

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

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（一橋大学）

吉中孝（内閣府）

榎広之（厚生労働省）

徳田秀信（内閣府）

*Economic Research Bureau*

CABINET OFFICE

内閣府政策統括官室（経済財政分析担当）

本稿は、政策統括官（経済財政分析担当）のスタッフ及び外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂くことを意図している。ただし、本稿の内容や意見は、執筆者個人に属するものである。

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

目次

【要旨】

1. はじめに
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
  - 2.2. 分析課題
3. 使用データの説明
4. 労働組合の賃金効果
5. 労働組合の発言効果
6. 未組織労働者の組織化支持
7. 結果の解釈
8. おわりに

## 経済財政ディスカッションペーパー

### 労働組合の賃金・発言効果と未組織労働者の組織化支持<sup>\*</sup>

#### ——〈失われた10年〉の前後比較

都留康（一橋大学）  
吉中孝（内閣府）  
榎広之（厚生労働省）  
徳田秀信（内閣府）

#### （要旨）

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。

---

\* 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。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. 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、次の問題についての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、その結論は一樣ではなかった。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、労働政策研修・研究機構）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つのユニークなデータ・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<sup>1</sup>

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<sup>2</sup>

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、雇用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雇用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、雇用者が企業を去る確率を減じるのである。

雇用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

---

<sup>1</sup> 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。「賃金プレミアム」ともいう。

<sup>2</sup> 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。

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、雇用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。

### 未組織労働者の組織化支持<sup>3</sup>

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・橘木（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、未組織企業で組合を組織しようとする人が少なくなった。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・橘木の分析は、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

---

<sup>3</sup> 「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。

って組織化の担い手がなくなったという指摘も、新しい解釈を提示したものといえる。

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は、なぜ無組合企業では組織化支持が低いのかという問題である。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にどのような影響を与えるのかは興味ある分析課題である。

## 2.2 分析課題

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なく、DiNardo, Fortin, and Lemieu(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も行う<sup>4</sup>。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<sup>5</sup>。

## 3. 使用データの説明

この論文では、同一質問票による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、労働政策研修・研究機構)が実

---

<sup>4</sup> 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。

<sup>5</sup> 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。

施した調査である。サンプルフレームは、東京駅から 30km 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，この調査の回答者が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%（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を反映するものと思われる<sup>6</sup>。

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 92 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（年間給与総額）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<sup>7</sup>。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

<sup>6</sup> 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。

<sup>7</sup> 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。



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）<sup>8</sup>。

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 Lemieux（1996）の方法による仮想現実カーネル密度推定<sup>9</sup>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）と無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、無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

---

<sup>8</sup> 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できる。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。

<sup>9</sup> 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。

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<sup>10</sup>。

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、以上の分析は、1992年と2007年とを比較している。こ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<sup>11</sup>をカバーする日本版総合社会調査（JGSS）データを利用して同様の分析を求めてみよう。

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、無組合部門と比べて組合部門では、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）のに対し、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変化である。これが<失われた10年>の前後を通じ

<sup>10</sup> 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。これと平行に、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雇用構成が変化したものといえよう。

<sup>11</sup> ただし2004年は調査がなされていない。

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<sup>12</sup>。

## 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<sup>13</sup>。

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。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（ただし、10%水準では有意ではない）。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。

---

<sup>12</sup> 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。

<sup>13</sup> 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。

表7にみるように、1992年は男性、女性ともに労働組合の組織化を支持する割合が過半数に満たなかった(43.6%と37.7%)。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44.3%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。

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、ある一貫した変化傾向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、女性の間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、女性の組合への支持はほぼ代替されてしまう。

## 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スピルオーバーしなかった<sup>14</sup>。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<sup>15</sup>。図7にみるように、企業規模計では男女間賃金格差は各学歴で1990年代に急速に縮小している。また、高卒に絞った場合、各規模でも男女間格差は縮小している。この過程で、有組合企業と無組合企業の双方における待遇改善の結果として両者の差が拡大せず、むしろ近似的なものになっていったと推察される。

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」を最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

---

<sup>14</sup> 内閣府(2007)では、企業が賃金改定の決定の際に最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。

<sup>15</sup> 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こととされる。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。

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) 1000 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<sup>16</sup>。

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」などの集团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、組合加入ダミーが個人的および集团的発言の各ルートにどのような影響を及ぼしたかの多項ロジット分析を行うと、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、より多くの事項に関して組合への加入が「労働組合に相談する」に正で有意な影響をもつことがそれである。特に、男女別にみると、男性では 1992 年時点ですでに多くの項目で組合加入の効果がみられた一方で、女性では 1992 年から 2007 年にかけて組合加入の効果がみられる項目数が増加した<sup>17</sup>。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

<sup>16</sup> 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 1.5% の上昇に留まった一方で、男性の未組織労働者では 16.5% と大幅に上昇した。なお、女性の組織労働者は 5.0% の上昇、女性の未組織労働者は 8.6% の上昇となった。

<sup>17</sup> 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。この「誰にもいわない」をベース・アウトカムとした場合の多項ロジット分析を実行した。すると、「労働組合に相談する」の組合加入ダミーが正で有意だったのは、1992 年には男性(7 事項)、女性(3 事項)であり、2007 年には男性(7 事項)、女性(7 事項)であった。他方、「上司を通じて経営側に伝える」の組合加入ダミーが負で有意だったのは、1992 年には男性(2 事項)、女性(0 事項)であり、2007 年には男性(2 事項)、女性(1 事項)であった。

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。しかしながら、女性に組合の発言効果がみられなかったのは、女性の労働条件については、集団的発言に対する経営側の対応が不十分なものであることを示唆する。

なお、組合の存在は、「上司に相談する」に大きな変化をもたらしてはいない。この理由は定かではないが、悪化する雇用環境のただ中で人事考課などの関係で個人的には「ものが言いづらい」状況があるもとの、どうしても発言しなければならない場合には、労働組合による集団的発言を選んだのかもしれない。

### 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ない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つ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意識が形成されている可能性もある。実際、2007年6月末時点の調査によれば、1994年以来13年ぶりに労働組合員数が増加したという<sup>18</sup>。雇用環境の変化を経て、組合に対す

<sup>18</sup> 厚生労働省（2008）「平成19年労働組合基礎調査」

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ほぼ代替されてしまう。

もちろん、残された課題もある。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、2000～2003年の日本版総合社会調査のデータを用いた分析結果では、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。



## 参考文献

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.

