

日本における男女間賃金格差と職業選択

野崎 華世

(大阪商業大学JGSS研究センター ポスト・ドクトラル研究員)

1. はじめに

本稿の目的は、職業決定と就業形態を考慮した上での男女間賃金格差の要因分析を行うことである。周知のように、わが国において男女間賃金格差が存在し、その要因に関する数多くの研究がこれまでなされている。しかし、それらの中で、男女間賃金格差を性差による職業分離 (Occupational Segregation) の面から考察している研究は多くない。男女間賃金格差は、同一職業内の賃金格差のみから生じるのではなく、性差による職業分離 (職業決定における男女差) から生じると考えられることから、職業決定を含んだ男女間賃金格差の要因分析を行うことは意味のあることと考えられる。

本稿では、わが国における男女間賃金格差について実証的に分析することを目的としているが、その背景となる賃金格差と職業決定に関するこれまでに提唱されている理論仮説¹⁾は、「生産性差要因」、「労働需要要因」、「制度的要因」の3つに分けることができる。

第1に、生産性差要因、すなわち、男性労働者と女性労働者の生産性に差があることから賃金格差や職業決定に差が生まれることが考えられる。このカテゴリーに含まれる理論としては、人的資本理論 (Becker 1964; Polachek 1981) がある。人的資本理論では、職業決定は、個人が持つ人的資本量 (生産要素量) と職業中断による人的資本の減耗を考慮して行われる。結婚や出産による職業中断の可能性がある女性は、職業中断による資

本の減耗率が高い職業に就きにくくなり、職業分布にも男女差が生まれる。さらに、同一職業内でも、学歴などの生産要素量の男女差から賃金に差が生まれる。

第2に、労働需要要因、すなわち労働需要者である雇用主の主観的判断が、賃金格差や職業決定に影響することが考えられる。このカテゴリーに含まれる理論として、嗜好による差別論 (Becker 1957) と統計的差別論 (Phelps 1972) がある。嗜好による差別論では、雇用主が、あるグループに対して差別的嗜好を持つため、そのグループを雇用することによって差別係数だけ負効用を感じるとする。これを女性に適用すると、差別係数だけ女性は男性よりも低く評価されるため、職業分布や賃金に差が生まれる。

統計的差別論では、雇用主は、労働者の情報を完全に得られず、統計的経験に基づいて行動するとする。女性は、結婚、出産等での職業の中断もしくは退出が多く、平均的に勤続年数が短い。そのため、雇用主は、女性は長期間の訓練投資を回収できる可能性が低いと判断し、そのような訓練を女性に行わない。さらに、長期間の訓練投資が受けられないために、昇進機会にも差が生じてくる。その結果、企業内でより熟練を必要とする職種へのアクセスが女性の場合難しくなるなどして、職業分布の差および賃金格差をもたらす。

第3に、制度的な要因によって職業分布に差が生まれ、賃金格差がもたらされることが考えられる。この理論としては、労働市場分断理論 (Reich et al. 1973) とCrowding仮説 (Bergmann

図表-1 記述統計量(平均：正規就業、非正規就業)

正規就業のみ	全体		管理専門職		事務職		販売職		サービス職		製造職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
時間当たり賃金 (対数表示)	7.61	7.15	7.95	7.29	7.71	7.24	7.56	7.14	7.25	6.95	7.52	6.78
勤続年数	14.21	10.07	15.50	8.45	15.37	10.67	13.23	10.46	11.04	8.50	14.20	11.64
勤続年数の二乗	320.64	173.26	359.04	133.02	355.01	187.47	276.61	197.83	221.68	127.93	327.31	207.54
経験年数	22.62	20.80	22.97	18.35	21.54	19.06	20.50	21.01	24.09	23.71	23.37	27.45
経験年数の二乗	360.93	226.56	397.33	197.59	379.26	220.96	311.84	267.22	299.82	222.00	367.97	261.93
就学年数	13.25	13.02	14.90	13.79	14.20	13.30	13.98	12.86	12.20	12.41	11.89	11.57
既婚	0.74	0.56	0.80	0.57	0.77	0.49	0.80	0.54	0.73	0.63	0.68	0.71
子どもなし(基準)	0.31	0.44	0.28	0.44	0.27	0.50	0.33	0.46	0.35	0.38	0.34	0.28
子ども一人	0.16	0.10	0.15	0.12	0.16	0.10	0.18	0.05	0.18	0.14	0.15	0.11
子ども二人	0.37	0.31	0.37	0.27	0.42	0.29	0.34	0.37	0.36	0.36	0.34	0.38
子ども三人以上	0.16	0.14	0.20	0.17	0.16	0.11	0.15	0.12	0.12	0.13	0.17	0.23
世帯主	0.76	0.12	0.83	0.15	0.79	0.11	0.80	0.14	0.76	0.10	0.70	0.08
小企業(基準)	0.45	0.54	0.34	0.53	0.34	0.56	0.47	0.41	0.53	0.65	0.55	0.53
中企業	0.30	0.27	0.35	0.34	0.38	0.25	0.28	0.13	0.28	0.23	0.25	0.35
大企業	0.24	0.19	0.31	0.13	0.29	0.19	0.25	0.46	0.19	0.13	0.20	0.12
大都市	0.19	0.19	0.25	0.22	0.23	0.20	0.26	0.27	0.20	0.21	0.12	0.04
2000年	0.21	0.20	0.21	0.20	0.26	0.21	0.13	0.18	0.19	0.18	0.22	0.23
2001年	0.21	0.19	0.21	0.19	0.15	0.21	0.29	0.22	0.19	0.11	0.22	0.18
2002年	0.22	0.21	0.23	0.22	0.23	0.23	0.22	0.20	0.21	0.18	0.23	0.18
2003年	0.23	0.25	0.22	0.24	0.27	0.22	0.17	0.23	0.27	0.35	0.23	0.32
2005年(基準)	0.13	0.14	0.13	0.16	0.09	0.13	0.20	0.17	0.14	0.19	0.11	0.09
父・管理職	0.12	0.13	0.22	0.15	0.16	0.16	0.14	0.11	0.07	0.09	0.06	0.02
父・事務職	0.12	0.15	0.16	0.17	0.16	0.17	0.14	0.07	0.10	0.20	0.08	0.10
父・サービス職	0.21	0.22	0.19	0.20	0.20	0.23	0.30	0.23	0.26	0.20	0.17	0.21
父・製造職	0.37	0.34	0.33	0.34	0.32	0.30	0.24	0.45	0.37	0.35	0.47	0.39
父・農業職(基準)	0.18	0.16	0.10	0.14	0.17	0.13	0.17	0.14	0.20	0.16	0.23	0.28
母・無職	0.33	0.29	0.45	0.25	0.34	0.36	0.32	0.22	0.27	0.30	0.28	0.18
母・非正規就業	0.20	0.22	0.19	0.26	0.20	0.20	0.22	0.27	0.20	0.28	0.21	0.18
母・正規就業	0.13	0.15	0.12	0.19	0.16	0.15	0.13	0.12	0.11	0.08	0.14	0.18
母・自営業(基準)	0.33	0.33	0.25	0.30	0.30	0.29	0.33	0.40	0.41	0.35	0.37	0.45
サンプル・サイズ	1791	810	335	184	384	343	228	83	205	80	639	120
賃金差	0.47		0.66		0.47		0.42		0.30		0.74	

注：男女の時間当たり対数賃金に関して、それぞれ平均の差のt検定を行った。その結果、非正規就業のみの事務職およびサービス職で10%、非正規就業のみの販売職で5%、その他は1%で有意に差があるという結果であった

