

「雇用環境の変化と女性労働の実態」

女性雇用の実態

労働政策研究・研修機構
堀 春彦

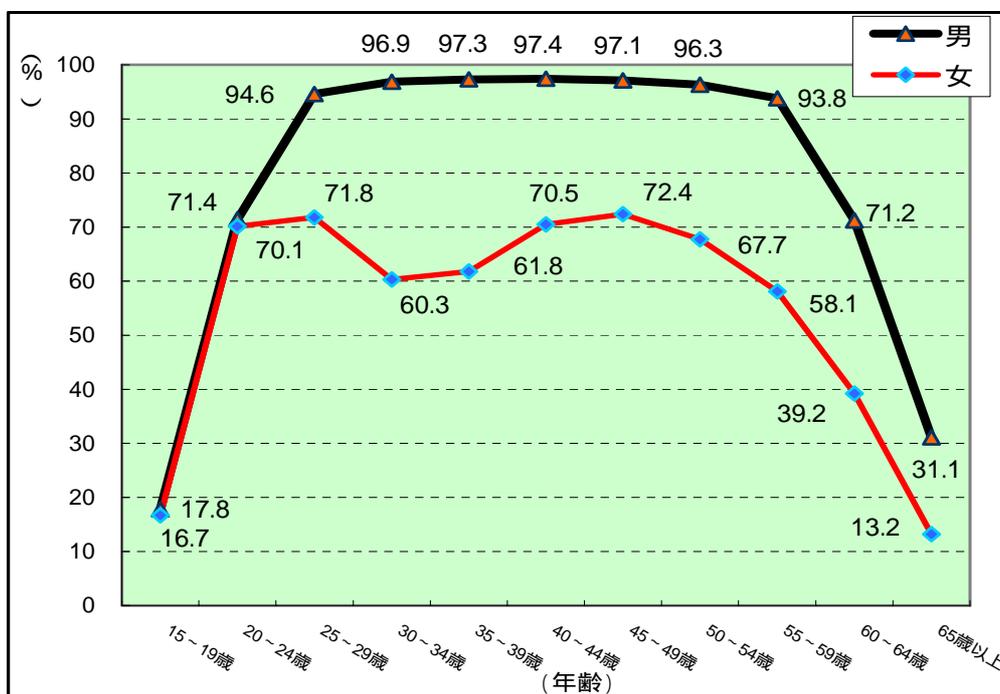
1 女性労働の現状

(1) 労働力率の推移

女性の積極的な職場進出には目覚ましいものがあり、2002年の『労働力調査』によれば、女性の就業者数は年平均2594万人、そのうち女性の雇用者数は2161万人となっている。雇用者全体に占める女性の割合である女性雇用比率は40.5%となっている。この女性雇用比率は、1975年には32%にすぎなかった。また、雇用者数の増大とともに女性(民間企業)雇用者(パートタイム労働者を除く)の平均勤続年数も大きく上昇しており、2002年の『賃金構造基本統計調査』によると8.8年に達している。1975年の5.1年と比較し、3.7年上回っている。

女性の就業を論じる際に、欠かせない統計が労働力率である。労働力率とは、15歳以上人口に占める労働力(=従業者+休業者+完全失業者)の割合のことで、一国の潜在的な労働供給量を示す指標と考えられる。

図1 男女別労働力率



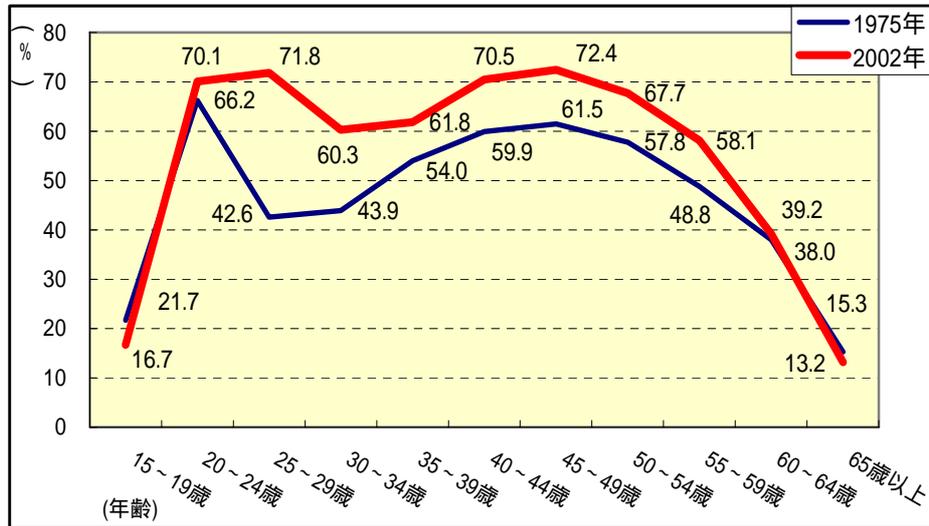
(資料出所) 総務省『労働力調査』2002年。

図1は、労働力率を男女別・年齢階層別に見た結果である。男性の労働力率が20歳台後半以降50歳台まで一貫して90%を超える労働力率であるのに対して、女性の場合には25~29歳層

と45～49歳層を2つの頂点とするM字型の構造を示している。

また図2は、女性労働力率の状況を1975年と2002年で比較した結果である。両年ともM字型の形状そのものは変わっていないものの、かつて労働力率が大きく低下していた25～29歳層、30～34歳層を中心として労働力率の底上げが図られている。

図2 女性労働力率の比較

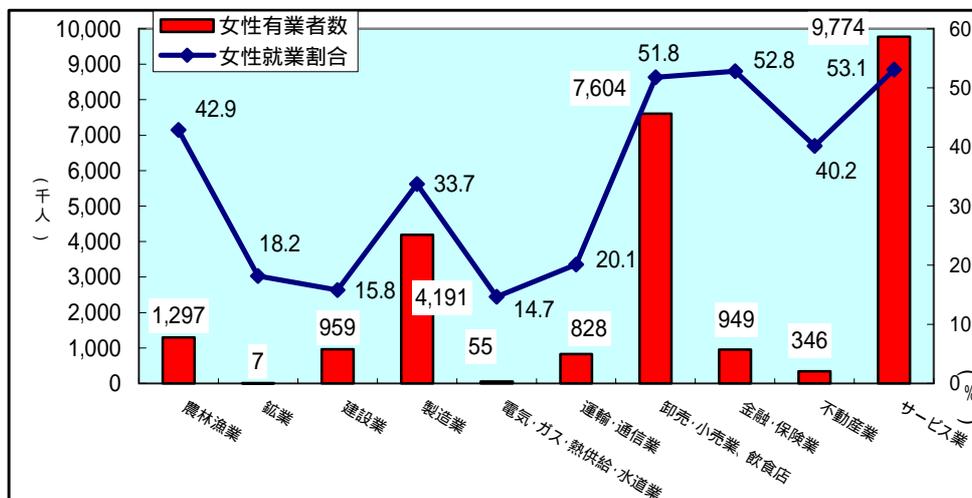


(資料出所) 総務省『労働力調査』各年。

(2) 産業別・職種別女性就業者数

女性有業者数の多い産業を見ると、サービス業が最も多く(977万人)、続いて卸売・小売業、飲食店(760万人)、製造業(419万人)の順となっている。また、女性就業割合の高い産業は、サービス業(53.1%)、金融・保険業(52.8%)、卸売・小売業、飲食店(51.8%)等である(図3)。

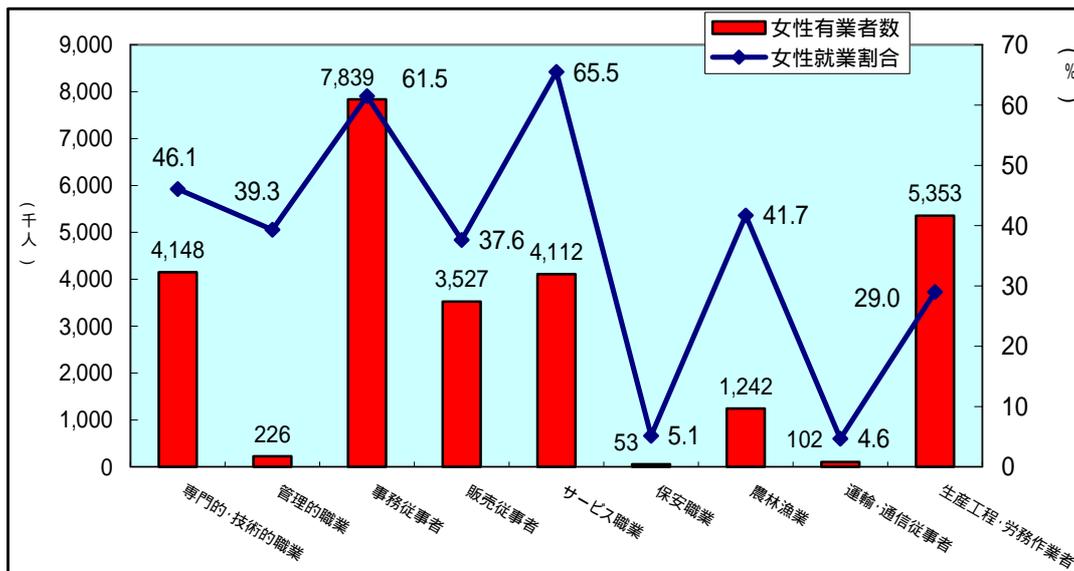
図3 産業別女性有業者数・女性就業割合



(資料出所) 総務省『就業構造基本調査』2002年。

職業別に女性有業者数⁽¹⁾を見ると、事務従事者で最も多くなっており（784万人）、生産工程・労務作業者（535万人）、専門的・技術的職業従事者（415万人）、サービス職業従事者（411万人）等で多くなっている。女性の就業割合を職業別に見ると、サービス職業従事者が最も高くなっている（65.5%）。その他、事務従事者（61.5%）、専門的・技術的職業従事者（46.1%）等の職業で女性就業割合が高くなっている（図4）。

図4 職業別女性有業者数・女性就業割合



（資料出所） 同上。

上の図4では、女性就業割合を見たが、女性の場合、この職業別就業割合が年齢階層間で大きく異なっている。若年層では事務従事者や専門的・技術的職業従事者の比率が高くなっており、中高年層ではサービス職業従事者、生産工程・労務作業者等の職業で比率が高くなっている（表1）。

表1 年齢階層別・女性就業割合

	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳
専門的・技術的職業	66.0	51.9	42.5	42.0	45.4	47.1	43.9	40.1
管理的職業	24.1	8.0	12.2	9.9	10.3	7.8	8.8	8.7
事務従事者	76.6	70.8	62.5	59.4	59.4	56.9	56.5	52.6
販売従事者	51.0	34.5	27.7	27.7	31.7	38.0	38.9	40.4
サービス職業	57.8	56.4	58.0	68.5	71.6	73.4	75.3	74.4
保安職業	12.3	8.3	7.0	4.0	4.6	4.1	3.0	3.4
農林漁業	15.3	24.7	33.7	37.6	45.5	46.7	45.3	50.5
運輸・通信従事者	14.1	6.3	4.7	4.3	5.0	5.9	3.8	3.1
生産工程・労務作業者	18.6	17.2	19.5	26.5	32.2	35.0	35.9	36.0

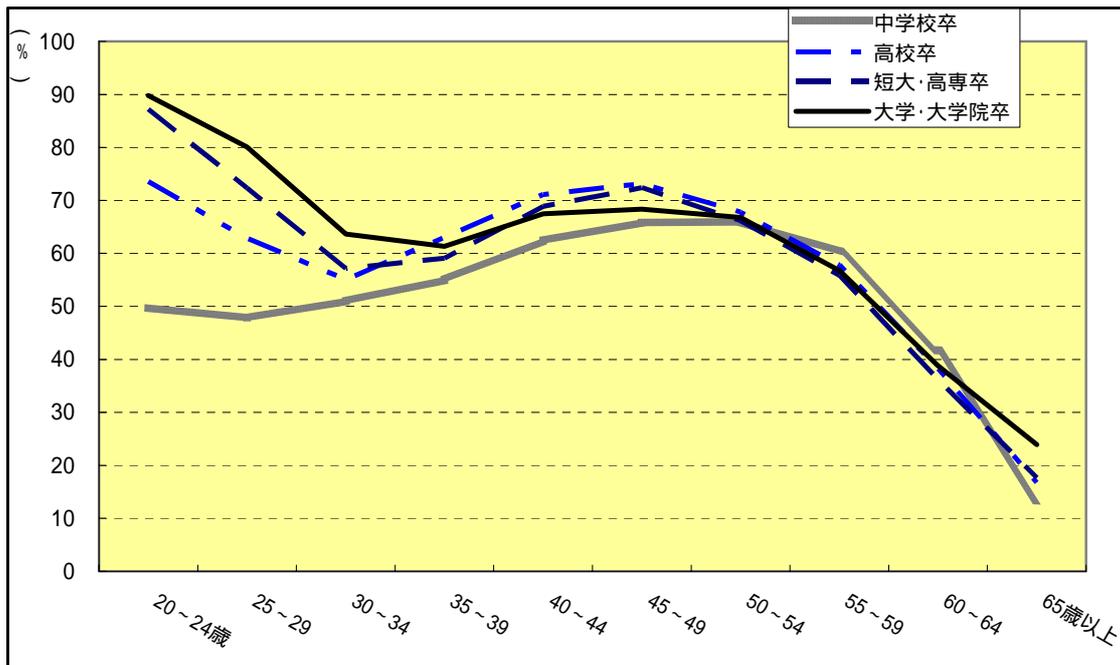
（資料出所） 同上。

（3）学歴別・年齢別有業率

女性の最終学歴と有業率との関係を年齢別に見てみると、30代前半までは学歴が高いほど有業率が高いという傾向が観察される。その後、40歳代においては、高校卒と短大・高専卒の有業率

