

男女の雇用格差と賃金格差

阿部 正浩

(獨協大学助教授)

男女雇用機会均等法が制定されて20年が経過したが、いまだ女性の年齢階級別労働力率はM字型カーブを描いているし、女性の賃金は平均で3割以上も男性より低いことは事実であり、男女間に少なからず雇用格差がある。男女の雇用格差の要因として、これまでの研究でもさまざまな仮説が検討されてきた。このうち政策的に重要であると考えられるのは、男女間賃金格差が統計的差別によって発生しているのか、それとも経済合理性のない要因によって発生しているのか、を識別することである。この稿の分析によれば、統計的差別の発生原因の一つである企業定着性の男女差は、主として結婚や出産による女性の離職パターンと、産業によって異なる男性の定着性によって生じている。このうち出産による女性の離職に関しては、育児休業制度や次世代育成支援対策推進法などが女性の継続就業へのバックアップを担っているが、現状では必ずしも効果を持っているとはいえない。また男女間賃金格差については、事業所が把握している男女の平均的な生産性の違いでは説明できない賃金格差が存在しており、それは学校卒業後の経過年数や勤続年数などの賃金への効果が男女で異なるという形で存在しており、この点については経済合理性から説明することは難しい。

目 次

- I はじめに
- II 雇用格差の経済学
- III 企業定着性の男女差
- IV 男女間賃金格差と統計的差別
- V コース別雇用管理制度と賃金構造
- VI むすびにかえて

I はじめに

男女雇用機会均等法が1985年に制定され早20年が経過した。この間、働く女性は着実に増加してきたし、男女間賃金格差の縮小も見てきた。1985年当時の労働力人口に占める女性の割合は39.7%であったが2004年には41.2%と1.5%ポイントほど高まっている(総務省統計局『労働力調査』)。また、「きまって支給する現金給与」を

用いた男女間賃金格差は、1985年には59.6であったものが2004年には67.6へと、8.0ポイントほど縮小している(厚生労働省『賃金構造基本統計調査』)。とはいえ、女性の年齢階級別労働力率には依然としてM字型カーブが観察されるし、賃金についても平均で3割以上も男性より低く、筆者は女性の雇用環境整備はいまだ不十分であると考える。

古典派の第一公準(限界生産性と実質賃金は等しい)と同一労働同一賃金。これらは労働市場を分析する上でも、また企業の労務管理や労使関係を考える上でも基本中の基本的な原理原則である。同じ仕事業務に就き同じ生産性を発揮する2人の賃金に差があったら、低い賃金しか得られない者は働くインセンティブを失う可能性が大だし、そうした所得配分のゆがみは社会的にも問題となる。この点は、男女の雇用格差問題を考える上

でももちろんである。しかし、これまでの男女間賃金格差を分析している研究によれば、男女で就いている職種が違うこと、管理職に就いている割合が違うこと、担う業務の難易度が違うこと、などが格差の発生因として挙げられており、古典派の第一公準や同一労働同一賃金が当てはまるようなケースは現実には少ない。

ただし、男女間賃金格差発生因として挙げられた上記の要因は、学校や企業内で行われる教育や訓練のあり方に帰着すると思われる。ある職種に就けるかどうか、管理職に就けるかどうか、困難な業務に就けるかどうかは、労働者本人の能力や努力も重要だが同時に教育訓練の質と量も左右する。実際、業務の遂行に必要な能力を付与する研修を男女ともに実施した企業割合は産業計で71.6%にすぎず、男性のみに実施した企業割合は25.9%となる（労働省女性局『平成10年度女性雇用管理基本調査』¹⁾）。これが管理職研修になると男性のみに実施した企業割合は45.3%にも達する。

このように男女で教育訓練の質と量に差がある背景としてこれまで指摘されてきたことは、男女で勤続年数の長さに差があるという事実である。仮に企業が男女同様に教育訓練を実施すると、男性に比べて女性の勤続年数は短くなる傾向にあるため、女性の教育訓練からの収益率は悪くなる。このため企業は女性に対する教育訓練を実施する動機を持たなくなる。

では、そもそも女性の勤続年数が男性に比べて短くなるのはなぜなのか。また企業が女性に対して積極的に教育訓練を実施したり、その遂行が難しい職種や業務に女性を配置したりすることは、男女間賃金格差を縮小させることになるのだろうか。以下ではこの問題について検討してみたい。Ⅱでは、男女間の雇用格差が生じる背景を説明する経済理論を簡単に紹介する。そのうちで重要な仮説の一つが統計的差別理論であるが、Ⅲでは統計データを解析しながら統計的差別が生じる背景を議論してみたい。Ⅳでは企業の統計的差別解消のための取り組みが、男女間賃金格差にどの程度効果があるのかを検討してみたい。

Ⅱ 雇用格差の経済学

男女の雇用格差を検討している経済理論として、Becker [971] や Madden [1975], Phelps [1972], Arrow [1974] がある。これらの研究は、性や人種間の賃金格差が生じる理由を説明しているが、それぞれは異なる要因を重視する。

1 人的資本理論

男女の限界生産性の違いが賃金格差の要因であるとして、では生産性の違いは何によるのだろうか。その一つの理由は、男女が蓄積している人的資本の質と量の違いである。人的資本は先天的能力と後天的能力からなるが、それらが男女間で異なれば結果として賃金に差が生じる。先天的能力が男女で異なるかどうかはさまざまな議論があるがここでは立ち入らず、後天的能力、すなわち学校教育や企業内教育への投資、あるいは経験の積み重ねに関する男女間の差異に注目すると、それらが生産性の違いになって現れ男女間賃金格差の要因になると考えられる。

では、なぜ女性は男性に比べて学校教育や企業内教育への投資が少ないのだろうか。Mincer=Polacheck [1974] によれば、家庭内における性別役割分業が大きく影響している。性別役割分業の下では、家事や育児のために女性の労働供給期間が男性よりも短くなってしまう²⁾。わが国では25-39歳階級の女性労働力率が低下する、いわゆるM字型カーブが観察されており、それだけ女性の就業中断期間がある。このため、男性に比べて投資効率は悪くなり、女性の人的投資へのインセンティブは小さくなってしまう。つまり、性別役割分業の存在が、所得稼得能力だけでなく、人的資本蓄積でも男女間に格差を生じさせてしまう要因になっているのである。さらに、就業中断期間があれば、その間の技術革新などにより蓄積してきた人的資本が損耗してしまう可能性もある。その結果、人的投資の上で男性に比べてより大きな不利を女性に与えてしまう可能性が高い。

2 統計的差別

生産性の計測が困難であるがゆえに格差問題を生じさせている可能性もある。個人の生産性という情報が労働者と雇用主の間で非対称であり、その非対称性を埋めるのに多大なコストがかかるというケースは多く存在する。この場合、個人の生産性を計測するのではなく、属性が似ているグループの平均的な生産性を計測するということがしばしば行われる。性とというのも一つの属性であり、そこに男女が統計的に差別される原因がある(Phelps [1972], Arrow [1974])。

なかでも男女間賃金格差の問題で俎上にあがるのは、採用段階における統計的差別の問題である。例えば、能力の平均値が同じでも、能力のばらつきが小さいグループと大きなグループがあったとする。この場合、企業が危険回避的ならば、能力のばらつきが小さいグループから採用しようとするだろう。男性の能力のばらつきは小さく、女性のばらつきが大きいならば、企業は男性の採用に偏向する。樋口 [1991] では、男女間の平均勤続年数の違いが統計的差別を生む背景となっていると議論している。企業が労働者に人的投資を施すためには、勤続年数の長いグループを採用しそのグループを中心に教育訓練を施したほうが、期待される投資効率は高い。わが国の女性の平均勤続年数は国際的に見れば長期勤続の部類に入るが、それ以上に男性の勤続年数が長く、男性と比較して女性の期待投資効率は悪い。その結果、採用や教育訓練が男性に偏ってしまう可能性は高い。もちろん、女性の中には長期勤続する人たちも存在するが、その人たちを企業が選別するコストが高ければこの問題は解消しない。このため個人の勤続年数が長くともその人が属するグループの平均勤続年数が短ければ、採用や教育訓練に差が生じ、賃金格差が生じることになる。

