティブ給、チーム、柔軟な仕事割り当て、訓練といった革新的な労務管理制度の有無が含まれている。彼らが最終圧延工程に注目した理由は、全てのラインが工学的にみて同一の生産関数を持っているからである。つまり、どのラインも同様の技術を用いており、稼働率が 100%の場合の生産量の差は設備の古さから来る。そして、彼らが定義した生産性はラインが 100%稼働した場合のアウトプットと現実のアウトプットとの差であり、したがって生産性の差にはライン停止の時間が影響する。彼らの分析の結果によれば、革新的な労務管理制度を導入したラインでは、ライン停止時間が短くなり、生産性は向上し

---

<sup>2</sup> Safelite 社は、アメリカ全土で自動車ガラスの修理を商いとする企業だ。従業員は各自作業用のバンを保有し、自動車ガラスの修理を依頼してきた顧客の自宅を訪問し修理を行う。

<sup>3</sup> この研究は、Farmer Smith 社が果実摘みの労働者に対する報酬制度を悩んでおり、その解決のために Bandiera 達の研究グループにコンサルテーションを依頼したことから始まっている。したがって、新たに導入された管理職の仕事や報酬は研究者グループが制度設計したものであり、「実験」と呼ぶに相応しい研究である。

ていた。

また、**Boning et al.[2007]**は米国のミニミルのデータを用いて、問題解決チームやチーム・インセンティブの導入が生産性にどのような影響を与えたかを検討している。彼らを用いたデータからは、34の生産ラインから約5年間にわたって集められた月別の生産高と、それぞれのラインの新しい労働慣行が導入された時期がわかる。なお、生産性の指標として彼らを用いたのは正常品率（総生産高に占める品質基準を満たす製品の割合）である。分析結果によれば、革新的な労働慣行は確かに生産性を引き上げるが、必ずしも全てのラインでそれが当てはまるわけではない、というものである。生産性が高まったラインは、より複雑な生産工程を有するラインであって、相対的に複雑ではないラインでは革新的労働慣行は有効ではなかった。

このように既存研究の多くが単一の企業や産業をケースとして取り上げるのは、なにより生産技術をコントロールするのが容易だという点があげられる。異なる企業や産業で生産性を比較した場合、生産関数を推定するのに様々なコントロール変数が必要となるだけでなく、観察できない重要な変数による分析結果への影響も見逃せない。

しかしながら、特定の企業や産業だけの研究では、人事労務管理が有意な影響を生産活動に与えているのは、当該企業や産業のなんらかの特性によってであって、他の企業や産業ではそうした関係が見いだせないかもしれない。実際、**Boning et al.**では生産ラインの特性で人事労務慣行の効果が変わることが見だされている。また、米国のある銀行の193の支店について研究した**Bartel et al.[2011]**でも、職場（ここでは支店）毎で異なる仕事環境が各支店の売上に影響していることを見だしている。

したがって、この問題を避けるためにも、多数の企業や産業のデータを用いて分析することが必要だ。

**Black and Lynch[2001]**は、米国統計局の **Educational Quality of the Workforce National Employers Survey** と **Longitudinal Research Database** を接続させ、**Total Quality Management** など職場の労働慣行が生産性にどう影響しているかを分析している。上記で紹介した研究で利用されたサンプルと違い、彼女たちが用いた **EQW-NES** と **LRD** は全米の600以上の事業所を調査しており、産業横断的でもある。これを用いて、生産関数を計測した結果、幾つかの労働慣行が全要素生産性に影響していたことがわかった。

**Bloom and Van Reenen[2007]**は、17カ国から約6000の企業に関する調査を用いて、人事労務管理制度を含む企業経営と生産性の関係を分析している。分析結果によると、経営スコア（いくつの革新的経営方針があるかを示す）は売上高（対数）や利益率に影響している。

ところが、この二つの研究ではクロスセクションでの分析であったため、人事労務慣行・管理制度と生産性の間にある因果関係の方向が必ずしも明らかにされていない。また、観察されない変数や説明変数に含まれなかった変数が生産性に重要な影響を与えている可能性もあり、解決されるべき問題が残っている。

これに対して、Black and Lynch[2004]や Capelli and Neumark[2001]では、EQW-NESの Second Wave を用いて、因果関係と観察されない変数による問題を解決しつつ、人事労務管理制度と生産性の関係を明らかにしようと試みた。その結果によれば、人事労務管理制度は生産性に影響していないことがわかった。

このように、人事労務管理制度と生産性の関係については、用いたデータによって結果が異なっている。単一の企業や産業では両者の間に有意な関係が見出されている一方、複数の企業や産業の場合には必ずしも明らかではない。

ところで、日本企業の人事労務管理制度と生産性に関しては、熊迫[2007]が 2005 年度の調査を利用して分析を行っている。ただし、それはクロスセクションデータを利用しており、因果関係の問題をクリアしているとは言えない。

この章では、これまで三度にわたって調査されてきたデータを用いてパネルデータを作成し、因果関係や観察されない変数の問題をクリアしつつ、人事労務管理制度と企業の生産性の関係を検討したい。

この章のもう一つの特徴を挙げると、企業による人事労務管理制度の導入・整備を内発性のものと外発性のものとに区別し、それぞれの企業経営に対する影響の違いを取り上げた点である。筆者の知る限り、既存研究では制度導入・整備の背景や理由を区別せず、全て同様な影響を企業経営に与えるという前提の下で分析されている。しかし、人事労務管理制度のなかには社会的要請により企業が外発的に導入・整備を余儀なくされた制度もあり、この種の制度が企業経営にポジティブな影響を与えるとは限らないだろう。

この章の結論を先取りすれば、法制度の制定や改正により企業が導入・整備を余儀なくされた外発的な人事労務管理制度は確かにありそうだ。しかしながら、人事労務管理制度が生産性に影響を与えているとは、今回の分析からは残念ながら言えない。企業が内発的に導入した制度であっても、外発的理由で導入した制度であっても、どの制度も企業の生産性を高めているとは言えない。なぜ人事労務管理制度が生産性に影響していないのかについてはいくつかの仮説が考えられ、それらは今後の研究課題となる。

以下、第 2 節では最近の人事労務管理制度の変化を今回のデータで概観し、第 3 節で人事労務管理制度と生産性との関わりを整理する。第 4 節で分析結果を紹介すると同時に、なぜ人事労務管理制度が生産性に影響を与えていないのかを考える。第 5 節は今後の課題を提示することで結語のかわりとしていたい。

## 2. 人事労務管理制度の変化

2000 年前後を境にして、人事労務管理制度の改革や変更に着手した日本企業は少なくない。その理由は大きく二つあるだろう。

一つの理由は、グローバル競争の激化や情報通信技術を中心とした急速な技術革新など企業の取り巻く環境変化に対応追随するために、企業自らが内発的に制度改革や変更をしたこ

とがある。その代表例が成果主義的人事制度の導入であろう。職能資格に基づく年功的な昇進・昇格制度や賃金体系から、業績や成果に基づく顕在能力を評価する昇進・昇格制度や賃金体系への変更である。この制度改革は、生産性と賃金の乖離が個人によってバラツキが大きくなったものを是正しようという試みであると同時に、総額人件費を圧縮しようという試みでもあった。従来の技術体系では経験や勘・コツが仕事を遂行する上で重要であったが、技術革新が進むに伴いそれらが重要でなくなったことが、生産性にバラツキが生まれた背景の一つである。また、中国や東南アジア諸国などの追い上げもあり、日本企業が生き残る上で総額人件費の抑制は死活問題でもあった。

人事労務管理制度の改革や変更を行った二つ目の理由は、女性活用やワーク・ライフ・バランスの推進といった社会の要請に企業が対応するための外発的理由による。ここ10年来、労働基準法や男女雇用機会均等法、育児・介護休業法など、企業の人事労務管理制度・慣行に影響する可能性の高い法改正があった。これらは、企業自身が自社の技術体系や経営環境と関わらずに対応しなければならない制度変化であろう<sup>4</sup>。もちろん、企業のなかには法改正以前から時代を先取りした制度や慣行を整備している企業はある。しかし、多くの場合は法改正などに併せた外部の依頼により制度や慣行を外発的に変更したケースである。

では、具体的に、どの程度の企業が人事労務管理制度を改革・変更しているかをみてみよう。この章で用いたデータは、2005年から継続して同一内容の質問項目に回答した調査対象だけを用いている。つまり、完全パネルデータを利用していることになる。一部の企業は未回答の質問項目はあるものの、多くは同一企業が各年の人事労務管理制度の内容を回答しており、我々はこのデータを用いることで制度の変化を観察することが可能となる。

表1は人事労務管理制度に関する制度変化をみたものだ。これらの制度は一般的には企業が内発的に変更したものと考えられる。

表1. 人事労務管理制度の有無

	2005年	2007年	2009年
職能資格制度	80.00%	75.00%	71.67%
個人の業績を月例賃金に反映する制度	61.67%	58.33%	65.00%
部門の業績を月例賃金に反映する制度	10.00%	11.67%	15.00%
企業全体の業績を月例賃金に反映する制度	20.00%	16.67%	18.33%
裁量労働制	23.33%	26.67%	26.67%
目標管理制度	88.33%	84.75%	83.33%
考課者訓練	73.33%	80.00%	83.33%
評価に対する苦情処理制度	50.00%	50.85%	51.67%
社内公募制度・自己申告制度	73.33%	70.00%	80.00%
複線型人事制度	37.29%	43.33%	43.33%
非正社員の正社員への転換制度	49.15%	58.33%	—
再就職(転職)支援制度	40.00%	48.33%	46.67%

※ あてはまるものを全てを回答している。

<sup>4</sup> ただし、制度変更のタイミングが法改正のタイミングと一致する保証は全くない。法改正が企業の制度変更を要請したとしても、それを企業は恣意的に怠ける可能性もある。この意味で、制度変更のタイミングはもしかしたら内生的といえるかもしれない。

さて、「職能資格制度」を整備する企業は 2005 年調査では 80.0%だったが、2009 年調査では 71.7%ほどまで減少している。その代わりに、「個人の業績を月例賃金に反映する制度」や「部門の業績を月例賃金に反映する制度」を有する企業が若干増加している。この間に、年功的から成果主義的へ制度変更する企業が少なからずあることが見てとれる。同時に、「考課者訓練」や「社内公募制度・自己申告制度」、あるいは「複線型人事制度」を有する企業も増加する傾向にある。これら制度は成果主義的な制度と補完的な関係にあるのかもしれない。

ここで、他の人事労務管理制度の変化をみる前に、人事労務管理制度の制度補完性へと脱線してみたい。人事労務管理制度の制度補完性は、人事労務管理制度に含まれる二つ以上の制度や慣行が互いに補完し合い、一つの制度や慣行のときよりも、その目的実現により効果的になることを言う。例えば、永年勤続表彰制度を有する企業は少なくないが、それと勤続年数が長くなるにしたがって乗率が高くなる退職金制度は互いに補完し合う関係にあり、終身雇用の実現に相乗効果をもたらしている。逆に、永年勤続表彰制度を有しながら、退職金の乗率が一定であれば、それぞれの効果はあまり大きくないかもしれない。

制度補完性があるかどうかを確認する第一のステップは、制度間に相関関係があるかどうかをみることである<sup>5</sup>。表 2 は 2005 年と 09 年の各人事労務管理制度の相関関係をみたものである。これによると、年によって制度間の相関関係に違いが確認されるものも複数あるが、安定した相関関係が観られる制度も確認できる。たとえば、「個人の業績を月例賃金に反映する制度」と「部門の業績を月例賃金に反映する制度」、そして「企業全体の業績を月例賃金に反映する制度」の間には、年度によらず有意な正の相関関係があり、「個人の業績を月例賃金に反映する制度」を有する企業は「部門の業績を月例賃金に反映する制度」や「企業全体の業績を月例賃金に反映する制度」も有している傾向にある。同時に、そうした企業は「目標管理制度」や「社内公募制度・自己申告制度」、そして「複線型人事制度」も整備している傾向にあることが、それぞれに正の相関関係があることからわかる。

では、ある制度が導入されるときにそれと親和性の高い制度も導入されているのだろうか。ある制度が 2005 年にはないが 2009 年度にはある場合、同時に他の制度も整備されているかどうかをみたのが表 3 である。すると、「個人の業績を月例賃金に反映する制度」が導入されると同時に「部門の業績を月例賃金に反映する制度」や「企業全体の業績を月例賃金に反映する制度」が、また「目標管理制度」が導入されると同時に「評価に対する苦情処理制度」が、そして「考課者訓練」が導入されると同時に「評価に対する苦情処理制度」が、それぞれ導入される傾向にあることがわかる。

<sup>5</sup> 制度に補完関係があるかどうかは、単に相関関係があればよいわけではない。それら制度がもくろむ結果に対して単一の制度整備よりもより効果があがっている必要がある。したがって、ここでは第一のステップと呼んだ。

表2. 制度間の相関関係(人事労務管理制度)

2005年度	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	裁量労働制	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
職能資格制度	1										
個人の業績を月例賃金に反映する制度	0.0052	1									
部門の業績を月例賃金に反映する制度	-0.0696	<b>0.2146*</b>	1								
企業全体の業績を月例賃金に反映する制度	0.0394	<b>0.2971*</b>	<b>0.5328*</b>	1							
裁量労働制	0.048	0.1312	0.1198	<b>0.2556*</b>	1						
目標管理制度	0.1351	<b>0.2003*</b>	0.0534	<b>0.1731*</b>	<b>0.1639*</b>	1					
考課者訓練	0.1567	<b>0.2658*</b>	0.0166	0.1028	0.083	<b>0.5386*</b>	1				
評価に対する苦情処理制度	0.0501	0.113	-0.0629	0.1233	0.0933	<b>0.2724*</b>	<b>0.3725*</b>	1			
社内公募制度・自己申告制度	0.1189	<b>0.1877*</b>	0.0182	0.069	<b>0.1810*</b>	<b>0.2350*</b>	<b>0.3229*</b>	<b>0.2144*</b>	1		
複線型人事制度	0.0731	<b>0.2233*</b>	-0.0406	0.0084	0.1111	<b>0.1956*</b>	<b>0.2892*</b>	<b>0.2402*</b>	<b>0.2979*</b>	1	
再就職(転職)支援制度	0.0495	0.0726	0.0034	0.0086	0.0246	<b>0.2315*</b>	<b>0.2350*</b>	<b>0.3057*</b>	<b>0.2975*</b>	<b>0.3627*</b>	1

2009年度	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	裁量労働制	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
職能資格制度	1										
個人の業績を月例賃金に反映する制度	0.1754	1									
部門の業績を月例賃金に反映する制度	0.011	<b>0.3605*</b>	1								
企業全体の業績を月例賃金に反映する制度	0.0915	<b>0.2940*</b>	<b>0.4999*</b>	1							
裁量労働制	0.0392	0.0593	-0.0474	0.0881	1						
目標管理制度	<b>0.2204*</b>	<b>0.2663*</b>	0.1465	0.0212	0.1258	1					
考課者訓練	<b>0.2355*</b>	0.1487	-0.0455	0.0948	-0.0039	<b>0.2455*</b>	1				
評価に対する苦情処理制度	0.1197	0.1682	0.126	0.0265	<b>0.1880*</b>	<b>0.2536*</b>	<b>0.3263*</b>	1			
社内公募制度・自己申告制度	<b>0.2195*</b>	<b>0.2547*</b>	0.0981	0.0657	0.0397	0.0964	<b>0.4638*</b>	<b>0.2733*</b>	1		
複線型人事制度	<b>0.2393*</b>	<b>0.2037*</b>	0.1129	<b>0.2527*</b>	0.1351	0.0758	<b>0.1992*</b>	<b>0.2324*</b>	<b>0.2193*</b>	1	
再就職(転職)支援制度	<b>0.2061*</b>	<b>0.2669*</b>	-0.0146	<b>0.2314*</b>	<b>0.2831*</b>	0.1012	0.1712	<b>0.2942*</b>	0.1748	0.1483	1

表3. 制度導入の相関関係(人事労務管理制度)

2005年から09年にかけての変化	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	裁量労働制	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
職能資格制度	1										
個人の業績を月例賃金に反映する制度	-0.1302	1									
部門の業績を月例賃金に反映する制度	-0.0545	<b>0.3874*</b>	1								
企業全体の業績を月例賃金に反映する制度	-0.1085	<b>0.4497*</b>	<b>0.5799*</b>	1							
裁量労働制	0.0559	0.0834	0.0572	0	1						
目標管理制度	<b>0.2963*</b>	0.2212	0.182	0.0495	0.0589	1					
考課者訓練	-0.0356	-0.036	-0.0065	-0.1208	0	<b>0.2568*</b>	1				
評価に対する苦情処理制度	0.0064	0.0641	-0.0863	-0.13	0.0822	0.1308	<b>0.2995*</b>	1			
社内公募制度・自己申告制度	0.124	0.1664	0.0506	-0.0238	0.1067	<b>0.2263*</b>	<b>0.2543*</b>	0.0697	1		
複線型人事制度	0.1152	0.11	-0.0533	-0.1278	-0.0926	0.1969	0.1544	0.1576	0.0995	1	
再就職(転職)支援制度	-0.0303	0.1142	-0.0537	-0.0982	-0.0478	0.1618	0.126	0.1669	0.0664	<b>0.3691*</b>	1

このように、特定の制度間には親和性の高いものがあることがわかる。特に、「個人の業績を月例賃金に反映する制度」と「部門の業績を月例賃金に反映する制度」、そして「企業全体の業績を月例賃金に反映する制度」は親和性が高いようだ。これらが制度補完的になっているかどうかは、これらがその目指す結果に対して単一の制度のときよりもより効果をもたらしているかどうかを確認する必要がある。次節でそれを確かめてみよう。

では、企業が法制度の変更などに伴い外発的に制度変更を余儀なくされたものはあるだろうか。ここでは、その例として、育児休業制度を取り上げる。表4は、法を上回る育児休業制度の有無と男女別の育児休業利用実績の有無を示している<sup>6</sup>。これによると、男性の育児休

<sup>6</sup> 育児休業制度に関しては2005年調査では調べていない。

業利用実績の有無以外はほとんど数値に変更がない。また、表 5 は育児休業制度に関連する支援制度の有無とその利用実績の有無を示した。表 5 でも、支援制度の多くで数値に大きな変化はなく、「転勤免除（地域限定社員制度など）」と「配偶者が出産の時の男性の休暇制度」だけが変化している。

表 4. 育児・介護休業制度とその利用実績

	2007年	2009年
法定を上回る育児休業制度	57.41%	57.63%
過去2年間の利用実績【女性】	91.67%	89.83%
過去2年間の利用実績【男性】	32.20%	38.98%

表 5. 育児・介護休業に関わる支援制度

	制度の有無		利用実績	
	2007年	2009年	2007年	2009年
出産・育児、介護のための短時間勤務制度	93.22%	90.00%	73.68%	84.21%
フレックスタイム制度	41.67%	41.67%	44.44%	41.51%
始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ	61.02%	59.32%	57.14%	54.55%
所定外労働をさせない制度	70.00%	63.33%	58.93%	57.63%
子育て・介護サービス費用の援助措置等	23.33%	26.67%	28.00%	28.30%
職場への復帰支援	41.67%	38.33%	46.30%	42.59%
転勤免除（地域限定社員制度など）	22.03%	28.81%	24.49%	39.22%
事業所内託児施設の運営	3.33%	3.33%	4.08%	3.92%
配偶者が出産の時の男性の休暇制度	71.67%	85.00%	59.65%	66.10%
子供の看護休暇	81.67%	83.33%	52.63%	55.93%
在宅勤務制度	1.67%	6.67%	4.08%	14.00%
育児等で退職した者に対する優先的な再雇用制度	20.00%	25.00%	25.00%	22.00%

※ あてはまるもの全てを回答している。

表 4 と表 5 と関連する育児・介護休業法は、2005 年に改正をみたが、表 4 の期間中に法制度の変更はない。育児休業制度を変更する企業がなかったのは、社会的な要請が企業に対してなかったからであろう。

では、男性の育児休業利用実績のある企業が増え、「転勤免除（地域限定社員制度など）」と「配偶者が出産の時の男性の休暇制度」の整備が進み、それを利用する従業員が増加したのはなぜか。可能性が高いのは、2008 年（平成 20 年）に次世代育成支援対策推進法が改正されたことだ。この法律では、101 人以上の労働者を雇用する事業主は「一般事業主行動計画」を策定して届け出る義務が課された<sup>7</sup>。既存の就業規則などでこれに対応することは可能であったようだが、多くの企業で新たにに対応する必要があったのが男性の育児休業である。とりわけ「子育てサポート企業（くるみんマーク）」の取得には、育児休業を取得した男性従業員が 1 人以上いることというハードルが課されている。これが契機となって男性の育児休業利用への支援とその利用実績が高まったのであろう。

育児休業制度以外でも、企業が外部の要請で制度や慣行を変更していることが確認できる。

<sup>7</sup> 雇用する労働者が 100 人以下の事業主には同様の努力義務が課された。

女性活用も同様に外部の要請で導入された制度だろう。2007年（平成19年）に男女雇用機会均等法が改正された。性差別禁止、間接差別の禁止、女性優遇の特例、セクシャルハラスメント対策の推進などが、この法のあらまじだ。表6によれば、「専任の部署、担当者の設置（推進体制の整備）」や「女性の能力発揮のための計画を策定」、そして「セクハラ防止のための規定の策定」や「従業員に対する啓発」などの項目で2007年から09年にかけて数値が大きくなっており、これらの制度を整備する企業が増えたことを物語っている。