が高まり、一方大学・大学院卒は横ばい傾向が続くことによって、高校卒や短大・高専卒と大学・大学院卒の順位が逆転している。日本の女性の場合、大学卒の就業経路は同一企業への長期勤続者と離職後非労働力化する者との2極分化する傾向があることが指摘されている（樋口（1991）参照）。40歳代で大学・大学院卒者の有業率が伸び悩む傾向にある背景には、こうした2極分化が影響している可能性がある。

図5 女性の学歴別・年齢階層別有業率



（資料出所） 同上。

（注）上記有業率の算出に当たっては、卒業者のみを対象として有業率を算出し、在学者は算出の対象としなかった。

2 女性の職種分布と性別職務分離

2.1 職種別女性就業者の割合

まず『国勢調査』を用いて、女性の職種分布について検討を行う。職種分布の検討を行うには、全数調査である『国勢調査』を用いるのが便利である。1995年の『国勢調査』についてみると、職業大分類（10 職種）、職業中分類（61 職種）、職業小分類（294 職種）レベルで、女性就業者の割合を検討することが可能である（ただし、いずれの職業分類レベルについても職業分類不能を含む。）。以下、それぞれのレベルで、女性の就業割合について検討する。

表2は、職業大分類レベルでみた女性の就業割合を示している。サービス職業従事者で63.9%と最も高くなっており、続いて事務従事者（62.0%）、農林作業従事者（43.2%）といった職種で女性の就業比率が高くなっている。反対に、保安職業従事者（5.0%）、運輸・通信従事者（5.3%）、管理的職業従事者（9.6%）といった職種で女性の就業比率が低くなっている。

表2 女性就業比率（職業大分類）

職業大分類	女性比率 (%)
サービス職業従事者	63.9
事務従事者	62.0
農林作業従事者	43.2
専門的・技術的職業従事者	41.9
販売従事者	37.3
技能工、採掘・製造・建設作業者及び労務作業者	29.4
管理的職業従事者	9.6
運輸・通信従事者	5.3
保安職業従事者	5.0

（資料出所） 総務省『国勢調査』1995年。

次に、中分類レベルと小分類レベルで女性の就業割合についてみていくが、全ての職種を表示することはあまり効率的な作業とはいえない。そこで、中分類と小分類に関しては、女性就業割合の高い職種ないしは割合の低い職種10職種のみを表に掲載する。

表3は、職業中分類に関して、女性就業比率の高い職業を掲載した結果である。家事サービス職業従事者で女性就業比率が最も高くなっており、98.2%となっている。以下、社会福祉専門従事者（85.3%）、衣服・繊維製品製造作業者（82.0%）、接客・給仕職業従事者（73.0%）等の職種で女性就業比率が高くなっている。

職業中分類レベルでも、サービス職種、事務職種を中心とした職種で女性の就業比率が高くなっていることがわかる。

また、職業中分類レベルで女性就業比率の低い職種を下から10職種掲載した結果が、表4である。この表にあるように、鉄道運転従事者で最も女性就業比率が低くなっており、0.05%となっている。女性就業比率の低い10職種をみると、それらのほとんどがブルーカラー系の職種であることがわかる。

表3 女性就業比率の高い職種（職業中分類）

職業中分類	女性比率 (%)
家事サービス職業従事者	98.2
社会福祉専門従事者	85.3
衣服・繊維製品製造作業	82.0
接客・給仕職業従事者	73.0
保険医療従事者	72.4
その他の職業サービス従事者	70.3
生活衛生サービス職業従事者	66.6
音楽家、舞台芸術家	66.3
その他の事務従事者	66.3
外勤事務従事者	62.9

（資料出所） 同上。

表4 女性就業比率の低い職種（職業中分類）

職業中分類	女性比率 (%)
鉄道運転従事者	0.05
定置機関・機械及び建設機械運転作業	0.62
船舶・航空機運転従事者	0.79
電気作業	1.5
自動車運転者	2.4
その他の管理的職業従事者	2.7
輸送機械組立・修理作業	3.0
採掘作業	3.4
管理的公務員	3.6
建設作業	4.3

（資料出所） 同上。

表5ないし表6では、職業小分類レベルで、女性就業比率の高い10職種と比率の低い10職種を掲載している。女性の就業比率の高い10職種を示した表5は、女性就業比率が100%となっている職種が5職種あることを示している。それらは、保健婦、助産婦、歯科衛生士、家事手伝い、家政婦の5職種である。保母、保父（99.2%）、その他の家事サービス職業従事者（97.1%）等の職業でもかなり女性就業比率の割合が高くなっている。

表5 女性就業比率の高い職種（職業小分類）

職業小分類	女性比率 (%)
保健婦	100.0
助産婦	100.0
歯科衛生士	100.0
家事手伝い(住み込みの女子)	100.0
家政婦	100.0
保母、保父	99.2
その他の家事サービス職業従事者	97.1
電話交換手	97.0
看護婦、看護師	96.5
栄養士	95.9

（資料出所） 同上。

また、女性就業比率の低い10職種を示している表6からは、全く女性就業者がいない職種が7職種あることがわかる。それらは、電気・ディーゼル・蒸気機関士、操車掛、信号掛、転てつ手、連結手、採炭員、支柱員、坑内運搬員、船大工、鉄道路線工事作業者の7職種である。

表6 女性就業比率の低い職種（職業小分類）

職業小分類	女性比率(%)
電気・ディーゼル・蒸気機関士	0.0
操車掛、信号掛、転てつ手、連結手	0.0
採炭員	0.0
支柱員	0.0
坑内運搬員	0.0
船大工	0.0
鉄道路線工事作業者	0.0
電気・気動車運転士	0.05
汽缶士	0.07
電線架線工	0.14

（資料出所） 同上。

以上みたように、個々の職種の女性就業割合をみることで、どのような職種で女性就業割合が高いのか、もしくは低いのかを検討することは可能であるが、こうした方法では職種全体で考えた場合に、男女でどの程度職種分布が異なっているのかを知ることはできない。また、2時点で比較した場合に、どの程度男女間の職種分布が均一化したのかを知ることもできない。そこで、こうした問題に対処するために、次にダンカン指数について説明を行う。

2.2 ダンカン指数を用いた性別職務分離の実態

（1）ダンカン指数による性別職務分離の実態

女性と男性の職種分布の不一致の程度を示す指標にダンカン指数がある。以下では、ダンカン指数を用いて性別職務分離の実態を見ることにする。

ダンカン指数とは、以下に示されるインデックスである。

$$S_{it} = \frac{1}{2} \sum_i |m_{it} - f_{it}| \quad \dots (1)$$

ここで、 m_{it} は t 時点における男性就業者全体に占める i 職種の男性就業者の割合を、 f_{it} は t 時点における女性就業者全体に占める i 職種女性就業者の割合を示す。男性と女性の職種分布が完全に一致する場合、ダンカン指数は 0 となり、職種分布が完全に分断している場合、ダンカン指数は 100 となる。ダンカン指数は、男性と女性の職種分布が一致するためには、男性ないしは女性の何%が職種を変えればよいのかという値を示している。

以下では、ダンカン指数に関する理解を深めるための例示を行っている。

(例1) 男女の職種分布が完全に一致する場合

性 / 職種	A職種	B職種	C職種	D職種	職種計
男性	10%	30%	40%	20%	100%
女性	10%	30%	40%	20%	100%

(例1) の場合、ダンカン指数は以下の通り計算される。

$$\begin{aligned}
 S &= 1/2(| 10-10 | + | 30-30 | + | 40-40 | + | 20-20 |) \\
 &= 1/2 \times 0 \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

男性と女性の職種分布が完全に一致する場合、ダンカン指数は0となる。

(例2) 男女の職種分布が完全に分断している場合

性 / 職種	A職種	B職種	C職種	D職種	職種計
男性	60%	0%	40%	0%	100%
女性	0%	30%	0%	70%	100%

(例2) の場合、ダンカン指数は以下の通り計算される。

$$\begin{aligned}
 S &= 1/2(| 60-0 | + | 0-30 | + | 40-0 | + | 0-70 |) \\
 &= 1/2 \times (60+30+40+70) \\
 &= 1/2 \times 200 \\
 &= 100
 \end{aligned}$$

男性と女性の職種分布が完全に分断している場合、ダンカン指数は100となる。

(例3) 男女の職種分布が適度に分断している場合

性 / 職種	A職種	B職種	C職種	D職種	職種計
男性	15%	25%	35%	25%	100%
女性	5%	10%	60%	25%	100%

$$\begin{aligned}
 S &= 1/2(| 15-5 | + | 25-10 | + | 35-60 | + | 25-25 |) \\
 &= 1/2(10+15+25+0) \\
 &= 25
 \end{aligned}$$

(1)式に基づいて、大分類、中分類、小分類レベルでダンカン指数を計測した結果が表7である。1995年のダンカン指数の値を見ると、職業大分類レベルで27.6、職業中分類レベルで40.9、職

業小分類レベルで 52.3 となっている。この値の意味するところは、例えば大分類でいうと、男性もしくは女性の 27.6% が職種を変更しないと、男女の職種分布が等しくならぬことを示している。

当然のことではあるが、職種の数が増える中分類（61 職種）そして小分類（294 職種）ほど男女間における職務分離の程度が著しく、小分類に至っては 52.3% の男性もしくは女性が職種を変更しないと男女の職種分布が一致しないという結果となっている。

表 7 ダンカン指数の計測結果

	1980年	1985年	1990年	1995年
職業大分類	26.8	24.6	25.9	27.6
職業中分類	43.9	44.4	41.3	40.9
職業小分類	50.4	50.6	51.0	52.3

（資料出所） 総務省『国勢調査』各年。

ダンカン指数の値を時系列で追うと、職業大分類については、職務分離が一度縮小した後拡大傾向にあり、中分類では職務分離が拡大した後縮小傾向にあり、小分類では一貫して職務分離が拡大傾向にある。職種分類のレベルによって職務分離の動向は異なっているといえる。

（2）ダンカン指数の変動要因

次に、表 7 で見たダンカン指数の変動がどのような要因によって生じているのかを簡単に検討する。職務分離の実態を示すダンカン指数は、大きく分けて 3 つの要因によって変動することが知られている（Blau and Hendricks(1979)）。それらは、女性ないし男性の職種分布の変化（様々な職種の相対的な大きさの変化）が職務分離に影響を与える **Mix Effect**、特定職種内の男女構成比率の変化が職務分離に影響する **Composition Effect**、Mix Effect と Composition Effect 両方の混在効果である **Interaction Effect** である。

先に掲げたダンカン指数の別表記とともに、Mix Effect と Composition Effect の具体的な計測式を掲げる。

$$s_{it} = \frac{1}{2} \sum_i \left| \frac{q_{it}T_{it}}{\sum_i q_{it}T_{it}} - \frac{p_{it}T_{it}}{\sum_i p_{it}T_{it}} \right| \quad \dots (1)$$

$$MIX = \frac{1}{2} \left[\sum_i \left| \frac{q_{i1}T_{i2}}{\sum_i q_{i1}T_{i2}} - \frac{p_{i1}T_{i2}}{\sum_i p_{i1}T_{i2}} \right| - \sum_i \left| \frac{q_{i1}T_{i1}}{\sum_i q_{i1}T_{i1}} - \frac{p_{i1}T_{i1}}{\sum_i p_{i1}T_{i1}} \right| \right] \quad \dots (2)$$

$$COMP = \frac{1}{2} \left[\sum_i \left| \frac{q_{i2}T_{i1}}{\sum_i q_{i2}T_{i1}} - \frac{p_{i2}T_{i1}}{\sum_i p_{i2}T_{i1}} \right| - \sum_i \left| \frac{q_{i1}T_{i1}}{\sum_i q_{i1}T_{i1}} - \frac{p_{i1}T_{i1}}{\sum_i p_{i1}T_{i1}} \right| \right] \quad \dots (3)$$

