KEIO UNIVERSITY
MARKET QUALITY RESEARCH PROJECT
(A 21st Century Center of Excellence Project)

KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES

DP2004-15

日本における男女間の賃金格差

三好　向洋*
柳田　征児**

要旨

男女で同じ特性を持つ労働力が同額の賃金を受け取っていないという仮説を実証分析で検定することで、日本の労働市場の質に注目しているものである。

*　慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程
**　慶應義塾大学大学院商学研究科修士課程

Graduate School of Economics and Graduate School of Business and Commerce,
Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

日本における男女間の賃金格差

三好 向洋
柳田 征児

1　はじめに

日本の女子の平均賃金を男子の平均賃金と比較すると著しく低く、先進国の中ではその格差は最も大きい。[1]この格差が労働市場にある女性差別から生まれているという仮説は、実証分析で確かめる必要があると考えられる。この仮説の検定のためには、賃金や就業状態に影響を与える特性の情報を含むマイクロデータが必要になるが、そのような十分な情報を提供するマイクロデータはこれまでは入手困難であった。

ここで我々が利用可能な慶應家計調査は、賃金や就業状態に影響を与える特性を十分に含んでいる。この章の目的は、そのデータをもとに、賃金格差が男性と女性の特性の差だけでは説明できないという仮説を検定することである。労働市場に女性差別がなければ、同じ特性を持つ男性と女性はそれぞれ同じ賃金を受け取るはずであり、賃金格差は男性と女性の特性の差だけで説明が可能になるからである。

上の目的を達成するために、ここでは以下のような方法を用いる。男性と女性でそれぞれ賃金関数を推定し、それぞれの賃金関数の係数が有意に異なるという仮説検定を行うのである。賃金格差が男性と女性の特性の差だけで説明が付くのであれば、それぞれのサンプルで推定された賃金関数は同じ係数を持つことが期待されるということがこの方法の前提となっている。賃金関数を推定する際には、就業して実際に賃金を受け取っている者のみを対象にすると、信頼できる推定結果が得られない可能性があることが知られている[2]ので、この章では、就業をするかしないかという選択を考慮に入れる推定方法もあわせて行う。

日本の男女間の賃金格差に注目した研究はこれまでも樋口 (1991) をはじめとして多くの実証研究が存在しているが、この章での研究はそれら先行研究と比較して次のような特徴をもつ。まず、慶應家計調査の特徴である豊富な就業履歴の情報を活かしているという点である。労働市場でどのような経験を積み人的資本を蓄積してきたかという情報は賃金関数の推定に際し重要な情報であるが、これまでの日本のマイクロデータではそのような豊富な情報は入手困難であり、年齢や勤続年数を人的資本の蓄積の代理変数として用いざるを得なかった。この研究では現在勤めている職場以外での労働経験が何年存在するかという情報や、正規雇用者として、あるいは臨時雇用者として何年労働経験があるか、また、職に就いていない年数が何年あるかという情報を利用することができるので、それらの情報を十分に利用した信頼性の高い賃金関数を推定し、信頼性の高い仮説検定を行うことができる。次に、先行研究ではデータの制約上考慮されてこなかったサンプルセレクションバイアスを十分に考慮しているという点である。具体的には、就業状態を考慮に入れた、Heckman (1976) の方法を用いた賃金関数の推定もあわせて行い、更に信頼性の高い仮説検定を行っている。

この章の構成は以下のとおりである。2 節では先行研究のサーベイを行い、3 節では先行研究と同様の推定方法を用い、同じ特性を持つ男女がそれぞれ同じ賃金を受け取っているかという仮説の検定が行われる。4 節では、サンプルセレクションバイアスを考慮したうえで同じ仮説の検定が行われる。5 節では、結論がまとめられる。

2　先行研究のサーベイ

上に述べたような、日本における男女間の賃金格差はこれまでの先行研究でも注目を集めてきた。まず、樋口 (1991) は日本における終身雇用制度に注目し、勤続年数が賃金に大きく影響をあたえるような賃金構造の中では、出産などで一時的に労働市場を離れることの多い女性は、そうでない男性と比較して低い賃金を受けざるを得な

[1] Mincer (1985) を参照。1980 年の男子の平均賃金を 100 とすると、女子の平均賃金はスウェーデンが 90、イギリスが 79 であるのに対し、日本は 54 である。

