

1. 男女間賃金格差の変化及びその規定要因：2000～2006年（中間作業報告）  
 （「変化する賃金・雇用制度の下における男女間賃金格差に関する研究会」（平成20年6月17日）提出資料

労働政策研究・研修機構

## 1. 分析の目的

厚生労働省「賃金構造基本統計調査（個人票）」（2000年、2006年）を用い、計量分析によって、以下の点を明らかにする。

### (1) 男女間賃金格差の規定要因の計測

- ・2000年、2006年の各時点における男女間賃金格差の規定要因の分析
- (2) 各属性別（年齢階層別、勤続年数別、学歴別、役職別等）の男女間賃金格差の計測（2000年、2006年各時点の格差の程度と2000～2006年の変化）

①は、各時点において、平均値でみた場合の男女間賃金格差が、どのような要因に影響を受けるのかを分析する。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「個人属性に基づく格差」（＝属性格差とも呼ぶ）あるいは、例えば男性と女性で勤続年数が1年増加したときの賃金増加に差がみられる場合の「評価の差に基づく格差」（＝非属性格差とも呼ぶ）のいずれの影響が大きいかについて検討。

（基本的な分析手法は、1990年と2000年の男女間賃金格差について研究した、堀（2002）の分析を参考とする。）

## 2. 分析の枠組み

### 2. 1 推定モデル

#### 計量分析の手順

男女間賃金格差の規定要因の計測については、第一に、賃金関数を推定する。第二に、2000年、2006年の男女間賃金格差の規定要因の分析（Oaxaca 要因分解）を行う。

属性別の男女間賃金格差の計測については、各属性別に賃金関数を推定する。

### 2. 1-1. 男女間賃金格差の規定要因及びその変化要因の計測

#### 1) 賃金関数の推定

最小二乗法（OLS）の推定式は、(1)で示す。

$$\ln W = \alpha + \beta X_j + \mu \quad (1)$$

(1)式において、 $\ln W$ は労働者（男性、女性あるいは男女計）の賃金の自然対数、 $\alpha$ は定数項、 $X_j$ は賃金に影響を与える各要因 $j$ 、 $\mu$ は誤差項をそれぞれ示す。

ここでは、次の2つの賃金関数について推定し分析を行う。

[分析 1]

$X_j$  : 年齢、年齢二乗、勤続年数、勤続年数二乗、学歴ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、地域ダミー

[分析 2]

$X_j$  : 年齢、年齢二乗、勤続年数、勤続年数二乗、学歴ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、役職ダミー、地域ダミー

分析 2 は、分析 1 の説明変数に役職を加えたものである。男女間賃金格差を分析する上で役職は重要な要因と考えられる。しかし、「賃金構造基本統計調査」では、役職を把握できるのは企業規模 100 人以上企業に勤務する者だけである。分析 2 は、サンプルを企業規模 100 人以上の者に限定する分析であり、サンプルの代表性等の問題に留意が必要である。分析 1 は企業規模全体についてみるものであり、いわば、基本分析であり、分析 2 は参考分析と位置づけられる。

## 2) 各時点における分析

第二に、各時点の男女間賃金格差に関する要因分解（静的要因分解）について、

(1) 式から、

$$\text{平均でみた男性の賃金関数} : \overline{\text{Ln}W}_m = \overline{X}_{mj} \beta_m \quad (2)$$

$$\text{平均でみた女性の賃金関数} : \overline{\text{Ln}W}_f = \overline{X}_{fj} \beta_f \quad (3)$$

ここで、添字  $m$ 、 $f$  は男性と女性をそれぞれ示す。 $\overline{\text{Ln}W}_m$ 、 $\overline{\text{Ln}W}_f$  は男性と女性の賃金の平均値の自然対数、 $\overline{X}_{mj}$ 、 $\overline{X}_{fj}$  は男性と女性の各要因の平均値、 $\beta_m$ 、 $\beta_f$  は (1) 式で求められる男性と女性の賃金関数の推定値をそれぞれ示す。

