

日本とイギリスにおける男女間の賃金/所得格差の 要因分析¹

杉橋やよい* (お茶の水女子大学・ジェンダー研究センター)
金子治平** (神戸大学・農学部)

1. はじめに

本稿の課題は、日本とイギリスの政府統計のマイクロデータを用い、個人賃金/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、男女間の賃金/所得の格差をもたらす要因を分析し、日英比較することにある。

本稿で取り扱う要因分析とは、2節で詳しく説明するが、男女の賃金格差を、個人属性にもとづく賃金格差(要素量による格差)と評価の違いによる格差(要素価格差による格差)の部分に分解する Blinder-Oaxaca (ブリンダー・ワハカ) 分解手法で行う分析をさす。

日本の女性労働者の賃金は、フルタイムだけをとっても男性のその約6割、パートタイマーを含めれば約半分にすぎない。イギリスのそれは、フルタイムで約8割、パートを含めると7割である²。日本の性別賃金格差は先進国のなかで格段に大きい。それだけではない。男女雇用機会均等法や育児休業法が施行されて約20年近くになるということにもかかわらず、性別賃金格差はなかなか縮小されていない。他方、イギリスでは、同一労働同一賃金を謳った平等賃金法と性差別禁止法が施行された1970年代半ばに、急速に性別賃金格差が縮小し、1980年代90年代も引き続き縮小している。

イギリスと日本では、賃金決定方法が基本的に違う。日本は、年功制と職能給から成るのに対して、イギリスでは職務給ベースである。日本では職務の境界があいまいで職務給が成立しないが、イギリスでは職務分析、職務評価が広く使われている。

このように文化や制度が異なり、かつ性別賃金格差が是正されているスピードも違うイギリスと日本だからこそ、男女間の賃金/所得格差の要因を比較することに意義がある。

男女間の賃金格差に関する研究は、国際的にも日本とイギリスにおいても多く存在するが、性別賃金格差の要因分析を試みた日英比較はあまりない。

マイクロデータが広く公開されているイギリスでは、さまざまな統計データを用いて性別賃金格差の要因分析の研究が多い。これまでの研究結果の共通点は、フルタイムの男女間賃金格差の約2/3が男女で評価が違うことに起因し、パート女性と男性の賃金格差の半分以上は男女間で個人属性が違うことによること、そして主因は性別職務分離と全就業年数(total work experience)、である(Sugihashi 2003)。

日本では、要因分析の研究は諸外国に比べると極めて少ない。マイクロデータを用いた最近の研

* お茶の水女子大学ジェンダー研究センター講師 yayoi_sugihashi@ybb.ne.jp

究によれば、①性別賃金格差の半分以上が個人属性の違いによって説明されるが、②主な要因は年齢に対して男女で評価が違うことによる(中田 1997, 堀 2001)。しかし、検討対象は、中田はフルタイムを、堀はパートを含めた雇用者としたが、徐々に増えつつある派遣労働者などは対象外である。また、両者の研究は、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、第一に、日本については、就業構造基本調査を用いて、非正規雇用労働者を含む有業者を対象に、賞与も含む所得の男女間格差の要因を分解し、第二に、イギリスについては、労働力調査(Labour Force Survey)を用いて、日本で使ったモデルをイギリスにも適用し、男女間の賃金格差の要因分解を行った上で、第三に、日本とイギリスの結果を比較し、各国の特徴を指摘したい。

次の2節で、用いる資料と方法について説明し、3節で日本とイギリスの男女間の賃金/所得関数の推定結果を示し、それらをさらに加工して日英比較を行いたい。

2. 資料と方法

2.1 就業構造基本調査 1997 年

日本の分析に用いた資料は、1997 年就業構造基本調査(以下、就調と略す)である。

就調は、就業・不就業の状態を調査し、就業構造や就業異動の実態、就業に関する希望などについての基礎資料を得ることを目的とした5年おきの調査である。男女賃金格差分析で用いられる代表的な調査は、賃金構造基本統計調査(以下、賃構と略す)であるが、賃構にはない就調のメリットがある。それは、就調が世帯調査であることによる強みである。企業や事業所規模に関係なく調査対象が決まるので、小規模・零細企業に従事することの多い女性を性別所得格差の分析に含めることができる。さらに、雇用者だけでなく、主婦など無業者を含むので、有業者に限定することで生じるサンプル・セレクション・バイアス(後述)を除去する方法も適用できる。また、有業者・無業者に関わらず家族関連の情報を収集しているので、子どもの有無と賃金の関係も分析できるなどのメリットがある。ただし、就調では、所得と労働時間がいくつかの階級に分類されており、男女賃金格差分析の精度を低めてしまうというデメリットがあることも付言しておく。

この就調のリサンプリング・データを本研究に用いた。このうち、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)を分析対象とする。

2.2 イギリス労働力調査 1998/99 年

イギリスの分析には、労働力調査(Quarterly Labour Force Survey: 以下、LFS と略す)を使う。

LFS は、経済活動、主な仕事、副業、失業、不完全雇用、(社会保障制度などの)各種の給付資格、教育や訓練、健康、所得など、有業者と無業者の両方の詳細な属性を網羅し、男女賃金格差の分析には格好の資料である。また、LFS は、イギリスの賃金についての代表的な調査である New Earnings Survey とは違い、課税所得(PAYE: Pay as You Earn)以下も調査対象とするので、

** 神戸大学農学部助教授 kaneko@kobe-u.ac.jp

パートタイマーを含む低所得層も分析に加えることができるという利点がある。

LFS の調査設計について簡単に説明しておこう。LFS は、労働市場のさまざまな状況を調査することを目的にした四半期ごとに行われる世帯調査であり、同一人物を1年と3ヶ月、5回にわたって調査しつづけるパネル調査である。1回の調査(quarter)では 60,000 世帯が対象になり、それは5つの調査開始時の異なる集団(wave)によって構成されている。つまり、1回の調査には、初めて調査を受けた世帯、2回目に調査を受ける世帯、……調査が最後(5回目)の世帯が混在している。

賃金・所得に関する質問は、最初と最後の調査(第1と5回目)で聞かれる。第1回目の調査の方が高い回答率をもつⁱⁱⁱ。

本研究では、1998 年春(3~5月)~1999 年春に調査に協力した世帯のうち、調査にはじめて加わった時の第1回目の調査を対象にした。第1回目の調査を使うのは、多くのサンプル数を利用するためである。1998 年春~1999 年春までのデータを統合したデータを用いる。結局、対象は、学校を卒業した男性約3万7千人(うち雇用者約2万7千人)、女性約3万7千人(同左約2万5千人)となった。

