

1. はじめに

男女間賃金格差は、長年にわたり社会的関心を集め、研究が行われている重要な課題である。経済協力開発機構（OECD）の調査によると、加盟国における男女間賃金格差は縮小しており、特に欧州諸国においてその傾向が顕著である。日本も例外ではなく、厚生労働省が公表する『賃金構造基本統計調査』によると、男性労働者の給与水準を 100 としたときの女性労働者の給与水準は、1980 年代前半までは 60 を下回っていたが、2010 年以降は 70 を上回って推移している。日本における男女間賃金格差縮小の背景には、女性の勤続年数の長期化や高学歴化および法制度や政策の進展があるとされている。実際に、女性の平均勤続年数は、一般労働者と短時間労働者の属性に関係なく増加傾向にあり、大学進学率は 1980 年代までは 20%を下回っていたが、2020 年以降は 50%を上回っている。1985 年に制定された男女雇用機会均等法では、後の改正を経て、募集・採用、昇進・降格等の雇用管理の各ステージにおける性別を理由とする差別の禁止や婚姻、妊娠・出産等を理由とする不利益取扱いの禁止等が定められたほか、近年ではセクシュアルハラスメント及び妊娠・出産等に関するハラスメント対策について明記されるようになった¹。それでは、それらの要因は近年の日本における男女間賃金格差の縮小にどのように影響を与えてきたのであろうか。

中田（1997）は、日本における男女間賃金格差に関する主張をまとめたうえで、「男女労働生産要素量差仮説」と「男女賃金差別仮説」の 2 つに分類している。「男女労働生産要素量差仮説」は、年齢や勤続年数、学歴等の観察可能な労働生産要素量の男女差が男女間賃金格差の主要因であるとする考え方である一方で、「男女賃金差別仮説」は、男女で労働生産要素の市場評価に差があることが男女間賃金格差の主要因であるとする考え方である。本稿では、Blinder-Oaxaca 分解モデルを用いて、男女間賃金格差を労働生産要素量の男女差による要因と労働生産要素価格の男女差による要因に分解したうえで、それらが近年の日本における賃金格差の縮小にどのように寄与しているのかについて分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。次章では、先行研究を概観し、賃金格差に関する経済理論による背景および実証的な知見を整理したうえで、本稿の位置づけを明確にする。第 3 章では、本稿において使用するモデルである Mincer 型賃金関数および Blinder-Oaxaca 分解の説明をするとともに、分析に用いるデータの概要を報告する²。第 4 章では、賃金関数の推定結果および賃金格差の要因分解の結果を報告し、男女間賃金格差縮小の背景について考察する。第 5 章では、本稿の成果をまとめるとともに、本稿の限界および課題について触れることで今後の方向性を議論する。

2. 先行研究

Blinder-Oaxaca 分解モデルは、Blinder（1973）と Oaxaca（1973）が人的資本理論および新古典派経済学に基づき開発したモデルであり、男女間や人種間の賃金格差の要因を分解するために用いられた。人的資本とは、労働者が有する知識や技術、能力のことを指し、労働者は教育や訓練等の人的資本への投資をととしてそれらを形成し、自身の労働生産性を向上させることができる。新古典派経済学の理論より、企業は利潤最大化を行うため、完全競争下において労働者の限界生産性と実質賃金が等しくなる水準で賃金を決定する。したがって、人的資本への投資は長期的に賃

¹ほかにも、労働者の性別以外の事由を要件とする措置のうち、実質的に性別を理由とする差別となるおそれがある間接差別の禁止やポジティブ・アクションを行う事業主に対する国の援助等も規定されている。

²二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「1985 年 SSM 日本調査, 1985」「1995 年 SSM 日本調査, 1995」「2005 年 SSM 日本調査, 2005」「2015 年 SSM 日本調査, 2015」（2015SSM 調査管理委員会）の個票データの提供を受けた。

金を上昇させる効果をもつのである。また、同一の商品には同一の価格のみが成立するという「一物一価の法則」より、労働市場において同一の属性である労働者の賃金は等しくなるはずである。一方で、同一の属性である労働者に対して複数の賃金が成立している場合には、「一物一価の法則」に反して、企業の嗜好によって賃金が決定されていることになる。Blinder-Oaxaca分解モデルは、賃金格差を、新古典派経済学の理論によって合理的であるとみなされる労働者の間における属性の差による要因と労働者が同一の属性であるにもかかわらず発生する評価の差による要因に分解し、後者を差別として解釈する。

Blinder-Oaxaca分解に関する研究は日本でも行われており、小川（2006）や杉橋（2009）は、Blinder-Oaxaca分解の手法としての有用性や問題点についてそれぞれまとめている。小川（2006）は、Blinder-Oaxaca分解モデルの理論的背景について議論しており、特に第3章で詳述する「インデックス問題」について、Neumark（1988）による解決方法を採用する場合には、それがBecker（1964）による差別論や企業の効用最大化行動を前提として根拠付けられていることに十分注意すべきであるとしている。杉橋（2009）は、Blinder-Oaxaca分解の意義について触れたうえで、内在的な限界についても指摘している。Blinder-Oaxaca分解によって賃金格差の要因分解を行う際には、生産要素量の男女差による要因と生産要素価格の男女差による要因はそれぞれ利用する変数によって変化する点、労働者の属性の男女差に影響を与えている差別を軽視・無視することで要因分解を可能にしている点、説明変数が独立でないために多重共線性が発生している可能性がある点についてそれぞれ配慮したうえで結果を解釈すべきであるとしている。

また、中田（1997）や川口（2005）は、Blinder-Oaxaca分解モデルを使用して日本における男女間賃金格差について実証研究を行っている。中田（1997）は、1993年の『賃金構造基本統計調査』と1992年の『賃金労働時間制度等総合調査』の個票データを用いたうえで、労働サービスの内容を規定する諸々の労働生産要素、具体的には賃金水準に影響を与える諸々の属性を可能な限り取り込んだ賃金関数を推定する必要があるとし、年齢、年齢二乗、勤続年数、勤続年数二乗、組合企業ダミー、管理職ダミー、大企業ダミー、月間所定内労働時間、産業ダミー、学歴ダミー、地域ダミーを説明変数に加えた賃金関数を推定した。説明変数の平均値と賃金関数の推定結果をもとに賃金格差の要因分解を行った結果、男女間賃金格差のうち、約56%が生産要素量の差による要因、約44%が生産要素価格の差による要因であることを示した。また、生産要素の中でも、年齢における生産要素価格の差が賃金格差全体の約147%を占めていることから、男女間賃金格差において年齢に対する市場評価が男女で異なることが主要因であることが確認された。川口（2005）は、1990年および2000年の『賃金構造基本統計調査』の個票データを用いたうえで、内部経験年数、内部経験年数二乗、潜在的な外部経験年数、潜在的な外部経験年数二乗、地域ダミー、学歴ダミー、企業規模ダミー、管理職ダミー、産業ダミーを説明変数に加えた賃金関数を推定した³。賃金格差の要因分解を行った結果、1990年時点では男女間賃金格差のうち、約40%が生産要素量の差による要因、約60%が生産要素価格の差による要因であることを示した一方で、2000年時点では約36%が生産要素量の差による要因、約64%が生産要素価格の差による要因であることを示した。生産要素の中でも、内部経験年数の生産要素量の差と潜在的な外部経験年数の生産要素価格の差が男女間賃金格差における主要因であり、それらは1990年時点と2000年時点で共通していることが確認された。

中田（1997）と川口（2005）の分析結果を比較すると、男女間賃金格差の要因分解の結果が大きく異なることがわかり、ほかの先行研究における分析結果と比較しても一様ではない⁴。これに関して、杉橋（2009）は、政府統計や民間統計等の使用するデータの種類、一般労働者や短時間労働者等の対象労働者の範囲、所定内給与や賞与等の賃金の範囲、時給や年収等の賃金の単位、説明変数の種類等によって要因分解の結果は異なることを指摘している。したがって、先行研究を比較することで近年の男女間賃金格差縮小の要因を分析することは難しい。そこで、本稿では同一

