

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

——『雇用システムと人事戦略に関する調査』の分析——

1. はじめに

本稿の目的は、労働政策研究・研修機構（JILPT）が2007年10月に実施した「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）の結果をもとに、日本大企業におけるコーポレート・ガバナンスと人事戦略がどう関連しているのか、そして、この四半世紀の企業金融とコーポレート・ガバナンスの変化は人事戦略にどのような影響を与えたのか、という問題を考察することである。JILPTでは、類似の調査を「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」と題して2005年にも実施しており（以下、「2005年調査」と略す）、本稿の著者の一人は2005年調査をもとにコーポレート・ガバナンスと人事戦略の関係の分析を行った。その結果は、JILPT（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」（以下、JILPT（2007）と略す）の第Ⅲ部第1章として報告されている。2007年調査の結果を2005年調査の結果と比較することによって、2005年段階で発見されたあるいは推測された関係がその後変化しつつあるかどうか、という問題も議論することが出来る。

本稿の構成は次のようになっている。まず、第2節で2005年調査の分析結果の概略を示すことから始める。第3、4、5節では2005年調査について行った分析をそのまま2007年調査に当てはめ、同様な結果が得られるかどうか、何らかの変化が観察されるかどうか、を確かめる。第6節は、2007年調査の結果と2005年調査の結果の共通点、相違点をもう一度整理し、今後の課題を指摘し、結論とする。

2. 2005年調査

JILPT（2007）の第Ⅲ部第1章では、2005年の調査結果を使って、コーポレート・ガバナンスと人事政策の関係を分析した。主な結果は次のようなものである。

まず、会社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株主構成の関係を分析した。一般的に持株比率の高いステークホルダーが重視され発言力も強い、という関係が見られることが多かった。統計的に有意な関係が認められたものを拾いあげると、まず、銀行借入金に対する依存率が高い企業ほど、比較的古い企業ほど、そして規模の小さい企業ほど、これまでも今後も取引先銀行を重視し、取引先銀行の発言力が強くあり続ける傾向にあることがわかった。また、外国人持株比率が高い企業ほど、これまでも今後も機関投資家を重視し、機関投資家はそのような企業に強い発言力を持ち続ける。

一方、企業規模と設立年の影響が見られたのは、これまでの機関投資家の発言力についてだけであった。大企業あるいは比較的設立の古い企業ほどこれまで機関投資家の発言力が強い傾向があったが、この関係は今後の発言力については見られなかった。個人投資家を重視する傾向は、個人持株比率の高い企業ほど、設立年が比較的新しい企業ほど、これまでも今後も強いことがわかった。ただし、個人投資家の発言力の方は、財務構造や設立年との関係は観測されなかった。従業員をステークホルダーとして重視するかどうか、発言力が強いかどうかは、株主比率などに左右されない場合が多かった。唯一発見された関係は、個人持株比率の低い企業ほど、そして銀行持株比率の高い企業ほど、従業員の今後の発言力が強い傾向がある、ということである。

次に、終身雇用制策と財務構造との関連を分析したが、それらの間に統計的に有意な関係は発見されなかった。ただ、大企業ほど終身雇用を維持する方針を表明する傾向が高い傾向は有意に見られた。正社員全体および男性正社員の平均勤続年数は、ステークホルダーとしての従業員の発言力の強さと正の相関があることがわかった。

教育訓練制度と財務構造の関係については、つぎのようなことがわかった。まず、従業員の発言力が強い企業では、従業員の教育訓練をこれまで企業の責任と考えてきた傾向が認められた。また、外国人持株比率の高い企業では、従業員の教育訓練は今後個人の責任になると考える傾向が強いことがわかった。教育訓練で OJT を重視するかどうかについては、コーポレート・ガバナンスとの有意な関係は認められなかった。重要なのは企業規模のみで、大企業ほどこれまでは OJT を重視してきた、という結果であった。

最後に、JILPT（2007）の第Ⅲ部第 1 章では福利厚生制度と財務構造の関係を分析した。外国人持株比率が高い企業ほど社宅・借上住宅制度を縮小する方針を持っていること、これまで従業員が強い発言力を持ってきた企業ほど独身寮を持っている場合が多いこと、これまで従業員を重視してきた企業ほど契約型の余暇施設が備えられていること、などが明らかになったが、多くの場合は、福利厚生制度は、コーポレート・ガバナンスと密接な関係は持っていないようであった。

3. 財務構造とコーポレート・ガバナンス

2005 年調査で見られた財務構造とコーポレート・ガバナンスの関係は、2007 年調査でも変わらなかっただろうか。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、2007 年調査で企業が上位 3 位以内にあげた選択肢を集計したものである。数字は、その選択肢を上位 3 位以内にあげた企業の全回答企業に占める割合を示している。カッコ内の数字は 2005 年調査の結果である。

表1. 重視する利害関係者、強い発言力を持つ利害関係者（上位3位以内）、2007年（2005年）

	重視する利害関係者		強い発言力を持つ利害関係者	
	これまで	今後	これまで	今後
サンプル数	287 (438)	287 (438)	284 (426)	287 (426)
顧客（消費者）	79.1% (79.5%)	80.1% (80.1%)	56.0% (55.6%)	59.6% (57.5%)
従業員	65.5% (63.9%)	67.6% (58.4%)	44.4% (47.4%)	40.1% (39.7%)
個人投資家	19.2% (24.9%)	26.5% (38.1%)	21.1% (20.0%)	29.6% (35.0%)
機関投資家	36.6% (34.2%)	44.9% (45.2%)	43.3% (38.5%)	58.9% (59.4%)
取引先銀行	24.0% (26.7%)	16.0% (15.8%)	42.6% (42.0%)	33.8% (29.1%)
取引先企業	46.7% (40.2%)	39.0% (32.9%)	43.7% (37.6%)	35.5% (29.3%)
グループ企業	13.6% (13.0%)	10.8% (11.2%)	18.7% (17.6%)	16.0% (16.0%)

注：当該利害関係者を上位3位以内にあげた企業の割合を示す。カッコ内の数字は2005年調査の結果を示す。

前回調査にくらべて数字が変わった項目も見られるが、どのステークホルダーが重視されてきて、発言力が高かったのか、そして今後どうなるのか、ということ相対的に見ると、2007年調査の結果は2005年調査のそれと似ている。すなわち、顧客がこれまでも今後も最も重視されるステークホルダーであり、最も強い発言力を持ち続ける。従業員が次に重視されるステークホルダーで、今後もその傾向は続くと思える企業が多い。これは、2007年調査と2005年調査で若干結果が違っている点である。2005年調査では、これまで従業員を重視してきたと答える企業の比率に比べて、今後も従業員を重視すると答える企業の比率が低くなっていたが、2007年調査ではこの低下傾向は見られない。従業員の発言力については、2005年調査同様、これまでもくれば今後については発言力強いとする企業の比率が低下している。しかし、その低下の度合いは2005年調査に比べて小さい。

取引先銀行、取引先企業、グループ企業に関しては、これまでに比べて今後重視するとする企業、それに強い発言力を持つとする企業の比率がそれぞれ低下している。この結果は、2005年調査でも2007年調査でも同様である。これに対して、個人投資家と機関投資家については、これまでよりも今後、重視され、強い発言力をもつとする企業の比率が増えている。この結果も2005年調査と2007年調査の両方に共通している。

表1から理解できるのは、2005年調査で明らかにされたのと同様のコーポレート・ガバナンスの変化の趨勢である。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は、これまでほどは重視されなくなり、発言力も弱くなると考えられている。一方、機関投資家と個人投資家は、より重視されるようになり、発言力も増すと考えられている。ただし、従業員の重要性については、2005年調査と違い、すくなくとも平均的には変わらないと思われる。

2005年調査の分析同様、ステークホルダーの重要度や発言力が企業の財務構造にどう影響されているのか、簡単なプロビット・モデルを推定することによって考えよう。

企業の財務構造の指標として、借入金／総資産比率、銀行持株比率、外国人持株比率、個人持株比率の4つを考える。借入金／総資産比率は、短期借入金、長期借入金、一年以内返済の長期借入金を足し合わせたものを総資産で割ったものである。銀行借入金に依存する

度合いが高いほど、借入金／総資産比率は高くなると考えられる。銀行持株比率、外国人持株比率、個人持株比率は、企業の株式のうち、それぞれ銀行、外国人、個人によって保有されている比率である。これらのデータは、日経 NEEDS の財務データから採取した。

財務構造以外のコントロール要因としては、企業の規模と設立年を考える。総資産（のログ）を企業の規模の変数とし、また設立年をもとに 3 つのダミー変数を作り、それらを説明変数として回帰式に加える。ダミー変数は、設立年が 1945 年以前の場合（そしてその時のみ）1 をとるもの、設立年が 1946 年から 1965 年までの間の場合 1 をとるもの、そして設立年が 1966 年から 1985 年までの場合 1 をとるものの 3 つである。したがって、これらのダミー変数を回帰分析に用いた場合、その係数は、これらの企業が 1986 年以降に設立された比較的新しい企業に比べてどう違っているかを示すことになる。

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分析の結果を、表 2 に示す。

モデル (1) と (2) は、説明変数として財務構造の変数と定数項のみを入れた一番簡単な場合である。モデル (3) と (4) はコントロール要因として企業規模と設立年を入れている。2005 年調査の結果同様、モデル (1) と (3) の両方で、借入金／総資産比率の係数は正であり、統計的に有意である。すなわち、2003 年時点で借入金の比率が高かった企業は、これまで重視してきた利害関係者として取引先銀行をあげる確率が高い。モデル (2) と (4) から、2003 年の銀行持株比率と取引先銀行の重要性には有意な関係が認められない。モデル (3) と (4) のコントロール要因を見ると、企業規模も設立年も取引先銀行の重要性に有意な影響を与えていない。これは、小さい企業ほど、そして古い企業ほどこれまで取引先銀行を重視してきた、とする 2005 年調査の結果と対照的である。

表 2. 財務構造と取引先銀行の重要性

被説明変数→ 説明変数↓	これまで取引先銀行を重視				今後、取引先銀行を重視			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
借入金／総資産比率	1.525 (0.404)		1.493 (0.446)		2.426 (0.565)		2.688 (0.640)	
銀行持株比率		-0.444 (0.565)		-0.718 (0.792)		-0.028 (0.714)		-1.299 (0.961)
総資産のログ			-0.043 (0.053)	-0.044 (0.072)			-0.011 (0.064)	0.088 (0.077)
定数項	-1.000 (0.126)	-0.493 (0.179)	-1.077 (0.692)	0.161 (1.000)	-1.407 (0.153)	-0.908 (0.201)	-1.524 (0.833)	-1.866 (1.074)
戦前の設立			0.764 (0.501)	0.149 (0.699)			0.522 (0.470)	0.620 (0.631)
設立年1946-1965			0.472 (0.504)	-0.263 (0.705)			-0.065 (0.478)	-0.063 (0.633)
設立年1966-1985			0.083 (0.538)	-0.489 (0.744)			-0.102 (0.516)	0.0095 (0.666)
サンプル数	266	242	251	230	248	233	234	221

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1－4）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

モデル(5)－(8)は、取引先銀行の今後の重要性が、財務構造に依存しているかどうかを調べている。説明変数の財務構造と資産規模については 2007 年の値を使っている。結果は「これまで」の関係とほぼ同様である。借入金／総資産比率が高いほど、今後も取引先銀行を重視する可能性が高い。企業規模や設立年の影響は見られない。

表 3 は、機関投資家の重要性と外国人持株比率の関係を考える。外国人株主の多くが機関投資家であり、機関投資家の重要性はその株式保有比率に依存するのではないかと予想されるからである。2005 年調査結果と同様、(4 年前の)外国人持株比率の高かった企業ほど機関投資家をこれまで重視してきたと答える確率が高く、(現時点の)外国人持株比率の高い企業ほど今後も機関投資家を重視していく傾向にある。この結果は、簡単なモデルでも、規模と設立年についてコントロールしたモデルでも変わらない。また、機関投資家の重要性も、企業規模や設立年には依存しない。企業規模の大きい企業ほどこれまで機関投資家を重視してきたという傾向が見られるが(モデル(2))、この結果は統計的に有意ではない。

表 4 では、個人による持株比率と個人投資家の重要性の関係を見ている。これまで個人投資家を重視してきたかという点については(モデル(1)と(2))、個人持株比率の係数は正であるが、簡単なモデルでも統計的に有意ではない。企業規模とも設立年とも有意な相関はない。今後の個人投資家の重要性との関係を見ると、モデル(3)では個人持株比率が有意に正に効いてくるが、コントロール要因を入れたモデル(4)ではこの関係は統計的に有意ではない。

表 3. 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	5.071 (1.111)	3.664 (1.222)	3.786 (0.817)	3.726 (1.131)
総資産のログ		0.122 (0.066)		-0.0035 (0.078)
定数項	-0.608 (0.110)	-1.548 (1.126)	-0.501 (0.128)	-0.775 (1.028)
戦前の設立		-0.263 (0.768)		0.408 (0.531)
設立年1946-1965		-0.45 (0.771)		0.274 (0.532)
設立年1966-1985		-0.263 (0.802)		0.296 (0.574)
サンプル数	236	224	228	216

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。「これまで」を被説明変数にするモデル(1、2)では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 4. 財務構造と個人投資家の重要性

被説明変数→ 説明変数↓	これまで個人投資家を重視		今後、個人投資家を重視	
	(1)	(2)	(3)	(4)
個人持株比率	0.904 (0.538)	0.85 (0.649)	1.234 (0.477)	0.917 (0.604)
総資産のログ		-0.011 (0.071)		-0.089 (0.073)
定数項	-1.302 (0.238)	-0.745 (1.148)	-1.088 (0.202)	0.665 (1.151)
戦前の設立		-0.830 (0.712)		-0.996 (0.508)
設立年1946-1965		-0.147 (0.702)		-0.445 (0.500)
設立年1966-1985		-0.338 (0.735)		-0.592 (0.533)
サンプル数	243	231	233	222

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 5 は、企業が考える従業員の重要性と企業の財務構造の関係をみる。財務構造の変数としては、銀行持株比率、外国人持株比率、個人持株比率を、一つずつ考える。ほとんどの場合、これまで従業員を重視してきたか、今後重視していくか、ということと、財務構造、企業規模および設立年の間に、統計的に有意な関係は認められない。これは、2005 年調査と同様の結果である。唯一の例外は、これまで従業員を重視すると答える確率が、銀行持株比率の高い企業について高くなっていることである（モデル(4)）。

表 5. 財務構造と従業員の重要性

被説明変数→ 説明変数↓	これまで従業員を重視						今後、従業員を重視					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
銀行持株比率	0.830 (0.545)			1.553 (0.757)			0.755 (0.645)			0.911 (0.841)		
外国人持株比率		-1.423 (0.944)			-1.733 (1.116)			-0.143 (0.779)			0.171 (1.126)	
個人持株比率			0.197 (0.472)			0.143 (0.556)			0.038 (0.467)			-0.032 (0.595)
総資産のログ				-0.111 (0.067)	0.017 (0.063)	-0.018 (0.061)				-0.072 (0.067)	-0.035 (0.079)	-0.036 (0.069)
定数項	0.162 (0.172)	0.497 (0.105)	0.322 (0.198)	1.408 (0.986)	0.353 (1.100)	0.867 (1.079)	0.265 (0.179)	0.460 (0.127)	0.437 (0.189)	0.851 (0.901)	0.600 (1.013)	0.645 (1.116)
戦前の設立				-0.268 (0.717)	-0.043 (0.763)	-0.305 (0.696)				0.156 (0.513)	0.227 (0.504)	0.238 (0.505)
設立年1946-1965				-0.206 (0.721)	-0.047 (0.765)	-0.331 (0.698)				0.319 (0.509)	0.330 (0.505)	0.336 (0.506)
設立年1966-1985				-0.018 (0.752)	0.191 (0.796)	-0.269 (0.723)				0.138 (0.538)	0.163 (0.546)	0.115 (0.534)
サンプル数	242	236	243	230	224	231	233	228	233	221	216	221

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-6）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 2 から表 5 と同様のやり方で利害関係者の（これまでおよび今後の）発言力と株式保有構造の関係を調べたのが表 6 から表 9 である。まず表 6 の結果は、2003 年時点での借入金／総資産比率の高い企業ほど、これまで取引先銀行が強い発言力を持っていた確率が高く、2007 年の借入金／総資産比率が高いほど、今後も取引先銀行が強い発言力を持つと考える

傾向が強いことを示す。この結果は 2005 年調査の結果と同じである。銀行持株比率の高い企業でも、これまで取引先銀行が強い発言力を持っており、今後も発言力が強い傾向が見られるが、その係数は統計的に有意ではない。また、資産規模が小さいほど、取引先銀行の発言力はこれまでも今後も強い傾向にあるようである。もっともモデル (3) における総資産の係数は統計的に有意ではないが、設立年の違いによる影響は認められない。

表 7 は機関投資家の発言力と外国人持株比率の関係をみる。外国人持株比率が高いほど、機関投資家の発言力はこれまでも強く、今後もそうあり続けると予想される、という結果である。この結果は、コントロール要因を加えても変わらない。

表 8 では個人投資家の発言力と個人持株比率の関係を調べる。個人持株比率が高いほど、これまでも今後も個人投資家の発言力が強い傾向にあることを示唆するが、資産規模と設立年ダミーをコントロール要因として加えると、個人持株比率の係数の統計的有意性は損なわれる。

表 6. 財務構造と取引先銀行の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで取引先銀行が発言力を持つ				今後、取引先銀行が発言力を持つ			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
借入金／総資産比率	1.803 (0.404)		1.996 (0.449)		2.23 (0.531)		2.777 (0.600)	
銀行持株比率		0.465 (0.522)		1.212 (0.737)		0.909 (0.622)		1.203 (0.820)
総資産のログ			-0.063 (0.048)	-0.171 (0.066)			-0.126 (0.054)	-0.136 (0.067)
定数項	-0.498 (0.115)	-0.219 (0.173)	-0.385 (0.592)	1.588 (0.905)	-0.699 (0.124)	-0.521 (0.180)	0.288 (0.701)	0.852 (0.901)
戦前の設立			0.767 (0.422)	0.075 (0.629)			0.709 (0.406)	0.352 (0.524)
設立年1946-1965			0.610 (0.422)	-0.160 (0.633)			0.314 (0.408)	0.017 (0.522)
設立年1966-1985			-0.034 (0.451)	-0.463 (0.671)			-0.211 (0.445)	-0.242 (0.556)
サンプル数	264	240	251	230	248	233	235	222

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-4）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 7. 財務構造と機関投資家の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで機関投資家が発言力を持つ		今後、機関投資家が発言力を持つ	
	(1)	(2)	(3)	(4)
外国人持株比率	5.415 (1.140)	4.441 (1.324)	3.399 (0.824)	2.371 (1.142)
総資産のログ		0.074 (0.064)		0.102 (0.079)
定数項	-0.475 (0.109)	NA	-0.138 (0.126)	-1.475 (1.042)
戦前の設立		-5.854 (0.710)		0.436 (0.545)
設立年1946-1965		-6.143 (0.707)		0.074 (0.544)
設立年1966-1985		-5.835 (0.690)		0.672 (0.596)
サンプル数	234	224	228	217

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

表 8. 財務構造と個人投資家の発言力

被説明変数→	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	
説明変数↓	(1)	(2)	(3)	(4)
個人持株比率	1.472 (0.526)	1.105 (0.629)	0.934 (0.462)	0.943 (0.587)
総資産のログ		-0.061 (0.071)		-0.0084 (0.069)
定数項	-1.463 (0.236)	-5.748 (0.953)	-0.879 (0.192)	-0.367 (1.111)
戦前の設立		NA		-0.552 (0.501)
設立年1946-1965		5.177 (0.216)		-0.401 (0.502)
設立年1966-1985		5.296 (0.288)		-0.208 (0.530)
サンプル数	241	231	233	222

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1、2）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使った。

最後に、表 9 は従業員の発言力と財務構造の関係を検討する。これまでの発言力についても、今後の発言力についても、株主構成との有意の関係は認められない。また、企業規模や設立年とも有意な関係は認められない。2005 年調査では、今後の従業員の発言力と個人持株比率や銀行持株比率との間に相関があったが、2007 年調査ではその関係は見られない。

以上の結果を、2005 年調査と対比しつつ簡単にまとめると、次のようになる。ほとんどの結果については、2005 年調査と 2007 年調査の間で違いはない。まず、借入金に対する依存率が高い企業ほど、これまでも今後も取引先銀行を重視し、取引先銀行の発言力が強くあり続ける傾向にある。次に、外国人持株比率が高い企業ほど、これまでも今後も機関投資家を重視し、機関投資家はそのような企業に強い発言力を持ち続ける確率が高い。個人持株比率の高い企業ほど、これまでも今後も個人投資家を重視する傾向にあり、個人投資家の発言力も強い傾向がある。従業員の重要性と発言力については、このような株主構成との有意な関係は見られない。

2 つの調査で違っている点は、2005 年調査では、設立年による影響がいくつかの場合で見られたのに対し、今回調査ではそれが見られなくなっていることである。また、企業規模も、規模の小さい企業で取引先銀行の発言力が（これまでも今後も）強い傾向があることを除くと、ほとんど影響を与えない。

表9. 財務構造と従業員の発言力

被説明変数→ 説明変数↓	これまで従業員が発言力を持つ						今後、従業員が発言力を持つ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
銀行持株比率	0.955 (0.525)			0.228 (0.725)			0.659 (0.619)			0.262 (0.807)		
外国人持株比率		1.020 (0.940)			0.587 (1.087)			0.186 (0.734)			0.210 (1.071)	
個人持株比率			-0.335 (0.451)			0.340 (0.539)			-0.014 (0.445)			0.221 (0.563)
総資産のログ				0.074 (0.065)	0.049 (0.061)	0.103 (0.059)				0.0070 (0.064)	0.013 (0.076)	0.033 (0.066)
定数項	-0.416 (0.174)	-0.185 (0.103)	-0.014 (0.189)	-1.006 (0.920)	-0.278 (1.083)	-1.354 (1.029)	-0.401 (0.179)	-0.256 (0.123)	-0.228 (0.180)	-0.727 (0.879)	-0.770 (0.993)	-1.055 (1.075)
戦前の設立				0.045 (0.657)	-0.345 (0.771)	0.018 (0.656)				0.397 (0.529)	0.448 (0.524)	0.431 (0.525)
設立年1946-1965				-0.022 (0.662)	-0.458 (0.773)	-0.083 (0.658)				0.430 (0.526)	0.408 (0.525)	0.445 (0.526)
設立年1966-1985				-0.182 (0.695)	-0.563 (0.801)	-0.257 (0.686)				0.097 (0.558)	0.104 (0.566)	0.097 (0.557)
サンプル数	240	234	241	230	224	231	233	228	233	222	217	222

