

II 各 論

第1章 男女間賃金格差が発生する要因の分析

第1節 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

日本労働研究機構

副主任研究員

堀 春彦

1 はじめに

本稿の目的は、以下の3点である。

- ①男女間賃金格差の規定要因の分析
- ②職種別男女間賃金格差の計測
- ③男女間賃金格差縮小の要因分析

まず、①の「男女間賃金格差の規定要因」の分析であるが、平均値でみた場合の男女間賃金格差が、どのような要因によって影響を受けているのかを分析する。要因の一つと考えられるのは、「個人属性に基づく格差」である。男女間に生じている勤続年数の差、年齢の差、学歴分布の差、企業規模分布の差などの要因である。

また、男女間賃金格差は、「賃金プレミアム（評価）の差」によっても生じる。例えば、勤続年数が同じ従業員について考える。⁽¹⁾ 勤続年数が1年増加した際に、男性の場合には平均3,000円の賃金増加が見込まれるのに対して、女性の場合には2,000円の増加しか見込まれない場合、勤続1年当たり男女間で1,000円分の評価の差が生じることになる。

①では、上に掲げた「個人属性に基づく格差」と「評価の差に基づく格差」いずれの影響力が大きいのかについて検討する。

職種は、男女間賃金格差を検討する上で欠かせない要因である。男女間賃金格差の主要因を男女の職種分布の差に求める経済理論もあり、諸外国の実証研究をみても、職種分布の男女格差が大きな役割を果たしているとする結果報告も枚挙に暇がない状況である。

しかしながら、日本の場合には職種に関するデータ制約もあって、男女間賃金格差に職種分布の及ぼす影響を分析した研究は皆無に近い状況である。⁽²⁾ 賃金構造基本統計調査を用いて分析する場合にも職種のカバー率の割合が低いために、全サンプルを対象として職種分布の影響を分析することができない。⁽³⁾

そこで、本稿では、代案として、単純に男女間賃金格差と男女比率の関係を見ることにする。②の「職種別男女間賃金格差の計測」では、比較可能な職種について、個人属性をコントロールしてもなお残る男女間賃金格差と女性比率の関係を検討する。

近年日本だけでなく、先進諸国に特徴的な傾向として、男女間賃金格差の縮小傾向がある。③の「男女間賃金格差縮小の要因分析」では、男女間賃金格差の縮小がどのような要因によってもたらされたのかを検討する。その際に、個人の年齢、勤続年数、学歴などの統計的に観測可能な要因とともに、統計的には観察できない要因の影響についても検討する。

2 男女間賃金格差規定要因の分析

(1) 分析枠組み

ここでは、平均値でみた男女間賃金格差が、どのような要因によって説明されるのかを

検討する。労働経済学では、個人の賃金は、通常以下のような賃金関数によって記述されると考える。

$$\ln W = \beta X + \varepsilon \dots (1)$$

ここで、 W は賃金、 X は説明変数、 β はその係数、 ε は誤差項である。説明変数とは、賃金に影響すると考えられる要因のことで、通常は年齢、勤続年数、学歴などが用いられる。一方、 β は説明変数の賃金 W に対する評価を測定する部分であり、賃金 W が自然対数 \ln を取っていることから、例えば年齢が1歳増加した時に、賃金は何ポイントアップもしくはダウンするのかを測定する部分である⁽⁴⁾。また、誤差項 ε は、賃金に影響は及ぼすものの統計的に観察されない要因である。

次に、平均値でみた男女それぞれの賃金関数を次のように記述する。

$$\text{平均値でみた男性の賃金関数：} \quad \ln W_m = \beta_m X_m \dots (2)$$

$$\text{平均値でみた女性の賃金関数：} \quad \ln W_f = \beta_f X_f \dots (3)$$

添字 m 、 f はそれぞれ男性、女性を示している。また、平均値でみると誤差項 ε は0となるため、(2)、(3)式からは除かれている。

平均値でみた男女間賃金格差の要因分析は、(2)式、(3)式を使って以下のような定式化がなされることが多かった。

$$\ln W_m - \ln W_f = \beta_m (X_m - X_f) + X_f (\beta_m - \beta_f) \dots (4)$$

(4)式は、平均値でみた男女間賃金格差が、男女の説明変数の差によって説明される「個人属性に基づく格差」 $\beta_m (X_m - X_f)$ と男女それぞれの係数の差によって説明される「評価の差に基づく格差」 $X_f (\beta_m - \beta_f)$ の2つの要素に分解されることを示している。

この分解手法は、発案者の名前に基づいてOaxaca Decomposition (ワハカ分解)と呼ばれている(Oaxaca (1973))。これまで、日本で平均値でみた男女間賃金格差の要因分析を実施した研究をみると、このOaxaca Decompositionを用いて要因分析することがほとんどであった(例えば、樋口(1991)、中田(1997)などがある)。

しかしながら、このOaxaca Decompositionには大きな欠点がある。それは、平均でみた男女間賃金格差は、以下のようにも書き換えられるからである。

$$\ln W_m - \ln W_f = \beta_f (X_m - X_f) + X_m (\beta_m - \beta_f) \dots (5)$$

(4)式と(5)式を比較すると、説明変数の男女格差である $(X_m - X_f)$ を β_m でウェイト付けするのか、それとも β_f でウェイト付けするのかによって「個人属性に基づく格差」の値が異なってくることがわかる。 β_m と β_f の値が全く同じであれば問題ないが、実際問題としては、両方の係数が同じ値であるということはかなり稀なことだといわなければならない。そのため、どちらの係数を用いるのかによって「個人属性に基づく格差」の説明

力が大きく異なることが考えられる。同じことは、評価の男女格差である $(\beta_m - \beta_f)$ のウェイト付けについてもいえる。

こうしたウェイト付けの問題があるために、最近では Oaxaca Decomposition を用いた要因分析は影を潜めつつあり、代わって以下のような分析手法によって男女間賃金格差の要因分析を行う研究が多くなりつつある（詳細については、Oaxaca and Ransom(1994)を参照せよ）。

$$\ln W_m - \ln W_f = X_m (\beta_m - \beta^*) + X_f (\beta^* - \beta_f) + (X_m - X_f) \beta^* \dots (6)$$

ここで、 β^* は、男性のサンプルと女性のサンプルを一緒にしたサンプル全体の賃金関数から得られる係数である。この β^* は、労働市場に差別などが存在しないという仮定の下に導出される値であり、男女共通の評価を示す値である⁽⁵⁾。

(6) 式に基づくと、平均でみた男女間賃金格差は、大きく3つの要因に分解される。右辺の第1項 $X_m (\beta_m - \beta^*)$ は、差別などの障害がなく男女共通の評価を受ける β^* に比べて、現実の世界ではより高い評価 β_m を男性が受けているために、男性が享受している利得を示している。例えば、男性の年齢1歳当たりの評価が相対的に高いとか、男性の大学進学者の評価が高いなどのことがあれば、この格差が生じる。

第2項 $X_f (\beta^* - \beta_f)$ は、男女共通の評価である β^* に比べて、現実の世界では女性の評価 β_f が低いために、女性が負担している損失を示している。例えば、女性の勤続年数1年当たりの評価が相対的に低い、女性の場合、大企業に勤めても、大企業にいることの評価が相対的に低いといったことがあれば、この格差が生じる。

第1項ないし第2項は、いずれも男女で賃金関数の評価に差が生じるために惹起する格差である。

第3項 $(X_m - X_f) \beta^*$ は、男女の個人属性の差を β^* で評価した部分であり、男女間で個人属性に差が生じているために生じる格差である。例えば、男女で勤続年数に差がある場合や男性に高学歴者が偏っていたり、女性の方が低賃金産業に多く就業しているなどの要因があれば、この格差が生じる。

以上の分析枠組みにより、以下では男女それぞれの賃金関数ないしはサンプル全体の賃金関数の推計を行い、男女間賃金格差の要因分析を行う。

(2) 推定方法と推定結果

賃金関数の推定に当たっては、「賃金構造基本統計調査」1990年、2000年の個票を利用し、以下のような賃金関数を男女それぞれについて、またサンプル全体について推計する。

$$\begin{aligned} \ln W = & \alpha + \beta_1 \times \text{AGE} + \beta_2 \times \text{AGE}^2 + \beta_3 \times \text{TEN} + \beta_4 \times \text{TEN}^2 + \sum \beta_5 \times \text{SCH}_i \\ & + \sum \beta_6 \times \text{FS}_i + \sum \beta_7 \times \text{IND}_i + \beta_8 \times \text{PART} + \varepsilon \dots (7) \end{aligned}$$

ここで、 W は賃金を、 AGE は年齢を、 TEN は勤続年数を、 SCH は学歴ダミー（ベース＝中卒）を、 FS は企業規模ダミー（ベース＝企業規模10人未満）を、 IND は産業ダミー（ベース＝製造業）を、 PART はパート・ダミー（パート＝1、それ以外＝0）をそれぞれ示している。また、 ε は誤差項である。

学歴ダミーとは、ベースとなる中卒に比べて、高卒、高専・短大卒、大学卒の場合どの程度賃金がアップするのかを計測するために導入している。同様に、企業規模ダミーは、ベースとなる企業規模 10 人未満の企業に従事している者に比べて、企業規模 10～99 人、100～999 人、1,000 人以上の企業に従事している者の賃金がどの程度アップするのかを計測する。また、産業ダミーも同様に、ベースとなる製造業に比べて、他の産業に属している者の賃金がどの程度アップもしくはダウンするのかを捉えるために導入している。

なお、賃金 W には、所定内給与額を所定内労働時間で割った値を用いている。なお、賃金の計算に所定内給与額を用いた理由は以下の通りである。平成 9 年に労働基準法が改正され、従前制限されていた女性の時間外、休日労働や深夜業の規制が解消された。そのため、1990 年と 2000 年のデータを用いて両年の男女間賃金格差の要因分析を比較する場合、賃金に所定外労働給与額を含んで計算すると、労働基準法の改正前と後の差の影響が両年の賃金に反映されることとなる。所定外労働時間の影響力を排除する意味で、本稿では賃金のベースに所定内給与額を用いる。

賃金関数を推計する上で対象となるサンプルは、所定内給与額が 0 でない者、所定内労働時間が 0 でない者を対象とする。また、雇用形態が臨時の者は対象から外す。

推計に当たっては、復元倍率による重み付けを実施している。なお、記述統計量については紙幅の関係で割愛した。

表 1、表 2 は、式 (7) に基づいて、賃金関数を推計した推計結果である。係数の値は、概ね予想通りの符号条件を満たしており、ほとんどの係数が 1% 水準ないしは 5% 水準で有意となっている。賃金関数の推定値の中で特徴的な点は、男性と女性で年齢の係数値に大きな差がみられることである。2000 年の推計結果を比較した場合、男性の係数が 0.062 であるのに対して、女性のそれは 0.023 となっている。年齢が 1 歳増すごとに、男性の場合はおよそ 6% ポイントの賃金増加が見込まれるのに対して、女性の場合にはおよそ 2% ポイントの増加しか見込まれない結果となっている。1990 年の推計結果についても同様の傾向が窺われる。年齢係数における大きな男女間の評価の違いは、男女間賃金格差の大きな規定要因となることを窺わせる結果である。

事実、年齢係数における男女間の評価の違いは、男女間賃金格差の大きな規定要因となっている。表 3 ないし表 4 は、表 1、表 2 の賃金関数の推計結果に基づき、式 (6) の通り平均でみた男女間賃金格差の要因分析を行った結果である。割合とあるのは、それぞれの項目の値を平均値でみた男女間賃金格差の値で割った割合を指している。

表 3 ないし表 4 からいえることは以下の 3 点になろう。

- ① 「男性の利得部分」、「女性の損失部分」、「個人属性の差」という大きな要因分類でみると、「個人属性の差」の説明力が高くなっており、5 割強の説明力を持っている。「個人属性の差」は、2000 年で男女間賃金格差の 56.5%、1990 年で 52.7% の説明力を持っている。
- ② しかしながら、個別要因の影響力を検討すると、年齢に対する評価の違いが男女間賃金格差の大きな説明要因となっている。「男性の利得部分」の項目においても、また「女性の損失部分」の項目においても、年齢の説明力が飛び抜けて高く、2000 年の結果でみると、「男性の利得部分」の中の年齢の説明力が 96.5%、また「女性の損失部分」の中の年齢の説明力が 86.1% となっている。

日本では、特に男性の場合に、年齢と共に賃金がアップしていく年功賃金カーブの存在

が確認されている。この年功賃金カーブの適用を受ける男性と、その多くが年功賃金カーブの適用外に置かれている女性の差が、男女の評価の差の違ひとなっていると考えられる。③1990年と2000年の要因分析の結果を比較すると、結果に大きな差は観察されない。つまり、男女間賃金格差の規定要因は、この10年ほどの間に大きく変わっていないことがわかる。

(3) 職階を含めた分析

男女間賃金格差を分析する上で、職階は非常に重要な要因と考えられる。特に、女性の場合には、部長、課長といった管理職ポストに就く者の数が少ないために、男女間賃金格差がなかなか縮小しないという声もよく聞くところである。そこで、次に職階を含めた男女間賃金格差の要因分析を実施する。

しかしながら、「賃金構造基本統計調査」を用いて男女間賃金格差の要因分析を行う場合、部長、課長などの管理職を把握できるのは、企業規模100人以上の企業に勤務する者だけである。本来であれば、サンプルを企業規模100人以上の者だけに限って分析することは、サンプルの代表性などの問題があり、好ましいことではないが、ここでは簡単に結果をみるために、企業規模100人以上の者を対象とし、職階を含めた要因分析を行うことにする。

紙幅の関係もあり、職階を含めた賃金関数の推計結果については割愛する。

表5、表6は、職階を含めた男女間賃金格差の要因分析の2000年と1990年の結果である。職階を含めずに分析した結果と比較しても、その傾向に大きな差は生じていない。つまり、大括りの要因でみた場合、「個人属性の差」の影響力が相対的に大きく、個別の要因では年齢の評価の差が大きな影響力を持ってということである。

しかしながら、個々にみていくと、職階を含めた場合とそうでない場合とでは、結果に多少の差が生じている。まず、個人属性の差の影響力が増している点を指摘できる。職階を含めない場合、「個人属性の差」の説明力は5割強であったものが、職階を含めた場合には2000年、1990年いずれの場合も7割程度の説明力となっている。その中でも、職階の説明力は1割程度である。つまり、男性と女性で、部長をはじめとして管理職に就いている者の比率が異なるために生じる男女間賃金格差への影響力は10%程度ということになる。

また、「個人属性の差」の説明力が増した分、特に「女性の損失部分」の要因項目である年齢の影響力がダウンしている。

3 職種別男女間賃金格差の計測

(1) 分析枠組み

男女間賃金格差を考慮する際に、職種は極めて重要な要因となり得る。職種分布が男女間賃金格差に及ぼす影響については、これまでも多くの研究実績がある⁽⁶⁾。特に「女性の職種」と呼ばれる女性が相対的に多い職種では、女性の間で混雑現象が生じ、その結果女性の相対賃金は男性に比べて低くなるとするCrowding仮説が有名である⁽⁷⁾。

しかしながら、先にも記した通り、日本の統計では職種を満足に把握することが難しい状況となっている。そのため、全サンプルを対象として職種の影響を分析することは不可能である。

そこで、本稿では、代案として、まず個人属性をコントロールしてもなお残る男女間賃金格差を計測する。その次に、単純に男女間賃金格差と女性比率の関係を見ることにより、

両者の間に何らかの関係があるのかどうか検討する。もし、Crowding 仮説が成り立つとすれば、女性が相対的に多い職種では混在現象が観察され、当該職種における女性の相対賃金は男性のそれに比べて大きく下落するはずである。つまり、男女間賃金格差と女性比率の間には正の相関関係が観察されるはずである。

まずはじめに、個人属性をコントロールしてもなお残る男女間賃金格差を計測するために、以下のような賃金関数を計測する。

$$\begin{aligned} \text{Ln}W = & \alpha + \beta_1 \times \text{AGE} + \beta_2 \times \text{AGE}^2 + \beta_3 \times \text{TEN} + \beta_4 \times \text{TEN}^2 + \sum \beta_5 \times \text{SCH}_i \\ & + \sum \beta_6 \times \text{FS}_i + \sum \beta_7 \times \text{PART} + \beta_8 \times \text{SEX} + \varepsilon \quad \dots (8) \end{aligned}$$

賃金関数に関する標記は、式(7)とほとんど同じであるが、2点異なっている。一点目は、年齢、勤続年数、学歴、企業規模、雇用形態(パートか否か)をコントロールしてもなお残る男女間賃金格差を計測するダミー変数(SEX)を導入している。これは、女性の場合にはSEX=1、男性の場合にはSEX=0となる変数である。

二点目は、産業を分析から削除している点である。特定の職種を考慮すると、特定の産業に分布していることが多いためである。

なお、計測に際しては、当該職種における女性ないしは男性の割合が極端に低い場合、もしくは当該職種に男性ないしは女性が全くいない場合は、分析の対象から外している。

また、計測については2000年「賃金構造基本統計調査」の個票を用い、賃金には所定内給与額を所定内労働時間で割った値を用いて計測を行っている。

(2) 推計結果

表7は、分析が可能な100職種について、個人属性をコントロールしてもなお、女性であるという理由でどの程度賃金が下落するのかをそれぞれの職種についてみた結果である。賃金格差という項目が、正に賃金の下落の程度を示している。例えば、ワープロ・オペレーターの賃金格差-0.240という値は、個人属性をコントロールしても、女性は男性に比べて24%ポイント程度賃金が低くなることを示している。なお、賃金格差の欄の-の印は、統計的に男女格差がないことを示している。

表7からは、とりわけブルーカラー系職種で男女間賃金格差が大きくなっている様子が窺える。特に、テレビ・ラジオ組立工、玉掛け作業員、圧延伸張工、ガラス製品工、型鍛造工などで賃金格差の値が大きくなっている。

一方、ホワイトカラー系の職種では、総じて男女格差の値が小さくなっている。特に、電車車掌の場合には、女性の方が男性よりも賃金が高いという逆転現象が観察される。また、家庭用品外交販売員、看護婦・看護師、看護補助者、大学助教授は、男女間賃金格差が統計的にないという結果となっている。

次に、表7に掲載されている賃金格差の値とそれぞれの職種における女性比率の関係をみるために両変数間の相関係数の値を計算した。両変数間の相関係数は0.161で有意ではなかった。つまり、それぞれの職種における賃金格差と女性比率との間には統計的な関係は検出されなかった。限定的な職種を使った結果ではあったが、本稿ではCrowding仮説を支持する結果は得られなかった。

4 男女間賃金格差縮小の要因分析

(1) 分析枠組み

ここ数年の賃金構造の変遷に目を向けると、最も大きな特徴の一つが、時間ベースでみた男女間賃金格差の縮小傾向である。こうした傾向は、日本のみならず先進諸国全般にみられる現象である。当然のことながら、男女間賃金格差がなぜ縮小しているのかを分析しようとする研究が数多く現れてきている。そうした研究の多くは、Juhn, Murphy and Pierce (1991)の分析枠組みを男女間賃金格差に応用した Blau and Kahn(1994)の分析枠組みを用いたものがほとんどである。本稿でも、上記 Blau and Kahn の分析枠組みを用いて男女間賃金格差の縮小傾向について分析を行う。