1974) が挙げられる。労働市場分断理論では、労働市場がPrimary部門とSecondary部門に分断しており、男性はPrimary部門に、また女性はSecondary部門に就業する者が多いので、男女間賃金格差が生じると説明している。Primary部門は、訓練機会も多く、給与が高いなど良好な労働条件を有しているが、Secondary部門は、訓練機会も少なく、給与も低いなど相対的に劣悪な労働条件を有する。

Crowding仮説では、労働市場が何らかの理由で分断されており、女性がある職種(A職)にアクセスしづらい状況のとき、女性はA職から締め出され、もう一方の職種(B職)に多く参入する。

その結果、A職の均衡賃金は上昇、B職の均衡賃金は下落するため、職種による賃金格差が生じるとする。

これらの理論仮説を踏まえて、日本においても、同一労働同一賃金が達成されていない現状や、職業分布の男女差の存在は確認されている(森 2005; 堀 2008; 中田 2002)。また、男女間賃金格差と雇用管理に焦点をあてた三谷(1995)や男女間賃金格差と職種に焦点をあてた中田(1997)の分析がある。Crowding仮説の存在は、堀(2003, 2008)で分析されている。

馬(2007)は、本稿と同様に、Brown et al.(1980)のモデルを用いて、日中における男女間

非正規就業のみ	全体		管理専門職		事務職		販売職		サービス職		製造職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
時間当たり賃金 (対数表示)	6.94	6.57	8.37	6.86	6.90	6.63	6.81	6.51	6.85	6.65	6.91	6.42
勤続年数	3.78	5.35	0.50	4.60	0.50	5.34	3.69	5.04	4.84	4.13	3.97	6.67
経験年数	20.17	24.98	14.75	19.29	12.38	21.90	16.00	24.54	20.03	24.60	23.92	29.72
就学年数	12.70	12.41	16.50	13.50	14.00	13.05	12.77	12.43	12.87	12.32	11.87	11.61
既婚	0.40	0.82	0.50	0.85	0.50	0.76	0.23	0.85	0.39	0.79	0.45	0.84
子どもなし(基準)	0.61	0.17	0.75	0.28	0.75	0.32	0.77	0.13	0.58	0.16	0.53	0.08
子ども一人	0.11	0.14	0.00	0.16	0.13	0.12	0.00	0.16	0.06	0.18	0.18	0.09
子ども二人	0.21	0.48	0.25	0.36	0.13	0.40	0.23	0.54	0.26	0.43	0.18	0.56
子ども三人以上	0.07	0.21	0.00	0.19	0.00	0.16	0.00	0.17	0.10	0.23	0.11	0.28
世帯主	0.49	0.08	0.50	0.00	0.63	0.07	0.31	0.07	0.52	0.10	0.50	0.12
小企業(基準)	0.62	0.63	0.75	0.70	0.50	0.57	0.54	0.56	0.61	0.71	0.66	0.66
中企業	0.19	0.19	0.25	0.19	0.38	0.24	0.23	0.18	0.19	0.11	0.13	0.20
大企業	0.19	0.18	0.00	0.10	0.13	0.19	0.23	0.26	0.19	0.18	0.21	0.14
大都市	0.16	0.19	0.50	0.22	0.13	0.30	0.08	0.15	0.16	0.16	0.16	0.13
2000年	0.17	0.19	0.00	0.19	0.00	0.17	0.15	0.21	0.32	0.18	0.11	0.18
2001年	0.14	0.16	0.00	0.21	0.00	0.16	0.15	0.18	0.13	0.11	0.18	0.18
2002年	0.21	0.20	0.25	0.25	0.38	0.21	0.15	0.18	0.06	0.17	0.32	0.20
2003年	0.33	0.29	0.75	0.15	0.25	0.30	0.38	0.26	0.32	0.33	0.29	0.31
2005年(基準)	0.15	0.17	0.00	0.19	0.38	0.16	0.15	0.17	0.16	0.21	0.11	0.12
父・管理職	0.13	0.10	0.75	0.18	0.13	0.15	0.00	0.09	0.11	0.05	0.13	0.09
父・事務職	0.16	0.14	0.00	0.18	0.38	0.16	0.23	0.09	0.13	0.13	0.13	0.16
父・サービス職	0.26	0.18	0.25	0.13	0.25	0.19	0.38	0.24	0.16	0.14	0.32	0.22
父・製造職	0.32	0.36	0.00	0.43	0.25	0.37	0.31	0.38	0.39	0.36	0.29	0.30
父・農業職(基準)	0.14	0.22	0.00	0.07	0.00	0.13	0.08	0.21	0.21	0.32	0.13	0.24
母・無職	0.28	0.28	0.00	0.25	0.63	0.34	0.15	0.31	0.29	0.26	0.26	0.24
母・非正規就業	0.30	0.23	0.25	0.27	0.13	0.30	0.31	0.20	0.32	0.21	0.32	0.21
母・正規就業	0.20	0.13	0.00	0.28	0.13	0.13	0.38	0.06	0.18	0.12	0.19	0.12
母・自営業(基準)	0.22	0.36	0.75	0.19	0.13	0.23	0.15	0.43	0.21	0.41	0.23	0.43
サンプル・サイズ	94	721	4	67	8	161	13	136	31	148	38	209
賃金差	0.36		1.50		0.27		0.29		0.19		0.50	

賃金格差の要因を、職業分布の差、および同一職業内における差から説明している。その結果、職業間格差の評価の差による部分が4%であるのに対して、職業内格差の評価の差による部分は89%で、男女間賃金格差に強く影響していることを示し、同一職業内での賃金格差の問題が深刻であるとしている。

しかしながら、馬(2007)の分析は、中国と比較するためと考えられるが、農林漁業職と少人数の職業(例えば管理職)をまとめて「その他の職業」としている。農林漁業職と管理職では、職業決定や賃金関数の構造が違う可能性は十分考えられる。また、職業別の賃金関数の推定には、職業

決定のサンプルセレクション・バイアスの問題が存在する可能性が考えられるが、馬(2007)では、その点が考慮されていない。

さらに、就業形態の影響を考える。馬(2007)は、非正規就業者もサンプルに含めているが、正規就業者との区別がされていない。就業形態と男女間賃金格差を分析している永瀬(2003)によると、男女間賃金格差の要因の一番大きい部分は年齢であるが、就業形態の差も大きな要因になっている。そのため、非正規就業者を区別する必要があると考える。一方、馬(2007)以外の先行研究の多くは、『賃金構造基本調査』の集計データや個票データが使用されているが、一般労働者²⁾の

みを分析対象にしているものが多い。しかし、パートタイム労働者であっても、正規就業者と同等の労働をしている者も存在し、男女の賃金格差を職業の面から考える場合、非正規就業者³⁾も含めて推計を行うことは有用であると考えられる。

そこで、本稿では、Brown et al. (1980)の方法を用いて、男女間賃金格差を同一職業内の差と職業分布の差に分解する。その際、非正規就業者も分析に組み込み考察する。職業内格差を属性により説明される部分と評価の差による部分に分解することで、評価の差が生じることが確認されれば、同じ職種同じ属性を持つ男女が、同じ評価を受けていないことを示すことができる。評価の差が生じる要因として、雇い主による女性への差別や、統計的差別により女性に訓練機会等が与えられていない可能性が考えられる。一方で、職業間格差についても同様の分解を行うことにより、労働市場参入時の差別が存在する可能性を確認できる。