(2) (3) 式から、男女間の賃金格差を示す (4) 式が導出される。

$$\overline{\text{Ln}W}_m - \overline{\text{Ln}W}_f = \overline{X}_{mj} \beta_m - \overline{X}_{fj} \beta_f \quad (4)$$

(4) 式において、以下のような要因分解を行う (Oaxaca and Ransom (1994) 等による)。

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \underbrace{(\bar{X}_{mj} - \bar{X}_{fj}) \beta^*}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_{mj} (\beta_m - \beta^*)}_{\text{男性の利得}} + \underbrace{\bar{X}_{fj} (\beta^* - \beta_f)}_{\text{女性の損失}} \quad (5)$$

ここで、 $\beta^*$ 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（ $\beta^*$ の値を求めるために、サンプル全体の賃金関数の推計が必要となるのである）。この $\beta^*$ は、労働市場に差別などが存在せず、男女共通の評価が与えられる場合の係数値である。

(5)式に基づくと、平均値で見た男女間賃性格差は、大きく3つの要因に分解される。

右辺の第1項 $(\bar{X}_{mj} - \bar{X}_{fj}) \beta^*$ は、男女の個人属性の差を $\beta^*$ 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（「属性格差」（個人属性の差））。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していれば、この格差が生じる。

右辺の第2項 $\bar{X}_{mj} (\beta_m - \beta^*)$ は、差別などの障害がなく男女共通の評価を受ける $\beta^*$ に比べて、現実の世界ではより高い評価 $\beta_m$ 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（「男性の利得」）。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。

右辺の第3項 $\bar{X}_{fj} (\beta^* - \beta_f)$ は、男女共通の評価である $\beta^*$ に比べて、現実の世界では女性の評価 $\beta_f$ が低いために、女性が負担している損失を示している（「女性の損失」）。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2項ないし第3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生じる格差である（非属性格差）。

## 2. 1-1 各属性別（年齢階層別、勤続年数別、学歴別、役職別等）の男女間賃性格差の計測

賃金関数の推定式（最小二乗法（OLS））は、以下で示す。

$$\text{Ln}W = \alpha + \beta X_j + f D + u \quad (6)$$

$\text{Ln}W$ は労働者の賃金の自然対数、 $\alpha$ は定数項、 $X_j$ は賃金に影響を与える各要因 $j$ 、

Dは女性ダミー（女性=1、男性=0）、uは誤差項を示す。X<sub>j</sub>は、

X<sub>j</sub>：年齢、年齢二乗、勤続年数、勤続年数二乗、学歴ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、地域ダミー

各属性別に賃金関数を推定するので、上記説明変数から当該変数を外して推定を行う。例えば、年齢階級別の賃金関数を推定する場合、X<sub>j</sub>から、年齢、年齢二乗の変数を外して推定を行う。

なお、役職別に推定を行う場合は、企業規模100人以上企業の事業所に従事する労働者に限定される。

## 2. データの説明と変数の設定

データは、厚生労働省の「賃金構造基本統計調査(個人票)」(2000年、2006年)である。「賃金構造基本統計調査」は、指定統計であり、日本全国において、主要産業に雇用される労働者について、その賃金の実態を労働者の雇用形態、就業形態、職種、性、年齢、学歴、勤続年数、経験年数別に明らかにする大規模な調査である。5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所(5~9人の事業所については企業規模が5~9人の事業所に限る)及び10人以上の常用労働者を雇用する公営事業所から都道府県、産業及び事業所規模別に一定の方法で抽出した約7万8千事業所を対象とする。主な調査内容は、事業所の属性、労働者の性、雇用形態、就業形態、学歴、年齢、勤続年数、種類、役職、職種、経験年数、実労働日数、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、超過労働給与額、年間賞与、期末手当等特別給与額などである。サンプルの数について、2000年が約126万人、2006年が約124万人である。ただし、今回の分析では、所定内給与額及び所定内実労働時間が0でない者に集計を限定した。また、賃金関数の推定は、常用労働者<sup>1</sup>のうちの一般労働者<sup>2</sup>について行った。