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。「これまで」を被説明変数にするモデル（1-6）では、2003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、2007年の財務構造と資産規模を説明変数に使用した。

4. 企業財務構造、コーポレート・ガバナンスと終身雇用

本節では、人事政策の重要な一側面として、終身雇用を考え、それに対する企業の対応が、株主構成やコーポレート・ガバナンスにどのように影響されるかを分析する。2005年調査同様、2007年調査でも、問14で今後の終身雇用の方針として、「1. 原則としてこれからも終身雇用を維持していく、2. 部分的な修正はやむをえない、3. 基本的な見直しが必要である、4. 現在も終身雇用になっていない」の4つの選択肢から選んでもらった。この質問への回答から次の二つのダミー変数を作成した。一つは、選択肢1を選んだ場合は1をとりそれ以外は0をとる変数で、終身雇用維持ダミーとよぶ。もう一つは、選択肢3を選んだ場合は1をとりそれ以外は0をとる変数で、終身雇用見直しダミーとよぶ。問14に加えて、2007年調査は2006年の正社員の平均勤続年数も尋ねている。終身雇用が整っている企業ほど平均勤続年数は長くなると考えられるので、ここでは平均勤続年数を「これまで」の終身雇用の尺度と考えて分析を加える。

表10は、問14への回答分布を表にしたものである。約3分の2の企業が、今後も終身雇用を維持していくと答えている。その比率は、2005年調査時に比べても若干増えている。部分的な修正はやむをえないが終身雇用を基本的には続けていくとする企業も入れると、9割近くの企業が終身雇用を続けるつもりだということになる。景気が悪くなるたびに終身雇用の崩壊が噂されてきたが、終身雇用は（少なくとも上場企業がこのような調査に対して回答するときには）いまだに深く根付いている。

終身雇用と財務構造の関係を調べる上で、コントロール要因として前節で考えた企業規模と設立年に加えて、総資産経常利益率（ROA、経常利益を総資産額で割ったものとして算出）も考える。業績が悪くなると、終身雇用も維持できなくなると考える企業があるかもしれないからである。2005年調査では、最近の業況のイメージを尋ねる設問をもとに主観的な収益率の指標を作って分析に使ったが、2007年調査に同様の問は含まれていない。

表10. 問14 (終身雇用に関する質問) に対する回答の分布、2007年 (2005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	191 (229)	65.6% (60.1%)
2. 部分的な修正はやむをえない	66 (111)	22.7% (29.1%)
3. 基本的な見直しが必要である	11 (22)	3.8% (5.8%)
4. 現在も終身雇用になっていない	23 (19)	7.9% (5.0%)
合計	291 (381)	100%

注：カッコ内の数字は2005年調査の結果を示す。

表11は、終身雇用維持ダミーのプロビット分析の結果を示す。これらの推定から明らかになることは、終身雇用の維持に影響を与えるのは、企業規模だけだということである。大企業ほど終身雇用を維持していくと答える確率が高い。その統計的有意性もそれほど高くはない。他の変数は終身雇用政策に影響を与えないようである。今後、従業員を重視するかどうか、従業員が強い発言力を持つかどうか、終身雇用の維持の確率を高めるようであるが、その関係は統計的に有意ではない。ROAの係数は負であり、業績の悪い企業ほど終身雇用の維持を図るという意外な結果だが、統計的に有意ではない。

同様の分析を終身雇用見直しダミーについて行ったものが表12である。今度は、企業規模も含めて全ての変数が統計的に有意でない。これらの結果は基本的に2005年調査の結果と同じである。

表11. 終身雇用の維持

説明変数	(1)	(2)
今後、従業員を重視する	0.150 (0.202)	
今後、従業員が強い発言力を持つ		0.319 (0.191)
銀行持株比率	0.337 (0.912)	0.172 (0.906)
外国人持株比率	0.902 (1.335)	0.840 (1.313)
個人持株比率	0.317 (0.670)	0.217 (0.674)
総資産のログ	0.186 (0.104)	0.170 (0.103)
ROA	-0.016 (0.022)	-0.013 (0.022)
定数項	NA	NA
戦前の設立	-6.299 (1.216)	-6.385 (1.201)
設立年1946-1965	-6.184 (1.213)	-6.205 (1.197)
設立年1966-1985	-6.866 (1.202)	-6.926 (1.183)
サンプル数	210	212

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2007年のものを使う。

表12. 終身雇用の見直し

説明変数	(2)
今後、従業員を重視する	
今後、従業員が強い発言力を持つ	-0.156 (0.383)
銀行持株比率	1.422 (1.931)
外国人持株比率	-1.289 (2.737)
個人持株比率	-1.342 (1.427)
総資産のログ	-0.336 (0.273)
ROA	0.052 (0.042)
定数項	-3.756 (2.963)
戦前の設立	5.786 (0.522)
設立年1946-1965	NA
設立年1966-1985	6.159 (0.598)
サンプル数	212

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2007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。

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

表 13 は、正社員全体の平均勤続年数についての分析結果である。まず、銀行持株比率の高い企業ほど、そして外国人持株比率の低い企業ほど平均勤続年数が長いことがわかる。2005 年調査では、統計的に有意なのは外国人持株比率に関する結果だけだったが、2007 年調査の結果は、両者とも統計的に有意である。また、大企業ほど平均勤続年数が長く、これも統計的に有意である。これまで従業員を重視してきたかどうか、およびこれまで従業員が強い発言力を持ったかどうか、という点は、平均勤続年数に影響を与えないようだ。最後に、2003 年の ROA が高かった企業ほど、平均勤続年数は有意に低くなっている。これは、ROA の高い企業は新卒の労働者を雇用できたのに対し、ROA の低い企業は新規雇用を停止した結果かもしれない。

表 14 は同様の分析を男性正社員の平均勤続年数について行ったものである。結果は正社員全体についてのもとの基本的と同じである。銀行持株比率が高く、外国人持株比率が低い企業は、平均勤続年数が長い。統計的に有意なのは外国人持株比率の係数だけである。また、大企業ほど平均勤続年数が長い。最後に、ROA の低かった企業ほど平均勤続年数が長い。

表 13. 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	0.024 (0.588)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		0.104 (0.484)
銀行持株比率	4.257 (2.194)	4.695 (2.190)
外国人持株比率	-8.626 (2.422)	-8.306 (2.428)
個人持株比率	-1.547 (2.092)	-1.462 (2.114)
総資産のログ	0.702 (0.237)	0.670 (0.229)
ROA	-0.217 (0.068)	-0.211 (0.068)
定数項	11.488 (4.015)	11.624 (3.910)
戦前の設立	-1.986 (2.010)	-1.975 (1.997)
設立年1946-1965	-4.067 (2.033)	-4.025 (2.014)
設立年1966-1985	-7.678 (2.165)	-7.667 (2.147)
Adjusted R-squared	0.470	0.475

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 2003 年のものを使う。

表 14. 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	0.030 (0.637)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		0.559 (0.570)
銀行持株比率	3.003 (2.172)	3.073 (2.157)
外国人持株比率	-10.534 (2.725)	-10.285 (2.652)
個人持株比率	-1.416 (2.265)	-1.393 (2.277)
総資産のログ	0.758 (0.243)	0.740 (0.234)
ROA	-0.148 (0.076)	-0.133 (0.076)
定数項	12.738 (4.064)	12.733 (4.009)
戦前の設立	-2.800 (1.869)	-2.862 (1.954)
設立年1946-1965	-4.510 (1.866)	-4.566 (1.941)
設立年1966-1985	-8.811 (2.085)	-8.918 (2.151)
Adjusted R-squared	0.401	0.408

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 2003 年のものを使う。

以上、本節の分析をまとめると次のようになる。まず、終身雇用維持ダミーおよび終身雇用見直しダミーと財務構造の諸指標との間に統計的に有意な関係は認められない。正社員全体および男性正社員の平均勤続年数は、大企業ほど長い。また、銀行持株比率の低い企業および外国人持株比率の高い企業では平均勤続年数が短い、という関係がある。最後に、業績の悪かった企業ほど平均勤続年数が長い傾向がある。

これらの結果は、2005年調査の結果と基本的には類似しているが、違っている点もある。2005年調査で見られた従業員の発言力の強さと平均勤続年数の関係は、2007年調査では見られない。それに対して、銀行持株比率の低い企業ほど平均勤続年数が短いという結果は、2005年調査では統計的に有意でなかったが、2007年調査では統計的に有意になっている。

5. 財務構造、コーポレート・ガバナンスと教育訓練

終身雇用に加えて日本企業で重要な人事政策に従業員の教育訓練政策がある。2007年調査の問16では、大卒採用者の研修政策について、(1)教育訓練の責任は企業にあるとするのか個人にあるとするのか、(2)教育訓練はOJTを重視するのかOFF-JTを重視するのか、(3)社員を選抜して教育するのか一律に教育するのか、のそれぞれについて、これまでおよび今後の方針を尋ねている。2005年調査の問20とまったく同じ質問である。それに対する回答の分布を示したのが、表15である。

表15. 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 2007年、下段 2005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)	70 (24%) 66 (15%)	149 (51%) 253 (58%)	67 (23%) 107 (24%)	6 (2%) 11 (3%)	292 437
今後、企業の責任(A)か個人の責任(B)か?	78 (27%) 44 (10%)	152 (52%) 248 (57%)	59 (20%) 141 (32%)	3 (1%) 4 (1%)	292 437
これまで、OJT重視(A)かOFF-JT重視(B)か?	88 (30%) 127 (29%)	181 (62%) 267 (61%)	22 (8%) 38 (9%)	1 (0.3%) 5 (1%)	292 437
今後、OJT重視(A)かOFF-JT重視(B)か?	59 (20%) 85 (19%)	188 (64%) 282 (65%)	43 (15%) 67 (15%)	2 (1%) 2 (1%)	292 436
これまで、選抜教育(A)か一律教育(B)か?	24 (8%) 19 (4%)	88 (30%) 118 (27%)	142 (49%) 236 (55%)	37 (13%) 60 (14%)	291 433
今後、選抜教育(A)か一律教育(B)か?	23 (8%) 28 (6%)	169 (58%) 259 (60%)	80 (27%) 125 (29%)	19 (7%) 20 (5%)	291 432

注：各セルの上段は2007年調査、下段は2005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。

まず、教育訓練を企業の責任と見るか従業員個人の責任と見るかという点については、全体の約4分の3の企業がこれまでは企業の責任かあるいはそれに近い見方をしていた、と答えている。今後についてもその傾向は変わらず、教育訓練を企業の責任と見る企業の割合はさらに増えている。これは、今後は従業員の個人の責任になるとした企業が3分の1程度みられた2005年調査と対照的である。2007年調査では、教育訓練が企業の責任であり、そうあり続ける、と断言する企業の割合が増えた。

次にOJT重視かOFF-JT重視かという点に関しては、2005年調査同様、9割以上の企業がこれまではOJT重視かそれに近いと答えている。今後に関してはその割合は若干減少す

るが、それでも 8 割を超える企業が OJT 重視を続けるという。

最後に、社員を選抜して教育するかどうかという点については、2005 年調査に比べて、これまでも選抜教育だったとする企業の割合が増えた。今後選抜教育になるという企業数はそれ以上に多いが、2005 年調査と比べるとさほど変わらない。一律教育から選抜教育への移行が 2 年間で順調に進展していく様子を示していると思われる。

問 16 への回答から次の 6 つのダミー変数を作成した。

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

これらを被説明変数とするプロビット・モデルを推定して、教育訓練制度と企業財務、コーポレート・ガバナンスとの関連を考察する。表 16 は、どのような企業が従業員の教育訓練をこれまで企業の責任と考えてきたかを、表 17 は、どのような企業が従業員訓練の責任が今後企業にあると考えているかを、調べている。どちらの場合も、従業員訓練の位置づけと財務構造は関係がなさそうなことを示している。2005 年調査では、これまで発言力が強かった利害関係者として従業員をあげる企業は、従業員訓練の責任も企業にあると答える確率が高い、という関係が見られたが、その関係は 2007 年調査ではまったく見られない。

表 18 と表 19 は、従業員訓練が OJT 重視かどうかという点と企業の財務構造の関係を調べるものである。OJT を重視する度合と株式保有分布は関連がないようである。係数の推定値を見ると、大企業が OJT をこれまでも今後も重視するという結果が見られるが、統計的には有意でない場合が多い。唯一統計的に有意なのは ROA である。ROA の高い企業ほどこれまで OJT を重視してきたが、今後はそのような企業ほど Off-JT を重視するという結果になっている。これをどう解釈すべきかは難しいところである。また、今後 OJT を重視するかどうかについては（表 19）、古い企業ほど Off-JT を重視するという関係が見出されるが、これも解釈が難しい。

表16. 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	-0.038 (0.201)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		-0.265 (0.187)
銀行持株比率	-0.628 (0.875)	-0.894 (0.885)
外国人持株比率	-0.163 (1.312)	0.371 (1.394)
個人持株比率	-0.442 (0.669)	-0.571 (0.681)
総資産のログ	0.011 (0.079)	0.013 (0.079)
ROA	0.027 (0.026)	0.030 (0.026)
定数項	0.719 (1.272)	0.965 (1.266)
戦前の設立	0.135 (0.775)	0.099 (0.784)
設立年1946-1965	0.124 (0.783)	0.057 (0.792)
設立年1966-1985	-0.098 (0.831)	-0.162 (0.843)
サンプル数	219	219

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2003年の値。

表17. 従業員訓練は企業の責任（今後）

説明変数	(1)	(2)	(3)
今後、従業員を重視する	-0.170 (0.223)		
今後、従業員が強い発言力を持つ		-0.329 (0.199)	
銀行持株比率	-0.362 (0.962)	-0.365 (0.961)	
外国人持株比率	1.509 (1.411)	1.852 (1.397)	1.620 (1.327)
個人持株比率	0.098 (0.718)	0.144 (0.716)	
総資産のログ	-0.081 (0.101)	-0.075 (0.100)	-0.090 (0.091)
ROA	0.021 (0.024)	0.016 (0.024)	0.014 (0.023)
定数項	1.380 (1.354)	1.266 (1.346)	1.343 (1.176)
戦前の設立	0.170 (0.542)	0.238 (0.542)	0.164 (0.527)
設立年1946-1965	0.490 (0.542)	0.518 (0.542)	0.480 (0.534)
設立年1966-1985	0.102 (0.587)	0.114 (0.588)	0.114 (0.582)
サンプル数	211	212	218

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2007年の値。

表18. 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	-0.040 (0.041)	
これまで、従業員が強い発言力を持った		-0.012 (0.037)
銀行持株比率	-0.014 (0.177)	-0.012 (0.172)
外国人持株比率	-0.448 (0.254)	-0.280 (0.251)
個人持株比率	0.225 (0.135)	0.240 (0.134)
総資産のログ	0.028 (0.017)	0.029 (0.016)
ROA	0.012 (0.005)	0.011 (0.005)
定数項	0.615 (0.266)	0.572 (0.256)
戦前の設立	-0.082 (0.166)	-0.076 (0.162)
設立年1946-1965	-0.065 (0.167)	-0.063 (0.164)
設立年1966-1985	-0.156 (0.176)	-0.136 (0.173)
サンプル数	219	219

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2003年の値。

表19. 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	-0.073 (0.052)	
今後、従業員が強い発言力を持つ		0.057 (0.050)
銀行持株比率	-0.180 (0.251)	-0.268 (0.245)
外国人持株比率	0.192 (0.323)	0.193 (0.304)
個人持株比率	-0.012 (0.163)	-0.037 (0.159)
総資産のログ	0.018 (0.025)	0.020 (0.025)
ROA	-0.0055 (0.006)	-0.0063 (0.006)
定数項	0.870 (0.314)	0.820 (0.314)
戦前の設立	-0.179 (0.068)	-0.187 (0.062)
設立年1946-1965	-0.146 (0.057)	-0.159 (0.055)
設立年1966-1985	-0.072 (0.076)	-0.085 (0.073)
サンプル数	211	212

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2007年の値。

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

これらの結果をまとめると、2005年調査でも2007年調査でも、大多数の企業が、教育訓練はいままでも今後も企業の責任と考え、その内容はいままでも今後もOJTを重視している。教育訓練を一律に施すか、選抜的に施すか、という点については、2005年で見られた一律訓練から選抜訓練への移行という趨勢が2007年でも続いていることがわかる。しかし、教育訓練の方針とコーポレート・ガバナンスの関係はみられない。2005年調査で唯一観測された、従業員の発言力が強かった企業ほど教育訓練を企業の責任と考える傾向が強い、という結果も、2007年調査では見出せない。

6. 結論

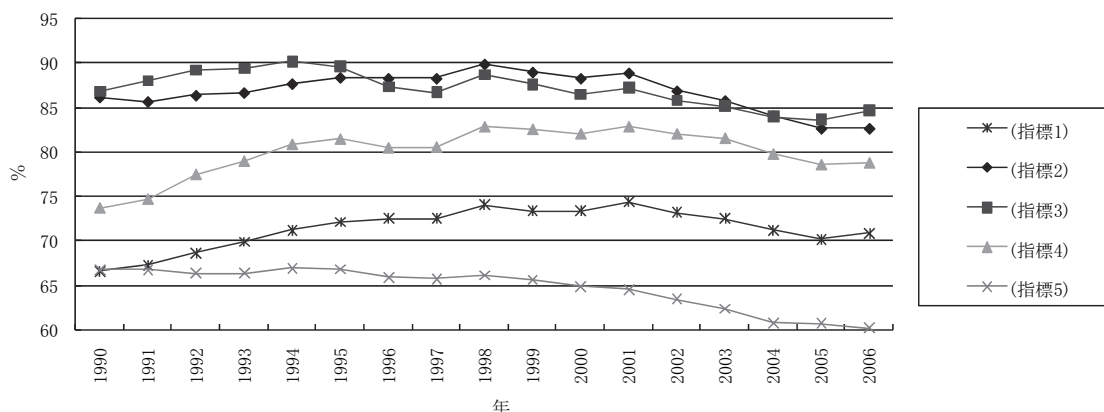
本稿は、JILPTが2007年に実施した『雇用システムと人事戦略に関する調査』を使い、類似の2005年調査と比較しつつ、日本大企業におけるコーポレート・ガバナンスと人事戦略の関連を考えた。2005年調査で発見された関係のほとんどは、2007年調査でも確認されたが、一部の結果は頑健ではないことが確かめられた。株式保有分布などの金融的要因が、重要視されるあるいは発言力を持つステークホルダーのタイプに影響を与える、という関係は両年の調査で確認された。終身雇用を維持する傾向が大企業で高いことや、平均勤続年数が銀行借入比率が高い企業あるいは利益率の低い企業で長く、外国人株主比率の高い企業で短いことも同様に、両年の調査に共通である。しかし、2005年調査で発見された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は、2007年調査ではみられなかった。教育訓練制度はコーポレート・ガバナンスとあまり関係がない、という結論も両調査で同じである。大多数の企業で、教育訓練はいまだに企業の責任と考えられ、その内容はOJT重視になっている。一律訓練から選抜訓練への移行という趨勢は順調に進んでいるようである。

第2章 企業統治と財務戦略の違いが労働分配率に与える影響

1. 問題の所在

1960年以降、我が国のマクロ労働分配率は趨勢的に高まる傾向にあり、とりわけ高度成長期間中は非常に高い伸びを示した。図1は我が国の労働分配率の推移を1990年以降について示したものだが、1990年以降についても2000年前後までは緩やかではあるが労働分配率は高まっていたことがわかる。

図1 労働分配率の推移



資料出所:「労働力調査」、「国民経済計算」

注1: (指標1) 雇用人報酬 ÷ 国民所得

(指標2) 1人当たり雇用人報酬 ÷ 就業者1人当たり国民所得

(指標3) 雇用人報酬 ÷ (雇用人報酬 + 法人企業所得)

(指標4) 雇用人報酬 ÷ (国民所得 - 個人企業所得)

(指標5) 1人当たり雇用人報酬 ÷ 就業者1人当たり国内総生産

注2: 雇用人報酬は要素費用表示。

このような労働分配率の趨勢的な高まりに関して、既存研究は次のような見解を示してきた。まず吉川[1994]は、1990年代以前の我が国の労働分配率に関して、景気循環とプロシクリカルな動きを示すことを指摘した上で、70年代の労働分配率の高まりは経済成長率が予想されない形で急落したことや資本稼働率が大幅に低下したこと、さらに実質賃金の伸びの鈍化に対して強い抵抗があったことによると指摘している。また西村・井上[1994]は、上昇トレンドにあった高度成長期の製造業の労働分配率を分析し、大企業の人件費の上昇が労働分配率を上昇させている主な要因であり、大企業の労働分配率の短期的変動にはマークアップ率の変動が規定している、と指摘している。

労働分配率は生産活動によって得られた付加価値のうち労働者側の受け取り分の割合を意味するが、これら二つの研究は90年以前の日本企業が付加価値の伸び以上に労働者の賃

金水準を高めていたことを示唆している。

こうした動きと対照的な 2000 年以降の労働分配率の低下については、どのような解釈が可能だろうか。2002 年 1 月以降から 2007 年 10 月までは景気の拡張期とされており、企業の経営状況も回復していた。とはいえ、この間の経済成長率は年平均 2.0～2.3%ほどであり、90 年代前半までの成長率の水準と比べて高いわけではない。にもかかわらず、労働分配率が 90 年以前の水準にまで低下してきたのはなぜなのだろうか。はたして、近年の労働分配率の低下はどのような要因が影響しているのだろうか。この稿では、その要因としてコーポレートガバナンスの影響を取り上げてみたい。

2. 労働分配率の理論的背景

『平成 20 年度年次経済財政報告（経済財政白書）』では、近年の低落傾向にある労働分配率について「伸び悩む賃金」というタイトルで分析が行われている。そこでは、近年の労働分配率の低下は実質賃金の低下が主たる要因であると指摘している。たしかに、労働分配率が（雇用者報酬）÷（付加価値）として定義されることから、分子となる実質賃金の低下は労働分配率低下に大きく影響するという指摘は正当化されよう。とはいえ、経済理論的にみるとこの指摘は必ずしも当てはまるとは言えない。この点について、Bentolila=Saint-Paul[2002]にしたがって簡単にみてみよう。

