

労働組合の賃金・発言効果と未組織労働者の組織化支持*

—〈失われた10年〉の前後比較—

都留康・吉中孝・榎広之・徳田秀信

この論文の目的は、1992年と2007年に同一質問票で調査されたデータを用いて、労働組合の経済効果と未組織労働者の態度の変化を分析することにある。分析の結果、以下のような変化が浮き彫りとなった。第1に、労働組合の賃金効果は1992年には観察されなかったのに対して、2007年には男性に関して賃金プレミアムがみられるようになった。ただし、女性に関しては観察されない。第2に、労働組合の発言効果に関して、1992年にはみられなかったものが、2007年には男性の転職希望(および部分的に仕事不満足度)を引き下げるようになった。ただし、女性に関しては、そうした発言効果はみられない。第3に、男性の未組織労働者の間で組合の組織化支持が高まっている。ただし、女性の未組織労働者の組織化支持の上昇は男性に比べてわずかである。しかも、職場に発言型従業員組織が存在すると、女性の組合への支持は、それにほぼ代替されることで低下してしまう。

JEL Classification Codes: J31, J32, J51

1. はじめに

今では古典としての地位を確立した Freeman and Medoff(1984) *What Do Unions Do?* は、次の文章で分析をはじめている。「労働組合は、近代的資本主義社会における労働者の主要な制度である。アダム・スミスの時代以降、200年以上にわたり、経済学者、その他の社会学者、労組活動家、実務家、女性たちは、組合の社会的効果をめぐって論争してきた。しかし、長きにわたる論争にもかかわらず、次の問題について的一致した答えは現れなかった——労働組合は何をしているのか(What Do Unions Do?).」(p. 3)

Freeman and Medoff(1984)は、この問題に対して一貫した解答を与えることに成功した。そして、その結果、*What Do Unions Do?* は、労働組合の経済分析の決定版としての地位を不動のものとした。けれども、その後、フリーマンとメドフの予測に反した事態が進行した。ひとつは労働組合組織率のきわめて急速な低下であり、もうひとつは労働組合以外の形態をとる従業員代表メカニズムの重要性とそれへの関心の高まり、である。

日本でも、Freeman and Medoff(1984)に触

発された実証分析が数多く行われるようになった。その際の中心論点は、労働組合の賃金効果の有無であった。しかし、その結論は一様ではなかった。その特徴は、1990年代の初頭には、組合の賃金効果に関する否定的な分析結果が支配的であったのに対し、2000年代においては肯定的な結論が出されるようになったことである。そこで、フリーマン・メドフとともに次のように問うことができるであろう——労働組合は何をしてきたのか、と。

この論文の目的は3つある。第1の目的は、労働組合の賃金効果に関する相反する結論がなぜ出てきたのか、それは労働組合の行動変化によるものなのか否かを考察することである。第2は、Freeman and Medoff(1984)のもう一方の重要論点である、労働組合の発言効果の変化を分析することである。第3は、未組織労働者が労働組合組織化に対してとる態度の変化を吟味することである。この3つの課題を、日本労働研究機構(現、労働政策研究・研修機構)が1992年に行った労働者個人調査と、それと同一設問により実施された2007年の再調査結果(内閣府実施)という2つのユニークで比較可能性のあるデータ・セットにより解明したい。

この論文は、以下の流れで考察を進める。第

2節では労働組合の経済効果に関する先行研究を展望し、分析課題を設定する。第3節では使用データの性格を説明する。第4節では労働組合の賃金効果を分析し、第5節では労働組合の発言効果を検証する。第6節では未組織労働者の組織化支持の源泉を探る。第7節では得られた結果を解釈・吟味し本稿を閉じる。

2. 労働組合の経済効果——先行研究の展望と分析課題の設定

2.1 先行研究の展望

労働組合の賃金効果¹⁾

ここでは、本稿の以下の展開に必要な限りで、主たる文献のみを取り上げることとしたい。表1は、組合の賃金効果に関する先行研究の主な分析対象や推定結果を要約している。この表から3つの興味深い傾向をみてとることができる。第1に、1980年代に調査されたデータに基づく分析からは、負で有意の賃金効果が得られている。第2に、1990年代初頭に収集されたデータによる分析においては、組合の賃金プレミアムはゼロと推定されている。そして、第3に、2000年代以降の調査データによれば、賃金プレミアムは正で有意である。

この結果は2つの可能性を示唆している。ひとつの可能性は、Blanchflower and Bryson (2007)がアメリカに関して確認しているように、労働組合の賃金効果が反循環的に(つまり不況期には大きく、好況期には小さくなるように)変動しているという可能性である。ただし、日本では1990年代後半期に組合賃金プレミアムに関する実証研究がほとんど行われていないために、この可能性の当否を判断することはむずかしい。いまひとつの可能性は、1990年代の長期不況(失われた10年)が、反循環的変動か否かは別として、労働組合の賃金効果に変化をもたらしたという可能性である。この可能性については、以下行うように、〈失われた10年〉の前後比較によって、ある程度推論することができる。

労働組合の発言効果²⁾

もちろん、労働組合の効果は賃金に限定されるものではない。Freeman and Medoff (1984)

以降の多くの研究が、労働者と使用者との間の意思疎通の回路を組合が変えることができることを実証してきた。とりわけ、組合は、職場の様々な問題についての労働者の発言能力を高めることができる。アメリカでは、組合の発言効果は、組織労働者の低い離職率を説明するのにしばしば使われてきた。組合は、職場の問題を解決する上で、退出に代わる方法を提供することによって、労働者が企業を去る確率を減じるのである。

労働者が組合の発言力を評価しているかどうかを調べるもうひとつの方法は、組合に入っているか否かが離職にどの程度の効果を与えているかを定量的に分析することである。もし組合の発言が職場の問題を解決する上で、退出に代わる効果的な方法を提供しているならば、他の条件を一定として、未組織労働者と比べた組織労働者の離職性向が低くなっていることが観察されるはずである。だが、離職性向は、労働者が現在の職に置いている価値の間接的な指標である。より直接的な確認方法は、組合加入が職務満足度に与える効果を検証することであろう。

日本では、村松(1984)、富田(1993)、Tsuru and Rebitzer (1995)が自己都合離職率または転職意思に関する労働組合の効果を分析してきた。前二者が労働組合加入による自己都合離職率引き下げの効果を見出しているのに対して、後者は転職希望を組合が引き下げないという結果を得ている。この点に関連しては、最近、外館(2007)が興味深い研究を行っている。外館は、1984～2002年の「雇用動向調査」の産業別データを用いて、自己都合および会社都合離職率に対する労働組合組織率の影響を分析している。その結果、自己都合離職率に関しては、男性では組織率が負で有意の効果を有していたのに対し、女性では係数は負ではあるが統計的に有意ではなかった。こうした男女で異なる結果を、外館は、①苦情処理制度以外の労働組合の諸政策が男性中心である、②男性に比べて女性は企業での内部化の程度が浅く、組合の長期的便益を獲得できないため、女性には組合加入や発言のメリットが小さい、という2つの観点から解釈している。

表 1. 労働組合の賃金効果に関する主要先行研究

著者と刊行年	調査時点	データとサンプル数	賃金に対する組合効果	注意事項
(失われた 10 年)以前 Kalleberg and Lincoln(1988)	1981-83 年	神奈川県内 46 工場勤務の労働者質問紙調査 3735 人	男性 -13.2% (有意) 女性 -15.4% (有意)	
Brunello(1992)	1987 年	『会社総覧』未上場編企業 979 社	-2.8% (有意)	
橋本・野田(1993)	1991 年	全国企業質問紙調査 689 社	有意でない	
Tsuru and Rebitzer(1995)	1992 年	首都圏在住の労働者質問紙調査 1104 人	有意でない	
(失われた 10 年)以後 野田(2005)	2003 年	首都圏・関西圏・政令市登録モニター質問紙調査 391 人	男性 +11.3% (有意) 女性 -5.3% (有意でない)	産業・職業等コントロール後 +7% (有意), DiNardo ほかの方法による要因分解も実施 労働時間のコントロールなし
Hara and Kawaguchi(2008)	2000-03 年	JGSS 全国質問紙調査 2415 人	男女全体 +17% (有意)	
仁田・篠崎(2008)	2000-03 年	JGSS 全国質問紙調査(企業規模 30 人以上限定)1432 人	男女全体 +12.6% (有意) 男性 +5.1% (有意) 女性 +24.1% (有意)	

未組織労働者の組織化支持³⁾

最後に、未組織労働者の組織化支持に関しては、日本での研究は多くない。野田・橋本(1993)は、独自に実施した企業の従業員調査データを用いて、次のような分析を行った。まず第 1 に、「組合は必要」を 1、「組合は不必要」を 0 とする従属変数のプロビット分析によれば、「組合は必要」と回答する労働者は、賃金改善に対する期待、企業経営についての情報アクセスへの期待、人事考課への不満などをもった労働者であることがわかる。しかし第 2 に、雇用構造上比重を高めてきた労働者、たとえば女性やホワイトカラー労働者などは労働組合の効果について相対的に低い評価しか与えていない。第 3 に、そうした状況のもとで、査定による能力主義が浸透し、組合への加入を通じた労働条件の改善よりも、仕事で業績を上げて生活を改善しようとする労働者が増え、無組合企業で組合を組織しようとする労働者が少なくなった。ここに労働組合の組織率が低下してきた最大の理由がある。

