



# 〈研究ノート〉就業構造基本調査による日本の男女所得格差の要因分解

金子, 治平  
杉橋, やよい

---

(Citation)

神戸大学農業経済, 36:131-139

(Issue Date)

2003-03

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCOI)

<https://doi.org/10.24546/81001409>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81001409>



# 就業構造基本調査による 日本の男女所得格差の要因分解

金子 治平・杉橋やよい

1. はじめに
2. 資料と方法
3. 分析結果
4. 結語

## 1. はじめに

本稿は、就業構造基本調査のミクロデータを用い、個人年間所得を被説明変数、個人及び家族の属性を説明変数とする回帰モデルを計測し、その結果を用いて、男女間の平均所得の格差をもたらす要因を分析することにある。

男女間の賃金格差に関してはすでに多くの研究があるが、本研究と直接関連する中田喜文の研究<sup>1)</sup>について簡単なサーベイを行い、本研究の目的を述べておく。中田は、賃金構造基本統計調査による100人以上規模の企業に勤務する一般・常用労働者の個人データを用いて、月間所定内賃金の自然対数値を被説明変数に、年齢、勤続年数、組合企業ダミー、管理職ダミー、大企業ダミー(1,000人以上)、月間所定内労働時間、産業別ダミー、学歴ダミー、地域ダミーを説明変数とする賃金関数を計測し、「1993年6月の月間所定内賃金における男女賃金格差は、対数値で0.6486、実数値で15万9,835円である。うち、約64.2%、10万3千円が要素量差、残りの35.8%、5万7千円が要素価格差によるもの」であると結論している。しかし周知のように、中田が用いた月間所定内給与には、日本の賃労働者にとって大きな所得の源泉である賞与を含んでいない。そこで、本研究では、基本的な手法を中田に依存しながらも、就業構造基本調査を用いて、賞与も含む男女所得格差の要因を分解することを目的とし、中田が指摘したように「全体としてみた男女賃金格差のすべて

が、年齢上昇に関する市場評価の男女差によって説明されることになる。……潜在的訓練投資仮説の諸研究が、勤続年数を中心に男女賃金格差を検討してきたことの妥当性に対し、疑念が生まれる」のかどうかを検討したい。

## 2. 資料と方法

本研究で用いた資料は、1997年就業構造基本調査のリサンプリング・データのうち、学校を卒業した男性約8万7千人(うち有業者約7万1千人)、女性約9万3千人(同左約4万4千人)である。

分析は、以下のように行った。まず、

(1) 女性と男性の有業者別に、男性の年間所得関数  $w^m = \sum_j \beta_j^m \chi_j^m + u^m$  と、女性の年間所得関数  $w^f = \sum_j \beta_j^f \chi_j^f + u^f$  を計測する(ただし、 $\chi^m$  と  $\chi^f$  は労働者の属性を、 $\beta_j^m$  と  $\beta_j^f$  は年間所得関数の係数を示している)。

年間所得関数の計測には、表1に示したように、年間個人所得の自然対数値をとったものを被説明変数とし、個人及び家族の属性に関するデータを説明変数とし、調査時でいくつかの階級に区分されている変数については、各階級の中央値によって代表させた。

予想される符合は、一般的に理解できるものと思われる。年齢に対する係数は、年功序列賃金を採用している企業が多いためプラスとも思われるが、サンプル・セレクションモデルによる米国の例ではマイナスとなっているので<sup>2)</sup>、不明とした。