Blau and Kahn の分析枠組みの特徴は、男女間賃金格差の縮小を男女の個人属性の差や評価の差が2時点ですべてどう変化したのかにより把握すると同時に、統計的には観察できない要因の影響を把握していることである。

Blau and Kahn の分析枠組みによれば、男女間の賃金格差の縮小は、4つの要因に分解される。「観察された説明変数の効果」、「観察された価格効果」、「ギャップ効果」、「観察されない価格効果」の4つの要因である。

「観察された説明変数の効果」とは、女性の長期勤続化、高学歴化など統計（ここでは賃金構造基本統計調査）的に観察可能な女性の就業上の地位向上によってもたらされる格差縮小効果である。言い換えれば、個人属性の男女別平均値の差の縮小効果である。「観察された価格効果」とは、時点間で労働市場全体の需給構造に変化が生じ、そのために勤続年数、教育年数等の評価にも変化が生じることから、男女間賃金格差に影響する部分である。「ギャップ効果」とは、例えば仕事内容の性差や教育訓練の性差等統計的に観察されない変数が改善され、女性の就業上の地位を向上させることによって生じる効果である。また、「観察されない価格効果」とは、時点間で労働市場全体の需給構造に変化が生じ、その影響で統計的に観察されないものの男女間賃金格差に影響を及ぼす要因の評価が時点間で変化することによって生じる部分である。

以上の説明は、以下の式の展開によって確認される。男女の賃金関数をそれぞれ次のように定義する。

$$\ln W_m = X_m \beta_m + V_m \quad \dots (9)$$

$$\ln W_f = X_f \beta_f + V_f \quad \dots (10)$$

Wは賃金を、Xは年齢、勤続年数、学歴など賃金に影響を及ぼす説明変数を、 β は説明変数の係数を示している。また、Vは平均0、分散 σ となる誤差項である。添字m、fは男性、女性をそれぞれ示す。

男性の係数である β_m を使って誤差項を定義し直すと、

$$U_m = \ln W_m - X_m \beta_m = V_m \quad \dots (11)$$

$$\begin{aligned} U_f &= \ln W_f - X_f \beta_m \\ &= X_f \beta_f + V_f - X_f \beta_m \\ &= X_f (\beta_f - \beta_m) + V_f \quad \dots (12) \end{aligned}$$

となる。平均値で見た男女間賃金格差をDとすると、以下のような分解が可能となる。

$$\begin{aligned} D &= \ln W_m - \ln W_f \\ &= (X_m - X_f) \beta_m + X_f (\beta_m - \beta_f) \\ &= \Delta X \beta_m - U_f \quad \dots (13) \end{aligned}$$

ただし、ここで $\Delta X = X_m - X_f$ である。

2時点間における男女間賃金格差の比較を行うに際して、基準時(例えば1990年)を0、比較時(例えば2000年)を1とする。2時点間の男女間賃金格差のギャップは、以下のよう
に定式化できる。

$$\begin{aligned} D_1 - D_0 &= (\Delta X_1 - \Delta X_0) \beta_{m1} + \Delta X_0 (\beta_{m1} - \beta_{m0}) \\ &\quad - (U_{f1} - U_{f0}) \quad \dots (14) \end{aligned}$$

ところで、(14)式は、誤差項Vの標準偏差 σ を使って、さらに次のように分解される。

$$\ln W_m = X_m \beta_m + \sigma_m \theta_m \quad \dots (15)$$

ここで、

$$\theta_m = V_m / \sigma_m \quad \dots (16)$$

である。 θ_m は平均0、分散1を持つ正規化された誤差項である。また、 σ_m は残余部分の
ちらばりを示す指標である。

同様に、(7)式を誤差項Vの標準偏差 σ を使って分解すると、

$$\ln W_f = X_f \beta_m + \sigma_m \theta_f \quad \dots (17)$$

となる。ここで、

$$\theta_f = \{X_f (\beta_f - \beta_m) + V_f\} / \sigma_m \quad \dots (18)$$

である。

男女の賃金関数を残余項 U_m 、 U_f を(15)式、(17)式のように σ_m を用いて標準化する
ことの意図は、統計的には観察できない女性の地位が2時点ですべてどう変化したのかを捉える
ためである⁽⁸⁾。2時点で分布が一定な男性の誤差項分布(標準化正規分布)の上で、観察
されない女性の地位がどの様に変化したのかをみるために(17)式のような標準化を行って
いる。

図1は、上の説明を図示した結果である。標準正規分布は、平均0、標準偏差1を持つ
分布であるが、標準化の結果、男性の誤差項は基準時(1990年)でも、比較時(2000年)

でもても同じ標準正規分布として表示することができる。当然のことながら、男性の誤差項の平均値は、1990年の場合も、2000年の場合も0となっている。

一方、女性の場合も、同じように標準化し、男性の標準化した誤差項の分布上で誤差項の平均値をみると、図1の例の場合には、基準時の標準化した誤差項 θ_0 よりも比較時の標準化した誤差項 θ_1 の方がより右の大きな値となっている。

この図の場合のように、女性の標準化した誤差項の高まりこそ、先に記したギャップ効果の影響、つまり統計的に観察されない女性の相対的な地位の高まりを示すものである。

これらの考え方は、広く知られている偏差値の考え方と同様である。偏差値に例えると、男性の両年の平均値を共に50として、女性の平均値が10年前と比べてどの様に変動しているかみている。

以下の式の展開は、ギャップ効果ないしは観察されない価格効果の影響を測定するためのものである。

(15)式と(17)式を用いて(13)式を書き直すと、

$$\begin{aligned} D &= \ln W_m - \ln W_f \\ &= (X_m - X_f) \beta_m + \sigma_m (\theta_m - \theta_f) \\ &= \Delta X \beta_m + \sigma_m \Delta \theta \quad \dots (19) \end{aligned}$$

となる。ただし、ここで、

$$\Delta \theta = (\theta_m - \theta_f) \quad \dots (20)$$

以上の式を用いて、2時点間でみた男女間賃金格差の変化を示すと以下のようになる。

$$\begin{aligned} D_1 - D_0 &= (\Delta X_1 - \Delta X_0) \beta_{m1} + \Delta X_0 (\beta_{m1} - \beta_{m0}) \\ &\quad + (\Delta \theta_1 - \Delta \theta_0) \sigma_{m1} + \Delta \theta_0 (\sigma_{m1} - \sigma_{m0}) \quad \dots (21) \end{aligned}$$

右辺第1項は、先に説明した「観察された説明変数の効果」を、第2項は「観察された価格効果」を、第3項は「ギャップ効果」を、第4項は「観察されない価格効果」をそれぞれ示している。

「ギャップ効果」は、先にも説明したように男女別に推計された誤差項（統計的に観察されない要因）のうち、統計的には観察できない女性の地位の相対的な上昇を測定する部分である。女性への偏見、仕事内容の相違、教育訓練機会の性差、職務評価における不当な取り扱い、昇進・昇格基準における性差などが時点間でどのように変化し、それが男女間賃金格差にどう影響しているのかを評価する部分である。

「観察されない価格効果」も先に説明したように、時点間で労働市場全体の需給構造に変化が生じ、その影響で統計的には観察されないものの男女間賃金格差に影響を及ぼす要因の評価が時点間で変化することによって生じる部分である⁽⁹⁾。例えば、昇進、昇格は個人の賃金に重要な影響を及ぼす場合が多いが、そうした情報は得られない場合が多い。企業で女性の管理職が少ない等、男女の等級構成に違いがある場合に、女性の多く在籍して

いる等級の評価が、時点間で相対的に高まった場合、男女間賃金格差の縮小が観察されるであろう。

(2) 推計結果

今回は、1990年と2000年の「賃金構造基本統計調査」の個票を用い、(7)式に基づいて男女別に賃金関数を推計した後、(18)式の分解に従って1990年から2000年にかけての男女間賃金格差縮小の要因分析を行う⁽¹⁰⁾。また、サンプル全体を対象とした分析を行った後、年齢階層別、産業別、企業規模別に賃金格差縮小の要因分析を行う。なお、ここで用いる賃金は、これまでと同様に所定内給与額を所定内労働時間で割った値を用いている。

表8は、1990年から2000年までの男女間賃金格差の縮小を要因分析した結果である。表をみると、10年間の男女間賃金格差の縮小が、ほとんどギャップ効果によって説明されていることがわかる。ギャップ効果とは、先に記したように、統計的に観察されない女性の相対的な地位の上昇を説明する要因であった。ただし、ギャップ効果の具体的な内容については、まさしく統計的に捕捉できないため、どの様な要因の影響を強く受けて男女間賃金格差が縮小したかは不明である。少なくともここでいえることは、統計的に観察可能な女性の就業上の地位における改善がみられたとか、時点間で労働市場の需給構造が変化し、それが収益率や賃金プレミアムに影響して男女間格差が縮小したのではないということである。ただし、観察された説明変数の効果の中の年齢の影響をみると、賃金格差縮小に3割弱貢献していることがわかる。この10年間で男女の年齢格差が縮小したために、男女間賃金格差がある程度縮小しているといえる。

次に、年齢階層別に男女間賃金格差縮小の要因分析を行うことにする。表9～表13が、それぞれの年齢階層に対応した要因分析の結果である。30歳未満の場合には、ギャップ効果の説明力が高いものの、観察された説明変数の説明力もかなり高い結果となっている。その中でも、特に年齢の説明力が高くなっている。30歳未満の年齢階層の場合には、男女の年齢格差が縮小したことによって、男女間賃金格差縮小の半分弱(46.0%ポイント)を説明している(表9)。

2時点間における男女間賃金格差の縮小の数値は、30歳台で最も大きく、-0.137という値となっている。これは、過去10年間ににおける男女間賃金格差の縮小が30歳台で最も顕著であったことを示している。30歳台、40歳台の場合には、賃金格差縮小要因としてギャップ効果の説明力が高く、特に40歳台ではその傾向が顕著である。また、40歳台の場合、過去10年間に女性のパート比率が相対的に上昇したり、パートの相対価格が下落したために、これらの要因が男女間賃金格差を拡大させた傾向が窺える。同様に、40歳台の場合には、学歴についてもそうした傾向が窺える。しかしながら、それらを上回るギャップ効果の影響があったために、40歳台でも過去10年間で賃金格差が縮小している(表10、表11)。

50歳台の場合には、他の年齢階層とは異なり、過去10年間で男女間賃金格差の拡大傾向が窺える。その最も影響力の大きな要因は、女性のパート比率の相対的上昇や勤続年数の相対的低下である。また、50歳台でもギャップ効果は賃金格差縮小に働いている(表12)。

続いて、産業分類ごとに男女間賃金格差の縮小を要因分析した結果が、表13～表21である。一見して、産業によってかなり状況が異なっていることに気づく。過去10年間で男女間賃金格差が縮小した産業は、鉱業、建設業、製造業、運輸・通信業、サービス業の5産

業となっている。このうち、男女間賃金格差の縮小が最も顕著であった産業は、鉱業であり、続いて、運輸・通信業となっている。一方、金融・保険業では、過去10年間に男女間賃金格差が大きく拡大している。

男女間賃金格差の縮小ないしは拡大の要因は、総じてギャップ効果の影響力が高い産業が多いものの、詳細に観察するとその要因は産業によって様々であることがわかる。賃金格差の縮小が最も顕著であった鉱業についてみると、賃金格差縮小に最も寄与している要因は、女性の観察されない相対的な地位の向上を示すギャップ効果である。2番目に賃金格差の縮小が顕著であった運輸・通信業についてみると、ギャップ効果の影響力もさることながら、観察された説明変数の効果が最も賃金格差縮小に寄与している。その中でも、特に学歴の説明力が高くなっている。つまり、運輸・通信業の場合には、過去10年間で、女性の相対的な高学歴化が進んだために、男女間賃金格差が大きく縮小したと考えられる。

男女間賃金格差の拡大が進んだ金融・保険業に目を向けると、賃金格差拡大の主要因がギャップ効果であることがわかる。

最後に、企業規模別の要因分析について触れることにする。表22～表24は、企業規模ごとに男女間賃金格差縮小の要因分析を行った結果である。

まず、企業規模1,000人以上の大企業の場合には、過去10年間で男女間賃金格差が拡大している。そして、その最も大きな要因としてギャップ効果を指摘することができる。ただし、観察された説明変数の効果のうち年齢要因はマイナスの大きな値を取っており、賃金格差縮小に作用したことが窺える(表22)。

企業規模100～999人の中規模企業、企業規模100人未満の小企業を比べると、2時点間における男女間賃金格差の縮小の数値が中企業でより大きく、中企業でより男女間賃金格差の縮小が進んだことがわかる。また、賃金格差縮小に寄与した要因についてみると、ギャップ効果の影響力が極めて大きく、特に小企業の場合それが顕著である(表23、表24)。

5 まとめ

最後に、これまでの簡単なまとめを行うことにより、本稿を終えることにする。

まず、男女間賃金格差の規定要因の分析を行った結果、大括りの説明要因として個人属性の差に基づく格差の影響力が大きく、5割を超える説明力を持っていることがわかった。更に、個別の要因についてみていくと、年齢の評価の男女格差が非常に大きな説明力を持っていた。これは、年齢と共に賃金がアップしていく年功型賃金カーブの適用を受ける男性とその多くが適用外にある女性の差に帰因しているものと考えられる。

続いて、職種別に様々な個人属性をコントロールしてもなお説明できない男女間賃金格差の計測を行った。これらの賃金格差は、総じてブルーカラー系職種で大きく、ホワイトカラー系職種で小さい値となっていた。また、これらの賃金格差と女性比率との相関関係を検討したが、有意な結果は得られなかった。

次に、過去10年間の男女間賃金格差の縮小に関する要因分析を行った。その結果、統計的には観察されない女性の相対的な地位の上昇を示すギャップ効果の影響力が極めて大きいという結果が得られた。また、年齢階層別にみると、30歳台で男女間賃金格差の縮小が顕著であり、40歳台と並んでギャップ効果の影響力が大きいことがわかった。なお、50歳台では男女間賃金格差の拡大傾向が観察された。産業ごとに男女間賃金格差の縮小を検討

した結果、鉱業、運輸・通信業などの産業では賃金格差の縮小傾向が、一方金融・保険業などでは賃金格差の拡大傾向が窺えた。また、賃金格差の縮小ないしは拡大の要因についてみると、その要因は産業によって異なっているものの、概ねギャップ効果が重要な要因となっていることがわかった。企業規模別の分析では、大企業が賃金格差の拡大傾向にあり、中企業、小企業では賃金格差の縮小が観察された。また、そうした賃金格差の縮小ないしは拡大の要因はギャップ効果が主要因であった。

注

- (1) ここでは、勤続年数が同じということの他に、その他の個人属性、例えば年齢、学歴、産業、企業規模なども同様にコントロールされていると考えている。
- (2) 男女間賃金格差に及ぼす女性労働者の職種構成の影響を分析した数少ない研究に、高原(2002)がある。
- (3) 2000年の「賃金構造基本統計調査」を使って職種のカバー率をみると、部長、課長、係長、職長、その他の職階という職階を含めた職階・職種のカバー率は43.6%となっている。つまり、残りの56.4%の者は、どの職階にも、またどの職種にも属していないことになる。因みに、職階のカバー率は、部長1.3%、課長3.0%、係長2.8%、職長0.9%、その他の職階3.3%となっている。そのため、職階を除いた職種のみのカバー率は、32.3%である。
- (4) 賃金 W に自然対数 \ln を取っているのは、賃金関数が人的資本理論に基づいて定式化されているという理論的な理由の他に、本文にも記したように自然対数 \ln を取ることで説明変数が1単位増加する場合(例えば、年齢が1歳増加するような場合)、賃金が何%ポイント増加するのかがわかるという利点があるために、このような定式化が行われている。
- (5) β^* が、サンプル全体を用いた賃金関数から導出されることについては、Neumark(1988)を参照せよ。
- (6) 職種分布の男女間賃金格差に及ぼす影響については、例えばBlau and Kahn(2000)などがある。
- (7) Crowding 仮説については、Bergmann(1974)が詳しい。
- (8) もとの分布がどのような分布であろうと、標準化を行うことにより、分布は平均0、標準偏差1の標準正規分布に変換される。身近で使われる標準正規分布の例としては、模擬試験の偏差値が有名である。平均点60点、標準偏差30点という模試で70点を取った場合と平均点30点、標準偏差10点の模試で35点を取った場合に、どちらの模試の成績がよいのか単純にはわからない。2つの分布が異なっているためである。偏差値は、平均50、標準偏差10という共通の尺度によって、どの模試の結果も一元的に順番付けできる仕組みを提供している。
同じように、ここでは、男性の誤差項分布を共通尺度として、2時点間で女性の標準化した誤差項がどのように変化したのか(ギャップ効果)を検討している。
- (9) 「観察されない価格効果」の影響を図示すると、図2のようになる。

労働市場の需給構造に変化が生じることにより、統計的には観察できない要因(誤差項)の平均値が影響を受ける様子が図2に示されている。図2のより末広がりな正規分

布は、基準時(0)における男性の(標準化していない)誤差項分布を示している。 θ_0 は、この基準時における男性の誤差項分布上における女性の標準化した誤差項の平均値である。また、より尖った正規分布は、比較時(1)における男性の(標準化していない)誤差項分布を示している。 θ_1 は、この比較時における男性の誤差項分布上における女性の標準化した誤差項の平均値である。

仮に、 θ_0 および θ_1 が、それぞれ男性誤差項分布上の30パーセンタイル値(全体を100とした時に、下から数えて30番目)であり、男性分布における相対的な位置関係は同じであるとしよう。男性分布上では同じ位置関係にありながら、基準時の正規分布の方がより末広がりであるために、 θ_0 の絶対的な位置は θ_1 よりも低くなっている。

「観察されない価格効果」とは、正にこうした影響を捉えようとするものである。つまり、2時点を比較した時に、女性の観察されない要因(誤差項)の平均値の相対的な位置は変わらない場合でも、労働市場の構造変化等により、男性の誤差項分布の形状(観察されない要因の評価)が変わることで、女性の観察されない要因(誤差項)の平均値の絶対的な位置が変化する影響である。

(10)「賃金構造基本統計調査」の個票を用いて、同様の分析を行ったものに堀(1998)がある。そこでは、パートを除いた60歳未満の正規従業員を対象として1986年から1994年までの賃金縮小の要因分析が行われている。結果として、統計的に観察されない女性の相対的な地位の向上を示す「ギャップ効果」の説明力が大きいこと、企業規模別にみると、男女間賃金格差の縮小傾向が特に顕著な中企業、小企業で「ギャップ効果」の影響が大きいことがわかっている。

