



RIETI Discussion Paper Series 13-J-004

## ワークライフバランスに対する賃金プレミアムの検証

黒田 祥子  
早稲田大学

山本 勲  
慶應義塾大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## ワークライフバランスに対する賃金プレミアムの検証

黒田祥子（早稲田大学）・山本勲（慶應義塾大学）

## 要 旨

本稿では、ワークライフバランス（WLB）施策と賃金との間に補償賃金仮説が成立するかを検証するため、施策の導入によって賃金がどの程度低く抑えられているかという負の賃金プレミアムを計測した。分析には、実際に観察されたデータと仮想質問形式のデータの2つのタイプの企業・従業員マッチデータを用いた。分析の結果、観察データにもとづく推計では、フレックスタイム制度を利用している男性従業員で補償賃金仮説が成立しており、最大で9%程度の負の賃金プレミアムが検出されることがわかった。一方、「仮に施策が導入されたならばいくらの賃下げが必要か」という仮想質問データにもとづく推計では、従業員側は「施策導入の代わりに賃下げは受け入れられない（0%の賃金プレミアム）」あるいは「10～20%程度の賃下げなら受け入れる」とする回答が多かったのに対して、企業側は「導入は一切考えられない（-100%の賃金プレミアム）」という回答が圧倒的多数であった。日本でWLB施策が普及しない背景には、施策の導入を多大なコストと考えている企業が多く、従業員との認識に大きなギャップがあることが指摘できる。もっとも、ある程度の賃下げで施策を導入してもよいとする従業員と企業のみサンプルを限定した場合には、フレックスタイム制度などの柔軟な働き方の賃金プレミアムは、従業員で-25%程度、企業側では-12%程度であった。つまり、企業は施策導入には1割程度の賃下げが必要と考えているが、労働者は平均で2割以上を引き下げても柔軟な働き方を希望しているといえる。これらの結果は、企業が労働者の潜在的なニーズをうまく汲みとることができれば、フレックスタイム制度などの導入により従業員の厚生を高めることができるだけでなく、人件費の大幅削減が実現可能となるケースもあることを示唆している。

キーワード：補償賃金、ワークライフバランス

JEL classification: J33

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

本稿は、（独）経済産業研究所（RIETI）における「労働市場制度改革（企業・従業員パネルデータ分析）」の研究成果の一部である。本稿の分析では、RIETIで実施したアンケート調査および『企業活動基本調査』（経済産業省）の個票データを用いている。本稿の作成に当たっては、藤田昌久所長、森川正之副所長、鶴光太郎ファカルティフェローをはじめ、RIETIの関係者から数多くの有益なコメントを頂戴した。コメントを下された各氏に深く感謝申し上げたい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者らに属する。

## 1. はじめに

1990年代以降、わが国では長期的な低成長が続いており、図1に示したとおり、2000年代に入ってからでは決まって支給する賃金も年々低下傾向にある。こうした中、日本企業の多くは、賃金だけでなく、社宅やリクリエーション等、従来提供してきた福利厚生の見直しも行ってきた。福利厚生の見直しは、コスト削減の必要性だけでなく、従来の福利厚生の内容に抵抗感を持つ労働者の意識の変化も関係している。労働者の中には、少子高齢化という環境変化に対応できる柔軟かつ多様な働き方を認める社会を求める人が増加していることが指摘される。政府は、こうした多様な働き方を推進するために、長時間労働の是正、ワークライフバランス（WLB）やダイバーシティの浸透を企業に要請してきたが、現時点では、多様な働き方を可能にするようなWLB施策が広範に普及しているとはいえない。例えば、図1に示したとおり、『就労条件総合調査』（厚生労働省）によれば、フレックスタイム制度を導入している企業の割合はこの20年で少しずつ増加傾向にあるが、2012年時点での普及率は5.9%に留まっている。この普及率を企業規模別にみると、従業員数1,000人以上の企業で32.0%、100人以上999人以下の企業で10.7%、100人未満企業では3.5%となっており、企業規模が小さくなるほど制度の導入が行われていないことがわかる。こうした背景には、制度導入にかかるコスト負担に躊躇する企業が多いことが関係している可能性がある。

しかし、労働者のニーズに合わせた制度の導入を単なるコスト増として捉えるのではなく、賃金・福利厚生・仕事の内容・労働条件を一つのパッケージとして考えるならば、柔軟な働き方や短時間勤務など、労働者にとって魅力的な労働条件を提供している企業は、そうではない企業に比べて、より低い賃金で労働者を集めることができるはずである。こうした考え方は、Rosen (1986)が提唱した補償賃金仮説（ヘドニック賃金仮説）と呼ばれる。例えば、危険な仕事に従事する労働者を集めるためには、危険ではない仕事よりも高い賃金（正の賃金プレミアム）を提供することで労働者を惹きつける必要がある。あるいは、雇用が強く保障されている仕事は、そうではない仕事に比べて低い賃金（負の賃金プレミアム）でも労働者を集めることができる。このように、もし労働移動が自由で、労働者が様々な賃金とその他の条件の組み合わせから、自らの効用を最大化する仕事を選択できるならば、魅力的な労働条件を提供している企業は、その分だけ賃金を低く設定することが可能になるはずである。こうした考え方が成立するならば、他の条件を一定として、WLB施策に関しても、施策を導入している企業の賃金は、非導入企業の賃金に比べて低く抑えられており、WLB施策によって必ずしも企業のコストは増加しない。

これまで、企業におけるWLB施策については、費用対効果が見出せば企業は積極的にWLB施策を導入するはずであるとの考えのもと、WLB施策と企業業績の関係性を検証する研究が多くなされてきた（阿部・黒澤 [2006、2009]、脇坂 [2006、2007]、長江 [2008]、山本・松浦

[2012] など)。それらの研究では、必ずしも WLB 施策が企業業績を改善するとのコンセンサスは得られていない。例えば、山本・松浦 (2012) では WLB 施策の費用対効果がプラスになるのは、中堅大企業や製造業、労働保蔵を行う傾向の強い企業などで、それ以外の企業では WLB 施策は企業業績と関係がなかったり、むしろ企業業績を悪化させる可能性もあつたりすることが指摘されている。しかし、WLB 施策の費用対効果がない場合でも、上述の補償賃金仮説が成立するならば、企業は WLB 施策導入による費用増加分を負の賃金プレミアムで相殺することで、労働者のニーズに応じる可能性がある。

本稿の目的は、こうした観点から企業が WLB 施策を導入する可能性を探ることにある。すなわち、WLB 施策と賃金との間に補償賃金仮説が成立しているかを企業・労働者のマッチデータを用いて検証し、成立している場合、賃金プレミアムを計測することによって、労働者や企業が WLB 施策の導入に対してどの程度までの低い賃金設定が妥当と考えているか、という数値を提供する。

補償賃金仮説の検証を行った先行研究や WLB 施策に関する先行研究は数多く存在するが、これらの接点となる WLB 施策と補償賃金仮説の関係を取り扱った研究はそれほど多くなく、また結果もまちまちである<sup>2</sup>。例えば、Johnson and Provan (1995)や Gariety and Shaffer (2002)は、米国のデータを利用し、フレックスタイム制度を導入している企業で働く人の賃金は高いという結果を報告している。一方、同じく米国のデータを利用した Baughman *et al.* (2003)では、WLB 施策を導入している企業の初任給は低い傾向にあることを報告している。ただし、これらの研究に対しては3節で詳しく述べるとおり、高い賃金を獲得できるような能力が高い人ほど労働条件の良い（労働時間の短い）職場を選択するという、能力バイアス（ability bias）がコントロールされていないといった問題点が指摘されてきた。そこで Heywood *et al.* (2007)は、イギリスの企業・従業員のマッチデータを利用し、個々人の能力とは無関係で、WLB 施策とは相関がある変数を操作変数にしてこうしたバイアスを除去した推計を行ったところ、WLB 施策による負の賃金プレミアムは男女計で 20%程度であり、男性では 28%、女性では 18%と、男女で違いがあることを報告している。

関連する国内の先行研究には、WLB 施策の中でも、女性の就労支援や育児・介護等の両立支援策に焦点を充てた分析が多い。例えば、阿部(2007)や川口(2007)では、アフターマティブ・アクションや WLB を推進している企業ほど、女性の初任給が高く、男女間賃金格差が小さいことを報告している。また、橋口(2009)や Sakai and Miyazato(2010) も両立支援策には負の賃金プレミアムが検出されないことを示している。こうした中、上述の能力バイアス等、補償賃金仮説を検証する際に生じる推計上の問題にユニークな方法で対処した分析として、森川(2010)がある。森川(2010)は、実際に観察されるデータではなく、労働者に対して仮想質問のかたちで、①雇用の

---

<sup>2</sup> 大森 (2009) では、WLB 施策と補償賃金仮説の関係を経済学の視点から議論している。

不安定性と②仕事上の拘束・制約と引き換えに、どの程度の賃金の上乗せなら受け入れてもよいかを調査し、(長時間正社員並の強い所得保証とワークライフバランスをともに満たす) 短時間正社員制度の負の賃金プレミアムは 10~20%程度であるとの試算結果を報告している。