表1 使用した変数の説明

変 数 名	変 数 の 説 明	予想される符号
被説明変数：年間個人所得 (自然対数に変換)	収入なし、50万円未満なら25万円、50～99万円なら75万円、100～149万円なら125万円、150～190万円なら175万円、200～249万円なら225万円、250～299万円なら275万円、300～399万円なら350万円、400～499万円なら450万円、500～699万円なら600万円、700～999万円なら850万円、1,000～1,499万円なら1,250万円、1,500万円以上なら1,750万円とした。ただし、家族従業者と不詳は除く。	
年齢		不 明
年齢の二乗		不 明
学歴ダミー (中卒を基準) 高卒ダミー 短大卒ダミー 大卒ダミー	高校卒業なら1、それ以外は0 短大卒なら1、それ以外は0 大学・大学院卒なら1、それ以外は0	プラスで、高卒<短大卒<大卒ダミー
職業大分類ダミー (事務従事者を基準、分類不能は除く) 専門的・技術的職業ダミー 管理的職業ダミー 販売従事者ダミー サービス職業ダミー 保安職業ダミー 農林漁業作業者ダミー 運輸・通信従事者ダミー 技能工、労務従事者ダミー	専門的・技術的職業従事者なら1、それ以外は0 管理的職業従事者なら1、それ以外は0 販売従事者なら1、それ以外は0 サービス職業従事者なら1、それ以外は0 保安職業従事者なら1、それ以外は0 農林漁業作業従事者なら1、それ以外は0 運輸・通信従事者なら1、それ以外は0 技能工、採掘・製造・建設作業及び労務従事者なら1、それ以外は0	プ ラ ス プ ラ ス 不 明 不 明 不 明 マ イ ナ ス 不 明 マ イ ナ ス
年間就業日数	50日未満なら25日、50～100日なら75日、100～149日なら125日、150～199日なら175日、200～249日なら225日、250日以上なら275日とした。	プ ラ ス
週間就業時間	15時間未満なら7.5時間、15～21時間なら18時間、22～34時間なら28時間、35～42時間なら38.5時間、43～45時間なら44時間、46～48時間なら47時間、49～59時間なら54時間、60時間以上なら70時間とした。ただし、年間就業日数が200日以上あるいは200日未満でも就業がだいたい規則的なもののみを対象としている。	プ ラ ス
継続就業年数		プ ラ ス
継続就業年数の二乗		マ イ ナ ス
従業者規模ダミー (20人未満規模を基準) 20～99人ダミー 100～999人ダミー 1,000人以上ダミー 官公庁ダミー	20～99人なら1、それ以外なら0 100～999人なら1、それ以外なら0 1,000人以上なら1、それ以外なら0 官公庁なら1、それ以外なら0	プラスで、20～99人<100～999人<1,000人以上・官公庁ダミー
子供有りダミー	15歳未満の子供がいれば1、それ以外なら0	女性はマイナス、男性はプラス
パート・アルバイトダミー	雇用形態が、パート・アルバイト、嘱託など、人材派遣企業の派遣社員、その他なら1、民間の役員、正規の職員・従業員なら0	マイナス

また、子供有りダミーが女性にマイナス、男性にプラスとなっているのは、扶養家族手当の存在と男性を主たる稼ぎ手とする家族賃金思想 (male breadwinner model) の影響を考慮したことによる。

なお、女性の年間所得関数については、上記の通常回帰モデルの場合、有業者に限定しているというサンプル・バイアスが存在することも考えられるので、

$$w_i^f = \beta^f \chi_i^f + \theta \lambda_i + u_i$$

$$\lambda_i = \phi(\gamma' y_i) / \Phi(\gamma' y_i)$$

$$z_i^* = \gamma' y_i + \varepsilon_i \quad z_i = \begin{cases} 1 & z_i^* > 0 \text{ のとき} \\ 0 & z_i^* \leq 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

と定式化されるサンプル・セレクションモデル<sup>3)</sup>でも計測を行った。

(2) 年間所得の要因分解には、ブラインダー・ワハカ (Blinder-Oaxaca) 分解法を用いた。ブラインダー・ワハカ分解とは、男女間の平均賃金格差  $\bar{w}^m - \bar{w}^f$  を、

$$\begin{aligned} \bar{w}^m - \bar{w}^f &= \sum_j \beta_j^m \bar{\chi}_j^m - \sum_j \beta_j^f \bar{\chi}_j^f = \\ &= \sum_j \beta_j^m (\bar{\chi}_j^m - \bar{\chi}_j^f) + \sum_j (\beta_j^m - \beta_j^f) \bar{\chi}_j^f \end{aligned}$$

と展開することにより、右辺第1項を男女間の属性の違いによる賃金格差 (要素量による所得格差)、右辺第2項を男女に対する評価の違い (要素価値格差による所得格差) に分解することである<sup>4)</sup>。

