

11 バブル景気以降における男女間賃金格差の実態とその研究動向

川口章

要 旨

本稿はバブル景気以降の男女間賃金格差の推移を概観するとともに、男女間賃金格差やその変化の原因について分析した研究をサーベイしている。

まず、男女間賃金格差は、この 20 年の間に安定的に縮小したとはいえ、格差縮小の幅はわずかだった。一般労働者と短時間労働者を合わせた女性の時間当たり賃金は、1986 年から 2006 年までの間に、男性の 57.3% から 61.9% へと 4.6 ポイント上昇した。この間、景気変動の影響はほとんどなかった。女性の相対賃金の年間上昇率は、バブル景気期が 0.2%、長期停滞期が 0.5%、景気回復期が 0.4% だった。

ただし、細かく見ると景気変動の影響がまったくなかったわけではなく、景気変動の影響が別の要因によって相殺されていたことがわかる。一般労働者と短時間労働者の賃金格差は、長期停滞期に拡大した。このことは、短時間労働者の多い女性の相対賃金を下げる方向に作用したが、同時に、女性の勤続年数と学歴の上昇が生じたため、このマイナス要因を相殺してしまった。

次に、男女間経済格差の要因分析によると、すべての研究が共通して指摘しているのは勤続年数の違いが男女間賃金格差のもっとも重要な要因の 1 つであるということだ。その他、学歴、年齢、管理職比率の違いが男女間賃金

格差の主要な要因として指摘されている。

また、女性差別の非合理性についての研究では、女性の活躍と企業業績の間に正の相関関係を見つけている。このことは、女性差別の非合理性を示している。ただし、研究を詳細に見ると、女性活躍の指標や企業業績の指標に何を用いるかで結果が異なっている。また、因果関係も明確になっていない。女性の活躍と企業業績の関係については、より厳密な研究が望まれる。

個別企業の均等化施策と男女間賃金格差の関係についての研究では、均等化施策を熱心を実施している企業ほど、男女間賃金格差が小さく、勤続にともなう賃金上昇率の男女間格差も小さいことが発見されている。個々の企業の均等化が男女間賃金格差の縮小にとって重要であるということが実証分析によって確認されている。

1 はじめに

本稿の目的は2つある。第1は、1980年代後半から今日までの男女間賃金格差の推移を複数の統計に基づいて記述し、その特徴を明らかにすることである。単に、男女の平均値の推移のみならず、平均賃金に大きな影響を及ぼす就業形態間賃金格差や同性内の賃金分布の変動にも着目する。

就業形態間賃金格差に着目するのは、この間、女性の非正規労働者（その大半は短時間労働者である）が急激に増加したからである。いまや、女性労働者の過半数は非正規労働者である。したがって、就業形態間賃金格差の変動は、男女間賃金格差の変動に大きく影響する。

第2は、男女間賃金格差がどのような原因によって発生しているか、またどのような要因によって変動したかを分析した研究をサーベイすることである。ここでも、上に述べたのと同じ理由で、就業形態間賃金格差の研究を含めてサーベイする。男女間賃金格差の原因として、学歴や勤続年数などの人的資本の違い、女性は賃金を犠牲にしても労働時間がより柔軟な仕事を選択するという補償賃金理論、非合理的差別や統計的差別によるとするものなどがある。また、賃金格差の変動の要因として、女性の学歴上昇や勤続年数の増加、景気変動、技術革新などが検討されている。

なお、本稿では、1986年から1991年までをバブル景気期、1991年から2002年までを長期停滞期、2002年から賃金データが入手可能な2006年までを景気回復期と呼び、この20年間における男女間賃金格差の動きを議論の対象とする¹⁾。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、1985年以降の性別・就業形態別の賃金の動きを概観する。第3節と第4節は、1990年代以降の男女間賃金格差に関する研究をサーベイする。まず、第3節では男女間賃金格差の原因に関する実証研究を、第4節では男女間賃金格差の変化に関する実