本稿の位置づけは、観察データにもとづく伝統的なアプローチをとる Heywood *et al.* (2007)と仮想質問による行動経済学的なアプローチをとる森川 (2010)を発展・拡張させたものといえる。分析上の特徴は、実際に観察されたデータと仮想質問形式のデータの2つのタイプの企業・従業員のマッチデータを利用し、伝統的アプローチと行動経済学的アプローチの双方を用いることにある。具体的な特徴点としては、従業員データだけでは補捉が不可能な企業側の情報を豊富に利用している点、勤務先企業に WLB 施策があるか否かではなく、施策をその従業員が利用しているか(あるいは利用した経験があるか)という情報を用いている点、ホワイトカラー正社員に対象を限定している点、仮想質問については、従業員だけではなく勤務先企業にも同じ質問を行い、賃金プレミアムに関する労使間の認識のギャップを検証している点などが挙げられる。

本稿で得られた結果を予め要約すると、まず実際に観測されたデータを用いた伝統的アプローチによる推計では、フレックスタイム制度を利用している男性従業員で補償賃金仮説が成立していることが認められ、平均的な負の賃金プレミアムは最大で 9%と程度であった。ただし、女性については、負の賃金プレミアムは両立支援制度で一部検出されたものの、フレックスタイム制度では検出されなかった。次に、仮想質問データを利用した行動経済学的アプローチによる推計では、従業員側は「施策導入の代わりに賃下げは受け入れられない (0%の賃金プレミアム)」あるいは「10~20%程度の賃下げなら受け入れる」とする回答が多かったのに対して、企業側は「導入は一切考えられない (-100%の賃金プレミアム)」という回答が圧倒的多数であったことが明らかになった。わが国で WLB 施策が普及しない背景には、従業員側は施策を導入しても賃下げは受け入れないか、引き下げたとしても 1、2 割程度と考えている人が多いのに対して、企業側は施策の導入を多大なコストと考えている先が多いという、認識の大きなギャップがあることが指摘できる。もっとも、ある程度の賃下げで施策を導入してもよいとする従業員と企業のみサンプルを限定した場合、柔軟な働き方の導入についての従業員側の賃金プレミアムは平均で -24%程度であり、企業側の賃金プレミアムは-平均で 10%程度であることもわかった。つまり、こうした企業は施策導入には 1 割程度の賃下げが必要と考えているが、労働者は平均で 2 割以上を引き下げてでもフレックスタイム制度などの柔軟な働き方を希望していることを示唆する。これらの結果は、企業が労働者の潜在的なニーズをうまく汲みとることができれば、フレックスタイム制度などの導入により従業員の厚生を高めることができるだけでなく、人件費の大幅削減が実現可能となるケースもあることを示唆している。

本稿の構成は、以下のとおりである。まず、2 節では本稿で利用した 2 つのデータの概要を述べる。続く 3 節では、実際に観察されたデータを利用した伝統的アプローチによる補償賃金仮説

の検証を行う。さらに4節では、仮想質問データを利用した行動経済学的アプローチでの検証を行い、3節の補完を行う。最後に5節では、論文の結論を述べる。

## 2. データ

本稿では、2つのアンケート調査による個票データを利用する。以下ではまず、それぞれの概要を説明する。

### (1) 伝統的アプローチで用いるデータ1の概要

本稿で用いる1つ目のデータ（以下、データ1）は、経済産業省経済産業研究所（RIETI）の「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）に関する国際比較調査」の個票データである。この調査は、企業調査と従業員調査の2つで構成され、企業調査は従業員100人以上の企業約10,000社を対象に人事部門に調査を依頼、従業員調査は企業調査対象の企業に各社10名程度の正社員・ホワイトカラー職の正社員に人事部門から調査協力を依頼してもらい実施した。具体的な調査方法は、2009年12月～2010年1月の期間に、企業に対して企業調査・従業員調査を郵送し、企業調査は人事部門から、従業員調査は個人から直接郵送により回収が行われた。有効回答は、企業調査は1,677社、従業員調査は10,055人であった<sup>3</sup>。

企業調査のアンケートには、企業属性に関する基本情報のほか、設立年や女性管理職比率、15項目に及ぶWLB施策の導入の有無やその導入時期を問う項目等が含まれている。従業員調査のアンケートには、個人属性等の基本情報のほか、平均労働時間や勤務先企業のWLB施策の導入の有無、および自身の施策の利用の有無等を聞いている。このデータは、企業とその企業に勤務する従業員の情報をマッチさせて利用することが可能なことや、同一企業に勤務している従業員を判別することができることから企業の固定効果をコントロールすることもできることが特徴である。利用サンプル数は、マッチングや欠損・異常値処理を行った後で、男性雇用者が3,189人、女性雇用者が1,260人となった。なお、本稿で用いたデータ1の基本統計量は、表1に掲載している。

### (2) 行動経済学的アプローチで用いるデータ2の概要

本稿で用いる2つ目のデータ（以下、データ2）は、経済産業省経済産業研究所（RIETI）の「人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査」の個票データである。この調査も企業調査と従業員調査の2つで構成される。企業調査の対象は、データ1の回答企業1,677

---

<sup>3</sup> 本アンケート調査の詳細については、武石(2011)を参照されたい。

社と、新たに追加した対象企業 4,000 社の計 5,677 社の人事部門であり、従業員調査は企業調査対象の企業に各社 3 名程度の正社員・ホワイトカラー職の正社員に人事部門から調査協力を依頼してもらい実施した。具体的な調査方法は、2012 年 1 月～2 月の期間に、企業に対して企業調査・従業員調査を郵送し、企業調査は人事部門から、従業員調査は個人から直接郵送により回収が行われた。有効回答は、企業調査は 719 社、従業員調査は 4,439 人であった。

企業調査のアンケートには、企業属性に関する基本情報のほか、WLB 施策の導入の有無やその導入時期、WLB 施策の賃金プレミアムを問う項目等が含まれている。従業員調査のアンケートには、個人属性等の基本情報のほか、平均労働時間や勤務先企業の WLB 施策の導入の有無、自身の WLB 施策の利用の有無、WLB 施策の賃金プレミアム等を聞いている。4 節で詳細を述べるとおり、この調査は、WLB 施策と賃金との関係を企業と従業員の双方に対して、「仮に施策が導入されたならばいくらの賃下げが必要か」といったように仮想質問の形で聞いているのが特徴である。また、データ 1 と同様に、本調査の回答企業は『企業活動基本調査』（経済産業省）とリンクすることが可能なため、調査時点より過去の情報（景気後退期の雇用調整等）も併せて活用することができる。利用サンプル数は、マッチングや欠損・異常値処理を行った後で、企業で 589 社、男性従業員は 1,109 人、女性従業員は 2,399 人である。

### 3. 伝統的アプローチによる補償賃金仮説の検証

#### (1) 推計モデル

本節では、データ 1 を利用して観察された賃金と WLB 施策の関係を検証することで、補償賃金仮説の検証を行う。推計に用いる基本モデルは、以下のとおりである。

$$w_i = X_i\beta + WLB_i\theta + u_i \quad (1)$$

ここで、 $w_i$  は個人  $i$  の賃金率（対数値、年間収入を年間労働時間で除したもの）、 $u_i$  は誤差項、 $X_i$  はミンサー型賃金関数の説明変数である勤続年数、勤続年数の二乗項、年齢、教育年数大卒ダミー、管理職ダミー、職種ダミー、産業ダミーである。また、勤務先企業の属性や業績の違い等をコントロールするため、説明変数に売上高利益率と設立年次も加える。

$WLB_i$  は、WLB 施策に関する変数である。このうち、本稿の分析ではフレックスタイム制度、法定を上回る育児休業関連制度、短時間勤務制度の 3 つに着目する。具体的には、個人  $i$  が勤務先企業でフレックスタイム制度を現在利用しているかどうかを示すダミー変数、あるいは、法定を上回る育児休業関連制度や短時間勤務制度を利用した経験があるかどうかを示すダミー変数

を用いる。WLB 施策に関する先行研究では、勤務先企業における施策の有無と賃金との関係を検証したものが大勢である。しかし、施策自体は勤務先企業に存在したとしても、その施策を全く利用していなかったり、利用する意思がなかったりする従業員にとっては、その施策と賃金はパッケージとなっていない可能性が考えられる。そこで、これらの施策を利用した経験がある従業員かどうかを特定したうえで、施策利用と賃金との関係を検証する。また、先行研究が示しているとおおり、女性は家事や育児の負担が相対的に高いため、WLB 施策に対する選好の度合いが異なる可能性があることから、推計は男女別に行う<sup>4</sup>。ただし、法定を上回る育児休業関連制度と短時間勤務制度については、日本の現状では制度利用者のほとんどが女性であることに鑑みて、女性労働者をサンプルにした推計のみを行う。

