

労働組合の存在と正規雇用の賃金との関連

——かたよる属性，差のつく賃金カーブ，広がる年齢内格差

鈴木 恭子

- 1 問題の所在
- 2 本研究のアプローチ
- 3 分析結果
- 4 考察・結論

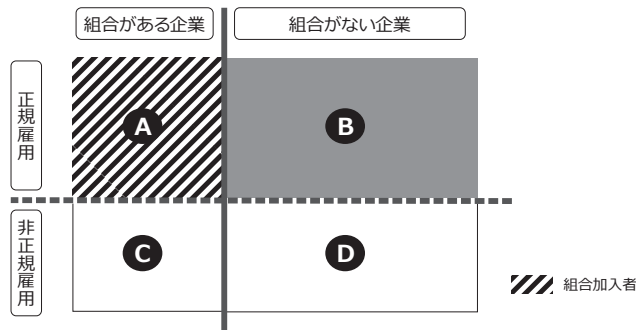
1 問題の所在

(1) 労働組合が労働市場に与える影響

労働組合の存在は，日本の労働市場の構造にいかなる影響を及ぼしているのだろうか——。労働組合が及ぼす影響は，賃金・離職率・雇用量・生産性など多岐にわたる。欧米でも日本でも What do unions do?（組合は何をしているか）という問いに，研究者は様々な角度から取り組んできた（Freeman & Medoff 1984；中村・佐藤・神谷 1988；橘木・連合総合生活開発研究所 1993）。そもそも労使関係のあり方は，その国の政治経済体制，社会保障制度，労働市場のあり方を広く決定づける重要な要因である。日本では，労使関係における労働側の弱さが，格差を拡大し，とくに労働市場における正規／非正規間の分断を固定化したともいわれる（田中 2017）。しかしそうした重要性にもかかわらず，これまで日本において労働組合が賃金に及ぼす効果については明確な結論が得られず，ほとんど効果がみられないという見解も多い。2000 年代に入っていくつか効果を認める報告がみられるものの，近年では組合の賃金への影響を計量的に明らかにする実証研究自体あまり行われない。しかし，これまで日本の労働組合が賃金交渉において大きな役割を果たしてきたことを踏まえるなら，なぜ労働組合の効果を賃金データでとらえることができないのかは不思議である。また労働組合の組織率はいまや雇用者の 17% まで落ち込んでその弱体化が指摘されるものの，かえって労働市場における労働組合員の地位が相対的に上昇した可能性もあり，影響の評価には多面的な検討が求められる。そこで本稿は，2000 年以降のデータを用いて，労働組合の存在と賃金の関連を，賃金水準および分布のあり方に注目して明らかにする。

労働組合が日本の労働市場に及ぼす影響には，2つの側面がある。正規雇用の内部を分かť側面と，正規雇用／非正規雇用を分かť側面である。次頁図 1 は，日本の労働市場における組合加入者の位置づけを図示したものである。労働市場は，組合がある企業群と組合がない企業群から構成される（図中のタテ実線）。同時に，労働市場は正規雇用と非正規雇用の雇用形態によって二分され

図1 日本における労働組合加入者



ている（図中のヨコ点線）。日本の労働組合は企業別に組織され、また大企業で多くみられるようにユニオンショップ制をとる場合には、組合がある企業群に勤めている人がそのまま組合加入者となる。しかし、それが当てはまるのは正規雇用のみであり、非正規雇用はながらく組織化から除外されてきた（中村 2018）。その結果、組合加入者に該当するのは、図中の斜線で示された部分（A）だけである（実際には様々な例外があり近年は非正規雇用の組織化も進むが、ここでは話を単純にする）。図から明らかなように、労働組合加入者のセグメント（A）は、2つの面において他のセグメントと接している。1つは、正規雇用内で組合加入者（組合がある企業群）と非加入者（組合がない企業群）とを分かち面である（A 対 B）。もう1つは、組合加入資格がある正規雇用と、加入資格のない非正規雇用を分かち面である（A 対 C、あるいは A 対 CD）。

このうち後者の雇用形態がからむ側面（A 対 C、A 対 CD）については、組合効果の定量化が難しい。組合に加入しているか否かという区分と、正規／非正規という雇用形態の区分が一致しているために、2つの効果の切り分けが難しいためである。（このことは、組合ステータスと雇用形態とが分かちがたく結びついており、労働組合が正規／非正規間の格差形成に大きな役割を果たしていることの示唆でもある。）それに対して、前者の正規雇用内における影響（A 対 B）については、様々な定量的アプローチが可能であり、これまで多くの先行研究が取り組んできた。本稿も、この正規雇用の賃金に対する労働組合の影響を分析の対象とする。正規雇用内での影響を多面的に明らかにすることは、非正規雇用に対する労働組合の影響を検討する基礎情報としても有用である。また、日本の労働市場においては正規雇用の中に大きな異質性・分断が存在することも明らかになっているが（鈴木 2018）、本稿の分析はそうした問題の背景を明らかにする観点からも重要である。

（2）労働組合はどのような賃金を目指して運動してきたか

労働組合の影響を評価するには、そもそも組合がどのような賃金のあり方を目指して運動してきたかを踏まえる必要がある。この点において、欧米と日本の労働組合では大きな違いがある。欧米の労働組合が伝統的に掲げてきた賃金政策は Standard Pay Policy で、経営側の賃金決定の裁量を極力排除することを目指して Occupation や Job ごとに一律の賃金を要求するものであった（Freeman & Medoff 1984）。この方針は、個人属性・地域・企業間の賃金格差に反対するため、運動の成果として賃金の分布は縮小することが期待される。ゆえに組合効果の研究においても、賃金

が「引き上げられたか」ということに加えて、「賃金が平等化したか（分散が縮小したか）」という点に関心が寄せられてきた（Freeman 1980；Card, Lemieux, & Riddell 2004）。

日本の状況はこれと大きく異なる。戦後、日本の労働組合が掲げた賃金政策はいわゆる「電産型賃金体系」に代表され、男性世帯主に家族を養うに十分な賃金を支払う「生活給」思想にもとづくものであった。家族形成のサイクルに応じて年齢（勤続）とともに昇給する賃金体系は、同一労働同一賃金や性別・年齢による差別禁止の概念を正面から否定して成立したものである（遠藤 2000）。さらに高度成長期以降は、年齢による一律賃金を斥け、年功や家族構成を考慮しながら査定を加えた「差別」を組合が要求するにいたり（二村 1994）、賃金決定に経営の裁量を積極的に呼び込んでいく。職務との関連が小さいことと、個人属性に応じた格差を積極的に求める点において、欧米の賃金政策とは対照的である。

もし、このような組合の運動方針が成果を上げたとしたら、労働市場全体でどのような特徴が実現するだろうか⁽¹⁾。年齢と強く関連した右肩上がりの賃金カーブが形成され、異なる年齢の間の格差は大きくなる一方で、同じ年齢の間では職務にかかわらず賃金の格差は小さくなると想定される。こうした特徴は、組合のある企業群ではいまなお維持されていると期待できる。なぜなら不況時に多くの企業が賃金カットや定昇廃止を余儀なくされる中で、労働組合はそれまで注力してきたベースアップこそ断念したものの、かわりに既存の賃金水準や賃金体系の維持に力を尽くしてきたからである（首藤 2019）。賃金の分布にこうした特徴が確認できれば、それは日本における賃金に対する労働組合の効果と評価できるだろう。

（3） 賃金への組合効果はどのように測定すべきか

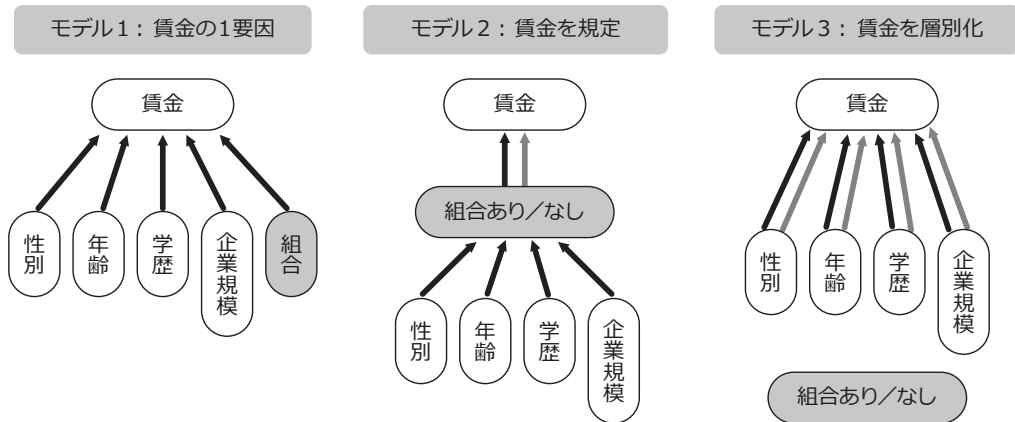
労働組合の効果を定量化するには、労働市場に制度化された組合の役割を適切に表現しうる計量モデルを選択する必要がある。次頁図 2 に労働市場における組合の影響を測定するための、3つのモデルを提示する。これらは先行研究で用いられた計量モデルをベースにしつつ、議論のために特徴を際立たせて簡略化したものである。

モデル 1 は、組合加入の変数を賃金に影響を与える要因の 1 つと位置づける。このモデルは、性別や年齢や学歴等の影響とは独立に、組合が賃金に及ぼす影響を把握することを目的とする。これに対してモデル 2 は、組合加入の有無だけが、賃金を規定するとみなす。性別や年齢や学歴は、組合加入に影響を与えるが、いったん組合に加入すればそれらの要因とは関係なく賃金が決まる。モデル 3 は、性別や年齢や学歴が賃金を決定するが、その影響は組合に加入しているか否かによって異なることを想定する。つまり、組合に加入しているか否かによって賃金決定システムが分かれている。これら 3 つのモデルは、それぞれ異なる視点からとらえた影響を計測の対象とするため、同じデータに適用しても組合が及ぼす影響の大きさについて異なる結果を得る。

日本においては、組合が賃金を引き上げる効果があるのか、これまでながらくははっきりした結論

(1) 日本の労使関係は、企業を単位に組織された「企業別組合」から構成される。本来、企業独自の賃金制度によって賃金が決定されれば、賃金分布も企業ごとにまったく異なるものになる可能性もある。しかし実際には、産別統一闘争などを通じて各社は賃金体系や賃金水準を広く共有し、年齢を基準にしたモデル賃金の相場が形成されてきた（首藤 2019）。そのため、組合のある企業群の賃金は、ある程度共通の特徴が見いだせる。

