

## 労働組合活動が組合員の男女格差に与える影響

齋藤 隆志

### 1. はじめに

労働組合が果たすことを期待される役割として、従来は正社員の賃金上昇、休日・休暇の確保や労働時間抑制、さらに作業の条件や環境の改善といった労働条件の向上、解雇の抑制を通じた雇用の安定といった待遇改善が重要視されてきた。また我が国では企業別組合を通じた労使コミュニケーションや労働組合の活動が行われているという特徴があるが、そのことによって労使が共通の目的を持つことができ、労使間の交渉が必ずしも戦闘的なものとはならず、長期的に双方が利得を得られるような協調的な内容となっているとされてきた。

近年では、労働組合組織率が低下を続けている一方で、労働組合がカバーする従業員の範囲が拡大している現象も同時に見られる。サービス業や小売業を中心に、非正規雇用の割合が大きいところでは、正社員ではなく非正社員も組合員として加えるようになってきている。また、様々な業種で女性社員の割合が増大していることから、従来は従業員の性別構成から正社員でも特に男性正社員の利益を代表する傾向にあった労働組合の役割が変わりつつあると考えられる。

本研究では、公益社団法人国際経済労働研究所が1990年から収集を続けている、労働組合員を対象とした大規模調査のデータを用いて、労働組合活動の活発さが労働組合員の男女格差にどのような影響を与えているのかについて、検証する。同調査では組合員の性別や年齢、年収や職種といった個人属性のほか、自らの労働組合活動についての意識や労力について個票データが得られるため、これを組合ごとに集計して分析に用いる。

本稿の残りの部分の構成は以下のとおりである。第2章では先行研究を紹介する。第3章では、本研究の仮説と分析手法、さらに用いるデータについて説明する。第4章では推計結果を紹介するとともに、それに基づいて仮説が妥当であるかどうかを考察する。第5章では結論を述べる。

### 2. 先行研究

労働組合が男女格差に影響を与えているかどうかについては、北米大陸の国を中心とした国々の実証研究を挙げることができる。初期の研究としては、Even and Macpherson (1993) や Doiron and Riddell (1994) がある。前者は米国のCPSデータを用い、1973年から1988年に

かけて男女間賃金格差が9.3%縮小したことを示した上で、その要因を男女間の(1)属性の差、(2)属性の賃金に対する影響の差、(3)属性の労働組合員ダミーへの影響の差、(4)これらの交互作用に分解したところ、(3)の要因が縮小全体の14.3%を占めることを明らかにした。後者はカナダのSurvey of Work History, Survey of Union Membership, Labour Market Activity Surveyのデータを用い、1981年、84年、88年の3時点における男女間賃金格差が25~28%程度であったことを示した上で、その要因を男女間の(1)属性の差、(2)属性の賃金に対する影響の差に分解し、さらにそれぞれを男女間の(a)労働組合加入率の差、(b)労働組合員間の賃金格差、(c)非労働組合員の賃金格差に分解した。その結果、男女間賃金格差の3分の2は非労働組合員の賃金格差で説明できること、男女の労働組合加入率の差が縮小したことで、7%分の賃金格差拡大を抑制したことなどを明らかにした。さらに、Cho and Cho (2011)は、2004年時点の米国のCPSデータと韓国の経済労働力人口調査データを用いて、上記の研究と同様の男女間賃金格差に関する要因分解を行い、非労働組合員の男女間賃金格差が大きいこと、高スキルの女性労働者が自己選択的に多様な福利厚生が提供される労働組合のあるセクターで勤めることが多いために、労働組合員の男女間賃金格差が縮小することを見出した。

これらの結果は、労働組合が男女間の賃金格差を縮小する効果を持っていることを示唆しているものの、労働組合が男女間賃金格差縮小に向けた何らかの取り組みを行っていることが格差縮小の直接の原因であるとはいえない。労働組合が福利厚生や賃金などの全般的な労働条件向上を目指している中、女性が労働市場に進出して特に高スキルの女性が労働組合のあるセクターに入っていくことで、男女間の労働組合加入率の差が縮小することを通じて、格差が縮小しているというメカニズムの存在を示したものである。

一方、日本の研究には、女性が組合において影響力を強めた場合、労働組合の活動にどのような影響を与えるかについて、定性的な方法で検討したものがある。例えば、首藤(2011)は日本企業3社の企業別労働組合<sup>1)</sup>へのヒアリング調査を通じて、女性役員数が増えることの効果を検証した。その結果、第一に私生活と仕事の両立に関する施策を、組合から会社側に提案する機会が増加する傾向がみられること、第二に産別組織など、企業別組合の枠を越えた女性役員同士のネットワークが形成され、男女平等に関する議論が活発に行われることを示した。