3 嗜好の相違による差別

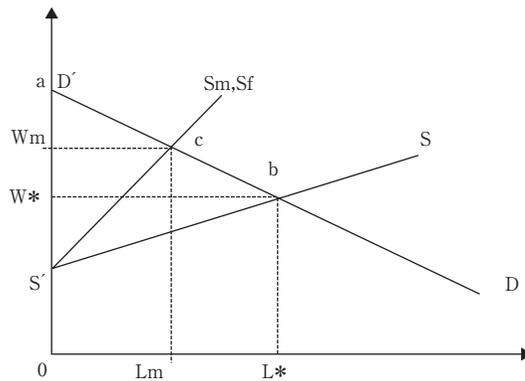
上の二つの仮説は、限界生産性の違いに依拠した男女間格差という意味では経済的には合理的な賃金格差といえるだろう。しかしながら、男女間賃金格差には合理的な説明が難しい「差別的要因」

によって発生しているケースもあるだろう。その一つの例が、雇用主や同僚、あるいは得意先の嗜好や態度によって生じる差別である。たとえば、偏見を持つ雇用主は、実際の生産性を無視して、女性を雇うよりも男性を雇うことを好むかもしれない。Becker [1971] は、このような状況では雇用主側に女性を雇うことによる追加的な(心理的)コストが発生するとして、こうした追加的コストの存在が女性の労働需要曲線を限界収入生産物曲線よりも左側にシフトさせ、女性の賃金が低下すると説明した。

ただし、競争市場においては女性差別を行う企業は淘汰される可能性がある。図1は、このことを説明した労働市場の模型である。なお、図中の直線 $S'Sm$ および $S'Sf$ は男性と女性それぞれの労働供給曲線を示し、直線 $S'S$ は男女を合計したときの労働供給曲線を示している。また、直線 $D'D$ は労働需要曲線を示している。企業が男性あるいは女性のみを採用したとすると、この企業が直面する労働供給曲線は直線 $S'Sm$ あるいは $S'Sf$ であり、この場合の賃金は Wm となる。他方、男女ともに採用した場合の賃金は $W*$ である。それゆえ、男女を均等に採用する企業に比べてどちらか片方の性を採用した場合には $Wm - W*$ だけ高い賃金を支払うことになる。また、両性を均等に採用したときに得られる企業の余剰は $\Delta abW*$ であるが、片方の性を採用した場合の余剰は $\Delta acWm$ である。つまり、両性を均等に採用する企業の余剰は多く、片方の性に偏った企業は淘汰される可能性は高い。

Hellerstein, Neumark, and Troske [2002] や Kawaguchi [2003] は、この類の差別を男女の賃金格差ではなく、企業の利潤と女性雇用との関係から分析することを試みている。それらによると、女性を多く雇用するほど企業の経常利益は高くなるが、企業は経常利益が伸びても男性をより雇う傾向にあることが確かめられる。女性雇用を増やすほど利益が伸びるのであれば、女性採用を増やすのが合理的であるが、そうならないのは企業が女性に対して何らかの差別を行っているからである。

図1 男女の均等な雇用と賃金決定の模型



4 選択の相違

労働者が仕事を選択するために、賃金格差が生じるということも考えられる。たとえば責任の大きな仕事を女性は避けがちであるとか、労働時間の長い仕事を避けがちであるとか、転勤のない仕事を選択するなどである。あるいは、キャビン・アテンダント、看護師、保育士などの例に代表されるように、仕事そのものを女性が多く選択する場合もある。

また教師や親などがアドバイスすることで、女性の人的資本蓄積や職業の選択に偏りを生じさせる可能性もある (Bernard [1979] や Deaux and LaFrance [1998] など)。Lavy [2004] はイスラエルの統一テストの結果を利用して、高等学校教師の男女学生に対するステレオタイプ的な見方がテストの成績にどう影響しているかについて分析している。これによれば、ステレオタイプ的な見方では理数系に弱いとされる女子学生のテストの成績は男子学生よりも良好で、そのバイアスは主として学生の行動の結果ではなくてむしろ教師の特性に影響されている。

5 独占

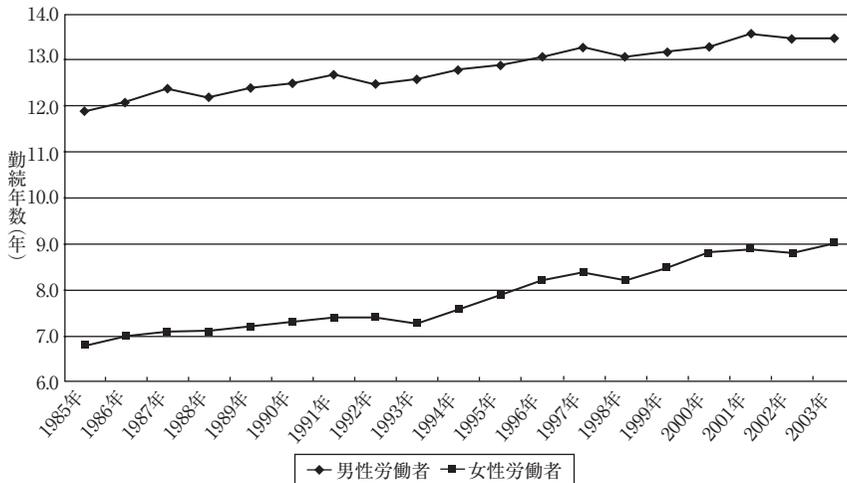
もし労働市場が1人の需要家に独占されるような状況にある場合、賃金は限界生産力よりも低い水準に置かれる可能性が高い。とりわけ、労働供給が非弾力的である場合には、賃金はより低い水準で決まる。さらに、供給の弾力性が異なる二つ

のグループが存在するような場合、それぞれのグループに異なる賃金を提示することで、企業はより利潤をあげることができる。たとえば、女性の労働供給が男性に比べて非弾力的であるならば、女性の賃金は低水準に抑えられ、搾取されることになるだろう。しかしながら、男女間賃金格差の説明としての独占理論は、近年ではあまり注目されていない。一部の労働市場には上記のような独占の問題が生じていることは確認されているが (Ferber *et al.* [1978] や Booton and Lane [1985]), 労働市場全体でこれが当てはまるという研究結果は筆者の知る限りない。

Ⅲ 企業定着性の男女差³⁾

この節では企業定着性の男女間格差についてみる。定着性に注目するのは、それに男女差があると就業機会や職業教育訓練機会、そして賃金格差に統計的差別の問題を生じさせかねないからである。現在でも多くの日本の企業は、終身雇用を前提として雇用管理を行っている。とりわけ企業経営の核となる正社員については、むしろ以前よりもその選別を強め、より多くの教育訓練機会を提供し、より定着性を高めるような雇用戦略をとっていると指摘されている。こうした状況の下では、教育訓練からの収益率が低くなりそうな、定着率の低い労働者グループに対して、雇用機会の提供を企業はより渋る可能性が高い。企業定着性の格差は、はたして女性の雇用機会にどう影響してい

図2 男女の平均勤続年数の推移



るだろうか。

まず男女の平均勤続年数についてみてみよう。

図2は賃金構造基本統計調査を利用して一般労働者の平均勤続年数を男女別に見たものである。この図によれば、たしかに女性の勤続年数は近年伸びていることがわかる。しかし平均勤続年数は必ずしも労働者の企業定着性の良し悪しを示しているわけではない。

そこで、学校卒業後に一度も転職したことのない労働者の割合についてみよう。表1は、1982(昭和57)年と1997(平成9)年の就業構造基本調査を利用して、40歳未満の人について調査時点に有業者で転職経験のない、つまり学校卒業後は同一企業で就業を継続している割合を示した⁴⁾。すると、男女とも1982年に比べて1997年の継続就業している割合が小さくなっており、いずれの年も女性の継続就業割合が男性よりも低いことがわかる。そして、女性の継続就業割合が低いのは、結婚や出産により企業を離職する人の割合が女性で高いためであることがわかる。表1では未婚の男女には継続就業割合に違いがみられず、男女の平均的な継続就業割合の違いは主として既婚や出産による女性の継続就業率が低いことによる。

ただし、継続就業者の割合は年齢や学歴によっても違ってくるし、労働者の定着性といった場合には勤続年数の長さも重要な指標となるだろうか

表1 既婚・未婚、子供の有無別にみた初職企業への継続就業割合

	男性		女性	
	1982年	1997年	1982年	1997年
未婚	66.34%	66.42%	46.02%	43.79%
既婚	76.06	72.95	77.84	70.79
既婚、子供なし	60.20	58.90	32.54	23.12
既婚、子供あり	63.49	62.34	43.84	32.97
既婚、子供あり	59.62	57.51	31.04	20.19