橘木俊詔・野田知彦（1993）「賃金，労働条件と労働組合」橘木俊詔・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.

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.

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.

富田安信（1993）「離職率と労働組合の発言効果」橘木俊詔・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.

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・橘木俊詔（1993）「未組織労働者と能力主義」橘木俊詔・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.

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.

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.

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.S75-105.

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.8, 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.

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
<p>&lt;失われた10年&gt;以前</p> <p>Kalleberg and Lincoln (1988)</p>	1981-83年	神奈川県内工場勤務の労働者質問紙調査3,735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)	
橘木・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1,104人	有意でない	
<p>&lt;失われた10年&gt;以後</p> <p>野田 (2005)</p>	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2,415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)1,432人	男女全体+12.6%(有意) 男性+5.1%(有意) 女性+24.1%(有意)	

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) 東京30km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30km圏内に居住する18歳から59歳人口。  
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(株)インテージ郵送調査モニター(約24万人)。

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	1027	0.300	0.458	0	1	3329	0.281	0.450	0	1
発言型従業員組織ダミー	1027	0.055	0.227	0	1	3382	0.036	0.186	0	1
親睦型従業員組織ダミー	1027	0.127	0.333	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	880	14.952	0.739	13.618	16.670	3270	14.972	0.714	13.651	16.649
男性ダミー	1027	0.589	0.492	0	1	3382	0.570	0.495	0	1
企業規模の自然対数	1001	5.504	2.516	0	9.031	3275	6.003	2.455	0	9.252
最終学歴										
専門学校卒ダミー	1025	0.083	0.276	0	1	3367	0.130	0.336	0	1
高専・短大卒ダミー	1025	0.103	0.305	0	1	3367	0.124	0.329	0	1
大卒ダミー	1025	0.304	0.460	0	1	3367	0.436	0.496	0	1
学卒後の年数	1007	8.787	10.782	0	69	3189	10.025	10.637	0	41
フルタイム常用雇用ダミー	1027	0.763	0.425	0	1	3382	0.665	0.472	0	1
所定内労働時間	1020	37.232	10.066	0.800	98	3266	42.549	15.746	0	140
所定外労働時間	1027	2.848	5.317	0	38.3	3274	6.071	8.793	0	95
勤続年数	1024	8.342	8.626	0.083	45.25	3317	8.500	8.855	0	41.75
勤続年数の2乗/100	1024	1.439	2.729	0.000	20.476	3317	1.506	2.796	0	17.431
転職希望ダミー	990	0.212	0.409	0	1	3187	0.327	0.469	0	1
仕事に対する不満足度	1027	2.694	0.975	1	5	3375	3.104	1.098	1	5
賃金に対する不満足度	1027	3.056	1.062	1	5	3368	3.410	1.165	1	5
福利厚生に対する不満足度	939	2.962	1.031	1	5	3126	3.247	1.105	1	5
労働時間に対する不満足度	1026	2.782	1.111	1	5	3348	2.951	1.214	1	5

表4. 民間部門の組合賃金プレミアム(年間給与所得)<sup>a,b</sup>

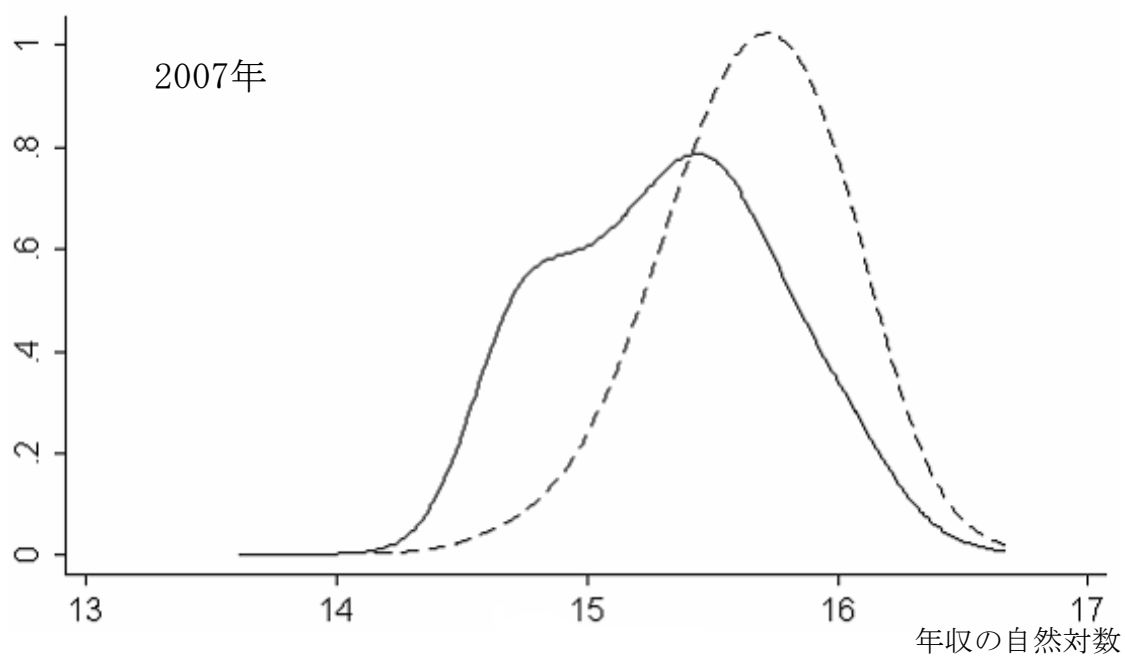
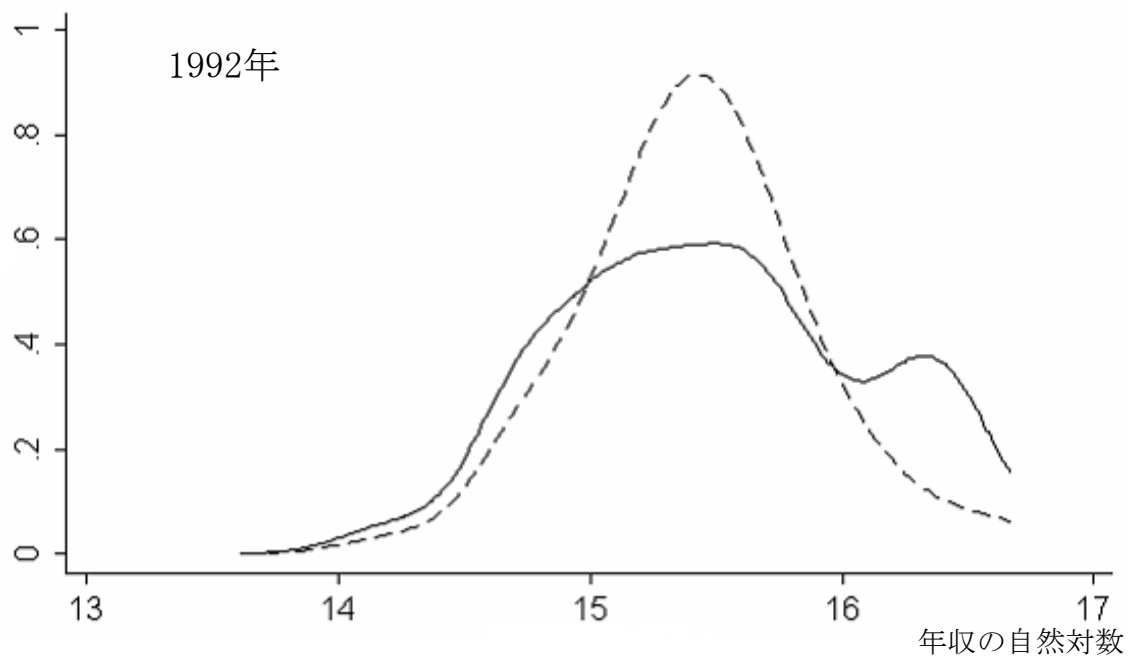
	1992年				2007年			
	男性		女性		男性		女性	
組合加入ダミー	-0.039 (0.039)	-0.034 (0.039)	0.031 (0.067)	0.058 (0.071)	0.091 *** (0.021)	0.089 *** (0.021)	0.011 (0.034)	0.007 (0.035)
企業規模の自然対数	0.014 * (0.008)	0.009 (0.008)	0.021 ** (0.010)	0.018 * (0.011)	0.046 *** (0.004)	0.045 *** (0.004)	0.030 *** (0.005)	0.032 *** (0.005)
最終学歴								
専門学校卒ダミー	0.106 * (0.060)	0.089 (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	0.135 * (0.074)	0.095 (0.075)	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	0.348 *** (0.036)	0.327 *** (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	0.016 *** (0.002)	0.015 *** (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	0.429 *** (0.110)	0.390 *** (0.109)	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	0.007 *** (0.003)	0.006 ** (0.002)	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	0.039 *** (0.005)	0.040 *** (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	-0.029 * (0.016)	-0.040 ** (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	14.364 (0.136)	14.587 (0.160)	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	478	478	278	278	1525	1525	1032	1032
F値	41.70	22.07	47.81	22.37	165.15	82.66	200.58	95.36
自由度修正済決定係数	0.4842	0.5146	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。

