

# 正規と非正規の就業形態および その賃金格差の要因に関する日中比較(下)

馬 欣欣

---

はじめに

- 1 先行研究のサーベイと本稿の特徴
- 2 分析の枠組み (以上, 601号)
- 3 計量分析の結果 (以下, 本号)

まとめ

## 3 計量分析の結果

### (1) 正規者と非正規者の賃金関数の推定結果

中国と日本における正規者と非正規者の賃金関数に関するスイッチング分析結果を表3から表6で表している。以下では、スイッチ関数と賃金関数の推定結果について説明する。

まず、スイッチ関数の分析結果を用い、日本と中国において、正規就業者のグループに属する規定要因を見る。

第一に、経験年数の影響について見る。中国の男性と女性、日本の男性の場合、いずれも経験年数の上昇とともに正規者になる確率が上昇し、ある経験年数を超えると、経験年数の上昇とともに正規者になる確率が低くなる。一方、日本女性の場合、経験年数が正規者になる確率に有意な影響を与えていない。

中国の場合について考えると、男女とも、この結果は国有企業の雇用調整に関連すると考えられる。国有企業の改革に伴って、一部の中高年者がレイオフ失業者になり、彼らが再就業する場合、ほとんど非正規就業者として雇用されるため、男女とも、経験年数の上昇とともに、非正規者になる確率が高くなると考えられる(馬 2008c)<sup>(10)</sup>。

日本の場合、男性については、中高年層での正規者としての中途採用が少ないため、中高年層になるほど、正規者より非正規者として就業する可能性が高くなると考えられる。一方、女性につい

---

(10) 稿では、経験年数の算出が標準的のミンサー型の賃金関数に従って行われた。つまり前述のように「経験年数 = 年齢 - 教育年数 - 6」のよう算出したため、経験年数は年齢との相関関係が強いと考えられる。その相関関数は中国が0.9571、日本が0.8761である。

表3 中国における女性の正規者と非正規者の賃金関数  
(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規		非正規		スイッチ関数 (正規)				
		係数	t値	係数	t値	係数	z値			
人的資本	経験年数	0.0240	**	5.03	0.0104	1.43	0.1020	**	8.36	
	経験年数二乗 (高校+高専)	-0.0003	**	-2.66	-0.0001	-0.57	-0.0021	**	-7.59	
	中学以下	-0.1937	**	-6.46	-0.1733	**	-3.72	-0.2256	**	-3.43
	短大	0.1904	**	7.13	0.0713	1.18	0.3364	**	4.71	
	大学	0.3993	**	10.39	-0.0020	-0.02	0.7308	**	5.65	
職業	(事務職)									
	管理職	0.0635		1.49	-0.3556	*	-2.02	0.7005	**	4.62
	専門技術職	0.0355		1.31	-0.1018		-1.25	0.4495	**	5.77
	現場生産職	-0.1486	**	-4.80	-0.2834	**	-3.99	0.1353	+	1.70
企業規模	その他	-0.3072	**	-7.48	-0.2047	**	-3.68	-0.8111	**	-11.71
	(1~99人)									
	100~499人	0.0573	*	2.20	-0.0346		-0.63	0.6046	**	9.92
	500~999人	0.0552		1.58	0.0131	0.16	0.6166	**	6.89	
産業	1000人以上+官庁	0.1653	**	5.38	0.1192	1.48	0.8670	**	10.91	
	(第二次産業)									
	第一次産業	0.0408		0.66	0.1022	0.36	0.7930	**	3.44	
地域	第三次産業	0.2582	**	10.13	0.0061	0.10	0.1972	**	2.86	
	(P1)									
	P2	-0.7640	**	-15.82	-1.2255	**	-11.81	0.5638	**	4.60
	P3	-0.5677	**	-11.43	-0.8064	**	-10.71	0.1703		1.59
	P4	-0.4749	**	-9.99	-0.6811	**	-7.94	0.3709	**	3.38
	P5	-0.6909	**	-13.10	-0.8786	**	-8.81	0.4499	**	3.49
	P6	-0.8762	**	-18.51	-1.1781	**	-13.35	0.5251	**	4.61
	P7	-0.6300	**	-13.63	-0.9208	**	-10.75	0.4194	**	3.79
	P8	0.0362		0.74	-0.2705	**	-3.49	-0.1200		-1.16
	P9	-0.4853	**	-7.96	-0.6700	**	-6.52	0.2530	+	1.76
	P10	-0.5133	**	-10.06	-0.9232	**	-11.28	0.2059	+	1.85
	P11	-0.4758	**	-10.17	-1.0110	**	-9.24	0.7193	**	6.16
婚姻状況	P12	-0.7322	**	-13.56	-1.1195	**	-10.88	0.4733	**	3.71
	配偶者あり						0.1318		1.49	
職業経歴	失業経験有り						-1.3462	**	-20.81	
定数項		1.5447	**	19.64	1.5360	**	12.89	-1.2058	**	-7.91
ath $\rho$ 1		0.3175	**	4.49						
ln $\sigma$ 1		-0.6376	**	-43.46						
ath $\rho$ 2		0.5100	**	6.13						
ln $\sigma$ 2		-0.3344	**	-13.59						
標本数		2945		1408		4353				
LR検定		chi2 (1) = 18.88 Prob > chi2 = 0.0000								
対数尤度		-3952.00								