注：40歳未満の男女について、学卒後最初の企業への継続就業割合を示す。

資料出所：総務省統計局「就業構造基本調査」。

ら、これらの点を考慮に入れて分析する必要がある。そこで勤続年数を従属変数にとり、年齢や学歴、既婚であることを示すダミー変数、子供ありを示すダミー変数、女性であることを示すダミー変数などを説明変数とし、Cox's Proportional Hazard Modelによりハザードレシオを推定することで、企業定着性の男女差を検討しよう⁵⁾。結果は表2のとおりである。すると、たしかに年齢や学歴は企業定着性に影響を与えており、加齢とともに企業定着性は良くなっており、また高学歴者ほど企業定着率が高いことがわかる⁶⁾。また1982年と1997年の推計結果を比べると、年齢の企業定着性に与える効果に大きな違いはみられないが、高学歴者の企業定着性はより強まっていることがわかる。表の推計式には女性ダミーとの交差項が含まれており、推定されたパラメーターは男性の企業定着性への影響度を示しているが、以

表2 企業定着性に関する推定結果

	ハザードレシオ	
	1982年	1997年
年齢	0.9852 (0.0011)***	0.9858 (0.0011)***
高卒	0.9604 (0.0110)***	0.8489 (0.0137)***
短大卒	0.9379 (0.0234)***	0.7284 (0.0159)***
大卒	0.8179 (0.0136)***	0.6264 (0.0127)***
既婚ダミー	1.1456 (0.0181)***	1.1636 (0.0170)***
子供ありダミー	0.9620 (0.0137)***	1.0181 (0.0141)
自営業ダミー	0.3203 (0.0078)***	0.2786 (0.0091)***
女性ダミー	0.4079 (0.0332)***	0.7079 (0.0766)***
女性×年齢	0.9839 (0.0014)***	0.9903 (0.0014)***
女性×高卒	1.1704 (0.0186)***	1.0229 (0.0257)
女性×短大卒	1.4146 (0.0415)***	1.2610 (0.0377)***
女性×大卒	1.9878 (0.0555)***	1.4866 (0.0468)***
女性×既婚	1.9146 (0.0427)***	1.7071 (0.0335)***
女性×子供あり	1.4000 (0.0268)***	1.2821 (0.0228)***
女性×自営業	1.0433 (0.0335)	1.4297 (0.0615)***
サンプル数	253872	231075
打ち切り	117000	109939
χ^2 乗値	58240.04	49371.36
対数尤度	-1371882.6	-1280171.8

注：1) 推定はCox's Proportional Hazard Modelによる。推定式には産業ダミーと事業所規模ダミー、およびそれらと女性ダミーとの交差項が含まれている。

2) サンプルは40歳未満の在学者を除く男女。

上の結果は近年ほど低学歴男性の企業定着性が悪化し、勤続年数も短くなっていることを意味する。

では、女性の企業定着性についてはどうか。女性ダミーについては1より小さな値が推定されており、レファレンスグループである中卒女性は中卒男性よりも企業定着性は良い。推定式は女性ダミーと各変数との交差項を含んでいるが、年齢との交差項は1よりも小さな値が推定されており、女性は男性に比べて加齢するほど企業定着率が高まっている。また、学歴ダミーとの交差項は、高学歴になるほど推定された係数は1よりも大きな

値となることから、高学歴女性ほど同じ学歴の男性よりも定着率が低いといえる。

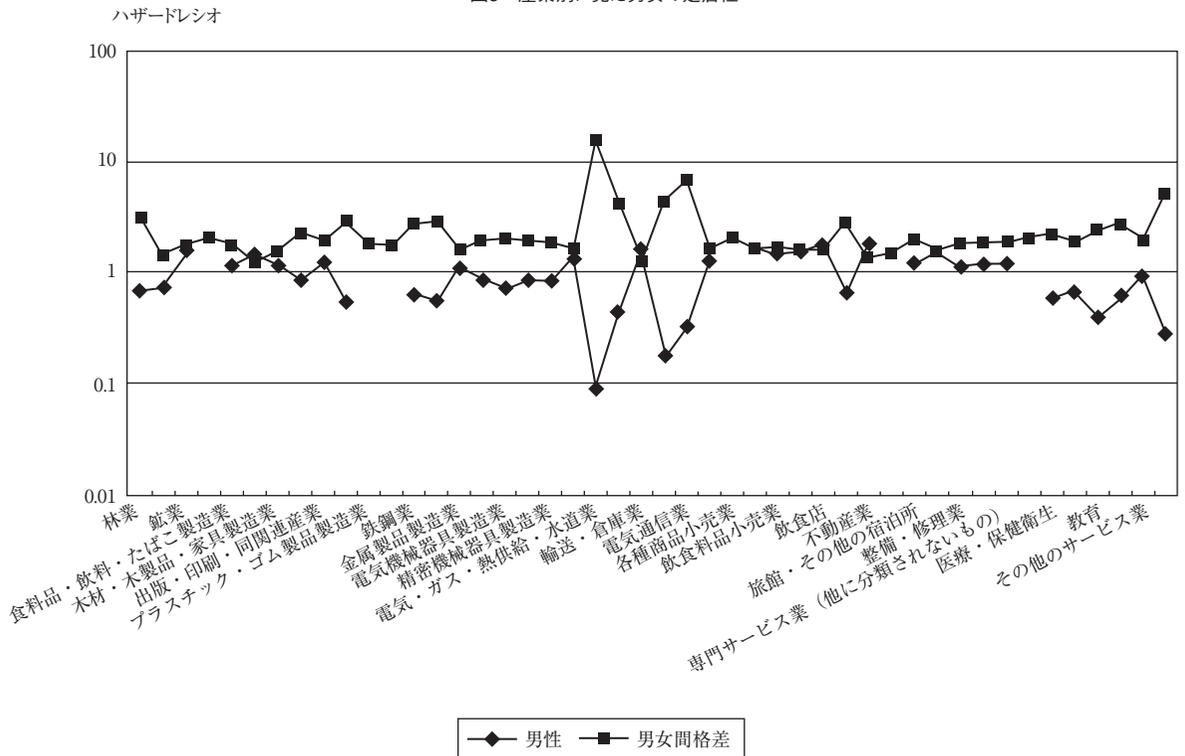
表1では結婚や出産で女性の継続就業割合が低下していることをみたが、表2でも同じことがいえる。既婚ダミーと女性ダミーの交差項は1よりも大きな値が推定されており、既婚男性に比べて既婚女性の企業定着性は悪い。ただし、既婚ダミー単独の推定値も1より大きく、男女問わずに結婚により企業定着率は低下していることがわかる。また、子供ありダミーと女性ダミーの交差項は1よりも大きな値が推定されており、子供のいる女性の企業定着性は悪い。ただし、1982年と1997年の推定結果を比較すると、既婚ダミーおよび子供ありダミーと女性ダミーの交差項の推定パラメーターは両者とも小さくなっており、結婚や出産した女性の企業定着性は以前よりも良くなっているといえる。

たしかに結婚や出産した女性の企業定着性は男性に比べて悪く、このため女性の雇用機会が男性に比べて少ないのかもしれない。この点を、産業や職種によって就業者に占める女性の割合は異なっているから、女性の定着性の良し悪しがどう影響しているかを確かめることでみてみよう。

図3は産業および職種に関して定着性の違いについてみたもので、産業および職種ダミーの推定されたパラメーターと、それぞれと女性ダミーの交差項をプロットしている。まず、産業および職種ダミーの推定されたパラメーターは産業や職種によってかなり異なっており、年齢や学歴、性などの労働者属性をコントロールしても定着性に違いがあることがわかる。さらに重要な点は、概して定着性の良い産業や職種に関する交差項のパラメーターは大きな値をとる傾向にあり、このことは男性の定着性が良い産業や職種ほど女性との格差が大きいことを示唆する。しかしながら、推計結果を利用して女性の平均勤続年数をシミュレートすると、産業間および職種によって大きな違いはない。したがって、産業や職種によって企業定着性に男女差が生じるのは、主として男性の定着性の良し悪しに規定されると考えられる。