図1. 仮想現実カーネル密度, 男性常用労働者

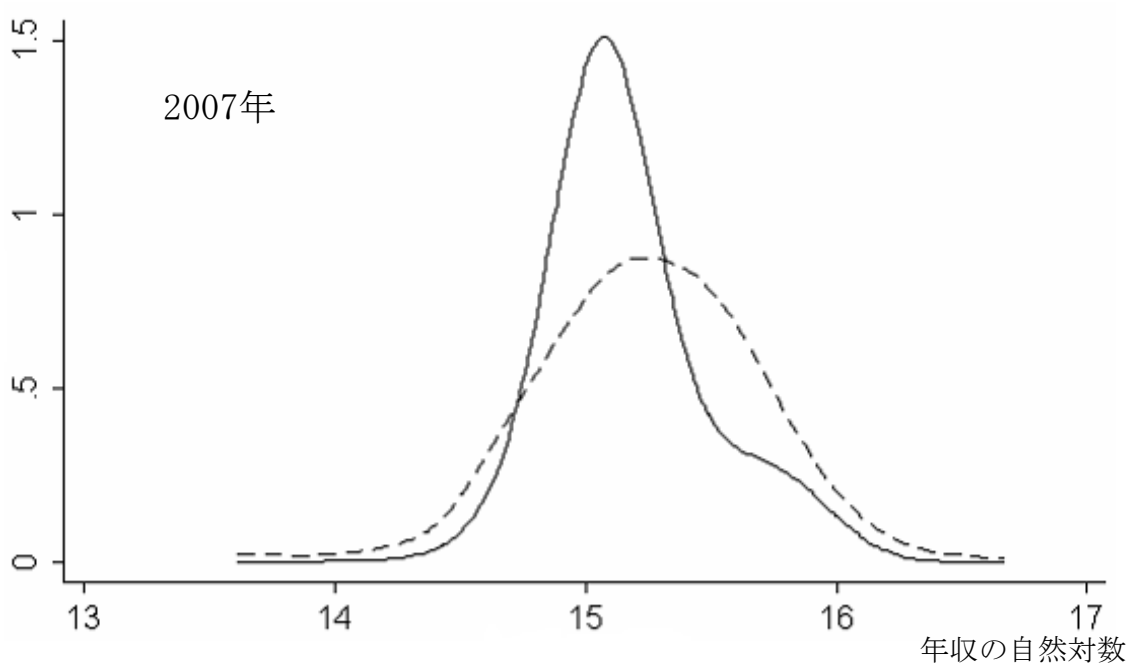
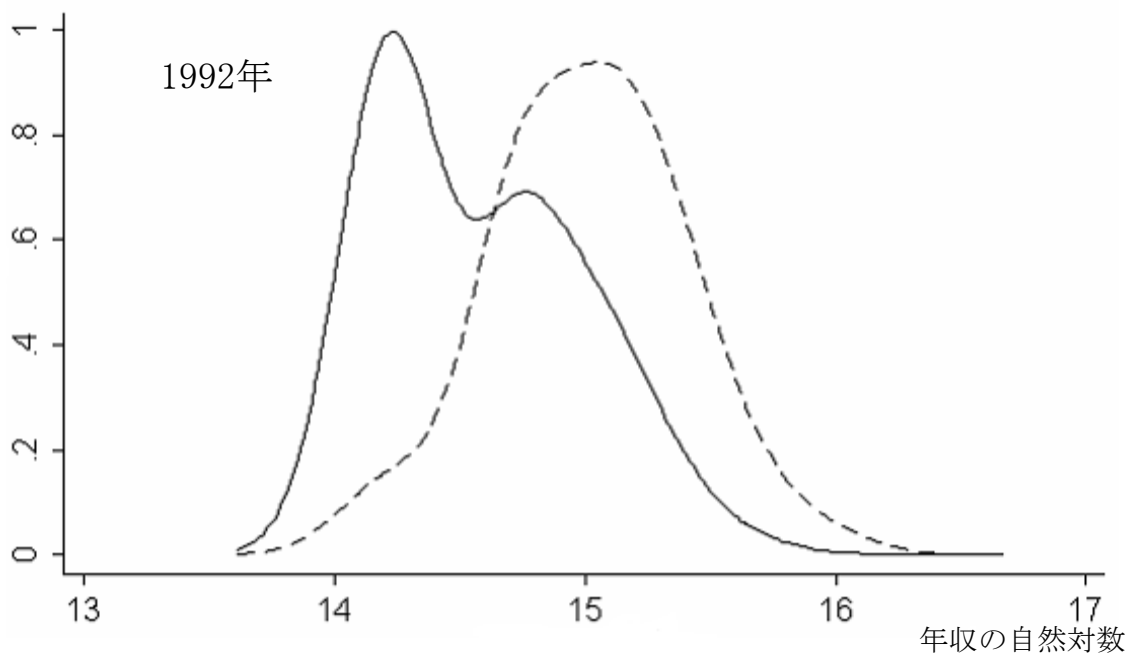