[2] Heckman (1976) を参照

いということを実証分析によって明らかにしている[3]。

上で述べた平均賃金の差は、男女それぞれの平均的な特性の差から生じるものと、同じ特性であっても評価が異なるために生じるものの 2 つに分けられる。[4]Oaxaca (1973) は、賃金の差が生まれる要因として、男女それぞれの平均的な特性の差から生まれるものと、同じ特性であるのに評価が異なるために生じるものとを要因分解する手法を確立した。[5]以下では、この方法を日本の賃金関数に適用し、同じ特性であっても評価が異なるために生じる賃金格差の存在を明らかにした研究を 3 つ紹介する。樋口 (1991) は 1978 年から 1988 年の『賃金構造基統計調査』の個票データを用い一般労働者について男女間の賃金格差を要因分解し、特性が同一でも評価が異なるために生じる格差が存在することを明らかにした。特性の中でも、年齢に対する評価の差によるものが最も大きいとしている。永瀬 (2003) は 1999 年の『就業形態の多様化に関する調査』の個票データを用い、非正規雇用者も含めて男女間賃金格差を要因分解し、これも特性が同一であるのに評価が異なるために生じる格差の存在を明らかにしている。ここでも年齢の賃金に与える評価の差によるものが最も大きいとしている。中田 (1997) は 1993 年の『賃金構造基本統計調査』および 1992 年の『賃金労働時間制度等総合実態調査』の個票データを用い、一般労働者について男女間賃金格差を要因分解し、同じ特性であるのに評価が異なるために生じる賃金格差の存在を明らかにしている。ここでも年齢が賃金に与える評価の差によるものが最も大きいとしている。

上で述べたようなこれまでの研究は、データの制約上の問題から年齢や経験年数などの労働市場における人的資本の蓄積を示す変数を十分に利用していなかった。しかし永瀬 (2003) が指摘しているように、より詳細な経験年数、例えば現在の職場以外で何年働いているか（以下では外部実経験年数と呼ぶ）や、人的資本が減耗していると考えられる、どの職場にも就いていない期間、(以下では離職経験年数と呼ぶ) も必要になると考えられる。この研究では個人の就業履歴に関する情報が豊富な慶應家計調査のデータを利用しているため、それらの情報を適切に利用して仮説検定を行う。

サンプルセレクションバイアスを考慮するこの研究では就業状態に注目するが、就業状態に注目した研究としては、既婚者では男性が家計の主たる働き手となることが社会通念上多いということに注目した武内 (2004) などの実証分析が存在する。これは既婚女性の就業率が夫の収入と負の相関があるというダグラス=有沢の法則を検定しているものであるが、この法則は、小原 (2001) などによって、近年成り立たなくなっている可能性も指摘されている。

3 実証分析

本研究では『慶應家計調査』(2004 年) の個人の履歴データを用いて、外部実経験年数および離職経験年数を新たに加えることで賃金格差の推計を行う。実証分析で対象とするサンプルは、『慶應家計調査』(2004 年) の調査対象サンプルとその配偶者サンプルのうち、18 歳から 59 歳までの 正規雇用者と非正規雇用者に限定し、企業経営者や自営業者などは分析対象から除外している。それ以外の年齢のものだと定年などの異なる就業決定要因が生まれうるからであり、また自営業者だと受け取っている収入が労働の対価とはみなしにくいからである。推計にもちいたデータの記述統計は表 1 にまとめられている。

ここで推定に用いるモデルは以下のとおりである。

$$lnW = X\beta + \epsilon. \tag{1}$$

これは片対数の賃金関数、いわゆるミンサー型賃金関数であり、それぞれの説明変数が 1 単位増加した時の限界効果を計測することを目的としている。 lnW は時間あたり賃金率 の自然対数値、 β は各変数の係数、 X は説明変数、ϵ は誤差項である。このモデルは定数項も含む。説明変数のダミー変数には、就業形態ダミー、学歴ダミー、企業規模ダミー、産業ダミー、地域ダミーを用いている。説明変数の連続変数には、人的資本の蓄積の度合いを示す年齢や勤続年数、外部実経験年数や離職経験年数を使用可能であり、その組み合わせは幾つか考えられるが、ここでは以下の 3 つの組み合わせを用いている。

[3]その他、Houseman and Abraham (1993) を参照

[4]ここでは、勤続年数という特性を例としてあげる。出産などで一時的に労働市場を離れることの多い女性は、男性に比べて勤続年数が低くなる傾向がある。平均賃金の差の要因として、この勤続年数の差のような特性の差から生まれるものと、勤続年数が同一であっても勤続年数に対する評価が男女で違うためにおこるものの二つが考えられるということである。

[5]堀 (2003) は、この分解を男性加重で要因を推計するか女性加重で要因を推計するかによって格差の説明力が異なることを指摘している。堀 (2003) は 1990 年と 2000 年の『賃金構造基本統計調査』の個票データを用い、パート労働者も含めて男女間賃金格差を計測し要因分解を行っている 。