本稿の特徴は、以下の4点である。第1に、サンプル・サイズの少ない職業の統合は、できる限り似た特性を持つ職業で統合している。第2に、職業決定のサンプルセレクション・バイアスを修正して実証分析を行う。第3に、正規就業者のみと非正規就業者を含んだ2種類のサンプルを用い、非正規就業者を含んだサンプルではダミー変数を用いて正規就業者との差をコントロールする。第4に、より非正規就業者の影響を考察するために、職業決定に「非正規職」という選択肢を加えての推定も行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、本稿での実証分析の基となるBrown et al. (1980)による分析方法について説明し、第3節では、使用したデータについて説明を行う。第4節で実証分析結果とその含意について述べ、第5節で分析のまとめと課題に言及する。

2. 賃金格差の要因分解

Brown et al. (1980)では、男女間賃金格差の要因分解を、同一職業内での男女間の属性の差と

評価の差に加えて、職業分布の差を取り入れて分析を行っている。男女別の賃金関数が以下のものであったとする。

$$\ln w_{ji}^M = X_{ji}^M \beta_j^M + u_{ji}^M \quad j=1, \dots, J \quad i=1, \dots, N_j^M \quad (1)$$

$$\ln w_{ji}^F = X_{ji}^F \beta_j^F + u_{ji}^F \quad j=1, \dots, J \quad i=1, \dots, N_j^F \quad (2)$$

MとFはそれぞれ男性、女性を表し、Xは各個人の属性、 β は推定係数、 u は誤差項である。 j は職業、 i は個人、 N は職業 j での人数を表す。

それぞれの職業での男女の割合を P^M, P^F 、女性の職業が男性と同様の構造によって決定されたとしたときの女性の職業の構成の予測値を $\hat{P}_j^F (j=1, \dots, J)$ とすると、男女間の平均賃金の格差は以下のように分解できる。

$$\begin{aligned} \overline{\ln w^M} - \overline{\ln w^F} &= \sum_{j=1}^J P_j^F (\overline{X_j^M} - \overline{X_j^F}) \beta_j^M + \sum_{j=1}^J P_j^F \overline{X_j^F} (\beta_j^M - \beta_j^F) \\ &\quad \text{(WE)} \qquad \qquad \qquad \text{(WU)} \\ &\quad + \sum_{j=1}^J \overline{\ln w_j^M} (P_j^M - \hat{P}_j^F) + \sum_{j=1}^J \overline{\ln w_j^M} (\hat{P}_j^F - P_j^F) \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式の右辺第一項(WE)と第二項(WU)は、同一の職業内の賃金格差を表し、第三項(BE)と第四項(BU)は、職業構成の差による賃金格差を表す。

WEは、個人の属性の差によって説明される同一職業内の賃金格差である。例えば、平均的な学歴が男性のほうが高いということなどを反映した部分であり、これは、同一職業内の男女間賃金格差のうち、モデルにより説明される部分と解釈できる。

WUは、同一職業内での個人の属性の差で説明されない賃金格差、つまり評価(係数)の差であり、この一部が差別だと考えられる。もしも、同じ職種で同じ属性を持つ男女の賃金が同じならば、 $\beta_j^M = \beta_j^F$ (となるので、 $WU = 0$ となる。一方で、統計的差別や嗜好による差別などが存在し、男性のほうが女性よりも高く属性が評価されていれば、 $WU > 0$ となる。具体的には、人事考課の際に、同じ成果の男女に対して異なる評価がなされるなどで、勤続年数等の評価(係数)に差が生

図表-2 Hausman and McFadden検定の結果

			管理専門職	事務職	販売職	サービス職	製造職	非正規職
正規就業のみ	男性	$\chi^2(39)$	4.148	-8.637	-0.665	6.708	-11.300	
		P値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
	女性	$\chi^2(39)$	8.457	21.278	2.647	5.249	-2.439	
		P値	1.000	0.987	1.000	1.000	1.000	
非正規就業を含む	男性	$\chi^2(39)$	5.535	-16.640	-6.860	12.438	5.680	
		P値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
	女性	$\chi^2(39)$	0.471	9.492	1.740	-6.333	-1.113	
		P値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
非正規職を含める	男性	$\chi^2(51)$	-1.520	-3.450	1.571	1.560	-18.461	14.507
		P値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
	女性	$\chi^2(51)$	-0.986	-18.028	-6.036	9.665	-0.329	-7.392
		P値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注：記載してある職業選択肢(例えば、「管理専門職」)を除いた場合の χ^2 値とP値である

じることとなる。

一方、BEは、男性の職業分布と男性と同様の構造で職業決定されたときの女性の職業分布の差を示す。職業は、勤続年数などの個人属性によって決定される。その際に、男性と女性で職業の決定構造を表す評価（係数）が全く同じであり、個人属性の平均値のみが異なる場合の職業分布の差を反映する賃金格差である。

BUは、 $(\hat{P}_j^f - P_j^f)$ が男性と同様の構造で職業決定されたときの女性の職業分布と実際の女性の職業分布との差であるので、男女の属性の差によって説明できない職業間の賃金格差を表している。これが正の値であれば、労働市場が性にに基づき分断されている、または、職業決定において、雇用主が女性を嗜好による差別等で差別している可能性を示唆することができる。

また、このBrown et al. (1980)の方法では、特定の職業の賃金関数の推計と職業決定が男女間で同一であった場合の女性の職業分布の予測値 (\hat{P}_j^f) を求める必要がある。職業は、労働需要側と労働供給側の双方によって決定される。ここでは、Brown et al. (1980) に倣い、職業決定の誘導型として多項ロジットモデルを用いる。

$$P_{ij} = \text{prob}(y_i = j) = \frac{\exp(Z_i \gamma_j)}{\sum_{k=1}^J \exp(Z_i \gamma_k)} \quad (4)$$

$i = 1, \dots, N, j = 1, \dots, J$ である。 P_{ij} は個人 i が職業 j を選択する確率、 y_i は個人 i の職業、 Z_m は労働

供給と労働需要に影響を与える変数、 γ_k は k 番目の職業の係数ベクトルであり最尤法で推計される。

男女差のない職業構造での女性の職業分布の予測値 (\hat{P}_j^f) は、男性のサンプルから得られた推計式に女性の属性を代入することによって得られる。これは、女性が男性と同じ職業決定の構造であった場合の、ある女性が職業 j を選ぶ確率であり、この確率の平均は、女性の職業決定構造が男性と同じであった場合の職業構成となる。

職業は、需要と供給それぞれの要因によって決定されているので、各職業で観測される個人はランダムに決定されているわけではない。そのため、そのまま職業別の賃金関数を推定するとバイアスが生じてしまう。このサンプルセレクション・バイアスを修正するために、Liu et al. (2004)や野村(2009)と同様に、Lee (1983)の方法を用いる。職業 j の賃金関数は、以下のように修正される。