(注) 破線：組合員の現実の賃金分布を意味する。  
実線：組合員が無組合部門で働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

なお、図の縦軸は確率密度関数を表し、その密度は積分して1になる。以降の図も同じ。

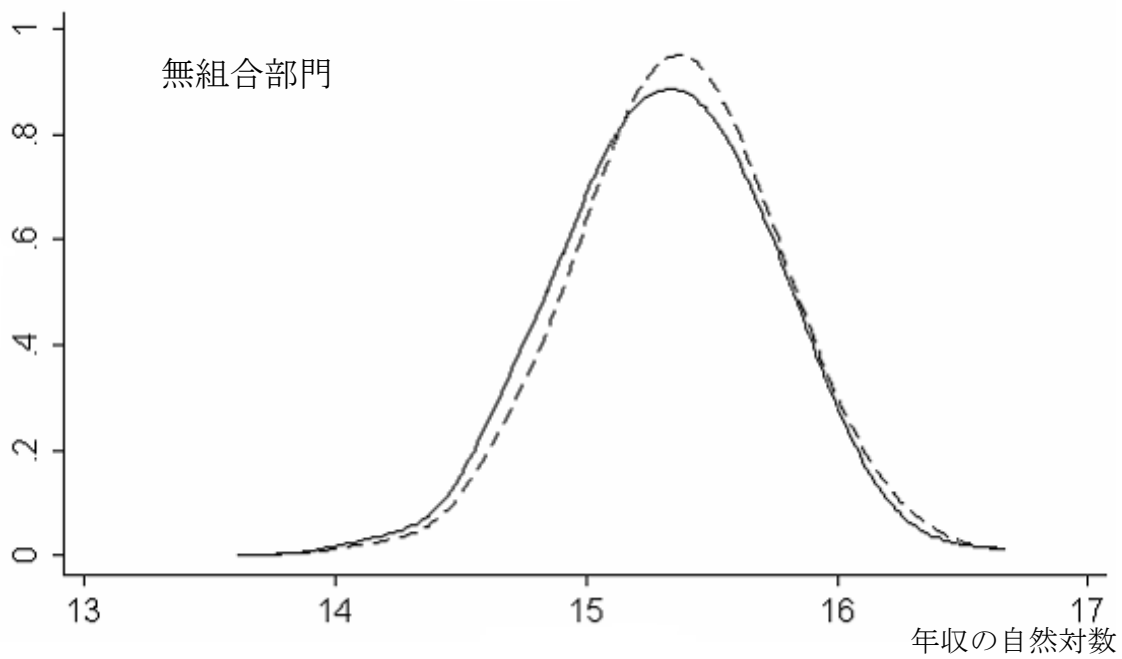
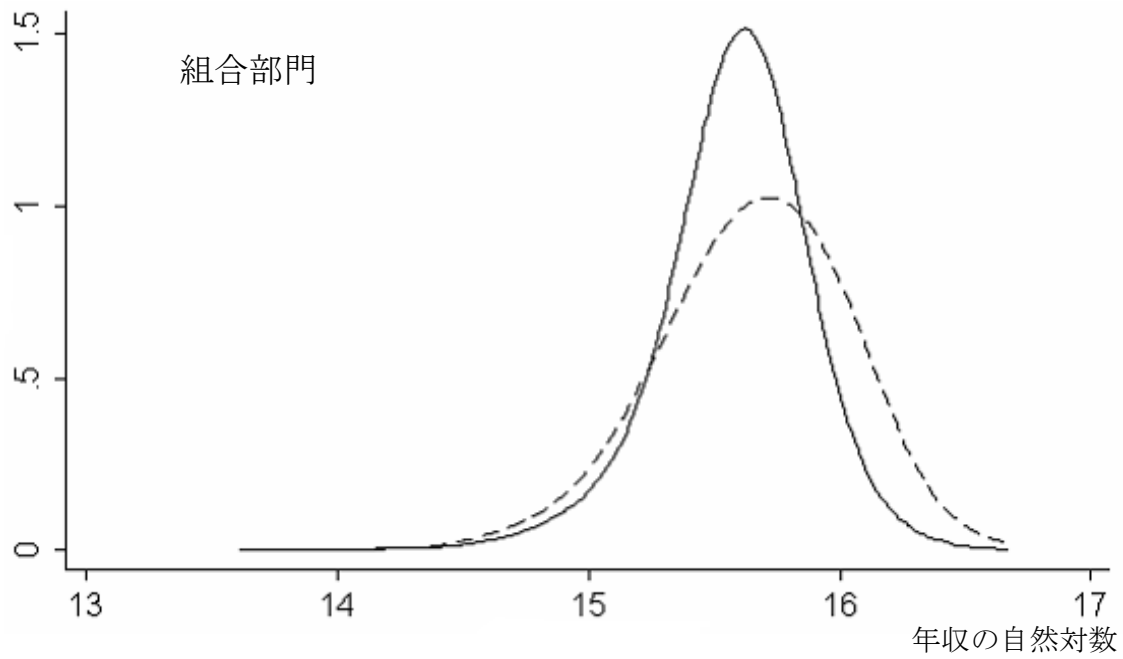