永島(2021)は、女性労働者の多い流通業企業において労働組合の中央執行委員長を務めたという当事者の立場から、流通業界における労働運動の歴史を振り返っている。そして、男女雇用機会均等法改正のあった1999年ごろから女性の中央執行委員が増え始め、自身も2000年にその委員となり、複数の女性組合役員とともに男性主導・男性視点の組合活動を積極的に変えていく活動に取り組んだとしている。また、直接的に男女間格差の縮小を目指したものではないが、女性が多くを占めるパートタイマーを組織化した企業別労働組合を調査した呉(2004)は、そのような労働組合ではパート組合員の意見を反映するシステムが形成され、その成果として賃金や教

---

1) グループ会社の労働組合が加盟している労働組合連合会を含む。

育制度など正社員とパートタイマーの処遇格差が縮小したと報告している。

これらの結果は、いずれも労働組合が男女間格差を縮小する可能性を持つことを示唆している。本研究では、以上の先行研究とは異なった形でこのことを検証したい。具体的には、労働組合単位のデータや、その労働組合を持つ企業単位のデータと、各労働組合員の個人データから集計して労働組合単位のデータにしたものを組み合わせ、組合活動の活発さが、組合員の男女間格差を縮小する効果を持つかどうかについて検証したい。

### 3. 仮説・分析手法・データ

#### 3.1 仮説と分析手法

本研究の仮説は、「組合活動が活発な企業においては、組合員の男女間格差が小さくなる」である。ここでは、組合活動の活発さを測定する上で、男女間格差の縮小を目指すような活動の活発さの影響と、特に内容を特定しない場合の組合活動の活発さの影響について、それぞれ分析を実施する。後に示すように、今回のデータに含まれる労働組合員には男性が多く含まれるが、各企業の調査対象はランダムに決まっているため、各企業において実際に男性の組合員の比率が女性のそれよりも高いといえる。この場合、男性の方が発言力が強くなることが予想されるが、内容を特定せずに組合活動の活発さを測定した場合は、必ずしも男女格差を縮小するための活動が活発になっているとはいえ、むしろ格差を維持するような活動をしているかもしれない。もしそれが正しければ、提示した仮説とは逆にむしろ「組合活動が活発な企業においては、組合員の男女間格差が大きくなる」という結果を得ることになる。

被説明変数の男女間格差については、まず客観的な指標として、賃金年収の男女間格差を企業ごとに求めて用いる。具体的には、ある企業の女性の平均賃金年収を、男性の平均賃金年収で除したものを用いる。もう一つは、組合員の主観的な指標<sup>2)</sup>として、女性組合員が、自ら働く企業において、労働組合を通じて男女共同参画が実現していると評価しているかどうか（5段階評価：数値が大きいほど「実現している」と評価）の、企業ごとの平均値を用いる。

推定する式は以下のとおりである。

$$Disp_i = \beta_0 + \beta_1 UA_i + \text{コントロール変数} + \varepsilon_i$$

ただし、組合の番号を  $i$  としている。 $\varepsilon$  は誤差項である。被説明変数の  $Disp$  は上記で説明した2種類の男女格差指標で、どちらも数値が大きいほど格差が大きいことを示している。被説明変数はいずれも連続変数となっているため、OLSを用いて推定する。

説明変数のうち  $UA$  は組合活動レベルを指し、本研究におけるメインの説明変数である。ただし組合活動について、活動時間等の客観的な指標はほとんど得られていないことから、ほぼすべ

---

2) 主観的な項目の質問文は、付表のとおりである。説明変数についても同様。

ての項目は主観的指標となる。組合ごとに平均値を計算して用いるので、個々人の測定誤差は相殺され、当該組合の活動レベルの代理変数として用いても大きな問題はないと考える。なお各項目は、各企業における女性の平均値と男性の平均値をそれぞれ算出し、一つの推計式にはどちらか片方の平均値のみを含める。このことで、女性の組合活動の活発さと、男性の組合活動の活発さとで、男女格差指標への影響が異なるのかどうかを調べることができる。

UA は具体的には以下の①～⑨のうち一つを用いる。①共同参画\_関与意思は、そもそも男女共同参画を推進するための職場制度を実現したいかという、一般的な関与意識を測定したものである。5段階評価で数値が高いほど、関与意思が強いことを意味する。②共同参画\_関与意思\_組合は、男女共同参画を推進するための職場制度を、労働組合を通して実現したいかという意識を測定したものである。個票では、組合を通して実現したいという意識を持つ場合に1となるダミー変数であるため、企業単位で集計した場合は1と回答した回答者の割合になる。数値が大きいくほど、組合を通じた関与意思が強いことを意味する。これら2つ<sup>3)</sup>が、男女間格差の縮小を目指すような組合活動の活発さを示す代理変数である。