証研究をサーベイする。

第5節では、既存の実証研究を補完するために、追加的な分析を2つ行う。1つは、20年間に生じた男女間賃金格差の縮小のうちどの程度が、男女それぞれの学歴構成、勤続年数構成、年齢構成、勤務先の企業規模の構成の変化によって説明できるかを分析する。もう1つは、同性の労働者内の賃金の分布を考慮すると男女の賃金格差はどのように推移しているのかを分析する。最後に第6節で議論をまとめる。

2 男女間賃金格差の推移

2.1 時間当たり所定内給与額の推移

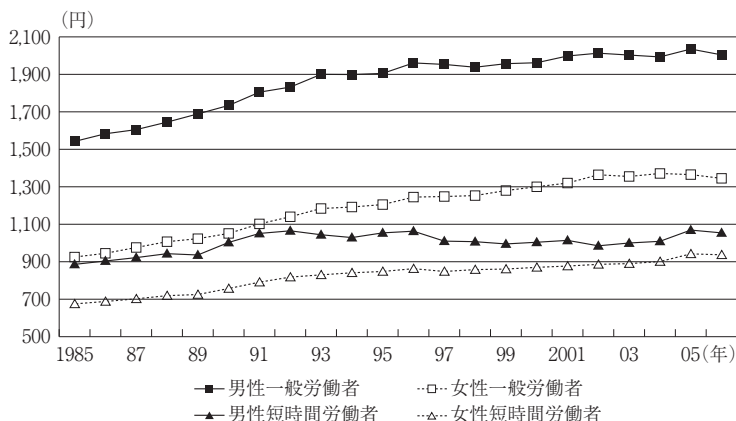
まず、男女の時間当たり賃金が過去20年あまりの間にどのように変化したかを見よう。図表11-1は、1985年から2006年までの時間当たり所定内賃金の推移である。データは「賃金センサス」（賃金構造基本統計調査報告書）からとっている。性別・就業形態別に時間当たり所定内賃金の推移を示している²⁾。

ここで、「短時間労働者」とは、1日の所定労働時間が一般の労働者よりも短い、1週間の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者をいう。「一般労働者」とは、「短時間労働者」以外の労働者である。したがって、パートと呼ばれている労働者でも、所定内労働時間と所定内労働日数が一般の労働者と変わらなければ（いわゆる長時間パート）一般労働者に含まれる。「時間当たり所定内給与額」の算出方法にも説明が必要である。短時間労働者

1) バブル景気が終焉した時期は、必ずしも明確ではない。たとえば、株価がピークを記録したのは1989年の年末であるが、多くの指標はその後景気拡大が続いたことを示している。景気が拡大から縮小へ転換したことがさまざまな指標で確認できるのは1991年初めである。景気動向指数のDI（ディフュージョン・インデックス）の一致指数が景気のピークの目安とされる50を切るのは1991年の初め、同じく景気のピークの目安とされるCI（コンボジット・インデックス）の一致指数のピークは1990年の終わりから1991年の初めにかけてである（内閣府経済社会総合研究所景気統計部「景気動向指数結果」<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di.html>）。また、市街地路線価がピークとなったのは1991年である（総務省統計研修所「第57回 日本統計年鑑平成20年」<http://www.stat.go.jp/data/nenkan/zuhyou/y1712000.xls>）。

2) 所定内給与額は、残業分の賃金や賞与を含まない。これらを含めると、男女間賃金格差はやや大きくなるが、その差は比較的安定しているため、賃金格差の変遷を見るうえでは、所定内給与額を用いて問題ない。

図表 11-1 時間当たり所定内給与額の推移（2005 年基準消費者物価指数で調整）



出所) 厚生労働省「賃金センサス」各年。

労働者については、時間当たり所定内給与額（＝各個人ごとに所定内給与額を所定内実労働時間数で除したもの）そのものの平均値が「賃金センサス」に掲載されているが、一般労働者については、それが掲載されていない。その代わり、1カ月の所定内賃金の平均値と所定内実労働時間数の平均値が掲載されている。そこで、一般労働者については、1カ月の所定内給与額の平均値を所定内実労働時間数時間の平均値で割って時間当たり所定内給与額を計算した。これは、すべての一般労働者の1カ月間の所定内給与の総額を所定内労働時間の総時間数で割ったものに等しい。個々の労働者の時間当たり所定内給与額を求めて、それを平均したものとは異なるので注意が必要である³⁾。