出所：CHIP2002より推定。

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

表4 中国における男性の正規者と非正規者の賃金関数  
(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規		非正規		スイッチ関数 (正規)				
		係数	t値	係数	t値	係数	z値			
人的資本	経験年数	0.0264	**	6.96	0.0435	**	5.62	0.0664	**	5.37
	経験年数二乗 (高校+高専)	-0.0004	**	-4.47	-0.0009	**	-4.97	-0.0009	**	-3.82
	中学以下	-0.1523	**	-6.48	-0.0906	+	-1.87	-0.1840	**	-2.83
	短大	0.1592	**	6.99	0.2180	**	3.31	0.2090	**	2.87
	大学	0.3324	**	11.72	0.4999	**	5.28	0.1547	+	1.66
職業 (事務職)	管理職	0.0968	**	3.67	0.0470	**	0.40	0.2627	**	2.64
	専門技術職	0.0725	**	2.89	0.1433	+	1.70	-0.0938		-1.16
	現場生産職	-0.0416	+	-1.63	-0.0512		-0.70	-0.3140	**	-4.10
	その他	-0.2461	**	-4.71	0.0589		0.76	-1.4454	**	-16.87
企業規模 (1~99人)	100~499人	0.0542	*	2.38	0.0366		0.65	0.5780	**	9.48
	500~999人	0.0758	**	2.59	-0.0502		-0.60	0.6591	**	7.86
	1000人以上+官庁	0.1821	**	7.19	0.0139		0.17	0.9556	**	13.17
産業 (第二次産業)	第一次産業	0.0516		1.21	-0.0687		-0.31	0.5611	**	2.93
	第三次産業	0.2656	**	13.50	0.0003		0.01	0.1604	**	2.69
地域 (P1)	P2	-0.6904	**	-17.82	-0.9136	**	-8.03	0.6146	**	4.93
	P3	-0.4494	**	-11.97	-0.6556	**	-7.68	0.1210		1.17
	P4	-0.4015	**	-10.64	-0.7373	**	-7.92	0.2101	*	1.97
	P5	-0.5680	**	-13.68	-0.9187	**	-8.77	0.2880	*	2.32
	P6	-0.7906	**	-20.37	-0.8999	**	-8.95	0.5004	**	4.20
	P7	-0.5582	**	-14.61	-0.9365	**	-9.85	0.3268	**	2.89
	P8	0.0423		1.02	-0.0801		-0.94	-0.3376	**	-3.29
	P9	-0.4109	**	-8.57	-0.6004	**	-4.71	0.2047		1.44
	P10	-0.5223	**	-12.67	-0.9692	**	-10.89	-0.0016		-0.02
	P11	-0.5123	**	-12.90	-0.9316	**	-7.99	0.5464	**	4.55
	P12	-0.6091	**	-13.89	-1.1222	**	-10.18	0.4453	**	3.38
	婚姻状況	配偶者あり							0.1963	*
職業経歴	失業経験有り							-1.5858	**	-23.05
定数項		1.4812	**	22.69	1.0996	**	8.09	-0.4990	**	-3.25
ath $\rho_1$		0.3442	**	4.27						
ln $\sigma_1$		-0.6601	**	-52.65						
ath $\rho_2$		0.5174	**	7.22						
ln $\sigma_2$		-0.3213	**	-13.60						
標本数		4194		1273		5467				
LR検定		chi2 (1) = 17.39 Prob > chi2 = 0.0000								
対数尤度		-4813.15								