2.3 分析方法

分析は、以下のように行った。

(1) 女性と男性の有業者(イギリスの分析の場合には雇用者)別に、次のような賃金・所得関数を計測する。

$$w^m = \sum_j \beta_j^m x_j^m + u^m \quad \text{①}$$

$$w^f = \sum_j \beta_j^f x_j^f + u^f \quad \text{②}$$

ここで w は賃金、 x は労働者の属性で説明変数、 β はその係数、 u は誤差項である。添え字の m は男性を、 f は女性を示す。①は男性の賃金・所得関数を、②は女性の賃金・所得関数を示している。

なお、女性の賃金・所得関数については、上記の通常回帰モデルの場合、有業者や雇用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、

$$w_i^f = \beta^{f'} x_i^f + \theta \lambda_i + u_i$$

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

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

と定式化されるサンプル・セレクションモデルでも計測を行った(松田他編著 2000: 204-205)。

(2) 賃金・所得の要因分解には、ブリンダー・ワハカ分解法を用いた。ブリンダー・ワハカ分解とは、

男女間の平均賃金・所得格差 $\overline{w^m} - \overline{w^f}$ を,

$$\overline{w^m} - \overline{w^f} = \sum_j \beta_j^m \overline{x_j^m} - \sum_j \beta_j^f \overline{x_j^f} = \sum_j \beta_j^m (\overline{x_j^m} - \overline{x_j^f}) + \sum_j (\beta_j^m - \beta_j^f) \overline{x_j^f}$$

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(要素価格差による所得格差)に分解することである^{iv}。後者を、経済学では、属性の違いでは説明できない賃金格差なので、労働市場における性「差別」と考える場合もある。

3. 日本とイギリスの男女間の賃金・所得格差の要因分析

3.1 日本の男女間年間個人所得格差の要因分析

(1) モデルの説明

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。年齢と就業継続年数のそれぞれの二乗を加えたのは、年齢や就業継続年数とともに賃金が上昇し、後に下降するという一般的状況を考慮するためである。子どもの存在に関する変数は、賃金・所得に直接的に関係しないという理由もあって日本のほとんどの研究で賃金・所得関数に加えることはないが、本研究では、家族手当などを考慮するために説明変数に含めた。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^v。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、年功序列賃金や年功加味の人事政策の恩恵を受けるのは男性に見られるので、男性にプラス、女性は不明とした。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。

表1 日本の男女間所得格差分析で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，150～199万円なら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	
年齢		男性はプラス，女性 は不明
年齢の二乗		不明
学歴ダミー (中卒を基準)		
高卒ダミー	高校卒業なら1，それ以外は0	プラスで，高卒< 短大卒<大卒ダ ミー
短大卒ダミー	短大卒なら1，それ以外は0	
大卒ダミー	大学・大学院卒なら1，それ以外は0	
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	専門的・技術的職業従事者なら1，それ以外は0	プラス
管理的職業ダミー	管理的職業従事者なら1，それ以外は0	プラス
販売従事者ダミー	販売従事者なら1，それ以外は0	不明
サービス職業ダミー	サービス職業従事者なら1，それ以外なら0	不明
保安職業ダミー	保安職業従事者なら1，それ以外なら0	不明
農林漁業作業者ダミー	農林差漁業作業者なら1，それ以外なら0	マイナス
運輸・通信従事者ダミー	運輸・通信従事者なら1，それ以外なら0	不明
技能工，労務従事者ダミー	技能工，採掘・製造・建設作業及び労務従事者 なら1，それ以外なら0	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	20～99人なら1，それ以外なら0	プラスで，20～99 人<100～999人< 1000人以上・官公 庁ダミー
100～999人ダミー	100～999人なら1，それ以外なら0	
1000人以上ダミー	1000人以上なら1，それ以外なら0	
官公庁ダミー	官公庁なら1，それ以外なら0	
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

(2) 所得関数の推計結果

計測した日本の年間所得関数結果を表 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，ブリンダー・ワハカ分解法による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。

表2 日本の年間個人所得関数の推定結果(1)

変数名	女性		男性	
	係数	有意水準	係数	有意水準
定数項	3.7583	***	3.3212	***
年齢	-0.0115	***	0.0040	***
年齢の二乗	0.0001	***	-0.0001	***
高卒ダミー	0.0950	***	0.0880	***
短大卒ダミー	0.1851	***	0.1797	***
大卒ダミー	0.3155	***	0.3166	***
専門的・技術的職業ダミー	0.0816	***	0.0730	***
管理的職業ダミー	0.6551	***	0.6432	***
販売従事者ダミー	-0.2093	***	-0.2110	***
サービス職業ダミー	-0.2005	***	-0.1985	***
保安職業ダミー	-0.0378		-0.0435	
農林漁業作業者ダミー	-0.6658	***	-0.6694	***
運輸・通信従事者ダミー	-0.0834	**	-0.0808	**
技能工, 労務従事者ダミー	-0.3508	***	-0.3605	***
年間就業日数	0.0026	***	0.0026	***
週間就業時間	0.0210	***	0.0217	***
継続就業年数	0.0510	***	0.0513	***
継続就業年数の二乗	-0.0008	***	-0.0008	***
20~99人ダミー	0.2423	***	0.2496	***
100~999人ダミー	0.3074	***	0.3170	***
1000人以上ダミー	0.3899	***	0.3991	***
官公庁ダミー	0.4569	***	0.4541	***
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	
自由度調整済み決定係数	0.5403		0.5349	

	(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	351.4
要素量差による所得格差	87.5
要素価格差による所得格差	171.8
男女所得格差	259.3

定数項	-1.0273	***
年齢	0.1148	***
年齢の二乗	-0.0015	***
高卒ダミー	-0.0228	*
短大卒ダミー	-0.0468	***
大卒ダミー	-0.0125	
有配偶者ダミー	-0.4480	***
0~2歳子供ダミー	-0.7250	***
3~5歳子供ダミー	-0.3340	***
6~14歳子供ダミー	-0.0856	***
χ^2 値	22256.3600	

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。一般に日本の女性の有業者比率はM字型を示すので、子育てが一段落した後の有業者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者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者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ラムダ(λ)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3 日本の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		
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	***
1000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