図2. 仮想現実カーネル密度, 女性常用労働者



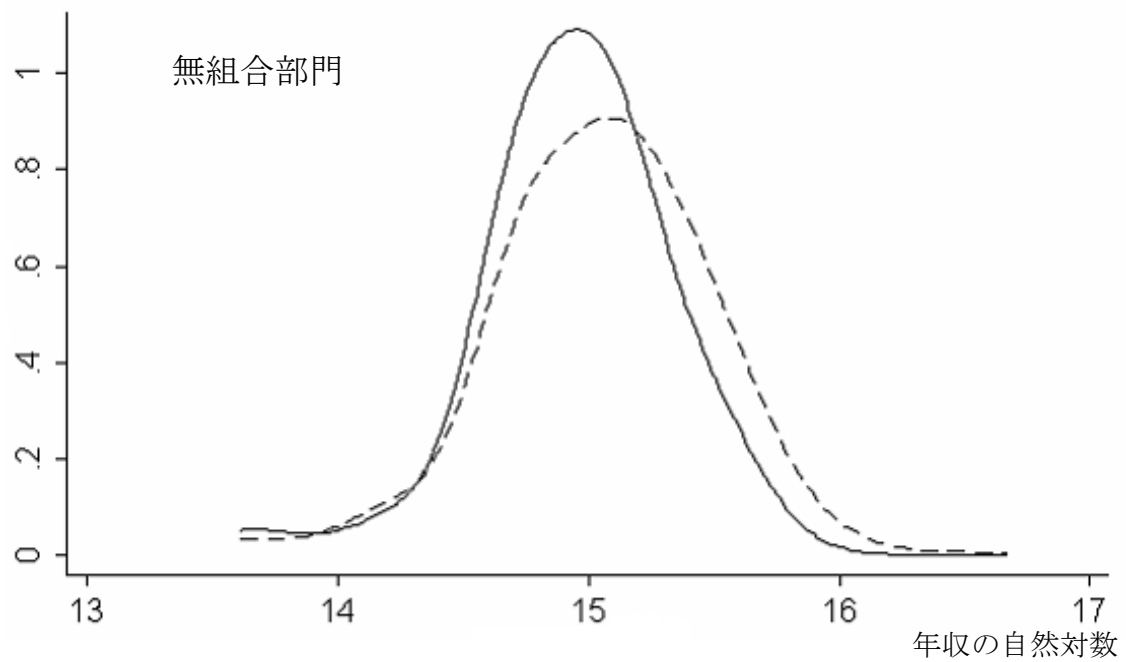
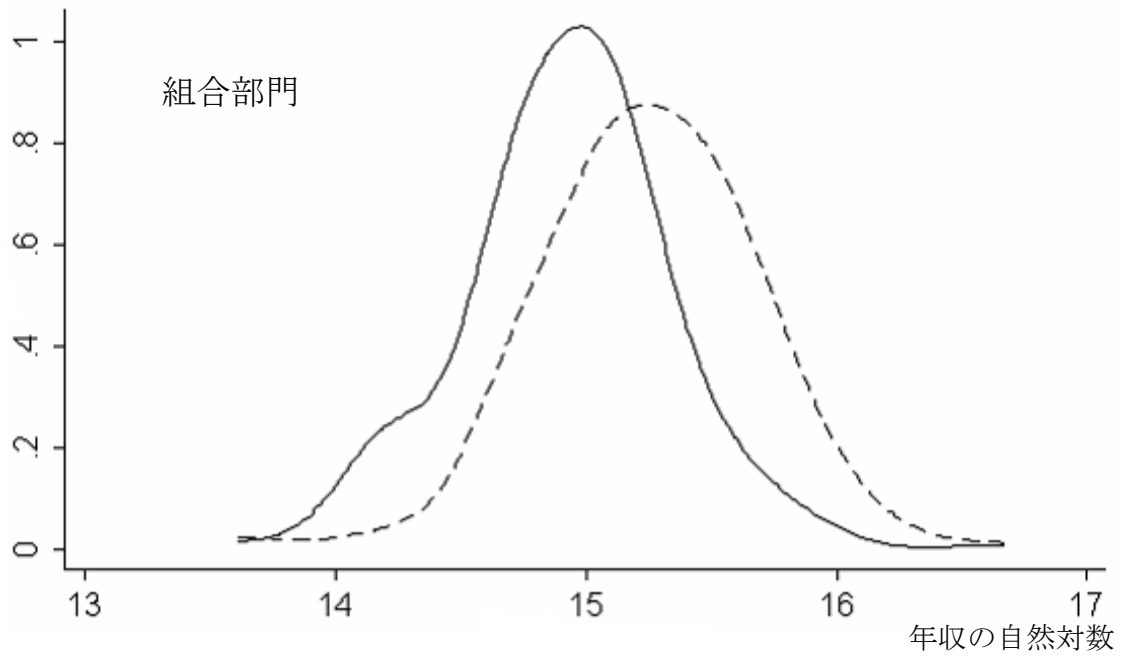
(注) 破線：組合員の現実の賃金分布を意味する。  
実線：組合員が無組合部門で働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