³内部経験年数は現在勤めている従業員における勤続年数、潜在的な外部経験年数は年齢から学卒時年齢と内部経験年数を引いた年数をそれぞれ定義している。

⁴Blinder-Oaxaca分解による男女間賃金格差の要因分解を行った先行研究として、ほかにも野崎（2006）による学歴別の分析や小池（2021）による国際比較が挙げられる。

の調査から得られるデータを用いた同一のモデルによる長期的な分析を行うことで、近年の日本における男女間賃金格差縮小の要因を明らかにし、新たな知見をもたらす。

3. 分析手法

3.1. モデル

3.1.1. Mincer型賃金関数

男女間賃金格差の要因分解を行うにあたり、最初に、Mincer型賃金関数を推定する。Mincer型賃金関数とは、Mincer(1974)が人的資本理論に基づいて開発した、労働者の時間当たり賃金率の自然対数値を教育年数、潜在経験年数、潜在経験年数二乗によって回帰したモデルであり、労働者*i*について以下のとおりに示される⁵。

$$Y_i = X_i' \beta_i + u_i \quad (1)$$

Y は時間当たり賃金率の自然対数値、 X は説明変数のベクトル、 β は係数のベクトル、 u は誤差項である。古典的な賃金関数では説明変数が以上で示した3つに限られている一方で、賃金格差の要因分解を目的として賃金関数を推定する場合には賃金に影響を与えるそのほかの要因についても説明変数として加える必要がある。

本稿では、賃金関数を推定するにあたり、非説明変数に年収の自然対数値をおき、年齢、年齢二乗、勤続年数、勤続年数二乗、教育年数、管理職ダミー、企業規模ダミー、地域ダミーを説明変数として加える。年齢および年齢二乗について、賃金に影響を与える重要な要素であり、20歳から59歳までを対象範囲として設定する⁶。また、賃金プロファイルの形状から、賃金と年齢の関係は二次関数によって近似することができるため、二乗項を加える。勤続年数および勤続年数二乗について、現在の従業員において働いている年数を定義し、職場訓練等の人的資本への投資量の代理変数としてみなす。また、労働生産要素の限界生産性逡減を仮定することから二乗項を加える。教育年数について、多くの先行研究では教育に関する人的資本への投資量の代理変数として学歴ダミーを使用しているが、1985年時点において戦前の学校令に基づく教育機関を最終学歴とする標本が観察され、それらをダミー変数として定義することが難しいことから、小学校に入学してから最終学歴の教育機関を卒業するまでの年数を定義する。管理職ダミーについて、役職なし、監督・職長・班長・組長、係長・係長相当職、課長・課長相当職、部長・部長相当職に分類し、役職なしを基準として設定する。企業規模ダミーについて、従業員数をもとに、1人以上4人以下、5人以上9人以下、10人以上29人以下、30人以上99人以下、100人以上299人以下、300人以上499人以下、500人以上999人以下、1000人以上、官公庁に分類し、1人以上4人以下を基準として設定する。地域ダミーについて、北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州に分類し、北海道を基準として設定する。

これらを踏まえたうえで、男女別および男性と女性を合計したプールデータによる全体の賃金関数をそれぞれOLSによって推定することで、以下のとおりに示すことができる。

$$Y_m = X_m' \beta_m + u_m \quad (2)$$

$$Y_f = X_f' \beta_f + u_f \quad (3)$$

$$Y_i = X_i' \beta^* + u_i \quad (4)$$

(2)式は男性の賃金関数、(3)式は女性の賃金関数、(4)式は男女計の賃金関数である。これらの賃金関数を1985年時点、1995年時点、2005年時点、2015年時点におけるデータを用いてそれぞれ推定する。

⁵潜在経験年数は学卒後経過年数を定義している。

⁶川口(2011)は、賃金関数の推定を行うにあたり、賃金構造は60歳を境に不連続となるためサンプルは59歳以下の労働者に限定すべきであるとしている。

3.1.2. Blinder-Oaxaca 分解

次に、推定した賃金関数をもとに賃金格差の要因分解を行う。(2)式、(3)式、(4)式について、それぞれの項の平均値をとると誤差項の平均値は0になることから、以下のとおりに示される。

$$\bar{Y}_m = \bar{X}'_m \hat{\beta}_m \quad (5)$$

$$\bar{Y}_f = \bar{X}'_f \hat{\beta}_f \quad (6)$$

$$\bar{Y} = \bar{X}' \hat{\beta}^* \quad (7)$$

\bar{Y} は年収の自然対数値の平均値、 \bar{X} は説明変数の平均値のベクトル、 $\hat{\beta}$ は係数の推定値のベクトルである。(5)式から(6)式を引き、整理すると(8)式のとおり示される。

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_f = \bar{X}'_m \hat{\beta}_m - \bar{X}'_f \hat{\beta}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_m + \bar{X}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (8)$$

(8)式は、左辺の男女間における平均年収の差($\bar{Y}_m - \bar{Y}_f$)が、右辺第1項の $[(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_m]$ と右辺第2項の $[\bar{X}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)]$ によって表すことができることを示している。右辺第1項の $[(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_m]$ は男性と女性が同一の市場価格 $\hat{\beta}_m$ によって評価されていると仮定した場合において男女間の属性の違いによって生じる賃金格差を説明し、右辺第2項の $[\bar{X}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)]$ は男性と女性が同一の属性 \bar{X}_f であると仮定した場合において男女間の市場評価の違いによって生じる賃金格差を説明している。したがって、男女間賃金格差は、男女間における属性の差による要因と男女間における市場評価の差による要因に分解することができ、後者は差別として解釈される。一方で、(8)式は以下の(9)式のとおり示すこともできる。

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_f + \bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (9)$$

(9)式は、男女間の属性の違いを女性に対する市場価格 $\hat{\beta}_f$ によって評価している点、男性の属性 \bar{X}_m を用いて男女間の市場評価の違いを説明している点において(8)式とは異なり、 $\hat{\beta}_m = \hat{\beta}_f$ または $\bar{X}_m = \bar{X}_f$ が成立しない限り、(8)式と(9)式の要因分解の結果は一致しないことになる。これを「インデックス問題」という。

この「インデックス問題」に対して、Neumark (1988) や Oaxaca and Ransom (1994) によって解決方法が提案されており、本稿では Neumark 方式を採用することで対処する。具体的には、(5)式から(6)式を引き、整理したうえで(10)式のとおり示される⁷。

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}^* + \bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*) + \bar{X}'_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f) \quad (10)$$

$\hat{\beta}^*$ は、労働市場において差別がないと仮定した場合における男性と女性に対する共通した市場評価である。したがって、右辺第1項の $[(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}^*]$ は男女間の属性の違いによって生じる賃金格差を説明し、右辺第2項の $[\bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*)]$ は差別がないと仮定した場合に比べて現実において男性が高い市場価格によって評価されていることによる賃金格差を説明し、右辺第3項の $[\bar{X}'_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)]$ は差別がないと仮定した場合に比べて現実において女性が低い市場価格によって評価されていることによる賃金格差を説明している。第4章では、各変数の平均値および賃金関数の推定結果をもとに、(10)式を用いて各時点における賃金格差の要因分解を行う。

3.2. データ

分析に使用するデータは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターが提供する『社会階層と社会移動全国調査(SSIM調査)』の個票データである。SSIM調査は1955年以降10年ごとに調査が実施されているが、女性を対象とした調査が実施されたのは1985年以降であるため、1985年調査、1995年調査、2005年調査、2015年調査からデータセットを作成する。なお、二次分析にあたり、以下の点に留意してデータを加工する。第一に、サンプルについて、臨時雇用されている従業者や短時間労働者は含めず、常時雇用されている一般従業者に限定する。

