

男女間賃金格差の規定要因及びその変化（2000～2006）

（第2回変化する賃金・雇用制度下における男女間賃金格差に関する研究会（平成20年9月19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、我が国の男女間賃金格差（賃金構造）の状況と賃金格差の規定要因を明らかにすることである。今回、以下について計測を行った。

(1) 賃金関数の推計

①男女別賃金構造の分析（賃金関数の計測）

②属性別の男女間賃金格差の計測

③職種別の男女間賃金格差の計測

(2) 男女間賃金格差の規定要因の分析

①1時点の男女間賃金格差の規定要因の分析

②2時点間の男女間賃金格差の変動要因の分析

(1)では、男女間賃金格差の規定要因を探るため、①男女別に賃金関数を推計し、各時点(2000年、2006年)における、男女別の賃金構造及びその男女間差異の実態及び2時点間の変化を明らかにする。それとともに、②属性別に賃金関数を推計し、各時点(2000年、2006年)における、各属性別の男女間賃金格差の状況及び2時点間の変化を明らかにする。その際、③職種については男女間で職種分布に差があり、同一職種内でも賃金格差がみられていること等から、詳細に分析を行う。

(2)は、(1)の賃金関数の結果を用い、各時点(2000年、2006年)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な等について検討する。①各時点での男女間賃金格差の要因分解及び②2時点間の男女間賃金格差の変動要因について分析を行う¹。

2. 賃金関数の推計

一 2000年、2006年の賃金関数の推計

男女別の賃金構造を把握するため、賃金関数を推計する。賃金関数とは、年齢や勤続年数、学歴などの個人属性が変化した場合に、個人の賃金がどの程度上昇または低下するのかを数量的に捉えるためのものである。まず、賃金関数の定式化について説明する。

(1) 推定式

男性、女性及び男女計の賃金関数の推定式は(1)式で示す。推定は最小二乗法 (OLS) による。

$$\ln W = \alpha + \beta X_j + u \dots\dots\dots (1)$$

X : 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、職位ダミー、(職種経験年数ダミー)、首都圏ダミー

(1)式において、 $\ln W$ は賃金率自然対数、 X_j は賃金に影響を与える各要因、 u は平均0、分散 σ となる誤差項をそれぞれ示す。職種別に賃金関数を推定する分析のみでは、職種経験年数ダミーを加える場合がある。なお、以下の式で添字 m 、 f をつける場合はそれぞれ、男性と女性を示す。賃金率に自然対数をとるのは、例えば、勤続年数が1年上昇したとき、賃金率がおよそ何%上昇するかを見るためである。

なお、「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人以上の企業に勤務する者だけである。このため、企業規模全体の分析では、職位ダミー(役職)は使用しない。また、職位ダミーを使用する分析は、企業規模100人以上の者に限定される分析であり、サンプル全体の代表性等の問題に留意する必要がある、参考分析という位置づけといえる。

(2) データの説明、変数設定 (表1: 変数設定、表2: 記述統計量)

¹ 賃金関数の推計、男女間賃金格差の要因分析の手法は、堀(2002)、川口(2005)等を参考としている。

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。サンプル数は、2000年が約126万人、2006年が約124万人である。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²のうちの一般労働者³について行った。ここでの賃金関数の推定は、復元倍率による重み付けは行っていない⁴。

表2によりサンプル（復元倍率を乗じていないベース）の男女別属性をみると、①賃金率、年齢、勤続年数とも男性が女性より大きい、格差が縮小している。②学歴は、男女とも大卒割合が大きく高まり、また、大卒割合の男女差（男性で高い）はやや拡大。③企業規模別には、女性は小企業割合が高い。大企業の割合は男性で大きく低下（女性も低下）、男女とも中企業の割合が高まり、規模間の男女間格差は縮小している。④役職者の割合は男性が高い。役職者割合は、男女ともやや高まっているが、男女差は部長、課長、その他の職位でやや拡大し、係長、職長でやや縮小。⑤産業別には、男性は製造業、女性はサービス業が最も多い。2時点比較では、製造業、建設業等の割合が低下し、サービス業、卸売・小売業、飲食店、金融・保険業等の割合が高まっている。⑥男女とも首都圏（東京）の割合が高まり、男女差（男性で高い）もやや縮小している。

² 「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。

³ 「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。

⁴ 復元倍率によるウェイト付けによる推定結果との比較は今後の課題である。

表 1 変数の設定

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
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(建築業=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)
職位ダミー	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) その他の職位ダミー(その他の職位=1、それ以外=0) 役職以外ダミー(上記の役職以外=1、それ以外(役職者)=0)
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)

注:1) 2000年、2006年において、産業分類が異なっており、2006年の場合、
2000年の分類基準に合わせて産業ダミーを設定している。

2) 職位(役職)については、常用者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。

表 2 (1) 2000 年の記述統計量

変数	男性					女性					平均値の格差 男性－女性
	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
ln賃金率	807155	7.55355	0.4377	3.4938	12.8957	307290	7.13142	0.3863	3.9459	12.2525	0.4221
年齢	807155	40.7649	11.9051	15	79	307290	37.3977	12.7599	15	79	3.3672
勤続年数	807155	14.1173	11.1082	0	64	307290	9.0497	8.5721	0	62	5.0676
中卒	807155	0.1081	0	1	1	307290	0.0908	0	1	1	0.0173
高卒	807155	0.5277	0	1	1	307290	0.5303	0	1	1	-0.0026
短大卒	807155	0.0769	0	1	1	307290	0.2667	0	1	1	-0.1898
大卒	807155	0.2873	0	1	1	307290	0.1123	0	1	1	0.1750
小企業(99人以下)	807155	0.3406	0	1	1	307290	0.4022	0	1	1	-0.0616
中企業(999人以下)	807155	0.3144	0	1	1	307290	0.3285	0	1	1	-0.0141
大企業(1000人以上)	807155	0.3450	0	1	1	307290	0.2693	0	1	1	0.0757
部長	532254	0.0316	0	1	1	183691	0.0015	0	1	1	0.0301
課長	532254	0.0757	0	1	1	183691	0.0067	0	1	1	0.0690
係長	532254	0.0695	0	1	1	183691	0.0181	0	1	1	0.0514
職長	532254	0.0245	0	1	1	183691	0.0038	0	1	1	0.0207
その他の職位	532254	0.0844	0	1	1	183691	0.0229	0	1	1	0.0615
職位なし	532254	0.7143	0	1	1	183691	0.9470	0	1	1	-0.2327
鉱業	807155	0.0089	0	1	1	307290	0.0038	0	1	1	0.0051
建設業	807155	0.0918	0	1	1	307290	0.0337	0	1	1	0.0581
製造業	807155	0.3779	0	1	1	307290	0.3283	0	1	1	0.0496
電気・ガス・熱供給業・水道業	807155	0.0504	0	1	1	307290	0.0170	0	1	1	0.0334
運輸・通信業	807155	0.1290	0	1	1	307290	0.0528	0	1	1	0.0762
卸売・小売業・飲食店	807155	0.0722	0	1	1	307290	0.0942	0	1	1	-0.0220
金融・保険業	807155	0.0495	0	1	1	307290	0.1033	0	1	1	-0.0538
不動産業	807155	0.0103	0	1	1	307290	0.0112	0	1	1	-0.0009
サービス業	807155	0.2100	0	1	1	307290	0.3556	0	1	1	-0.1456
首都圏ダミー	807155	0.1110	0	1	1	307290	0.0948	0	1	1	0.0162

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2000年)により計算。

注:1)男女格差=男性の値-女性の値

2)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。

3)職位について、調査対象の制限で、常用労働者100人以上を雇用する企業のみを計算した。

表 2 (2) 2006 年の記述統計量

変数	男性					女性					平均値の格差 男性－女性
	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
ln賃金率	670345	7.5122	0.4551	0.3285	11.5937	307735	7.1175	0.3950	4.2515	12.2784	0.3947
年齢	670345	41.5714	11.9592	15	79	307735	38.6720	12.6240	15	79	2.8994
勤続年数	670345	13.4156	11.2125	0	65	307735	8.7175	8.8272	0	63	4.6981
中卒	670345	0.0656	0	1	1	307735	0.0505	0	1	1	0.0151
高卒	670345	0.4963	0	1	1	307735	0.5087	0	1	1	-0.0124
短大卒	670345	0.0855	0	1	1	307735	0.2688	0	1	1	-0.1833
大卒	670345	0.3526	0	1	1	307735	0.1720	0	1	1	0.1806
小企業(99人以下)	670345	0.3534	0	1	1	307735	0.3998	0	1	1	-0.0464
中企業(999人以下)	670345	0.3431	0	1	1	307735	0.3381	0	1	1	0.0050
大企業(1000人以上)	670345	0.3036	0	1	1	307735	0.2621	0	1	1	0.0415
部長	433465	0.0361	0	1	1	184714	0.0024	0	1	1	0.0337
課長	433465	0.0841	0	1	1	184714	0.0100	0	1	1	0.0741
係長	433465	0.0729	0	1	1	184714	0.0218	0	1	1	0.0511
職長	433465	0.0179	0	1	1	184714	0.0028	0	1	1	0.0151
その他の職位	433465	0.0866	0	1	1	184714	0.0241	0	1	1	0.0625
職位なし	433465	0.7024	0	1	1	184714	0.9388	0	1	1	-0.2364
鉱業	670345	0.0113	0	1	1	307735	0.0036	0	1	1	0.0077
建設業	670345	0.0459	0	1	1	307735	0.0133	0	1	1	0.0326
製造業	670345	0.2722	0	1	1	307735	0.2076	0	1	1	0.0646
電気・ガス・熱供給業・水道業	670345	0.0455	0	1	1	307735	0.0116	0	1	1	0.0339
運輸・通信業	670345	0.1117	0	1	1	307735	0.0442	0	1	1	0.0675
卸売・小売業・飲食店	670345	0.1299	0	1	1	307735	0.1433	0	1	1	-0.0134
金融・保険業	670345	0.0802	0	1	1	307735	0.1389	0	1	1	-0.0587
不動産業	670345	0.0321	0	1	1	307735	0.0325	0	1	1	-0.0004
サービス業	670345	0.2712	0	1	1	307735	0.4050	0	1	1	-0.1338
首都圏ダミー	670345	0.0963	0	1	1	307735	0.0921	0	1	1	0.0042

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2006年)により計算。

注:1)男女格差=男性の値-女性の値

2)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。

3)職位について、調査対象の制限で、常用労働者100人以上を雇用する企業のみを計算した。

(3) 全体の賃金関数 (職位を含まない分析、5人以上企業)

表3は、賃金関数について、男女合わせた全体について推計した結果である。これを見ると、以下のことが示される。

①単なる年齢上昇による賃金上昇の効果が小さくなっている(年齢一次項の2時点の差異(2006年-2000年)が -0.0025)。勤続年数の上昇による賃金上昇の効果が大きくなっている(勤続年数一次項の2時点の差異が 0.0033)。年齢と勤続年数の分析結果から、年齢効果が賃金-年齢プロファイルのフラット化に貢献するが、勤続年数の上昇による賃金上昇の効果の方が大きいいため、2006年の場合、賃金-勤続年数プロファイルの傾きが2000年に比べより急になることがうかがえる。全体的にみると、年功賃金の影響は依然としては大きいことが推測される⁵。

②学歴の影響が大きくなっており、学歴間賃金格差は中卒と高卒との差は縮小し、短大卒・大卒と高卒との差が拡大している。

③企業規模の影響が小さくなっており、企業規模間の賃金格差が小さくなっている。

④産業の影響についてみると、製造業を基準とする場合、2時点とも、卸業・小売業・飲食業以外の産業の賃金水準は製造業より高く、2時点の変化については、電気・ガス・熱供給業・水道業、卸業・小売業・飲食業等では製造業間の賃金格差が拡大している一方、建設業、運輸・通信業、サービス業と製造業間の賃金格差が縮小している。

⑤首都圏の影響が大きくなっており、首都圏と首都圏以外の地域間の賃金格差が大きくなっている。

⑥賃金関数の決定係数の大きさが2000年に比べ2006年は低下しており(以下の他の賃金関数も同様)、説明変数で説明できる要因が小さくなっている。賃金制度の変化(属性以外の要素の評価の高まり等)等もその一因として考えられる。

⁵年齢、勤続年数の効果の時点間比較、男女間比較は一次項の係数での比較を記載している(以下の分析も同様)。年齢、勤続の効果は二次項の影響も大きいですが、ここでは、全体的な係数の傾向をみるということで、一次項での比較を記載している。

表3 賃金関数の推計結果
(全体の推計、職位を含まない分析)

	2000年		2006年		2時点の格差
	係数	t値	係数	t値	
年齢	0.0500 ***	253.83	0.0475 ***	222.37	-0.0025
年齢二乗	-0.0005 ***	-235.90	-0.0005 ***	-211.94	0.0000
勤続年数	0.0197 ***	179.76	0.0230 ***	205.34	0.0033
勤続年数二乗	0.00002 ***	6.41	-0.0001 ***	-28.49	-0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1326 ***	-124.78	-0.1185 ***	-79.75	0.0141
短大卒	0.0560 ***	58.07	0.0721 ***	69.22	0.0161
大卒	0.2734 ***	352.03	0.3092 ***	374.96	0.0358
産業(製造業)					
鉱業	0.1358 ***	39.08	0.1450 ***	40.12	0.0092
建設業	0.1484 ***	124.57	0.1316 ***	69.59	-0.0168
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.2078 ***	132.63	0.2231 ***	114.98	0.0153
運輸・通信業	0.0545 ***	52.38	0.0267 ***	20.48	-0.0278
卸売・小売業・飲食店	-0.0067 ***	-5.68	-0.0209 ***	-18.36	-0.0142
金融・保険業	0.0743 ***	56.57	0.0761 ***	57.58	0.0018
不動産業	0.1225 ***	41.52	0.1280 ***	63.61	0.0055
サービス業	0.0889 ***	110.96	0.0680 ***	73.25	-0.0209
企業規模(小企業)					
中企業	0.0676 ***	90.07	0.0622 ***	76.63	-0.0054
大企業	0.1910 ***	233.02	0.1811 ***	197.02	-0.0099
首都圏ダミー	0.1473 ***	148.80	0.1962 ***	168.19	0.0489
定数項	5.9312 ***	1622.20	5.9224 ***	1436.66	-0.0088
観測数	1114445		978080		
F値	74064.5600		58099.1300		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5447		0.5170		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)2時点の格差=2006年の値-2000年の値

表4で男性と女性の賃金関数の結果をまとめている。各要因の影響の2時点間の変化については、男女を比較すると、以下のことがわかる。

①年齢について、2000年、2006年とも、男性の年齢の係数値が高く、女性の係数値はそれに比べて低いという傾向があるが、2006年には、男性の場合、年齢が賃金に与える影響はほとんど変化していない(微増)一方、女性の場合、年齢の影響が小さくなって(-0.0035)おり、年齢評価については、男女間の差異が大きくなっていることが推測される。

②勤続年数について、2000年、2006年とも女性の勤続年数の係数値が高く、女性の方が勤続年数の影響が大きいことが伺えるが、勤続年数の影響における2時点の変化は、男性の方がより勤続年数の係数値が伸びていることから、その差は小さくなっている。

③学歴の影響は男性よりも女性の方が大きく、その傾向は2006年でも変わっていない。男女ともに大卒で影響が大きくなっているが2時点間における学歴の影響の変化は、女性が男性より大きい。

④企業規模の影響については、2000年でも2006年でも、大企業の係数値は女性の方が

小さく、企業規模の利益を享受していないことが伺われるが、2006年には更にその差が拡大している。

⑤産業については、2000年も2006年も男女とも電気・ガス・熱供給業・水道業の効果が一番高いが、男性については、金融・保険業、不動産業、建設業の順になっているのに対し、女性については、2000年はサービス業、運輸・通信業、金融・保険業の順、2006年はサービス業、不動産業、金融・保険業の順となっており、産業の影響の表れ方に男女で違いが見受けられる。産業ごとに男女の差異が存在しており、男女間賃金格差に影響を与えると推測される。

しかし、ここでは男性と女性の平均値を別々に用いて分析しており、各要因の平均値は性別によって異なるため、男性と女性の賃金関数の結果が異なると考えられる。年齢と勤続年数に対する評価の男女差異がどの程度に男女間賃金格差に影響を与えることについては、男性あるいは女性の平均値を基準とした上での計量分析は必要である。これらの疑問を解明するため、後述の要因分解の分析を行っている。

表4 男女別の賃金関数の推計結果
(職位を含まない分析)