図表 11-2 は、1986 年から 1991 年までのバブル景気期、1991 年から 2002 年までの長期停滞期、および、2002 年以降の景気回復期における主要指標の上昇率である。男性一般労働者の実質賃金の推移を見ると、バブル景気期における年平均上昇率が年間 2.7% であるのに対し、長期停滞期にける年平均上昇率は 1.0% に低下し、景気回復期にはさらに -0.1% に低下した。女

3) すべての一般労働者の所定内給与の総額を所定内労働時間の総数で割って、時間当たり所定内給与額を算出すると、個々の労働者の時間当たり所定内給与額を平均したものより、労働時間の長い労働者に大きな比重がかかる。

図表 11-2 景気循環と年平均実質賃金上昇率・労働者増加率（％）

		バブル景気期 1986-1991 年	平成不況期 1991-2002 年	景気回復期 2002-2006 年
賃金 上昇率	男性一般労働者	2.7	1.0	-0.1
	女性一般労働者	3.1	2.0	-0.3
	男性短時間労働者	3.1	-0.6	1.7
	女性短時間労働者	2.8	1.0	1.4
	女性一般労働者／男性一般労働者	0.5	1.0	-0.2
	女性短時間労働者／男性短時間労働者	-0.2	1.6	-0.3
	女性労働者／男性労働者	0.2	0.5	0.4
	男性短時間労働者／男性一般労働者	0.4	-1.5	1.8
	女性短時間労働者／女性一般労働者	-0.3	-0.9	1.8
	短時間労働者／一般労働者	0.1	-0.4	1.9
労働者 増加率	男性正規労働者	1.3	-0.3	-1.0
	女性正規労働者	2.0	-0.5	-1.1
	男性非正規労働者	4.4	5.7	5.8
	女性非正規労働者	6.6	3.7	3.7

出所) 厚生労働省「賃金センサス」各年、総務省統計局「労働力調査」各年。

性一般労働者の実質賃金の動きも同様で、3つの期間の上昇率はそれぞれ3.1％、2.0％、-0.3％である。男女とも、景気回復期になっても実質賃金が上昇に転じていない。

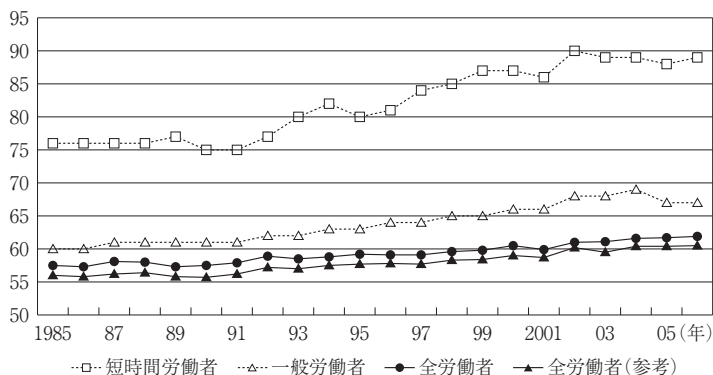
それに対し、短時間労働者の賃金は景気循環に応じて変化している。男性短期労働者の賃金上昇率は、バブル景気期が3.1％、長期停滞期が-0.6％、景気回復期が1.7％である。女性短時間労働者の賃金上昇率もそれぞれ2.8％、1.0％、1.4％と、景気循環と一致している。いわゆる内部労働市場における賃金の動きが景気変動に速やかに反応していないのに対し、外部労働市場では賃金の動きが景気変動を敏感に反映している。