③～⑨は、内容を特定せずに組合活動の活発さを測定しようとする変数である。③組合役員経験ありは、主観的な意識項目ではない項目である。ここでは現在もしくは過去に、支部・分会の執行委員以上の役員をしているかどうかを訊ねた質問項目を用いている。会社単位で集計して、組合役員経験者比率を求め、これを用いる。役員経験者比率が高いほど、その企業では労働組合役員の供給源が豊富であり、活発な組合活動を行うための基盤が整っているといえる。上述したように首藤(2011)は、女性の組合役員増加は、男女間格差の縮小に向けた活動を増やす影響があることを指摘している。したがって本研究でも、女性の役員経験者比率が高いときに、男女間格差がより縮小するかどうかを確認したい。

④行動は「組合員が組合の活動方針に従って行動」しているかという、他の組合員の活動レベルへの評価(数値が高いほど評価も高い)<sup>4)</sup>、⑤不活発は「組合活動が活発でない」という組合全体としての活動の活発さへの評価(逆転項目で、数値が低いほど活発であると評価している)、そして⑥30領域\_実現は30の領域について労働組合を通じて自分の望みや考えが実現しているかの評価の平均値(各項目は5段階評価、数値が高いほど高評価。分析には、その平均値を用いるので、最高が5点となる)である。

⑦～⑨は活動レベルそのものではなく、労働組合への関心度の高低を測定した変数である。労働組合活動に対して関心がそもそもなかったり、参加するつもりがなかったり、組合に所属しているのに帰属意識が低かったりした場合、組合活動は低調になると考えられるからである。具体

3) 特に②が組合活動の活発さを直接測定したものである。①は、組合員自身が実現に向けて関与する意識がどれくらいあるかを示しているもので、回答時点では組合を通じて実現したいと考えていないものも含まれるが、潜在的には実現に向けた組合活動に結びつく可能性を示唆するものである。

4) なおこの項目は2004年以降の調査で採用されたため、これを説明変数に使う場合は、サンプルもそれ以後のものに限定される。

的には、⑦無関心<sup>5)</sup>、⑧参加意思、⑨労働組合への帰属意識の3つを用いる。

その他、男女間格差に影響を与えうるコントロール変数として、その企業における年齢、勤続年数、大学・大学院卒以上の比率、4種類の職種（営業・販売・サービス、専門・技術・研究、事務（管理部門含む）、技能・現業）、一か月の時間外労働、転勤経験保有者の比率、回答者数のそれぞれについて、女性の数値を男性の数値で除した値を用いる。これらは各企業における女性と男性の属性の違いを示すもので、たとえばある企業で女性の平均年齢が27歳、男性の平均年齢が30歳の場合、前者を後者で除した0.9という数値を得ることになる。回答者数は、その企業における組合員の男女比の代理変数として用いる<sup>6)</sup>。また組合の属性として、調査年次と業種ダミーを用いる。

### 3.2 使用するデータ

本稿で用いるデータは、公益社団法人国際経済労働研究所が1990年から現在に至るまで実施している「労働組合員総合意識調査」から得たものである。社会心理学者が中心となって設計したものであり、主観的な項目も多数収録されているが、組合員の基本的属性をとらえる項目も十分に含まれている。同調査への参加組織数は約300組織、対象人数は約200万人であるが、そのうち本稿で用いるのは、上場企業の労働組合のべ182組織<sup>7)</sup>に所属する、役職についていない正社員の個票データを集計して得られた組合別のデータである。なお短時間勤務の正社員は分析対象外とした。調査に参加した組織は、主として同研究所からのアプローチに応じたものであり、組織単位では無作為に調査票を配布しているわけではない。また、全労働組合員を対象に調査を行っている組織もあるが、一部の組合員のみが対象となっている組織もある。後者のケースでは、標本は従業員番号等によって無作為抽出されている。

推計に用いたデータの記述統計量は表1<sup>8)</sup>のとおりである。被説明変数の年収<sup>9)</sup>について、女性の平均は400万円程度、男性の平均は572万円程度であるため、格差指標の平均は0.69となる。

---

5) これはもともと「組合活動に無関心」であることを聞く逆転項目なので、関心がある高評価グループは、この質問に対して実際は1または2と回答している。

6) たとえば組合員数10万人の労働組合で、1000人を無作為抽出してそのうち300人が女性、700人が男性であった場合、標本における女性比率は30%となる。これを、当該労働組合全体における女性比率の代理変数として用いるということである。