以下では、これらのデータに基づく2時点の共通変数の設定について説明する(第1表)。

### 1) 被説明変数

時間当たり所定内給与の自然対数を賃金関数の被説明変数とする。時間当たり所定内給与は、「所定内給与額」を「所定内実労働時間」で割ったものである。

### 2) 説明変数

1 「賃金構造基本統計調査」の「常用労働者」とは、①期間を定めずに雇われている労働者、②1ヶ月を超える期間を定めて雇われている労働者、③日々又は1か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち、4月及び5月にそれぞれ18日以上雇用されている労働者をいう。

2 「賃金構造基本統計調査」の「一般労働者」とは、短時間労働者以外の労働者をいう。「短時間労働者」は、1日の所定労働時間が一般の労働者より短い又は1日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも1週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者をいう。2004年調査以前は「短時間労働者」を「パートタイム労働者」と称していた。

説明変数について、年齢、勤続年数、産業、地域などの要因が男性と女性の賃金に影響を与えると考えられる。そのため、それぞれの要因を説明変数として設定している。

### ①人的資本要因

年齢、勤続年数、学歴は人的資本の代理指標であるため、年齢、年齢二乗、勤続年数勤続年数二乗を説明変数として設定する。

学歴は、中卒、高卒、短大・高専卒、大学・大学院卒についてそれぞれダミー変数を設定する。また、年齢および勤続年数は、調査票の質問項目に基づいて設定する(実数を使用)。

人的資本が高くなるほど、賃金が上昇すると推測している。

### ②産業ダミー

産業によって賃金が異なると考えられる。産業の影響をコントロールするため、産業ダミーを設定する。推計の便利上、産業大分類ベースでダミー変数を設定する。

産業分類について、2000年の場合、『日本標準産業分類』(1993年改訂)に基づいて集計されており(大分類は9業種)、2006年の場合、『日本標準産業分類』(2002年改訂)に基づいて集計されている(大分類は14業種)<sup>3</sup>。今回の分析では、2006年の産業区分を『日本標準産業分類』(1993年改訂)ベースに、可能な範囲で組み替え、2時点における産業の大分類を統一した上で、産業ダミー変数を設定する。つまり、今回の分析では、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給業・水道業、運輸・通信業、卸売・小売業、飲食店、金融・保険業、不動産業、サービス業の9業種について、各々ダミー変数を設定し、説明変数として使用している。

### ③企業規模ダミー

企業規模間の賃金格差が存在する。企業規模の影響をコントロールするため、質問項目に基づいて、99人以下企業(=小企業)、100~999人企業(=中企業)、1000人以上企業(=大企業)について、それぞれダミー変数を設定する。

---

<sup>3</sup>具体的には、「賃金構造基本統計調査」では、産業大分類について、2000年は、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給業・水道業、運輸・通信業、卸売・小売業、飲食店、金融・保険業、不動産業、サービス業の9業種、2006年は、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店・宿泊業、医療、福祉、教育・学習支援業、複合サービス事業及びサービス業(他に分類されないもの)の14業種に分類している。

#### ④役職ダミー:

男女によって昇進昇級が異なることにより、男女間の賃金格差が生じると考えられる。役職の影響をコントロールすることは必要である。本稿では、役職は、部長、課長、係長、職長、その他の役職、非役職に分けてそれぞれダミー変数を設定する。ただし、「賃金構造基本統計調査」では、役職は、企業規模 100 人以上の企業についてのみ調べており、分析対象が限定される点、留意が必要である。企業規模全体について賃金関数を推定する場合は、役職ダミーは説明変数には含めない。

#### ⑤地域ダミー:

地域によりマクロ経済環境が異なると考えられる。これらのマクロ経済要因の影響をコントロールするため、首都圏ダミー(今回は、東京都=1, その他=0とするダミー)を設定している。