図2 労働組合の影響を推定する3つのモデル



が得られなかった（外館 2009）。1980～90年代までは、組合の効果はゼロかあるいはマイナスであるとされてきた（中村・佐藤・神谷 1988；橋木・野田 1993；野田 1997）。2000年代前半になって組合が男女ともに賃金を引き上げるという結果が報告され（川口・原 2008；仁田・篠崎 2008），2000年代後半は男性の賃金のみ引き上げるとされた（仁田・篠崎 2008；都留・吉中・榎 2009）。しかし一連の分析を比較すると，分析に含める変数にいくつか重要な違いがある⁽²⁾。そのため，条件を揃えた場合にもなお2000年代に組合効果がみられるかは明らかではない。たしかに2000年代の長引く不況・デフレ期に組合企業の賃金が高止まりしたために組合効果が生じた可能性もあるが（川口・原 2008），実際には以前と同じく効果がみられない可能性もある。ここで指摘したいのは，日本におけるこれまでの先行研究が，ほぼすべてモデル1を採用してきたことである。このモデルは，賃金に影響する性別・年齢・企業規模等の要因を統制したうえで組合加入が独自に持つ影響を評価する。ところが日本においては組合加入とこれらの要因が強く関連しているために，要因（とくに企業規模）を統制すると組合効果がみられなくなることが知られている（橋木・野田 1993；仁田・篠崎 2008）。つまり，このモデルでは，構造的な特徴ゆえに，日本における組合効果は捕捉されにくくなってしまふのだ。そもそも我々が組合が及ぼす影響として注目したいのは，他の要因の影響を取り除いたあとになお残る独立した効果だけではない。したがって，このモデルを適用して日本に組合効果がみられないと評価することは，適切ではない。

じつは欧米の研究でもこのモデルはあまり用いられない。もともと欧米の組合効果研究が古くから依拠してきたのは，モデル2である。このモデルは組合に加入するかどうかだけが賃金を規定すると考えるが，その背景には個人の属性等を問わず職業や職務ごとに一律の賃金を求める Standard Pay Policy の考え方がある。そしてこのモデルは必ずもう1つの問い，「誰が組合に加入するのか」という問題と常にセットになっている。実際には性別・年齢・人種などの属性の違いによって組合加入率に大きな差があり，それが賃金格差につながっていたためである（Freeman & Medoff

(2) 仁田・篠崎（2008）・都留・吉中・榎（2009）は，被説明変数に時間あたり賃金ではなく年収を用いている。一方，川口・原（2008）は説明変数に企業規模を含めていない。先行研究では企業規模をコントロールすると組合効果が消滅することが繰り返し指摘されてきた。

1984)。欧米ではそこから、組合加入にかかわる Selection Bias と組合効果の因果関係に関する膨大な研究が展開したのだが（Farber 1983；Card 1996；Lemieux 1998）、複雑なモデルのベースには、このモデル 2 の考え方がある（Blanchflower & Bryson 2004）。

モデル 3 は、モデル 1 とモデル 2 の中間に位置づけられる。このモデルは、組合に加入しているか否かで、個人属性（性別・年齢・学歴等）の賃金への影響が異なることを想定し、その影響の差異を足し上げたものを組合の効果であるとみなす。個人の属性が賃金を決定することを想定する点においてはモデル 1 の延長ともいえ、一方で組合加入の有無が賃金決定システムを規定するとみなす点はモデル 2 の延長ともいえる。このモデルは（Blinder-Oaxaca 分解の要領で）、組合間格差を「属性の構成の違い」と「賃金決定システムの違い」に分解する。ミクロデータを用いた欧米での組合効果推定においてはこのモデルが標準的に用いられてきたが（Lewis 1986）、その背後にあるのは組合加入者の属性をコントロールするという動機である。一方で、2つの異なる賃金決定システムを想定するという面に焦点をあてれば、このモデルは日本の組合効果を測定するのに適している。すなわち個人属性が賃金を規定することを想定しながら、組合の効果を「組合のある企業」と「組合のない企業」との間の賃金決定システムの差異としてとらえうる⁽³⁾。本稿では、おもにこのモデル 3 を用いて、日本における組合の影響を再評価する。

2 本研究のアプローチ

(1) 本研究の採用する立場

以上の議論を踏まえて、本稿では以下 3 点について先行研究とは異なる立場を採用する。第一に、組合をあらわす変数（組合ステータス）について、従来は「各人が組合に加入しているか」という個人の属性として扱われてきたが、これを「勤務先に組合があるか」という組織の属性としてとらえる。組合ステータスを個人の属性ととらえる見方は、加入が個人の単位で選択され、その効果が加入者に限定される場合に有効である。しかし日本では、個人はまず特定の企業に就職し、当該企業に組合が組織されていた場合に（多くはユニオンショップによって自動的に）組合員となる。そして組合は企業別に組織されているため、組合のもたらす効果は組織全体に及ぶと考えるのが自然である。川口・原（2008）は組合効果が観察される理由に、組合のある企業で賃金を引き下げにくいことを挙げるが、こうした企業単位での賃金政策の影響をとらえるには、個人レベルの属性としてではなく企業レベルの変数として組合ステータスを定義するのが適切である⁽⁴⁾。

第二に（これは第一の点から導かれることであるが）、組合の影響をみるにあたって管理職層も分析の対象に含める。多くの先行研究では、管理職は組合加入資格がないため分析の対象から除外されてきた。しかし、企業における組合有無の影響を対象とするなら、それは非管理職にとどまら

(3) 日本の先行研究にもこのモデルを採用した研究があり、野田（1997）は 2 つの企業群で個人属性に対するリターンが異なることを重視し、川口・原（2008）も賃金差の要因分解を行っている。

(4) ユニオンショップ制を前提とすれば結果的に両者は一致する。しかしユニオンショップ制の主旨を踏まえると、本来は「加入しているか」という個人属性ではなく、「組合があるか」という企業属性をみるのが適切である。橋本・野田（1993）はこの点について指摘・議論し、組合の有無を組合変数として採用している。

ず管理職層にも及ぶとみるのが自然である。なぜなら日本の雇用管理において、非管理職と管理職はキャリアパスとして連続しており、管理職層を含む長期的なキャリアの全体を通じて日本企業の賃金制度は意味をなすからである。労働組合が存在するという企業特性が、むしろ管理職層の賃金に影響を及ぼす可能性は十分にある。

第三に、組合の効果というとき、従来のように他の要因を統制したあとに残る効果を探すのではなく（図2・モデル1）、賃金の格差をもたらす様々な要因——賃金決定システムそのものの違いや属性構成の違いなど——をもたらす背景として組合効果をとらえる（図2・モデル3）。日本で組合のある企業と組合のない企業とで、賃金水準に大きな差があることは広く知られている。その差がどのような要因によって構成されているのか、むしろ他の要因との関連に注目することで、組合が及ぼす影響を多面的に把握する。

（2）分析対象と仮説

本稿では、労働組合が正規雇用の賃金とどのように関連しているのか、3つの点について検討する。まず1点目は、労働組合の有無が賃金の水準および賃金カーブに及ぼす影響である。組合がある企業群とない企業群とで差があるのか、他の要因とどのように関連しているのか、それは近年変化しているのだろうか。最初に先行研究にならい、被説明変数に時間あたり賃金を用いて賃金関数をOLSで推定し、2つの企業群の間で観察される賃金格差の有無と、経時的な変化を検証する。次に、組合の有無はどのような要因を介して賃金の格差につながっているのかを、Blinder-Oaxaca分解を用いて分析する。学歴・勤続（年齢）・性別・婚姻状態といった個人属性のうち組合の効果と関係が強いのはどの要因か、2つの企業群の賃金差を生むのは属性へのリターンの差か、それとも属性の構成の違いかを明らかにする⁽⁵⁾。とくに年齢の影響はこれまでの組合の賃金政策からも重要な観点であるため（野田1997）⁽⁶⁾、2つの企業群の間で年齢の影響にどのような違いがあるか、検討する。

2点目の問いは、労働組合の有無が賃金分布のあり方にどのような影響を与えるのかである。欧米の先行研究は一貫して、労働組合のあるセクターで賃金の分布がより小さいことを見いだしている（Freeman & Medoff 1984；Card, Lemieux, & Riddell 2004）。これに対して、これまで日本においては、組合が賃金分布に与える影響にはほとんど注意が払われなかった⁽⁷⁾。日本の労働組合が求めてきたのは、年齢の上昇にともなう賃金の差をはっきりつけて、同じ年齢内の差は小さく抑える、というものである。しかし近年の日本型雇用慣行の見直しや成果主義の導入により、こうした傾向が変化しつつある可能性もある。そこで本稿では、賃金の分布を対数分散によって把握し、その散らばりを年齢グループ内・年齢グループ間に分解する手法を用いて、組合が求めてきた賃金の分布が組合セクターで実現しているのか、その影響がどう変化しているのか検討する。

(5) 川口・原（2008）も Binder-Oaxaca 分解を用いて全体の平均賃金の差を属性の偏りと賃金関数のリターンの違いに分解しているが、各変数レベルの分解は触れられていない。

(6) 野田（1997）は、組合企業で勤続年数・年齢の効果がより大きくなることを指摘している。

(7) 川口・原（2008）、都留・吉中・榎（2009）が DFL 分解の手法を用いて組合の有無による分布の変化を反実仮想的に推定し、労働組合が賃金の分布を圧縮する効果があることを報告している。

本稿の3点目の問いは、組合セクターの存在が、正規雇用全体の賃金分布・格差（Inequality）にどのような影響を与えるかという点である。労働組合が賃上げを行うと非組合員との間に賃金格差が生じるため、組合は労働市場の格差を拡大するというのが古典的な通念であった。しかし一方で、組合はStandard Pay（一律賃金）の推進によって賃金分布を縮小させる側面も持つ。この、分布を拡大させる効果と縮小させる効果のいずれがより大きいかは、組合の組織率や各効果の大きさに依存するのだが、1970～90年代アメリカにおいては縮小効果の方がより大きいことが明らかにされて、労働組合の存在は労働市場をむしろ全体として平等にしているという理解が広がった（Freeman 1980；DiNardo, Fortin, & Lemieux 1996；Card, Lemieux, & Riddell 2004）。本稿ではFreeman（1980）と同じ対数分散分解の手法を用いて、日本において労働組合の存在が正規雇用全体の賃金分布・格差とどのような関連にあるかを明らかにする。

（3） データ

分析に使用するのには、連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者のしごとと暮らしについてのアンケート」（以下、「勤労者短観」）のうち、第9回調査（2005年4月）から第34回調査（2017年10月）までのデータである⁽⁸⁾。2001年に開始された当調査は、首都圏および関西圏に居住し民間企業に勤める雇用者（20～64歳）を対象とし、総務省「就業構造基本調査」における性・年齢階層・雇用形態別の分布割合を反映したサンプル割付を行っている。第2回から第20回までの調査は郵送によって、また第21回（2011年4月）からはインターネット等を通じて募集されたモニターにWeb調査として実施されている。