出所：CHIP2002より推定。

注：+，\*，\*\*はそれぞれ有意水準10%，5%，1%を示す。

表5 日本における女性の正規者と非正規者の賃金関数  
(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規		非正規		スイッチ関数 (正規)				
		係数	t値	係数	t値	係数	z値			
人的資本	経験年数	0.0711	**	3.41	0.0257	1.45	-0.0322	+	-1.63	
	経験年数二乗 (高校+高専)	-0.0010	*	-2.28	-0.0003	-0.94	0.0005		1.29	
	中学以下	0.6334		1.11	-0.4070	+ -1.72	-0.7702	*	-2.01	
	短大	-0.1427		-0.99	0.0997	0.76	0.2239		1.74	
	大学	0.1647		0.98	0.2441	1.52	-0.0584	**	-0.38	
職業	(事務職)									
	専門技術職	-0.1399		-0.88	0.0023	0.01	0.4089	**	2.65	
	現場生産職	-0.1316		-0.59	-0.2766	-1.42	-0.5062	**	-2.68	
企業規模	その他	0.2952	+	1.85	0.3643	**	2.77	-0.5403	**	-4.23
	(1~99人)									
	100~499人	-0.0685		-0.47	-0.2259	+ -1.66	0.3479	**	2.64	
	500~999人	0.1301		0.46	-0.0333	-0.13	0.2257		0.89	
産業	1000人以上+官庁 (第二次産業)	-0.0258		-0.18	-0.2057	-1.46	0.3898	**	2.95	
	第一次産業	-0.2410		-0.87	-0.1695	-0.66	0.2491		1.00	
	第三次産業	0.1006		0.58	-0.2221	-1.30	-0.1621		-1.02	
地域	(P1)									
	P2	-0.9740	**	-2.7	-0.6842	* -2.28	0.6149	+	1.93	
	P3	-0.4519		-1.38	-0.0603	-0.24	0.0946		0.33	
	P4	-0.7741	*	-2.31	-0.3048	-1.14	0.3238		1.10	
	P5	-0.4423		-1.26	-0.1693	-0.63	-0.1370		-0.45	
	P6	-0.6171	+	-1.69	-0.2589	-0.87	0.2362		0.73	
	P7	-1.0035	*	-2.36	-0.2074	-0.57	0.5199		1.36	
	P8	-0.7535	*	-2.16	-0.2796	-1.03	0.1763		0.57	
婚姻状況	配偶者あり						-0.2000	+	-1.74	
職業経歴	失業経験有り						-0.9064	**	-5.19	
定数項		7.7889	**	19.49	6.4033	**	17.42	0.1691	0.47	
ath $\rho$ 1		-1.5548	**	-10.02						
ln $\sigma$ 1		0.0795	**	1.31						
ath $\rho$ 2		0.8235	**	5.35						
ln $\sigma$ 2		0.0942	**	2.01						
標本数		271		493		761				
LR検定		chi2 (1) = 41.99 Prob > chi2 = 0.0000								
Log likelihood		-706.16								

出所：KHPS2004より推定。

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

2. KHPS2004において、日本女性の正規者と非正規者における管理職のサンプルが少ないため、管理職を「その他」に入れて計測した。

表6 日本における男性の正規者と非正規者の賃金関数  
(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規		非正規		スイッチ関数 (正規)				
		係数	t値	係数	t値	係数	z値			
人的資本	経験年数	0.0571	**	6.17	-0.0051	-0.23	0.0401	*	2.29	
	経験年数二乗 (高校+高専)	-0.0007	**	-3.67	0.0007	1.57	-0.0013	**	-3.64	
	中学以下	-0.0753		-0.70	0.0668	0.28	0.0827		0.46	
	短大	0.2340	**	2.58	0.1993	0.80	-0.1863		-1.09	
	大学	0.2106	**	3.96	0.1109	0.69	-0.0774		-0.70	
職業 (事務職)	管理職	0.1102		1.22	0.2262	0.51	-0.1060		-0.40	
	専門技術職	0.0937		1.19	0.5837	+	1.62	-0.7084	**	-3.27
	現場生産職	-0.0350		-0.45	0.4377	1.23	-0.8283	**	-3.96	
	その他	-0.0893		-1.18	0.4407	1.29	-1.0536	**	-5.16	
企業規模 (1~99人)	100~499人	-0.0581		-0.95	-0.8964	**	-3.83	0.8773	**	6.47
	500~999人	-0.0050		-0.05	-0.3920		-1.12	0.7789	**	3.81
	1000人以上+官庁	0.2367	**	4.28	-0.8226	**	-3.73	1.0107	**	8.24
産業 (第二次産業)	第一次産業	0.1823		1.42	-0.0505	-0.20	-0.4839	*	-2.42	
	第三次産業	0.0767		1.50	0.0402	0.24	-0.0330		-0.30	
地域 (P1)	P2	-0.2479	+	-1.89	0.7681	+	1.93	0.0535		0.20
	P3	0.0461		0.41	1.0113	**	2.91	-0.1066		-0.46
	P4	-0.0094		-0.08	1.0495	**	2.86	-0.0449		-0.18
	P5	0.1940	+	1.63	1.2711	**	3.56	-0.5235	*	-2.17
	P6	-0.0145		-0.10	1.1256	**	2.75	-0.0790		-0.28
	P7	-0.0089		-0.05	0.6884		1.32	-0.3973		-1.15
	P8	-0.0429		-0.34	0.8663	*	2.26	-0.1185		-0.46
婚姻状況	配偶者あり						0.5016	**	4.77	
職業経歴	失業経験有り						-0.6589	**	-4.76	
定数項		6.8147	**	39.55	4.3803	**	8.01	0.8068	*	2.20
ath $\rho_1$		-1.3269	**	-11.11						
ln $\sigma_1$		-0.4423	**	-14.48						
ath $\rho_2$		1.6609	**	9.41						
ln $\sigma_2$		0.2882	**	4.70						
標本数		800		320		1120				
LR検定		chi2 (1) = 58.88 Prob > chi2 = 0.0000								
対数尤度		-1140.77								