### 2. 3 分析データによる男女間賃金格差

今回の分析対象となる、男女間賃金格差(一般労働者の所定内賃金率)の男女間賃金格差(男性を 100 とした格差)は、全規模ベース[分析 1]では、2000 年の 67.6 (女性 1257 円/男性 1859 円) が 2006 年は 68.7(女性 1266 円/男性 1843 円)となり、格差は縮小しており、企業規模 100 人以上[分析 2]でも、2000 年の 67.1(女性 1359 円/男性 2024 円)が、2006 年 67.3 (女性 1351 円/男性 2006 円) と若干であるが格差は縮小している (いずれも復元倍率を用いて算出したベース)。

### 3. 計量分析の結果

#### 3. 1 賃金関数の推定結果

[分析 1]に基づく企業全体の男女計、男性、女性の賃金関数の推定結果が第 2 表～第 4 表、企業規模 100 人以上に限定し役職を説明変数に加えた[分析 2]に基づく男女計、男性、女性の賃金関数の推定結果が第 5 表～第 7 表である。推定は最小二乗法による。なお、今回は復元倍率による重み付けは行っていない。

男女計の推定結果について、第 2 表をみると、2 時点とも、

- (1)年齢と勤続年数の上昇とともに、賃金が上昇する。こうした賃金の上昇効果は、年齢のほうが勤続年数より大きい。
- (2)高学歴ほど、賃金水準が高い。
- (3)産業の影響について、2 時点とも、製造業に比べ、卸売・小売業、飲食店の賃金水準が低く、それ以外の産業はいずれも製造業より高い。
- (4)企業規模の影響について、2 時点とも、小企業に比べ、中企業と大企業の賃金水準は高い。企業規模間の賃金格差が存在することが示される。
- (5)役職を含む賃金関数の推定結果(第 5 表)について、企業規模 100 人以上に限定された結

果であるが、役職を含まない賃金関数の推定結果(第2表)<sup>4</sup>に比べ、2 時点とも年齢の効果が小さくなっており、勤続年数の効果は、2000 年ではやや大きく、2006 年はほぼ同じである。役職の影響について、非役職者に比べ、職位が高いと、賃金水準が高くなることが示される。

2 時点における各要因の影響の変化を、男女計の推定結果(第 2 表)でみると、

- (1) 年齢による賃金上昇の効果はやや小さくなっており、勤続年数による賃金上昇の効果はやや大きくなっている。
- (2) 高卒に比べ中卒、短大・高専卒、大学・大学院卒の賃金上昇の効果は、大きくなっている。
- (3) 製造業を基準とする場合、他の産業の賃金上昇効果は、ばらつきがみられる。
- (4) 小企業に比べ、中企業、大企業の賃金上昇の効果は小さくなっている。
- (5) 役職を含む賃金関数の推定結果(第 5 表)の傾向は、上記とほぼ同じである。また、非役職を基準とした、職位の賃金上昇の効果は、大きくなっており、部長で特に大きい。

男女について第 3 表、第4表により、比較する。

- (1) 2 時点とも、男女ともに、年齢と勤続年数の上昇とともに、賃金が増加する。年齢の効果は男性が、勤続年数の効果は、女性の方が大きい。また、2 時点を通じて年齢に対する評価は男性でわずかに上昇、女性で低下し、勤続年数に対する評価は男女ともやや高まっている。
- (2) 2 時点とも、男女ともに、教育水準の上昇とともに賃金が増加する。高卒を基準とした学歴の効果は、女性のほうが大きい。2 時点の変化について、高卒に比べた短大・高専卒、大学・大学院の学歴の影響が大きくなっているが、その上昇幅は、男性の方が大きい。高卒に比べ、中卒の賃金へのマイナス影響は小さくなり、その影響の低下は、女性の方が大きい。
- (3) 2 時点とも、男女とも、各産業によって賃金水準が異なる(総じて製造業が低い)。また、性別によって、産業の変化がそれぞれ異なることがわかる。
- (4) 2 時点とも、男女ともに、小企業に比べ大企業、中企業で賃金水準が高くなる。こうした企業規模の影響は、中企業では女性、大企業では男性の方が大きい。2 時点の変化について、小企業を基準とする場合、男性は、中企業、大企業とも賃金に与える影響が大きくなっているが、女性の中企業、大企業の影響は、いずれも小さくなっている。