参考文献

- Bergmann, Barbara (1974) "Occupational Segregation, Wage, and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex." *Eastern Economic Journal* 1(2): 103-10.
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn (1994) "Rising Wage Inequality and the U.S. Gender Gap." *American Economic Review* 84 (2) : 23-28.
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn(2000) "Gender Differences in Pay." *Journal of Economic Perspectives* 14(4): 75-99.
- 樋口美雄(1991)「女子の学歴別就業経歴と賃金構造」『日本経済と就業構造』東洋経済新報社。
- 堀 春彦(1998)「男女間賃金格差の縮小傾向とその要因」『日本労働研究雑誌』No.456,41-51。
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Brooks Pierce (1991) "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence." In *Workers and Their Wages*, ed. Marvin Kosters, 107-43. Washington, D. C. : American Enterprise Institute Press.
- 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。
- Neumark, David (1988) "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources* 23(3) : 279-295.
- Oaxaca, Ronald (1973) "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14(3) : 693-709.
- Oaxaca, Ronald and Michael R. Ransom (1994) "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics* 61(1) : 5-21.
- 高原正之(2002)「女性労働者の職種構成の変化が賃金格差に与えた影響」日本経済学会 2002年度春期大会提出論文。

表1 賃金関数の推計結果 (2000年)

	男性	女性	男女計
年齢	0.062 (258.979)	0.023 (98.073)	0.042 (244.259)
年齢 ² /100	-0.065 (-260.203)	-0.029 (-104.012)	-0.047 (-232.407)
勤続年数	0.017 (143.943)	0.019 (110.566)	0.019 (182.264)
勤続年数 ² /100	-0.003 (-10.793)	0.001 (1.142)	0.004 (14.600)
高卒ダミー	0.116 (98.843)	0.146 (71.486)	0.118 (106.514)
短大・高専ダミー	0.183 (113.478)	0.278 (122.775)	0.180 (130.858)
大卒ダミー	0.332 (250.973)	0.456 (177.385)	0.420 (333.072)
企業規模10~99人	0.051 (32.270)	0.048 (25.726)	0.059 (44.596)
100~999人	0.086 (53.508)	0.121 (64.335)	0.104 (77.821)
1,000人以上	0.217 (130.813)	0.189 (94.794)	0.216 (155.859)
鉱業ダミー	0.021 (2.516)	0.095 (4.624)	0.112 (13.376)
建設業ダミー	0.097 (83.185)	0.075 (28.377)	0.155 (135.205)
電気・ガス・熱供給・水道業ダミー	0.176 (56.629)	0.271 (31.216)	0.232 (72.189)
運輸・通信業ダミー	-0.040 (-36.563)	0.135 (54.211)	0.065 (59.703)
卸・小売業、飲食店ダミー	0.022 (22.145)	0.068 (52.415)	0.030 (34.957)
金融・保険業ダミー	0.167 (85.793)	0.149 (67.234)	0.079 (50.955)
不動産業ダミー	0.150 (36.369)	0.188 (33.532)	0.162 (44.743)
サービス業ダミー	0.074 (75.866)	0.204 (167.955)	0.101 (123.266)
パート・ダミー	-0.128 (-57.509)	-0.080 (-37.710)	-0.272 (-196.503)
定数項	5.669 (1296.171)	6.152 (1211.487)	5.978 (1697.956)
サンプル・サイズ	817625	394040	1211665
調整済み決定係数	0.548	0.476	0.559

(注) () 内の数値は、t値である。

表2 賃金関数の推計結果 (1990年)

	男性	女性	男女計
年齢	0.069 (318.782)	0.020 (82.578)	0.046 (258.689)
年齢 ² /100	-0.073 (-287.470)	-0.025 (-83.385)	-0.051 (-239.000)
勤続年数	0.016 (128.318)	0.022 (115.267)	0.022 (191.551)
勤続年数 ² /100	0.003 (7.750)	-0.001 (-1.552)	0.004 (11.615)
高卒ダミー	0.137 (143.785)	0.163 (105.786)	0.148 (164.209)
短大・高専ダミー	0.222 (125.103)	0.285 (145.119)	0.217 (157.387)
大卒ダミー	0.367 (317.622)	0.491 (179.567)	0.473 (418.825)
企業規模10~99人	0.045 (27.575)	0.064 (31.958)	0.057 (40.768)
100~999人	0.111 (66.220)	0.157 (77.482)	0.134 (93.757)
1,000人以上	0.244 (141.237)	0.300 (137.818)	0.273 (183.100)
鉱業ダミー	-0.007 (-1.053)	0.025 (1.350)	0.100 (13.956)
建設業ダミー	0.055 (44.565)	0.069 (25.592)	0.141 (115.009)
電気・ガス・熱供給・水道業ダミー	0.158 (52.471)	0.250 (29.093)	0.214 (67.522)
運輸・通信業ダミー	0.000 (0.374)	0.170 (60.716)	0.117 (104.324)
卸・小売業、飲食店ダミー	0.041 (40.973)	0.100 (76.031)	0.068 (77.840)
金融・保険業ダミー	0.198 (108.443)	0.334 (163.077)	0.196 (133.802)
不動産業ダミー	0.147 (39.294)	0.229 (40.010)	0.208 (59.774)
サービス業ダミー	0.071 (66.399)	0.196 (153.882)	0.096 (106.849)
パート・ダミー	-0.029 (-8.219)	-0.049 (-27.574)	-0.276 (-188.370)
定数項	5.325 (1240.952)	5.896 (1180.392)	5.615 (1584.386)
サンプル・サイズ	807699	415460	1223159
調整済み決定係数	0.560	0.449	0.557

(注) () 内の数値は、t値である。

表3 男女間賃金格差の要因分析(2000年)

	数値	割合
平均値でみた男女間賃金格差	0.508	100.0%
男性の利得	0.076	14.9%
年齢	0.490	96.5%
勤続年数	-0.050	-9.9%
学歴	-0.025	-5.0%
企業規模	-0.008	-1.5%
産業	-0.025	-4.8%
パート	0.003	0.6%
定数項	-0.309	-60.9%
女性の損失	0.145	28.7%
年齢	0.437	86.1%
勤続年数	0.005	0.9%
学歴	-0.034	-6.7%
企業規模	0.006	1.1%
産業	-0.048	-9.4%
パート	-0.046	-9.1%
定数項	-0.174	-34.3%
個人属性の差	0.287	56.5%
年齢	0.018	3.6%
勤続年数	0.118	23.2%
学歴	0.072	14.3%
企業規模	0.011	2.2%
産業	0.008	1.5%
パート	0.060	11.8%

表4 男女間賃金格差の要因分析(1990年)

	数値	割合(%)
平均値でみた男女間賃金格差	0.560	100.0%
男性の利得	0.087	15.6%
年齢	0.537	95.8%
勤続年数	-0.080	-14.3%
学歴	-0.027	-4.8%
企業規模	-0.020	-3.6%
産業	-0.035	-6.2%
パート	0.002	0.4%
定数項	-0.290	-51.8%
女性の損失	0.177	31.7%
年齢	0.566	101.1%
勤続年数	0.005	0.9%
学歴	-0.017	-3.1%
企業規模	-0.016	-2.8%
産業	-0.043	-7.8%
パート	-0.036	-6.5%
定数項	-0.281	-50.2%
個人属性の差	0.295	52.7%
年齢	0.031	5.4%
勤続年数	0.134	24.0%
学歴	0.061	11.0%
企業規模	0.025	4.4%
産業	0.003	0.5%
パート	0.041	7.4%

表5 職階を含めた男女間賃金格差の要因分析(2000年)

	数値	割合
平均値でみた男女間賃金格差	0.502	100.0%
男性の利得	0.045	9.0%
年齢	0.479	95.4%
勤続年数	-0.061	-12.2%
学歴	-0.038	-7.6%
企業規模	0.010	2.0%
産業	-0.015	-2.9%
パート	0.002	0.4%
職階	-0.016	-3.1%
定数項	-0.317	-63.1%
女性の損失	0.099	19.7%
年齢	0.320	63.7%
勤続年数	-0.007	-1.3%
学歴	-0.041	-8.1%
企業規模	0.022	4.3%
産業	-0.048	-9.5%
パート	-0.040	-7.9%
職階	-0.001	-0.1%
定数項	-0.107	-21.3%
個人属性の差	0.358	71.3%
年齢	0.022	4.3%
勤続年数	0.146	29.0%
学歴	0.073	14.5%
企業規模	0.007	1.4%
産業	0.003	0.7%
パート	0.056	11.3%
職階	0.051	10.1%

表6 職階を含めた男女間賃金格差の要因分析 (1990年)

	数値	割合
平均値でみた男女間賃金格差	0.526	100.0%
男性の利得	0.046	8.8%
年齢	0.551	104.8%
勤続年数	-0.094	-17.9%
学歴	-0.036	-6.8%
企業規模	-0.003	-0.5%
産業	-0.028	-5.3%
パート	0.000	0.0%
職階	-0.013	-2.5%
定数項	-0.331	-62.9%
女性の損失	0.109	20.7%
年齢	0.463	88.0%
勤続年数	-0.014	-2.7%
学歴	-0.039	-7.3%
企業規模	0.002	0.4%
産業	-0.051	-9.7%
パート	-0.028	-5.3%
職階	0.000	0.1%
定数項	-0.225	-42.8%
個人属性の差	0.371	70.5%
年齢	0.044	8.4%
勤続年数	0.163	31.0%
学歴	0.062	11.8%
企業規模	0.015	2.8%
産業	-0.004	-0.7%
パート	0.041	7.7%
職階	0.050	9.5%

表7 職種別男女間賃金格差

職種名	賃金格差	職種名	賃金格差
ワープロ・オペレーター	-0.240	通信機器組立工	-0.274
システム・エンジニア	-0.023	テレビ・ラジオ組立工	-0.508
プログラマー	-0.067	半導体チップ製造工	-0.182
電子計算機オペレーター	-0.238	プリント配線工	-0.342
キーパンチャー	-0.366	重電機器組立工	-0.423
自家用乗用自動車運転者	-0.280	軽電機検査工	-0.292
自家用貨物自動車運転者	-0.207	自動車組立工	-0.272
守衛	-0.252	合成樹脂製品成形工	-0.384
用務員	-0.203	スーパー店チェッカー	-0.048
パン・洋生菓子製造工	-0.241	百貨店店員	-0.112
精紡工	-0.193	販売定員	-0.170
織布工	-0.370	自動車外交販売員	-0.127
洋裁工	-0.413	家庭用品外交販売員	-
ミシン縫製工	-0.490	保険外交員	-0.225
製材工	-0.406	調理士	-0.313
木型工	-0.485	調理士見習	-0.143
家具工	-0.390	給仕従事者	-0.110
建具工	-0.376	電單車掌	0.184
木工塗装工	-0.429	旅客掛	-0.084
製紙工	-0.354	営業用バス運転者	-0.176
紙器工	-0.338	タクシー運転手	-
プロセス製版工	-0.181	営業用大型貨物自動車運転者	-0.062
オフセット印刷工	-0.348	営業用普通・小型自動車運転者	-0.210
化学分析員	-0.172	航空機客室乗務員	-0.322
一般化学工	-0.380	発電・変電工	-0.117
繊維紡糸工	-0.411	理容・美容師	-0.173
ガラス製品工	-0.487	洗たく工	-0.334
陶磁器工	-0.384	自動車整備工	-0.273
製鋼工	-0.314	機械修理工	-0.267
鋳物工	-0.392	警備員	-0.029
型鍛造工	-0.487	娯楽接客員	-0.074
鉄鋼熱処理工	-0.269	ビル清掃員	-0.224
圧延伸張工	-0.495	自然科学系研究者	-0.097
金属検査工	-0.283	一級建築士	-0.266
非鉄金属精錬工	-0.449	医師	-0.055
金属プレス工	-0.378	栄養士	-0.153
溶接工	-0.383	薬剤師	-0.088
板金工	-0.332	看護婦・看護師	-
電気めっき工	-0.292	准看護婦・准看護師	-0.057
金属塗装工	-0.259	看護補助者	-
玉掛け作業員	-0.505	診療放射線・診療エックス線技師	-0.050
旋盤工	-0.317	臨床検査技師	-0.129
フライス旋盤工	-0.360	歯科技工士	-
ボール盤工	-0.316	保育士	-0.112
鉄工	-0.399	幼稚園教諭	-0.171
仕上工	-0.431	高等学校教員	-0.062
パフ研磨工	-0.311	大学教授	-0.131
機械組立工	-0.392	大学助教	-
機械検査工	-0.378	各種学校・専修学校教員	-0.063
機械製図工	-0.220	記者	-0.071

表8 男女間賃金格差縮小要因

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.052	100.0%
観察された説明変数の効果	0.009	-17.7%
年齢	-0.014	27.5%
勤続年数	-0.001	1.5%
学歴	0.014	-27.6%
企業規模	-0.008	14.4%
産業	0.008	-16.2%
パート	0.009	-17.1%
観察された価格効果	-0.001	1.2%
年齢	-0.004	8.3%
勤続年数	-0.004	7.3%
学歴	-0.003	5.3%
企業規模	-0.004	6.7%
産業	-0.001	2.1%
パート	0.015	-28.4%
ギャップ効果	-0.053	102.2%
観察されない価格効果	-0.007	14.2%

表9 男女間賃金格差縮小要因 (30歳未満)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.039	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.015	38.5%
年齢	-0.018	46.0%
勤続年数	-0.001	1.3%
学歴	-0.005	13.8%
企業規模	0.000	-0.7%
産業	0.000	-0.9%
パート	0.008	-20.9%
観察された価格効果	0.003	-7.1%
年齢	-0.004	11.4%
勤続年数	0.002	-4.3%
学歴	0.002	-3.9%
企業規模	0.000	0.4%
産業	0.000	0.0%
パート	0.004	-10.7%
ギャップ効果	-0.017	43.6%
観察されない価格効果	-0.010	24.9%

表10 男女間賃金格差縮小要因 (30歳台)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.137	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.016	11.6%
年齢	0.009	-6.3%
勤続年数	-0.012	-8.8%
学歴	0.000	0.2%
企業規模	-0.011	8.1%
産業	-0.004	2.8%
パート	0.003	-2.1%
観察された価格効果	0.029	-21.1%
年齢	0.001	-0.6%
勤続年数	0.003	-2.4%
学歴	-0.008	5.5%
企業規模	-0.010	7.1%
産業	0.005	-3.3%
パート	0.038	-27.4%
ギャップ効果	-0.129	93.9%
観察されない価格効果	-0.021	15.5%

表11 男女間賃金格差縮小要因 (40歳台)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.043	100.0%
観察された説明変数の効果	0.030	-70.8%
年齢	0.000	0.4%
勤続年数	-0.011	26.5%
学歴	0.032	-74.1%
企業規模	-0.021	48.1%
産業	0.011	-25.8%
パート	0.020	-46.0%
観察された価格効果	0.021	-50.0%
年齢	0.001	-1.2%
勤続年数	-0.002	4.4%
学歴	-0.009	21.3%
企業規模	-0.005	12.4%
産業	-0.005	10.9%
パート	0.042	-97.8%
ギャップ効果	-0.096	222.4%
観察されない価格効果	0.001	-1.5%

表 12 男女間賃金格差縮小要因 (50歳台)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	0.017	100.0%
観察された説明変数の効果	0.086	495.6%
年齢	-0.001	-4.5%
勤続年数	0.028	164.9%
学歴	0.025	146.4%
企業規模	-0.009	-49.5%
産業	0.006	34.6%
パート	0.035	203.8%
観察された価格効果	-0.017	-97.9%
年齢	0.002	10.0%
勤続年数	-0.007	-39.7%
学歴	-0.016	-93.9%
企業規模	-0.004	-24.9%
産業	-0.014	-80.4%
パート	0.023	131.0%
ギャップ効果	-0.042	-242.8%
観察されない価格効果	-0.009	-54.5%

表 13 男女間賃金格差縮小要因 (鉱業)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.124	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.003	2.1%
年齢	-0.006	4.9%
勤続年数	-0.001	0.7%
学歴	0.007	-6.0%
企業規模	-0.005	3.8%
パート	0.002	-1.3%
観察された価格効果	0.007	-5.3%
年齢	0.005	-4.0%
勤続年数	-0.005	3.8%
学歴	0.005	-4.4%
企業規模	-0.002	1.3%
パート	0.002	-2.0%
ギャップ効果	-0.149	120.0%
観察されない価格効果	0.021	-16.9%

表 14 男女間賃金格差縮小要因 (建設業)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.075	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.031	42.0%
年齢	-0.021	28.2%
勤続年数	-0.003	4.0%
学歴	-0.004	5.4%
企業規模	-0.005	6.7%
パート	0.001	-1.3%
観察された価格効果	0.009	-12.6%
年齢	-0.003	4.0%
勤続年数	0.006	-8.1%
学歴	0.001	-1.3%
企業規模	0.000	-0.1%
パート	0.005	-6.7%
ギャップ効果	0.051	-67.8%
観察されない価格効果	-0.103	138.4%

表 15 男女間賃金格差縮小要因 (製造業)

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.064	100.0%
観察された説明変数の効果	0.015	-23.4%
年齢	-0.007	11.0%
勤続年数	-0.004	6.3%
学歴	0.015	-23.5%
企業規模	-0.002	3.1%
パート	0.013	-20.4%
観察された価格効果	-0.006	9.8%
年齢	-0.002	2.9%
勤続年数	-0.013	20.2%
学歴	-0.002	2.8%
企業規模	-0.003	5.4%
パート	0.014	-21.6%
ギャップ効果	-0.075	116.8%
観察されない価格効果	0.002	-3.2%

表 16 男女間賃金格差縮小要因（電気・ガス・熱供給・水道業）

	数値	割合(%)
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	0.030	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.013	-43.5%
年齢	-0.054	-177.2%
勤続年数	-0.008	-26.3%
学歴	0.046	150.9%
企業規模	-0.003	-9.8%
パート	0.005	16.4%
観察された価格効果	-0.028	-91.3%
年齢	0.021	68.9%
勤続年数	-0.058	-190.3%
学歴	0.011	36.1%
企業規模	0.001	3.3%
パート	-0.003	-9.8%
ギャップ効果	0.101	330.9%
観察されない価格効果	-0.029	-96.0%

表 17 男女間賃金格差縮小要因（運輸・通信業）

	数値	割合(%)
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.119	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.110	91.8%
年齢	-0.017	14.2%
勤続年数	0.051	-42.7%
学歴	-0.155	129.8%
企業規模	0.001	-0.8%
パート	0.009	-7.5%
観察された価格効果	0.013	-10.6%
年齢	-0.015	12.6%
勤続年数	0.008	-6.7%
学歴	0.016	-13.4%
企業規模	-0.001	0.8%
パート	0.004	-3.4%
ギャップ効果	-0.058	48.5%
観察されない価格効果	0.035	-29.7%

表 18 男女間賃金格差縮小要因（卸売・小売業，飲食店）

	数値	割合(%)
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	0.015	100.0%
観察された説明変数の効果	0.001	9.5%
年齢	-0.041	-275.5%
勤続年数	0.006	40.3%
学歴	0.026	174.7%
企業規模	-0.008	-53.8%
パート	0.018	121.0%
観察された価格効果	0.001	7.2%
年齢	-0.003	-22.8%
勤続年数	-0.011	-71.9%
学歴	-0.021	-142.5%
企業規模	0.001	6.7%
パート	0.035	235.2%
ギャップ効果	0.009	63.7%
観察されない価格効果	0.003	19.6%