2.2 女性の相対賃金の推移

次に、女性の相対賃金の推移を見よう。図表 11-3 は、短時間労働者と一般労働者、および両者を合わせた全労働者の女性の相対賃金の推移を描いている。男性の時間当たり所定内給与額を100としたときの女性の時間当たり所定内給与額の値を示している。

ここでは、図表 11-1 で使用した、性別・就業形態別の時間当たり所定内給与額を用いて、就業形態別に女性の相対賃金を計算している。女性全体の

図表 11-3 女性の相対賃金の推移（時間当たり所定内給与額，男性＝100）



出所) 厚生労働省「賃金センサス」各年。

注) 「全労働者」は「賃金センサス」の労働者数を、「全労働者(参考)」は労働力調査の労働者数をウェイトに用いて、一般労働者と短時間労働者の加重平均を求めている。

相対賃金は、女性一般労働者の時間当たり所定内給与額と女性短時間労働者の時間当たり所定内給与額をそれぞれの労働者数で加重して平均して求めた。同様に、男性全体の時間当たり所定内給与額を求め、後者を100とした場合の前者の値を計算した。

労働者数で加重する際に、「賃金センサス」に掲載されている労働者数をウェイトに使用したが、参考のために、「労働力調査」にある「正規の職員・従業員」と「パート・アルバイト」をウェイトに使って加重平均したものも掲載している。「全労働者(参考)」とあるのがそれである。

「労働力調査」の労働者数をウェイトとして使用したのは、「賃金センサス」のサンプルにおける短時間労働者の割合は、全労働者に占める短時間労働者の割合よりも小さいからである。このようなバイアスが生じるのは、「賃金センサス」の「企業規模計」に掲載されているのは、常用労働者10人以上を雇用する事業所に限られているからである⁴⁾。

「労働力調査」と「賃金センサス」では就業形態の定義が異なるので厳密には比較できないが、2006年の「賃金センサス」では、「労働力調査」における男性一般労働者の64%、男性短時間労働者の49%、女性一般労働者の

4) 従業員数5から9人の企業の賃金は10人以上の企業と別の表に掲載されている。

67%, 女性短時間労働者の46%しかカバーしていない。またこのことは、「賃金センサス」では、全労働者に占める短時間労働者の割合が「労働力調査」の数字よりも小さいことを示している。これは、全労働者の男女別賃金を計算する場合に、短時間労働者が多い女性の賃金を相対的に過大推計してしまうことを意味している⁵⁾。

そこで、より現実に近い数字として、労働力調査の労働者数を比重に用いた性別賃金を計算した。ただし、両調査では調査対象や就業形態の定義が異なるので、労働力調査の労働者数を比重に用いた性別賃金はあくまで参考に過ぎない。

一般労働者における女性の相対賃金を見ると、長期停滞が始まった1991年前後から明らかな上昇傾向が見られる。そして、長期停滞が終わり景気回復期に入ると上昇率が停滞している。バブル景気期、長期停滞期、景気回復期の賃金上昇率は、それぞれ0.5%、1.0%、-0.2%である。1986年から2006年までの20年間に、格差は7.4ポイント縮小した。

短時間労働者の男女間賃金格差も長期停滞期に縮小している。しかも、一般労働者の場合より急激に縮小している。バブル景気期における女性短時間労働者の対男性賃金の年間上昇率は-0.2%とほとんど変化がなかったが、長期停滞期には年間1.6%上昇した。景気回復期には再び-0.3%に低下した。この20年間に格差は12.7ポイント縮小した。

一般労働者と短時間労働者を合わせた全女性労働者の相対賃金は、上昇しているとはいえ、上昇率が低い。不思議なことに、一般労働者も短時間労働者も、かなり女性の相対賃金が増しているのに、両者を合計すると、女性の相対賃金の上昇はわずかである。その理由は、女性の短時間労働者数の増加が、男性の短時間労働者の増加と比べてかなり大きかったからである。「賃金センサス」によると、この20年間に、全男性労働者に占める短時間労働者の割合は、1.3%から7.9%へと6.6ポイント上昇したに過ぎないが、