本稿の関心は、 $WLB_i$  の係数が統計的に有意にマイナスかどうか、そして、その係数の大きさに表される WLB 施策の負の賃金プレミアムの大きさを計測することにある。ただし、補償賃金仮説を実際のデータを用いて検証する際には、いくつかの問題点が生じる可能性が指摘されている。

第一は、能力バイアス (ability bias) と呼ばれるものである。上述のとおり、補償賃金仮説が成立している場合、他の条件を一定の下では、労働条件が良い仕事は、相対的に条件が悪い仕事に比べて賃金水準が低くなっているはずである。しかし、能力が高い人は時間当たりの生産性が高く、短時間で所得を獲得することができるという所得効果が働くことから、能力が高い人ほど労働条件の良い(本稿の場合は WLB 施策が導入されている)企業に就職している可能性がある。また、その逆のケースとして、選択バイアス (selection bias) もある。もし、WLB 施策に全く関心がないワーカホリックな嗜好を持つ労働者が存在する場合、そうした労働者は、施策がなく、長時間労働が前提となっている職場を取って選択する可能性もある。そうしたワーカホリックな嗜好を持つ労働者が市場に多く存在するほど、企業は労働者を惹きつけるための賃金プレミアムを高く設定する必要がなくなることになる。

こうした分析者からは観察できない、個々人の能力の違いや嗜好の違いを考慮しない最小二乗法で推計すると、推計パラメータにはバイアスが含まれる可能性がある。そこで、本稿では最小二乗法以外に、トリートメントエフェクト・モデル (treatment-effect model) も併せて推計する。

フルトリートメント・モデルでは、能力の高い労働者ほど WLB 施策のある企業で働いている可能性を考慮するため、まず 1 段階目に  $WLB_i$  を設立年次、女性管理職比率、非正規雇用比率、年齢、大卒ダミー、管理職ダミーで説明するプロビットモデルを推計する。そのうえで、 $WLB_i$  の推計値を用いて、2 段階目に(1)式の補償賃金モデルを推計する。

---

<sup>4</sup> Booth and Van Ours (2008, 2009)は、イギリスおよびオーストラリアの個票データ (BHPS、HIDA) を用いて、女性は長時間労働者ほど仕事の満足度が有意に低くなるのに対して、男性にはその関係が認められないことを示しているほか、Usui(2008)も米国の個票データ (NYLS) を用いてジョブ・アメニティ (労働条件や職場環境) に対する男女間の選好に違いがあることを示している。



第二は、Bloom and Van Reenen (2006)が指摘している、脱落変数バイアス (omitted variable bias) の問題である。同論文では、経営の質が良い企業では、WLB 施策が充実していると同時に、企業の生産性も高いことを明らかにしている。つまり、WLB 施策の導入と賃金水準に影響を与える企業の生産性の双方に共通して影響を与える、経営の質という分析者からは観察されない情報が推計から脱落している場合も、パラメータはバイアスを持って推計される可能性がある。そこで、本稿の分析では、同一企業に勤務する従業員かどうかという情報を利用して、こうした企業間の異質性 (heterogeneity) をコントロールした固定効果モデルを推計することで、このバイアスが生じる可能性を考慮する。

第三は、勤務先企業に WLB 施策があるにもかかわらず、従業員がその存在を認識していないために、従業員調査で「制度がない」と回答してしまう可能性や、制度があってもその従業員が利用していないために、賃金に織り込まれていない可能性である。この問題については、本稿では、制度を利用中、あるいは、制度の利用経験があるかという情報を利用することで対処する。

最後に、わが国の労働市場の特徴として、流動性の低さが挙げられる。補償賃金仮説は、賃金と労働条件に関する様々な組み合わせの中から、労働者が自身の選好に応じて自由に選択できること、つまり仕事や企業間の移動が流動的であることが前提となっている。しかし、日本では本稿の分析対象である正社員の流動性は低いことが知られており、退職まで生涯同一企業に勤務する正社員も珍しくない。入社時点では独身だったために WLB 施策の有無を意識せずに就職をした人が、その後、結婚や出産というライフステージの変化によりこうした施策の充実した企業に転職を考えたとしても、流動性の低い日本の労働市場ではその希望が実現されない可能性もある。このような日本の労働市場では、WLB 施策を導入していない企業は労働者を惹きつけるために高い賃金プレミアムを設定する必要が少ないため、補償賃金仮説が成立しにくいと考えられる。こうした状況を踏まえ、本稿では、相対的に労働移動が活発な中小企業の従業員のみをサンプルにした推計や、転職を経験したことがある従業員のみをサンプルとした推計も併せて行い、労働移動の有無が補償賃金仮説の検証結果に影響を与えるかを確認する。

## (2) 計測結果

表 2~4 には、フレックスタイム制度 (男女別)、育児休業制度 (女性のみ)、短時間勤務制度 (女性のみ) に関する推計結果をそれぞれ掲載した。まず、表 2(1)に示したフレックスタイム制度の女性に関する結果をみると、最小二乗法を用いた推計では、制度利用ダミーが有意にプラスになっていることがわかる。係数の大きさをみると、同制度を利用している労働者のほうが利用していない労働者に比べて 10~15%程度の高い賃金を獲得していることが示されており、補償賃金仮説とは逆の結果になっている。しかし、各種のバイアスや企業間の異質性を考慮したトリートメントエフェクト・モデルや固定効果モデルで推計すると、賃金プレミアムは検出されなく

なっており、バイアスや異質性を考慮する必要があることが示唆される。もっとも、各種のバイアスを調整した場合でも、女性にはフレックスタイム制度に関して負の賃金プレミアムは検出されないとの結果となった。この傾向は、サンプルを従業員 300 人未満企業の労働者や転職者に限定した場合でも同様である。

次に、表 2(2)のフレックスタイム制度に関する男性の推計結果についてみると、女性と同様、最小二乗法を用いた場合には、同制度の利用ダミーが有意にプラスの値となっている。しかし、固定効果モデルで推計した結果は、全サンプルを利用した場合、制度利用ダミーは有意に負になっており、補償賃金仮説が成立していることが示唆される。この場合の補償賃金プレミアムは 5%である。また、労働移動のより活発と考えられる従業員 300 人未満にサンプルを限定した場合、補償賃金プレミアムは 6%と僅かではあるが大きくなり、さらに転職を経験したサンプルに限定した場合には、同プレミアムは 9%となっている。この結果は、労働市場の流動性が高いほど、労働条件が悪い企業は高い賃金プレミアムを付けて労働者を惹きつける必要があること、逆に言えば、フレックスタイム制度導入企業は、非導入企業に比べて 1 割弱程度低い賃金で労働者を雇うことができることを示唆する。なお、その他の説明変数については、通常の賃金関数の推定結果と同様の符号条件が得られている。

次に、女性に関してのみ、育児休業関連制度および短時間勤務制度の利用経験が賃金に与える影響を推計した結果を表 3 と表 4 についてみる。表をみると、全サンプルを用いた固定効果モデルのみ、育児休業関連制度で 5%、短時間勤務制度については 8%の負の賃金プレミアムが検出されていることがわかる。この結果は、育児休業を利用してしばらくの間休職していた労働者や、短時間勤務制度を利用した経験がある労働者については、利用していない労働者に比べて昇進や昇格が遅くなるという制度設計上の結果を反映しているに過ぎない可能性もある。このため、結果の解釈は幅を持って行う必要がある。また、従業員を 300 人未満に区切った場合や転職者に限定した場合には、制度利用経験ダミーは統計的に有意になっていない。

#### 4. 行動経済学的アプローチによる補償賃金仮説の検証

##### (1) 仮想質問の概要

2 節で述べたとおり、本節で利用するデータ 2 では、WLB 施策と賃金との関係について、企業と従業員の双方に同じ仮想質問の形で聞いている。仮想質問によって WLB 施策の賃金プレミアムを直接調べることの意義は、日本の労働市場の流動性の低さに関係する。上述のように、労働者や企業が WLB 施策と引き替えに賃金の低下を実現してもいいと考えたとしても、労働移動が活発に行われていない環境下では、補償賃金仮説は成立しにくい。しかし、潜在的には労働者

や企業が WLB 施策に対する負の賃金プレミアムを想定している可能性があり、仮想的な質問で賃金プレミアムを直接調べたデータ 2 では、その点を確認することができる。このほか、仮想質問を活用したアプローチでは、前節で問題点の一つとして挙げた能力バイアスの混在を回避できるといったメリットもある。

「人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査」（データ 2）で実施している仮想質問は以下のとおりである。

#### 【企業調査】

従業員のワークライフバランスの実現に役立つような施策・措置があると、従業員の採用やモラル・生産性を維持するために必要な賃金を他社よりも抑えられる可能性があります。以下の施策・措置を導入している場合、導入していない場合と比べて、賃金はどの程度抑えられるとお考えですか。【各々数値を記入、制度の導入は一切考えられない場合は「-」を記入】

