

(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たことがうかがえる。

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。

1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。

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

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。

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

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。

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

【属性格差変動効果】

$$+ \frac{(\Delta\bar{X}_1 + \Delta\bar{X}_0)/2 \times ((\beta_{m1} + \beta_{f1})/2 - (\beta_{m0} + \beta_{f0})/2)}{2}$$

【平均係数変動効果】

$$+ \frac{((\bar{X}_{m1} + \bar{X}_{f1})/2 - (\bar{X}_{m0} + \bar{X}_{f0})/2) \times (\Delta\beta_1 + \Delta\beta_0)}{2}$$

【平均属性変動効果】

$$+ \frac{(\bar{X}_{m1} + \bar{X}_{m0} + \bar{X}_{f1} + \bar{X}_{f0})/4 \times (\Delta\beta_1 - \Delta\beta_0)}{2} \quad (2)$$

【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。