- 推計 1：年齢・勤続年数
- 推計 2：外部正規雇用経験年数・外部臨時雇用経験年数・勤続年数・離職経験年数
- 推計 3：外部正規雇用経験年数・外部臨時雇用経験年数・正規雇用勤続年数・臨時雇用勤続年数・離職経験年数

推計 1 は先行研究との照合を目的としたものである。推計 2 は年齢の代わりに外部実経験年数と離職経験年数を用いて、外部経験の効果を詳細に計測することを目的としている。推計 3 は推計 2 をの勤続年数を「正規雇用勤続年数」と「非正規雇用勤続年数」に置き換え 、勤続年数の効果も詳細に計測することを目的としている。それぞれの推定結果は表 2 にまとめられる。これらの賃金関数から得られた係数、およびそれぞれ使用した変数の平均値を用いて、Oaxaca and Ransom (1994) の方法に基づく要因分解を行い、同じ特性であるのに評価が異なるために生じている賃金格差の存在を明らかにする。要因分解に用いた方法は以下の通りである。

男性の平均賃金を $\overline{W}_m$ 女性の平均賃金を $\overline{W}_f$、それぞれの賃金関数で用いた説明変数の平均値をそれぞれ $\overline{X}_m$,$\overline{X}_f$、係数を β_m,β_f とかくと

$$ln\overline{W}_m = \overline{X}_m\beta_m, \tag{2}$$

$$ln\overline{W}_f = \overline{X}_f\beta_f, \tag{3}$$

とかける。すると、

$$ln\overline{W}_m - ln\overline{W}_f = \overline{X}_m(\beta_m - \beta^*) + \overline{X}_f(\beta^* - \beta_f) + (\overline{X}_m - \overline{X}_f)\beta^*, \tag{4}$$

となる。ここで β^* は男性・女性のサンプルの違いはあるが、労働市場に差別が存在しないという仮定をおき、男女共通の評価を示す値として用いるものである。ここでの右辺が $ln\overline{W}_m - ln\overline{W}_f$ を 3 つの要因に分解したものである。第 1 項と第 2 項は同じ特性であるのに評価が異なることから生まれている賃金格差を表すものであり、第 3 項は男女それぞれで平均的な特性が異なることから生まれる格差である。特に第 1 項は男女共通の評価に比べて男性がどれだけ高い評価を受けているか、第 2 項は男女共通の評価に比べて女性がどれだけ低い評価を受けているかを示したものである。これらの項を左辺の $ln\overline{W}_m - ln\overline{W}_f$ で割った値を、表 3 に評価の格差、および特性の格差として掲載している。

推計結果は表 2 に示されている。カイ自乗検定の結果より、推計 1、推計 2、推計 3 のいずれからも男女それぞれで賃金関数の係数が同一であるという仮説は棄却される。したがって先行研究と同様の方法をとっても、先行研究より人的資本の蓄積の経路に対し詳細な情報を用いている推定方法でも労働市場に女性差別がある可能性を否定できないことがわかる。このなかで最も人的資本の蓄積の経路に対し詳細な分類を用いている推計 3 をみると、男女間の賃金評価の格差の原因として大きいものは、外部正規雇用経験年数、正規雇用勤続年数であると推測される。逆に、評価の格差を縮小させるものは、離職経験年数である。評価の格差にあまり影響しないのが、臨時雇用経験年数、非正規雇用勤続年数である。

表 2 の推定結果から賃金格差の要因分解をしたものが表 3 にまとめられている。推計 3 をもとにした要因分解を見ると、平均値でみた男女間賃金格差のうち、85%は特性の差から生じるものであることがわかる。つまり、特性が男女で同一であれば、平均男女間賃金格差は 85%解消されることになるということである。残りの 15%が、同じ特性であっても評価が異なることから生じる格差、つまり女性に対する賃金差別となる。離職経験年数については、ここではむしろ男性のほうが不利な評価を受けること (-5%) がわかる。勤続年数についてみると、正規雇用勤続年数の評価からは、女性に対する差別があることが示唆 (+16%) される。特性が同一なのに評価が異なることから生まれる格差の要因として、最も大きいのが外部正規雇用経験年数（24%）であり、次いで正規雇用勤続年数（16%）、企業規模（11%）である。

以上より、賃金関数を推定した結果日本の労働市場に女性差別が存在する可能性が否定できないことがわかった。以下では、サンプルセレクションバイアスを考慮した上で同様の検定を行う。