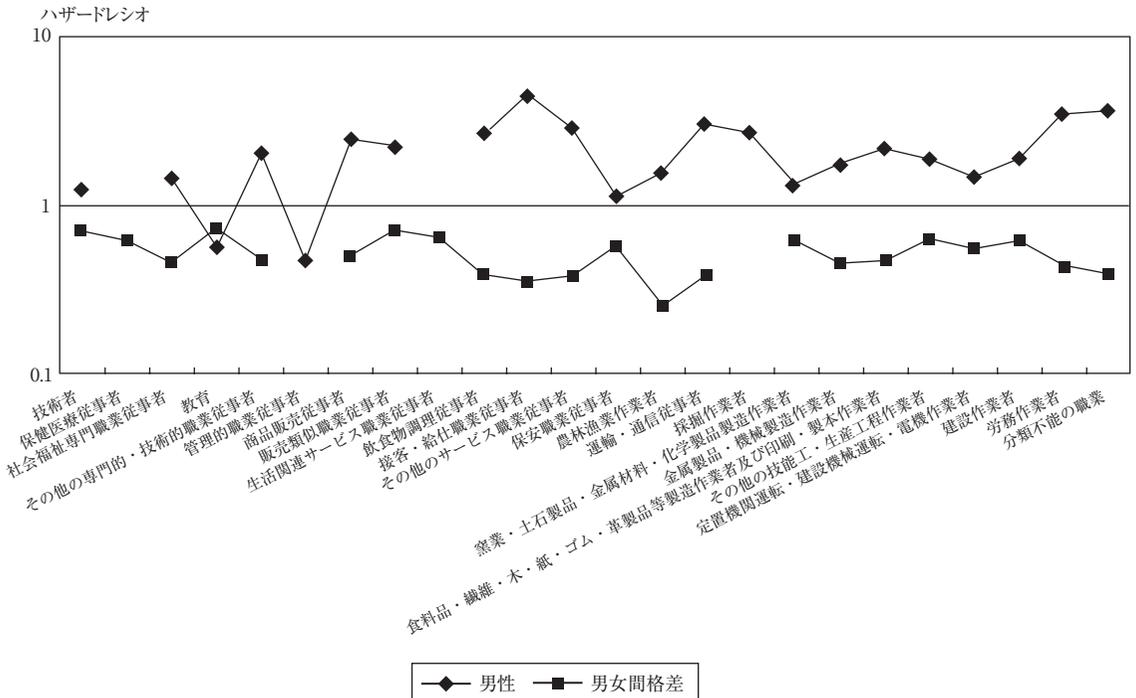
男性の定着性の良し悪しが企業定着性の男女差を決めるといっても、企業経営者にしてみれば女

図3 産業別に見た男女の定着性



注：産業名の詳細は、著者に問い合わせいただきたい。

図3(続き) 職種別に見た男女の定着性



注：図3は表2で推定された産業および職種、それらと女性ダミーの交差項について、ハザードレシオをプロットしたものである。産業および職種に関するハザードレシオは便宜上「男性」として図中に示し、女性ダミーとの交差項については「男女間格差」として示した。

図4 産業別に見た男女の定着性格差と女性の正規労働者割合

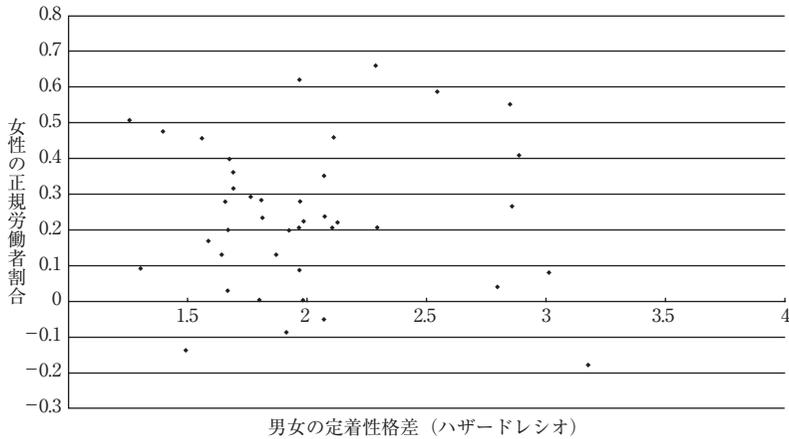
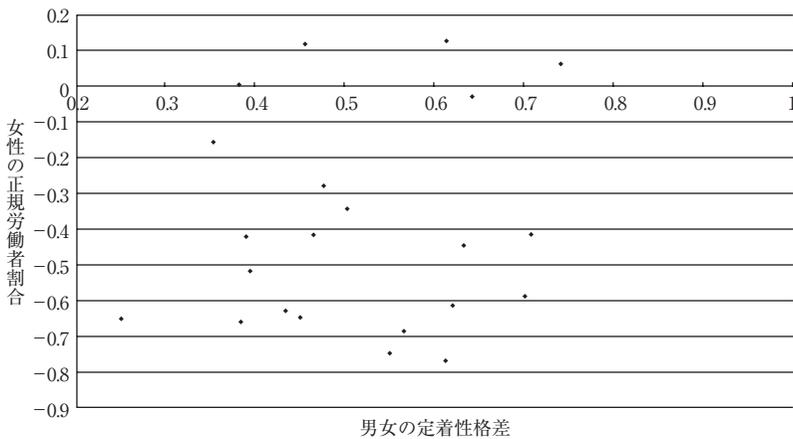


図4(続き) 職種別に見た男女の定着性格差と女性の正規労働者割合



注：図中の「男女の定着性格差」は、表2で推定された産業および職種と女性ダミーの交差項に関するハザードレシオである。また、「女性の正規労働者割合」は25歳未満で勤続年数3年未満の正規労働者に占める女性労働者割合であり、図には農業および事務従事者を基準に各産業および職種の乖離をプロットしている。

性の定着率が悪いのに違いはない。はたして、企業定着性の男女差は女性の雇用機会に影響しているか。図4は産業と職種について、女性ダミーとの交差項と25歳未満で勤続3年未満の正規労働者に占める女性正規労働者の割合の関係をプロットしたものである⁷⁾。25歳未満で勤続3年未満の正規労働者数は新卒採用の結果を概略示すと考えられるから、その女性正規労働者割合は新卒直後の女性の雇用機会を示すと考えられる。さて、この図によると、定着性の男女差が大きい産業で女性の雇用機会が少ない傾向にあり、また事務職よりも女性就業者割合が少ない職種において定着性に男女差がある職種ほど女性の雇用機会は少ない

傾向にある。もちろんより詳細な分析が必要であるが、この図は女性の定着性の悪さが女性の雇用機会を阻害している可能性があることを示唆している。

IV 男女間賃金格差と統計的差別⁸⁾

男女間賃金格差の発生因は統計的差別なのか、それともこれ以外の要因（たとえば、性別に対する嗜好の違い）によるのか。男女間賃金格差の既定要因を特定することは重要な問題だが、これまでの分析では格差要因を識別することに必ずしも成功してきたとはいえない。たとえば、Oaxaca

[1973] が提唱した手法を用いた堀の一連の研究では、男女の属性の違いや男女で異なる価格効果が男女間の賃金格差を生じさせていたことが示されている。このことは、男女の属性が等しくとも価格効果が異なる分だけ男女間に賃金格差が生じることを意味している。このとき問題は価格効果が男女で異なるのはなぜなのかであるが、Oaxaca 分解ではこれを知ることはできない。