2-1. 労働分配率と資本-生産高比率

はじめに、生産関数を次のようにコブ=ダグラス型に特定化する。

$$Y_i = F(K_i, B_i L_i)$$

ただし、 Y は生産高、 K が資本投入、 L が労働投入、 B は（労働増大的）技術進歩、をそれぞれ示す。

このとき、労働分配率（ $S_{L_i} = \frac{w_i L_i}{p_i Y_i}$ ）は、

$$(1) \quad s_{L_i} = \frac{B_i L_i f'(l_i)}{K_i f(l_i)} = \frac{l_i f'(l_i)}{f(l_i)}$$

と求めることができる。ただし、 $l_i = \frac{B_i L_i}{K_i}$ である。

(1)式が成立するのは、次のことからである。まず、生産関数が一次同次であり、収穫一定を仮定していることから、

$$(2) \quad Y_i = K_i f\left(\frac{B_i L_i}{K_i}\right) = K_i f(l_i)$$

と書き換え可能である。均衡状態において実質賃金は限界労働生産性に等しく、

$$(3) \quad \frac{w_i}{p_i} = B_i f'(l_i)$$

であるから、(3)式の両辺に $\frac{L_i}{Y_i}$ をかけて、(2)を用いて整理すると(1)式が導出される。

また、資本-生産高比率 ($k_i = \frac{K_i}{Y_i}$) は、

$$(4) \quad k_i = \frac{1}{f(l_i)}$$

と計算できる。

関数 $f(\cdot)$ が単調であることから、(4)式は l_i と k_i の間に一対一関係があることを意味しており、 $l_i = h(k_i) = f^{-1}\left(\frac{1}{k_i}\right)$ と書くことができる。これを(1)式に代入し、整理すると、

$$(5) \quad S_{L_i} = k_i h(k_i) f'(h(k_i))$$

となり、労働分配率は k_i 、つまり資本と生産高の比率、の関数として定義されるのである。このことは、労働分配率と資本-生産高比率との間にはある一定の関係があることを意味する。また、この両者の関係は、生産関数がコブ=ダグラス型でなくとも成立する。

たとえば、CES 型生産関数

$$(6) \quad Y_i = \left(\alpha (A_i K_i)^\varepsilon + (1 - \alpha) (B_i L_i)^\varepsilon \right)^{1/\varepsilon}$$

を前提とした場合には、労働分配率は次のように計算できる。ただし、式中の A と B 、そして ε は技術的パラメータである。

$$(7) \quad S_{L_i} = \frac{(1 - \alpha) (B_i L_i)^\varepsilon}{\alpha (A_i K_i)^\varepsilon + (1 - \alpha) (B_i L_i)^\varepsilon}$$

さらに、資本-生産高比率は、

$$(8) \quad k_i = \left(\frac{K_i^\varepsilon}{\alpha (A_i K_i)^\varepsilon + (1 - \alpha) (B_i L_i)^\varepsilon} \right)^{1/\varepsilon}$$

となる。(7)式と(8)式から、次の式が得られる。

$$(9) \quad S_{L_i} = 1 - \alpha (A_i k_i)^\varepsilon$$

ここで(9)式によれば、労働分配率は資本-生産高比率 k_i の単調関数として表されるが、増加関数となるか減少関数となるかはパラメータ ε に依存する。もし労働と資本が代替的であれば ε は負の値となるから、(9)式は k_i の単調減少関数となる。逆に、労働と資本が補完的であれば、(9)式は k_i の単調増加関数となる。

2-2. 経営者属性や株主構成、財務戦略の影響

ところで、労働分配率が資本-生産高比率の単調関数であるとしても、現実の労働分配率は資本-生産高比率だけでは説明できない部分もある。(9)式が得られる前提は、実質賃金と労働の限界生産性が一致する均衡状態が成立することであったが、この前提条件が成立しない場合が現実にはある。これまでも労働分配率に関する研究で指摘されてきたように、不完全競争市場におけるマークアップや労働組合との交渉、労働調整費用の存在が背景となって、実質賃金と労働の限界生産性が一致しないことが生じる。

以下の分析で、経営者属性や株主構成、財務戦略の違いが労働分配率にどう影響するかに着目するのは、これら要因が資本-生産高比率に影響すると考えられるからである。経営者属性や株主構成は労働組合との交渉に大きく影響すると考えられるし、また財務戦略は直接的に資本構成に大きな影響を与えるだろう。

いま、経営側と労働者側が雇用と賃金について交渉を行う状況を考えよう。このとき彼らは労働の限界生産性が実質機会費用 $\left(\frac{w}{p}\right)$ に等しくなるように、雇用量を決めようとするだろう。すなわち、

$$B_i f'(l) = \frac{w}{p}$$

労働者の交渉力が強まった場合、短期的に労働分配率にそれが影響したとしても、雇用水準の変更を求めるまでには至らない。しかし、長期的には資本量の変化を通じて、雇用量的変化にも労働者の交渉力は影響を及ぼすことになる。

では、労使の交渉力は労働分配率と資本-生産高比率にどのような影響を与えるだろうか。単純なナッシュ交渉モデルでは、賃金は労働の平均生産性と機会費用の交渉力を重みとした加重平均に等しい。つまり、

$$\frac{w}{p} = \theta \frac{Bf(l)}{l} + (1-\theta) \frac{w}{p}$$

したがって、

$$\frac{w}{p} = \theta \frac{Bf(l)}{l} + (1-\theta) Bf'(l)$$

となるから、

$$s_l = \theta + (1-\theta) \frac{l f'(l)}{f(l)} = \theta + (1-\theta) \eta = \theta + (1-\theta) g(k)$$

つまり、労使の交渉力の変化は労働分配率と資本-生産高比率との関係をシフトさせることを意味する。以下の分析では、労使の交渉力に影響を与えると考えられるコーポレート・ガバナンス指標を用いて、労働分配率にどう影響しているかを検討する。

3. 実証分析

3-1. 分析方法

労働分配率に対して経営者や株主の属性、資金調達方法がどのような影響を与えるかを検討するため、以下のような推定式を推計する¹。

$$S_i = \alpha + X\beta + C\gamma + \mu$$

S は労働分配率、X は経営者や株主の属性、企業の財務戦略などを示す説明変数、C は企業属性を表す説明変数、 β と γ は推計される係数、 μ は誤差項である。

3-2. データ

以下の実証分析で用いるデータは、次のように作成した。

従属変数である労働分配率 S は、人件費（労務費）＋福利厚生費を経常利益＋人件費（労務費）＋福利厚生費＋支払い利息・割引料で割って求めた。

説明変数のうち、経営者や株主の属性に関してはいくつかの変数を作成した。

まず、経営者の属性としては、アンケートの「問 1」で調べたトップの属性を利用した。具体的には「生え抜き」をレファレンスグループとして、「オーナー」ダミー、「親会社・関連会社出身」と「金融機関出身」、そして「天下り（官公庁出身）」を合わせた天下りダミーである。

株主の属性については、企業の財務データから、属性別の持ち株比率を利用した。具体的には、「金融機関持ち株比率」、「証券会社持ち株比率」、「外国人株主持ち株比率」である。なお、属性別持ち株比率は合計すると 100% になることから、財務データに記載されている「個人株主持ち株比率」を説明変数には加えていない。したがって、上記三つの属性別持ち株比率の推定される係数は、個人株主と比較して労働分配率にどう影響するかを示すことになる。

属性別の持ち株比率とは別に、十大株主持ち株比率も説明変数に加えている。この変数は、当該企業の株主のうちで大株主がどの程度大きな影響を与えているかを示す。

以上の持ち株比率は、それぞれの株主の影響力を示すと考えられるが、詳細な属性までは示しておらず、曖昧な点ももちろんある。金融機関持ち株比率の中にはメインバンクも入っていれば、それ以外の銀行もある。生保など機関投資家の場合もあれば、それ以外の金融機関もある。メインバンクとそれ以外、あるいは機関投資家とそれ以外では、株主として企業に与える影響も異なるだろう。

¹ 本来であれば資本や生産高を説明変数に加えておきたいが、今回の分析ではデータ作成上の都合で、これらを説明変数とした分析が出来なかった。

そこで、アンケート調査の「問 2」を利用して、企業が主観的に考える利害関係者の影響力を説明変数として推定式に加えている。今回のアンケート調査では、(1)これまで経営側が重視してきた利害関係者、(2)今後、経営側が重視する利害関係者、(3)これまで経営に対する発言力が強かった利害関係者、(4)今後、経営に対する発言力をもつと思われる利害関係者——のそれぞれについて、重視した程度の大きなものから順に 3 つ以内を回答してもらっている。以下の分析では、順位を無視して、回答のあった利害関係者すべてについてダミー変数を作成し、説明変数とした。

財務戦略を示す説明変数としては、以下では次の二つの変数を作成した。

一つは、アンケート調査の「問 3」で調べている経営指標である。今回のアンケートでは、(1)これまで重視度が最も高かった経営指標、(2)現在最も重視している経営指標、(3)今後、最も重視していきたい経営指標——のそれぞれについて、(a)売上高や市場シェアなど、規模の成長性を示す指標、(b)営業利益や経常利益など、収益力を示す指標、(c)ROA（総資産利益率）など、資産活用の効率性を示す指標、(d)ROE（株主資本利益率）など、株主資本の効率性を示す指標、(e)EVA（経済的付加価値）やキャッシュフローなど、残余利益を示す指標、(f)顧客満足度を示す指標、(g)その他——といった項目から最も当てはまるものを一つ選択させている。推定式では、(a)売上高や市場シェアなど、規模の成長性を示す指標をレファレンスグループとして、それぞれの項目のダミー変数を作成した。

もう一つの変数は、アンケート調査の「問 4」を用いた。今回のアンケートでは、(a)銀行借入れから社債発行への切り替え促進、(b)銀行借入れから株式発行への切り替え促進、(c)非効率な持ち合い株の解消の促進、(d)安定株主の確保、(e)自己株消却の促進、(f)資産流動化の促進、(g)現金性資産を少なめにする、(h)配当性向を高める——といった項目について、(1)最近 5 年間の実績の有無と(2)今後の取り組み予定の有無について「ある」か「ない」かを訊いている。以下の分析では、各項目について「ある」場合のダミー変数を作成して、説明変数としている。

また、説明変数には、企業属性を示す変数として産業や労組の有無を加えている。

以上で説明した変数の基本統計量は表 1 の通りである。

ここで、若干であるが、労働分配率について説明を加えておきたい。労働分配率は 0 と 1 の間の実数をとるのが一般的である。しかしながら、経常利益が赤字になった場合には、負値や 1 より大きな値をとることがある。表 1 で労働分配率が負値や 1 をとっているのは、経常利益が赤字で、その期の売上を上回る労務費用を企業が支払っているからである。

表1 基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最大値	最小値
労働分配率	648	0.6535	0.2134	0.0000	0.9950
労働分配率（対数）	646	0.7688	1.1719	-5.3751	5.2929
金融機関持ち株比率	616	0.2644	0.1315	0.0090	0.7892
証券会社持ち株比率	614	0.0137	0.0191	0.0001	0.2342
外国人株持ち株比率	602	0.1086	0.1079	0.0000	0.5267
十大株持ち株比率	616	0.4626	0.1468	0.1295	0.8601
経営トップの属性					
オーナー	648	0.2793	0.4490	0.0000	1.0000
生え抜き	648	0.4599	0.4988	0.0000	1.0000
親会社・関連会社出身、金融機関出身、官公庁出身、その他	648	0.2515	0.4342	0.0000	1.0000
産業ダミー					
建設業	636	0.0912	0.2881	0.0000	1.0000
製造業	636	0.5094	0.5003	0.0000	1.0000
電気・ガス・熱供給・水道業	636	0.0252	0.1567	0.0000	1.0000
卸売業	636	0.1179	0.3228	0.0000	1.0000
小売業	636	0.0645	0.2458	0.0000	1.0000
飲食店・宿泊業	636	0.0094	0.0967	0.0000	1.0000
運輸業	636	0.0393	0.1945	0.0000	1.0000
情報・通信業	636	0.0236	0.1519	0.0000	1.0000
金融・保険業	636	0.0204	0.1416	0.0000	1.0000
不動産業	636	0.0252	0.1567	0.0000	1.0000
サービス業	636	0.0739	0.2618	0.0000	1.0000
労働組合あり	638	0.7320	0.4433	0.0000	1.0000
2007年ダミー	648	0.3719	0.4837	0.0000	1.0000
経営側が重視してきた利害関係者					
顧客（消費者）	629	0.7774	0.4163	0.0000	1.0000
従業員	629	0.6598	0.4742	0.0000	1.0000
個人投資家	629	0.2178	0.4131	0.0000	1.0000
機関投資家	629	0.3482	0.4768	0.0000	1.0000
取引先銀行	629	0.2687	0.4436	0.0000	1.0000
取引先企業	629	0.4356	0.4962	0.0000	1.0000
グループ企業	629	0.1351	0.3421	0.0000	1.0000
その他	629	0.0874	0.2827	0.0000	1.0000
経営側が今後重視する利害関係者					
顧客（消費者）	629	0.7886	0.4087	0.0000	1.0000
従業員	629	0.6375	0.4811	0.0000	1.0000
個人投資家	629	0.3259	0.4691	0.0000	1.0000
機関投資家	629	0.4595	0.4988	0.0000	1.0000
取引先銀行	629	0.1574	0.3645	0.0000	1.0000
取引先企業	629	0.3593	0.4802	0.0000	1.0000
グループ企業	629	0.1097	0.3128	0.0000	1.0000
その他	629	0.0970	0.2962	0.0000	1.0000
発言力が強かった利害関係者					
顧客（消費者）	629	0.5294	0.4995	0.0000	1.0000
従業員	629	0.4563	0.4985	0.0000	1.0000
個人投資家	629	0.1876	0.3907	0.0000	1.0000
機関投資家	629	0.3768	0.4850	0.0000	1.0000
取引先銀行	629	0.4324	0.4958	0.0000	1.0000
取引先企業	629	0.3959	0.4894	0.0000	1.0000
グループ企業	629	0.1765	0.3815	0.0000	1.0000
その他	629	0.1033	0.3046	0.0000	1.0000
今後発言力が強まる利害関係者					
顧客（消費者）	629	0.5485	0.4980	0.0000	1.0000
従業員	629	0.3879	0.4877	0.0000	1.0000
個人投資家	629	0.3164	0.4654	0.0000	1.0000
機関投資家	629	0.5787	0.4942	0.0000	1.0000
取引先銀行	629	0.3132	0.4642	0.0000	1.0000
取引先企業	629	0.3211	0.4673	0.0000	1.0000
グループ企業	629	0.1542	0.3614	0.0000	1.0000
その他	629	0.1113	0.3147	0.0000	1.0000
これまで重視してきた経営指標					
売上高や市場シェアなど、規模の成長性を示す指標	635	0.4236	0.4945	0.0000	1.0000
営業利益や経常利益など、収益力を示す指標	635	0.4693	0.4994	0.0000	1.0000
ROAなど、資産活用の効率性を示す指標	635	0.0331	0.1790	0.0000	1.0000
ROEなど、株主資本の効率性を示す指標	635	0.0362	0.1870	0.0000	1.0000
EVAやキャッシュフローなど、残余利益を示す指標					
および顧客満足度を示す指標	635	0.0378	0.1909	0.0000	1.0000
現在重視している経営指標					
売上高や市場シェアなど、規模の成長性を示す指標	636	0.0943	0.2925	0.0000	1.0000
営業利益や経常利益など、収益力を示す指標	636	0.6761	0.4683	0.0000	1.0000
ROAなど、資産活用の効率性を示す指標	636	0.0660	0.2485	0.0000	1.0000
ROEなど、株主資本の効率性を示す指標	636	0.0943	0.2925	0.0000	1.0000
EVAやキャッシュフローなど、残余利益を示す指標					
および顧客満足度を示す指標	636	0.0692	0.2540	0.0000	1.0000
今後重視する経営指標					
売上高や市場シェアなど、規模の成長性を示す指標	635	0.0646	0.2460	0.0000	1.0000
営業利益や経常利益など、収益力を示す指標	635	0.3843	0.4868	0.0000	1.0000
ROAなど、資産活用の効率性を示す指標	635	0.1228	0.3285	0.0000	1.0000
ROEなど、株主資本の効率性を示す指標	635	0.1701	0.3760	0.0000	1.0000
EVAやキャッシュフローなど、残余利益を示す指標					
および顧客満足度を示す指標	635	0.2583	0.4380	0.0000	1.0000
最近2年間に実施した財務戦略					
銀行借入れから社債発行への切り替え促進	632	0.2184	0.4135	0.0000	1.0000
銀行借入れから株式発行への切り替え促進	630	0.1381	0.3453	0.0000	1.0000
非効率な持ち合い株の解消の促進	623	0.4189	0.4938	0.0000	1.0000
安定株主の確保	631	0.6704	0.4705	0.0000	1.0000
自己株売却の促進	628	0.2038	0.4032	0.0000	1.0000
資産流動化の促進	626	0.4409	0.4969	0.0000	1.0000
現金性資産を少なめにする	622	0.3617	0.4809	0.0000	1.0000
配当性を高める	621	0.6441	0.4792	0.0000	1.0000
今後実施予定の財務戦略					
銀行借入れから社債発行への切り替え促進	615	0.2000	0.4003	0.0000	1.0000
銀行借入れから株式発行への切り替え促進	612	0.1324	0.3392	0.0000	1.0000
非効率な持ち合い株の解消の促進	610	0.3672	0.4824	0.0000	1.0000
安定株主の確保	619	0.7399	0.4390	0.0000	1.0000
自己株売却の促進	611	0.3110	0.4633	0.0000	1.0000
資産流動化の促進	611	0.5254	0.4998	0.0000	1.0000
現金性資産を少なめにする	611	0.4354	0.4962	0.0000	1.0000
配当性を高める	612	0.7843	0.4116	0.0000	1.0000

3-3. 分析結果

株主構成との関係

表 2 は株主構成が労働分配率に対してどのような影響を与えているかをみたものである。

これまでの研究では、銀行などの金融機関持ち株比率が高いことが、株式の持ち合いやメインバンク・システムなどによって、企業が日本的経営や日本的雇用慣行の維持に貢献してきたとされている。一方、外国人株主持ち株比率が高いことは、日本的経営や日本的雇用慣行の維持にはマイナスの影響があるといわれている。

今回の分析結果によると、金融機関持ち株比率と外国人株主持ち株比率は労働分配率に対してマイナスの影響を与えている。より正確には、金融機関や外国人株主の持ち株比率が高い企業ほど、同程度の個人持ち株比率の企業と比べて、労働分配率はより低くなる。さらに、金融機関と外国人持ち株比率の推計された係数を比較すると、外国人株主持ち株比率の係数のほうが大きいことから、労働分配率に与える影響は外国人株主のほうがより強い。つまり、労働分配率の水準に関して金融機関と外国人株主が経営者の規律付けを行っていることを以上の結果は示唆し、とりわけ外国人株主の規律付けによる影響は強いことを示唆している。

また、十大株主持ち株比率に関しては、経営者の属性を示すダミー変数を説明変数に加えると、統計的に有意なマイナスの値が推定されるようになった(表 2 の(2)式)。この結果は、十大株主持ち株比率の高い企業ほど労働分配率を低くする傾向にあるが、それは経営者の属性に影響されるということである。表 3 はこれを確かめるために、表 2 の推定式に経営者の属性と株主持ち株比率との交差項を説明変数に加えて推定した結果である。この結果によると、経営者がオーナーの場合の十大株主持ち株比率と、経営者が天下りの場合の十大株主持ち株比率は、統計的に有意なマイナスの値が推定されている。つまり、オーナー経営者の企業ではオーナー(とその関係者)の持ち株比率が高くなるほど、そして天下り経営者の企業では経営者の出身企業や出身団体、あるいはその関係会社の持ち株比率が高まるほど、労働分配率に関しての規律付けが強まると考えられる。

株主構成が労働分配率に影響している一方で、ステークホルダーの一人である労働組合は労働分配率に対してどのように影響しているだろうか。表 2 の結果によれば、労働組合は労働分配率に対して統計的に有意なプラスの影響を与えており、労働組合のある企業で労働分配率が高いことを示唆する。

表2 株主構成と分配率

	(1)	(2)
金融機関持ち株比率	-0.94657** (0.37137)	-0.80724** (0.37471)
証券会社持ち株比率	-3.48457 (2.26310)	-3.52986 (2.27393)
外国人持ち株比率	-3.14185*** (0.40641)	-3.08824*** (0.40698)
十大株主持ち株比率	-0.38836 (0.32566)	-0.61104* (0.33904)
建設業	0.60001*** (0.14075)	0.59376*** (0.14051)
電気・ガス・熱供給・水道業	-0.87944*** (0.26067)	-0.81832*** (0.26169)
卸売業	-0.25783* (0.13327)	-0.25112* (0.13293)
小売業	-0.12366 (0.17250)	-0.13753 (0.17238)
飲食店・宿泊業	0.43891 (0.68698)	0.36192 (0.68559)
運輸業	0.03551 (0.20718)	0.04517 (0.20675)
情報・通信業	0.60622 (0.40527)	0.54301 (0.40492)
金融・保険業	-1.15249*** (0.30561)	-1.25677*** (0.30768)
不動産業	-1.17051*** (0.31085)	-1.14268*** (0.31006)
サービス業	0.12518 (0.17156)	0.11792 (0.17102)
労働組合あり企業	0.43554*** (0.10440)	0.41848*** (0.10793)
経営者＝オーナー		0.14661 (0.10322)
経営者＝天下り		0.26224** (0.11209)
2007ダミー	-0.17620** (0.08446)	-0.16958** (0.08423)
定数項	1.38371*** (0.24206)	1.35380*** (0.24853)
Observations	587	587
Adjusted R-squared	0.244	0.249