男女別に役職を含む賃金関数の推定結果(第6表、第7表)をみると、

- (5) 2 時点とも、男女ともに、非役職を基準とすると、職位が高いと、賃金水準が増加する。職位の影響は、総じて女性の方が男性より大きい。2 時点の変化について、男女ともに、職位が賃金に与える影響は大きくなっている。特に部長で大きくなっている。
- (6) 役職以外の要因についての推定結果は、上記(第 3 表、第4表)の推定結果とほぼ同じである。ただし 2 時点の比較では、女性で勤続年数の賃金上昇効果は小さくなっている。

<sup>4</sup> 役職を含まない賃金関数(第2表～第4表)と役職を含む賃金関数(第5表～第7表)では、企業規模が異なっており、厳密な比較ができない点留意が必要である。

### 3. 2 男女間賃金格差の規定分解

各時点におけるそれぞれの男女間賃金格差に関する Oaxaca 要因分解の結果について、[分析1](企業規模全体、役職を含まない)、[分析2](企業規模 100 人以上、役職を含む)のモデルによるそれぞれの分解結果を、第8表、第9表で示している。

[分析1]の結果をみると、

第一に、「個人属性の格差」、「男性の利得部分」、「女性の損失部分」に、大きく分けると、2000 年は、属性格差が 39.72%、男性の利得部分が 18.12%、女性の損失部分が 42.16%となっている。2006 年は、属性格差が 37.16%、男性の利得部分が 20.75%、女性の損失部分が 42.08%とほぼ同じ状況となっている。属性格差、男女とも併せた非属性格差(評価の差に基づく格差)双方とも男女間賃金格差に影響しているが、女性の損失部分、個人の属性格差がともに4割程度と大きな要因となっている。

第二に、属性格差は、2 時点とも勤続年数の影響が大きく、ついで学歴、年齢となっている。

第三に、男性の利得部分は 2 時点とも年齢の影響(2000 年 75.62%、2006 年 92.32%)が非常に大きい。それ以外の要因の多くは格差拡大に寄与しており、(定数項を除くと)勤続年数のマイナス寄与が比較的大きい。

第四に、女性の損失部分も2時点とも年齢の影響(2000 年 123.69%、2006 年 128.47%)がずば抜けて大きい。それ以外の要因の多くは格差拡大に寄与しており、(定数項を除くと)産業のマイナス寄与が比較的大きい。

このように、個別の要因の影響力について、年齢に対する男女間の評価の違いが、男女間賃金格差の最も大きな説明要因となっている。

次に[分析2]についてみると、

第一に、各時点の全体的な傾向は、役職を含まない場合と同様である。属性格差と女性の損失部分の影響力が大きく、つまり、属性格差、(男性も含めた)評価の差の格差(非属性格差)ともに賃金格差に影響している。なお、個別の要因では、年齢の評価の差が非常に大きな影響力を持っている。

第二に、属性格差の影響力が役職を含まない場合に比べ、高くなっており、5割強の寄与率となっている。うち属性格差の役職の寄与率は1割強程度となっている。属性格差の寄与率が高くなった分、特に、女性の損失部分の年齢に対する評価の寄与率が低下している。

なお、2 時点比較では、属性格差の役職の寄与率がやや高まっている。

以上をみると、男女間賃金格差は個人の属性要因、評価の差に基づく非属性要因、ともに影響しており、なかでも年齢の評価の差が非常に大きな影響をもっている。勤続、役職、学歴、産業等の要因も影響しているといえる。