また、2007年（平成19年）にワーク・ライフ・バランス憲章と仕事と生活の調和推進のための行動指針が策定され、2008年（平成20年）には労働基準法が改正されているが、それらのターゲットとされたのは、時間外労働の削減や年次有給休暇の有効活用などだ。表7と表8によれば、こうした法制度などに関連する制度が2007年から09年にかけて整備されたことがわかるだろう。

以上のように、企業の人事労務管理制度に近年変化がみられる。ただし、その変化の背景には二つの要因がある。一つは、企業自らが内発的に変更した制度であり、もう一つは社会的要請により企業が外発的に変更したものである。こうした制度変更の理由・背景の違いは、企業経営にどう影響するのだろうか。次節でこの点をみてみよう。

**表6. 男女雇用機会均等に関する制度**

	2005年	2007年	2009年
専任の部署、担当者の設置(推進体制の整備)	16.95%	25.00%	31.67%
問題点の調査・分析	25.42%	43.33%	35.59%
女性の能力発揮のための計画を策定	15.52%	25.00%	31.67%
女性の積極的な登用	33.90%	41.67%	35.00%
女性が従事するための積極的な教育訓練	10.17%	10.00%	13.33%
女性専用の相談窓口	22.03%	30.51%	30.51%
セクハラ防止のための規定の策定	57.63%	76.67%	91.67%
仕事と家庭との両立支援(法律を上回る)を整備	32.20%	35.59%	40.00%
従業員に対する啓発	28.81%	45.00%	60.00%
職場環境・風土を改善	29.31%	36.67%	48.33%

※ あてはまるものを全てを回答している。

**表7. 有給休暇取得促進のための施策の実施状況**

	2005年	2007年	2009年
連続取得の奨励	42.37%	48.33%	53.33%
一斉年休の導入	27.12%	23.33%	30.00%
個人別年休の計画取得方針の導入	28.81%	26.67%	35.00%
仕事量、仕事の進め方の見直し	37.29%	31.67%	41.67%
要員の見直し、代替要員の確保	22.03%	16.67%	13.33%
年休取得を人事考課・査定に影響させないルールの徹底	20.34%	21.67%	15.00%
部下の年休取得状況を管理・監督者の評価項目にする	3.39%	3.33%	0.00%
特段の取り組みはしていない	25.42%	21.67%	15.00%

※ あてはまるものを全てを回答している。

表 8. 労働時間適正化にかかわる施策の実施状況

	2005年	2007年	2009年
チェックシステムの導入	47.06%	48.33%	60.00%
残業について管理職の事前に指示に基づくようにルール化	64.71%	56.67%	66.67%
定時退社日の設定	52.94%	48.33%	71.67%
残業点検のための定期的な職場巡回	15.69%	25.00%	33.33%
裁量労働・フレックスタイム適用者を増やす	27.45%	20.00%	15.00%
代休取得の励行	50.98%	55.00%	66.67%
社内相談窓口の設置	17.65%	23.33%	13.33%
長時間残業者の特別健康診断	49.02%	70.00%	65.00%
労働時間管理の適正化の周知・啓発	72.55%	70.00%	73.33%
時間外労働に関する社内調査、実態把握	74.51%	66.67%	68.33%
労働時間の専門委員会、対策部会等の設置	17.65%	21.67%	16.67%
労使協議等で労働時間管理協定を締結	35.29%	38.33%	41.67%
以上のいずれの施策も実施していない	—	33.33%	0.00%

※ あてはまるもの全てを回答している。

### 3. 人事労務管理と生産性

人事労務管理制度が企業経営にどのような影響を与えているかについては、人事経済学や組織の経済学を中心にして理論的および実証的な発展が経済学の分野でもみられる。

これまでの研究では、人事労務管理制度と従業員の定着率や満足度などの関連を調べたものが多かった。また、従業員個人の働きぶりや成果などとの関連を調べたものもある<sup>8</sup>。たとえば、日本企業に関しては、都留・阿部・久保[2005]や松繁・中嶋・梅崎[2005]が、人事制度の変化が労働者の働きぶりや定着率、満足度などにどう影響したかを調べている。また、阿部[2007、2009]、川口[2007]では、ポジティブ・アクションやワーク・ライフ・バランスといった労務管理制度が企業の賃金プロファイルや従業員の定着性、あるいは満足度にどう影響しているかを検討している。

これらの観点は勿論大事ではあるが、企業が人事労務管理制度を整備する理由として最も重要なのは利潤最大化の達成であろう。熊迫[2007]は、2005年度のJILPT調査を用いて、人事労務管理制度が売上高や経常損益にどのような影響を与えているかを検討している。分析結果によれば、従業員のコミットメントを高めるような教育や参加促進は売上や収益に貢献する効果が認められる。これ以外に、阿部・黒澤[2006]、阿部[2007]、阿部・黒澤[2009]、川口・西谷[2009]では、ポジティブ・アクションやワーク・ライフ・バランスに関わる制度が企業業績に影響しているかを検証している。

このように、日本企業の人事労務管理制度が企業業績にどう影響しているかについての研究はすくなくならずある<sup>9</sup>。しかし、データの制約からクロスセクション分析にとどまる研究が多く、人事労務管理制度と企業業績の間にある因果関係の問題をクリア出来ているとは言えない。

<sup>8</sup> Bloom and Reenen [2011]が最近の研究成果をサーベイしている。

<sup>9</sup> 企業業績への影響以外に、従業員の満足度や従業員の成果・業績への人事労務管理制度の影響を分析した研究は多数ある。

阿部・黒澤[2006、2009]は制度導入とその後の企業業績への影響を調べている。彼らの結果によれば、制度導入によって企業業績が高まる（阿部・黒澤[2006]）と、制度導入だけでは業績には影響しないが、情報技術が十分に活用されている企業では制度導入によって業績が高まる（阿部・黒澤[2009]）。つまり、その結果は頑健ではないかもしれない。というのは、利用しているのが二時点間だけのデータであり、十分な期間をカバーしているとは言えない。先進各国では、企業パネルデータの整備もあり、因果関係の問題を考慮した分析が数多く行われるようになってきているが、日本では未だに十分な研究蓄積がないのが実情だ。

最近になって、山本・松浦[2011]が 1990 年代からの比較的長期にわたる企業パネルデータを用いて、ワーク・ライフ・バランスに関する制度が企業の中長期的な生産性にどのような影響を与えるかを検証している。これは世界的に見ても数少ない研究の一つだろう。彼らの結果によれば、ワーク・ライフ・バランスと全要素生産性にはプラスの相関がみられるものの、制度導入の内生性を考慮すると、それらが全要素生産性を高めるという因果関係は見出されていない<sup>10</sup>。

ここで、人事労務管理と生産性の関係を検証した論文は、次のような二つの方法で実証分析を行っていることを指摘しておく。一つは **Difference-Difference** モデルを利用するものであり、もう一つは **Fixed-Effect** モデルや **Random-Effect** モデルを利用するものである。

前者は、人事労務管理制度の導入がなかった場合と比べて、制度導入によって生産性がどの程度の違いがあるかを評価しようという方法である。人事労務管理制度を政府の政策に見立て、政策評価する手法を援用するという考え方である。

**Difference-Difference** モデルを用いた研究では、単一企業や単一事業所を用いた分析が多い。単一の企業や事業所のデータには、当該の企業や事業所に固有で分析者には観察できない要因がコントロール可能になるという利点がある。もう一つの利点は、各企業の制度に潜む観察できない制度の特徴をコントロールできるからでもある。例えば、成果主義といっても各社でとらえ方は違うし、成果に対する賃金の支払い方も異なる。各社で人事労務管理制度の運用実態も異なるかもしれない。こうした観察できない制度の特徴は分析結果に影響する可能性が高いが、単一の企業や事業所のデータではこの問題を避けることが可能である。

一方、複数の企業や事業所を分析する場合には、パネルデータを用いて **Fixed-Effect** モデルや **Random-Effect** モデルを利用する研究が多い<sup>11</sup>。複数の企業や事業所のデータを用いる利点は、説明変数となる人事労務管理制度のバラエティーが広がると同時に、各制度間の補完性をチェックできるからでもある。単一企業や単一事業所のデータでは利用している制度が限定されるので、制度補完性を十分に検証することは難しい。

---

<sup>10</sup> ただし、ワーク・ライフ・バランスと他の制度との組み合わせは、全要素生産性に対してポジティブな影響を中長期的には与えていることが示されている。

<sup>11</sup> もちろんクロスセクションデータを用いた分析も多いが、これには因果関係や観察されない変数などの問題が推定結果に影響する。

## 4. 推定方法

### 4-1. データの作成

この章で用いたデータについて説明する。JILPT では、2005 年に「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」、2007 年に「雇用システムと人事戦略に関する調査」、そして 2009 年には「今後の雇用ポートフォリオと人事戦略に関する調査」を実施してきた。これらの調査には、同一調査対象に対して同一内容の質問を一部しており、2 年ごとのパネルデータを構築することが可能となっている。この章では、収集された調査対象のうち、上記 3 カ年分の調査に回答した企業のみを分析の対象とした。3 カ年分の調査にすべて協力した企業は 61 社であり、これらの会社の属性は章末の付録に示されている。

分析で用いる人事労務管理制度と生産性の指標は次のように作成される。

まず、人事労務管理制度の指標は、第 2 節で掲げた制度から以下のものだけを用いた<sup>12</sup>。人事労務管理制度からは「職能資格制度」、「個人の業績を月例賃金に反映する制度」、「考課者訓練」、「社内公募制度・自己申告制度」を、女性活用からは「専任の部署」、「担当者の設置（推進体制の整備）」、「女性の能力発揮のための計画を策定」、「セクハラ防止のための規定の策定」、「従業員に対する啓発」を、有給休暇取得促進からは「連続取得の奨励」、「個人別年休の計画取得方針の導入」を、労働時間適正化からは「チェックシステムの導入」、「定時退社日の設定」、「残業点検のための定期的な職場巡回」、「代休取得の励行」、「長時間残業者の特別健康診断」を、それぞれ取り上げた。これらを取り上げたのは、企業に導入されることが比較的多いからである。全ての変数は、調査時点に制度が有れば 1、無ければ 0、とするダミー変数である。

生産性は、Head and Ries[2003]に倣って、近似的 TFP を計算した。ここでは、生産関数をコブ・ダグラス型とし、労働 3 分の 2、資本 3 分の 1 として、

$$\text{近似的TFP} = (\text{付加価値}) \div \left[ \text{労働}^{\frac{2}{3}} \cdot \text{資本}^{\frac{1}{3}} \right]$$

となる。ただし、

(付加価値) = (経常利益) + (人件費) + (金融費用) + (租税公課) + (減価償却)  
である。

### 4-2. 推定方法

人事労務管理制度と生産性の関係を調べるために、以下では Difference-Difference 分析を利用する。用いるデータがパネルデータであり、2 期間の分析を行うので<sup>13</sup>、次のような (1) 式を推定することになる。

<sup>12</sup> 推定式における自由度との関係から説明変数を絞ることにした。その際、表 1 や表 4 から表 8 に関して主成分分析を行い、得られた成分を代表する施策を説明変数として選択している。

<sup>13</sup> データは、2005 年と 07 年、09 年の 3 カ年あるが、05 年から 09 年の全要素生産性の伸びに興味があるので、2 期間と記述した。

$$(1) \quad \Delta TFP_{09} = \eta + \tau \Delta HRM_{07} + \Delta u_{09}$$

ただし、 $\Delta TFP_{09}$ は2005年から09年にかけての全要素生産性の伸び、 $\Delta HRM_{07}$ は人事労務管理制度の05年から07年にかけての変化、 $\Delta u_{09}$ は誤差項である。また、 $\eta$ と $\tau$ はパラメータで、 $\tau$ が人事労務管理制度の効果に注目する。

もともと(1)式は、

$$(2) \quad TFP_{it} = \alpha + \eta d_{09} + \tau HRM_{it} + c_i + u_{it}$$

という式の1階差分をとったものである。ただし、(2)式中の $d_{09}$ は09年を示すダミー変数であり、 $c_i$ は企業属性を示す。

なお、(2)式から(1)式を得る際に一つだけ注意する点がある。本来であれば(2)式の $\Delta HRM$ は $HRM_{09} - HRM_{05}$ であるが、人事労務管理制度の効果にはラグがあることを考慮して、推定式では05年から07年にかけての人事労務管理制度の変化を加えている点だ<sup>14</sup>。

さらに(1)式を推定する際に、 $\Delta TFP_{09}$ と $\Delta HRM_{07}$ の間の因果関係に注意する必要がある。企業の生産性が伸びたのは人事労務管理制度が変わったからなのか、それとも人事労務管理制度を変えたのは企業の生産性が伸びるのを見越したからなのか。前者の因果関係がなければ、 $\Delta TFP_{09}$ と $\Delta HRM_{07}$ の間に相関があったとしても、結論は変わってしまう。とりわけ、上で内発的と呼んだ人事労務管理制度は前者よりも後者の因果関係が成り立つ可能性が強い。また、外発的な人事労務管理制度も、法や政策が制度導入を企業に訴えかけるとしても、罰則がなければ導入するかどうかは企業の考え次第だ。したがって、外発的であっても、推定上は外生変数とは言い切れず、やはり後者の因果関係が成り立つかもしれない。

そこで、 $\Delta HRM_{07}$ とは相関があり、 $\Delta TFP_{09}$ とは相関のない変数を操作変数として、因果関係の問題を避ける試みを行っている。以下の推定で用いた操作変数は、2005年度時点での企業トップの経歴と女性従業員比率である<sup>15</sup>。

## 5. 推定結果

表9は、2005年から09年にかけての全要素生産性の伸びの平均値を、人事労務管理制度を変化させたかどうかの別で計算した結果である。

全体的な傾向としては、次の二点があげられる。

第一に、制度導入、変化無、制度廃止という三つのグループ間で全要素生産性の伸びに大きな違いのある人事労務管理制度は少ない。例外は「職能資格制度」と「定時退社日の設定」だけで、この二つの制度では制度変化無グループと制度廃止グループの間には有意な差が見られる。このことは、制度の変更と全要素生産性の伸びの間には統一的な関連性のない可能性が高いことを意味している。

<sup>14</sup> なお、05年から09年にかけての変化を入れても以下の結論に違いはない。

<sup>15</sup> 表10の下部には、企業トップの経歴と女性従業員比率を説明変数として、 $\Delta HRM_{07}$ と $\Delta TFP_{09}$ に回帰した結果を示した。外発的理由による人事労務管理制度の導入には企業トップの経歴や女性従業員比率が有意に説明出来ないケースもある。しかし、これら以外に適切な操作変数が見つからなかった。

表 9. 人事労務管理制度の導入/廃止別、全要素生産性の伸び

		廃止	変化無	導入	全体			廃止	変化無	導入	全体
職能資格制度	TFP平均値	2.473	-0.071	0.414	0.326	連続取得の奨励	TFP平均値	-0.457	0.447	-0.786	0.337
	標準偏差	3.768	1.644	1.083	2.150		標準偏差	0.013	2.219	2.078	2.170
	企業数	7	39	5	51		企業数	2	45	3	50
個人の業績を月例賃金に反映する制度	TFP平均値	0.927	0.115	0.377	0.326	個人別年休の計画取得方針の導入	TFP平均値	-0.590	0.240	2.151	0.337
	標準偏差	3.160	1.910	1.221	2.150		標準偏差	0.975	2.279	1.751	2.170
	企業数	11	33	7	51		企業数	8	36	6	50
考課者訓練	TFP平均値	0.268	0.356	0.206	0.326	チェックシステムの導入	TFP平均値	1.862	0.510	-1.027	0.485
	標準偏差	0.846	2.234	2.363	2.150		標準偏差	4.030	1.596	2.171	2.192
	企業数	4	39	8	51		企業数	6	33	6	45
社内公募制度・自己申告制度	TFP平均値	1.389	0.141	0.280	0.326	定時退社日の設定	TFP平均値	2.069	0.128	0.541	0.485
	標準偏差	3.929	1.810	1.079	2.150		標準偏差	3.846	1.746	1.143	2.192
	企業数	7	39	5	51		企業数	7	32	6	45
専任の部署、担当者の設置(推進体制の整備)	TFP平均値	0.433	0.344	0.276	0.342	残業点検のための定期的な職場巡回	TFP平均値	-0.466	0.571	0.169	0.485
	標準偏差	1.171	2.116	3.016	2.169		標準偏差	.	2.370	1.100	2.192
	企業数	5	37	8	50		企業数	1	37	7	45
女性の能力発揮のための計画を策定	TFP平均値	-0.354	0.515	-0.162	0.347	代休取得の励行	TFP平均値	0.360	0.582	0.179	0.485
	標準偏差	1.763	2.243	2.240	2.191		標準偏差	1.143	2.330	2.572	2.192
	企業数	4	38	7	49		企業数	7	31	7	45
セクハラ防止のための規定の策定	TFP平均値	2.297	0.269	0.095	0.342	長時間残業者の特別健康診断	TFP平均値	0.310	0.957	-0.422	0.485
	標準偏差	1.639	2.324	1.748	2.169		標準偏差	0.905	2.543	1.156	2.192
	企業数	3	33	14	50		企業数	3	28	14	45
従業員に対する啓発	TFP平均値	0.751	-0.164	1.034	0.342						
	標準偏差	1.635	1.226	3.351	2.169						
	企業数	8	27	15	50						

第二に、同一グループ内での全要素生産性の伸びに大きな散らばりが見られる。例えば「職能資格制度」についてみると、全体の変動係数は 6.60 程度だが、制度廃止グループは 1.52 程度、変化無グループは -23.19、制度導入グループは 2.61 となる。つまり「職能資格制度」については、制度に変化のあったグループ（導入と廃止の両方）の散らばりは小さいが、変化の無かったグループには全要素生産性が伸びたグループも落ちたグループも多数あったということになる。また、「考課者訓練」、「専任の部署、担当者の設置（推進体制の整備）」、「女性の能力発揮のための計画を策定」、「セクハラ防止のための規定の策定」、「残業点検のための定期的な職場巡回」、「代休取得の励行」、「長時間残業者の特別健康診断」の各制度では、制度導入グループの変動係数が相対的に大きく、これらの制度を導入したグループの全要素生産性の伸びには大きな散らばりがある。このことは、制度をあらたに導入したとしても全要素生産性が伸びた企業と伸びなかった企業が同時にあったことを意味している。

以上、表 9 の結果を見る限りでは、制度変化と全要素生産性の伸びには関連が全般的にはないようであるし、制度を導入したとしても生産性が伸びる企業もあれば伸びない企業もあるようだ。ただし、表 9 は企業属性や因果関係の問題をコントロールしていない。上で紹介した (1) 式を推定する必要がある。

(1) 式を推定した結果は表 10 のとおりである。表 10 の上段が先に説明した操作変数を用いた推定結果であり、下段には参考のため通常の最小二乗法で推定した結果を掲げた。

表10. 人事労務管理制度と全要素生産性の伸びに関する推定結果

操作変数法の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
制度(説明変数)	職能資格制度	個人の業績を月例賃金に反映する制度	考課者訓練	社内公募制度・自己申告制度	専任の部署、担当者の設置(推進体制の整備)
係数	0.0896	0.154	0.651	-0.0717	1.123
標準誤差	(1.455)	(1.527)	(1.577)	(1.518)	(1.927)
観察数	47	47	47	47	47
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
制度(説明変数)	女性の能力発揮のための計画を策定	セクハラ防止のための規定の策定	従業員に対する啓発	連続取得の奨励	個人別年休の計画取得方針の導入
係数	2.323	1.085	1.371	1.488	-1.766
標準誤差	(2.305)	(1.082)	(1.390)	(3.070)	(3.372)
観察数	46	47	47	46	46
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
制度(説明変数)	チェックシステムの導入	定時退社日の設定	残業点検のための定期的な職場巡回	代休取得の励行	長時間残業者の特別健康診断
係数	2.346	-1.752	3.821	0.476	0.535
標準誤差	(3.125)	(1.651)	(4.750)	(1.460)	(1.500)
観察数	41	41	41	41	41

推定式には産業ダミーと従業員数が説明変数として含まれる。経営トップの経歴、女性従業員比率を操作変数としている。

係数につく\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

(参考)最小二乗法の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
制度(説明変数)	職能資格制度	個人の業績を月例賃金に反映する制度	考課者訓練	社内公募制度・自己申告制度	専任の部署、担当者の設置(推進体制の整備)
係数	-1.140*	-0.522	-0.104	-0.758	0.258
標準誤差	(0.601)	(0.503)	(0.626)	(0.610)	(0.626)
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
制度(説明変数)	女性の能力発揮のための計画を策定	セクハラ防止のための規定の策定	従業員に対する啓発	連続取得の奨励	個人別年休の計画取得方針の導入
係数	-0.0240	-0.472	0.462	-0.684	1.016*
標準誤差	(0.661)	(0.536)	(0.461)	(0.982)	(0.592)
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
制度(説明変数)	チェックシステムの導入	定時退社日の設定	残業点検のための定期的な職場巡回	代休取得の励行	長時間残業者の特別健康診断
係数	-1.417**	-0.926	-0.0179	-0.00922	-0.950*
標準誤差	(0.581)	(0.580)	(0.777)	(0.577)	(0.556)

推定式には産業ダミーと従業員数が説明変数として含まれる。

係数につく\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

一見してわかるとおり、どの制度も統計的に有意な影響を与えていない。つまり、人事制度の変化は全要素生産性の伸びには影響していないことを意味している<sup>16</sup>。

通常最小二乗法と操作変数法の結果を比較すると、推定結果は絶対値でみて最小二乗法の係数が操作変数法のそれよりも大きくなっていて、確かにバイアスがありそうだ。制度変化させている企業は、制度変化によって生産性が伸びると期待して制度を変化させている可