そこで以下では、男女の価格効果が異なる背景として統計的差別がどう影響しているかを検討してみたい。もし統計的差別理論が男女間賃金格差を説明するのならば、男女の賃金は事業所が把握している平均勤続年数や平均生産性の男女差に応じて決まるはずである。しかし、もし当該企業の平均勤続年数や平均生産性の男女差が賃金に影響していないのであれば、男女の賃金差は統計的差別理論では説明できない性差により決まっていることになるだろう。Foster=Rosenzweig [1996] および Neumark [1998] では、入職時の賃金と人種や性別、および（限界）生産性に注目することで、この仮説を以下のように検討している。まず、人的資本の蓄積を無視し、限界生産性は生涯一定であると仮定し、賃金にはインセンティブ給を含まないと仮定する。このとき、統計的差別理論によれば、賃金は入職時における生産性の期待値 P_s^* ($= E(P|I_s)$) に一致するはずである。

$$(1) \quad w_s = P_s^*$$

ただし、 w_s は入職時の賃金、 I_s は入職時に雇用主が入手できる労働者（の生産性）に関する情報を示している。このとき、もし男女間の賃金格差が生産性の違いを反映していれば、すなわち賃金格差を統計的差別が説明しているならば、以下の賃金関数のパラメーター β はゼロになるはずである。

$$(2) \quad w_s = \alpha P_s^* + \beta female + \varepsilon$$

w_s は入職時の賃金、 $female$ は女性ダミー、 ε は誤差項、 α と β はパラメーターである⁹⁾。もし(2)式のパラメーター β が統計的に有意な値であれば、男女の生産性の違いをコントロールしてもなお、性差によって賃金格差が発生していることを

示唆する。この性差が何を反映しているかは厳密に特定することは難しいが、Foster=Rosenzweig および Neumark では嗜好による差別と考えている。

さて、ここでの分析では入職時の賃金や入職時に事業所が把握している労働者の情報を利用することができない。そこで、次のような方法により検討する。まず、年齢や勤続年数、学歴、企業規模、産業によって賃金水準は異なるから、これらの要因の影響をコントロールする。具体的には、(3)式のような賃金関数を想定する。

$$(3) \quad \ln w_i = \alpha + b_1 kei_i + b_2 kei_i^2 + b_3 tenure_i + b_4 tenure_i^2 + \sum c_{1s} SCH_s + \sum d_{1s} IND_s + \sum e_{1s} KIBO_s + u_i$$

kei は学校卒業後の経過年数¹⁰⁾、 $tenure$ は勤続年数、 SCH は学歴ダミー、 IND は産業ダミー、 $KIBO$ は従業員規模ダミー、 u は誤差項である。なお、学校卒業後の経過年数 kei は、パラメーター α を初任給の水準にするため、年齢の代わりに用いている。そして、 α が（自然対数表示の）初任給の水準であることを利用して、事業所が把握している生産性の期待値 P^* と女性ダミー $female$ を(3)式に代入し、生産性の違いをコントロールしても男女の初任給に格差があるかどうかを検討する。

$$(4) \quad \ln w_i = \alpha_0 + \alpha_1 P^* + \alpha_2 female + b_1 kei_i + b_2 kei_i^2 + b_3 tenure_i + b_4 tenure_i^2 + \sum c_{1s} SCH_s + \sum d_{1s} IND_s + \sum e_{1s} KIBO_s + u_i$$

(4)式において、パラメーター α_2 が統計的に有意であれば、男女の初任給時点の賃金に統計的差別では説明できない格差が存在していることを示唆することになる。

さて、(4)式を推定するためには、事業所が把握している男女の生産性の違いを示す変数を作成する必要がある。このため、賃金構造基本統計調

査（平成13年度）と女性雇用管理基本調査（平成13年度）を結合することで、労働者と事業所の属性をコントロールし、男女の生産性の違いがどの程度賃金格差を説明できるのかを検討しよう¹¹⁾¹²⁾。

男女の生産性の違いを示す変数として用いたのは、当該事業所の平均勤続年数の男女比や当該事業所の女性比率、役職者均等度、主要業務への配置に関する均等度、昇級・昇格に関する均等度、である¹³⁾。

平均勤続年数の男女比は、女性雇用管理基本調査の問1を利用して、 $(\text{女性の平均勤続年数}) \div (\text{男性の平均勤続年数})$ で計算した。

当該事業所の女性比率は、女性雇用管理基本調査のフェースシートを利用して、 $(\text{女性一般労働者数}) \div (\text{男女計の一般労働者数})$ で計算した。

役職者均等度は、女性雇用管理基本調査の問7を利用して、 $[(\text{女性役職者数}, \text{年齢計}) \div (\text{女性一般労働者数}, \text{年齢計})] \div [(\text{男性役職者数}, \text{年齢計}) \div (\text{男性一般労働者数}, \text{年齢計})]$ で計算した。ただし、この変数は係長相当職、課長相当職、部長相当職のそれぞれについて計算している。

主要業務への配置に関する均等度は、女性雇用管理基本調査の問5(2)を利用している。この問の要旨は「次のような業務についている管理職以外の一般労働者の男女の配置はどうなっていますか」である。なお、質問対象の業務は、新入社員が、「1～2年で習熟する業務」「3～5年で習熟する業務」「6年以上で習熟する業務」に分けられている。ここでは、それぞれの業務について、「男女おむね同じ（一方の性が3～7割）」や「女性がほとんど（8～9割）」「女性のみ」と答えている場合に1、「男性がほとんど（8～9割）」「男性のみ」「把握していない」と答えている場合には0とするダミー変数を作成した。

昇級・昇格に関する均等度は、女性雇用管理基本調査の問8(1)を利用した。この問いは「大卒標準労働者が、入社から昇級・昇格していくときに男女間で差がついていますか」とある。この問いに、「男女ともかわらない」や「女性のほうが男性よりはやく昇級・昇格するものが多い」と答えていれば1、「男性のほうが女性よりはやく昇級・昇格するものが多い」や「把握していない」

「対象となる女性（男性）労働者がいないので比較できない」と答えていれば0とするダミー変数を作成した。

(4)式の推定結果は、表3のとおりである。なお、推定式には企業規模ダミーと産業ダミーが含まれている。表3のモデルAによれば、労働者の属性、事業所の属性、事業所の女性活用度をコントロールしても、女性ダミーは統計的に有意な負値が推定されている。つまり、上記の作業仮説に従えば、この推定結果は事業所が把握している男女の生産性の違いをコントロールしてもなお性差によって賃金格差が発生していることを示しており、女性の賃金水準は男性に比べて18.30%ほど低いことがわかる。

このモデルAの自由度修正済決定係数は0.6836であり、事業所の女性活用度を説明変数に含めないで推定したモデル（未掲載）の決定係数と比較して0.0153ポイント高まっており、事業所の女性活用度が賃金構造を説明する上で重要な要因であるといえる。そして、女性の活用度は賃金構造に次のような効果を持っている。すなわち、当該事業所の女性比率（per_fem）や係長割合の均等度（per_kakari）、2～5年および6年以上の業務への配置に関する均等度（prod_2, prod_3）、昇級・昇格における均等度（ladder）の推定された係数は統計的に有意な正值であり、女性の活用度の高い企業ほど賃金水準が高いことを示唆している¹⁴⁾。

女性の活用度によって勤続年数の賃金へ与える効果が異なるとする分析は、これまでも樋口[1991]や三谷[1997]でなされてきた。ここでの分析結果も、これら先行研究と整合的な結果が得られた。すなわち、モデルBにおいて業務配置に関する均等度と女性ダミーの交差項であるprod1_ten_fやprod2_ten_fは統計的に有意な負値が検出されており、1～2年で習熟する業務や3～5年で習熟する業務への女性の配置が多い事業所では女性の勤続年数の賃金に与える効果が男性に比べて小さいことを示唆している。これに対してprod3_ten_fは統計的に有意な正值が検出されており、6年以上で習熟する業務への女性の配置が多い企業では女性の勤続年数の賃金に与