5) 2006年の「賃金センサス」における一般労働者数は男性が1,484万人、女性が672万人であるのに対し、同年の「労働力調査」における正規の職員・従業員は、男性が2,329万人、女性が1,010万人である。一方、「賃金センサス」における短時間労働者は男性が127万人、女性が396万人であるのに対し、「労働力調査」におけるパート・アルバイトは、男性が254万人、女性が867万人である。「労働力調査」は、雇用者を「役員」、「正規の職員・従業員」、「パート」、「アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員・嘱託」、「その他」に分けている。「正規の職員・従業員」、「パート・アルバイト」で全雇用者の8割強を占める。

全女性労働者に占める短時間労働者の比率は、17.1%から37.1%へと20.0ポイントも上昇している。

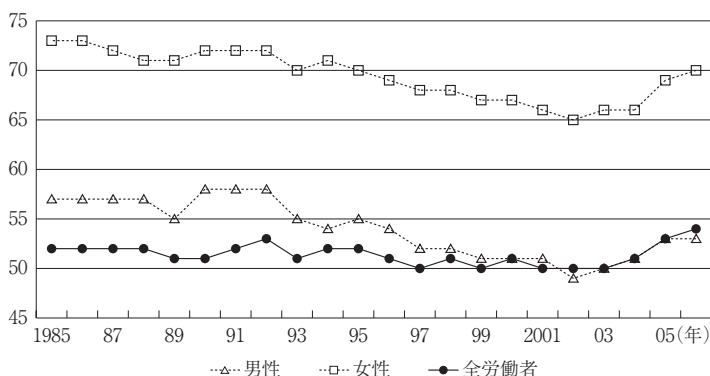
参考のため、労働力調査の就業形態別労働者数をウェイトに使った場合の女性の相対賃金を見る。賃金センサスの労働者数を使った場合より、女性の相対賃金がおよそ1.5ポイント低くなっている。ただし、全期間を通して賃金センサスを使った数字との差は安定しており、ウェイトとしていずれの統計を利用しても女性の相対賃金の上昇率には大きな影響がない。

これらの結果から、就業形態別に見ると、一般労働者も短時間労働者もかなりのペースで男女間賃金格差が縮小しているが、一般労働者と短時間労働者を合わせた全労働者で見ると、男女間賃金格差の縮小のペースが非常に遅いことがわかる。

2.3 就業形態間賃金格差の推移

図表 11-4 は、一般労働者の時間当たり所定内給与額を 100 とした場合の短時間労働者の時間当たり所定内給与額である。水準は異なるとはいえ、男女ともよく似た動きをしている。短時間労働者の相対賃金は、1986 年から 1991 年までのバブル景気期には比較的安定していたが、1991 年から 2002 年までの長期停滞期に顕著に低下し、2002 年以降の景気回復期には急激に上

図表 11-4 短時間労働者の相対賃金の推移（時間当たり所定内給与額，一般労働者＝100）



出所) 厚生労働省「賃金センサス」各年。

昇している。3つの時期の年間賃金上昇率は、男性がそれぞれ0.4%、-1.5%、1.8%、女性がそれぞれ-0.3%、-0.9%、1.8%である。

男女とも長期停滞期には短時間労働者の相対賃金が大きく低下したが、男女を合計すると短時間労働者の相対賃金が比較的安定していたことがわかる。長期停滞期の短時間労働者の相対賃金の平均上昇率は-0.4%であり、比較的安定していた。なぜだろうか。それは、①一般労働者、短時間労働者とも女性の賃金上昇率の方が男性を上回っていたこと、②一般労働者は男性が多く、短時間労働者は女性が多いことの2つから説明がつく。図表 11-1 の男性一般労働者と女性短時間労働者の賃金を比べると、両者の比率は比較的安定していることがわかる。一般労働者は男性が女性の2倍以上、短時間労働者は女性が男性の3倍以上いるために、一般労働者の平均賃金は男性一般労働者の平均賃金に近く、短時間労働者の平均賃金は女性短時間労働者の平均賃金に近いのである。