### 3. 分析結果

計測した年間所得関数結果のいくつかを、表2～4に示す。女性の左側の列はサンプル・セレクションモデルの計測結果を、女性の右側の列と男性の列は通常回帰モデルの計測結果を示している。サンプル・セレクションモデルのプロビット部分については、いずれも同じ変数を説明変数としているため同じ結果であるので、表2のみに計測結果を示すこととし、表3・4については表示を省略した。また、ブラインダー・ワハカ分解法によって年間個人所得を分解した結果を、各表の右下に示した。なお、有意水準は\*\*\*が1%有意、\*\*が

5%有意、\*が10%有意を示している。

まず、表1の説明変数のうち、子供有りダミーとパート・アルバイトダミーを除いて計測を行った表2によって、サンプル・セレクションの部分について係数等を確認しておこう。推定された係数は、高卒・大卒ダミーを除いていずれも1%の有意水準を満たしていた。年齢に対する係数はプラスとなっており、加齢にともなって有業率が高まることを示している。一般に女性の有業率比率はM字型を示すので、子育てが一段落した後の有業率比率の高まりを示していると考えられる。学歴に関するダミーについては、大卒ダミーが最もマイナスが小さく、短大卒ダミーのマイナスが最も大きい。これは、大学卒業者は結婚・出産を経ても仕事を継続する比率が高く、短大卒業者は結婚・出産を経ると専業主婦化する傾向が高いことを示していると考えられる。ダミー変数のうち、マイナスの絶対値が大きいものは、有配偶者ダミーと子供の存在を表すダミーである。有配偶者ダミーの係数が-0.448と絶対値が大きいのは、日本においては結婚によって専業主婦化する傾向を示している。さらに、0～2歳の子供有りダミー、3～5歳の子供有りダミー、6～14歳の子供有りダミーは、それぞれ-0.725、-0.334、-0.086であり、特に出産を経て子供が小さいうちには子育てのため有業率比率が顕著に低下するが、小学校に通学するようになると有業率比率が高まることに対応していると考えられる。以上、いずれも予想される符合と計測結果が一致していることが確認される。また、サンプル・セレクションモデルから作られた新たな変数 (LAMBDA) の係数が有意であることから、有業者に限定したことによる年間個人所得関数にサンプル・バイアスが存在することがわかる。

表2～4は、それぞれ違うモデルに基づいた計測結果である。表2は、年齢、学歴、職業、年間就業日数、週間就業時間、継続就業年数、従業者規模を説明変数として使用したモデルの計測結果である。表3は、これらの変数に加えて15歳未満の子供ありのダミーを、表4は、パート・アルバイトダミーを説明変数として加えたモデルの計測結果である。子供のダミーを入れた理由は、扶養者手当、家族賃金思想の影響を考慮するためであ

表2 年間個人所得関数の推定結果(1)