4　サンプルセレクションバイアスを考慮した仮説検定

ここでは、上の推定結果が以下に述べるサンプルセレクションバイアスにより一致統計量を得られていない可能性を考慮して、以下のような方法で仮説を検定することを考える。ここで用いるモデルは以下のとおりである。

$$
\begin{aligned}
& d_i^* = w_i'\alpha + \epsilon_i,\ d_i = 1[d_i^* > 0], && \text{(就業の選択)} \\
& y_i = x_i'\beta + u_i, && \text{(賃金の決定)} \\
& w_i = (x_i', c_i')',\ E(\epsilon|w_i) = E(u|w_i) = 0, && \\
& d_i y_i, w_i, x_i \text{ のみが観察可能} && (5)
\end{aligned}
$$

ここで、d_i が労働をするかを表す変数 (労働をしている=1, それ以外=0)、y_i が賃金、w_i は労働を行うかどうかに影響を与える変数である。例えば、世話が必要な乳幼児がいるかどうかという変数であったり、あるいは学歴など賃金に影響を与える変数がその候補となる。ここで d_i^* は市場で労働を提供した時の効用と家庭にいるときの効用の差と解釈することができる。また、x_i は賃金に影響を与える変数で、例えば学歴や、それまでにどれくらい労働を経験したことがあるかといった変数がその候補となる。

上のように、市場で提示される賃金全てが観察できず、労働を実際に行っているもののみの賃金しか観察できないことを、サンプルセレクション問題という。(上では y_i でなく、$d_i y_i$ しか観察できないということ。) サンプルセレクションの問題があるときに、問題がないと仮定して最小自乗法で推定をおこなうと、一致性が一般には満たされず、つぎのように偏りが生じることが示される。

$$E(y|w, d=1) = E(x'\beta + u|w, d=1) = x'\beta + E(u|w, d=1) = x'\beta + E(u|w, \epsilon > -w'\alpha) \neq x'\beta$$

ここで示されている推定量の偏りは、ϵ,u が w と独立のときだけ、$E(u|w, \epsilon > -w'\alpha) = E(u|w) = 0$ となって消滅する。この偏りを消す方法は、Appendix を参照。

ここでは Heckman (1976) に従い、Heckman の二段階推定方法として知られる推定方法を用いて男女それぞれ賃金関数を推定し、仮説を検定する。ここで分析の対象になるのは、18 歳から 59 歳までの正規雇用者と非正規雇用者であり、企業経営者や自営業者、また学生は分析対象から除外している。60 歳以上や学生だと定年などそれ以下の年齢のものと異なる就業決定要因が生まれうるからであり、また自営業者だと受け取っている収入が労働の対価とはみなしにくいからである。さらに、既婚者であれば就業をするかいなかの選択に影響をあたえる要因が多く観察できるため、既婚者のみに限定した推定をあわせて行っている。[6]

賃金関数の被説明変数としては上と同様に時間あたり賃金率の対数値を取り、また、就業決定関数の説明変数としては昨年仕事を全く行ったことがなければ 0, そうでなければ 1 というダミー変数を作成して用いている。賃金関数の推定には上の推計 3 と同じ説明変数を用いている。また、就業決定関数の説明変数としては、x_i' =(外部正規雇用実経験年数、その自乗、外部臨時雇用実経験年数、その自乗、離職経験年数、その自乗、学歴、6 歳-4 歳の子供の数、3 歳未満の子供の数, 配偶者の 3 年間の平均収入、配偶者の変動収入 (=配偶者の去年の年収-配偶者の平均年収)、配偶者が配偶者手当を受け取っているかのダミー。世帯の純資産) という説明変数を用いている。これらの変数の記述統計が表 4 にまとめられている。この表から、男性と女性の学歴構成にはそれほど差がないのにもかかわらず、就業を選択する人数に大きな差が出ていることを読み取ることができる。

就業するかどうかを推定した結果が表 5 に、賃金関数を推定した結果が表 6 にまとめられている。表 5 から、男性と女性でそれぞれ就業を選択する要因が異なることがわかる。また、表 6 の逆 Mills 比から、男性に関してはサンプルセレクションバイアスの問題を否定できないことがわかる。それをふまえて、それぞれの推定結果から係数が同一であるかという Chow 型のカイ自乗検定を行うと、男性と女性の賃金関数の係数が同一であるという証拠を得られない。[7]したがってサンプルセレクションバイアスを考慮した上でも男女賃金格差は、男女それぞれの特性の差だけでは説明できるとはいえず、労働市場において女性差別が行われている可能性は否定できないことがわかる。

[6] このようにサンプルを限定することで、別のサンプルセレクション問題が生じる可能性がある。例えば、結婚をするものとしないもので能力に差がある可能性から、賃金に差が生まれうるなどの問題である。しかし、ここではとりあえずその問題は考慮しない。