出所：KHPS2004より推定。

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

ては、中高年層においても、若年層においても、非正規就業者が増加している。具体的に言えば、学卒後、正規として雇用された女性就業者が、出産・育児期に労働市場から退出し、子供が大きくなると、再び非正規者として労働市場に参入する。そのため、経験年齢の上昇とともに、既婚女性が非正規者になる確率が高くなる（四方・馬 2006）。一方、1990年代以降、若年層のフリーターの増加に伴って、年齢が若い非正規者も増加している（酒井・樋口 2005）。この2つの効果を相殺した結果、日本女性の場合、経験年数が正規者になる確率に有意な影響を与えていないと考えられる。

第二に、教育水準の影響を見る。中国の場合、男女とも、高学歴ほど、正規者になる確率は高くなる。これらの推定結果は、人的資本理論に整合している。一方、日本の場合、学歴が男性の正規就業の確率に有意な影響を与えておらず、しかし、女性の確率には、影響を与えている。つまり、高卒に比べ、大卒の場合、女性が正規就業者になる確率は低い。日本女性に関する分析結果は、樋口（1991）に一致している。この理由について、以下のようなことが考えられる。出産・育児期に大卒女性が正規就業の職場から離れれば、その後に再就職をしても、ほぼ非正規就業者になるため、高学歴者の正規就業の確率は、低学歴者より高くないと考えられる。

第三に、他の要因の効果について見る。①日本においても、中国においても、男女とも、企業規模が大きいほど、正規就業者になる確率が高くなる。

②日中とも、失業経験をしなかった者に比べ、失業経験をした者の場合、正規就業者になる確率は低い。この理由については、以下の2点が考えられる。まず、労働供給側から見ると、人的資本理論によれば、失業経験をしなかった者に比べ、失業により、蓄積された人的資本が損失する可能性が高い。そのため、正規就業者になる可能性は、失業経験者のほうが失業経験をしなかった者より低いと考えられる。次に、労働需要側から見ると、シグナル理論によれば、企業は、失業経験をしたことを、労働者自身の能力が低いシグナル（signal）とする。そのため、失業経験者が能力不足の労働者と評価され、非正規者として雇用されると考えられる。また、男女を比較するとこうした失業経験の影響は、女性が男性より大きい。

③婚姻状況の影響については、日中とも、男性の場合、正規就業者になる確率は、有配偶者が無配偶者より大きい。一方、女性の場合、婚姻状況の影響は、中国が日本とは異なる。具体的に言えば、中国女性の場合、配偶者の有無が正規者になる確率に有意な影響を与えていないが、日本において、無配偶者に比べ、有配偶女性の場合、女性が正規就業者になる確率は低い。これらの分析結果について、以下のことが考えられる。まず、労働供給側において、新古典派労働経済学理論によれば、以下のことが説明されている。労働時間あるいは就業形態の選択は、留保賃金（reservation wage）<sup>(11)</sup>と市場賃金（market wage）によって決定される。市場賃金が留保賃金を上回れば、就業を決定する。労働者の余暇が上級財である条件下では、市場賃金が一定であれば、留保賃金が上昇すると、労働時間が減少すると考えられる。無配偶者に比べ、有配偶者の場合、出産・育児によって、留保賃金が高くなり、また、配偶者の所得が留保賃金の一部になる。そのため、

(11) 留保賃金とは、労働者がわずかな時間であろうと就業を希望するための最低限の賃金である。留保賃金率は労働者個々の余暇と消費に対する嗜好の違いによって異なってくる。例えば、子供の数が多く、末子の年齢が小さいほど既婚女性の留保賃金は高くなる。

留保賃金は、既婚女性が未婚女性より高いと考えられる。日中を比較すると、日本の場合、公的育児施設が不足しており、親からの育児援助が少ない。一方、中国の場合、公的育児施設が充実しており、また親からの育児援助が多い。そのため、婚姻状況が留保賃金に与える影響は、日本女性の方が中国女性より大きいと考えられる。次に、労働需要側の要因については、日本企業において、女性の「結婚退職制度」、「出産退職制度」の影響は、依然として存在し、出産・育児期に離職した女性は多い。また、多くの女性正規者が、一旦離職をした後に、非正規として再就職する（四方・馬 2006）。一方、中国の場合、計画経済期に、女性就業が促進され、出産・育児期における女性の就業率が高く、しかも出産した後に、元の職場に戻って正規者として継続就業をする者が多い（馬 2008d）。以上の理由で、婚姻状況が日本と中国女性の就業形態に与える影響は異なることが考えられる。

以上のスイッチ関数の分析結果から、日中とも、性別、人的資本、職業、失業経験、婚姻状況などの各要因が正規者になる確率に影響を与えることが示される。また、国によって各要因の影響は、それぞれ異なっていることがわかる。