- |                         |   |           |
|-------------------------|---|-----------|
| ①法を上回る育児・介護休業制度         | ⇒ | ( ) %の抑制  |
| ②短時間勤務制度（育児・介護以外）       | ⇒ | ( ) %の抑制  |
| ③柔軟な働き方（フレックス・在宅勤務制度など） | ⇒ | ( ) %の抑制制 |

#### 【従業員調査】

あなたの職場の従業員が以下のワークライフバランス（施策・措置を利用するとしたら、利用しない場合と比べて、その従業員の賃金をどの程度の水準にするのが妥当と考えますか。現在の賃金を 100 とした場合の数字でお答えください。【各々数値を記入】

- |                         |   |                          |
|-------------------------|---|--------------------------|
| ①法を上回る育児・介護休業制度         | ⇒ | 現在の賃金を 100 とすると _____ 程度 |
| ②短時間勤務制度（育児・介護以外）       | ⇒ | 現在の賃金を 100 とすると _____ 程度 |
| ③柔軟な働き方（フレックス・在宅勤務制度など） | ⇒ | 現在の賃金を 100 とすると _____ 程度 |

## (2) 仮想質問を利用した分析

これらの仮想質問から得られた各施策に関する企業と従業員の賃金プレミアムの分布は図 2 のとおりである。図 2 では、企業と従業員の回答を比較できるよう、従業員の回答については現在の賃金からの引き下げ幅に換算しなおした値を掲載している。したがって、値が大きくなるほど、施策を利用・導入するための負の賃金プレミアムが大きいことを意味する。なお、「導入は

一切考えられない」と回答した企業については、賃金をゼロに引き下げることと同じと解釈し、賃金プレミアムを-100%に換算している。

まず、柔軟な働き方（フレックス・在宅勤務など）についてみる。図 2(1)の女性従業員とその勤務先企業の回答を比較すると、従業員は柔軟な働き方を導入した際の賃金の引き下げ幅を 0%と回答している割合が圧倒的に多く、多少の引き下げを許容する場合でもその幅は 10~20%程度となっている。これに対して、企業の回答は、施策を導入した際の賃金の引き下げ幅を 0%と回答している企業もあるがその割合は 2 割弱であり、導入を一切考えることができないという回答が大多数であった。施策が普及しない背景には、従業員側は施策を導入したとしても賃金は引き下げなくてよいと考えている人が多いのに対して、企業側は施策の導入を多大なコストと考えている先が多いという、認識の大きなギャップがあることがうかがえる。

ただし、0%と回答した従業員サンプルを除いた場合、従業員の平均的な賃金プレミアムは -23.7%であり、また、-100%と回答した企業サンプルを除いた場合、企業の平均的な賃金プレミアムは-9.6%であった。つまり、企業は柔軟な働き方の導入と見合う賃下げは 1 割程度と想定しているが、労働者はそれを上回る 2 割以上も引き下げても、施策を利用したいと考えていることになる。

次に、図 2(2)の男性従業員とその勤務先企業の回答を比較すると、従業員は柔軟な働き方を導入した際の賃金の引き下げ幅を 0%と回答している割合が女性以上に多く、多少の引き下げを許容する場合でもその幅は 10~20%程度となっており、導入は一切考えられないとする企業との間の認識の乖離は大きい。ただし、女性のケースと同様に、0%と回答した従業員サンプルを除いた場合、男性従業員の平均的な賃金プレミアムは-24.5%である一方で、-100%と回答したサンプルを除いた場合の企業の平均的な賃金プレミアムは-11.6%であった。つまり、男性労働者も女性と同様に、柔軟な働き方の導入のために 2 割以上の賃下げを許容できるとしている。これらの結果は、企業が労働者の潜在的なニーズをうまく汲みとることができれば、柔軟な働き方の導入により従業員の厚生を高めることができるだけでなく、人件費の大幅な削減が実現できるケースもあることを示唆している。

それでは、法定を上回る育児休業関連制度と短時間勤務制度についてはどうだろうか。これらの制度については、男性従業員は利用者が少ないと考えられることから、図 2(3)と(4)には女性従業員とその勤務先企業の回答のみを掲載した。企業側の回答については、柔軟な働き方と同様に、「導入は一切考えられない」と回答している企業が過半数存在しており、これらの制度の導入コストを非常に高く見積もっている企業が多いことがみてとれる。ただし、従業員側の回答をみると、柔軟な働き方以上に、賃金の引下げがあってもかまわないと考えている労働者が多いことがみてとれる。0%と回答した従業員サンプルを除いた場合の従業員の平均的な賃金プレミアムは、育児休業関連制度が-33.8%、短時間勤務制度は-27.8%である。これに対して、-100%と回答

した企業サンプルを除いた場合の企業側の平均的な賃金プレミアムは、それぞれ-8.3%と-11.0%であった。したがって、これらの制度についても、制度の導入による労働者の厚生増加と人件費の大幅削減が同時に実現しうる可能性を示唆している。

表5には、従業員サンプルを属性別に2分割したうえで、労働者からみた賃金プレミアムに違いがあるかどうかを観察した。表中の「差」と書かれた欄には、2つの属性の平均値の差を有意差検定した結果を掲載している。これらを見ると、属性間で賃金プレミアムにさほどの大きな違いはなく、差が有意となった場合でもプレミアムの違いは2~3%に留まっていることがわかる。最も大きく違いが検出されたのは、教育年数別に区切った場合の結果である。大卒グループと、大卒以外のグループに分けた場合、施策導入のために許容できる賃金の引き下げ幅は、大卒以外のグループの方が大きくなっており、同様の傾向は男性についても確認できる。また、週当たり労働時間が60時間以上の男性労働者については、柔軟な働き方の導入と引き換えに賃金の大幅な引き下げを許容するとの結果がでており、長時間労働者によってこうした施策の導入が切実であることがうかがえる結果となっている。

最後に表6では、企業サンプルを属性別に2分割したうえで、企業からみた賃金プレミアムに違いがあるかどうかを観察した。表を見ると、業種や離転職率、労働保蔵の度合い<sup>5</sup>といった企業属性による賃金プレミアムの違いについては、特に大きな傾向は見出せなかった。一方、実際に同様の施策の有無別に比較すると、施策の導入がない企業は、既に導入している企業に比べて大幅に負の賃金プレミアムを付けており、こうした企業においては施策導入のコストを非常に高くとらえていることがわかる。施策導入に小さいコストを想定している企業ほど実際に施策を導入していると解釈することもできるほか、実際に施策を導入してみると、コストはそれほど大きくないことが認識できた結果、負の賃金プレミアムを小さく設定するようになったと解釈することもできよう。

また、-100%と回答した企業を除いた結果について、従業員規模別の違いを見ると、従業員300人未満の企業の賃金プレミアムは-11~-14%程度となっており、従業員300人以上の企業に比べて6%以上、大きな負のプレミアムを回答していることがみてとれる。中小企業ほど、WLB施策が普及していない実態を反映しているといえる。ただし、表5にある従業員300人未満の企業に勤める従業員についてみると、0%と回答した従業員サンプルを除くケースでは、どの施策も-24~-32%と非常に大きな負の賃金プレミアムが算出されており、このことは特質に値する。つまり、施策が普及していない中小企業においても、労使の交渉次第では、施策の導入と人件費の大幅削減が実現しうる可能性を示しているといえる。

---

<sup>5</sup> 労働保蔵については、『企業活動基本調査』の情報をもとに、1998年から2008年の雇用者数の分散を売上高の分散で除した指標を作成し、その指標が中央値未満であれば労働保蔵の大きい企業（「労働保蔵大」）、中央値以上であれば労働保蔵の小さい企業（「労働保蔵小」）と分類している。

## 5. 終わりに

わが国では、多様な働き方を推進する政府の取り組みも手伝って、近年では長時間労働の是正やワークライフバランス（WLB）あるいはダイバーシティの浸透が企業に要請されているが、それを実現する施策は普及が進んでいない。こうした背景には、施策導入にまつわるコスト負担に躊躇する企業が多いことが関係している可能性がある。しかし、柔軟な働き方と引き換えに、労働者が賃下げを許容することを通じてコストを負担するという補償賃金仮説の考え方が成立するならば、施策導入が進む可能性がある。そうなれば、現在のように「雇用は保証されているが長時間労働の正社員」と「雇用は不安定だが労働時間は短く柔軟な非正規社員」という二極化した働き方のほかに、別の働き方が普及する糸口を見出せるかもしれない。そこで本稿では、2つの企業・従業員マッチデータを用いて、WLB 施策と賃金との間に補償賃金仮説が成立するかを検証し、WLB 施策に関する負の賃金プレミアムの計測を試みた。