当データには本稿の分析に欠かせない利点がある。労働組合が労働市場に及ぼす影響を分析するには、賃金・労働時間や個人属性の情報に加えて組合ステータスに関する情報が必須である。当調査は組合ステータスに関して「労働組合に加入しているか否か」と、「勤務先に労働組合があるか否か」という両方のデータを取得できる、日本でも貴重なデータである。そもそも日本において組合効果に関する研究が少ない理由には、適切なデータの入手が困難であったことと、サンプルサイズの小ささがある⁽⁹⁾。本調査は、現在では1回あたりサンプルサイズ2,000で毎年2回行われており、組合ステータスの情報を持つ調査として日本では最大の規模である⁽¹⁰⁾。

分析の対象は、20～59歳の民間企業に雇用される正規雇用の人々である。役員は分析から除外し、管理職は分析に含める。従属変数（被説明変数）には、「時間あたり賃金（対数）」を用い

(8) 調査は2001年から行われているが、データから時間あたり賃金を計算できるのは、労働時間が調査項目に含まれた2005年調査以降である。

(9) 70年代からCPS（Current Population Survey）など公的統計を用いた分析が可能だったアメリカに比べて、日本で組合ステータスを持つ大規模調査は2000年からのJGSS（日本版総合社会調査）を待たねばならなかった。JGSSを用いた研究ですら、賃金関数推定のサンプルサイズは500～2,500ほどであった（仁田・篠崎2008；川口・原2008）。

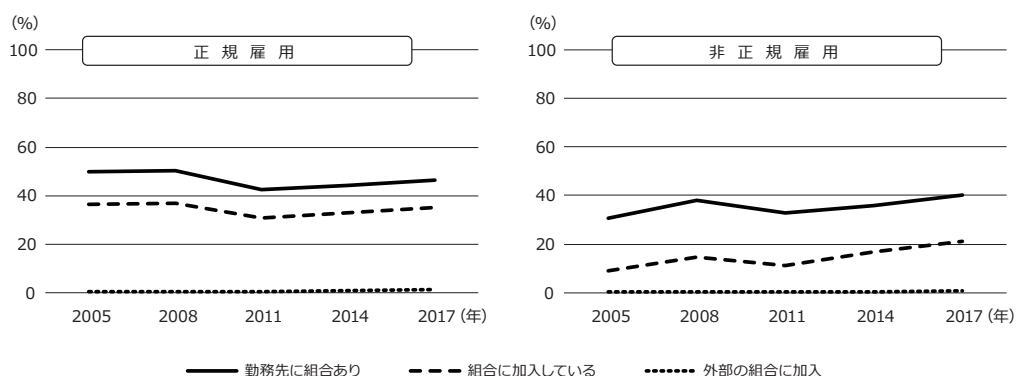
(10) 一方で当データを本稿の分析に適用するにあたっての課題として、対象が首都圏・関西圏に限定されていることと、また第21回からはWebを通じた募集・回答であるため、労働市場全体の平均と比べて回答者や勤務先に偏りが生じうる点があるが、この点は課題として認識しておく。

る⁽¹¹⁾。組合ステータスをあらわす説明変数には、「勤務先に組合があるか」を利用する。またそのほか賃金の水準および分布に影響を与える要因として、学歴・企業規模・勤続年数・性別・婚姻状態・産業・職種等を扱う。これらの変数について、調査項目をどのように処理したかについては、オンラインジャーナル公開サイトに掲載した補表1に詳細を記載している。分析に使用する変数に欠損値があるデータは分析から除外する。分析対象となったサンプルの総数は21,439であり、記述統計を文末に添付した別表1に掲載する。分析にあたっては、各グループに十分なサンプル数を確保するために、3年分ずつデータをプールして分析する。たとえば図やグラフの中で2005のラベルのもとには2005・2006・2007年分のデータ、2008のラベルのもとには2008・2009・2010年分のデータ（以下、同様）を含んでいる。先述のとおり、2011年より調査方法が郵送からWebに変更されている点に留意が必要である。

図3は、分析対象者について「勤務先に労働組合があるか」および「労働組合に加入しているか」について、質問への回答をグラフにしたものである。グラフの折れ線は、それぞれ「勤務先に組合あり」「自社組合に加入」「外部組合に加入（自社に組合ないが組合に加入）」と回答した人の、全体に占める割合である。本稿の分析対象は正規雇用のみだが、参考までに非正規雇用についてもグラフを掲載する。

まず、「勤務先に組合あり」（実線）と回答する比率は、正規雇用／非正規雇用とも約40%前後を推移しており、近年では雇用形態間に大きな差はない。しかし「自社組合に加入している」（長い点線）と回答している人は、正規雇用では勤務先に組合がある人の大半であるのに対し⁽¹²⁾、非正規雇用では半分に満たない（その割合は近年急速に上昇している）。一方で、「外部組合に加入して

図3 労働組合の有無と加入者比率の推移



出所)「勤労者短観」第9回～第34回調査より筆者作成。

(11) 従属変数の「時間あたり賃金」については、調査項目の「1年間の年収」と「1週間の実労働時間」から計算して算出している。調査には、「労働が年間を通じて規則的であるか」を判断するための項目が含まれていないため、その計算の過程で誤差が大きくなる可能性がある。

(12) 正規雇用のうち、勤務先に組合があるが自社組合に加入していない人には、管理職が多く含まれている。管理職を除くと、組合加入率はより高くなる。

いる」（短い点線）と回答する人は、正規雇用／非正規雇用ともきわめて低い。

（４）分析手法

①賃金水準への影響

本稿では、組合の有無が賃金水準に与える影響を検討するため、賃金関数の OLS 推定のほかに Blinder-Oaxaca 分解を用いる。本分析で用いた推定方法は Three-fold Decomposition（Jann 2008）と呼ばれ、2つのグループの間の推定された賃金差を i）属性の構成の違い（Endowments）、ii）賃金関数における属性へのリターンの違い（Coefficients）、iii）両者の交互作用によるもの（Interactions）の3つに分解する。

いま、組合のある企業群（u）、組合のない企業群（n）の賃金をそれぞれ以下とする。

$$\ln W^u = \sum_k b_k^u X_k^u, \quad \ln W^n = \sum_k b_k^n X_k^n \quad (1)$$

ただし、

$\ln W^u, \ln W^n$ ：賃金（対数）

b_k^u, b_k^n ：賃金関数の係数

X_k^u, X_k^n ：各説明変数の値

u, n は、組合のある企業群（union）、組合のない企業群（nonunion）をあらわす

k は説明変数の種類

ここで、2つの企業群の間の賃金水準差は以下のとおり分解できる。

$$\begin{aligned} E(\widehat{\ln W^u}) - E(\widehat{\ln W^n}) &= \sum_k \widehat{b_k^u} E(X_k^u) - \sum_k \widehat{b_k^n} E(X_k^n) \\ &= \sum_k \{ \widehat{b_k^u} [E(X_k^u) - E(X_k^n)] + (\widehat{b_k^u} - \widehat{b_k^n}) E(X_k^n) + (\widehat{b_k^u} - \widehat{b_k^n}) [E(X_k^u) - E(X_k^n)] \} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式の3つの項は、それぞれ以下の構成要素に該当する。

$$\text{Endowments} : E = \sum_k \widehat{b_k^n} [E(X_k^u) - E(X_k^n)]$$

$$\text{Coefficients} : C = \sum_k (\widehat{b_k^u} - \widehat{b_k^n}) E(X_k^n)$$

$$\text{Interactions} : I = \sum_k (\widehat{b_k^u} - \widehat{b_k^n}) [E(X_k^u) - E(X_k^n)] \quad (3)$$

②賃金の分布への影響

次に、本稿では2つの企業群における賃金の分布のあり方の違いを検討するために、対数分散（variance of the logarithms）を用いる。いま個人の賃金を x_i とすると、対数分散（ V ）は以下のように定義される⁽¹³⁾。

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2, \quad z_i = \log x_i \quad (4)$$

(13) この指標は、賃金の対数をとって分散を計算した値であるが、scale invariantであり異なる通貨単位や異なる水準の賃金サンプルにおける値を比較できる。また、労働組合の賃金への影響を推定した欧米の主要な先行研究において用いられてきた指標であり、それらの研究結果とも比較できる。

いま、いくつかのサブグループ（たとえば性別・年齢階級によって分けたグループ）を仮定すると、全体の分散はサブグループ内における分散（within-group variances）と、サブグループ間での分散（between-group variances）とに分解できる（大竹・小原 2010）。サブグループ間での分散とは、サブグループの間で平均賃金が異なることにより生じる分散のことである。

$$\text{全体の分散} : V(s, V, \overline{W}) = \left\{ \sum_{j=1}^J s_j \cdot V_j \right\} + \left\{ \sum_{j=1}^J s_j \cdot \overline{W}_j^2 - \left(\sum_{j=1}^J s_j \cdot \overline{W}_j \right)^2 \right\} \quad (5)$$

$$\text{Within-group variances} : = \sum_{j=1}^J s_j \cdot V_j$$

$$\text{Between-group variances} : \sum_{j=1}^J s_j \cdot \overline{W}_j^2 - \left(\sum_{j=1}^J s_j \cdot \overline{W}_j \right)^2$$

ただし、

j はサブグループをあらわす添字, $j = 1 \cdots J$

s_j : j グループの全体に対する人口シェア, $\sum_{j=1}^J s_j = 1$

V_j : j グループ内の分散

$\overline{W}_j$: j グループ内の平均賃金

③正規雇用全体への影響

ここでは Freeman (1980) および Card, Lemieux, & Riddle (2004) で用いられた手法を採用する。まず、「労働組合がまったく存在しない状態」を仮想的に想定し、このときの分散を V_n とする。ここから、労働組合がある企業群（union sector）と労働組合がない企業群（nonunion sector）の2つに分化する。新しくできた union sector で賃上げが起こると平均賃金および分散が変化し、労働市場全体の賃金分散もその影響を受けて変化する。いま、それぞれ平均賃金を (W_u, W_n) , 分散を (V_u, V_n) とすると、新しい全体の分散 (V) は、以下のとおり定義される⁽¹⁴⁾。ここで α はあらたに生じた union sector が全体に占める構成比をあらわす。

$$V = \alpha V^u + (1 - \alpha) V^n + \alpha(1 - \alpha) (\overline{W}^u - \overline{W}^n)^2 \quad (6)$$

Union sector ができたことによる分散の変化分は、初期状態の分散 (V_n) と変化後の分散 (V) との差であるから、(6) 式を変形して以下を得る。

$$V - V^n = \alpha (V^u - V^n) + \alpha(1 - \alpha) (\overline{W}^u - \overline{W}^n)^2 \quad (7)$$

第1項は union sector と nonunion sector との間に分散差が生じるための変化である。union sector の分散がより小さければマイナスに、より大きければプラスになる。第2項は、平均賃金に差が生じることによって生じる変化である。これは2つのグループで平均賃金に差が生じる限りプラスになる。全体の分散の変化は、2つの効果を足し合わせたものとなり、その符号は各効果の大きさに依存する。データから観察される W^n, W^u, V^n, V^u を用いて union sector 分化による分散変化分 $(V - V^n)$ を計算する。