野田・橋本の分析は、未組織労働者の意識という要因に焦点を絞っており、きわめて重要である。とりわけ、Farber(1990)がアメリカに関して行ったように、未組織労働者の組織化支持がどのような不満や労働者の属性と関連するのかを数量的に把握しようとしていることは、貴重な試みである。また、能力主義の浸透によって組織化の担い手がいなくなったという指摘

も、新しい解釈を提示したものと見える。

未組織労働者の組織化支持に関する最近の重要な研究は、原・佐藤(2004)(2005)である。彼らは、首都圏、関西圏、政令指定都市に居住する民間企業雇用者に対する質問紙形式の調査データを用いて、組合支持の源泉を探っている。労働条件への不満が組織化支持の重要な要因であることはよく知られている(Tsuru and Rebitzer(1995))。しかし、それ以外に原・佐藤が見出したのは、以下の 3 点である。第 1 に、労働組合の支持に労働者の権利(労働基本権や各種の労働者保護法)の理解度が影響する。第 2 に、労働組合の有効度の認知が組合支持と正相関する。第 3 に、無組合企業では、有組合企業の未組織労働者と比べて組合支持が低くなる。

原と佐藤の分析で見出されていながら深くは追究されていない問題として、なぜ無組合企業では組織化支持が低いのかという問題がある。特に、日本の無組合企業では労使協議機関や従業員組織などの、組合とは異なる手段が存在することが大きな特色である(都留(2002), Tsuru and Morishima(1999))。そうした存在が未組織労働者の組織化支持の意識にどのような影響を与えるのかは、未組織労働者の属性の違いによる影響とあいまって興味ある分析課題である。

2.2 分析課題

そこで、以下では、次の 3 つの視点から労働組合の経済効果を分析する。第 1 は、労働組合

表2. 標本と母集団の比較

1992年

(a) 標本の性別構成および組合加入状況

	人数	標本比率(%)
男性	654	59.2
女性	450	40.8
組合員	354	32.1

(b) 東京 30 km 圏内の母集団に対する標本の年齢分布 (%)

	18~19歳	20~29歳	30~39歳	40~49歳	50~59歳	合計
標本						
男性	3.2	27.7	32.3	21.9	15.0	100
女性	2.7	29.8	22.0	29.1	16.4	100
合計	3.0	28.5	28.1	24.8	15.6	100
母集団						
男性	5.9	28.7	21.7	24.7	19.0	100
女性	5.9	26.4	21.3	26.2	20.3	100
合計	5.9	27.6	21.5	25.4	19.7	100

注) 母集団は東京駅から30 km 圏内に居住する18歳から59歳の人口である。
人口データは総務庁(1990)『国勢調査報告』よりとった。

2007年

(a) 標本の性別構成および組合加入状況

	人数	標本比率(%)
男性	2544	58.2
女性	1827	41.8
組合員	1146	29.2

(b) 首都圏内の母集団に対する標本の年齢分布 (%)

	18~19歳	20~29歳	30~39歳	40~49歳	50~59歳	合計
標本						
男性	0.7	20.5	34.4	23.1	21.2	100
女性	0.3	22.6	29.5	22.4	25.3	100
合計	0.5	21.4	32.2	22.8	23.0	100
母集団						
男性	1.7	21.6	28.9	23.4	24.3	100
女性	2.2	24.8	25.2	24.1	23.8	100
合計	1.9	23.0	27.2	23.7	24.1	100

注) 母集団は首都圏(東京、神奈川、千葉、埼玉)に居住する18歳から59歳の人口である。
人口データは(株)インテージ郵送調査モニター(約24万人)よりとった。

の賃金効果である。ここでは、賃金関数の推定により賃金水準に対する組合効果の検証を行うだけではなく、DiNardo, Fortin, and Lemieux (1996)の方法による仮想現実カーネル密度推定により、賃金分布に対する組合効果の分析を行う⁴⁾。第2に、労働組合の発言効果の分析である。これは、転職希望と職務不満足度に対する組合の効果のプロビット推定により分析される。第3は、組織化支持の決定要因の分析である。未組織労働者による組織化(組合結成)支持

に対して、各種の属性変数や賃金や福利厚生に対する満足度(意識)に加え、代替的発言機構である労使協議機関や従業員組織がどのような影響を及ぼすかをプロビット推定により分析する⁵⁾。

3. 使用データの説明

この論文では、同一質問票による地域や年齢層などで類似の2つの異なる年次の横断面データを用いて分析する。ひとつは、1992年に日本労働研究機構(現、労働政策研究・研修機構)が実施した調査である。サンプルフレームは、東京駅から30 km 圏(東京、神奈川、千葉、埼玉)に居住する18歳から59歳の男女2,800人(住民基本台帳からの層化2段階無作為抽出)であり、このうちの雇用者1,736人を調査対象とした。1,104人が調査に応じ、回収率は63.6%であった。すべての調査は、1992年7月2日から24日までの間に、回答者の居住地で面接法により行われた。

いまひとつは、2007年に内閣府が実施した調査である。これは、1992年と同一調査票による再調査である。サンプルフレームは、首都圏(東京、神奈川、千葉、埼玉)に居住する18

歳から59歳の男女5,000人(株式会社インテージの郵送調査モニター登録者からの無作為抽出)である。このうち、4,371人が調査に応じ、回収率は87.4%となった。すべての調査は、2007年2月16日から26日までの間に、郵送調査法で行われた。

母集団と標本との比較は表2でなされている。これでわかるように、この調査は首都圏の労働者をかなり正確に映す横断面データになっている。各年の標本上の労働組合員の比率が32.1%

表 3. 要約統計量

	1992年					2007年				
	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
組合加入ダミー	1023	0.300	0.459	0	1	3329	0.281	0.450	0	1
発言型従業員組織ダミー	1023	0.055	0.228	0	1	3382	0.036	0.186	0	1
親睦型従業員組織ダミー	1023	0.126	0.332	0	1	3382	0.114	0.318	0	1
労使協議機関ダミー						2331	0.024	0.152	0	1
年間給与所得の自然対数	876	14.952	0.738	13.618	16.670	3270	14.972	0.714	13.651	16.649
男性ダミー	1023	0.588	0.492	0	1	3382	0.570	0.495	0	1
企業規模の自然対数	997	5.502	2.518	0	9.031	3275	6.003	2.455	0	9.252
最終学歴										
専門学校卒ダミー	1021	0.082	0.275	0	1	3367	0.130	0.336	0	1
高専・短大卒ダミー	1021	0.104	0.305	0	1	3367	0.124	0.329	0	1
大卒ダミー	1021	0.305	0.460	0	1	3367	0.436	0.496	0	1
学卒後の年数	1003	8.644	10.520	0	44	3189	10.025	10.637	0	41
フルタイム常用雇用ダミー	1023	0.763	0.425	0	1	3382	0.665	0.472	0	1
所定内労働時間	1016	37.231	10.064	0.800	98	3266	42.549	15.746	0	140
所定外労働時間	1023	2.826	5.284	0	38.3	3274	6.071	8.793	0	95
勤続年数	1020	8.330	8.629	0.083	45.25	3317	8.500	8.855	0	41.75
勤続年数の2乗/100	1020	1.438	2.732	0.000	20.476	3317	1.506	2.796	0	17.431
転職希望ダミー	986	0.213	0.410	0	1	3187	0.327	0.469	0	1
仕事に対する不満足度	1023	2.688	0.972	1	5	3375	3.104	1.098	1	5
賃金に対する不満足度	1023	3.054	1.061	1	5	3368	3.410	1.165	1	5
福利厚生に対する不満足度	935	2.958	1.030	1	5	3126	3.247	1.105	1	5
労働時間に対する不満足度	1022	2.782	1.110	1	5	3348	2.951	1.214	1	5

(1992年)と29.2%(2007年)で、各年の推定組織率24.4%と18.1%よりも高めなのは、首都圏の組織率が全国平均の推定組織率よりも数パーセント高いことなどを反映するものと思われる⁶⁾。

分析対象は、民間部門の雇用者に限定される。異常値を含むサンプルを除去した後の各変数の要約統計量は、表3の通りである。なお、労使協議機関の存在は1992年調査では質問していない。

4. 労働組合の賃金効果

賃金水準(年間給与所得)に対する労働組合加入の効果を計測する。表4でわかるように、1992年データでは、男性に関しても女性に関しても賃金プレミアムは計測されなかった。これに対し、2007年データでは、女性に関しては引き続き賃金プレミアムは観察されなかったものの、男性に関しては9%程度の正のプレミアムが計測されている⁷⁾。この点は、パートタイム労働者を除外したフルタイム常用労働者に限定したサンプルでも、ほぼ同様の結果となった(表は省略)⁸⁾。