変数名	女 性		男 性		男 性	
	係 数	有意水準	係 数	有意水準	係 数	有意水準
定数項	3.7583	***	3.3212	***	3.0956	***
年齢	-0.0115	***	0.0040	***	0.0878	***
年齢の二乗	0.0001	***	-0.0001	***	-0.0010	***
高卒ダミー	0.0950	***	0.0880	***	0.1461	***
短大卒ダミー	0.1851	***	0.1797	***	0.1934	***
大卒ダミー	0.3155	***	0.3166	***	0.3116	***
専門的・技術的職業ダミー	0.0816	***	0.0730	***	0.0271	***
管理的職業ダミー	0.6551	***	0.6432	***	0.4089	***
販売従事者ダミー	-0.2093	***	-0.2110	***	-0.0714	***
サービス職業ダミー	-0.2005	***	-0.1985	***	-0.2984	***
保安職業ダミー	-0.0378		-0.0435		-0.0654	***
農林漁業作業者ダミー	-0.6658	***	-0.6694	***	-0.5060	***
運輸・通信従事者ダミー	-0.0834	**	-0.0808	**	-0.1101	***
技能工・労務従事者ダミー	-0.3508	***	-0.3605	***	-0.1228	***
年間就業日数	0.0026	***	0.0026	***	0.0016	***
週間就業時間	0.0210	***	0.0217	***	0.0050	***
継続就業年数	0.0510	***	0.0513	***	0.0259	***
継続就業年数の二乗	-0.0008	***	-0.0008	***	-0.0003	***
20~99人ダミー	0.2423	***	0.2496	***	0.1657	***
100~999人ダミー	0.3074	***	0.3170	***	0.2383	***
1,000人以上ダミー	0.3899	***	0.3991	***	0.3922	***
官公庁ダミー	0.4569	***	0.4541	***	0.2620	***
子供有りダミー						
パート・アルバイトダミー						
LAMBDA	-0.3618	***				
サンプル数	93235		39078		66184	
自由度調整済み決定係数	0.5403		0.5349		0.4660	
定数項	-1.0273	***				
年齢	0.1148	***				(万円)
年齢の二乗	-0.0015	***			男性の所得	438.9
高卒ダミー	-0.0228	*			女性の所得	179.7
短大卒ダミー	-0.0468	***			要素価格差がない ときの女性の所得	351.4
大卒ダミー	-0.0125				要素量差による所 得格差	87.5
有配偶者ダミー	-0.4480	***			要素価格差による 所得格差	171.8
0~2歳子供ダミー	-0.7250	***			男女所得格差	259.3
3~5歳子供ダミー	-0.3340	***				
6~14歳子供ダミー	-0.0856	***				
$\chi^2$ 値	22256.36					

る。子供の存在が賃金や性別賃金格差に対して与える影響は、アメリカやイギリスでは確認され、賃金関数に含まれることがある<sup>5)</sup>。また、女性が多いパートや人材派遣社員などの非正規労働者が低賃金となっていることも考慮する必要があるので、表4のモデルでは非正規雇用を示すダミーを加えた。

また、表2と表3は(少なくともある程度の規則的な就業を行っている)有業者を対象とし、表4は雇用者を対象としているという点に注意して

おく必要がある。したがって、表2と表3は「年間個人所得関数」、表4は「年間雇用所得関数」と考えるのが適当であろう。

表2~表4の全ての計測結果を通して次のことがいえる。女性の保安職業ダミーなどごく少数の変数を除くほとんどの変数で、1%有意水準を満たしている。係数の符合についてみると、予想通り、学歴ダミーの係数はプラスで学歴が高いほど大きくなっており、従業者規模ダミーの係数もプラスで規模が大きいほど大きくなっていく。そし

て年間就業日数と週間就業時間の係数もプラスで、就業日数や就業時間が長いほど、所得も高いことがわかる。職業は、専門的・技術的の職業と管理的職業のダミーがプラス、その他の職業ではマイナスとなっており、専門的・技術的の職業や管理的職業において所得が高いことが確認できる。年齢と継続就業年数の係数は、通常回帰モデルでは一次の項がプラスで二次の項がマイナスとなっており、男女とも加齢とともに所得が上昇しある時点から徐々に下降することが確認できる。

表3によれば、子供有りダミーの係数が女性で

はマイナス、男性ではプラスとなっており、中学生以下の子供の存在は、女性では所得を引き下げる効果を、対照的に男性では所得を引き上げる効果をもたらしている。これも予想通りであり、扶養手当が一般的に世帯主となっている男性に支払われ、女性には支払われていないことや、男性を主たる稼ぎ手とする家族賃金思想を反映しているものと考えられる。

しかし、子供の存在は、女性にとって就業形態の相違をもたらしているかもしれない。そこで、表4では、子供ありダミーの代わりに、正規雇用

表3 年間個人所得関数の推定結果(2)