次に、正規と非正規の賃金関数の分析結果について説明する。 $\ln \sigma_1$ ,  $\ln \sigma_2$ ,  $\text{ath } \rho_1$ ,  $\text{ath } \rho_2$ の推定結果についてみると、日中とも、修正項の推定係数は、統計的に有意であり、しかもこれらの推定係数の有意水準は1%である。これらの推定結果により、正規と非正規に関する賃金関数の推定に、正規と非正規の就業形態によるサンプルの非ランダムなバイアスが存在し、スイッチング回帰モデルを用いた賃金関数の推定が必要であることが示される。以下では、サンプルの非ランダムなバイアスを修正した就業形態別賃金関数の推定結果について説明する。

第一に、経験年数の影響をみる。日本男性の非正規就業者以外、日本においても、中国においても、男女とも、経験年数の上昇とともに賃金が上昇し、この推定結果は人的資本理論に整合している。経験年数一次項の推定係数については、中国女性の場合、正規が0.0240、非正規が0.0104であり、中国男性の場合、正規が0.0264、非正規が0.0435である。日本女性の場合、正規が0.0711、非正規が0.0251であり、日本男性の場合、正規が0.0571、非正規が-0.0051である。これらの推定結果により、経年年数の効果は、日本が中国より大きく、また、日本正規女性が一番大きいことが示される。

第二に、学歴の影響をみる。高卒をレファレンスにすると、中国正規女性、中国正規と非正規の男性、日本正規男性では、学歴が高いほど賃金が高くなる。これらの推定結果は、人的資本理論に整合しており、馬（2007c, 2007d）の分析結果に一致している。

ただし、中国非正規女性、日本非正規男性、日本非正規女性の場合、教育水準がいずれも賃金に有意な影響を与えていない。これらの分析結果により、日中両国とも、非正規の場合、高学歴が高く評価されていないことがうかがえる。

第三に、他の要因の影響についてみる。企業規模について、中国の場合、企業規模が大きいほど、男女とも、正規と非正規の賃金が高くなる。しかし、日本の場合、企業規模が男性正規就業者の賃金のみ有意な影響を与えている。この分析結果の理由については、中国の場合、企業規模間の賃金格差が存在するため、正規と非正規において、男女とも、いずれも大企業就業者の賃金が中小企業より高いと考えられる。一方、日本では、企業規模が大きいほど、内部労働市場が発展した結果、

男性就業者のみが優遇されるため、企業規模が大きいほど、男性正規者の賃金が高くなると考えられる。

以上から、教育水準、経験年数や企業規模などの要因は、日中の正規と非正規就業者の賃金に影響を与え、また、各要因が両国の正規と非正規の賃金に与える影響はそれぞれ異なることが示される。ただし、具体的に各要因が、どの程度日本と中国におけるそれぞれの正規と非正規間の賃金格差に影響を与えるかは、明確ではない。以下では、要因分解の結果を用いて仮説を検証する。

## （2）正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の結果

日本と中国における男女別の正規と非正規間の賃金格差に関するOaxacaの要因分解の結果を、表7と表8でまとめている。以下では、仮説検証を含む分析結果について述べる。

第一に、仮説を検証する。まず、仮説1を検証する。属性格差と非属性格差の寄与度についてみると、中国の場合、正規と非正規の賃金格差における属性格差は、男性33.86%、女性27.63%であり、非属性格差は、男性66.14%、女性72.37%である。一方、日本の場合、属性格差は、男性19.39%、女性-71.10%であり、非属性格差は、男性80.61%、女性171.10%である。日中とも、非属性格差の推定値は、いずれも属性格差より大きいことが示される。これらの推定結果は、前述したBaffoe-Bonnie（2003）のアメリカに関する分析結果に一致している。これらの分析結果により、「日本においても、中国においても、男女とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、属性格差の影響より大きい」という仮説1が検証された。

次に、仮説2を検証する。非属性格差の推定値について男女比較をみると、日中とも、いずれも女性（中国が72.37%、日本が171.10%）は、男性（中国が66.14%、日本が80.61%）より大きい。以上の結果から、「日中とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、女性が男性より大きい」という仮説2が検証された。

さらに、仮説3を検証する。日中を比較してみると、日本の場合、非属性格差の推定値（男性が

表7 日中における正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の結果（男性）  
(Oaxaca model)

賃金格差の値	中国		日本	
	0.5016		0.4061	
	非属性格差	属性格差	非属性格差	属性格差
経験年数	15.17	5.27	108.02	2.47
学歴	-8.26	14.05	5.80	4.23
職業	-27.52	24.13	-116.92	8.69
企業規模	5.25	10.07	39.04	12.66
産業	39.91	-6.14	10.72	-3.07
地域	51.63	-13.52	-241.48	-5.59
説明変数	45.84		-194.82	
定数項	20.30		275.43	
合計	66.14	33.86	80.61	19.39

出所：CHIP2002とKHPS2004により推定。

80.61%, 女性が171.10%)は、中国の場合(男性が66.14%, 女性が72.37%)より大きい。よって、「中国に比べ、日本の場合、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。非属性格差の影響は、日本女性が一番大きい」という仮説3が検証された。

表8 日中における正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の結果(女性)  
(Oaxaca model)