7) 調査に複数回参加している組織もある。

8) 多くの組織の場合、回答者の負担を減少させるため、質問票が2～3のパターンに分割され、この組合員に対してはそれらのうち一つがランダムで配布される。したがって、推定に用いる変数によってサンプルサイズは変動する。この記述統計表では、①被説明変数2つのうち少なくとも一つに答えていること、②説明変数3つのうち少なくとも一つに答えていること、③すべてのコントロール変数のデータがあることの3つの条件すべてを満たすサンプルに絞って作成している。したがって、コントロール変数のサンプルサイズが最も大きくなっている。

9) 賃金は年収の数値である。実際には選択肢形式の設定となっており、組合平均を算出する際には、個人の年収として選択肢の中間値（年収400万円～500万円の場合は450万円）を当てはめ、その平均値を組合ごとに算出した。

組合員の属性をコントロールしない場合、女性の賃金年収は男性の69%程度であることを意味する。もう一つの被説明変数である共同参画\_実現については、女性の平均値は2.71、男性の平均値は2.66であるため、職場で男女共同参画が実現しているという主観的意識は、性別によってほぼ変わらないといえる。

主要な説明変数の平均値については、①共同参画\_関与意思、②共同参画\_関与意思\_組合は、いずれもやや女性のほうが高い数値であり、女性のほうがこの分野において関与意思が高いことを示している。一方、③組合役員経験ありについては、女性が6%。男性が14%で、男性の経験者率が女性を大きく上回っていることが示されている。④行動、⑤不活発、⑥30領域\_実現、⑦無関心、⑧参加意思は、いずれも男女とも5段階評価のうち3程度、⑨帰属意識はやや高く男女とも3.5程度で、性別による差は小さい。

コントロール変数についても確認しておく。年齢と勤続年数は、ともに女性のほうが3年ほど短く、女性の数値を男性の数値で除するとそれぞれ0.91、0.83となる。大卒以上比率については女性が0.28、男性が0.41と男女差が大きくなり、除した値は0.73となる。職種については産業による特徴があるためばらつきが大きいが、営業・販売・サービス職と専門・技術・研究職の男女比は平均するとほぼ1:1になり、男性のほうがわずかに多い程度である。一方事務職は女性が男性の4倍ほど、技能・現業職は女性が男性の6割ほどの数であり、性別による差が大きい。月

表1 記述統計表

	女性					男性					女性 / 男性の値					
	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
被説明変数																
年収	182	3.966	3.09	877.782	1.958	824	6.169	7.06	182	5.718	6.54	859.049	3.380	7.95	8.493	1.82
共同参画_実現	178	2.71	0.22	1.95	3.26	178	2.66	0.16	2.19	3.07	182	0.69	0.10	0.41	0.91	
主要な説明変数																
共同参画_関与意思	178	3.35	0.20	2.88	3.96	178	2.90	0.12	2.53	3.35						
共同参画_関与意思_組合	178	0.19	0.06	0.00	0.42	178	0.08	0.02	0.00	0.21						
組合役員経験あり	182	0.06	0.09	0.00	0.67	182	0.14	0.15	0.01	0.88						
行動	116	3.07	0.13	2.75	3.39	116	2.98	0.15	2.66	3.46						
不活発	179	2.90	0.20	2.36	3.38	179	2.99	0.20	2.50	3.48						
30領域_実現	178	2.73	0.13	2.35	3.01	178	2.65	0.14	2.22	2.98						
無関心	182	2.83	0.19	2.00	3.39	182	2.74	0.18	2.15	3.23						
参加意思	149	2.86	0.18	2.20	3.58	149	2.85	0.18	2.32	3.49						
帰属意識	180	3.62	0.23	2.67	4.29	180	3.53	0.20	3.03	4.02						
コントロール変数																
年齢	182	34.11	4.69	22.68	43.77	182	37.54	2.86	27.89	43.00	182	0.91	0.10	0.59	1.14	
勤続年数	182	12.84	4.31	3.25	22.71	182	15.64	3.19	6.20	22.90	182	0.83	0.24	0.24	1.42	
大卒以上	182	0.28	0.17	0.01	0.80	182	0.41	0.18	0.06	0.97	182	0.73	0.49	0.02	3.11	
営業・販売・サービス	182	0.11	0.14	0.00	0.86	182	0.17	0.16	0.00	0.88	182	0.96	1.44	0.00	11.53	
専門・技術・研究	182	0.17	0.11	0.00	0.63	182	0.27	0.15	0.00	0.67	182	0.94	1.65	0.00	15.00	
事務(管理部門を含む)	182	0.49	0.21	0.08	0.98	182	0.14	0.06	0.03	0.46	182	4.08	2.47	0.40	14.74	
技能・現業	182	0.17	0.16	0.00	0.75	182	0.38	0.19	0.00	0.82	182	0.59	0.71	0.00	4.61	
一か月の時間外労働	182	13.02	4.47	6.11	31.67	182	23.77	7.91	7.15	51.73	182	0.57	0.16	0.21	1.06	
転勤経験あり	182	0.19	0.13	0.00	0.62	182	0.38	0.14	0.11	0.88	182	0.47	0.24	0.00	1.41	
回答数	182	456.75	533.75	12	3407	182	2120.74	2452.16	70	16294	182	0.25	0.17	0.06	1.44	