変数名	女		性		男		性	
	係数	有意水準	係数	有意水準	係数	有意水準	係数	有意水準
定数項	3.6254	***	3.2703	***	3.1144	***		
年齢	-0.0047	***	0.0101	***	0.0864	***		
年齢の二乗	0.0000		-0.0002	***	-0.0010	***		
高卒ダミー	0.0951	***	0.0917	***	0.1454	***		
短大卒ダミー	0.1835	***	0.1790	***	0.1930	***		
大卒ダミー	0.3141	***	0.3133	***	0.3104	***		
専門的・技術的職業ダミー	0.0835	***	0.0811	***	0.0265	***		
管理的職業ダミー	0.6549	***	0.6486	***	0.4093	***		
販売従事者ダミー	-0.2074	***	-0.2063	***	-0.0721	***		
サービス職業ダミー	-0.1990	***	-0.1965	***	-0.2974	***		
保安職業ダミー	-0.0370		-0.0392		-0.0667	***		
農林漁業作業者ダミー	-0.6586	***	-0.6531	***	-0.5134	***		
運輸・通信従事者ダミー	-0.0823	**	-0.0798	**	-0.1101	***		
技能工、労務従事者ダミー	-0.3481	***	-0.3504	***	-0.1229	***		
年間就業日数	0.0026	***	0.0026	***	0.0016	***		
週間就業時間	0.0209	***	0.0211	***	0.0049	***		
継続就業年数	0.0504	***	0.0499	***	0.0256	***		
継続就業年数の二乗	-0.0008	***	-0.0008	***	-0.0003	***		
20~99人ダミー	0.2406	***	0.2426	***	0.1668	***		
100~999人ダミー	0.3059	***	0.3092	***	0.2396	***		
1,000人以上ダミー	0.3868	***	0.3884	***	0.3934	***		
官公庁ダミー	0.4574	***	0.4566	***	0.2617	***		
子供有りダミー	-0.0624	***	-0.1256	***	0.0371	***		
パート・アルバイトダミー								
LAMBDA	-0.2728	***						
サンプル数	93235		39078		66184			
自由度調整済み決定係数	0.5410		0.5389		0.4666			

(万円)

男性の所得	438.9
女性の所得	179.7
要素価格差がないときの女性の所得	351.1
要素量差による所得格差	87.9
要素価格差による所得格差	171.4
男女所得格差	259.3

表4 年間個人所得関数の推定結果(3)

変数名	女性				男性	
	係数	有意水準	係数	有意水準	係数	有意水準
定数項	4.1139	***	3.7933	***	3.4680	***
年齢	0.0044	***	0.0159	***	0.0803	***
年齢の二乗	0.0000	**	-0.0002	***	-0.0009	***
高卒ダミー	0.0781	***	0.0732	***	0.1386	***
短大卒ダミー	0.1568	***	0.1530	***	0.1815	***
大卒ダミー	0.2726	***	0.2734	***	0.2929	***
専門的・技術的職業ダミー	0.1064	***	0.0992	***	0.0242	***
管理的職業ダミー	0.4969	***	0.4862	***	0.3479	***
販売従事者ダミー	-0.1172	***	-0.1182	***	-0.0313	***
サービス職業ダミー	-0.1186	***	-0.1177	***	-0.2157	***
保安職業ダミー	-0.0188		-0.0240		-0.0432	***
農林漁業作業者ダミー	-0.3146	***	-0.3202	***	-0.2313	***
運輸・通信従事者ダミー	-0.0309		-0.0289		-0.1209	***
技能工、労務従事者ダミー	-0.2160	***	-0.2216	***	-0.1095	***
年間就業日数	0.0018	***	0.0018	***	0.0012	***
週間就業時間	0.0140	***	0.0145	***	0.0040	***
継続就業年数	0.0325	***	0.0323	***	0.0193	***
継続就業年数の二乗	-0.0004	***	-0.0005	***	-0.0001	***
20~99人ダミー	0.1568	***	0.1622	***	0.1027	***
100~999人ダミー	0.2373	***	0.2445	***	0.1788	***
1,000人以上ダミー	0.3239	***	0.3310	***	0.3359	***
官公庁ダミー	0.4089	***	0.4083	***	0.2228	***
子供有りダミー						
パート・アルバイトダミー	-0.5481	***	-0.5528	***	-0.4684	***
LAMBDA	-0.2739	***				
サンプル数	93235		36123		57667	
自由度調整済み決定係数	0.6419		0.6385		0.5568	

(万円)

男性の所得	462.9
女性の所得	188.8
要素価格差がないときの女性の所得	324.1
要素量差による所得格差	138.8
要素価格差による所得格差	135.3
男女所得格差	274.1