ここでは、初期状態の分散 V^n と、union sector が分化したあとの分散 V^n が、等しいことが仮

(14) 前項で定義した分散の要因分解式 (5) と基本的な考え方は同じで、サブグループが2つだけのケースに該当する。

定されている。しかし実際には、労働組合がある企業の従業員とない企業の従業員の間には様々な異質性が存在するため、分散も異なることが考えられる⁽¹⁵⁾。そこで Card, Lemieux, & Riddell (2004) で採用された方法を用い、属性を統制したサブグループに分割し、グループごとに影響を推定したものを集計し、全体の効果を算出する。サブグループに分割する基準には、性別と年齢階級（10歳刻み）を採用する（詳細は注に記載する⁽¹⁶⁾）。

3 分析結果

(1) 賃金水準・賃金カーブへの影響

組合がある企業群とない企業群とで賃金の水準および賃金カーブにどのくらい差があり、その差はどのような要因で構成され、そして時点間で変化しているのだろうか。この点を明らかにするために、まず先行研究にならって時間あたり賃金（対数）を被説明変数に、組合の有無および他の要因が及ぼす影響の大きさを OLS で推定した。図 4 は結果をまとめたものである（推定結果は文末の別表 2 に掲載）。モデル（1）から（5）まで順次変数を加え、全部で 5 つのモデルを推定した。図は変数を追加した際に、組合ダミー変数の係数が変化した値を示しているが、被説明変数が対数

(15) ここには、大きく 2 つの要因で差異が想定できる。1 つは、union sector の分化により労働市場全体の均衡が変化することによる賃金水準の変化である。もう 1 つは、初期状態の nonunion sector と union sector 分化後に残された nonunion sector とでは、人々の属性に違いがあるなどの要因で賃金水準が異なることである。前者の均衡変化によるバイアスは推定が困難であるため発生の可能性を念頭におくにとどめる。後者についてはその対策として、主要な属性である性別と年齢を統制する（Card, Lemieux, & Riddell 2004）。

(16) いま、任意のサブグループ c の内部における、union sector, nonunion sector の間の「賃金水準の差」および「分散の差」を、それぞれ以下のようにおく。

$$\begin{aligned}\Delta_w(c) &= W^u(c) - W^n(c) \\ \Delta_v(c) &= V^u(c) - V^n(c)\end{aligned}\tag{8}$$

ここで、属性別グループ c の中における union sector の構成比を $U(c)$ とおくと、2 つのセクターをあわせた全体の賃金平均と分散は以下のとおり定義できる。

$$\begin{aligned}W(c) &= W^u(c) + U(c) \Delta_w(c) \\ V(c) &= V^n(c) + U(c) \Delta_v(c) + U(c)(1 - U(c))[\Delta_v(c)]^2\end{aligned}\tag{9}$$

全グループをあわせた全体の分散と、union sector が存在しない状態の分散とは、それぞれ以下のとおりにあわせる。

$$\begin{aligned}V &= \text{Var}[W(c)] + E[V(c)] \\ V^n &= \text{Var}[W^n(c)] + E[V^n(c)]\end{aligned}\tag{10}$$

(10) の 2 つの式から、

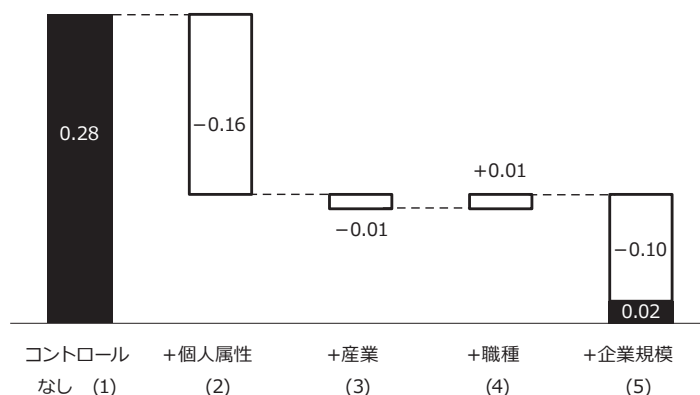
$$V - V^n = \text{Var}[W(c)] + E[V(c)] - \text{Var}[W^n(c)] - E[V^n(c)]\tag{11}$$

これに (9) の 2 つの式を代入して整理すると、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned}V - V^n &= \text{Var}[W^u(c) + U(c) \Delta_w(c)] + E[V^u(c) + U(c) \Delta_v(c) + U(c)(1 - U(c))[\Delta_v(c)]^2] - \text{Var}[W^n(c)] - E[V^n(c)] \\ &= \text{Var}[U(c) \Delta_w(c)] + 2\text{Cov}[W^n(c), U(c) \Delta_w(c)] + E[U(c) \Delta_v(c)] + E[U(c)(1 - U(c))[\Delta_v(c)]^2]\end{aligned}\tag{12}$$

この (12) 式に、それぞれ $U(c)$, $\Delta_w(c)$, $\Delta_v(c)$, $W^n(c)$ を観察されるデータから代入することで、全体に及ぼす組合効果が算出できる。第 3 項が組合／非組合それぞれの分散の差によって生じる Within-sector effect であり、第 4 項が組合／非組合の間の賃金水準の差によって生じる Between-sector effect である。第 1 項と第 2 項は、交互作用項である（Card, Lemieux, & Riddell 2004）。

図4 賃金への組合効果と統制変数の影響



出所) 別表2より筆者作成。

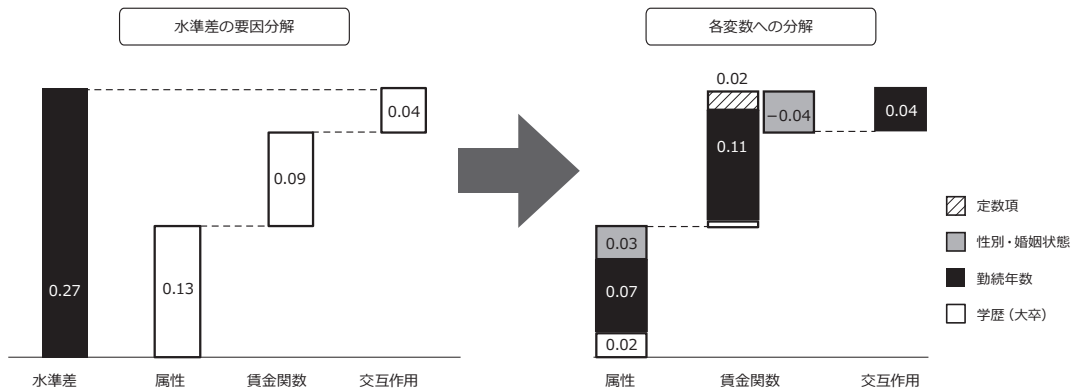
値なのでその変化の数値はおおむね%に読み替えて解釈することができる⁽¹⁷⁾。一番左側のモデル(1)は、賃金を組合ダミー変数のみに回帰した結果である。他に変数をコントロールしない状態では、組合がある企業群の方が平均賃金は約28%高い。その右のモデル(2)は、モデル(1)に個人属性(学歴、勤続年数、性別、婚姻状態)を追加したモデルである。個人属性をコントロールすると、組合が賃金に及ぼしていた効果約28%のうちの約16%が失われる。モデル(3)はさらに産業を、モデル(4)は職種をコントロールしたものであるが、これらの変数はいずれも組合効果をほとんど減じない。ところがその次のモデル(5)で企業規模をコントロールすると、約10%組合効果を減じる。そして残された約2%の組合効果はもはや有意ではない。以上の結果より、組合がある企業群とない企業群の間に観察される平均賃金の差(約28%)のうち、その半分以上が個人属性の違い、残りの大部分は企業規模の違いによるもので、その影響を除いてしまえば組合の有無が独自に及ぼす影響は見られなくなる。また別表2より、賃金水準自体は2010年代に上昇している一方で、組合の有無が賃金水準に与える影響はこの間変化していないことがわかる。

次にBlinder-Oaxaca分解を用いて、2つの企業群の間の賃金格差が、個人属性のうち学歴・勤続(年齢)・性別・婚姻状態のいずれの要因との関連で生じているのか、また属性へのリターンの差(Coefficients)と属性の構成の偏り(Endowments)のいずれに由来するのかを分析する⁽¹⁸⁾。次頁図5はその結果をまとめたものである(推定結果は別表3に掲載)。左側のパネルは、2つの企業群の平均賃金の差(27%)のうち、13%は属性の構成の偏りに起因し(Endowments: 組合のある企業群により高い賃金に相当する属性を持つものが集中している)、9%が賃金関数の差(Coefficients: 組合のある企業群で属性に対するリターンがより高い)に、4%がそれらの交互作用に起因することを示す。これらをさらに具体的な変数に分解したものが、右側のパネルである。「属性」の項目は、高い賃金に相当する属性の人(男性・既婚者・勤続長い・大卒など)が組合のある企業群に集

(17) 厳密には指数変換する必要があるが、ここでは解釈を簡便にするため単純に%で読み替える。

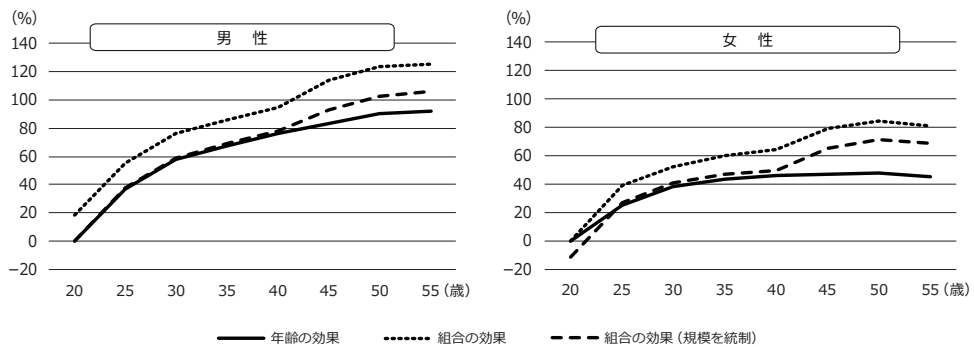
(18) このモデルにおいては企業規模を変数から除外している。賃金関数の区分と企業規模区分との重複が大きいためである。そのため、組合有無による差のうちに企業規模の効果が混在している。

図5 組合効果の要因分解



出所) 別表3より筆者作成, 数値は小数点第3位を四捨五入。

図6 年齢・賃金カーブと組合効果



出所) 別表4より筆者作成, 「企業規模あり」モデルの年齢効果は記載省略(グラフ実線にほぼ同じ)。

中していることで生まれる賃金格差を示しており, なかでも勤続年数の長い人が多いことが主要因である(27%の水準差のうち7%ポイントを構成)。「賃金関数」の項目は, 組合のある企業群で個人属性へのリターンがより高いことで生まれる賃金格差を示しているが, ここでの最大の要因は組合のある企業群で勤続へのリターンがより大きいことであり, 平均賃金を11%ポイント押し上げる。そして上記2つの要因が重なることで, さらに4%ポイント平均賃金が押し上げられる。