<sup>16</sup> 推定結果は省略するが、付加価値の代わりに売上を用いて求めた(近似的)全要素生産性の伸びを被説明変数とした場合でも同様の結果となった。また、(2)式の被説明変数に売上やROAの伸びなどを用いても同様の結果であった。

能性が高く、そのために通常の最小二乗法では全要素生産性の伸びに対する制度変化の影響度が大きく出てしまったと考えられる。その結果、例えば「職能資格制度」と「チェックシステムの導入」は、最小二乗法では有意な係数が得られたが、操作変数法では有意な係数は得られていない。要するに、制度変化の全要素生産性に対する純粋な影響<sup>17</sup>はないと、表 10 の結果は示唆している。

表 10 は制度単体の効果だけを見たものであり、全体としての影響を見たわけではない。単体の制度では影響しないが、複数の制度が合わさって効果をもつ、つまり制度補完的な人事労務管理制度もあるだろう。そこで、複数の制度を説明変数として全要素生産性の伸びに回帰したい。ただし、複数の制度を説明変数にすると操作変数を用いることは出来ないので、(2) 式を固定効果モデルによって推定する。なお、固定効果モデルを推定する際に用いたのは、05 年、07 年、09 年の 3 カ年全てのデータである。

固定効果モデルの推定結果は表 11 に掲げられている。第 1 欄は複数の人事労務管理制度を説明変数とした場合の結果で、第 2 欄は第 1 欄の説明変数に交叉項を加えた場合の結果、第 3 欄は第 1 欄の説明変数に女性活用、有給休暇取得促進、そして労働時間適正化の変数を加えた結果である。

表 11 も、一目でわかるように、統計的に有意な係数はほとんどない。例外は第 3 欄の「長時間残業者の特別健康診断」だ。長時間残業者の特別健康診断を導入（あるいは廃止）すると生産性は落ちる（あるいは伸びる）という結果は、固定効果モデルなので観察できない企業固有の要因はコントロールされているはずではあるが、もしかしたら別の因果関係を含んでいるのかもしれない。つまり、長時間残業者の特別健康診断を導入する企業は、長時間残業者が多いから導入するのであって、そのことが生産性を低下させているのかもしれない。表 11 は、そうした過大な係数が推計されている可能性はあるものの、他の制度に関しては統計的に有意な係数は推定されておらず、人事労務管理制度と全要素生産性の間には関連がなさそうだ。

人事労務管理制度が必ずしも企業の生産性に影響しないという結果となった理由として複数の仮説が思い当たる。

第一に、導入された制度が当該企業の生産技術（テクノロジーだけでなく、それに必要とされる労働者構成や労働者のスキル）、企業文化などに適合しているかどうかという、企業特性との関係があるからかもしれない。

例えば、長期的な視点に立って技術開発を行っている企業が、短期的視点に立った報酬制度を導入すれば、その企業の生産性は落ちるかもしれない。査定される期中に技術開発が成

---

<sup>17</sup> 企業が生産性向上を期待して人事労務管理制度を導入するなら、導入企業の生産性は伸びてもおかしくない。一方、導入しない企業の場合には、制度を導入しても生産性が向上しないから導入しないのであって、もともと制度導入の効果は小さい。ここで純粋な影響と呼ぶのは、生産性向上が期待されるかどうかに関わらず、企業が制度導入した場合の効果である。そのためには、導入しても生産性が向上しないから制度導入しない企業が、制度導入した場合の影響を考慮する必要がある。

功しなければ昇給することがないから、期中で開発可能な技術に絞ってしまうというインセンティブを労働者に与えかねない。それは長期的な視点に立つての技術開発とは相容れない。

また、それまで年功序列がきっちりと運用されてきた会社が成果主義を導入するケースと、年功序列が運用されてこなかった会社が成果主義を導入したケースでは、結果に違いがでるだろう。年功から成果・業績へという査定指標の切り替えは、考課者の考課方法への習熟を要求するだけでなく、彼らの心理にも強く影響する。たとえ考課者訓練を行ったとしても考課結果が中央値をとる傾向にあるのは、考課者の心理が影響しているからだ。同時に、考課される側に対しても、特に考課結果が悪い場合には、心理的に大きく影響するだろう。その意味で、企業文化が人事労務管理制度と補完性があると考えられる。

この意味で、人事労務管理制度だけでなく、別の切り口からも全要素生産性に対する影響を考える必要があるのかもしれない。

表11. 固定効果モデルの結果

	(1)	(2)	(3)
職能資格制度	-0.410 (0.870)	-0.0221 (0.911)	-0.208 (1.152)
個人の業績を月例賃金に反映する制度	0.145 (0.704)	-1.675 (1.711)	0.227 (0.876)
考課者訓練	-0.535 (0.870)	-1.563 (1.172)	0.282 (1.094)
社内公募制度・自己申告制度	-0.580 (0.906)	-0.305 (1.180)	-0.708 (1.124)
個人の業績を月例賃金に反映する制度 × 考課者訓練		2.328 (1.658)	
個人の業績を月例賃金に反映する制度 × 社内公募制度・自己申告制度		0.0344 (1.658)	
専任の部署、担当者の設置(推進体制の整備)			0.0438 (0.974)
女性の能力発揮のための計画を策定			0.398 (0.959)
セクハラ防止のための規定の策定			0.0585 (0.945)
従業員に対する啓発			0.00836 (0.747)
連続取得の奨励			-0.737 (1.459)
個人別年休の計画取得方針の導入			-0.497 (0.876)
チェックシステムの導入			0.0441 (0.862)
定時退社日の設定			-0.414 (0.950)
残業点検のための定期的な職場巡回			-0.929 (1.041)
代休取得の励行			0.254 (0.791)
長時間残業者の特別健康診断			-1.645* (0.915)
観察数	155	155	145
決定係数	0.040	0.062	0.124
企業数	56	56	56

括弧内は標準偏差

係数につく\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

第二に、制度が導入されていても、その運用実態に問題があるのかもしれない。企業側が導入した人事労務管理制度が効果を発揮するには、その制度が適用される労働者が制度を認識した上で、その制度の下で行動する必要があるだろう。もし労働者が制度を認識していなかったり、制度を遵守していなかったりすれば、その制度は制度とは言えない。たとえば、特定日をノー残業デーとする企業は多いが、それを完全に遵守できている企業は少ないかもしれない。男性労働者が育児休業を取得できるとしている企業でも、多くの男性労働者は育児休業を取ろうとしない。このように制度が整備されていても制度となり得ていないケースは多いだろう。これ以外にも、職能資格制度を廃止した企業で若手人材を抜擢したり、逆に高いランクにある労働者を降格したりすることは、そう多くはないかもしれない。その制度の目的が実力主義によって昇格・昇進、報酬を決定することであっても、実際には難しいことがあるのかもしれない。

第二の仮説は、多数の企業データを用いる場合には解決することは難しい。単一の企業や事業所の場合には、運用実態の問題は単一企業からのデータであるが故にコントロール可能だ。しかし、もしも制度の運用実態についての情報が入手できれば、多数の企業からのデータであっても解決可能かもしれない。

第三に、これはデータに起因するものだが、制度が効果を発揮するには時間がかかるかもしれない。労働者が制度を認識し、制度を遵守するまでにはラグが発生する可能性が高い。両立支援制度について分析した阿部・黒澤[2006、2009]では、制度導入後5年以上になって生産性を向上させていることを見出している。今回のデータは2005年から09年までの4年間の動向を見たに過ぎず、制度の効果を十分に測定できる観察期間ではなかったのかもしれない。

## 6. むすびにかえて

日本的雇用慣行は日本企業の生産性を高め、競争力の強化に貢献してきたと指摘されてきた。そして、日本的雇用慣行を支える人事労務管理制度もまた、生産性に影響すると考えられてきた。

この稿の本来の目的は最近の人事労務管理制度の変化が企業の生産性にどう影響を与えているかにあり、同時に内発的に導入された制度と外発的理由で導入された制度では生産性への効果が違うのではないかという仮説を検証することにあつた。

しかしながら、今回のデータからは人事労務管理制度は企業の生産性に直接的に影響することは確かめられなかった。

その理由を考えると、全ての人事労務管理制度が全ての企業で効果的なわけではなく、ハイパフォーマンス企業の制度を導入したとしてもハイパフォーマンス企業にはなり得ないからかもしれない。企業の生産技術や企業文化とも関連するだろうし、制度の運用法の違いも影響するだろうし、制度の効果が発揮されるまで時間的ラグもあるだろう。

今回の分析では、こうした要因を現段階では識別することが出来ておらず、人事労務管理制度のネットの効果を得られなかったと考えられる。

従来の研究では、特定の企業や事業所に絞って、人事労務管理制度と生産性の関係を検証することが多かった。その結果によれば、確かに生産性を向上させる制度が存在した。しかし、その結果は特定の企業や事業所の結果であって、それを一般化し普遍化することは、もしかしたら無理があるかもしれない。「日本的」と呼ぶためには、日本の企業が多数整備している制度や慣行が傾向的に効果を持つ必要があるだろう。その意味で、今回の分析のように大規模なデータを用いて分析する必要があるだろう。今後、上記の問題を克服し、人事労務管理制度のネットの効果を検証してみたい。

[参考文献]

- 阿部正浩[2007]「ポジティブ・アクション、ワーク・ライフ・バランスと生産性」、『季刊・社会保障研究』Vol.43、No.3、184-196 頁
- 阿部正浩[2009]「ワーク・ライフ・バランス施策と賃金プロファイル」、『平成 20 年度ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究 研究報告書』第 2 部第 7 章、内閣府経済社会総合研究所
- 阿部正浩・黒澤昌子[2006]「両立支援と企業業績」、『両立支援と企業業績に関する研究会報告書』第 3 部第 7 章、ニッセイ基礎研究所
- 阿部正浩・黒澤昌子[2009]「ワーク・ライフ・バランス施策と企業の生産性」、『平成 20 年度ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究 研究報告書』第 2 部第 1 章、内閣府経済社会総合研究所
- Bandiera, Oriana, Iwan Barankay, Imran Rasul[2005]. Social preferences and the response to incentives: evidence from personnel data. *Quarterly Journal of Economics* 120 (3), 917–62.
- Bandiera, Oriana, Iwan Barankay, Imran Rasul[2007]. Incentives for managers and inequality among workers: evidence from a firm-level experiment. *Quarterly Journal of Economics* 122(2), 729-73
- Bandiera, Oriana, Iwan Barankay, Imran Rasul, [2009]. Social connections and incentives in the workplace: evidence from personnel data. *Econometrica* 77, 1047–94.
- Bartel, P. Ann, Richard B. Freeman, Casey Ichniowski, Morris M. Kleiner[2011]. Can a workplace have an attitude problem? Workplace effects on employee attitudes and organizational performance. *Labour Economics* 18, 411-23.
- Black, Sandra, Lisa Lynch[2001]. How to compete: the impact of workplace practices and information technology on productivity. *Review of Economics and Statistics* 83 (3), 434–45.
- Black, Sandra, Lisa Lynch[2004]. What’s driving the new economy? The benefits of workplace innovation. *Economic Journal* 114 (493), 97–116.
- Bloom, Nick, John Van Reenen [2007]. Measuring and explaining management practices across firms and countries. *Quarterly Journal of Economics* 122 (4), 1341–1408.
- Nicholas Bloom, John Van Reenen [2011]. Human Resource Management and Productivity, in *Handbooks in*

*Economics - Handbook of Labor Economics Vol.4B* (Ed. by Orley Ashenfelter and David Card),  
Chapter 19, 1697-1767

Boning, Brent, Casey Ichniowski, Kathryn Shaw[2007]. Opportunity counts: teams and the effectiveness of production incentives. *Journal of Labor Economics* 25 (4), 613–50.

Capelli, Peter, David Neumark[2001]. Do ‘high-performance’ work practices improve establishment-level outcomes? *Industrial and Labor Relations Review* 54 (4), 737–75.

Gant, Jon, Casey Ichniowski, Kathryn Shaw[2002]. Social capital and organizational change in high-involvement and traditional work organizations. *Journal of Economics & Management Strategy* 11 (2), 289–328.

Ichniowski, Casey, Kathryn Shaw, Giovanna Prennushi[1997]. The effects of human resource management practices on productivity: a study of steel finishing lines. *American Economic Review* 87 (3), 291–313.

川口章[2007]「均等化施策とワーク・ライフ・バランス施策が賃金と離職行動に及ぼす影響」、『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』JILPT 調査シリーズ No.37、第 II 部第 2 章、労働政策研究・研修機構

川口章・西谷公孝[2009]「ワーク・ライフ・バランスと男女均等化は企業業績を高めるか:大阪府における中小企業の分析」、Doshisha University policy studies (3)、31-47 頁

熊迫真一[2007]「人的資源管理施策の企業内適合と企業業績」、『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研究報告書』労働政策研究報告書 No.74、第 III 部第 5 章、労働政策研究・研修機構

Head Keith, John Ries[2003]. Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufacturers. *Journal of the Japanese and International Economies* 17(4), 448-67

Lazear, Edward[2000]. Performance pay and productivity. *American Economic Review* 90 (5), 1346–61.

都留康・阿部正浩・久保克行[2005]『日本企業の人事改革—人事データによる成果主義の検証—』、東洋経済新報社

松繁寿和・中嶋哲夫・梅崎修[2005]『人事の経済分析—人事制度改革と人材マネジメント—』、ミネルヴァ書房

山本勲・松浦寿幸[2011]「ワーク・ライフ・バランス施策は企業の生産性を高めるか?—企業パネルデータを用いた WLB 施策と TFP の検証—」RIETI ディスカッションペーパー11-J-032、経済産業研究所

[付録 データ]

この章で用いたデータについて説明する。

JILPT では、2005 年に「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」、2007 年に「雇用システムと人事戦略に関する調査」、そして 2009 年には「今後の雇用ポートフォリオと人事戦略に関する調査」を実施してきた。これらの調査には、同一調査対象に対して同一内容の質問を一部しており、2 年ごとのパネルデータを構築することが可能となっている。

この章では、収集された調査対象のうち、上記 3 年分の調査に回答した企業のみを分析の対象とした。3 年分の調査にすべて協力した企業は 61 社である。

この 61 社の属性を付録表に示す。

参考1 企業の属性(その1)

	全社員数	非正規雇用者比率	正社員の平均勤続年数	35歳男性の平均年収水準(初任給=100)
2005年	4034.639 (6928.393) 61	28.1416 (27.56831) 53	16.0339 (5.369024) 59	— — —
2007年	4738.327 (8260.215) 55	18.89101 (23.75513) 55	15.82759 (5.422946) 58	173.7727 (31.3709) 44
2009年	4394.193 (6841.193) 57	19.37054 (24.60631) 57	16.26441 (4.592601) 59	172.4545 (41.24597) 44
計	4376.821 (7313.533) 173	22.02807 (25.52189) 165	16.04318 (5.1142) 176	173.1136 (36.43745) 88

参考1 企業の属性(その2)

主たる産業	2005年	2007年	2009年	計
建設業	10社 (16.39%)	10社 (16.39%)	10社 (16.39%)	30社 (16.39%)
製造業	22社 (36.07%)	21社 (34.43%)	22社 (36.07%)	65社 (35.52%)
電気・ガス熱供給・水道業	4社 (6.56%)	4社 (6.56%)	4社 (6.56%)	12社 (6.56%)
卸売業	9社 (14.75%)	8社 (13.11%)	8社 (13.11%)	25社 (13.66%)
小売業	3社 (4.92%)	3社 (4.92%)	3社 (4.92%)	9社 (4.92%)
飲食店・宿泊業	0社 (0.00%)	0社 (0.00%)	1社 (1.64%)	1社 (0.55%)
運輸業	2社 (3.28%)	2社 (3.28%)	2社 (3.28%)	6社 (3.28%)
情報・通信業	0社 (0.00%)	0社 (0.00%)	1社 (1.64%)	1社 (0.55%)
金融・保険業	4社 (6.56%)	4社 (6.56%)	3社 (4.92%)	11社 (6.01%)
不動産業	1社 (1.64%)	1社 (1.64%)	2社 (3.28%)	4社 (2.19%)
サービス業	6社 (9.84%)	8社 (13.11%)	0社 (0.00%)	14社 (7.65%)
その他	0社 (0.00%)	0社 (0.00%)	5社 (8.20%)	5社 (2.73%)
計	61社 (100.00%)	61社 (100.00%)	61社 (100.00%)	183社 (100.00%)

労働組合の有無	2005年	2007年	2009年	計
ある	52社 (85.25%)	51社 (83.61%)	51社 (85.00%)	154社 (84.62%)
ない	9社 (14.75%)	10社 (16.39%)	9社 (15.00%)	28社 (15.38%)
計	61社 (100.00%)	61社 (100.00%)	60社 (100.00%)	182社 (100.00%)

労使協議制の有無	2005年	2007年	2009年	計
ある	—	47社 (77.05%)	50社 (81.97%)	97社 (79.51%)
ない	—	14社 (22.95%)	7社 (11.48%)	21社 (17.21%)
不明	—	0社 (0.00%)	4社 (6.56%)	4社 (3.28%)
計	—	61社 (100.00%)	61社 (100.00%)	122社 (100.00%)

参考2 全要素生産性の伸び、人事労務管理制度と操作変数に関する回帰分析

従属変数	(1) TFPの変化 (05-09年)	(2) 職能資格制度	(3) 個人の業績を月例賞金に反映する制度	(4) 考課者訓練	(5) 社内公募制度・自己申告制度	(6) 専任の部署、担当者の設置(推進体制の整備)
生え抜き	-0.770 (0.763)	0.124 (0.146)	-0.114 (0.195)	0.0574 (0.154)	0.409*** (0.146)	0.0535 (0.167)
親会社・関連会社出身	0.272 (1.742)	0.749** (0.334)	0.0632 (0.446)	-0.0557 (0.351)	0.321 (0.334)	-0.0326 (0.382)
金融機関など	-1.023 (1.464)	0.894*** (0.281)	-0.680* (0.375)	-0.748** (0.295)	-0.362 (0.281)	-0.420 (0.321)
女性従業員比率	0.764 (3.746)	0.467 (0.719)	1.642* (0.958)	0.550 (0.756)	0.347 (0.719)	1.152 (0.821)
定数項	0.739 (0.807)	-0.293* (0.155)	-0.219 (0.207)	0.00342 (0.163)	-0.354** (0.155)	-0.0768 (0.177)
観察数	47	47	47	47	47	47
決定係数	0.033	0.252	0.128	0.174	0.252	0.096

従属変数	(7) 女性の能力発揮のための計画を策定	(8) セクハラ防止のための規定の策定	(9) 従業員に対する啓発	(10) 連続取得の奨励	(11) 個人別年休の計画取得方針の導入	(12) チェックシステムの導入
生え抜き	-0.1000 (0.164)	-0.216 (0.159)	0.189 (0.210)	0.0714 (0.0833)	0.0809 (0.188)	0.260 (0.204)
親会社・関連会社出身	-0.136 (0.366)	0.260 (0.362)	0.107 (0.479)	3.58e-05 (0.189)	0.0582 (0.426)	0.166 (0.566)
金融機関など	-0.170 (0.308)	0.345 (0.304)	0.311 (0.402)	-0.333** (0.159)	0.0809 (0.358)	-0.186 (0.357)
女性従業員比率	0.732 (0.784)	1.762** (0.778)	2.777** (1.029)	0.000930 (0.408)	-0.486 (0.920)	1.236 (0.977)
定数項	0.0664 (0.175)	0.0724 (0.168)	-0.371 (0.222)	-0.000124 (0.0878)	-0.0120 (0.198)	-0.322 (0.196)
観察数	46	47	47	46	46	41
決定係数	0.033	0.202	0.170	0.153	0.011	0.128

従属変数	(13) 定時退社日の設定	(14) 残業点検のための定期的な職場巡回	(15) 代休取得の励行	(16) 長時間残業者の特別健康診断
生え抜き	0.188 (0.213)	-0.0507 (0.141)	0.105 (0.205)	0.269 (0.229)
親会社・関連会社出身	-0.866 (0.591)	-0.199 (0.392)	-0.946 (0.570)	-0.101 (0.636)
金融機関など	0.152 (0.373)	-0.199 (0.247)	0.363 (0.360)	-0.102 (0.401)
女性従業員比率	-1.231 (1.020)	-0.0273 (0.676)	1.648 (0.983)	0.0379 (1.097)
定数項	0.0218 (0.205)	0.203 (0.136)	-0.263 (0.197)	0.0962 (0.220)
観察数	41	41	41	41
決定係数	0.121	0.022	0.184	0.061

括弧内は標準偏差

係数につく\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

### 第3章 新卒採用抑制と労働組合

#### 1. はじめに

かなり早くから若年層の失業が大きな社会問題となっていた欧米諸国と異なり、日本においては若年層の失業は1990年代後半から社会問題として取り上げられることとなった。若年失業に関する初期の影響力がある議論としては、いわゆる「パラサイトサイ・シングル仮説」がある。これは、労働の供給側である若年層の勤労意識の変化に焦点が当てられた議論であり、その結果、若年失業を「贅沢失業」ととらえる議論も散見された。しかし、需要側、すなわち企業の採用行動の側面からこの問題を分析した玄田（2001）あたりから、若年層の失業が中高年層の雇用維持によってなされているという認識が一般的に広まった。その認識が普及するにつれて、若年層の雇用環境の悪化が大きな社会問題としてクローズアップされるようになった。一端は、2003年あたりからの経済成長の回復によって「就職氷河期」は解消されたように見えたが、いわゆる「リーマンショック」後の深刻な不況に際して若年層の失業問題が再度クローズアップされることとなった。