[7] ここでのテストは男性と女性の行動が独立であるとの仮定をおいた上で行っている。しかし、ここでは既婚者の男性女性をサンプルにとっているので、そのような仮定が満たされないことが考えられるが、ここではそれを考慮していない。

5 まとめ

この章での推定結果から、先行研究より詳細な情報を用いた上でも、サンプルセレクションバイアスを考慮した上でも男女賃金格差は男女それぞれの特性の差だけでは説明できないことがわかった。この結果より、労働市場において女性差別が行われている可能性は否定できないことがわかる。

Appendix

推定量の偏り $E(u|w,\epsilon > -w'\alpha)$ をうまく消すことを考えるために、つぎのような展開を行う。$\sigma_{\epsilon u} \equiv \mathrm{COV}(\epsilon, u)$,$\sigma_\epsilon^2 \equiv V(\epsilon)$,$\sigma_u^2 \equiv V(u)$ とおいて、また、$E(\epsilon|w_i) = E(u|w_i) = 0$ が仮定されていたことから、

$$E(u|\epsilon, w) = (\sigma_{\epsilon u}/\sigma_\epsilon^2) \cdot \epsilon,$$

を仮定すると、

$$\begin{aligned}
&E(u|w,\epsilon > -w'\alpha)\\
=&(\sigma_{\epsilon u}/\sigma_\epsilon^2) \cdot E(\epsilon|w,\epsilon > -w'\alpha)\\
=&(\sigma_{\epsilon u}/\sigma_\epsilon^2)\sigma_\epsilon E(\epsilon/\sigma_\epsilon|w,\epsilon/\sigma_\epsilon > -w'\alpha/\sigma_\epsilon)\\
=&\rho\sigma_u \cdot E(\epsilon/\sigma_\epsilon|w,\epsilon/\sigma_\epsilon > -w'\alpha/\sigma_\epsilon),
\end{aligned}$$

を導くことができる。さらに、ϵ が平均0、分散 σ_e の正規分布に従うと仮定し、$\rho \equiv \mathrm{COR}(\epsilon, u)$ とおくと、

$$\rho\sigma_u \cdot \phi(w'\alpha/\sigma_\epsilon)/\Phi(w'\alpha/\sigma_\epsilon)$$

を導くことができる。ただし、ϕ, Φ はそれぞれ正規分布の確率密度関数と分布関数を表す。これは一般に、$\rho = 0(\sigma_{\epsilon u} = 0)$ でないと消滅しないので、つぎのような方法をとる。

ここでは最小自乗法で推定するために、上の偏りを説明変数に持ってくることで対処することを考える。まず、

$$\lambda(w'\alpha/\sigma_\epsilon) \equiv \phi(w'\alpha/\sigma_\epsilon)/\Phi(w'\alpha/\sigma_\epsilon)$$

とおく。次に、$\lambda_{N_i} \equiv \lambda(w_i' a_N)$ とおいて、$d_i y_i$ を $d_i \cdot (x_i', \lambda_{N_i})'$ で最小自乗推定することで、一致推定量 $\gamma \equiv (\hat{\beta}'\rho\hat{\sigma}_u)'$ を得ることができる。これは、Heckman's Two-Stage Estimator とよばれ、まず probit を用いて α を推定し、その推定された α を用いて $\gamma \equiv (\hat{\beta}'\rho\hat{\sigma}_u)'$ を推定する方法が Heckman の 2 段階推定法として知られるものである。

このような方法を既婚者の男女それぞれに行う場合、一段階目の就業を行うかそうでないかという選択は夫婦間で独立でないことが想定されるため、bivariate probit や同時 probit を行い、同時性の問題を解消するという方法が考えられるが、ここではそのような方法を取っていない。

参考文献

Heckman, James J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables." *Annals of Economic and Social Measurement.* Vol. 5. pp. 475–492.

Houseman, Susan N. and Katharine G. Abraham (1993) "Female Workers as a Buffer in the Japanese Economy." *AEA Papers and Proceedings.* pp. 45–51.

Mincer, Jacob (1985) "Inter-Country Comparisons of Labor Force Trends and of Releated Developments: An Overview." *Journal of Labor Economics.* Vol. 3. No. 1. pp. S1–S32.

Oaxaca, Ronald L. and Michael R. Ransom (1994) "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics.* No. 5-21.

Oaxaca, Ronald L. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review.* Vol. 14. pp. 693–709.

永瀬伸子 (2003)「男女間および就業形態間の賃金構造と賃金格差の推計」『日本労働研究機構調査研究報告書 No. 158 非典型雇用労働者の多様な就業形態-「就業形態の多様化に関する総合実態調査」等による実証分析-』労働政策研究・研修機構,.

小原美紀 (2001)「専業主婦は裕福な仮定の象徴か?-妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』第 493 号，15–29 頁.