「勤続年数」と「年齢」とは異なる概念だが, 日本のように(また組合のある企業で顕著なように), 多くの人が長期勤続する状況では両者を互換的に扱う。また, 日本の労働組合が賃金政策で重視してきたのも「年齢」である。先にみた「勤続」の影響は, どのような年齢別賃金カーブをもたらしているだろうか。図6は賃金関数を男女別にOLSで推定した結果について, 横軸に年齢をとり, 縦軸に賃金水準をとったグラフである⁽¹⁹⁾(推定結果は別表4に掲載)。縦軸の目盛りは

(19) クロスセクションデータを用いた一時点での賃金分布であるので, 厳密にはある人が時間の推移とともにたどる賃金カーブではない。

20-24 歳の水準をベースとした、賃金の上昇率である⁽²⁰⁾。実線が組合のない企業群での賃金カーブ、短い点線が組合のある企業群での賃金カーブ、長い点線が企業規模をコントロールしたうえでの組合のある企業群の賃金カーブである⁽²¹⁾。推定においては年齢・組合有無・企業規模のほかに、学歴と調査年をコントロールしている。

全体の傾向は男女でおおむね類似しており、組合のない企業群（実線）でも年齢に応じた右肩上がりのカーブを描いている。しかし男性はずっと上昇を続けて 55 歳時点で 20 歳時点の 100% 増の水準にいたるのに対し、女性は 35 歳でカーブが頭打ちとなり 20 歳時点の 40% 増の水準を維持する。組合がある企業群（短い点線）では 20 代から一貫して賃金が高いが、組合の影響は男女とも 40 歳を超えて大きくなる。企業規模をコントロールすると（長い点線）、40 歳までは組合効果がほぼ消滅するものの、40 歳以降は組合の効果が明確に残る。その効果の大きさは女性の方がより大きい。組合があることの影響は、管理職層に相当する 40 代以降にこそ大きくなるのだ。

以上、賃金水準に対する組合の影響として以下のことが明らかになった。たしかに組合がある企業群とない企業群とで平均賃金には 28% の差があるものの、それらは個人属性と企業規模をコントロールするとほとんど吸収されてしまう。組合のある企業群での賃金の高さは、まず組合のある企業群に大企業が多いことと、また大卒者や勤続年数が長い人が集中しているという個人属性の偏りによって、生じている。また、組合がある企業群においては、組合がない企業と比べて勤続・年齢にともなう賃金の上昇がより大きいことも、賃金を引き上げている。そしてこの勤続・年齢の影響は、若手よりもむしろ 40 歳以降の管理職層を多く含む年齢において顕著で、より大きく賃金カーブが立ち上がる。そして、その効果は企業規模をコントロールしてもなお、明白である。これらの分析結果から、組合がある企業群では、年齢・勤続の伸びに応じてより高くなる（年齢で差のつく）賃金カーブが維持されているとともに、高い賃金に相当する長い勤続、男性、大卒者が集中することで平均賃金が高くなっていることが明らかになった。

（2）賃金の分布への影響

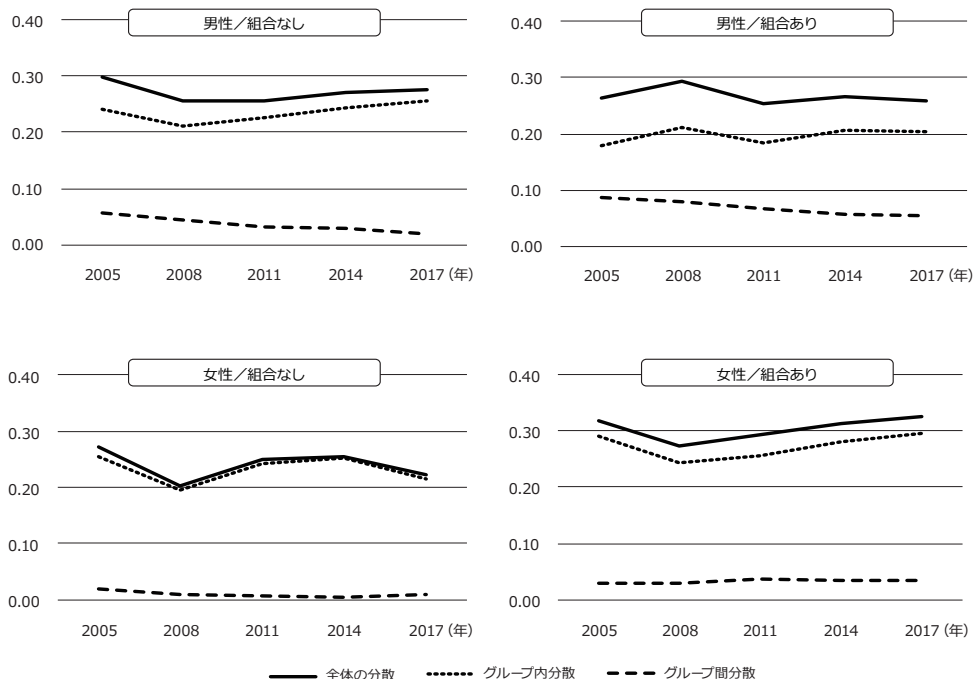
それでは、組合の有無は賃金の分布にどのように関連しているのか。ここでは賃金の対数分散を用いて、全体の散らばりを年齢グループ内と年齢グループ間に分解する手法を用いて、分布の特徴とその変化を検討した。

次頁図 7 は、男女別に組合あり／組合なしの 2 つの企業群について、分析の結果を図示したものである。実線が全体の分散を示し、短い点線がグループ内の分散、長い点線がグループ間での分散をあらわしている。まず男性では、2 つの企業群の間で全体の分散に大きな違いはない。しかし、組合のある企業群では、組合がない企業群と比較して、年齢グループ間での分散はより大きく（長い点線）、年齢グループ内の分散は小さい（短い点線）。これは労働組合が、年齢に応じて上昇しつ

(20) 厳密には係数の指数変換が必要であるが、ここでは単純に % で読み替えている。また、5% 水準で有意な係数のみを対象に含めている。

(21) 別表 4 から明らかなように、企業規模をコントロールした場合とコントロールしない場合とでは年齢効果の係数自体もわずかに異なるが、グラフでは見やすさを考慮して企業規模をコントロールしない場合の年齢効果のみを掲載した。

図7 年齢グループ内・グループ間格差の推移



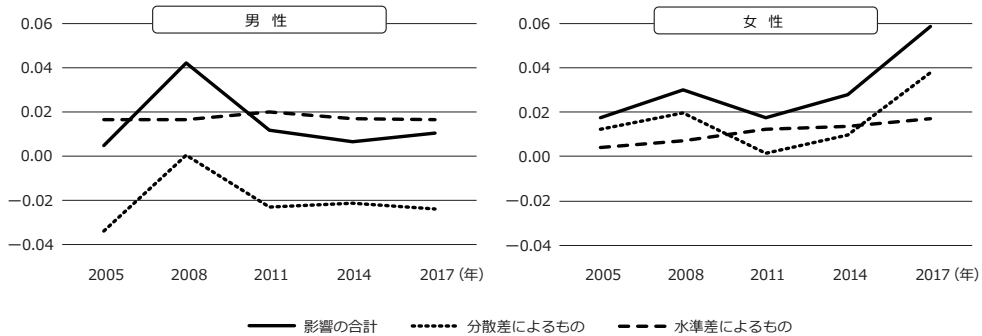
出所) 補表2より筆者作成。

つ、同じ年齢内での格差が小さい賃金制度を求めてきたことに対応している。しかし時点間での変化をみると、どちらの企業群でも年齢グループ間での分散が減少しており、賃金カーブがフラット化しつつあることがわかる。そして同じ年齢グループ内での賃金格差については、組合がない企業群で分散が拡大している一方で、組合がある企業群では分散がほぼ一定に保たれている。

女性では、組合のある企業群の方が一貫して全体の分散が大きく、賃金の格差が大きいことがわかる。2つの企業群に共通しているのが、年齢グループ間の分散がきわめて小さく、全体の分散のほとんどを同じ年齢グループ内での分散が占めていることである。これは、女性において賃金カーブがフラットで、同じ年齢グループ内での賃金の格差の方が大きいことを意味する。時点間の変化をみると、組合のある企業群で全体の分散が拡大しているが、これも年齢グループ内の分散のさらなる拡大によって引き起こされている。

このように、賃金の分布のあり方は、組合のある企業群とない企業群とで違いがある。欧米の先行研究においては、これまで常に組合のあるセクターで賃金の分散（すなわち Inequality、格差）が小さいことが指摘されてきた。しかし分析の結果、日本は男女いずれもそれに当てはまらない。男性は、組合のある企業群とない企業群で全体の分散にほとんど差がない。だが、組合のない企業群で同じ年齢グループ内の格差が拡大しているのに対して、組合のある企業群ではその動きがみられない。女性は、組合のある企業群で賃金分布全体の格差がもともと大きいのだが、同じ年齢グループ内での格差がますます拡大する傾向にあるということが明らかになった。

図8 組合のある企業群が正規雇用全体に及ぼす影響



出所) 補表3より筆者作成。

(3) 正規雇用全体への影響

それでは組合がある企業群は、正規雇用全体の賃金分布にどう影響するのだろうか。ここでは Freeman & Medoff (1984) の手法を用いて、組合がある企業群の賃金分布が、正規雇用全体の賃金分布を拡大させているのか、それとも縮小させているのかを検討した。図8はその結果をまとめたものである。実線（影響の合計）は、労働組合がある企業群の存在がどの程度全体の賃金の散らばりを増やすか・減じるかをあらわしている。その影響はさらに、2つの企業群の間の賃金水準差によって由来する部分（長い点線）と、2つの企業群の間の分散の差（短い点線）によって生じる部分に分解できる。2つの企業群の間に存在する属性の偏りを修正するために、ここでは年齢グループの単位で影響を計算してそれを足し上げる Card, Lemieux, & Riddell (2004) の手法を適用している⁽²²⁾。

男性（左側パネル）では、全体への影響（実線）は2008年を除いてほぼ一定で、ゼロに近い。2つの企業群の分散差（短い点線）がマイナスであることから、組合のある企業群の方がわずかながら分散が小さいことがわかる。しかし、2つの企業群の賃金水準差による分散拡大（長い点線）に打ち消されて、全体の分散を変化させる影響は持たない。一方女性（右側パネル）は、分散拡大の傾向が明確にみえる。2つの企業群の分散差（短い点線）は、2011年以降急速に上昇している。2つの企業群の賃金水準差による分散拡大（長い点線）も、2005年以降一貫して少しずつ上昇している。これら2つの効果があわさって正規雇用全体における分散（実線）を拡大させ、労働組合のある企業群の影響で格差が急速に拡大していることがわかる。