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0626 ***	280.15	0.0277 ***	89.75	0.0349
年齢二乗	-0.0007 ***	-250.3	-0.0004 ***	-94.29	-0.0003
勤続年数	0.0164 ***	137.67	0.0240 ***	121.55	-0.0076
勤続年数二乗	-0.00002 ***	-5.38	-0.0001 ***	-11.04	0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1258 ***	-112.84	-0.1432 ***	-72.32	0.0174
短大卒	0.0617 ***	49.08	0.1212 ***	92.43	-0.0595
大卒	0.1995 ***	248.77	0.2555 ***	142.98	-0.0560
産業(製造業)					
鉱業	0.0659 ***	19.18	0.1079 ***	12.96	-0.0420
建設業	0.0983 ***	83.23	0.0940 ***	31.93	0.0043
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1672 ***	109.05	0.2158 ***	52.82	-0.0486
運輸・通信業	-0.0218 ***	-20.91	0.1448 ***	59.34	-0.1666
卸売・小売業・飲食店	-0.0065 ***	-5.01	0.0559 ***	28.94	-0.0624
金融・保険業	0.1341 ***	85.35	0.1417 ***	71.34	-0.0076
不動産業	0.1213 ***	37.87	0.1331 ***	26.85	-0.0118
サービス業	0.0781 ***	87.39	0.1885 ***	143.84	-0.1104
企業規模(小企業)					
中企業	0.0612 ***	74.26	0.0860 ***	69.74	-0.0248
大企業	0.1947 ***	220.97	0.1910 ***	131.67	0.0037
首都圏ダミー	0.1343 ***	128.77	0.1796 ***	99.64	-0.0453
定数項	5.7627 ***	1378.92	6.1960 ***	1096.67	-0.4333
観測数	807155		307290		
F値	60151.6600		14495.9000		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5729		0.4592		
2006年					
年齢	0.0634 ***	245.84	0.0242 ***	78.20	0.0392
年齢二乗	-0.0007 ***	-226.91	-0.0003 ***	-82.39	-0.0004
勤続年数	0.0189 ***	147.02	0.0251 ***	134.50	-0.0062
勤続年数二乗	-0.0001 ***	-27.06	-0.0001 ***	-21.96	0.0000
学歴(高卒)					
中卒	-0.1214 ***	-75.01	-0.1305 ***	-50.29	0.0091
短大卒	0.0786 ***	55.24	0.1454 ***	107.83	-0.0668
大卒	0.2266 ***	250.07	0.2904 ***	181.47	-0.0638
産業(製造業)					
鉱業	0.0741 ***	20.39	0.1023 ***	11.48	-0.0282
建設業	0.0775 ***	40.68	0.0889 ***	18.69	-0.0114
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1638 ***	84.47	0.2788 ***	54.54	-0.1150
運輸・通信業	-0.0540 ***	-39.98	0.0982 ***	34.87	-0.1522
卸売・小売業・飲食店	-0.0191 ***	-14.94	0.0441 ***	23.79	-0.0632
金融・保険業	0.1413 ***	88.74	0.1625 ***	79.75	-0.0212
不動産業	0.1210 ***	53.37	0.1712 ***	53.01	-0.0502
サービス業	0.0539 ***	51.1	0.1777 ***	117.94	-0.1238
企業規模(小企業)					
中企業	0.0651 ***	70.08	0.0675 ***	53.72	-0.0024
大企業	0.2057 ***	198.84	0.1570 ***	103.46	0.0487
首都圏ダミー	0.1855 ***	141.98	0.2146 ***	113.66	-0.0291
定数項	5.6964 ***	1141.99	6.2076 ***	1042.41	-0.5112
観測数	670345		307735		
F値	44442.0200		13595.5300		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5440		0.4430		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

(4) 全体の賃金関数 (職位を含む分析、100人以上企業)

職位を含む賃金関数の推定結果を表5、表6で示している。分析結果(職位に関する)は、以下のとおりである。男性よりも女性の方が部長、課長、係長いずれについても役職の効果が大きく、その傾向は2000年、2006年とも変わっていない。職長は例外だがこれについては、女性の職長が少ないことも考えられる。また、男女とも、2000年に比べ2006年は、非役職者と管理職の間の格差が拡大している。

表5 職位を含む賃金関数の推計結果(規模100人以上、全体)

	2000年		2006年		2時点の格差
	係数	t値	係数	t値	
年齢	0.0440 ***	161.22	0.0396 ***	138.68	-0.0044
年齢二乗	-0.0005 ***	-149.42	-0.0005 ***	-133.15	0.0000
勤続年数	0.0216 ***	152.65	0.0232 ***	165.42	0.0016
勤続年数二乗	-0.00004 ***	-10.25	-0.0001 ***	-30.85	-0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1284 ***	-89.88	-0.1148 ***	-54.90	0.0136
短大卒	0.0592 ***	53.22	0.0755 ***	60.60	0.0163
大卒	0.2402 ***	277.09	0.2797 ***	292.92	0.0395
産業(製造業)					
鉱業	0.0841 ***	13.96	0.1590 ***	22.25	0.0749
建設業	0.0780 ***	49.64	0.0437 ***	16.88	-0.0343
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1975 ***	126.09	0.2109 ***	106.53	0.0134
運輸・通信業	0.0510 ***	44.50	0.0079 ***	5.29	-0.0431
卸売・小売業・飲食店	-0.0291 ***	-22.03	-0.0656 ***	-47.72	-0.0365
金融・保険業	0.0422 ***	32.11	0.0198 ***	14.12	-0.0224
不動産業	0.0825 ***	22.35	0.0972 ***	36.08	0.0147
サービス業	0.0829 ***	85.60	0.0546 ***	48.15	-0.0283
企業規模(中企業)					
大企業	0.1304 ***	179.22	0.1343 ***	159.58	0.0039
職位(職位なし)					
部長	0.3852 ***	164.37	0.4589 ***	178.24	0.0737
課長	0.2502 ***	160.69	0.3091 ***	178.04	0.0589
係長	0.1058 ***	69.15	0.1319 ***	75.47	0.0261
職長	0.0678 ***	26.69	0.0967 ***	27.69	0.0289
その他の職位	0.1789 ***	125.34	0.2193 ***	133.13	0.0404
首都圏ダミー	0.1184 ***	114.44	0.1531 ***	118.88	0.0347
定数項	6.1025 ***	1267.74	6.1465 ***	1157.75	0.0440
観測数	715945		618179		
F値	52158.580		40462.020		
F値検定	0.000		0.000		
自由度調整済み決定係数	0.616		0.590		

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)2時点の格差=2006年の値-2000年の値

表6 職位を含む賃金関数の推計結果(規模100人以上、男女別)

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0587 ***	184.29	0.0247 ***	54.99	0.0340
年齢二乗	-0.0006 ***	-162.45	-0.0003 ***	-59.66	-0.0003
勤続年数	0.0162 ***	101.77	0.0278 ***	105.68	-0.0116
勤続年数二乗	-0.00003 ***	-6.73	-0.0001 ***	-12.23	0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1101 ***	-72.68	-0.1561 ***	-54.06	0.0460
短大卒	0.0483 ***	32.78	0.1314 ***	80.31	-0.0831
大卒	0.1770 ***	195.02	0.2620 ***	123.90	-0.0850
産業(製造業)					
鉱業	0.0422 ***	7.08	0.0684 ***	4.08	-0.0263
建設業	0.0588 ***	37.59	0.0558 ***	13.00	0.0029
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1691 ***	108.74	0.1991 ***	45.10	-0.0300
運輸・通信業	-0.0092 ***	-7.89	0.1362 ***	46.40	-0.1454
卸売・小売業・飲食店	-0.0249 ***	-17.00	0.0357 ***	14.92	-0.0607
金融・保険業	0.0973 ***	60.84	0.1208 ***	55.45	-0.0235
不動産業	0.0930 ***	23.18	0.0750 ***	10.91	0.0180
サービス業	0.0748 ***	69.41	0.1722 ***	96.75	-0.0975
企業規模(中企業)					
大企業	0.1412 ***	180.74	0.1037 ***	72.41	0.0375
職位(職位なし)					
部長	0.3408 ***	153.68	0.5328 ***	31.58	-0.1920
課長	0.2025 ***	135.49	0.3249 ***	40.36	-0.1224
係長	0.0628 ***	41.93	0.1386 ***	27.81	-0.0758
職長	0.0134 ***	5.50	-0.0328 ***	-3.06	0.0462
その他の職位	0.1413 ***	100.08	0.1379 ***	31.14	0.0034
首都圏ダミー	0.1097 ***	99.81	0.1431 ***	69.16	-0.0335
定数項	5.8878 ***	1041.76	6.3317 ***	806.77	-0.4439
観測数	532254		183691		
F値	40498.190		7911.110		
F値検定	0.000		0.000		
自由度調整済み決定係数	0.626		0.487		
2006年					
年齢	0.0581 ***	166.55	0.0206 ***	47.13	0.0375
年齢二乗	-0.0006 ***	-153.58	-0.0003 ***	-51.15	-0.0004
勤続年数	0.0176 ***	106.72	0.0273 ***	111.07	-0.0097
勤続年数二乗	-0.0001 ***	-18.53	-0.0001 ***	-19.15	0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1089 ***	-47.27	-0.1350 ***	-35.52	0.0261
短大卒	0.0636 ***	37.71	0.1545 ***	88.39	-0.0909
大卒	0.2064 ***	196.29	0.3014 ***	153.27	-0.0950
産業(製造業)					
鉱業	0.1171 ***	16.51	0.1214 ***	5.93	-0.0043
建設業	0.0178 ***	6.85	0.0635 ***	8.91	-0.0458
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1634 ***	82.55	0.2634 ***	46.38	-0.1000
運輸・通信業	-0.0583 ***	-37.86	0.0786 ***	22.65	-0.1369
卸売・小売業・飲食店	-0.0581 ***	-37.89	0.0137 ***	5.52	-0.0718
金融・保険業	0.0759 ***	44.71	0.1298 ***	54.6	-0.0539
不動産業	0.0897 ***	30.30	0.1309 ***	26.54	-0.0411
サービス業	0.0436 ***	34.26	0.1574 ***	76.54	-0.1138
企業規模(中企業)					
大企業	0.1533 ***	164.71	0.0965 ***	62.38	0.0568
職位(職位なし)					
部長	0.4024 ***	162.67	0.5914 ***	41.99	-0.1889
課長	0.2490 ***	146.14	0.3590 ***	51.35	-0.1101
係長	0.0767 ***	43.66	0.1711 ***	35.52	-0.0944
職長	0.0345 ***	10.15	-0.0148	-1.14	0.0492
その他の職位	0.1659 ***	99.29	0.1938 ***	42.55	-0.0280
首都圏ダミー	0.1460 ***	101.82	0.1732 ***	75.99	-0.0272
定数項	5.8775 ***	909.15	6.3451 ***	774.51	-0.4676
観測数	433465		184714		
F値	29734.850		7560.970		
F値検定	0.000		0.000		
自由度調整済み決定係数	0.602		0.474		

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) 標準偏差の頑健性を修正した推計。

3) 男女格差=男性の値-女性の値

(5) 属性別の賃金関数(賃金構造)

企業規模や産業により、業態特性・景況の違いや人事制度の相違等があると考えられ、さらに、女性の就業状況も異なると考えられる。こうした状況は男女間の賃金構造に違いがあると考えられる。役職者(課長以上)では、非役職者と比べ、より成果主義・能力主義的な賃金制度の適用等賃金決定の決め方も異なることが予想される。そこで、以下では、企業規模別、課長以上及び係長以下別にそれぞれ男女間賃金関数を推計し、特徴をみることにする。

(5-1) 企業規模別の賃金関数(賃金構造)

まず、企業規模別・賃金関数の結果を表7、表8、表9でまとめている。これらの推定結果により、以下のことがわかった。

①企業規模が大きいほど、年齢が賃金に与える男女差異が大きい(年齢の効果は男性の方が大きい)。また、2時点の変化では、1000人以上企業で、男女差異の拡大幅が一番大きい。ここでの結果は、勤続年数を統御した上での単なる年齢効果であることを留意しておく。

②企業規模が大きいほど、男女とも勤続年数の効果が大きい(勤続年数の影響は女性の方が大きい)。2時点の変化は、100~999人企業、1000人以上企業での男性の係数値が大きくなっているのに対して、女性は微増かやや小さくなっており、勤続年数の影響の男女の差異が縮小している。5~99人企業の場合は、勤続年数の影響は男女とも同程度大きくなっており、男女の差異がほとんど変化していない。

③男性は、企業規模が大きいほど学歴の影響が大きくなる傾向にあるが、女性は、100~999人企業で短大卒、大卒の効果が大きく、1000人以上ではそれほどではない(学歴の影響は女性の方が概ね大きい)。2時点の変化について、1000人以上企業で、高卒に対する大卒の格差の男女差異が拡大している一方、5~99人、100~999人の企業では、その男女の差異が縮小している。

このように企業規模間で年齢、勤続年数、学歴の影響の男女の差異が大きいという分析結果の理由については、以下の様なことが考えられる。

第一に、大企業ほど、年齢と勤続年数の影響における男女の差異が大きくなる理由については、以下のことが考えられる。①大企業ほど、内部労働市場が賃金水準に与える影響が大きい。こうした中で、生活保障仮説(小野 1989)によれば、年齢の上昇とともに、従業員の家計費が上昇する。男性従業員の家計生活を保障するため、年齢上昇とともに賃金を上昇させる。②効率賃金仮説によれば、従業員の離職などを防止するため、定年制度が設定される。そのため、年功賃金が形成させる(Lazear 1979)。そのため、年齢や勤続年数の上昇とともに、賃金が上昇する。ただし、一般的に勤続年数は女性が男性より短い、企業規模により、勤続年数の男女差異が異なる。企業規模が大きいほ

ど、内部労働市場の影響が大きくなると考えられる。したがって、大企業において、年齢と勤続年数に対する評価の男女差異が大きければ、上記の分析結果が得られたと考えられる。

第二に、学歴の影響における企業規模間の男女差異については、機会の格差がその理由としてあげられる。つまり、学歴による昇進昇級の機会と、学歴による教育訓練の機会ごとに企業規模別の差異が存在する。例えば、中小企業に比べ、大企業において、女性の場合、学歴が高いほど、昇進昇級の機会と教育訓練を受ける機会が大きくなれば、教育水準の上昇に伴う賃金上昇の効果は大きくなると考えられる。

第三に、職業キャリアの格差仮説である。例えば、コース別雇用管理による女性の職業キャリアの差異は、一つの理由として挙げられる。具体的に言えば、コース別雇用管理の実施は、企業規模により異なり、大企業ほど、実施率が高い（厚生労働省「女性雇用管理基本調査」）。コース別の人事制度により、学歴と勤続年数ごとに女性における職業キャリアが異なっており、すなわち企業が高学歴と低学歴の女性、勤続年数が短い女性と勤続年数が長い女性に対する人材育成・昇進制度が異なっており、これは企業規模ごとに学歴や勤続年数などの人的資本に対する評価の男女差異に影響を与えると考えられる。

表7 企業規模別・賃金関数の推計結果（5～99人企業）

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0569 ***	176.47	0.0243 ***	56.50	0.0326
年齢二乗	-0.0006 ***	-163.15	-0.0003 ***	-57.60	-0.0003
勤続年数	0.0168 ***	89.64	0.0193 ***	65.85	-0.0025
勤続年数二乗	-0.0001 ***	-25.30	-0.0001 ***	-14.33	0.0000
学歴(高卒)					
中卒	-0.0899 ***	-55.12	-0.1210 ***	-45.84	0.0311
短大卒	0.0604 ***	27.84	0.1056 ***	50.11	-0.0452
大卒	0.1776 ***	109.92	0.2461 ***	75.36	-0.0685
産業(製造業)					
鉱業	0.0820 ***	19.22	0.1312 ***	13.99	-0.0492
建設業	0.1116 ***	63.35	0.1286 ***	32.83	-0.0170
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1923 ***	44.29	0.2626 ***	26.14	-0.0703
運輸・通信業	-0.0450 ***	-21.93	0.1152 ***	27.12	-0.1602
卸売・小売業・飲食店	0.0057 **	2.29	0.0798 ***	25.25	-0.0741
金融・保険業	0.2239 ***	46.26	0.2356 ***	41.33	-0.0117
不動産業	0.1451 ***	28.99	0.1974 ***	28.61	-0.0523
サービス業	0.0760 ***	50.86	0.2027 ***	106.86	-0.1267
首都圏ダミー	0.2051 ***	86.90	0.2718 ***	78.46	-0.0667
定数項	5.9191 ***	940.58	6.2624 ***	767.58	-0.3433
観測数	274901		123599		
F値	10999.1400		3845.3600		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.3903		0.3323		
2006年					
年齢	0.0581 ***	153.26	0.0229 ***	53.50	0.0352
年齢二乗	-0.0006 ***	-144.93	-0.0003 ***	-54.87	-0.0003
勤続年数	0.0178 ***	88.22	0.0203 ***	73.56	-0.0025
勤続年数二乗	-0.0002 ***	-27.11	-0.0001 ***	-17.34	-0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.0913 ***	-41.40	-0.1178 ***	-34.88	0.0265
短大卒	0.0751 ***	31.78	0.1224 ***	60.47	-0.0473
大卒	0.1941 ***	118.13	0.2527 ***	93.86	-0.0586
産業(製造業)					
鉱業	0.0817 ***	19.16	0.1236 ***	13.13	-0.0419
建設業	0.1184 ***	43.72	0.1170 ***	19.27	0.0014
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1935 ***	35.38	0.2531 ***	21.71	-0.0596
運輸・通信業	-0.0248 ***	-10.12	0.1127 ***	24.14	-0.1375
卸売・小売業・飲食店	0.0161 ***	7.55	0.0730 ***	27.28	-0.0569
金融・保険業	0.2843 ***	72.71	0.2687 ***	57.00	0.0156
不動産業	0.1545 ***	46.40	0.2009 ***	49.20	-0.0464
サービス業	0.0716 ***	41.27	0.1901 ***	89.21	-0.1185
首都圏ダミー	0.2467 ***	96.23	0.2853 ***	88.01	-0.0386
定数項	5.8188 ***	764.88	6.2399 ***	740.95	-0.4211
観測数	236880		123021		
F値	9714.1800		4322.6700		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.3960		0.3600		