### 3. 3 各属性別にみた男女間賃金格差に関する推定結果

ここでは、(6)式の賃金関数を推定し、労働者の属性別に、他の要因を統御した後の女性ダミーの推定値を、各属性別の男女間賃金格差とする。つまり、これらの推定値の絶対値が大きいほど、男女間賃金格差が大きくなる(符号がマイナスの場合は、女性の賃金が低い)。

### 3.3.1 年齢階層別男女間賃金格差の推移

2時点とも、すべての年齢階層(69歳以下層を図示)において、他の条件が一定であれば、女性の賃金が男性より低くなる。特に、40から50歳代での格差が大きい。

2時点の変化については、25～29歳を除き、各年齢層で格差が縮小し、特に高齢層で縮小幅が比較的大きい(第1図)。

### 3.3.2 勤続年数別男女間賃金格差の推移

2時点とも、すべての年齢階層(39年以下層を図示)において、他の条件が一定であれば、女性の賃金が男性より低くなる。勤続年数4年以下でやや格差が小さいが、それ以外は、格差の程度は同程度である。2時点間では、15～24年で縮小、25～34年で拡大がみられた(第2図)。

### 3.3.3 学歴別男女間賃金格差の推移

2時点とも、すべての学歴において、他の条件が一定であれば、女性の賃金が男性より低くなる。高学歴ほど、男女間賃金格差は小さい。

2時点の変化については、中卒で格差が大きく縮小したものの、大卒、短大卒では、格差が拡大している(第3図)。

### 3.3.4 企業規模別男女間賃金格差の推移

2時点とも、すべての企業規模において、他の条件が一定であれば、女性の賃金が男性より低くなる。小企業で特に格差が大きい。

2時点の変化については、小企業で格差が縮小したが、大企業、中企業では格差が拡大している(第4図)。

### 3.3.5 役職別男女間賃金格差の推移

役職は、企業規模100人以上に限定される点、留意が必要だが、2時点とも、すべての役職で、他の条件が一定であれば、女性の賃金が男性より低くなる。製造現場等の職長で格差が最も大きく、部長、課長等では、格差が小さい。

2時点の変化については、課長がごくわずかな縮小であるものの、いずれの役職で格差が縮小している(第5図)。

以上をみると、全体的な傾向として、各属性内で格差に差があり、2時点間の比較では格差

の大きい層で全般的に格差が縮小しているが、高学歴層や規模の大きい企業で格差の拡大の動きがみられる。

#### 5. まとめ

2000年と2006年について、男女間賃金格差は個人の属性要因、評価の差に基づく非属性要因、ともに影響しており、なかでも年齢の評価の差が非常に大きな影響をもっている。勤続、役職、学歴、産業等の要因も影響しているといえる。2時点間で、この構造はあまり変化がみられない。

また、年齢、学歴等各属性別に男女間賃金格差について、属性内で格差に差がみられる。2時点比較をみると、格差の大きい層で全般的に格差が縮小しているが、これまで格差の小さい層で格差の拡大の動きもみられる。