つまり、男性正規雇用の中で、労働組合のある企業群は相対的に賃金が高く分散が小さいものの、全体の賃金分散にはほとんど影響しない。しかし女性正規雇用の中では、労働組合のある企業群は相対的な賃金水準が高く分散も大きい傾向が強まっており、全体の賃金分散・格差をも大きく拡大させていることが明らかになった。

(22) この分析では10歳刻みのグループを用いる。5歳刻みにするとセル（とくに女性・組合あり企業群・中高齢）あたりのデータ数が小さくなって計算の誤差が大きくなるのを避けるためである。

4 考察・結論

本稿は、労働組合の有無が正規雇用の賃金にどのような影響を与えるかについて、賃金の水準および分布のあり方に注目して分析した。先行研究においては、日本において労働組合は賃金に明確な効果を及ぼさないという見方が主流だが、本稿では影響を及ぼす対象に管理職を含めること、組合加入の有無ではなく勤務先企業における組合の有無で評価すること、また労働組合の存在が単独・独立で及ぼす影響ではなく諸要因との関連に着目することで、組合の影響の再評価を試みた。

その結果、組合がある企業群とない企業群との間には平均で約3割の賃金水準の差がみられるものの、その大部分は組合のある企業群に大企業が多いことや、もともと高い賃金に相当する属性の人（長期勤続者・男性・大卒者）が偏って多く存在していることによって、もたらされていることがわかった。とくに大きな影響を持つのが勤続年数であり、労働組合のある企業群では勤続に対するリターンがより高いことと、在籍者の勤続年数がより長いという2つの要因があわさって、平均賃金が押し上げられている。また2つの企業群ではいずれも年齢に応じて上昇する賃金カーブが見られるものの、組合のある企業群においてその立ち上がりがより大きく、しかもその影響は組合員である若手ではなく、むしろ40～45歳以降の年齢層においてあらわれることも明らかになった。

一方で賃金の分布について男性では、組合のある企業群で、年齢グループ間格差が大きく、年齢グループ内格差は小さい。これは労働組合が、年齢に応じて上昇しつつ、同じ年齢内での格差が小さい賃金制度を求めてきたことに対応している。しかし近年、組合の有無にかかわらず年齢グループ間での分散が減少しており、賃金カーブがフラット化しつつある。一方で同じ年齢グループ内の格差については、組合のない企業群で拡大しているのに対して、組合のある企業群ではその動きは見られない。したがって、男性については、労働組合は従来からの賃金制度をよく維持していると評価できる。女性では、もともと年齢による賃金カーブの立ち上がりは小さいうえ、組合のある企業群で賃金の格差が大きかったのだが、近年同じ年齢グループ内での分散がますます拡大する傾向にあり、組合のある企業群で格差が広がっている。組合がある企業群では賃金水準も相対的に上昇していることから、組合のある企業群で一部女性の賃金が上昇する一方で、組合のない企業群を含むその他の女性の賃金上昇が取り残されていることがうかがえる。

さらに正規雇用全体をみると、男性では労働組合のある企業群は相対的に賃金が高く格差がやや小さい集団を形成しているものの、全体の賃金分散には影響を与えない。一方で、女性では労働組合がある企業群は賃金が相対的に高いうえ格差が大きな集団を形成しており、それが正規雇用全体の賃金分散も拡大させつつあることが明らかになった。

以上から、労働組合の存在は正規雇用の賃金の水準に対しても、また分布のあり方に対しても、明らかな影響があると結論づけることができる。たしかにこの影響は、労働組合の存在が単独で独立に及ぼしている影響ではない。これらはまず、企業規模の影響と重複しており、本稿の分析から両者の影響の切り分けや因果関係を特定することはできない。しかし、そうした影響も含めて、労働組合が存在する企業群は、賃金の水準・賃金カーブ・賃金の分布のあり方に、組合がない企業群とは異なる特徴を有している。そしてその特徴は、特定の属性を持つ人に高い評価を与えるという

報酬制度と、高い賃金に相当する属性の人々を好んで雇用する採用慣行によって、強化され維持されているともいえる。労働市場におけるこうした異質性の制度化に労働組合の存在が関連している。労働組合は日本の労働市場において、おなじ「正規雇用」の名称を持つ人々の間に処遇の異質性をもたらす、一つの重要な要因である。

残された課題は、労働組合の存在が正規雇用を超えて、非正規雇用を含めた労働市場の構造にどのような影響を及ぼしてきたかを明らかにすることである。本稿の分析により、冒頭の図1のAとBの間の違い（正規雇用内の区分）に、労働組合が様々な形で関連していることが明らかになった。それでは、非正規雇用のCとDの間には違いがあるのか。また、AとCの間（労働組合がある企業群における正規と非正規の区別）と、BとDの間（労働組合がない企業群における正規と非正規の区別）の格差は同じ程度なのか。労働組合は企業別に組織されながら、職場をともにする非正規雇用をながらも組織化の対象から外してきたが、そのことが日本の労働市場の構造にどのような影響をもたらしてきたのか。これらの問いを実証的に明らかにすることは、今後に残された課題である。

（すずき・きょうこ 東京大学大学院学際情報学府博士課程／関西学院大学社会学部非常勤講師）

補表1～3は、本誌オンラインジャーナル公開サイト (<https://oisr-org.ws.hosei.ac.jp/oz/>) に掲載する。

【謝辞】

本稿に貴重なコメントをくださった本誌2名のレフェリーに、心より感謝申し上げます。本研究の成果は、『2018年度 参加者公募型二次研究会研究成果報告書 勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析——データからみた2007年～2017年』（東京大学社会科学研究所）の一部を大幅に加筆・修正したものです。研究会でお世話になった先生方、および稲上毅先生、大沢真理先生、佐藤一磨先生、高橋康二先生、南雲智映先生、仁田道夫先生、三輪哲先生に多くをご教示いただきました。心からの感謝を申し上げます。本稿の執筆にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート、2001.10～2007.04 統合データ、2007.10～2010.10 統合データ、2011.04～2017.10 統合データ」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けました。

【参考文献】

- Blanchflower, D. G., & Freeman, R. B. (1992) "Unionism in the United States and other advanced OECD countries", *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 31 (1), 56-79.
- , & Bryson, A. (2004) "What effect do unions have on wages now and would Freeman and Medoff be surprised?", *Journal of Labor Research*, 25 (3), 383-414.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (1996) "International differences in male wage inequality : Institutions versus market forces", *Journal of Political Economy*, 104 (4), 791-837.
- Card, D. (1996) "The effect of unions on the structure of wages : A longitudinal analysis", *Econometrica*, 64 (4), 957-979.
- (2001) "The effect of unions on wage inequality in the US labor market", *ILR Review*, 54 (2), 296-315.
- , Lemieux, T., & Riddell, W. C. (2004) "Unions and wage inequality", *Journal of Labor Research*, 25 (4), 519-559.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996) "Labor market institutions and the distribution of wages,

- 1973-1992 : A semiparametric approach”, *Econometrica*, 64 (5), 1001-1044.
- Farber, H. S. (1983) “The determination of the union status of workers”, *Econometrica*, 51 (5), 1417-1437.
- Freeman, R. B. (1980) “Unionism and the dispersion of wages”, *ILR Review*, 34 (1), 3-23.
- , & Medoff, J. L. (1984) *What do unions do?* New York : Basic Books.
- Jann, B. (2008) “The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models”, *The Stata Journal*, 8 (4), 453-479.
- Kahn, L. M. (1979) “Unionism and relative wages : Direct and indirect effects”, *ILR Review*, 32 (4), 520-532.
- (2000) “Wage inequality, collective bargaining, and relative employment from 1985 to 1994 : Evidence from fifteen OECD countries”, *Review of Economics and Statistics*, 82 (4), 564-579.
- Lemieux, T. (1998) “Estimating the effects of unions on wage inequality in a panel data model with comparative advantage and nonrandom selection”, *Journal of Labor Economics*, 16 (2), 261-291.
- Lewis, H. G. (1986) “Union relative wage effects”, *Handbook of Labor Economics*, 2, 1139-1181.
- Maddala, G. S. (1986) *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1988) “Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers”, *Journal of Labor Research*, 9 (2), 139-148.
- 遠藤公嗣 (2000) 「労働基準法の国際的背景（立法史料からみた労働基準法）」『日本労働法学会誌』(95) : 139-158 頁。
- 大竹文雄・小原美紀 (2010) 「所得格差」樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会。
- 川口大司・原ひろみ (2008) 「日本の労働組合は役に立っているのか？」『独立行政法人労働政策研究・研修機構ディスカッション・ペーパー』(5) : 51-83 頁。
- 首藤若菜 (2019) 「労働組合は誰を代表しているのか？——産別統一闘争を手がかりにして」『日本労働研究雑誌』61 (9) : 42-52 頁。
- 鈴木恭子 (2018) 「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響 : Finite mixture model を用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』60 (9) : 73-89 頁。
- 橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編 (1993) 『労働組合の経済学——期待と現実』東洋経済新報社。
- ・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』東洋経済新報社。
- 田中拓道 (2017) 『福祉政治史——格差に抗するデモクラシー』勁草書房。
- 外館光則 (2009) 「労働組合の経済効果——研究成果と課題」『日本労働研究雑誌』51 (10) : 15-24 頁。
- 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。
- ・吉中孝・榎広之 (2009) 「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」『経済研究』60 (2) : 140-155 頁。
- 中村圭介・佐藤博樹・神谷拓平 (1988) 『労働組合は本当に役に立っているのか』総合労働研究所。
- (2018) 『壁を壊す——非正規を仲間に』教育文化協会。
- 仁田道夫 (2009) 「企業別組合に何ができるか——歴史から学ぶ」『日本労働研究雑誌』51 (10) : 4-14 頁。
- ・篠崎武久 (2008) 「労働組合の賃金効果の検証」『日本版総合社会調査共同研究拠点研究論文集』11 : 105-117 頁。
- 二村一夫 (1994) 「戦後社会の起点における労働組合運動」渡辺治他編『シリーズ日本近現代史4 戦後改革と現代社会の形成』岩波書店。
- 野田知彦 (1997) 「賃金構造と企業別労働組合」『日本経済研究』(35) : 26-44 頁。
- (2004) 「労働組合の発言は有効か？」『社会科学研究』56 (1) : 33-44 頁。