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2000、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)男女格差=男性の推定値-女性の推定値

表8 企業規模別・賃金関数の推計結果（100～999人企業）

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0589 ***	137.40	0.0256 ***	45.69	0.0333
年齢二乗	-0.0006 ***	-117.40	-0.0003 ***	-47.96	-0.0003
勤続年数	0.0148 ***	65.80	0.0228 ***	65.20	-0.0080
勤続年数二乗	0.00003 ***	4.49	-0.000001	-0.13	0.00003
学歴(高卒)					
中卒	-0.1570 ***	-70.41	-0.1491 ***	-43.79	-0.0079
短大卒	0.0624 ***	30.27	0.1602 ***	74.37	-0.0978
大卒	0.2151 ***	158.49	0.3152 ***	111.69	-0.1001
産業(製造業)					
鉱業	0.0060	0.73	0.0510 **	2.51	-0.0450
建設業	0.0518 ***	22.91	0.0697 ***	12.74	-0.0179
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1565 ***	46.42	0.2151 ***	24.69	-0.0586
運輸・通信業	-0.0777 ***	-37.05	0.0917 ***	21.38	-0.1694
卸売・小売業・飲食店	-0.0042 **	-1.97	0.0634 ***	20.03	-0.0676
金融・保険業	0.0752 ***	26.30	0.1414 ***	36.14	-0.0662
不動産業	0.1079 ***	20.28	0.0806 ***	9.87	0.0273
サービス業	0.0787 ***	51.86	0.1860 ***	88.07	-0.1073
首都圏ダミー	0.1414 ***	74.33	0.1947 ***	64.91	-0.0533
定数項	5.8873 ***	761.58	6.3102 ***	642.13	-0.4229
観測数	253792		100940		
F値	18188.3100		5120.6000		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5341		0.4480		
2006年					
年齢	0.0606 ***	131.19	0.0239 ***	44.71	0.0367
年齢二乗	-0.0006 ***	-118.04	-0.0003 ***	-46.74	-0.0003
勤続年数	0.0166 ***	73.11	0.0218 ***	70.46	-0.0052
勤続年数二乗	-0.00003 ***	-5.06	-0.00002	-1.63	-0.00001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1530 ***	-49.20	-0.1370 ***	-31.99	-0.0160
短大卒	0.0854 ***	37.41	0.1698 ***	78.11	-0.0844
大卒	0.2453 ***	163.39	0.3301 ***	130.83	-0.0848
産業(製造業)					
鉱業	0.1273 ***	15.50	0.1250 ***	5.90	0.0023
建設業	0.0390 ***	10.81	0.0834 ***	10.05	-0.0444
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1434 ***	33.79	0.2328 ***	23.11	-0.0894
運輸・通信業	-0.0922 ***	-37.22	0.0994 ***	22.26	-0.1916
卸売・小売業・飲食店	-0.0237 ***	-11.19	0.0471 ***	15.96	-0.0708
金融・保険業	0.1125 ***	39.65	0.1484 ***	38.67	-0.0359
不動産業	0.1063 ***	26.71	0.1438 ***	26.25	-0.0375
サービス業	0.0472 ***	27.25	0.1779 ***	77.70	-0.1307
首都圏ダミー	0.1944 ***	85.96	0.2275 ***	73.19	-0.0331
定数項	5.8212 ***	674.03	6.2839 ***	634.57	-0.4627
観測数	229974		1040.52		
F値	14194.100		5247.160		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4970		0.4470		

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)男女格差=男性の推定値-女性の推定値

表9 企業規模別・賃金関数の推計結果（1000人以上企業）

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0594 ***	112.78	0.0231 ***	31.04	0.0363
年齢二乗	-0.0006 ***	-96.86	-0.0003 ***	-34.25	-0.0003
勤続年数	0.0249 ***	97.64	0.0365 ***	89.78	-0.0116
勤続年数二乗	-0.0002 ***	-27.08	-0.0002 ***	-21.48	0.0000
学歴(高卒)					
中卒	-0.1341 ***	-61.86	-0.1790 ***	-33.77	0.0449
短大卒	0.0688 ***	30.13	0.1101 ***	43.79	-0.0413
大卒	0.2253 ***	180.34	0.2351 ***	73.64	-0.0098
産業(製造業)					
鉱業	0.0877 ***	9.32	0.0753 ***	2.58	0.0124
建設業	0.1037 ***	44.87	0.0352 ***	5.12	0.0685
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1726 ***	96.3	0.1763 ***	32.73	-0.0037
運輸・通信業	0.0135 ***	9.43	0.1589 ***	38.28	-0.1454
卸売・小売業・飲食店	-0.0195 ***	-9.14	0.0148 ***	4.05	-0.0343
金融・保険業	0.1440 ***	73.48	0.1126 ***	38.39	0.0314
不動産業	0.0913 ***	13.35	0.0423 ***	3.40	0.0490
サービス業	0.0753 ***	45.81	0.1552 ***	48.56	-0.0799
首都圏ダミー	0.0998 ***	71.76	0.1141 ***	39.34	-0.0143
定数項	5.9140 ***	654.51	6.4430 ***	501.31	-0.5290
観測数	278462		82751		
F値	27114.3100		4585.7000		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.6090		0.4699		
2006年					
年齢	0.0645 ***	107.95	0.0199 ***	26.62	0.0446
年齢二乗	-0.0007 ***	-97.66	-0.0003 ***	-29.20	-0.0004
勤続年数	0.0268 ***	99.94	0.0369 ***	91.99	-0.0101
勤続年数二乗	-0.0002 ***	-31.56	-0.0003 ***	-25.27	0.0001
学歴(高卒)					
中卒	-0.1307 ***	-33.99	-0.1475 ***	-19.48	0.0168
短大卒	0.0789 ***	28.08	0.1453 ***	49.69	-0.0664
大卒	0.2546 ***	162.22	0.3025 ***	95.35	-0.0479
産業(製造業)					
鉱業	0.0511 ***	2.62	0.0186	0.35	0.0325
建設業	0.0325 ***	7.90	0.0173	1.31	0.0152
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1393 ***	58.33	0.2238 ***	29.48	-0.0845
運輸・通信業	-0.0580 ***	-27.61	0.0473 ***	8.32	-0.1053
卸売・小売業・飲食店	-0.0573 ***	-23.78	-0.0277 ***	-6.22	-0.0296
金融・保険業	0.0968 ***	43.27	0.1015 ***	27.09	-0.0047
不動産業	0.0876 ***	17.46	0.0860 ***	8.44	0.0016
サービス業	0.0424 ***	20.60	0.1306 ***	31.63	-0.0882
首都圏ダミー	0.1268 ***	63.91	0.1308 ***	38.00	-0.0040
定数項	5.8164 ***	536.62	6.4398 ***	453.03	-0.6234
観測数	203491		80662		
F値	16611.2000		3856.7400		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5660		0.4330		

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)男女格差=男性の推定値-女性の推定値

(5-2) 課長以上、係長以下の賃金関数(賃金構造)

課長以上の役職者と係長以下に分けた賃金関数の推定結果(規模 100 人以上)は、表 10、表 11 でまとめている⁶。ただし、女性の課長以上の推計は観測数がかなり少ない点、留意する必要がある。

①年齢の係数は、男女とも「課長以上」が「係長以下」より大きい。勤続年数の係数は男女とも「課長以上」でマイナス、「係長」以下でプラスとなっている。つまり、高い地位の役職者の方が、より低い役職者や非役職者に比べ、年齢の効果が大きく、勤続年数の効果が小さくなっている。これは、小野(1997)や三谷(1997)の先行研究と同じ結果となった。先行研究は男性についての分析であったが、今回、女性でも、観測数が少ない点留意が必要であるが、男性と同様の傾向が確認された。なお、学歴効果(大卒と高卒との差)は、男性は「係長以下」が「課長以上」より大きい、女性は「課長以上」が「係長以下」より大きい。係数の男女の差異は、年齢は男性が大きく、勤続年数は 2000 年の「課長以上」で男性が大きい以外は、女性が大きい。学歴の効果は女性が大きい。また、賃金関数の決定係数は男女とも「課長以上」は、「係長以下」と比べ、かなり低くなっている。こうした結果から、「課長以上」の高い役職者の賃金決定は、「係長以下」のより低い役職者や非役職者等と違っている側面があり、説明変数(属性要因)以外により重要な働きをする要因が存在することが示唆される。

②2 時点の変化では、年齢効果は、女性の「課長以上」で上昇、それ以外はやや低下している。勤続年数の効果は、男性は「係長以下」でやや上昇、「課長以上」で低下(マイナス幅が拡大)、女性は「係長以下」でやや低下、「課長以上」でやや上昇となっている。また、学歴の効果は男女とも「係長以下」「課長以上」とも上昇している。こうした結果、年齢、勤続年数、学歴の影響の男女間の差異は、「課長以上」では、年齢効果がかなり縮小し、勤続年数は拡大、学歴は縮小している。これに対し、「係長以下」では、年齢は拡大、勤続年数は縮小と、異なった動きとなっている。

⁶ その他の役職は、部長代理や課長代理等様々な職位が含まれるので、表 15、表 16 の分析の対象から外した。

表 10 課長以上の賃金関数の推定結果

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0740 ***	34.89	0.0430 ***	4.07	0.0310
年齢二乗	-0.0007 ***	-30.32	-0.0004 ***	-3.51	-0.0003
勤続年数	-0.0050 ***	-9.24	-0.0098 ***	-3.03	0.0048
勤続年数二乗	0.0003 ***	19.45	0.0005 ***	6.16	-0.0002
学歴(高卒)					
中卒	-0.0848 ***	-11.79	-0.1857 ***	-3.85	0.1009
短大卒	0.0560 ***	11.86	0.1431 ***	7.04	-0.0872
大卒	0.1516 ***	59.12	0.3629 ***	17.16	-0.2113
産業(製造業)					
鉱業	0.0144	0.74			0.0144
建設業	0.0109 ***	2.90	0.0166	0.28	-0.0057
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1404 ***	24.62	0.1627	1.50	-0.0222
運輸・通信業	0.0391 ***	9.17	0.1241 ***	3.55	-0.0850
卸売・小売業・飲食店	-0.0532 ***	-14.29	-0.0813 ***	-2.79	0.0281
金融・保険業	0.1622 ***	41.50	0.1703 ***	4.59	-0.0081
不動産業	0.0990 ***	10.94	0.1424 ***	1.23	-0.0434
サービス業	0.0607 ***	20.67	0.0743 ***	3.19	-0.0136
企業規模(中企業)					
大企業	0.2132 ***	95.71	0.1763 ***	9.87	0.0369
首都圏ダミー	0.1339 ***	48.76	0.1954 ***	9.35	-0.0616
定数項	5.8410 ***	121.58	6.4307 ***	27.07	-0.5897
観測数	57115		1513		
F値	1985.4670		61.5430		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.3713		0.3905		
2006年					
年齢	0.0720 ***	33.48	0.0625 ***	8.26	0.0095
年齢二乗	-0.0007 ***	-30.48	-0.0006 ***	-7.29	-0.0001
勤続年数	-0.0070 ***	-12.45	-0.0042 *	-1.70	-0.0028
勤続年数二乗	0.0003 ***	20.16	0.0002 ***	3.96	0.0000
学歴(高卒)					
中卒	-0.0675 ***	-5.86	-0.0508	-0.91	-0.0166
短大卒	0.0746 ***	14.09	0.1522 ***	9.05	-0.0777
大卒	0.1754 ***	57.91	0.3679 ***	20.74	-0.1925
産業(製造業)					
鉱業	0.1341 ***	7.16			0.1341
建設業	-0.0415 ***	-6.78	0.0417	0.58	-0.0831
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1197 ***	16.65	0.2113 ***	2.72	-0.0916
運輸・通信業	-0.0025	-0.45	0.0977 ***	2.62	-0.1001
卸売・小売業・飲食店	-0.0672 ***	-17.04	-0.0234	-0.91	-0.0437
金融・保険業	0.1305 ***	32.38	0.1928 ***	7.11	-0.0623
不動産業	0.1114 ***	15.01	0.0435	1.04	0.0679
サービス業	0.0149 ***	4.21	-0.0006	-0.03	0.0155
企業規模(中企業)					
大企業	0.2194 ***	82.81	0.1768 ***	11.41	0.0426
首都圏ダミー	0.1612 ***	47.43	0.2206 ***	12.18	-0.0595
定数項	5.9842 ***	123.43	5.9314 ***	34.70	0.0528
観測数	52110		2297		
F値	1569.0657		87.8857		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.3384		0.3771		

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) 男女格差=男性の推定値-女性の推定値

3) 女性の「課長以上」の鉱業は、該当者なし。

表 11 係長以下の賃金関数の推計結果

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0573 ***	170.96	0.0250 ***	55.16	0.0323
年齢二乗	-0.0006 ***	-154.10	-0.0003 ***	-60.14	-0.0003
勤続年数	0.0204 ***	117.30	0.0284 ***	106.15	-0.0081
勤続年数二乗	-0.0001 ***	-17.18	-0.0001 ***	-12.02	0.0000
学歴(高卒)					
中卒	-0.1113 ***	-69.86	-0.1567 ***	-53.78	0.0454
短大卒	0.0509 ***	31.86	0.1324 ***	79.78	-0.0815
大卒	0.1924 ***	187.23	0.2636 ***	122.35	-0.0711
産業(製造業)					
鉱業	0.0389 ***	6.00	0.0667 ***	3.95	-0.0279
建設業	0.0651 ***	36.13	0.0584 ***	13.43	0.0067
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1696 ***	101.80	0.1987 ***	44.72	-0.0291
運輸・通信業	-0.0105 ***	-8.44	0.1335 ***	44.50	-0.1440
卸売・小売業・飲食店	-0.0120 ***	-7.19	0.0404 ***	16.67	-0.0524
金融・保険業	0.0839 ***	42.19	0.1224 ***	55.47	-0.0385
不動産業	0.0759 ***	15.94	0.0741 ***	10.61	0.0018
サービス業	0.0790 ***	66.37	0.1755 ***	97.74	-0.0964
企業規模(中企業)					
大企業	0.1233 ***	142.25	0.1014 ***	69.79	0.0220
首都圏ダミー	0.1051 ***	83.43	0.1434 ***	67.77	-0.0382
定数項	5.9136 ***	1005.64	6.3255 ***	799.96	-0.4119
観測数	430223		177971		
F値	32766.1958		8873.5694		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5642		0.4587		
2006年					
年齢	0.0564 ***	155.31	0.0215 ***	48.76	0.0349
年齢二乗	-0.0006 ***	-146.00	-0.0003 ***	-53.38	-0.0003
勤続年数	0.0218 ***	123.07	0.0280 ***	111.83	-0.0062
勤続年数二乗	-0.0001 ***	-27.29	-0.0001 ***	-17.17	0.0000
学歴(高卒)					
中卒	-0.1093 ***	-45.52	-0.1373 ***	-35.89	0.0281
短大卒	0.0645 ***	35.10	0.1558 ***	87.60	-0.0913
大卒	0.2215 ***	187.59	0.3017 ***	150.81	-0.0802
産業(製造業)					
鉱業	0.1133 ***	14.43	0.1191 ***	5.82	-0.0058
建設業	0.0306 ***	10.33	0.0685 ***	9.52	-0.0380
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.1635 ***	77.62	0.2654 ***	46.46	-0.1019
運輸・通信業	-0.0612 ***	-37.48	0.0837 ***	23.84	-0.1449
卸売・小売業・飲食店	-0.0472 ***	-27.34	0.0198 ***	7.94	-0.0670
金融・保険業	0.0562 ***	27.20	0.1316 ***	54.78	-0.0754
不動産業	0.0821 ***	24.40	0.1389 ***	27.68	-0.0567
サービス業	0.0518 ***	37.24	0.1660 ***	80.23	-0.1142
企業規模(中企業)					
大企業	0.1380 ***	133.46	0.0934 ***	59.44	0.0447
首都圏ダミー	0.1388 ***	82.55	0.1716 ***	73.39	-0.0328
定数項	5.9046 ***	884.16	6.3272 ***	767.82	-0.4226
観測数	343807		177959		
F値	22851.9621		8256.1634		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5305		0.4409		