⁷Cotton (1988) は、 $\hat{\beta}^*$ について、 $\hat{\beta}_m$ と $\hat{\beta}_f$ の加重平均をとった値を定義することで「インデックス問題」に対処している。

表1A 記述統計量 (1985年)

| | 1985年 | | | | | |
|-------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | 男性 | | 女性 | | 男女計 | |
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 年収の自然対数値 | 5.870 | 0.497 | 5.193 | 0.491 | 5.659 | 0.586 |
| 年齢 | 39.468 | 10.042 | 36.146 | 11.340 | 38.432 | 10.570 |
| 年齢二乗 | 1658.374 | 806.588 | 1434.704 | 859.651 | 1588.633 | 829.522 |
| 勤続年数 | 10.294 | 9.028 | 7.614 | 6.570 | 9.459 | 8.428 |
| 勤続年数二乗 | 187.356 | 292.483 | 100.986 | 165.010 | 160.425 | 262.516 |
| 教育年数 | 12.159 | 2.525 | 11.686 | 2.141 | 12.011 | 2.421 |
| 管理職ダミー | | | | | | |
| 役職なし | 0.625 | 0.485 | 0.943 | 0.233 | 0.724 | 0.447 |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.110 | 0.313 | 0.032 | 0.177 | 0.086 | 0.280 |
| 係長・係長相当職 | 0.115 | 0.319 | 0.014 | 0.119 | 0.084 | 0.277 |
| 課長・課長相当職 | 0.113 | 0.317 | 0.007 | 0.084 | 0.080 | 0.272 |
| 部長・部長相当職 | 0.037 | 0.189 | 0.004 | 0.060 | 0.027 | 0.161 |
| 企業規模ダミー | | | | | | |
| 1~4人 | 0.040 | 0.197 | 0.050 | 0.218 | 0.043 | 0.204 |
| 5~9人 | 0.068 | 0.252 | 0.064 | 0.246 | 0.067 | 0.250 |
| 10~29人 | 0.150 | 0.358 | 0.211 | 0.409 | 0.169 | 0.375 |
| 30~99人 | 0.144 | 0.351 | 0.211 | 0.409 | 0.165 | 0.371 |
| 100~299人 | 0.120 | 0.325 | 0.121 | 0.327 | 0.120 | 0.325 |
| 300~499人 | 0.045 | 0.208 | 0.029 | 0.167 | 0.040 | 0.196 |
| 500~999人 | 0.049 | 0.215 | 0.054 | 0.226 | 0.050 | 0.218 |
| 1000人以上 | 0.256 | 0.437 | 0.168 | 0.374 | 0.228 | 0.420 |
| 官公庁 | 0.128 | 0.334 | 0.093 | 0.291 | 0.117 | 0.322 |
| 地域ダミー | | | | | | |
| 北海道 | 0.040 | 0.197 | 0.029 | 0.167 | 0.037 | 0.188 |
| 東北 | 0.070 | 0.255 | 0.086 | 0.280 | 0.075 | 0.263 |
| 関東 | 0.316 | 0.465 | 0.279 | 0.449 | 0.304 | 0.460 |
| 中部 | 0.217 | 0.412 | 0.218 | 0.414 | 0.217 | 0.413 |
| 近畿 | 0.170 | 0.376 | 0.157 | 0.365 | 0.166 | 0.372 |
| 中国 | 0.053 | 0.225 | 0.050 | 0.218 | 0.052 | 0.223 |
| 四国 | 0.036 | 0.185 | 0.050 | 0.218 | 0.040 | 0.196 |
| 九州 | 0.099 | 0.299 | 0.132 | 0.339 | 0.109 | 0.312 |
| 標本数 | 618 | | 280 | | 898 | |

表1B 記述統計量 (1995年)

| | 1995年 | | | | | |
|-------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | 男性 | | 女性 | | 男女計 | |
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 年収の自然対数値 | 6.051 | 0.460 | 5.446 | 0.558 | 5.866 | 0.565 |
| 年齢 | 40.072 | 10.456 | 38.108 | 10.534 | 39.474 | 10.512 |
| 年齢二乗 | 1714.910 | 835.024 | 1562.767 | 800.448 | 1668.541 | 827.125 |
| 勤続年数 | 9.650 | 8.575 | 9.177 | 8.342 | 9.506 | 8.502 |
| 勤続年数二乗 | 166.509 | 264.041 | 153.522 | 249.327 | 162.551 | 259.562 |
| 教育年数 | 12.907 | 2.447 | 12.618 | 1.887 | 12.819 | 2.294 |
| 管理職ダミー | | | | | | |
| 役職なし | 0.581 | 0.494 | 0.888 | 0.317 | 0.674 | 0.469 |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.099 | 0.298 | 0.048 | 0.215 | 0.083 | 0.276 |
| 係長・係長相当職 | 0.127 | 0.333 | 0.048 | 0.215 | 0.103 | 0.304 |
| 課長・課長相当職 | 0.144 | 0.352 | 0.016 | 0.126 | 0.105 | 0.307 |
| 部長・部長相当職 | 0.049 | 0.217 | 0.000 | 0.000 | 0.034 | 0.182 |
| 企業規模ダミー | | | | | | |
| 1~4人 | 0.037 | 0.189 | 0.040 | 0.197 | 0.038 | 0.191 |
| 5~9人 | 0.058 | 0.234 | 0.100 | 0.301 | 0.071 | 0.257 |
| 10~29人 | 0.107 | 0.310 | 0.169 | 0.375 | 0.126 | 0.332 |
| 30~99人 | 0.164 | 0.370 | 0.145 | 0.352 | 0.158 | 0.365 |
| 100~299人 | 0.129 | 0.335 | 0.120 | 0.326 | 0.126 | 0.332 |
| 300~499人 | 0.046 | 0.209 | 0.056 | 0.231 | 0.049 | 0.216 |
| 500~999人 | 0.065 | 0.247 | 0.032 | 0.177 | 0.055 | 0.228 |
| 1000人以上 | 0.246 | 0.431 | 0.161 | 0.368 | 0.220 | 0.415 |
| 官公庁 | 0.148 | 0.355 | 0.177 | 0.382 | 0.157 | 0.364 |
| 地域ダミー | | | | | | |
| 北海道 | 0.035 | 0.184 | 0.044 | 0.206 | 0.038 | 0.191 |
| 東北 | 0.079 | 0.270 | 0.124 | 0.331 | 0.093 | 0.291 |
| 関東 | 0.315 | 0.465 | 0.289 | 0.454 | 0.307 | 0.462 |
| 中部 | 0.220 | 0.415 | 0.193 | 0.395 | 0.212 | 0.409 |
| 近畿 | 0.127 | 0.333 | 0.129 | 0.335 | 0.127 | 0.334 |
| 中国 | 0.086 | 0.281 | 0.052 | 0.223 | 0.076 | 0.265 |
| 四国 | 0.021 | 0.144 | 0.060 | 0.238 | 0.033 | 0.179 |
| 九州 | 0.116 | 0.321 | 0.108 | 0.312 | 0.114 | 0.318 |
| 標本数 | 568 | | 249 | | 817 | |