表 19 男女間賃金格差縮小要因（金融・保険業）

	数値	割合(%)
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	0.088	100.0%
観察された説明変数の効果	-0.047	-53.0%
年齢	-0.055	-62.3%
勤続年数	-0.005	-5.7%
学歴	0.008	9.1%
企業規模	0.003	3.4%
パート	0.003	3.4%
観察された価格効果	-0.022	-24.8%
年齢	0.026	29.5%
勤続年数	-0.052	-58.9%
学歴	0.001	1.1%
企業規模	0.005	5.7%
パート	-0.002	-2.3%
ギャップ効果	0.163	184.6%
観察されない価格効果	-0.006	-6.8%

表 20 男女間賃金格差縮小要因 (不動産業)

	数値	割合(%)
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	0.003	100.0%
観察された説明変数の効果	0.025	922.6%
年齢	-0.035	-1296.3%
勤続年数	0.025	925.9%
学歴	0.032	1185.2%
企業規模	0.000	14.8%
パート	0.003	111.1%
観察された価格効果	0.002	91.5%
年齢	0.011	407.4%
勤続年数	-0.005	-185.2%
学歴	-0.010	-370.4%
企業規模	0.002	74.1%
パート	0.005	185.2%
ギャップ効果	-0.015	-559.3%
観察されない価格効果	-0.010	-355.6%

表 21 男女間賃金格差縮小要因 (サービス業)

	数値	割合(%)
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.070	100.0%
観察された説明変数の効果	0.008	-12.0%
年齢	-0.005	7.1%
勤続年数	0.011	-15.7%
学歴	0.008	-11.4%
企業規模	-0.006	8.6%
パート	0.001	-1.4%
観察された価格効果	-0.011	15.5%
年齢	-0.002	2.9%
勤続年数	-0.010	14.3%
学歴	-0.012	17.1%
企業規模	-0.006	8.6%
パート	0.019	-27.1%
ギャップ効果	-0.029	41.7%
観察されない価格効果	-0.038	54.4%

表 22 男女間賃金格差縮小要因 (企業規模 1,000 人以上)

	数値	割合
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	0.070	100.0%
観察された説明変数の効果	0.002	2.9%
年齢	-0.044	-63.1%
勤続年数	-0.009	-12.9%
学歴	0.022	32.1%
産業	0.006	9.0%
パート	0.020	29.1%
職階	0.006	8.2%
観察された価格効果	0.010	14.5%
年齢	-0.005	-7.4%
勤続年数	-0.007	-10.1%
学歴	0.005	6.6%
産業	0.020	29.0%
パート	-0.001	-1.6%
職階	-0.001	-1.9%
ギャップ効果	0.058	82.8%
観察されない価格効果	0.000	-0.2%

表 23 男女間賃金格差縮小要因 (企業規模 100~999 人)

	数値	割合
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.085	100.0%
観察された説明変数の効果	0.007	-8.3%
年齢	-0.018	21.0%
勤続年数	0.000	0.4%
学歴	0.008	-9.4%
産業	0.002	-2.8%
パート	0.012	-13.5%
職階	0.003	-3.9%
観察された価格効果	-0.006	7.4%
年齢	-0.006	6.8%
勤続年数	-0.008	9.9%
学歴	-0.004	4.8%
産業	-0.007	8.2%
パート	0.016	-18.5%
職階	0.003	-3.8%
ギャップ効果	-0.073	85.1%
観察されない価格効果	-0.013	15.7%

表 24 男女間賃金格差縮小要因（企業規模 100 人未満）

	数値	割合
2 時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.073	100.0%
観察された説明変数の効果	0.011	-15.2%
年齢	0.000	-0.6%
勤続年数	-0.001	1.4%
学歴	0.007	-9.1%
産業	-0.001	0.8%
パート	0.006	-7.8%
観察された価格効果	0.008	-11.0%
年齢	-0.001	0.8%
勤続年数	-0.002	2.8%
学歴	-0.005	7.4%
産業	-0.003	4.2%
パート	0.019	-26.1%
ギャップ効果	-0.085	116.0%
観察されない価格効果	-0.007	10.2%

図 1 標準化した女性の誤差項の変動

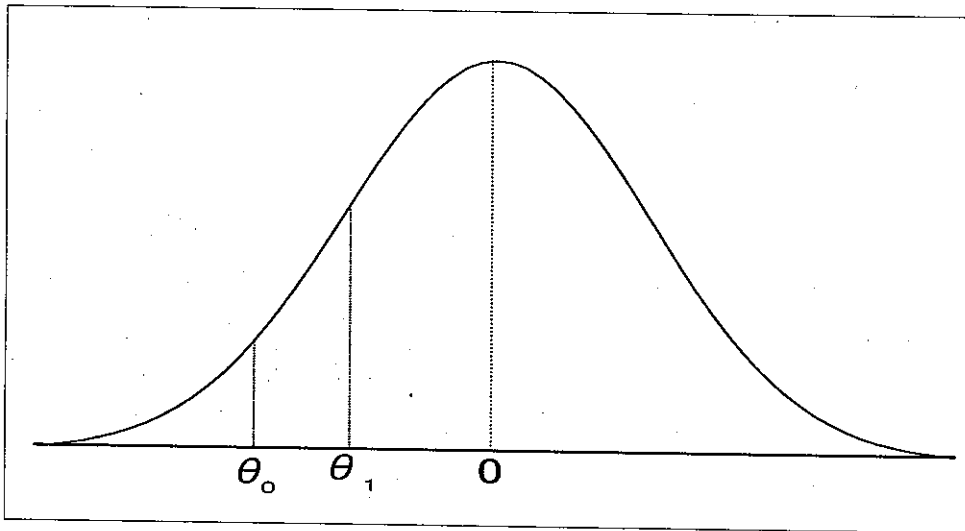
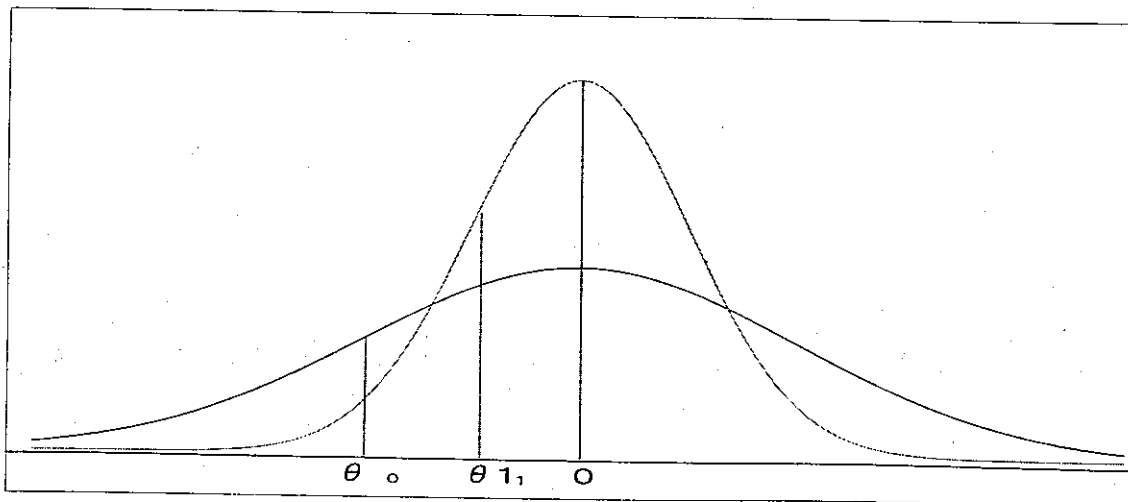


図 2 誤差項の分散の変動



1. 問題意識

1975年当時、男性一般労働者の所定内給与額を100とした時の女性一般労働者の所定内給与額は58.9にすぎなかった。2001年現在でもそれは65.3にとどまっている。このように、わが国では依然として男女間賃金格差が観察されている。他方、この間に男女雇用機会均等法(1986年施行、99年改正)、育児・介護休業法(91年成立、96年改正)が相次いで成立し、女性の雇用環境は整備されている。女性の労働力率は75年の45.7%から49.2%へと3.5%ポイント上昇している。

女性の就業環境が大きく変わっているのに、男女間賃金格差が歴然としてあるのはなぜだろうか。

賃金格差を検討している経済理論としては、Becker[1957]やMadden[1975]、Phelps[1972]、Arrow[1974]がある。これらは性や人種においてなぜ賃金格差が生じているかを説明しているが、それぞれ異なる要因を重視する。

Beckerによれば、完全競争市場においても、企業が女性を雇用することに対して差別嗜好を持つ場合には、女性を雇用することに際して心理的コストを負うので、企業はその分の補償を求めるといふ。こうしたコストの存在は、女性の労働需要曲線を限界収入生産物曲線よりも左側にシフトさせるため、女性の賃金は低下することになる。

Maddenのモデルは需要独占型のモデルであり、男女間賃金格差は労働市場における男性の市場独占力を反映すると考えている。労働市場にはさまざまな仕事があるが、それらの仕事の中には女性が多く就いている仕事がある。こうした仕事は「女性に向く仕事」として「一般常識」として考えられている仕事である(常識が非常識なことはある)。こうした常識によって、ある仕事にだけ女性の労働供給が殺到することになれば、その仕事の賃金は低下する。その結果、男女間の賃金には格差が発生することになる。

PhelpsやArrowの仮説は「統計的差別理論」、「シグナリング理論」と呼ばれる。この理論では、雇用主と労働者との間に生じている情報の非対称性を前提にしながらも、ある種の変数をシグナルとして統計的に利用することで複数のグループに選別することができる、と説明する。平均勤続年数がシグナルとなり、女性の採用が手控えられる、女性に対する教育訓練投資量が少ないために賃金格差が発生する、などの観点から分析されてきた(樋口[1991]など)。

こうした仮説で検討された要因のうち、どれが男女間賃金格差を説明できるかを識別することは政策を考える上で重要である。なぜなら、格差の発生因によって取りうる政策が異なるからである。もし企業の心理的コストが重要ならば、女性を雇うことに対する補助金を与えることがよいのかもしれない。需要独占の問題が重要であれば、男女一方だけの職種を出来る限り社会から減らすような取り組みとしてアフーマティブ・アクションが必要なかもしれない。また、統計的差別が重要なら、統計的差別が起こらないような仕組み、たとえば職業能力の基準化

や基準の公開によって対処できるかもしれない¹。

男女間賃金格差の発生原因を識別することは重要な問題であるにも関わらず、これまでの研究で十分に検討しているものは筆者の知る限りほとんどない。以下の分析では、男女間賃金格差が統計的差別理論によって説明されるのか、それともそれ以外の要因によって発生しているのかについて、賃金構造基本統計調査と女性雇用管理基本調査を用いて検討する。

2. 分析仮説

労働市場が完全競争市場であると仮定すれば、労働者の実質賃金は限界生産性に等しくなるはずである。この時に、男女間賃金格差が観察されるのであれば、それは男女の限界生産性の違いを反映していると考えられる。では、男女の限界生産性の違いは何によって規定されるのだろうか。この節では、男女間賃金格差の理論を簡単に紹介し、以下の実証分析で用いる作業仮説を提示する。

2.1 男女間賃金格差の理論

a. 人的資本理論

男女の限界生産性の違いが賃金格差の要因であるとして、では生産性の違いは何によるのだろうか。その一つの理由は、男女が蓄積している人的資本の違いである。人的資本は先天的能力と後天的能力からなるが、それらが男女間で異なれば、結果としての賃金に差が発生する。先天的能力が男女で異なるかどうかは様々な議論があるが、ここでは立ち入らない。むしろ、先天的能力よりも後天的能力を重視する。すなわち、学校教育や企業内教育への投資、あるいは経験の積み重ねがどれだけ男女間で異なるのかが、生産性の違いとなって現れ、男女間賃金格差の原因に結びついているのである。

では、なぜ女性は男性に比べて学校教育や企業内教育への投資が少ないのだろうか。Mincer=Polacheck[1974]によれば、家庭内における性別役割分業が大きく影響している²。性別役割分業の下では、家事や育児のために女性の労働供給期間が男性よりも短くなってしまふ。わが国では 25-39 歳の女性の労働力率が低下する、いわゆる M 字型カーブが女性労働力率には観察されるが、それはそれだけ女性の就業中断期間があることを示している。そのため、男性に比べて投資効率は悪くなり、女性の人的投資へのインセンティブは小さくなってしまふ。つまり、性別役割分業の存在が、所得稼得能力だけでなく、人的資本蓄積でも男女間に格差を生じさせてしまふ要因になっているのである。

さらに、就業中断期間があれば、その間の技術革新などにより蓄積してきた人的資本が損耗してしまう可能性もある。その結果、人的投資の上で男性に比べてより大きな不利を女性に与えてしまふ。

b. 統計的差別

賃金格差の大きな原因は生産性の違いであるが、個人の生産性を測ることに問題が生じて

¹ わが国においては、多くの仕事において職業能力を社会横断的な一般的基準で評価することはなく、一般には企業内部で評価されてきた。企業内部における職業能力基準は昇級や昇格、昇進に利用されているが、それが公開されることは少ない。

² 川口 [1999] は、ゲーム理論を用いて、伝統的な性別役割分業が女性の人的資本投資が過少になってしまうという結論を導いている。

いる可能性がある。とりわけ、個人の生産性という情報が労働者と雇用主の間で非対称的であり、その非対称性を埋めるのに多大なコストがかかるというケースは多く存在する。この場合、個人の生産性を計測するのではなくて、属性が同じようなグループの平均的な生産性を計測するということがしばしば行われる。性というのも一つの属性であり、そこに男女が統計的に差別される原因がある(Phelps[1972]、Arrow[1974])。

なかでも、男女間賃金格差の問題で俎上にあがったのは、採用段階における統計的差別の問題である。例えば、能力の平均が同じでも、能力のばらつきが小さいグループと大きなグループ、二つのグループがあったとする。この場合、企業が危険回避的ならば、能力のばらつきが小さなグループから採用しようとするだろう。もしも男性の能力のばらつきは小さく、女性のばらつきが大きければ、企業は男性の採用に偏向する。樋口[1991]では、勤続年数の男女間の違いが統計的差別を生む背景となっていると議論している。企業が労働者に人的投資を施すためには、勤続年数の長いグループを採用しそのグループを中心に教育訓練を施したほうが、期待される投資効率は高い。わが国の女性の平均勤続年数は国際的に見れば長期勤続の部類に入るが、それ以上に男性の勤続年数が長く、男性と比較して女性の期待投資効率は悪い。その結果、採用や教育訓練が男性に偏ってしまう可能性は高い。もちろん、女性の中には長期勤続する人たちも存在するが、その人たちが企業が選別するコストが高ければ、この問題は解消しない。この結果、男女間の生産性がたとえ同じであっても平均勤続年数が異なるために、採用や教育訓練に差が生じ、賃金格差が生じてしまうことになる。

c. 嗜好の相違による差別

上の二つの仮説は、限界生産性の違いに依拠した男女間格差という意味では経済的には合理的な賃金格差といえるだろう。しかしながら、男女間賃金格差には合理的な説明が難しい「差別的要因」によって発生しているケースもあるだろう。その一つの例が、雇用主や同僚、あるいは得意先の嗜好や態度によって生じる差別である。たとえば、偏見を持つ雇用主は、実際の生産性を無視して、女性を雇うよりも男性を雇うことを好むかもしれない。このような状況では、雇用主側に女性を雇うことによる追加的な(心理的)コストが発生する。また雇用主以外にも、職場の同僚や得意先が女性を差別するケースがある。こうした追加的なコストの存在は女性の労働需要曲線を限界収入生産物曲線よりも左側にシフトさせるため、女性の賃金は低下する。

ただし、競争市場においては女性差別を行う企業は淘汰される可能性がある。図1は、このことを説明した労働市場の模型である。なお、図中の直線 $S'S_m$ および $S'S_f$ は男性と女性それぞれの労働供給曲線を示し、直線 $S'S$ は男女を合計したときの労働供給曲線を示している。また、直線 $D'D$ は労働需要曲線を示している。企業が男性あるいは女性のみを採用したとすると、この企業が直面する労働供給曲線は直線 $S'S_m$ あるいは $S'S_f$ であり、この場合の賃金は w_m となる。他方、男女ともに採用した場合の賃金は w^* である。それゆえ、男女を均等に採用する企業に比べてどちらか片方の性を採用した場合には $w_m - w^*$ だけ高い賃金を支払うことになる。また、両性を均等に採用した時に得られる企業の余剰は Δabw^* であるが、片方の性を採用した場合の余剰は Δacw_m である。つまり、両性を均等に採用する企業の余剰は多く、どちらかの性に偏った企業は淘汰される可能性は高い。

d. 選択の相違

労働者が仕事を選択するために、賃金格差が生じるということも考えられる。たとえば責任の

大きな仕事を女性は避けがちであるとか、労働時間の長い仕事を避けがちであるとか、転勤のない仕事を選択するなどである。あるいは、キャビン・アテンダント、看護師、保育士などの例に代表されるように、仕事そのものを女性が多く選択する場合もある。

e. 独占

もし労働市場が一人の需要家に独占されるような状況にある場合、賃金は限界生産力よりも低い水準に置かれる可能性が高い。とりわけ、労働供給が非弾力的である場合には、賃金はより低い水準で決まる。さらに、供給の弾力性が異なる二つのグループが存在するような場合、それぞれのグループに異なる賃金を提示することで、企業はより利潤をあげることが出来る。たとえば、女性の労働供給が男性に比べて非弾力的であるならば、女性の賃金は低水準に抑えられ、搾取されることになるだろう。実際に、女性が多く就いている仕事の賃金は相対的に低水準になる傾向が強い。図 2 は賃金構造基本統計調査の企業規模 500 人以上のサンプルを利用して、職種別の女性比率と時間当たり所定内給与額でみた平均賃金の関係を示したものである³。この図によれば、女性比率の高い職種の平均賃金が相対的に低い水準にあることがわかる。回帰分析を利用してこの関係を統計的に検定すると、

$$\begin{aligned} (\text{職種別の平均賃金}) = & 21.434 - 5.8246 \times (\text{職種別の女性比率}) \\ & (23.754) \quad (-2.935) \qquad \qquad \qquad \text{決定係数} = 0.0752 \end{aligned}$$

となる。

しかしながら、男女間賃金格差の説明としての独占理論は、近年ではあまり注目されていない。一部の労働市場には上記のような独占の問題が生じていることは確認されているが (Ferber et.al[1978]や Booton and Lane[1985])、労働市場全体でこれが当てはまるというコンセンサスは得られていない。