出所:厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(2000年)により計算。

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

2) 男女格差=男性の推定値-女性の推定値

二 属性別の男女間賃金格差の計測

上記において、賃金関数を推計しているが、賃金関数の説明変数に用いている年齢や勤続年数等について、各属性別に男女間賃金格差がどの程度あり、また、2時点間でどう変化したかを確認することは、全体の男女間賃金格差の動向を分析する際、重要である。そこで、以下、年齢階級別、勤続年数別、学歴別、役職別、企業規模別、産業別に男女間賃金格差の状況を把握する。

各属性別の男女間賃金格差の計測する場合、以下の(2)式の賃金関数の推定式(最小二乗法(OLS))を用いる。

$$\ln W = \alpha + \beta X_j + \gamma female + u \quad (2)$$

(2)において、 $\ln W$ は労働者の賃金の自然対数、 α は定数項、 X_j は賃金に影響を与える各要因j、 $female$ は女性ダミー(女性=1、男性=0)、 u は誤差項を示す。 X_j は(1)式とほぼ同じであるが、各属性別に賃金関数を推定するとき、各属性を説明変数から除外して分析する。女性ダミーにより、各種要因を調整しても残る男女間賃金格差を計測する。

(1) 年齢階層別の男女間賃金格差

年齢階層別の男女間賃金格差については、表12によれば、2時点とも、若年層に比べ、中高年層において、男女間賃金格差が大きい。2000年に比べ、2006年の場合、中高年層において、男女間賃金格差が縮小している。また、若年層においては、男女間賃金格差は25～29歳層(のわずかな拡大)を除きわずかながら縮小している。この結果、若年層と中高年層間の男女間賃金格差の差異が小さくなっている。

表12 年齢階層別の男女間賃金格差

	2000年		2006年		2時点の変化
	推定値	t値	推定値	t値	
15～19歳	-0.0713	-21.64	-0.0572	-14.89	0.0141
20～24歳	-0.0864	-66.52	-0.0771	-50.57	0.0094
25～29歳	-0.1263	-101.85	-0.1287	-86.67	-0.0025
30～34歳	-0.2045	-119.34	-0.2026	-121.1	0.0019
35～39歳	-0.2873	-137.92	-0.2723	-135.3	0.0149
40～44歳	-0.3575	-160.82	-0.3381	-145.79	0.0194
45～49歳	-0.3800	-182.13	-0.3704	-150.26	0.0096
50～54歳	-0.4063	-189.46	-0.3833	-151.14	0.0229
55～59歳	-0.4312	-158.86	-0.3815	-145.26	0.0498
60～64歳	-0.3684	-62.70	-0.2956	-54.29	0.0728
65～69歳	-0.2767	-25.84	-0.2023	-21.42	0.0745

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)表の数値は勤続年数、学歴、企業規模、産業、地域を統御した女性ダミーの推計値である。

2)2時点の変化=2006年推定値-2000年推定値、マイナスは、男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

(2) 勤続年数別の男女間賃金格差

勤続年数別の男女間賃金格差を表13で示している。年齢ほど階級間での格差の差は大きくない。①2時点とも、勤続年数が15～29年間では、その前後の勤続年数14年以下、30年以上に比べ、男女間賃金格差が大きい。②勤続年数が24年間以下の場合、勤続年数の上昇とともに、男女間賃金格差が大きくなる一方、25年間以上の場合、勤続年数の上昇とともに、男女間賃金格差が概ね縮小している。③2000年に比べ2006年は、勤続年数が9年間以下の場合、男女間賃金格差が大きくなるが、10年間以上の場合、男女間賃金格差が概ね縮小している。近年において一般労働者において、有期雇用が増加し、有期雇用の割合は、女性が男性より大きいため、正規雇用と有期雇用間の賃金格差の拡大とともに、勤続年数が短い場合、男女間賃金格差が拡大していることが一因として考えられる。

表13 勤続年数別の男女間賃金格差

	2000年		2006年		2時点の変化
	推定値	t値	推定値	t値	
1～4年間	-0.2233	-169.92	-0.2295	-166.31	-0.0062
5～9年間	-0.2543	-191.07	-0.2721	-166.49	-0.0178
10～14年間	-0.3117	-178.83	-0.2815	-147.51	0.0301
15～19年間	-0.3378	-151.01	-0.3030	-136.13	0.0348
20～24年間	-0.3347	-126.12	-0.3107	-104.92	0.0240
25～29年間	-0.3011	-106.79	-0.3051	-87.52	-0.0039
30～34年間	-0.2929	-78.53	-0.2827	-67.74	0.0102
35～39年間	-0.2593	-45.88	-0.2741	-47.30	-0.0148

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)表の数値は年齢、学歴、企業規模、産業、地域を統御した女性ダミーの推計値である。

2)2時点の変化=2006年推定値-2000年推定値、マイナスは、男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

(3) 学歴別の男女間賃金格差

学歴別の男女間賃金格差については、表14により、①2時点とも、高学歴(大卒、短大卒)に比べ、低学歴(中卒、高卒)の場合、男女間賃金格差が大きい。②2000年に比べ、2006年の場合、中卒における男女間賃金格差が縮小しているが、高卒、短大卒、大卒の場合、いずれも男女間賃金格差が拡大している。高学歴ほど、男女間賃金格差の拡大は、顕著である。

表 14 学歴別の男女間賃金格差

	2000年		2006年		2時点の変化
	推定値	t値	推定値	t値	
中卒	-0.4301	-192.93	-0.3682	-114.43	0.0619
高卒	-0.3014	-347.56	-0.3092	-319.7	-0.0078
短大卒	-0.1556	-103.79	-0.1763	-109.19	-0.0206
大卒	-0.1216	-67.38	-0.1463	-89.42	-0.0247

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)表の数値は年齢、勤続年数、企業規模、産業、地域を統御した女性ダミーの推計値である。

2)2時点の変化=2006年推定値-2000年推定値、マイナスは、男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

(4) 役職別の男女間賃金格差

役職別の男女間賃金格差を表 15 で表している。①職長以上の場合、職位が高いほど、男女間賃金格差が小さくなる。②職位ごとに男女間賃金格差の2時点の変化については、課長の場合、男女間賃金格差がやや拡大しているが、部長、係長、職長、その他の職位において、男女間賃金格差が、いずれも縮小している。なお、職長は、建設、製造等の、(男性が多いと考えられる)生産現場の集団長という役職であり、女性が少ないと考えられるため他の役職とは同列に比較はできないと考えられる。

表 15 役職別の男女間賃金格差

	2000年		2006年		2時点の変化
	推定値	t値	推定値	t値	
部長	-0.0817	-5.08	-0.0761	-5.31	0.0056
課長	-0.0996	-14.02	-0.1071	-16.26	-0.0075
係長	-0.1287	-29.64	-0.1094	-25.67	0.0193
職長	-0.3716	-43.32	-0.3534	-35.43	0.0182
その他の職位	-0.1958	-42.06	-0.1892	-37.85	0.0066

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)表の数値は年齢、勤続年数、学歴、企業規模、産業、地域を統御した女性ダミーの推計値である。

2)2時点の変化=2006年推定値-2000年推定値、マイナスは、男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

(5) 企業規模別の男女間賃金格差

企業規模別の男女間賃金格差については、表 16 によれば、以下のことが示される。①2時点とも、男女間賃金格差は、小企業(5~99人規模)が一番大きい。②2時点の変化については、男女間賃金格差は、大企業(1000人以上規模)で拡大しており、中企業(100~999人規模)もわずかながら拡大している。一方、小企業の場合、男女間賃金格差が縮小している。つまり、企業規模により、2時点間の男女間賃金格差の変化が異なっており、この結果、男女間賃金格差の大企業と小企業との規模間の差は小さくなった。

表 16 企業規模別の男女間賃金格差

	2000年		2006年		2時点の変化
	推定値	t値	推定値	t値	
小企業	-0.3286	-303.590	-0.2834	-248.4	0.0452
中企業	-0.2404	-204.280	-0.2424	-197.84	-0.0020
大企業	-0.2096	-166.250	-0.2421	-163.15	-0.0325

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)表の数値は年齢、勤続年数、学歴、産業、地域を統御した女性ダミーの推計値である。

2)2時点の変化=2006年推定値-2000年推定値、マイナスは、男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

(6) 産業別の男女間賃金格差

産業別の男女間賃金格差については、表 17 で示されている。① 2 時点とも、男女間賃金格差は、電気・ガス・熱供給・水道業、運輸・通信業、サービス業で小さく、鉱業、製造業、建設業で大きい。② 2 時点の変化については、鉱業、製造業、電気・ガス・熱供給業・水道業、不動産業において、男女間賃金格差がやや縮小している。建設業、サービス業の場合、男女間賃金格差がほぼ変化していない(わずかに縮小)。一方、運輸・通信業、卸売・小売業・飲食店、金融・保険業の場合、男女間賃金格差が拡大している。

表 17 産業別の男女間賃金格差

	2000年		2006年		2時点の変化
	推定値	t値	推定値	t値	
鉱業	-0.3571	-40.93	-0.3524	-38.85	0.0047
建設業	-0.3407	-119.57	-0.3381	-72.61	0.0026
製造業	-0.3532	-348.75	-0.3492	-263.17	0.0039
電気・ガス・熱供給業・水道業	-0.2177	-63.29	-0.1919	-46.82	0.0258
運輸・通信業	-0.1615	-58.00	-0.2105	-64.25	-0.0490
卸売・小売業・飲食店	-0.2438	-117.16	-0.2725	-149.09	-0.0288
金融・保険業	-0.2807	-86.89	-0.2977	-101.26	-0.0169
不動産業	-0.2978	-41.18	-0.2928	-66.77	0.0051
サービス業	-0.1942	-145.59	-0.1923	-154.53	0.0019

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)表の数値は年齢、勤続年数、学歴、企業規模、地域を統御した女性ダミーの推計値である。

2)2時点の変化=2006年推定値-2000年推定値、マイナスは、男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

三. 職種別の男女間賃金格差

男女間で職種分布に差があり、また、職種間の賃金の格差がある他、同一職種内でも男女間賃金格差がみられていること等から、職種の分析は男女間賃金格差について考慮する際重要である。職種については、データの制約から、前述までの賃金関数の説明変数に含めなかったが、ここでは詳しく分析を行う⁷。(1)職種別の男女間賃金格差の推計、(2)男女職種分布と男女間賃金格差の関連性の確認、(3)個別職種別の男女別賃金関数の推計を行う。

(1) 職種別の男女間賃金格差

職種別の一般労働者の男女間賃金格差に関する分析結果を表 18 でまとめている⁸。男女間賃金格差は、前述の(2)式の賃金関数の女性ダミーの係数で示される。(2)式を再掲すると、

$$\ln W = \alpha + \beta X_j + \gamma \text{female} + u \quad (2)$$

$\ln W$ は労働者の賃金の自然対数、 α は定数項、 X_j は賃金に影響を与える各要因 j 、 female は女性ダミー（女性=1、男性=0）、 u は誤差項を示す

①職種分布の男女差異についてみる。キイ・パンチャー、ミシン縫製工、スーパー店チェッカー、看護婦・看護師、准看護婦・准看護師、保母・保父、幼稚園教諭などの職種において、女性従業員が就業者の全体に占める割合は 9 割以上で多い一方、電車運転士、航空機操縦士、クレーン運転工などの職種において、女性のその割合が 1%以下で少ない⁹。つまり、女性が集中する職種、男性が集中する職種が存在している。なお、以下の賃金格差の分析結果を見る際、サンプル数の大きさに留意する必要がある。

②職種ごとに男女間賃金格差の差異が存在している。例えば、ミシン縫製工、洋裁工、仕上工、化繊紡糸工、重電気器組立工、金属プレス工、ガラス製品工、木型工、非鉄金属精錬工、鉄鋼熱処理工等の製造職において、他の要因（学歴、年齢、勤続年数、企業規模、地域）が同じでも、女性の賃金水準は、男性より 40%以上低く、同一職種における男女賃金の差異は存在することがわかった。他方、格差が小さい職種は、専門的・技術的職業従事者等で多くみられる。特に、医療関係（看護婦・看護師、看護補助者、准看

⁷ 「賃金構造基本統計調査」では、職種は限定した職種しか集計していない(2000年で116職種、2006年で125職種)、1人の労働者が職種と役職にまたがる場合は役職に分類することから、第一部の賃金関数の推定では説明変数に含めなかった。

⁸ 2000年、2006年共通して調査し、男女ともに集計されている102職種について分析を行った。ただし、2000年の理容師、美容師が2006年は理容・美容師となったので、実際の推計は2000年102職種、2006年100職種である。また、今回の推計は職種経験を考慮していない（説明変数に加えていない）点は、今後の重要な課題である。

⁹ 職種別の女性割合は「賃金構造基本統計調査」の職種別労働者から算出している。サンプル調査の数字であり、職種により観測数がかない少ない場合もあるので、数値の結果(関数推計も含め)については、留意する必要がある。

護婦・准看護師、医師、歯科技工師、診療放射線・診療エックス線技師等)、教育関係(大学教授、大学助教授、各種学校・専修学校教員、高等学校教員等)、技術関係(システムエンジニア、プログラム)、保母・保父、記者等といった職種で格差が小さくなっている。また、サービス関連職、運輸職も製造関連職に比べ、男女間賃金格差が小さい傾向にある。

③2時点の変化をみると、比較可能な100職種中53職種で男女間賃金格差が縮小、47職種で男女間賃金格差が拡大となっており、縮小した職種がやや多い。大まかな傾向として、製造関連職で、技術職で縮小した職種が多く、医療、教育関連等で拡大した職種が多くみられる。

表 18 職種別の男女間賃金格差

職種名	2000年		2006年		2時点の変化	
	男女格差	女性割合	男女格差	女性割合	男女格差	女性割合
幼稚園教諭	-0.1648	96.86	-0.1757	95.55	-0.0109	-1.31
看護婦・看護師	0.0044	96.46	-0.0103	94.32	-0.0147	-2.14
栄養士	-0.1230	96.43	-0.1651	95.81	-0.0422	-0.62
航空機客室乗務員	-0.2829	96.31	0.1069	96.73	0.3898	0.42
スーパー店チェッカー	-0.2887	95.88	-0.1419	90.80	0.1468	-5.08
キイ・パンチャー	-0.3178	95.54	-0.1431	93.70	0.1747	-1.84
保母・保父	-0.1301	95.38	-0.0816	96.23	0.0485	0.85
ミシン縫製工	-0.4494	94.09	-0.3563	93.03	0.0930	-1.06
准看護婦・准看護師	-0.0452	93.95	-0.0727	92.79	-0.0275	-1.16
保険外交員	-0.2135	89.78	-0.3442	87.44	-0.1308	-2.34
看護補助者	-0.0360	88.26	-0.0359	87.88	0.0001	-0.38
洋裁工	-0.4210	80.44	-0.3901	84.87	0.0309	4.43
美容師	-0.1217	77.79	-0.1112	67.55		
ワープロ・オペレーター	-0.2308	73.30	-0.2115	74.22	0.0193	0.92
臨床検査技師	-0.1183	68.90	-0.1083	69.81	0.0100	0.91
ビル清掃員	-0.2873	65.95	-0.2602	59.61	0.0271	-6.34
薬剤師	-0.1021	64.55	-0.1082	65.44	-0.0062	0.89
百貨店店員	-0.1333	64.05	-0.1557	67.83	-0.0225	3.78
娯楽接客員	-0.1104	63.45	-0.1142	52.25	-0.0038	-11.20
給仕従事者	-0.1382	62.92	-0.1599	68.53	-0.0218	5.61
精紡工	-0.2702	62.10	-0.3575	53.74	-0.0872	-8.36
調理士見習	-0.2008	60.82	-0.2033	51.63	-0.0025	-9.19
洗濯工	-0.3593	58.80	-0.2724	62.92	0.0869	4.12
軽電機器検査工	-0.3217	53.55	-0.2015	61.82	0.1202	8.27
プリント配線工	-0.3391	51.34	-0.3971	50.00	-0.0580	-1.34
織布工	-0.3870	49.60	-0.3518	40.88	0.0352	-8.72
電子計算機オペレーター	-0.2073	49.14	-0.1900	56.84	0.0173	7.70
通信機械組立工	-0.2773	48.63	-0.3141	51.46	-0.0369	2.83
販売店店員(百貨店店員を除外)	-0.2177	48.62	-0.2060	53.98	0.0117	5.36
陶磁器工	-0.3850	45.05	-0.3905	40.36	-0.0055	-4.69
理容師	-0.0975	40.00	-0.1112	67.55		
各種学校・専修学校教員	-0.0393	39.23	-0.0429	34.79	-0.0036	-4.44
用務員	-0.2371	37.97	-0.2317	33.93	0.0055	-4.04
パン・洋生菓子製造工	-0.2189	35.43	-0.1973	42.22	0.0216	6.79
調理士	-0.3227	30.01	-0.3101	22.65	0.0126	-7.36
高等学校教員	-0.0510	28.16	-0.0612	30.00	-0.0102	1.84
機械検査工	-0.3540	27.78	-0.3205	38.36	0.0336	10.58
化学分析員	-0.2038	27.24	-0.1755	33.99	0.0283	6.75
プロセス製版工	-0.1441	25.61	-0.1552	25.51	-0.0111	-0.10
紙器工	-0.3836	25.37	-0.3481	28.42	0.0355	3.05
金属検査工	-0.2982	24.81	-0.2773	23.60	0.0210	-1.21
プログラマー	-0.0670	23.77	-0.0284	21.29	0.0386	-2.48
半導体チップ製造工	-0.2025	22.35	-0.2260	23.62	-0.0235	1.27
機械組立工	-0.3552	21.89	-0.3818	30.83	-0.0266	8.94
仕上工	-0.4196	21.16	-0.3627	24.32	0.0569	3.16
診療放射線・診療エックス線技師	-0.0549	20.08	-0.0650	24.04	-0.0101	3.96
歯科技工師	-0.0503	19.77	-0.0651	21.63	-0.0147	1.86
医師	-0.0697	19.46	-0.0968	25.59	-0.0271	6.13
大学助教授	-0.0031	19.16	-0.0249	18.20	-0.0218	-0.96
自然科学系研究者	-0.1403	18.95	-0.1057	20.84	0.0346	1.89
家具工	-0.3774	18.08	-0.2607	16.55	0.1168	-1.53