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、先述したように、扶養者手当、家族賃金思想の影響を考慮するためである。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「年間雇用者所得関数」と考えるのが適当であろう。

表4 日本の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		
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	***
1000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

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る。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(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、イギリス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 1000 人未満の従業員規模までは女性のほうが大きい。1000 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 1000 人以上ダミーの方が大きいのに対して、女性では 1000 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件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なく、賞与制度、定期昇給などで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別の平均値を使用し、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1000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1000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。しかし、同時に女性の賃金は低く抑えられているので、ダミー変数が変わることで実額での賃金格差は大きく出ないとも言える。例えば、大卒女性の賃金(223.4万円)は、中卒の男性の賃金(392.3万円)に届かないほど低額である。

表5 ダミー変数の違いによる賃金の格差：日本
(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
農林漁業作業者	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
1000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

(3) 男女間の所得格差の要因分析

次に、ブリンダー・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 $\sum_j \beta^m_j (\overline{x^m_j} - \overline{x^f_j})$ と要素価格差による部分 $\sum_j (\beta^m_j - \beta^f_j) \overline{x^f_j}$ に分解した結果をみる(表6)。

ここで、「要素価格差がない時の女性の所得」は、女性の属性の平均値に男性の係数を掛けて ($\sum_j \beta_j^m \overline{x_j^f}$) 求められる所得をさす。言い換えれば、女性が男性と同じような評価基準で支払われた時の所得である。

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。

**表6 男女間の年間個人所得格差の対数値での要因分解:
日本(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
農林漁業作業者ダミー	-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
1000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

さらに、各要因別に、ブリンダー・ワハカ分解の途中経過である要素量差による部分 $\beta_j^m (\overline{x_j^m} - \overline{x_j^f})$ と要素価格差による部分 $(\beta_j^m - \beta_j^f) \overline{x_j^f}$ 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(1997)が指摘したことと合致している。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。

3.2 イギリスの男女間賃金格差の要因分析

(1) モデルの説明

イギリスの分析で用いた変数は、表7が示すように、日本の所得関数で使ったものになるべく類似させた。被説明変数には週間賃金(税引き前)の自然対数をとったものを用いる。説明変数のうち、日本で用いた変数と異なるものについて、簡単に説明を行う。資格ダミーは日本の学歴に相当するが、中等教育については資格試験に合格しかたが基準になる。Oレベルは、通例義務教育が終了する16歳の時に受ける全国統一一般終了資格試験、Aレベルは通例18歳で受ける全国統一一般終了資格試験で、合格しなければ獲得できない資格である。Aレベルは、大学への入学資格でもある。高等教育の「専門学校卒」と「大卒」はそれぞれ日本の内容と

表7 イギリスの男女賃金格差分析で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:週間賃金	税引き前の週間賃金の自然対数	
年齢		不明
年齢の二乗		不明
資格ダミー(無資格を基準)		
Oレベル	最高資格がOレベルなら1, それ以外は0	プラスで、Oレベル
Aレベル	最高資格がAレベルなら1, それ以外は0	<Aレベル<専門学校卒
専門学校卒	最高資格が専門学校なら1, それ以外は0	<大卒
大卒	最高資格が大卒以上なら1, それ以外は0	
職業大分類ダミー(事務従事者を基準)		
管理的職業ダミー	管理的職業従事者なら1, それ以外は0	プラス
専門的職業ダミー	専門的職業従事者なら1, それ以外は0	プラス
準専門的・技術的職業ダミー	準専門的・技術的職業従事者なら1, それ以外は0	プラス
craft関連職業ダミー	建築など手先の技術を必要とする職業従事者なら1, それ以外は0	不明
人的役務的職業ダミー	家庭生活支援関連, 給仕や警備など人的役務的職業なら1, それ以外は0	不明
販売従事者ダミー	販売従事者なら1, それ以外は0	不明
生産工程・労務作業ダミー	生産工程・労務作業なら1, それ以外は0	不明
その他の職業ダミー	その他の職業なら1, それ以外は0	不明
週間労働時間	残業時間を含む週実質労働時間	プラス
継続就業年数	労働者がその企業に雇用されてから調査対象期日までに勤続した年数	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人未満を基準)		
20~49人ダミー	20~49人なら1, それ以外なら0	プラスで、20~49
50人以上ダミー	50人以上なら1, それ以外なら0	<50人以上
官公庁ダミー	官公庁なら1, それ以外なら0	女性はプラス、男性は不明
子ども有りダミー	15歳以下の子どもがいれば1, それ以外は0	女性はマイナス、男性はプラス
パートダミー	雇用形態がパートなら1, それ以外は0	マイナス

ほぼ類似している。職業ダミーは、LFS で使われている職業大分類をそのまま使うので、日本の職業分類とは中身が一致しない点に留意されたい。従業者規模ダミーは、事業所での従業員数である。説明変数としては、賃金の大きさを左右する企業規模の変数を用いるべきだが、LFS では調査されていない。

予想される符号は、ここでも一般に理解できるものだろう。イギリスでは、先述のように、職務給の比重が高い賃金決定システムなので、年齢の係数を不明とした。官公庁ダミーが女性にプラスとなっているのは、日本の分析結果でも触れたように、官公庁において法的規制が強く、女性がその恩恵を受けると考えられるからである。また、子どもの存在のダミーは、家族的責任が母親に偏りがちであることを反映して、女性の低賃金を説明すると考えられるので、女性にマイナス、男性にプラスとした(例えば、Joshi and Paci 1998, Harkness 1996)。

(2) 賃金関数の推定結果

イギリスの賃金関数の推定結果は表8～10 に示した。表2～4での書式と同様に、女性の左側の列はサンプル・セレクション・バイアスを除去した結果を、女性の右側の列と男性の列が通常回帰モデルでの推定結果を示している。サンプル・セレクションモデルのプロビットは、表8だけに示した。

まず、サンプル・セレクションモデルのプロビット部分を見よう。有配偶者ダミーを除いて、すべて1%有意水準を満たしている。年齢の一次項がプラスで二次項がマイナスであることから、加齢とともに雇用率が徐々に高まり、ある時点で下がることになる。イギリスの女性の労働力率は、近年M字型から脱却しつつあり、逆U字型に変わりつつあることを反映していると考えられる。資格が高いほど、労働市場に参加していることがわかる。専門学校卒が最も高い値なのは、看護婦など実務的職業資格を持っている者の就業率が比較的高いことを示しているのかもしれない。日本と同様、イギリスでも母親は、子どもが幼いほど家庭にいることが、子どもダミーの係数がマイナスであることからわかる。また、 λ が有意なので、サンプル・セレクション・バイアスが存在していることがわかる。