2.4 景気循環と男女間賃金格差

理論的には、男女の賃金格差は景気と負の相関関係があると考えられる。男性は内部労働市場で賃金が決まることが多いために、賃金が景気循環の影響を受けにくいのに対し、女性は外部労働市場で賃金が決まることが多いので、賃金が景気の影響を受けやすいからである。吉川[1992]はバブル景気が始まる以前のデータを用いてこのような傾向を実証している。

ただし、この推論は、バブル景気以降にはきれいに当てはまらないようだ。図表 11-2 を見ても図表 11-3 を見ても、女性の相対賃金は景気とはほとんど関係なく安定的に上昇している。

理論的予想は、男女の違いというよりも、正規労働者と非正規労働者の違いに依拠していた。この点では、予想は当たっている。図表 11-2 と図表 11-3 を見ると、短時間労働者の相対賃金は、バブル景気期にやや上昇し（ただし女性の場合はやや低下している）、長期不況期に大きく低下し、景気回復期には大きく上昇している。

非正規労働者の相対賃金には景気との明らかな相関が見られるのに、女性の相対賃金にはそのような関係が見られないのはなぜだろうか。もっとも大きな要因は、長期停滞期に一般労働者における男女間賃金格差と短時間労働

者における男女間賃金格差のいずれもが大きく低下したことである。図表 11-2 を見ればわかるように、長期停滞期に一般労働者の女性の相対賃金は年率 1.0% で、短時間労働者の女性の相対賃金は年率 1.6% で上昇した。これが、就業形態間の賃金格差の拡大による男女間賃金格差拡大傾向を相殺しているのである。この原因については第 3 節で議論する。

3 男女間賃金格差の原因に関する実証研究

3.1 一般労働者の男女間賃金格差に関する実証研究

一般労働者の男女間賃金格差の要因を Blinder-Oaxaca の方法によって分析したものとして、樋口[1991]、中田[1997]、川口[2005]がある。また、Juhn, Murphy, and Pierce (JMP) の方法によって日本と中国の男女間賃金格差を比較したものに馬[2007]がある。Blinder-Oaxaca の方法とは、男性の賃金関数と女性の賃金関数をそれぞれ独立に推定し、男女の賃金の平均値の格差が、係数の違いによるものか、属性の違いによるものかを分析する手法である。また JMP の方法とは、Blinder-Oaxaca の方法を 2 時点間または 2 国間に拡張したものである⁶⁾。

樋口[1991]は、1978 年、1983 年、1988 年の「賃金構造基本調査」の個票を用いて分析している。それによると、1978, 1983, 1988 年における女性の時間当たり所定内給与は、男性の 61.5%, 55.9%, 57.3% だったが、学歴、勤続年数、年齢、勤務先企業の規模が男女で等しいと仮定すると、それぞれ 88.1%, 82.8%, 82.1% に上昇する。男女間賃金格差のうち教育年数の男女差によるものは、15.4%, 13.8%, 10.4%, 勤続年数の差によるものは 31.0%, 27.2%, 27.8%, 年齢の差によるものは 21.1%, 17.3%, 15.8% だった。

中田[1997]は 1993 年の「賃金構造基本統計調査」と 1992 年の「賃金労働時間制度等実態調査」の個票を用いて分析している。その結果、男女間賃金格差（対数値）の 56.4% は、年齢、勤続年数などの属性の男女差で説明できることを発見している。なかでも、年齢の差が 24.4%, 勤続年数の差が

6) Blinder-Oaxaca の方法については Oaxaca[1973]を、また JMP の方法については、Juhn, Murphy, and Pierce[1991]を参照されたい。