表1C 記述統計量 (2005年)

| | 2005年 | | | | | |
|-------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | 男性 | | 女性 | | 男女計 | |
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 年収の自然対数値 | 6.014 | 0.484 | 5.521 | 0.540 | 5.852 | 0.554 |
| 年齢 | 41.944 | 10.420 | 40.149 | 10.842 | 41.354 | 10.591 |
| 年齢二乗 | 1867.733 | 869.793 | 1729.237 | 877.763 | 1822.250 | 874.560 |
| 勤続年数 | 9.632 | 8.529 | 10.110 | 8.543 | 9.789 | 8.534 |
| 勤続年数二乗 | 165.444 | 274.665 | 175.037 | 270.529 | 168.594 | 273.264 |
| 教育年数 | 13.213 | 2.325 | 12.906 | 1.811 | 13.112 | 2.174 |
| 管理職ダミー | | | | | | |
| 役職なし | 0.562 | 0.496 | 0.873 | 0.334 | 0.664 | 0.473 |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.115 | 0.319 | 0.067 | 0.249 | 0.099 | 0.299 |
| 係長・係長相当職 | 0.126 | 0.332 | 0.043 | 0.203 | 0.099 | 0.299 |
| 課長・課長相当職 | 0.141 | 0.348 | 0.014 | 0.116 | 0.099 | 0.299 |
| 部長・部長相当職 | 0.056 | 0.231 | 0.004 | 0.062 | 0.039 | 0.194 |
| 企業規模ダミー | | | | | | |
| 1~4人 | 0.040 | 0.197 | 0.035 | 0.185 | 0.039 | 0.193 |
| 5~9人 | 0.065 | 0.247 | 0.070 | 0.256 | 0.067 | 0.250 |
| 10~29人 | 0.131 | 0.338 | 0.176 | 0.381 | 0.146 | 0.353 |
| 30~99人 | 0.169 | 0.375 | 0.153 | 0.360 | 0.164 | 0.370 |
| 100~299人 | 0.122 | 0.328 | 0.178 | 0.383 | 0.141 | 0.348 |
| 300~499人 | 0.070 | 0.255 | 0.061 | 0.239 | 0.067 | 0.250 |
| 500~999人 | 0.071 | 0.257 | 0.067 | 0.249 | 0.069 | 0.254 |
| 1000人以上 | 0.197 | 0.398 | 0.123 | 0.329 | 0.173 | 0.378 |
| 官公庁 | 0.134 | 0.341 | 0.137 | 0.344 | 0.135 | 0.342 |
| 地域ダミー | | | | | | |
| 北海道 | 0.058 | 0.235 | 0.037 | 0.189 | 0.051 | 0.221 |
| 東北 | 0.076 | 0.264 | 0.098 | 0.297 | 0.083 | 0.276 |
| 関東 | 0.261 | 0.440 | 0.243 | 0.429 | 0.255 | 0.436 |
| 中部 | 0.239 | 0.427 | 0.219 | 0.414 | 0.233 | 0.423 |
| 近畿 | 0.126 | 0.332 | 0.123 | 0.329 | 0.125 | 0.331 |
| 中国 | 0.069 | 0.253 | 0.068 | 0.253 | 0.069 | 0.253 |
| 四国 | 0.037 | 0.190 | 0.035 | 0.185 | 0.037 | 0.188 |
| 九州 | 0.133 | 0.340 | 0.176 | 0.381 | 0.147 | 0.354 |
| 標本数 | 1045 | | 511 | | 1556 | |

表1D 記述統計量 (2015年)

| | 2015年 | | | | | |
|-------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | 男性 | | 女性 | | 男女計 | |
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 年収の自然対数値 | 5.986 | 0.476 | 5.556 | 0.516 | 5.831 | 0.532 |
| 年齢 | 41.932 | 9.994 | 40.024 | 10.374 | 41.245 | 10.171 |
| 年齢二乗 | 1858.062 | 831.409 | 1709.367 | 829.743 | 1804.562 | 833.663 |
| 勤続年数 | 9.430 | 8.349 | 9.229 | 8.137 | 9.358 | 8.272 |
| 勤続年数二乗 | 158.573 | 266.059 | 151.302 | 242.561 | 155.957 | 257.813 |
| 教育年数 | 13.763 | 2.258 | 13.606 | 1.968 | 13.707 | 2.159 |
| 管理職ダミー | | | | | | |
| 役職なし | 0.552 | 0.498 | 0.807 | 0.395 | 0.644 | 0.479 |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.110 | 0.313 | 0.088 | 0.283 | 0.102 | 0.303 |
| 係長・係長相当職 | 0.133 | 0.339 | 0.049 | 0.216 | 0.103 | 0.303 |
| 課長・課長相当職 | 0.154 | 0.361 | 0.046 | 0.210 | 0.115 | 0.319 |
| 部長・部長相当職 | 0.052 | 0.222 | 0.010 | 0.098 | 0.037 | 0.188 |
| 企業規模ダミー | | | | | | |
| 1~4人 | 0.022 | 0.147 | 0.029 | 0.169 | 0.025 | 0.155 |
| 5~9人 | 0.053 | 0.223 | 0.061 | 0.240 | 0.056 | 0.230 |
| 10~29人 | 0.122 | 0.327 | 0.138 | 0.345 | 0.128 | 0.334 |
| 30~99人 | 0.139 | 0.346 | 0.156 | 0.364 | 0.145 | 0.352 |
| 100~299人 | 0.149 | 0.356 | 0.158 | 0.365 | 0.152 | 0.359 |
| 300~499人 | 0.065 | 0.247 | 0.050 | 0.219 | 0.060 | 0.237 |
| 500~999人 | 0.064 | 0.245 | 0.064 | 0.245 | 0.064 | 0.245 |
| 1000人以上 | 0.272 | 0.445 | 0.175 | 0.380 | 0.237 | 0.425 |
| 官公庁 | 0.115 | 0.319 | 0.168 | 0.374 | 0.134 | 0.340 |
| 地域ダミー | | | | | | |
| 北海道 | 0.037 | 0.189 | 0.036 | 0.187 | 0.037 | 0.188 |
| 東北 | 0.083 | 0.276 | 0.095 | 0.293 | 0.087 | 0.283 |
| 関東 | 0.316 | 0.465 | 0.246 | 0.431 | 0.290 | 0.454 |
| 中部 | 0.202 | 0.401 | 0.229 | 0.421 | 0.212 | 0.409 |
| 近畿 | 0.158 | 0.365 | 0.147 | 0.354 | 0.154 | 0.361 |
| 中国 | 0.066 | 0.248 | 0.094 | 0.291 | 0.076 | 0.265 |
| 四国 | 0.032 | 0.177 | 0.031 | 0.173 | 0.032 | 0.175 |
| 九州 | 0.107 | 0.309 | 0.123 | 0.329 | 0.113 | 0.316 |
| 標本数 | 1274 | | 716 | | 1990 | |

第二に、年収について、調査票では、収入の範囲が指定された選択肢の中から回答する形式であり、具体的な数値が不明確であるため、指定された範囲における中央値を年収とする。また、物価上昇による影響を排除するために、各時点における年収は1985年を基準とする消費者物価指数（CPI）で除したうえで、実質値に変換する。第三に、教育年数について、戦前の学校令に基づく教育機関はそれぞれ旧制尋常小学校卒を6年、旧制高等小学校卒を8年、旧制中学校・実業学校・師範学校卒を11年、旧制高校・高専卒を13年として処理する。

表 1A から表 1D は記述統計量を報告している。年収の自然対数値について注目すると、男性の年収は 1985 年から 1995 年にかけて増加しているにもかかわらず、それ以降は減少傾向にある。一方で、女性の年収は 1985 年以降一貫して増加している。さらに、その増加率は大きく、1985 年時点では 0.677 ポイントあった男女間における年収の差が 2015 年時点では 0.430 ポイントにまで縮小している。また、男女ともに労働者の平均年齢が高まっており、特に女性はその傾向が顕著であることがわかる。勤続年数は男性と女性で異なる傾向を示しており、1985 年から 2015 年にかけて男性の勤続年数は減少傾向にあるものの、女性の勤続年数は増加傾向にある。教育年数については、男女ともに増加傾向にあり、2015 年時点では平均的に男性と女性の教育水準はほぼ等しくなっている。そのほかの雇用環境について注目すると、管理職に就く女性や官公庁に就業する女性の割合が増加しており、労働市場における女性の進出が示唆される。