中田喜文 (1997)「日本における男女間賃金格差の要因分析」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会,.

樋口美雄 (1991)「女子の学歴別就業経歴と賃金構造」『日本経済と就業行動』. 東洋経済新報社.

武内真美子 (2004)「女性就業のパネル分析-配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』第 527 巻，76–88 頁.

堀春彦 (2003)「男女間賃金格差および男女間賃金格差縮小の規定要因分析」『男女間賃金格差の解消に向けて』. 厚生労働省雇用均等・児童家庭局.

	男性		女性	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
時間あたり賃金率	2105.0	1452.7	1318.5	1152.3
時間あたり賃金率（対数値）	7.5	0.6	7.0	0.5
年齢	41.1	10.3	41.0	10.5
外部正規雇用経験年数	7.2	8.7	6.4	6.1
外部臨時雇用経験年数	0.6	2.1	3.1	4.4
勤続年数	13.1	10.9	6.4	7.5
正規雇用勤続年数	13.0	11.0	4.4	7.8
臨時雇用勤続年数	0.1	1.2	2.0	3.6
離職経験年数	0.4	1.6	6.2	7.4
中卒	5.0 %		5.2 %	
高卒（基準）	45.3 %		49.9 %	
短大・高専卒	6.5 %		23.1 %	
大卒	36.2 %		14.1 %	
大学院卒	3.6 %		0.6 %	
専門学校卒・その他	3.4 %		7.1 %	
正規雇用者（基準）	92.8 %		41.9 %	
サンプル数	1429		976	

表 1: 記述統計

被説明変数=時間当たり賃金率の対数値	推計 1		推計 2		推計 3	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
年齢	0.059***	0.019				
	(0.012)	(0.012)				
年齢２乗	-0.001***	-0.000**				
	(0.000)	(0.000)				
外部正規雇用経験年数			0.110***	0.01	0.110***	0.013
			(0.023)	(0.035)	(0.022)	(0.035)
外部正規雇用経験年数２乗			-0.007**	-0.004	-0.007**	-0.005
			(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.007)
外部臨時雇用経験年数			0.004	0.041	0.004	0.045
			(0.055)	(0.041)	(0.055)	(0.042)
外部臨時雇用経験年数２乗			0.006	-0.013	0.006	-0.015
			(0.012)	(0.010)	(0.012)	(0.010)
勤続年数	0.098***	0.042	0.199***	0.035		
	(0.020)	(0.029)	(0.018)	(0.029)		
勤続年数２乗	-0.002	0.015***	-0.009***	0.012**		
	(0.003)	(0.005)	(0.002)	(0.005)		
非正規雇用ダミー	-0.102*	-0.128***	-0.072	-0.107**	-0.088	-0.037
	(0.060)	(0.041)	(0.065)	(0.044)	(0.070)	(0.061)
正規雇用勤続年数					0.199***	0.083**
					(0.018)	(0.039)
正規雇用勤続年数２乗					-0.009***	0.005
					(0.002)	(0.006)
非正規雇用勤続年数					0.307*	-0.041
					(0.159)	(0.068)
非正規雇用勤続年数２乗					-0.042	0.031
					(0.028)	(0.025)
離職経験年数			-0.201**	-0.107***	-0.204**	-0.104***
			(0.081)	(0.028)	(0.081)	(0.028)
離職経験年数２乗			0.064***	0.012***	0.064***	0.012***
			(0.023)	(0.005)	(0.023)	(0.005)
中卒	-0.109*	-0.031	-0.122**	-0.043	-0.121**	-0.04
	(0.061)	(0.074)	(0.060)	(0.076)	(0.060)	(0.075)
短大・高専卒	0.090*	0.082**	0.103**	0.081**	0.102**	0.079*
	(0.048)	(0.041)	(0.049)	(0.041)	(0.048)	(0.041)
大卒	0.122***	0.203***	0.163***	0.175***	0.162***	0.174***
	(0.026)	(0.049)	(0.026)	(0.050)	(0.026)	(0.050)
大学院卒	0.221***	0.661***	0.300***	0.606***	0.299***	0.607***
	(0.076)	(0.157)	(0.076)	(0.157)	(0.076)	(0.160)
専門学校卒・その他	-0.04	0.127*	-0.007	0.131*	-0.007	0.134**
	(0.063)	(0.067)	(0.063)	(0.069)	(0.063)	(0.068)
Constant	5.782***	6.605***	6.863***	6.932***	6.865***	6.885***
	(0.220)	(0.234)	(0.053)	(0.080)	(0.052)	(0.087)
Observations	1429	976	1429	976	1429	976
R-squared	0.48	0.31	0.48	0.32	0.48	0.32
χ^2統計量	215.46***		161.49***		153.36***	