$$\ln w_{ji} = X_{ji} \beta_j + \theta_j \hat{\lambda}_{ji} + u_{ji} \quad (5)$$

ただし、

$$\theta_j = \sigma_j \rho_j$$

$$\hat{\lambda}_{ji} = -\frac{\phi[\tau(Z_{ji} \gamma_j)]}{F(Z_{ji} \gamma_j)}$$

ここで、 σ は賃金関数の誤差項の標準誤差、 ρ は賃金関数の誤差項と職業決定の多項ロジットモデルの推計式の誤差項の相関を示し、 ϕ は、標準正

図表-3 職業決定の多項ロジットの推計結果

正規就業のみ	男性				女性			
	管理専門職	事務職	販売職	サービス職	管理専門職	事務職	販売職	サービス職
父・管理職	1.092 *** [3.08]	0.385 [1.25]	0.339 [0.94]	0.497 [1.26]	1.187 [1.41]	1.531 * [1.92]	1.655 * [1.85]	1.648 * [1.76]
父・事務職	0.569 [1.58]	0.196 [0.62]	0.166 [0.45]	0.558 [1.56]	0.006 [0.01]	0.285 [0.61]	-0.111 [0.17]	0.924 [1.54]
父・サービス職	0.447 [1.53]	0.025 [0.10]	0.437 [1.54]	0.705 *** [2.70]	-0.416 [0.92]	-0.071 [0.19]	0.201 [0.40]	0.148 [0.29]
父・製造職	0.261 [0.92]	-0.291 [1.23]	-0.635 ** [2.20]	0.093 [0.38]	-0.273 [0.62]	-0.177 [0.47]	0.51 [1.06]	0.199 [0.40]
母・無職	0.374 [1.62]	0.166 [0.80]	0.038 [0.16]	-0.278 [1.22]	0.151 [0.37]	0.625 * [1.79]	-0.165 [0.37]	0.272 [0.61]
母・非正規就業	0.392 [1.15]	0.229 [1.00]	0.143 [0.54]	-0.196 [0.81]	0.055 [0.13]	-0.167 [0.44]	-0.179 [0.41]	0.061 [0.13]
母・正規就業	0.002 [0.01]	0.215 [0.86]	-0.109 [0.37]	-0.375 [1.31]	-0.197 [0.46]	-0.351 [0.92]	-0.898 * [1.81]	-1.163 ** [2.01]
就学年数	0.751 *** [16.77]	0.556 *** [13.54]	0.469 *** [10.30]	0.097 ** [1.99]	0.713 *** [6.53]	0.454 *** [5.07]	0.367 *** [3.26]	0.241 ** [2.05]
定数項	-12.725 *** [17.54]	-8.663 *** [13.63]	-7.751 *** [10.55]	-2.811 *** [4.02]	-8.300 *** [5.37]	-4.239 *** [3.43]	-4.752 *** [2.89]	-3.409 ** [2.06]
Pseudo R ²	0.14				0.10			

非正規就業を含む	男性				女性			
	管理専門職	事務職	販売職	サービス職	管理専門職	事務職	販売職	サービス職
父・管理職	1.091 *** [3.13]	0.334 [1.10]	0.258 [0.73]	0.514 [1.43]	0.939 ** [2.09]	1.051 *** [2.67]	1.040 ** [2.38]	0.972 ** [2.15]
父・事務職	0.593 * [1.68]	0.23 [0.75]	0.214 [0.61]	0.536 [1.60]	0.069 [0.18]	0.114 [0.37]	-0.194 [0.50]	0.529 [1.52]
父・サービス職	0.524 * [1.82]	0.087 [0.35]	0.498 * [1.80]	0.725 *** [2.94]	-0.054 [0.16]	0.196 [0.72]	0.481 [1.62]	0.383 [1.26]
父・製造職	0.291 [1.03]	-0.275 [1.18]	-0.600 ** [2.14]	0.072 [0.31]	0.105 [0.33]	0.031 [0.12]	0.424 [1.53]	0.111 [0.38]
母・無職	0.313 [1.38]	0.174 [0.85]	0.029 [0.13]	-0.266 [1.22]	-0.139 [0.48]	0.354 [1.55]	-0.228 [0.90]	-0.238 [0.89]
母・非正規就業	0.227 [0.88]	0.169 [0.75]	0.139 [0.54]	-0.146 [0.64]	-0.06 [0.20]	-0.04 [0.16]	-0.491 * [1.83]	-0.363 [1.30]
母・正規就業	-0.075 [0.27]	0.190 [0.78]	0.002 [0.00]	-0.328 [1.24]	-0.167 [0.52]	-0.362 [1.31]	-1.257 *** [3.66]	-0.877 *** [2.60]
就学年数	0.737 *** [16.93]	0.536 *** [13.60]	0.441 *** [10.11]	0.112 ** [2.50]	0.621 *** [8.50]	0.408 *** [7.26]	0.284 *** [4.25]	0.191 *** [2.98]
定数項	-12.564 *** [17.78]	-8.390 *** [13.75]	-7.278 *** [10.40]	-2.808 *** [4.33]	-7.383 *** [6.93]	-3.887 *** [4.88]	-3.149 *** [3.22]	-1.948 ** [2.11]
Pseudo R ²	0.14				0.10			

注：[]内は、ロバストなZ値。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。基準は「製造職」である。

紙幅の都合上、勤続年数、経験年数、既婚ダミー、大都市ダミーの係数およびZ値は非掲載。より詳細な推定結果は、野崎(2009)を参照

規分布の密度関数である。 τ は、 $(Z_{j,i} \gamma_j)$ を標準正規分布に従う確率変数に変換する関数である。 F は、個人*i*が*j*という職業を選択する確率である。

3. データについて

本稿では、日本版General Social Surveys (JGSS)⁴⁾の2000年、2001年、2002年、2003年、2005年のデータをプールして使用する。JGSSの母

集団は各調査年度の9月1日時点⁵⁾で全国に居住する満20～89歳の男女個人であり、抽出方法は、層化二段無作為抽出法を用いている。有効回答数は、全体で14,322である。本稿では、自営業者、自由業者、家族従業者を除く、60歳以下の労働者を対象としている(記述統計量は図表-1を参照)。

職業区分に関しては、国勢調査で用いられている日本標準職業分類(平成9年12月改定)に基づく職業分類で分類を行った。ただし、農林漁業作

非正規職 を含める	男性					女性				
	管理専門職	事務職	販売職	サービス職	非正規職	管理専門職	事務職	販売職	サービス職	非正規職
父・管理職	1.002 *** [2.83]	0.316 [1.02]	0.268 [0.73]	0.498 [1.26]	0.485 [0.91]	1.224 [1.50]	1.562 ** [1.99]	1.624 * [1.85]	1.600 * [1.75]	1.339 * [1.77]
父・事務職	0.539 [1.51]	0.173 [0.55]	0.144 [0.39]	0.57 [1.59]	0.541 [1.06]	-0.037 [0.07]	0.192 [0.42]	-0.259 [0.40]	0.823 [1.39]	0.015 [0.03]
父・サービス職	0.45 [1.55]	0.033 [0.13]	0.438 [1.54]	0.711 *** [2.73]	0.22 [0.49]	-0.558 [1.29]	-0.179 [0.49]	0.027 [0.05]	0.039 [0.08]	-0.346 [1.04]
父・製造職	0.223 [0.79]	-0.32 [1.35]	-0.659 ** [2.29]	0.093 [0.38]	-0.397 [0.92]	-0.308 [0.77]	-0.215 [0.61]	0.427 [0.93]	0.159 [0.34]	-0.302 [0.96]
母・無職	0.416 * [1.82]	0.196 [0.95]	0.065 [0.27]	-0.279 [1.22]	0.363 [0.94]	0.135 [0.35]	0.608 * [1.83]	-0.132 [0.31]	0.299 [0.68]	0.46 [1.46]
母・非正規就業	0.348 [1.34]	0.265 [1.16]	0.185 [0.70]	-0.178 [0.73]	0.636 * [1.67]	0.055 [0.14]	-0.148 [0.42]	-0.16 [0.39]	0.041 [0.09]	0.08 [0.25]
母・正規就業	0.045 [0.16]	0.257 [1.04]	-0.066 [0.23]	-0.393 [1.38]	0.736 * [1.81]	-0.391 [0.96]	-0.503 [1.37]	-1.028 ** [2.10]	-1.219 ** [2.17]	-0.511 [1.49]
就学年数	0.740 *** [16.85]	0.546 *** [13.62]	0.461 *** [10.31]	0.096 ** [2.03]	0.203 *** [3.14]	0.681 *** [7.30]	0.441 *** [5.53]	0.359 *** [3.49]	0.236 ** [2.10]	0.309 *** [4.06]
定数項	-12.591 *** [17.63]	-8.538 *** [13.72]	-7.653 *** [10.60]	-2.803 *** [4.10]	-4.064 *** [4.05]	-7.689 *** [5.71]	-3.888 *** [3.45]	-4.417 *** [2.89]	-3.262 ** [2.04]	-2.201 ** [2.02]
Pseudo R ²	0.15					0.15				