別表 1 記述統計

		組合の有無		合計
		組合なし	組合あり	
総数		11,693	9,750	21,443
		55%	45%	－
性別	女性	30%	21%	26%
	男性	70%	79%	74%
年齢	20-24	3%	5%	4%
	25-29	13%	16%	15%
	30-34	13%	12%	13%
	35-39	20%	17%	18%
	40-44	14%	13%	14%
	45-49	14%	14%	14%
	50-54	13%	14%	13%
	55-59	9%	10%	9%
婚姻	既婚	55%	64%	59%
	未婚	45%	36%	41%
学歴	大卒以上	56%	69%	62%
	高卒・高専・短大以下	44%	31%	38%
企業規模	29 人以下	48%	6%	29%
	30 ～ 99 人	19%	9%	14%
	100 ～ 299 人	10%	8%	9%
	300 ～ 499 人	7%	9%	8%
	500 ～ 999 人	7%	16%	11%
	1,000 ～ 2,999 人	7%	39%	22%
	3,000 人以上	1%	14%	7%
勤続年数	平均（年）	9.72	14.52	11.91
	標準偏差	8.25	10.51	9.65
時間あたり賃金 （対数）	平均	7.50	7.77	7.62
	標準偏差	0.52	0.55	0.55
調査年	2005 年（2005・2006・2007）	1,303	1,295	2,598
	2008 年（2008・2009・2010）	1,665	1,685	3,350
	2011 年（2011・2012・2013）	3,926	2,882	6,808
	2014 年（2014・2015・2016）	3,643	2,885	6,528
	2017 年（2017）	1,156	1,003	2,159

出所）「勤労者短観」第 9 回～第 34 回調査より筆者作成。

別表 2 賃金関数の OLS 推定

	(1) 組合効果	(2) 組合効果 個人属性	(3) 組合効果 個人属性 産業	(4) 組合効果 個人属性 産業 職種	(5) 組合効果 個人属性 産業 職種 企業規模
組合の有無	0.278*** (0.021)	0.116*** (0.018)	0.103*** (0.018)	0.116*** (0.018)	0.020 (0.018)
大卒ダミー		0.173*** (0.007)	0.156*** (0.007)	0.110*** (0.007)	0.085*** (0.007)
勤続年数		0.030*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.027*** (0.001)
勤続年数二乗		- 0.000*** (0.000)	- 0.000*** (0.000)	- 0.000*** (0.000)	- 0.000*** (0.000)
女性ダミー		- 0.074*** (0.010)	- 0.076*** (0.010)	- 0.083*** (0.010)	- 0.081*** (0.010)
婚姻ダミー		0.232*** (0.008)	0.234*** (0.008)	0.197*** (0.008)	0.196*** (0.008)
女性・婚姻ダミー交差項		- 0.199*** (0.015)	- 0.200*** (0.015)	- 0.162*** (0.014)	- 0.159*** (0.014)
産業ダミー			Yes	Yes	Yes
職種ダミー			-	-	-
				Yes	Yes
				-	-
企業規模 (Base : 29 人以下)					
30 ~ 99 人					0.084*** (0.010)
100 ~ 299 人					0.113*** (0.012)
300 ~ 499 人					0.133*** (0.012)
500 ~ 999 人					0.161*** (0.012)
1,000 ~ 2,999 人					0.224*** (0.011)
3,000 人以上					0.275*** (0.017)
調査年 (Base : 2005 年)					
2008 年	0.029 (0.020)	0.034** (0.017)	0.034** (0.017)	0.036** (0.016)	0.038** (0.016)
2011 年	0.016 (0.017)	0.046*** (0.015)	0.051*** (0.015)	0.056*** (0.014)	0.094*** (0.014)
2014 年	0.043** (0.017)	0.060*** (0.015)	0.066*** (0.015)	0.079*** (0.014)	0.116*** (0.014)
2017 年	0.088*** (0.022)	0.100*** (0.019)	0.106*** (0.018)	0.124*** (0.018)	0.156*** (0.018)
2008 年 * 組合ダミー	- 0.014 (0.028)	- 0.004 (0.024)	- 0.005 (0.024)	- 0.004 (0.023)	- 0.004 (0.023)
2011 年 * 組合ダミー	- 0.004 (0.025)	0.001 (0.021)	0.004 (0.021)	0.003 (0.021)	0.009 (0.021)
2014 年 * 組合ダミー	- 0.024 (0.025)	- 0.010 (0.021)	- 0.006 (0.021)	- 0.012 (0.021)	- 0.005 (0.021)
2017 年 * 組合ダミー	- 0.027 (0.031)	0.006 (0.027)	0.010 (0.027)	0.005 (0.026)	0.017 (0.026)
Constant	7.472*** (0.015)	7.032*** (0.015)	6.965*** (0.019)	7.001*** (0.020)	6.955*** (0.020)
Observations	21,443	21,439	21,439	21,439	21,439
R - squared	0.059	0.312	0.322	0.356	0.372

Standard errors in parentheses.

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

出所)「勤労者短観」第9回～第34回調査より筆者作成。

別表 3 賃金関数の Blinder-Oaxaca 分解

			Blinder – Oaxaca Decomposition			
	(1) 組合なし	(2) 組合あり	(3) overall	(4) endowments	(5) coefficients	(6) interaction
大卒ダミー	0.174*** (0.009)	0.183*** (0.010)		0.024*** (0.002)	0.005 (0.007)	0.001 (0.002)
勤続年数	0.027*** (0.002)	0.040*** (0.002)		0.129*** (0.009)	0.130*** (0.022)	0.064*** (0.011)
勤続年数二乗項	– 0.000*** (0.000)	– 0.000*** (0.000)		– 0.057*** (0.009)	– 0.021* (0.011)	– 0.020* (0.011)
女性ダミー	– 0.042*** (0.013)	– 0.123*** (0.015)		0.004*** (0.001)	– 0.025*** (0.006)	0.008*** (0.002)
婚姻ダミー	0.245*** (0.011)	0.192*** (0.012)		0.021*** (0.002)	– 0.029*** (0.009)	– 0.005*** (0.001)
女性・婚姻交差項	– 0.242*** (0.020)	– 0.118*** (0.023)		0.008*** (0.001)	0.014*** (0.003)	– 0.004*** (0.001)
「組合あり」平均			7.768*** (0.006)			
「組合なし」平均			7.503*** (0.005)			
difference			0.265*** (0.007)			
endowments			0.129*** (0.005)			
coefficients			0.092*** (0.007)			
interaction			0.044*** (0.004)			
Constant	7.109*** (0.013)	7.127*** (0.015)			0.018 (0.020)	
Observations	11,691	9,748	21,439	21,439	21,439	21,439
R – squared	0.196	0.359				

Standard errors in parentheses

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

出所)「勤労者短観」第9回～第34回調査より筆者作成。

別表 4 賃金関数の OLS 推定 (年齢の影響)

	男性		女性	
	企業規模なし	企業規模あり	企業規模なし	企業規模あり
組合の有無	0.180*** (0.043)	0.049 (0.042)	-0.020 (0.050)	-0.112** (0.050)
大卒ダミー	0.177*** (0.008)	0.139*** (0.008)	0.169*** (0.014)	0.137*** (0.014)
年齢 (Base : 20-24)				
25-29	0.372*** (0.035)	0.380*** (0.034)	0.248*** (0.044)	0.253*** (0.043)
30-34	0.581*** (0.035)	0.591*** (0.034)	0.385*** (0.045)	0.392*** (0.044)
35-39	0.679*** (0.033)	0.692*** (0.033)	0.437*** (0.045)	0.448*** (0.044)
40-44	0.765*** (0.034)	0.782*** (0.033)	0.458*** (0.046)	0.483*** (0.045)
45-49	0.831*** (0.034)	0.840*** (0.033)	0.472*** (0.046)	0.503*** (0.045)
50-54	0.908*** (0.035)	0.912*** (0.034)	0.480*** (0.046)	0.514*** (0.045)
55-59	0.920*** (0.036)	0.933*** (0.035)	0.456*** (0.048)	0.489*** (0.047)
25-29 × 組合有無	-0.028 (0.047)	-0.041 (0.046)	0.142** (0.058)	0.129** (0.057)
30-34 × 組合有無	-0.029 (0.047)	-0.045 (0.046)	0.138** (0.061)	0.129** (0.060)
35-39 × 組合有無	0.033 (0.046)	0.016 (0.044)	0.160*** (0.061)	0.133** (0.060)
40-44 × 組合有無	0.085* (0.047)	0.049 (0.045)	0.189*** (0.064)	0.128** (0.063)
45-49 × 組合有無	0.125*** (0.046)	0.093** (0.045)	0.323*** (0.066)	0.266*** (0.065)
50-54 × 組合有無	0.149*** (0.047)	0.117** (0.045)	0.369*** (0.067)	0.309*** (0.066)
55-59 × 組合有無	0.154*** (0.048)	0.129*** (0.047)	0.354*** (0.075)	0.312*** (0.074)
企業規模 (Base : 29 人以下)				
30 ~ 99 人		0.123*** (0.012)		0.114*** (0.020)
100 ~ 299 人		0.181*** (0.014)		0.131*** (0.026)
300 ~ 499 人		0.206*** (0.014)		0.206*** (0.027)
500 ~ 999 人		0.253*** (0.013)		0.245*** (0.026)
1,000 ~ 2,999 人		0.343*** (0.012)		0.258*** (0.022)
3,000 人以上		0.411*** (0.018)		0.244*** (0.037)
調査年 (Base : 2005 年)				
2008 年	0.012 (0.013)	0.017 (0.013)	0.037 (0.027)	0.041 (0.027)
2011 年	-0.013 (0.012)	0.053*** (0.012)	0.039 (0.024)	0.074*** (0.025)
2014 年	-0.004 (0.012)	0.060*** (0.013)	0.044* (0.024)	0.080*** (0.025)
2017 年	0.040*** (0.015)	0.102*** (0.015)	0.104*** (0.029)	0.135*** (0.030)
Constant	6.775*** (0.033)	6.625*** (0.033)	6.813*** (0.043)	6.709*** (0.044)
Observations	15,819	15,819	5,622	5,622
R-squared	0.284	0.325	0.127	0.154