出所:『賃金構造基本統計調査』(2000年、2006年)より推計。

注:1)表の数値は年齢、勤続年数、学歴、企業規模、産業、地域を統御した推計値である。

2)2時点の変化=2006年推計値-2000年推計値、マイナスは男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

3)2000年の女性割合が高い順から表示している。

4)2000年の理容師、美容師は、2006年は理容・美容師となった。2006年の理容師、美容師は、共に理容・美容師の数値。

表 18 職種別の男女間賃金格差（続き）

職種名	2000年		2006年		2時点の変化	
	男女格差	女性割合	男女格差	女性割合	男女格差	女性割合
記者	-0.0499	16.75	-0.0663	20.76	-0.0164	4.01
合成樹脂製品成形工	-0.3791	15.69	-0.3655	16.98	0.0136	1.29
家庭用品外交販売員	-0.1241	15.65	-0.2303	10.58	-0.1062	-5.07
バフ研磨工	-0.2674	14.94	-0.2888	15.79	-0.0214	0.85
電気めっき工	-0.3374	14.53	-0.3547	10.39	-0.0172	-4.14
化繊紡糸工	-0.4219	14.37	-0.3558	28.99	0.0661	14.62
重電器組立工	-0.4599	14.24	-0.3412	21.67	0.1187	7.43
システム・エンジニア	-0.0579	14.22	-0.0548	13.73	0.0031	-0.49
建具工	-0.3976	13.93	-0.3439	10.35	0.0537	-3.58
製材工	-0.3889	13.68	-0.3191	12.07	0.0698	-1.61
大学教授	-0.0370	11.55	-0.0337	12.32	0.0033	0.77
金属プレス工	-0.4001	11.15	-0.2737	8.11	0.1264	-3.04
ガラス製品工	-0.4881	10.77	-0.3591	14.03	0.1290	3.26
機械製図工	-0.1880	9.74	-0.1979	12.80	-0.0099	3.06
木型工	-0.4347	9.60	-0.3080	11.25	0.1267	1.65
一般化学工	-0.3883	8.31	-0.3806	10.71	0.0078	2.40
製紙工	-0.3027	8.28	-0.3730	6.67	-0.0703	-1.61
警備員	-0.0649	7.52	-0.1148	5.82	-0.0499	-1.70
自動車組立工	-0.2718	6.60	-0.3561	10.90	-0.0843	4.30
自動車外交販売員	-0.1157	5.92	-0.1010	6.90	0.0147	0.98
オフセット印刷工	-0.3408	5.75	-0.3009	4.57	0.0399	-1.18
鋳物工	-0.3383	4.65	-0.3572	3.54	-0.0189	-1.11
旅客掛	-0.0794	4.35	-0.1287	21.88	-0.0494	17.53
旋盤工	-0.3052	4.18	-0.2990	4.79	0.0062	0.61
非鉄金属精錬工	-0.4121	4.08	-0.3826	3.96	0.0295	-0.12
溶接工	-0.3685	3.42	-0.3788	3.45	-0.0102	0.03
鉄工	-0.3884	3.20	-0.3258	3.20	0.0626	0.00
フライス盤工	-0.3484	3.17	-0.3065	3.29	0.0419	0.12
営業用普通・小型貨物自動車運転者	-0.2006	3.14	-0.1335	2.90	0.0670	-0.24
金属塗装工	-0.3223	3.11	-0.2596	2.02	0.0627	-1.09
タクシー運転者	-0.0380	2.80	0.0008	3.05	0.0388	0.25
一級建築士	-0.1815	2.62	-0.2179	6.72	-0.0364	4.11
板金工	-0.3307	2.53	-0.2577	3.04	0.0730	0.51
守衛	-0.2911	2.46	-0.1908	5.52	0.1003	3.06
自家用貨物自動車運転者	-0.2204	2.33	-0.2523	3.33	-0.0319	1.00
鉄鋼熱処理工	-0.4251	2.03	-0.5241	2.75	-0.0989	0.72
型鍛造工	-0.5624	1.61	-0.3451	5.84	0.2173	4.24
玉掛け作業員	-0.3574	1.53	-0.5097	0.72	-0.1523	-0.81
電車車掌	0.1842	1.34	0.0627	5.00	-0.1215	3.66
圧延伸張工	-0.4236	1.31	-0.3728	1.36	0.0508	0.05
機械修理工	-0.3069	1.30	-0.3269	2.39	-0.0201	1.09
営業用大型貨物自動車運転者	-0.1193	1.29	-0.1549	1.23	-0.0356	-0.06
発電・変電工	-0.3173	1.06	-0.3557	0.65	-0.0384	-0.41
自家用乗用自動車運転者	-0.1772	0.93	0.0234	2.75	0.2006	1.82
自動車整備工	-0.1769	0.78	-0.1869	1.01	-0.0100	0.23
製鋼工	0.0781	0.70	-0.5309	1.35	-0.6090	0.65
営業用バス運転者	-0.1176	0.50	-0.0675	1.38	0.0501	0.89
航空機操縦士	0.8901	0.47	-0.2204	0.61	-1.1105	0.14
電車運転士	-0.0960	0.30	0.0231	0.84	0.1190	0.54
クレーン運転工	-0.2824	0.26	-0.4170	0.21	-0.1346	-0.05
ボイラーエ	-0.3402	0.21	-0.4293	2.90	-0.0892	2.69

出所：『賃金構造基本統計調査』（2000年、2006年）より推計。

注：1）表の数値は年齢、勤続年数、学歴、企業規模、産業、地域を統御した推計値である。

2）2時点の変化＝2006年推計値-2000年推計値、マイナスは男女間賃金格差が拡大することを示し、プラスは、その格差が縮小することを示す。

3）2000年の女性割合が高い順から表示している。

4）2000年の理容師、美容師は、2006年は理容・美容師となった。2006年の理容師、美容師は、共に理容・美容師の数値。

(2) 職種分布と男女間賃金格差に関する分析

各職種における女性の割合と職種別の男女間賃金格差に関し、以下の(3)式の回帰分析を行い、女性の割合の推定値およびその有意水準について確認する。

$$Dmf = a + b \Delta Femaleweight \quad (3)$$

$\Delta Femaleweight$: 各職種別女性の割合値

Dmf : 各職種の男女間賃金格差の値

推計結果は表 19 であり、2 時点とも、その推計値は係数の大きさは小さいが、正の値(2000 年 0.0003, 2006 年 0.0012)となっている。ただし、2000 年では推計値は小さく統計的に有意ではなかったが、2006 年は、推計値はやや大きくなり、また、統計的に有意となっている。つまり、女性の割合が多い職種において、男女間賃金格差が大きくなる傾向がみられる。男女間賃金格差について、近年では、職種の影響の重要性が高まってきていることがうかがえる。

表 19 女性割合と男女間賃金格差に関する分析

男女間賃金格差	2000年		2006年	
	推定係数	t値	推定係数	t値
女性割合	0.0003	0.51	0.0012 ***	2.65
定数項	-0.2349 ***	-9.39	-0.2631 ***	-13.95
標本数	102		101	
自由度調整済み決定係数	-0.0074		0.0568	

出所:『賃金構造基本基本調査』(2000、2006年)より推定。

注:***, ***, * はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

(3) 職種別・男女別の賃金構造

職種が男女間賃金格差に与える影響を考察するため、いくつかの代表的な職種の男女別・賃金関数を推計した。推計式は前述の(1)式の賃金関数による。(1)式を再掲すると、

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

X : 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、首都圏ダミー (実際の推計では、学歴ダミーの代わりに教育水準¹⁰を用いた。)

ここでは、女性の割合が高い職種、男女同程度の職種、女性の割合が低い職種(あまり低すぎると関数の推計が困難になるので、10%程度とした)、専門・技術職等女性の能

¹⁰ 教育年数を中卒 9 年、高卒 12 年、高専・短大卒 14 年、大卒・大学院卒 16 年として計算した。大学院卒の区分がないため、大卒・大学院卒はすべて大卒と同じ年数を想定した。

力発揮が期待できる(男女差が少ないと考えられる)職種を中心とし、製造職、販売職も含める、という方針でいくつか職種を選定した。その結果、システム・エンジニア(2000年女性割合14.22%)、販売店店員(同48.62%)、看護婦・看護師(同96.46%)、化学分析員(同27.24%)、通信機械組立工(同48.63%)、自然科学系研究者(同18.95%)、医師(同19.46%)について男女別に賃金関数を推計した。これらの分析結果を表20、表21、表22、表23、表24、表25、表26でまとめている。分析結果により、システム・エンジニア、販売店店員、看護婦・看護師、化学分析員、通信機械組立工、自然科学系研究者、医師において、職種によって、年齢、勤続年数、教育水準、企業規模、産業は賃金に与える影響における男女の差異が、異なっており、また、その男女差異の2時点間の変化は、職種によって異なることが示された。以下では、主に、年齢、勤続年数、教育水準などの人的資本要因に関する分析結果について説明する¹¹。

第一に、年齢の影響についてみる。まず、年齢一次項の推定結果により、2時点とも、年齢の影響の男女差異は、自然科学系研究者が一番大きい(2000年0.0445、2006年0.0715)一方、医師が一番小さい¹²(2000年-0.0280、2006年0.0139)。

次に、2時点における年齢効果の男女差異の変化をみる。2時点の男女差異の変化は、システム・エンジニアが一番小さく(2000年0.0346、2006年0.0347)ほとんど変化がないのに対して、医師が一番大きく、マイナスの影響がプラスに転じている(2000年-0.0280、2006年0.0139)。

第二に、勤続年数の影響をみる。まず、勤続年数一次項の分析結果によれば、化学分析員(2000年)、通信機械組立工、医師において、勤続年数が賃金に与える影響は、男性が女性より大きい一方、システム・エンジニア、化学分析員(2006年)、販売店店員、自然科学系研究職、看護婦・看護師において、勤続年数の影響は、女性が男性より大きい。年齢を統御した上での勤続年数の効果を企業特殊的人的資本とすれば、勤続年数に関する分析結果により、企業特殊的人的資本が賃金に与える影響における男女差異は、職種によって異なることが示される。

次に、2時点における勤続年数効果の男女差異の変化をみる。2時点の男女差異の変化は、自然科学系研究者が一番小さく(2000年-0.0029、2006年-0.0084)一方、医師が一番大きい(2000年0.0177、2006年-0.0003)。

第三に、教育年数の影響をみる。ここで、教育年数の推計係数を教育の内部収益率(以下では、IRRと呼ぶ)とする。通信機械組立工の場合、IRRは男性が女性より大きい一方、システム・エンジニア、自然科学系研究者、看護婦・看護師、化学分析員、販売店店員において、IRRは女性が男性より大きい。職種により、IRRの男女差異は

¹¹ 職種によっては、年齢や勤続年数、教育水準の係数が統計的に有意でないケースもあるが、ここでは、単純に係数の大きさのみ比較している。

¹² 2006年は、化学分析員職の0.0138と僅かながら医師より小さく一番男女差異が小さいが、2000年も含めて判断すれば、医師が一番小さい。

異なることがわかった。

次に、2時点におけるIRRの男女差異の変化をみる。IRRの男女差異の変化は、システム・エンジニア職が一番小さい（2000年-0.0244、2006年-0.0213）一方、販売店店員職が一番大きい（2000年-0.0160、2006年-0.0066）。

以上の職種別・男女別の賃金関数の分析結果をまとめる。第一に、職種によって男女の賃金構造が異なり、つまり、職種により、男性と女性の賃金-年齢プロフィールと賃金-勤続年数プロフィールが異なる。また、賃金プロフィールの男女差異の変化は、職種によって異なる。したがって、他の要因が同じでも、職種分布（男性と女性の割合）が変化すれば、全体の男女間賃金格差が変化すると考えられる。第二に、同じ職種においても、男性と女性の賃金構造が異なる。同一職種において、人的資本要因が賃金に与える影響は、性別によって異なることにより、男女間賃金格差が生じると考えられる。しかし、賃金関数のみに関する分析により、職種分布の男女差異、同一職種における男女の差異が、それぞれどの程度に男女間賃金格差に影響を与えることは、必ずしも明確ではない。これらの問題に関するさらなる実証分析は、今後の課題としたい。

表 20 システム・エンジニア職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0931 ***	23.17	0.0585 ***	5.68	0.0346
年齢二乗	-0.0009 ***	-16.53	-0.0006 ***	-4.12	-0.0003
勤続年数	-0.0001	-0.06	0.0113 ***	2.67	-0.0114
勤続年数二乗	0.0003 ***	5.28	0.0000	0.27	0.0003
教育年数	0.0230 ***	14.76	0.0474 ***	11.43	-0.0244
企業規模(小企業)					
中企業	0.0800 ***	10.48	0.0257	1.36	0.0543
大企業	0.1246 ***	14.6	0.1068 ***	5.04	0.0178
産業(第一・第二産業)					
第三産業	0.0297 ***	3.28	0.0281	1.07	0.0016
首都圏ダミー	0.0627 ***	9.05	0.0618 ***	3.81	0.0009
定数項	5.0175 ***	72.62	5.3080 ***	32.93	-0.2905
観測数	8055		1335		
F値	889.2300		107.9300		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4981		0.4191		
2006年					
年齢	0.0758 ***	19.01	0.0411 ***	3.40	0.0347
年齢二乗	-0.0007 ***	-13.29	-0.0003 *	-1.81	-0.0004
勤続年数	0.0014	0.92	0.0069	1.52	-0.0055
勤続年数二乗	0.0002 ***	2.68	0.0000	-0.06	0.0002
教育年数	0.0177 ***	9.95	0.0390 ***	7.89	-0.0213
企業規模(小企業)					
中企業	0.0923 ***	12.20	0.0871 ***	4.55	0.0052
大企業	0.1098 ***	12.39	0.1039 ***	4.56	0.0059
産業(第一・第二産業)					
第三産業	0.0241 *	1.99	0.0543	1.59	-0.0302
首都圏ダミー	0.1775 ***	23.38	0.1911 ***	11.54	-0.0136
定数項	5.3901 ***	71.16	5.6374 ***	27.18	-0.2473
観測数	6719		1069		
F値	563.1200		78.6100		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4296		0.3954		

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) 標準偏差の頑健性を修正した推計。

3) 男女格差=男性の値-女性の値

表 21 化学分析員職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0779 ***	13.07	0.0314 ***	3.00	0.0465
年齢二乗	-0.0008 ***	-11.53	-0.0004 ***	-2.98	-0.0004
勤続年数	0.0113 ***	3.98	0.0073	1.24	0.0040
勤続年数二乗	0.0000	-0.43	0.0003 **	2.06	-0.0003
教育年数	0.0273 ***	8.86	0.0468 ***	7.88	-0.0195
企業規模(小企業)					
中企業	0.0516 ***	3.21	0.0525 **	2.16	-0.0009
大企業	0.1356 ***	7.96	0.1948 ***	6.45	-0.0592
産業(第一・第二産業)					
第三産業	-0.0276 *	-1.90	0.0041	0.18	-0.0317
首都圏ダミー	0.0905 ***	3.10	0.2104 ***	3.51	-0.1199
定数項	5.2896 ***	48.90	5.7997 ***	35.11	-0.5101
観測数	1087		407		
F値	175.9800		34.7600		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5919		0.4280		
2006年					
年齢	0.0542 ***	6.61	0.0404 ***	3.63	0.0138
年齢二乗	-0.0006 ***	-5.77	-0.0006 ***	-3.89	0.0000
勤続年数	0.0202 ***	5.95	0.0224 ***	4.31	-0.0022
勤続年数二乗	0.0000	-0.55	0.0001	0.77	-0.0001
教育年数	0.0435 ***	10.75	0.0563 ***	9.18	-0.0128
産業(第一・第二産業)					
第三産業	0.1446 ***	6.64	0.0245	0.82	0.1201
企業規模(小企業)					
中企業	0.2206 ***	9.08	0.1348 ***	3.77	0.0858
大企業	0.0501 ***	2.75	0.0096	0.36	0.0405
首都圏ダミー	0.0884	0.95	0.3234 ***	3.12	-0.2350
定数項	5.3277 ***	34.04	5.5204 ***	29.18	-0.1927
観測数	674		347		
F値	128.4600		39.6100		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.6303		0.5011		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