本稿で得られた結果は、以下のように整理される。まず、観察されるデータを用いた伝統的アプローチによる推計では、フレックスタイム制度を利用している男性従業員について、補償賃金仮説が成立していることが認められた。また、フレックスタイム制度を利用することによる平均的な負の賃金プレミアムは、最大で9%と程度となることもわかった。こうした結果は、フレックスタイム制度導入企業は、非導入企業に比べて1割程度低い賃金で男性労働者を雇えていることを示唆している。ただし、女性については、フレックスタイム制度や両立支援制度に関する負の賃金プレミアムは検出されないケースが多かった。日本で補償賃金仮説が成立しにくい背景には、より良い労働条件を求めて人々が労働移動を行うような流動性の高い労働市場ではないことも関係している可能性がある。

そこで次に、「仮に施策が導入されたならばいくらの賃下げが必要か」という仮想質問データを利用して、行動経済学的なアプローチから、潜在的な労使のニーズを探ることとした。分析の結果、従業員側は「施策導入の代わりに賃下げは受け入れられない（0%の賃金プレミアム）」あるいは「10～20%程度の賃下げなら受け入れる」とする回答が多かったのに対して、企業側は「導入は一切考えられない（-100%の賃金プレミアム）」という回答が圧倒的多数だったことが明らかになった。日本で、WLB 施策が普及しない背景には、従業員側は施策を導入したとしても賃金は引き下げなくてよいと考えている人が多いのに対して、企業側は施策の導入を多大なコストと考えている先が多いという、認識の大きなギャップがあることがうかがえる。現実のデータを利用した推計結果で、負の賃金プレミアムが検出されにくい背景には、こうした認識のギャップが大きすぎて、施策を賃金の引き下げることによって買い取るという取引がわが国では成立していない現状があると解釈することができる。もっとも、「施策を導入したとしても賃下げは考えられない」とする従業員と、「施策導入は一切考えられない」とする企業をサンプルから除いた場

合、フレックスタイム制度などの柔軟な働き方についての従業員側の平均賃金プレミアムは-25%程度であり、一方で企業側の平均賃金プレミアムは-12%程度であることも明らかになった。つまり、企業は施策導入には1割程度の賃下げが必要と考えているが、労働者は平均で2割以上を引き下げてでもこうした施策の利用を希望していることを示唆する。これらの結果は、労働市場の流動性が乏しいわが国においても、企業が労働者の潜在的なニーズをうまく汲みとることができれば、フレックスタイム制度などの導入により従業員の厚生を高めることができるだけでなく、人件費の大幅削減が実現可能となるケースもあることを示唆している。

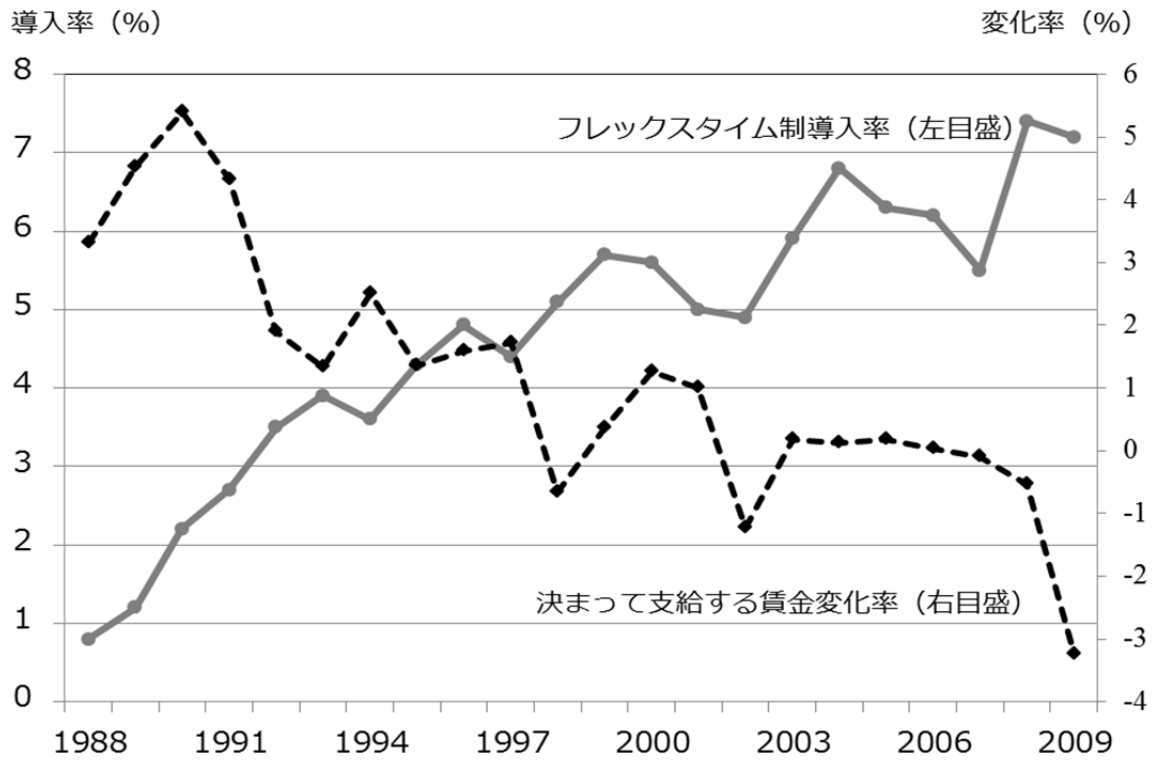
## 参考文献

- Baughman, Reagan., Daniela DiNardi, and Douglas Holtz-Eakin, “Productivity and wage effects of ‘family-friendly’ fringe benefits,” *International Journal of Manpower*, 24, pp.247–59, 2003.
- Booth, Alison L. and Jan C.Van Ours, “Job Satisfaction and Family Happiness: The Part-Time Work Puzzle,” *Economic Journal*, 118(526), pp. F77-F99, 2008.
- Booth, Alison L. and Jan C.Van Ours, “Hours of Work and Gender Identity: Does Part-time Work Make the Family Happier?,” *Economica*, 76(301), pp. 176-196, 2009.
- Johnson, Nancy. B. and Provan, Keith.G., “The relationship between work/family benefits and earnings: a test of competing predictions,” *Journal of Socio-Economics*, 24, 571–84, 1995.
- Gariety, Bonnie S. and Shaffer, Sherrill., “Wage differentials associated with flexitime,” *Monthly Labor Review*, 124, 69–75, 2001.
- Heywood, John S., W. Stanley Siebert and Xiangdong Wei, “The Implicit Wage Costs of Family Friendly Work Practices,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 59, No. 2, pp. 275-300, 2007.
- Rosen, Sherwin, “The Theory of Equalizing Differences,” in O. Ashenfelter and R. Layard eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, The Netherlands: Elsevier Science Publisher BV, Ch. 12, pp. 641-692, 1986.
- Sakai Tadashi and Naomi Miyazato, “Who values the family-friendly aspects of a job? Evidence from the Japanese labor market,” IPSS Discussion Paper Series No.2010-E01, 2010.
- Usui, Emiko, “Job Satisfaction and the Gender Composition of Jobs,” *Economics Letters*, Vol. 99, No. 1, pp. 23-26, 2008.
- 阿部正浩、「ポジティブ・アクション、ワーク・ライフ・バランスと生産性」『季刊社会保障研究』、43(3)、184-196 頁、2007 年
- 阿部正浩・黒澤昌子「両立支援と企業業績」『両立支援と企業業績に関する研究会報告書』第 3 部第 7 章、ニッセイ基礎研究所、2006 年

- 大森義明、「ワーク・ライフ・バランス研究—経済学的な概念と課題」『日本労働研究雑誌』No.599、10-19 頁、2010 年
- 川口章、「均等化施策とワーク・ライフ・バランス施策が賃金と離職行動に及ぼす影響」『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』JILPT 調査シリーズ, 労働政策研究・研修機構, 37, 60-78 頁、2007 年
- 武石恵美子、「ワーク・ライフ・バランス実現への課題：国際比較調査からの示唆」、RIETI Policy Discussion Paper, 11-P-004、経済産業研究所、2011 年
- 長江亮、「均等推進・ファミリー・フレンドリー施策と企業業績—施策が円滑に機能する条件」WIAS Discussion Paper No.2008-008、早稲田大学高等研究所、2008 年
- 橋口三千代、「両立支援策が賃金に与える影響」OSIPP Discussion Paper: DP-2009-J-003、2009 年
- 森川正之、「雇用保障とワーク・ライフ・バランス—補償賃金格差の視点から—」RIETI Discussion Paper Series 10-J-042、2010 年
- 脇坂明、「均等度とファミフレ度の関係からみた企業業績」『両立支援と企業業績に関する研究会報告書』第3部第6章、ニッセイ基礎研究所、2006 年
- 脇坂明、「均等、ファミフレが財務パフォーマンス、職場生産性に及ぼす影響」『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』JILPT 調査シリーズ No.37、第II部第4章、労働政策研究・研修機構、2007 年
- 山本勲・松浦寿幸、「ワークライフ・バランス施策は企業の生産性を高めるか？— 企業パネルデータを用いた WLB 施策と TFP の検証 —」RIETI Discussion Paper Series 11-J-032、2011 年