なぜ1992年と2007年とで異なる結果となったのだろうか。その背景となった要因を探るために、DiNardo, Fortin, and Limieux(1996)の方

法による仮想現実カーネル密度推定⁹⁾により、次の2つの図解的比較を行おう。ひとつは、1992年と2007年に組合員の属性である労働者(常用労働者に限定)が組合員として働いたときの賃金分布(現実)と非組合員として働いたときの賃金分布(仮想現実)との比較(図1~2)である。いまひとつは、2007年時点での組合員かどうかの属性をもつ労働者が2007年に働いたときの賃金分布(現実)と1992年に働いたときの賃金分布(仮想現実)との比較(図3~4)である。

まず図1にみるように、1992年には、男性の組合員が無組合部門で働いたとしたときの賃金分布(仮想現実)は、現実の賃金分布の左側、すなわちより低い方向に偏ってはいなかった。むしろ、非組合員として働いたときの分布では賃金がより高い層が存在している。しかし、2007年には、男性の組合員が無組合部門で働いたときの賃金分布(仮想現実)は、現実の賃金分布の左側になっている。いいかえると、組合部門の賃金分布は無組合部門よりも相対的に高い位置づけとなっている。

これに対して、図2にみるように、1992年の女性の場合には、無組合部門で働いたときの賃金分布(仮想現実)は、現実の賃金分布の左側に偏っており、組合の賃金引き上げ効果がうかがわれる。けれども、2007年における女性の

表4. 民間部門の組合賃金プレミアム(年間給与所得)^{a,b}

	1992年				2007年			
	男性		女性		男性		女性	
組合加入ダミー	-0.035 (0.039)	-0.026 (0.039)	0.031 (0.067)	0.058 (0.071)	0.091*** (0.021)	0.089*** (0.021)	0.011 (0.034)	0.007 (0.035)
企業規模の自然対数	0.014* (0.008)	0.008 (0.008)	0.021** (0.010)	0.018* (0.011)	0.046*** (0.004)	0.045*** (0.004)	0.030*** (0.005)	0.032*** (0.005)
最終学歴								
専門学校卒ダミー	0.120** (0.060)	0.098* (0.059)	-0.044 (0.079)	-0.051 (0.082)	0.052* (0.030)	0.033 (0.030)	0.008 (0.037)	-0.001 (0.037)
高専・短大卒ダミー	0.134* (0.073)	0.094 (0.074)	0.082 (0.064)	0.074 (0.067)	0.122*** (0.046)	0.091** (0.046)	0.083** (0.032)	0.057* (0.032)
大卒ダミー	0.354*** (0.036)	0.332*** (0.039)	0.368*** (0.076)	0.323*** (0.084)	0.202*** (0.022)	0.172*** (0.022)	0.159*** (0.034)	0.136*** (0.034)
学卒後の年数	0.017*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.001)
フルタイム常用雇用ダミー	0.422*** (0.110)	0.384*** (0.108)	0.654*** (0.063)	0.643*** (0.065)	0.465*** (0.028)	0.448*** (0.028)	0.606*** (0.032)	0.567*** (0.032)
所定内労働時間	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.017*** (0.001)
所定外労働時間	0.008*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.026*** (0.010)	0.023** (0.010)	0.005*** (0.001)	0.004** (0.001)	-0.005 (0.003)	-0.006* (0.003)
勤続年数	0.040*** (0.005)	0.041*** (0.005)	0.044*** (0.013)	0.041*** (0.013)	0.040*** (0.003)	0.041*** (0.003)	0.016*** (0.005)	0.017*** (0.005)
勤続年数の2乗/100	-0.031* (0.016)	-0.042*** (0.016)	-0.082 (0.060)	-0.069 (0.062)	-0.055*** (0.009)	-0.058*** (0.008)	0.000 (0.018)	-0.001 (0.018)
職業ダミー	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
産業ダミー	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
定数項	14.348 (0.135)	14.576 (0.159)	13.202 (0.115)	12.949 (0.325)	13.990 (0.057)	13.921 (0.066)	13.432 (0.063)	13.371 (0.081)
サンプル数	475	475	278	278	1525	1525	1032	1032
F値	42.42	22.51	47.81	22.37	165.15	82.66	200.58	95.36
自由度修正済決定係数	0.4901	0.5214	0.6502	0.6493	0.5423	0.5626	0.6804	0.6872

注) a 推定値はすべて通常の最小自乗法による。従属変数は年間給与所得の対数値である。カッコ内の数字は標準誤差である。
***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

b 被説明変数が前年の年間給与所得であるため、勤続年数が1年以上の者について推定した。

組合員が無組合部門で働いたときの賃金分布(仮想現実)は、現実の賃金分布と比較してより中央値に集中する形となっており、1992年と比べると2つの分布は重なり合っていることが注目される。

次に、2007年の組合の属性をもつ労働者が1992年に働いたときの賃金分布(仮想現実)と2007年に働いたときの賃金分布(現実)との比較を行ってみよう(図3~4)。すると、男性の場合、組合部門(組織労働者)では2007年に分布が右シフトするが、無組合部門(未組織労働者)では2つの曲線はほぼ重なっていることがわかる。女性の場合には、組合の有無にかかわらず、分布は右シフトしていることがみてとれる¹⁰⁾。

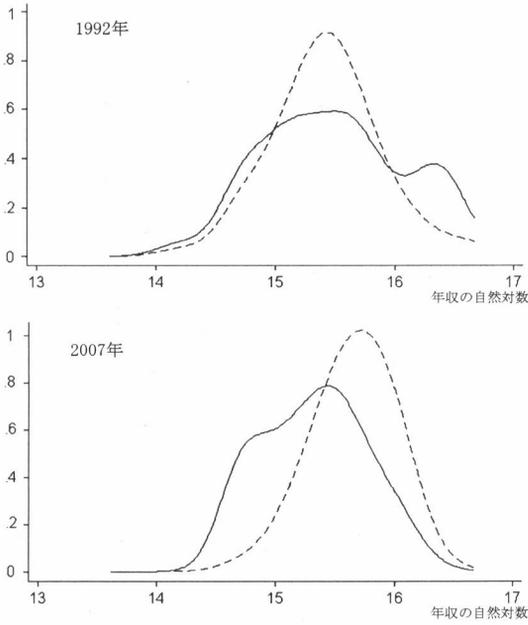
以上から、2007年に男性に関して正で有意の組合賃金プレミアムが計測されたのは、次の背景のゆえと思われる。第1に、2007年に組合部門での賃金分布が無組合部門よりも高いほう

に偏っていたこと、第2に、1992年と比べて2007年には無組合部門の賃金分布がほとんど不変であるのに対し、組合部門の賃金分布が高いほうにシフトしたこと、である。これに対し、女性に関しては、1992年と比べて2007年には、組合・無組合を問わず賃金分布が改善してきたことが指摘できる。

ところで、以上の分析では、1992年と2007年とを比較した。この2つの年の間に何が起こったかを問うことも興味深い。そこで、1992年と2007年との間の時間的ギャップを埋めるために、2000~2005年の期間¹¹⁾をカバーする日本版総合的社会調査(JGSS)データを使って同様の分析を行おう。

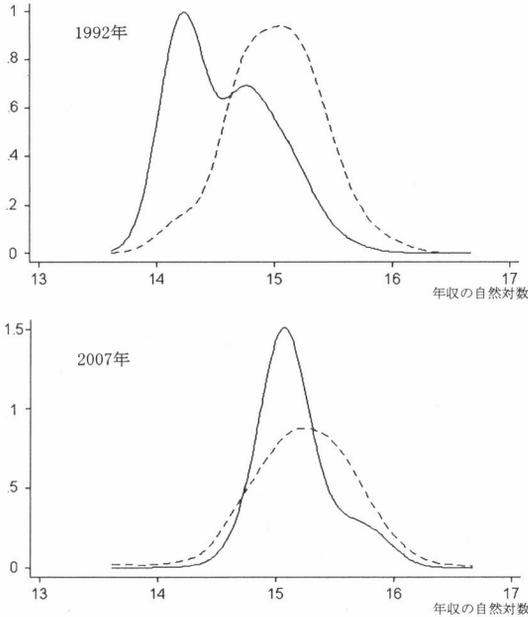
図5にみるように、男性の組合部門の2005年の賃金分布は、その労働者が2000年に働いた場合の賃金分布(仮想現実)と比較すると高い方向にシフトしている。これは、前出の図3の組合部門と同じ結果である。これに対して、男