一方で、いわゆる「派遣切り」でクローズアップされた非正規雇用の増加の背景には正社員にする強い雇用保障が存在していることが議論されたが、その強い雇用保障は労働組合の存在と強く結びついており、バブル崩壊後の日本の雇用保障には労働組合が一定の役割を果たしていたことが明らかにされている。野田（2010）では労働組合の存在が雇用の調整速度を遅らせ、人員整理の確率を低下させる一方で、労働組合の存在する企業では非正規雇用の比率が高くなり、新卒採用が抑制されていることを明らかにしている。そして、このような正社員に対する雇用保障はリーマンショック後も大きく変化しているとは考えにくい。

本稿は、リーマンショック後の2009年のデータを用いて、新卒採用抑制に対する労働組合の効果を分析する。上で述べたように労働組合の新卒採用抑制効果については、野田（2010）で確認されているが、リーマンショック後に関する分析はいまだないため、この課題に取り組むこととする。

#### 2. 若年失業の問題点

若年層雇用環境の悪化は、1990年代にマスコミ等で取り上げられた際には、それほど大きな社会問題としては取り上げられなかった。その理由は、若年層は扶養する家族をもっておらず、親にも経済的に依存できることであり、そしてその親の年代層の失業に関心が集中した。また、若年者がまだそれほどの技能を持っていないことで社会的な損失が小さいと思われたこともその理由と考えられる。しかしながら、企業の採用行動の側面からの分析が行わ

れ、いわゆる「雇用の置き換え効果」の存在が議論の対象にされるにしたがって、若年失業に関しては次のような問題点が指摘されるようになった。

第一に、一国レベルでの人的資本レベルが長期的に低迷し、経済成長にマイナスの影響を与えることである。人的資本は、学校教育だけではなく、企業内での人材育成においても形成され、日本企業ではこの側面が強かった。この企業内での教育訓練を受けていない人々の増加は、将来日本企業を背負って立つ人々の人的資本の形成にマイナスの影響を与える。

第二に、階層が固定化されてしまう可能性が生じる。若年期に十分な訓練を受けていないことが原因となり、貧困に陥った場合、自らの子供に対しても教育投資ができなくなり、彼らの将来の稼得能力が低下してしまう可能性である。

第三に、晩婚化と少子化を更に促進してしまう。若年層の雇用環境の悪化は、結婚の時期を遅らせるが、日本の場合には、晩婚化がストレートに少子化に結び付くので、若年層の雇用環境の悪化は出生率の一層の低下に拍車をかける恐れがある。

第四に、犯罪率の上昇や治安の悪化をもたらす。大竹・岡村（2000）では、高卒者に対する有効求人倍率と少年の犯罪には有意なマイナスの相関があることが明らかにされている。このように若年層の雇用不安は社会の安定を危険にさらす可能性がある。

### 3. 雇用の置き換え効果をめぐる議論

#### 3-1. サーベイ

若年層の失業の背景には「置き換え効果」の存在が指摘されている。若年層と中高年が雇用面において代替的な関係にあり、中高年の雇用保護が優先されるならば、そのことは若年層の雇用に対してマイナスの影響を与えることが予想される。これがいわゆる雇用の「置き換え効果」といわれるものである。この置き換え効果については、多くの研究において、その存在が確認されてきた。

玄田（2001）は、「雇用動向調査」を用いた分析を行い、1990年代後半から2000年代前半にかけて45歳以上の中高年者の比率の高い事業所において、労働流入率、採用率、基準予定数が減少していることを発見した。

川口（2005）は連合総研が実施したアンケート調査を利用し、事業所内の中高年比率を用いる代わりに中高年の過剰感を説明変数として利用し置き換え効果に対する効果を分析した。その結果、45-49歳の中高年層の雇用過剰感が強いところでは、新規採用比率が低くなることを見出している。

生産関数を利用して年齢間の代替関係を分析したものに三谷（2001）、野呂・大竹（2006）がある。三谷（2001）は、都道府県別の集計データによる製造業の付加価値と賃金のデータを用いてコストシェア関数を使用して年齢間と男女間の代替補完関係を推計し、それぞれの代替補完関係を計算した。高齢男性労働者と15-24歳の若年層の男女との補完の部分弾力性が0.58とマイナスであることを見出し、これらの2つのカテゴリーの労働者が代替的な関

係にあることを確認した。

野呂・大竹（2006）は、CES 生産関数のパラメーターを計測し、学歴や年齢間での代替関係を分析している。1976年から2001年までの「賃金構造基本統計調査」のデータを使用して分析した結果、高卒、大卒ともに年齢間での代替関係が発見されている。

労働組合の効果を分析した研究は次の二つである。太田（2002）は、愛知県下の企業に対するアンケートを用いて「貴社の現状として、中高年の雇用を維持するために若年新卒採用を抑えていますか？」という質問項目に対する「よくあてはまる」「ある程度当てはまる」「あてはまらない」の3種類の回答を被説明変数として用いて、労働組合の効果を分析している。この分析結果によれば、労働組合のある企業ほど「雇用の置き換え」が生じている傾向が強いことが明らかにされている。

野田（2010）は希望退職と新卒採用抑制、そして賃金カットに対する労働組合の効果を分析する中で、労働組合が新卒採用を抑制する確率を上昇させていることを見出している。具体的には、1991-1996年の金融危機以前の期間において、労働組合は希望退職実施の確率を低下させる一方で新卒採用抑制の確率を上昇させていた。このことは、労働組合が人員整理（いわゆるリストラ）の実施を抑制し、企業内の雇用者を守ることが、新卒採用者の採用抑制につながることを示したものと理解できる。

### 3-2. インサイダー・アウトサイダーモデル

このように日本の労働市場を対象にした研究のサーベイから、中高年の雇用維持が若年層の雇用を抑制している可能性が検出されている。このような置き換え効果を説明する労働経済学上の理論としては、Lindbeck and Snower（1985）（1988）によるインサイダー・アウトサイダー理論がある。この理論は主にヨーロッパの高い失業率とその持続性を説明するために考え出されたものであるが、日本の労働市場での雇用の「置き換え効果」を説明する理論としても有効であると考えられる。

「インサイダー」とは企業に雇用されている既存の労働者のこと（特に日本の文脈では正社員である労働組合員）、彼らは企業にとって必要なスキルを身に付けているがゆえに企業に対して一定の交渉力を持っている。なぜなら、彼らインサイダーを解雇して新たに新規採用を行った場合には、企業は募集や採用、教育訓練に関するコストを負担しなければならないからである。労働組合や解雇規制などの諸制度はこのインサイダーの交渉力を高めるように作用する。

一方で「アウトサイダー」とは、失業者や新規学卒者、転職希望者といった企業の外部にいる人達のことである。彼らは、スキルがないために企業に対する交渉力を有しない。このもとで、インサイダーはアウトサイダーの利益を考慮に入れて賃金交渉をするわけではない。不況期にインサイダーが賃金の切り下げに抵抗すれば、そのしわ寄せがアウトサイダーに集中し、彼らは失業状態にとどめ置かれることとなる。

この理論は、労働組合がある企業で雇用の置き換え効果が起きるメカニズムについてわかりやすく議論している。労働組合は当然インサイダーの利益を守る組織であるので、企業が不況期に人件費を抑制する必要性が生じた場合、人員の削減や既存労働者の賃金のカットよりも、新卒採用者の抑制を企業に強く働きかけるであろう。そしてそのことは、企業の新規採用者を減少させることにつながるのである。先に見た、野田（2010）の結果は、インサイダー・アウトサイダー理論が日本の労働市場に適応できることを示している。

#### 4. 作業仮説とデータ

本稿では、全社員数に対する新卒採用者の比率を被説明変数として採用し、これに対する労働組合ダミーの影響を分析することで、労働組合が新卒採用にどのような影響を与えているのかを検証する。労働組合が新卒採用を抑制していれば、労働組合ダミーはマイナスで有意になると予想できる。

本稿で使用するデータは、独立行政法人労働政策研究・研修機構が2009年9月に実施した上場企業を対象とした「今後の雇用ポートフォリオと人事戦略に関する調査」である。

表1は要約統計量を示している。全従業員に対する新卒採用者の比率（新卒採用者／全社員）は0.048であり、正社員に対する新卒採用者の比率（新卒採用者／正社員）は0.042である。また、労働組合ダミーは0.71であり、労働組合については約70%の企業に組合が組織されていることがわかる。

表1. 記述統計量

変数名	139	
	平均	標準偏差
新卒者比率(2008新規採用/全社員)	0.048	0.015
新卒者比率(2008新規採用/正社員)	0.042	0.015
労働組合ダミー	0.704	0.443
教育訓練 1	2.969	0.743
教育訓練 2	3.219	0.586
賃金プロファイル	1.685	0.775
職能資格制度ダミー	0.734	0.442
企業規模ダミー1	0.269	0.444
企業規模ダミー2	0.283	0.451

企業内の人的資源管理施策は新規採用者比率に影響を与えられ、アンケートでは賃金プロファイルの傾斜や職能資格制度の有無、そして、教育訓練制度について尋ねているので、これを使用する。これらの賃金プロファイルが急傾斜であり、職能資格制度が存在している企業、そして、企業が教育訓練に責任を持ってきた企業は人材育成に対する投資が活発に行われている企業であると思われるが、人材育成に対する投資は新卒者比率に関してマイナスの影響を与えることが考えられる。従業員の能力開発に対する必要性が高い企業、人的資本投資が活発に行われている企業では、教育訓練投資を受けた従業員を守るために新

卒採用が抑制され、新規採用者の比率が低くなるという可能性である。

賃金プロファイルは初任給を 1 とした場合の男性大卒 35 歳の年収、職能資格制度ダミーはその制度がある場合を 1、その他を 0 としたダミー変数である。初任給を 1 としたときの 35 歳の賃金は平均で 1.685 となる。また、約 70%の企業に職能資格制度が導入されている。

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 4、3、2、1 のスコアがつけてある。教育訓練 1 の平均スコアは 2.969 となっており、従業員に対する教育訓練を企業の責任ととらえる企業が多いようである。また、教育訓練 2 の平均スコアは 3.219 となっており、OJT を重視している企業のほうが圧倒的に多いようである。企業規模ダミー 1 は全社員 1000 人以上 3000 人未満を 1、その他を 0 とし、企業規模ダミー 2 は全社員 3000 人以上に 1、その他が 0 である。

## 5. 新卒採用抑制の分析

まず、2009 年調査を用いて新規採用者比率の決定要因について分析しよう。被説明変数は全従業員数に対する新卒者の割合である。説明変数としては、労働組合ダミー、そして人的資源管理施策に関する変数である。新規採用者比率が 0 の企業も存在するためトービットモデルによる分析を行った。

労働組合の存在が企業の計測できないような社風などに影響を受け、一方で新卒採用がこの社風などの見えない要因の影響を受けていたとすれば、労働組合変数に内生性が生じる。このために、操作変数を使った分析を行うが、操作変数には内部出身者かオーナーかという経営者の属性を使った。オーナー経営者は内部出身の経営者よりも組合に対して親和的でないことが予想できるが、一方、経営者の属性それ自身は新卒採用行動に影響を与えるとは考えにくい。

表 2 の推定結果によれば、労働組合ダミーを被説明変数として操作変数を用いた推定で得られた労働組合ダミーの予測値が推定式に入っている。労働組合ダミーの予測値についてはすべてマイナスで統計的に有意となっており、労働組合の存在が新卒採用者比率を低下させていることがわかる。概ね、労働組合が組織されている企業のほうがそうでない企業より、新規採用者比率が低くなっている。すなわち、労働組合の存在している企業においては、労働組合員の雇用を保護するために、新卒採用が抑制されていると推察される。つまり、野田(2010)などの結果と合わせて総合的に判断すれば、日本の労働市場においてインサイダー・

アウトサイダーモデルが想定するような状況が起きているということになる。

賃金プロファイルは有意ではないが、職能資格制度はマイナスで有意となっており、また、労働組合ダミーはこれらの変数の有無に関わらず、マイナスで有意である。職能資格制度にもとづいて長期的な視野に立って人材開発を行っている企業では、新卒者の採用比率は低くなる。従業員の能力開発に対する必要性が高い企業、人的資本投資が活発に行われている企業では、投資を受けた従業員を守るために、新卒採用者が減少するという結果は、先行研究と整合的である。

また、教育訓練に関する変数は、教育訓練 1（教育訓練は企業の責任かどうか）は有意ではないが、教育訓練 2（人材育成で重視するのは OJT か OFFJT か）がマイナスで有意である。つまり、人材育成において OJT を重視している企業では、OJT で企業特殊技能を身に付けた従業員を守るために、新卒採用者が減少するということが解釈できる。

さらに、表 3 では正社員に対する新規採用者の比率に被説明変数を変えて同様の分析を行ったが、組合ダミーの予測値や職能資格、教育訓練変数については表 2 と同様の結果が得られている。

**表 2. 新規採用者比率（新卒者数／全社員数）の決定要因（2009年調査）**

	(1)	(2)	(3)	(4)
労働組合ダミー(推定値)	-0.4100 *** (0.1560)	-0.4101 *** (0.1577)	-0.4181 *** (0.1584)	-0.4270 *** (0.1570)
賃金プロファイル		-0.0001 (0.0030)	0.0010 (0.0479)	0.0001 (0.0003)
職能資格制度ダミー				-0.0543 ** (0.0343)
教育訓練 1	0.0284 (0.0216)	0.0284 (0.0217)	0.0292 (0.0217)	0.0035 (0.0220)
教育訓練 2	-0.0687 ** (0.0265)	-0.0689 ** (0.0269)	-0.0703 ** (0.0270)	-0.0700 ** (0.0268)
企業規模ダミー 1	0.0308 (0.0430)	0.0311 (0.0435)	0.0417 (0.0451)	0.0361 (0.0449)
企業規模ダミー 2	0.0010 (0.0160)	0.0434 (0.0526)	0.0444 (0.0527)	0.0515 (0.0526)
AdjR <sup>2</sup>	0.1212	0.1209	0.1252	0.1301

上段は係数、( )は標準誤差。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である。

表3. 新規採用者比率（新卒者数／正社員数）の決定要因（2009年調査）

	(1)	(2)	(3)	(4)
労働組合ダミー(推定値)	-0.0497 *** (0.1574)	-0.0493 *** (0.1586)	-0.0453 *** (0.1590)	-0.0462 ** (0.1570)
賃金プロファイル		0.0001 (0.0003)	0.0010 (0.0040)	0.0001 (0.0003)
職能資格制度ダミー				-0.0608 ** (0.0347)
教育訓練1	-0.0265 (0.0216)	0.0265 (0.0217)	0.0341 (0.0221)	0.0340 (0.0220)
教育訓練2	-0.0670 ** (0.0266)	-0.0669 ** (0.0270)	-0.0672 ** (0.0269)	-0.0672 (0.0269)
企業規模ダミー1	0.0388 (0.0434)	0.0387 (0.0440)	0.0409 (0.0454)	0.0408 (0.0454)
企業規模ダミー2	0.0572 (0.0525)	0.0527 (0.0016)	0.0653 (0.0526)	0.0653 (0.0526)
AdjR <sup>2</sup>	0.1561	0.1564	0.1571	0.1635

上段は係数、( )は標準誤差。\*は10%、\*\*5%、\*\*\*1%で有意である

## 6. まとめにかえて

本章では、労働組合の存在および、雇用維持が雇用の調整コストを上昇させることを通じて新規採用者比率を低下させているかどうかについて分析を行った。アンケートデータを使用して、労働組合の存在と人的資源管理に関する変数が新規採用者比率に与える影響について分析を行った。本章での分析結果からは次のことがいえる。第一に、労働組合の存在は、新卒採用者比率を低下させていたが、このことは労働組合の存在が正社員に対する雇用保護を強化しており、そのため企業は若年層の雇用を減少させるという置き換え効果が起きていることを示している。日本の労働市場においてインサイダー・アウトサイダーモデルが想定するような状況が起きているという解釈が可能である。

第二に、職能資格制度やOJTの重視といった企業内の人的資源管理の採用も同時に新規採用者比率に影響を与えていた。まとめて言えば、企業内での人材育成を重視する企業ほど置き換え効果が発生していることになる。

最後に、問題点を述べておこう。本稿の分析はクロスセクションデータによる分析であり、雇用調整手段や新卒採用者比率に影響を与える企業固有の要因が十分にコントロールされていないので、パネルデータを使用した詳細な分析が望まれる。また、サンプル数が非常に少ないので、より正確な結果を得るにはより大量のサンプルが必要となる。

### 参考文献

太田聡一（2002）「若年失業の再検討」玄田有史・中田喜文編「リストラと転職の経済分析」第11章、東洋経済新報社

大竹文雄・岡村和明（2000）「少年犯罪と労働市場」『日本経済研究』第40号、pp.40-65.

川口大司（2005）「労働者の高齢化と新規採用」『雇用のミスマッチの分析と諸課題—労働市場のマッチング機能

強化に関する研究報告書一』第6章、連合総合生活開発研究所

玄田有史（2001）「仕事の中の曖昧な不安」中央公論社

野田知彦（2010）『雇用保障の経済分析—企業パネルデータによる労使関係—』ミネルヴァ書房

野呂沙織・大竹文雄（2006）「年齢間労働代替性と学歴間賃金格差」『日本労働研究雑誌』602号、pp.39-49.

三谷直紀（2001）「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第11章、東京大学出版会

Lindbeck A. and Snower, D.J. (1985) "Efficiency Wages versus Insider and Outsider," *European Economic Review Proceedings*, Vol. 101, No.5, pp.915-938.

Lindbeck A. and Snower, D.J. (1988) "The Insider and Outsider Theory of Employment and Unemployment," Cambridge\* The MIT Press.

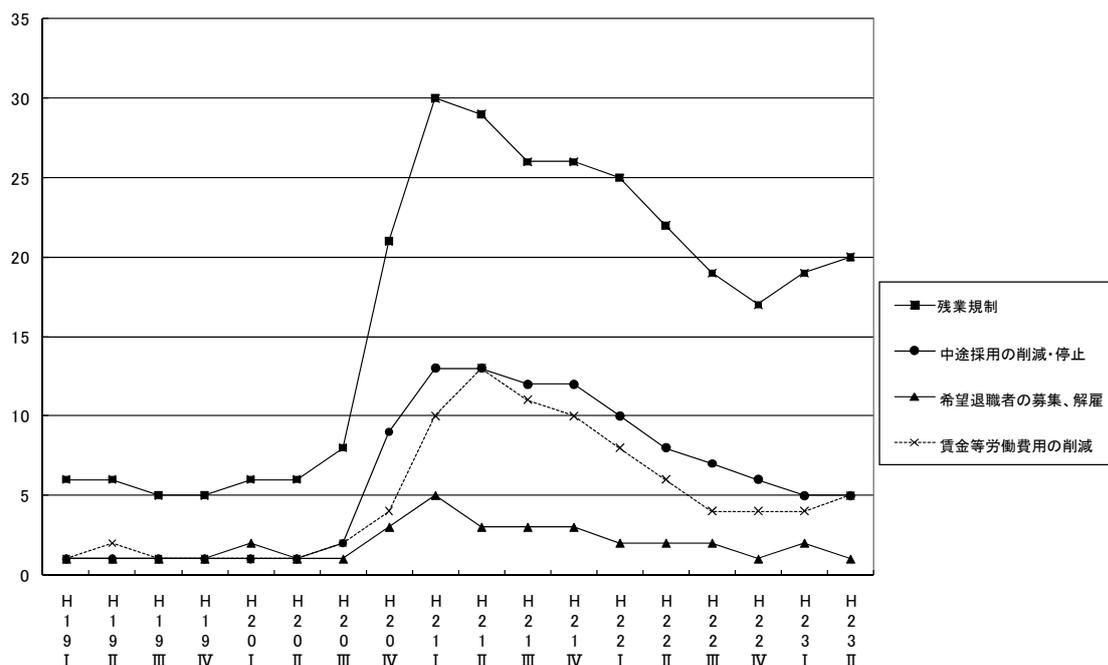
## 第4章 雇用調整施策の選択要因

### 1. はじめに

労働需要は生産から派生する。生産量が高まるときには労働需要も高まり、生産量が低下するときには、労働需要も低下する。そのため、景気が良くなれば、企業は人を採用したが、景気が悪くなれば雇用調整を行う企業が増える。

図1は、厚生労働省が実施している労働経済動向調査から、「残業規制」、「中途採用の削減・停止」、「希望退職者の募集、解雇」、「賃金等労働費用の削減」の実施割合の推移を示したものである。全般的な傾向として目に付くのは、平成20年の第Ⅱ四半期まではどの施策の実施割合も大きな変化は見られないが、平成20年の第Ⅲ四半期からどの施策も実施割合が高くなっているという点である。これは、リーマンショックの影響を反映したものであろう。景気の悪化が、雇用調整を実施する企業の増加をもたらしていることを表している。(なお、この労働経済動向調査は事業所規模、30人以上の全国の民営事業所を対象としており、本稿で利用する調査結果とは調査対象が異なる点について留意する必要がある。)

図1. 雇用調整等の実施割合推移



もっとも、景気が悪化した際に企業が選択する雇用調整施策にはバラツキがあるようである。例えば、解雇や希望退職といった在籍している人員を減らすような施策を選択する企業と選択しない企業には、どのような違いがあるのだろうか。技能形成という観点から見れば、一人前に育てるのに時間がかかる企業では、容易には人を減らさないのではないかと考えられるし、そもそも同業他社と比較して育成に時間がかかること自体が競争力の低さの表れで、そういう企業は雇用調整に追いこまれやすいとも考えられる。また、企業的意思決定に強く影響するであろうガバナンス構造や、在籍している人員の構成なども雇用調整策の選択に関係するかもしれない。