注1)括弧内は標準誤差。

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)産業ダミーのレファレンスは製造業。

表3 経営者の属性の違いによる株主構成と分配率

	(1)
金融機関持ち株比率	-0.52759 (0.48742)
証券会社持ち株比率	-4.50319 (3.79760)
外国人持ち株比率	-3.32990*** -0.55095
十大株主持ち株比率	0.47499 (0.49587)
経営者＝オーナー	1.39190*** (0.52812)
× 金融機関持ち株比率	-1.3234 (0.89071)
× 証券会社持ち株比率	1.06271 (7.66058)
× 外国人持ち株比率	-0.56855 (1.01135)
× 十大株主持ち株比率	-1.97490*** (0.81772)
経営者＝天下り	1.10728* (0.58236)
× 金融機関持ち株比率	-0.45251 (0.97078)
× 証券会社持ち株比率	0.85812 (4.89044)
× 外国人持ち株比率	1.84621* (0.96472)
× 十大株主持ち株比率	-1.93849*** (0.83630)
労働組合あり企業	0.42271*** (0.10844)
2007ダミー	-0.17748** (0.08373)
定数項	0.86958*** (0.31211)
Observations	587
Adjusted R-squared	0.262

注1)括弧内は標準誤差。

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。

利害関係者との関係

表4は重視する利害関係者と労働分配率との関連を分析したものである。アンケート調査では、企業が重視する利害関係者と発言力の強い利害関係者について質問している。これらの回答結果を推定式に加えて、重視してきたあるいは発言力のある利害関係者の違いによって労働分配率がどう影響されるかをみた。

分析結果によれば、重視してきた利害関係者あるいは今後重視する利害関係者としての機関投資家は、労働分配率に対して統計的に有意なマイナスの影響を与えている。また、これまで発言力が強かった利害関係者あるいは今後発言力が強まる利害関係者としての機関投

資家も、労働分配率に対して統計的に有意なマイナスの影響を与えている。つまり、以上の結果は機関投資家が企業経営者に対して労働分配率を下げるような規律付けを行っていることを示している。

他方、機関投資家以外の利害関係者の影響としては、これまで発言力が強かった利害関係者としての顧客（消費者）が労働分配率にマイナスの影響を与えており、今後発言力が強まる利害関係者として取引先銀行やグループ企業がプラスの影響を与えている。このうち、取引先銀行やグループ企業の影響は表 2 や表 3 の結果とは整合的でないのだが、これは表 4 が今後の主観的予想をもとにして推定したのに対して、表 2 や表 3 は過去あるいは現在の状況をもとに推定しているという違いがあるためかもしれない。

表4 重視する利害関係者と分配率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	これまで重視してきた利害関係者	今後重視する利害関係者	これまで発言力が強かった利害関係者	今後発言力が強まる利害関係者
顧客(消費者)	-0.07989 (0.17583)	-0.0989 (0.17962)	-0.17421* (0.09488)	-0.07355 (0.09921)
従業員	-0.09809 (0.15362)	-0.07167 (0.15516)	0.05653 (0.09213)	0.05352 (0.10038)
個人投資家	-0.18062 (0.16957)	-0.10032 (0.16344)	0.04387 (0.12016)	0.1296 (0.11029)
機関投資家	-0.40143** (0.15778)	-0.33250** (0.15648)	-0.32505*** (0.09801)	-0.20477** (0.09998)
取引先銀行	-0.11907 (0.16368)	-0.01887 (0.17850)	0.14751 (0.09711)	0.24391** (0.10622)
取引先企業	0.03799 (0.16246)	-0.03171 (0.16527)	0.05652 (0.09818)	0.07604 (0.10506)
グループ企業	-0.14117 (0.18816)	0.04318 (0.20434)	0.11664 (0.13168)	0.25470* (0.14224)
その他	-0.19816 (0.20580)	-0.15308 (0.20614)	-0.11445 (0.15232)	0.02781 (0.15399)
定数項	1.14122*** (0.41678)	1.12022*** (0.42215)	0.87180*** (0.16756)	0.76623*** (0.18758)
Observations	612	612	612	612
Adjusted R-squared	0.165	0.157	0.175	0.167

注1)括弧内は標準誤差。

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。

経営指標との関係

表 5 は企業が重視する経営指標と労働分配率の関係についてみたものである。この表の推定式の説明変数は、「売上高や市場シェアなど、規模の成長性を示す指標」をレファレンスグループとした「営業利益や経常利益など、収益力を示す指標」ダミーや「ROA など、資産活用の効率性を示す指標」ダミー、そして「ROE など、株主資本の効率性を示す指標」ダミー、「EVA やキャッシュフローなど、残余利益を示す指標」および「顧客満足度を示す指標」ダミー²に加えて、産業ダミー、経営者属性ダミー、労働組合ダミー、2007 年度ダミーである。

表 5 の推定結果によれば、これまで重視してきた経営指標の中で労働分配率を低くする効

² 「EVA やキャッシュフローなど、残余利益を示す指標」と「顧客満足度を示す指標」に回答する企業が少なかつたため、両者を合わせて一つのダミー変数とした。

果の大きかった指標は、「EVA やキャッシュフローなど、残余利益を示す指標」および「顧客満足度を示す指標」ダミーや「ROE など、株主資本の効率性を示す指標」ダミーの推定された係数が相対的にマイナスの大きな値であり、これらの経営指標を重視する企業の労働分配率は相対的に低い。また、「ROA など、資産活用の効率性を示す指標」ダミーも上記二つの指標に次いで大きな値が推定されている。これらの指標は、「売上高や市場シェア」指標と比べて、株主資本や企業資産のリターンに着目し重視するものであり、これらの指標を重視するということは企業が株主や債権者を重視するということを表していると考えられ、これらの指標を重視する企業が労働分配率を低くする傾向にあるという推定結果は妥当であろう。特に「EVA やキャッシュフローなど、残余利益を示す指標」および「顧客満足度を示す指標」ダミーは、現在最も重視している項目についても統計的に有意なマイナスの影響を労働分配率に対して与えており、株主資本へのリターンを重視する企業でより労働分配率が低くなる結果を示している。

なお、今後最も重視する指標については、どの指標も統計的に有意ではなかった。

表5 重視する経営指標と分配率

	(1)	(2)	(3)
	これまで重視	現在重視	今後最も重視
営業利益や経常利益など	-0.27241*** (0.09240)	-0.01512 (0.15020)	0.17304 (0.18889)
ROAなど	-0.40461* (0.24153)	-0.301 (0.21995)	0.30307 (0.21303)
ROEなど	-0.54322** (0.22845)	-0.13673 (0.19918)	0.25332 (0.20485)
EVAあるいは顧客満足度	-0.55723** (0.24067)	-0.49025** (0.22110)	0.2907 (0.19384)
定数項	0.93215*** (0.09657)	0.85548*** (0.16257)	0.50735*** (0.19314)
Observations	619	620	619
Adjusted R-squared	0.172	0.164	0.156

注1) 各経営指標のレファレンスグループは、「売上高や市場シェアなど」である。

注2) 括弧内は標準誤差。

注3) *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。

財務戦略との関係

表 6 は財務戦略との関係をみたものである。この表の説明変数は、産業ダミー、経営者属性ダミー、労働組合ダミー、2007年度ダミーに加えて、「銀行借入れから社債発行への切り替え促進」や「銀行借入れから株式発行への切り替え促進」、「非効率な持ち合い株の解消の促進」、「安定株主の確保」、「自己株消却の促進」、「資産流動化の促進」、「現金性資産を少なめにする」、「配当性向を高める」といった財務戦略に関するダミー変数である。財務戦略に関するダミー変数は、各項目について実施していれば 1、実施していなければ 0 となっている。

推定結果によれば、最近 2 年間に「銀行借入れから株式発行への切り替え促進」をした企業や「配当性向を高める」企業で労働分配率が低い傾向にある一方で、「安定株主の確保」を行った企業では労働分配率が高い傾向にあることがわかる。株式発行や配当性向を高めると

いう財務戦略は株主重視型の経営を行う必要が出てくると考えられるが、その結果として労働分配率が低くなることは妥当な結果と考えられる。他方で、安定株主を確保すると労働分配率が高くなる傾向にあるのは、企業経営者側になんらかのモラルハザードが起きている可能性があると考えられる。

なお、今後の財務戦略に関しては「銀行借入れから株式発行への切り替え促進」が統計的に有意な係数が推計されなかったが、「配当性向を高める」や「安定株主の確保」に関しては最近2年間の戦略と同様の結果だった。さらに、「現金性資産を少なめにする」に関しては統計的に有意なマイナスの係数が推定されており、労働分配率にはマイナスの影響がある。ところで、企業が現金性資産を保有するのは、企業が直面する資金調達制約や債権者からの規律付け、コーポレート・ガバナンスのあり方、資金調達手段やリスク管理手段の多様化、などの要因が影響するからである³。1980年代以降の日本企業の流動性資産保有と投資の関係について分析した堀・安藤・齊藤[2008]によれば、1980年代の企業の流動性資産保有動機と1990年代後半以降のそれとは異なるとした上で、2000年以降は流動性資産の保有が代替的資金調達手段の登場によって設備投資資金源としての役割が薄れ、流動性資産保有が企業価値を高めることに寄与しなくなったとしている。つまり、現金性資産を少なめにするという戦略をとった企業は、資金調達を外部から行い、そして企業価値を高めるという動機を持っていた可能性がある。この場合、債権者や株主、機関投資家といった利害関係者の影響力は強まるだろうから、労働分配率にもマイナスの影響を与えている可能性がある。

表6 最近2年間の財務戦略と分配率

	最近2年間	今後
銀行借入れから社債発行への切り替え促進	-0.05823 (0.10947)	-0.13024 (0.11968)
銀行借入れから株式発行への切り替え促進	-0.25058* (0.13213)	0.14826 (0.13945)
非効率な持ち合い株の解消の促進	-0.0231 (0.09764)	0.005 (0.09977)
安定株主の確保	0.25313*** (0.09404)	0.20878** (0.10574)
自己株消却の促進	-0.07161 (0.10798)	0.08249 (0.09827)
資産流動化の促進	-0.01759 (0.09410)	0.14107 (0.09773)
現金性資産を少なめにする	-0.15776 (0.09687)	-0.18834** (0.09419)
配当性向を高める	-0.34164*** (0.09367)	-0.22325* (0.11475)
定数項	0.95845*** (0.13258)	0.78961*** (0.14739)
Observations	591	571
Adjusted R-squared	0.176	0.155

注1)括弧内は標準誤差。

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。

³ この点については、堀・安藤・齊藤[2008]を参照のこと。

4. むすびにかえて

2000年代に入って、労働分配率が低下していることに関して、専門家やマスコミの間で注目が集まっている。そして、多くの議論では実質賃金の低下が原因とされ、一部の議論では株主重視型経営が行き過ぎているために株式配当が重視され、労働分配率が低下したというものもある。

この論文では、必ずしも実質賃金の変動で労働分配率の変動を説明できないことを示し、労働分配率が資本-生産高比率の関数であることを示した。そして、現実の労働分配率の変動にはマークアップ率や労働組合との交渉、あるいは労働調整費用が影響すると考えられ、これらに影響する経営者や株主の属性、財務戦略が労働分配率にどのような影響を与えているかを推定した。分析結果によれば、外国人株主の持ち株比率が高い企業や機関投資家の存在感が大きい企業、そして株主重視型の財務戦略を行う企業では労働分配率が低くなる傾向にある一方で、労働組合のある企業では労働分配率が高くなる傾向にあることがわかった。

ただし、上記の分析には今後解決していかなければならない問題が残っている。一つは企業の異質性をコントロールしなければならないこと、もう一つは経常利益赤字期における分配問題を十分に考慮した分析を行わなければならないこと、である。特に後者は、経常赤字期に企業がどのような資金調達を行っているのか、そして債権者を中心とした利害関係者がどのような意志決定を行ったのか。これらは、その後の労働分配率にも大きな影響を与えそうであり、企業は雇用調整や賃金調整をどう行うのかにも影響する。90年代後半の長い不況期に企業が行った資金調達方法が、その後の雇用調整や賃金調整を通じて、労働分配率に影響した可能性がある。今回の分析は、株主構成や財務戦略が同時期の労働分配率にどのような影響を与えたかについてだけ分析した。しかし、2000年代の労働分配率変動を考える際には、90年代後半の資金調達や株主構成を分析する必要があるように思われる。

<参考文献>

- 堀敬一、安藤浩一、齊藤誠[2008]『企業の流動性資産保有と投資の決定要因について：上場企業の財務データを用いたパネル分析』、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.08-J-5、日本銀行、2008年2月
- 西村清彦、井上篤[1994]「高度成長期以後の日本製造業の労働分配率：「二重構造」と不完全競争」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』第3章、東京大学出版会、pp.79~106
- 吉川洋[1994]「労働分配率と日本経済の成長・循環」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』第4章、東京大学出版会、pp.107~40
- Bentolila, S. and G. Saint-Paul, [2003], “Explaining Movements in the Labor Share,” *Contributions to Macroeconomics*, Vol. 3, Issue 1, Article 9, The Berkeley Electronic Press.

第3章 労働組合、雇用保障と非正規労働の増加

1. はじめに

本章では、労働組合による雇用保障が日本の労働市場にもたらすもう一つの負の側面と考えられる非正規雇用の増大について分析する。アメリカ発の「金融危機」による景気の急激な悪化によって 2008 年末から派遣労働者を大量に解雇するいわゆる「派遣切り」が問題となっている。そのような中で、派遣労働者をどのように保護すべきかという問題が議論されているが、非正規労働そのものの禁止や雇い止めを禁止することは、問題の解決につながるのであろうか。非正規労働に対する規制を強化すれば、かえって日本企業の競争力を低下させることにつながり、失業を増大させるという可能性も考えられる。そもそも非正規労働の増加が何によってもたらされたのかという問題を捉える根本認識が誤っていれば、それに対する処方箋もまた間違っただけのものとなるため、問題に対する正確な現状認識が望まれる。

「失われた 10 年」という期間に日本の労働市場で起きた大きな問題は、先に見た新卒採用の抑制と労働力の非正規化の急速な進展であるが、労働組合とそれによる強い雇用保障は労働力の非正規化に対してはどのような影響を与えていたのであるか。野田（2010）では、バブル経済崩壊後の雇用維持、人員整理と新卒採用の抑制に対して労働組合の与える影響を分析した。その結果、労働組合は 1997 年以前には、人員整理の実施を抑制する一方で新卒採用の抑制をも同時にもたらしていたことが明らかになり、労働組合による雇用保護が日本の労働市場にもたらす負の側面が明らかにされた。新規学卒者で正規労働者の職に就けなかった者は、失業者になるか、パートタイムや契約社員、派遣社員といった非正規雇用と呼ばれる就業形態に就くこととなる。従って、労働組合の雇用保護は非正規社員の増加をももたらしていたと推測できる。

正規と非正規の処遇の格差が大きく取り上げられている現在でも、いまだ正社員に対する雇用保護は強く、正社員のリストラが難しいことのしわ寄せが非正規労働の増加とその雇用不安をもたらしている。野田（2010）からは、日本企業における人員整理はバブル崩壊後においても経営環境が悪化してからしか行えず、日本企業は人員整理の実施にかなり苦勞したことが伺える。正社員に対する雇用保障という強い制約の下で、低成長やグローバル化に代表されるような先行きの不確実性に対応しようとするれば、雇用調整にコストのかからない非正規労働の活用が有効であることは間違いない。従来からパート、アルバイトなどは景気変動に対応するためのバッファーとして考えられてきたが、バブル崩壊後に進んだグローバル化などによる不確実性の増大に対応するために、それまで以上のバッファーが必要となり非正規雇用を増加させたのではないだろうか。実際に、OECD（2008）による報告書で

は、日本は正社員へは手厚い雇用保護をしている反面、パートなど非正社員の待遇改善が遅れていると指摘されており、正社員への過剰な保護を改める政策が進んでいないと批判した上で、正社員・非正社員の待遇格差を縮小してより効率的な労働市場を目指すべきとしている¹。

非正規労働の増加にはいくつかの要因が考えられるが、ここでは、労使関係に焦点を当てた分析を行いたい。野田（2010）では、労働組合の存在や経営参加が進んでいる企業ほど、人員整理の実施が困難になることを明らかにしているが、そのような企業において非正規雇用が増加しているとは考えられないだろうか。企業内に労働組合が存在し雇用保護が強い企業ほど、雇用の調整コストが大きくなり雇用量を変化させることが難しくなるために、雇用調整コストが小さい非正規雇用を多く採用し景気のバッファーとして利用すると想定できる。

そこで、本章では、労働組合による強い雇用保障が労働力の非正規化に影響を与えたのかどうかについて分析を行う。正社員の雇用保障が強いことが非正規の増加をもたらしたという主張はよくなされるが、組合による解雇規制の非正規化への影響に関しては実証的に検証されてはいない²。そこでこの章では、労働組合が雇用保障を求めることが非正規労働者の比率を上昇させるかどうかを実証的に分析する。

2. 非正規雇用増加と解雇規制

2-1. 非正規雇用増加の要因

まず、労働力調査から作成した図 1 によって非正規雇用の動きをみてみよう。ここでいう非正規雇用とは「役員を除く雇用者に占めるパート・アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他の比率」とされている。1990 年時点においては非正規雇用が雇用者全体に占める割合は 18.3%で、男性が 8.08%、女性が 38.1%であった。この当時は主婦のパートタイマーや学生のアルバイトが主であり、雇用政策を考える上でもいわゆる「周辺労働力」として位置付けられていた。

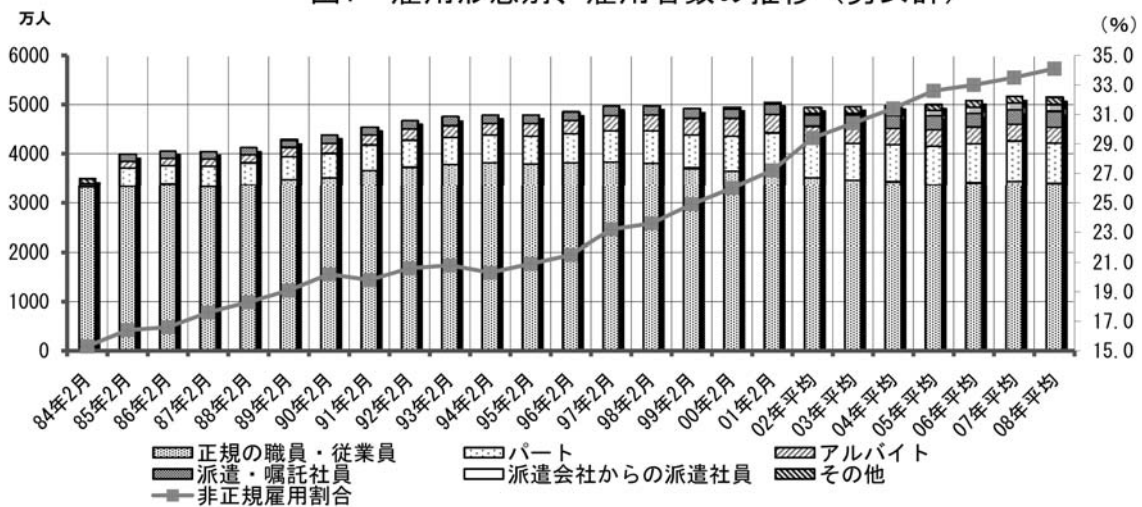
ところが、1990 年代後半以降になって非正規雇用者は急激に増加し、2008 年 1-3 月期になるとその比率は 34%にまで増加し、男性では 18.7%、女性 54.2%まで高まっている。この間の増加の特徴は、以前と異なり、主婦や学生以外の人々も非正規雇用者として働いており、その中には家計の主たる所得稼得者として位置付けられている人たちも増加していることであり、このことが格差問題の大きな要因となった。

最近の非正規雇用の増大の事態を正確に捉えるには、労働供給側の要因と労働需要側の要因の両面から考える必要があるだろう。なぜなら、日本の労働市場で非正規雇用が急激に増加してきた理由に、規制緩和、具体的には「労働者派遣法」の改正があげられることが多いが、

¹ 今回の分析は、加盟各国に構造改革を促す報告書「成長に向けて（2008年版）」に盛り込まれている。

² 大竹・奥平（2007）は雇用の変動について分析を行っているが、非正規雇用に対する分析は行っていない。

図1 雇用形態別、雇用者数の推移（男女計）



出所：総務省統計局『労働力調査』

派遣に対する規制が緩和されたからといって、非正規雇用の供給やそれに対する需要が増加しなければ、非正規の数の上昇にはつながらないからである。従って、その増加に関しては供給と需要の両面から原因を探るべきである。実際に、図1でみたように派遣法改正以前から非正規労働は趨勢的に増加しており、ここに1999年と2004年の派遣法改正の影響を見ることはできない。

まず、働く側、労働供給側の要因としては、働く側が働き方や労働時間の柔軟性を求めて積極的にパートや派遣といった働き方を求めた結果として非正規社員が増加した可能性である。ライフ＝ワーク・バランスを重視して労働時間が長い正社員を嫌い、自由度が高い非正社員を選ぶということである。しかしながら、供給側の要因だけでは非正規雇用の増加を説明することは難しい。例えば、ミクロデータを利用した分析である永瀬（1995）では、長時間パートの多くが正社員になりたいと考えている非自発的パートであることを見出している。また、大阪府労働部（1999）の派遣労働に関する実態調査でも、派遣という働きかたを選んだ理由として、「仕事内容が選べる」「仕事の範囲、責任が明確」そして「働きたい曜日が選べる」と答える人も多い反面、「正社員になるまでのつなぎ」「正社員の仕事に就きたいが、仕事がない」という人も同程度存在している。非正規社員になっている人が、必ずしも積極的にそのような働き方を選択しているとは言えないことがわかる。

次に企業の側、労働需要の側から非正規雇用の増加を考える場合には、いくつかの論点が考えられる。第一には分業の進展が考えられる。1990年代以降、グローバル化とIT化が急速に進行し、その結果、非正規雇用に対する労働需要が伸びたことになる。90年代以降、多くの企業は国際分業を進めた。国際市場での競争激化により、日本企業はより安価な労働力を求めて中国や東南アジアに生産拠点を進出させたが、日本国内にはより付加価値の高い仕事を残すようになった。こうした経済のグローバル化によって、企業に対する人件費圧力と付加価値の高い仕事の相対的な重要性が高まり、非正規社員を増加させたと考

えられる。

また、IT 化の進展によって、それまで人が行ってきた仕事がデジタル化され、ソフトウェアに代行されていった。つまり IT 化が業務を単純化させ、従来は熟練労働者が行ってきた仕事が未熟練者でも行えるようになったことも非正規雇用の増加を促進した³。