Standard errors in parentheses

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

出所)「勤労者短観」第9回～第34回調査より筆者作成。

オンライン掲載 補表

労働組合の存在と正規雇用の賃金との関連
——かたよる属性，差のつく賃金カーブ，広がる年齢内格差

鈴木 恭子

補表 1 変数の処理

本稿における変数名			処理の方法		
1	賃金年収	過去1年間の賃金年収(税込)	賃金収入はない→欠損値 100万円未満→500,000 100～200万円未満→1,500,000 200～300万円未満→2,500,000 300～400万円未満→3,500,000 400～500万円未満→4,500,000 500～600万円未満→5,500,000 600～700万円未満→6,500,000 700～800万円未満→7,500,000 800～900万円未満→8,500,000 900～1,000万円未満→9,500,000 1,000～1,200万円未満→11,000,000 1,200～1,500万円未満→13,500,000 1,500～2,000万円未満→17,500,000 2,000万円以上→Quantile Methodに従って推定		
2	労働時間	週あたり実労働時間	20時間未満→10 20時間以上30時間未満→25 30時間以上35時間未満→32.5 35時間以上40時間未満→37.5 40時間以上45時間未満→42.5 45時間以上50時間未満→47.5 50時間以上60時間未満→55 60時間以上→Quantile Methodに従って推定		
3	時間あたり賃金	—	「賃金年収」／52／「週あたり実労働時間」で計算。この値の対数をとったものを、分析に使用する。 ※ただし、労働が規則的か否かを判断する変数が存在しないため、計算には誤差が含まれる。そのため、値が500以下になったものは、計算の過程で誤差が大きいと判断し、サンプルから除外した。		
4	学歴	大卒ダミー	中学校卒、高校卒、専修・各種学校卒、短大・高専卒→0 四年制大学卒、大学院修了→1		
5	企業規模	(詳細)企業規模ダミー	1: 29人以下 (Base Category) 2: 30～99人 3: 100～299人 4: 300～499人 5: 500～999人 6: 1,000～2,999人 7: 3,000人以上 無回答、わからない→欠損値		
6	勤続年数	現在の勤め先での勤続年数	そのままの値を使用		
7	性別	女性ダミー	男性→0 女性→1		
8	婚姻	婚姻ダミー	既婚(離別・死別)、未婚→0 既婚(配偶者あり)→1		
9	雇用形態	非正規ダミー	正社員(役員を除く)→0 パートタイマー、アルバイト、契約社員、派遣労働者、嘱託→1 会社役員、自営業・内職、家業の手伝い、その他、働いていない→欠損値		
10	組合ステータス	組合有無ダミー	労働組合がある→1 労働組合がない→0 労働組合があるかどうかわからない→欠損値		
		組合加入ダミー	勤め先にある労働組合に加入している、勤め先以外の労働組合に加入している→1 現在は加入していないが、過去に加入していた、現在は加入していないし、過去にも加入したことはない→0 不明→欠損値		
11	産業	産業ダミー	1 建設業 2 製造業 3 電気・ガス・熱供給・水道業 4 情報通信業 5 運輸業	6 卸売・小売業 7 金融・保険業 8 不動産業 9 飲食店、宿泊業 10 医療、福祉 11 教育、学習支援業	12 郵便局・協同組合 13 サービス業 14 公務等 15 上記以外の業種 16 わからない
12	職業	職業ダミー	1 管理職(課長クラス以上) 2 専門・技術職 3 事務職 4 営業・販売職	5 サービス職 6 保安・警備職 7 生産技能 8 輸送・機械運転	9 建設作業・採掘 10 運搬・清掃・包装作業 11 その他 12 わからない

※調査年によってカテゴリに若干の違いがあるが、もっとも少ないカテゴリの年にあわせた。

出所)「勤労者短観」第9回～第34回調査より筆者作成。

補表 2 対数分散の分解

		Male									
		Non-Union					Union				
		20	30	40	50	subtotal	20	30	40	50	subtotal
Share	2005	18%	35%	23%	24%	100%	17%	29%	26%	27%	100%
	2008	15%	36%	26%	23%	100%	16%	29%	29%	27%	100%
	2011	14%	36%	28%	22%	100%	18%	28%	28%	26%	100%
	2014	12%	32%	35%	20%	100%	17%	27%	31%	25%	100%
	2017	13%	31%	33%	23%	100%	16%	29%	32%	22%	100%
Mean	2005	7.10	7.52	7.70	7.80	7.55	7.28	7.72	8.00	8.13	7.83
	2008	7.19	7.49	7.74	7.80	7.58	7.32	7.72	8.04	8.13	7.86
	2011	7.20	7.52	7.64	7.78	7.56	7.40	7.71	7.98	8.14	7.84
	2014	7.22	7.54	7.65	7.81	7.60	7.41	7.76	7.95	8.13	7.85
	2017	7.37	7.57	7.68	7.84	7.64	7.45	7.80	7.99	8.17	7.89
Var	2005	0.258	0.219	0.244	0.258	0.298	0.223	0.162	0.141	0.202	0.264
	2008	0.237	0.177	0.226	0.232	0.254	0.280	0.167	0.217	0.212	0.292
	2011	0.221	0.180	0.216	0.310	0.256	0.196	0.192	0.159	0.194	0.252
	2014	0.294	0.203	0.233	0.290	0.271	0.276	0.176	0.206	0.193	0.265
	2017	0.227	0.200	0.241	0.373	0.276	0.250	0.157	0.204	0.228	0.257
Within	2005	0.047	0.078	0.055	0.061	0.241	0.038	0.048	0.037	0.056	0.178
	2008	0.036	0.063	0.060	0.052	0.211	0.044	0.048	0.062	0.057	0.211
	2011	0.031	0.066	0.059	0.069	0.224	0.035	0.054	0.045	0.051	0.184
	2014	0.037	0.066	0.081	0.059	0.243	0.047	0.047	0.063	0.049	0.207
	2017	0.030	0.063	0.080	0.084	0.256	0.041	0.046	0.065	0.051	0.203
Between	2005	—	—	—	—	0.057	—	—	—	—	0.087
	2008	—	—	—	—	0.044	—	—	—	—	0.081
	2011	—	—	—	—	0.031	—	—	—	—	0.068
	2014	—	—	—	—	0.029	—	—	—	—	0.058
	2017	—	—	—	—	0.021	—	—	—	—	0.055

出所) 「勤労者短観」第9回～第34回より筆者作成

		Female									
		Non-Union					Union				
		20	30	40	50	subtotal	20	30	40	50	subtotal
Share	2005	27%	27%	21%	24%	100%	38%	34%	12%	16%	100%
	2008	23%	33%	21%	23%	100%	39%	29%	20%	12%	100%
	2011	22%	31%	24%	23%	100%	38%	29%	20%	13%	100%
	2014	20%	29%	29%	22%	100%	36%	30%	23%	12%	100%
	2017	21%	30%	29%	19%	100%	35%	29%	21%	14%	100%
Mean	2005	7.05	7.36	7.20	7.39	7.25	7.13	7.37	7.33	7.63	7.32
	2008	7.14	7.35	7.36	7.37	7.31	7.19	7.51	7.51	7.65	7.40
	2011	7.16	7.33	7.38	7.38	7.32	7.26	7.43	7.71	7.74	7.46
	2014	7.23	7.36	7.39	7.35	7.34	7.25	7.53	7.60	7.81	7.48
	2017	7.20	7.43	7.45	7.37	7.38	7.32	7.69	7.70	7.77	7.57
Var	2005	0.303	0.214	0.330	0.187	0.273	0.305	0.279	0.359	0.230	0.317
	2008	0.152	0.175	0.291	0.176	0.202	0.255	0.211	0.305	0.184	0.272
	2011	0.224	0.236	0.306	0.207	0.250	0.299	0.297	0.168	0.175	0.293
	2014	0.250	0.231	0.251	0.280	0.254	0.277	0.266	0.317	0.246	0.313
	2017	0.192	0.234	0.254	0.150	0.222	0.287	0.251	0.297	0.397	0.325
Within	2005	0.082	0.059	0.069	0.046	0.256	0.117	0.095	0.043	0.036	0.291
	2008	0.034	0.058	0.062	0.040	0.195	0.099	0.061	0.060	0.022	0.244
	2011	0.049	0.073	0.073	0.049	0.243	0.113	0.087	0.033	0.023	0.256
	2014	0.050	0.067	0.072	0.062	0.251	0.100	0.079	0.071	0.029	0.279
	2017	0.041	0.070	0.075	0.029	0.215	0.101	0.074	0.062	0.057	0.294
Between	2005	—	—	—	—	0.019	—	—	—	—	0.030
	2008	—	—	—	—	0.008	—	—	—	—	0.031
	2011	—	—	—	—	0.007	—	—	—	—	0.038
	2014	—	—	—	—	0.003	—	—	—	—	0.036
	2017	—	—	—	—	0.009	—	—	—	—	0.036

出所) 「勤労者短観」第9回～第34回より筆者作成

補表 3 組合の存在による正規雇用全体の分散の変化

		Male					Female				
		20	30	40	50	subtotal	20	30	40	50	subtotal
Union Rate	2005	51%	48%	57%	57%	53%	47%	43%	26%	28%	38%
	2008	54%	48%	55%	57%	53%	55%	38%	40%	27%	41%
	2011	51%	39%	46%	50%	45%	47%	33%	30%	22%	34%
	2014	55%	43%	44%	53%	47%	50%	36%	31%	23%	36%
	2017	55%	47%	48%	49%	49%	53%	40%	32%	33%	40%
Δw (c)	2005	0.18	0.20	0.30	0.33	0.28	0.08	0.01	0.13	0.24	0.07
	2008	0.13	0.23	0.30	0.33	0.28	0.05	0.16	0.15	0.28	0.09
	2011	0.20	0.19	0.34	0.36	0.28	0.10	0.10	0.33	0.36	0.14
	2014	0.19	0.22	0.30	0.32	0.25	0.02	0.17	0.21	0.46	0.14
	2017	0.08	0.23	0.31	0.33	0.25	0.12	0.26	0.25	0.40	0.19
Δv (c)	2005	-0.035	-0.057	-0.103	-0.056	-0.033	0.002	0.065	0.029	0.044	0.044
	2008	0.043	-0.009	-0.009	-0.020	0.038	0.103	0.036	0.014	0.008	0.070
	2011	-0.025	0.012	-0.057	-0.116	-0.003	0.075	0.061	-0.138	-0.032	0.043
	2014	-0.018	-0.027	-0.027	-0.097	-0.006	0.027	0.035	0.066	-0.034	0.060
	2017	0.024	-0.043	-0.038	-0.145	-0.018	0.095	0.017	0.042	0.247	0.103
分散差に よるもの	2005	—	—	—	—	-0.034	—	—	—	—	0.012
	2008	—	—	—	—	0.001	—	—	—	—	0.020
	2011	—	—	—	—	-0.023	—	—	—	—	0.002
	2014	—	—	—	—	-0.021	—	—	—	—	0.010
	2017	—	—	—	—	-0.024	—	—	—	—	0.038
水準差に よるもの	2005	—	—	—	—	0.017	—	—	—	—	0.004
	2008	—	—	—	—	0.017	—	—	—	—	0.007
	2011	—	—	—	—	0.020	—	—	—	—	0.012
	2014	—	—	—	—	0.017	—	—	—	—	0.013
	2017	—	—	—	—	0.016	—	—	—	—	0.017
影響の 合計	2005	—	—	—	—	0.005	—	—	—	—	0.018
	2008	—	—	—	—	0.042	—	—	—	—	0.030
	2011	—	—	—	—	0.012	—	—	—	—	0.018
	2014	—	—	—	—	0.007	—	—	—	—	0.028
	2017	—	—	—	—	0.010	—	—	—	—	0.058

出所) 「勤労者短観」第9回～第34回より筆者作成