本稿では、実施された雇用調整施策にどのような要因が影響していたかについて検討する。

## 2. 分析方法・データ

本稿では、「雇用システムと人事戦略に関する調査」（以下、「2007年調査」）と、「今後の雇用ポートフォリオと人事戦略に関する調査」（以下、「2009年調査」とする）によって収集された雇用調整施策毎の実施状況を用い、各雇用調整施策がどのような要因によって決定されているのかを考察する。

分析に使用するデータは、2007年調査と2009年調査に、日経ニーズによる財務データをマッチングさせたものである。

まず分析1として、調査毎に雇用調整施策毎の実施有無ダミーを被説明変数としたプロビット分析を行い、2007年と2009年で選択する雇用調整施策への影響要因に変化が見られるのかを確認する。2007年調査と2009年調査は、過去2年間に実施した雇用調整施策について同じ設問を設けている。「希望退職の募集、早期退職優遇制度の創設・拡充」を実施しているかどうかを希望退職ダミー、「一時金のカット」を実施しているかどうかを一時金カットダミー、「賃下げ」を実施しているかどうかを賃下げダミーとし、被説明変数とする。

説明変数は、赤字ダミー、金融機関保有率、外国法人保有率、個人保有率、平均勤続年数、男性平均年収、女性平均年収、年収格差、育成期間、業種ダミーを用いている。

赤字ダミーは、各雇用調整が実施される前2年間に、経常利益が赤字であれば1とするものである。調査実施年（2007年調査なら2007年、2009年調査なら2009年）の前2年間に各雇用調整が実施された期間なので、赤字かどうかを判定するのは調査実施年の3～4年前である。その2年間のうちいずれかでも赤字であれば1とする変数となっている。この判定は日経ニーズのデータに基づいている。

金融機関保有率、外国法人保有率、個人保有率は、日経ニーズのデータに基づいて作成した変数である。企業のガバナンス構造が与える影響を確認するために説明変数に組み入れている。

平均勤続年数は、2007年調査と2009年調査での設問「正社員の平均勤続年数」に基づいて作成された変数である。

男性平均年収と女性平均年収は、2007年調査と2009年調査での「初任（新卒22歳程度）の平均年収を100としたときに35歳時の平均年収はどの程度の水準になりますか」という設問に基づいている。「男性の35歳大卒正社員平均年収」の値を男性平均年収、「女性の35歳大卒正社員平均年収」の値を女性平均年収として用いている。

年収格差は、2007年調査と2009年調査での「35歳大卒社員同士で比較した際、年収の最高と最低はどの程度の水準になりますか。35歳大卒正社員の平均年収を100としてお答えください」という設問に基づいている。変数の作成にあたっては、「35歳大卒正社員最高」の値から「35歳大卒正社員最低」の値を引いたものを年収格差としている。

育成期間は、2007年調査と2009年調査での「現在、貴社の新入社員が採用後、貴社のコアの仕事をできるようになる（一人前と呼べるようになる）には、だいたいどのくらいの期間が必要と考えていますか」という設問に基づいている。この値を月数に換算したものを育成期間として用いている。

業種ダミーについては、2007年調査と2009年調査での設問「主たる産業」に基づいている。

次に分析2として、2007年調査と2009年調査の両方に回答した企業に関して、2007年調査で選択した雇用調整施策と2009年調査で選択した雇用調整施策の関係を見る。同一の設問が多いことから、両方の調査に回答した企業数が多ければ、パネルデータとして解析できるが、それに耐えうるほどのサンプルサイズにはなっていないと見られる。よって本稿では、クロス集計表により傾向を確認するに留める。

なお、分析1と分析2の双方とも、2007年調査と2009年調査での設問「ここ2年間に雇用調整にあたることはしていない」にYesと回答した企業は分析対象から外している。

これらの記述統計を章末の付表に示す。

### 3. 分析結果

#### 3-1. 分析1

まず希望退職ダミーを被説明変数とした結果を見てみる。表1は2007年、表2は2009年の結果を示したものである。赤字ダミーは2007年ではモデル1-1とモデル1-2で有意にプラスであった。2009年でもモデル2-3で有意にプラスであった。これは直近の業績が赤字であれば、希望退職を実施する可能性が高まるということである。

ガバナンス構造に関しては、2007年では金融機関保有率はモデル1-2とモデル1-3で有意にプラスであり、個人保有率もモデル1-2とモデル1-3で有意にプラスであった。

2007年では金融機関や個人の保有率が高ければ希望退職を実施する確率が高まるが、2009年ではその傾向は表れていない。

平均勤続年数については、2007年ではモデル1-1、モデル1-2、モデル1-4、モデル1-5において有意にマイナスであった。2007年では平均勤続年数が長いほど希望退職を実施する

確率が低くなっている。もしくは平均勤続年数が短い企業が希望退職を実施しているのかもしれない。なお 2009 年では有意ではなかった。

育成期間は、2007 年ではモデル 1-1、モデル 1-4 において有意にプラスであった。2007 年では育成期間が長いほど希望退職を実施する確率が高まるが、2009 年では有意ではなかった。

男性の平均年収や女性の平均年収、年収格差は、2007 年と 2009 年の双方において、有意でなかった。

表 1. 2007 年・希望退職

希望退職ダミー	モデル1-1		モデル1-2		モデル1-3		モデル1-4		モデル1-5	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
赤字ダミー	1.612	0.835 *	1.089	0.640 *	0.619	0.437				
金融機関保有率	3.135	3.487	5.954	2.688 **	3.482	1.796 *				
外国法人保有率	0.178	2.908	2.506	2.180	1.552	1.868				
個人保有率	4.044	2.739	4.463	1.771 **	4.052	1.397 ***				
平均勤続年数	-0.221	0.121 *	-0.136	0.077 *			-0.221	0.079 ***	-0.123	0.052 **
男性平均年収	0.015	0.018					0.011	0.013		
女性平均年収	0.014	0.016					0.007	0.011		
年収格差			0.014	0.011					0.012	0.009
育成期間	0.017	0.010 *	0.005	0.007			0.017	0.007 **	0.006	0.005
業種ダミー										
建設業	1.799	1.206	1.725	0.779 **	0.886	0.558	1.778	0.769 **	0.864	0.534
電気・ガス・水道業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
卸売業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
小売業	-0.310	1.259	-0.784	1.154	-0.054	0.741	-1.014	0.886	-0.862	0.892
飲食店・宿泊業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
運輸業	-0.742	1.156	-0.174	0.915	-0.069	0.767	0.044	0.787	0.070	0.691
情報・通信業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
金融・保険業	—	—	—	—	—	—	-0.443	0.812	-0.496	0.657
不動産業	—	—	—	—	1.584	0.990	—	—	—	—
医療・福祉	—	—	—	—	-0.494	0.704	—	—	—	—
(定数項)	-6.159	3.099 **	-3.322	1.725 *	-3.632	1.091 ***	-1.438	1.507	0.409	0.909
擬似決定係数	0.4087		0.2617		0.1621		0.2905		0.144	

表 2. 2009 年・希望退職

希望退職ダミー	モデル2-1		モデル2-2		モデル2-3		モデル2-4		モデル2-5	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
赤字ダミー	0.599	0.654	0.775	0.650	0.705	0.420 *				
金融機関保有率	-2.024	1.726	-1.516	1.896	-1.664	1.242				
外国法人保有率	3.568	2.180	3.489	2.492	2.156	1.499				
個人保有率	0.038	1.147	0.585	1.276	0.366	0.847				
平均勤続年数	-0.023	0.039	-0.016	0.045			-0.035	0.035	-0.023	0.039
男性平均年収	0.005	0.008					0.002	0.008		
女性平均年収	-0.006	0.008					-0.004	0.008		
年収格差			0.004	0.004					0.004	0.004
育成期間	-0.001	0.005	-0.002	0.005			0.000	0.004	-0.001	0.005
業種ダミー										
建設業	0.624	0.474	0.732	0.591	0.385	0.369	0.574	0.457	0.666	0.584
電気・ガス・水道業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
卸売業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
小売業	-0.899	0.717	-0.783	0.731	-0.715	0.606	-0.643	0.663	-0.597	0.643
飲食店・宿泊業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
運輸業	0.268	0.727	0.368	0.778	-0.136	0.618	-0.041	0.689	-0.017	0.714
情報・通信業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
金融・保険業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
不動産業	—	—	—	—	-0.544	0.686	—	—	—	—
医療・福祉	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
(定数項)	-0.146	1.039	-0.752	1.147	-0.738	0.600	0.187	0.644	-0.365	0.719
擬似決定係数	0.0874		0.0867		0.0658		0.0474		0.0508	

次に一時金カットダミーを被説明変数とした結果を見る。表 3 は 2007 年、表 4 は 2009 年の結果を示したものである。赤字ダミーは 2007 年ではモデル 3-1 で有意にプラスであり、直近の 2 年間で赤字の発生は、一時金カットを促進させるという結果になっている。2009 年では有意ではなかった。

表 3. 2007 年・一時金カット

一時金カットダミー	モデル3-1		モデル3-2		モデル3-3		モデル3-4		モデル3-5	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
赤字ダミー	2.628	1.453 *	1.593	1.051	0.461	0.512				
金融機関保有率	5.434	4.867	8.850	4.425 **	2.687	2.091				
外国法人保有率	-0.945	3.494	-5.310	5.137	1.195	2.099				
個人保有率	7.495	4.108 *	8.955	3.083 ***	5.364	1.667 ***				
平均勤続年数	-0.580	0.217 ***	-0.305	0.155 **			-0.324	0.121 ***	-0.085	0.054
男性平均年収	-0.044	0.026 *					-0.025	0.018		
女性平均年収	0.050	0.028 *					0.017	0.017		
年収格差			0.034	0.018 *					0.011	0.010
育成期間	0.039	0.016 **	0.016	0.010			0.030	0.011 ***	0.007	0.005
業種ダミー										
建設業	-1.233	1.314	-0.151	1.069	-0.303	0.665	0.080	0.770	-0.031	0.568
電気・ガス・水道業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
卸売業	-1.290	1.466	-1.686	1.268	-0.897	0.829	-0.311	0.817	-0.496	0.659
小売業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
飲食店・宿泊業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
運輸業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
情報・通信業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
金融・保険業	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.926	0.660
不動産業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
医療・福祉	-	-	-	-	-0.780	0.730	-	-	-	-
(定数項)	1.290	4.064	-3.566	2.629	-3.790	1.276 ***	4.234	2.183 *	-0.088	0.952
擬似決定係数	0.555		0.5457		0.2471		0.3449		0.0819	

表 4. 2009 年・一時金カット

一時金カットダミー	モデル4-1		モデル4-2		モデル4-3		モデル4-4		モデル4-5	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
赤字ダミー	1.087	0.669	-0.234	0.574	0.187	0.409				
金融機関保有率	-1.950	1.396	0.806	1.547	-0.523	0.992				
外国法人保有率	2.601	1.705	1.193	2.012	0.667	1.113				
個人保有率	0.176	1.000	0.988	1.111	-0.089	0.731				
平均勤続年数	0.038	0.032	0.105	0.043 **			0.021	0.028	0.104	0.039 ***
男性平均年収	0.005	0.008					0.003	0.007		
女性平均年収	-0.002	0.007					-0.001	0.007		
年収格差			-0.001	0.004					-0.001	0.004
育成期間	-0.010	0.005 **	-0.011	0.005 **			-0.011	0.004 **	-0.010	0.005 **
業種ダミー										
建設業	-0.164	0.467	0.351	0.617	-0.428	0.367	-0.127	0.450	0.275	0.592
電気・ガス・水道業	-	-	-	-	0.113	0.907	-	-	-	-
卸売業	-0.620	0.565	0.085	0.517	-0.252	0.390	-0.690	0.543	-0.031	0.481
小売業	-1.407	0.642 **	-0.075	0.576	-0.537	0.468	-1.045	0.536 *	-0.233	0.557
飲食店・宿泊業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
運輸業	-0.073	0.631	-0.048	0.681	-0.207	0.487	-0.330	0.598	-0.008	0.637
情報・通信業	-0.133	0.839	0.264	0.847	-0.489	0.575	0.059	0.707	0.266	0.829
金融・保険業	-	-	-	-	-	-	-0.530	0.936	-0.144	0.873
不動産業	-0.226	0.844	1.335	0.846	0.756	0.681	0.446	0.692	1.288	0.714 *
医療・福祉	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(定数項)	-0.297	0.919	-1.737	1.097	0.055	0.513	0.085	0.581	-1.062	0.715
擬似決定係数	0.1326		0.1191		0.0323		0.0929		0.1234	

ガバナンス構造に関しては、金融機関保有率は 2007 年ではモデル 3-2 で有意にプラスであり、個人保有率もモデル 3-1、モデル 3-2、モデル 3-3 で有意にプラスである。2007 年では金融機関や個人の保有率が高ければ一時金カットを実施する確率が高まるが、2009 年ではその傾向は表れていない。

平均勤続年数については、2007年ではモデル3-1、モデル3-2、モデル3-4で有意にマイナスであるが、2009年ではモデル4-2、4-5で有意にプラスとなっている。2007年と2009年では影響の向きが異なる。2007年では、平均勤続年数が長いほど一時金カットが実施される確率が低くなるが、2009年になると、平均勤続年数が長いほど一時金カットが実施される確率は逆に高くなった。

男性の平均年収については、2007年ではモデル3-1で有意にマイナスとなっており、男性の賃金プロファイルの傾きが急であるほど、一時金カットが少ないということになる。2009年では有意でなかった。

女性の平均年収については、2007年ではモデル3-1で有意にプラスとなっており、女性の賃金プロファイルの傾きが急であるほど、一時金カットが少ないということになる。2009年では有意でなかった。

同期での年収格差については、2007年ではモデル3-2で有意にプラスとなっており、賃金に差がつくほど一時金カットが実施される確率が高くなっている。2009年では有意でなかった。

育成期間については、2007年ではモデル3-1、モデル3-4において有意にプラスとなっており、2009年ではモデル4-1、モデル4-2、モデル4-4、モデル4-5において有意にマイナスとなっている。2007年では育成期間が長いほど一時金カットが行われやすいが、2009年では育成期間が長いほど一時金カットが行われる確率が低くなる。

次に賃下げダミーを被説明変数とした結果を見る。表5は2007年、表6は2009年の結果を示したものである。

赤字ダミーは2007年ではモデル5-2、モデル5-3で有意にプラスであり、直近の2年間での赤字の発生は、賃下げを促進させるという結果になっている。2009年では有意ではなかった。

ガバナンス構造に関しては、金融機関保有率は2007年ではモデル5-2、モデル5-3で有意にプラスであり、個人保有率もモデル5-2、モデル5-3で有意にプラスである。2007年では金融機関や個人の保有率が高ければ賃下げを実施する確率が高まるが、2009年ではその傾向は表れていない。

平均勤続年数については、2007年では有意ではなく、2009年ではモデル6-1、モデル6-2、モデル6-4、モデル6-5で有意にマイナスとなっている。2009年では、平均勤続年数が長いほど賃下げが実施される確率が低くなっている。

表5. 2007年・賃下げ

賃下げダミー	モデル5-1		モデル5-2		モデル5-3		モデル5-4		モデル5-5	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
赤字ダミー	-		1.681	0.870 *	1.128	0.567 **				
金融機関保有率	-		7.669	4.282 *	4.707	2.809 *				
外国法人保有率	-		1.344	4.359	0.910	3.695				
個人保有率	-		5.296	2.581 **	4.252	2.030 **				
平均勤続年数	-		-0.184	0.119			-0.176	0.108	-0.043	0.069
男性平均年収	-						-0.014	0.022		
女性平均年収	-						-0.005	0.022		
年収格差	-		-0.001	0.019					-0.004	0.013
育成期間	-		0.007	0.010			0.021	0.012 *	0.005	0.007
業種ダミー	-									
建設業	-		1.516	1.091	1.180	0.783	0.852	0.786	0.562	0.623
電気・ガス・水道業	-		-		-		-		-	
卸売業	-		-		-		-		-	
小売業	-		-		-		-		-	
飲食店・宿泊業	-		-		-		-		-	
運輸業	-		-		-		-		-	
情報・通信業	-		-		-		-		-	
金融・保険業	-		-		-		-		-	
不動産業	-		-		-		-		-	
医療・福祉	-		0.205	0.998	1.137	0.704	-0.165	0.948	0.514	0.791
(定数項)	-		-3.780	2.532	-5.088	1.861 ***	3.203	2.996	-0.898	1.167
擬似決定係数			0.3298		0.3058		0.3112		0.0757	

表6. 2009年・賃下げ

賃下げダミー	モデル6-1		モデル6-2		モデル6-3		モデル6-4		モデル6-5	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
赤字ダミー	0.037	0.825	-0.112	0.837	0.405	0.462				
金融機関保有率	1.573	2.010	1.693	2.100	-1.831	1.319				
外国法人保有率	-1.713	2.393	-1.790	2.743	0.133	1.732				
個人保有率	-0.049	1.336	-1.206	1.502	-0.358	0.925				
平均勤続年数	-0.128	0.051 **	-0.149	0.056 ***			-0.107	0.041 **	-0.103	0.043 **
男性平均年収	-0.014	0.012					-0.016	0.011		
女性平均年収	0.010	0.012					0.012	0.012		
年収格差			0.002	0.004					0.000	0.004
育成期間	0.006	0.005	0.004	0.006			0.007	0.005	0.005	0.005
業種ダミー										
建設業	-0.167	0.628	-0.105	0.732	-0.353	0.454	-0.182	0.598	-0.196	0.674
電気・ガス・水道業	-		-		-		-		-	
卸売業	-0.396	0.735	-0.594	0.703	-0.679	0.577	-0.339	0.684	-0.526	0.644
小売業	-		-		-		-		-	
飲食店・宿泊業	-		-		-		-		-	
運輸業	0.232	0.738	0.015	0.798	-0.038	0.628	0.444	0.695	0.364	0.705
情報・通信業	-		-		-		-		-	
金融・保険業	-		-		-		-		-	
不動産業	-0.018	1.026	-0.667	1.027	-0.354	0.738	0.413	0.733	0.087	0.703
医療・福祉	-		-		-		-		-	
(定数項)	1.189	1.221	1.310	1.335	-0.348	0.635	1.029	0.743	0.400	0.756
擬似決定係数	0.1551		0.1285		0.0381		0.1546		0.105	

### 3-2. 分析2

続いて、2007年調査で選択した雇用調整施策と2009年調査で選択した雇用調整施策の関係を確認する。図2は2007年調査での希望退職の実施の有無別に、2009年調査での解雇の実施の有無を示したものである。同様に図3～図5は、2007年調査での希望退職の実施の有無別に、図3は2009年調査での希望退職の実施の有無を、図4は2009年調査での一時金カットの実施の有無を、図5は2009年調査での賃下げの実施の有無を、それぞれ示したものである。

図6～図9は、2007年調査での一時金カットの実施の有無別に、図6は2009年調査での解雇の実施の有無を、図7は2009年調査での希望退職の実施の有無を、図8は2009年調

査での一時金カットの実施の有無を、図 9 は 2009 年調査での賃下げの実施の有無を、それぞれ示したものである。

図 10～図 13 は、2007 年調査での賃下げの実施の有無別に、図 10 は 2009 年調査での解雇の実施の有無を、図 11 は 2009 年調査での希望退職の実施の有無を、図 12 は 2009 年調査での一時金カットの実施の有無を、図 13 は 2009 年調査での賃下げの実施の有無を、それぞれ示したものである。

これらを俯瞰すると、図 3 では 2007 年調査で希望退職を実施した企業群では実施しなかった企業群よりも 2009 年調査で希望退職を実施する割合が 4.7 倍になっている。同様に図 11 では 2007 年調査で賃下げを実施した企業群は 2009 年調査で希望退職を実施する割合が 3.6 倍に、図 5 では 2007 年調査で希望退職を実施した企業群は 2009 年調査で賃下げを実施する割合が 3.0 倍に、図 13 では 2007 年調査で賃下げを実施した企業群は 2009 年調査で賃下げを実施する割合が 2.7 倍に、図 2 では 2007 年調査で希望退職を実施した企業群は 2009 年調査で解雇を実施する割合が 2.7 倍に、図 4 では 2007 年調査で希望退職を実施した企業群は 2009 年調査で一時金カットを実施する割合が 2.2 倍になっている。これらの結果、希望退職を実施した後には、再度希望退職を実施したり、解雇や一時金カット、賃下げを実施しやすく、賃下げを実施した後には、再度賃下げや希望退職を実施しやすいと見られる。