2.2 作業仮説

男女間賃金格差の発生因は統計的差別なのか、それともこれ以外の要因(たとえば、性別に対する嗜好の違い)によるのか。両者を識別することは政策的に重要である。男女間賃金格差が統計的差別によって決まるのであれば、個々の主体の特性や能力を把握することを容易にするような仕組みを作るという政策が良いであろう。他方、男女間賃金格差が統計的差別で説明できないものであるならば、そうした差別を無くすような方策を考えていく必要がある。

男女間賃金格差の発生因を特定することは重要であるが、これまでの分析では格差要因を識別することに必ずしも成功してきたとは言えない。男女間賃金格差の要因分解を行っている前節では、男女の属性の違いや男女で異なる価格効果が格差を生じさせていたことが示されている。この結果は、男女の属性が等しくとも価格効果が異なる分だけ男女間には賃金格差が生じることを意味している。したがって、問題は価格効果が男女で異なるのはなぜなのかであるが、前節の分析からだけではそれを知ることは出来ない。そこで以下では、男女の価格効果が異なる背景として統計的差別理論が成り立っているのかどうかを検討してみたい。

そのために、次のような仮説を検証する。もし統計的差別理論が男女間賃金格差を説明するのならば、男女の賃金は事業所が把握している平均勤続年数や平均生産性の男女差に依

³ 職種区分については賃金構造基本統計調査を参照のこと。なお、賃金構造基本統計調査の職種区分に該当する労働者は相対的に少なく、多くは賃金構造基本統計調査の職種区分に該当していないことに注意する必要がある。

じて決まるはずである。しかしながら、もし当該企業の平均勤続年数や平均生産性の男女差が賃金に影響していないのであれば、男女の賃金差は統計的差別理論では説明できない性差で決まると言える。Foster=Rosenzweig[1996]および Neumark[1998]では、入職時の賃金と人種や性別、および(限界)生産性に注目することで、この仮説を以下のように検討している。まず、人的資本の蓄積を無視し、限界生産性は生涯一定であると仮定し、賃金にはインセンティブ給を含まないと仮定する。このとき、統計的差別理論によれば、賃金は入職時における生産性の期待値 $P_s^*(P_s^* = E(P|I_s))$ に一致するはずである。

$$(1) w_s = P_s^*$$

ただし、 w_s は入職時の賃金、 I_s は入職時に事業所が把握できる労働者(の生産性)に関する情報を示している。このとき、もし男女間の賃金格差が生産性の違いを反映していれば、すなわち賃金格差を統計的差別が説明しているならば、以下の賃金関数のパラメーター β はゼロになるはずである。

$$(2) w_s = \alpha P_s^* + \beta female + \varepsilon$$

w_s は入職時の賃金、 $female$ は女性ダミー、 ε は誤差項、 α と β はパラメーターである⁴。

もし(2)式のパラメーター β が統計的に有意な値であれば、男女の生産性の違いをコントロールしてもなお、性差によって賃金格差が発生していることを示唆する。この性差が何を反映しているかは厳密に特定することは難しいが、Foster=Rosenzweig および Neumark では嗜好による差別と考えている。

さて、以下の分析では入職時の賃金や入職時に事業所が把握している労働者の情報を利用することが出来ない。そこで、次のような方法により検討する。まず、年齢や勤続年数、学歴、企業規模、産業によって賃金水準は異なるから、これらの要因の影響をコントロールする。具体的には、(3)式のような賃金関数を想定する。

$$(3) \ln w_i = \alpha + b_1 kei_i + b_2 kei_i^2 + b_3 tenure_i + b_4 tenure_i^2 + \sum c_{1s} SCH_s + \sum d_{1s} IND_s + \sum e_{1s} KIBO_s + u_i$$

kei は学校卒業後の経過年数⁵、 $tenure$ は勤続年数、 SCH は学歴ダミー、 IND は産業ダミー、 $KIBO$ は従業員規模ダミー、 u は誤差項である。なお、学校卒業後の経過年数 kei は、パラメーター α を初任給の水準にするため、年齢の代わりに用いている。そして、 α が(自然対数表示の)初任給の水準であることを利用して、事業所が把握している生産性の期待値 P^* と女性ダミー $female$ を(3)式に代入し、生産性の違いをコントロールしても男女の初任給に格差があるかどうかを検討する。

$$(4) \ln w_i = a_0 + a_1 P^* + a_2 female + b_1 kei_i + b_2 kei_i^2 + b_3 tenure_i + b_4 tenure_i^2 + \sum c_{1s} SCH_s + \sum d_{1s} IND_s + \sum e_{1s} KIBO_s + u_i$$

(4)式において、パラメーター a_2 が統計的に有意であれば、男女の初任給時点の賃金に統計

⁴ なお、Foster=Rosenzweig および Neumark では、企業が捕らえた平均生産性格差を利用することが出来ず、個人の生産性を示す変数を利用している。

⁵ ここでは、学校卒業時の年齢は標準的な年齢(中卒 15 歳、高卒 18 歳、短大卒 20 歳、大卒 22 歳)を想定している。したがって、学校卒業後の経過年数 kei は(年齢) - (学校教育年数) - (6 歳) で計算されている。

的差別では説明できない格差が存在することを示唆することになる。

3. データ

本稿で利用しているデータは、賃金構造基本統計調査(平成13年)と女性雇用管理基本調査(平成13年)を特別集計したものである。

賃金構造基本統計調査(指定統計第94号)は、主要産業に雇用される常用労働者について、その賃金実態を労働者の種類、職種、性、年齢、学歴、勤続年数、経験年数別等に明らかにすることを目的としている統計調査である。調査項目は、産業、企業規模、性、学歴、年齢階級別平均年齢、勤続年数、所定内実労働時間数、超過実労働時間数、きまって支給する現金給与額、所定内給与額及び年間賞与その他特別給与額である。

一方、女性雇用管理基本調査(承認統計)は、主要産業における女性労働者の雇用管理の実態等を総合的に把握するために毎年実施されている。調査年により、調査項目は異なる。13年度調査は平成11年4月の改正男女雇用機会均等法施行後の女性の雇用管理状況等について把握することに焦点を当てている。調査対象は事業所である。

この二つの統計調査を結合することによって、労働者の属性と賃金、事業所の属性や雇用管理の方法といった情報が得られる。ただし、このデータを利用するにあたっては以下の点に注意する必要がある。

第一に、二つの調査を結合した結果、比較的大きな事業所だけが残った。これは両方の調査に回答している企業が比較的大きな事業所が多いことが原因である。二つの調査を結合した結果、企業規模500人以上規模の456事業所、36,963個人サンプルを利用することとなった。

第二に、二つの調査を利用した結果、それぞれの調査の抽出率が利用できなくなった。それぞれの調査は事業所・企業統計調査の事業所名簿に基づいて抽出されるが、両調査を結合することによって抽出率は意味のない数字になる。このため、以下の結果は母集団の傾向を示すようには復元されていない数字である。

第三に、雇用形態が「臨時」や就業形態が「パート」のサンプルが極端に少なくなるため、以下ではこれらを除いて分析を行っている。

さて、(4)式を推定するためには、事業所が把握している男女の生産性の違いを示す変数を作成する必要がある。以下の分析で用いたのは、当該事業所の平均勤続年数の男女比や当該事業所の女性比率、役職者均等度、主要業務への配置に関する均等度、昇級・昇格に関する均等度、である。

平均勤続年数の男女比は、女性雇用管理基本調査の問1を利用して、(女性の平均勤続年数)÷(男性の平均勤続年数)で計算した。

当該事業所の女性比率は、女性雇用管理基本調査のフェースシートを利用して、(女性一般労働者数)÷(男女計の一般労働者数)で計算した。

役職者均等度は、女性雇用管理基本調査の問7を利用して、[(女性役職者数、年齢計)÷(女性一般労働者、年齢計)]÷[(男性役職者数、年齢計)÷(男性一般労働者数、年齢計)]で計算した。ただし、この変数は係長相当職、課長相当職、部長相当職のそれぞれについて計算している。

主要業務への配置に関する均等度は、女性雇用管理基本調査の問5(2)を利用している。

この問いの要旨は「次のような業務についている管理職以外の一般労働者の男女の配置はどうなっていますか。」である。なお、質問対象の業務は、新入社員が「1～2年で習熟する業務」、「3～5年で習熟する業務」、「6年以上で習熟する業務」に分けられている。ここでは、それぞれの業務について、「男女おおむね同じ(一方の性が3～7割)」や「女性がほとんど(8～9割)」、「女性のみ」と答えている場合に1、「男性がほとんど(8～9割)」、「男性のみ」、「把握していない」と答えている場合には0とするダミー変数を作成した。

昇級・昇格に関する均等度は、女性雇用管理基本調査の問8(1)を利用した。この問いは「大卒標準労働者が、入社から昇級・昇格していくときに男女間で差がついていますか」とある。この問いに、「男女ともかわらない」や「女性のほうが男性よりはやく昇級・昇格するものが多い」と答えていれば1、「男性のほうが女性よりはやく昇級・昇格するものが多い」や「把握していない」、「対象となる女性(男性)労働者がいないので比較できない」と答えていれば0とするダミー変数を作成した。

これらの変数は直接的には男女の生産性の違いを示しているというよりも、むしろ当該事業所における女性の活用度を示す指標である。しかし、当該事業所が把握している男女の生産性の違いを活用度は反映していると考えられる。

表1は、変数の一覧とそれらの男女別の基本統計量を示したものである。

以下の分析で用いた賃金は、時間当たり所定内賃金である。所定内賃金を用いたのは残業の影響を取り除くためである。表1によれば、男女の平均賃金格差(女性の時間当たり所定内賃金÷男性の時間当たり所定内賃金)は約67.4である。

平均賃金には、学校卒業後の経過年数や勤続年数、学歴が影響する。それらを男女で比較すると、学校卒業後の経過年数の男女比は0.6958、勤続年数の男女比は0.6039、大卒者の男女比は0.4300となる(なお、それぞれは女性÷男性で計算している)。これらの変数以外にも、役職者の割合や所属産業が男女で大きく異なることも表1からわかる。

さて、女性の活用度を示す指標を見ると次のような事実がわかる。すなわち、女性の活用度を示す指標の平均値は男性よりも女性で高い。すなわち、男女の勤続年数差、当該事業所の女性比率、主要業務への配置に関する均等度、昇級・昇格に関する均等度のいずれもが女性のほうが大きな値となっている。このことは、女性の活用度・均等度の高い企業に女性が多く雇用されている、あるいは女性を多く雇用している企業は女性の活用度・均等度が高くなっている、ことを示唆するが、因果関係の向きについては不明である。

4. 分析の結果

4.1 男女間賃金格差の実態

(4)式の計測を行う前に、まず結合したデータを利用して男女間賃金格差の実態を把握しておく。結合したデータは賃金構造基本統計調査や女性雇用管理基本調査が想定している母集団の特性を反映していない可能性もあり、結合データの特性を見るうえでも有意義である。なお、賃金構造基本統計調査を利用する場合、時間当たり賃金は①所定内給与を所定内労働時間で割ったもの、②決まって支給される給与を総実労働時間で割ったもの、③決まって支給される給与に1ヶ月当りに換算した賞与を加えて総実労働時間で割ったもの、の三種類が計算可能である。このうち所定内給与以外は残業時間が反映される。以下では、残業時間を反映しない所定内給与で男女間賃金を比較した。

図 3 は年齢別、学歴別、性別に時間当たり所定内給与の分布を示したものである。なお、図中の四角い箱はその内部が 25 パーセンタイルから 75 パーセンタイルの範囲内であることを示し、箱の内側の横線は中央値であることを示している。また、箱の上下にある横線は、それぞれ $x[75]+1.5 \times (x[75]-x[25])$ および $x[25]-1.5 \times (x[75]-x[25])$ で計算されており、この線より上側あるいは下側の値は外れ値である。この図によれば、学歴に関わりなく、男女ともに年齢が加齢するほど時間当たり所定内賃金の分布が拡大していることがわかる。また、箱の大きさに注目すると、賃金の分布は高学歴者ほど大きく、女性ほど大きいこともわかる。特に、大卒女性の 35 歳を超えた年齢層では、中央値が箱の下側にあり、時間当たり所定内賃金の分布が上方に歪んでいることが分かる。これまで、女性の賃金にはサンプル・セレクション・バイアス⁶が存在すると指摘されるが、大卒女性の賃金の上方への歪みはこの問題がとりわけ大卒女性で重要であることを示唆している⁷。

さて、図 3 の中央値に注目すると、同一学歴、同一年齢階級でも男女の賃金格差があることがわかる。結果は省略するが、時間当たり所定内給与の平均値を見ても男女間には賃金格差が生じている。ただし、この格差には所属する産業や企業規模も影響する。そこで、これら産業や企業規模の効果をコントロールしても格差が存在するかどうかを再検討するため、以下の式を推定した。

$$\begin{aligned} \ln w_i = & a_1 + b_{11}kei_i + b_{12}kei_i^2 + b_{13}tenure_i + b_{14}tenure_i^2 \\ & + \sum c_{1s}SCH_s + \sum d_{1j}position_j + e_1blue \\ & + a_2female + b_{21}kei_f_i + b_{22}kei_f_i^2 + b_{23}tenure_f_i + b_{24}tenure_f_i^2 \\ & \sum c_{2s}SCH_s_f_i + \sum d_{2j}position_f_j + e_2blue_f_i + \sum g_sIND + \sum h_sKIBO + u_i \end{aligned}$$

ただし、kei は学校卒業後の経過年数、tenure は勤続年数、SCH は学歴ダミー、position は役職ダミー、blue は生産職ダミー、IND は産業ダミー、KIBO は企業規模、female は女性ダミーであり、変数の末尾に $_f$ が付いているものは女性ダミーとの交差項である。また、a、b、c、d、e、g、h はパラメーター、u は誤差項である。この賃金関数はミンサー型賃金関数と呼ばれる。この関数の特徴は従属変数だけが対数である片対数方程式である点にあり、推定結果の解釈がしやすくなっている。パラメーター b は学校卒業後の経過年数や勤続年数が 1 年延びたときに賃金を何パーセントポイント上昇させるかを示しており、パラメーター c や d、e、g、h は当該グループがレファレンス・グループに対して賃金が何パーセント・ポイント高いかを示している。ここで注目するのは、female のパラメーターと最後に $_f$ が付いている変数のパラメーターである。前者は女性の初任給が男性に比べてどれだけ高いか低いかを示しており、後者はその変数の賃金に与える効果が男性に比べてどれだけ強いかわかを示している。

推定結果は表 2 である。なお、推定結果は省略しているが、推定式には企業規模ダミーと

⁶ 観察される賃金が働いている人に限られるために起る偏りのこと。労働供給の理論によれば、人々が働くかどうかは市場賃金と留保賃金の大小関係で決まる。留保賃金は働くことで犠牲になる余暇の機会費用を示すが、女性の場合には家事や育児のためにこの機会費用が高くなる。このため、女性では市場賃金が高い人のみが働くことになり、賃金分布に偏りが発生する。

⁷ 女性の労働供給行動を分析した樋口[1991]では、結婚や出産・育児で離職した後に労働市場へ再参入する大卒女性の割合は他の学歴の女性よりもきわめて低いことに言及している。

産業ダミーが含まれている。表 2 のモデル 1 によれば、女性ダミーfemale は-0.1668 で、統計的に有意である。これは、学校卒業の経過年数や勤続年数、学歴、職種、役職、産業、企業規模をコントロールした上でも、女性の賃金が男性よりも 16.68%ほど低いことを示している。このモデル 1 を学歴別に推定した結果が表 3 であるが、女性ダミーに注目すると中卒-0.3552、高卒-0.2063、短大卒-0.0910、大卒-0.0816 という係数が推定されており、それぞれ統計的に有意である。なお、推定式には企業規模ダミーと産業ダミーが含まれている。この学歴別の推定結果は、学歴に関わらず、8%から 36%ほど女性の賃金は男性に比べて低く、とりわけ学歴の低い層で男女間の賃金格差が大きいことを示している。

ただし、表 2 のモデル 2 では女性ダミーは統計的に有意な係数が推定されていない。モデル 2 は、学校卒業の経過年数や勤続年数、学歴、職種、役職のそれぞれと女性ダミーとの交差項が含まれている点でモデル 1 と異なる。女性ダミーとの交差項はそれぞれの効果が男性と女性で異なることを示しており、統計的に有意な係数が推定された学校卒業後の経過年数や勤続年数、職種、役職の賃金に与える効果が男女で異なっていることがわかる。初任給の男女間格差を示す女性ダミーよりも、これらの要因が男女間の賃金格差の要因として重要である。もっとも、このうちで女性の賃金を低くしているのは経過年数と職種(生産職)である。勤続年数や学歴、役職の賃金への影響は女性のほうがむしろ大きい。

以上の要因のうち、学校卒業後の経過年数の賃金に与える影響が男女で異なることが男女間賃金格差に最も大きな影響を与えている。表 4 は表 2 のモデル 2 の結果を利用して、標準労働者の時間当たり賃金を学歴別、性別にシミュレートしたものである。なお、標準労働者は学卒後同一企業で継続就業している労働者のことで、経過年数と勤続年数は一致している。表 4 によれば、学歴によって違いはあるものの、経過年数が長くなればなるほど男女間賃金格差が拡大していることがわかる。経過年数が 10 年で高卒の格差が 95.35、大卒では 97.61、経過年数が 20 年になると高卒の格差が 84.97、大卒では 86.99 となる。では、経過年数の賃金に与える効果が男女で異なり、男性よりも女性のほうが低いという背景には何があるのだろうか。経過年数の効果は賃金の生活保障給的な役割を反映している可能性があり、それが男女の違いをもたらしているのかもしれない。従来は「男性は外で働き、女性は家事を行う」という性別役割分業の意識が社会的にも支配的であり、賃金にもこうした考えが反映されていた可能性が高い。こうした賃金の役割に対する考え方が、現在でも男女の賃金格差に影響している可能性が高い。

以上の結果をまとめると次のようになる。まず、労働者の属性や事業所の属性をコントロールしたとしても男女間の賃金格差は存在する。それは学歴で異なるものの、女性の時間当たり所定内賃金は男性に比べて 8~36%ほど低い。そして、この格差に大きく影響するのは学校卒業後の経過年数であり、標準労働者の場合でも入職後 20 年を経過すると男性を 100 として 84~89 ほどの時間当たり賃金水準となっている。

4.2 統計的差別

表 2 の推定結果でも示されたとおり、労働者の属性や事業所の属性をコントロールしても男女間には賃金格差が歴然とあった。この男女間格差が統計的差別によって生じているかどうかを以下では検討してみたい。作業仮説で示した(4)式の推定結果は、表 5 のとおりである。なお、推定式には企業規模ダミーと産業ダミーが含まれている。