4. 分析結果

4.1. 賃金関数

表 2A から表 2D は、各時点における男性、女性、男女計の賃金関数の推定結果を報告しており、以下の点が示される。

第一に、すべての時点において男女別および男女計ともに、年齢の係数が正の値、年齢二乗の係数が負の値であるため、賃金プロファイルの形状に沿った二次関数で近似することができている。特に、男性および男女計のモデルについては、すべての時点においてそれぞれの係数が 1%水準で有意である。また、係数の大きさについて注目すると、男性のモデルでは長期的に大きな変化が見られない一方で、女性のモデルでは年齢の上昇が年収に与える効果が小さくなっていることがわかる。第二に、勤続年数の係数はすべての時点およびすべてのモデルにおいて正の値である一方で、勤続年数二乗の係数が負の値ではなく正の値を示す場合があり、必ずしも限界生産性逡減が成立しないことが確認される⁸。また、女性について、勤続年数の増加が年収に与える効果が小さくなっていることがわかる。第三に、教育年数の係数について、すべての時点において男女別および男女計ともに 1%水準で有意に正の値を示している。係数の大きさについて注目すると、女性のモデルでは、1985 年から 2005 年にかけて教育の投資効果が大きくなっている一方で、2005 年から 2015 年にかけて大幅に減少していることが確認される。第四に、雇用環境について、一般的に想定されるように、高い職位に就いている労働者や規模の大きな企業に就業している労働者ほどおおむね高い年収を受け取っていることが認められる。

⁸ 田中（2002）は、国内の男女間賃金格差の要因分解を行うにあたり、労働者が将来において同一の企業にとどまる年限の期待値である「期待勤続年数」を説明変数に加えて賃金関数を推定し、勤続年数二乗の係数が正の値を示す場合があったことを指摘している。

表2A 賃金関数の推定結果 (1985年)

| | 1985年 | | |
|-------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 男性 | 女性 | 男女計 |
| | β_m | β_f | β^* |
| 定数項 | 3.339*** (0.248) | 3.305*** (0.445) | 3.224*** (0.263) |
| 年齢 | 0.066*** (0.013) | 0.046** (0.023) | 0.065*** (0.013) |
| 年齢二乗 | -0.001*** (0.0002) | -0.001* (0.0003) | -0.001*** (0.0002) |
| 勤続年数 | 0.010* (0.005) | 0.035*** (0.011) | 0.012** (0.006) |
| 勤続年数二乗 | -0.00001 (0.0002) | -0.001** (0.0004) | 0.0001 (0.0002) |
| 教育年数 | 0.044*** (0.007) | 0.064*** (0.016) | 0.053*** (0.007) |
| 管理職ダミー | | | |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.115*** (0.041) | 0.031 (0.151) | 0.244*** (0.047) |
| 係長・係長相当職 | 0.241*** (0.044) | 0.405* (0.240) | 0.416*** (0.049) |
| 課長・課長相当職 | 0.427*** (0.049) | 0.003 (0.374) | 0.620*** (0.057) |
| 部長・部長相当職 | 0.596*** (0.069) | 1.530*** (0.109) | 0.871*** (0.077) |
| 企業規模ダミー | | | |
| 5~9人 | -0.034 (0.125) | 0.134 (0.171) | 0.066 (0.109) |
| 10~29人 | -0.021 (0.115) | 0.009 (0.153) | -0.013 (0.101) |
| 30~99人 | 0.094 (0.115) | 0.128 (0.148) | 0.075 (0.102) |
| 100~299人 | 0.149 (0.115) | 0.097 (0.146) | 0.133 (0.103) |
| 300~499人 | 0.209* (0.123) | 0.296 (0.212) | 0.258** (0.116) |
| 500~999人 | 0.288** (0.124) | 0.266 (0.207) | 0.265** (0.120) |
| 1000人以上 | 0.306*** (0.113) | 0.303** (0.152) | 0.340*** (0.100) |
| 官公庁 | 0.204 (0.119) | 0.340 (0.173) | 0.249 (0.107) |
| 地域ダミー | | | |
| 東北 | -0.022 (0.084) | -0.178 (0.167) | -0.116 (0.078) |
| 関東 | 0.190*** (0.059) | 0.088 (0.151) | 0.118** (0.060) |
| 中部 | 0.123** (0.059) | -0.043 (0.151) | 0.039 (0.062) |
| 近畿 | 0.193*** (0.061) | 0.011 (0.157) | 0.104 (0.064) |
| 中国 | 0.052 (0.068) | -0.020 (0.176) | 0.041 (0.074) |
| 四国 | -0.139 (0.102) | -0.252 (0.161) | -0.215** (0.086) |
| 九州 | 0.061 (0.062) | -0.115 (0.150) | -0.045 (0.063) |
| 自由度調整済み決定係数 | 0.557 | 0.248 | 0.507 |
| F値 | 33.305 | 4.830 | 39.400 |
| 標本数 | 618 | 280 | 898 |

注：***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を報告している。

表2B 賃金関数の推定結果（1995年）

| | 1995年 | | |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 男性 | 女性 | 男女計 |
| | β_m | β_f | β^* |
| 定数項 | 3.604*** (0.268) | 2.669*** (0.475) | 3.662*** (0.250) |
| 年齢 | 0.082*** (0.013) | 0.083*** (0.023) | 0.066*** (0.013) |
| 年齢二乗 | -0.001*** (0.0002) | -0.001*** (0.0003) | -0.001*** (0.0002) |
| 勤続年数 | 0.003 (0.005) | 0.006 (0.011) | 0.007 (0.006) |
| 勤続年数二乗 | 0.0001 (0.0002) | 0.0005 (0.0004) | 0.0002 (0.0002) |
| 教育年数 | 0.031*** (0.006) | 0.066*** (0.017) | 0.035*** (0.007) |
| 管理職ダミー | | | |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.065 (0.057) | 0.434*** (0.121) | 0.280*** (0.053) |
| 係長・係長相当職 | 0.160*** (0.042) | 0.404*** (0.121) | 0.355*** (0.043) |
| 課長・課長相当職 | 0.316*** (0.044) | 0.708*** (0.075) | 0.577*** (0.044) |
| 部長・部長相当職 | 0.384*** (0.067) | — — | 0.686*** (0.073) |
| 企業規模ダミー | | | |
| 5~9人 | -0.190* (0.113) | 0.271* (0.153) | -0.089 (0.107) |
| 10~29人 | -0.084 (0.097) | 0.121 (0.140) | -0.109 (0.101) |
| 30~99人 | -0.102 (0.088) | 0.228 (0.148) | -0.015 (0.096) |
| 100~299人 | -0.016 (0.092) | 0.293* (0.154) | 0.043 (0.099) |
| 300~499人 | 0.050 (0.099) | 0.421** (0.168) | 0.113 (0.105) |
| 500~999人 | 0.054 (0.094) | 0.273 (0.176) | 0.138 (0.100) |
| 1000人以上 | 0.170* (0.088) | 0.432*** (0.135) | 0.253*** (0.093) |
| 官公庁 | 0.121 (0.091) | 0.493*** (0.130) | 0.240** (0.095) |
| 地域ダミー | | | |
| 東北 | -0.100 (0.079) | -0.269* (0.141) | -0.122 (0.079) |
| 関東 | 0.039 (0.062) | 0.050 (0.129) | 0.092 (0.064) |
| 中部 | 0.010 (0.062) | -0.224* (0.135) | -0.017 (0.067) |
| 近畿 | 0.043 (0.070) | -0.095 (0.148) | 0.030 (0.072) |
| 中国 | -0.064 (0.076) | -0.408** (0.180) | -0.062 (0.084) |
| 四国 | 0.074 (0.084) | -0.352* (0.187) | -0.165 (0.113) |
| 九州 | -0.062 (0.069) | -0.355** (0.144) | -0.098 (0.074) |
| 自由度調整済み決定係数 | 0.546 | 0.425 | 0.484 |
| F値 | 29.469 | 8.984 | 32.869 |
| 標本数 | 568 | 249 | 817 |