表8～10 は、日本の分析と同じように、それぞれ違うモデルを使って男女間の賃金格差を推計した結果である。これらの推定結果全体を通じて次のことがわかる。

官公庁ダミーを除くすべての係数が統計的に有意である。年齢と継続就業年数は、それぞれ一次項がプラスで二次項がマイナスなので、年数とともに賃金が上昇するが一定の年数に到達すると下降するという賃金プロファイルを描くことがわかる。資格が高ければ高いほど賃金も高く、特に、大卒の賃金効果は突出して大きい。職業の係数を見ると、管理的職業、専門的職業のそれぞれの係数がプラスで大きく、週間賃金をもっとも高いが、その効果は男性の方が大きい。基準である事務従事者の職業は、男性の場合「その他の職業」グループの次に給与が低いのに対して、女性の場合、準専門的・技術的職業について4番目に給与の高い職業である。労働時間とともに、そして従業員規模が大きいほど賃金が上がるが、1時間の労働時間をもつ賃金効果は女性の方が男性より大きいことも確認できる。官公庁で働くことは、民間部門での勤務に比べ、男女ともに賃金の面でメリットがないと結果だが、これは先述の予想符号とは違う。官公庁に勤める女性の42%がパートであることが、官公庁ダミーの女性の係数に影響しているのかもしれない。

子どもダミーを加えた表9をみると、子どもの存在は、男性にプラスで女性にはマイナスという男女で非対称的な効果をもつことがわかる。職務給の比重が高いイギリスでは、この結果は家族的

表8 イギリスの賃金関数の推定結果(1)

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	4.4117	***	3.8774	***	3.2631	***														
年齢	0.0081	***	0.0173	***	0.0839	***														
年齢の二乗	-0.0001	***	-0.0002	***	-0.0010	***														
大卒	0.2314	***	0.3779	***	0.3131	***														
専門学校卒	0.0337	***	0.2076	***	0.1799	***														
Aレベル	0.0411	***	0.1625	***	0.1428	***														
Oレベル	-0.0384	***	0.0607	***	0.0546	***														
管理的職業ダミー	0.3530	***	0.3523	***	0.4857	***														
専門的職業ダミー	0.3662	***	0.3585	***	0.3771	***														
準専門的・技術的職業ダミー	0.1810	***	0.1746	***	0.3255	***														
craft関連職業ダミー	-0.1708	***	-0.1721	***	0.1538	***														
人的役務的職業ダミー	-0.3438	***	-0.3524	***	0.0788	***														
販売従事者ダミー	-0.3483	***	-0.3558	***	0.1070	***														
生産工程・労務作業者ダミー	-0.1556	***	-0.1603	***	0.0554	***														
その他の職業ダミー	-0.5816	***	-0.5925	***	-0.1080	***														
労働時間	0.0183	***	0.0195	***	0.0071	***														
継続就業年数	0.0315	***	0.0320	***	0.0220	***														
継続就業年数の二乗	-0.0006	***	-0.0007	***	-0.0004	***														
20～49人ダミー	0.1820	***	0.1824	***	0.1496	***														
50人以上ダミー	0.3294	***	0.3333	***	0.2614	***														
官公庁ダミー	-0.0204	***	-0.0220	***	-0.0908	***														
子供ありダミー																				
パートダミー																				
LAMBDA	-0.4784	***																		
サンプル数	31,177		19,987		19,822															
自由度調整済み決定係数	0.5742		0.5667		0.4334															
定数項	-1.0405	***	<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="2">(ポイント)</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>男性の賃金</td> <td>327.86</td> </tr> <tr> <td>女性の賃金</td> <td>163.12</td> </tr> <tr> <td>要素価格差がない時の女性の賃金</td> <td>271.11</td> </tr> <tr> <td>要素量差による賃金格差</td> <td>56.75</td> </tr> <tr> <td>要素価格差による賃金格差</td> <td>107.99</td> </tr> <tr> <td>男女賃金格差</td> <td>164.74</td> </tr> </tbody> </table>				(ポイント)		男性の賃金	327.86	女性の賃金	163.12	要素価格差がない時の女性の賃金	271.11	要素量差による賃金格差	56.75	要素価格差による賃金格差	107.99	男女賃金格差	164.74
(ポイント)																				
男性の賃金	327.86																			
女性の賃金	163.12																			
要素価格差がない時の女性の賃金	271.11																			
要素量差による賃金格差	56.75																			
要素価格差による賃金格差	107.99																			
男女賃金格差	164.74																			
年齢	0.0913	***																		
年齢の二乗	-0.0013	***																		
大卒	0.5459	***																		
専門学校卒	0.7374	***																		
Aレベル	0.4709	***																		
Oレベル	0.4000	***																		
有配偶者ダミー	0.0172																			
0～2歳の子どもダミー	-0.8087	***																		
3～4歳の子どもダミー	-0.8820	***																		
5～15歳の子どもダミー	-0.6159	***																		
χ^2 値	20070.57																			

表9 イギリスの賃金関数の推定結果(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
定数項	2.6258	***	3.7002	***	3.2937	***
年齢	0.0747	***	0.0359	***	0.0814	***
年齢の二乗	-0.0011	***	-0.0005	***	-0.0010	***
大卒	0.5765	***	0.3639	***	0.3155	***
専門学校卒	0.4947	***	0.2128	***	0.1813	***
Aレベル	0.3562	***	0.1629	***	0.1447	***
Oレベル	0.2354	***	0.0680	***	0.0546	***
管理的職業ダミー	0.3470	***	0.3499	***	0.4821	***
専門的職業ダミー	0.3669	***	0.3661	***	0.3746	***
準専門的・技術的職業ダミー	0.1768	***	0.1796	***	0.3239	***
craft関連職業ダミー	-0.1701	***	-0.1681	***	0.1506	***
人的役務的職業ダミー	-0.3408	***	-0.3419	***	0.0764	***
販売従事者ダミー	-0.3455	***	-0.3462	***	0.1056	***
生産工程・労務作業者ダミー	-0.1528	***	-0.1525	***	0.0527	***
その他の職業ダミー	-0.5793	***	-0.5794	***	-0.1100	***
労働時間	0.0182	***	0.0181	***	0.0071	***
継続就業年数	0.0301	***	0.0308	***	0.0218	***
継続就業年数の二乗	-0.0006	***	-0.0006	***	-0.0004	***
20～49人ダミー	0.1801	***	0.1819	***	0.1498	***
50人以上ダミー	0.3239	***	0.3266	***	0.2612	***
官公庁ダミー	-0.0150		-0.0180	*	-0.0910	***
子供ありダミー	-0.4563	***	-0.1965	***	0.0338	***
パートダミー						
LAMBDA	0.7575	***				
サンプル数	31,177		19,987		19,822	
自由度調整済み決定係数	0.5783		0.5766		0.4339	