出所) 筆者作成

当たりの残業時間も同様に性別による差が大きく、女性は男性の6割弱である<sup>10)</sup>。転勤経験についてはさらに差が大きく、女性は男性の5割弱の経験率である。回答数の比率から労働組合員の男女比を推測すると、女性は男性の4分の1ほどであり、組合員に占める女性比率は低いことを示している。

最後に、労働組合単位でみた特徴について、まず調査年次を見ると、2000年代半ば以降が多いことから、比較的新しい時点の企業データが多数を占めている。なお1990年代については1991年に集中している(表2右側)。産業は、日経産業中分類に基づいている。電気機器が35社(19.2%)で最も多く、食品、化学工業、機械、電気機器、精密機器も10社を超え、製造業の占める割合が高い(表2左側)。

表2 調査年次・業種の分布

産業	組合数		年次	組合数	
	組合数	%		組合数	%
食品	25	13.74	1990	5	2.75
繊維	5	2.75	1991	19	10.44
化学工業	29	15.93	1992	5	2.75
医薬品	9	4.95	1993	3	1.65
ゴム	4	2.2	1994	1	0.55
窯業	7	3.85	1995	1	0.55
非鉄金属および金属製品	7	3.85	1996	2	1.1
機械	14	7.69	1997	3	1.65
電気機器	35	19.23	1998	7	3.85
造船	1	0.55	1999	1	0.55
自動車・自動車部品	7	3.85	2000	4	2.2
その他輸送用機器	1	0.55	2001	6	3.3
精密機器	11	6.04	2002	3	1.65
その他製造業	8	4.4	2003	5	2.75
水産	3	1.65	2004	2	1.1
建設	6	3.3	2005	13	7.14
商社	1	0.55	2006	12	6.59
小売業	3	1.65	2007	8	4.4
鉄道・バス	2	1.1	2008	13	7.14
通信	1	0.55	2009	12	6.59
電力	2	1.1	2010	12	6.59
サービス業	1	0.55	2011	8	4.4
			2012	15	8.24
			2013	9	4.95
			2014	9	4.95
			2015	4	2.2
Total	182	100		182	100

出所) 筆者作成

10) 残業時間は月当たりの数値である。年取と同様、実際には選択肢形式の設問となっており、組合平均の算出の際には、まず個人の残業時間として選択肢の中間値を当てはめ、その平均値を組合ごとに算出した。

## 4. 推計結果

推計結果は表3と表4にまとめたとおりである。各推計式では主要な説明変数の一つずつ、男女それぞれの平均値を計算して用いること、また被説明変数も2種類あることから、推計式が多い。そこでまず表3で、被説明変数を客観的指標（男女間の賃金格差）、主要な説明変数を共同参画\_関与意思と、共同参画\_関与意思（組合）とする推計式の、コントロール変数も含めた結果を提示する。次に表4で、表3で提示した上記推計式を含めた、すべての推計式の結果について、主要な説明変数の係数推定値の結果だけを紹介する。なお、コントロール変数の結果は、主要な説明変数に何を用いても基本的には大差ない。なお、2種類の被説明変数はともに数値が大