図3. 仮想現実カーネル密度, 男性常用労働者



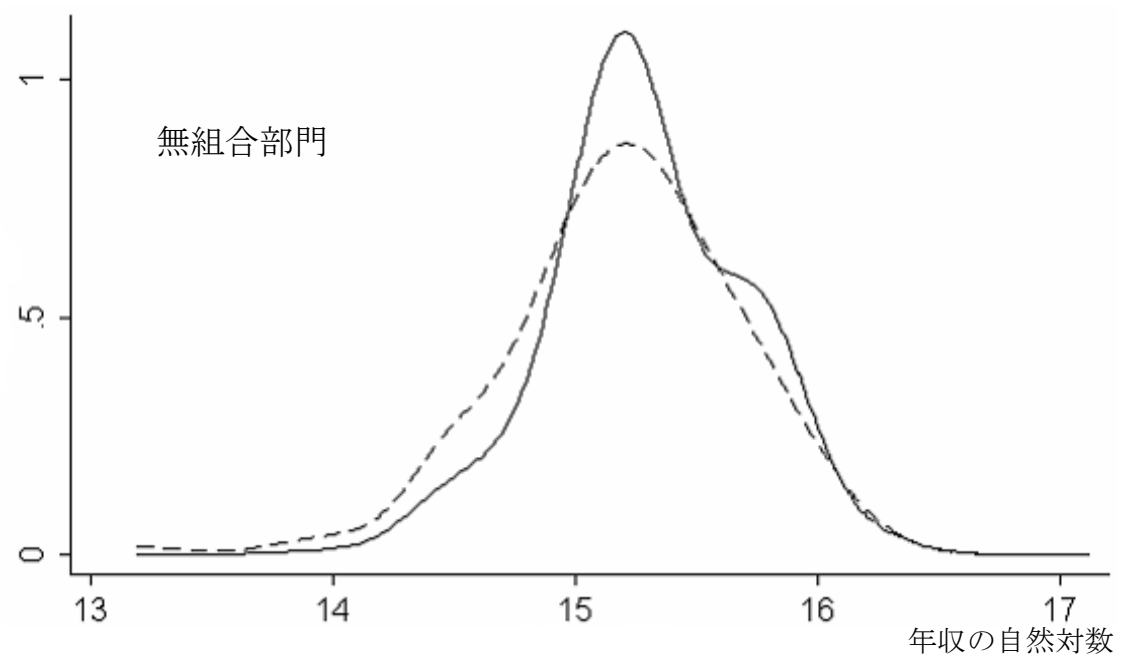
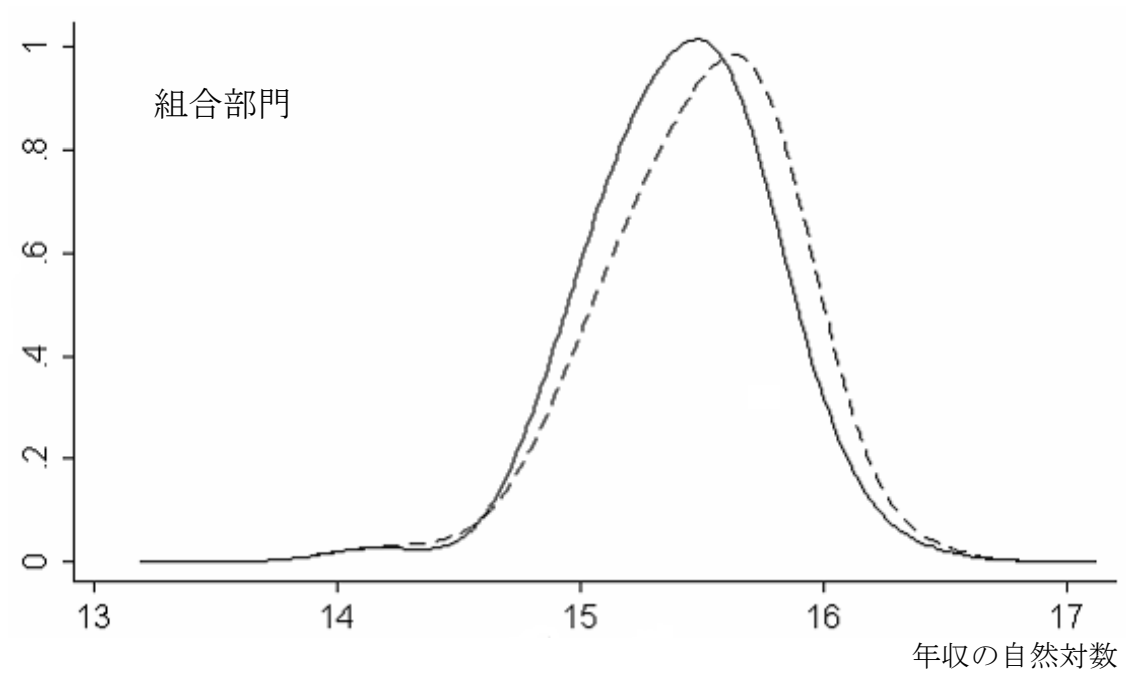
(注) 破線：2007年の現実の賃金分布を意味する。  
実線：2007年の労働者が1992年に働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