(ポンド)	
男性の賃金	327.88
女性の賃金	163.14
要素価格差がない時の女性の賃金	271.14
要素量差による賃金格差	56.74
要素価格差による賃金格差	108.00
男女賃金格差	164.74

責任が女性に多く、男性には少ないという実態を反映していると考えるのが適当だろう。

次に、子どもダミーに代わってモデルに加えたパートダミーをみると(表 10)、男女とも大きくマイナスで(女性で-0.67, 男性で-0.95)、フルタイムとの間の賃金格差が大きいことがわかる。

調整済み決定係数は、日本の推定結果に似て、パートダミーを使ったモデルでもっとも高い値を示した(女性が 0.66, 男性が 0.52)。イギリスにおいてもこのモデルが他の2つのモデルよりも説明力が高いことがわかる。そこで、日本の分析で行ったように、表 11 を用いて、さらに検討しよう。

表10 イギリスの賃金関数の推定結果(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	4.1074	***	4.0010	***	3.6236	***
年齢	0.0364	***	0.0385	***	0.0741	***
年齢の二乗	-0.0004	***	-0.0005	***	-0.0008	***
大卒	0.3184	***	0.3471	***	0.3336	***
専門学校卒	0.1665	***	0.2016	***	0.1883	***
Aレベル	0.1183	***	0.1422	***	0.1501	***
Oレベル	0.0464	***	0.0661	***	0.0615	***
管理的職業ダミー	0.2852	***	0.2839	***	0.4663	***
専門的職業ダミー	0.3012	***	0.2988	***	0.3627	***
準専門的・技術的職業ダミー	0.1785	***	0.1769	***	0.3042	***
craft関連職業ダミー	-0.2147	***	-0.2146	***	0.1262	***
人的役務的職業ダミー	-0.2710	***	-0.2719	***	0.1193	***
販売従事者ダミー	-0.2013	***	-0.2009	***	0.1563	***
生産工程・労務作業者ダミー	-0.1999	***	-0.2009	***	0.0450	***
その他の職業ダミー	-0.4315	***	-0.4315	***	-0.0494	***
労働時間	0.0099	***	0.0100	***	0.0041	***
継続就業年数	0.0263	***	0.0264	***	0.0158	***
継続就業年数の二乗	-0.0006	***	-0.0006	***	-0.0003	***
20～49人ダミー	0.1408	***	0.1404	***	0.1243	***
50人以上ダミー	0.2590	***	0.2589	***	0.2180	***
官公庁ダミー	0.0049		0.0050		-0.0755	***
子供ありダミー						
パートダミー	-0.6629	***	-0.6720	***	-0.9527	***
LAMBDA	-0.0965	***				
サンプル数	31,177		19,986		19,821	
自由度調整済み決定係数	0.6642		0.6633		0.5185	

(ポンド)	
男性の賃金	327.85
女性の賃金	163.28
要素価格差がない時の女性の賃金	201.67
要素量差による賃金格差	126.18
要素価格差による賃金格差	38.39
男女賃金格差	164.57

表11 ダミー変数の違いによる賃金の格差：イギリス
(表10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	163.28	---	327.85	---
無資格	145.73	-17.55	291.93	-35.93
Oレベル	155.69	-7.59	310.43	-17.42
Aレベル	168.01	4.73	339.20	11.35
専門学校卒	178.29	15.01	352.40	24.54
大卒	206.21	42.93	407.54	79.68
事務従事者ダミー	168.63	5.35	267.93	-59.92
管理的職業ダミー	224.00	60.72	427.09	99.24
専門的職業ダミー	227.35	64.07	385.09	57.24
準専門的・技術的職業ダミー	201.26	37.98	363.20	35.34
craft関連職業ダミー	136.07	-27.21	303.97	-23.88
人的役務的職業ダミー	128.48	-34.80	301.88	-25.97
販売従事者ダミー	137.94	-25.34	313.27	-14.59
生産工程・労務作業者ダミー	137.95	-25.33	280.28	-47.57
その他の職業ダミー	109.54	-53.74	255.02	-72.83
20人未満	139.42	-23.86	281.55	-46.30
20～49人ダミー	160.43	-2.85	318.82	-9.03
50人以上ダミー	180.61	17.33	350.12	22.26
民間部門	162.99	-0.29	332.96	5.11
官公庁	163.81	0.53	308.74	-19.11
フルタイム	216.02	52.74	342.35	14.50
パートタイム	110.31	-52.97	132.04	-195.81

表 11 は、表5のように、各ダミー変数の違いによる賃金格差を示している。推定平均週間賃金は、女性 163 ポンド、男性 328 ポンドで、女性の賃金は男性の約 50%にしかすぎない。この大きな賃金格差は、女性就業者の約半分を占めるパートを含んでいることや、既述したように、LFS は NES には含まれない低賃金の雇用者も調査対象に含んでいる (Laux and Marshall 1994, Wilkinson 1998) などにもよるのだろう。

女性についてみると、無資格者と大卒者の格差が 60 ポンド、専門的職業とその他の職業との格差は 118 ポンド、20 人未満と 50 人以上の従業員規模の格差は 41 ポンド、官公庁と民間部門はわずか 82 ペンス、フルタイムとパートの格差は 106 ポンドとなっている。他方、男性については、無資格者と大卒者の格差が 116 ポンド、管理的職業とその他の職業との格差は 172 ポンド、20 人未満と 50 人以上の従業員規模の格差は 69 ポンド、官公庁と民間部門はわずか 24 ポンド、フルタイムとパートの格差は 210 ポンドである。日本と同様に、女性より男性について、労働者属性間でより大きな賃金格差があることがわかるが、イギリスにおいても雇用者全体で見ると女性の賃金は低く抑えられていることも確かである。