図1. 仮想現実カーネル密度, 男性常用労働者



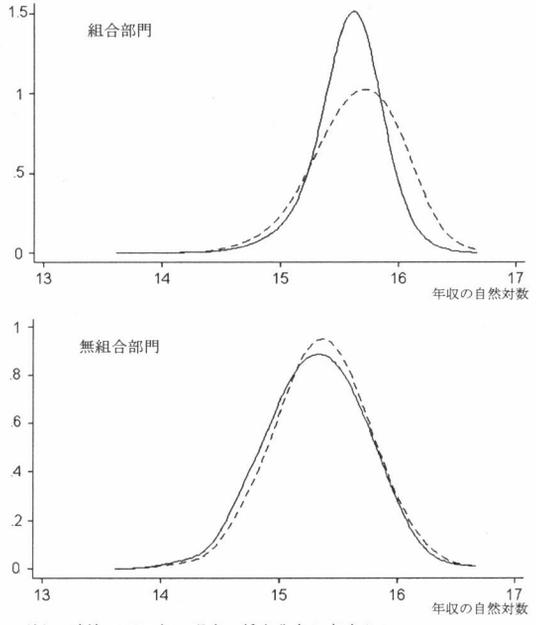
注) 破線: 組合員の現実の賃金分布を意味する。
 実線: 組合員が無組合部門で働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。
 なお、図の縦軸は確率密度を表し、分布を描く関数は積分して1になる。以降の図も同じである。

図2. 仮想現実カーネル密度, 女性常用労働者



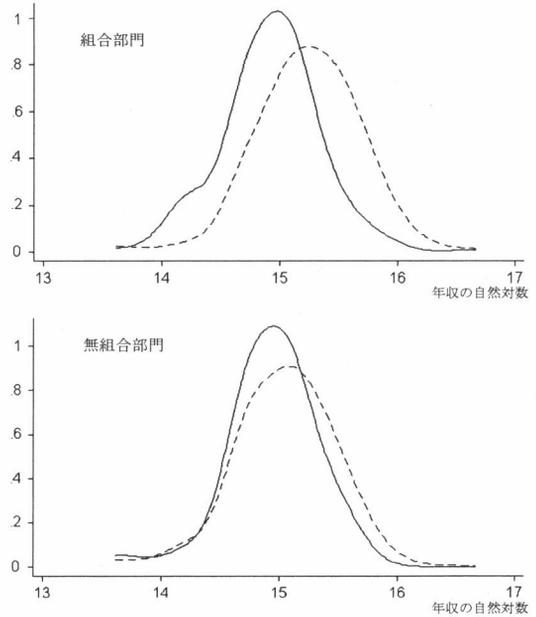
注) 破線: 組合員の現実の賃金分布を意味する。
 実線: 組合員が無組合部門で働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

図3. 仮想現実カーネル密度, 男性常用労働者



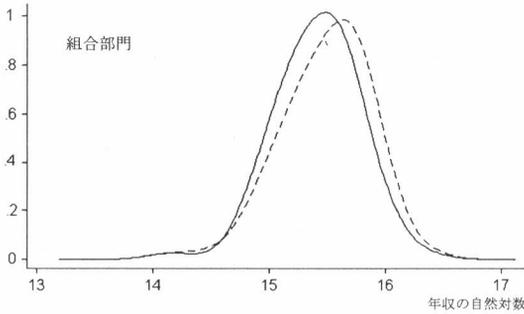
注) 破線: 2007年の現実の賃金分布を意味する。
 実線: 2007年の労働者が1992年に働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

図4. 仮想現実カーネル密度, 女性常用労働者



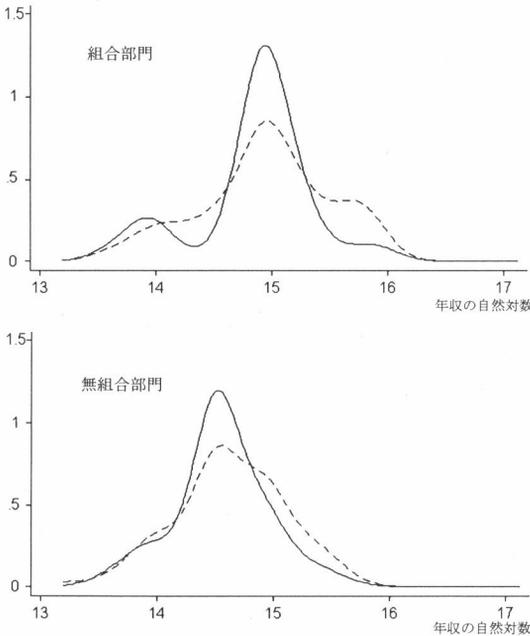
注) 破線: 2007年の現実の賃金分布を意味する。
 実線: 2007年の労働者が1992年に働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

図5. 仮想現実カーネル密度, 男性常用労働者



注) 破線: 2005年の現実の賃金分布を意味する。
実線: 2005年の労働者が2000年に働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

図6. 仮想現実カーネル密度, 女性常用労働者



注) 破線: 2005年の現実の賃金分布を意味する。
実線: 2005年の労働者が2000年に働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

性の無組合部門の賃金分布には右シフトはみられない。

また、図6にみるように、女性の組合部門の2005年の賃金分布は、その労働者が2000年に働いた場合の賃金分布(仮想現実)と比較すると相対的に賃金の高い層がある。女性の無組合部門もほぼ同様である。これは、さきの図4の組合部門とは異なる結果であるが、無組合部門とは類似の結果である。

以上から、男性では、組合部門において、2000年と比べて2005年に賃金上昇がみられた(他方、無組合部門ではそうした上昇はなかった)。これに対し、女性の無組合部門では、2000年と比べて2005年に組合部門の状況に近い賃金の改善を果たした。2000年から2005年にかけてのこうした変化は、1992年から2007年にかけての変化とほぼ照応するものである。これが(失われた10年)の前後を通じた労働組合によるプラスの賃金効果の具体的な姿と推察できよう¹²⁾。

5. 労働組合の発言効果

労働組合の発言効果を分析するための第1ステップとして、労働組合によってどの程度発言回路が増えるのかを検討しよう。表5を参照されたい。1992年データでは、組織労働者の「職場で問題が生じても不満を誰にもいわない」比率は未組織労働者に比べると低く、組合による発言チャンネルの存在が認められた。2007年データでも、組織労働者の「不満を誰にもいわない」比率は未組織労働者に比べると低いという傾向(発言チャンネルの存在)に変わりはない¹³⁾。

次に第2ステップとして、転職希望と職務不満足度に対する労働組合の影響を1992年と2007年との間で比較しよう¹⁴⁾。表6がその結果である。これから次のことが明らかとなる。

第1に、1992年には転職希望に対しても、仕事に対する不満足度に対しても、労働組合への加入は影響をもたなかった。また、その結果にも男女差はなかった。第2に、2007年には、男性に関して、組合への加入は転職希望を抑制し、仕事不満足度を低めている(仕事不満足度については、10%水準では有意ではないものの、92年に比べると効果の高まりがみられ

表 5. 職場で問題が生じても誰にもいわない労働者の比率

不満をもつ事項	男 性				女 性			
	組織労働者		未組織労働者		組織労働者		未組織労働者	
	1992年	2007年	1992年	2007年	1992年	2007年	1992年	2007年
賃金水準	21.5	30.0	32.7	42.9	19.1	39.1	38.0	47.5
福利厚生	25.1	26.6	40.4	45.9	17.9	33.7	45.1	50.1
労働時間・休日・休暇	22.9	22.9	30.3	36.5	17.9	26.5	33.8	33.4
雇用の安定	24.2	24.7	38.8	43.5	16.7	32.0	43.9	44.6
昇給・賞与などの査定	24.7	28.1	35.9	43.0	22.6	35.4	45.1	46.9
人事異動(出向・転籍を含む)	20.2	24.3	35.9	40.0	22.6	27.3	49.0	40.2
ハラスメント(いやがらせ)	32.7	19.5	43.0	32.3	15.5	11.7	37.1	21.8

注) 回答者は次のように尋ねられた。「かりに、職場で以下のいずれかの事柄に不満をもったとき、あなたは以下のうちいずれの行動をとりますか。」表中の数字はこれらの問題領域について「誰にもいわない」と述べた回答者の比率である。

表 6. 転職希望および仕事に対する不満足度の規定要因^a

	転職希望 ^b				仕事に対する不満足度 ^c			
	男 性		女 性		男 性		女 性	
	1992年	2007年	1992年	2007年	1992年	2007年	1992年	2007年
組合加入ダミー	0.064 (0.048)	-0.093*** (0.031)	-0.016 (0.076)	0.010 (0.047)	0.183 (0.131)	-0.115 (0.072)	-0.130 (0.214)	0.012 (0.100)
年間給与所得の自然対数	-0.006 (0.055)	-0.064 (0.040)	-0.045 (0.077)	-0.011 (0.045)	-0.560*** (0.159)	-0.534*** (0.088)	-0.070 (0.189)	-0.437*** (0.091)
福利厚生に対する不満足度	0.068*** (0.018)	0.106*** (0.012)	0.154*** (0.028)	0.087*** (0.016)				
企業規模の自然対数	-0.012 (0.010)	-0.0003 (0.007)	0.004 (0.013)	-0.002 (0.008)	-0.064** (0.028)	-0.032** (0.015)	0.031 (0.033)	0.025 (0.016)
その他の独立変数 ^d	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	426	1413	214	851	475	1525	278	1031
対数尤度	-162.699	-713.561	-87.047	-447.715	-601.356	-2007.813	-298.567	-1358.218