図4. 仮想現実カーネル密度, 女性常用労働者



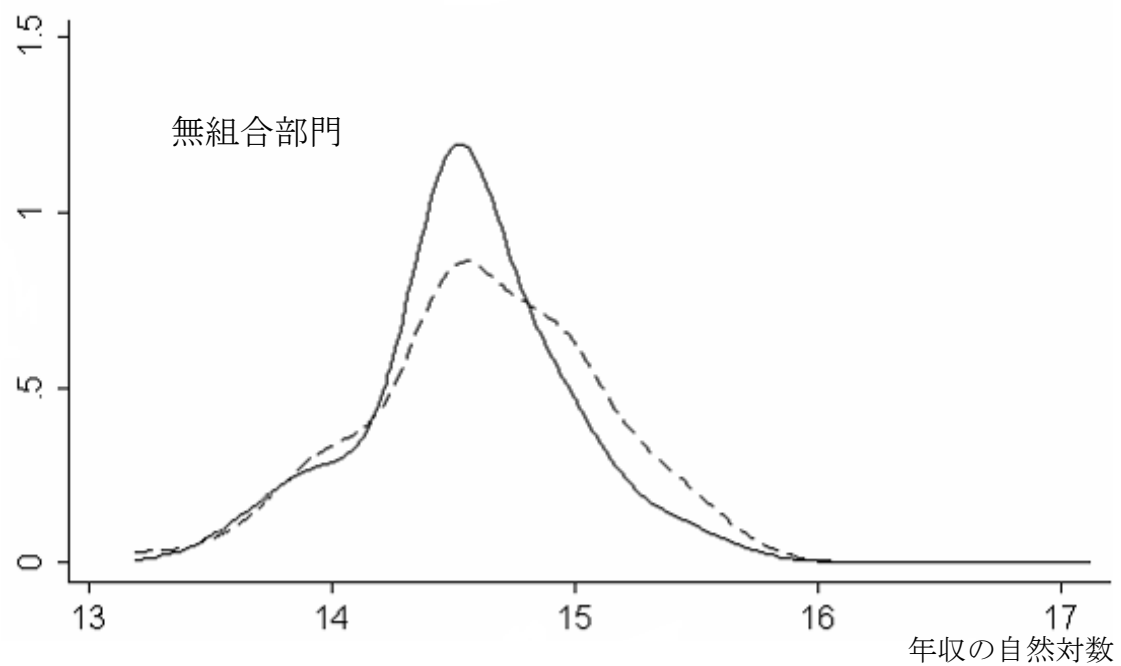
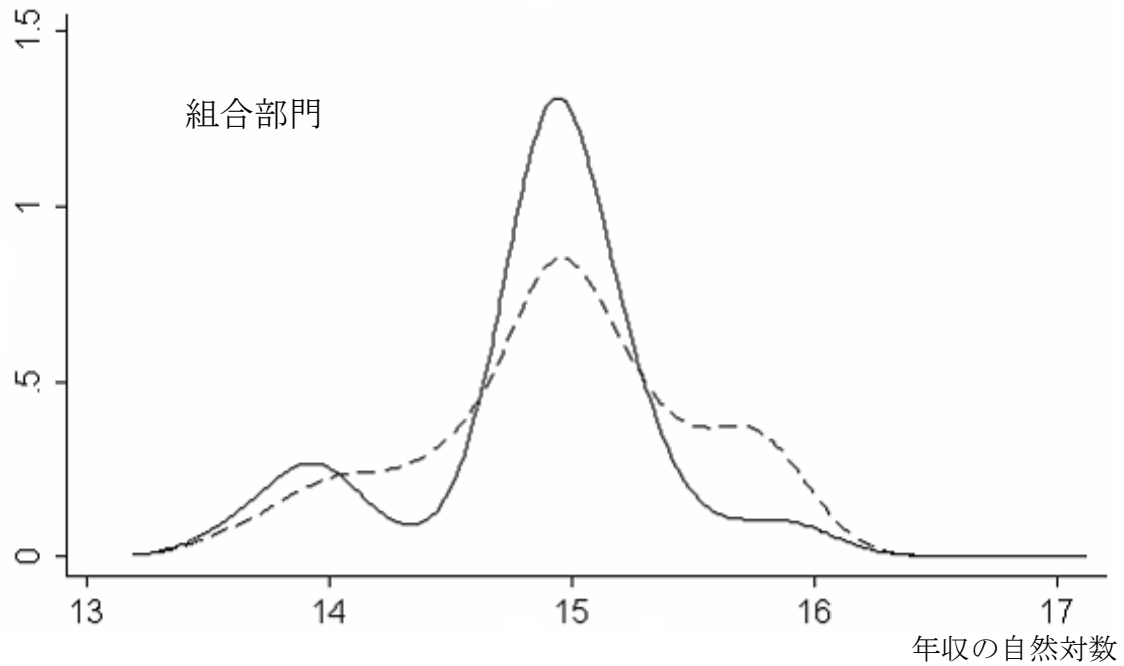
(注) 破線：2007年の現実の賃金分布を意味する。  
実線：2007年の労働者が1992年に働いた場合の仮想現実の賃金分布を意味する。

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。

表5. 職場で問題が生じても誰にもいわない雇用者の比率

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	21.9	30.0	32.5	42.9	19.0	39.1	38.2	47.5
福利厚生	25.0	26.6	40.2	45.9	17.9	33.7	45.0	50.1
労働時間・休日・休暇	23.2	22.9	30.2	36.5	17.9	26.5	33.7	33.4
雇用の安定	24.6	24.7	38.6	43.5	16.7	32.0	43.8	44.6
昇給・賞与などの査定	25.0	28.1	35.7	43.0	22.6	35.4	45.3	46.9
人事異動（出向・転籍を含む）	20.5	24.3	35.7	40.0	22.6	27.3	48.8	40.2
ハラスメント（いやがらせ）	32.6	19.5	42.8	32.3	15.5	11.7	37.0	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. 転職および仕事に対する不満足度の規定要因<sup>a</sup>

	転職 <sup>b</sup>				仕事に対する不満足度 <sup>c</sup>			
	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)	0.200 (0.130)	-0.115 (0.072)	-0.130 (0.214)	0.012 (0.100)
年間給与所得の自然対数	-0.003 (0.054)	-0.064 (0.040)	-0.045 (0.077)	-0.011 (0.045)	-0.601 *** (0.158)	-0.534 *** (0.088)	-0.070 (0.189)	-0.437 *** (0.091)
福利厚生に対する不満足度	0.067 *** (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 <sup>d</sup>	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
サンプル数	429	1413	214	851	478	1525	278	1031
対数尤度	-162.898	-713.561	-87.047	-447.715	-605.514	-2007.813	-298.567	-1358.218

(注) a 転職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。

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	43.6	56.4
女性	37.7	62.3
合計	40.8	59.2
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。