第二に、企業側から見た場合の非正規雇用のメリットであるが、その最たるものは正社員にはない「雇用調整の容易さ」、すなわち「雇用の調整費用」が小さいことである。雇用の調整コストとは、雇用者数を増減させる際に生じる費用のことであり、採用や解雇にかかる費用、教育訓練費用、そして、従業員の士気や企業への忠誠心、組合との紛争コストなどであるが、一般的に言えば、非正規雇用者に対しては十分な教育訓練投資が行われずに、組合の組織化も進んでいない。また、非正規は法的な保護の対象とされておらず、いわゆる「整理解雇の 4 要件」の中の解雇回避努力の中には、非正規雇用の削減や新卒採用の停止が含まれており、不況期にはまず非正規を対象に雇用調整を行うことが法的にも要請されている。従って、こうした調整費用は正社員よりも非正社員の方が小さく、そのために企業は景気の良し悪しに応じて非正規社員を増減することで、雇用調整費用を抑えることができるのである。そして、労働組合の存在やそれによる解雇抑制が調整コストを大きくしていることもこれまでに述べてきた。

2-2. 雇用調整コストと非正規雇用

労働需要の側、すなわち日本企業の側からすれば、この間の非正規の増加の背景には 1990 年代の日本経済が「労働力」「設備」「負債」の 3 つの過剰で悩まされ、日本企業が人員整理になかなか踏み切れなかったことが教訓としてあるのではないだろうか。このことを裏付けるように、野田（2010）における分析では、1997 年までは労働組合の存在は人員整理の実施を抑制していたことが明らかにされている。1990 年代後半までは、人員整理についてはそれ以前と同様に「赤字にならないければ人員整理を行わない」という、いわば「前例」を踏襲する形で可能な限り雇用を維持しており、今から考えれば「雇用を維持している間に景気が回復する」という思い違いがあったのではないか。しかし、景気は回復するどころか 1997 年以降さらに悪化し、本格的に人員整理に取り組む必要に迫られた。このような経験を通して、日本企業は従来どおりの雇用調整行動には無理があると感じたが、正社員の雇用保障を緩めることは困難であるために、景気悪化や突然のショックに対する備えとして別の方法を考えざるをえなかった。それが非正規雇用の増加ではなかったか。もしそうであれば、2008 年末に起こった「派遣切り」も経営者、そして労働組合の想定通りということである。

³ 厚生労働省の「平成 18 年版・労働経済の分析」では、企業が非正規雇用を求める理由を、「グローバル化を背景とした国際的な経済競争の強まりによって、生産性の向上とコスト削減が追求され、企業は正規雇用と非正規雇用の組み合わせを考えることでコスト削減を図る」と述べている。その他の各調査も同様の見解を示している。

バブル経済崩壊以降の長期不況やグローバル化に代表されるように経済の先行きの不確実性の増大によって雇用を企業内に抱え込むことの高まり、日本企業はこれに非正規の活用で対応するようになった。日本企業の人材形成では企業が特殊技能を形成するための教育訓練投資を行って生産性、能力を向上させ、それを活用することによって投資費用を回収するということが行われてきたが、この場合には労働者は資本設備と同様に固定的な生産要素としての性格を持つことになる。安定した労働需要が見込まれる場合には投資費用が回収できる可能性が高いため解雇しない方が得策であり、従来の日本企業はそのように行動していた。実際、中馬・樋口（1995）、樋口・新保（1999）では、研究開発を行っている企業では従業員の能力開発に力を入れるため教育訓練投資を活発に行う結果、正規雇用の比率が上昇することや、生産物需要の増大が予想される場合にも正規雇用の比率が上昇することが明らかにされている。しかし、先行きの不確実性が高まり、予想できないショックに見舞われる可能性が高まる場合には、簡単に解雇できない労働の固定的な側面は費用を回収できない可能性を高くするので、企業からみればリスクが大きくなる。可能な限りこのようなリスクを減らそうとすれば、教育訓練費用をかけない非正規雇用の活用という選択肢が採用される。従来からパート・アルバイトといった労働力は景気の調整弁としての機能を持っていたが、経済成長率の低下やグローバル化による将来予測の困難性が増した現在では、それまで以上に労働者が固定費用として重く押し掛かることとなり、それまで以上により大きなバッファーが必要となったために非正規の採用が増加したと考えられる。そして中核的な業務を担う正社員への雇用保障を緩められないとすれば、他の方法で調整コストを引き下げるしかなく、そのためのバッファーとして非正規は利用されている。

2-3. 労働組合、解雇規制と雇用調整コスト

解雇に対する規制が強ければ、企業にとっての雇用調整コストは増加することになるが、解雇規制は実際の雇用にどのような影響を与えるのであろうか。奥平（2008）は法的な解雇規制の雇用に与える影響を分析している。整理解雇に関する判決データを利用した都道府県レベルのデータによる分析で、解雇規制の強化が雇用機会の減少を招くことを明らかにしている。そして、厳しい解雇規制は全ての労働者に対して均一の影響を与えるのではなく、男性については若年層と高齢者の就業率を低下させ、女性については、失業率を増加させるよりも労働参加を妨げる効果が大いとしている。しかし、この研究では、非正規雇用の増加については分析を行っていない。

Autor（2003）はアメリカにおける黙示的契約の例外規定が雇用の調整コストに影響を与えるところに着目し、雇用の調整コストと派遣労働の増加の関係を分析している。アメリカでは、黙示的契約の例外が認められれば、過去に昇進・昇級試験が行われている場合には、書面上の協約や明示的な協約がなくても雇用契約の更新が黙示されているものとして扱われる。そしてこの例外規定が認められている州においては企業の雇用調整コストが上昇するが、

黙示的な契約の例外は派遣業を対象としていないために、派遣労働者を雇用することは雇用調整コストを低下させる。そのため、正規労働から派遣労働者への代替が進むという仮説を検証している。分析の結果、黙示的契約の例外規定が 1973 年から 1995 年までの派遣業の成長率の約 20%を説明している。

本章では労使関係や労働組合の効果という視点から非正規雇用の増加の要因を探る。野田（2010）などの分析では、労働組合のある企業では、赤字発生まで雇用調整を実施できない傾向があることが明らかにされてきたが、非正規雇用の採用によって雇用調整コストを低下させることができ、ショックに対する柔軟な対応が可能になるならば、労働組合があることによって解雇制限が強く雇用調整コストが大きくなっている企業では、調整コストが小さい非正規雇用の採用を進めるインセンティブがそうでない企業よりも強く働くと考えられる。従って、労働組合のある企業ではそうでない企業に比べて非正規労働の比率が増加している可能性がある。

これまでみたように、労働組合の存在は、雇用調整コストを大きくし、解雇を抑制する。もしやむを得ず人員整理を行う場合にも、解雇という形ではなくより穏当な手段が採用されることの背景には、労働組合の存在がある。労働組合のある企業では、人員整理を行う際に解雇ではなく、希望退職や早期退職という形態が取られるが、組合がない企業では解雇が採用される傾向にあると推察できる。その理由は次の 2 つである。これまでも述べたが簡単にまとめおこう。

第一には、解雇法制の影響によって組合のある企業では解雇のコストが高くなっていることが考えられる。整理解雇については、「整理解雇の 4 要件」と呼ばれる判例法理が存在している。この 4 要件とは、①人員削減の必要性、②解雇回避努力義務、③被解雇者選定の妥当性・基準の公平性、④労働者への説明義務・労働組合との協議義務である。これまで経営上の理由による解雇は、これらの項目が満たされていない限り解雇権の濫用として無効であるとの判決が下されるケースが多かった。

このような解雇法制の下では、訴訟によって初めて解雇の是非が問われるという裁判による解決法が取られるが、こうした体制は労使双方に多大な時間的・金銭的費用を負わせており、とりわけ、裁判費用を負担できない労働者の雇用保護には役立っていないと指摘されてきた。このような中で、労働組合の存在は裁判費用の負担を可能にし訴訟を容易にするために、企業からみた解雇のコストを上昇させる。労働組合のある企業で解雇を行った場合、労働者がそれを不当と感じれば労働組合の支援を受けられるので、組合のない場合に比べて裁判に訴えることが容易である。従って、経営者はそれを恐れて解雇より希望退職、早期退職制度というより穏当な手段を取ることが予想される。

第二には、労使がともに過去の人員削減を巡る紛争から学習したこと、および、解雇を行わないことを前提として人的資源管理施策を行っていることである。櫻井（2001）によれば、平成不況期にリストラが頻発したにも関わらず、大きな争議が起きなかった背景には、

過去の整理解雇が争議を招いたことから、労使ともに学習効果が働き、希望退職募集という解雇に比較して穏便な手段が取られたことを要因のひとつに挙げている。労働組合が組織されている企業の場合、労使双方に学習効果が働き、人員整理に伴う紛争がもたらす無用なコストを避けるために、より穏当な希望退職、あるいは早期退職制度を利用するものと考えられる。従業員への配慮を欠いた一方的な解雇は、労使間の信頼関係を破壊し従業員のモラルや経営参加に悪影響を及ぼすと考えられる。

本章で検討する仮説は次のようになる。労働組合は雇用調整コストを上昇させるために、組合企業では景気変動に対するバッファーとして非正規雇用を増加させている。また、希望・早期退職といった人員整理を実施していない企業は、雇用調整コストが高い企業ということであり、そのような企業でも非正規比率が上昇する。

3. データ

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 2005 年 10 月（以下、「2005 年調査」）と 2007 年 10 月（以下、「2007 年調査」）に行った、上場企業を対象とした「雇用システム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。非正規労働者の比率（非正社員／（正社員＋非正社員））の平均は 2005 年調査と 2007 年調査ともに 19%程度である。人員整理の実施・未実施については、対象企業が上場企業であるので、解雇を実施した企業は極めて少ない。「希望・早期退職の募集」を行った企業は、2005 年調査の場合には、「ここ 10 年間」が質問の対象となっている一方で、2007 年調査では「過去 2 年間」のみが対象となっているという違いがあるが、前者は 45.2%、後者は 9.5%という実施頻度になっている。労働組合についてはいずれの調査においても約 70%の企業に組合が組織されていることがわかる。

企業内の人的資源管理施策は雇用調整や非正規雇用比率に影響を与えられられるが、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非正規比率に関してプラス、マイナス両方の影響を与えることが考えられる。第一には、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、教育訓練投資が行われない非正規従業員の比率が低くなるという可能性である。第二には、人的資本投資が活発に行われている企業では、教育訓練投資回収のために人員整理を実施せずに雇用を抱え込む傾向があるために、景気変動に対応するためのバッファーとして非正規比率を上昇させていることが考えられる。

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。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。

表 1 記述統計量

変数名	2005年調査		2007年調査	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
サンプル数	430		293	
非正規雇用比率	0.190	0.227	0.190	0.211
労働組合ダミー	0.731	0.443	0.708	0.454
希望・早期退職ダミー	0.095	0.294	0.452	0.498
教育訓練 1	2.969	0.743	2.855	0.690
教育訓練 2	3.219	0.586	3.180	0.625
賃金プロファイル	2.094	0.775	1.829	0.496
職能資格制度ダミー	0.721	0.449	0.748	0.434
終身雇用維持	1.539	0.894	1.603	0.878
売上高(対数)	15.71	1.767	15.68	1.691
製造業ダミー	0.442	0.497	0.482	0.500

4. 非正規雇用増加の分析

4-1. 2007 年調査での分析

まず、2007 年調査を用いて非正規雇用比率の決定要因について分析しよう。被説明変数は非正規雇用比率である。説明変数としては、労働組合ダミー、希望・早期退職実施ダミー、そして人的資源管理施策に関する変数である。非正規比率が 0 の企業も存在するためトビットモデルによる分析を行った。表 2 の推定結果によれば、労働組合ダミーはプラスで統計的に有意となっており、労働組合の存在が非正規比率を上昇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、4-8%ポイント非正規比率が高まっている。すなわち、労働組合の存在している企業においては、雇用の調整コストが大きく、正社員の人員整理が困難な企業であるために、景気変動に対するバッファーとして解雇しやすい非正規雇用を増加させているということになる。

希望・早期退職の実施ダミーは(2)(3)の推定においてマイナスで有意であるが、他の推定においては有意ではない。したがって、人員整理実施、未実施の非正規比率に与える影響は頑健なものではないといえよう。

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、プラスで有意である。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、非正規比率は低くなる。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、非正規従業員の比率が低下するという我々の結果は、先行研究と整合的である。例えば、従

業員一人当たりの研究開発費の高い企業ほど正規従業員比率が高く、パートタイマー比率が低くなるとした中馬・樋口（1995）、また、研究開発投資を行っている企業では、人的資本投資がなされた高度な技能を持った従業員比率を高める必要があるために正規の比率が上昇するという樋口・新保（1999）などである。

一方で、教育訓練 1 は全ての推定でプラスで有意となっており、企業が教育訓練に責任を持ってきたとする企業ほど、非正規比率が高くなる傾向が見られる。製品需要の不確実性が高まれば、企業が従業員に投資した教育訓練コストの回収することが困難になるために、教育訓練投資を行う正社員数を絞り込み、その一方で非正規社員を増加させていることがうかがえる。樋口・中馬（1995）では、生産物の長期的需要の拡大が見込めるほど、非正規の比率は低下するとしているが、需要の増加が見込めれば投資費用の回収は容易であるために、解雇を抑制して雇用を維持し、多くの正規に教育訓練投資を行うことができるので、バッファは少なくてもすむ。しかし、バブル崩壊後には生産物需要の不確実性が高まったことで、投資費用の回収が困難になり、人材に対する投資は固定費用としての側面を強くしたため、正規の数を減らしてバッファとしての非正規の数をさらに増加させたということであろう。教育訓練 1 の結果は、人材に対する投資の固定費用としての側面が強まったことを示していると思われる。

表2 非正規比率の決定要因(2007年調査)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
労働組合ダミー	0.0413 * (0.0234)		0.0609 ** (0.0302)	0.0562 * (0.0354)		0.0779 ** (0.0342)
希望・早期退職実施ダミー		-0.0797 * (0.0479)	-0.0869 * (0.0479)		-0.0208 (0.0561)	-0.0323 (0.0560)
貸金プロフィール				-0.0017 (0.0215)	-0.0053 (0.0212)	-0.0058 (0.0210)
職能資格制度ダミー				-0.0686 * (0.0384)	-0.0746 ** (0.0382)	-0.0846 ** (0.0383)
教育訓練1	0.0419 ** (0.0240)	0.0448 ** (0.0240)	0.0462 ** (0.0239)	0.0682 ** (0.0281)	0.0751 ** (0.0282)	0.0779 ** (0.0280)
教育訓練2	-0.0165 (0.0267)	-0.0120 (0.0269)	-0.0126 (0.0268)	-0.0026 (0.0318)	-0.0008 (0.0313)	-0.0020 (0.0311)
製造業ダミー	0.0195 *** (0.0050)	0.0196 *** (0.0049)	0.0210 *** (0.0049)	0.0241 *** (0.0059)	0.0239 *** (0.0058)	0.0263 *** (0.0059)
売上高(対数)	-0.0051 (0.0085)	0.0049 (0.0083)	0.0011 (0.0086)	0.0055 (0.0110)	0.0118 (0.0108)	0.0072 (0.0110)
終身雇用制維持	0.0234 (0.0160)	0.0257 * (0.0158)	0.0287 * (0.0158)	0.0023 (0.0186)	0.0024 (0.0185)	0.0066 (0.0185)
AdjR ²	0.1212	0.1209	0.1252	0.1301	0.1312	0.1367

上段は係数、()は標準誤差。*は10%、**5%、***1%で有意である。

4-2. 2005年調査での分析

さて、以上の分析では、人員整理実施、未実施の非正規比率に対する効果は頑健なものとはいえなかった。今回の調査では、希望・早期退職といった人員整理の実施・未実施に関しては、調査時点の2007年以前の2年間に関してしか尋ねていないが、この時期は「いざなぎ景気」を越える景気拡大がなされた時期であり、人員整理を行った企業はさほど多くなく、2007年データによる分析は企業の雇用保障の強さと非正規比率の関連を十分に捉えられていないかもしれない。そこで、2005年実施の前回調査のデータを用いて人員整理と非正規比率の関連を分析する。

2005年調査では、1990年以降の「失われた10年」の間に各企業が希望・早期退職を実施したかどうかを尋ねており、この時期に人員整理を実施した企業の比率が40.5%と多い。この戦後最悪といわれた不況の時期に人員整理を実施しなかった企業は、雇用保障が強い企業と考えて差し支えないだろう。

トービットモデルによる分析結果は、表3に示してある。労働組合や人員整理の実施・未実施の非正規比率に与える効果に関しては、2007年調査よりもかなり頑強な結果が得られている。全ての推定において労働組合ダミーはプラスで有意となっており、希望・早期退職実施ダミーもマイナスで有意となっている。すなわち、労働組合の存在は4-5%ポイント非正規比率を上昇させており、また、人員整理未実施企業は、実施企業と比較して4-5%ポイント比率が高くなっている。失われた10年の間に人員整理を実施しなかった企業は、雇用調整コストが高い企業ということであり、正社員の人員整理を行うことが困難な企業ということである。したがって、非正規雇用を拡大することでバッファー機能を強化し景気の変動に対応しているものと考えられる⁴。

また、人的資源管理に関する変数についても、2007年調査を使用した結果と整合的な結果がえられている。教育訓練1がプラスで有意であることと職能資格制度がマイナスで有意なことは、今回の調査と同じ結果であり、それに加えて、年功賃金がマイナスの影響を与えているが、これは、職能資格制度と同様の解釈ができるであろう。

表3 非正規比率の決定要因(2005年調査)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
労働組合ダミー	0.0434 * (0.0257)		0.0473 ** (0.0234)	0.0473 ** (0.0235)		0.0537 ** (0.0279)
希望・早期退職実施ダミー		-0.0316 * (0.0180)	-0.0393 * (0.0224)		-0.0420 ** (0.0214)	-0.0487 ** (0.0238)
賃金プロフィール				-0.0486 ** (0.0231)	-0.0415 ** (0.0230)	-0.0456 ** (0.0230)
職能資格制度ダミー				-0.0546 ** (0.0270)	-0.0501 ** (0.0270)	-0.0553 ** (0.0270)
教育訓練1	0.0352 ** (0.0173)	0.0411 ** (0.0175)	0.0392 ** (0.0175)	0.0201 ** (0.0186)	0.0237 ** (0.0188)	0.0222 ** (0.0187)
教育訓練2	0.0175 (0.0222)	0.0127 (0.0225)	0.0131 (0.0224)	0.0276 (0.0237)	0.0211 (0.0239)	0.0222 (0.0238)
製造業ダミー	-0.0813 *** (0.0224)	-0.0648 *** (0.0214)	-0.0775 *** (0.0224)	-0.0933 *** (0.0246)	-0.0686 *** (0.0233)	-0.0846 *** (0.0246)
売上高(対数)	-0.0188 *** (0.0068)	-0.0155 *** (0.0066)	-0.0193 *** (0.0069)	-0.0139 ** (0.0078)	-0.0107 ** (0.0076)	-0.0142 ** (0.0078)
終身雇用維持	0.0193 (0.0121)	0.0214 * (0.0122)	0.0207 * (0.0122)	0.0166 (0.0143)	0.0187 (0.0144)	0.0181 (0.0143)
AdjR ²	0.1561	0.1564	0.1571	0.1635	0.1681	0.1702

上段は係数、()は標準誤差。*は10%、**5%、***1%で有意である

⁴ なお、希望・早期退職を実施していない企業は、収益が低下しておらず人員整理を実施する必要がなかった企業であるだけかもしれない。その可能性を排除するために、アンケートにある「1990年から経営危機を体験したかどうか」という質問を利用して分析を行った。経営危機を体験した企業は、人員整理を実施する必要性が高い企業と考えられる。分析の結果、経営危機を体験した企業としていない企業との間では、希望・早期退職の実施頻度に大きな差は無く、二つの企業にサンプルを分割して非正規雇用決定要因の分析を行ったが、それぞれの結果については、表3の結果と大きな差は見られなかった。したがって、希望・早期退職を実施していない企業を雇用保障が強い企業と考えても差し支えないと思われる。

5. 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非正規雇用比率を上昇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員整理の実施、未実施が非正規雇用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、非正規比率を上昇させていたが、このことは労働組合の存在が正社員に対する人員整理の実施を困難なものにしており、そのため企業は景気変動に対するバッファーとしての非正規比率を上昇させているということを示している。第二に、希望・早期退職などの人員整理を実施していない企業では、非正規比率が高くなる傾向が見られるが、このことは人員整理を実施していない企業は、雇用の調整コストが高いために、人員整理が実施できないということであり、そのために企業は雇用調整コストが低い、つまり、雇用調整の実施が容易な非正規雇用を増加させてバッファー機能を強化していることを示している。

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、雇用調整手段や非正規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。

〔参考文献〕

- 大竹文雄・奥平寛子（2006）「解雇規制は雇用機会を減らし格差を拡大させる」福井秀夫・大竹文雄編『脱格差社会と雇用法制——法と経済学で考える——』第7章、日本評論社、pp.165-185。
- 大阪府労働部（1999）『労働者派遣事業の実態と派遣労働者の就労状況に関する調査研究報告書』。
- 奥平寛子（2008）「整理解雇判決が労働市場に与える影響」『日本労働研究雑誌』No.572、pp.75-92。
- 櫻井稔（2001）「雇用リストラ——新たなルールづくりのために——」中公新書。
- 中馬宏之・樋口美雄（1995）「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳・樋口義雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社。
- 永瀬伸子（1994）「既婚女子の雇用就業形態に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』No.418、pp.31-42。
- 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。
- 樋口美雄・新保一成（1999）「日本企業の雇用創出と雇用喪失」『三田商学研究』42巻5号、pp.111-133。
- Autor, David H. (2003) “Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing,” *Journal of Labor Economics*, 2003 Vol. 21, No1. The University of Chicago.
- OECD (2008) *Economic survey of Japan 2008*.