表3 女性の活用度と賃金構造

従属変数：時間当たり所定内給与

推定方法：OLS

	モデル A		モデル B	
	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差
def_tenure	-0.0015	0.0043	0.0078	0.0042*
per_fem	0.0248	0.0101**	0.0398	0.0101***
per_bucho	-0.0021	0.0013	-0.0020	0.0013
per_kacho	0.0006	0.0005	0.0005	0.0004
per_kakari	0.0193	0.0033***	0.0173	0.0032***
prod_1	-0.0476	0.0069***	-0.0448	0.0068***
prod_2	0.0244	0.0082***	0.0118	0.0081
prod_3	0.0351	0.0074***	0.0237	0.0073***
ladder	0.0179	0.0048***	0.0176	0.0047***
female	-0.1830	0.0038***	-0.0107	0.0106
kei	0.0329	0.0007***	0.0415	0.0009***
kei2	-0.0006	0.0000***	-0.0007	0.0000***
tenure	0.0129	0.0007***	0.0102	0.0008***
tenure2	0.0083	0.0017***	0.0056	0.0019***
prod_1_ten	0.0009	0.0003***	0.0010	0.0003***
prod_2_ten	-0.0015	0.0004***	-0.0005	0.0004
prod_3_ten	0.0010	0.0004***	0.0008	0.0004**
ladder_ten	0.0005	0.0002**	0.0004	0.0002*
jh	-0.0658	0.0060***	-0.0666	0.0064***
jc	0.1204	0.0047***	0.0650	0.0064***
uni	0.2556	0.0037***	0.2555	0.0040***
seisan	-0.0653	0.0036***	-0.0559	0.0039***
bucho	0.2871	0.0084***	0.2695	0.0084***
kacho	0.1854	0.0059***	0.1726	0.0059***
kakari	0.0560	0.0056***	0.0449	0.0057***
syokuc	0.0172	0.0071**	0.0030	0.0070
kei_f			-0.0215	0.0016***
kei2_f			0.0002	0.0000***
tenure_f			0.0070	0.0016***
tenure2_f			0.2502	0.3856
prod_1_ten_f			-0.0010	0.0006*
prod_2_ten_f			-0.0014	0.0006**
prod_3_ten_f			0.0039	0.0006***
ladder_ten_f			0.0004	0.0004
jh_f			0.0153	0.0161
jc_f			0.0740	0.0093***
uni_f			0.0181	0.0096*
seisan_f			-0.0546	0.0086***
bucho_f			0.0990	0.0518*
kacho_f			0.0641	0.0311**
kakari_f			0.1033	0.0208***
syokuc_f			-0.0791	0.0502
_cons	2.4149	0.0092***	2.3367	0.0096***
サンプル数	35496		35496	
F 値	1632.51		1298.71	
自由度修正済決定係数	0.6836		0.6973	

える効果が男性に比べて大きいことを示唆している。こうした結果は、学歴別に推定してもすべての学歴で同じように見られた。ちなみに、6年以上で習熟する業務の配置の均等度が高い企業とそうではない企業で、経験年数10年の標準労働者の男女間格差を大卒者についてシミュレーションすると、前者の94.10に対して後者84.31となり、均等度の低い企業ほど男女間格差が大きい¹⁵⁾。したがって、活用の均等度によって、勤続年数の賃金に与える効果が異なり、男女間格差が生じていると考えられる。

V コース別雇用管理制度と賃金構造

男女雇用機会均等法の施行以降、大企業を中心にコース別雇用管理制度を導入する企業が増えた。多くの企業がこの制度を導入した理由はいろいろと考えられるが、そのひとつとしてシグナリング問題の解消が挙げられよう。ここでいうシグナリング問題とは、男性に比べて女性の生産性が平均的に低い、あるいは男性に比べて女性の平均勤続年数が統計的に短いために、企業が女性を雇うことに躊躇したり、女性に対する人的資本投資を回避したりするという問題である。企業にとって関係特殊的人的資本が重要であれば、それを従業員に蓄積させるための教育・訓練が欠かせない。このとき、教育・訓練の投資効率を高めるためには、従業員の能力や長期勤続がその前提条件として重要となる。このとき、男性に比べて女性の勤続年数が平均的に短ければ、企業は男性により多くの教育・訓練を施すインセンティブを持つ。しかしもし企業がシグナリング問題を解決できれば、こうした問題はなくなる。その解決策として考えられるのがコース別雇用管理制度である。この制度を有する企業は、総合職コースと一般職コースのように、職務配置やキャリア形成の違いによって複数のコースを持つのが一般的である。総合職コースでは基幹的業務を担う従業員のための雇用管理が行われ、より多くの教育・訓練が施され、昇格・昇進に頭打ちがない。一般職コースは補助的業務を担う従業員のための雇用管理が行われ、相対的に教育訓練は少なく、昇格・昇進にも頭打

ちがある。こうした複数のコースを従業員自らに選択させることができれば、シグナリング問題を解消できるのである。なぜならば、それぞれのコースを選択することで、従業員は私的情報を開示することになるからである。

コース別雇用管理制度の説明として上記の説明が当てはまるならば、これら制度と賃金制度は補完的な関係にあるはずである。果たして補完関係は見られるだろうか。さらに、コース別雇用管理制度によって、女性労働者の中には総合職として採用されるものと一般職として採用されるものがある。こうしたコース別採用で女性間の賃金格差はどうなっているだろうか。

まず、コース別雇用管理制度のある企業とない企業で、労働者の属性がどう違うかを表4で見よう。まず、時間当たり所定内給与は、男性の場合にはコース別雇用管理制度の有無で差異はないが、女性の場合にはコース別雇用管理制度のない企業のほうが高い。また、時間当たり所定内給与の変動係数を計算すると、コース別雇用管理制度のある企業では男性0.4122、女性0.3589、コース別雇用管理制度のない企業では0.6275と0.4519であり、コース別雇用管理制度のない企業の賃金分布は大きい。

賃金水準と賃金分布の差異は、学卒後の経過年数や勤続年数が異なるためでもある。経過年数と勤続年数は、コース別雇用管理制度のある企業では男性21.9年と19.5年、女性15.5年、12.3年に対して、コース別雇用管理制度のない企業では男性20.9年、17.8年、女性14.6年、10.7年であり、コース別雇用管理制度のある企業のほうが平均経過年数と平均勤続年数は長い。また、経過年数と勤続年数の差は男女ともにコース別雇用管理制度のある企業で小さく、コース別雇用管理制度のない企業よりも同一企業で継続就業している労働者が相対的に多いことを示唆している。

さらに、コース別雇用管理制度の有無で女性労働者の属性が異なる。コース別雇用管理制度のある企業では女性に占める大卒割合がやや高く、対してコース別雇用管理制度のない企業では女性に占める短大卒割合が高い。女性に占める部長や課長の割合はコース別雇用管理制度のない企業のほ

表4 コース別雇用管理の有無別、サンプルの基本統計量

	コース別雇用管理のある事業所				コース別雇用管理のない事業所			
	男性		女性		男性		女性	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
h_wage1	25.2970	10.4306	16.1623	5.8003	25.3351	15.8968	17.3681	7.8477
def_tenure	0.6617	0.2273	0.7338	0.2557	0.6846	0.2889	0.8020	0.4936
per_fem	0.1365	0.1160	0.3180	0.2355	0.1624	0.1614	0.4314	0.2719
prod_1	0.3522	0.4777	0.6050	0.4890	0.4384	0.4962	0.7210	0.4485
prod_2	0.2451	0.4302	0.5119	0.5000	0.3263	0.4689	0.6533	0.4760
prod_3	0.1544	0.3613	0.3473	0.4762	0.2457	0.4305	0.5394	0.4985
ladder	0.6120	0.4873	0.6207	0.4853	0.5931	0.4913	0.6186	0.4858
kei	21.8969	11.6103	15.4900	11.5482	20.9287	11.4447	14.5583	11.2816
tenure	19.4532	11.5397	12.2801	9.9382	17.8135	11.2994	10.6995	9.2072
jh	0.0944		0.0744		0.0617		0.0372	
hs	0.4977		0.4451		0.5078		0.4150	
jc	0.0478		0.2963		0.0716		0.4032	
uni	0.3602		0.1842		0.3588		0.1446	
seisan	0.4191		0.2309		0.3489		0.1866	
kibo1	0.4488		0.3197		0.4048		0.3104	
kibo2	0.4645		0.4895		0.3580		0.3847	
bucho	0.0312		0.0024		0.0319		0.0026	
kacho	0.0717		0.0033		0.0723		0.0090	
kakari	0.0680		0.0248		0.0687		0.0152	
syokuc	0.0498		0.0029		0.0406		0.0026	
サンプル数	9832		2096		18802		6233	

うがやや高いが、係長の割合はコース別雇用管理制度のある企業のほうが高い。また、コース別雇用管理制度のない企業のほうが女性比率は高く、主要業務への配置に関する均等度も高い。ただし、昇給・昇格に関する均等度はコース別雇用管理制度の有無による差異はない。

さて、コース別雇用管理制度が賃金構造にどう影響しているかを見たのが、表5である。ここではコース別雇用管理制度の有無によってサンプルを分割して推定した。なお、推定式には企業規模ダミーと産業ダミーが含まれている。まず、女性ダミーのパラメーターはコース別雇用管理制度のある企業で統計的に有意な負値が推定された一方、制度のない企業では統計的に有意な係数は推定されなかった。限られたサンプルではあるが、コース別雇用管理制度のある企業では女性の賃金水準が3.1%ほど男性よりも低い、コース別雇用管理制度のない企業には男女間に賃金格差はないことを、この結果は示している。また、コース別雇用管理制度のある企業の賃金構造の特徴は、初任給を示す定数項の値が大きい一方で、経過年数の効果や勤続年数の効果が相対的に小さい点で、コ