表3 推計結果1

主要な説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	女性の 共同参画_関与意思	男性の 共同参画_関与意思	女性の 関与意思	男性の 関与意思	女性の 共同参画_関与意思	男性の 共同参画_関与意思	女性の 関与意思	男性の 関与意思
主要な説明変数の 係数推定値	0.0475* (1.661)	0.0779* (1.913)	0.0469* (1.726)	0.0890** (2.156)	0.121* (1.793)	0.407** (2.258)	0.0979 (1.540)	0.295* (1.660)
女性 / 男性								
年齢	0.446*** (6.436)	0.434*** (6.403)			0.463*** (6.261)	0.456*** (6.518)		
勤続年数			0.193*** (6.681)	0.191*** (6.794)			0.196*** (6.612)	0.191*** (6.556)
大卒以上	-0.00419 (-0.274)	-0.000430 (-0.0283)	0.0219 (1.353)	0.0252 (1.553)	-0.00236 (-0.154)	0.00201 (0.133)	0.0246 (1.461)	0.0272 (1.622)
営業・販売・サービス	-0.00478 (-1.482)	-0.00473 (-1.572)	-0.00252 (-0.784)	-0.00246 (-0.834)	-0.00529* (-1.680)	-0.00481 (-1.601)	-0.00292 (-0.914)	-0.00262 (-0.846)
専門・技術・研究	0.00232 (1.186)	0.00259 (1.279)	0.00367** (2.224)	0.00383** (2.290)	0.00266 (1.331)	0.00256 (1.253)	0.00411** (2.476)	0.00405** (2.322)
事務(管理部門を含む)	0.000466 (0.249)	-0.000463 (-0.251)	-5.96e-05 (-0.0309)	-0.00101 (-0.526)	0.000292 (0.150)	0.000505 (0.266)	-0.000330 (-0.165)	-0.000203 (-0.104)
技能・現業	-0.00952 (-1.232)	-0.0107 (-1.323)	-0.0125 (-1.478)	-0.0137 (-1.553)	-0.00929 (-1.209)	-0.00912 (-1.185)	-0.0125 (-1.469)	-0.0124 (-1.450)
一か月の時間外労働	0.100*** (2.743)	0.0868** (2.402)	0.0947*** (2.631)	0.0799** (2.290)	0.0957** (2.601)	0.0872** (2.426)	0.0907** (2.482)	0.0846** (2.322)
転職経験あり	0.0506** (2.455)	0.0464** (2.262)	0.0345 (1.630)	0.0286 (1.415)	0.0472** (2.239)	0.0408* (1.871)	0.0327 (1.545)	0.0298 (1.377)
回答数	-0.0515 (-1.216)	-0.0667 (-1.494)	-0.0518 (-1.386)	-0.0686* (-1.783)	-0.0600 (-1.360)	-0.0577 (-1.387)	-0.0596 (-1.549)	-0.0572 (-1.528)
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	0.0957 (0.733)	0.0539 (0.372)	0.327*** (3.017)	0.245* (1.887)	0.229*** (3.063)	0.236*** (3.394)	0.474*** (11.73)	0.481*** (12.15)
サンプルサイズ	178	178	178	178	178	178	178	178
決定係数	0.872	0.873	0.870	0.872	0.872	0.874	0.869	0.870

注) カッコ内の数値は頑健t値である。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

出所) 筆者作成



きいほど格差が小さくなることを改めて指摘しておく。

まず表3の(1)～(4)は、主要な説明変数を共同参画\_関与意思としたものの結果を示している。(1)(3)は女性の平均値、(2)(4)は男性の平均値を用いていて、(1)(2)と(3)(4)の違いはコントロール変数で年齢を用いたか、勤続年数を用いたかの違いである。主要な説明変数

表4 推計結果2

被説明変数=男女間賃金格差

主要な説明変数	(1) 女性の 共同参画_関与意思	(2) 男性の 関与意思	(3) 女性の 共同参画_関与意思(組合)	(4) 男性の 関与意思(組合)	(5) 女性の 組合役員経験あり	(6) 男性の 組合役員経験あり	(7) 女性の 行動	(8) 男性の 行動	(9) 女性の 不活発	(10) 男性の 不活発
主要な説明変数の係数推定値	0.0475* (1.661)	0.0779* (1.913)	0.121* (1.793)	0.407** (2.258)	0.0478 (0.801)	0.0308 (0.827)	0.00608 (0.144)	0.0489 (1.296)	-0.0131 (-0.540)	-0.0244 (-1.085)
サンプルサイズ	178	178	178	178	183	183	116	116	179	179
決定係数	0.872	0.873	0.872	0.874	0.869	0.869	0.812	0.816	0.871	0.872

主要な説明変数	(11) 女性の 30領域_実現	(12) 男性の 30領域_実現	(13) 女性の 無関心	(14) 男性の 無関心	(15) 女性の 参加意思	(16) 男性の 参加意思	(17) 女性の 帰属意識	(18) 男性の 帰属意識
主要な説明変数の係数推定値	-0.0185 (-0.468)	0.00448 (0.138)	-0.00758 (-0.318)	-0.0444 (-1.603)	-0.00359 (-0.138)	0.0503 (1.646)	0.0323 (1.544)	0.0150 (0.740)
サンプルサイズ	178	178	182	182	149	149	180	180
決定係数	0.869	0.869	0.867	0.869	0.827	0.831	0.871	0.869