表5のモデルAによれば、労働者の属性、事業所の属性、事業所の女性活用度をコントロールしても、女性ダミーは統計的に有意な負値が推定されている。つまり、上記の作業仮説に従えば、この推定結果は事業所が把握している男女の生産性の違いをコントロールしてもなお性差によって賃金格差が発生していることを示しており、女性の賃金水準は男性に比べて18.30%ほど低いことがわかる。また、このモデルAの自由度修正済み決定係数は0.6836であり、事業所の女性活用度を加えることによって表2のモデル1の決定係数0.6683と比較して0.0153ポイント高まっている。つまり、事業所の女性活用度を加えることによって賃金関数の当てはまりが1.53%ほど改善したのである。このモデルAの決定力は、表2のモデル2の自由度修正済み決定係数の0.6805よりも高く、事業所の女性活用度が賃金構造を説明する上で重要な要因であることがわかる。そして、この女性の活用度は賃金構造に次のような効果がある点も重要である。すなわち、当該事業所の女性比率(per_fem)や係長割合の均等度(per_kakari)、2-5年および6年以上の業務への配置に関する均等度(prod_2、prod_3)、昇級・昇格における均等度(ladder)のそれぞれの推定された係数は統計的に有意な正の値であり、女性の活用度の高い企業ほど賃金水準が高い。賃金水準と女性活用度の間にある因果関係の方向についてはこの分析からは明らかではないが、少なくとも両者には関係があることがわかる⁸。

ところで、表2のモデル2で見たように、経過年数や勤続年数、学歴の賃金に与える効果が男女で異なると想定すると、初任給の男女格差を示す女性ダミーは統計的に有意ではなかった。そこでは、むしろ経過年数の効果の違いが男女間賃金格差の背景として重要であった。そこで、モデル2に男女の活用の均等度を加えて推定し、女性ダミーが有意であるかどうかを検討したのが表5のモデルBである。

モデルBの結果によれば、女性ダミーは負の係数が推定されているが、統計的に有意ではない。ただし、モデルBを学歴別に推定した表6によると、中卒者や高卒者では女性ダミーが統計的に有意な負値であることがわかる。なお、この推定式にも企業規模ダミーと産業ダミーが含まれている。短大卒や大卒では負値であるが統計的には有意ではない。したがって、中卒者や高卒者では事業所が把握している生産性の違いをコントロールしても、女性の初任給は12%から36%ほど男性に比べて低いことがわかる。

では、活用の均等度の違いは男女間賃金格差に影響していないのだろうか。モデルBによると必ずしも影響していないとは言えない。モデルBには勤続年数と活用の均等度との交差項(prod_ten)、および女性ダミーとの交差項(prod_ten_f)が含まれている。女性の活用度によって勤続年数の賃金へ与える効果が異なるとする分析は、これまでも樋口[1991]や三谷[1997]でなされてきた。ここでの分析結果も、これら先行研究と整合的な結果が得られた。すなわち、prod1_ten_fやprod2_ten_fは統計的に有意な負値が検出されており、1~2年で習熟する業務や3~5年で習熟する業務への女性の配置が多い事業所では女性の勤続年数の賃金に与える効果が男性に比べて小さいことを示唆している。これに対してprod3_ten_fは統計的に有意な正値が検出されており、6年以上で習熟する業務への女性の配置が多い企業では女性の勤続年数の賃金に与える効果が男性に比べて大きいことを示唆している。こうした結

⁸ この推定結果が、女性を活用している企業ほど生産性が高いため賃金水準が高いということを示しているとも考えられるし、何らかの理由で経営的に余裕がある事業所で賃金水準も女性の活用度も高いことを反映しているとも考えられる。

果は、学歴別に推定しても全ての学歴で同じように見られた。ちなみに、6年以上で習熟する業務の配置の均等度が高い企業とそうではない企業で、経験年数10年の標準労働者の男女間格差を大卒者についてシミュレーションすると、前者の94.10に対して後者84.31となり、均等度の低い企業ほど男女間格差が大きい⁹。したがって、活用の均等度によって、勤続年数の賃金に与える効果が異なることで、男女間格差に影響していると言えるのである。

4.3 コース別雇用管理制度と賃金構造

男女雇用機会均等法の施行以降、大企業を中心にコース別雇用管理制度を導入する企業が増えている。企業がこの制度を導入した理由はいろいろと考えられるが、そのひとつとしてシグナリング問題の解消が挙げられよう。ここでいうシグナリング問題とは、男性に比べて女性の生産性が平均的に低いあるいは男性に比べて女性の平均勤続年数が統計的に短いために、企業が女性を雇うことに躊躇したり、女性に対する人的資本投資を回避したりするという問題である。企業にとって関係特殊的人的資本¹⁰が重要であれば、それを従業員に蓄積させるための教育・訓練が欠かせない。このとき、教育・訓練の投資効率を高めるためには、従業員の能力や長期勤続がその前提条件として重要となる。この時、男性に比べて女性の勤続年数が平均的に短ければ、企業は男性により多くの教育・訓練を施すインセンティブを持つ。

勤続年数の短い人は男女に関係なく存在するが、勤続年数が短いかどうかといった各従業員の私的情報を企業が入手することは困難である。企業は男女の平均値(=シグナル)を利用することによって、情報の非対称性を埋めようとしているのである。男女間の賃金格差の背景には、このシグナリング問題が重要な役割を果たしている。シグナルの存在により、企業が男性により多くの教育・訓練を施し、女性への教育・訓練を行わなければ、男女間の限界生産性には差が出来る。その結果、賃金が限界生産性に等しく決められていたとしても、男女間には賃金格差が生じる。この格差は限界生産性の違いを反映した、合理的な格差である。もし企業がシグナリング問題を解決できれば、こうした問題はなくなる。その解決策として考えられるのがコース別雇用管理制度である。この制度を有する企業は、総合職コースと一般職コースのように、職務配置やキャリア形成の違いによって複数のコースを持つのが一般的である。総合職コースでは基幹的業務を担う従業員のための雇用管理が行われ、より多くの教育・訓練が施され、昇格・昇進に頭打ちがない。一般職コースは補助的業務を担う従業員のための雇用管理が行われ、相対的に教育訓練は少なく、昇格・昇進にも頭打ちがある。こうした複数のコースを従業員自らに選択させることができれば、シグナリング問題を解消できるのである。なぜならば、それぞれのコースを選択することで、従業員は私的情報を開示することになるからである。

コース別雇用管理制度の説明として上記の説明が当てはまるならば、これら制度と賃金制度は補完的な関係にあるはずである。果たして補完関係は見られるだろうか。さらに、コース別

⁹ 6年以上で習熟する業務への配置の均等度が高い企業とそうではない企業に分け、男女別に(2)式の賃金関数を推計した結果を用いてシミュレーションした。

¹⁰ その企業に有用な知識やスキルを関係特殊的人的資本と呼んでいる。この関係特殊的人的資本はその企業には有用だが、他の企業では役に立たない類の知識やスキルである。そのため、この人的資本を蓄積するための教育・訓練に要する費用は企業が負担すると考えられる。

雇用管理制度によって、女性労働者の中には総合職として採用されるものと一般職として採用されるものがある。こうしたコース別採用で女性間の賃金格差はどうなっているだろうか。

まず、コース別雇用管理制度のある企業と無い企業で、労働者の属性がどう違うかを表 7 で見よう。まず、時間当たり所定内給与は、男性の場合にはコース別雇用管理制度の有無で差異はないが、女性の場合にはコース別雇用管理制度のない企業のほうが高い。また、時間当たり所定内給与の変動係数を計算すると、コース別雇用管理制度のある企業では男性 0.4122、女性 0.3589、コース別雇用管理制度の無い企業では 0.6275 と 0.4519 であり、コース別雇用管理制度の無い企業の賃金分布は大きい。

賃金水準と賃金分布の差異は、学卒後の経過年数や勤続年数が異なるためでもある。経過年数と勤続年数は、コース別雇用管理制度のある企業では男性 21.9 年と 19.5 年、女性 15.5 年、12.3 年に対して、コース別雇用管理制度の無い企業では男性 20.9 年、17.8 年、女性 14.6 年、10.7 年である。コース別雇用管理制度のある企業のほうが平均経過年数と平均勤続年数は長く、またその男女差は小さいことがわかる。また、経過年数と勤続年数の差は男女ともにコース別雇用管理制度のある企業で小さく、コース別雇用管理制度の無い企業よりも同一企業で継続就業している労働者が相対的に多いことを示唆している。

さらに、コース別雇用管理制度の有無で女性労働者の属性が異なる。コース別雇用管理制度のある企業では女性に占める大卒割合がやや高く、対してコース別雇用管理制度の無い企業では女性に占める短大卒割合が高い。女性に占める部長や課長の割合はコース別雇用管理制度の無い企業のほうがやや高いが、係長の割合はコース別雇用管理制度のある企業のほうが高い。また、コース別雇用管理制度の無い企業のほうが女性比率は高く、主要業務への配置に関する均等度も高い。ただし、昇給・昇格に関する均等度はコース別雇用管理制度の有無による差異はない。

さて、コース別雇用管理制度が賃金構造にどう影響しているかを見たのが、表 8 である。ここではコース別雇用管理制度の有無によってサンプルを分割して推定した。なお、推定式には企業規模ダミーと産業ダミーが含まれている。まず、女性ダミーのパラメーターはコース別雇用管理制度のある企業で統計的に有意な負値が推定された一方、制度の無い企業では統計的に有意な係数は推定されなかった。限られたサンプルではあるが、コース別雇用管理制度のある企業では女性の賃金水準が 3.1%ほど男性よりも低い、無い企業には男女間に賃金格差はないことを、この結果は示している。また、コース別雇用管理制度のある企業の賃金構造の特徴は、初任給を示す定数項の値が大きい一方で、経過年数の効果や勤続年数の効果が相対的に小さい点である。つまり、コース別雇用管理制度のある企業は相対的に初任給の水準が高いが、学卒後の経過年数や勤続年数が伸びても賃金がそれほど高まらない構造になっている。加えて、女性ダミーと経過年数の交差項はコース別雇用管理制度の無い企業よりも小さな値が推計されている。また、役職ポストと女性ダミーの交差項についてはコース別雇用管理制度のある企業では統計的に有意な正値が推定されており、コース別雇用管理制度のある企業では男性に比べて女性の昇進による賃金上昇が大きい。これに対して、コース別雇用管理制度の無い企業では役職ポストの賃金への影響は男女で差異はない。

この推定結果を利用して、時間当たり所定内給与の理論値を年齢階級別にシミュレートしたのが表 9 である。シミュレーションは高卒と大卒の標準労働者を前提とした。コース別雇用管理制度の有無によって男性の賃金水準には大きな違いはないが、大卒女性の賃金水準は大

大きく違っている。コース別雇用管理制度のある企業に勤務する女性の賃金水準は低く、勤続年数が長期化してもあまり賃金は伸びていない。

このように、コース別雇用管理制度のある企業と無い企業では、賃金構造がかなり異なっていることがわかる。そして、コース別雇用管理制度のある企業の賃金構造には、女性の時間当たり所定内給与は平均的に低く、経過年数が伸びるにしたがって格差も拡大するメカニズムがあり、コース別雇用管理制度は男女の賃金格差を助長していると言えよう。これはコース別雇用管理制度のある企業では、女性の多くが一般職コースについているからではないだろうか。コース別雇用管理制度が情報の非対称性の問題を軽減させるためにあるのならば、雇用管理上の性別という情報は重要ではないはずである。しかし、現実にはコース別雇用管理制度を有する企業は「総合職」と「一般職」という形で男女を区別し、それらに異なる賃金構造を適用しているのではないだろうか。

4.4 内部昇進と賃金格差

ここでは、昇進と男女間賃金格差に焦点を当てたい。表 5 でも見たとおり、男女の昇給・昇格の均等度の高い企業の賃金水準は相対的に高い。そこで、以下では昇進の違いによって男女間賃金格差がどの程度生じているかを検討しよう。

はじめに、男女で昇進構造がどう異なるかを見てみよう。図 4 は、部長、課長、係長、職長というポストに就いている労働者の男女別割合を、年齢階級別、学歴別に示したものである。職長を除いたポストには、大卒男性のある程度の割合が昇進を果たしていることがわかる。それに対して、大卒女性や高卒者の就く割合は相当低い。たとえば、40-44 歳層では、大卒男性の 31.7%が課長ポストに就いているが、大卒女性は 7.5%、高卒男性は 3.0%、高卒女性にいたっては 0.7%に過ぎない。昇進する割合が少ない、あるいは昇進スピードが遅いことが、男女や学歴間の賃金格差発生に少なからず貢献している可能性が高い。

では、昇進による賃金上昇の効果は男女間でどの程度異なっているだろうか。もし男女間で昇進による賃金上昇の効果異なるならば、ますます男女間格差を拡大させることになる。表 2 のモデル 2 によれば、部長(bucho)、課長(kacho)、係長(kakari)は統計的に有意な正値が推定されており、昇進することで賃金が高まっていることがわかる。役職なしの労働者と比べて、部長は 27.2%、課長は 18.2%、係長は 4.6%ほど高いことがわかる。そして、役職ダミーと女性ダミーの交差項は、部長については統計的に有意なパラメーターが推定されなかったが、課長や係長については統計的に有意な正値が推定されている。つまり、課長や係長に就いた女性の賃金水準は男性の課長や係長よりも高いのである。

では、賃金構造を説明する上で役職がどれだけ重要だろうか。役職ダミーの追加でどれだけ賃金構造を説明することになるのかを見ることで、これを確かめることが出来る。

表 10 では 5 つの推定モデルの自由度修正済決定係数が示されているが、決定係数は各モデルがどれだけ賃金構造を説明できるかを示している。まずモデル 1 の説明変数は学校卒業後の経過年数とその自乗項、勤続年数とその自乗項、学歴ダミー、生産労働者ダミー、企業規模ダミー、産業ダミーである。この式をベースにして、モデル 2 の説明変数には、モデル 1 の説明変数に役職ダミーを加えた。モデル 3 の説明変数は、モデル 1 の説明変数に女性ダミーを加えたもので、モデル 4 の説明変数は、モデル 3 の説明変数に、学校卒業後の経過年数とその自乗項および勤続年数とその自乗項に女性ダミーをかけた交差項を加えた。モデル

5 の説明変数は、モデル 4 の説明変数に役職ダミーとそれに女性ダミーをかけた交差項を加えたものである。以上のモデルを推定し、ベースの推定モデルの決定係数と比較することで、どの変数を追加したときに説明力が高まるかを比較するのである。結果的に最も説明力が高まるのは、女性ダミーや女性ダミーとの交差項を加えたときである。モデル 2 とモデル 3 や 4 を比べると、後者の決定係数は高いからである。もちろん役職ダミーを加えても説明力が高まるが、女性ダミーを加えたときほどではない。

以上から、役職ポストへの昇進による賃金への影響は男女で大きく異なるということはなく、むしろ女性が昇進すると男性よりも賃金が上昇する傾向にあることが分かった。また、役職そのものが賃金構造を説明する力はそれほどでもない。しかし、役職ポストに昇進する女性は相対的に少なく、それが同学歴間の男女間格差の一つの要因となっている。

5. むすびに

男女間賃金格差の要因として、これまでの研究でも様々な仮説が検討されてきた。このうち政策的に重要であると考えられるのは、男女間賃金格差が統計的差別によって発生しているのか、それとも経済合理性のない要因によって発生しているのか、を識別することである。

本稿の分析によれば、事業所が把握している男女の平均的な生産性の違いでは説明できない賃金格差が存在しており、それは学校卒業後の経過年数や勤続年数などの賃金への効果が男女で異なるという形で存在していた。事業所が把握している男女の生産性格差をコントロールしてもなお、賃金への経過年数や勤続年数の効果が男女で異なるという点については経済合理的な説明は難しい。

企業は能力や業績などの労働者の私的情報を把握することが難しいため、統計的に利用できる情報を利用して情報の非対称性を埋めようとしている。その例として、しばしばコース別雇用管理制度が挙げられる。コース別雇用管理制度のある企業では、男女間の賃金格差は相対的に大きく、学卒後の経過年数が伸びるほど格差も大きくなる傾向にある。対して、コース別雇用管理制度の無い企業では、男女の賃金格差はあるにはあるが、コース制のある企業に比べるとそれほど大きくない。この背景には、コース別雇用管理制度のある企業がコースを結果として性によって分けており、女性の多くが「一般職」を選択せざるをえない状況になっていることが考えられる。その結果、本来であればコースによって賃金に違いがでるはずであるのに、性差による違いとなって現れてしまっている。

また、企業内の昇進構造もまた男女間賃金格差の要因と考えられる。役職ポストへの昇進による賃金への影響は男女で大きく異なるということはなく、むしろ女性が昇進すると男性よりも賃金が上昇する傾向にあることが分かった。しかし、役職ポストに昇進する女性は相対的に少なく、それが同学歴間の男女間格差の一つの要因となっている。

以上のように男女間賃金格差の解消には、事業所が把握している男女の平均的な生産性格差という情報の非対称性の問題も重要であるが、それ以外の非合理的な理由による格差をなくすることが重要である。非合理的な要因の解消には、現在よりも積極的な雇用機会の均等を企業に求める必要があるだろう。コース別雇用管理制度を持つ企業で、結果としてコースを性によって管理するために、男女の賃金構造が異なるということが起きていたことが上の分析で明らかにされた。コース別雇用管理制度の運用自体を考える必要があるだろう。さらに、情報の非対称性の問題も賃金格差に影響しており、この問題を解消するために労働者の職業能

力の基準を作っていくなどの方策があるだろう。

参考文献

- Arrow, K. [1974]. "The Theory of Discrimination." In Orley Ashenfelter and Albert Rees, eds., *Discrimination in Labor Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- Becker, G. [1957]. *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Boonton, L. and J. Lane. [1985]. "Hospital Market Structure and the Return to Nursing Education," *Journal of Human Resources*, 20:184-96
- Foster, A. D. and M. R. Rosenzweig. [1993]. "Information, learning, and wage rates in low-income rural areas." *Journal of Human Resources*, 28:759-90.
- Ferber, M., J. Loeb and H. Lowry. [1976]. "The Economic Status of Women Faculty: A Reappraisal," *Journal of Human Resources*, 13:385-401
- 樋口美雄[1991]『日本経済と就業行動』、東洋経済新報社
- 川口章(1999)「男と女のゲーム」、『経済論叢』(京都大学)、第164巻第4号、pp.354-376
- 三谷直紀[1997]『企業内賃金構造と労働市場』、頸草書房
- Neumark, D. [1998]. "Labor market information and wage differentials by race and sex." *NBER working paper No.6573*, National Bureau of Economic Research.
- Madden, J. F. [1975]. *The Economics of Sex Discrimination*. Lexington MA: Lexington Books.
- Phelps, E. S. [1972]. "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, 62:659-61