(3) 男女賃金格差の要因分析

表8と9において、男女の賃金格差 169 ポンドのうち、57 ポンドが要素量差による賃金格差、108 ポンドが要素価格差による賃金格差と、ほぼ 1:2 の割合であった。一方、パートを加えた表 10 では、165 ポンドの性別賃金格差のうち、要素量差による賃金格差は 126 ポンド (73%)、要素価格

差による賃金格差は 38 ポンド(23%)と、ほぼ3:1の割合になる。パートダミーを説明変数に加えることで、性別賃金格差のうち7割が男女間の要素量差によるという結果がでる。これは、後に見るように、パート就業者数の男女差が、要素量差要因を拡大したと考えられる。

表 12 男女間の賃金格差の対数値での要因分解：イギリス
(表 10の推定結果による)

	要素価格差要因	要素量差要因	両要因合計
定数項	-0.3774		-0.3774
年齢	1.3709	0.0477	1.4186
年齢の二乗	-0.5987	-0.0575	-0.6562
大卒	-0.0022	0.0120	0.0098
専門学校卒	-0.0014	-0.0050	-0.0064
Aレベル	0.0009	0.0059	0.0068
Oレベル	-0.0013	-0.0065	-0.0078
管理的職業ダミー	0.0193	0.0397	0.0590
専門的職業ダミー	0.0065	0.0072	0.0137
準専門的・技術的職業ダミー	0.0148	-0.0084	0.0065
craft関連職業ダミー	0.0076	0.0194	0.0270
人的役務的職業ダミー	0.0625	-0.0102	0.0523
販売従事者ダミー	0.0382	-0.0096	0.0286
生産工程・労務作業者ダミー	0.0111	0.0050	0.0161
その他の職業ダミー	0.0306	0.0005	0.0311
労働時間	-0.1602	0.0494	-0.1108
継続就業年数	-0.0708	0.0320	-0.0389
継続就業年数の二乗	0.0298	-0.0182	0.0116
20～49人ダミー	-0.0032	-0.0023	-0.0054
50人以上ダミー	-0.0206	0.0203	-0.0003
官公庁ダミー	-0.0283	0.0110	-0.0172
パートダミー	-0.1169	0.3535	0.2366
合計	0.2112	0.4859	0.6971

次に、これらの要因分解を変数別に見ると、性別賃金格差 0.6971 のうち、年齢がもっとも大きく (0.7624=1.4186+-0.6562)、イギリスにおいても年齢が賃金格差の主因であることがわかる。それをさらに要素量差要因と要素価格差要因に分けることで、男女間の年齢差(要素量差要因)ではなく、同じ年齢に対して男女で異なる賃金が支払われていること(要素価格差要因)に大きな原因があることがわかる。とはいえ、イギリスでは、年齢要因(0.7624)は、男性の賃金(5.7926)の 13%を占めており、日本の年齢要因が男性の年間所得に占める割合(26%)に比べれば、低い。男女ともに転職の多いイギリスで、年齢要因が性別賃金格差の主因であるという結果は、おそらく男女間の全就業経験年数の差を反映していると考えてよいだろう。

年齢の次に性別賃金格差を拡大している要因は、パートダミーである(0.2366)。そのほとんどがパート就業者に女性が多く男性が少ないという要素量差に起因している。これも日本と似た結果である。

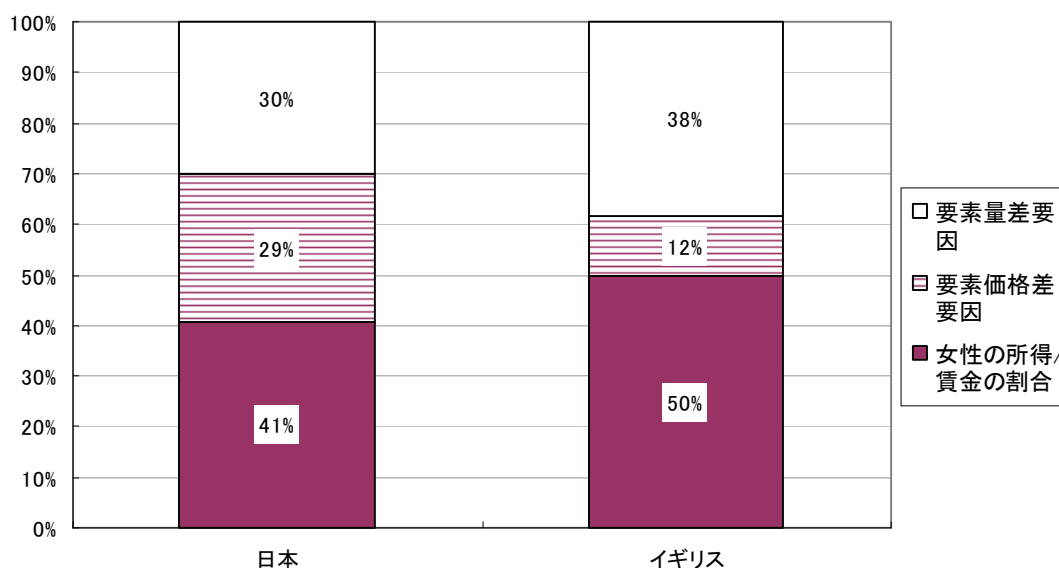
3.3 要因分解による推定結果の日英比較

日本の性別年間所得の要因分析結果(表4)と、イギリスの性別賃金格差の分析結果(表 10)を使って、男性の賃金/所得を 100とした時の、女性の賃金/所得、要素価格差要因と要素量差要因の割合を図示したのが、図1である。日本とイギリスでは用いた関数が違うので、このように単純に

比較するには無理があるかもしれないが、労働市場における男女間の格差と「差別」を日本とイギリスで比較する際の参考にはなるだろう。

さて、図1を見てみよう。日本の女性の所得は、男性の41%であり、イギリスの女性の賃金は男性の50%である。もし女性が男性と同じように労働市場において評価されれば、女性の賃金/所得は、日本では男性の70%(=41%+29%)、イギリスでは62%(=50%+12%)になる。残りは、男女間での属性の違いによる。