注：***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を報告している。

表2C 賃金関数の推定結果 (2005年)

| | 2005年 | | |
|-------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 男性 | 女性 | 男女計 |
| | β_m | β_f | β^* |
| 定数項 | 3.300*** (0.198) | 3.318*** (0.370) | 3.440*** (0.182) |
| 年齢 | 0.073*** (0.009) | 0.033* (0.017) | 0.058*** (0.009) |
| 年齢二乗 | -0.001*** (0.0001) | -0.0004* (0.0002) | -0.001*** (0.0001) |
| 勤続年数 | 0.008** (0.004) | 0.021** (0.008) | 0.010** (0.004) |
| 勤続年数二乗 | -0.0001 (0.0001) | -0.0002 (0.0002) | -0.00003 (0.0001) |
| 教育年数 | 0.040*** (0.005) | 0.069*** (0.012) | 0.048*** (0.005) |
| 管理職ダミー | | | |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.120*** (0.033) | 0.426*** (0.086) | 0.271*** (0.034) |
| 係長・係長相当職 | 0.168*** (0.033) | 0.364*** (0.101) | 0.324*** (0.035) |
| 課長・課長相当職 | 0.262*** (0.030) | 0.399** (0.198) | 0.445*** (0.033) |
| 部長・部長相当職 | 0.452*** (0.051) | 0.611*** (0.098) | 0.643*** (0.051) |
| 企業規模ダミー | | | |
| 5~9人 | 0.096 (0.077) | 0.040 (0.130) | 0.053 (0.070) |
| 10~29人 | 0.116* (0.066) | 0.125 (0.116) | 0.055 (0.062) |
| 30~99人 | 0.227*** (0.065) | 0.131 (0.120) | 0.157** (0.062) |
| 100~299人 | 0.310*** (0.066) | 0.132 (0.115) | 0.168*** (0.063) |
| 300~499人 | 0.342*** (0.068) | 0.417*** (0.131) | 0.308*** (0.066) |
| 500~999人 | 0.433*** (0.073) | 0.411*** (0.124) | 0.370*** (0.067) |
| 1000人以上 | 0.510*** (0.064) | 0.219* (0.128) | 0.405*** (0.063) |
| 官公庁 | 0.503*** (0.068) | 0.500*** (0.119) | 0.444*** (0.063) |
| 地域ダミー | | | |
| 東北 | -0.093* (0.056) | 0.016 (0.123) | -0.112* (0.059) |
| 関東 | 0.128*** (0.044) | 0.303*** (0.110) | 0.142*** (0.049) |
| 中部 | 0.041 (0.045) | 0.244** (0.110) | 0.071 (0.049) |
| 近畿 | 0.091** (0.046) | 0.234** (0.118) | 0.093* (0.053) |
| 中国 | -0.066 (0.057) | 0.043 (0.137) | -0.059 (0.064) |
| 四国 | -0.011 (0.065) | 0.298** (0.133) | 0.052 (0.065) |
| 九州 | -0.164*** (0.052) | 0.071 (0.118) | -0.142*** (0.055) |
| 自由度調整済み決定係数 | 0.542 | 0.334 | 0.471 |
| F値 | 52.383 | 11.673 | 58.626 |
| 標本数 | 1045 | 511 | 1556 |

注：***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を報告している。

表2D 賃金関数の推定結果 (2015年)

| | 2015年 | | |
|-------------|-----------------------|----------------------|------------------------|
| | 男性 | 女性 | 男女計 |
| | β_m | β_f | β^* |
| 定数項 | 3.509*** (0.228) | 3.762*** (0.257) | 3.711*** (0.179) |
| 年齢 | 0.068*** (0.009) | 0.028** (0.013) | 0.047*** (0.008) |
| 年齢二乗 | -0.001*** (0.0001) | -0.0003* (0.0002) | -0.0005*** (0.0001) |
| 勤続年数 | 0.012*** (0.003) | 0.015** (0.007) | 0.014*** (0.003) |
| 勤続年数二乗 | -0.0002** (0.0001) | -0.0001 (0.0002) | -0.0002* (0.0001) |
| 教育年数 | 0.032*** (0.005) | 0.047*** (0.009) | 0.039*** (0.004) |
| 管理職ダミー | | | |
| 監督・職長・班長・組長 | 0.133*** (0.032) | 0.147*** (0.055) | 0.184*** (0.031) |
| 係長・係長相当職 | 0.220*** (0.028) | 0.393*** (0.069) | 0.360*** (0.027) |
| 課長・課長相当職 | 0.332*** (0.029) | 0.385*** (0.074) | 0.467*** (0.029) |
| 部長・部長相当職 | 0.502*** (0.050) | 0.792*** (0.184) | 0.664*** (0.048) |
| 企業規模ダミー | | | |
| 5~9人 | 0.046 (0.074) | 0.121 (0.119) | 0.062 (0.073) |
| 10~29人 | 0.028 (0.071) | 0.183* (0.105) | 0.069 (0.068) |
| 30~99人 | 0.090 (0.072) | 0.159 (0.106) | 0.089 (0.068) |
| 100~299人 | 0.188*** (0.070) | 0.275** (0.107) | 0.193*** (0.067) |
| 300~499人 | 0.243*** (0.074) | 0.343** (0.135) | 0.280*** (0.073) |
| 500~999人 | 0.345*** (0.075) | 0.397*** (0.118) | 0.342*** (0.073) |
| 1000人以上 | 0.441*** (0.068) | 0.398*** (0.108) | 0.431*** (0.067) |
| 官公庁 | 0.367*** (0.070) | 0.532*** (0.110) | 0.382*** (0.069) |
| 地域ダミー | | | |
| 東北 | -0.082 (0.071) | -0.039 (0.079) | -0.087 (0.060) |
| 関東 | 0.016 (0.065) | 0.165** (0.068) | 0.063 (0.054) |
| 中部 | -0.049 (0.066) | 0.056 (0.068) | -0.032 (0.055) |
| 近畿 | -0.043 (0.067) | 0.058 (0.070) | -0.012 (0.056) |
| 中国 | -0.049 (0.069) | 0.053 (0.076) | -0.045 (0.058) |
| 四国 | -0.105 (0.087) | -0.093 (0.109) | -0.104 (0.074) |
| 九州 | -0.198*** (0.070) | -0.148* (0.086) | -0.209*** (0.060) |
| 自由度調整済み決定係数 | 0.534 | 0.355 | 0.476 |
| F値 | 61.796 | 17.379 | 76.308 |
| 標本数 | 1274 | 716 | 1990 |

注：***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を報告している。

4.2. 要因分解

表 3A から表 3D は、各変数の平均値および賃金関数の推定結果をもとに分析した各時点における男女間賃金格差の要因分解の結果を報告しており、以下の点が示される。