賃金格差の値	中国		日本	
	0.5632		0.4135	
	非属性格差	属性格差	非属性格差	属性格差
経験年数	31.55	1.48	147.07	-24.24
学歴	3.35	15.81	-1.05	-8.08
職業	-3.25	22.74	-6.73	-23.93
企業規模	3.80	6.53	14.34	-1.56
産業	36.86	-6.79	59.89	-1.34
地域	48.15	-12.14	-92.62	-11.95
説明変数	120.46		120.90	
定数項	-48.0%		50.20	
合計	72.37	27.63	171.10	-71.10

出所：CHIP2002とKHPS2004により推定。

第二に、各要因の効果についてみる。①属性格差において、中国の場合、職業(男性が24.13%, 女性が22.74%), 学歴(男性が14.05%, 女性が15.81%)の影響が大きい。日本の場合、男性では企業規模(12.66%)と職業(8.69%), 女性では職業(-23.93%)の影響が大きい。日中とも、職業分布の差異が、正規と非正規間の賃金格差に影響を与え、また、職業の効果は、男女によって異なることが示される<sup>(12)</sup>。

②非属性格差において、中国の場合、地域(男性が51.63%, 女性が48.15%), 産業(男性が39.91%, 女性が36.86%)の影響が大きい。日本の場合、経験年数(男性が108.02%, 女性が147.07%), 産業(男性が10.72%, 女性が59.89%)の影響が大きい。非属性格差に関する分析結果により、以下のことが示される。まず、日中とも、産業間の賃金格差が女性の正規と非正規間の賃金格差に寄与する。この理由については、女性の場合、非正規者は第三次産業に集中し、その労働供給が労働需要を上回ると、第三次産業において、労働の超過供給が生じる。そのため、人的資本が同じでも、第三次産業の場合、非正規者の賃金は低くなると考えられる。次に、経験年数についてみる。中国に比べ、日本の場合、経験年数に対する評価の差異は、正規と非正規間の賃金格差に大きな影響を与え、こうした経験年数の影響は、女性が男性より大きい。この理由は、日本の年功賃金制度にあると考えられる(小野1989; 馬 2007c)。具体的にいえば、日本企業の勤続年数と年齢を重視する年功賃金制度は、現在までに依然として企業の賃金決定に大きな影響を与えている。そのため、正規就業者の場合、経験年数の上昇とともに賃金が上昇する一方、非正規就業者の場合、経験年数の上昇に伴って賃金がほとんど上昇しないため、経験年数に対する評価の正規と非正規間

(12) 男女の職業分布の差異に関する分析結果は、李・馬(2006)、馬(2007b)に一致している。

の差異によって、正規と非正規間の賃金格差が生じると考えられる。

## まとめ

本稿では、日本と中国の労働市場で生じている、正規と非正規間の賃金格差の要因について、Oaxacaモデルを用い、計量分析を行った。主な結論は以下の通りである。第一に、日中とも、労働市場は、正規と非正規によって分断されている。日本においても、中国においても、男女とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、属性格差より大きい。第二に、日中とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、女性が男性より大きい。第三に、中国に比べ、日本の場合、非属性格差が、正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。非属性格差の影響は、日本女性が一番大きい。第四に、属性格差の内訳をみると、中国においては、男女とも、職業と学歴の影響が大きい。日本においては、男性の場合、企業規模と職業の影響が大きく、女性の場合、職業の影響が大きい。日中両国とも、職業分布の差異は正規と非正規間の賃金格差に影響を与える。第五に、非属性格差の内訳をみると、中国の場合、男女とも、地域と産業の影響が大きい。一方、日本の場合、男女とも、経験年数の影響が大きい。

これらの計量分析の結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。第一に、分析結果から、日本においても、中国においても、正規と非正規間の差別的取り扱いが存在し、労働市場は正規と非正規の就業形態によって分断されることが示される。また、正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、非属性格差の方が属性格差より大きいことは、明確である。したがって、日中両国とも、正規と非正規間の賃金格差を是正するため、制度的な変革が最も重要であることが示唆された。両国とも、正規と非正規の就業形態に関わらず、公正な処遇を確保する政策の設定・実施することは、重要な課題となっている（樋口 2008；胡 2003；張 2004）。

第二に、日本においても、中国においても、非属性格差の影響は、女性が男性より大きい。正規と非正規間の差別的取り扱いの問題は、女性が男性より深刻化しており、女性の就業状況は二極化していることが示される。日中とも、女性における正規と非正規の均等処遇の問題を重視すべきである。

第三に、日本の場合、男女とも、経験年数に対する評価の差異が、正規と非正規間の賃金格差に与える影響は一番大きい。したがって、日本において、男女とも、正規と非正規間の賃金格差を縮小するため、企業内部の年功賃金制度の見直しを検討すべきである。

第四に、日中とも、職業分布の差異は、正規と非正規間の賃金格差に影響を与えることが示される。正規就業者が基幹業務を担当し、非正規就業者が補助業務を担当するため、業務あるいは職業の差異によって、正規と非正規間の賃金格差が生じると考えられる。日中とも、職業分布の偏りを是正するため、非正規就業の職域を拡大させることは、今後の課題である。