被説明変数=共同参画\_実現

主要な説明変数	(19) 女性の 共同参画_関与意思	(20) 男性の 関与意思	(21) 女性の 共同参画_関与意思(組合)	(22) 男性の 関与意思(組合)	(23) 女性の 組合役員経験あり	(24) 男性の 組合役員経験あり	(25) 女性の 行動	(26) 男性の 行動	(27) 女性の 不活発	(28) 男性の 不活発
主要な説明変数の係数推定値	-0.390 (-1.120)	-0.374 (-1.090)	0.159 (1.139)	0.169 (1.249)	0.206 (0.886)	-0.139 (-0.879)	0.606*** (4.069)	0.582*** (4.405)	-0.587*** (-5.862)	-0.500*** (-4.985)
サンプルサイズ	178	178	178	178	178	178	112	112	178	178
決定係数	0.431	0.442	0.431	0.444	0.427	0.427	0.510	0.526	0.575	0.537

主要な説明変数	(29) 女性の 30領域_実現	(30) 男性の 30領域_実現	(31) 女性の 無関心	(32) 男性の 無関心	(33) 女性の 参加意思	(34) 男性の 参加意思	(35) 女性の 帰属意識	(36) 男性の 帰属意識
主要な説明変数の係数推定値	1.135*** (7.885)	0.722*** (5.400)	-0.415*** (-3.808)	-0.399*** (-2.637)	0.269** (2.049)	0.450*** (3.446)	0.367*** (3.524)	0.361*** (4.054)
サンプルサイズ	178	178	178	178	145	145	176	176
決定係数	0.631	0.529	0.485	0.463	0.443	0.480	0.492	0.480

注1) 括弧内は頑健t値, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

注2) 被説明変数, 他の説明変数は表2と同じ。ただし, 勤続年数を用いた結果は割愛。

注3) 注3) (15) (16) (29) (30) 式は2005年以降のみ, (23) (24) (37) (38) 式は1996年以降のみ。

出所) 筆者作成

の結果を見ると、いずれも有意に正の推定値となっている。この結果は、男女とも職場における男女共同参画を推進するための職場制度に、自ら積極的にかかわっていきたいという比率が高い組合ほど、男女間の賃金格差が小さいことを意味している。次に(5)~(8)は、必要な説明変数を共同参画\_関与意思(組合)としたものの結果を示している。主要な説明変数の結果を見ると、(7)を除いて有意に正の推定値となっている。この結果は、男女とも職場における男女共同参画を推進するための職場制度に、労働組合を通じて自ら積極的にかかわっていきたい組合員の比率が高い組合ほど、男女間の賃金格差が小さいことを意味している。なお係数推定値は男性のほうが大きな値で、男性の関与意思がむしろ重要であることを示唆している。

次に表4で示した結果を紹介する。上部は被説明変数を客観的指標(男女間の賃金格差)としたもの、下部は被説明変数を主観的指標(共同参画\_実現)としたものである。まず客観的指標については、上述した主要な説明変数を除くと、いずれも係数推定値は被有意となった。つまり、男女間格差の縮小を目指すような組合活動の活発さのみが、客観的な男女格差と有意な関係を持つのであって、活動内容を絞らない一般的な活動の活発さを示す指標とは有意な関係がないことが示された。表4の下部からは、これとは対照的な結果が示された。すなわち、男女間格差の縮小を目指すような組合活動の活発さは、主観的な男女間格差の縮小とは有意な関係がなかった。また、組合役員経験についても有意な結果は得られていない。これに対し、内容を限定せず主観的に組合活動の活発さをあらわす変数は、いずれも活動が活発であるほど、主観的な男女間格差が小さいという、統計的に有意な係数を推定していることがわかった。

表3に基づいて、他のコントロール変数の結果も簡単にまとめておくと、年齢や勤続年数の男女差が小さいほど、賃金の男女格差も有意に小さくなるという関係が示された。学歴や職種は多くのケースで非有意な結果となったが、専門・技術・研究職の女性比率が高い組合においては、賃金の男女格差が有意に小さくなるという関係が示された。さらに、一か月の時間外労働の男女差が小さいほど、転勤経験の男女差が小さいほど、賃金の男女格差が有意に小さくなることがわかった。組織における男女比率の代理変数となっている、回答数の男女差については、有意な結果は得られなかった。

## 5. 結論

本研究では、日本の労働組合員に対する大規模なアンケートのデータを用いて、労働組合活動の活発さが労働組合員の男女格差にどのような影響を与えているかについて、検証を行った。その結果、男女とも職場における男女共同参画を推進するための職場制度に、自ら積極的に関与したい組合員の比率が高い組合ほど、さらにそうした制度の実現のために組合を通して関与したい組合員の比率が高い組合ほど、男女間の賃金格差が小さいという結果を得た。さらに、係数推定値の男女比較から、男性の関与意思がむしろ重要であることが示唆された。一方で、活動内容を限定しない一般的な組合活動の活発さは、主観的な男女格差意識を小さくするものの、客観的な