表 22 通信機械組立工職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0298 ***	4.22	0.0059	0.90	0.0239
年齢二乗	-0.0003 ***	-3.81	-0.0001 *	-1.70	-0.0002
勤続年数	0.0305 ***	7.90	0.0138 ***	3.72	0.0167
勤続年数二乗	-0.0003 ***	-3.22	0.0002 *	1.66	-0.0005
教育年数	0.0329 ***	6.38	0.0098	1.30	0.0231
企業規模(小企業)					
中企業	-0.0090 ***	-0.39	0.0289	1.31	-0.0379
大企業	0.2105 ***	7.39	0.3845 ***	9.93	-0.174
産業(第一・第二産業)	-0.0250 ***	-0.70	-0.0163	-0.31	-0.0087
第三産業					
首都圏ダミー	0.0412 ***	0.63	0.4011 ***	2.64	-0.3599
定数項	5.9706 ***	45.27	6.5776 ***	43.93	-0.6070
観測数	506		479		
F値	78.6200		47.3800		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5804		0.4662		
2006年					
年齢	0.0334 ***	4.90	0.0022	0.43	0.0312
年齢二乗	-0.0004 ***	-4.25	-0.0001	-1.54	-0.0003
勤続年数	0.0237 ***	7.00	0.0148 ***	4.69	0.0089
勤続年数二乗	-0.0002 **	-2.33	0.0000	-0.35	-0.0002
教育年数	0.0319 ***	5.84	0.0137 **	2.08	0.0182
企業規模(小企業)					
中企業	0.0035	0.16	0.0710 ***	4.02	-0.0675
大企業	0.0671 *	1.66	0.3423 ***	8.11	-0.2752
産業(第一・第二産業)					
第三産業	0.0763	1.48	-0.1865 ***	-3.20	0.2628
首都圏ダミー	0.2628 ***	3.67	0.0140	0.16	0.2488
定数項	5.8913 ***	47.07	6.5754 ***	56.50	-0.6841
観測数	531		563		
F値	64.8200		36.3300		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5201		0.3614		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

表 23 販売店店員職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0629 ***	31.69	0.0152 ***	8.98	0.0477
年齢二乗	-0.0007 ***	-27.41	-0.0002 ***	-9.17	-0.0005
勤続年数	0.0164 ***	14.90	0.0217 ***	18.78	-0.0053
勤続年数二乗	-0.0002 ***	-5.34	-0.0003 ***	-7.78	0.0001
教育年数	0.0185 ***	15.62	0.0345 ***	21.07	-0.016
企業規模(小企業)					
中企業	0.0088	1.25	0.0580 ***	8.47	-0.0492
大企業	0.0695 ***	9.92	0.1303 ***	17.08	-0.0608
産業(第一・第二産業)	-0.0656 ***	-6.34	0.0167 *	1.63	-0.0823
第三産業					
首都圏ダミー	0.1259 ***	14.12	0.2359 ***	26.04	-0.1100
定数項	5.6457 ***	151.33	6.0760 ***	164.76	-0.4303
観測数	7489		7088		
F値	802.9200		344.5200		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4908		0.3038		
2006年					
年齢	0.0495 ***	26.57	0.0070 ***	5.10	0.0425
年齢二乗	-0.0005 ***	-24.05	-0.0001 ***	-6.61	-0.0004
勤続年数	0.0231 ***	21.97	0.0213 ***	22.41	0.0018
勤続年数二乗	-0.0003 ***	-9.73	-0.0002 ***	-7.62	-0.0001
教育年数	0.0260 ***	21.48	0.0326 ***	24.37	-0.0066
企業規模(小企業)					
中企業	-0.0118	-1.61	0.0511 ***	8.46	-0.0629
大企業	0.0448 ***	6.32	0.1022 ***	16.86	-0.0574
産業(第一・第二産業)					
第三産業	-0.0510 ***	-4.00	-0.0786 ***	-8.76	0.0276
首都圏ダミー	0.1341 ***	14.46	0.1873 ***	22.11	-0.0532
定数項	5.7171 ***	150.07	6.3049 ***	205.42	-0.5878
観測数	8294		9728		
F値	630.2900		350.9200		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4058		0.2446		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

4)販売店員は百貨店店員を除く

表 24 自然科学系研究者職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0959 ***	11.70	0.0514 ***	2.94	0.0445
年齢二乗	-0.0009 ***	-9.48	-0.0004	-1.50	-0.0005
勤続年数	0.0051	1.46	0.0080	1.08	-0.0029
勤続年数二乗	0.0001	0.82	-0.0001	-0.54	0.0002
教育年数	0.0381 ***	6.84	0.0522 ***	5.01	-0.0141
企業規模(小企業)					
中企業	0.0051	0.21	0.0102	0.23	-0.0051
大企業	0.0991 ***	4.84	0.1017 **	2.48	-0.0026
産業(第一・第二産業)	0.1248 ***	6.54	0.1269 ***	2.58	-0.0021
第三産業					
首都圏ダミー	0.1534 ***	5.05	0.0336	0.51	0.1198
定数項	4.6625 ***	29.46	5.1422 ***	16.27	-0.4797
観測数	1142		267		
F値	184.4200		34.3300		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5913		0.5459		
2006年					
年齢	0.1030 ***	18.76	0.0315 **	2.36	0.0715
年齢二乗	-0.0010 ***	-14.90	-0.0002	-0.87	-0.0008
勤続年数	0.0024	1.11	0.0108 *	1.98	-0.0084
勤続年数二乗	0.0000	0.38	-0.0002	-1.04	0.0002
教育年数	0.0416 ***	8.64	0.0628 ***	6.94	-0.0212
企業規模(小企業)					
中企業	0.1040 ***	5.46	0.0940 ***	2.68	0.0100
大企業	0.1329 ***	7.72	0.1703 ***	5.03	-0.0374
産業(第一・第二産業)					
第三産業	0.0886 ***	4.97	0.0774 *	1.85	0.0112
首都圏ダミー	0.0865 ***	4.47	0.1524 ***	3.48	-0.0659
定数項	4.4239 ***	35.33	5.3569 ***	21.58	-0.9330
観測数	1645		433		
F値	248.2600		41.2300		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.5751		0.4559		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

表 25 医師職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.1228 ***	21.30	0.1508 ***	11.02	-0.0280
年齢二乗	-0.0011 ***	-19.48	-0.0014 ***	-9.53	0.0003
勤続年数	-0.0003	-0.08	-0.0180 **	-2.00	0.0177
勤続年数二乗	0.0000	-0.04	0.0003	0.92	-0.0003
企業規模(小企業)					
中企業	0.0043	0.15	0.1437 **	2.18	-0.1394
大企業	-0.3008 ***	-9.80	-0.1652 **	-2.33	-0.1355
産業(第一・第二産業)					
第三産業	-0.1464	-1.40	0.8530 ***	4.41	-0.9994
首都圏ダミー	-0.2203 ***	-7.90	-0.1974 ***	-3.24	-0.0229
定数項	5.6092 ***	33.11	3.8951 ***	10.50	1.7141
観測数	1618		391		
F値	159.1836		43.5216		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4390		0.4659		
2006年					
年齢	0.1138 ***	15.48	0.0999 ***	7.24	0.0139
年齢二乗	-0.0010 ***	-14.13	-0.0009 ***	-6.04	-0.0001
勤続年数	0.0051	0.86	0.0054	0.40	-0.0003
勤続年数二乗	0.0000	0.22	0.0000	-0.03	0.0001
企業規模(小企業)					
中企業	0.0574	1.12	0.0228	0.25	0.0347
大企業	-0.4259 ***	-8.26	-0.3885 ***	-4.22	-0.0374
産業(第一・第二産業)					
第三産業	-0.2521 *	-1.74	-0.1903	-0.94	-0.0618
首都圏ダミー	-0.1322 **	-2.44	-0.1606 **	-2.24	0.0284
定数項	5.8966 ***	25.68	6.1135 ***	16.24	-0.2170
観測数	1012		348		
F値	123.3873		39.8944		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.4920		0.4728		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

4)医師の教育年数は、原則大卒・大学院卒(で同じ)であるため、説明変数から教育年数を除外した。

表 26 看護婦・看護師職の賃金関数

	男性		女性		男女格差
	係数	t値	係数	t値	
2000年					
年齢	0.0651 ***	7.18	0.0309 ***	20.39	0.0342
年齢二乗	-0.0007 ***	-6.06	-0.0003 ***	-16.21	-0.0004
勤続年数	0.0074	1.55	0.0183 ***	18.94	-0.0109
勤続年数二乗	0.0000	0.14	-0.0002 ***	-4.96	0.0002
教育年数	-0.0002	-0.02	0.0258 ***	12.10	-0.0260
企業規模(小企業)					
中企業	0.0647 **	2.10	0.0797 ***	12.76	-0.0150
大企業	0.1291 ***	3.43	0.1437 ***	20.96	-0.0146
産業(第一・第二産業)					
第三産業	-0.0584	-0.37	0.0449 ***	2.59	-0.1033
首都圏ダミー	0.0743	1.62	0.1306 ***	17.53	-0.0563
定数項	6.0563 ***	24.75	6.1690 ***	138.79	-0.1127
観測数	393		10700		
F値	27.6600		782.4400		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.3797		0.3966		
2006年					
年齢	0.0337 ***	5.26	0.0237 ***	15.17	0.0100
年齢二乗	-0.0003 ***	-4.07	-0.0002 ***	-12.61	-0.0001
勤続年数	0.0144 ***	3.72	0.0187 ***	19.53	-0.0043
勤続年数二乗	-0.0001	-1.09	-0.0002 ***	-4.96	0.0001
教育年数	-0.0001	-0.01	0.0223 ***	10.11	-0.0224
企業規模(小企業)					
中企業	-0.0110	-0.38	0.0635 ***	9.78	-0.0745
大企業	0.0432	1.29	0.0976 ***	13.76	-0.0544
産業(第一・第二産業)					
第三産業	-	-	0.0393 **	2.21	-
首都圏ダミー	0.1799 ***	2.74	0.1616 ***	14.96	0.0183
定数項	6.5882 ***	41.43	6.3698 ***	131.21	0.2184
観測数	507		8412		
F値	31.5200		528.9500		
F値検定	0.0000		0.0000		
自由度調整済み決定係数	0.3255		0.3610		

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)標準偏差の頑健性を修正した推計。

3)男女格差=男性の値-女性の値

4)2006年の男性に関する推定においては、産業ダミーが脱落した。

3. 男女間賃金格差の規定要因

2. で推計した、2000年及び2006年の賃金関数の結果を利用して、男女間賃金格差の規定要因について、①各時点における賃金格差の要因分解及び②2時点間の賃金格差の変化の要因分解を行うことができる。

一 1時点の男女間賃金格差の要因分解（Oaxacaモデル分解）

2000年、2006年の各時点における、それぞれの男女間賃金格差の規定要因について、Oaxaca and Ransom(1994)のモデル（Oaxacaモデル分解と呼ぶ）を利用して、要因分解を行う。

一時点の男女間賃金格差に関する要因分解式は、Oaxacaモデルでは、(4)式で示される¹³。

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_m (\beta_m - \beta^*) + \bar{X}_f (\beta^* - \beta_f)}_{\text{非属性格差}} \quad (4)$$

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り、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を意味する。

(4)式に基づくと、平均値で見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 $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*$ 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（「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多くいることなどの要因があれば、この格差が生じる。

右辺の第2項 $\bar{X}_m (\beta_m - \beta^*)$ 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（「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 $\bar{X}_f (\beta^* - \beta_f)$ 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（「女性の損失」）。

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）。

¹³ モデル式の導出及び具体的な説明については付録の部分を参照されたい。

Oaxaca モデル分解について、職位を含まない計測結果を表 27、職位を含む計測結果を表 28 でそれぞれ示している。なお、職位を含む場合は企業規模 100 人以上にサンプルが限定されており、職位を含まない場合と厳密な比較は出来ない点留意が必要である。

(1) 職位を含まない分析結果により、以下のことが示される。

- ① 2 時点の属性格差と非属性格差の影響をみる。2 時点とも、属性格差と非属性格差（男性の利得と女性の損失の合計値）の両方が男女間賃金格差に影響を与える。非属性格差（格差の寄与率は 2000 年が 54.33%、2006 年が 57.07%）が、属性格差（格差の寄与率は 2000 年が 45.67%、2006 年が 42.93%）より若干大きい。つまり、各要因の量の男女差異、各要因の量の差異によって説明できない要因に起因する格差が、いずれも男女間賃金格差に影響を与えるが、後者が前者より若干大きいことが示される。
- ② 非属性格差の変化についてみる。非属性格差の寄与率は 2000 年の 44.33%から 2006 年の 47.07%に大きくなっている。このような分析結果により、近年になるほど、各要因の量の差異が男女間賃金格差に与える影響が小さくなっている一方、各要因の量の差異によって説明できない非属性部分がその男女間賃金格差に大きく影響を与えてきている。男女の評価の違い、各要因以外の観察できない要因（例えば、教育訓練、昇進の男女差異など）は、男女間賃金格差の主な要因となることが示される。属性格差の影響（寄与率）の縮小は、年齢、勤続年数の影響が小さくなったこと等による。非属性格差の影響（寄与率）の拡大は、男性の利得の年齢、女性の損失の年齢の影響の拡大等による。
- ③ 各要因の影響についてもみる¹⁴。2 時点とも、女性の損失における年齢（寄与率 2000 年が 125.79%、2006 年が 135.49%）、男性の利得における年齢（寄与率 2000 年が 77.83%、2006 年が 98.58%）、属性格差における勤続年数（2000 年が 24.42%、2006 年が 24.08%）の影響が大きい。これらの分析結果から、他の要因が同じでも、年齢の上昇に伴う賃金の上昇は、男性が女性より大きいこと、および勤続年数は女性が男性より短いことは、男女間賃金格差が生じる主要な理由であることが示される。女性就業の中断等、2000 年代の日本における男女間賃金格差に大きな影響を与えることがうかがえる。

(2) 職位を含む分析結果によって、以下のことが示される。

- ① 2 時点とも、属性格差が非属性格差より大きい（2000 年が 61.77%、2006 年が

¹⁴ ここでは定数項以外の要因についてみることにする（職位を含む分析も同様）。

59.10%)。職位を含む場合、属性格差の影響は大きくなっている。職位による男女格差が男女間賃金格差に影響を与えている。なお、2時点で属性格差の寄与率の低下は、職位等の影響の寄与が拡大した一方で年齢、勤続年数の影響が縮小したことによる。

- ② 非属性格差の寄与率は、2000年の38.23%から2006年の40.90%に大きくなっている。男女とも寄与率が高まっている。これは、男性の利得の年齢の影響の拡大等による。近年になるほど、評価の男女の差異に基づく格差の影響が大きくなる。
- ③ 各要因について、2時点とも、女性の損失における年齢(寄与率2000年が109.30%、2006年が105.18%)、男性の利得における年齢(寄与率2000年が88.06%、2006年が105.56%)、属性格差における勤続年数(寄与率2000年が30.25%、2006年が27.05%)、職位(寄与率2000年が10.94%、2006年が14.49%)の影響が大きい。

これらの分析結果により、年齢の上昇に伴う賃金上昇の男女格差、勤続年数と職位分布の男女差異は、男女間賃金格差の主な要因であることが示される。女性就業の中断、昇進の男女差異などは、男女間賃金格差が生じる理由であることが推測される。

表 27 Oaxaca 分解の計測結果（職位を含まない計測）

	2000年		2006年	
	実際値	割合 (%)	実際値	割合 (%)
合計	0.4221	100	0.3947	100
属性格差	0.1928	45.67	0.1694	42.93
年齢	0.0354	8.38	0.0235	5.95
勤続年数	0.1031	24.42	0.0951	24.08
学歴	0.0349	8.28	0.0408	10.35
産業	0.0035	0.83	0.0014	0.36
企業規模	0.0135	3.20	0.0078	1.98
地域	0.0024	0.57	0.0008	0.21
定数項	—	—	—	—
男性の利得(①)	0.0632	14.99	0.0710	17.96
年齢	0.3286	77.83	0.3891	98.58
勤続年数	-0.0582	-13.78	-0.0573	-14.52
学歴	-0.0201	-4.76	-0.0288	-7.29
産業	-0.0164	-3.89	-0.0136	-3.45
企業規模	-0.0007	-0.17	0.0085	2.15
地域	-0.0014	-0.34	-0.0010	-0.26
定数項	-0.1685	-39.90	-0.2259	-57.25
女性の損失(②)	0.1661	39.34	0.1543	39.11
年齢	0.5310	125.79	0.5348	135.49
勤続年数	-0.0254	-6.02	-0.0120	-3.05
学歴	-0.0144	-3.41	-0.0159	-4.02
産業	-0.0513	-12.18	-0.0702	-17.79
企業規模	-0.0061	-1.42	0.0045	1.14
地域	-0.0029	-0.72	-0.0017	-0.43
定数項	-0.2648	-62.70	-0.2851	-72.23
非属性格差計(①+②)	0.2293	54.33	0.2253	57.07