第五に、中国の場合、男女とも、教育水準の差異が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。中国の正規と非正規間の賃金格差を縮小するため、低学歴者に向く教育訓練政策は必要である。

### [謝辞]

本稿の執筆にあたり、慶應義塾大学商学部清家篤先生、樋口美雄先生、北京師範大学李実先生からご指導および貴重な助言を頂いた。2008年の日本統計研究会、日本労務学会関東部会、慶應義塾大学経商連携21世紀COE報告会で報

告する際に、東京大学玄田有史先生、お茶の水女子大学永瀬伸子先生、獨協大学阿部正浩先生、早稲田大学鈴木宏昌先生、白木三秀先生、慶應義塾大学COE研究員小松原崇史氏、佐藤一磨氏にコメントをして頂いた。とくに、本誌の匿名レフェリーから多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して深く感謝したい。残る誤りは全て筆者の責任に帰する。

(ま・きんきん 慶應義塾大学先導研究センター研究員)

## 参考文献

[日本語文献] :

- 小野旭『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社, 1989年。
- 金子治平・杉橋やよい・山下裕歩「正規・非正規労働者の年間所得格差の要因分解」『季刊経済研究』大阪市立大学経済研究会 第28巻第1号, 2005年, 19-32ページ。
- 酒井正・樋口美雄「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』第535号, 2005年, 29-41ページ。
- 四方理人・馬欣欣「90年代における両立支援政策は有配偶女性の就業を促進したか」樋口美雄(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅡ—税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会, 2006年, 167-189ページ。
- 永瀬伸子「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』第418号, 1994年。
- 永瀬伸子「女子の就業選択」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, 1997年。
- 樋口美雄「経済学から見た労働市場の二極化と政府の役割」『日本労働研究雑誌』第571号, 2008年, 4-11ページ。
- 丸川知雄『労働市場の地殻変動』名古屋大学出版会, 2002年。
- 馬欣欣「農村—都市の労働力流動と中国の都市部における賃金格差—都市部の労働市場の分断化に関する実証分析」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series No.07A—08, 2007年 (a)。
- 「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マイクロデータを用いた実証分析—」『中国経済研究』第4巻第1号, 2007年 (b) , 15-36ページ。
- 「日中における男女間賃金格差の差異に関する要因分解」『日本労働研究雑誌』第560号, 2007年 (c) , 96-107ページ。
- 「人的資本が中国都市部の所得格差に与える影響：1988～2002」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series No.07A—15, 2007年 (d)。
- 「農村—都市間の労働力流動と中国の都市部における賃金格差 (上)」『大原社会問題研究所雑誌』第591号, 2008年 (a) , 39-51ページ。
- 「農村—都市間の労働力流動と中国の都市部における賃金格差 (下)」『大原社会問題研究所雑誌』第592号, 2008年 (b)。
- 「中国における雇用調整と再就職後の賃金の男女格差」『日本労働研究雑誌』第571号, 2008年 (c) , 104-119ページ。
- 「市場経済期に中国都市部における既婚女性の労働供給の規定要因」KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES DP2007-017, 2008 (d)。
- 山本恒人『現代中国の労働経済1949～2000—「合理的低賃金制度」から現代労働市場—』創土社, 2000年。

[中国語文献] :

- Appleton, S.・J. Knight・宋丽娜・夏青杰「中国裁員の決定因素及后果」李実・佐藤宏(編)『経済转型の代価—中国城市事業、貧困、収入差距の経験分析』中国財政経済出版社, 2004年。
- 蔡昉・白南生(編)『中国转型时期劳动力流动』社会科学文献出版社, 2006年。
- 胡新颖「灵活就业形式对我国城镇妇女就业和发展的影响」李秋芳(編)『中国妇女就业：现状与对策』中国妇女出版社,

2003年。

Knight, J.・李实「中国城镇职工失业的持续性与再就业职工的收入」李实・佐藤宏（编）『经济转型的代价-中国城市事业、贫困、收入差距的经验分析』中国财政经济出版社, 2004年。

李实・馬欣欣「中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析」『中国人口科学』2006年第5期, 2006年, pp. 2-14。

宋洪远・黄华波・刘光明「关于农村劳动力流动的政策问题分析」蔡昉・白南生（编）『中国转型时期劳动力流动』社会科学文献出版社, 2006年。

張麗宝「非正规就业概念的分析及政策探讨」『新世纪人的资源管理和就业』中国劳动保障出版社, 2004年。

[英語文献] :

Arrow, K. "Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market," in Pascal, A. (eds.) *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington, DC Heath, 1972.

Arrow, K. "The Theory of Discrimination," in O.A. Asehnfelter and A. Ree (eds.) *Discrimination in Labor Market*, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1973.

Becker, G.S. *The economics of discrimination* Chicago : University of Chicago Press, 1957.

Becker, G.S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Chicago: University of Chicago Press, 1964.