男女格差指標である賃金格差には有意な影響を与えないことが示された。これらの結果は、職場における男女間の格差について、内容にかかわらず一般的に組合活動が活発な組織においては、主観的な格差意識を小さくすることには寄与するものの、賃金格差のように実際の男女格差を縮小するためには、男女格差の縮小を目指す活動内容が求められることを意味している。

組合活動の活発さについて、主として回答者の主観的な意識から変数を作っている点と、賃金変数が100万円刻みのカテゴリーデータである点、また男女間賃金格差に影響を与えうる企業による賃金制度の違いは観測できていない点など、結果に影響を与えうる課題は残されている。しかし、本研究の結果からは、今後我が国の企業において男女格差を縮小するためには、焦点を絞った組合活動が求められているといえる。

## 謝辞

本研究で用いたデータの使用をご許可いただいた公益社団法人国際経済労働研究所に対し、深く感謝申し上げます。同研究所の調査項目は、営利目的ではなく学術研究が目的の場合のみ使用可能であり、営利目的あるいは非学術研究での使用が目的の際は、同研究所からの書面による許可が必要となります。なお本研究は、明治学院大学産業経済研究所のプロジェクト助成を受けたものです。

## 参考文献

- Cho, D., and J. Cho (2011) "How Do Labor Unions Influence the Gender Earnings Gap? A Comparative Study of the US and Korea," *Feminist Economics*, 17(3), pp. 133-157.
- Doiron, D. J., and W. C. Riddell (1994) "The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada," *Journal of Human Resources*, 29(2), pp. 504-534.
- Even, W. E., and D. A. Macpherson (1993) "The Decline of Private-Sector Unionism and the Gender Wage Gap," *Journal of Human Resources*, 28(2), pp. 279-296.
- 呉学殊 (2004) 「パートタイマーの組織化と意見反映システム」『日本労働研究雑誌』No.527, pp. 31-47.
- 齋藤隆志 (2022) 「労働組合が従業員のウェルビーイングに与える影響」『研究所年報』第39号, pp. 1-15.
- 首藤若菜 (2011) 「女性組合役員の増加と組合運動の変化」『大原社会問題研究所雑誌』No. 633, pp. 20-35.
- 永島智子 (2021) 「組合の視点からみた女性労働」『日本労働研究雑誌』No.727, pp. 6-13.

付表：主要変数（主観的意識）の質問項目

被説明変数		
共同参画_実現		あなたは、以下の各問題や活動について、現在、労働組合を通じて、どの程度、自分の望みや考えが実現していると思いますか。その程度をご回答ください。（5. 実現している～ 1. 実現していない）→「9. 男女共同参画を推進するための職場制度」の回答を利用
主要説明変数		
共同参画_関与意思		あなたは、以下の各問題や活動にどの程度、自ら積極的にかかわっていききたいですか。その程度をご回答ください。（5. かかわっていききたい～ 1. かかわっていきたくない）→「9. 男女共同参画を推進するための職場制度」の回答を利用
共同参画_関与意思_組合		< 上記質問で（4・5を選択した）場合 > もし、組合を通じて自分の望みや考えが実現するのなら、組合員として自らかかわりたいと考える場合 [組合]、会社を通じてかかわりたいと考える場合 [会社]、その他の集団・組織を通じてかかわりたいと考える場合 [その他] とご回答ください。→「9. 男女共同参画を推進するための職場制度」について「1. 組合」と回答した場合に1、それ以外の場合を0とするダミー変数を個人ごとに作成
行動		組合員は組合の活動方針に基づいて行動している。（5. そう思う～ 1. そう思わない）
不活発		組合活動が活発でない。（逆転項目＝数値が低いほど活動が活発）（5. そう思う～ 1. そう思わない）
30領域_実現		あなたは、以下の各問題や活動について、現在、労働組合を通じて、どの程度、自分の望みや考えが実現していると思いますか。その程度をご回答ください。（5. 実現している～ 1. 実現していない）
無関心		私は組合活動には関心を持っていない。（5. そう思う～ 1. そう思わない）
参加意思		組合が行っている活動に積極的に参加していききたい。（5. そう思う～ 1. そう思わない）
帰属意識		現在、あなたは組合に対してどの程度帰属意識（その一員であるという意識）を持っていますか。最高5とした場合に該当する数字を選んでください。

注) 30領域\_実現を構成する具体的な30項目については、齋藤（2022）を参照。  
出所) 国際経済労働研究所「労働組合員総合意識調査」より筆者作成