図表-4 実際の職業分布と予測値

	P_j^M	P_j^F	\hat{P}_j^F	$\hat{P}_j^F - P_j^F$
正規就業のみ				
管理・専門職	0.19	0.23	0.15	-0.08
事務職	0.21	0.42	0.20	-0.23
販売職	0.13	0.10	0.12	0.02
サービス職	0.11	0.10	0.14	0.04
製造職	0.36	0.15	0.39	0.24
合計	1.00	1.00	1.00	
非正規就業を含む				
管理・専門職	0.18	0.16	0.13	-0.04
事務職	0.21	0.33	0.17	-0.16
販売職	0.13	0.14	0.13	-0.02
サービス職	0.13	0.15	0.18	0.03
製造職	0.36	0.21	0.40	0.18
合計	1.00	1.00	1.00	
職種選択の一つとして非正規職を含めたもの				
管理・専門職	0.18	0.12	0.13	0.01
事務職	0.20	0.22	0.16	-0.06
販売職	0.12	0.05	0.11	0.06
サービス職	0.11	0.05	0.15	0.10
製造職	0.34	0.08	0.36	0.28
非正規職	0.05	0.47	0.09	-0.39
合計	1.00	1.00	1.00	

業者は除いている。また、管理的職業従事者、保安職業従事者と運輸・通信従事者の女性が少数であるため、専門的・技術的職業従事者と管理的職業従事者を統合し「管理専門職」とし、サービス職業従事者、保安職業従事者と運輸・通信従事者

を統合し「サービス職」としている。さらに、事務従事者を「事務職」、販売従事者を「販売職」、生産工程・労務作業者を「製造職」として、合わせて5つのカテゴリーにしている⁶⁾。

賃金は、時間当たり賃金の自然対数である。これは、昨年度の年収⁷⁾を週当たり労働時間を52倍したもので除し、自然対数をとったものを用いる。女性の平均賃金は、管理専門職、事務職、販売職、サービス職、製造職の順に高く、男性では、製造職とサービス職が逆転する。また、男女の平均賃金の差は、製造職で大きく、サービス職で小さい。

職業別の賃金関数の説明変数には、勤続年数(現在の勤め先での勤続年数)、経験年数(年齢から就学年数と6を引いた値)、就学年数(最終学歴から計算⁸⁾)、家族変数(既婚ダミー、子どもダミー、世帯主ダミー)、非正規を含むサンプルでは非正規ダミー、企業規模ダミー、大都市ダミー、年ダミーを用いている⁹⁾。

また、職業決定の説明変数には、Schmidt and Strauss (1975) に従い、労働市場での経験年数、勤続年数、就学年数を入れ、家族変数である既婚ダミー、地域属性である大都市ダミーを加えた。

図表-5 職業別賃金関数の推計結果

正規就業のみ	管理専門職		事務職		販売職		サービス職		製造職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
勤続年数	0.012 [1.40]	0.050*** [2.80]	0.022* [1.96]	0.021* [1.83]	0.032** [2.14]	0.013 [0.53]	0.060*** [3.12]	0.070*** [2.81]	0.025*** [2.99]	0.018 [0.85]
勤続年数の二乗	-0.0002 [0.88]	-0.001 [1.48]	-0.0005 [1.28]	-0.0003 [0.80]	-0.0003 [0.61]	0.0005 [0.64]	-0.001* [1.74]	-0.002** [2.50]	-0.0001 [0.53]	0.00004 [0.06]
経験年数	0.031*** [6.68]	0.018*** [2.78]	0.009* [1.84]	0.009* [1.93]	0.019*** [2.67]	0.035*** [3.79]	0.0001 [0.02]	-0.014* [1.79]	0.009*** [3.31]	-0.007 [1.02]
経験年数の二乗	-0.0001 [0.72]	-0.0002 [0.64]	0.0003 [1.06]	0.0002 [0.98]	-0.0003 [1.23]	-0.001** [2.20]	0.0001 [0.36]	0.001* [1.98]	-0.0001 [1.08]	0.0002 [0.65]
就学年数	0.103*** [2.83]	0.073** [2.15]	0.060*** [2.83]	0.050** [2.33]	0.069*** [2.79]	0.091** [2.23]	0.034 [1.56]	0.047 [1.02]	0.095*** [3.29]	0.045 [1.36]
$\hat{\lambda}$	0.095 [0.52]	0.0002 [0.27]	0.239 [1.01]	0.0004 [0.49]	0.088 [0.39]	-1.561* [1.97]	-0.566* [1.88]	-0.532** [2.49]	-0.239* [1.70]	0.002*** [3.36]
定数項	5.212*** [6.12]	5.651*** [10.11]	5.804*** [9.91]	6.063*** [17.62]	5.580*** [8.42]	5.267*** [6.98]	7.006*** [16.18]	5.394*** [8.00]	5.789*** [19.43]	5.805*** [9.55]
サンプル・サイズ	335	184	384	343	228	83	205	80	639	120
Adjusted R ²	0.41	0.19	0.32	0.13	0.34	0.28	0.28	0.36	0.4	0.18

非正規就業を含む	管理専門職		事務職		販売職		サービス職		製造職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
勤続年数	0.011 [1.29]	0.053*** [3.69]	0.021* [1.85]	0.032*** [3.38]	0.023 [1.61]	0.016 [1.04]	0.058*** [3.00]	0.060*** [2.79]	0.025*** [3.16]	0.016 [1.36]
勤続年数の二乗	-0.0002 [0.80]	-0.001** [2.29]	-0.0005 [1.26]	-0.0004 [1.41]	-0.00005 [0.11]	0.0005 [0.98]	-0.001** [1.99]	-0.002*** [2.78]	-0.0002 [0.74]	0.0001 [0.17]
経験年数	0.032*** [7.01]	0.015*** [2.74]	0.011** [2.10]	0.003 [0.78]	0.019*** [2.87]	0.019*** [3.60]	0.003 [0.49]	-0.002 [0.31]	0.008*** [2.79]	-0.007* [1.78]
経験年数の二乗	-0.0001 [0.90]	-0.00003 [0.14]	0.0002 [0.95]	0.0001 [0.75]	-0.0003 [1.34]	-0.0003 [1.58]	0.0001 [0.48]	0.0002 [0.98]	-0.00004 [0.49]	0.00002 [0.10]
就学年数	0.102*** [2.75]	0.072*** [3.15]	0.060*** [2.80]	0.023 [1.27]	0.060** [2.59]	0.047** [2.05]	0.038* [1.83]	0.023 [0.80]	0.092*** [3.44]	0.014 [0.76]
非正規	0.776*** [2.60]	-0.278*** [3.49]	-0.359 [1.28]	-0.458*** [7.22]	-0.280 [1.63]	-0.459*** [4.67]	-0.139 [0.83]	-0.210** [2.32]	-0.319** [2.41]	-0.236*** [3.69]
$\hat{\lambda}$	0.082 [0.44]	-0.052*** [8.11]	0.242 [0.98]	-0.0002 [0.20]	-0.012 [0.05]	-0.690* [1.90]	-0.367 [1.21]	-0.117 [0.28]	-0.218 [1.58]	-0.002 [0.71]
定数項	5.233*** [5.99]	5.680*** [14.95]	5.741*** [9.51]	6.546*** [23.66]	5.885*** [9.39]	6.147*** [16.57]	6.678*** [15.89]	5.992*** [12.29]	5.809*** [21.33]	6.291*** [18.96]
サンプル・サイズ	339	251	392	504	241	219	236	228	677	329
Adjusted R ²	0.42	0.34	0.35	0.29	0.38	0.35	0.21	0.12	0.4	0.22