(2)式は Mix Effect を示す式である。ここで、 F_{it} は t 年における i 職種の女性就業者数を、 M_{it} は t 年における i 職種の男性就業者数を、 $T_{it}(=F_{it}+M_{it})$ は t 年における i 職種の全就業者数をそれぞれ示している。また、 $p_{it}=F_{it}/T_{it}$ は t 年における i 職種の女性就業割合を、 $q_{it}=(1-p_{it})=M_{it}/T_{it}$ は t 年における i 職種の男性就業割合を示している。(2)式の意味は、それぞれの職種内における男女比率が時点間で一定であり、2 時点間における職務分離が女性ないし男性の職種分布の変化のみによって引き起こされる場合の効果を測定するものである。

一方、(3)式は Composition Effect を示す式である。(3)式の意味は、女性と男性の職種分布が基準時の職種分布に固定されているために時点間で一定であり、2 時点間における職務分離が職種内の男女構成比率の変化のみによって引き起こされる場合の効果を測定するものである。

なお、残る Interaction Effect は、便宜的に Mix Effect と Composition Effect の混在効果としているが、現実的には2 時点間における職務分離の変化から Mix Effect と Composition Effect を差し引いた残差項として定義される。

表 8 は、1980～1985 年、1985～1990 年、1990～1995 年という 2 時点間におけるダンカン指数の変動を要因分析した結果である。「ダンカン指数の変化」とあるのは、実際のダンカン指数の変動を示すものである。例えば、大分類の 1980 - 85 年のダンカン指数の変化は-2.23 となっているが、これは 1980 年から 1985 年にかけてダンカン指数が 26.83 から 24.60 へと 2.23 ポイント縮小したことを示している。

表 8 ダンカン指数の変動要因

		1980-85年	1985-90年	1990-95年
大分類	ダンカン指数の変化	-2.23	1.33	1.70
	Mix Effect	-0.84	0.13	0.25
	Composition Effect	-1.79	1.12	1.42
	Interaction Effect	0.40	0.07	0.03
	ダンカン指数の変化	0.52	-3.10	0.36
中分類	Mix Effect	0.22	-2.17	0.44
	Composition Effect	0.32	-3.33	-0.19
	Interaction Effect	-0.02	2.40	0.11
	ダンカン指数の変化	0.20	0.46	0.67
小分類	Mix Effect	0.17	0.29	0.75
	Composition Effect	0.12	0.12	-0.14
	Interaction Effect	-0.09	0.05	0.06

(資料出所) 同上。

職種の数が少ない大分類では、Composition Effect がダンカン指数の主要な変動要因となっていることがわかる。例えば、大分類で見たダンカン指数の変動のうち 1980～85 年の場合には 80.3% ($=-1.79/-2.23$)、1985～90 年の場合には 84.2% ($=1.12/1.33$)、1990～95 年の場合には 83.5% ($=1.42/1.70$) が Composition Effect によって説明される。

一方、職種の数が多い小分類で見ると、大分類とは反対に Mix Effect がダンカン指数の主要な変動要因となっていることがわかる。例えば、小分類で見たダンカン指数の変動のうち 1980～85 年の場合には 85.0% ($=0.17/0.20$)、1985～90 年の場合には 63.0% ($=0.29/0.46$)、1985～90 年の場合には 111.9% ($=0.75/0.67$) が Mix Effect によって説明される。

このように、ダンカン指数の変動要因は職種分類のレベルによって異なっている。

(3) 職種分布を固定したダンカン指数(Employment Standardized Index)

上でも見たように、性別職務分離の実態を示すダンカン指数は、比較対象となる2時点間の職種分布の変動により影響を受けている。2時点間で、女性ないしは男性の職種分布が大きく変動していると、職種内の男女構成比率に変化がない場合でも、ダンカン指数の値は大きく変動することが考えられる。また、2時点と比較する際に、職種の統合や新しい職種の導入によって、基準時と比較時の職種の数が異なることにより⁽²⁾、ダンカン指数の値が影響を受けることも考えられる。

そこで、ここでは Beller(1985)に基づき、比較時の職種分布を1980年の職種分布によって固定することにより、職種分布変動の影響を取り除いたダンカン指数の値を求める。

具体的には、以下の式により職種分布の変動要因を除去したダンカン指数を導出する。

$$S_{it}^c = \frac{1}{2} \sum_i |m_{it}^c - f_{it}^c| \quad \dots (4)$$

ただし、

$$m_{it}^c = \frac{(M_{it} / T_{it})(T_{it-1})(100)}{\sum_i (M_{it} / T_{it})(T_{it-1})}$$

$$f_{it}^c = \frac{(F_{it} / T_{it})(T_{it-1})(100)}{\sum_i (F_{it} / T_{it})(T_{it-1})}$$

ここで、 F_{it} はt年のi職種における女性の就業者数を、 M_{it} はt年のi職種における男性の就業者数を、また $T_{it}(=F_{it}+M_{it})$ はt年のi職種における全就業者数を示す。 T_{it-1} は基準年(本稿では1980年を基準年としている。)のi職種における全就業者を示している。

表9は、(4)式をもとに1980年の職種分布を85年、90年、95年の各年に適用してダンカン指数を計測した値である。「固定ウエイト」と記してあるのが、1980年の職種分布を用いたダンカン指数の値であり、「未修整」とあるのが職種分布の修正を行っていない値である。職業小分類の場合、固定ウエイトでダンカン指数の値を見ると、ほとんど値が変化していないことがわかる。逆にいえば、職業小分類レベルで観察される最近の性別職務分離の拡大傾向は、男性ないし女性の職種分布の変動が主因であることを示す結果である。

表9 職種分布を固定したダンカン指数

		1980年	1985年	1990年	1995年
職業大分類	未修整	26.8	24.6	25.9	27.6
	固定ウエイト	26.8	25.0	26.1	27.2
職業中分類	未修整	43.9	44.4	41.3	40.9
	固定ウエイト	43.9	44.2	41.5	41.3
職業小分類	未修整	50.4	50.6	51.0	52.3
	固定ウエイト	50.4	50.5	50.6	50.5

(資料出所) 同上。

2.3 性別職務分離と賃金格差

(1) 混雑仮説の説明

これまで見てきたように、女性と男性の職種分布には大きな違いのあることがわかった。次に、性別職務分離と男女間賃金格差の間にどのような関係があるのかについて検討を行うことにする。

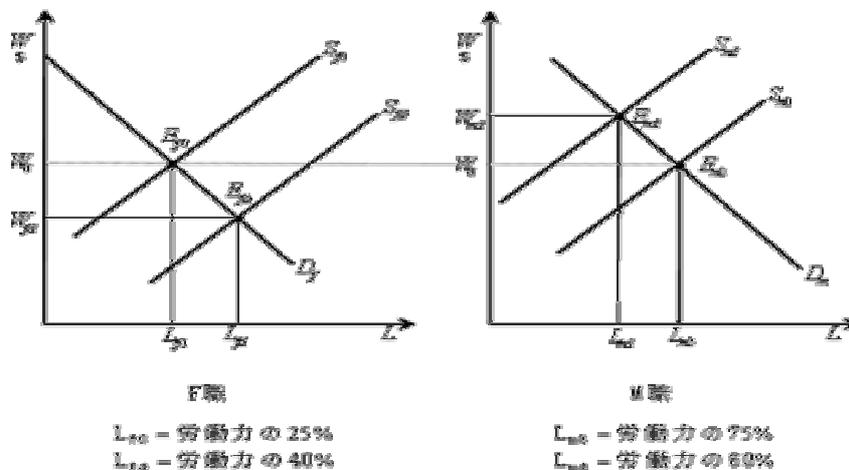
性別職務分離と男女間賃金格差の結びつきを説明する理論に、Bergmann(1974)の混雑(Crowding)仮説がある。この仮説は、労働市場では女性職と男性職が混在していることを前提としている。女性は男性職から締め出され、就業機会の限られた女性職に殺到する結果、混雑現象によって女性職の相対賃金が低くなることにより男女間賃金格差が生じると混雑仮説は説明している。

以下では、図6により混雑仮説について簡単に説明を行う。職種に女性職や男性職と区別が一切ない場合を考える。そして社会にはF職とM職の二つの職種があるとする。女性も男性もF職にもM職にも同じように採用される基準があり、雇い主も男性であろうが女性であろうが最適の人材を最適するものとする。この場合、もしM職の方がF職よりも高い賃金が支払われるのであれば、F職からM職への移動が起きることになる。その結果、均衡賃金はF職、M職とも W_0 に落ち着くことになる。ここで労働力は25%がF職に就き、75%がM職に就くとする。左の図(F職)でいうと、縦軸と横軸が交差する原点から L_{f0} までの雇用量が労働力の25%に相当する。また右の図(M職)の場合、原点から L_{m0} までの雇用量が労働力の75%に相当するものと仮定する。当然のことながら、M職にもF職にも男女ともに雇用されている。

ところで、差別などの結果、女性がM職にアクセスしづらい状況を考える。その際に、M職の労働供給曲線は S_{m0} から S_{md} へと上方シフトし、その結果賃金は W_0 から W_{md} へと高まり、雇用量は L_{m0} (労働力の75%)から L_{md} (労働力の60%)へと減少することになる。他方、M職から女性が締め出された結果、それらの女性はF職に参入し、F職の労働供給曲線は下方にシフトする(S_{f0} S_{fd})。結果として、F職の賃金は W_{fd} へと下落し、雇用量は L_{f0} (労働力の25%)から L_{fd} (労働力の40%)へと増加する。こうして、M職とF職の間には賃金格差が生じることとなる。

上で説明したように、女性が集中する職種で賃金が低下するのは、女性が特定の職種から排除された結果、一部の職種に女性が集中し、当該職種の賃金が下落するためである。この混雑仮説に基づけば、女性の就業割合の高いいわゆる女性職では相対賃金が低くなり、反対に女性の就業割合の低い男性職では相対賃金が高くなることになる。

図6 混雑モデルの例示



(資料出所) Blau, Ferber and Winkler(1998), p210 の図 7.2.

(2) 女性の就業割合と賃金格差

上で説明した混雑仮説に基づくと、女性の就業割合が相対的に高い職種ほど当該職種の賃金は低くなることが予想される。こうした関係は、以下の式によって確認される。

$$\ln W = F_g + X_g + u \quad \dots (5)$$

$g = \text{女性ないし男性}$

ただし、ここでWは賃金、Fは個々の職種における女性就業比率、Xは年齢、教育などを示すコントロール変数、 β はそれぞれ係数を示している。uは誤差項である。

もし、混雑仮説が妥当するとすれば、女性就業比率を示すFと賃金Wの間には負の関係が観察されるはずである。つまり、 β の値は負となることが予想される。こうした(5)式に基づく分析結果からは、 β の値が負となることを示す結果が多い。

Blau and Beller(1988)は、1971年から1981年までのデータを用いて、 β の値が男性の場合にも、女性の場合にも負であることを示している。また、Sorenson(1990)は、Fが負の効果を示しており、この変数によって男女間賃金格差の15%~30%が説明されるとしている。

Lewis(1996)は、1976年から1992年までの The US Office of Personnel Management 's Central Personnel Data を用いて、性による職域分離が大きく縮小していることを見いだしている。また彼は、1976年から1992年までの連邦政府における男女間賃金格差の縮小が、この間の性による職域分離の是正によって31%縮小していることを明らかにしている。

また、Johnson and Solon(1986)や Macpherson and Hirsch(1995)は、次のような結果を導き出している。

職種における女性比率が高まるほど男女それぞれの賃金は低下する傾向にある。

その低下の程度は、男性の方が女性よりも大きい。

上にみたように、個票を用いた分析では、女性比率が女性ないしは男性の賃金にどのような影響を及ぼすのかを検討したものがほとんどであるが、集計データを用いた分析には、男女間賃金格差を従属変数とし、職種分布を独立変数として、両者の関係を検討した分析結果もある。こう

した研究結果によれば、職域分離は男女間賃金格差に影響を及ぼさないとする計測結果 (Filer(1989)) から、男女間賃金格差の 4 割を説明するとする計測結果 (Ferber and Lowry(1976)) まで様々な結果が得られている。

日本については、富田 (1992) が、卸・小売業という限られた産業についてではあるが、職種構成の性差は男女間賃金格差にほとんど影響を及ぼさないという結論を導き出している。