参考文献: 堀春彦(2002)「男女間賃金格差及び男女間賃金格差縮小の規定要因分析」厚生労働省雇用均等・児童家庭局編『男女間賃金格差問題に関する研究会報告』

第1表 変数設定の説明

変数名	設定方法
被説明変数	
Ln時間あたり所定内賃金率	所定内時間あたり賃金率の自然対数
説明変数	
年齢	質問項目の年齢に基づく
勤続年数	質問項目の勤続年数に基づく
経験年数	質問項目の職種の経験年数に基づく
学歴ダミー	中卒ダミー(中卒=1、その他=0) 高卒ダミー(高卒=1、その他=0) 短大卒ダミー(短大卒=1、その他=0) 大卒ダミー(大卒=1、その他=0)
産業ダミー	質問項目の産業の中分類・小分類に基づく 鉱業(鉱業=1、その他=0) 建設業(建設業=1、その他=0) 製造業(製造業=1、その他=0) 電気・ガス・熱供給業・水道業(電気・ガス・熱供給業・水道業=0、 その他=1) 運輸・通信業(運輸・通信業=1、その他=0) 卸売・小売業・飲食店(卸売・小売業・飲食店=1、その他=0) 金融・保険業(金融・保険業=1、その他=0) 不動産業(不動産業=1、その他=0) サービス業(サービス業=1、その他=0)
企業規模ダミー	小企業ダミー(従業員人数:5~99人=1、その他=0) 中企業ダミー(従業員人数:100~999人=1、その他=0) 大企業ダミー(従業員人数:1000人以上=1、その他=0)
役職ダミー	部長ダミー(部長=1、その他=0) 課長ダミー(課長=1、その他=0) 係長ダミー(係長=1、その他=0) 職長ダミー(職長=1、その他=0) その他の役職ダミー(その他の役職=1、その他=0) 非役職ダミー(非役職者=1、その他=1)
首都圏ダミー	質問項目の都道府県に基づく(東京都=1、その他=0)

出所:筆者より作成。

注:1) 2000年、2006年の報告書において、産業分類が異なっており、ここでは2006年の場合、2000年の報告書の分類基準に基づいて設定している。

2) 役職ダミーについては、常用労働者100人以上を雇用する企業に雇用される労働者に限定する。

3) 賃金率は、「所定内給与額」を「所定内実労働時間数」で割ったものである。

第2表 賃金関数の推定結果(規模計, 男女計)

	2000年		2006年		2時点の格差
	係数	t値	係数	t値	
年齢	0.050 ***	253.83	0.048 ***	222.37	0.002
年齢二乗	-0.001 ***	-235.90	-0.001 ***	-211.94	0.000
勤続年数	0.020 ***	179.76	0.023 ***	205.34	-0.003
勤続年数二乗	0.000 ***	6.41	0.000 ***	-28.49	0.000
学歴(高卒)					
中卒	-0.133 ***	-124.78	-0.119 ***	-79.75	-0.014
短大卒	0.056 ***	58.07	0.072 ***	69.22	-0.016
大卒	0.273 ***	352.03	0.309 ***	374.96	-0.036
産業(製造業)					0.000
鉱業	0.136 ***	39.08	0.145 ***	40.12	-0.009
建設業	0.148 ***	124.57	0.132 ***	69.59	0.017
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.208 ***	132.63	0.223 ***	114.98	-0.015
運輸・通信業	0.055 ***	52.38	0.027 ***	20.48	0.028
卸売・小売業・飲食店	-0.007 ***	-5.68	-0.021 ***	-18.36	0.014
金融・保険業	0.074 ***	56.57	0.076 ***	57.58	-0.002
不動産業	0.123 ***	41.52	0.128 ***	63.61	-0.006
サービス業	0.089 ***	110.96	0.068 ***	73.25	0.021
企業規模(小企業)					
中企業	0.068 ***	90.07	0.062 ***	76.63	0.005
大企業	0.191 ***	233.02	0.181 ***	197.02	0.010
首都圏ダミー	0.147 ***	148.80	0.196 ***	168.19	-0.049
定数項	5.931 ***	1622.20	5.922 ***	1436.66	0.009
観測数	1114444		978079		
F値	74064.558		58099.132		
F値検定	0.000		0.000		
自由度調整済み決定係数	0.545		0.517		

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2000年、2006年)により計算。

注:1)\*\*\*, \*\*\*, \* はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)学歴, 産業, 企業規模の(カッコ)は比較の基準とする学歴, 産業, 企業規模を指す。

3)2時点の格差=2006年の値-2000年の値

第3表 賃金関数の推定結果(規模計, 男性)