さらに、世代間の職業移動を考慮するために、15歳時父職業ダミー、15歳時母就業形態ダミーも用いている（ダミー変数の基準は図表-1を参照）。

就業形態と職業決定を考えると、正規就業者と非正規就業者それぞれで職業決定がなされると予想されるため、就業形態ごとに、Brown et al. (1980)の方法による要因分解を行うことが考えられる。しかし、職業別の賃金関数の推計を行うに当たって、非正規就業の男性は、サンプル・サイズが不十分であった¹⁰⁾。そのため代替措置として、職業決定の中に「非正規職」というカテゴリーを選択肢として導入し、職業に関係なく非正

規就業者である場合はここに振り分けた。この選択肢に非正規職を含む場合でもBrown et al. (1980)の方法の要因分解を行っている。最終的なサンプル・サイズは、非正規就業を含めたサンプルで男性1,885、女性1,531、正規就業のみのサンプルでは、男性1,791、女性810である。

4. 実証分析結果とその含意

要因分析を行う前段階として、職業決定の多項ロジットモデルの推計を行った（図表-3）。多項ロジットモデルを用いる場合、任意の選択肢Aと

非正規職を含む 性別	管理専門職		事務職		販売職		製造職		サービス職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
勤続年数	0.013 [1.43]	0.051*** [2.92]	0.024** [2.01]	0.021* [1.83]	0.032** [2.09]	0.006 [0.23]	0.053*** [3.09]	0.082** [2.53]	0.022** [2.51]	0.015 [0.72]
勤続年数の二乗	-0.0002 [0.91]	-0.001* [1.66]	-0.0005 [1.35]	-0.0003 [0.78]	-0.0003 [0.60]	0.001 [0.79]	-0.001 [1.56]	-0.003** [2.48]	-0.0001 [0.36]	0.0001 [0.19]
経験年数	0.031*** [6.90]	0.017*** [2.73]	0.008 [1.64]	0.009* [1.94]	0.019*** [2.69]	0.034*** [3.17]	0.002 [0.47]	-0.013 [1.61]	0.009*** [3.45]	-0.007 [1.00]
経験年数の二乗	-0.0001 [0.73]	-0.0002 [0.58]	0.0003 [1.07]	0.0002 [0.94]	-0.0003 [1.26]	-0.001** [2.45]	0.0001 [0.32]	0.0005* [1.85]	-0.0001 [0.99]	0.0002 [0.68]
就学年数	0.106*** [2.85]	0.104*** [3.19]	0.064*** [2.97]	0.049** [2.33]	0.068*** [2.72]	0.063 [1.57]	0.028 [1.21]	0.034 [0.58]	0.094*** [3.52]	0.046 [1.38]
$\hat{\lambda}$	0.110 [0.58]	0.135*** [3.35]	0.282 [1.14]	0.001 [0.52]	0.060 [0.26]	-1.126 [0.82]	-0.486* [1.66]	0.760 [0.39]	-0.241* [1.81]	-0.013 [1.23]
定数項	5.140*** [5.83]	5.247*** [9.70]	5.675*** [9.19]	6.078*** [17.81]	5.641*** [8.22]	5.830*** [8.07]	7.019*** [15.44]	5.723*** [6.08]	5.835*** [21.96]	5.795*** [9.45]
サンプル・サイズ	335	184	384	343	228	83	205	80	639	120
Adjusted R ²	0.41	0.25	0.32	0.13	0.34	0.25	0.27	0.33	0.4	0.17

非正規職を含む 性別	非正規職	
	男性	女性
勤続年数	-0.078 [1.29]	0.042*** [4.14]
勤続年数の二乗	0.001 [0.59]	-0.001** [2.55]
経験年数	0.021 [1.51]	-0.0004 [0.13]
経験年数の二乗	0.0000 [0.20]	-0.0001 [0.62]
就学年数	0.119*** [3.29]	0.031** [2.26]
$\hat{\lambda}$	0.632 [1.14]	0.003 [0.39]
定数項	4.056*** [4.44]	6.159*** [30.36]
サンプル・サイズ	94	721
Adjusted R ²	0.16	0.08

注：[]内は、Whiteによる修正を行ったロバストな t 値。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。紙幅の都合上、企業規模ダミー、既婚ダミー、子ども一人ダミー、子ども二人ダミー、子ども三人以上ダミー、世帯主ダミー、大都市ダミー、年ダミーの係数および t 値は非掲載。より詳細な推計結果は、野崎 (2009) を参照

Bの間の選択確率が、他の選択肢の有無に影響を受けないというIIA (Independence of Irrelevant Alternatives) の仮定が満たされている必要がある。本稿では、この仮定が満たされているかどうか、Hausman and McFadden (1984) を用いて検定を行った。IIAが満たされていれば、選択肢のうち任意の1つを除外しても、残りの選択肢間の選択確率が変化しない。Hausman and McFadden (1984) のアイデアでは、選択肢を1つ除外した際に、残りの選択肢間のオッズ比が、除外する前から変化しているかどうかの検定を行う。本稿では、男女別に職業を1つずつ除外して検定を行った結果、いずれの場合にも、残った選

択肢間のオッズ比が変化しないという帰無仮説は (任意の有意水準で) 棄却されなかった (図表-2)。したがって、IIAは満たされており、多項ロジットモデルを用いることが適当であると考えられる。なお、職業の選択肢に非正規職を加えてもIIAが満たされていた。

職業決定の推計では、職業が世代間で固定化されているかどうかを見るために、親の属性を考慮に入れている¹¹⁾。図表-3を見ると、男性は、職業決定に父親の職業の影響を受けるが、女性は父親からはあまり影響を受けず、どちらかと言えば、母親の就業形態から影響を受けていることがわかった¹²⁾。男性は、父親が「管理専門職」もしくは「サービス職」であるとき、非正規就業を含むサンプルでは、「販売職」であるときも、父親と同じような職業を選びやすい傾向にある。このことから、職業決定には、同性の親の影響を受けやすいことが窺え、男性は父親と同じような職業を選ぶ可能性が女性よりも高く、男性における職業の固定化の傾向が窺える。

図表-4には、実際の男性の職業分布 (P_j^M)、実際の女性の職業分布 (P_j^F)、多項ロジットモデルから算出した男性と同じ職業構造に直面したときの

女性の職業分布の予測値 (\hat{P}_j^F) とその予測値と女性の実際の値との差 ($\hat{P}_j^F - P_j^F$) を示している。 $\hat{P}_j^F - P_j^F$ を見ると、正規就業のみのサンプルでは、「管理専門職」で-0.081、「事務職」で-0.23であり、女性の場合は予想される職業就業割合に比べて実際の職業就業割合の方が高いことがわかる。「管理専門職」や「事務職」は、他の職業に比べて平均賃金が高いため、これらの職業における実際の就業割合が予想より下回ると男女間賃金格差を生じさせる要因となるが、実際はそうになっていないため、これらの職業に従事している正規就業の女性は、不利益を被っているとは言えない。しかし、非正規就業を含むサンプルでは、「管理専門職」で-0.04、「事務職」で-0.16とその差は縮まる。さらに、「非正規職」をカテゴリーに含む推計では、「管理専門職」で0.01と正に変わり、男性と同じ職業分布構造で測ったときの女性の職業分布構造の予測値が実際の値を上回っている。「事務職」は依然として-0.06と負の値であるが、正規就業のみと比べて3分の1まで差が縮小している。また、「非正規職」は、-0.39と大きく負であり、女性は、予測値よりも多く非正規職に就いている。