ース別雇用管理制度のある企業は相対的に初任給の水準が高いが、学卒後の経過年数や勤続年数が伸びても賃金がそれほど高まらない構造になっている。加えて、女性ダミーと経過年数の交差項はコース別雇用管理制度のない企業よりも小さな値が推計されている。また、役職ポストと女性ダミーの交差項についてはコース別雇用管理制度のある企業では統計的に有意な正値が推定されており、コース別雇用管理制度のある企業では男性に比べて女性の昇進による賃金上昇が大きい。これに対して、コース別雇用管理制度のない企業では役職ポストの賃金への影響は男女で差異はない。

このように、コース別雇用管理制度のある企業とない企業では、賃金構造がかなり異なっていることがわかる。そして、コース別雇用管理制度のある企業の賃金構造には、女性の時間当たり所定内給与は平均的に低く、経過年数が伸びるにしたがって格差も拡大するメカニズムがあり、コース別雇用管理制度は男女の賃金格差を助長していると言えよう。これはコース別雇用管理制度のある企業では、女性の多くが一般職コースに就いているからではないだろうか。コース別雇用管理制度

表5 コース別雇用管理の有無別、賃金関数の推定結果

従属変数：時間当たり所定内給与

推定方法：OLS

	コース別雇用管理あり		コース別雇用管理なし	
	パラメーター	標準誤差	パラメーター	標準誤差
female	-0.0310	0.0176*	0.0112	0.0130
kei	0.0384	0.0014***	0.0431	0.0011***
kei2	-0.0006	0.0000***	-0.0007	0.0000***
tenure	0.0132	0.0013***	0.0098	0.0010***
tenure2	-0.0003	0.0030	0.0097	0.0024***
jh	-0.0596	0.0083***	-0.0740	0.0090***
jc	0.0953	0.0102***	0.0821	0.0079***
uni	0.2272	0.0063***	0.2764	0.0051***
seisan	-0.0627	0.0058***	-0.0410	0.0051***
bucho	0.2610	0.0123***	0.2771	0.0112***
kacho	0.1874	0.0085***	0.1774	0.0078***
kakari	0.0588	0.0083***	0.0422	0.0076***
syokuc	0.0056	0.0095	0.0044	0.0097
kei_f	-0.0243	0.0026***	-0.0198	0.0019***
kei2_f	0.0002	0.0001***	0.0002	0.0000***
tenure_f	0.0083	0.0025***	0.0082	0.0019***
tenure2_f	-0.1282	0.6152	-0.0256	0.4862
jh_f	-0.0136	0.0234	-0.0138	0.0217
jc_f	0.0101	0.0156	0.0770	0.0114***
uni_f	-0.0354	0.0154**	0.0446	0.0121***
seisan_f	-0.0054	0.0139	-0.0924	0.0108***
bucho_f	0.2261	0.0905**	0.0094	0.0651
kacho_f	0.2298	0.0763***	0.0336	0.0356
kakari_f	0.1723	0.0298***	0.0719	0.0280***
syokuc_f	-0.0043	0.0822	-0.1099	0.0647*
_cons	2.3900	0.0129***	2.3343	0.0091***
サンプル数	11893		24942	
F 値	783.4		1094.24	
自由度修正済決定係数	0.7475		0.6636	

が情報の非対称性の問題を軽減させるためにあるのなら、雇用管理上の性別という情報は重要ではないはずである。しかし、現実にはコース別雇用管理制度を有する企業は「総合職」と「一般職」という形で男女を区別し、それらに異なる賃金構造を適用しているのではないだろうか。

VI むすびにかえて

これまでの研究でも男女の雇用格差の要因としてさまざまな仮説が検討されてきた。このうち政策的に重要であると考えられるのは、男女間賃金格差が統計的差別によって発生しているのかどうかを識別することである。以上の分析結果によれば、統計的差別の発生源の一つである企業定着性の男女差は、主として結婚や出産による女性の離

職パターンと、産業によって異なる男性の定着性によって生じていた。このうち出産による女性の離職に関しては、育児休業制度や次世代育成支援対策推進法などで女性の継続就業を促そうとしているが、現状では必ずしも効果を持っているとはいえない¹⁶⁾。また男女間賃金格差については、事業所が把握している男女の平均的な生産性の違いでは説明できない賃金格差が存在しており、それは学校卒業後の経過年数や勤続年数などの賃金への効果が男女で異なるという形で存在する。事業所が把握している男女の生産性格差をコントロールしてもなお、賃金への経過年数や勤続年数の効果が男女で異なるという点については経済合理性からの説明は難しい。

企業が能力や業績などの労働者の私的情報を把握することが難しいため、統計的に利用できる情

参考表 3, 4, 5 で利用した変数の基本統計量

変数名	変数の内容	男性		女性	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
h_wage1	時間当たり所定内賃金 (百円)	25.3220	14.2572	17.0650	7.4047
kei	学校卒業後の経過年数	21.2611	11.5108	14.7928	11.3558
tenure	勤続年数	18.3765	11.4089	11.0973	9.4209
jh	中卒ダミー	0.0730		0.0466	
hs	高卒ダミー	0.5043		0.4226	
jc	短大卒ダミー	0.0635		0.3763	
uni	大卒ダミー (以上, 高卒者がレファレンス・グループ)	0.3593		0.1545	
seisan	生産労働者ダミー (事務・管理がレファレンスグループ)	0.3730		0.1977	
female	女性ダミー (男性がレファレンスグループ)				
def_tenure	男女の勤続年数差	0.6766	0.2693	0.7844	0.4457
per_fem	当該事業所の女性比率	0.1535	0.1479	0.4028	0.2677
per_bucho	当該事業所の女性部長比率 (*1)	2.2715	37.5985	0.3449	14.0321
per_kacho	当該事業所の女性課長比率 (*1)	6.4301	108.5269	0.9846	40.5089
per_kakari	当該事業所の女性係長比率 (*1)	0.2103	1.0131	0.2577	0.6014
prod_1	1~2年で習熟する業務への配置状況 (*2)	0.4088		0.6918	
prod_2	3~5年で習熟する業務への配置状況 (*2)	0.2985		0.6177	
prod_3	6年以上で習熟する業務への配置状況 (*2)	0.2143		0.4911	
ladder	昇級・昇格格差	0.5996		0.6192	
kibo1	企業規模5000人以上	0.4199		0.3128	
kibo2	企業規模1000~4999人以上 (以上, 企業規模500~999人以上がレファレンスグループ)	0.3946		0.4111	
bucho	部長	0.0316		0.0025	
kacho	課長	0.0721		0.0076	
kakari	係長	0.0685		0.0176	
syokuc	職長	0.0438		0.0026	
mining	鉱業	0.0023		0.0010	
const	建設業	0.0247		0.0119	
food	食料品, 飲料・タバコ・飼料製造業	0.0338		0.0385	
texti	繊維工業, 衣服・その他の繊維製品製造業	0.0057		0.0196	
lumber	木材・木製品製造業, 家具・装備品製造業	0.0037		0.0014	
pulp	パルプ・紙・紙加工品製造業	0.0945		0.0436	
chemi	化学工業, プラスチック製品製造業, ゴム製品製造業	0.1473		0.0762	
ceramic	窯業・土石製品製造業	0.0316		0.0182	
iron	鉄鋼業	0.0409		0.0055	
nonfer	非鉄金属製造業	0.0373		0.0146	
fab_met	金属製品製造業	0.0296		0.0328	
machine	一般機械器具製造業	0.0415		0.0198	
ele_mach	電気機械器具製造業	0.0970		0.0828	
transp	輸送用機械器具製造業	0.1258		0.0376	
precision	精密機械器具製造業, その他製造業	0.0785		0.0768	
electricity	電気・ガス・水道業	0.0327		0.0149	
trans_com	運輸・通信業	0.0251		0.0214	
trade	卸売・小売業, 飲食店	0.0317		0.0884	
finance	金融保険業, 不動産業 (以上, サービス業がレファレンスグループ)	0.0313		0.0354	
	サンプル数	28634		8329	