(3) 計測結果

ここでは、日本における職種別女性比率の割合と男女間賃金格差の関係を(5)式に基づいて計測する。ところで、日本の場合、個票を用いて男性の賃金ないしは女性の賃金に対する女性比率の影響を分析しようとする、データの制約という大きな足枷にぶつかることとなる。これまでもダンカン指数の計測に用いた『国勢調査』は、職種分類に関しては全く問題ないものの、賃金に関する情報が全く掲載されていない。『賃金構造基本統計調査(以下『賃金センサス』と称する)』の場合、賃金データは入手できるものの職種のカバー率が低く、2000年のデータでみて、半数以上の雇用者がどの職種にも、またどの職種にも属していないという結果となっている。

そこで、次善の策ではあるが、『賃金センサス』の調査対象となっている職種について、男女間賃金格差と当該職種の女性比率の関係をみることにより代替策とする。サンプル・セレクション・バイアスの影響は避けられないし、また必ずしも日本全体の全ての職種について男女間賃金格差と女性雇用比率の関係をみるわけではないが、以下に検討する 107 職種についても日本の職種全体における男女間賃金格差と女性雇用比率の関係が反映されているものと考えられる。

具体的には、以下の賃金関数を 2000 年の『賃金センサス』の個票を使い、男女それぞれについて計測する。

$$\begin{aligned} \ln W = & \beta_0 + \beta_1 \times \text{AGE} + \beta_2 \times \text{AGE}^2 + \beta_3 \times \text{TEN} + \beta_4 \times \text{TEN}^2 + \beta_5 \times \text{SCH}_i \\ & + \beta_6 \times \text{FS}_i + \beta_7 \times \text{PART} + \beta_8 \times \text{IND}_i + \beta_9 \times F + \epsilon_i \quad (6) \end{aligned}$$

ここで、W は賃金を、AGE は年齢を、TEN は勤続年数を、SCH は学歴ダミー (ベース = 中卒) を、FS は企業規模ダミー (ベース = 企業規模 10 人未満) を、PART はパート・ダミー (パート = 1、それ以外 = 0)、IND は産業ダミー (ベース = 製造業) を、そして F は職種における女性比率をそれぞれ示している。また、 ϵ_i は誤差項である。

ここで、最も関心のあるのは、職種の女性比率を示す F と賃金 W の関係を示す係数の値 β_9 である。もし係数 β_9 が負であれば、年齢、勤続年数、学歴、産業、企業規模、就業形態 (パートか否か) の影響をコントロールした場合に、職種における女性比率が高まれば、男性ないし女性の賃金が低下することを示すことになる。

なお、学歴ダミーとは、ベースとなる中卒に比べて、高卒、高専・短大卒、大学卒の場合どの程度賃金がアップするのかを計測するために導入している。同様に、企業規模ダミーは、ベースとなる企業規模 10 人未満の企業に従事している者に比べて、企業規模 10 ~ 99 人、100 ~ 999 人、1000 人以上の企業に従事している者の賃金がどの程度アップするのかを計測している。産業ダミーの場合も同様で、ベースとなる製造業と比べて、その他の産業に従事している雇用者の賃金がどの程度アップないしダウンするのかを計測する。

なお、賃金 W には、所定内給与額を所定内労働時間で割った値を用いている。(6) 式を推計する上で対象となるサンプルは、所定内給与額が 0 でない者、所定内労働時間が 0 でない者を対象と

する。また、雇用形態が臨時の者は対象から外す。

推計に当たっては、復元倍率による重み付けを実施している。以下の表 10、表 11 は女性、男性の記述統計量である。

表 10 記述統計量（女性）

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
F	126677	0	0.97	0.695281	0.267941
大卒	126677	0	1	0.058764	0.235183
短大・高専卒	126677	0	1	0.216795	0.412064
高卒	126677	0	1	0.344467	0.475196
企業規模10～99人	126677	0	1	0.348714	0.476565
企業規模100～999人	126677	0	1	0.320224	0.466564
企業規模1,000人以上	126677	0	1	0.286058	0.451919
鉱業	126677	0	1	0.000434	0.020832
建設業	126677	0	1	0.0024	0.048929
電気・ガス・熱供給・水道業	126677	0	1	0.000442	0.021021
運輸・通信業	126677	0	1	0.01953	0.138379
卸・小売業、飲食店	126677	0	1	0.269181	0.443536
金融・保険業	126677	0	1	0.055788	0.229512
不動産業	126677	0	1	0.005186	0.07183
サービス業	126677	0	1	0.453571	0.497842
パート	126677	0	1	0.306433	0.461014
年齢	126677	15	79	39.69753	13.36785
年齢 ²	126677	2.25	62.41	17.54592	10.96011
勤続年数	126677	0	62	6.921549	7.262524
勤続年数 ²	126677	0	38.44	1.006517	1.988101
LNWAGE	126677	3.945925	12.25248	6.997246	0.397434

表 11 記述統計量（男性）

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
F	184500	0	0.97	0.197574	0.239566
大卒	184500	0	1	0.158726	0.365422
短大・高専卒	184500	0	1	0.087805	0.283012
高卒	184500	0	1	0.559962	0.496393
企業規模10～99人	184500	0	1	0.389583	0.487657
企業規模100～999人	184500	0	1	0.318033	0.465713
企業規模1,000人以上	184500	0	1	0.239854	0.426995
鉱業	184500	0	1	0.004873	0.069634
建設業	184500	0	1	0.032813	0.178147
電気・ガス・熱供給・水道業	184500	0	1	0.008873	0.093776
運輸・通信業	184500	0	1	0.196054	0.397011
卸・小売業、飲食店	184500	0	1	0.119794	0.324721
金融・保険業	184500	0	1	0.005854	0.076285
不動産業	184500	0	1	0.002596	0.050887
サービス業	184500	0	1	0.276222	0.447129
パート	184500	0	1	0.036894	0.188503
年齢	184500	15	79	39.75366	12.98206
年齢 ²	184500	2.25	62.41	17.48887	10.85847
勤続年数	184500	0	64	10.83981	10.11895
勤続年数 ²	184500	0	40.96	2.198941	3.48618
LNWAGE	184500	4.386481	11.89045	7.346826	0.421306

(6)式に基づき、男女それぞれに賃金関数を推計した結果が、以下の表 12 と、表 13 である。女性の賃金関数を推計した表 12 の値を見ると、鉱業を除いて全ての値が 1%水準で有意であり、符号も理論的条件を満たしているといえる。最も関心のある F の値を見ると、符号は負で統計的に有意である。この結果は、女性の就業割合が高い職種ほど、女性の賃金が低くなることを示している。上に記した混雑仮説を支持する結果が、女性の賃金関数からは窺える。

一方、男性の賃金関数の推計結果は、表 13 に記されている。どの変数を見ても 1%ないし 5%水準で統計的に有意となっており、女性の賃金関数と同様に符号も期待される正負の値となっている。F の値を見ると、男性の場合にも符号が負となっており、かつ統計的にも有意である。この結果は、女性の場合と同様に、女性の就業割合の高い職種ほど男性の賃金は低くなることを示している。

また、女性の F と男性の F の係数を比較すると、圧倒的に男性の係数の絶対値が大きくなっている。この結果は先に見た Johnson and Solon(1986)や Macpherson and Hirsch(1995)の結果と同様であり、男性の方が女性職にいることによる賃金の低下が大きいことを示している。

かなり限られたデータからではあったが、日本の場合にも混雑仮説が説く女性の就業割合と賃金に関する負の関係が観察された。ただ、女性の就業割合と賃金に関する負の関係を説く仮説は必ずしも混雑仮説だけではない。例えば、補償賃金格差仮説 (Compensated Wage Differential Hypothesis) によっても、女性の就業割合と賃金に関する負の関係が説明される。補償賃金格差仮説は、賃金決定に関するヘドニック・アプローチと呼ばれる理論的なフレーム・ワークの中で論じられることが多い。ヘドニック・アプローチによれば、労働者は賃金と賃金以外の仕事属性をパッケージで選択する。そのため、例え賃金が安くとも、好きな時間帯で働けるとか、通勤距離が短いとか、責任の重くない仕事で働けるなどのパッケージを選択することが可能である。一方反対に、賃金が高く、仕事の責任が重いか、勤務時間を拘束されるなどのパッケージもある。もし前者のパッケージを女性の多くが選択し、後者を男性の多くが選択する場合、女性の就業割合と女性ないしは男性の賃金の間には負の関係が存在すると考えられる。

このように、女性の就業割合と賃金の間負の関係を説明する経済理論は混雑仮説だけではない。しかも、混雑仮説と補償賃金格差仮説では政策的インプリケーションも異なってくる。混雑仮説の場合には、雇い主の偏見など制度的な要因によって女性が特定職種から排除される結果、男女間賃金格差が生じることとなる。そのため、男女間賃金格差の解消のためには、女性が特定の職種にアクセスできない状況を打破することが求められる。一方、補償賃金格差仮説の場合には、賃金と賃金以外の仕事パッケージを就業者個人が自分の好みに合わせて選択した結果が男女間賃金格差に繋がっていると説明している。そのために、この仮説に基づけば、基本的には男女間賃金格差解消に向けて政策が介入する余地はなくなることになる。こうした女性就業割合と賃金格差の関係の背後にある仮説が何かは今後詰めていかなければならない問題であるが、上にも記したとおり、今回の結果からは女性就業割合と賃金格差の間に負の関係が明確に観察された。

表 12 賃金関数の推計（女性）

		t値
(定数)	6.1767507	674.7923
年齢	0.020988	51.785248
年齢 ²	-0.026662	-54.41201
勤続年数	0.0179978	54.767953
勤続年数 ²	-0.003362	-2.920683
高卒	0.1223644	32.987882
短大・高専卒	0.2786617	68.341287
高卒	0.4892784	96.366957
企業規模10～99人	0.0430442	12.041482
企業規模100～999人	0.1259934	35.41138
企業規模1,000人以上	0.1675315	44.527881
パート	-0.086822	-22.54173
鉱業	0.1492168	1.3369897
建設業	0.0999045	5.0778139
電気・ガス・熱供給・水道業	0.2905871	2.8539948
運輸・通信業	0.2810712	41.271576
卸・小売業、飲食店	0.1266424	43.100451
金融・保険業	0.2404289	49.669533
不動産業	0.1998634	10.932019
サービス業	0.2894663	104.09315
F	-0.049545	-13.63422
サンプル・サイズ	126,677	
adj R ²	0.461	

表 13 賃金関数の計測（男性）

		t値
(定数)	6.050516167	646.224788
年齢	0.048157914	107.269612
年齢 ²	-0.05381596	-102.62989
勤続年数	0.01960209	73.1407282
勤続年数 ²	-0.01453978	-18.958981
高卒	0.072398519	30.8973125
短大・高専卒	0.136573512	39.2239168
高卒	0.361068115	117.267183
企業規模10～99人	0.04963261	13.9954299
企業規模100～999人	0.049451055	13.7396463
企業規模1,000人以上	0.161186	43.1297928
パート	-0.09963769	-23.469475
鉱業	-0.06139972	-2.5668242
建設業	0.079571006	16.6675275
電気・ガス・熱供給・水道業	0.170339122	9.73006728
運輸・通信業	-0.08103242	-35.95076
卸・小売業、飲食店	-0.02782123	-10.681131
金融・保険業	0.104070287	9.71257853
不動産業	0.071287851	3.61906268
サービス業	0.072225324	31.145693
F	-0.12547447	-33.782348
サンプル・サイズ	184,500	
adj R ²	0.401	

3 男女間賃金格差の実態とその推移

3.1 男女間賃金格差の実態

ここでは、男女間賃金格差の実態について検討を行う。厚生労働省が実施した 2002 年の『賃金構造基本統計調査』⁽³⁾によって男女間賃金格差の実態を見ると、所定内給与額⁽⁴⁾の女性の平均値が月額 223,600 円なのに対して、男性の値は 336,200 円となっている。これらの値は、10 人以上の常用労働者⁽⁵⁾を雇用する民営事業所に関する値である。指数表示で示すと、男性の値を 100 とした時に女性の値は 66.5 となり、男女間に 33.5 ポイントの賃金格差が生じている。

男女間賃金格差の実態を学歴別に見たものが、表 14 である。以下用いられる値は、特に断りのない限り、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の所定内給与額である。表中の数値は、2002 年『賃金構造基本統計調査』の所定内給与額を性別・学歴別に表示している。例えば、大卒で男性の場合には、所定内給与額の平均値が月額 403,100 円であり、女性の場合には 276,000 円となっている。また、() 内の値は、男性の所定内給与額を 100 とした場合の指数表示である。大卒男性の所定内給与額を 100 とすると、女性のそれは 68.5 となり、31.5 ポイントの男女間賃金格差が生じている。学歴別に見た場合、最も賃金格差が小さい項目は高専・短大卒（男女間賃金格差 21.1 ポイント）であり、反対に最も賃金格差の大きな項目は中卒（同 37.6 ポイント）となっている。