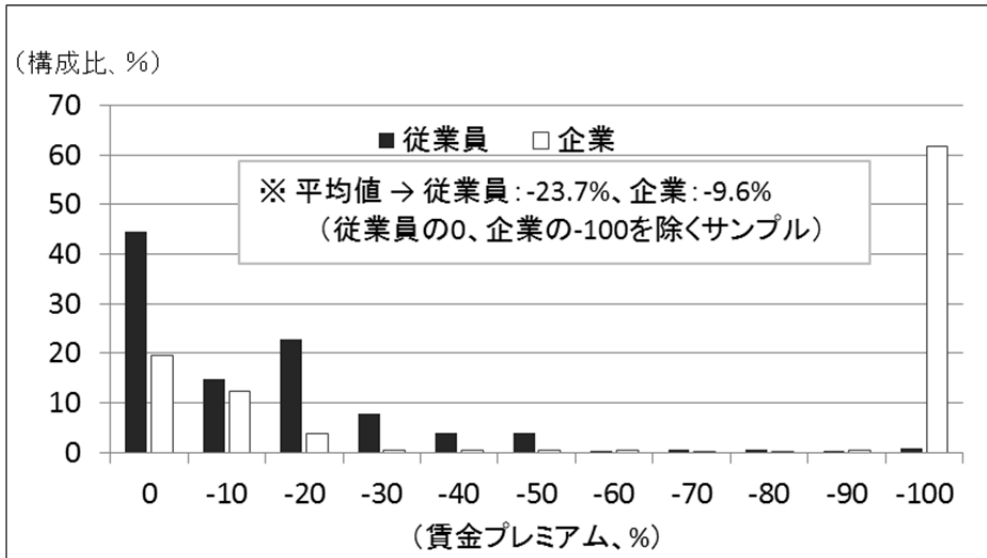
図1：フレックスタイム制導入率と賃金変化率



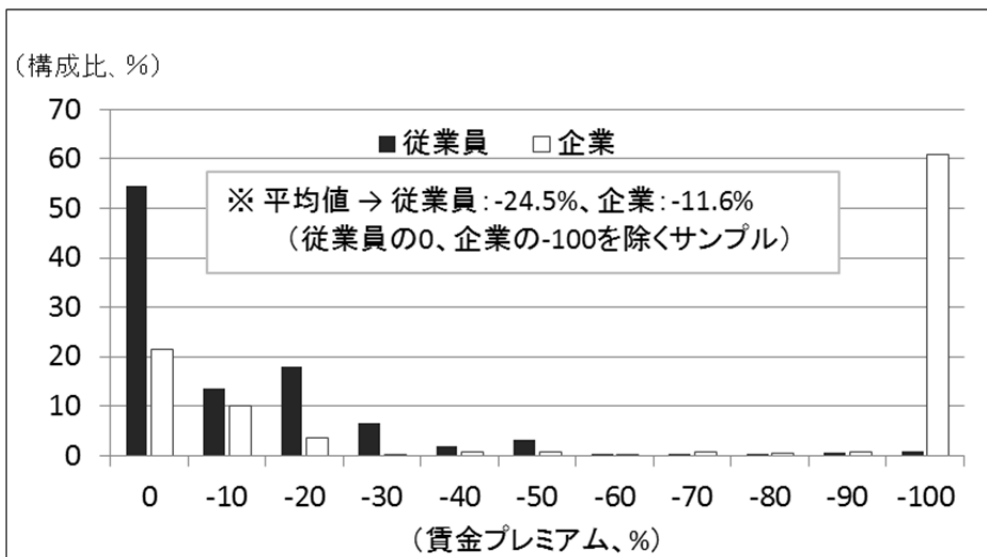
(出所) 『就業条件総合調査』、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)

図2 仮想質問にもとづくWLB施策の賃金プレミアムの分布

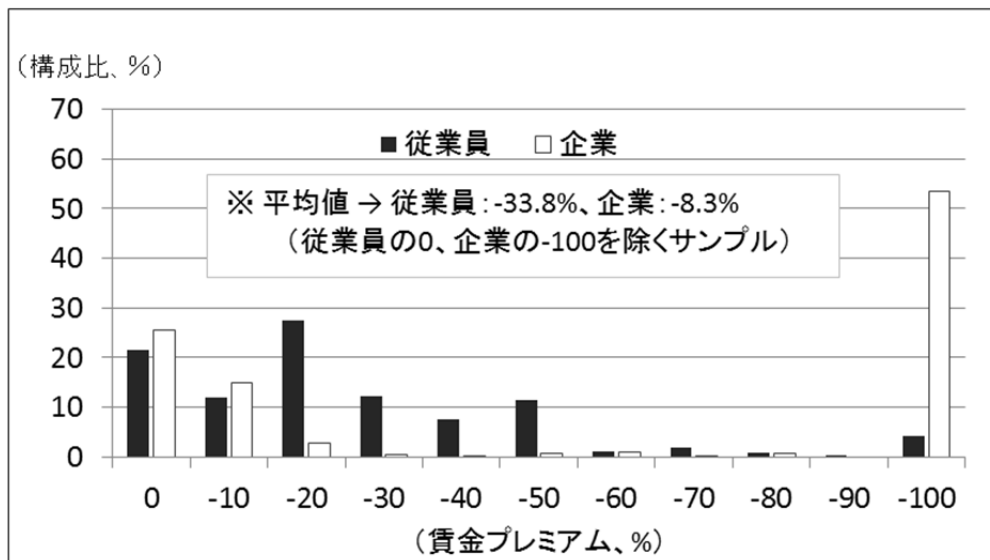
(1) 柔軟な働き方（女性）



(2) 柔軟な働き方（男性）



(3) 育児・介護休暇制度（女性）



(4) 短時間勤務制度（女性）

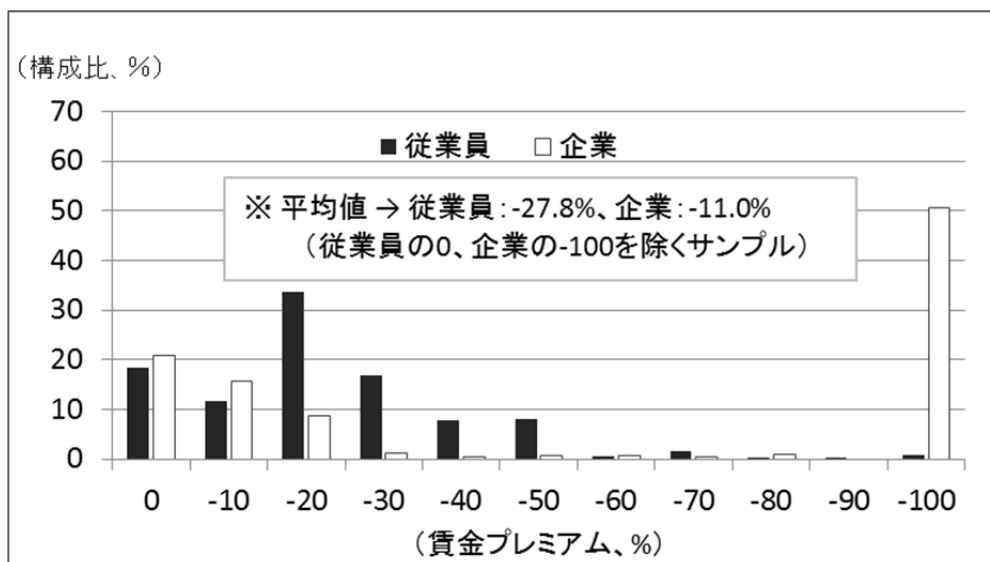


表1 ヘドニック賃金関数で用いた変数の記述統計

	女性			男性
	全サンプル	従業員 300人未満	転職者	全サンプル
時給(自然対数)	5.79 (0.32)	5.74 (0.30)	5.77 (0.32)	6.22 (0.34)
フレックスタイム制度利用ダミー	0.07 (0.26)	0.06 (0.23)	0.07 (0.25)	0.07 (0.25)
短時間勤務制度利用経験ダミー	0.17 (0.37)	0.15 (0.36)	0.10 (0.30)	
育休関連制度利用経験ダミー	0.07 (0.25)	0.05 (0.22)	0.05 (0.22)	
勤続年数	11.30 (8.87)	11.49 (8.90)	9.90 (8.70)	14.76 (9.88)
勤続年数 <sup>2</sup>	2.06 (2.77)	2.11 (2.82)	1.74 (2.61)	3.15 (3.43)
年齢	35.62 (9.25)	36.18 (9.43)	39.07 (9.51)	40.79 (9.20)
大卒ダミー	0.34 (0.47)	0.28 (0.45)	0.26 (0.44)	0.63 (0.48)
管理職ダミー	0.23 (0.42)	0.24 (0.42)	0.22 (0.41)	0.69 (0.46)
売上高利益率	0.02 (0.06)	0.02 (0.06)	0.01 (0.06)	0.02 (0.06)
設立年次	1957.14 (23.85)	1958.69 (23.25)	1960.25 (23.77)	1957.10 (21.78)
女性管理職比率	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.04)
非正規雇用比率	0.20 (0.25)	0.25 (0.27)	0.23 (0.27)	0.20 (0.25)
サンプル	2,010	1,453	774	4,834