図2. 2007年希望退職-2009年解雇

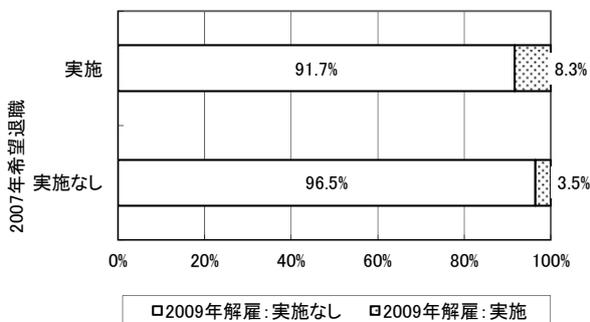


図3. 2007年希望退職-2009年希望退職

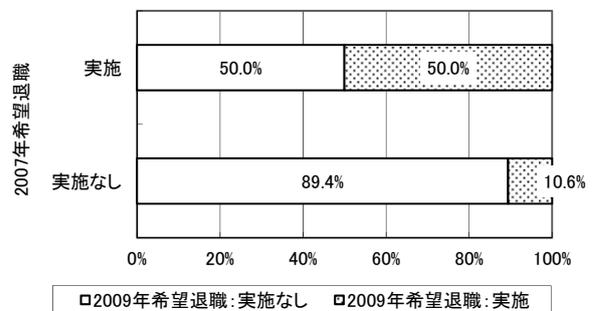


図4. 2007年希望退職-2009年一時金カット

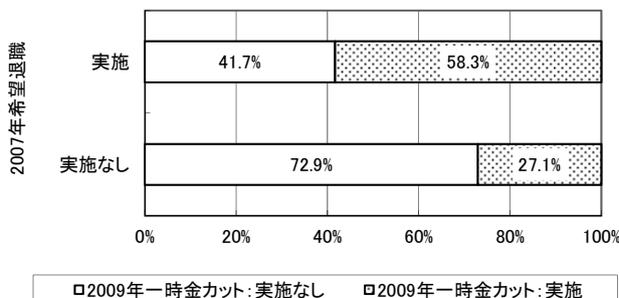


図5. 2007年希望退職-2009年賃下げ

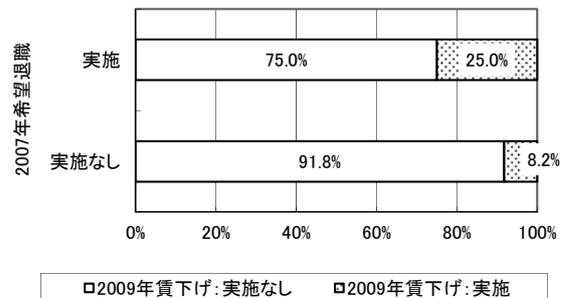


図6. 2007年一時金カット-2009年解雇

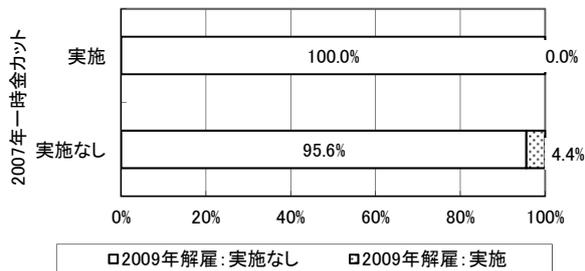


図7. 2007年一時金カット-2009年希望退職

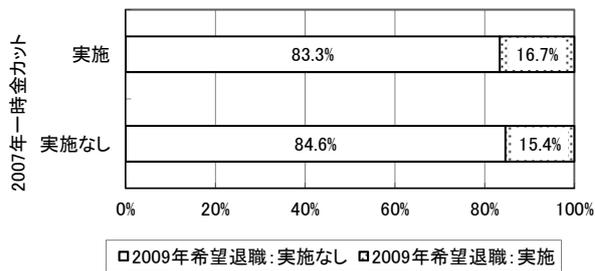


図8. 2007年一時金カット-2009年一時金カット

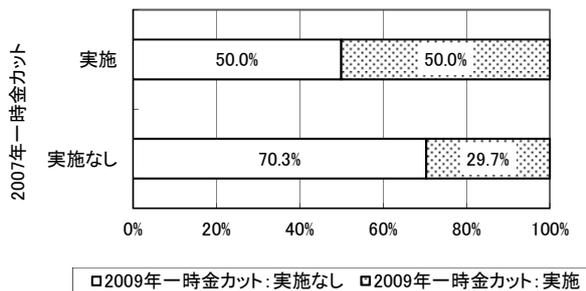


図9. 2007年一時金カット-2009年賃下げ

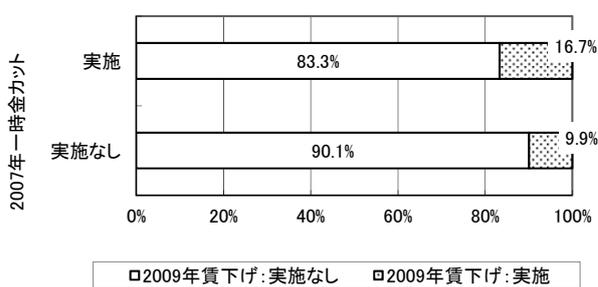


図10. 2007年賃下げ-2009年解雇

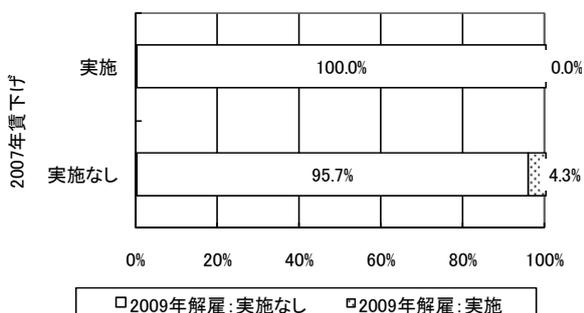


図11. 2007年賃下げ-2009年希望退職

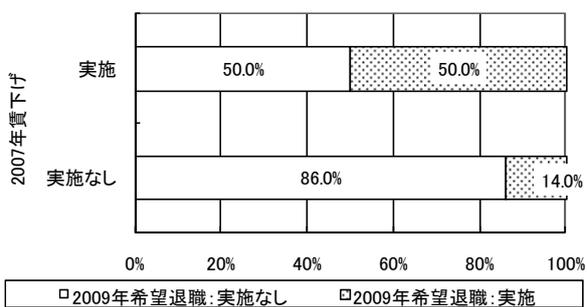


図12. 2007年賃下げ-2009年一時金カット

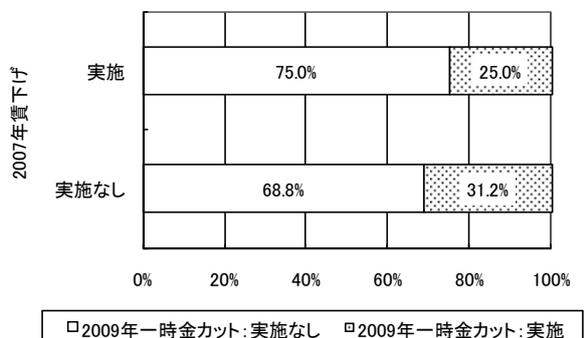
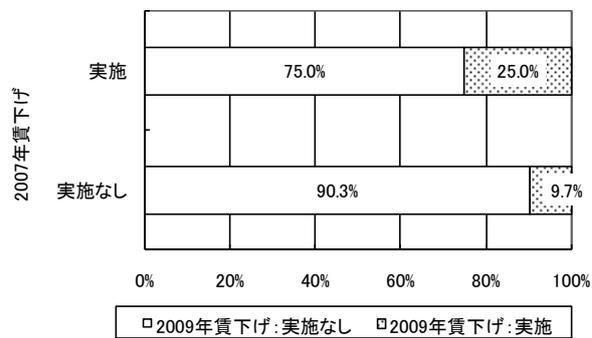


図13. 2007年賃下げ-2009年賃下げ



#### 4. 考察

冒頭に図1で示した労働経済動向調査の結果から判断するに、2007年調査の時点と2009年調査の時点では、企業が感じる景況感に差があるものと思われる。すなわちリーマンショック前の2007年より2009年の方が景気の停滞感が強く、雇用調整を実施する企業の割合も高くなっているようである。

このような調査時期の違いを踏まえた上で今回の結果を眺めてみると、景気がそれほど悪くない時期には、希望退職や一時金カット、賃下げのいずれを実施する場合でも、直近の業績が赤字であることが大きく影響しているようである。2009年では、赤字ダミーはそれほど有意ではなかったことから、景気がそれほど悪くない時期には、利害関係者を納得させるものとして赤字が必要なのかかもしれない。

また、景気がそれほど悪くない時期であっても、金融機関や個人の保有率が高い場合は、効率経営への圧力が相対的に強く、希望退職や一時金カット、賃下げを実施する確率が高まるのではないか。

平均勤続年数に関しては、2009年の一時金カットを除き、有意な係数はすべてマイナスになっている。これは、平均勤続年数が短いほうが雇用調整施策を実施しやすいという事情が働いているのではないか。2009年の一時金カットの場合に係数が有意にプラスとなっている点については解釈が難しいが、景気が悪い時の一時金カットは雇用を守るためには比較的受け入れやすい施策であり、外部労働市場であらたな職を見出すのに苦勞が伴う中高年層が多い企業で積極的に採用されたのかかもしれない。

年収に関してはあまり明確な傾向は見られなかった。

育成期間については、総じて2007年ではプラスに働き、2009年ではマイナスに働いている。育成期間が長いほどこれまでの投資が大きかったと考えられるため、マイナスに働きそうであるが、2007年ではどうしてプラスに働いているのであろうか。景気がさほど悪くない時期に雇用調整を実施する場合においては、事業構造の見直しが求められると言えよう。これまで労働者の技能にたよっていた部分もより効率的な代替手段に切り替えていくことが要請されることがあるのではないか。

過去の雇用調整施策の実施が与える影響については、希望退職は他の調整手段に先駆けて行われるようである。これは希望退職が比較的導入しやすいことを表しているように思われる。また賃下げは、一度実施すると再度実施しやすくなるのかかもしれない。ただし、この結果は他の要因の影響を考慮していないため、この結果は暫定的なものである。

#### 5. 結びにかえて

雇用調整に関連する行動は、企業が情報を開示したがない性格のものであるから、雇用調整の研究は企業から開示されにくいデータを集めるという点で、他の企業行動の研究よりも難しいように感じる。企業がどのような雇用調整施策をどのようなタイミングで実施した

のかという情報が継続的に蓄積されていけば、その効果も検証でき、企業意思決定に寄与しうる研究成果が出てくると思われる。

雇用調整に関する情報に限らず、労働政策研究・研修機構が実施している各種調査には、既存の調査では代替できない情報が多く含まれている。重要なことは、このような調査が単発ないしは1～2回の少ない回数で打ち切りになること無く継続して実施され、長期にわたって情報の蓄積がなされることだと考える。もし可能ならば、同じ企業に継続的に協力して頂き、パネルデータとして整備されれば、そこからより多くのことがわかるだろう。

本稿の分析の結果は、強固なものとはいいがたい。これから同種の分析を違うデータから行って、検証されなければならないものである。本稿にありうる分析上の問題は全て筆者の責任によるものであるが、更なるデータ蓄積の必要性については、いくら強調してもしすぎるものではないと考えている。

付表 記述統計量

	2007年					2009年				
	度数	平均	標準偏差	最小値	最大値	度数	平均	標準偏差	最小値	最大値
希望退職ダミー	126	0.1667	0.3742	0	1	158	0.2025	0.4032	0	1
一時金カットダミー	126	0.1270	0.3343	0	1	158	0.4430	0.4983	0	1
賃下げダミー	126	0.0556	0.2300	0	1	158	0.1456	0.3538	0	1
赤字ダミー	115	0.1217	0.3284	0	1	155	0.0710	0.2576	0	1
金融機関保有率	111	0.2506	0.1274	0.0237	0.5461	155	0.2341	0.1377	0.0015	0.5521
外国法人保有率	110	0.1182	0.1287	0.0000	0.7179	152	0.1126	0.1229	0.0000	0.7896
個人保有率	111	0.3539	0.1739	0.0481	0.8521	155	0.3813	0.1923	0.0446	0.8831
平均勤続年数	116	15.5086	5.0139	1	30	149	15.1564	5.1340	3	37
男性平均年収	100	173.8100	35.1725	100	262	122	165.9426	48.9605	0	280
女性平均年収	85	159.9176	31.2605	110	262	112	152.4554	50.7673	0	265
年収格差	99	32.9798	21.1549	0	103	95	42.3263	39.4811	0	270
育成期間	122	55.0574	35.1935	5	162	154	58.2273	35.1461	12	240
業種ダミー										
製造業(ベース)	126	0.4603	0.5004	0	1	158	0.4937	0.5015	0	1
建設業	126	0.0873	0.2834	0	1	158	0.0949	0.2941	0	1
電気・ガス・水道業	126	0.0238	0.1531	0	1	158	0.0127	0.1121	0	1
卸売業	126	0.0794	0.2714	0	1	158	0.0823	0.2757	0	1
小売業	126	0.0635	0.2448	0	1	158	0.0633	0.2443	0	1
飲食店・宿泊業	126	0.0159	0.1255	0	1	158	0.0063	0.0796	0	1
運輸業	126	0.0397	0.1960	0	1	158	0.0506	0.2199	0	1
情報・通信業	126	0.0476	0.2138	0	1	158	0.0380	0.1917	0	1
金融・保険業	126	0.0794	0.2714	0	1	158	0.0253	0.1576	0	1
不動産業	126	0.0238	0.1531	0	1	158	0.0380	0.1917	0	1
医療・福祉	126	0.0635	0.2448	0	1	158	0.0000	0.0000	0	0

## 第5章 ステークホルダーの影響力と女性の活躍

### 1. はじめに

いわゆる終身雇用制度のもとで長期的な人材育成を行うのが、高度経済成長期に形成された日本的雇用制度の特徴といわれる。このような雇用制度は、間接金融中心の資金調達、株式の相互持合、メインバンクによるガバナンスなどと制度補完的な関係にあり、日本的経営とよばれる制度を形成していた。

日本的雇用制度は、ジェンダーの視点からみると、女性差別的要素をはらんでいる。というより、女性差別を不可欠の要素としているといったほうがいいかもしれない。企業は、従業員に安定した雇用を提供するのと引き換えに、企業の都合に応じた柔軟な働き方を要求する。その結果、残業、休日出勤、出張、転勤、出向などが頻繁に発生する。家事負担の大きい女性労働者は、このような要求に応えられないため、日本的雇用制度の中核から排除される<sup>1</sup>。

1990年代初めのバブル崩壊以降、日本企業の資金調達方法は、間接金融から直接金融へと大きく変化した。その結果、1990年と2008年を比較すると、金融機関保有比率は、45.2%から26.6%へ低下したのに対し、外国人持株比率は4.2%から22.1%へと上昇した<sup>2</sup>。このような財務構造の変化にともない、ガバナンスの面でも、メインバンクの影響力が低下し、機関投資家の影響力が増大した。財務構造とガバナンスの変化は、雇用制度にどのような影響を及ぼしているのだろうか。ガバナンスと雇用制度の間に制度的補完関係があるのであれば、ガバナンスの変化は日本的雇用制度の変容をもたらすはずである。また、それは日本的雇用制度のもとでは活躍できなかった女性労働者に活躍の機会を提供する可能性がある。

本稿の目的は、財務構造とガバナンスの変化が日本企業の雇用制度、特に女性の活躍にどのような影響を及ぼしているのかを、実証分析することである。先行研究としては、Abe and Hoshi (2007) と川口 (2008) が、外国人投資家や機関投資家による経営の規律付けが女性の活躍を推進するという仮説と整合的な結果を報告している。本稿は、機関投資家によるガバナンスが女性の活躍を推進していることを実証するのみでなく、そのような関係がみられる理由についての実証可能な仮説を導き、それらを検証する。また、労働組合に代表されるインサイダー（その大半は男性正社員）の影響力が女性の活躍に及ぼす影響も議論する。

コーポレート・ガバナンスと雇用制度の関係を考える上で、重要な概念が2つある。1つは、制度的補完性である。制度的補完性に依拠する論者は、あるタイプのガバナンスには、

<sup>1</sup> 日本的雇用制度と女性の活躍の関係については、川口 (2008) が詳細な議論を展開している。

<sup>2</sup> 東京証券取引所 (2009) 参照。

それと統合的な雇用制度があると考え<sup>3</sup>。たとえば、バブル崩壊以前の日本では、銀行が企業との長期的な結びつきを通して企業経営を監視、規律づけるメインバンク制度が有効に機能していた。ところが、間接金融から直接金融へと企業の資金調達方法が変化すると、銀行は企業を効率的に監視することができなくなった。代わって登場した投資家は、利益率や株価などの指標に基づくガバナンスを行う。このようなガバナンスによって、人的資本への投資の削減や不況期における従業員のリストラが実施されやすくなる。そのため投資家によるガバナンスはこれまでの日本的雇用制度の特徴であった長期雇用制度に影響を及ぼす可能性が高い。事実、わが国の長期雇用制度は非正規労働者の増大という形で徐々に浸食されている。非正規労働者の割合は、1990年には20.2%であったが、2008年には34.1%になった。今や3人に1人以上が非正規労働者あり、女性に限ると非正規労働者の割合は50%を超えている<sup>4</sup>。また、外国人投資家の影響力が強い企業では、一般に正社員の雇用調整速度が速いことが実証されている<sup>5, 6</sup>。

ガバナンスと雇用制度の関係を考える上で重要なもう1つの概念は、ガバナンスの効率性である。資金提供者によるガバナンスが有効に機能しない場合には、非効率な組織や職場慣行があっても、それらを変革することができない可能性がある。特に、取締役のほとんどが企業の生え抜きであるような伝統的日本企業では、経営者が労働者の既得権を侵すような改革をためらうために、経営改革はなかなか進まない。このような場合に、投資家による経営の規律付けは、雇用制度改革を推進する圧力となるはずだ。実際、野田・市橋（2009）はガバナンス構造が経営効率に及ぼす影響を分析した結果、銀行への依存度が高い企業は、外国人投資家比率が高い企業と比べて経営効率が悪いと報告している。それは、外国人投資家が銀行よりもより効率的なガバナンスをしている可能性を示唆している。

ガバナンスと女性の活躍の関係についても、これら2つの側面からのアプローチが可能である。投資家による経営の規律付けが女性の活躍を推進する理由としては、次の2つの仮説が考えられる。第1の仮説は、投資家によるガバナンスの強化によって、メインバンク制度と補完的だった長期雇用制度に基づく長期的人材育成が見直され、正社員の雇用の短期化が進み、それが相対的に離職率の高い女性にとって有利に働くというものである。人的資本にあまり投資をしない企業は、離職確率よりも能力を重視して採用すると考えられるからである。

<sup>3</sup> ガバナンスと雇用制度の制度的補完性を理論的に議論したものとして、Aoki (1994)、青木 (1995)、Osano (1997)、シェアード (1995) などがある。

<sup>4</sup> 総務省統計局 (2010) 参照。

<sup>5</sup> 富山 (2001)、Ahmadjian and Robbins (2005)、熊迫 (2006) は、外国人投資家持株比率が高い企業ほど正社員の雇用調整速度が速いことを実証している。一方、阿部 (1999)、野田 (2006、2008) は、メインバンクの影響力が強いほど雇用調整速度が遅い傾向があるとしながらも、産業、経営状態、経営トップの属性などによってはメインバンクが雇用調整に影響を及ぼさなかったり、雇用調整速度を速めることを実証している。

<sup>6</sup> ただし、経営者の意識としては依然として正社員の長期雇用制度を維持しようとしている企業が大勢を占めるようである。Jackson and Miyajima (2007) は、東証一部、二部上場事業会社を対象に行ったアンケート調査をクラスター分析した結果、今日支配的になりつつある日本の企業は、市場志向的な金融・所有構造（直接金融と機関投資家の優位）と長期関係を重視する関係志向的な内部組織（内部者中心の取締役会や終身雇用）をあわせもっているとしている。

第2の仮説は、投資家によるガバナンスの強化によって経営改革が進み、その一環として女性労働力の有効活用が推進されるというものである。伝統的日本企業では、コアの労働者と経営者のほとんどは男性である。投資家によるガバナンスの強化は、効率的経営への圧力を強め、その一環として女性の有効活用が促進される可能性がある。後者の仮説は、女性の活躍を推進する企業が必ずしも雇用の短期化をとまなわない点で前者と異なる。

本稿では、これら2つの仮説を、労働政策研究・研修機構が2005年、2007年、2009年に行った調査を用いて検証する。実証分析の結果、いずれの仮説とも整合的な結果が得られた。機関投資家によるガバナンスは長期雇用慣行と負の相関関係にあり、長期雇用慣行が弱い企業で女性が活躍していることが明らかになった。また、外国法人等保有比率が高い企業や、株主総会の改革を推進している企業ほど、仕事と育児の両立支援やポジティブ・アクションに取り組んでおり、これらに取り組んでいる企業ほど女性正社員や女性管理職が多いことが明らかになった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、実証仮説と実証モデルについて説明する。第3節では、分析に用いるデータベースと変数について説明する。第4節で、分析結果について議論し、第5節で議論をまとめる。

## 2. 投資家によるガバナンスと女性の活躍

### 2-1. 実証仮説

以上の議論に基づくと、投資家による経営の規律付けが女性の活躍を推進する理由として、以下の2つの仮説が考えられる。

仮説1：投資家によるガバナンスの強化によって、正社員の長期雇用制度が見直され、正社員の雇用の短期化が女性の活躍を推進する。

仮説2：投資家によるガバナンスの強化によって、経営全般の効率化への圧力が高まり、その一環としてワーク・ライフ・バランス施策やポジティブ・アクション施策が実施され、女性の活躍が推進される。

仮説1は以下のように説明できる。投資家によるガバナンスの強化にともない、企業は正社員の中途採用を増やし、生産性の低い労働者の離職を促すようになる。流動性の拡大は、以下の理由で女性の活躍に良い影響を及ぼす。第1に、中途採用が増えることで、結婚や出産や家庭の事情で離職した女性が再就職できる。第2に、人材が入れ替わることで、企業風土の改革がより迅速に進む。保守的な中高年男性の割合が低下することで、ジェンダー平等な風土が形成されやすくなる。第3に、離職確率が相対的に高いという理由で長期雇用制度のもとでは主要な業務から排除された女性にも活躍の機会が増える。

第2の仮説は以下のように説明できる。投資家によるガバナンスの強化にともない、企業は経営の効率化に力を入れる。女性労働力はまだまだ十分に活用されておらず、女性労働力を効率的に活用することは、企業の成長にとって重要な戦略となる。ワーク・ライフ・バランス施策やポジティブ・アクション施策を実施し、女性の活躍を妨げている職場慣行を取り除くことによって女性労働力を活用しようとする。