第4章 雇用削減意思決定と技能レベル

1. はじめに

従来、日本企業には長期的に雇用を維持する慣行があり、生産量の低下に対して労働時間による調整を主とし、雇用には極力手をつけられないものとされてきた。それがバブル景気崩壊後、リストラと称して解雇や希望退職といった積極的な雇用削減策を実施する企業が数多く見受けられるようになった。また、最近でも2008年夏からの金融危機以降、非正規雇用の解雇などに続いて、正規雇用を対象とした雇用削減策を打ち出す企業が増加した¹。

日本企業が雇用削減策を実施するタイミングが変化したのかどうかについては、駿河[2002]や熊迫[2006]などによって検討されている。それらによれば、雇用削減のタイミングを示すものとして従来から指摘されている2期連続赤字は、1990年代においても当てはまるものの、より早期に雇用削減を実施する企業の割合は、従前と比較して増加している。雇用削減策を実施するタイミングは、企業によるバラツキが大きくなってきたと言えよう。

企業の雇用削減意思決定に関しては、コーポレート・ガバナンスの構造と関連付ける研究が多くなされている。経営者をモニタリングし規律付ける仕組みは、言うまでもなく企業行動に大きな影響を与えることが予想され、それによって雇用削減に関する企業行動も変化すると考えられる。

もともと企業が業績の悪化とともに直ちに雇用量を減らさない理由として、雇用削減コストがあるからだとされている。この雇用削減コストには、割増退職金や組織変更などの削減時の費用だけでなく、業績が改善して雇用量を増やそうとした時に新たに人材を採用し教育する費用も含まれる。後者に着目すれば、特に業績変動の大きい企業群において、従業員に求める水準が高い企業ほど雇用削減コストが高くなると考えられる。

本稿では、コーポレート・ガバナンスに関する研究成果を踏まえつつ、業績変動の大きさと従業員に要求される技能レベルが雇用削減意思決定に与える影響を検討する。

2. 先行研究と問題意識

コーポレート・ガバナンスに関する研究は、所有と経営が分離している現代の企業において、経営者の行動をいかにモニタリングし規律付けしていくか、という問題を対象としており、1990年代以降、日本的経営の見直し機運の中で、広く関心を集める分野となった²。

¹ 例えば、2009年春には次のような見出しの新聞記事が出ている。“正社員退職募集2万人、雇用調整の動き広がる”、日経新聞2009年3月9日付朝刊。

² コーポレート・ガバナンスに関する全般的な議論の経緯については、小佐野[2001]や稲上[2000]などを参照の

また、コーポレート・ガバナンスを主題とした研究とは別に日本企業の特徴を制度的補完性によって説明しようとする研究が注目されてきた。Aoki[1994]は、日本企業の内部組織と労働市場、資本市場、供給市場が相互関連し、全体として補完的なシステムとなっていたと指摘している。このような制度的補完性に関する研究の一環として、日本企業の雇用削減とコーポレート・ガバナンスとの関係を検証する研究が盛んになっていると思われる。

雇用削減への影響要因として、株式の所有構造に注目したものに阿部[1997]、富山[2001]、野田[2006]などがある。阿部[1997]は大株主の存在が雇用削減確率を低下させており、また銀行持株比率による分析結果をもとに銀行は平時には雇用削減確率を低下させるが赤字期には雇用削減確率を高めることを示している。富山[2001]は、メインバンク制が雇用調整速度に与える影響を分析し、メインバンク関係の強い企業は雇用調整速度が遅くなることを示した。野田[2006]は、株式所有構造、メインバンク制が雇用調整速度に与える影響を分析している。その結果、外国人持株比率の高さが雇用調整速度を高め、赤字期のメインバンクも雇用調整速度を高めることが示された。また所有構造だけでなく労働組合や経営者の出自の影響を検討したものもある。野田[2002]は、労働組合の有無が雇用削減や雇用調整速度に与える影響を分析し、中小企業では労働組合が存在する企業の方が赤字期の雇用調整が速いことを示した。野田[2008]は、経営者の出自別にメインバンクが雇用調整速度に与える影響を分析し、製造業においては、メインバンクが雇用調整を遅らせるのは内部昇進企業だけであり、また内部昇進企業でのみメインバンクの影響が赤字になると雇用調整速度を速める方に変化することが示された。

このようなコーポレート・ガバナンス構造による雇用削減行動の違いは、影響を与える利害関係者が最適雇用量と実際の雇用量とのギャップをどの程度許容するかという点が反映されていると言えよう。利害関係者が短期業績志向であれば、許容されるギャップは小さなものになるだろうし、長期業績志向であればある程度大きなギャップであっても許容されるかもしれない。

企業が生産量の変化を受けて直ちに雇用調整を実施しないのは、雇用調整コストが存在するためだと考えられる。すなわち、余剰雇用を維持するのに必要なコストと雇用調整コストを比較して、企業は雇用調整するかどうかの意思決定を行っていると考えられる。ここで、雇用調整コストとは、割増退職金のように雇用調整に伴う直接的な費用だけでなく、雇用を減らした後に再度生産量を増やせるような事態になった時、要求される技能レベルの人材確保に要する費用なども含まれる。特に従業員に対して高い技能を求める企業においては、人材育成に時間がかかるため、生産量が下落しても再度生産量が回復・上昇する可能性が高いならば、雇用削減をしない方が合理的な行動となるはずである。この点について本稿では確認したい³。

こと。

³ 例えば清家[2002]ではこの雇用調整コストを「長期雇用契約」、「人的資本投資」、「雇用調整に伴う直接コ

3. 分析方法とデータ

本稿では、雇用削減の実施の有無を被説明変数とし、要求される技能水準やガバナンス構造を説明変数としたプロビット分析を行う。その際、業績変動の大きさによって説明変数の影響が異なると考えられるため、全てのサンプルを投入したものと、業績変動の大きさによって投入するサンプルを分けた推計の双方を行なう。

使用したデータは、独立行政法人 労働政策研究・研修機構が 2007 年 10 月に実施した「雇用システムと人事戦略に関する調査」（以下、「本調査」とする）の回答データに日経 NEEDS の有価証券報告書データを接合したものである。本調査の対象企業は、上場企業全数（東京一部・二部、大阪一部・二部、名古屋一部・二部）2552 社であり、有効回収数は 298 社、有効回収率は 11.7%となっている。このうち、使用するデータがそろっている 219 社が分析対象である。

雇用削減を表す変数は、「解雇」を実施したとの回答企業と“希望退職の募集、早期退職優遇制度の創設・拡充”を実施したとの回答企業を 1、それ以外の企業を 0 としたものであり、「雇用削減」と表記する。

要求される技能レベルを表す変数は、“現在、貴社の新入社員が採用後、貴社のコアの仕事ができるようになる（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”という設問への回答を月数に換算した値を用いており、「技能水準」と表記する。

業績変動の大きさを表す変数は、本調査実施時期より 5 年前までさかのぼって各年毎に経常利益の前年比増減率を算出し、5 年間のうちの最大値と最小値の差が 2⁴を超える企業を 1、それ以外の企業を 0 としており、「業績変動」と表記する。

直近の業績が赤字かどうかを表す変数は、本調査実施時期の前年度の経常利益がマイナスとなっている企業を 1、それ以外の企業を 0 としており、「直近赤字」と表記する。

コーポレート・ガバナンス構造に関しては、日経 NEEDS の株主構成データから金融機関持株比率、外国人持株比率、個人持株比率を用いており、それぞれ「金融比率」、「外国人比率」、「個人比率」と表記する。また、株主構成以外にもコーポレート・ガバナンスに影響するものとして、組合が存在するかどうかを表す変数を用いる。これは本調査において“労働組合がある”と回答した企業を 1、“労働組合がない”と回答した企業を 0 としており、「労働組合」と表記する。

コントロール変数として、産業と企業規模を用いる。産業を表す変数は、主たる産業として“製造業”と回答した企業を 1、それ以外の選択肢を回答した企業 0 としており、「製造業」と表記する。企業規模を表す変数は、正社員数の回答結果をもとにしたダミー変数であ

スト」、「雇用調整のもたらす評判や士気の低下」の 4 つに大別している。この中の「人的資本投資」が、本稿の問題意識と合致する部分である。

⁴ これはパーセント表記で 200%を意味する。

り、10000名以上を「規模1」、5000名以上10000名未満を「規模2」、1000名以上5000名未満を「規模3」、500名以上1000名未満を「規模4」、500名未満を「規模5」と表記する。

これらの記述統計量を表1に示す。

表1 記述統計量

変数	度数	平均	標準偏差	最小	最大
雇用削減	219	0.1598	0.3673	0	1
技能水準	219	54.274	31.981	6	162
業績変動	219	0.5297	0.5003	0	1
直近赤字	219	0.0594	0.2368	0	1
金融比率	219	0.2529	0.1344	0.0093	0.7892
外国人比率	219	0.1163	0.1098	0	0.4988
個人比率	219	0.3596	0.1827	0.0129	0.8521
労働組合	219	0.7717	0.4207	0	1
製造業	219	0.5023	0.5011	0	1
規模1	219	0.0685	0.2532	0	1
規模2	219	0.0594	0.2368	0	1
規模3	219	0.3699	0.4839	0	1
規模4	219	0.21	0.4083	0	1
規模5	219	0.2922	0.4558	0	1

4. 推計結果

まず全てのサンプルを投入した結果を表2に示す。有意水準を10%で判定すると、直近赤字、個人持株比率、労働組合が有意にプラスとなっている。また、教育期間や業績変動の大きさは有意ではない。この結果だけ見ると、要求される技能水準や業績変動の大きさは雇用削減の実施に関係なく、コーポレート・ガバナンス構造が影響しているように見える。

次に、業績変動の大きさによって投入するサンプルを分けて推計する。業績変動が大きい企業群のみを対象とした推計結果を表3に、業績変動が小さい企業群のみを対象とした推計結果を表4に示す。

業績変動が大きい企業群について表3を見ると、要求される技能水準は有意にマイナスとなっており、直近赤字は有意にプラスとなっている。また、金融機関持株比率、外国人持株比率、個人持株比率、労働組合は有意ではない。すなわち、業績変動が大きい企業では、要求される技能レベルが高いほど雇用削減を実施しない傾向があり、コーポレート・ガバナンス構造による差は大きくないことが示唆される。

業績変動が小さい企業群について表4を見ると、外国人持株比率が有意にプラスとなっており、要求される技能水準や直近赤字は有意ではない。つまり、業績変動が小さい企業では、技能水準や直近赤字であるかどうかあまり影響せず、外国人持株比率が高いほど雇用削減を実施する傾向がある。

なお、これまでの研究で2期連続して赤字だったかどうか雇用削減のトリガーとして注

目されてきたことから、直近赤字に替えて 2 期連続赤字を説明変数として用いた推計も別途行った。そこでも表 2、表 3、表 4 で示したものとほぼ同じ結果になっている。

表 2 推計結果（全サンプル）

	係数	標準誤差	
技能水準	-0.0059	-0.0036	
業績変動	0.0033	-0.237	
直近赤字	1.1466	-0.4161	***
金融比率	-0.248	-1.065	
外国人比率	2.2871	-1.3983	
個人比率	1.8571	-0.8424	**
労働組合	0.5877	-0.3464	*
製造業	-0.5935	-0.251	**
規模 1	0.837	-0.3908	**
規模 2	-0.0743	-0.5152	
規模 4	-0.2067	-0.3142	
規模 5	-0.8116	-0.363	**
定数	-1.7405	-0.6906	**
サンプルサイズ	219		
Pseudo R2	0.2024		
Log likelihood	-76.7458		

*** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1

表 3 推計結果（業績変動が大きい企業群）

	係数	標準誤差	
技能水準	-0.0173	-0.0073	**
直近赤字	1.7177	-0.6643	**
金融比率	0.2027	-1.6096	
外国人比率	0.8363	-2.2216	
個人比率	1.991	-1.4474	
労働組合	0.2019	-0.4984	
製造業	-0.6293	-0.4348	
規模 1	1.341	-0.5798	**
規模 2	0.0146	-0.8996	
規模 4	-1.5312	-0.6771	**
規模 5	-1.0508	-0.5409	*
定数	-0.6656	-1.1205	
サンプルサイズ	116		
Pseudo R2	0.3503		
Log likelihood	-33.6051		

*** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1

表 4 推計結果（業績変動が小さい企業群）

	係数	標準誤差	
技能水準	-0.0023	-0.0055	
直近赤字	0.7306	-0.7583	
金融比率	-2.7527	-1.9175	
外国人比率	3.9137	-2.3683	*
個人比率	1.7727	-1.1719	
労働組合	0.8909	-0.5631	
製造業	-0.7448	-0.3899	*
規模 1	0.5693	-0.6558	
規模 2	-0.4923	-0.8389	
規模 4	0.5033	-0.4699	
規模 5	-0.8081	-0.5375	
定数	-1.77	-1.0091	*
サンプルサイズ	103		
Pseudo R2	0.2204		
Log likelihood	-34.6787		

*** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1

5. 結びにかえて

本稿の分析の結果、業績変動が大きい企業とそうでない企業とでは、雇用削減に影響する要因が異なることが示された。

業績変動が大きい企業では、要求される技能レベルが高いほど、将来の業績拡大期での機

会損失を考慮して、雇用削減策が避けられる傾向がある。一方、業績変動が小さな企業では、将来の見通しがたてやすい事から、要求される技能レベルが影響せず、また赤字になるまで雇用削減を待つこともない。このような企業では、特に短期的な業績に関心を持ちやすい外国人投資家の持株比率が高いほど雇用削減策をとりやすくなるようである

このような結果は、企業行動は単に利害関係者の意向に左右されるだけでなく、企業が限られた情報の中で人的資本投資が回収される見込みがあるのかどうかを判断し、雇用を削減するかどうかを決定している事を意味する。この事は、企業のより現実的な姿を描き出しているように思われる。

なお、本稿に残された課題も多い。その1つとして説明変数の内生性の問題が挙げられる。業績変動の大きさと直近赤字には内生性の問題が存在するとも考えられる。これらの対応については、今後の課題としたい。

<参考文献>

阿部正浩[1999]「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定」、『日本経済の構造調整と労働市場』、日本評論社
稲上毅[2000]「新日本型コーポレート・ガバナンスと雇用・労使関係」、『現代日本のコーポレート・ガバナンス』、稲上毅、連合総合生活開発研究所（編著）、東洋経済新報社。

小佐野広[2001]『コーポレートガバナンスの経済学——金融契約理論からみた企業論』、日本経済新聞社。

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。

駿河輝和[2002]「解雇の経験則は今も当てはまるか」、『日本労働研究雑誌』、No.501。

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』、No.488。

野田知彦[2002]「労使関係と赤字調整モデル」、『経済研究』、53巻1号。

野田知彦[2006]「経営者、統治構造、雇用調整」、『日本経済研究』、(54)。

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。

Aoki, M. [1994], "The Japanese Firm as a System of Attributes: A Survey and Research Agenda", *The Japanese Firm: The Sources of Competitive Strength*, (邦訳『システムとしての日本企業』、NTT出版、1995)

第5章 コーポレートガバナンスと女性の活躍*

1. はじめに

コーポレートガバナンスのあり方は女性の活躍にどのような影響を及ぼすのだろうか。Abe and Hoshi (2007)は、労務行政研究所の「人的資源管理に関する調査」(1995年、1997年、2001年)を用いて、外国人持株比率が高い企業で管理職に占める女性比率が高いことを発見した。また、川口(2008)は2005年に労働政策研究・研修機構(JILPT)が実施した「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)を用いてコーポレートガバナンスと女性の活躍の関係について分析した結果、投資家の発言力が強い企業や投資家重視の経営改革を行っている企業では、女性が活躍していることを発見した。これらの事実は、株主による経営の規律付けが女性の活躍を促進している可能性を示している。

では、なぜ投資家による経営の規律付けは女性の活躍を推進するのだろうか。本稿の目的は、JILPTの2005年調査と同じくJILPTが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)を用いて、その理由について議論することである。具体的には、次の二つの仮説を検証する。一つは、「投資家によるガバナンスの強化が長期雇用慣行の変容をもたらし、長期雇用慣行の変容が女性の活躍を推進している」というもの、もう一つは「投資家によるガバナンスの強化は、ワークライフバランス(WLB)の改善によって女性の活躍を推進している」というものである。後者の仮説は、長期雇用制度を維持したまま女性の活躍を推進している点で前者と異なる。

本稿の実証分析の結果、第1の仮説は支持されなかった。投資家によるガバナンスと長期雇用慣行との間には明確な相関関係が観察されなかった。ただし、長期雇用慣行が強い企業では女性が活躍していないという事実は観察された。

他方、第2の仮説はおおむね支持された。投資家によるガバナンスが強い企業ほど、WLB改善に取り組んでおり、女性が活躍している。さらにWLBの改善に取り組んでいる企業ほど女性が活躍している。ただし、投資家によるガバナンスとWLBの相関関係は、ガバナンスと女性の活躍の相関関係ほど強いものではなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で仮説について説明し、第3節で分析に用いる変数と実証モデルについて説明する。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。

* 本稿で使用したデータの整理やモデルの推定の際に、リサーチアシスタントの西谷公孝氏にご協力いただいた。ここに感謝の意を表したい。

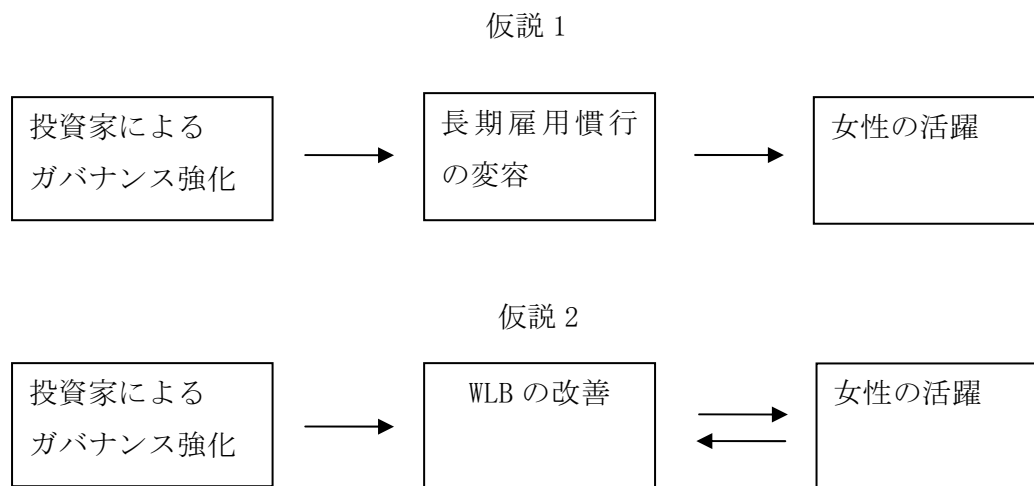
2. 仮説

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、以下の二つの仮説が考えられる（図1参照）。

仮説1：投資家によるガバナンスの強化が長期雇用慣行の変容をもたらし、長期雇用慣行の変容が女性の活躍を推進している。

仮説2：投資家によるガバナンスの強化が、ワークライフバランス（WLB）の改善と女性の活躍を推進している。

図1. ガバナンス、長期雇用慣行、女性の活躍の関係



仮説1は以下のように説明できる。投資家は銀行と異なり、経営者に対しより短期的な利益追求を要求する。投資家によるガバナンスの強化は、企業の経営目標を短期化するため、長期雇用慣行の維持を困難にする。長期雇用慣行の下では離職確率が相対的に高い女性は男性より不利な扱いを受けるが、その見直しによって離職確率より知的能力が重視され女性が活躍しやすくなる。川口（2008）は、長期雇用慣行が強い企業では女性が活躍していない傾向があることを示しているが、それはこの仮説を支持する。

ただし、Jackson and Miyajima (2007)はこの仮説に反するような事実を発見している。彼らによると、日本の大企業の大半は、資金調達や株主構成が市場志向的になっても、長期雇用を維持している。そうだとすれば、投資家によるガバナンスの強化は、長期雇用の変容というルートを経ないで、別のルートで女性の活躍を推進していることになる。

長期雇用慣行の下で女性が活躍しにくいのは、女性の離職確率が男性より高いために、訓練や配置で不利な扱いを受けるからである。長期雇用を維持したまま女性の活躍を推進しようと

すれば、女性の離職確率を下げなければならない。そこで、第 2 の仮説が考えられる。WLB 施策によって女性の離職確率を下げながら、女性の活躍を推進する方法である。WLB 施策を低い費用で実施することができれば、わが国ではこれまで十分に活用されてこなかった女性労働力を活用することができる。これは、女性の活用が企業利益の上昇をもたらすという実証研究と整合的である¹。

3. データ・変数・モデル

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（JILPT）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）と、JILPT が 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）である²。

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 2531 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 2552 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。

両調査は、パネルデータの作成を目的に実施されているため、パネルデータとして利用することも可能であるが、2 回連続して回答した企業が少ないため、本研究では両調査をプールして分析する。

3-2. 変数

分析に用いた変数はすべて、表 1 にまとめている。以下、表 1 を参照しながら説明していく。

(1) 女性の活躍変数

女性の活躍を捉える変数として、「課長に占める女性の割合」、「女性の相対勤続年数」、「ポジティブアクション施策数」を用いる。

「課長に占める女性の割合」は平均で 2.3% にすぎない。42.8% の企業では女性課長が一人もいない。「女性の相対勤続年数」は女性正社員の平均勤続年数の対数値から男性正社員の平均勤続年数の対数値を引いたものである。女性の平均勤続年数の対数値は男性より 0.375 小さい。これは、女性の勤続年数は男性のおよそ 69% であることを意味する。「ポジティブアクション施策数」は平均が 3.4 である。ただし、まったく実施していない企業が 11.4% ある。

¹ わが国のデータを使った実証分析では、佐野（2005）と Kawaguchi, D. (2007) が、従業員に占める女性の割合が上昇すると企業の利益が上昇することを示している。ただし、児玉・小滝・高橋（2005）は女性労働者の増加自体が利潤の上昇をもたらすわけではないとしている。海外では、Hellerstein, Neumark and Troske (2002) は 1980 年代のアメリカのクロス・セクション・データを用いて、女性社員比率と売上高営業利益率の間に正の相関関係があることを発見している。