図1 男女の均等な雇用と賃金決定の模型

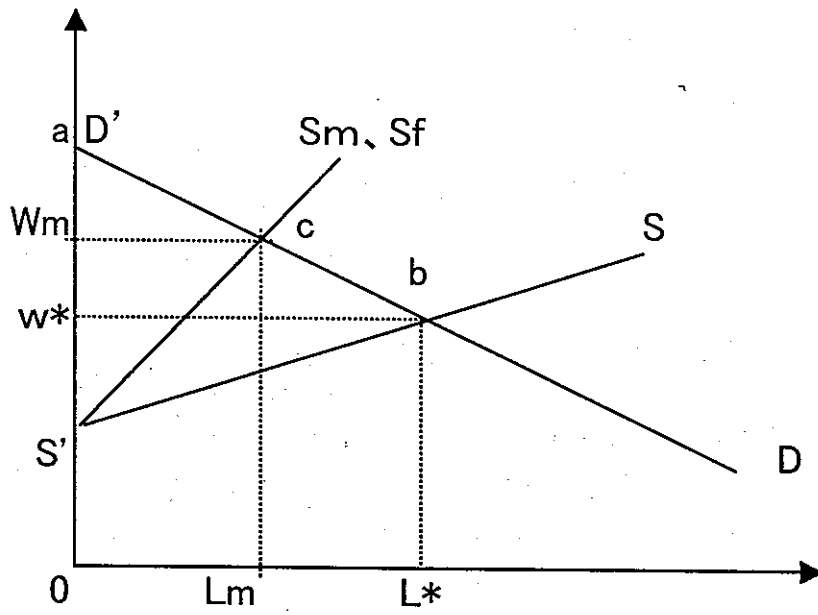


図2 職種別女性比率と平均賃金の関係

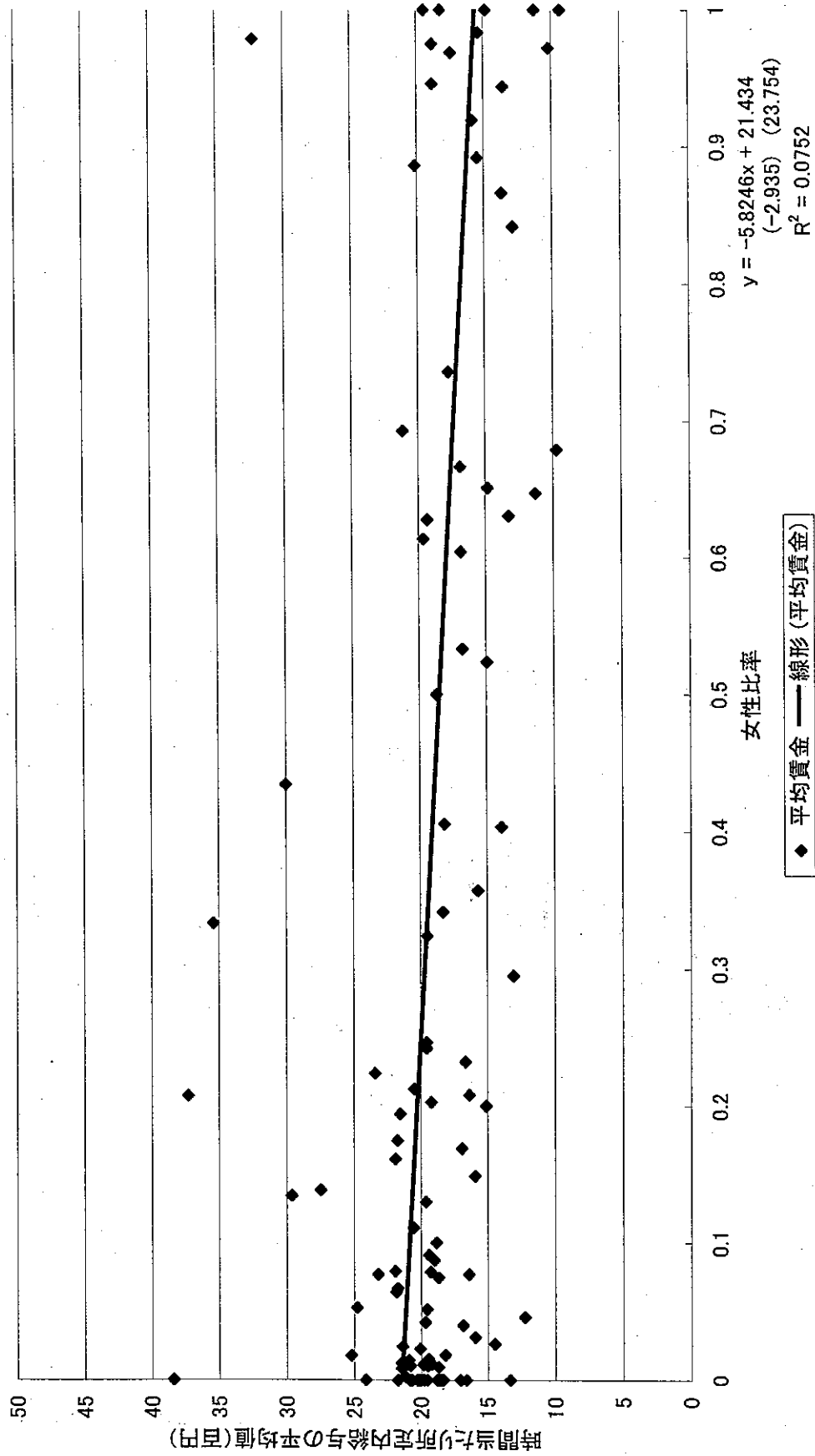
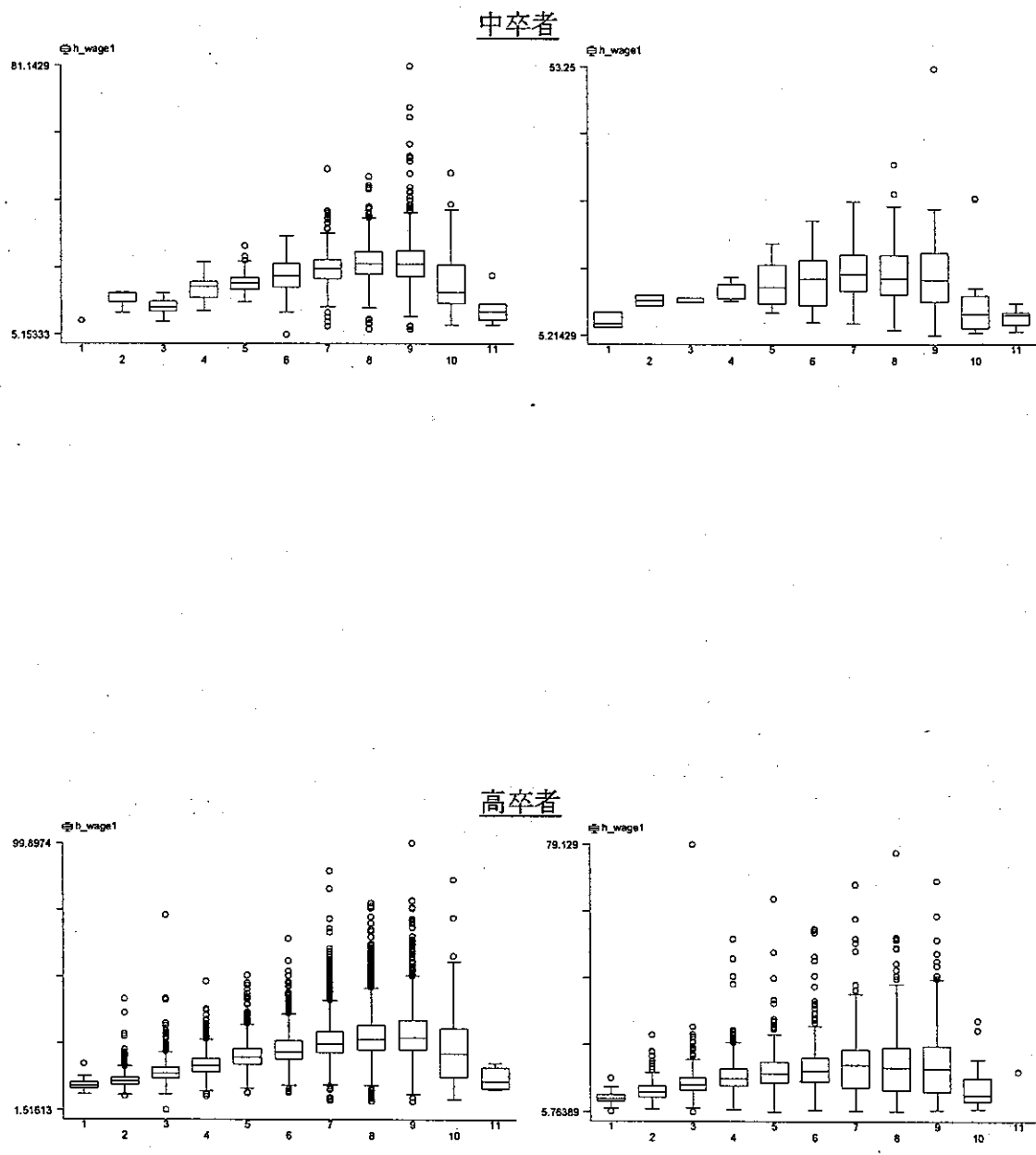


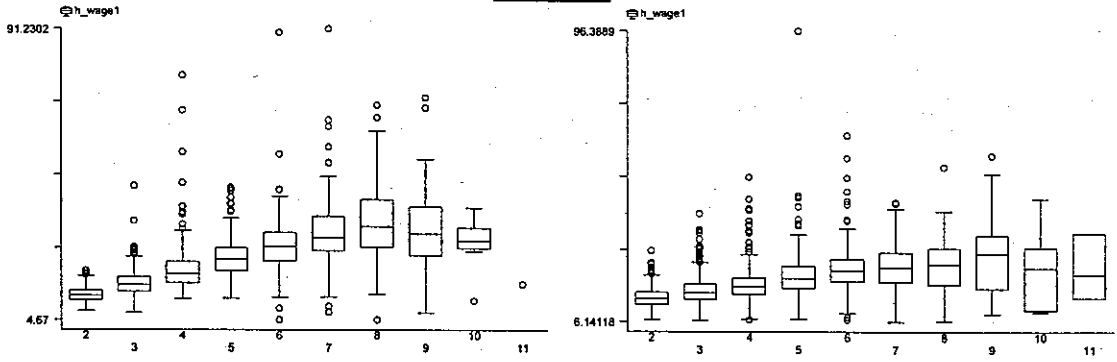
図3 学歴別、性別、年齢階級別、時間当たり所定内給与の分布



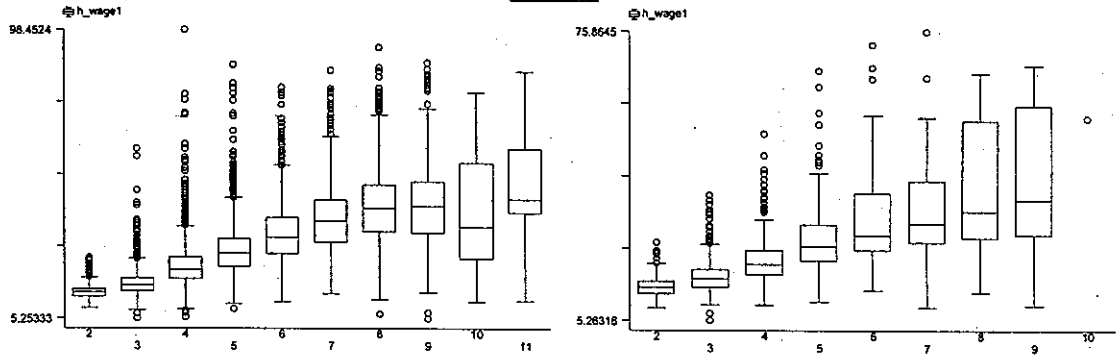
注) 図の縦軸は時間当たり所定内給与、単位は百円。横軸は年齢階級(5 歳刻み、賃金構造基本統計調査の分類による)。図の左側は男性、右側が女性。

図3 続き

短大卒者



大卒者



注) 図の縦軸は時間当たり所定内給与、単位は百円。横軸は年齢階級(5歳刻み、賃金構造基本統計調査の分類による)。図の左側は男性、右側が女性。

図4 昇格割合における男女の差

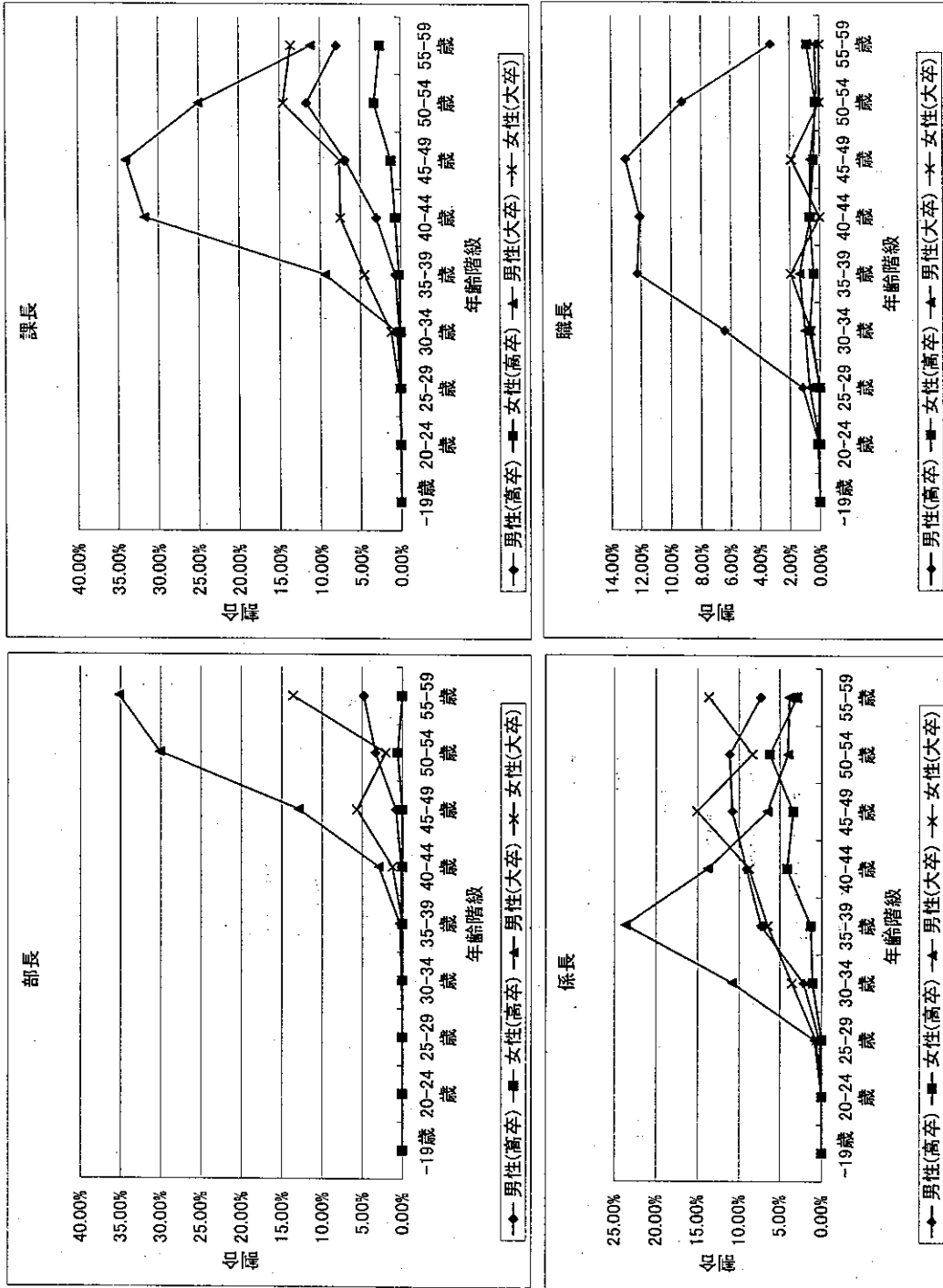


表1 利用した変数の基本統計量

変数名	変数の内容	男性		女性	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
h_wage1	時間当たり所定内賃金(百円)	25.3220	14.2572	17.0650	7.4047
kei	学校卒業後の経過年数	21.2611	11.5108	14.7928	11.3558
tenure	勤続年数	18.3765	11.4089	11.0973	9.4209
jh	中卒ダミー	0.0730		0.0466	
hs	高卒ダミー	0.5043		0.4226	
jc	短大卒ダミー	0.0635		0.3763	
uni	大卒ダミー	0.3593		0.1545	
	(以上、高卒者がレファレンス・グループ)				
seisan	生産労働者ダミー(事務・管理がレファレンス・グループ)	0.3730		0.1977	
female	女性ダミー(男性がレファレンス・グループ)				
def_tenure	男女の勤続年数差	0.6766	0.2693	0.7844	0.4457
per_fem	当該事業所の女性比率	0.1535	0.1479	0.4028	0.2677
per_bucho	当該事業所の女性部長比率(*1)	2.2715	37.5985	0.3449	14.0321
per_kacho	当該事業所の女性課長比率(*1)	6.4301	108.5269	0.9846	40.5089
per_kakari	当該事業所の女性係長比率(*1)	0.2103	1.0131	0.2577	0.6014
prod_1	1-2年で習熟する業務への配置状況(*2)	0.4088		0.6918	
prod_2	3-5年で習熟する業務への配置状況(*2)	0.2985		0.6177	
prod_3	6年以上で習熟する業務への配置状況(*2)	0.2143		0.4911	
ladder	昇級・昇格格差	0.5996		0.6192	
kibo1	企業規模5000人以上	0.4199		0.3128	
kibo2	企業規模1000-4999人以上	0.3946		0.4111	
	(以上、企業規模500-999人以上がレファレンス・グループ)				
bucho	部長	0.0316		0.0025	
kacho	課長	0.0721		0.0076	
kakari	係長	0.0685		0.0176	
syokuc	職長	0.0438		0.0026	
mining	鉱業	0.0023		0.0010	
const	建設業	0.0247		0.0119	
food	食料品、飲料・タバコ・飼料製造業	0.0338		0.0385	
texti	繊維工業、衣服・その他の繊維製品製造業	0.0057		0.0196	
lumber	木材・木製品製造業、家具・装備品製造業	0.0037		0.0014	
pulp	パルプ・紙・紙加工品製造業	0.0945		0.0436	
chemi	化学工業、プラスチック製品製造業、ゴム製品死蔵業	0.1473		0.0762	
ceramic	窯業・土石製品製造業	0.0316		0.0182	
iron	鉄鋼業	0.0409		0.0055	
nonfer	非鉄金属製造業	0.0373		0.0146	
fab_met	金属製品製造業	0.0296		0.0328	
machine	一般機械器具製造業	0.0415		0.0198	
ele_mach	電機機械器具製造業	0.0970		0.0828	
transp	輸送用機械器具製造業	0.1258		0.0376	
precision	精密機械器具製造業、その他製造業	0.0785		0.0768	
electricy	電気・ガス・水道業	0.0327		0.0149	
trans_com	運輸・通信業	0.0251		0.0214	
trade	卸売・小売業、飲食店	0.0317		0.0884	
finance	金融保険業、不動産業	0.0313		0.0354	
	(以上、サービス業がレファレンス・グループ)				
	サンプル数	28634		8329	