表 2: 推定結果

Notes:
(1) 括弧内は White の標準誤差を示す
(2) *, **, ***はそれぞれ有意水準 10%,5%,1%を示す
(3) 説明変数には他に企業規模、産業、地域のダミー変数を含めており、掲載は省略している
(4) χ^2 検定統計量 は、男女間の係数との差の検定を示したものである
(5) 各経験年数と勤続年数については、係数の数値を見やすくするために 1/5 年を単位として用いている

	評価の格差			特性の格差		
	推計 1	推計 2	推計 3	推計 1	推計 2	推計 3
要因の合計	25 %	16 %	15 %	75 %	84 %	85 %
年齢	245 %	-	-	1 %	-	-
外部正規雇用経験年数	-	24 %	24 %	-	1 %	1 %
外部臨時雇用経験年数	-	-1 %	-2 %	-	0 %	-1 %
勤続年数	-7 %	32 %	-	31 %	37 %	-
正規雇用勤続年数	-	-	16 %	-	-	52 %
臨時雇用勤続年数	-	-	4 %	-	-	-4 %
離職経験年数	-	-6 %	-5 %	-	22 %	21 %
非正規雇用	-14 %	0 %	0 %	28 %	12 %	3 %
学歴	-12 %	-6 %	-6 %	10 %	9 %	9 %
企業規模	10 %	11 %	11 %	5 %	5 %	5 %
産業	-18 %	-15 %	-15 %	-2 %	-4 %	-4 %
地域	-6 %	-8 %	-8 %	2 %	2 %	2 %
定数項	-172 %	-14 %	-4 %	-	-	-
観察値格差		37.4 %				
平均値格差		47.8 %				

表 3: 平均値格差（100%）に占める要因

	男性		女性		既婚男性		既婚女性	
Variable	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
正規雇用経験年数	7.88	9.52	6.44	6.16	8.23	9.78	6.77	6.15
臨時雇用経験年数	0.73	2.74	2.90	4.51	0.56	2.46	2.93	4.49
離職経験年数	0.64	2.20	9.66	9.51	0.49	1.79	10.64	9.54
中卒	5.89 %		5.62 %		5.80 %		5.63 %	
短大卒	5.51 %		22.80 %		5.25 %		22.30 %	
大卒	34.72 %		13.05 %		34.96 %		12.10 %	
大学院卒	3.58 %		0.39 %		3.17 %		0.30 %	
専門学校卒	3.20 %		6.20 %		3.26 %		6.24 %	
配偶者平均年収	78.18	157.13	453.43	344.13	95.03	168.57	534.17	310.43
配偶者変動年収	1.26	42.62	-3.32	66.54	1.53	46.99	-3.91	72.21
配偶者手当受領	2.91 %		34.63 %		3.53 %		40.79 %	
純資産	-162.40	1901.06	37.81	1697.60	-238.51	2007.99	-59.65	1691.99
4-6 才子供の数	0.03	0.18	0.03	0.17	0.04	0.20	0.04	0.19
0-3 才子供の数	0.09	0.32	0.08	0.30	0.11	0.35	0.09	0.32
サンプル数	1342		1548		1104		1314	
	うち就業者							
時給	1849.72	1491.06	991.55	1299.23	2014.05	1544.27	983.98	1377.63
正規雇用勤続年数	12.52	11.06	3.95	7.68	14.01	11.04	4.03	7.99
臨時雇用勤続年数	0.10	0.82	1.91	3.68	0.07	0.78	2.23	3.97
サンプル数	1300		896		1082		686	