注) a 転職希望はプロビット推定法(限界効果)により、仕事に対する不満足度は順序プロビット推定法による。カッコ内の数字は標準誤差である。
 b 回答者が設問「この先1~2年で転職したいとお考えですか?」に「はい」と答えたときに1をとるダミー変数である。
 c 次の設問に対する回答者の答え。「全体的に考えて、あなたは現在の労働条件にどの程度満足していますか。」
 1=非常に満足している:2=まあ満足している:3=どちらともいえない:4=やや不満足である:5=非常に不満足である。
 d その他の独立変数とは、表4の賃金関数に含まれる説明変数、および職業・産業ダミーである。

表 7. 組織化支持・不支持の状況

	組織化支持	組織化不支持
1992年		
男性	43.3	56.7
女性	37.8	62.2
合計	40.7	59.3
2007年		
男性	55.7***	44.3***
女性	43.1	56.9
合計	50.1	49.9

注) ***は1%水準で男女間の平均値に差があることを意味する。

た¹⁵⁾。しかし、2007年の女性に関しては、そうした組合の影響は認められない。このように、労働組合の発言効果は、1992年にはみられなかったのに対して、2007年には男性に関して機能したようである。そしてこの結果は、労働組合の賃金プレミアムが男性にのみ認められたという結果と照応しているといえよう。

6. 未組織労働者の組織化支持

前節までに確認してきたように、労働組合の

経済効果が観察されるようになった。とすれば、それは、少なくとも部分的には、組合結成へのインセンティブを未組織労働者に与えると予想できる。はたして現実はどうだろうか。

表7にみるように、1992年には男性、女性ともに労働組合の組織化を支持する割合(質問票上は、現在の勤め先に「労働組合はない」と回答した人のうち、「勤め先企業に労働組合ができた方がよい」と回答した人の割合)は過半数に満たなかった(43.3%と37.8%)。けれども、2007年には男性で組織化支持率が過半数(55.7%)となっている。ただし、女性の組織化支持率は43.1%に留まっており、明らかに男性より低い状況にある(統計的にも1%水準で有意である)。

そこで、未組織労働者が組織化を支持する源泉を探ってみよう。組織化支持に影響を及ぼすと考えられる要因を説明変数とする組織化支持関数を推定する。ここでの特徴は、労働条件に

表 8. 民間部門における未組織労働者の組織化支持(限界効果)

	1992年		2007年			
	男性	女性	男性		女性	
労使協議機関ダミー			0.038 (0.123)		-0.305 (0.150)	
発言型従業員組織ダミー	-0.015 (0.127)	-0.144 (0.196)	0.029 (0.090)	-0.003 (0.094)	-0.152 (0.127)	-0.399** (0.093)
親睦型従業員組織ダミー	-0.079 (0.089)	0.184 (0.127)	0.147*** (0.050)	0.117** (0.055)	-0.127* (0.070)	-0.127 (0.088)
賃金に対する不満足度	0.110*** (0.039)	0.033 (0.052)	0.070*** (0.020)	0.056*** (0.022)	0.079*** (0.023)	0.105*** (0.028)
福利厚生に対する不満足度	0.042 (0.042)	0.092* (0.051)	0.085*** (0.021)	0.083*** (0.022)	0.056** (0.026)	0.043 (0.034)
労働時間に対する不満足度	0.018 (0.038)	0.023 (0.051)	0.003 (0.020)	0.006 (0.021)	0.012 (0.024)	0.020 (0.030)
企業規模の自然対数	0.027 (0.019)	0.051** (0.024)	0.048*** (0.010)	0.053*** (0.012)	0.051*** (0.012)	0.068*** (0.016)
最終学歴						
専門学校卒ダミー	0.140 (0.123)	-0.116 (0.158)	-0.049 (0.069)	-0.105 (0.078)	0.039 (0.080)	0.036 (0.105)
高専・短大卒ダミー	-0.070 (0.178)	-0.065 (0.124)	-0.028 (0.104)	-0.071 (0.115)	0.080 (0.070)	0.077 (0.087)
大卒ダミー	0.134 (0.085)	0.120 (0.215)	0.029 (0.053)	0.011 (0.059)	0.154** (0.072)	0.225** (0.085)
学卒後の年数	0.005 (0.004)	-0.001 (0.005)	0.001 (0.002)	0.002 (0.003)	0.007** (0.003)	0.007* (0.004)
フルタイム常用雇用ダミー	dropped	0.223* (0.118)	0.094 (0.064)	0.061 (0.077)	0.104 (0.066)	0.003 (0.089)
所定内労働時間	-0.004 (0.004)	-0.006 (0.006)	0.001 (0.002)	0.000 (0.003)	-0.004 (0.003)	0.002 (0.004)
所定外労働時間	-0.006 (0.006)	-0.009 (0.019)	0.001 (0.003)	-0.0001 (0.003)	0.017** (0.007)	0.014 (0.009)
勤続年数	-0.007 (0.012)	-0.024 (0.028)	0.002 (0.007)	-0.0005 (0.008)	-0.006 (0.013)	-0.007 (0.015)
勤続年数の2乗/100	0.029 (0.033)	0.042 (0.132)	-0.017 (0.022)	-0.015 (0.023)	0.036 (0.052)	0.045 (0.059)
職業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	255	159	721	622	483	343
対数尤度	-152.324	-86.002	-430.186	-368.748	-287.396	-187.977
自由度修正済決定係数	0.1312	0.2004	0.1219	0.1233	0.1375	0.2090

注) 推定値はすべてプロビット推定法による。従属変数は組織化支持=1のダミー変数である。
カッコ内の数字は標準誤差である。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

に対する不満や労働者の属性に関わる変数のみならず、労使協議機関や従業員組織などの発言機構に関する変数を導入しているところにある。表8がその結果である。1992年の男性に関しては、賃金に対する不満足が組織化支持に正の効果をもつ。女性に関しては、無組合企業において企業規模が大きくなればなるほど、福利厚生に対する不満が大きくなるほど、組織化を支持する傾向がうかがえる。

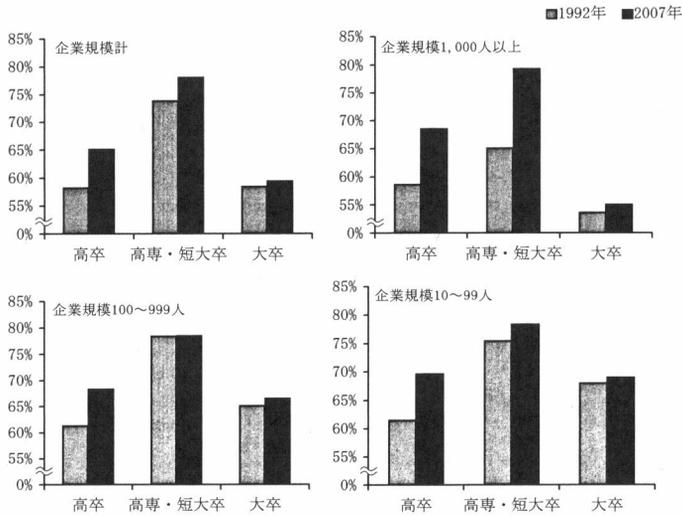
2007年に関する同じ推定で明らかになる特徴的な変化は、男性に関して、親睦型従業員組織ダミーが正で有意に推定されたことである。親睦型従業員組織があると10%強程度組織化支持を押し上げる。ただし、労使協議機関や発

言型従業員組織は有意な効果をもたない。ところが、女性に関しては、発言型従業員組織ダミーが負で有意と推定されている。発言型従業員組織があると40%ほど組織化支持を押し下げる。つまり、男性に関しては組織化に対して親睦型従業員組織が補完的な役割を果たし、女性に関しては組織化に対して発言型従業員組織が代替的な機能を演じている。そうした従業員組織の有無が組合の組織化支持に影響を与えるという現象は、1992年にはみられていない。

7. 結果の解釈

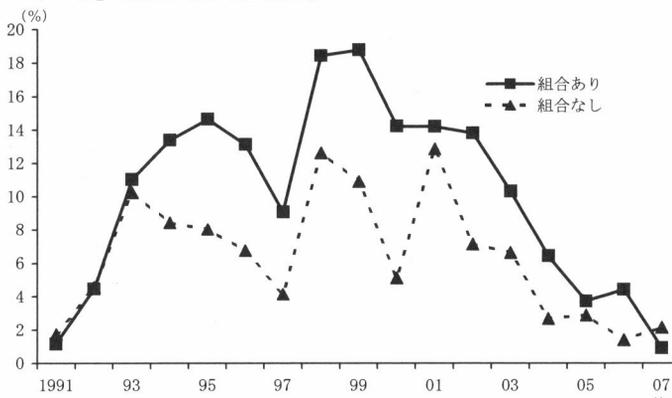
以上の結果は、労働組合の経済効果に関して、(失われた10年)を通じての一貫した変化傾向