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) 男女間賃金格差＝男性賃金－女性賃金

2) 表の実際値は、各要因の寄与度、割合の数値は、各要因の寄与率。

表 28 2 時点の賃金格差に関する Oaxaca モデルの分解結果
(職位を含む計測)

	2000年		2006年	
	実際値	割合 (%)	実際値	割合 (%)
合計	0.4270	100	0.4159	100
属性格差	0.2637	61.77	0.2459	59.10
年齢	0.0388	9.10	0.0200	4.81
勤続年数	0.1291	30.25	0.1125	27.05
学歴	0.0359	8.41	0.0434	10.43
産業	0.0018	0.42	0.0049	1.17
企業規模	0.0095	2.22	0.0044	1.06
職位	0.0467	10.94	0.0603	14.49
地域	0.0019	0.43	0.0004	0.09
定数項	-	-	-	-
男性の利得(①)	0.0413	9.67	0.0507	12.21
年齢	0.3760	88.06	0.4392	105.56
勤続年数	-0.0810	-18.97	-0.0714	-17.17
学歴	-0.0214	-5.01	-0.0312	-7.51
産業	-0.0094	-2.20	-0.0080	-1.91
企業規模	0.0056	1.31	0.0089	2.13
職位	-0.0125	-2.93	-0.0169	-4.05
地域	-0.0013	-0.30	-0.0008	-0.19
定数項	-0.2147	-50.29	-0.269	-64.65
女性の損失(②)	0.1220	28.56	0.1193	28.69
年齢	0.4667	109.30	0.4376	105.18
勤続年数	-0.0494	-11.57	-0.0319	-7.66
学歴	-0.0224	-5.24	-0.0253	-6.07
産業	-0.0529	-12.39	-0.0762	-18.31
企業規模	0.0120	2.82	0.0165	3.97
職位	0.0000	0.00	-0.0007	-0.18
地域	-0.0030	-0.70	-0.0022	-0.52
定数項	-0.2291	-53.66	-0.1968	-47.72
非属性格差計(①+②)	0.1633	38.23	0.1700	40.90

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) 男女間賃金格差=男性賃金-女性賃金

2) 表の実際値は、各要因の寄与度、割合の数値は、各要因の寄与率。

二 2時点間の男女間賃金格差の変化の要因分解

2時点における男女間賃金格差の変化に関する規定要因については、①JMP分解モデル（以下では、JMP分解）と②Altonji and Blank(1999)の分解方法（以下ではAB分解と呼ぶ）を用いた計量分析を行った。以下では、2種のモデルを用いた分析結果について説明する¹⁵。

(1) JMP 分解による要因分析

まず、JMP 分解の推定モデルについて説明する。JMP モデルの推定式を(5)で示す。

$$D_1 - D_0 = \underbrace{\beta_{m1} (\Delta \bar{X}_1 - \Delta \bar{X}_0)}_A \quad + \quad \underbrace{(\beta_{m1} - \beta_{m0}) \Delta \bar{X}_0}_B$$

$$+ \underbrace{(\Delta \rho_1 - \Delta \rho_0) \sigma_{m1}}_C \quad + \underbrace{\Delta \rho_0 (\sigma_{m1} - \sigma_{m0})}_D \quad (5)$$

A 観察された人的資本(各要因) B 観察された価格効果
C ギャップ効果 D 観察されない価格効果

(5) 式の各記号について説明する。左辺について、添字 1、0 は 2 時点をそれぞれ示す。 D_1 、 D_0 は 1 時点、0 時点における賃金率の自然対数の男女差異 ($\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f$) である。 $D_1 - D_0$ は 2 時点における男女間賃金格差の変化値を示す。(5) 式の右辺については、 $\Delta \bar{X}$ は人的資本の各要因平均値の男女差異、 β_m は男性賃金関数の推定値、 $\Delta \rho$ は賃金残差の男女差異 ($\Delta \rho = \rho_m - \rho_f$)、 σ_m は男性の賃金残差の標準偏差をそれぞれ示す。

(5)式右辺の現実的意味については、A は、観察された人的資本の量の効果 (the human capital effect) を示す。これは、男女間の就業年齢、教育水準、勤続年数の違い等によって 2 時点における男女間の賃金格差が生じる効果である。

B は、観察された価格効果 (the observed price effect) であり、これは (男女間で年齢等の評価に相違がないとした場合、) 時点間での同じ要因 (年齢、勤続年数等) に対する評価の変化を示す。

C と D は、上記要因では説明できない残余部分の変化である。

C は、男女間の観察できない人的資本の効果 (unobserved productivity-related characteristics)、すなわちギャップ効果 (the gap effect) である。「ギャップ効果」とは、統計的には観察できない女性の地位の相対的な変化 (上昇) を測定する部分であ

¹⁵ モデル式の導出及び具体的な説明については、付録の部分を参照されたい。

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。

Dは、男女間の観察されない価格効果 (the unobserved price effect) である。統計的には観察できない要因の収益率変動のうち、男性と女性に共通した部分(全般的な賃金分布の変化によりもたらされる部分)を表している。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。昇進・昇格に伴う賃金プレミアムの時点間の変化は、観察されない価格効果に含まれる要因である。

まず、JMP 分解について、職位を含まない計測結果を表 29、職位を含まない計測結果を表 30 でそれぞれ示している。以下では、これらの分析結果を説明する。なお、職位を含む場合は企業規模 100 人以上にサンプルが限定されており、職位を含まない場合と厳密な比較は出来ない点留意が必要である (AB 分解も同様)。

2000 年から 2006 年にかけて男女間賃金格差は、規模 5 人以上 (職位を含まない場合) で 0.0274、規模 100 人以上 (職位を含む場合) で 0.0109 縮小している。なお、この結果から、小企業でより男女間賃金格差が縮小したことが示される。

① 職位を含まない JMP 分解結果により、以下のことが示される。

- 1) 観察された各要因の量の効果 (寄与率 92.01%) とギャップ効果 (寄与率 79.56%) が 2 時点の男女間賃金格差の縮小に影響を与える一方、観察された価格効果 (寄与率 -1.47%)、観察されない価格効果 (寄与率 -70.44%) は男女間賃金格差の拡大の効果を持つ。男女間賃金格差の縮小に与える影響は、観察された各要因の量の効果が一番大きい。各要因における男女差異の量の変化は 2 時点のその賃金格差の変化の主な要因である。
- 2) 各要因の影響をみる。男女間賃金格差の縮小に影響を与える各要因において、観察された各要因の量の効果における年齢 (寄与率 44.81%)、企業規模 (寄与率 21.16%)、勤続年数 (寄与率 20.23%)、観察された価格効果の年齢 (寄与率 8.76%) の影響は大きい。

観察できない女性地位の向上 (=ギャップ効果)、年齢と勤続年数における男女差異の縮小、企業分布の男女差異の縮小、年齢に対する評価の男女差異の縮小は、2 時点間の男女間賃金格差縮小の主な要因であることが示される。

一方、男女間賃金格差の拡大方向に寄与しているのが、主に観察されない価格効果の要因 (寄与率 -70.44%) であるが、それ以外は、観察された各要因の量の学歴 (寄与率 -7.36%)、観察された価格効果の学歴 (寄与率 -5.91%) の寄与 (=学歴分布及び評価の男女差異の拡大) が比較的大きい。学歴が拡大要因に寄与している。

② 職位を含む JMP 分解結果は、以下の通りである。

- 1) 観察された各要因の量の効果（寄与率 277.92%）が 2 時点の男女間賃金格差の縮小に大きな影響を与え、ギャップ効果（寄与率 4.40%）も縮小に寄与している一方、観察された価格効果（寄与率 -35.01%）、観察されない価格効果（寄与率 -147.38%）が、男女間賃金格差の拡大の効果を持つ。各要因における男女差異の量の縮小は、2 時点の男女間賃金格差の縮小の主な要因であることが示される。職位を含まない場合に比べ、観察された各要因の量の縮小効果がかなり大きくなっている他、観察されない要因のうちギャップ効果の影響（縮小寄与）が小さくなり、観察されない価格効果の格差拡大が大きくなっている。
- 2) 各要因の影響についてみる。男女間賃金格差の縮小に影響を与える各要因において、観察された各要因の量の効果における年齢（寄与率 181.58%）、勤続年数（寄与率 76.33%）、企業規模（寄与率 56.06%）、観察された価格効果の年齢（寄与率 64.79%）の影響は大きい。年齢と勤続年数における男女差異の縮小、企業分布の男女差異の縮小、年齢に対する評価の男女格差の縮小は、2 時点間の男女間賃金格差縮小の主な要因であることが示される。

一方、男女間賃金格差の拡大方向に寄与しているのが、主に、観察されない価格効果の要因（寄与率 -147.28%）、観察された価格効果の職位（寄与率 -70.77%）（=職位に対する評価の男女差異の拡大）である。以下、観察された価格効果の学歴（寄与率 -24.92%）、観察された各要因の量の効果における職位（寄与率 -24.46%）（=職位分布の男女差異の拡大）、学歴（寄与率 -21.83%）、観察された価格効果の産業（寄与率 -11.62%）等となっている。職位、学歴等が拡大要因に寄与している。

表 29 2 時点の変化に関する JMP モデルの分解結果
(職位を含まない計測)

	実際値	割合
D06-D00		
総計	-0.0274	100%
①観察された各要因の量の効果	-0.0253	92.01
年齢	-0.0123	44.81
勤続年数	-0.0056	20.23
学歴	0.002	-7.36
産業	-0.0014	5.06
企業規模	-0.0058	21.16
地域	-0.0020	8.11
②観察された価格の効果	0.0004	-1.47
年齢	-0.0024	8.76
勤続年数	-0.0001	0.37
学歴	0.0016	-5.91
産業	-0.0003	1.14
企業規模	0.0008	-2.81
地域	0.0008	-3.02
③ギャップ効果	-0.0218	79.56
④観察されない価格効果	0.0193	-70.44

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

1) 2時点の変化=2006年の男女間賃金格差-2000年の男女間賃金格差

2) 表の実際値は、各要因の寄与度、割合の数値は、各要因の寄与率。

表 30 2 時点の変化に関する JMP モデルの分解結果
(職位を含む計測)

D06-D00	実際値	割合
総計	-0.0109	100%
①観察された各要因の量の効果	-0.0303	277.92
年齢	-0.0198	181.58
勤続年数	-0.0083	76.33
学歴	0.0024	-21.83
産業	0.0008	-7.49
企業規模	-0.0061	56.06
職位	0.0027	-24.46
地域	-0.0019	17.73
②観察された価格の効果	0.0038	-35.01
年齢	-0.0071	64.79
勤続年数	-0.0023	20.76
学歴	0.0027	-24.92
産業	0.0013	-11.62
企業規模	0.0009	-8.03
職位	0.0077	-70.77
地域	0.0006	-5.22
③ギャップ効果	-0.0005	4.40
④観察されない価格効果	0.0161	-147.38

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

1) 2時点の変化=2006年の男女間賃金格差-2000年の男女間賃金格差

2) 表の実際値は、各要因の寄与度、割合の数値は、各要因の寄与率。

(2) AB 分解による要因分析

JMP 分解の分析枠組みは、労働市場の需給構造の変化が男性の賃金構造にも女性の賃金構造にも等しく影響するとしており、男性の係数値で代表させて分析を行っている。しかし、必ずしもこの仮定が成り立たない場合が多い。言い換えると、女性の賃金関数の係数を用いていない点が最大の弱点である。また、C、Dについてはこれ以上詳しい分解はできない。このため、本分析では、観察される統計的な要因を用いる手法 (AB 分解方法) も用いて分析し、これらの結果を比較する。

AB モデルについて説明する。Altonji and Blank(1999)によれば、ある時点の男女間賃金格差は、(6) 式のように分解できる。

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \bar{X}_t(\beta_m - \beta_f) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_t \quad (6)$$

ここで $\bar{X}_t = (\bar{X}_m + \bar{X}_f)/2$ 、 $\beta_t = (\beta_m + \beta_f)/2$ である。

平均値で見た男女間賃金格差を D とし、2 時点における男女間賃金格差について、基

準時を 0、比較時を 1 とすると、2 時点間の男女間賃金格差の差異は、(6) 式を時点間で引き算しまとめると、2 時点間の男女間賃金格差の変動は、(7) 式のように分解できる。

$$\begin{aligned}
 D_1 - D_0 = & \frac{(\Delta \bar{X}_1 - \Delta \bar{X}_0) \times (\beta_{m1} + \beta_{f1} + \beta_{m0} + \beta_{f0}) / 4}{\text{【属性格差変動効果】}} \\
 & + \frac{(\Delta \bar{X}_1 + \Delta \bar{X}_0) / 2 \times ((\beta_{m1} + \beta_{f1}) / 2 - (\beta_{m0} + \beta_{f0}) / 2)}{\text{【平均係数変動効果】}} \\
 & + \frac{((\bar{X}_{m1} + \bar{X}_{f1}) / 2 - (\bar{X}_{m0} + \bar{X}_{f0}) / 2) \times (\Delta \beta_1 + \Delta \beta_0) / 2}{\text{【平均属性変動効果】}} \\
 & + \frac{(\bar{X}_{m1} + \bar{X}_{m0} + \bar{X}_{f1} + \bar{X}_{f0}) / 4 \times (\Delta \beta_1 - \Delta \beta_0)}{\text{【係数格差変動効果】}} \quad (7)
 \end{aligned}$$

(上式で D は男女間賃金格差 ($Ln\bar{W}_m - Ln\bar{W}_f$)、 Δ は男女間の差)

(7) 式の第 1 項は、男女間の属性格差の変化によってもたらされる賃金格差の変化である(前述の JMP モデルの「観察された説明変数の効果」と同趣旨)。これを「属性格差変動効果」と呼ぶ。

第 2 項は、男女の平均係数の変化によってもたらされる賃金格差の変化である(前述の JMP モデルの「観察された価格効果」と同趣旨)。これを「平均係数変動効果」と呼ぶ。

第 3 項は、男女の平均属性の差によってもたらされる賃金格差の変化である。これを「平均属性変動効果」と呼ぶ。第 4 項は、男女間係数格差の変化によってもたらされる賃金格差の変化である。これを「係数格差変動効果」と呼ぶ。第 1 項の「属性格差変動効果」と第 4 項の「係数格差変動効果」は性別により異なった変化を捉える(=「性特有効果」)が、第 2 項の「平均係数変動効果」と第 3 項の「平均属性変動効果」は、男女共通の変化(=「性共通効果」)を捉える。

AB 分解について、職位を含まない計測結果を表 31、職位を含む計測結果を表 32 でそれぞれ示している。以下では、これらの分析結果を説明する。

① 職位を含まない AB 分解分析結果により、以下のことが示される。

1) 観察された属性効果、平均属性変動、係数格差変動、観察された価格効果(平均係

数変動)の影響についてみる。分析により、観察された属性効果、係数格差変動、観察された価格効果(平均係数変動)が2時点の男女間賃金格差の縮小に影響を与える一方、平均属性変動効果は、男女間賃金格差の拡大の効果を持つ。男女間賃金格差の縮小に与える影響は、観察された属性効果の方が一番大きい。各要因における男女差異の量の変化は2時点のその賃金格差の変化の主な要因であることが示される。

- 2) 各要因の影響についてみる¹⁶。平均属性変動の産業(寄与率30.61%)、係数格差変動の産業(寄与率28.62%)、観察された属性効果の年齢(寄与率29.12%)、勤続年数(寄与率24.16%)の影響は大きい。男女とも産業分布の割合の変化、産業間賃金格差の縮小、年齢と勤続年数における男女差異の縮小は、2時点間の男女間賃金格差の縮小の主な要因であることが示される。

一方、係数格差変動の年齢(寄与率-180.50%)、企業規模(寄与率-75.29%)、勤続年数(寄与率-42.42%)(=年齢、企業規模、勤続年数の係数の男女差異の拡大)、平均属性変動の年齢(寄与率43.04%)(=高齢化)等が格差拡大の方向に大きく寄与している。

② 職位を含むAB分解の結果によって、以下のことがわかった。

- 1) 観察された属性効果が2時点のその賃金格差の縮小に影響を与える一方、観察された価格効果(平均係数変動)、平均属性変動、係数格差変動は、男女間賃金格差の拡大の効果を持つ。また、男女間賃金格差の変化に与える影響は、観察された属性効果(寄与率202.16%)が一番大きい。他の要因と比べ寄与がかなり大きく、4つの要因のうち、唯一縮小効果となっている。これらの結果が、上記の職位を含まない場合の分解結果と異なっている。

- 2) 各要因の影響についてみる。係数格差変動の産業(寄与率133.86%)、観察された属性効果の年齢(寄与率109.47%)、勤続年数(寄与率99.32%)、観察された価格効果(平均係数変動)の勤続年数(寄与率69.08%)、平均属性変動の学歴(寄与率61.92%)の影響が大きい。