表 14 学歴別男女間賃金格差

	男性	女性
大卒	403,100円(100.0)	276,000円(68.5)
高専・短大卒	305,700円(100.0)	238,000円(77.9)
高卒	305,600円(100.0)	205,600円(67.3)
中卒	290,900円(100.0)	181,400円(62.4)

(資料出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』2002 年。

同様に、年齢階層別に男女間賃金格差の実態を見た結果が、表 15 である。年齢が最も若い 30 歳未満で男女間賃金格差が最も小さくなっており（男女間賃金格差 11.3 ポイント）、年齢の高まりとともに男女間賃金格差が拡大している状況となっている。50 歳台で最も賃金格差の値が大きくなっており、男性を 100 とした場合の女性の値は 57.2 である。

表 15 年齢階層別男女間賃金格差

	男性	女性
30歳未満	225,000円(100.0)	199,600円(88.7)
30-39歳	317,800円(100.0)	240,700円(75.7)
40-49歳	399,100円(100.0)	243,800円(61.1)
50-59歳	410,500円(100.0)	235,000円(57.2)
60歳以上	292,000円(100.0)	203,200円(69.6)

(資料出所) 同上。

男女間賃金格差を企業規模別に見た結果が、表 16 である。ここで、大企業とは従業員数 1,000 人以上の企業を示し、同様に中企業とは従業員数 100~999 人、小企業とは従業員数 10~99 人を示している。企業規模別に見ると、企業規模が大きいほど男女間賃金格差の値が大きくなって

いる。大企業の場合、男女間賃金格差は 35.7 ポイントと最も大きな値となっており、反対に小企業でその値が 30.8 ポイントと最も小さくなっている。

表 16 企業規模別男女間賃金格差

	男性	女性
大企業	391,200円(100.0)	251,500円(64.3)
中企業	328,800円(100.0)	225,100円(68.5)
小企業	292,800円(100.0)	202,600円(69.2)

(資料出所) 同上。

男女間賃金格差を産業別に見ると、金融・保険業(男女間賃金格差 47.8 ポイント)や製造業(同 40.4 ポイント)等の産業で男女間賃金格差が大きくなっている。反対に、運輸・通信業(同 24.3 ポイント)やサービス業(同 31.0 ポイント)等の産業で男女間賃金格差は相対的に小さくなっている(表 17)。

表 17 産業別男女間賃金格差

	男性	女性
産業計	336,200円(100.0)	223,600円(66.5)
鉱業	305,800円(100.0)	205,100円(67.1)
建設業	328,200円(100.0)	212,500円(64.7)
製造業	328,300円(100.0)	195,600円(59.6)
電気・ガス・熱供給・水道業	415,100円(100.0)	281,300円(67.8)
運輸・通信業	301,500円(100.0)	228,100円(75.7)
卸売・小売業、飲食店	343,100円(100.0)	217,900円(63.5)
金融・保険業	458,700円(100.0)	239,300円(52.2)
不動産業	382,600円(100.0)	237,900円(62.2)
サービス業	347,300円(100.0)	239,800円(69.0)

(資料出所) 同上。

(注) 電気・ガス・熱供給・水道業および運輸・通信業は民・公営計の値である。ただし、産業計には公営分を含んでいない。

3.2 男女間賃金格差の要因分析

(1) 分析枠組み

男女間賃金格差は年齢別、学歴別、企業規模別、産業別に見ると、大きく異なっていた。逆にいえば、男女間賃金格差はこうした要因の影響を強く受けているといえる。こうした点を勘案し、ここでは平均で見た男女間賃金格差の規定要因について検討する。どの様な要因が男女間賃金格差に強い影響力を及ぼしているのかを検討することが、ここでの主目的となる。

男女間賃金格差の要因分析を行うために、以下で分析枠組みを提示する。個人の賃金が以下のような賃金関数によって記述されると考える。

$$\ln W = X + \dots (7)$$

ここで、Wは賃金、Xは説明変数、はその係数、は誤差項である。説明変数とは、賃金に

影響すると考えられる要因のことで、通常は年齢、勤続年数、学歴などが用いられる。一方、は説明変数の賃金Wに対する評価を測定する部分であり、賃金Wが自然対数 ln を取っていることから、例えば年齢が1歳増加した時に、賃金が何ポイントアップするのかを測定する部分である。また、誤差項 ϵ は、賃金に影響は及ぼすものの統計的に観察されない要因である。

(7)式に基づき、平均値でみた男女それぞれの賃金関数を次のように記述する。

$$\text{平均値でみた男性の賃金関数：} \quad \ln W_m = \beta_m X_m + \epsilon_m \quad \dots (8)$$

$$\text{平均値でみた女性の賃金関数：} \quad \ln W_f = \beta_f X_f + \epsilon_f \quad \dots (9)$$

添字 m 、 f はそれぞれ男性、女性を示している。また、平均値でみると誤差項 ϵ は0となるため、(8)、(9)式からは除かれている。

平均値でみた男女間賃金格差の要因分析は、(8)式、(9)式を使って以下のような定式化がなされることが多かった。

$$\ln W_m - \ln W_f = \beta_m (X_m - X_f) + X_f (\beta_m - \beta_f) \quad \dots (10)$$

(10)式は、平均値でみた男女間賃金格差が、男女の説明変数の差によって説明される「個人属性に基づく格差」 $\beta_m (X_m - X_f)$ と男女それぞれの係数の差によって説明される「評価の差に基づく格差」 $X_f (\beta_m - \beta_f)$ の2つの要素に分解されることを示している。

この分解手法は、発案者の名前に基づいて Oaxaca Decomposition (ワハカ分解) と呼ばれている (Oaxaca (1973))。これまで、日本で平均値でみた男女間賃金格差の要因分析を実施した研究をみると、この Oaxaca Decomposition を用いて要因分析することがほとんどであった (例えば、樋口(1991)、中田(1997)などがある)。

しかしながら、この Oaxaca Decomposition には大きな欠点がある。それは、平均でみた男女間賃金格差は、以下のようにも書き換えられるからである。

$$\ln W_m - \ln W_f = \beta_f (X_m - X_f) + X_m (\beta_m - \beta_f) \quad \dots (11)$$

(10)式と(11)式を比較すると、説明変数の男女格差である $(X_m - X_f)$ を β_m でウェイト付けするのか、それとも β_f でウェイト付けするのかによって「個人属性に基づく格差」の値が異なってくるのがわかる。 β_m と β_f の値が全く同じであれば問題ないが、実際問題としては、両方の係数が同じ値であるということはかなり稀なことだといわなければならない。そのため、どちらの係数を用いるのかによって「個人属性に基づく格差」の説明力が大きく異なることが考えられる。同じことは、評価の男女格差である $(\beta_m - \beta_f)$ のウェイト付けについてもいえる。

こうしたウェイト付けの問題があるために、最近では Oaxaca Decomposition を用いた要因分析は影を潜めつつあり、代わって以下のような分析手法によって男女間賃金格差の要因分析を行う研究が多くなりつつある (詳細については、Oaxaca and Ransom(1994)を参照せよ)。

$$\ln W_m - \ln W_f = X_m (\beta_m - \beta^*) + X_f (\beta^* - \beta_f) + (X_m - X_f) \beta^* \quad \dots (12)$$

ここで、 β^* は、男性のサンプルと女性のサンプルを一緒にしたサンプル全体の賃金関数から

得られる係数である。この β は、労働市場に差別などが存在しないという仮定のもとに導出される値であり、男女共通の評価を示す値である⁽⁶⁾。

(12)式に基づくと、平均値で見た男女間賃金格差は、大きく3つの要因に分解される。右辺の第1項 $X_m(\beta_m - \beta)$ は、差別などの障害がなく男女共通の評価を受ける β に比べて、現実の世界ではより高い評価 β_m を男性が受けているために、男性が享受している利得を示している。例えば、男性の年齢1歳当たりの評価が相対的に高いとか、男性の大学進学者の評価が高いなどのことがあれば、この格差が生じる。

第2項 $X_f(\beta - \beta_f)$ は、男女共通の評価である β に比べて、現実の世界では女性の評価 β_f が低いために、女性が負担している損失を示している。例えば、女性の勤続年数1年当たりの評価が相対的に低い、女性の場合、大企業に勤めても、大企業にいることの評価が相対的に低いといったことがあれば、この格差が生じる。

第1項ないし第2項は、いずれも男女で賃金関数の評価に差が生じるために惹起する格差である。

第3項 $(X_m - X_f)\beta$ は、男女の個人属性の差を β で評価した部分であり、男女間で個人属性に差が生じているために生じる格差である。例えば、男女で勤続年数に差がある場合や男性に高学歴者が偏っていたり、女性の方が低賃金産業に多く就業しているなどしていれば、この格差が生じる。

以上の分析枠組みにより、以下では男女それぞれの賃金関数ないしはサンプル全体の賃金関数の推計を行い、男女間賃金格差の要因分析を行う。

(2) 推定方法と推定結果

賃金関数の推定に当たっては、2000年の『賃金構造基本統計調査』の個票を利用し、以下のような賃金関数を男女それぞれについて、またサンプル全体について推計する。

$$\begin{aligned} \ln W = & \beta_0 + \beta_1 \times \text{AGE} + \beta_2 \times \text{AGE}^2 + \beta_3 \times \text{TEN} + \beta_4 \times \text{TEN}^2 + \beta_5 \times \text{SCH}_i \\ & + \beta_6 \times \text{FS}_i + \beta_7 \times \text{IND}_i + \beta_8 \times \text{PART} + \dots \quad (13) \end{aligned}$$

ここで、 W は賃金を、 AGE は年齢を、 TEN は勤続年数を、 SCH は学歴ダミー（ベース＝中卒）を、 FS は企業規模ダミー（ベース＝企業規模10人未満）を、 IND は産業ダミー（ベース＝製造業）を、 PART はパート・ダミー（パート＝1、それ以外＝0）をそれぞれ示している。また、 ϵ_i は誤差項である。

学歴ダミーとは、ベースとなる中卒に比べて、高卒、高専・短大卒、大学卒の場合どの程度賃金がアップするのかを計測するために導入している。同様に、企業規模ダミーは、ベースとなる企業規模10人未満の企業に従事している者に比べて、企業規模10～99人、100～999人、1000人以上の企業に従事している者の賃金がどの程度アップするのかを計測する。また、産業ダミーも同様に、ベースとなる製造業に比べて、他の産業に属している者の賃金がどの程度アップもしくはダウンするのかを捉えるために導入している。

なお、賃金 W には、所定内給与額を所定内労働時間で割った値を用いている。賃金関数を推計する上で対象となるサンプルは、所定内給与額が0でない者、所定内労働時間が0でない者を対象とする。また、雇用形態が臨時的の者は対象から外す。推計に当たっては、復元倍率による重み付けを実施している。表18は、記述統計量を示している。

表 19 は、(13)式に基づいて賃金関数を推計した推計結果である。係数の値は、概ね予想通りの符号条件を満たしており、ほとんどの係数が 1 %水準ないしは 5 %水準で有意となっている。賃金関数の推定値の中で特徴的な点は、男性と女性で年齢の係数値に大きな差がみられることである。男性の係数が 0.062 であるのに対して、女性のそれは 0.023 となっている。年齢が 1 歳増すごとに、男性の場合はおよそ 6%ポイントの賃金増加が見込まれるのに対して、女性の場合にはおよそ 2%ポイントの増加しか見込まれない結果となっている。年齢係数における大きな男女間の評価の違いは、男女間賃金格差の大きな規定要因となることを窺わせる結果である。

表 18 記述統計量

	男性・平均	女性・平均
年齢	40.74年	38.99年
勤続年数	13.96年	8.16年
高卒	0.52	0.40
短大・高専	0.08	0.20
大卒	0.28	0.09
企業規模10～99人	0.31	0.36
100～999人	0.31	0.32
1,000人以上	0.34	0.27
鉱業	0.01	0.00
建設業	0.09	0.03
電気・ガス・熱供給・水道業	0.05	0.01
運輸・通信業	0.13	0.05
卸・小売業、飲食店	0.08	0.15
金融・保険業	0.05	0.09
不動産業	0.01	0.01
サービス業	0.21	0.33
パート	0.02	0.24

事実、年齢係数における男女間の評価の違いは、男女間賃金格差の大きな規定要因となっている。表 20 は、表 19 の賃金関数の推計結果に基づき、(12)式の通り平均でみた男女間賃金格差の要因分析を行った結果である。割合とあるのは、それぞれの項目の値を平均値でみた男女間賃金格差の値で割った割合を指している。

表 20 からいえることは、以下の点であろう。

「男性の利得部分」、「女性の損失部分」、「個人属性の差」という大きな要因分類でみると、「個人属性の差」の説明力が高くなっており、5 割強の説明力を持っている。「個人属性の差」は、男女間賃金格差の 56.5%の説明力を持っている。