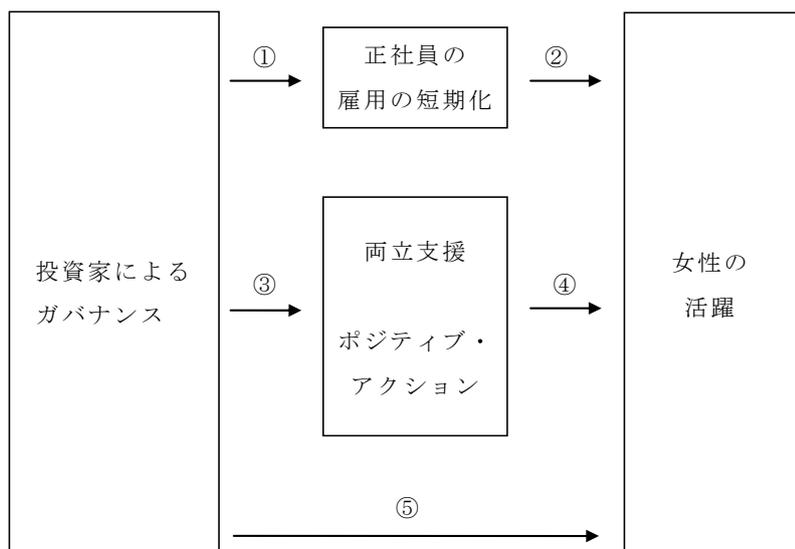
仮説1は、正社員の雇用の短期化こそが女性の活躍の推進力であると考えのに対し、仮説2は、女性の活躍を推進する企業が必ずしも正社員の雇用の短期化をとまなっていないと考える点で異なっている。ただし、両者は対立する仮説ではなく、両立が可能である。

## 2-2. 実証モデル

実証モデルのイメージは図1にある。第1の仮説が正しければ、投資家によるガバナンスが強い企業では正社員の長期雇用制度が後退し、正社員の雇用が短期化した企業では女性が活躍しているはずである。これが①と②の矢印である。仮説2の推定方法も同様である。投資家によるガバナンスが強い企業ではワーク・ライフ・バランス施策やポジティブ・アクション施策が実施され、それらを実施している企業では女性が活躍する。これが③と④の矢印である。

矢印⑤は、雇用の短期化やワーク・ライフ・バランス施策やポジティブ・アクション施策の実施以外の経路によって、投資家によるガバナンスの強化が女性の活躍に及ぼす影響である。

図1. モデル



### 3. データと変数

#### 3-1. データ

実証分析に用いたデータは、労働政策研究・研修機構が2005年に実施した「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」（以下、「2005年調査」と略す）、2007年に実施した「雇用システムと人事戦略に関する調査」（以下、「2007年調査」と略す）、および2009年に実施した「今後の雇用ポートフォリオと人事戦略に関する調査」（以下、「2009年調査」と略す）である<sup>7</sup>。

2005年調査は、2005年10月6日から10月21日にかけて、全上場企業2,531社を対象に実施された。有効回収数は450社、有効回収率は17.8%だった。2007年調査は、2007年10月29日から11月16日にかけて、全上場企業2,552社を対象に実施された。有効回収数は298社、有効回収率は11.7%だった。2009年調査は、2009年9月4日から9月30日にかけて、全上場企業2,531社を対象に実施された。有効回収数は223社、有効回収率は9.1%だった。

本研究では3回の調査をプールして分析する。また、財務データは日経NEEDSより入手した<sup>8</sup>。

#### 3-2. 変数

分析に用いた変数は表1にまとめている。以下、変数の定義を説明していく。

##### (1) 女性の活躍を捉える変数

女性の活躍を捉える変数として、「正社員に占める女性の割合」と「課長に占める女性の割合」「部長に占める女性の割合」を用いる<sup>9</sup>。

##### ○「正社員に占める女性の割合」

「正社員に占める女性の割合」は、採用における男女の平等を反映するとともに、離職確率における男女差を反映している。女性正社員の採用が多いほど、また女性の離職確率が低いほど、この数字が大きくなる。表1によると、正社員の15.0%が女性社員である。

<sup>7</sup> 調査の詳細については、労働政策研究・研修機構（2007、2009、2010）参照。

<sup>8</sup> 本稿で用いるデータベースは、2時点の調査をプールしたものであり、パネルデータではない。そのため、ガバナンス構造の時系列的な変化と女性活躍の時系列的な変化の関係を捉える事ができない。したがって、推定結果は厳密な意味で因果関係を捉えるものではない。ただ、被説明変数から説明変数への影響をできるだけ排除するために、説明変数として財務データを用いる場合には2期前のものを使用する。

<sup>9</sup> 女性活躍の3つの指標は、いずれも「同じ企業の男性と比べた相対的な活躍」を捉えるものである。したがって、リストラなどで男性が少なくなってしまう企業や、賃金が低くて多くの男性が就職したくないような企業も女性が活躍している企業に含まれる可能性がある。ただし、そのような企業は多くないと思われる。というのは、佐野（2005）、Kawaguchi（2007）、児玉・小滝・高橋（2005）が示しているように、女性の活躍と企業利益との間には正の相関関係があるからである。

○「課長に占める女性の割合」

○「部長に占める女性の割合」

表1によると、課長に占める女性の割合の平均値は2.1%、部長に占める女性の割合の平均値は0.7%にすぎない。

表1. 記述統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
女性の活躍に関する指標					
正社員に占める女性の割合	660	0.150	0.111	0	0.7886
課長に占める女性の割合	677	0.021	0.040	0	0.3210
部長に占める女性の割合	681	0.007	0.024	0	0.3333
ガバナンスに関する指標					
財務構造					
外国人持株比率(2期前)	740	0.096	0.113	0.000	0.7703
金融機関持株比率(2期前)	753	0.278	0.144	0.001	0.6357
ステークホルダー発言力					
機関投資家>取引先銀行	741	0.314	0.465	0	1
取引先銀行>機関投資家	741	0.364	0.482	0	1
どちらも弱い	741	0.321	0.467	0	1
株主総会改革施策数	743	2.581	1.527	0	7
労働組合(ダミー)	781	0.755	0.430	0	1
長期雇用制度に関する指標					
男性平均勤続年数(対数値)	689	2.713	0.454	0	3.829
両立支援・均等化施策に関する指標					
労働時間適正化施策数	766	4.910	2.665	0	12
利用実績のある育児支援施策数	399	4.421	2.616	0	11
ポジティブ・アクション施策数	748	2.857	2.748	0	10
コントロール変数					
売上高成長率(5期前から前期まで)	777	0.063	0.536	-4.439	4.178
総資産利益率(2期前)	786	0.045	0.047	-0.197	0.318
従業員数(対数値)	750	7.220	1.311	4.605	11.284
産業ダミー					
鉱業	786	0.001	0.036	0	1
建設業	786	0.098	0.297	0	1
製造業	786	0.536	0.499	0	1
電気・ガス・熱供給・水道業	786	0.032	0.176	0	1
卸売業	786	0.104	0.306	0	1
小売業	786	0.060	0.237	0	1
飲食店	786	0.014	0.118	0	1
運輸業	786	0.034	0.182	0	1
通信業	786	0.025	0.158	0	1
金融業	786	0.023	0.150	0	1
不動産業	786	0.020	0.141	0	1
サービス業	786	0.052	0.222	0	1
会社設立年ダミー					
1944年以前	786	0.383	0.486	0	1
1945-1954年	786	0.272	0.445	0	1
1955-1974年	786	0.184	0.388	0	1
1975-1985年	786	0.059	0.235	0	1
1986年以降	786	0.102	0.303	0	1
調査年ダミー					
2005年	786	0.462	0.499	0	1
2007年	786	0.322	0.467	0	1
2009年	786	0.216	0.412	0	1

注1)銀行、証券、保険はサンプルから除かれている。

## (2) ガバナンス構造を捉える変数

ガバナンス構造を捉える変数として、財務構造を捉える変数、ステークホルダーの発言力を捉えるダミー変数、株主総会改革施策数、労働組合(ダミー)の4種類の変数を用いる。



- (d) 株主総会前に、取締役候補を開示
- (e) 株主総会で英語の同時通訳を実施
- (f) 総会を短時間に終了させることなく活発な議論を促している
- (g) 電子メールによる株主総会の招集通知
- (h) 電子メールによる株主の議決権行使

株主総会改革施策数とは、上記のリストにある 8 項目の施策のうち、実施されている施策の数である。平均で 2.58 の施策を実施している。

○労働組合ダミー

正社員であるインサイダーの影響力を捉える変数として、労働組合ダミーを用いる。75.5%の企業で労働組合が存在している。

(3) 長期雇用制度変数

○「男性正社員の平均勤続年数の対数値」

長期雇用制度の存在を捉える変数として、「男性正社員の平均勤続年数の対数値」を用いる。男女計の勤続年数でなく、男性の勤続年数を用いるのは、次の理由による。女性は男性より勤続年数が短いため、正社員に占める女性比率が高くなると、長期雇用制度の程度にかかわらず男女計の勤続年数が短くなるためである。男性正社員の平均勤続年数の対数値は 2.71 である。年数にすると、15.1 年となる。

(4) 女性活用施策

○「労働時間適正化施策数」

労働時間適正化施策は、長労働時間を改めることによって労働者の健康や安全を確保し、労働者の満足度の向上と生産効率の向上を目指すものである。女性活用が直接の目的ではないが、労働時間の適正化によって仕事と家庭の両立が可能になり、特に女性にとって働きやすい職場となる。よって、労働時間適正化施策は、ワーク・ライフ・バランス施策の一つと解釈することができる。下記の質問にある 12 項目のうち実施している施策の数を変数とした。

- 現在、貴社では、労働時間の適正化にかかわる以下の施策を実施していますか。(あてはまるものすべてに○)
1. チェックシステムの導入（タイムカード、IC カード、パソコン立ち上げ時の出退勤管理等）
  2. 残業について管理職の事前指示に基づくようルール化
  3. 定時退社日の設定（ノー残業デーなど）
  4. 残業点検のための定期的な職場巡回

5. 裁量労働・フレックスタイム適用者を増やす
6. 代休取得の励行
7. 社内相談窓口の設置
8. 長時間残業者の特別健康診断
9. 労働時間管理の適正化の周知・啓発
10. 時間外労働に関する社内調査、実態把握
11. 労働時間の専門委員会、対策部会等の設置
12. 労使協議等で労働時間管理協定を締結

労働時間適正化施策については、すでに労働時間が十分短い企業については行う必要のないものも含まれている可能性がある。そこで、すべての施策を労働時間適正化への企業の意欲と捉えてよいか否か判断するため、それぞれの施策間の相関係数を計算してみた結果、すべての施策が互いに正の相関をもっていた。いずれの施策も労働時間適正化への企業の意欲を捉えるものと解釈して問題ないといえる。表 1 によると、平均で 4.91 の施策を実施している。

○利用実績のある育児支援施策数

「利用実績のある育児支援施策数」は、下記の質問を利用した。12 項目の制度のうち、過去 2 年間に利用者がいた制度の数を育児支援の指標とした。表 1 によると、平均で 4.42 の制度で利用実績があった。

貴社には、現在、以下の出産・育児及び介護にかかわる支援制度（就業規則等により明文で規定されているものに限る）がありますか。過去 2 年間の利用実績（就業規則等に制度が明文化されていなくとも、慣行等により実際に利用されている場合を含みます）はどうですか。次の(a)～(i)の各項目について、(1)制度の有無と、(2)過去 2 年間の利用実績について、それぞれあてはまる番号に○をつけてください。

- (a) 出産・育児、介護のための短時間勤務制度
- (b) フレックスタイム制度
- (c) 始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ
- (d) 所定外労働をさせない制度
- (e) 子育て・介護サービス費用の援助措置等（ベビーシッター費用等）
- (f) 職場への復帰支援
- (g) 転勤免除（地域限定社員制度など）
- (h) 事業所内託児施設の運営
- (i) 配偶者が出産の時の男性の休暇制度

- (j) 子供の看護休暇
- (k) 在宅勤務制度
- (l) 育児等で退職した者に対する優先的な再雇用制度

○「ポジティブ・アクション施策数」

ポジティブ・アクションとは女性活躍の障害となっている要因を分析し、女性がより活躍できる職場環境を実現するための計画的取組である。調査ではポジティブ・アクションとしてどのような施策を実施しているかを尋ねている。下記の質問にある 10 施策のうち実施している施策の数を変数としている。

- 現在、貴社では、ポジティブ・アクションにかかわる以下の施策を実施していますか。次の(a)~(j)の各項目について、それぞれあてはまる番号に○をつけてください。
- (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
  - (c) 女性の能力発揮のための計画を策定
  - (d) 女性の積極的な登用
  - (e) 女性の少ない職場に女性が従事するための積極的な教育訓練
  - (f) 女性専用の相談窓口
  - (g) セクハラ防止のための規定の策定
  - (h) 仕事と家庭との両立支援（法律を上回る）を整備
  - (i) 男性に対する啓発<sup>10</sup>
  - (j) 職場環境・風土を改善

ポジティブ・アクションについても、労働時間適正化施策と同様、すでに十分女性が活躍している企業では行う必要がない施策が含まれている可能性がある。そこで、すべての施策を女性活用への企業の意欲と捉えてよいか否か判断するため、それぞれの施策間の相関係数を計算してみた結果、すべての施策が互いに正の相関をもっていた。いずれの施策も女性活用への企業の意欲を捉えるものと解釈して問題ないといえる。表 1 によると、平均で 2.86 の施策を実施している。

(5) コントロール変数

上記の変数以外に、コントロール変数として、「労働組合ダミー」、「売上高成長率」、「総資産利益率（2 期前）」、「従業員数の対数値」、「会社設立年ダミー」、「産業ダミー」、「調査年ダミー」を用いる。

<sup>10</sup> 2009 年度調査では、「従業員に対する啓発」となっている。

「売上高成長率」は、5期前から前期までの期間における売上高の対数値の変化である。これを用いるのは、以下の理由による。業績を伸ばしている企業では、新規採用が増えるため、長期雇用制度の有無に関わらず正社員の平均勤続年数が低下する。また、新規採用の増加は、正社員に占める女性の割合を高くし、相対的女性管理職比率にも影響を及ぼす可能性がある。そのため、そうした影響をコントロールする必要がある。売上高成長率の平均は0.063である。

「総資産利益率」を用いるのは、以下の理由による。利益が高い企業は株式市場で資金調達しやすいため、外国法人等保有比率と利益は正の相関関係がある可能性が高い。また、利益が高い企業では、売上高成長率同様に、採用を増やすため女性が多い可能性がある。さらに、利益の高い企業が、企業のイメージ改善や将来の投資のためにポジティブ・アクションを実施している可能性がある。このように、株主のガバナンス変数と女性の活躍変数に因果関係がなくても、利益を介して正の相関関係が発生する可能性がある。このような見せかけの相関関係を除くために、総資産利益率をコントロール変数とする。平均値は0.045である。

「会社設立年ダミー」は、終戦以前（1944年以前）、戦後復興期（1945－1954年）、高度経済成長期（1955－1974年）、安定成長期（1975－1985年）、バブル期以降（1986年以降）の5期に分ける。会社設立年は、単に企業が古いか否かを捉えるだけでない。企業を設立した時期の女性労働力率、学歴構成、労働法制などが企業の体質に影響を及ぼしている可能性があり、その影響をダミー変数で調整するという意味合いがある。

戦後復興期は、労働力が過剰であった時期である。高度成長期には労働需要が増加したが、同時に農村からの安定した労働供給があった。また、農村から都市への人口移動と男性の賃金上昇にともない専業主婦が増加し、女性労働力率は低下した。安定成長期には、女性の雇用が増加し、女性労働力率が上昇に転じた。そしてバブル期以降は、男女雇用機会均等法が施行され、均等化への意識が高まった。

戦後の進学率の推移をみると、高校進学率は男女とも高度成長期に上昇し、高度成長期末期には90%を超えた<sup>11</sup>。短期大学を含む大学進学率は、男女とも高度成長期に上昇したのち、安定成長期に停滞した。しかし、女性はバブル期の初め頃から、男性は1990年ごろから大学進学率が再び上昇した。

表1によると、戦前に設立された企業が38.3%、戦後復興期に設立された企業が27.2%、高度経済成長期に設立された企業が18.4%、安定成長期に設立された企業が5.9%、バブル期以降に設立された企業が10.2%である。

## (6) サンプルの偏り

本研究で用いた調査のサンプルは、母集団を正しく代表しているだろうか。政府による全

---

<sup>11</sup> 進学率については、「学校基本調査」（文部科学省2010）参照。

国調査や上場企業全体（持株会社および金融業を除く）の平均値と比較してみよう。

サンプルにおける女性労働者の割合は 15.0%である。「平成 19 年賃金構造基本統計調査」（厚生労働省 2008）によると、常用労働者 1,000 人以上の企業における一般労働者に占める女性の割合は 27.9%である。サンプルの企業には全国平均より女性労働者が少ないことがわかる。

サンプルの課長相当職に占める女性の割合は 2.1%、部長相当職に占める女性の割合は 0.7%である。「平成 18 年雇用均等調査」（厚生労働省 2007）によると、従業員数 1,000 人以上の企業では、課長相当職に占める女性の割合は 2.4%、同じく部長相当職に占める女性の割合は 0.9%であるから、サンプルは全国平均とほとんど差がない。

サンプルの外国法人等保有比率は 9.6%、金融機関保有比率は 27.8%である。2005 年における上場企業全体の平均値は外国法人等保有比率が 18.6%、金融機関保有比率が 22.9%であるから、サンプルは上場企業全体の平均より外国法人等保有比が低く、金融機関保有比率が高い。

サンプルの「男性正社員の平均勤続年数の対数値」の平均値は 2.67（約 14.5 年）である。「平成 19 年賃金構造基本統計調査」（厚生労働省 2009）によると、常用労働者 1,000 人以上の企業の男性の平均勤続年数は 16.2 年、常用労働者 100 人以上の企業の男性の平均勤続年数は 12.7 年であるから、サンプルと大きく変わらない。

サンプル企業のなかで何らかのポジティブ・アクション施策を実施している企業の割合は、89.4%である。「平成 18 年女性雇用管理基本調査」（厚生労働省 2007）によると、ポジティブ・アクションを実施している企業の割合は、従業員数 5,000 人以上の企業で 66.5%、1,000 人以上 5,000 人未満の企業で 49.7%であるから、サンプルはポジティブ・アクションを実施している企業がかなり多い。

サンプルの総資産利益率の平均値は 0.045 である。これは、2005 年における上場企業全体の平均値 0.049 と大きく変わらない。サンプルの従業員数の対数値は 7.22（1,366 人）である。2005 年における上場企業全体の平均値は 6.39（594 人）であるから、サンプルには比較的大きい企業が多いことがわかる。また、サンプルには、製造業が 53.6%と最も多く、卸売業の 10.4%がそれに続く。2005 年における上場企業全体では、製造業が 54.6%、卸売業が 9.5%である。サンプル企業の設立年は、終戦以前が 38.3%と最も多く、次いで戦後復興期の 27.2%となる。2005 年の上場企業全体では、終戦以前に設立された企業が 34.6%、戦後復興期に設立された企業が 33.0%であるから、サンプルには終戦以前や戦後復興期に設立された企業がやや多い。

以上のように、サンプルの企業は、上場企業全体の平均と比べて終戦以前、戦後復興期に設立された大企業が多く、金融機関保有比率が高い。また、全国平均より女性労働者が少ないが、いずれも極端なものではない。ポジティブ・アクションを実施している企業の割合が非上場企業を含む全国平均よりかなり高いが、これはサンプルを上場企業に限定しているた

めと思われる。女性管理職比率、男性勤続年数は全国平均に近く、総資産利益率や産業の分布は上場企業全体の平均に近い。

#### 4. 推定結果

##### 4-1. コーポレート・ガバナンスと女性の活躍

2つの仮説を検証する前に、コーポレート・ガバナンスと女性の活躍の関係をみよう。表2の列(1)から(3)のモデルは被説明変数が「正社員に占める女性の割合」であり、OLSを用いて推定している。列(4)から(6)のモデルは、「課長に占める女性の割合」を被説明変数としており、Tobitで推定している。また、列(7)から(9)のモデルは、「部長に占める女性の割合」を被説明変数としており、Tobitで推定している。

表2. コーポレート・ガバナンスと女性の活躍の関係

	正社員に占める女性の割合			課長に占める女性の割合		
	OLS			Tobit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
財務構造						
外国人持株比率(2期前)	0.043 (0.050)	-	-	0.045 ** (0.022)	-	-
金融機関持株比率(2期前)	0.073 * (0.038)	-	-	0.024 (0.018)	-	-
ステークホルダーの発言力						
機関投資家>取引先銀行	-	-0.007 (0.011)	-	-	0.006 (0.005)	-
どちらも弱い	-	-0.020 * (0.011)	-	-	0.001 (0.005)	-
株主総会改革施策数	-	-	0.007 ** (0.003)	-	-	0.003 ** (0.001)
労働組合(ダミー)	-0.013 (0.012)	-0.018 (0.013)	-0.026 ** (0.012)	-0.010 * (0.006)	-0.015 *** (0.006)	-0.016 *** (0.006)
Adj. R2	0.175	0.146	0.134	-	-	-
Log Likelihood	-	-	-	457.604	440.808	442.007
観測数	596	597	602	590	589	594

注1) 括弧の中の数字は標準誤差である。

注2) \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

注3) すべてのモデルは、売上高成長率(5期前から前期まで)、総資産利益率(2期前)、従業員数(対数値)、産業ダミー、会社設立年ダミー、調査年ダミーを説明変数に含む。モデル(4)から(9)は、正社員に占める女性の割合を説明変数に含む。