表3A 要因分解（1985年）

| | 1985年 | | | | | |
|---------|--|-------|--|--------|--|--------|
| | 生産要素量 | | 男性が高く評価されている生産要素価格 | | 女性が低く評価されている生産要素価格 | |
| | $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}^*$ | | $\bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*)$ | | $\bar{X}'_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$ | |
| 年齢 | 0.052 | 7.6% | 0.167 | 24.7% | 0.472 | 69.7% |
| 勤続年数 | 0.043 | 6.4% | -0.052 | -7.7% | -0.066 | -9.8% |
| 教育年数 | 0.025 | 3.7% | -0.110 | -16.3% | -0.134 | -19.8% |
| 管理職ダミー | 0.156 | 23.0% | -0.066 | -9.8% | 0.009 | 1.3% |
| 企業規模ダミー | 0.037 | 5.5% | -0.019 | -2.8% | -0.019 | -2.8% |
| 地域ダミー | 0.012 | 1.8% | 0.076 | 11.2% | 0.061 | 8.9% |
| 定数項 | 0.000 | 0.0% | 0.115 | 16.9% | -0.080 | -11.9% |
| 計 | 0.326 | 48.0% | 0.110 | 16.3% | 0.242 | 35.7% |
| 割合 | 48.0% | | 52.0% | | | |

表3B 要因分解（1995年）

| | 1995年 | | | | | |
|---------|--|-------|--|--------|--|--------|
| | 生産要素量 | | 男性が高く評価されている生産要素価格 | | 女性が低く評価されている生産要素価格 | |
| | $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}^*$ | | $\bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*)$ | | $\bar{X}'_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$ | |
| 年齢 | 0.023 | 3.8% | 0.460 | 76.0% | -0.196 | -32.5% |
| 勤続年数 | 0.006 | 0.9% | -0.061 | -10.1% | -0.035 | -5.8% |
| 教育年数 | 0.010 | 1.7% | -0.058 | -9.7% | -0.395 | -65.4% |
| 管理職ダミー | 0.150 | 24.8% | -0.098 | -16.3% | -0.012 | -2.0% |
| 企業規模ダミー | 0.029 | 4.7% | -0.071 | -11.8% | -0.236 | -39.0% |
| 地域ダミー | 0.011 | 1.8% | 0.002 | 0.3% | 0.144 | 23.8% |
| 定数項 | 0.000 | 0.0% | -0.058 | -9.5% | 0.993 | 164.2% |
| 計 | 0.228 | 37.7% | 0.114 | 18.9% | 0.262 | 43.3% |
| 割合 | 37.7% | | 62.3% | | | |

表3C 要因分解 (2005年)

| | 2005年 | | | | | |
|---------|--|-------|--|--------|--|--------|
| | 生産要素量 | | 男性が高く評価されている生産要素価格 | | 女性が低く評価されている生産要素価格 | |
| | $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}^*$ | | $\bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*)$ | | $\bar{X}'_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$ | |
| 年齢 | 0.020 | 4.1% | 0.382 | 77.4% | 0.594 | 120.4% |
| 勤続年数 | -0.005 | -0.9% | -0.028 | -5.8% | -0.081 | -16.4% |
| 教育年数 | 0.015 | 3.0% | -0.102 | -20.7% | -0.271 | -54.8% |
| 管理職ダミー | 0.130 | 26.4% | -0.074 | -14.9% | -0.011 | -2.3% |
| 企業規模ダミー | 0.024 | 4.8% | 0.075 | 15.2% | 0.005 | 1.0% |
| 地域ダミー | 0.013 | 2.6% | -0.015 | -3.1% | -0.160 | -32.4% |
| 定数項 | 0.000 | 0.0% | -0.140 | -28.3% | 0.122 | 24.6% |
| 計 | 0.197 | 40.0% | 0.098 | 19.9% | 0.198 | 40.2% |
| 割合 | 40.0% | | 60.0% | | | |

表3D 要因分解 (2015年)

| | 2015年 | | | | | |
|---------|--|-------|--|--------|--|--------|
| | 生産要素量 | | 男性が高く評価されている生産要素価格 | | 女性が低く評価されている生産要素価格 | |
| | $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}^*$ | | $\bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*)$ | | $\bar{X}'_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$ | |
| 年齢 | 0.022 | 5.2% | 0.498 | 116.0% | 0.472 | 109.9% |
| 勤続年数 | 0.002 | 0.4% | -0.028 | -6.4% | -0.012 | -2.8% |
| 教育年数 | 0.006 | 1.4% | -0.093 | -21.7% | -0.104 | -24.1% |
| 管理職ダミー | 0.112 | 26.2% | -0.053 | -12.4% | 0.004 | 1.0% |
| 企業規模ダミー | 0.021 | 4.8% | -0.008 | -1.8% | -0.069 | -16.1% |
| 地域ダミー | 0.011 | 2.5% | -0.022 | -5.1% | -0.077 | -17.9% |
| 定数項 | 0.000 | 0.0% | -0.202 | -47.1% | -0.051 | -11.9% |
| 計 | 0.174 | 40.5% | 0.092 | 21.5% | 0.163 | 38.0% |
| 割合 | 40.5% | | 59.5% | | | |

1985年時点において、賃金格差における最大の要因は、年齢について差別がないと仮定した場合に比べて現実において女性が低い市場価格によって評価されていることによるものであり、格差全体の約69.7%を説明している。次に大きな要因は、年齢について差別がないと仮定した場合に比べて現実において男性が高い市場価格によって評価されていることによるものであり、格差全体の約24.7%を説明している。また、管理職ダミーの要素量差も大きな割合を占めており、格差全体の約23.0%を説明している。したがって、1985年時点では、年齢について、男性が有利な評価、女性が不利な評価を受けていたことや女性に比べて管理職に就いていた男性が多かったことが賃金格差の主要因であったことが確認された。また、全体として、生産要素量の男女差による要因が約48.0%、生産要素価格の男女差による要因が約52.0%をそれぞれ占めている。

1995年時点において、定数項による説明されない要因を除いた賃金格差における最大の要因は、男性の年齢に対す

る市場価格が高いことによるものであり、格差全体の約 76.0%を説明している。次に大きな要因は、管理職ダミーの要素量差であり、格差全体の約 24.8%を説明している。一方で、1985年時点とは異なり、女性の年齢に対する差別による要因は賃金格差においてマイナスに寄与している。したがって、1995年時点では、年齢について、男性が有利な評価を受けていたことや女性に比べて管理職に就いていた男性が多かったことが賃金格差の主要因であったことが確認された。また、全体として、生産要素量の男女差による要因が約 37.7%、生産要素価格の男女差による要因が約 62.3%をそれぞれ占めている。

2005年時点において、賃金格差における最大の要因は、女性の年齢に対する差別によるもの、次に大きな要因は、男性の年齢に対する市場価格が高いことによるものであり、それぞれ格差全体の約 120.4%と約 77.4%を説明している。また、引き続き管理職ダミーの要素量差も大きな割合を占めており、格差全体の約 26.4%を説明している。したがって、2005年時点では 1985年時点と同様に、年齢について、男性が有利な評価、女性が不利な評価を受けていたことや女性に比べて管理職に就いていた男性が多かったことが賃金格差の主要因であったことが確認された。また、全体として、生産要素量の男女差による要因が約 40.0%、生産要素価格の男女差による要因が約 60.0%をそれぞれ占めている。

2015年時点において、賃金格差における最大の要因は、男性の年齢に対する市場価格が高いことによるもの、次に大きな要因は、女性の年齢に対する差別によるものであり、それぞれ格差全体の約 116.0%と約 109.9%を説明している。依然として管理職ダミーの要素量差も大きな割合を占めており、格差全体の約 26.2%を説明している。したがって、2015年時点では 1985年時点および 2005年時点と同様に、年齢について、男性が有利な評価、女性が不利な評価を受けていたことや女性に比べて管理職に就いていた男性が多かったことが賃金格差の主要因であったことが確認された。また、全体として、生産要素量の男女差による要因が約 40.5%、生産要素価格の男女差による要因が約 59.5%をそれぞれ占めている。