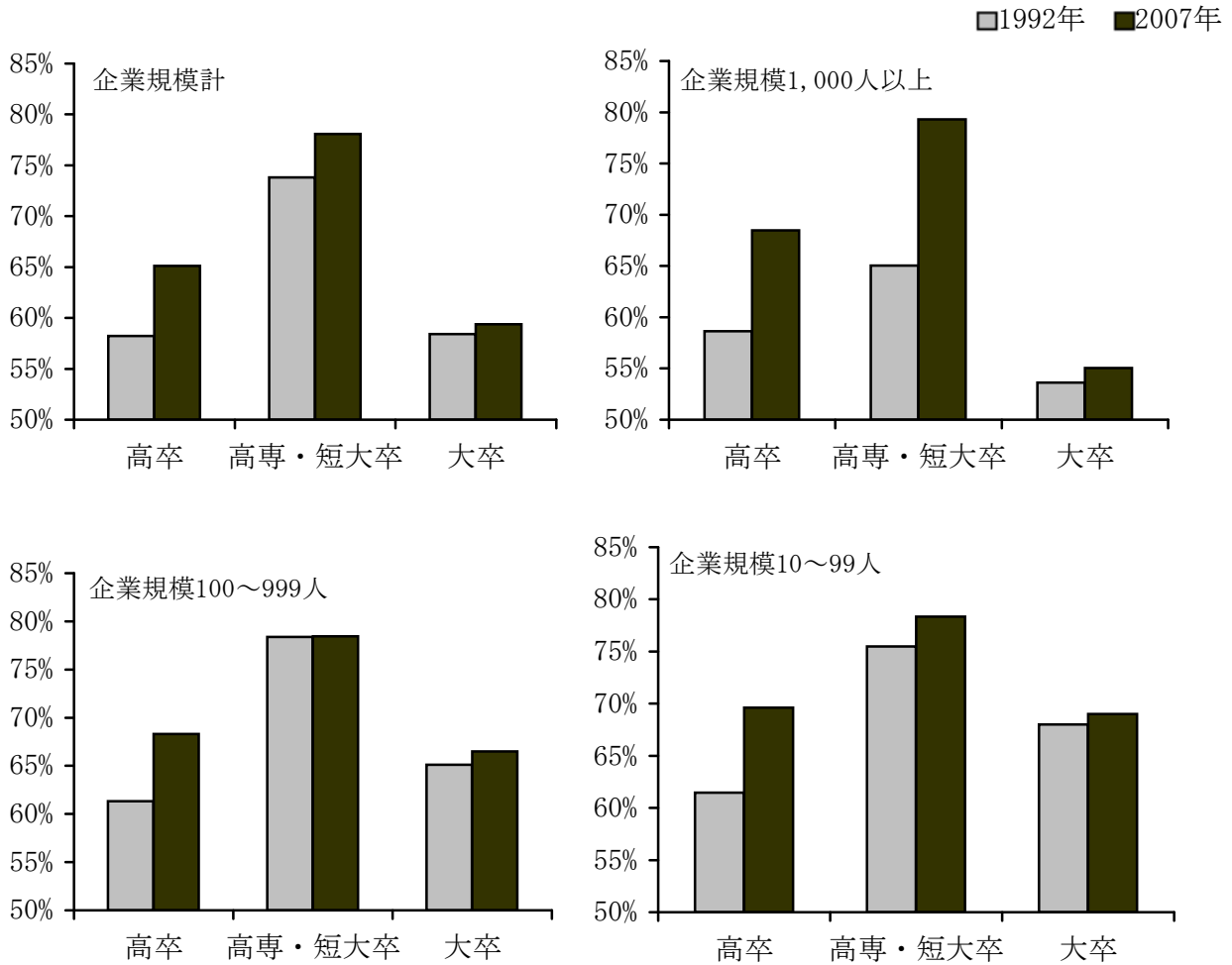
表8. 民間部門における未組織労働者の組織化支持（限界効果）

	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	-0.027 (0.126)	-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	-0.069 (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	0.115*** (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	0.046 (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	0.014 (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	0.133 (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	-0.067 (0.179)	-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	0.136 (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	0.006 (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	-0.005 (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	-0.006 (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	0.028 (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	257	159	721	622	483	343
対数尤度	-153.436	-86.002	-430.186	-368.748	-287.396	-187.977
自由度修正済決定係数	0.1327	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。

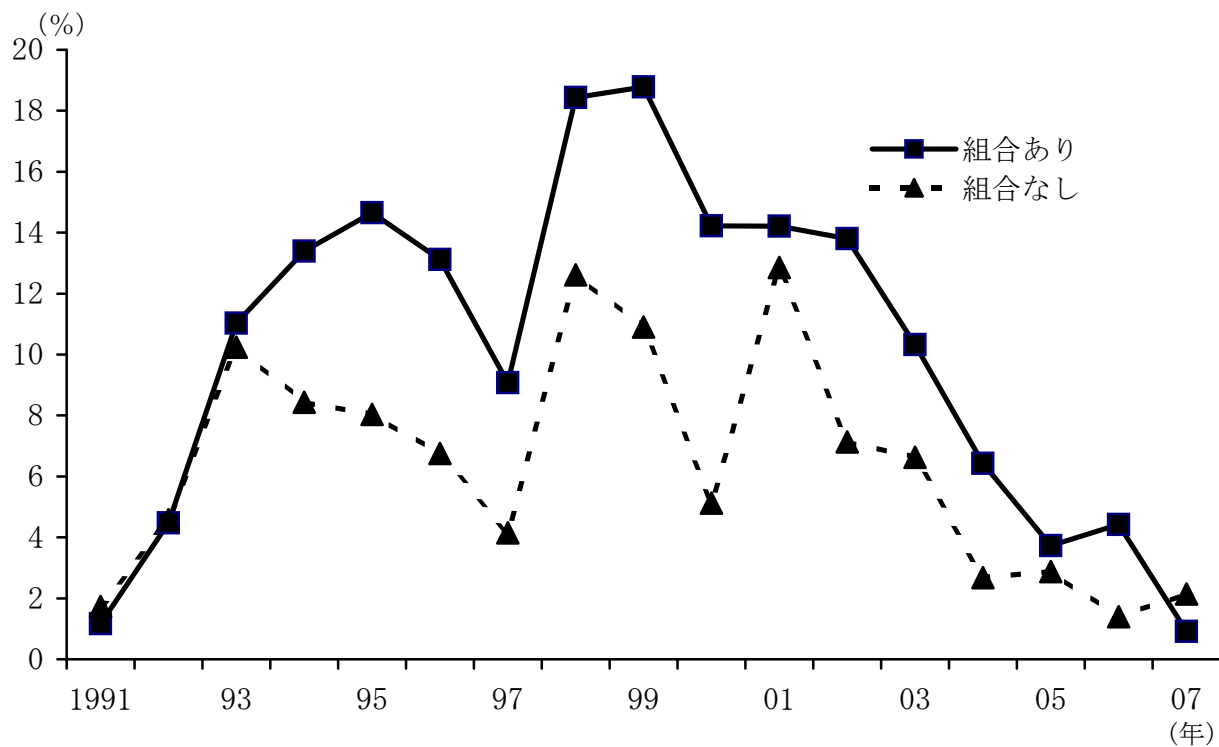
カッコ内の数字は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。

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。  
 b 企業規模, 学歴ごとに, 年齢計における男性労働者の賃金に対する女性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与その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。

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・行う	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・行う	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。