² 調査の詳細については、労働政策研究・研修機構（2007）及び労働政策研究・研修機構（2009）参照。

表1. 記述統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
女性活躍指数					
課長に占める女性の割合	565	0.023	0.045	0	0.394
女性の相対勤続年数	575	-0.375	0.324	-1.609	0.446
ポジティブアクション施策数	478	3.397	2.662	0	10
財務構造					
金融持株比率	582	0.261	0.133	0.009	0.789
外国人持株比率	569	0.106	0.108	0	0.532
ステークホルダーの発言力指数					
銀行の発言力指数	567	1.063	1.215	0	3
機関投資家の発言力指数	545	0.872	1.070	0	3
従業員の発言力指数	548	0.923	0.978	0	3
投資家重視改革施策数	614	6.637	3.428	0	16
長期雇用慣行変数					
正社員の平均勤続年数の対数値	622	2.611	0.513	0	3.714
終身雇用制度ダミー	653	0.937	0.243	0	1
コアの仕事ができるまでの年数	624	4.661	2.860	0	16.25
WLB施策変数					
有給休暇取得促進施策数	650	1.665	1.364	0	7
労働時間適正化施策数	611	4.943	2.524	0	12
利用実績のある育児支援施策数	191	4.236	2.505	0	11
労働組合ダミー	665	0.732	0.443	0	1
従業員数の対数値	610	6.764	1.428	2.079	11.070
会社設立年ダミー					
1945年以前	671	0.411	0.492	0	1
1946-1965年	671	0.390	0.488	0	1
1966-1985年	671	0.133	0.339	0	1
1986年以降	671	0.066	0.248	0	1
産業ダミー					
鉱業	664	0.002	0.039	0	1
建設業	664	0.099	0.299	0	1
製造業	664	0.477	0.500	0	1
電気・ガス・熱供給・水道業	664	0.024	0.153	0	1
卸売業	664	0.113	0.317	0	1
小売業	664	0.047	0.211	0	1
飲食店	664	0.009	0.095	0	1
運輸業	664	0.035	0.183	0	1
通信業	664	0.024	0.153	0	1
金融・保険業	664	0.075	0.264	0	1
不動産業	664	0.021	0.144	0	1
サービス業	664	0.074	0.262	0	1
2005年ダミー	671	0.601	0.490	0	1

(2) ガバナンス変数

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変数、投資家重視の改革施策数の3種類の変数を用いる。

財務構造を捉える変数としては、「金融持株比率」と「外国人持株比率」を用いる。前者は銀行の影響力を、後者は外国人機関投資家の影響力を捉える。平均値は、前者が26.1%、後者が10.6%である。

ステークホルダーの発言力を捉える変数として、「銀行の発言力指数」、「機関投資家の発言力指数」、「従業員の発言力指数」の三つを用いる。「銀行の発言力指数」は、「これまで経営に対する発言力が強かった利害関係者」として第1位から第3位までを問う設問において、取引先銀行が第1位であれば3点、第2位であれば2点、第3位であれば1点を付与する変数である。「機関投資家の発言力指数」と「従業員の発言力指数」も同様に計算した。三者の発言力指数は、0.87から1.06の間で拮抗している。

さらに、投資家重視の経営改革を行っているか否かをみるため、「投資家重視改革施策数」

を用いる。これは、取締役会改革（5 施策）、株主広報活動（9 施策）、株主総会改革（8 施策）のうち実施している施策の数を変数としたものである。取締役会改革の 5 施策とは、「委員会設置会社に移行」、「執行役員制度の導入」、「社外取締役の導入」、「ストックオプション制の導入」、「役員報酬の個別開示」である。株主広報活動の 9 施策とは、「有価証券報告書等を企業の主要施設に常備」、「アニュアルレポートをホームページに掲載」、「国内でアナリストと定期的なミーティング」、「海外でアナリストと定期的なミーティング」、「IR 活動のコンサルタントを利用」、「IR 担当部署の設置」、「英語のディスクロージャー誌を作成」、「株主懇談会を実施」、「株主優待を実施」である。また、株主総会改革の 8 施策とは、「株主総会集中日を避けて総会を実施」、「株主総会を土日に実施」、「株主総会通知を早期に発送」、「株主総会前に取締役候補を開示」、「株主総会で英語の同時通訳を実施」、「株主総会で活発な議論を促す」、「電子メールによる株主総会の招集通知」、「電子メールによる株主の議決権行使」である。平均では 6.6 項目の施策が実施されている。

(3) 長期雇用慣行変数

長期雇用慣行の存在を捉える変数として、「正社員の平均勤続年数の対数値」、「終身雇用制度ダミー」、「コアの仕事ができるまでの年数」の三つを用いる。「正社員の平均勤続年数の対数値」の平均値は 2.6（約 13.6 年）である。「終身雇用制度ダミー」は、終身雇用のあり方について、「現在も終身雇用になっていない」と回答した企業に 0 を、それ以外の回答をした企業に 1 を付与する変数である。93.7%の企業は現在終身雇用制度をとっていると回答している。「コアの仕事ができるまでの年数」は、新入社員がコアの仕事ができるようになるまでの期間を尋ねた質問に対する回答を年に換算したものである。回答企業の平均は 4.7 年である。

(4) WLB 施策変数

WLB 施策に関する変数として、「有給休暇取得促進施策数」、「労働時間適正化施策数」、「利用実績のある育児支援施策数」の三つを用いる。それぞれの施策数の平均値は、1.7、4.9、4.2 である。

(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」、「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。

労働組合がある企業は 73.2%である。従業員数の対数値は 6.76 である。これは、およそ 866 人である。会社の設立年では、戦前に設立された企業が 41.1%と最も多く、次いで 1946-1965 年の 39.9%である。産業では、製造業が 47.8%と最も多く、卸売業の 11.3%がそれに続く。調査年は、2005 年が 60.1%を占める。

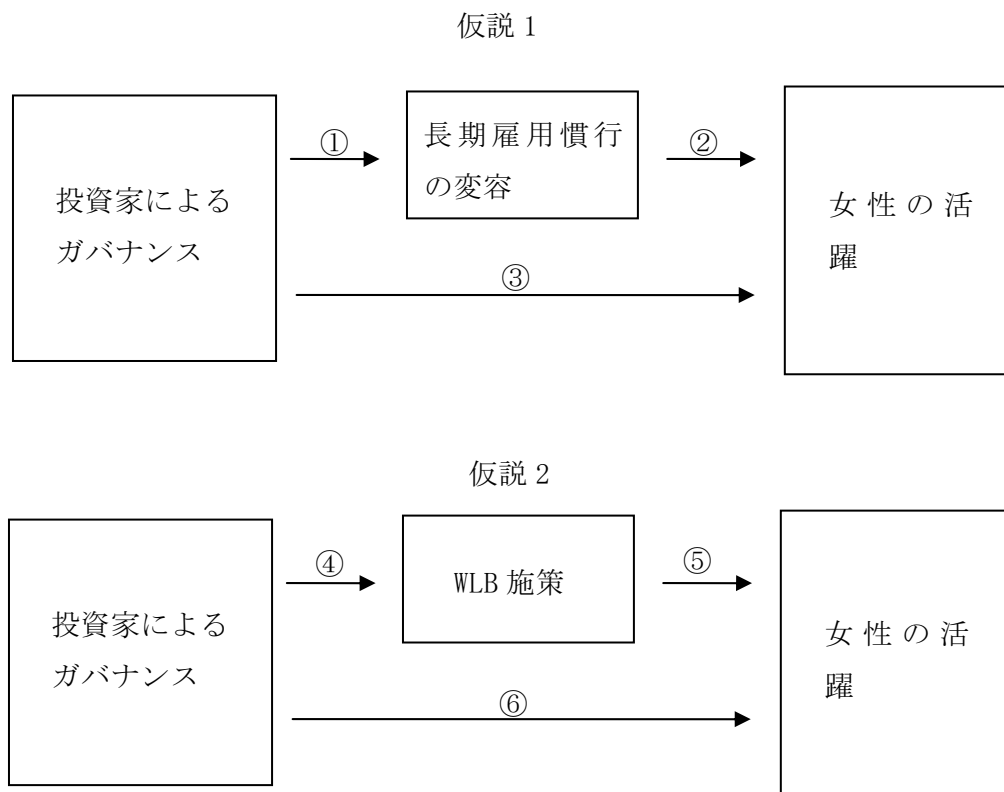
3-3. モデル

推定方法のイメージは図 2 にある。第 1 の仮説が正しければ、①投資家によるガバナンスが強い企業では長期雇用慣行の後退がみられ、②長期雇用慣行の弱い企業では女性が活躍しているはずである。③は、長期雇用慣行の変容という経路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。まず①を推定し、次いで②と③を一つのモデルで推定する。

仮説 2 の推定方法も同様である。④投資家によるガバナンスが強い企業では WLB 施策の推進がみられ、⑤WLB を推進している企業では女性が活躍している。⑥は、WLB の推進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。まず④を推定し、次いで⑤と⑥を一つのモデルで推定する。

2 回の調査をプールしたデータを用いるため、厳密な意味で因果関係を検証するものではない。仮説の必要条件である相関関係を検証している。

図 2. 仮説に対応するモデルの推定方法



4. 推定結果

4-1. コーポレートガバナンスと女性の活躍

二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活躍の関係を確認しよう。表 2 は両者の関係を推定した結果である。モデル(1)、(2)、(3)は被説明変数が「課長に占める女性の割合」である。女性の課長がいない企業が少なくないため、Tobit で推定している。モデル(4)、(5)、(6)は被説明変数が女性の「相対勤続年数」である。これらは OLS を用いて推定している。そして、モデル(7)、(8)、(9)は被説明変数が「ポジティブアクション施策数」である。これも OLS を用いて推定している。

表2. コーポレートガバナンスと女性の活躍

	課長に占める女性の割合			女性の相対勤続年数			ポジティブアクション施策数		
	Tobit			OLS			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
財務構造									
金融持株比率	0.012 (0.023)	-	-	0.273 ** (0.125)	-	-	1.299 (1.050)	-	-
外国人持株比率	0.004 (0.030)	-	-	0.467 *** (0.156)	-	-	4.255 *** (1.553)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	0.0231 * (0.003)	-	-	-0.012 (0.014)	-	-	-0.094 (0.129)	-
機関投資家発言力指数	-	0.006 * (0.003)	-	-	0.028 * (0.016)	-	-	0.124 (0.144)	-
従業員発言力指数	-	0.006 * (0.003)	-	-	-0.035 ** (0.017)	-	-	0.068 (0.142)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.003 *** (0.001)	-	-	0.018 *** (0.005)	-	-	0.179 *** (0.045)
労働組合ダミー	-0.019 *** (0.007)	-0.019 ** (0.008)	-0.022 *** (0.007)	0.135 *** (0.042)	0.101 ** (0.047)	0.105 ** (0.045)	0.152 (0.348)	0.077 (0.366)	-0.069 (0.324)
従業員数の対数値	0.007 *** (0.003)	0.009 *** (0.003)	0.004 (0.003)	-0.017 (0.013)	0.007 (0.014)	-0.023 ** (0.014)	0.535 *** (0.127)	0.724 *** (0.112)	0.627 *** (0.126)
設立年ダミー(1945年以前基準)									
1946-1965年	0.007 (0.006)	0.014 ** (0.007)	0.005 (0.006)	0.017 (0.033)	-0.012 (0.035)	-0.017 (0.033)	0.143 (0.263)	0.185 (0.310)	-0.263 (0.266)
1966-1985年	0.028 *** (0.010)	0.025 ** (0.011)	0.013 (0.010)	0.116 * (0.064)	0.035 (0.070)	0.050 (0.061)	-0.257 (0.420)	-0.265 (0.462)	-0.531 (0.384)
1986年以降	0.027 (0.016)	0.0385 ** (0.016)	0.026 ** (0.013)	0.034 (0.087)	0.295 *** (0.085)	0.152 * (0.089)	0.997 (1.155)	0.937 (0.924)	0.097 (0.732)
産業ダミー(製造業基準)									
鉱業	0.036 (0.050)	-	0.031 (0.051)	-0.163 *** (0.034)	-	-0.209 *** (0.034)	-2.102 *** (0.256)	-	-2.434 *** (0.250)
建設業	-0.026 *** (0.010)	-0.023 * (0.012)	-0.019 * (0.010)	-0.078 *** (0.046)	-0.127 ** (0.056)	-0.080 (0.053)	-0.641 (0.435)	-0.956 ** (0.474)	-0.547 (0.436)
電気・ガス・熱供給・水道業	0.002 (0.017)	0.006 (0.019)	0.006 (0.017)	0.094 (0.065)	0.024 (0.072)	0.078 (0.061)	0.615 (0.584)	0.215 (0.575)	0.188 (0.552)
卸売業	0.028 *** (0.008)	0.030 *** (0.010)	0.024 *** (0.008)	-0.129 *** (0.048)	-0.193 *** (0.054)	-0.146 *** (0.050)	0.118 (0.344)	0.098 (0.411)	-0.088 (0.359)
小売業	0.031 *** (0.011)	0.056 *** (0.013)	0.054 *** (0.012)	0.019 (0.078)	0.082 * (0.091)	-0.008 (0.086)	0.587 (0.646)	0.981 (0.763)	0.645 (0.575)
飲食店	0.032 (0.031)	0.079 ** (0.032)	0.052 * (0.027)	-0.004 (0.212)	-0.070 (0.194)	-0.062 (0.150)	1.271 ** (0.491)	0.879 (0.805)	1.095 * (0.655)
運輸業	0.033 ** (0.013)	0.035 ** (0.014)	0.035 *** (0.013)	-0.062 (0.101)	-0.110 (0.104)	-0.064 (0.097)	-0.190 (0.685)	0.182 (0.866)	-0.403 (0.725)
通信業	0.004 (0.025)	0.022 (0.020)	0.013 (0.018)	0.042 (0.089)	0.163 (0.104)	0.092 (0.093)	1.527 (1.353)	0.323 (0.791)	0.877 (0.637)
金融・保険業	0.003 (0.019)	0.009 (0.023)	0.003 (0.019)	-0.195 ** (0.083)	-0.134 (0.107)	-0.232 *** (0.081)	-0.569 (0.607)	-0.004 (0.698)	-0.642 (0.586)
不動産業	-0.002 (0.021)	-0.01 (0.025)	0.017 (0.020)	0.064 (0.106)	-0.055 (0.106)	-0.058 (0.124)	-0.185 (1.561)	1.121 (1.249)	0.921 (1.116)
サービス業	0.047 *** (0.010)	0.038 *** (0.011)	0.034 *** (0.010)	0.011 (0.053)	0.049 (0.055)	0.032 (0.055)	-0.451 (0.390)	-0.464 (0.392)	-0.569 (0.381)
2005年ダミー	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.002 (0.032)	-0.004 (0.035)	-0.007 (0.032)	0.101 (0.243)	0.059 (0.269)	-0.194 (0.235)
定数項	-0.053 *** (0.017)	-0.075 *** (0.020)	-0.042 ** (0.016)	-0.476 (0.108)	-0.452 *** (0.119)	-0.383 *** (0.108)	-1.413 * (0.767)	-1.822 ** (0.883)	-1.842 ** (0.714)
R2	-	-	-	0.100	0.130	0.093	0.224	0.200	0.286
Log Likelihood	315.5	246.7	294.4	-	-	-	-	-	-
観測数	483	406	474	488	411	477	401	341	384

注1) *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。

まず、コントロール変数の符号を確認しておこう。(1)から(3)のモデルでは、労働組合ダミーは1%水準で有意に負の係数をもっている。しかし、労働組合が直接的に女性の活躍を妨げる活動をしているとは考えにくい。労働組合がこのモデルに含まれていない変数で、課長に占める女性の割合を下げている変数と相関している可能性が強い。たとえば、従業員に占める女性比率がそうである。労働組合のある企業のほうが女性労働者比率が低い。また、労働組合は、「女性の相対勤続年数」には正の効果をもっている。これは、後でみるように、労働組合がWLB 施策の推進に熱心であることと関連があるのかもしれない。被説明変数が「ポジティブアクション施策数」の場合は、「労働組合ダミー」の符号は有意でない。

従業員数は「課長に占める女性の割合」と「ポジティブアクション施策数」に対しては正の効果、「女性の相対勤続年数」に対してはやや負の効果をもっている。これは、大企業ほど長期雇用慣行が強く男性の勤続年数が長いためと思われる。

設立年ダミーの係数をみると、新しい企業ほど「課長に占める女性の割合」が高く、「女性の相対勤続年数」が長いことがわかる。「ポジティブアクション施策数」については有意な違いがない。

産業別では、建設業ダミーはすべてのモデルで負の係数をもっており、その多くは有意である。女性の活躍が最も遅れている産業といえる。卸売業は、女性課長比率は高いが、女性の相対勤続年数は短い。このほか女性課長比率が高い産業として、小売業、飲食店、運輸業、サービス業がある。

さて、投資家のガバナンスの強い企業では女性は活躍しているだろうか。財務構造をみると、外国人持ち株比率は正の符号をもっており、モデル(4)と(7)では1%水準で有意である。外国人持ち株比率が高い企業では、株主の影響力が強いことが予想されるが、それが女性の活躍を推進していると考えられる。

「機関投資家発言力」も正の係数をもっている。ただし、モデル(2)と(5)において10%水準で有意であるのみなので、それほど明確な結果ではない。モデル(5)では、「従業員発言力」が5%水準で有意に負の効果をもっている。これは、従業員の発言力が強い企業では男性労働者の長期雇用慣行があり、相対的に女性の勤続年数を短くしているためと考えられる。

「投資家重視改革施策数」も正の係数をもっており、1%水準で有意である。投資家のガバナンスを強化するような改革を行っている企業では女性が活躍していることがわかる。

このように、投資家のガバナンスが強い企業では女性が活躍していることがさまざまな指標を用いたモデルで支持された。これらは、Abe and Hoshi (2005)や川口 (2008) の結果と整合的である。

4-2. 仮説1の検証

(1) コーポレートガバナンスと長期雇用慣行

次に、投資家のガバナンスが強い企業で長期雇用慣行の見直しが進んでいるかどうかを推定した結果が表3である。図2の①に当たる。まず、コントロール変数の係数からみていこう。

表3. コーポレートガバナンスと長期雇用慣行

	正社員の平均勤続年数の対数			終身雇用制度ダミー			コアの仕事ができるまでの年数		
	OLS			Probit			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
財務構造									
金融持株比率	0.362 *** (0.109)	-	-	0.821 (0.791)	-	-	-0.342 (1.153)	-	-
外国人持株比率	-0.258 (0.161)	-	-	-0.345 (1.132)	-	-	-0.636 (1.416)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	0.023 * (0.014)	-	-	-0.151 ** (0.077)	-	-	-0.060 (0.109)	-
機関投資家発言力指数	-	-0.025 (0.015)	-	-	-0.283 *** (0.093)	-	-	-0.201 (0.125)	-
従業員発言力指数	-	0.031 ** (0.016)	-	-	-0.138 (0.097)	-	-	0.001 (0.140)	-
投資家重視改革施策数	-	-	-0.006 (0.006)	-	-	0.019 (0.033)	-	-	-0.072 (0.046)
労働組合ダミー	3.186 *** (0.037)	0.279 *** (0.046)	0.319 *** (0.044)	-0.116 (0.254)	-0.173 (0.284)	-0.117 (0.242)	0.478 (0.326)	0.536 (0.346)	0.744 ** (0.336)
従業員数の対数値	0.015 (0.018)	0.048 *** (0.017)	0.057 *** (0.019)	0.080 (0.082)	0.162 ** (0.083)	0.163 * (0.089)	0.024 (0.152)	0.038 (0.119)	0.171 (0.136)
設立年ダミー(1945年以前基準)									
1946-1965年	-0.076 *** (0.022)	-0.093 * (0.027)	-0.079 *** (0.025)	0.090 (0.254)	-0.236 (0.275)	0.041 (0.241)	-0.531 * (0.285)	-0.508 * (0.296)	-0.305 (0.291)
1966-1985年	-0.392 *** (0.061)	-0.339 *** (0.072)	-0.371 *** (0.064)	-0.518 ** (0.300)	-0.937 *** (0.339)	-0.528 * (0.271)	-1.350 *** (0.442)	-0.990 ** (0.489)	-0.881 ** (0.431)
1986年以降	-0.357 * (0.186)	-0.884 *** (0.185)	-0.777 *** (0.154)	-0.136 (0.504)	-1.412 *** (0.365)	-1.017 *** (0.292)	-0.885 (0.685)	-1.241 * (0.743)	-0.912 (0.614)
産業ダミー(製造業基準)									
鉱業	0.197 *** (0.028)	-	0.168 *** (0.031)	-	-	-	0.614 ** (0.301)	-	0.727 ** (0.288)
建設業	0.102 *** (0.038)	0.107 ** (0.042)	0.102 ** (0.048)	-0.237 (0.308)	-0.178 (0.379)	-0.244 (0.343)	2.195 *** (0.515)	1.746 *** (0.553)	2.023 *** (0.508)
電気・ガス・熱供給・水道業	0.117 *** (0.044)	0.134 *** (0.045)	0.064 (0.040)	-0.782 (0.531)	-0.998 (0.580)	-0.870 (0.549)	1.182 (1.012)	1.472 (1.165)	1.102 (1.039)
卸売業	-0.064 * (0.033)	-0.066 (0.040)	-0.050 (0.037)	-0.019 (0.366)	-0.048 (0.368)	-0.126 (0.305)	-0.341 (0.325)	0.016 (0.366)	0.027 (0.331)
小売業	-0.115 (0.085)	-0.136 (0.103)	-0.176 * (0.090)	-0.632 * (0.358)	-0.290 (0.412)	-0.522 (0.373)	0.232 (0.627)	0.167 (0.694)	0.024 (0.637)
飲食店	-0.621 ** (0.282)	-0.850 *** (0.157)	-0.696 *** (0.204)	-	-0.410 (0.720)	-0.321 (0.652)	-0.782 (0.565)	-1.686 *** (0.640)	-1.308 ** (0.528)
運輸業	-0.095 (0.063)	0.021 (0.098)	-0.074 (0.076)	-0.244 (0.510)	0.227 (0.624)	-0.140 (0.510)	-1.000 * (0.573)	-1.100 ** (0.487)	-1.039 * (0.556)
通信業	-0.269 (0.169)	-0.349 ** (0.144)	-0.279 * (0.152)	-0.634 (0.673)	-1.004 ** (0.457)	-0.800 * (0.450)	-0.349 (0.961)	-0.328 (0.870)	0.523 (0.938)
金融・保険業	-0.064 (0.088)	-0.119 (0.105)	-0.106 * (0.107)	-	-	-	-0.035 (0.651)	-0.025 (0.833)	0.111 (0.707)
不動産業	-0.573 ** (0.252)	-0.415 ** (0.178)	-0.519 ** (0.219)	-0.309 (0.585)	0.263 (0.559)	0.271 (0.547)	-0.218 (1.036)	-0.608 (0.640)	0.097 (0.880)
サービス業	-0.202 * (0.068)	-0.254 *** (0.075)	-0.240 *** (0.076)	-0.352 (0.317)	-0.270 (0.331)	-0.195 (0.331)	-0.123 (0.503)	-0.465 (0.452)	-0.238 (0.490)
2005年ダミー	0.004 (0.024)	-0.004 (0.028)	0.012 (0.027)	0.149 (0.196)	0.049 (0.215)	0.033 (0.195)	-0.168 (0.252)	-0.300 (0.259)	-0.164 (0.252)
定数項	2.433 *** (0.114)	2.230 *** (0.128)	2.202 *** (0.115)	1.239 ** (0.485)	1.740 *** (0.572)	0.837 * (0.507)	4.817 *** (0.980)	4.626 *** (0.987)	3.683 *** (0.896)
R2	0.526	0.653	0.623	-	-	-	0.119	0.125	0.131
Log Likelihood	-	-	-	-88.9	-81.9	-101.6	-	-	-
観測数	527	446	517	533	459	526	522	448	511