Blinder, A.S. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimation," *The Journal of Human Resources* 8, 1973, 436-455.

Barrett, G.F. and D.J. Doiron "Working Part time: by Choice or by Constraint," *Canadian Journal of Economics* , 34(4), 2001, pp.1042-1065.

Baffoe-Bonnie, J. "Incidence and Duration of Unemployment Spells: Implications on the Wage Differentials of Part-time and Full-time Workers," *Contemporary Economic Policy*, 21(2), 2003, pp.227-242.

Baffoe-Bonnie, J. "Interindustry Part-time and Full-time Wage Differentials: Regional and National Analysis," *Applied Economics*, 36, 2004, pp.107-118.

Doeringer, P. and M. Piorer "Internal Labor Markets and Manpower Analysis," Lexington: Health Lexington Books, 1971.

Ermisch, J.F. and R.E. Wright "Wage Offers and Full-time and Part-time Employment by British Women ," *Journal of Human Resources* , 28(1), 1991, pp.111-133.

Heckman, J. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Development Variables and a Simple Estimator for Such Model," *The Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 1976, 475-492.

Knight, J., L.N. Song, and H.B. Jia "Chinese Rural Migrants in Urban Enterprises: Three Perspectives," in Cook, S. and M.F. Margaret (eds.) *The Worker's State Meets the Market: Labor in China's Transition*. London: Frank Cass, 1999.

Maddala, G.S. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*, Cambridge University Press, 1983.

Manski, C.F. "Anatomy of selection Problem," *Journal of Human Resources*, 24, pp.343- 360, 1989.

Margaret, M.F. and N. Ngan "Differential Rewards to, and Contributions of, Education in Urban China's Segmented Labor Markets," *Pacific Economic Review*, 9 (3), 2004, pp. 173-189.

Meng, X. and J.S. Zhang J "The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai," *Journal of Comparative Economic*, 29, 2001, pp. 485-504.

Meng, X. "The Informal Sector and Rural-Urban Migrant: A Chinese Case Study," *Asian Economic Journal*,

15(1), 2001, pp. 71-89.

Mincer, J. *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, 1974.

Oaxaca, R.L. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), 1973, pp. 693-709.

Phelps, E.S. "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, Vol.62 No.4, 1972, pp.659-661.

Piore, M.J. "The Dual Labor Market: Theory and Applications," in Barringer, R. and S.H.Beer (eds.) *The State and the Poor*, Cambridge, MA: Winthrop, 1970.

Robert, K.D. "The Determinants of Job Choice by Rural Labor Migrants in Shanghai," *China Economic Review*, 12, 2001, pp.15-39.

Reimer, C.W. "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *The Review of Economics and Statistics*, LXZ, 1983, pp.351-364.

## ■ サムライたちは大英帝国で何を見たのか 幕末維新使節団のイギリス往還記

—— ヴィクトリアン・インパクト

松村昌家「著」

A5判上製・314頁 8,190円

英国と日本に残された資料を駆使して、英国内における日本使節団の足跡を再現し、彼らが体験した大きな衝撃を歴史的・文化的に検証する。

## ■ 世界的視点からみた近世史研究の成果

## 日本人のリテラシー 1600-1900

Rルビンジャー「著」 川村肇「訳」

A5判上製・324頁 5,040円

一般庶民の識字率の実態を、17世紀初期の地方文書から明治期の行政文書までを駆使して明らかにした、従来の日本教育史にメスを入れる刺激的な研究。

## ■ 日本の社会をつくりあげた基盤がここにある

## 百姓の力——江戸時代から見える日本

渡辺尚志「著」

四六判上製・244頁(口絵4頁) 2,310円

村落史研究の第一人者が、江戸時代の村々そこに生きた人々の姿をわかりやすく叙述した、古文書学研究者・郷土史愛好家・近世史専攻学生に必携の書。

## ■ 「日本」を憂えるインテリ学生の「忠誠」と「叛逆」

## 日本主義と東京大学

—— 昭和期学生思想運動の系譜 [パルマケイア叢書23]

井上義和「著」

A5判上製・252頁 3,990円

昭和10年代、「天学の自治」をめぐる攻防を当局と繰り返した日本主義学生運動。その思想戦の系譜を明らかにし、戦時期保守主義の再評価を試みる。

## ■ みんなでやるボウリングは、ただの娯楽や余暇活動ではない!

## 孤独なボウリング

—— 米国コミュニティの崩壊と再生

ロバートDバットナム「著」 柴内康文「訳」

A5判上製・692頁 7,140円

ボウリング人口は減っていないのに、社交としてのボウリングが激減したのはなぜなのか。〈社会関係資本〉の多寡が幸福感や民主主義に多大な影響を及ぼすことを立証し、アメリカ社会に衝撃を与えた本書。

3刷

2刷

柏書房

〒113-0021 東京都文京区本駒込 1-13-14 TEL.03-3947-8251 FAX.03-3947-8255

http://www.kashiwashobo.co.jp

< 価格税込 >