次に、各時点における要因分解の結果を比較することで、以下の点が示される。第一に、1985年から 2015年にかけて年齢、勤続年数、教育年数、管理職ダミー、企業規模ダミーにおける要素量の男女差が賃金格差縮小に寄与している。それらの要因が各時点において賃金格差全体に占める割合には大きな変化が見られない一方で、実数値について注目すると、長期的に減少傾向にあることがわかる。したがって、男性と女性間に生じていた年齢や勤続年数、教育年数、管理職に就く割合、規模の大きな企業に就業する割合における差が 30年間で小さくなっており、それらが賃金格差縮小に影響を与えていることが認められる。第二に、男性の年齢に対する市場価格が高いことによる要因が長期的に賃金格差拡大に寄与している。実数値について注目すると、1985年時点では 0.167ポイントであったが、2015年時点では約 3倍の 0.498ポイントに増加しており、男性が年齢に対して有利な評価を受けるように労働市場の構造が変化していることがいえる。第三に、女性の年齢に対する差別による要因について、長期的に大きな変化が確認されない。1995年時点において一時的にマイナスに寄与しているものの、それ以外の時点においては実数値に大きな変化が見られず、女性の年齢に対する差別は、その大きさを変えずに賃金格差における主要因として残存していることがわかる。第四に、生産要素量の差による要因の合計と生産要素価格の差による要因の合計について、前者は、一貫して減少傾向にあり、1985年時点において 0.326ポイントであった実数値が、2015年時点においては 0.174ポイントに減少している。後者は、1985年から 2015年にかけて 0.352ポイントから 0.255ポイントに変化しており、1995年時点を除いて減少傾向にあるものの、その減少幅は小さいことがわかる。

これらの結果をもたらした社会的背景について、以下の点が考察される。第一に、生産要素量の差による要因が賃金格差縮小に大きく寄与している点については、女性の社会進出が背景にあると考えられる。記述統計量が示すとおり、労働市場に参加する女性の勤続年数の長期化、高学歴化が進んでいるとともに管理職に就く女性や大企業に就業する女性が増えている。また、近年においてはコーポレートガバナンスの推進等によって、企業自らが女性の積極的な採用や女性にとって働きやすい職場づくりに取り組むことで、女性の社会進出が促進されている。第二に、生産要

賃金格差の差による要因が減少傾向にあるものの、その減少幅が小さい点については、経済学の理論に基づく差別と法制度や政策の効果の低さが背景にあると考えられる。賃金格差における差別は「嗜好による差別」と「統計的差別」に分類することができ、前者は雇用主が女性に対して偏見を持つことによる差別、後者は女性の平均的な離職率が男性よりも高いことから雇用主が女性に与える訓練量を抑えることによる差別を指す。佐野（2005）は、市場テストによる検証をとおして、日本の労働市場では使用者の嗜好に基づく女性差別による女性の過少雇用が存在することを示している。また、「統計的差別」によって与えられる訓練機会が少なかった女性は同一の年齢や勤続年数である男性に比べて、限界生産性が低いために受け取る賃金も低く、「年功序列」から「成果主義」に一部移行しつつある日本の労働市場における賃金体系がこの動きを加速させていると考えられる。法制度や政策による観点からは、たとえば、労働基準法第4条では「男女同一賃金の原則」、男女雇用機会均等法第5条および第6条では「性別を理由とする差別の禁止」がそれぞれ規定されているが、具体的な基準や評価手法、罰則等が明確に定められていないという問題がある。今後さらなる人口減少が予測される中で女性の労働力を最大限に活用するためには、これらの問題に対して対処していくことが求められる。

5. おわりに

本稿では、Blinder-Oaxaca 分解モデルを用いて、男女間賃金格差を労働生産要素量の男女差による要因と労働生産要素価格の男女差による要因に分解したうえで、それらが近年の日本における賃金格差の縮小にどのように寄与しているのかについて分析を行った。その結果として、以下の点が明らかになった。

第一に、生産要素量について、年齢、勤続年数、教育年数、管理職ダミー、企業規模ダミーが長期的に賃金格差縮小に寄与していることから、男女間における人的資本や雇用環境等の属性の差の縮小が賃金格差縮小をもたらしているといえる。第二に、男性が高く評価されている生産要素価格について、年齢が長期的に賃金格差拡大に寄与していることから、労働市場において男性が年齢に対して有利な評価を受けるという構造がさらに顕著になっていることが示唆される。第三に、女性が低く評価されている生産要素価格について、長年にわたり年齢が賃金格差の主要因であることから、労働市場において女性が年齢に対して不利な評価を受けるという構造が変化していないことが確認される。第四に、概して生産要素量の差による要因と生産要素価格の差による要因はどちらも減少傾向にあるが、後者は前者に比べてその減少幅が小さくなっている。また、これらの背景について、女性の人的資本の蓄積に伴う社会進出が賃金格差縮小に寄与している一方で、経済学の理論に基づく差別や法制度・政策の具体性および実効性の低さによって労働市場の改善が妨げていると考えられる。

最後に、本稿の限界および課題について触れる。第一に、標本数が小さいという点が挙げられる。SSM 調査は、個人の学歴や職歴、帰属意識等について詳細を明らかにしている一方で、対象を常時雇用されている一般従業者に限定することで標本数が小さくなるため、分析結果にはバイアスが発生している可能性があることに留意する必要がある。第二に、使用する説明変数の処理によって分析結果が変化するという点が挙げられる。杉橋（2009）が指摘するとおり、使用する説明変数によって分析結果が異なるとともに、定数項はダミー変数の基準にも依存するため、各時点における要因分解の結果の解釈は慎重に行うべきである。第三に、2015年までの分析に限られているという点が挙げられる。2015年以降、特定技能制度の導入や新型コロナウイルス感染症の拡大といった労働市場に構造的な変化が生じるような多くの出来事が発生し、これらの出来事は男女間賃金格差の動向にも大きな変化をもたらしたことが想定される。したがって、最新のデータを用いたうえで賃金格差の動向について分析することを今後の課題としたい。

参考文献

- Becker, G. S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.
- Blinder, A. S. (1973) "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources*, 8(4), pp. 436-455.
- Cotton, J. (1988) "On the Decomposition of Wage Differentials," *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), pp. 236-243.
- Mincer, J.A. (1974) "Schooling, Experience, and Earnings," *National Bureau of Economic Research*.
- Neumark, D. (1988) "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination," *The Journal of Human Resources*, 23(3), pp. 279-295.
- Oaxaca, R. L. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Oaxaca, R. L. and Ransom, M. R. (1994) "On discrimination and the decomposition of wage differentials," *Journal of Econometrics*, 61(1), pp. 5-21.
- 赤林英夫 (2012) 「人的資本理論」『日本労働研究雑誌』第 54 巻, 第 4 号
- 小川雅弘 (2006) 「ブラインダー・ワハカ分解について」『大阪経大論集』第 57 巻, 第 2 号, pp. 233-243.
- 川口章 (2005) 「1990 年代における男女間賃金格差縮小の要因」『経済分析』第 175 号, pp. 50-80.
- 川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」『RIETI Discussion Paper Series 11-J-026』
- 小池裕子 (2021) 「男女の賃金格差の要因分解: アジア太平洋諸国における比較に向けての予備的検討」『日本経営倫理学会誌』第 28 号, pp. 133-144.
- 佐野晋平 (2005) 「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」『日本労働研究雑誌』第 47 巻, 第 4 号, pp. 55-67.
- 杉橋やよい (2009) 「男女間賃金格差の要因分解手法の意義と内在的限界」『経済志林』第 76 巻, 第 4 号, pp. 53-79.
- 田中康秀 (2002) 「わが国における男女間賃金格差の再検討-差別要因と期待要因に関連して」『日本経済研究』第 45 号, pp. 176-200.
- 中田喜文 (1997) 「日本における男女賃金格差の要因分析-同一職種に就く男女労働者間に賃金格差は存在するのか?-」
- 中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会
- 野崎祐子 (2006) 「男女間賃金格差の要因分解-学歴別検証」『生活経済学研究』第 22・23 巻, pp. 151-166.