次に、サンプルセレクション・バイアスを考慮した賃金関数を推計した(図表-5)。その結果、おむねどの職種でも、勤続年数、経験年数、就学年数が高いほど賃金上がる傾向にある。「サービス職」と非正規就業を含む「管理職」の女性で、勤続年数の係数が正、その二乗項が負で有意であるので、勤続年数の限界収益率が、勤続年数が上がるごとに逡減していくことがわかった。また、非正規就業を含む推計での「非正規ダミー」はおむね負で有意であり、非正規就業者は正規就業者よりも低い賃金を得ている傾向にある。さらに、 $\hat{\lambda}$ の係数は、正規就業のみのサンプルの「サービス職」の男女や「製造職」の男女等で有意であり、職業ごとの賃金関数を推計すると、パラメーターにサンプルセレクション・バイアスが生じるため、本稿の推定手法が有効であることがわかる。

最後に、賃金関数の推計結果を用いて、Brown et al. (1980) の方法による男女間賃金格差の要因

分解を行った(図表-6)。正規就業のみと非正規就業を含むサンプルでは、同一職業内の差が全体の100%以上を占める結果となった¹³⁾。本稿では、馬(2007)とは違って、正規就業のみ、非正規就業を含むサンプルでは、BUによって示される属性の差で説明されない職業分布の差の値は、全体では大きな説明力を持たないことがわかった。

この結果から、正規就業のみや就業者全体の日本における男女間賃金格差は、職業決定における差ではなく、主に同一職業内による差が原因であることがわかった。

(3) 式のWUで示される同一職業内での評価の差の存在も明らかとなった。中でも正規就業のみでは、WUが、全体の95%を占め、正規就業内部で、男性と女性が同じ職種で同じ属性を持っていたとしても、同じ評価がなされていないことが重要であることがわかった。非正規就業を含めるとその割合は低くなる(51.7%)が、同一職業内での評価の差は観察される。馬(2007)が、正規就業者と非正規就業者の区別をせずに行った要因分解では、WUが全体の89%を占めていた。データが違うために単純に比較することはできないが、本稿の正規就業のみの結果と比べても非正規就業内での評価の差は小さいことが窺える。

一方で、馬(2007)では分析されていない、「非正規職」を導入した分解では、職業分布の差が賃金格差の約35%を説明している。そのうち、BUで示される男女の属性差で説明できない職業分布の差が全体の27.1%を占めている。これは、労働者が職業決定において他の職業と同等に「非正規職」を選ぶと仮定すると、労働市場が性にに基づき分断されている、または、嗜好による差別等で、雇用主が、職業決定において女性を差別している可能性を示唆している。また、WEで示される属性の差で説明できる部分が、属性の差で説明されない評価の差の部分であるWUよりも大きくなっている。これは、WEの値が大きい「非正規職」の影響であり、本稿の結果では、非正規就業内の男女間賃金格差は、評価の差ではなく、属性の差から生まれていることがわかった。

図表-6 Brown et al. (1980)の方法の結果

	$P_j^F(\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F)\beta_j^M$	$P_j^F\bar{X}_j^F(\beta_j^M - \beta_j^F)$	$\overline{\ln w_j^M}(P_j^M - \hat{P}_j^F)$	$\overline{\ln w_j^M}(\hat{P}_j^F - P_j^F)$	合計
	WE	WU	BE	BU	
正規就業のみ					
管理専門職	0.07	0.08	0.31	-0.63	
事務職	0.17	0.03	0.13	-1.74	
販売職	0.02	0.02	0.02	0.17	
サービス職	-0.09	0.12	-0.20	0.31	
製造職	-0.09	0.20	-0.23	1.80	
全職業	0.08	0.45	0.03	-0.09	0.47
	18.0%	95.0%	5.9%	-18.8%	100%
非正規就業含む					
管理専門職	0.06	0.07	0.41	-0.28	
事務職	0.33	-0.12	0.28	-1.22	
販売職	0.03	0.08	0.01	-0.12	
サービス職	-0.08	0.15	-0.37	0.20	
製造職	0.01	0.19	-0.28	1.35	
全職業	0.35	0.36	0.05	-0.06	0.71
	49.9%	51.7%	6.6%	-8.3%	100%
職種選択の一つとして非正規職を含めたもの					
管理専門職	0.07	0.01	0.41	0.05	
事務職	0.17	-0.07	0.31	-0.46	
販売職	0.01	0.01	0.05	0.46	
サービス職	-0.01	0.07	-0.15	2.11	
製造職	-0.04	0.05	-0.31	0.72	
非正規職	0.36	-0.18	-0.24	-2.68	
全職業	0.56	-0.11	0.06	0.19	0.71
	79.6%	-15.6%	8.8%	27.1%	100%

5. おわりに

本稿では、日本における男女間賃金格差の要因分解を職業と就業形態に焦点を当てて分析を行った。具体的には、賃金格差を職業内での差と職業間の差に分解し、さらに、それを男女の属性の差で説明される部分と説明されない部分に分解した。

その結果、先行研究と同様に、正規就業のみと非正規就業を含むサンプルで、男女間賃金格差を説明する要因として大きく寄与しているのは、同一職業内の差であった。職業内の評価の差も確認され、日本においては、特に正規就業内で、同じ職種で同じ属性であったとしても同等に評価されていないことが重要であることがわかり、同じ職種で同じ属性であったとしても女性の場合には男性と同等に評価されていないことが重要である。こうした評価の差を生じさせる要因として、例えば、雇い主による女性への差別であったり、統計

的差別による訓練機会の差などの要因が考えられる。性による訓練機会の差が生じることにより、例えば、同じ勤続年数を有する男女であっても、訓練を受け生産力が上昇した男性のほうが勤続年数に対する評価(係数)も高くなるという結果が生じる可能性がある。この差をなくすために、男性を優遇する職掌体系、人事考課制度、年功賃金制度等のさらなる改善が求められているといえよう。

また、先行研究であまり分析されていない職業分布の差は、属性の差で説明されない職業分布の差について、「非正規職」を職業決定に導入した推計において観察された。女性が正規就業で就業したい場合に、労働需要要因や制度的要因によって労働市場参入時に差別が存在する可能性があることがわかった。フルタイムとパートタイムの就労経験が男女間賃金格差にどのように影響するかを考察したMiyoshi (2008)では、フルタイムの就労経験が、属性の差でも評価の差でも男女間賃金格差に影響していることを示している。よって、

正規就業に就けるか否かが、その後の格差を生み出すことは十分に考えられる。男女間賃金格差縮小への1つの方法として、女性の正規就業者採用の推進も必要であるといえよう。

最後に、本稿の分析は、非正規就業者も含めての分析を行ったが、非正規就業者は、「短時間労働で融通が利きやすい」というような理由で、非正規という雇用形態を自ら選んでいる場合も考えられる。その観察されない個人の選好は、男女の属性差で説明できない評価の差が差別であるかどうか、の判断にも影響を与えると考えられる。この問題を解決するためには、「自ら非正規就業を望んだかどうか」を識別できる選択肢を含むデータもしくはパネルデータを用いる必要がある。また、サンプル・サイズの制約上、職業分類を5種類にしか分類できなかった。職業はさらに細かく分類することでより精緻な分析ができると考えられる。これらの点を考慮した分析を今後の課題としたい。