注1) *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。

「労働組合ダミー」は「正社員の平均勤続年数」に対してはすべて 1%水準で有意な正の効果をもっている。「終身雇用制度ダミー」に対しては有意な効果がない。「コアの仕事ができるまでの年数」に対しては正の効果があり、モデル(9)は 1%水準で有意である。総じて労働組合は長期雇用慣行を維持する作用を果たしていると言える。

「従業員数の対数値」はすべてにおいて正の係数をもっており、うち四つのモデルでは係数が有意である。大企業ほど、長期雇用の慣行が強いことがわかる。

設立年ダミーの係数はほとんどが負で、しかも近年ほど係数の絶対値が大きくなる傾向がある。古い企業ほど長期雇用の慣行が強いことがわかる。

産業別ダミーをみると、鉱業、建設業、電気・ガス・熱供給・水道業では「正社員の平均勤続年数の対数値」が製造業より有意に大きく、卸売業、飲食店、通信業、不動産業、サービス業では有意に小さい。「終身雇用制度ダミー」に対しては、ほとんど有意な符号がない。「コアの仕事ができるまでの年数」に対しては、鉱業と建設業が有意に正の、卸売業が有意に負の符号をもっている。

投資家のガバナンスの強さと長期雇用慣行の関係をみる。「外国人持株比率」は仮説の通り負の係数をもっているが、有意なものはない。「機関投資家発言力」も負の係数をもっているが、有意なのはモデル(5)だけである。「投資家重視改革施策数」にも有意な係数はない。このことから、投資家のガバナンスが強いと長期雇用の慣行が弱くなるという傾向は、ないか、あるとしてもそれほど強いものではないことがわかる。これは、仮説 1 を支持せず、Jackson and Miyajima (2005) と整合的な結果である。

(2) 長期雇用慣行と女性の活躍

長期雇用慣行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 2 の②と③に当たる部分の推定である。仮説 1 の第一段階「投資家によるガバナンス強化が長期雇用慣行の変容をもたらす」という部分が支持されないために、仮説 1 は支持されないが、長期雇用慣行が女性の活躍を妨げていることを確認することは意味のあることである。推定結果は表 4 にある。

まず、「課長に占める女性の割合」は、正社員の平均勤続年数が短い企業ほど高く、また終身雇用慣行が弱い企業ほど女性課長が多い。モデル(2)を除いて 1%水準で有意である。また、「コアの仕事ができるまでの年数」が長い企業ほど課長に占める女性の割合は低いが、これは有意ではない。

「女性の相対勤続年数」は長期雇用を捉える変数とは有意な関係がない。

「ポジティブアクション施策数」に対しては「正社員の平均勤続年数」や「終身雇用制度ダミー」はほとんど効果がないが、「コアの仕事ができるまでの年数」は負の効果をもっており、モデル(25)では 1%水準で有意である。どちらかといえば、長期雇用慣行の弱い企業で女性が活躍する傾向があることがわかる。この傾向は、女性活躍指標として課長に占める女性比率をと

れば明瞭である。

表4には、投資家によるガバナンスの強度を捉える変数の係数も掲載している。これらを表2の係数と比較してみると、あまり大きな変化がないことがわかる。長期雇用慣行の影響を調整してもしなくても、投資家によるガバナンスが強い企業ほど女性が活躍しているという結果は変わらない。

表4. 長期雇用慣行・コーポレートガバナンスと女性の活躍

	課長に占める女性の割合								
	Tobit								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
長期雇用慣行指数									
平均勤続年数の対数値	-0.003 *** (0.001)	-0.017 * (0.010)	-0.021 *** (0.008)	-	-	-	-	-	-
終身雇用あり	-	-	-	-0.049 *** (0.011)	-0.041 *** (0.013)	-0.040 *** (0.011)	-	-	-
コアの仕事ができるまでの年数	-	-	-	-	-	-	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)
財務構造									
金融持株比率	0.0259 (0.023)	-	-	0.017 (0.023)	-	-	0.016 (0.023)	-	-
外国人持株比率	-0.008 (0.031)	-	-	0.001 (0.030)	-	-	-0.020 (0.031)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	0.002 (0.003)	-	-	0.002 (0.003)	-	-	0.002 (0.003)	-
機関投資家発言力指数	-	0.006 * (0.003)	-	-	0.005 (0.003)	-	-	0.006 * (0.003)	-
従業員発言力指数	-	0.006 * (0.003)	-	-	0.006 * (0.003)	-	-	0.006 * (0.003)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.003 *** (0.001)	-	-	0.003 *** (0.001)	-	-	0.003 *** (0.001)
R2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log Likelihood	309.2	232.1	284.4	319.9	251.9	297.7	298.1	231.5	274.5
観測数	470	394	459	479	406	470	462	393	451

注1) すべてのモデルは、労働組合ダミー、従業員数の対数値、会社設立年ダミー、産業ダミー、調査年ダミーを含む。

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。

表4. 続き

	女性の相対勤続年数								
	OLS								
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
長期雇用慣行指数									
平均勤続年数の対数値	-0.016 (0.054)	-0.030 (0.052)	-0.064 (0.047)	-	-	-	-	-	-
終身雇用あり	-	-	-	0.045 (0.089)	0.034 (0.084)	-0.002 (0.080)	-	-	-
コアの仕事ができるまでの年数	-	-	-	-	-	-	0.006 (0.005)	0.000 (0.006)	0.006 (0.005)
財務構造									
金融持株比率	0.278 ** (0.127)	-	-	0.276 ** (0.126)	-	-	0.253 ** (0.126)	-	-
外国人持株比率	0.464 *** (0.156)	-	-	0.500 *** (0.161)	-	-	0.446 *** (0.153)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	-0.011 (0.014)	-	-	-0.012 (0.014)	-	-	-0.013 (0.014)	-
機関投資家発言力指数	-	0.027 * (0.016)	-	-	0.029 * (0.015)	-	-	0.029 * (0.016)	-
従業員発言力指数	-	-0.034 ** (0.017)	-	-	-0.034 ** (0.017)	-	-	-0.039 ** (0.017)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.018 *** (0.005)	-	-	0.020 *** (0.005)	-	-	0.019 *** (0.005)
R2	0.100	0.131	0.097	0.103	0.131	0.100	0.102	0.142	0.103
Log Likelihood	-	-	-	-	-	-	-	-	-
観測数	488	411	477	484	411	473	467	397	455

表4. 続き

	ポジティブアクション施策数								
	OLS								
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)
長期雇用慣行指数									
平均勤続年数の対数値	0.293 (0.435)	0.372 (0.501)	0.271 (0.384)	-	-	-	-	-	-
終身雇用あり	-	-	-	0.137 (0.503)	0.092 (0.480)	-0.321 (0.410)	-	-	-
コアの仕事ができるまでの年数	-	-	-	-	-	-	-0.087 ** (0.041)	-0.069 (0.050)	-0.071 (0.044)
財務構造									
金融持株比率	0.965 (1.097)	-	-	1.315 (1.060)	-	-	1.488 (1.106)	-	-
外国人持株比率	5.307 *** (1.707)	-	-	4.241 *** (1.553)	-	-	4.0394 ** (1.670)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	-0.109 (0.137)	-	-	-0.093 (0.129)	-	-	-0.072 (0.132)	-
機関投資家発言力指数	-	0.154 (0.150)	-	-	0.125 (0.145)	-	-	0.108 (0.148)	-
従業員発言力指数	-	0.086 (0.155)	-	-	0.069 (0.143)	-	-	0.076 (0.145)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.186 *** (0.049)	-	-	0.180 *** (0.045)	-	-	0.181 *** (0.047)
R2	0.224	0.198	0.280	0.223	0.200	0.286	0.190	0.165	0.256
Log Likelihood	-	-	-	-	-	-	-	-	-
観測数	381	321	363	399	341	382	376	324	358

4-3. 仮説 2 の検証

(1) コーポレートガバナンスと WLB

次に、仮説 2 を検証しよう。表 5 はコーポレートガバナンスと WLB 施策の関係を推定した結果である。図 2 の④の部分の推定である。コーポレートガバナンスの効果をみる前に、コントロール変数の係数をみておこう。

「労働組合ダミー」はすべてのモデルで正の係数をもっており、大半の係数は有意である。このことは、労働組合は WLB 施策の推進に熱心であることを意味している。「従業員数の対数値」はすべてのモデルで有意に正の係数をもっている。大企業ほど WLB 施策が進んでいることを示している。設立年ダミーは有意なものがない。WLB 施策の実施には企業の年齢は関係ないことがわかる。これは、新しい企業ほど、長期雇用慣行が弱く、女性が活躍しているのと対照的である。

産業ダミーの係数をみると、負の符号が多いことがわかる。これは基準である製造業で WLB 施策が比較的多く実施されていることを意味している。鉱業と建設業では有意に負である係数が多い。これら二つの産業は、長期雇用慣行が強く、女性が活躍していないという共通の特徴があったが、WLB 施策の点でも熱心とは言いがたい。

投資家によるガバナンスの影響をみよう。「外国人持株比率」は、すべてのモデルで正の係数をもっているが、有意なものはない。「機関投資家発言力」はモデル(5)では予想に反して 10%水準で有意に負の符号をもっている。「投資家重視改革施策数」はすべてのモデルで 1%水準で有意に正の係数をもっている。

仮説 2 に反する符号をもっているモデルは(5)だけで、その他は仮説と整合的な符号であり、うち三つは有意である。それほど強い結果ではないが、どちらかといえば投資家のガバナンスが強い企業で WLB が推進される傾向があるといっていよう。

表5. コーポレートガバナンスとWLB制度

	有給休暇取得促進施策数			労働時間適正化施策数			利用実績のある育児支援施策数		
	OLS			OLS			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
財務構造									
金融持株比率	0.372 (0.528)	-	-	-0.067 (0.839)	-	-	-0.081 (1.481)	-	-
外国人持株比率	0.831 (0.684)	-	-	0.080 (1.158)	-	-	3.002 (2.342)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	-0.085 (0.052)	-	-	-0.155 * (0.090)	-	-	-0.467 *** (0.173)	-
機関投資家発言力指数	-	0.022 (0.062)	-	-	-0.182 * (0.104)	-	-	0.025 (0.189)	-
従業員発言力指数	-	0.137 ** (0.069)	-	-	0.072 (0.115)	-	-	-0.110 (0.195)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.054 *** (0.021)	-	-	0.094 *** (0.032)	-	-	0.207 *** (0.063)
労働組合ダミー	0.389 *** (0.146)	0.399 ** (0.161)	0.391 *** (0.137)	0.587 ** (0.247)	0.621 ** (0.261)	0.584 ** (0.233)	0.537 (0.465)	0.327 (0.444)	0.816 * (0.440)
従業員数の対数値	0.252 *** (0.066)	0.266 *** (0.053)	0.247 *** (0.060)	0.809 *** (0.112)	0.854 *** (0.084)	0.788 *** (0.085)	0.960 *** (0.172)	1.143 *** (0.126)	0.760 *** (0.153)
設立年ダミー(1945年以前基準)									
1946-1965年	0.053 (0.130)	0.042 (0.144)	0.003 (0.125)	0.040 (0.223)	-0.019 (0.236)	-0.061 (0.217)	0.145 (0.366)	-0.308 (0.411)	0.012 (0.387)
1966-1985年	0.033 (0.202)	0.283 (0.232)	0.136 (0.188)	0.110 (0.328)	0.285 (0.372)	0.157 (0.306)	-0.887 (0.593)	-0.932 (0.639)	-0.526 (0.551)
1986年以降	0.593 (0.368)	0.261 (0.321)	0.194 (0.250)	0.478 (0.723)	0.563 (0.631)	-0.143 (0.458)	1.034 (0.760)	-0.845 (0.835)	-0.009 (0.618)
産業ダミー(製造業基準)									
鉱業	-0.825 *** (0.135)	-	-0.917 *** (0.131)	-1.278 *** (0.220)	-	-1.366 *** (0.210)	-	-	-
建設業	-0.422 ** (0.191)	-0.313 (0.194)	-0.345 * (0.195)	-0.957 *** (0.329)	-1.217 *** (0.320)	-0.964 *** (0.305)	-1.613 ** (0.702)	-1.271 (0.805)	-1.154 (0.708)
電気・ガス・熱供給・水道業	-1.002 *** (0.310)	-1.131 *** (0.319)	-1.061 *** (0.309)	0.425 (0.699)	0.330 (0.708)	0.221 (0.703)	0.825 (0.662)	0.086 (0.643)	0.708 (0.747)
卸売業	-0.232 (0.169)	-0.121 (0.184)	-0.241 (0.163)	-0.321 (0.293)	0.075 (0.310)	-0.480 ** (0.281)	0.665 (0.500)	0.564 (0.525)	0.694 (0.531)
小売業	-0.399 * (0.230)	-0.603 ** (0.238)	-0.347 (0.221)	0.060 (0.459)	0.278 (0.502)	-0.014 (0.436)	-0.871 (0.972)	1.714 ** (0.768)	0.458 (0.753)
飲食店	0.421 (0.826)	-0.076 (0.641)	0.110 (0.491)	-0.398 (1.085)	-1.043 (0.842)	-0.459 (0.641)	-0.264 (0.589)	-1.827 ** (0.711)	-2.112 *** (0.800)
運輸業	-0.599 ** (0.291)	-0.560 * (0.335)	-0.791 *** (0.261)	0.284 (0.565)	0.543 (0.599)	-0.340 (0.526)	0.939 (0.759)	1.219 (0.797)	0.541 (0.740)
通信業	-0.127 (0.790)	-0.534 (0.436)	-0.029 (0.383)	0.964 (1.200)	0.847 (0.779)	1.140 ** (0.497)	0.271 (0.593)	1.157 (0.789)	1.364 ** (0.616)
金融・保険業	-0.227 (0.291)	-0.456 (0.361)	-0.301 (0.308)	-0.405 (0.492)	-0.731 (0.482)	-0.546 (0.479)	-0.243 (0.830)	0.081 (0.687)	-0.091 (0.603)
不動産業	0.307 (0.421)	0.550 (0.348)	0.545 * (0.295)	0.013 (0.842)	0.144 (0.505)	0.630 (0.456)	-0.227 (2.920)	3.734 *** (1.010)	2.862 *** (1.001)
サービス業	-0.191 (0.261)	-0.264 (0.255)	-0.178 (0.242)	-0.227 (0.350)	-0.252 (0.341)	-0.169 (0.313)	0.279 (0.520)	0.133 (0.542)	0.193 (0.483)
2005年ダミー	0.030 (0.118)	-0.017 (0.125)	-0.008 (0.112)	-0.319 (0.204)	-0.300 (0.204)	-0.279 (0.190)	-	-	-
定数項	-0.441 (0.382)	-0.333 (0.378)	-0.549 (0.338)	-0.737 (0.661)	-0.860 (0.613)	-1.164 ** (0.527)	-2.965 ** (0.946)	-2.989 *** (0.886)	-2.956 *** (0.782)
R2	0.147	0.164	0.185	0.257	0.333	0.362	0.486	0.549	0.539
観測数	546	464	535	512	430	500	149	136	149

注1) *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。

(2) WLB・コーポレートガバナンスと女性の活躍

最後に、表 6 は WLB と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 2 では、⑤と⑥の部分である。「課長に占める女性の割合」を被説明変数とするモデルでは、WLB 施策に関する変数のすべての係数が正である。そのうち、モデル(1)から(3)は 1%水準で有意である。「女性の相対勤続年数」を被説明変数とするモデルでも WLB 施策に関する変数のす

すべての係数が正である。うち四つのモデルでは1%水準で有意である。「女性の相対勤続年数」を被説明変数とするモデルでもWLB施策に関する変数のすべての係数が正であり、一つを除いて1%水準で有意である。WLB施策と女性の活躍には強い正の相関関係があることがわかる。

投資家によるガバナンスの効果を、WLB施策を説明変数として含まない表2の結果と比較すると、いずれのモデルでも表2の係数と大きく変わらない。このことは、WLB施策の実施にかかわらず、投資家によるガバナンスが強い企業では女性が活躍していることを示している。

表6. WLB・コーポレートガバナンスと女性の活躍

	課長に占める女性の割合								
	Tobit								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
WLB施策									
有給休暇取得促進施策	0.008 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.006 *** (0.002)	-	-	-	-	-	-
労働時間適正化施策	-	-	-	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-	-	-
利用実績のある 育児支援施策数	-	-	-	-	-	-	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
財務構造									
金融持株比率	0.011 (0.023)	-	-	0.007 (0.023)	-	-	-0.016 (0.041)	-	-
外国人持株比率	0.002 (0.030)	-	-	0.002 (0.031)	-	-	-0.004 (0.069)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	0.003 (0.003)	-	-	0.003 (0.003)	-	-	0.002 (0.005)	-
機関投資家発言力指数	-	0.006 * (0.003)	-	-	0.006 * (0.003)	-	-	-0.002 * (0.006)	-
従業員発言力指数	-	0.005 (0.003)	-	-	0.006 * (0.003)	-	-	-0.004 * (0.006)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.003 *** (0.001)	-	-	0.003 ** (0.001)	-	-	0.000 (0.002)
R2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log Likelihood	321.5	249.5	295.1	309.0	241.83	287.65	104.45	95.496	99.332
観測数	479	402	469	447	370	436	132	117	129

注1) すべてのモデルは、労働組合ダミー、従業員数の対数値、会社設立年ダミー、産業ダミー、調査年ダミーを含む。

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。

表6. 続き

	女性相対勤続年数								
	OLS								
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
WLB施策									
有給休暇取得促進施策	0.010 (0.011)	0.014 (0.012)	0.008 (0.012)	-	-	-	-	-	-
労働時間適正化施策	-	-	-	0.025 *** (0.007)	0.024 *** (0.009)	0.030 *** (0.008)	-	-	-
利用実績のある 育児支援施策数	-	-	-	-	-	-	0.013 (0.015)	0.040 *** (0.014)	0.020 (0.015)
財務構造									
金融持株比率	0.281 ** (0.125)	-	-	0.288 ** (0.130)	-	-	0.516 ** (0.214)	-	-
外国人持株比率	0.474 *** (0.157)	-	-	0.494 *** (0.168)	-	-	1.064 * (0.372)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	-0.008 (0.014)	-	-	-0.003 (0.014)	-	-	0.038 (0.027)	-
機関投資家発言力指数	-	0.029 * (0.016)	-	-	0.028 (0.017)	-	-	0.035 (0.033)	-
従業員発言力指数	-	-0.034 ** (0.017)	-	-	-0.031 * (0.018)	-	-	-0.023 (0.033)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.020 *** (0.005)	-	-	0.013 ** (0.006)	-	-	0.024 * (0.012)
R2	0.105	0.135	0.317	0.103	0.132	0.118	0.202	0.239	0.157
Log Likelihood	-	-	-	-	-	-	-	-	-
観測数	485	408	473	484	376	440	134	120	131

表6. 続き

	ポジティブアクション OLS								
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)
	WLB施策								
有給休暇取得促進施策	0.628 *** (0.085)	0.587 *** (0.098)	0.477 *** (0.088)	-	-	-	-	-	-
労働時間適正化施策	-	-	-	0.228 *** (0.059)	0.189 *** (0.071)	0.095 (0.062)	-	-	-
利用実績のある 育児支援施策数	-	-	-	-	-	-	0.467 *** (0.090)	0.432 *** (0.120)	0.379 *** (0.097)
財務構造									
金融持株比率	1.184 (0.987)	-	-	1.481 (1.030)	-	-	-0.316 (1.474)	-	-
外国人持株比率	3.993 *** (1.464)	-	-	4.355 *** (1.560)	-	-	5.479 ** (2.254)	-	-
ステークホルダー発言力指数									
銀行発言力指数	-	-0.083 (0.123)	-	-	-0.036 (0.134)	-	-	-0.031 (0.213)	-
機関投資家発言力指数	-	0.123 (0.131)	-	-	0.133 (0.141)	-	-	0.069 (0.257)	-
従業員発言力指数	-	-0.033 (0.132)	-	-	0.079 (0.146)	-	-	0.289 (0.203)	-
投資家重視改革施策数	-	-	0.157 *** (0.044)	-	-	0.159 *** (0.046)	-	-	0.119 * (0.060)
R2	0.318	0.282	0.280	0.260	0.229	0.297	0.523	0.488	0.536
Log Likelihood	-	-	-	-	-	-	-	-	-
観測数	399	339	382	387	328	370	145	131	144

5. まとめ

本稿は、JILPT による 2005 年と 2007 年の調査を用いて、投資家によるガバナンスが強い企業で女性が活躍している理由を検討した。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、以下の二つの仮説が考えられる。一つは「投資家によるガバナンスの強化が長期雇用慣行の変容をもたらし、長期雇用慣行の変容が女性の活躍を推進している」というもの、もう一つは「投資家によるガバナンスの強化が、WLB の改善と女性の活躍を推進している」というものである。後者は、投資家によるガバナンスの強化は、長期雇用制度を維持したまま、WLB 施策によって女性の離職率を下げることで女性の活躍を推進しているという意味である。

実証分析の結果、仮説 1 は支持されなかった。投資家によるガバナンスと長期雇用慣行との間には明確な相関関係が観察されないことが明らかになった。ただし、長期雇用慣行が強い企業では女性が活躍しにくいという事実は観察された。

他方、仮説 2 は支持された。投資家によるガバナンスが強い企業ほど、WLB 改善に取り組んでいる。さらに WLB の改善に取り組んでいる企業ほど女性が活躍している。

<参考文献>

川口章 (2008) 『ジェンダー経済格差』勁草書房。

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。

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研究報告書』、JILPT 調査シリーズ、No.53。

Abe and 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.

Hellerstein, Judith, K. and David Neumark (2004) 'Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set' NBER Working Paper, No.10325, pp.1-28.

Jackson and 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, Daiji (2007) 'A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data,' *International Journal of Industrial Organization*, Vol.25, pp. 441-460.