表2. 続き

	部長に占める女性の割合		
	Tobit		
	(7)	(8)	(9)
財務構造			
外国人持株比率(2期前)	0.086 *** (0.033)	-	-
金融機関持株比率(2期前)	0.027 (0.029)	-	-
ステークホルダーの発言力			
機関投資家>取引先銀行	-	0.024 *** (0.009)	-
どちらも弱い	-	0.016 * (0.009)	-
株主総会改革施策数	-	-	0.006 *** (0.002)
労働組合(ダミー)	-0.018 * (0.010)	-0.018 * (0.010)	-0.025 *** (0.009)
Adj. R2	-	-	-
Log Likelihood	60.387	44.471	52.508
観測数	591	593	597

モデル(1)と(2)より、「外国法人等保有比率」と「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」は「正社員に占める女性の割合」と有意な関係がない<sup>12</sup>。「金融機関保有比率(2期前)」が10%水準で有意に正であるが、これは予想に反する結果である。それに対し、モデル(3)では、「株主総会改革施策数」の係数が5%水準で有意に正である。「労働組合」の係数はモデル(3)において5%水準で有意に負である。

「課長に占める女性の割合」を被説明変数としたモデル(4)では、「外国法人等保有比率(2期前)」が5%水準で有意に正である。モデル(5)では、「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」の係数は正であるが有意ではない。モデル(6)では「株主総会改革施策数」の係数が5%水準で有意に正である。ここでも、投資家の影響力が強いほど女性が活躍しているという傾向がみられる。「労働組合」の係数はモデル(5)と(6)において1%水準で有意に負である。

「部長に占める女性の割合」を被説明変数とした列(7)から(9)のモデルでは、「外国法人等保有比率」、「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」、「株主総会改革施策数」の係数が、いずれも少なくとも5%水準で有意に正である。「労働組合」の係数は、モデル(9)において、1%水準で有意に負である。

以上から、次のことがいえる。第1に、投資家のガバナンスが強い企業ほど女性が活躍する傾向にある。9つのモデルのうち6つで投資家のガバナンスの強さと女性の活躍の間に少なくとも5%水準で有意に正の相関関係がみられた。逆に有意に負の相関関係はどのモデルにもみられなかった。この結果は、Abe and Hoshi (2007) や川口 (2008) の結果と整合的である。

第2に、「労働組合」は9つのうち7つのモデルで少なくとも10%水準で有意に負の係数をもっている。「正社員に占める女性の割合」を被説明変数にしたモデルについては、女性が多い企業では労働組合が組織されにくいというモデルのねらいとは逆の因果関係を捉えている可能性を否定できない。しかし、「課長に占める女性の割合」や「部長に占める女性の割合」を被説明変数にしたモデルでは、そのようなことは考えにくい。労働組合の影響力が雇用制度改革を妨げ、女性の活躍にとって不利に作用している可能性がある。

## 4-2. 仮説の検証

### (1) コーポレート・ガバナンスと長期雇用制度

次に、コーポレート・ガバナンスと雇用制度の関係について推定した結果が表3である。図1の①に当たる。列(1)から(3)のモデルは「男性平均勤続年数の対数値」を被説明変数としている。

<sup>12</sup> 財務構造を捉える変数として、持株比率を用いているが、これは回帰式において線形関係を仮定している。しかし、一定以上の持株比率に応じて株主として行使できる権利が異なっていることを考慮すると、非線形関係を仮定する方が望ましいかもしれない。そうした懸念に対応するために、持株比率が30%以上あるときに1をとるダミー変数を用いて推定を行ったが、結果はあまり変わらなかった。また、持株比率20%以上や50%以上でも推定したが説明力は高くなかった。

表3. コーポレート・ガバナンスと雇用制度の関係

	男性平均勤続年数の対数値 OLS			労働時間適正化施策数 OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
財務構造						
外国人持株比率(2期前)	-0.277 ** (0.138)	-	-	0.711 (1.023)	-	-
金融機関持株比率(2期前)	0.308 *** (0.103)	-	-	0.032 (0.788)	-	-
ステークホルダーの発言力 機関投資家>取引先銀行	-	-0.069 ** (0.033)	-	-	-0.329 (0.220)	-
どちらも弱い	-	0.004 (0.032)	-	-	0.025 (0.218)	-
株主総会改革施策数	-	-	-0.001 (0.009)	-	-	0.328 *** (0.063)
労働組合(ダミー)	0.223 *** (0.035)	0.263 *** (0.037)	0.277 *** (0.037)	0.774 *** (0.260)	0.726 *** (0.247)	0.819 *** (0.244)
Adj. R2	0.417	0.482	0.460	0.257	0.280	0.309
観測数	622	618	624	684	681	685

注1) 括弧の中の数字は標準誤差である。

注2) \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

注3) すべてのモデルは、売上高成長率(5期前から前期まで)、総資産利益率(2期前)、従業員数(対数値)、産業ダミー、会社設立年ダミー、調査年ダミーを説明変数に含む。

表3. 続き

	利用実績のある育児支援施策数 OLS			ポジティブ・アクション施策数 OLS		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
財務構造						
外国人持株比率(2期前)	3.896 *** (1.194)	-	-	3.609 *** (1.064)	-	-
金融機関持株比率(2期前)	1.900 * (1.053)	-	-	2.005 ** (0.805)	-	-
ステークホルダーの発言力 機関投資家>取引先銀行	-	0.616 ** (0.287)	-	-	0.550 ** (0.230)	-
どちらも弱い	-	0.380 (0.301)	-	-	0.241 (0.228)	-
株主総会改革施策数	-	-	0.371 *** (0.080)	-	-	0.470 *** (0.065)
労働組合(ダミー)	0.591 * (0.345)	0.514 (0.353)	0.621 * (0.336)	0.199 (0.269)	0.162 (0.258)	0.105 (0.250)
Adj. R2	0.362	0.358	0.383	0.298	0.273	0.331
観測数	360	347	351	667	670	670

モデル(1)では、「外国法人等保有比率(2期前)」が負の、「金融機関保有比率(2期前)」が正の係数をもっている。いずれも少なくとも5%水準で有意である。これは、メインバンクから機関投資家へとガバナンスの主体が変わると長期雇用制度が変容するという仮説と整合的である。モデル(2)でも、「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」は5%水準で有意に負の係数をもっている。モデル(3)では「株主総会改革施策数」は負の係数をもっているが、有意ではない。

「労働組合」の係数はいずれも正であり、1%水準で有意である。労働組合があると企業は解雇しにくいために、勤続年数が長くなるのがわかる。

以上から次のことがいえる。第1に、投資家のガバナンスが強いほど長期雇用制度が弱い

という推論（図1の矢印①）は、ある程度支持されている。第2に、労働組合が長期雇用制度を維持する方向に作用しているのは明らかである。

## (2) コーポレート・ガバナンスと両立支援／ポジティブ・アクション施策

モデル(4)から(12)は、コーポレート・ガバナンスと両立支援およびポジティブ・アクション施策数の関係を推定した結果である。図1の③の部分の推定である。

「労働時間適正化施策数」を被説明変数とするモデルでは、「外国法人等保有比率(2期前)」や「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」の影響は有意ではない。ただし、モデル(6)で「株主総会改革施策数」が1%水準で有意に正の係数をもっている。「労働組合」の係数はすべてのモデルにおいて1%水準で有意に正である。

「利用実績のある育児支援施策数」を被説明変数とするモデルでは、モデル(7)において「外国法人等保有比率(2期前)」が1%水準で有意に正の係数を、モデル(8)において「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」が5%水準で有意に正の、モデル(9)において「株主総会改革施策数」が1%水準で有意に正の係数をもっている。労働組合ダミーの係数は正であるが、モデル(8)では有意でない。

「ポジティブ・アクション施策数」を被説明変数にしたモデルでも、すべてのモデルで、「外国法人等保有比率(2期前)」、「機関投資家発言力>取引先銀行発言力」、「株主総会改革施策数」が少なくとも5%水準で有意に正の係数をもっている。労働組合の係数は有意でない。

以上から次のことがいえる。第1に、投資家のガバナンスの強さと労働時間適正化施策との間には、どちらかといえば正の相関関係があるが、強いものではない。それに対し、投資家のガバナンスの強さと利用実績のある育児支援施策数やポジティブ・アクション施策の間には明らかに正の相関関係があるといえる。第2に、労働組合は労働時間適正化には貢献しているが、ポジティブ・アクションを積極的に推進しようとしていない。

## (3) 長期雇用制度、コーポレート・ガバナンスと女性の活躍

次に、長期雇用制度とコーポレート・ガバナンスが女性の活躍に及ぼす影響をみよう。図1の②と⑤に当たる部分の推定である。ガバナンスを捉える変数としては、表2で有意な効果をもっていた「株主総会改革施策数」を用いる。推定結果は表4にある。

表4. 雇用制度と女性の活躍の関係

	正社員に占める女性の割合					
	OLS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
男性勤続年数の対数値	-0.026 *	-	-	-	-0.028 *	-0.046 **
	(0.014)				(0.015)	(0.020)
労働時間適正化施策数	-	0.002	-	-	0.000	-
		(0.002)			(0.002)	
利用実績のある育児支援施策数	-	-	0.008 ***	-	-	0.006 **
			(0.003)			(0.003)
ポジティブ・アクション施策数	-	-	-	0.006 ***	0.005 ***	0.004
				(0.002)	(0.002)	(0.003)
株主総会改革施策数	0.007 **	0.006 *	0.001	0.004	0.004	-0.001
	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.004)
労働組合(ダミー)	-0.025 *	-0.029 **	-0.025	-0.030 **	-0.030 **	-0.009
	(0.013)	(0.012)	(0.016)	(0.012)	(0.014)	(0.018)
Adj. R2	0.150	0.134	0.219	0.150	0.165	0.267
観測数	559	595	319	579	531	287

注1) 括弧の中の数字は標準誤差である。

注2) \*は10%水準で、\*\*は5%水準で、\*\*\*は1%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

注3) すべてのモデルは、売上高成長率(5期前から前期まで)、総資産利益率(2期前)、従業員数(対数値)、産業ダミー、会社設立年ダミー、調査年ダミーを説明変数に含む。モデル(7)から(18)は、正社員に占める女性の割合を説明変数に含む。

表4. 続き

	課長に占める女性の割合					
	Tobit					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
男性勤続年数の対数値	-0.013 *	-	-	-	-0.013 *	-0.009
	(0.007)				(0.008)	(0.010)
労働時間適正化施策数	-	0.003 ***	-	-	0.002 *	-
		(0.001)			(0.001)	
利用実績のある育児支援施策数	-	-	0.003 **	-	-	0.003 *
			(0.001)			(0.001)
ポジティブ・アクション施策数	-	-	-	0.004 ***	0.003 ***	0.001
				(0.001)	(0.001)	(0.001)
株主総会改革施策数	0.004 ***	0.004 **	0.003 *	0.004 **	0.002	0.003
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
労働組合(ダミー)	-0.020 ***	-0.026 ***	-0.023 ***	-0.024 ***	-0.022 ***	-0.016
	(0.007)	(0.006)	(0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.010)
Log Likelihood	392.416	402.791	254.520	386.369	369.980	231.491
観測数	569	608	319	592	541	288

表4. 続き

	部長に占める女性の割合					
	Tobit					
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
男性勤続年数の対数値	0.002	-	-	-	0.002	-0.002
	(0.009)				(0.009)	(0.012)
労働時間適正化施策数	-	0.003 *	-	-	0.003 *	-
		0.001			(0.001)	
利用実績のある育児支援施策数	-	-	0.009 ***	-	-	0.007 ***
			0.002			(0.002)
ポジティブ・アクション施策数	-	-	-	0.004 ***	0.003 **	0.001
				(0.001)	(0.001)	(0.002)
株主総会改革施策数	0.006 ***	0.006 ***	0.002	0.006 **	0.004	0.002
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
労働組合(ダミー)	-0.025 ***	-0.029 ***	-0.028 **	-0.027 ***	-0.030 ***	-0.023 *
	(0.010)	(0.009)	(0.012)	(0.010)	(0.010)	(0.012)
Log Likelihood	54.241	51.584	57.794	52.804	57.060	59.332
観測数	569	609	316	593	541	284

「正社員に占める女性の割合」を被説明変数としたモデル(1)では、「男性勤続年数の対数値」が10%水準で有意に負の係数をもっている。「課長に占める女性の割合」を被説明変数としたモデル(7)でも、「男性勤続年数の対数値」が10%水準で有意に負の係数をもっている。ただし、モデル(13)では、「男性勤続年数の対数値」は有意でない。長期雇用制度と女性の活躍にはやや負の相関関係があるといえる。一方、「株主総会施策数」の係数はモデル(1)、(7)、(13)いずれにおいても少なくとも5%水準で有意である。

以上をまとめると、仮説1は、それほど強くはないが、支持されているといえる。図1の矢印①の効果は確認されたし、矢印②の効果も、弱いながらも支持されている。

#### (4) 両立支援施策／ポジティブ・アクション施策、コーポレート・ガバナンスと女性の活躍

表4の(2)、(3)、(4)、(8)、(9)、(10)、(14)、(15)、(16)は両立支援施策、ポジティブ・アクション施策、コーポレート・ガバナンスと女性の活躍の関係を推定した結果である。図1の矢印④と⑤の部分である。「正社員に占める女性の割合」を被説明変数としたモデルでは、モデル(3)において「利用実績のある育児支援施策数」が1%水準で有意に正、モデル(4)において「ポジティブ・アクション施策数」が1%水準で有意に正の係数をもっている。また、「課長に占める女性の割合」を被説明変数としたモデルでは、モデル(8)、(9)、(10)において「労働時間適正化施策数」、「利用実績のある育児支援施策数」、「ポジティブ・アクション施策数」が、いずれも少なくとも5%水準で有意に正である。さらに、「部長に占める女性の割合」を被説明変数としたモデルでは、モデル(13)、(14)、(15)において「労働時間適正化施策数」、「利用実績のある育児支援施策数」、「ポジティブ・アクション施策数」が、いずれも少なくとも10%水準で有意に正である。

モデル(5)、(6)、(11)、(12)、(17)、(18)は、長期勤続指標と両立支援に関する施策数とポジティブ・アクション施策数を同時に説明変数としたモデルである。モデル(5)、(6)、(11)において「男性勤続年数の対数値」は少なくとも10%水準で有意である。モデル(5)を除く5つのモデルにおいて両立支援に関連する施策数は少なくとも10%水準で有意に正、モデル(5)、(11)、(17)の3つにおいて「ポジティブ・アクション施策数」が少なくとも5%水準で有意に正である。

興味深いのは、「株主総会改革施策数」の係数である。表4のモデル(5)、(6)、(11)、(12)、(17)、(18)では、「株主総会改革施策数」の係数は有意でない。表2のモデル(3)、(6)、(9)では「株主総会改革施策数」の係数が少なくとも5%水準で有意であったが、終身雇用の指標や両立支援やポジティブ・アクションへの取り組みを説明変数に加えることによって係数が非常に小さくなり有意でなくなった。つまり、ガバナンスが女性の活躍に及ぼす影響は、図1における①から④の経路であり、⑤の経路の影響はほとんどないことを意味する。

「労働組合」の係数は18のモデルのうち、15のモデルで、少なくとも10%水準で有意に負である。長期雇用制度の度合いや両立支援施策やポジティブ・アクション施策を調整して

も、労働組合は女性の活躍とかなり強い負の相関関係があることが明らかになった。女性の活躍に対して労働組合の活動自体が妨げとなっているのか、労働組合と相関関係の強い何らかの要因が女性の活躍の妨げになっているのか、この分析からだけでは結論を出せないが、非常に興味深い事実である。

以上をまとめると、投資家のガバナンスと長期雇用制度については負の相関関係が、投資家のガバナンスと両立支援施策やポジティブ・アクション施策の関係については正の相関関係がみられる。また、長期雇用の程度が強い企業ほど女性は活躍しておらず、両立支援施策やポジティブ・アクションを実施している企業ほど女性が活躍している。つまり①から④が確認される。

## 5. まとめ

本稿の目的は、財務構造とコーポレート・ガバナンスの特徴が日本企業の雇用制度、特に女性の活躍とどのような関係にあるのかを、実証分析することだった。ガバナンスと女性の活躍の関係について、次の2つの仮説を検証した。第1の仮説は、投資家によるガバナンスの強化によって長期雇用制度が見直され、正社員の雇用の短期化が進み、それが女性にとって有利に働くというものである。第2の仮説は、投資家によるガバナンスの強化によって経営改革が進められ、その一環として女性労働力の有効活用が推進されるというものである。

本稿では、これら2つの仮説を、労働政策研究・研修機構が2005年、2007年、2009年に行った調査を用いて検証した。実証分析の結果、第1の仮説は、やや弱いながらも支持された。機関投資家によるガバナンスが正社員の雇用の短期化をもたらしているという仮説と整合的な結果が得られ、雇用の短期化が女性の活躍を推進しているという仮説と整合的な結果が弱いながらも得られた。それに対して、第2の仮説は明らかに支持された。外国法人等保有比率が高い企業や、株主総会の改革を推進している企業ほど、両立支援やポジティブ・アクション改善に取り組んでいる。さらに両立支援やポジティブ・アクションの改善に取り組んでいる企業ほど、正社員に占める女性の割合、課長に占める女性の割合、部長に占める女性の割合などが高いことが明らかになった。

また、本稿では、労働組合と女性の活躍の関係についても分析した。その結果、労働組合の存在と女性の活躍との間には強い負の関係があることが明らかになった。労働組合がある企業は、設立年が古く、長期的雇用慣行がある企業が多いが、そのような属性を調整したうえで、労働組合と女性の活躍には安定的な負の関係がみられた。

最後に、今後の検討課題について言及して本稿の議論を終えたい。両立支援施策やポジティブ・アクション施策が女性の活躍に正の影響を及ぼすのは理解しやすいが、長期雇用制度が負の影響を及ぼす理由については、自明ではない。企業がどんどんリストラをすれば女性が活躍できるわけではないだろう。長期雇用制度そのものが女性の活躍を妨げているというよりも、それと強い相関関係がある長期的人材育成制度、新卒中心の採用制度、頻繁な転勤、

長時間労働慣行、保守的な企業風土などが女性の活躍を妨げている可能性がある。また、労働組合の機能の何が女性の活躍を妨げているのかも明らかでない。労働組合は少なくとも両立支援施策の実現には積極的であるが、女性の活躍には負の影響を及ぼしている。これらの疑問に答えるのは将来の研究課題としたい。

<参考文献>

- 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。
- 阿部正浩（1999）「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社 75-102 ページ。
- 川口章（2008）『ジェンダー経済格差』勁草書房。
- 熊迫真一（2006）「雇用調整と賃金調整の実施時期に関する一考察」『日本労務学会誌』第 8 巻第 1 号、2-13 ページ。
- 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、1-18 ページ。
- 佐野晋平（2005）「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」『日本労働研究雑誌』第 540 号、55-67 ページ。
- シェアード ポール（1995）「株式持合いとコーポレート・ガバナンス」青木昌彦・ロナルド・ドーア編（NTT データ通信システム科学研究所訳）『国際・学際研究 システムとしての日本企業』NTT 出版、389-435 ページ。
- 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、40-51 ページ。
- 野田知彦（2006）「経営者、統治機構、雇用調整」『日本経済研究』No.54、90-108 ページ。
- 野田知彦（2008）「メインバンクはリストラを促進するのか」『経済分析』180 号、36-62 ページ。
- 野田知彦・市橋勝（2009）「日本企業におけるガバナンス構造と経営効率」『日本経済研究』No.61、74-93 ページ。
- 労働政策研究・研修機構（2007）『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研究報告書』、労働政策研究報告書、No.74。
- 労働政策研究・研修機構（2009）『雇用システムと人事戦略に関する調査』、JILPT 調査シリーズ、No.53。
- 労働政策研究・研修機構（2010）『今後の雇用ポートフォリオと人事戦略に関する調査』、JILPT 調査シリーズ、No.71。
- Abe, M. and T. Hoshi (2007) 'Corporate Finance and Human Resource Management in Japan,' Aoki, M., G. Jackson and H. Miyajima (eds.) *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford University Press, pp. 257-281.
- Ahmadjian C. and Robbins, G. E, (2005) 'A Clash of Capitalism : Foreign Shareholders and Corporate Restructuring in 1990s Japan', *American Sociological Review*, Vol.70, pp.451-471.
- Aoki, M. (1994) 'The contingent Governance of Teams: Analysis of Institutional Complementarity,' *International Economic Review*, Vol.35, No.3, pp.657-676.

- Jackson, M. G. and H. Miyajima (2007) 'Introduction: The Diversity and Change of Corporate Governance in Japan,' Aoki, M., G. Jackson and H. Miyajima (eds.) *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford University Press, pp. 1-47.
- Kawaguchi, D. (2007) 'A Market Test for Sec Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data,' *International Journal of Industrial Organization*, Vol.25, No.3, pp. 441-460.
- Osano, H. (1997), 'An Evolutionary Model of Corporate Governance and Employment Contracts,' *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.11, pp.403-406.

<参考サイト>

- 厚生労働省 (2007) 「平成 18 年女性雇用管理基本調査」  
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/71-18.html>
- 厚生労働省 (2008) 「平成 19 年賃金構造基本統計調査」  
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001011429>
- 厚生労働省 (2009) 「平成 20 年賃金構造基本統計調査」  
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001011429>
- 総務省統計局 (2010) 「労働力調査長期系列データ」  
<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>
- 東京証券取引所 (2009) 「平成 20 年度株式分布状況調査」  
<http://www.tse.or.jp/market/data/examination/distribute/index.html>
- 文部科学省 (2010) 「学校基本調査」  
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843&cycode=0>