	2000年		2006年		2時点の格差
	係数	t値	係数	t値	
年齢	0.063 ***	280.15	0.063 ***	245.84	-0.001
年齢二乗	-0.001 ***	-250.30	-0.001 ***	-226.91	0.000
勤続年数	0.016 ***	137.67	0.019 ***	147.02	-0.002
勤続年数二乗	0.000 ***	-5.38	0.000 ***	-27.06	0.000
学歴(高卒)					0.000
中卒	-0.126 ***	-112.84	-0.121 ***	-75.01	-0.004
短大卒	0.062 ***	49.08	0.079 ***	55.24	-0.017
大卒	0.199 ***	248.77	0.227 ***	250.07	-0.027
産業(製造業)					0.000
鉱業	0.066 ***	19.18	0.074 ***	20.39	-0.008
建設業	0.098 ***	83.23	0.077 ***	40.68	0.021
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.167 ***	109.05	0.164 ***	84.47	0.003
運輸・通信業	-0.022 ***	-20.91	-0.054 ***	-39.98	0.032
卸売・小売業・飲食店	-0.007 ***	-5.01	-0.019 ***	-14.94	0.013
金融・保険業	0.134 ***	85.35	0.141 ***	88.74	-0.007
不動産業	0.121 ***	37.87	0.121 ***	53.37	0.000
サービス業	0.078 ***	87.39	0.054 ***	51.10	0.024
企業規模(小企業)					0.000
中企業	0.061 ***	74.26	0.065 ***	70.08	-0.004
大企業	0.195 ***	220.97	0.206 ***	198.84	-0.011
首都圏ダミー	0.134 ***	128.77	0.186 ***	141.98	-0.051
定数項	5.763 ***	1378.92	5.696 ***	1141.99	0.066
観測数	807154		670344		
F値	60151.662		44442.016		
F値検定	0.000		0.000		
自由度調整済み決定係数	0.573		0.544		

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2000年、2006年)により計算。

注:1)\*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)学歴, 産業, 企業規模の(カッコ)は比較の基準とする学歴, 産業, 企業規模を指す。

3)2時点の格差=2006年の値-2000年の値

第4表 賃金関数の推定結果(規模計, 女性)

	2000年		2006年		2時点の格差
	係数	t値	係数	t値	
年齢	0.028 ***	89.75	0.024 ***	78.20	-0.003
年齢二乗	0.000 ***	-94.29	0.000 ***	-82.39	0.000
勤続年数	0.024 ***	121.55	0.025 ***	134.50	0.001
勤続年数二乗	0.000 ***	-11.04	0.000 ***	-21.96	0.000
学歴(高卒)					
中卒	-0.143 ***	-72.32	-0.131 ***	-50.29	0.013
短大卒	0.121 ***	92.43	0.145 ***	107.83	0.030
大卒	0.256 ***	142.98	0.290 ***	181.47	0.037
産業(製造業)					
鉱業	0.108 ***	12.96	0.102 ***	11.48	-0.002
建設業	0.094 ***	31.93	0.089 ***	18.69	0.002
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.216 ***	52.82	0.279 ***	54.54	0.072
運輸・通信業	0.145 ***	59.34	0.098 ***	34.87	0.021
卸売・小売業・飲食店	0.056 ***	28.94	0.044 ***	23.79	0.001
金融・保険業	0.142 ***	71.34	0.163 ***	79.75	0.031
不動産業	0.133 ***	26.85	0.171 ***	53.01	0.043
サービス業	0.188 ***	143.84	0.178 ***	117.94	-0.018
企業規模(小企業)					
中企業	0.086 ***	69.74	0.068 ***	53.72	-0.018
大企業	0.191 ***	131.67	0.157 ***	103.46	-0.039
首都圏ダミー	0.180 ***	99.64	0.215 ***	113.66	0.031
定数項	6.196 ***	1096.67	6.208 ***	1042.41	0.175
観測数	307289		307734		
F値	14495.898		13595.529		
F値検定	0.000		0.000		
自由度調整済み決定係数	0.459		0.443		

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2000年、2006年)により計算。

注:1)\*\*\*, \*\* はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)学歴, 産業, 企業規模の(カッコ)は比較の基準とする学歴, 産業, 企業規模を指す。

3)2時点の格差=2006年の値-2000年の値