しかしながら、個別要因の影響力を検討すると、年齢に対する評価の違いが男女間賃金格差の大きな説明要因となっている。「男性の利得部分」の項目においても、また「女性の損失部分」の項目においても、年齢の説明力が飛び抜けて高く、「男性の利得部分」の中の年齢の説明力が 96.5%、また「女性の損失部分」の中の年齢の説明力が 86.1%となっている。

日本では、男性の場合に、年齢と共に賃金がアップしていく年功賃金カーブの存在が確認されている。この年功賃金カーブの適用を受ける男性と、その多くが年功賃金カーブの適用外に置かれている女性の差が、男女の評価の差の違いとなっていると考えられる。

表 19 賃金関数の推計結果

	男性	女性	男女計
年齢	0.062 (258.979)	0.023 (98.073)	0.042 (244.259)
年齢 ² / 100	-0.065 (-260.203)	-0.029 (-104.012)	-0.047 (-232.407)
勤続年数	0.017 (143.943)	0.019 (110.566)	0.019 (182.264)
勤続年数 ² / 100	-0.003 (-10.793)	0.001 (1.142)	0.004 (14.600)
高卒ダミー	0.116 (98.843)	0.146 (71.486)	0.118 (106.514)
短大・高専ダミー	0.183 (113.478)	0.278 (122.775)	0.180 (130.858)
大卒ダミー	0.332 (250.973)	0.456 (177.385)	0.420 (333.072)
企業規模10～99人	0.051 (32.270)	0.048 (25.726)	0.059 (44.596)
100～999人	0.086 (53.508)	0.121 (64.335)	0.104 (77.821)
1,000人以上	0.217 (130.813)	0.189 (94.794)	0.216 (155.859)
鉱業ダミー	0.021 (2.516)	0.095 (4.624)	0.112 (13.376)
建設業ダミー	0.097 (83.185)	0.075 (28.377)	0.155 (135.205)
電気・ガス・熱供給・水道業ダミー	0.176 (56.629)	0.271 (31.216)	0.232 (72.189)
運輸・通信業ダミー	-0.040 (-36.563)	0.135 (54.211)	0.065 (59.703)
卸・小売業、飲食店ダミー	0.022 (22.145)	0.068 (52.415)	0.030 (34.957)
金融・保険業ダミー	0.167 (85.793)	0.149 (67.234)	0.079 (50.955)
不動産業ダミー	0.150 (36.369)	0.188 (33.532)	0.162 (44.743)
サービス業ダミー	0.074 (75.866)	0.204 (167.955)	0.101 (123.266)
パート・ダミー	-0.128 (-57.509)	-0.080 (-37.710)	-0.272 (-196.503)
定数項	5.669 (1296.171)	6.152 (1211.487)	5.978 (1697.956)
サンプル・サイズ	817625	394040	1211665
調整済み決定係数	0.548	0.476	0.559

(注) ()内の数値は、t値である。

表 20 男女間賃金格差の要因分析

	数値	割合
平均値でみた男女間賃金格差	0.508	100.0%
男性の利得	0.076	14.9%
年齢	0.490	96.5%
勤続年数	-0.050	-9.9%
学歴	-0.025	-5.0%
企業規模	-0.008	-1.5%
産業	-0.025	-4.8%
パート	0.003	0.6%
定数項	-0.309	-60.9%
女性の損失	0.145	28.7%
年齢	0.437	86.1%
勤続年数	0.005	0.9%
学歴	-0.034	-6.7%
企業規模	0.006	1.1%
産業	-0.048	-9.4%
パート	-0.046	-9.1%
定数項	-0.174	-34.3%
個人属性の差	0.287	56.5%
年齢	0.018	3.6%
勤続年数	0.118	23.2%
学歴	0.072	14.3%
企業規模	0.011	2.2%
産業	0.008	1.5%
パート	0.060	11.8%

3.3 男女間賃金格差の推移

続いて、日本における男女間賃金格差の推移について検討することにする。

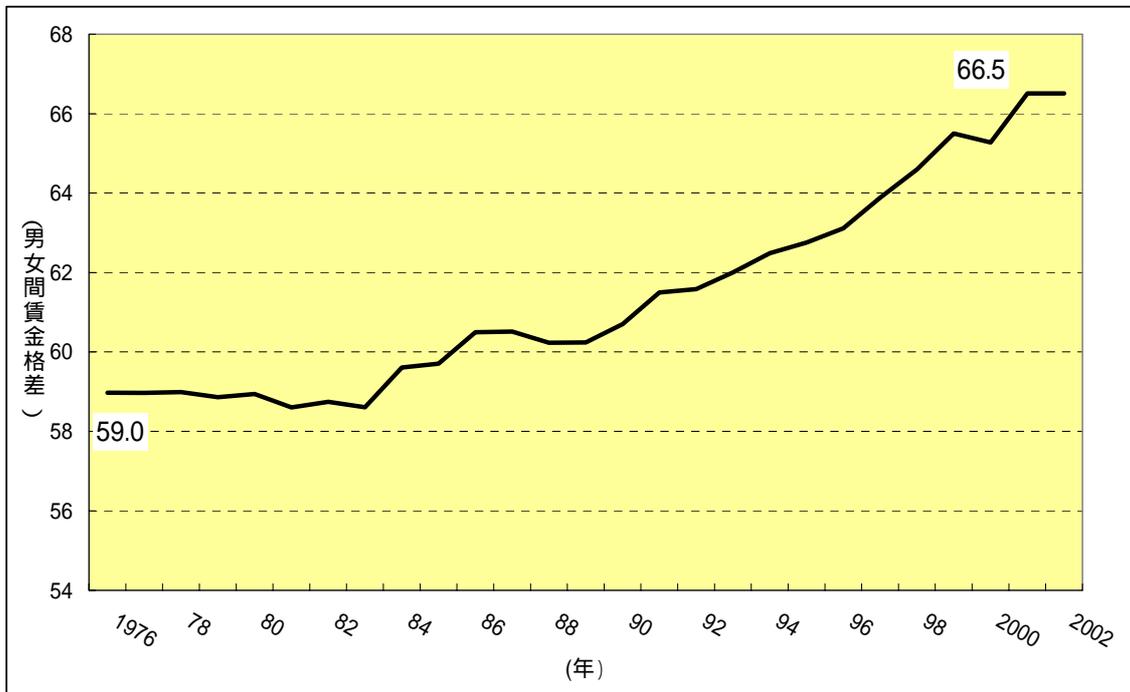
男女間賃金格差の推移を見ると、1976年に男性の値を100とした時の女性の値が59.0であったものが、2002年にはその値が66.5となっており、この間7.5ポイントの格差縮小が観察される(図7)。ここで、賃金と定義しているのは、これまでと同様に所定内給与額である。

この間男女間賃金格差に影響を及ぼしたと考えられる施策について簡単に触れる。1986年には男女雇用機会均等法が施行されている。男女雇用機会均等法は、雇用の分野における男女差別の解消を促進するため、募集、採用、配置、昇進について均等扱いを事業主の努力義務とし、一定の教育訓練・福利厚生、定年・退職・解雇についての差別的扱いを禁止規定とした。その後、1999年に改正男女雇用機会均等法が施行され、従来企業の努力義務とされてきた募集、採用、配置、昇進の規定が禁止規定として強化されるとともに、セクシャル・ハラスメントに対する事業主の配慮義務や、企業のポジティブ・アクションの促進が定められることとなった。

続いて、男女間賃金格差の推移を学歴別に見ると、学歴水準により男女間賃金格差の縮小傾向に大きな差のあることがわかる。図8は、男性の賃金を100とした場合の女性の賃金の値を学歴別に示したものである。1976年から2002年までの賃金格差の推移のうち、最も賃金格差の縮小が顕著であった学歴水準は高専・短大卒である。1976年時点で56.8であった賃金水準が、2002年時点では77.9へと急上昇しており、この間実に21.1ポイントの男女間賃金格差の縮小を見ている。中卒の場合には、1976年時点で57.0と賃金格差が最も低い部類にあり、2002年時点でも他の学歴水準に比べて最も男女間賃金格差が顕著であることには変わりないが、この間5.4ポイントの賃金格差の縮小を見ている。高卒、大卒の場合には男女間賃金格差の大きな縮小傾向は観

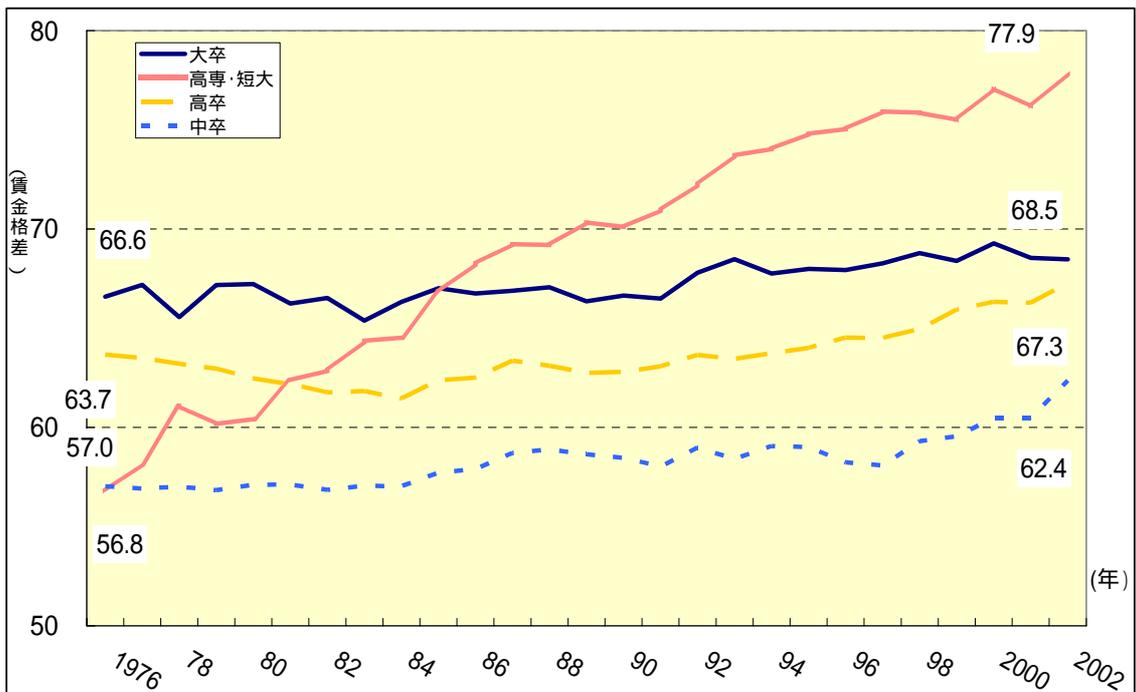
察されず、高卒で 3.6 ポイント、大卒で 1.9 ポイントの縮小を見るだけである。

図 7 男女間賃金格差の推移



(資料出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年。

図 8 学歴別男女間賃金格差の推移



(資料出所) 同上。

また、男女間賃金格差の推移を年齢階層別に見ると、年齢層によって男女間賃金格差の縮小傾向に大きな差が生じている。30歳未満、30～39歳、40～49歳という若年・中年層では1977～2002年までの間に10ポイント以上の男女間賃金格差の縮小傾向が観察され、特に30～39歳層で男女間賃金格差の縮小傾向が顕著である。既に1節でも見たように、25～29歳層ないしは30歳台というのは労働力率の上昇が最も顕著であった年齢階層であり、この年齢階層における男女間賃金格差の縮小傾向は労働力率の上昇と関係していると考えられる。なお50歳台は男女間賃金格差の最も顕著な年齢階層であるが、過去25年を振り返っても賃金格差に大きな変化は見られない(表21)。