16.7%寄与している。

川口[2005]は、1990年と2000年の「賃金構造基本統計調査」を用いている。分析によると、一般労働者における男女間賃金格差のうち、勤続年数や学歴などの属性の男女格差で説明ができる部分が、1990年には40.4%だったのが、2000年には35.8%に低下している。属性の男女格差のうち、もっとも大きいのは勤続年数の格差で、1990年には男女間格差の25.2%を、2000年には22.5%を説明している。次いで、管理職比率の格差が大きく、1990年には7.1%、2000年には9.0%を説明している。それに続くのが学歴格差で、1990年には6.6%、2000年には5.2%を説明している。

いずれの研究も、男女間賃金格差のおよそ半分は、男女の属性の格差で説明される。逆にいえば、たとえ学歴や勤続年数などの属性が等しくなっても、男女間賃金格差の半分は消えないということである。

馬[2007]は日本と中国の男女間賃金格差を比較した結果、日本の男女間賃金格差が中国よりも大きいことを発見している。また、その主要な原因は日本における男女間の勤続年数の相違が大きいことであるとしている。

3.2 女性差別に関する実証研究

女性差別は企業にとって合理的か否かを検証した研究に、佐野[2005]、児玉・小滝・高橋[2005]、Kawaguchi[2007]、Asano and Kawaguchi[2007]、川口[2008]が、統計的女性差別の存在を実証した研究に川口[2008]がある⁷⁾。

非合理的差別の実証研究

差別の非合理性を実証した研究は以下のような実証仮説を検証している。

- ①女性が活躍している企業は、企業業績が高い。
- ②女性が活躍している企業は、企業成長率が高い。
- ③生産物市場の競争が激しい産業の企業は、女性が活躍している。
- ④投資家のガバナンスが強い企業では、女性が活躍している。
- ⑤男女間賃金格差は、男女間の生産性の差より大きい。

7) 差別には合理的側面と非合理的側面がある。差別が非合理的であることを理論的に示したのは、Becker[1957]である。また、差別の合理的側面（統計的差別）をモデル化したのは Phelps[1972]である。

①は女性差別が企業の利潤を犠牲にしていることの裏返しである。②は、女性差別のない企業は利潤が高く、利潤が高い企業は成長率が高いという三段論法で導かれる。③は、生産物市場での競争が激しい産業では、寡占による超過利潤がないため、差別的企業は利潤が負になり生き残れないという論理である。④は、投資家が効率的経営を要求すれば、企業は非合理的な女性差別をしなくなるという論理である。⑤は、差別の直接的な計測である。

女性の活躍と企業業績 佐野[2005]は、1992年から2001年までの「日経NEEDS」と『就職四季報・女子版』（東洋経済新報社）を結合させて、女性社員比率と売上高営業利益率（＝営業利益／売上高）の関係を分析している。その結果、最小二乗法（Ordinary Least Squares：以下 OLS と略す）を用いた推定では負の相関関係を、中央回帰による推定と固定効果モデルによる推定では正の相関関係を発見している。

児玉・小滝・高橋[2005]は1992年から2000年までの「企業活動基本調査」と『就職四季報・女子版』を結合させて、女性社員比率と総資本経常利益率（＝経常利益／総資本）の関係を分析している。その結果、OLSでは有意に正の相関関係が見られるが、固定効果モデルでは有意な相関関係は観察されていない（ただし、モデルによっては負で有意な相関関係が観察されている）。

Kawaguchi[2007]は1992年と1995年から1999年までの「企業活動基本調査」を用いて、女性社員比率と売上高営業利益率の関係を分析している。その結果、OLS推定でも固定効果推定でも女性社員比率と売上高営業利益率との間に正の相関関係があることを発見している。

川口[2008]は、「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」（日本労働政策研究・研修機構、2006年）を用いて、女性の活躍と企業業績の関係をOLSと操作変数法を用いて推定している。女性の活躍をとらえる変数としては、女性正社員比率、女性管理職比率、35歳における男女間賃金格差などの客観的指標と、一般社員による自企業に対する均等度評価という主観的指標を用いている。また企業業績をとらえる変数として売上高利益率、1人当たり経常利益、売上高の3つを用いている。