備考) 1. 括弧内は標準偏差。

2. 職種ダミー、産業ダミーは掲載を省略している。

表2 ヘドニック賃金関数の推計結果：フレックス制度（女性・男性）

(1) 女性

	全サンプル			従業員300人未満			転職者		
	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect
フレックス制度 利用ダミー	0.11** (0.03)	-0.01 (0.14)	0.06 (0.04)	0.10** (0.04)	-0.01 (0.17)	0.07 (0.05)	0.15** (0.05)	-0.00 (0.25)	0.20 (0.15)
勤続年数	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01* (0.00)	0.01* (0.00)	0.00 (0.01)
勤続年数 <sup>2</sup>	-0.03** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.03+ (0.01)	-0.02+ (0.01)	-0.00 (0.03)
年齢	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01* (0.00)
大卒ダミー	0.13** (0.01)	0.14** (0.02)	0.08** (0.02)	0.11** (0.02)	0.11** (0.02)	0.08** (0.02)	0.09** (0.03)	0.09** (0.03)	0.02 (0.04)
管理職ダミー	0.15** (0.02)	0.14** (0.02)	0.19** (0.02)	0.16** (0.02)	0.15** (0.02)	0.18** (0.03)	0.20** (0.03)	0.19** (0.03)	0.23** (0.06)
売上高利益率	0.67** (0.11)	0.64** (0.11)		0.60** (0.14)	0.58** (0.13)		0.63** (0.19)	0.62** (0.18)	
設立年次	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	
λ		0.06 (0.07)			0.05 (0.08)			0.08 (0.12)	
(第1段階)									
年齢		0.01* (0.01)			0.01 (0.01)			-0.01 (0.01)	
大卒ダミー		0.30** (0.11)			0.20 (0.14)			0.08 (0.19)	
管理職ダミー		-0.43** (0.15)			-0.46* (0.19)			-0.28 (0.24)	
設立年次		0.00 (0.00)			0.01* (0.00)			0.01 (0.00)	
女性管理職比率		3.75 (2.46)			4.70+ (2.57)			7.07* (3.44)	
非正規雇用比率		-1.39** (0.30)			-1.15** (0.32)			-0.85* (0.39)	
サンプル	1,552	1,519	2,010	1,158	1,136	1,453	594	583	774

備考) 1. 括弧内は標準誤差 (White robust standard errors)。

2. 「\*\*」、「\*」、「+」は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。

3. 定数項、職種ダミー、産業ダミーは掲載を省略している。

## (2) 男性

	全サンプル			従業員300人未満			転職者		
	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect
フレックス制度 利用ダミー	0.08** (0.01)	0.13 (0.13)	-0.05** (0.02)	0.07** (0.02)	0.02 (0.19)	-0.06** (0.02)	0.05+ (0.03)	-0.14 (0.23)	-0.09+ (0.04)
勤続年数	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01+ (0.00)
勤続年数 <sup>2</sup>	-0.02** (0.00)	-0.02** (0.00)	-0.02** (0.00)	-0.01** (0.01)	-0.01** (0.00)	-0.02** (0.00)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
年齢	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.02** (0.00)
大卒ダミー	0.07** (0.01)	0.07** (0.01)	0.04** (0.01)	0.06** (0.01)	0.06** (0.01)	0.03** (0.01)	0.06** (0.01)	0.06** (0.01)	0.04** (0.02)
管理職ダミー	0.12** (0.01)	0.12** (0.01)	0.13** (0.01)	0.14** (0.01)	0.13** (0.01)	0.14** (0.01)	0.17** (0.02)	0.17** (0.02)	0.14** (0.02)
売上高利益率	0.76** (0.06)	0.74** (0.06)		0.79** (0.08)	0.77** (0.08)		0.53** (0.10)	0.52** (0.10)	
設立年次	0.00* (0.00)	0.00** (0.00)		0.00** (0.00)	0.00** (0.00)		0.00* (0.00)	0.00* (0.00)	
λ		-0.02 (0.06)			0.02 (0.09)			0.09 (0.11)	
(第1段階)									
年齢		-0.01** (0.00)			-0.01 (0.01)			-0.02+ (0.01)	
大卒ダミー		0.10 (0.07)			-0.10 (0.09)			-0.03 (0.12)	
管理職ダミー		-0.07 (0.08)			-0.13 (0.11)			-0.13 (0.15)	
設立年次		0.00** (0.00)			0.01** (0.00)			0.01** (0.00)	
女性管理職比率		0.44 (2.31)			1.65 (2.17)			0.96 (2.70)	
非正規雇用比率		-0.84** (0.16)			-0.41* (0.18)			-0.60* (0.28)	
サンプル	3,868	3,807	4,834	2,901	2,853	3,519	1,498	1,474	1,885

備考) 1. 括弧内は標準誤差 (White robust standard errors)。

2. 「\*\*」、「\*」、「+」は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。

3. 定数項、職種ダミー、産業ダミーは掲載を省略している。

表3 ヘドニック賃金関数の推計結果：育児休業関連制度（女性）

	全サンプル			従業員300人未満			転職者		
	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect
育児関連制度 利用経験ダミー	-0.03 (0.02)	-0.09 (0.19)	-0.05* (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.13 (0.28)	-0.03 (0.03)	-0.01 (0.04)	0.58 (0.43)	-0.09 (0.06)
勤続年数	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.02** (0.00)	0.01+ (0.00)	0.01* (0.00)	0.00 (0.01)
勤続年数 <sup>2</sup>	-0.03** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02+ (0.01)	-0.00 (0.03)
年齢	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01* (0.00)
大卒ダミー	0.14** (0.01)	0.14** (0.02)	0.08** (0.02)	0.11** (0.02)	0.10** (0.03)	0.08** (0.02)	0.09** (0.03)	0.11** (0.04)	0.02 (0.04)
管理職ダミー	0.14** (0.02)	0.15** (0.02)	0.19** (0.02)	0.15** (0.02)	0.16** (0.02)	0.18** (0.03)	0.19** (0.03)	0.16** (0.04)	0.24** (0.06)
売上高利益率	0.63** (0.12)	0.60** (0.11)		0.57** (0.15)	0.56** (0.13)		0.56** (0.21)	0.55** (0.19)	
設立年次	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	
λ		0.04 (0.10)			0.06 (0.16)			-0.31 (0.23)	
(第1段階)									
年齢		0.02** (0.00)			0.01+ (0.01)			-0.00 (0.01)	
大卒ダミー		-0.15+ (0.09)			-0.30* (0.12)			-0.23 (0.18)	
管理職ダミー		0.10 (0.10)			0.19+ (0.11)			0.29+ (0.18)	
設立年次		0.00 (0.00)			-0.00 (0.00)			0.00 (0.00)	
女性管理職比率		1.35 (2.20)			1.73 (2.33)			1.27 (3.74)	
非正規雇用比率		-0.52** (0.17)			-0.33+ (0.18)			-0.31 (0.28)	
サンプル	1,552	1,519	2,010	1,158	1,136	1,453	594	583	774

- 備考) 1. 括弧内は標準誤差 (White robust standard errors)。  
 2. 「\*\*」、「\*」、「+」は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。  
 3. 定数項、職種ダミー、産業ダミーは掲載を省略している。

表4 ヘドニック賃金関数の推計結果：短時間勤務制度（女性）

	全サンプル			従業員300人未満			転職者		
	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect	OLS	Treatment -effect Model	Firm fixed- effect
短時間勤務制度 利用経験ダミー	0.06* (0.03)	-0.17 (0.30)	-0.08* (0.03)	0.08* (0.03)	-0.26 (0.42)	0.02 (0.05)	0.09+ (0.05)	0.04 (0.70)	-0.10 (0.12)
勤続年数	0.02** (0.00)	0.02** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.01)
勤続年数 <sup>2</sup>	-0.03** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02+ (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.03)
年齢	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01* (0.00)
大卒ダミー	0.12** (0.02)	0.13** (0.02)	0.09** (0.02)	0.10** (0.02)	0.09** (0.02)	0.08** (0.02)	0.08** (0.03)	0.09** (0.03)	0.03 (0.05)
管理職ダミー	0.12** (0.02)	0.12** (0.02)	0.19** (0.02)	0.12** (0.02)	0.12** (0.02)	0.16** (0.03)	0.17** (0.03)	0.17** (0.04)	0.22** (0.06)
売上高利益率	0.65** (0.12)	0.63** (0.12)		0.58** (0.15)	0.57** (0.14)		0.54* (0.21)	0.55** (0.19)	
設立年次	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	
λ		0.11 (0.15)			0.16 (0.20)			0.02 (0.33)	
(第1段階)									
年齢		0.02* (0.01)			0.01 (0.01)			-0.02 (0.01)	
大卒ダミー		0.07 (0.11)			-0.20 (0.17)			-0.21 (0.23)	
管理職ダミー		0.07 (0.13)			0.23 (0.16)			0.45* (0.23)	
設立年次		0.00 (0.00)			0.01* (0.00)			0.00 (0.00)	
女性管理職比率		2.19 (2.66)						-1.34 (5.87)	
非正規雇用比率		-0.49* (0.23)			-0.31 (0.26)			-0.08 (0.36)	
サンプル	1,552	1,519	2,010	1,158	1,136	1,453	594	583	774