(民間の役員と正規の職員・従業員)と非正規雇用(パート・アルバイト・嘱託など・人材派遣企業の派遣社員・その他)を区別したダミーを加えた。決定係数を比較してみると、表2・表3の計測結果では女性で約0.54、男性で約0.47であるのに対して、表4の計測結果では女性で0.64、男性で0.56と10ポイント程度高まり、より説明力の高いモデルになったことがわかる。また、先述したように、表4のモデルは雇用者を対象としているので、中田の結果と比較するのに適当であると考えられる。そこで表4の結果について、さらに検

討を加えよう。

年齢の係数は、一次の項がプラスで、二次の項がマイナスとなっており(サンプル・セレクションモデルでは二次の項は0とほとんど変わらない)、男女とも加齢とともに所得が上昇しある時点から徐々に下降するというプロフィールを描くことを示しているが、上昇率でも下降率でも男性のほうが大きい。学歴はすべて有意にプラスで、高学歴ほど所得に与える効果も大きく、所得を決定する重要な要素の1つである。ただ、高卒ダミーの係数は男女間で大きな隔りがあるが、大卒の場合

表5 ダミー変数の違いによる賃金の格差(表4の推定結果による)

	女 性		男 性	
	推 定 値	平均との差	推 定 値	平均との差
平 均	188.8	—	462.9	—
中 卒	170.1	-18.7	392.3	-70.6
高 卒	183.9	-4.9	450.6	-12.3
短大卒	199.0	10.2	470.4	7.5
大 卒	223.4	34.6	525.8	62.9
事務的職業	199.8	11.0	480.2	17.3
専門的・技術的職業	222.2	33.4	492.0	29.1
管理的職業	328.3	139.5	680.0	217.1
販売従事者	177.7	-11.1	465.4	2.5
サービス職業	177.4	-11.4	387.0	-75.9
保安職業	196.0	7.3	459.9	-3.0
農林漁業作業	145.8	-42.9	381.0	-81.8
運輸・通信従事者	193.7	4.9	425.5	-37.4
技能工、労務従事者	161.0	-27.8	430.4	-32.5
~20人	157.2	-31.6	394.8	-68.1
20~99人	183.9	-4.9	437.5	-25.4
100~999人	199.3	10.5	472.1	9.2
1,000人~	217.3	28.5	552.4	89.5
官公庁	236.6	47.8	493.3	30.4
役員・正社員	232.2	43.4	477.2	14.3
パート・アルバイト	134.2	-54.6	298.7	-164.2

には比較的小さい。これはおそらく大卒の資格そのものについては、比較的男女平等な評価が行われていることを示しているのかもしれない。従業者規模ダミーは全てプラスに有意で、規模が大きいほど男女とも所得は高くなるが、その効果は1,000人未満の従業員規模までは女性のほうが大きい。1,000人以上規模ダミーと官公庁ダミーを男女別に比較すると、男性では官公庁ダミーよりも1,000人以上ダミーの方が大きいのに対して、女性では1,000人以上規模ダミーよりも官公庁ダミーの方が大きい。つまり、特に、官公庁勤務は女性の所得を高めている。これは、官公庁において、民間企業より法的な規制が強く男女平等政策も比較的進んでいることが主な理由であると考えられる。また、年齢の所得効果と似て、継続就業年数が長いほど、所得が上昇するが次第に下降することが、継続就業年数の一次項と二次項からわかる。年齢の係数と継続就業年数の係数を比較すると、男性の場合には年齢の係数の方が大きいのに対して、女性の場合には継続就業年数の係数の方が高くなっている。男女とも職業の中では管理

的職業の係数が最も高いが、その程度は女性労働者についてより大きくなっている。

しかし、所得に対する影響は、不安定就業者であるかによって大きく異なる。すなわち、パート・アルバイトダミーを見ると、非正規雇用の場合、それが所得を低める効果はきわめて大きい(係数は、女性で-0.55、男性で-0.47)。これは、不安定就業者の所得が極めて低いだけではなく、賞与制度、定期昇給などによるパートなどを含む非正規労働者と正規労働者との処遇格差の違いも反映していると考えられる。