産業間賃金格差の男女差異、年齢と勤続年数の男女格差、勤続年数に対する男女共通の評価の変化、男女共通の教育水準の変化は、2時点間の男女間賃金格差の変化の主な要因である。

一方、係数格差変動の勤続年数(寄与率-207.87%)、平均属性変動の年齢(寄与率-145.83%)、係数格差変動における年齢(寄与率-126.25%)、企業規模(寄与率-83.00%)等が格差拡大の方向に大きく寄与している。

¹⁶ ここでは係数格差変動の定数項以外の要因についてみることとする(職位をむ含む分析も同様)。

表 31 2 時点の変化に関する AB モデルの分解結果
(職位を含まない計測)

	実際値	割合(%)
合計	-0.0274	100
観察された属性効果	-0.0209	76.14
年齢	-0.0080	29.12
勤続年数	-0.0066	24.16
学歴	0.0023	-8.31
産業	-0.0013	4.85
企業規模	-0.0051	18.51
地域	-0.0021	7.81
定数項	0.0000	0.00
観察された価格効果(平均係数変動)	-0.0019	6.95
年齢	-0.0010	3.52
勤続年数	-0.0020	7.33
学歴	0.0018	-6.62
産業	-0.0005	1.97
企業規模	-0.0006	2.35
地域	0.0004	-1.60
定数項	0.0000	0.00
平均属性変動	0.0014	-5.04
年齢	0.0118	-43.04
勤続年数	0.0032	-11.60
学歴	-0.0046	16.89
産業	-0.0084	30.61
企業規模	-0.0009	3.27
地域	0.0003	-1.17
定数項	0.0000	0.00
係数格差変動	-0.0060	21.96
年齢	0.0495	-180.50
勤続年数	0.0116	-42.42
学歴	-0.0037	13.52
産業	-0.0079	28.62
企業規模	0.0207	-75.29
地域	0.0016	-5.83
定数項	-0.0779	283.86

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) Altonji and Blank(1999)の方法を用いた分解結果。

2) 2時点の変化=2006年の男女間賃金格差-2000年の男女間賃金格差

3) 表の実際値は、各要因の寄与度、割合の数値は、各要因の寄与率。

表 32 2時点の変化に関する AB モデルの分解結果
(職位を含む計測)

	実際値	割合(%)
合計	-0.0109	100
観察された属性効果	-0.0221	202.16
年齢	-0.0119	109.47
勤続年数	-0.0108	99.32
学歴	0.0035	-32.44
産業	0.0008	-6.92
企業規模	-0.0049	45.24
職位	0.0033	-29.88
地域	-0.0019	17.38
定数項	0.0000	0.00
観察された価格効果(平均係数変動)	0.0035	-31.84
年齢	-0.0025	22.52
勤続年数	-0.0075	69.08
学歴	0.0033	-29.82
産業	0.0010	-8.77
企業規模	0.0001	-1.17
職位	0.0088	-80.93
地域	0.0003	-2.75
定数項	0.0000	0.00
平均属性変動	0.0068	-61.97
年齢	0.0159	-145.83
勤続年数	0.0062	-56.48
学歴	-0.0068	61.92
産業	-0.0058	53.51
企業規模	-0.0016	14.57
職位	-0.0017	15.55
地域	0.0006	-5.21
定数項	0.0000	0.00
係数格差変動	0.0009	-0.83
年齢	1.3800	-126.25
勤続年数	2.2700	-207.87
学歴	-0.5300	48.30
産業	-1.4600	133.86
企業規模	0.9100	-83.00
職位	-0.1900	-17.56
地域	0.0007	-6.86
定数項	-0.0236	215.93

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) Altonji and Blank(1999)の方法を用いた分解結果。

2) 2時点の変化=2006年の男女間賃金格差-2000年の男女間賃金格差

3) 表の実際値は、各要因の寄与度、割合の数値は、各要因の寄与率。

参考文献

- 小野旭(1989)「日本的雇用慣行と労働市場」東洋経済新報社
- 小野旭(1997)「変化する日本的雇用慣行」日本労働研究機構(現：労働政策研究・研修機構)
- 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、50-80ページ
- 堀春彦(2002)「男女間賃金格差が発生する要因の分析」『男女間の賃金格差に関する研究会報告』厚生労働省雇用均等・児童家庭局雇用均等政策課
- 三谷直紀(1997)「企業内賃金構造と労働市場」勁草書房
- Altonji, Joseph G. and Rebecca M. Blank(1999) "Race and Gender in the Labor Market," in O. Ashenfelter and D. Card(eds.) *Handbook of Labor Economics, Volume 3C*:Elsevier service B.V.,pp3143-3259
- Cotton, Jeremiah(1988)"On the decomposition of Wage Differentials",*Review of Economics and Statistics*70,pp236-243
- Juhn,Chinfui,Kevin M.Marphy,and Brooks Pierce(1991),"Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence," in *Workers and Their Wages:Changing Patterns in the United States*,edited byMarvin Kosters:American Enterprise Institute Press.
- Lazear ,E.P.(1979)"Why is There Mandatory Retirement ?", *Journal of Political Economy*, vol.81,no.6,pp1261-1284
- Neumark, David(1988),"Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination",*Journal of Human Resources* 23,pp279-295
- Oaxaca, Ronald(1973)"Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets,"*International Economic Review*,14(3),pp.693-709
- Oaxaca, Ronald and Michael R. Ransom(1994)"On Discrimination and the Dicomption of Wage Differentials" *Journal of Econometrics*61(1),pp5-21

[付録参照]

一 Oaxaca モデルに関する説明

男女間賃金格差の一時点の要因分解式を、(1)式、(2)式、(3)式で示している。Oaxaca (1973) に従い、(1)式から(2)式を導出される。

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \bar{X}_m \beta_m - \bar{X}_f \beta_f \quad (1)$$

(1)式において、添字 m 、 f は男性と女性をそれぞれ示す。、 $\text{Ln}\bar{W}_m$ 、 $\text{Ln}\bar{W}_f$ は男性と女性の賃金率平均値の自然対数、 \bar{X}_m 、 \bar{X}_f は男性と女性の各要因の平均値、 β_m 、 β_f は男性と女性の賃金関数の推定値をそれぞれ示す。平均値であるため、誤差項 u は省かれている。Oaxaca (1973) によれば、男女間賃金格差が(2)式のように分解できる。

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_m}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_f (\beta_m - \beta_f)}_{\text{非属性格差}}$$

または、

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_f}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_m (\beta_m - \beta_f)}_{\text{非属性格差}} \quad (2)$$

(2)式は、平均値で見た男女間賃金格差が、 $\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f$ 各要因の量の男女差異に基づく格差 ($(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_m$) または、 $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_f$ 以下で「属性格差」と呼ぶ)、および各要因に対する評価の男女差異に基づく格差 ($(\bar{X}_f (\beta_m - \beta_f))$ 、または $\bar{X}_m (\beta_m - \beta_f)$ 以下では「評価の差に基づく格差=非属性格差」と呼ぶ) の2種に分けられることを示している。

(2)式に対して、Cotton(1988)、Neumark(1988)、Oaxaca and Ransom(1994)は、男性基準 (β_m) と女性基準 (β_f) を別々に利用することによって、異なる分解結果が得られる問題が存在しており、そのために、非差別の推定値 β^* (no-discrimination wage structure) の利用が必要であることを指摘している。Cotton(1988)、Neumark(1988)、

Oaxaca and Ransom(1994)が利用した β^* を(2)式に代入すると、(2)式が(3)式のように一本化される。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(β^* 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 β^* 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。

本分析では、1 時点における男女間賃金格差の分析については、(4) 式の分析 (以下「Oaxaca 分解」という。) を使用することとする。

$$\underbrace{\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f}_{\text{属性格差}} = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_m (\beta_m - \beta^*)}_{\text{非属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_f (\beta^* - \beta_f)}_{\text{非属性格差}} \quad (3)$$

(3)式に基づくと、平均値で見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 $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*$ 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(「**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多くいることなどの要因があれば、この格差が生じる。

右辺の第2項 $\bar{X}_m (\beta_m - \beta^*)$ 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(「**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 $\bar{X}_f (\beta^* - \beta_f)$ 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(「**女性の損失**」)。

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)。

二 JMPモデルに関する説明

以下では、JMPモデル(Juhn, Murphy and Pierce 1991)の導出について説明する。

男性と女性の賃金関数を(1)式で示す。

$$\begin{aligned} \text{Ln}W_m &= \beta_m X_m + u_m \\ \text{Ln}W_f &= \beta_f X_f + u_f \end{aligned} \quad (1)$$

男性の推定値 β_m を用いて誤差項を定義して書き換えると、(1)式を(2)式に変換することができる。

$$\begin{aligned}
v_m &= \text{Ln}W_m - \beta_m X_m = u_m \\
v_f &= \text{Ln}W_f - \beta_m X_f \\
&= \beta_f X_f + u_f - \beta_m X_f \\
&= (\beta_f - \beta_m)X_f + u_f \quad (2)
\end{aligned}$$

平均値で見た男女間賃金格差を D とすると、男女間賃金格差は、以下のように分解できる。

$$\begin{aligned}
D &= \text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f \\
&= (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_m + \bar{X}_f(\beta_m - \beta_f) \\
&= \Delta\bar{X}\beta_m - u_f \quad (3)
\end{aligned}$$

(3) 式において、 $\Delta\bar{X} = \bar{X}_m - \bar{X}_f$ である。2 時点における男女間賃金格差を比較すると、基準時を 0、比較時を 1 とすると、2 時点間の男女間賃金格差の差異は、(4) 式のように定式化できる。

$$D_1 - D_0 = (\Delta\bar{X}_1 - \Delta\bar{X}_0)\beta_{m1} + \Delta\bar{X}_0(\beta_{m1} - \beta_{m0}) - (u_{f1} - u_{f0}) \quad (4)$$

(4) 式は、誤差項 u の標準偏差 σ を利用し、次のような分解ができる。

$$\begin{aligned}
\text{Ln}W_m &= \beta_m X_m + \sigma_m \rho_m \\
\text{Ln}W_f &= \beta_m X_f + \sigma_m \rho_f \quad (5)
\end{aligned}$$

ここで、 $\rho_m = \frac{u_m}{\sigma_m}$ 、 $\rho_f = \frac{(\beta_f - \beta_m)X_f + u_f}{\sigma_m}$ である。 ρ_m 、 ρ_f は平均 0、分散 1 を持つ正規化された男性と女性の誤差項である。(5) 式を使って (3) 式に書き換えると、(6) 式になっている。

$$\begin{aligned}
D &= \text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f \\
&= \beta_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \sigma_m (\rho_m - \rho_f) \\
&= \beta_m \Delta\bar{X} + \sigma_m \Delta\rho \quad (6)
\end{aligned}$$

ここで $\Delta\rho = \rho_m - \rho_f$ である。(6)式を用いて、2 時点間の男女間賃金格差の変化が(7)式のように分解できる。(7) 式は JMP モデルの推定式である。

$$D_1 - D_0 = \underbrace{\beta_{m1} (\Delta \bar{X}_1 - \Delta \bar{X}_0)}_A + \underbrace{(\beta_{m1} - \beta_{m0}) \Delta \bar{X}_0}_B$$

$$+ \underbrace{(\Delta \rho_1 - \Delta \rho_0) \sigma_{m1}}_C + \underbrace{\Delta \rho_0 (\sigma_{m1} - \sigma_{m0})}_D \quad (7)$$

A 観察された人的資本(各要因) B 観察された価格効果
C ギャップ効果 D 観察されない価格効果

(7) 式の各記号について説明する。左辺について、添字 1、0 は 2 時点をそれぞれ示す。 D_1 、 D_0 は 1 時点、0 時点における賃金率の自然対数の男女差異 ($\ln W_m - \ln W_f$) である。 $D_1 - D_0$ は 2 時点における男女間賃金格差の変化値を示す。(7) 式の右辺については、 ΔX は人的資本の各要因平均値の男女差異、 β_m は男性賃金関数の推定値、 $\Delta \rho$ は賃金残差の男女差異 ($\Delta\rho = \rho_m - \rho_f$)、 σ_m は男性の賃金残差の標準偏差をそれぞれ示す。

(7)式右辺の現実的意味については、A は、観察された人的資本の量の効果 (the human capital effect) を示す。これは、男女間の教育水準、経験年数の違いによって 2 時点における男女間の所得格差が生じる効果である。具体的には、時点間で男女それぞれの就業上の地位 (属性) が変化した結果、それが男女間賃金格差にどのような影響を与えるのかを示す部分である。就業年齢の上昇、長期勤続化、高学歴化、比較的賃金の高い産業への就業増加などの統計的に観察可能な地位向上による賃金変動を示している。たとえば、基準時と比較時を比べたときに、他の条件を一定として女性の平均勤続年数が男性のそれに比べて相対的に延びれば、時点間で男女間賃金格差は縮小することが予想される。「観察された説明変数の効果」と呼ばれる。

B は、観察された価格効果 (the observed price effect) であり、これは時代とともに同じ要因に対する評価の変化を示す。具体的には、年齢、教育、勤続に対する収益率や職業・産業等に対するプレミアムに男女間で相違がないとした場合、労働市場全体での需給構造の変化による各収益率の変化が男女間賃金格差にどのような影響を与えるのかを評価したものである。年齢に対するプレミアムの変化等統計的に観察可能な収益率の変化による賃金変動を示す部分である。

C、D は、上記要因では説明できない残余部分の変化である。

C は、男女間の観察できない人的資本の効果 (unobserved productivity-related characteristics)、すなわちギャップ効果 (the gap effect) である。「ギャップ効果」とは、男女別に推計された賃金関数の誤差項 (統計的に観察されない要因) のうち、男

性の誤差項の変動から乖離した女性特有の誤差項の変動を示す部分であり、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。

D は、男女間の観察されない価格効果 (the unobserved price effect) である。男女別に推計された賃金関数の誤差項 (統計的に観察されない要因) のうち、男性の誤差項の変動と連動した女性の誤差項の変動を示す部分であり、統計的には観察できない要因の収益率変動のうち、男性と女性に共通した部分 (全般的な賃金分布の変化によりもたらされる部分) を表している。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。昇進・昇格に伴う賃金プレミアムの時点間の変化は、観察されない価格効果に含まれる要因である。

三 ABモデル

以下では、AB分解の推定モデルについて説明する。Altonji and Blank(1999)によれば、ある時点の男女間賃金格差は (1) 式のように分解できる。

$$\text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f = \bar{X}_t(\beta_m - \beta_f) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_t \quad (1)$$

ここで $\bar{X}_t = (\bar{X}_m + \bar{X}_f)/2$ 、 $\beta_t = (\beta_m + \beta_f)/2$ である。

平均値で見た男女間賃金格差を D とし、2 時点における男女間賃金格差について、基準時を 0、比較時を 1 とすると、2 時点間の男女間賃金格差の差異は、(2) 式を時間間で引き算しまとめると、2 時点間の男女間賃金格差の変動は、以下のように分解できる。

$$D_1 - D_0 = \frac{(\Delta\bar{X}_1 - \Delta\bar{X}_0) \times (\beta_{m1} + \beta_{f1} + \beta_{m0} + \beta_{f0})/4}{\text{【属性格差変動効果】}} \\ + \frac{(\Delta\bar{X}_1 + \Delta\bar{X}_0)/2 \times ((\beta_{m1} + \beta_{f1})/2 - (\beta_{m0} + \beta_{f0})/2)}{\text{【平均係数変動効果】}} \\ + \frac{((\bar{X}_{m1} + \bar{X}_{f1})/2 - (\bar{X}_{m0} + \bar{X}_{f0})/2) \times (\Delta\beta_1 + \Delta\beta_0)/2}{\text{【平均属性変動効果】}} \\ + \frac{(\bar{X}_{m1} + \bar{X}_{m0} + \bar{X}_{f1} + \bar{X}_{f0})/4 \times (\Delta\beta_1 - \Delta\beta_0)}{\text{【平均属性変動効果】}} \quad (2)$$

【係数格差変動効果】

(上式で D は男女間賃金格差、 $\overline{LnW}_m - \overline{LnW}_f$ 、 Δ 男女間の差)

(2)式の第1項は、男女間の属性格差の変化によってもたらされる賃金格差の変化である(前述の JMP モデルの「観察された説明変数の効果」と同趣旨)。これを「属性格差変動効果」と呼ぶ。

第2項は、男女の平均係数の変化によってもたらされる賃金格差の変化である(前述の JMP モデルの「観察された価格効果」と同趣旨)。これを「平均係数変動効果」と呼ぶ。

第3項は、男女の平均属性の差によってもたらされる賃金格差の変化である。これを「平均属性変動効果」と呼ぶ。第4項は、男女間係数格差の変化によってもたらされる賃金格差の変化である。これを「係数格差変動効果」と呼ぶ。

第1項の「属性格差変動効果」と第4項の「係数格差変動効果」は性別により異なった変化を捉える(=「性特有効果」)が、第2項の「平均係数変動効果」と第3項の「平均属性変動効果」は、男女共通の変化(=「性共通効果」)を捉える。