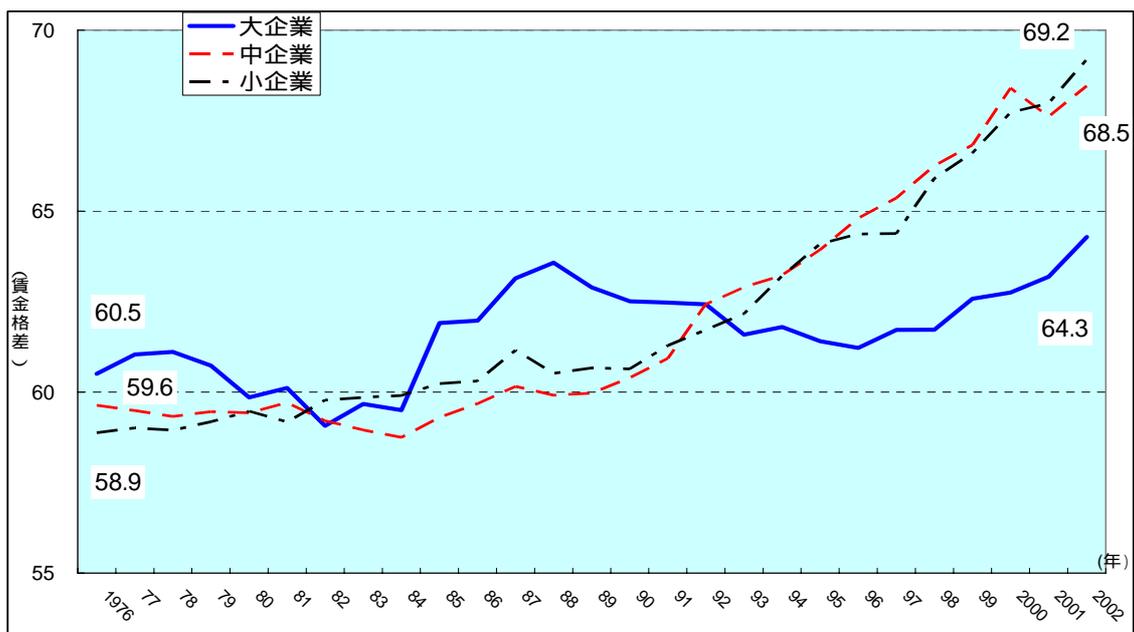
表21 年齢階層別男女間賃金格差の推移

年齢階層 / 年	1977	1982	1987	1992	1997	2002
30歳未満	76.0	79.0	81.8	82.9	85.1	88.7
30～39歳	56.3	60.3	65.3	68.6	71.6	75.7
40～49歳	49.6	49.1	53.0	55.1	57.4	61.1
50～59歳	53.7	55.3	55.7	53.4	53.7	57.2
60歳以上	70.3	72.5	65.4	72.1	68.5	69.6

(資料出所) 同上。

男女間賃金格差の推移を企業規模別に見ると、1976年時点では大企業における男女間賃金格差が最も小さく(60.5)、続いて中企業(59.6)、小企業(58.9)の順となっており、小企業における男女間賃金格差が最も顕著であった。その後、2002年までの男女間賃金格差の変化を追うと、大企業であまり顕著な賃金格差縮小が観察できなかったのとは反対に、小企業ないし中企業で相対的に大きな格差縮小が観察されている。2002年時点では、小企業における男女間賃金格差が最も小さくなっており(69.2)、続いて中企業(68.5)、大企業(64.3)の順である。現在では、大企業の男女間賃金格差が最も大きくなっている(図9)。

図9 企業規模別男女間賃金格差の推移



(資料出所) 同上。

男女間賃金格差の推移は、産業別に見るとかなり異なった動きをしていることがわかる。1977年から2002年までの期間中、最も男女間賃金格差の縮小が顕著な産業は鉱業である。1977年に53.4だった女性の賃金が2002年には67.1へと13.7ポイントの改善を見ている。建設業の場合にも、1977年の57.8から2002年の64.7へと6.9ポイントの相対的に大きな賃金格差の縮小を見ている。

反対に金融・保険業、製造業の場合には、対象期間中男女間賃金格差の拡大を見ている。1977年から2002年にかけて、金融・保険業で5.6ポイント、製造業で2.7ポイントの賃金格差の拡大が観察される(表22)。

表22 産業別男女間賃金格差の推移

	鉱業	建設業	製造業	電気・ガス・ 熱供給・水道業	運輸・ 通信業	卸売・小売業、 飲食店	金融・ 保険業	不動産業	サービス業
1977年	53.4	57.8	62.3	63.9	72.6	59.3	57.8	57.3	64.2
1982年	55.1	56.3	52.8	61.9	72.6	58.1	55.1	56.7	64.6
1987年	56.5	56.8	53.6	62.2	73.8	57.2	59.8	55.3	65.1
1992年	59.3	56.4	55.1	64.0	70.0	60.1	58.8	59.5	66.7
1997年	63.2	59.9	56.7	65.5	73.1	61.4	54.0	59.4	67.3
2000年	67.1	64.7	59.6	67.8	75.7	63.5	52.2	62.2	69.0

(資料出所) 同上。

3.4 男女間賃金格差縮小の要因分析

(1) 分析枠組み

これまで見てきたように、日本においては男女間賃金格差の大きな縮小傾向が観察されている。こうした男女間賃金格差の傾向は、日本のみならず先進諸国全般にみられる現象である。ここでは、男女間賃金格差の縮小傾向が生じている背後に、どのような要因があるのかを分析する。

男女間賃金格差縮小の要因分析に用いる分析枠組みは、Juhn, Murphy and Pierce (1991)の分析枠組みを男女間賃金格差に応用したBlau and Kahn(1994)の分析枠組みである。Blau and Kahnの分析枠組みの特徴は、男女間賃金格差の縮小を男女の個人属性の差や評価の差などの統計的に観察される要因が2時点でどう変化したのかにより把握すると同時に、統計的には観察できない要因の影響を把握していることである。

Blau and Kahnの分析枠組みによれば、男女間の賃金格差の縮小は、4つの要因に分解される。それらは、「観察された説明変数の効果」、「観察された価格効果」、「ギャップ効果」、「観察されない価格効果」の4つの要因である。

「観察された説明変数の効果」(observed-X's effect)とは、女性の長期勤続化、高学歴化など統計的に観察可能な女性の就業上の地位向上によってもたらされる格差縮小効果である。言い換えれば、個人属性の男女別平均値の差の縮小効果である。「観察された価格効果」(observed-prices effect)とは、時点間で労働市場全体の需給構造に変化が生じ、そのために勤続年数、教育年数等の評価にも変化が生じることから、男女間賃金格差に影響する部分である。「ギャップ効果」(gap effect)とは、例えば仕事内容の性差や教育訓練の性差等統計的に観察されない変数が改善され、女性の就業上の地位を向上させることによって生じる効果である。また、「観察されない価格効果」(unobserved-prices effect)とは、時点間で労働市場全体の需給構造に変化が生じ、その影響で統計的に観察されないものの男女間賃金格差に影響を及ぼす要因の評価が時点間で変化するこ

とによって生じる部分である。

以上の説明は、以下の式の展開によって確認される。男女の賃金関数をそれぞれ次のように定義する。

$$\ln W_m = X_m \beta_m + V_m \quad \dots (14)$$

$$\ln W_f = X_f \beta_f + V_f \quad \dots (15)$$

W は賃金を、 X は年齢、勤続年数、学歴など賃金に影響を及ぼす説明変数を、 β は説明変数の係数を示している。また、 V は平均0、分散 σ^2 となる誤差項である。添字 m 、 f は男性、女性をそれぞれ示す。

男性の係数である β_m を使って誤差項を定義し直すと、

$$U_m = \ln W_m - X_m \beta_m = V_m \quad \dots (16)$$

$$\begin{aligned} U_f &= \ln W_f - X_f \beta_m \\ &= X_f \beta_f + V_f - X_f \beta_m \\ &= X_f (\beta_f - \beta_m) + V_f \quad \dots (17) \end{aligned}$$

となる。平均値で見た男女間賃金格差を D とすると、以下のような分解が可能となる。

$$\begin{aligned} D &= \ln W_m - \ln W_f \\ &= (X_m - X_f) \beta_m + X_f (\beta_m - \beta_f) \\ &= X_m - U_f \quad \dots (18) \end{aligned}$$

ただし、ここで $X = X_m - X_f$ である。2時点間における男女間賃金格差の比較を行うに際して、基準時(例えば1990年)を0、比較時(例えば2000年)を1とする。2時点間の男女間賃金格差のギャップは、以下のように定式化できる。

$$\begin{aligned} D_1 - D_0 &= (X_1 - X_0) \beta_{m1} + X_0 (\beta_{m1} - \beta_{m0}) \\ &\quad - (U_{f1} - U_{f0}) \quad \dots (19) \end{aligned}$$

ところで、(14)式は、誤差項 V の標準偏差 σ_m を使って、さらに次のように分解される。

$$\ln W_m = X_m \beta_m + \epsilon_m \quad \dots (20)$$

ここで、

$$\epsilon_m = V_m / \sigma_m \quad \dots (21)$$

である。 ϵ_m は平均0、分散1を持つ標準化された誤差項である。また、 ϵ_m は残余部分のちらばりを示す指標である。

同様に、(15)式を誤差項 V の標準偏差 σ_f を使って分解すると、

$$\ln W_f = X_f \beta_m + u_{fm} \quad \dots (22)$$

となる。ここで、

$$u_{fm} = \{X_f (\beta_f - \beta_m) + V_f\} / \sigma_m \quad \dots (23)$$

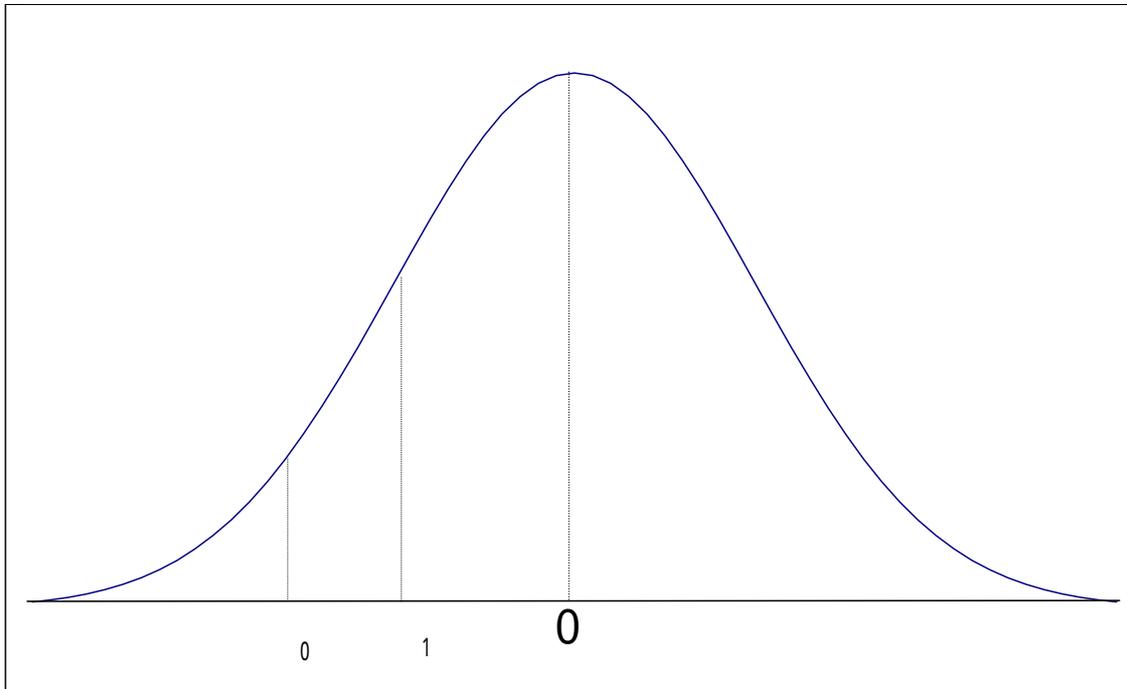
である。

男女の賃金関数の残余項 u_m 、 u_f を (20) 式、(22) 式のように σ_m を用いて標準化することの意図は、統計的には観察できない女性の地位が 2 時点でもう変化したのかを捉えるためである。2 時点で分布が一定な男性の誤差項分布 (標準化正規分布) の上で、観察されない女性の地位がどのように変化したのかをみるために(22)式のような標準化を行っている。

図 10 は、上の説明を図示した結果である。標準正規分布は、平均 0、標準偏差 1 を持つ分布であるが、標準化の結果、男性の誤差項は基準時(1990 年)でも、比較時(2000 年)でも同じ標準正規分布として表示することができる。当然のことながら、男性の誤差項の平均値は、1990 年の場合も、2000 年の場合も 0 となっている。

一方、女性の場合も、同じように標準化し、男性の標準化した誤差項の分布上で誤差項の平均値をみると、図 10 の例の場合には、基準時の標準化した誤差項 u_{0f} よりも比較時の標準化した誤差項 u_{1f} の方がより右の大きな値となっている。

図 10 標準化した女性の誤差項の変動



この図の場合のように、女性の標準化した誤差項の高まりこそ、先に記したギャップ効果の影響、つまり統計的に観察されない女性の相対的な地位の高まりを示すものである。

以下の式の展開は、ギャップ効果ないしは観察されない価格効果の影響を測定するためのもの

である。

(20)式と(22)式を用いて(18)式を書き直すと、

$$\begin{aligned}
 D &= \ln W_m - \ln W_f \\
 &= (X_m - X_f) \beta_m + \beta_m (\beta_m - \beta_f) \\
 &= X \beta_m + \beta_m \dots (24)
 \end{aligned}$$