上記の検討は対数値での検討であり、実額でどの程度の相違になるのかは不明である。そこで、表4の計測結果をも

とに、他の変数については男女それぞれの平均値を使用し、個々の領域のダミーについてのみ、データを0あるいは1を入れることによって、各ダミーの相違による年間個人所得の格差を求めたものが、表5である。まず、平均値をみると、女性の平均年間所得は188万円、男性は463万円で、女性のそれは男性の41%にすぎない。女性についてみると、中卒と大卒の格差は53万円、サービス従事者と管理的職業との格差は、51万円、20人未満と1,000人以上規模の格差は60万円、正規労働者と非正規労働者の格差は98万円となっている。一方、男性では中卒と大卒の格差は134万円、サービス従事者と管理的職業との格差は293万円、20人未満と1,000人以上規模の格差は158万円、正規労働者と非正規労働者の格差は179万円となっている。つまり、各ダミーの影響を実額でみると、女性よりも男性に対して、より大きな所得間格差をもたらす効果を持っているといえよう。

次に、ブラインダー・ワハカ分解法によって、男女間の所得格差を、要素量差による部分  $\sum_j \beta_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f)$  と要素価格差による部分

表6 男女間の年間個人所得格差の対数値での要因分解  
(表4の推定結果による)

	要素量差要因	要素価格差要因	両要因合計
定数項	0.000	-0.646	-0.646
年齢	0.140	3.033	3.173
年齢の二乗	-0.122	-1.445	-1.567
高卒ダミー	-0.007	0.031	0.025
短大卒ダミー	-0.029	0.006	-0.023
大卒ダミー	0.058	0.002	0.060
専門的・技術的職業ダミー	-0.001	-0.013	-0.014
管理的職業ダミー	0.019	-0.001	0.018
販売従事者ダミー	-0.001	0.010	0.009
サービス職業ダミー	0.017	-0.011	0.006
保安職業ダミー	-0.001	0.000	-0.001
農林漁業作業ダミー	-0.001	0.000	0.000
運輸・通信従事者ダミー	-0.007	0.000	-0.007
技能工・労務従事者ダミー	-0.014	0.025	0.011
年間就業日数	0.018	-0.140	-0.122
週間就業時間	0.036	-0.378	-0.342
継続就業年数	0.113	-0.109	0.003
継続就業年数の二乗	-0.027	0.045	0.018
20~99人ダミー	-0.002	-0.012	-0.014
100~999人ダミー	0.000	-0.014	-0.014
1,000人以上ダミー	0.019	0.002	0.021
官公庁ダミー	0.002	-0.019	-0.017
パート・アルバイトダミー	0.147	0.030	0.177
LAMBDA	0.000	0.146	0.146
合計	0.356	0.540	0.897

$\sum_j (\beta_j^m - \beta_j^f) \bar{x}_j$  に分解した結果をみる。表2・表3においては、男女間の所得格差259万円のうち、要素量差による部分が約88万円、要素価格差による部分が約170万円と、ほぼ1:2の割合であった。一方、年間雇用所得とみなしうる表4においては、男女間の所得格差274万円のうち、要素量差による部分が139万円、要素価格差による部分が135万円と、ほぼ1:1の割合であった。中田が、要素量差要因:要素価格差要因がほぼ2:1という結果を得ているのと比較すると、本研究の計測結果は、より強く要素価格差の影響を強く受けているといえよう。

さらに、各要因別に、ブラインダー・ワハカ分解の途中経過である要素量差による部分  $\beta_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f)$  と要素価格差による部分  $(\beta_j^m - \beta_j^f) \bar{x}_j$  を、対数値のまま示したものが表6である。本表によれば、男女間の年間所得格差(0.897)のうち、年齢要因(1.528=3.173-1.567)が最も大きく、継続就業年数要因は(0.021=0.003+