図1 要因分解の日英比較



しかし、この結果から、イギリスの方が日本よりも労働者属性の男女差が大きく、その影響が賃金に大きく響いていると考えてよいのだろうか。イギリスの女性の労働力率はM字型から脱却し、管理的職業にも多くの女性が進出している(Hakim 1992, Rubery et al 1999, Iwai et al 2000)など、イギリスの方が日本より労働市場における男女間の平等は進んでいる(Sugihashi 2003)。

実は、要素量差の割合が大きく出るのは、ブリンダー・ワハカ分解手法が、要素量差をまず大前提にして所得や賃金の男女間の差を分解するから、さらに言えば、要素量差は要素価格差とは無関係とした上で分解するからである。したがって、パートタイマーなど男女で属性が大きく異なる変数を加えると、要素量差の割合が大きく要素価格差が小さくなっていく(Cain 1986, Gunderson 1989, 杉橋 1998, Sugihashi 2003)。

そこで、パートダミーを賃金/所得の要因分解に加えず、代わりにパートとフルタイム別に男女間の賃金/所得の要因分解がどう変わるかを見るために、パートダミーに0あるいは1を入れてブリンダー・ワハカ分解手法で再度要因分解した結果が表13、図示したものが図2と図3である。

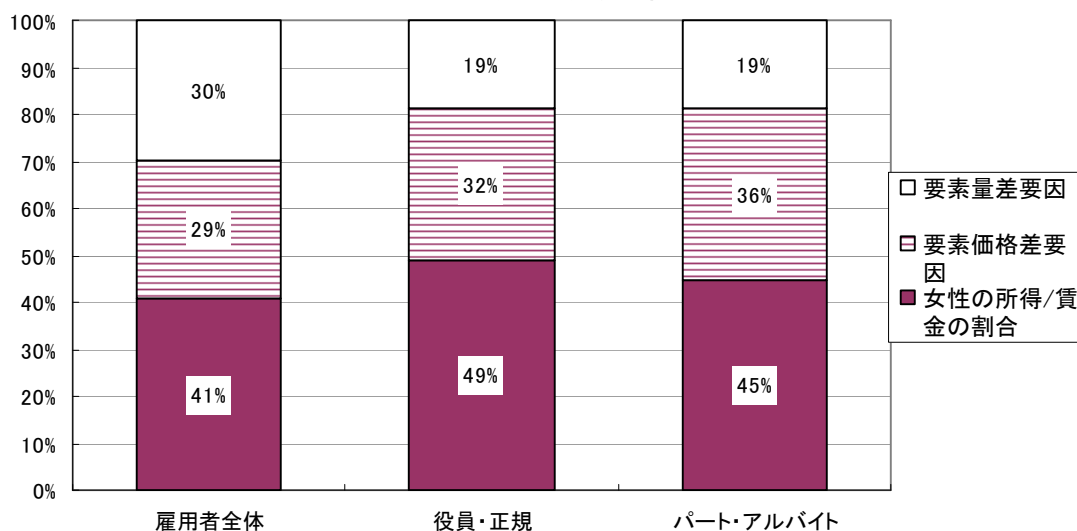
表13から、要素量差と要素価格差の割合をみる。日本については、役員・正規もパート・アルバイトも、ほぼ1:2の割合であった。イギリスのフルタイム間では1:2であるが、パートタイム間では、3:1の割合となっている。

表13 雇用形態別男女間の所得/賃金格差の要因分析:日本とイギリス

	日本(万円/年)		イギリス(£/週)	
	役員・正社員	パート・アルバイト	フルタイム	パート
男性の所得	477.16	298.70	342.35	132.04
女性の所得	232.61	133.83	216.02	110.31
要素価格差がないときの女性の所得	386.81	242.14	299.91	115.67
要素量差による所得格差	90.35	56.56	42.45	16.37
要素価格差による所得格差	154.21	108.32	83.89	5.36
男女所得格差	244.55	164.87	126.33	21.73

そこで、これらを、さらに男性の賃金/所得と比較してみよう。図2と3の一番左の棒は、図1と同様に、雇用者全体を対象にしている。雇用形態別に分けると、日本の男性の所得を100とした時の女性の年間個人所得は、正規間で49%、パート間では若干下がって45%となる。要素量差による所得格差部分は、雇用者全体で見た時には、30%であったのに対して、正規間でもパート間でも19%に減った。すでに指摘したように、女性が多く就業しているパートの要素量差が要因分析で無視されたから、このように要素量差要因の割合が減少したと考えられる。要素価格差は、雇用者全体で推計したときより増えて、正規間で32%、パート間で36%である。日本の場合、雇用形態に関わらず、男女間での所得格差が大きく、さらに所得格差をもたらす主な原因が要素価格差であることがわかる。すなわち、日本の男女間の年間個人所得格差は、男女間での要素価格差(「差別」)だけではなく、非正規雇用に対する低い評価も加わって、男女間の所得格差を二重に拡大しているといえる。