となる。ただし、ここで、

$$= (\beta_m - \beta_f) \dots (25)$$

以上の式を用いて、2時点間でみた男女間賃金格差の変化を示すと以下ようになる。

$$\begin{aligned}
 D_1 - D_0 &= (X_1 - X_0) \beta_{m1} + X_0 (\beta_{m1} - \beta_{m0}) \\
 &+ (\beta_{1f} - \beta_{0f}) \beta_{m1} + \beta_{0f} (\beta_{m1} - \beta_{m0}) \dots (26)
 \end{aligned}$$

右辺第1項は、先に説明した「**観察された説明変数の効果**」を、第2項は「**観察された価格効果**」を、第3項は「**ギャップ効果**」を、第4項は「**観察されない価格効果**」をそれぞれ示している。

「**ギャップ効果**」は、先にも説明したように男女別に推計された誤差項(統計的に観察されない要因)のうち、統計的には観察できない女性の地位の相対的な上昇を測定する部分である。女性への偏見、仕事内容の相違、教育訓練機会の性差、職務評価における不当な取り扱い、昇進・昇格基準における性差などが時点間でどのように変化し、それが男女間賃金格差にどう影響しているのかを評価する部分である。

「**観察されない価格効果**」も先に説明したように、時点間で労働市場全体の需給構造に変化が生じ、その影響で統計的には観察されないものの男女間賃金格差に影響を及ぼす要因の評価が時点間で変化することによって生じる部分である⁽⁷⁾。例えば、昇進、昇格は個人の賃金に重要な影響を及ぼす場合が多いが、そうした情報は得られない場合が多い。企業で女性の管理職が少ない等、男女の等級構成に違いがある場合に、女性の多く在籍している等級の評価が、時点間で相対的に高まった場合、男女間賃金格差の縮小が観察されるであろう。

(2) 推計結果

1990年と2000年の『賃金構造基本統計調査』の個票を用い、(13)式に基づいて男女別に賃金関数を推計した後、(26)式の分解に従って1990年から2000年にかけての男女間賃金格差縮小の要因分析を行う(日本における分析結果としては、堀(1998)がある)。なお、ここで用いる賃金は、所定内給与額を所定内労働時間で割った値を用いている。

表23は、1990年から2000年までの男女間賃金格差の縮小を要因分析した結果である。表を見ると、10年間の男女間賃金格差の縮小が、ほとんどギャップ効果によって説明されていることがわかる。ギャップ効果とは、先に記したように、統計的に観察されない女性の相対的な地位の上昇を説明する要因であった。ただし、ギャップ効果の具体的な内容については、まさしく統計

的に捕捉できないため、どのような具体的要因の影響を強く受けて男女間賃金格差が縮小したかは不明である。少なくともここでいえることは、統計的に観察可能な女性の就業上の地位における改善がみられたとか、時点間で労働市場の需給構造が変化し、それが収益率や賃金プレミアムに影響して男女間格差が縮小したのではないということである。ただし、観察された説明変数の効果の中の年齢の影響をみると、賃金格差縮小に3割弱貢献していることがわかる。この10年間で男女の年齢格差が縮小したために、男女間賃金格差がある程度縮小しているといえる。

表 23 男女間賃金格差縮小要因

	数値	割合(%)
2時点間における男女間賃金格差の縮小	-0.052	100.0%
観察された説明変数の効果	0.009	-17.7%
年齢	-0.014	27.5%
勤続年数	-0.001	1.5%
学歴	0.014	-27.6%
企業規模	-0.008	14.4%
産業	0.008	-16.2%
パート	0.009	-17.1%
観察された価格効果	-0.001	1.2%
年齢	-0.004	8.3%
勤続年数	-0.004	7.3%
学歴	-0.003	5.3%
企業規模	-0.004	6.7%
産業	-0.001	2.1%
パート	0.015	-28.4%
ギャップ効果	-0.053	102.2%
観察されない価格効果	-0.007	14.2%

注

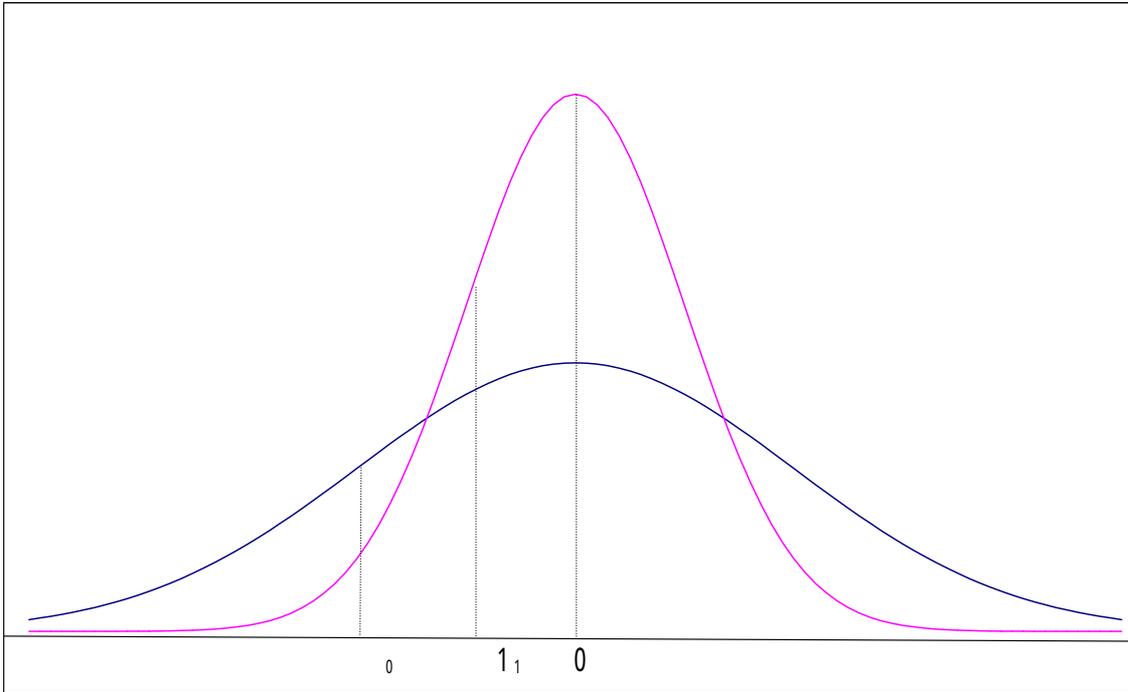
- (1) 「有業者」とは、普段収入を得ることを目的として仕事をしており、調査日（2002年10月1日）以降もしていくことになっている者、および仕事は持っているが、現在は休んでいる者をいう。なお、家族従業者は、収入を得ていなくても、普段の状態として仕事をしていれば有業者としている。
- (2) 1990年と1995年については、両年ともどの職種分類レベルにおいても職種の数が等しくなっている。職業大分類 10 職種、中分類 61 職種、小分類 294 職種である。
なお、1985年については職業大分類 11 職種、中分類 57 職種、小分類 293 職種となっている。また、1980年については、職業大分類 11 職種、中分類 57 職種、小分類 285 職種となっている。ただし、すべての年のすべての職業分類レベルで、職業分類不能を含んでいる。
- (3) 『賃金構造基本統計調査』は毎年厚生労働省が実施する調査であり、5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所および10人以上の常用労働者を雇用する公営事業所、約71,000事業所を対象として、雇用労働者の賃金の実態を職種、性、年齢、学歴、勤続年数別に明らかにしている。毎年6月分の賃金について7月に調査を実施している。調査対象となる雇用労働者は約130万人である。
- (4) 所定内給与額とは、労働契約等であらかじめ定められている支給条件によって支給された現金給与額のうち、残業手当などの超過労働給与額を差し引いた額をいい、所得税等を控除する前の額をいう。
- (5) 常用労働者とは、以下に該当する労働者をいう。
 - 1 期間を定めずに雇われている労働者
 - 2 1ヶ月を超える期間を定めて雇われている労働者
 - 3 1ヶ月以内の期間を定めて雇われている労働者または日々雇われている労働者で、4月および5月にそれぞれ18日以上雇用された労働者
- (6) *が、サンプル全体を用いた賃金関数から導出されることについては、Neumark(1988)を参照せよ。
- (7) 「観察されない価格効果」の影響を図示すると、図11のようになる。

労働市場の需給構造に変化が生じることにより、統計的には観察できない要因（誤差項）の平均値が影響を受ける様子が図11に示されている。図11のより末広がりな正規分布は、基準時（0）における男性の（標準化していない）誤差項分布を示している。 μ_0 は、この基準時における男性の誤差項分布上における女性の標準化した誤差項の平均値である。また、より尖った正規分布は、比較時（1）における男性の（標準化していない）誤差項分布を示している。 μ_1 は、この比較時における男性の誤差項分布上における女性の標準化した誤差項の平均値である。

仮に、 μ_0 および μ_1 が、それぞれ男性誤差項分布上の30パーセンタイル値（全体を100とした時に、下から数えて30番目）であり、男性分布における相対的な位置関係は同じであるとしよう。男性分布上では同じ位置関係にありながら、基準時の正規分布の方がより末広がりであるために、 μ_0 の絶対的な位置は μ_1 よりも低くなっている。

「観察されない価格効果」とは、正にこうした影響を捉えようとするものである。つまり、2時点を比較した時に、女性の観察されない要因（誤差項）の平均値の相対的な位置は変わらない場合でも、労働市場の構造変化等により、男性の誤差項分布の形状（観察されない要因の評価）が変わることで、女性の観察されない要因（誤差項）の平均値の絶対的な位置が変化する影響である。

図 11 誤差項の分散の変動



参考文献

- Beller, Andrea H.(1985) “ Changes in the Sex Composition of U.S. Occupations,1960-1981. ” *The Journal of Human Resources* 20 (2) : 235-50.
- Bergmann, Barbara (1974) “ Occupational Segregation, Wage, and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex. ” *Eastern Economic Journal* 1(2): 103-10.
- Blau, Francine D., and Wallace E. Hendricks (1979) “ Occupational Segregation by Sex: Trends and Prospects. ” *The Journal of Human Resources* 14(2) : 197-210.
- Blau, Francine D., and Andrea H. Beller(1988), “ Trends in Earnings Differentials by Gender(1971-81). ” *Industrial and Labor Relations Review* 41(4):513-29.
- Blau, Francine D., Marianne A. Ferber, and Anne E. Winkler(1998) *The Economics of Women, Men, and Work*, 3rd. ed. Englewood Cliffs, NJ : Prentice-Hall.
- Ferber, Marianne A., and Helen M. Lowry (1976) “ Sex Differential in Earnings: A Reappraisal. ” *Industrial and Labor Relations Review* 29(3) :377-87.
- Filer, Randall(1989)“ Occupational Segregation, Compensating Differentials and Comparable Worth. ” In *Pay Equity : Empirical Inquiries*, ed. Robert Michael and Heidi Hartmann, 153-70, Washington, D.C. : National Academy Press.
- 樋口美雄(1991)「女子の学歴別就業経歴と賃金構造」『日本経済と就業構造』東洋経済新報社。
- 堀 春彦(1998)「男女間賃金格差の縮小傾向とその要因」『日本労働研究雑誌』No.456,41-51。
- Johnson, George and Gary Solon(1986) “ Estimates of the Direct Effect of Comparable Worth Policy. ” *American Economic Review* 76(5) : 1117-25.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Brooks Pierce (1991) “ Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence. ” In *Workers and Their Wages*, ed. Marvin Kosters,107-43. Washington, D. C. : American Enterprise Institute Press.
- Macpherson, David A., and Barry T. Hirsh(1995) “ Wages and Gender Composition: Why Do Women’s Jobs Pay Less ? ” *Journal of Labor Economics* 13(3) : 426-71.
- Lewis, Gregory (1996) “ Gender Integration of Occupations in the Federal Civil Services: Extent and Effects on Male-Female Earnings. ” *Industrial and Labor Relations Review* 49(3):472-83.
- 中田喜文(1997)「日本における男女間賃金格差の要因分析」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会。
- Neumark, David (1988) “ Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. ” *Journal of Human Resources* 23(3) : 279-295.
- Oaxaca, Ronald (1973) “ Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. ” *International Economic Review* 14(3) : 693-709.
- Oaxaca, Ronald and Michael R. Ransom (1994) “ On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. ” *Journal of Econometrics* 61(1) : 5-21.
- Sorenson, Elaine(1990)“ The Crowding Hypothesis and Comparable Worth Issue. ” *Journal of Human Resources* 25(1):55-89.
- 富田安信 (1992)「職種を考慮した男女間賃金格差の分析」『経済研究』大阪府立大学。