図7. 企業規模別男女間賃金格差の比較



- 注) a 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」(1992年, 2007年)より作成した。なお, 同調査の抽出事業所数は約78,000で, 抽出労働者数は約161万人(2007年)である。
 b 企業規模, 学歴ごとに, 年齢計における男性標準労働者の賃金に対する女性標準労働者の賃金の比率を算出した。
 c 賃金データは, 所定内給与額の年換算額に年間賞與其他特別給与額を加えたものを使用した。
 d 調査産業計の数値である。
 e ここでは, 標準労働者(学校卒業後直ちに企業に就職し, 同一企業に継続勤務しているとみなされる労働者)を対象としている。

図8. 人件費の負担に対し当面力を入れる対策として「人員削減, 欠員不補充」を最も重視する企業割合



- 注) a 厚生労働省「賃金引き上げ等の実態に関する調査」(1991年~2007年)を特別集計したものである。
 b 企業規模100人以上を対象に集計した。なお, 企業規模別にも集計したがおおむね同様の傾向がみられた。

を示唆しているように思われる。すなわち, ①労働組合の賃金効果は1992年には観察されなかったのに対して, 2007年には男性に関して賃金プレミアムがみられるようになった。ただし, 女性に関しては観察されない。②労働組合の発言効果に関しても, 1992年にはみられなかったものが, 2007年には男性の転職希望(お

よび部分的に仕事不満足度)を引き下げるようになった。ただし, 女性に関しては, そうした発言効果は確認できない。③おそらくはこうした推移の帰結として, 男性の未組織労働者の間で組合の組織化支持が高まっている。ただし, 女性の中の未組織労働者の組織化支持の高まりは男性に比べてわずかである。しかも, 職場に発言型従業員組織が存在すると, 女性の組合への組織化支持を押し下げるように作用し, 支持が代替されるようにみえる。

労働組合の賃金効果

まず, 組合の賃金効果が男性で確認され女性でみられなかったのは, 労働組合と企業行動の結果と思われる。

これに関しては, 2つの異なる解釈の可能性がある。第1は組合効果を労働組合の交渉力の発揮とみる解釈である。1992年から2007年にかけての長期不況の中で無組合企業ではほとんど賃上げを実施せず, 男性の賃金分布を変えなかった。つまり, 労働組合が春闘で獲得した賃金上昇が無組合企業に波及(スピルオーバー)しなかった¹⁶⁾。その結果, 有組合企業の男性の賃金は相対的に高まった。他方, 女性に関しては, 1986年4月の男女雇用機会均等法施行をはじめとして, 1990年代から2000年代にかけて, 1992年4月の育児休業法施行, 1999年4月施行の「改正男女雇用機会均等法」における差別禁止, 2002年4月の改正育児・介護休業法施行など, 女性労働者に対する処遇改善の法的整備が順次なされていった¹⁷⁾。図7にみるように, この期間において非正規労働者を除く標準労働者(学校卒業後直ちに企業に就職し, 同一企業に継続勤務しているとみなされる労働者)につ

表9. 定期昇給制度の有無および実施状況別企業割合

(単位：%)

	組合あり					組合なし				
	定期昇給 制度なし	定期昇給 制度あり	行った・ 行	行わなかった・ 行わない	延期 した	定期昇給 制度なし	定期昇給 制度あり	行った・ 行	行わなかった・ 行わない	延期 した
2003年	29.9	70.1	62.7	6.9	0.5	32.9	67.1	48.5	18.4	0.2
2004年	27.4	72.6	64.5	7.8	0.4	36.2	63.8	54.1	9.3	0.4
2005年	29.6	70.4	66.3	4.1	0.0	33.2	66.8	53.8	11.9	1.2
2006年	25.6	74.4	69.8	4.6	0.1	28.3	71.7	61.7	9.6	0.4
2007年	26.4	73.6	68.6	4.9	0.1	26.4	73.6	65.4	8.1	0.1

注) a 厚生労働省「賃金引き上げ等の実態に関する調査」(2003年～2007年)を特別集計したものである。

b 企業規模100人以上を対象に集計した。なお、企業規模別にも集計したがおおむね同様の傾向がみられた。

いては、男女間賃金格差は急速に縮小している¹⁸⁾。こうした状況を踏まえると、法的整備の下で有組合企業と無組合企業の双方において女性の待遇改善が多少とも図られ、女性の組合賃金と無組合賃金は近似的な状態が維持された可能性が指摘できる¹⁹⁾。

第2の解釈は、1992年から2007年にかけての企業の不況対策の実施が男性の組合賃金プレミアムを結果的に生み出したというものである。原(2003)は、2003年時点での企業調査に基づき、有組合企業は、無組合企業と比較して人員削減を含む不況対策をより多く実施した一方で、賃金カットは少ないという。この指摘は、厚生労働省「賃金引き上げ等の実態に関する調査」(1991～2007年)を特別集計した結果によっても確認できる。図8に示されたように、人件費の負担に対し当面力を入れる対策として「人員削減、欠員不補充」をもっとも重視する企業の割合は有組合企業のほうがより高い。また、表9で報告されているように、定期昇給を実施した割合も有組合企業において高い。この事実から、有組合企業では新規採用の抑制などを通じて人件費を抑えつつも、定期昇給などを通じて労働者の賃金に下方硬直性をもたせることを可能としたことが考えられる。これに対して、無組合企業では、たとえ雇用調整によって人件費の抑制を図ったとしても、さらに賃金の下方調整が行われたと推測できる。この解釈を直接に支持するものではないが、黒田・山本(2006)の年間収入調整の推定結果において、(組合組織率の比較的高い)1,000人以上の企業規模を比較の対象とした場合、(組合組織率の比較的低い)999人未満の企業規模ダミーの係数がすべて負で有意となっている。この結果は、企業の不況

対策を重視する解釈と整合的である。

労働組合の発言効果

次に、労働組合の発言効果が1992年と比べて2007年に男性を中心にみられるようになったのはなぜかを考えてみよう。男性で組合の発言効果がみられるようになったのは、労働組合の賃金効果の解釈と同様に、組合の発言が、雇用調整などの不況対策を容認する一方で、賃金などの既存労働者の労働条件を守る役割を果たしたためと考えられる²⁰⁾。

他方、なぜ女性には組合の発言効果がみられなかったのだろうか。この問題の手がかりとして、まず、労働者が職場で不満をもったときに、「自分一人で経営側に言う」や「上司に相談する」などの個人的発言と「労働組合に相談する」などの集団的発言の利用法がどのように変化したかをみる必要がある。全般的には、1992年でも2007年でも、不満の表明ルートとして、「上司に相談する」がもっとも多く「労働組合に相談する」がそれに続く。

しかし、表掲はしないが、組合加入が個人的および集団的発言の各ルートにどのような影響を及ぼしたかをみると、次のような結果が得られた。すなわち、1992年に比べて2007年には、男女ともより多くの事項に関して組織労働者が「労働組合に相談する」比率が高まったことがそれである²¹⁾。他方、組織労働者が「上司を通じて経営側に伝える」割合は、男性については、より多くの事項で高まった一方で、女性については、多くの事項で低下した。

ただし、上述のとおり、組織労働者による集団的発言が高まったとしても、その一方で、個人的発言の機会がそれ以上に失われたのであれ

ば、労働組合の発言効果が十分に発揮されたと評価することはできないだろう。そうした点を考慮して、組合への加入が不満表明ルートを開く効果を男女別にみると、男性については、1992年に比べ2007年において、多くの事項で組合が不満の表明ルートを開いたことがわかる。他方、女性については、組合が不満の表明ルートを開くようになったのは一部の事項に限られた²²⁾。これは、この期間において労働組合が女性に関する取り組みを進めた結果、女性の労働条件について集団的な発言を行う体制が従来よりも整ってきたと考えることができるものの、その取り組みは男性に比べ不十分なものであったことを示唆する。

未組織労働者の組織化支持

最後に、未組織労働者の組織化支持についても男女差が確認された。これについてのもっとも強い解釈は、原・佐藤(2004)(2005)の分析結果を援用して、労働組合の賃金効果と発言効果に関する男女別の違いが未組織労働者に正確に認識されて、それが組織化支持の男女別の違いとなって現れたというものである。しかし、未組織労働者の労働組合に関する認識はそれほど正確なものではないと考えるならば、もう少し緩やかな解釈のほうが妥当かもしれない。たとえば、1990年以降、雇用保護規制の緩和が進められてきたことなどを通じて、家計の所得を支えなければならぬという必要性をより感じる男性のほうが雇用維持に敏感であり、「労働組合は雇用を守る」との観念が女性よりも強く意識されたのかもしれない。