0.018)と小さい。これは、勤続年数よりも年齢要素価格の影響が大きいことを示しており、中田が指摘したことと合致している。さらに詳細にみると、中田によれば年齢要因(1.1126)による格差は男性月間所定内給与(8.1165)に占める割合は14%であるのに対して、本計測によれば、年齢要因(1.528)は男性年間個人所得(6.138)の26%と大きくなっている。表3で子供有りダミーに対する係数が女性でマイナス、男性でプラスであったことも考慮するならば、日本における年間個人所得がその個人の労働に対する対価であるとともに、扶養家族手当の存在と家族賃金思想の影響が強く表れていることを示している。その意味で、同一労働・同一賃金の原則から大きく乖離した所得と

なっている。また、パート・アルバイトダミー(0.177)が大きくなっているが、その大部分が要素量差要因(0.147)によって説明されており、女性が非正規労働に集中していることを意味している。加えて、非正規労働に対する低い評価と相まって、男女間の所得格差を拡大している。

#### 4. 結 語

以上のように、本研究では、労働と世帯の両方の情報を含む就業構造基本統計調査の個人レベルデータを用いて、日本における男女間所得格差を検討し、次のことが確認できた。

(1) 本研究では、男女間の雇用所得格差を要素量差要因と要素価格差要因に分解すると、それぞれ約5割を占めることがわかった。この結果は、中田の分析結果よりも要素価格差要因の部分が大きいことを意味する。この差は、中田が一般常用雇用者を対象としたのに対して、本研究ではパー

ト・アルバイトをも対象としていること、および中田が月間所定内給与を被説明変数としたのに対して、本研究では賞与などを含む年間所得を被説明変数としたことによると考えられる。

(2) この所得格差の要因分解を、さらに変数別に分けてみると、年齢が日本の男女間格差を拡大する最も重要な要因であり、それは、継続就業年数よりも重要であることもわかった。これは、さらに次のことを意味する。すなわち、技能形成を反映すると考えられる就業年数(勤続年数)よりも、技能形成にはあまり関係のない年齢が日本では賃金格差を拡大している、ということである。この結果は、中田の研究とも合致する。しかし、ここでも、本研究では、年齢の市場評価についての男女差の割合が中田の計測よりも大きく、加齢による市場評価が男女間で違うことが男女間所得格差の決定要因であることを改めて確認できた。

現在、日本においても、賃金、雇用形態を含め労働市場が大きく変化しつつある。本研究は、1997年の就業構造基本調査のマイクロデータに基づいて計測をしており、さらに近年のデータを用いて同じ分析をすれば、年齢の賃金への影響の部分は小さくなっていると予想される。また、子供だけではなく、配偶者の有無を入れたモデルや、就業者が従業する産業分類も入れたモデルも検討する余地があるであろう。これらの点については、他日を期したい。

## 謝 辞

本研究において使用した「就業構造基本調査」のマイクロデータは、日本学術振興会の平成13年度

科学研究費補助金(研究成果公開促進費)の交付を受けて、マイクロ統計データ活用研究会(代表:井出満大阪産業大学経済学部教授)が作成された「マイクロ統計データベース」のデータ(就業構造基本調査のリサンプリング・データ)である。

本研究遂行のため、マイクロ統計データベースの使用に当たっては、総務省の「就業構造基本調査」の目的外使用申請による調査票の使用許可(平成14年3月29日付官報第3330号総務省告示第175号)を受けている。

総務省統計局及び統計センターの関係各位並びにマイクロ統計データ活用研究会事務局の方々には多大なお世話をいただいた。記して謝意を表する。

注1) 中田喜文「日本における男女賃金格差の要因分析」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年所収。

2) 松田・伴・美添編著『講座マイクロ統計分析2』日本評論社、2000年、pp.204~205参照。

3) サンプル・セレクションモデルについては、松田・伴・美添『前掲書』などを参照。

4) この分解では、年間個人所得関数の男性の係数のみを用いて計算することができる。女性に着目すると異なった値になることが知られており、これをインデックス・ナンバー問題という。しかし、本研究では、一般に使用される男性の係数を用いた分解を行った。

5) 例えば、Waldfogel, J. 1997. "The Effect of Children on Women's Wages." *American Sociological Review* 62: 209-217. および Joshi, H., P. Paci, and J. Waldfogel. 1999. "The Wages of Motherhood: Better or worse?" *Cambridge Journal of Economics* 23: 543-564.