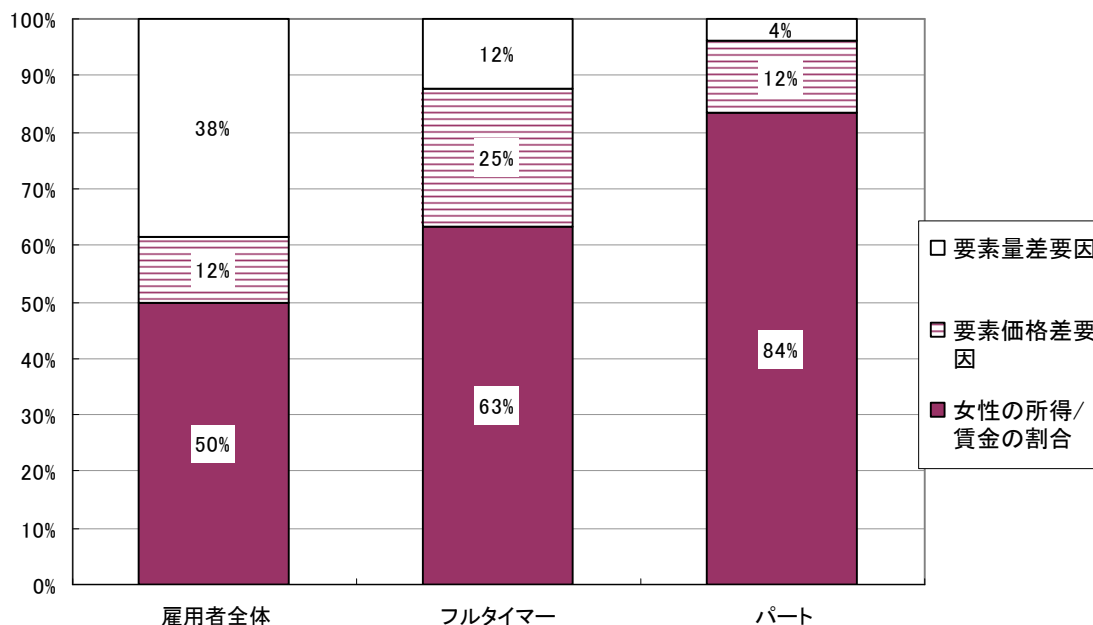
図2 雇用形態別要因分析結果:日本



イギリスについては(図3)、男性の賃金を100とした時の女性の賃金は、雇用者全体では50%であったが、フルタイム間で63%、パート間では84%までに縮小している。雇用形態に分けてもあまり変わらない日本の結果とは大きく違う。雇用者全体で見た時には38%も占めていた要素量差要因は、正規間では12%、パート間では4%と、大幅に縮小している。雇用者全体での要因

分析では、パート・ダミーが、要素量差に大きく影響していたと考えられる。要素価格差は、フルタイム間で 25%、パート間で 12%であるが、この割合は日本より非常に小さい。

図3 雇用形態別要因分析結果：イギリス



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調査とイギリスの労働力調査(LFS)の個人レベルのデータを用いて、日本とイギリスにおける男女間の賃金/所得格差を検討・比較し、次のことが確認できた。

- ① 雇用者全体の男女間の賃金/所得格差を要因分解すると、要素格差要因と要素量差要因は、日本で1:1、イギリスでは1:3であることがわかった。さらに、これらを変数別に分けてみると、日本もイギリスも年齢が賃金/所得格差を拡大する主因であり、次に男女で就業する雇用形態の違いも重要であることがわかった。特に、両国での賃金/所得格差を拡大する決定要因は、加齢による市場評価が男女で違うという年齢の要素価格差の部分であることも確認した。
- ② さらに、雇用形態別に男女間の賃金/所得格差をみると、男性の賃金/所得を100とした時の女性の賃金/所得は、日本では役員・正規もパート・アルバイトでも5割にも満たないのに対して、イギリスではフルタイム間で63、パートタイム間で84%に達する。雇用形態別の男女間賃金/所得格差の要因分析から、要素価格差(「差別」)による賃金格差は、日本では雇用形態に関係なく、男性の賃金/所得の30%強を占めているのに対して、イギリスではフルタイム間で25%、パートタイム間で12%となっている。日本における男女間の格差・「差別」が、男女間所得格差を拡大していることが明らかになった。

- ③ 総じて、日本での雇用者全体の男女間の所得格差は、市場評価が男女間で違うという性「差別」だけではなく、雇用形態が男女で違うという、二重の要因によって拡大している。これに対し、イギリスでは、男女間の「差別」もあるが、日本と比較すれば小さく、それよりも雇用形態が男女で違うことに大きな原因があるといつてよいだろう。

現在、日本においてもイギリスにおいても、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、日本については1997年の就業構造基本調査、イギリスについては1998/9年の労働力調査の、それぞれマイクロデータに基づいて計測をしている。さらに近年のデータを用いて同じ分析をすれば、日本の場合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。イギリスの場合は、賃金の個別化や職能給的色彩が強まっていることから、雇用主の裁量による部分が増加しているだろうし、他方で最低賃金制度により低所得層の賃金の底上げもあって、男女間と雇用形態間の賃金格差が縮小していると予想される。また、パートや派遣などの不安定就業者の賃金は正規労働者と同じような基準では決まらないから、雇用形態別に賃金関数を推定する必要もあるだろう。さらに、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。これらの課題については、申請中の就調のリサンプリング・データと、イギリスについても労働力調査のマイクロデータを申請して、取り組みたい。

参考文献

- Cain, G. G. (1986), "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A survey", Ashenfelter, O. and Layard, R. eds. *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland.
- Hakim, C. (1992), "Explaining Trends in Occupational Segregation: The measurement, causes and consequences of the sexual division of labour", *European Sociological Review* 8(2), pp. 127-152.
- Harkness, S. (1996) "The Gender Earnings Gap: Evidence from the UK", *Fiscal Studies* 17: 1-36.
- 堀春彦(2001)「男女間賃金格差が発生する要因の分析」『男女間の賃金格差問題に関する研究会報告』
- Joshi, H. and Paci, P. (1998) *Unequal Pay for Women and Men*, Cambridge: MIT Press.
- 金子治平・杉橋やよい(2003)「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」『神戸大学農業経済』第36号
- Laux, R. and Marshall, N. (1994), "Income and Earnings from the LFS: Data quality and initial findings from winter 1992/3 to winter 1993/4", *Employment Gazette* December 1994: 461-471
- 松田芳郎・伴金美・美添泰人編著(2000)『講座マイクロ統計分析2』日本評論社
- 中田喜文(1997)「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
- Rubery, J., Simth, M. and Fagan, C. (1999) *Women's Employment in Europe: Trends and prospects*. London: Routledge.

杉橋やよい(1998)「性別賃金格差・差別の数理・計量分析の検討—『労働者構成の同一化手法』とBlinder-Oaxaca 分解手法—」法政大学『大学院紀要』第 41 号, pp.27-48.

Sugihashi, Yayoi, (2003), *Gender Wage Differentials and 'Discrimination' in Britain and Japan*, PhD thesis, Manchester: University of Manchester.

Wilkinson, D. (1998) "Towards Reconciliation of NES and LFS Earnings Data" *Labour Market Trends* May: 223-231.

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。

注

ⁱ 本稿は、金子・杉橋（2003）に、イギリスの男女賃金格差分析とその日英比較を追加したものである。

ⁱⁱ 日本は賃金構造基本統計調査の月間所定内給与を、イギリスは労働力調査からの時間給をベースにした値。

ⁱⁱⁱ 回答率は調査される回数が増えるとともに下がる。例えば、1999 年春に調査に加わった集団の回答率は、第 1 回目が 78%、2 回目 75%、3 回目 72%、4 回目 71%、5 回目 70%であった。

^{iv} この分解では、年間個人所得/週間賃金関数の男性の係数のみを用いて計算することができる。女性に注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。

^v 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.