表 4: 記述統計

	男性	女性	既婚男性	既婚女性
外部正規雇用経験年数	0.155	-0.013	0.002	0.019
	(0.164)	(0.076)	(0.269)	(0.082)
外部正規雇用経験年数２乗	-0.042*	-0.02	-0.031	-0.023
	(0.023)	(0.014)	(0.036)	(0.015)
外部臨時雇用経験年数	-0.211	0.713***	-0.578	0.831***
	(0.292)	(0.101)	(0.508)	(0.109)
外部臨時雇用経験年数２乗	0.008	-0.180***	0.057	-0.215***
	(0.060)	(0.029)	(0.106)	(0.032)
離職経験年数	-2.352***	-0.616***	-4.385***	-0.571***
	(0.327)	(0.064)	(1.048)	(0.068)
離職経験年数２乗	0.468***	0.041***	1.536***	0.038***
	(0.095)	(0.010)	(0.496)	(0.011)
中卒	-0.196	0.219	-0.873*	0.268
	(0.345)	(0.169)	(0.499)	(0.182)
短大・専門学校卒	0.231	-0.203**	-0.245	-0.225**
	(0.551)	(0.091)	(0.740)	(0.095)
大学・院卒	-0.007	-0.351***	0.042	-0.433***
	(0.266)	(0.123)	(0.457)	(0.131)
配偶者平均年収	-0.381	-1.8	-4.426	1.059
	(6.910)	(1.226)	(8.810)	(1.350)
配偶者変動年収	-19.712	-12.933**	-22.939	-11.536*
	(57.496)	(6.037)	(93.966)	(5.995)
配偶者が配偶者手当を受取っている	-0.878*	-0.437***	-1.294*	-0.382***
	(0.481)	(0.080)	(0.742)	(0.081)
世帯純資産	-1.867**	0.019	-2.819**	-0.061
	(0.763)	(0.230)	(1.195)	(0.241)
4-6 才子供の数		-0.681***		-0.631***
		(0.226)		(0.224)
0-3 才子供の数		-1.167***		-1.033***
		(0.142)		(0.143)
定数項	2.979***	1.495***	4.321***	1.136***
	(0.275)	(0.122)	(0.684)	(0.140)
Observations	1342	1548	1104	1314

表 5: Heckit 一段階目: probit

Notes:

(1) 括弧内は標準誤差を示す

(2) *, **, ***はそれぞれ有意水準 10%,5%,1%を示す

(3) 各経験年数と勤続年数については、係数の数値を見やすくするために 1/5 年を単位として用いている

	男性	女性	既婚男性	既婚女性
外部正規雇用経験年数	0.180***	-0.026	0.167***	-0.058
	(0.041)	(0.103)	(0.044)	(0.124)
外部正規雇用経験年数２乗	-0.023***	0.003	-0.022***	0.01
	(0.007)	(0.021)	(0.007)	(0.024)
外部臨時雇用経験年数	0.114	0.035	0.065	0.039
	(0.116)	(0.153)	(0.132)	(0.201)
外部臨時雇用経験年数２乗	-0.057*	-0.011	-0.043	0.003
	(0.031)	(0.043)	(0.033)	(0.056)
正規雇用勤続年数	0.208***	0.290**	0.179***	0.403***
	(0.039)	(0.118)	(0.044)	(0.155)
正規雇用勤続年数２乗	-0.008	-0.025	-0.005	-0.041*
	(0.005)	(0.019)	(0.006)	(0.023)
非正規雇用勤続年数	-0.835**	-0.703***	-0.946*	-0.583***
	(0.324)	(0.183)	(0.496)	(0.204)
非正規雇用勤続年数２乗	0.254**	0.189***	0.291**	0.170***
	(0.100)	(0.057)	(0.135)	(0.063)
離職経験年数	-0.534***	-0.143	-0.598***	-0.115
	(0.205)	(0.114)	(0.204)	(0.127)
離職経験年数２乗	0.139**	0.007	0.211***	0.009
	(0.055)	(0.019)	(0.072)	(0.021)
非正規雇用ダミー	-0.017	-0.05	-0.268	-0.074
	(0.138)	(0.173)	(0.190)	(0.228)
中卒	-0.223**	-0.072	-0.194*	0.095
	(0.112)	(0.229)	(0.118)	(0.257)
短大・高専卒	0.176*	0.303**	0.137	0.350**
	(0.102)	(0.126)	(0.111)	(0.153)
大卒	0.192***	0.419***	0.171***	0.497**
	(0.054)	(0.156)	(0.057)	(0.201)
大学院卒	0.337***	1.046*	0.344**	1.004
	(0.122)	(0.555)	(0.139)	(0.754)
専門学校卒・その他	-0.025	0.462**	-0.09	0.603***
	(0.125)	(0.184)	(0.134)	(0.213)
逆 Mills 比	0.758**	0.158	0.738*	0.168
	(0.338)	(0.228)	(0.398)	(0.275)
Constant	6.687***	6.567***	6.774***	6.251***
	(0.108)	(0.239)	(0.123)	(0.345)
Observations	1300	896	1082	686
χ^2統計量	2446.27***		1889.84***	

表 6: Heckit 二段階目: OLS

Notes:

(1) 括弧内は標準誤差を示す

(2) *, **, ***はそれぞれ有意水準 10%,5%,1%を示す

(3) 説明変数には他に企業規模、産業、地域のダミー変数を含めており、掲載は省略している

(4) χ^2 検定統計量は $= (\beta_m - \beta_f)(\mathrm{Var}_m + \mathrm{Var}_f)(\beta_m - \beta_f)'$ として計算した

(5) 各経験年数と勤続年数については、係数の数値を見やすくするために 1/5 年を単位として用いている