*本稿の作成にあたり、神戸大学の田中康秀教授、野村友和講師、佐野晋平准教授、三谷直紀教授、松林洋一教授、一橋大学の小塩隆士教授および本誌レフェリーに非常に有益なコメントを頂いた。心より感謝申し上げます。また、二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから日本版General Social Surveysを提供していただいた。ここに記して感謝する。日本版General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2008年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 岩井紀子、副代表幹事: 保田時男)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブがデータの作成と配布を行っている。残る誤りはすべて筆者の責任に帰する。

注

- 1) 男女間賃金格差のより詳しい理論的サーベイは田中(2000)を、職業の分断に関する理論概観はAnker(1997)を参照。
- 2) 2005年以前の『賃金構造基本統計調査』では、労働時間の差に基づいて、「一般労働者」と「パートタイム労働者」にカテゴリー分けしていた。
- 3) 『就業構造基本調査』では、「会社などの役員」以外の雇用者を、勤め先での呼称によって、「正規の職員・

従業員」、「パート」、「アルバイト」、「労働者派遣事業所の派遣社員」、「契約社員」、「嘱託」、「その他」の7つに区分しており、「正規の職員・従業員」を「正規就業者」それ以外の6区分をまとめて「非正規就業者」としている。本稿もこれにならって、勤め先での呼称によって「正規就業者」と「非正規就業者」に分けた。

- 4) 日本版総合的社会調査(JGSS)は、公開性・継続性・汎用性を基本理念とした社会調査で、アメリカのシカゴ大学NORC(National Opinion Research Center)が1972年から継続している総合的社会調査(General Social Survey: GSS)の理念を日本で実現したもの。
- 5) 2000年のみ6月25日時点である。
- 6) 2000~2003年と2005年の『労働力調査』での職業分類をこのカテゴリーに分けた平均は、管理専門職、事務職、サービス職、販売職、製造職は、男性は、18.6%、13.7%、16.2%、14.5%、36.9%であり、女性は、17.1%、30.8%、14.1%、16.6%、21.3%であった。図表-4の P_j^M と P_j^F がJGSSでの男性と女性それぞれの職業割合であり、非正規就業者を含む割合とはほぼ変わらない。
- 7) 昨年度の年収は、18に分かれる階級値で、所得なし、2300万円以上を省いた上で、それぞれ中央値をとった。
- 8) 退学者は最終学歴の修了年数の半分で計算している。
- 9) 非正規ダミーは、臨時雇用、パート、アルバイト、派遣社員を1とする。企業規模ダミーは、100人未満を小企業(ベース)、100人以上1000人未満を中企業、1000人以上を大企業とする。大都市ダミーは札幌市、仙台市、さいたま市(2003年以降)、千葉市、東京都区部、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市を1とする。
- 10) 男性非正規就業のサンプル・サイズは、管理専門職で4、事務職で8、販売職で13と少ない。
- 11) イギリスのデータでBrown et al. (1980)の方法を行っているMiller (1987)でも、子どもの職業決定における父親の職業の重要性が記載されている。また、Constant and Zimmermann (2003)では、ドイツにおける子どもの職業決定における親の職業の影響を分析しており、それによると、ドイツ人は、父親がホワイトカラーもしくは専門職であるとき、父親の職業とよく似た職業を選びやすくなるという結論を導いている。
- 12) 女性は父親が「管理専門職」であった場合に「製造職」より他の職業に就きやすい傾向にあるが、父親と同じ「管理専門職」になる確率が高くなるのは非正規就業を含むサンプルのみである。
- 13) これは、職業間格差が負に影響しているため、100%を超えている。

文献

- 田中康秀, 2000, 「男女間賃金格差の決定要因について——展望」『国民経済雑誌』181(6): 41-58.
- 中田喜文, 1997, 「日本における男女賃金格差の要因分析——同一職種に就く男女労働者に賃金格差は存在するののか?」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 173-205.
- , 2002, 「日本の男女賃金格差の実態」『季刊家計経済研究』54: 26-33.
- 永瀬伸子, 2003, 「男女間および就業形態間の賃金構造と賃金格差の推計」『日本労働研究機構調査報告書 No.158 非典型雇用労働者の多様な就業実態』日本労働研究機構, 104-141.
- 野崎華世, 2009, 「日本における男女間賃金格差と職業決定」Kobe University Working Paper Series No.252.
- 野村友和, 2009, 「ブラジルにおける男女間賃金格差に関する研究——職業内格差と職業機会格差」Kobe University Discussion Paper Series No.914.
- 堀春彦, 2003, 「雇用環境の変化と女性労働の実態——女性雇用の実態」『女性雇用政策の現状と課題』.
- , 2008, 「労働市場の分断と男女間賃金格差」JILPT Discussion Paper Series 08-09.
- 馬欣欣, 2007, 「性別職業分離と男女間賃金格差の日中比較——日本と中国の家計調査のミクロデータを用いた実証分析」『中国経済研究』4(1・2): 14-33.
- 三谷直紀, 1995, 「女性雇用と男女雇用機会均等法」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, 201-227.
- 森ます美, 2005, 『日本の性差別賃金——同一価値労働同一賃金原則の可能性』有斐閣.
- Anker, R., 1997, “Theories of Occupational Segregation by Sex,” *International Labour Review*, 136 (3) : 315-340.
- Becker, G. S., [1957] 1971, *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., Chicago: University of Chicago Press.
- , [1964] 1993, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd ed., Chicago: University of Chicago Press.
- Bergmann, B. R., 1974, “Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex,” *Eastern Economic Journal*, 1 (2) : 103-110.
- Brown, R. S., M. Moon, and B. S. Zoloth, 1980, “Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials,” *Journal of Human Resources*, 15 (1) : 3-28.
- Constant, A. and K. Zimmermann, 2003, “Occupational Choice across Generations,” *Applied Economics Quarterly*, 49 (4) : 299-317.
- Hausman, J. A. and D. L. McFadden, 1984, “Specification Tests for the Multinomial Logit Model,” *Econometrica*, 52: 1219-1240.
- Lee, L.F., 1983, “Generalized Econometric Models with Selectivity,” *Econometrica*, 51 (2) : 507-512.
- Liu, P.W., J. Zhang, and S.C. Chong, 2004, “Occupational Segregation and Wage Differentials between Natives and Immigrants: Evidence from Hong Kong,” *Journal of Development Economics*, 73 (1) : 395-413.
- Miller, P. W., 1987, “The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain,” *The Economic Journal*, 97: 885-896.
- Miyoshi, K., 2008, “Male-Female Wage Differentials in Japan,” *Japan and the World Economy*, 20 (4) : 479-496.
- Phelps, E. S., 1972, “The Statistical Theory of Racism and Sexism,” *American Economic Review*, 62 (4) : 659-661.
- Polachek, S., 1981, “Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure,” *The Review of Economics and Statistics*, 63 (1) : 60-69.
- Reich, M., D. Gordon, and R. Edwards, 1973, “A Theory of Labor Market Segmentation,” *The American Economic Review*, 63 (2) : 359-365.
- Schmidt, P. and R. P. Strauss, 1975, “The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models,” *International Economic Review*, 16 (2) : 471-486.

(2010年4月7日掲載決定)

のぞき・かよ 大阪商業大学JGSS研究センター ポスト・ドクトラル研究員、神戸大学大学院経済学研究科研究員。主な論文に「日本における仕事満足度と性差」(『生活経済学研究』32, 近刊)。労働経済学専攻。(nozaki@daishodai.ac.jp)