他方、なぜ親睦型従業員組織が男性の組織化支持を引き上げ、発言型従業員組織が女性の組織化支持を引き下げたのかの解釈は容易ではない。都留(2002)の分析結果によれば、親睦型従業員組織と発言型従業員組織は、福利厚生への従業員の発言を促進するという点で共通しているが、親睦型従業員組織は労働時間・休日・休暇への発言を促し、発言型従業員組織は年間経営・生産計画への発言を促すという相違がある。つまり、発言型従業員組織は労働条件事項と経営事項の両部面への発言を行うという意味で労働組合に近く、親睦型従業員組織と比べて制度

面でよりしっかりとした存在であるとされている。この点において、発言型従業員組織が男性にとっては労働組合の不完全な代替物であり、女性にとっては労働組合の十分な代替物とみなされたのかもしれない。

その一方で、親睦型従業員組織は、より緩やかな組織とされる。そのため、特に家計を支えることがより強く求められる男性にとっては、制度化された組合を望む傾向があるかもしれない。すなわち、過去と比べ不安定化した雇用を守るため、親睦型という簡易な従業員組織を発展させて、組合に転化させようとする組合組織化支持の意識が形成されている可能性もある。実際、2008年6月末時点の調査によれば、これまで長く低下し続けてきた労働組合の推定組織率が1981年以来27年ぶりに下げ止まり、横ばいになったという²³⁾。このように、〈失われた10年〉前後での雇用環境の変化を経て、組合組織化に対する見方にも変化の兆しがみられる。

8. おわりに

「労働組合は何をしてきたか」という冒頭の問題に対する解答は以下の通りである。第1に、労働組合の賃金効果は1992年には観察されなかったのに対して、2007年には男性に関して賃金プレミアムがみられるようになった。ただし、女性に関しては観察されない。第2に、労働組合の発言効果に関しても、1992年にはみられなかったものが、2007年には男性の転職希望(および部分的に仕事不満足度)を引き下げようになった。ただし、女性に関しては、そうした発言効果はみられない。第3に、男性の未組織労働者の間で組合の組織化支持が高まっている。ただし、女性の未組織労働者の組織化支持の上昇は男性に比べてわずかである。しかも、職場に発言型従業員組織が存在すると、女性の組合への支持はほぼ代替されてしまう。

以上の分析結果が日本の労使関係に対してもつ含意に言及しておきたい。まず第1に、労働組合の賃金効果が観測されたことは、組合の賃金交渉の場面での力の行使、とくに定期昇給の実施を確保できた結果と評価できる。しかし、その一方で、そうした賃金改善が無組合企業に波及しなかったのは、春闘の機能の後退または

形骸化といえよう。第2に、正の組合賃金効果が有組合企業における人員削減を伴っていたことも注目される。つまり、組合は雇用調整と引き替えに賃金の下方硬直性を堅持したとすることができる。第3に、労働組合は女性労働者の不満や要望を十分には汲み取っていない。このため、労働組合が女性の職務不満を和らげず、また転職希望を抑制しなかったと考えられる。ここからみえてくる労働組合像は、企業内に現存する男性組合員の利益を守ることに資源を集中しているというものである。繰り返しになるが、このことは長期の不況下での日本の労働組合の経済的成果である。しかしながら同時にその社会的限界を意味するというのが現時点でのわれわれの評価である。

最後に本稿で残された今後の研究課題を述べよう。第1に、〈失われた10年〉の前後での労働組合の経済効果を比較する場合、雇用調整への組合効果の分析は欠かせない(野田(2004)(2005))。この分析は今後の課題である。第2に、2000～2005年の日本版総合的社会調査のデータを用いた分析結果では、調査時期、質問内容、分析対象、前提がさまざま異なっていることもあり、本稿の結果とは逆に、男性ではなく女性に組合賃金プレミアムが観察されている(Hara and Kawaguchi(2008), 仁田・篠崎(2008))。この異同がなぜ生じるのかの解明も今後の研究課題である。

(一橋大学経済研究所・内閣府・厚生労働省・内閣府)

注

* 本稿の作成に当たり、内閣府「平成19年度年次経済財政報告」作成に当たって利用した調査データ(2007年実施)を用いた。また、日本版総合的社会調査(JGSS)データは、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJアーカイブに利用申請した。分析に際しては、松本将嘉氏(一橋大学大学院経済学研究科修士課程修了)にデータの整理と推定プログラムの作成の協力を得た。また、一橋大学産業労働ワークショップ(2008年7月8日)参加各位、とりわけ池永肇恵、小田切宏之、川口大司、神林龍、中馬宏之の諸氏からはきわめて有益なコメントを頂いた。上記の各機関のご尽力ならびに研究者各位に厚くお礼申し上げる。さらに、一橋大学経済研究所定例研究会(2008年12月17日)における討論者であった野田知彦氏、ならびに内閣府でのディスカッション・ペーパ

ー作成過程でコメントを頂いた齋藤潤氏、西崎文平氏にも謝意を表したい。なお、本稿で提示されている分析や解釈は、あくまでも著者らの個人的意見であって、内閣府および厚生労働省の公式見解を示すものではない。

1) ここで「賃金効果」とは、労働組合に加入している労働者の賃金と加入していない労働者(労働組合がない企業の労働者を含む)の賃金との差をさす。「組合賃金プレミアム」ともいう。

2) ここで「発言効果」とは、労働組合に加入している労働者と加入していない労働者(労働組合がない企業の労働者を含む)とが労働条件や会社の経営事項に対して不満を表明し改善がなされた結果として離職率や職務満足度などに生じた差を指す。

3) 「未組織労働者の組織化支持」とは、勤め先企業に労働組合がない労働者のうち「勤め先企業に労働組合ができた方がよい」とする立場を指す。

4) この方法を日本のデータではじめて応用したのは、Hara and Kawaguchi(2008)である。

5) 野田(2004)(2005)が行っている雇用調整に対する労働組合の効果は、使用データの制約上分析していない。

6) 2007年の労働組合組織率を、厚生労働省「労働組合基礎調査報告」、総務省「労働力調査」および「事業所・企業統計調査」を基に地域別に推計すると、首都圏(東京、神奈川、千葉、埼玉)では20.9%、東京都では24.7%であった。また、対象年齢の違いの要因も考えられる。ここでは18から59歳の労働者を対象としているが、18歳未満や60歳以上は通常組合組織率が低く、全体を押し下げてしまう。実際、厚生労働省「労働組合活動実態調査」(2007年)によると、データ上判別できる30歳未満で1.4%、55歳以上で1.2%の組合組織率にとどまっているという。

7) 1992年と2007年との間で注目される変化として、女性の勤続年数の係数が約3分の1に減少していることである。この要因を探るために、フルタイム常用雇用者とパートタイム労働者に分割推定した。その結果、フルタイム女性の係数に大きな変化はなかったのに対して、パート女性の係数が低下している。つまり比重を高めたパートタイム労働者の影響が全体の値を支配しており、フルタイム女性の年功度が低下したわけではないと思われる。また、男性に関して、勤続年数の係数に変化はほとんどないが、勤続年数の2乗項の係数が減少するのは、男性の年功度の評価が低減していると解釈できよう。

8) 男女別に賃金関数を推定する理由は、労働市場を全体としてみれば、男女で賃金決定の構造が異なると考えるからである。もちろん、企業内に限定すれば、たとえば職能資格制度において、男女で同一の賃金決定の構造が存在するとみることが出来る。また、労働組合も男女共通の制度に基づいて賃金交渉を行うであろう。しかしながら、本稿の分析対象のような中小零細企業を含むサンプルでは、男女で賃金構造が同じだと仮定する根拠は乏しいと考える。

9) 仮想現実カーネル密度推定とは次のようなものである。ある属性(組合加入など)に注目し、当該属性をもつ者の賃金分布ともたない者の賃金分布の差異が当該属性の有無によるものか否かを判断するために、

当該属性をもつ者の賃金分布(現実の分布)と当該属性をもたない者の他の属性(学歴、勤続年数など)をコントロールした場合の賃金分布(仮想現実の分布)を比較するものである。これは、労働者の賃金が所属するセクターで採用される賃金構造と自らの属性とにより決定されることに注目し、後者の属性部分のみをコントロールして仮想現実の分布を推定することを意味する。理論的には、賃金分布を表す密度関数に対して、ベイズの定理により、その構成要素となる条件付密度関数(属性を表すもの)が条件付確率と条件付でない確率及び密度関数で表現されることを利用している。これにより、注目する属性をもたない者の賃金分布(現実の分布)に対し条件付確率を用いる比率で補正することによって仮想現実の分布を推定することが可能であり、この際の比率は、注目する属性をもつ者で起こりやすい属性の観測値には高いウェイトを付け、注目する属性をもたない者で起こりやすい属性の観測値には低いウェイトを付けるといった意味合いとして解釈が可能である。より詳細な説明は、川口・原(2007)の補論2を参照されたい。