注: 1) 女性の役職者比率は((女性役職者数)÷(女性従業員数))÷((男性役職者数)÷(男性従業員数))で計算した。

2) 女性だけ配置, 女性がほとんど, 男女おおむね同じならば1, 男性のみ配置, 男性がほとんどの場合は0とした。

3) 男女の昇級・昇進格差がない, あるいは女性のほうがはやく昇級・昇格する場合は1, 男性のほうがはやく昇級・昇格する, 昇級・昇格状況を把握していない, 比較対象となる労働者がいない場合は0とした。

報を利用して情報の不完全性を埋めようとしている。その例として、しばしばコース別雇用管理制度が挙げられるが、この制度のある企業では男女間の賃金格差は相対的に大きく、学卒後の経過年数が伸びるほど格差も大きくなる傾向にある。対して、この制度のない企業では男女の賃金格差はあるにはあるが、コース制のある企業に比べるとそれほど大きくない。この背景には、コース別雇用管理制度のある企業が結果として性によってコース分けをしており、多くの女性が「一般職」を選択せざるをえない状況にしていたことが考えられる。本来であればコースによって賃金水準に違いがあるはずなのに、性差による違いとなって現れている。

以上のように男女間の雇用格差には、統計的差別の問題と同時に非合理的な理由による男女格差の問題が影響している。これら問題を解決するためにも、雇用機会の均等を積極的に行うようポジティブ・アクションの推進を今以上に企業に求めていく必要があろう。最近ではCSR（企業の社会的責任）およびSRI（社会的責任投資）への関心が高まるなか、女性の働きやすさで評価される企業の株式を組み込んだ投資信託が増えつつあるといわれる。こうしたコーポレートガバナンスの面からの働きかけがポジティブ・アクションを推進する上でどのような役割を担うのかは今後の検討課題である。

- 1) 本文中で示した企業割合は研修を実施した企業に対する割合である。研修を実施した企業の割合は産業計で60.4%である。
- 2) 川口 [1999] はゲーム理論を用いて、伝統的な性別役割分業が女性の人的資本投資を過少にさせてしまうという結論を導いている。
- 3) ここでは、1998年に日本労働研究機構（当時）内に組織された「高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究会」で筆者が行った推計結果の一部を利用した。
- 4) なお、学卒後に一度も就業経験のない人は除いている。
- 5) 一度でも離職経験のある人の場合には、本来この稿の趣旨に照らして望ましい勤続年数は学卒後の初職におけるそれであるが、就業構造基本調査ではこれを得られない。ここでは代わりに前職の勤続年数を利用しており、推計結果にはバイアスがある。
- 6) ここでいう企業定着性とは、同一企業に何年間勤め続けるかをみたものである。
- 7) ただし、産業ダミーは農業を、職種ダミーは事務系職種をレファレンスグループとしているため、女性正規労働者割合

は農業と事務系職種を基準としてそれぞれの乖離を計算した。
8) この節と次節は、厚生労働省雇用均等・児童家庭局が2001年から設けた「男女間の賃金格差問題に関する研究会」において、筆者が報告した一部を利用している。詳細については厚生労働省雇用均等・児童家庭局 [2003] を参照されたい。

- 9) なお、Foster=Rosenzweig および Neumark では、企業が捉えた平均生産性格差を利用することができず、個人の生産性を示す変数を利用している。
- 10) ここでは、学校卒業時の年齢は標準的な年齢（中卒15歳、高卒18歳、短大卒20歳、大卒22歳）を想定している。したがって、学校卒業後の経過年数 kei は（年齢）-（学校教育年数）-（6歳）で計算されている。
- 11) ただし、このデータを利用するにあたっては以下の点に注意する必要がある。①二つの調査を結合した結果、比較的大きな事業所だけが残った。これは両方の調査に回答している企業が比較的大きな事業所が多いことが原因である。二つの調査を結合した結果、企業規模500人以上規模の456事業所、3万6963サンプルを利用することとなった。②二つの調査を利用した結果、それぞれの調査の抽出率が利用できなくなった。それぞれの調査は事業所・企業統計調査の事業所名簿に基づいて抽出されるが、両調査を結合することによって抽出率は意味のない数字になる。このため、以下の結果は母集団の傾向を示すようには還元されていない数字である。③雇用形態が「臨時」や就業形態が「パート」のサンプルが極端に少なくなるため、以下ではこれらを除いて分析を行っている。
- 12) データの基本統計量は参考を参照されたい。
- 13) これらの変数は直接的には男女の生産性の違いを示しているというよりも、むしろ当該事業所における女性の活用度を示す指標である。しかし、当該事業所が把握している男女の生産性の違いを活用度は反映しているとも考えられる。
- 14) この推定結果が、女性を活用している企業ほど生産性が高いために賃金水準が高いということを反映しているとも考えられるし、何らかの理由で経営的に余裕がある事業所で賃金水準も女性の活用度も高いことを反映しているとも考えられる。しかしながら、賃金水準と女性活用度の間にある因果関係の方向についてはこの分析からは明らかにできない。
- 15) 6年以上で習熟する業務への配置の均等度が高い企業とそうではない企業に分け、男女別に(2)式の賃金関数を推計した結果を用いてシミュレーションした。
- 16) 川口 [2004] によれば、日本では働く女性が結婚や出産することは賃金を低下させることにつながっていることを見いだしている。日本における結婚ペナルティは世界的には珍しいという。また、阿部 [2005] では育児休業を取得しているのが長期勤続者や高学歴者、高賃金稼働者など一部の女性であることを明らかにしており、育児休業制度が限定的な効果しか持っていないことを指摘している。

参考文献

- 阿部正浩 [2005] 「誰が育児休業を取得するのか——育児休業制度普及の問題点」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会。
- Arrow, K. [1974] "The Theory of Discrimination." In Orley Ashenfelter and Albert Rees, eds., *Discrimination in Labor Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- Becker, G. S. [1971] *The Economics of Discrimination*

- 2nd Edition. Chicago: University of Chicago Press.
- Bernard, M. E. [1979] "Does Sex Role Behavior Influence the Way Teachers Evaluate Students?" *Journal of Educational Psychology*, 71:553-62.
- Booton, L. and J. Lane. [1985] "Hospital Market Structure and the Return to Nursing Education," *Journal of Human Resources*, 20:184-96.
- Deaux, K. and M. LaFrance [1998] "Gender," *The Handbook of Social Psychology* (McGraw-Hill), vol. II, Chap. 17.
- Ferber, M. J. Loeb and H. Lowry [1978] "The Economic Status of Women Faculty: A Reappraisal," *Journal of Human Resources*, 13:385-401.
- Foster, A. D. and M. R. Rosenzweig. [1993] "Information, Learning, and Wage Rates in Low-Income Rural Areas." *Journal of Human Resources*, 28:759-90.
- 樋口美雄 [1991] 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- Hellerstein, J. K., D. Neumark, and K. R. Troske [2002] "Market Forces and Sex Discrimination," *Journal of Human Resources*, 37:896-914.
- 川口章 [1999] 「男と女のゲーム」, 『経済論叢』(京都大学), 第164巻第4号, 354-76頁。
- [2005] 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』No. 535, 42-55頁。
- Kawaguchi, D. [2003] "A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data," IPPS Discussion Paper Series 1039, University of Tsukuba.
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局 [2003] 『男女間の賃金格差解消に向けて——男女間の賃金格差問題に関する研究会報告』国立印刷局。
- Laby, V. [2004] "Do Gender Stereotypes Reduce Girls' Human Capital Outcomes?: Evidence From Natural Experiment," Working Paper 10678, NBER.
- Mincer, J. and S. Polacheck [1974] "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women," *The Journal of Political Economy*, 82:S76-S108.
- Madden, J. F. [1975] *The Economics of Sex Discrimination*. Lexington MA: Lexington Books.
- Neumark, D. [1998] "Labor Market Information and Wage Differentials by Race and Sex." Working Paper 6573, NBER.
- 三谷直紀 [1997] 『企業内賃金構造と労働市場』, 勁草書房。
- Phelps, E. S. [1972] "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, 62:659-61.

あべ・まさひろ 獨協大学経済学部助教授。最近の主な著作に樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』(共著, 日本経済新聞社, 2004年)。労働経済学専攻。