(*1) 女性の役職者比率は((女性役職者数)÷(女性従業員数))÷((男性役職者数)÷(男性従業員数))で計算した

(*2) 女性だけ配置、女性がほとんど、男女おおむね同じならば、男性のみ配置、男性がほとんどの場合は0とした。

(*3) 男女の昇級・昇格格差がないあるいは女性のほうが早く昇級・昇格する場合は1、男性のほうが早く昇級・昇格する、昇級・昇格状況を把握していない、比較対象となる労働者がいない場合は0とした。

表2 賃金関数の推定結果

従属変数:時間当たり所定内給与
推定方法:OLS

	モデル1			モデル2		
	パラメータ	標準誤差		パラメータ	標準誤差	
female	-0.1668	0.0036	***	-0.0067	0.0106	
kei	0.0338	0.0007	***	0.0416	0.0009	***
kei2	-0.0006	0.0000	***	-0.0007	0.0000	***
tenure	0.0129	0.0007	***	0.0110	0.0008	***
tenure2	0.0097	0.0017	***	0.0064	0.0019	***
jh	-0.0713	0.0060	***	-0.0692	0.0065	***
jc	0.1361	0.0047	***	0.0866	0.0064	***
uni	0.2691	0.0037	***	0.2688	0.0041	***
seisan	-0.0592	0.0036	***	-0.0469	0.0039	***
bucho	0.2867	0.0086	***	0.2721	0.0086	***
kacho	0.1918	0.0059	***	0.1816	0.0060	***
kakari	0.0564	0.0057	***	0.0457	0.0059	***
syokuc	0.0184	0.0072	**	0.0029	0.0072	
kei_f				-0.0195	0.0016	***
kei2_f				0.0002	0.0000	***
tenure_f				0.0074	0.0015	***
tenure2_f				0.0046	0.3885	
jh_f				-0.0131	0.0164	
jc_f				0.0659	0.0093	***
uni_f				0.0238	0.0097	**
seisan_f				-0.0737	0.0087	***
bucho_f				0.0703	0.0536	
kacho_f				0.0642	0.0314	**
kakari_f				0.1041	0.0213	***
syokuc_f				-0.0839	0.0520	
_cons	2.4230	0.0067	***	2.3521	0.0073	***
サンプル数	36835			36835		
F値	2183.92			1706.62		
自由度修正済決定係数	0.6683			0.6805		

注) ***は1%、**は5%、*は10%水準でパラメータが統計的に優位であることを示している。

表3 学歴別、賃金関数の推定結果

従属変数:時間当たり所定内給与
推定方法:OLS

	中卒		高卒		短大卒		大卒	
	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差
female	-0.3552	0.0139 ***	-0.2063	0.0049 ***	-0.0910	0.0081 ***	-0.0816	0.0079 ***
kei	0.0192	0.0035 ***	0.0202	0.0008 ***	0.0170	0.0014 ***	0.0456	0.0012 ***
kei2	-0.0004	0.0001 ***	-0.0005	0.0000 ***	-0.0004	0.0000 ***	-0.0008	0.0000 ***
tenure	0.0193	0.0023 ***	0.0163	0.0010 ***	0.0206	0.0019 ***	0.0044	0.0015 ***
tenure2	-0.0113	0.0045 **	0.0065	0.0024 ***	-0.0041	0.0055 ***	0.0037	0.0044 ***
seisan	-0.0497	0.0124 ***	-0.0628	0.0043 ***	-0.1036	0.0145 ***	-0.1015	0.0121 ***
bucho	0.3131	0.1023 ***	0.3649	0.0178 ***	0.3548	0.0368 ***	0.2141	0.0110 ***
kacho	0.2273	0.0453 ***	0.2550	0.0102 ***	0.2693	0.0213 ***	0.1115	0.0080 ***
kakari	0.1522	0.0266 ***	0.0856	0.0084 ***	0.1014	0.0182 ***	-0.0014	0.0087 ***
syokuc	0.0399	0.0180 **	0.0229	0.0078 ***	0.0168	0.0485 ***	-0.1086	0.0293 ***
cons	2.3629	0.0487 ***	2.5723	0.0093 ***	2.6725	0.0117 ***	2.8666	0.0094 ***
サンプル数	2469		17903		4912		11551	
F値	106.57		1225.4		242.3		768.63	
自由度修正決定係数	0.562		0.6795		0.6037		0.6732	

表4 時間当たり所定内給与のシミュレーション結果

(単位:百円)

	中卒者			高卒者		
	男性	女性	格差	男性	女性	格差
0年	9.5387	10.0350	105.2033	10.2149	10.8478	106.1954
5年	12.4141	12.3864	99.7771	13.2941	13.3896	100.7181
10年	16.2066	15.3079	94.4552	17.3555	16.5478	95.3460
15年	21.2236	18.9423	89.2510	22.7282	20.4765	90.0928
20年	27.8804	23.4689	84.1770	29.8569	25.3697	84.9709
25年	36.7392	29.1136	79.2441	39.3437	31.4716	79.9914
30年	48.5636	36.1613	74.4617	52.0064	39.0900	75.1639
35年	64.3937	44.9713	69.8380	68.9588	48.6136	70.4966
40年	85.6501	55.9978	65.3798	91.7220	60.5332	65.9964

	短大卒者			大卒者		
	男性	女性	格差	男性	女性	格差
0年	11.2122	12.4018	110.6095	13.2834	14.4420	108.7222
5年	14.5921	15.3077	104.9045	17.2876	17.8261	103.1145
10年	19.0499	18.9183	99.3091	22.5690	22.0307	97.6146
15年	24.9472	23.4098	93.8375	29.5557	27.2611	92.2363
20年	32.7718	29.0040	88.5027	38.8258	33.7756	86.9926
25年	43.1848	35.9800	83.3163	51.1624	41.8993	81.8947
30年	57.0838	44.6899	78.2881	67.6289	52.0420	76.9523
35年	75.6913	55.5777	73.4268	89.6737	64.7211	72.1740
40年	100.6769	69.2048	68.7395	119.2749	80.5901	67.5666

(注) シミュレーションは標準労働者を前提としている。

表5 女性の活用度と賃金構造

従属変数:時間当たり所定内給与

推定方法:OLS

	モデルA		モデルB			
	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差	Err.	
def_tenure	-0.0015	0.0043	0.0078	0.0042	*	
per_fem	0.0248	0.0101	**	0.0398	0.0101	***
per_bucho	-0.0021	0.0013		-0.0020	0.0013	
per_kacho	0.0006	0.0005		0.0005	0.0004	
per_kakari	0.0193	0.0033	***	0.0173	0.0032	***
prod_1	-0.0476	0.0069	***	-0.0448	0.0068	***
prod_2	0.0244	0.0082	***	0.0118	0.0081	
prod_3	0.0351	0.0074	***	0.0237	0.0073	***
ladder	0.0179	0.0048	***	0.0176	0.0047	***
female	-0.1830	0.0038	***	-0.0107	0.0106	
kei	0.0329	0.0007	***	0.0415	0.0009	***
kei2	-0.0006	0.0000	***	-0.0007	0.0000	***
tenure	0.0129	0.0007	***	0.0102	0.0008	***
tenure2	0.0083	0.0017	***	0.0056	0.0019	***
prod_1_ten	0.0009	0.0003	***	0.0010	0.0003	***
prod_2_ten	-0.0015	0.0004	***	-0.0005	0.0004	
prod_3_ten	0.0010	0.0004	***	0.0008	0.0004	**
ladder_ten	0.0005	0.0002	**	0.0004	0.0002	*
jh	-0.0658	0.0060	***	-0.0666	0.0064	***
jc	0.1204	0.0047	***	0.0650	0.0064	***
uni	0.2556	0.0037	***	0.2555	0.0040	***
seisan	-0.0653	0.0036	***	-0.0559	0.0039	***
bucho	0.2871	0.0084	***	0.2695	0.0084	***
kacho	0.1854	0.0059	***	0.1726	0.0059	***
kakari	0.0560	0.0056	***	0.0449	0.0057	***
syokuc	0.0172	0.0071	**	0.0030	0.0070	
kei_f				-0.0215	0.0016	***
kei2_f				0.0002	0.0000	***
tenure_f				0.0070	0.0016	***
tenure2_f				0.2502	0.3856	
prod_1_ten_f				-0.0010	0.0006	*
prod_2_ten_f				-0.0014	0.0006	**
prod_3_ten_f				0.0039	0.0006	***
ladder_ten_f				0.0004	0.0004	
jh_f				0.0153	0.0161	
jc_f				0.0740	0.0093	***
uni_f				0.0181	0.0096	*
seisan_f				-0.0546	0.0086	***
bucho_f				0.0990	0.0518	*
kacho_f				0.0641	0.0311	**
kakari_f				0.1033	0.0208	***
syokuc_f				-0.0791	0.0502	
_cons	2.4149	0.0092	***	2.3367	0.0096	***
サンプル数	35496			35496		
F値	1632.51			1298.71		
自由度修正済決定係数	0.6836			0.6973		

表6 学歴別、女性活用度と賃金構造

従属変数:時間当たり所定内給与 推定方法:OLS	中卒		高卒		短大卒		大卒	
	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差
def_tenure	-0.0173	0.0188	-0.0004	0.0064	-0.0221	0.0070	0.00780	0.0090
per_fem	-0.1945	0.0516	0.1231	0.0160	0.1561	0.0197	0.1079	0.0182
per_bucho	0.0071	0.0061	-0.0012	0.0014	0.0015	0.0082	-0.0079	0.0046
per_kacho	-0.0022	0.0021	0.0004	0.0005	-0.0009	0.0028	0.0025	0.0016
per_kakari	-0.0341	0.0102	0.0028	0.0045	0.0454	0.0072	0.0321	0.0065
prod_1	-0.1479	0.0488	-0.0637	0.0101	-0.0385	0.0172	-0.0162	0.0117
prod_2	0.1696	0.0585	0.0602	0.0127	-0.0437	0.0180	0.0003	0.0144
prod_3	-0.0012	0.0533	-0.0055	0.0116	0.0393	0.0148	0.0076	0.0132
ladder	0.0513	0.0312	-0.0056	0.0069	0.0199	0.0111	0.0189	0.0088
female	-0.3574	0.0949	-0.1208	0.0137	-0.0273	0.0191	-0.0172	0.0198
kei	0.0182	0.0043	0.0273	0.0009	0.0273	0.0023	0.0448	0.0013
kei2	-0.0003	0.0001	-0.0006	0.0000	-0.0006	0.0001	-0.0008	0.0000
tenure	0.0172	0.0027	0.0116	0.0011	0.0243	0.0030	0.0062	0.0017
tenure2	-0.0096	0.0052	0.0079	0.0027	-0.0225	0.0080	-0.0031	0.0046
prod_1_ten	0.0045	0.0015	0.0018	0.0004	0.0005	0.0012	-0.0006	0.0007
prod_2_ten	-0.0044	0.0018	-0.0022	0.0006	-0.0003	0.0014	-0.0009	0.0009
prod_3_ten	0.0011	0.0017	0.0022	0.0006	-0.0023	0.0013	0.0022	0.0008
ladder_ten	-0.0013	0.0010	0.0010	0.0003	0.0006	0.0009	0.0018	0.0005
seisan	-0.0286	0.0131	-0.0489	0.0045	-0.0590	0.0158	0.0028	0.0031
bucho	0.3120	0.1001	0.3626	0.0174	0.3251	0.0386	-0.1012	0.0121
kacho	0.2371	0.0460	0.2474	0.0102	0.2005	0.0235	0.2144	0.0109
kakari	0.1500	0.0266	0.0734	0.0084	0.0610	0.0206	0.1066	0.0080
syokuc	0.0447	0.0183	0.0154	0.0076	-0.0431	0.0477	-0.0019	0.0087
kei_f	0.0116	0.0075	-0.0214	0.0017	-0.0166	0.0028	-0.1066	0.0291
kei2_f	-0.0004	0.0001	0.0003	0.0001	0.0002	0.0001	-0.0004	0.0001
tenure_f	0.0025	0.0053	0.0087	0.0023	-0.0049	0.0038	-0.0199	0.0049
tenure2_f	0.8026	1.0887	-0.8603	0.5695	1.8847	1.0866	5.8050	1.7261
prod_1_ten_f	-0.0021	0.0014	-0.0006	0.0007	0.0007	0.0016	0.0034	0.0025
prod_2_ten_f	-0.0046	0.0015	-0.0007	0.0008	0.0028	0.0017	-0.0053	0.0029
prod_3_ten_f	0.0050	0.0014	0.0039	0.0007	0.0040	0.0016	0.0047	0.0026
ladder_ten_f	-0.0008	0.0010	-0.0016	0.0005	-0.0015	0.0011	0.0008	0.0017
seisan_f	-0.0410	0.0322	-0.0703	0.0094	-0.1566	0.0299	-0.1007	0.0581
bucho_f	(dropped)		-0.1982	0.1006	0.0812	0.0848	0.0981	0.0924
kacho_f	-0.0014	0.2349	0.0383	0.0626	-0.0730	0.0496	0.1745	0.0586
kakari_f	0.0612	0.2359	0.1717	0.0339	0.0591	0.0370	0.0476	0.0414
syokuc_f	0.0199	0.1312	-0.0870	0.0576	0.0354	0.2247	-0.0773	0.1415
cons	2.4610	0.0655	2.5936	0.0136	2.5598	0.0222	2.7352	0.0159
サンプル数	2405		17375		4684		11032	
F値	61.14		725.96		146.38		440.32	
自由度修正決定係数	0.5791		0.704		0.6389		0.6942	

表7 コース別雇用管理の有無別、サンプルの基本統計量

	コース別雇用管理のある事業所			コース別雇用管理の無い事業所		
	男性 平均値	女性 平均値	標準偏差	男性 平均値	女性 平均値	標準偏差
h_wage1	25.2970	16.1623	10.4306	25.3351	17.3681	15.8968
def_tenure	0.6617	0.7338	0.2273	0.6846	0.8020	0.2889
per_fem	0.1365	0.3180	0.1160	0.1624	0.4314	0.1614
prod_1	0.3522	0.6050	0.4777	0.4384	0.7210	0.4962
prod_2	0.2451	0.5119	0.4302	0.3263	0.6533	0.4689
prod_3	0.1544	0.3473	0.3613	0.2457	0.5394	0.4305
ladder	0.6120	0.6207	0.4873	0.5931	0.6186	0.4913
kei	21.8969	15.4900	11.6103	20.9287	14.5583	11.4447
tenure	19.4532	12.2801	11.5397	17.8135	10.6995	11.2994
school	13.2531	13.1059	2.2877	13.3932	13.2729	2.1546
seisan	0.4191	0.2309		0.3489	0.1866	
kibo1	0.4488	0.3197		0.4048	0.3104	
kibo2	0.4645	0.4895		0.3580	0.3847	
bucho	0.0312	0.0024		0.0319	0.0026	
kacho	0.0717	0.0033		0.0723	0.0090	
kakari	0.0680	0.0248		0.0687	0.0152	
syokuc	0.0498	0.0029		0.0406	0.0026	
サンプル数	9832	2096		18802	6233	

表8 コース別雇用管理の有無別、賃金関数の推定結果

従属変数:時間当たり所定内給与

推定方法:OLS

	コース別雇用管理あり			コース別雇用管理無し		
	パラメータ	標準誤差		パラメータ	標準誤差	
female	-0.0310	0.0176	*	0.0112	0.0130	
kei	0.0384	0.0014	***	0.0431	0.0011	***
kei2	-0.0006	0.0000	***	-0.0007	0.0000	***
tenure	0.0132	0.0013	***	0.0098	0.0010	***
tenure2	-0.0003	0.0030		0.0097	0.0024	***
jh	-0.0596	0.0083	***	-0.0740	0.0090	***
jc	0.0953	0.0102	***	0.0821	0.0079	***
uni	0.2272	0.0063	***	0.2764	0.0051	***
seisan	-0.0627	0.0058	***	-0.0410	0.0051	***
bucho	0.2610	0.0123	***	0.2771	0.0112	***
kacho	0.1874	0.0085	***	0.1774	0.0078	***
kakari	0.0588	0.0083	***	0.0422	0.0076	***
syokuc	0.0056	0.0095		0.0044	0.0097	
kei_f	-0.0243	0.0026	***	-0.0198	0.0019	***
kei2_f	0.0002	0.0001	***	0.0002	0.0000	***
tenure_f	0.0083	0.0025	***	0.0082	0.0019	***
tenure2_f	-0.1282	0.6152		-0.0256	0.4862	
jh_f	-0.0136	0.0234		-0.0138	0.0217	
jc_f	0.0101	0.0156		0.0770	0.0114	***
uni_f	-0.0354	0.0154	**	0.0446	0.0121	***
seisan_f	-0.0054	0.0139		-0.0924	0.0108	***
bucho_f	0.2261	0.0905	**	0.0094	0.0651	
kacho_f	0.2298	0.0763	***	0.0336	0.0356	
kakari_f	0.1723	0.0298	***	0.0719	0.0280	***
syokuc_f	-0.0043	0.0822		-0.1099	0.0647	*
_cons	2.3900	0.0129	***	2.3343	0.0091	***
サンプル数	11893			24942		
F値	783.4			1094.24		
自由度修正済決定係数	0.7475			0.6636		

表9 コース別雇用管理制度の有無別、時間当たり所定内給与のシミュレーション結果

高卒者	コース有			コース無		
	男性	女性	格差	男性	女性	格差
0年	10.9131	10.5796	96.9444	10.3221	10.3221	100.0000
2年	12.0996	11.3590	93.8788	11.4788	11.2148	97.7000
4年	13.4145	12.1954	90.9119	12.7743	12.1936	95.4542
6年	14.8715	13.0929	88.0403	14.2263	13.2676	93.2613
8年	16.4859	14.0561	85.2610	15.8547	14.4468	91.1200
10年	18.2747	15.0896	82.5709	17.6823	15.7424	89.0289

大卒者	コース有			コース無		
	男性	女性	格差	男性	女性	格差
0年	13.6969	12.8164	93.5719	13.6079	14.2290	104.5646
2年	15.1861	13.7606	90.6130	15.1328	15.4596	102.1597
4年	16.8364	14.7738	87.7492	16.8407	16.8089	99.8114
6年	18.6651	15.8611	84.9775	18.7549	18.2895	97.5183
8年	20.6913	17.0279	82.2949	20.9017	19.9150	95.2792
10年	22.9364	18.2799	79.6984	23.3110	21.7009	93.0928

表10 推定モデルの説明力

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
自由度修正済決定係数	0.6296	0.6497	0.6514	0.6648	0.6805

(注)

モデル1の説明変数は、学校卒業後の経過年数とその自乗項、勤続年数とその自乗項、学歴ダミー、生産労働者ダミー、企業規模ダミー、産業ダミーである。

モデル2の説明変数は、モデル1の説明変数に役職者ダミーを加えたものである。

モデル3の説明変数は、モデル1の説明変数に女性ダミーを加えたものである。

モデル4の説明変数は、モデル3の説明変数に、学校卒業後の経過年数とその自乗項および勤続年数とその自乗項に女性ダミーをかけた交差項を加えたものである。

モデル5の説明変数は、モデル4の説明変数に役職者ダミーとそれに女性ダミーをかけた交差項を加えたものである。