10) 図3~4は労働者構成を固定して賃金スケジュールを変化させたものであると解釈できる。これとパラレルに、賃金スケジュールを固定して労働者構成を変化させた図も描いた。結果は図3~4と同様で、男性の組合部門にのみ大きな変化がみられた。つまり、無組合企業よりも有組合企業で労働者構成が変化したものといえよう。

11) ただし2004年は調査がなされていない。

12) 厚生労働省「賃金引き上げ等の実態に関する調査」(1991年~2007年)の個票データにより、平均賃金改定額について組合の有無、企業規模および産業を説明変数とした回帰分析を行った。その結果、組合ありを1とするダミー変数は、1993年~1999年、2001年および2005年において1%水準でプラスに有意となり、企業側の賃金改定状況からみても、労働組合によるプラスの賃金効果が確認された。これは、1990年代から2000年代にかけての組合部門の賃金上昇を裏付ける結果といえる。

13) ハラスメントを例外として、不満を表明しない未組織労働者の比率が組織労働者の比率よりも高まっている点が注目される。とりわけ、賃金水準と福利厚生については50%近くの従業員が発言しなくなっている。

14) 労働組合は集団的発言だけでなく、雇用保障の機能を通じて離職率を抑制する効果がある。また、組合のある企業において、もともと長期雇用慣行が定着していたために離職率が抑制されることも考えられる。しかしながら、組合の集団的発言は労働者の不満を解消し自己都合による離職を抑制するのに対し、雇用保障や長期雇用慣行は会社都合の離職(すなわちリストラ)を抑える点で異なる。本稿では、労働者の転職希望を被説明変数とすること、および説明変数に企業規模や労働者の勤続年数など長期雇用に関連する変数を用いることにより組合の発言効果を分析したものであって、長期雇用要因はコントロールされている。

15) 男性に関して、組合ダミーの係数は1992年に

は符号条件を満たさなかったのに対し、2007年には符号条件を満たし、 β 値は11.1%となった。

16) 内閣府(2007)では、企業が賃金改定の決定の際にもっとも重視した要素について「世間相場」重視の割合が組合の有無に関わらず1990年代に比べ2000年に入るまで大幅に低下していること、また、賃金改定決定時期について組合の有無間の乖離が1990年代から2000年にかけて縮小していることから労働組合のスピルオーバー効果の弱まりを傍証している。

17) 従来から存在する労働基準法の男女同一賃金原則は、「賃金」についての差別的取り扱いを禁止するにとどまる。一方、改正均等法は、「配置」や「昇進」についての差別的取り扱いを禁止することにより、そこから生じる実質的な男女間の賃金格差を是正する効果が期待される。

18) 勤続年数など属性の変化を十分に考慮していないことに留意が必要であるが、男性と女性との間での組合の賃金効果の違いをみる上では、非正規労働者の割合変化要因を含む一般労働者(短時間労働者以外の者)よりも、その要因が取り除かれている標準労働者のほうがより適切であると考えられるため、標準労働者での比較を行った。

19) 本見解は、これまでに指摘されていないものであり、女性における賃金効果について新たな視点を与えるものである。

20) 転職を希望する労働者の割合(転職希望率)をみると、男性の組織労働者については2.2%の上昇に留まった一方で、男性の未組織労働者では19.0%と大幅に上昇した。なお、女性の組織労働者は9.0%の上昇、女性の未組織労働者は8.8%の上昇となった。

21) 職場で不満をもつ事項としては、①賃金水準、②労働時間・休日・休暇、③福利厚生、④雇用の安定、⑤昇給・賞与などの査定、⑥人事異動(出向・転籍を含む)、⑦ハラスメントがある。また、その各事項に関しての発言のルートとしては、①自分一人で経営側にいう、②同僚といっしょに経営側にいう、③上司を通じて経営側に伝える、④社員会・親睦会を通じて経営側に伝える、⑤労使協議機関を通じて経営側に伝える、⑥労働組合に相談する、⑦労政事務所など行政機関に相談する、⑧「パート110番」などの外部の団体に相談する、⑨誰にもいわない、という選択肢がある。組織労働者について、「労働組合に相談する」割合を男女別にみたところ、1992年から2007年にかけて男性(5事項)、女性(4事項)について割合が高まった。他方、「上司を通じて経営側に伝える」割合が低下したのは、男性(3事項)、女性(5事項)であった。

22) 「誰にもいわない」と答えた場合を1、それ以外の回答を0とした変数を被説明変数とした場合のプロビット分析を実行した。すると、組合加入ダミーが負で有意だったのは、1992年には男性(0事項)、女性(2事項)であり、2007年には男性(7事項)、女性(4事項)であった。

23) 厚生労働省「労働組合基礎調査」(2008年)。

参考文献

原ひろみ(2003)「組合は何のために? — 不況対策と

- 賃金をめぐって」連合総合生活開発研究所『労働組合に関する意識調査報告書』第II部第3章, pp. 118-134.
- 原ひろみ・佐藤博樹(2004)「労働組合支持に何が影響を与えるのか——労働者の権利に関する理解に着目して」『日本労働研究雑誌』No.532, pp.54-70.
- 原ひろみ・佐藤博樹(2005)「組合支持と権利理解」中村圭介・連合総合生活開発研究所編『衰退か再生か——労働組合活性化への道』第2章, 勁草書房, pp.47-70.
- 川口大司・原ひろみ(2007)「日本の労働組合は役に立っているのか?」JILPT Discussion Paper 07-02, 労働政策研究・研修機構.
- 黒田祥子・山本勲(2006)『デフレ下の賃金変動——名目賃金の下方硬直性と金融政策』東京大学出版会.
- 村松久良光(1984)「離職行動と労働組合——「退出・発言アプローチ」より」小池和男編『現代の失業』同文館, pp.143-173.
- 内閣府(2007)「労働市場の変化と家計部門への影響」『平成19年度 年次経済財政報告』第3章, pp.171-245.
- 仁田道夫・篠崎武久(2008)「労働組合の賃金効果の検証」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動——日本版総合的社会調査JGSSによる分析』第6章, 東京大学出版会, pp.121-133.
- 野田知彦(2004)「労働組合の発言は有効か」『社会科学研究』第56巻, 第1号, pp.33-44.
- 野田知彦(2005)「労働組合の効果——賃金と雇用調整に対する効果の検討」中村圭介・連合総合生活開発研究所編『衰退か再生か——労働組合活性化への道』第2章, 勁草書房, pp.71-84.
- 野田知彦・橋本俊詔(1993)「未組織労働者と能力主義」橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学期待と現実』第4章, 東洋経済新報社, pp.69-88.
- 橋本俊詔・野田知彦(1993)「賃金, 労働条件と労働組合」橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学期待と現実』第10章, 東洋経済新報社, pp.195-216.
- 富田安信(1993)「離職率と労働組合の発言効果」橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学期待と現実』第9章, 東洋経済新報社, pp.173-193.
- 都留康(2002)『労使関係のノンユニオン化——ミクロ的・制度的分析』東洋経済新報社.
- 外館光則(2007)「労働組合と離職率」『日本労働研究雑誌』No.568, pp.51-62.
- Blanchflower, David G. and Bryson, Alex (2007) "What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would Freeman and Medoff Be Surprised?" in James T. Bennett and Bruce E. Kaufman (eds.) *What Do Unions Do?: A Twenty-Year Perspective*, Chap.4, New Brunswick New Jersey: Transaction Publishers, pp.79-113.
- Brunello, Giorgio (1992) "The Effect of Unions on Firm Performance in Japanese Manufacturing," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.45, No.3, pp.471-487.
- DiNardo, John, Fortin, Nicole and Lemieux, Thomas (1996) "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, Vol.64, No.5, pp.1001-1044.
- Farber, Henry S. (1990) "The Decline of Unionization in the United States: What Can Be Learned from Recent Experience?" *Journal of Labor Economics*, Vol.8, No.1, pp.S75-S105.
- Freeman, Richard B. and Medoff, James L. (1984) *What Do Unions Do?*, New York: Basic Books, Inc.
- Hara, Hiromi and Kawaguchi, Daiji (2008) "The Union Wage Effect in Japan," *Industrial Relations*, Vol.47, No.4, pp.569-590.
- Kalleberg, Arne L. and Lincoln, James R. (1988) "The Structure of Earnings Inequality in the United States and Japan," *American Journal of Sociology*, Vol.94, Supplement, pp.S121-S153.
- Tachibanaki, Toshiaki, and Noda, Tomohiko (2000) *The Economic Effects of Trade Unions in Japan*, New York: St. Martin's Press.
- Tsuru, Tsuyoshi and Rebitzer, James (1995) "The Limits of Enterprise Unionism: Prospects for Continuing Union Decline in Japan," *British Journal of Industrial Relations*, Vol.33, No.3, pp.459-492.
- Tsuru, Tsuyoshi, and Morishima, Motohiro (1999) "Nonunion Employee Representation in Japan," *Journal of Labor Research*, Vol.20, No.1, pp.93-110.