- 備考) 1. 括弧内は標準誤差（White robust standard errors）。  
2. 「\*\*」、「\*」、「+」は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。  
3. 定数項、職種ダミー、産業ダミーは掲載を省略している。



表5 労働者からみた賃金プレミアムの比較（仮想質問にもとづく推計）

	全サンプル				回答0を除くサンプル			
	育児・介護	短時間	柔軟な働き方		育児・介護	短時間	柔軟な働き方	
	女性	女性	女性	男性	女性	女性	女性	男性
300人以上	-27.6 (1.4)	-22.3 (0.9)	-13.2 (0.9)	-11.0 (0.6)	-34.5 (1.5)	-27.4 (0.9)	-23.6 (1.2)	-24.0 (1.0)
300人未満	-25.4 (0.8)	-23.3 (0.6)	-14.2 (0.6)	-11.7 (0.4)	-31.6 (0.9)	-28.0 (0.6)	-24.7 (0.8)	-23.9 (0.6)
差	-2.2	0.9	0.9	0.7	-2.8 +	0.6	1.1	-0.1
非転職者	-26.0 (0.9)	-22.3 (0.6)	-13.4 (0.6)	-11.2 (0.4)	-32.4 (1.0)	-26.7 (0.6)	-23.4 (0.8)	-23.7 (0.6)
転職者	-26.6 (1.1)	-24.1 (0.9)	-14.7 (0.9)	-11.6 (0.6)	-33.1 (1.2)	-29.4 (0.9)	-25.9 (1.2)	-24.0 (0.9)
差	0.6	1.8	1.3	0.4	0.6	2.7 *	2.4 +	0.3
低離転職率	-27.1 (1.2)	-24.6 (1.0)	-15.6 (1.0)	-11.8 (0.6)	-32.9 (1.3)	-29.0 (0.9)	-25.4 (1.2)	-24.6 (0.9)
高離転職率	-25.7 (0.9)	-22.2 (0.6)	-13.0 (0.6)	-11.3 (0.4)	-32.4 (0.9)	-27.2 (0.6)	-23.8 (0.8)	-23.5 (0.7)
差	-1.4	-2.4 *	-2.5 *	-0.5	-0.5	-1.8	-1.6	-1.1
勤続10年以上	-26.9 (1.1)	-21.8 (0.8)	-13.0 (0.7)	-11.9 (0.5)	-33.9 (1.2)	-27.2 (0.8)	-23.4 (0.9)	-23.9 (0.7)
勤続10年未満	-25.5 (0.9)	-24.0 (0.7)	-14.6 (0.8)	-11.0 (0.5)	-31.5 (1.0)	-28.3 (0.7)	-25.2 (1.0)	-24.0 (0.8)
差	-1.5	2.3 *	1.6	-1.0	-2.5	1.2	1.7	0.1
40歳以上	-28.7 (1.2)	-23.9 (1.0)	-13.3 (0.9)	-11.4 (0.5)	-34.2 (1.3)	-29.0 (0.9)	-24.5 (1.1)	-23.4 (0.7)
40歳未満	-24.7 (0.9)	-22.5 (0.6)	-14.2 (0.7)	-11.6 (0.5)	-31.6 (0.9)	-27.1 (0.6)	-24.3 (0.8)	-24.7 (0.8)
差	-4.0 **	-1.4	1.0	0.2	-2.6 +	-1.9 +	-0.3	1.2
大卒	-25.3 (1.2)	-20.6 (0.8)	-12.4 (0.8)	-10.2 (0.4)	-32.4 (1.3)	-25.9 (0.7)	-22.7 (1.1)	-22.3 (0.6)
大卒以外	-26.6 (0.9)	-24.3 (0.7)	-14.7 (0.7)	-13.8 (0.7)	-32.7 (0.9)	-28.8 (0.7)	-25.2 (0.9)	-26.6 (1.0)
差	1.3	3.6 **	2.3 *	3.6 **	0.3	3.0 **	2.5 +	4.3 **
高賃金	-28.0 (1.4)	-23.3 (1.0)	-12.8 (0.9)	-11.4 (0.4)	-34.5 (1.5)	-28.2 (0.9)	-23.7 (1.2)	-23.5 (0.6)
低賃金	-25.4 (0.8)	-22.8 (0.6)	-14.3 (0.6)	-11.8 (0.7)	-31.8 (0.9)	-27.6 (0.6)	-24.7 (0.8)	-25.1 (1.0)
差	-2.6 +	-0.4	1.5	0.4	-2.7	-0.6	1.0	1.7
週60時間以上	-25.8 (2.3)	-22.9 (1.4)	-12.4 (1.6)	-14.7 (1.2)	-32.2 (2.5)	-27.3 (1.2)	-22.6 (2.1)	-27.5 (1.7)
週60時間未満	-26.2 (0.8)	-23.0 (0.6)	-14.0 (0.6)	-11.0 (0.4)	-32.7 (0.8)	-27.9 (0.6)	-24.6 (0.7)	-23.4 (0.6)
差	0.4	0.1	1.7	-3.7 *	0.5	0.5	2.0	-4.1 **

備考) 1. 括弧内は標準偏差。

2. 「\*\*」、「\*」、「+」は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意な差があることを示す。

表 6 企業からみた賃金プレミアムの比較（仮想質問にもとづく推計）

	全サンプル			回答-100を除くサンプル		
	育児・介護	短時間	柔軟な働き方	育児・介護	短時間	柔軟な働き方
制度なし	-64.8 (2.2)	-61.6 (2.1)	-70.4 (2.0)	-10.3 (1.3)	-13.4 (1.2)	-12.4 (1.5)
制度あり	-47.1 (3.7)	-47.3 (3.9)	-48.0 (4.3)	-9.5 (1.6)	-11.3 (1.9)	-6.8 (1.2)
差	-17.7 **	-14.3 **	-22.5 **	-0.8	-2.2	-5.6 *
非製造業	-58.3 (2.9)	-54.7 (2.8)	-65.3 (2.7)	-10.8 (1.6)	-13.1 (1.5)	-12.3 (1.9)
製造業	-61.4 (2.6)	-61.0 (2.5)	-66.1 (2.5)	-9.4 (1.3)	-12.6 (1.2)	-9.4 (1.3)
差	3.1	6.3 +	0.8	-1.4	-0.6	-2.9
300人以上	-58.0 (4.7)	-54.8 (4.6)	-63.1 (4.6)	-5.1 (1.5)	-7.8 (1.5)	-5.4 (1.6)
300人未満	-60.4 (2.1)	-58.9 (2.0)	-66.3 (2.0)	-11.1 (1.2)	-14.0 (1.1)	-11.9 (1.3)
差	2.4	4.1	3.3	6.0 *	6.1 *	6.5 *
勤続15年以上	-62.0 (2.7)	-60.2 (2.6)	-67.7 (2.5)	-8.6 (1.4)	-12.7 (1.4)	-10.5 (1.6)
勤続15年未満	-57.8 (2.7)	-56.0 (2.7)	-63.7 (2.7)	-11.4 (1.5)	-13.0 (1.4)	-10.9 (1.6)
差	-4.3	-4.1	-4.0	2.9	0.3	0.4
低離転職率	-54.6 (3.0)	-55.0 (2.8)	-62.5 (2.9)	-8.8 (1.2)	-11.7 (1.1)	-9.7 (1.5)
高離転職率	-64.0 (2.5)	-60.7 (2.5)	-68.2 (2.4)	-11.2 (1.6)	-13.8 (1.6)	-11.6 (1.7)
差	9.4 *	5.7	5.7	2.3	2.1	2.0
労働保蔵大	-62.0 (2.7)	-62.1 (2.6)	-68.1 (2.6)	-8.7 (1.3)	-11.7 (1.4)	-9.3 (1.6)
労働保蔵小	-58.0 (2.7)	-54.4 (2.6)	-63.5 (2.6)	-11.2 (1.5)	-13.7 (1.4)	-11.9 (1.6)
差	-4.0	-7.7 *	-4.6	2.5	2.0	2.7

備考) 1. 括弧内は標準偏差。

2. 「\*\*」、「\*」、「+」は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意な差があることを示す。