推定の結果、均等化をとらえる主観的指標は売上高経常利益率と1人当たり経常利益に対しては正の効果をもっているが、売上高に対する効果は有意

でない。また、均等化をとらえる客観的指標は売上高経常利益率と1人当たり経常利益に対しては効果が有意でないが、売上高に対する効果は負である。

このように、わが国のパネル・データを用いた3つの研究を見ると、女性社員比率と企業利益との関係は、OLS推定では、佐野が負、児玉ほかとKawaguchiが正、固定効果推定では、佐野とKawaguchiが正、児玉ほかが有意でない相関となっている。また、クロスセクション・データを用いた川口の推定では、女性の活躍と利益にはOLSでも操作変数法でも正の相関関係があるが、女性の活躍と売上高の間には、負の相関関係があることが明らかになった。このように、女性の活躍と企業業績の間に正の相関関係を観察した研究が多いが、女性活躍の指標や企業業績の指標の作り方や推定方法によって結果は異なる⁸⁾。

女性の活躍と企業成長率 わが国のデータを用いた研究では、上で紹介した佐野[2005]とKawaguchi[2007]が、女性正社員比率と企業成長の関係进行分析している。佐野は、1992年の女性社員比率が1992年から2001年までの売上高成長率と負の相関関係をもっていることを報告している。また、Kawaguchiは、1992年の女性社員比率が1992年から1999年までの売上高と社員数の成長率とどのような相関関係にあるかを分析している。その結果、女性社員比率が高いほど、売上高の成長率も社員数の成長率も低いことを発見している。

佐野とKawaguchiの結果は、いずれもBeckerの仮説に反する。女性社員比率は、企業利益とは正の相関関係があったが、企業の成長率とは負の相関関係がある。これは、どのように解釈すればいいだろうか。2つの解釈が可能だ。

1つは、女性社員比率と企業成長率との相関関係の推定はOLSを使用しているので、観測できない企業固有の要因が推定結果にバイアスをもたらしている可能性がある。たとえば、企業の経営目標は企業によって異なる。利益率や株価を重視する企業もあれば市場でのシェアや成長を重視する企業もある。何を重視するかは、経済環境やステークホルダーの発言力によって異なる。伝統的な日本企業は、どちらかといえば、成長重視型だといわれてき

8) 児玉ほかは、嗜好による差別の理論は支持されないとし、女性社員比率と企業利潤の双方に影響を及ぼす第3の要因があると結論している。その要因として、再雇用制度をあげている。

た。成長重視企業は女性より男性を雇用する傾向があるのかもしれない。

もう1つは、仮説とは逆の因果関係をとらえている可能性だ。女性社員と利益率の関係を推定したときに、利益率が高いと女性社員が増える可能性がある。日本の企業では、雇用の調整を女性労働者によって行うことが多い。そして、パートタイムや派遣社員などの雇用調整に使われやすい社員には女性が多い。また、正社員の採用でも景気のいいときは女性採用者比率が増える傾向がある。さらに、女性の離職率が男性よりも高いので、景気が悪いときに男女とも採用を控えると、離職によって女性比率が下がる。このように、景気が良くて（悪くて）利益率が高い（低い）ときには女性社員比率が高く（低く）なる可能性がある。

生産物市場の競争と女性の活躍 生産物市場の競争と女性の雇用の関係を、わが国のデータを使って分析した研究としては、Kawaguchi[2007]がある。それによると、集中度が大きい産業の企業ほど女性社員比率は小さい。これは、女性差別が非合理的であるという仮説と整合的だ。

投資家のガバナンスと女性の活躍 川口[2008]は、「企業のコーポレート・ガバナンス・CSRと人事戦略に関する調査」（日本労働政策研究・研修機構、2005年）を用いて、コーポレート・ガバナンスと女性の活躍の関係について分析している。女性差別が非合理的であれば、ステークホルダーから効率的経営を強く要求される企業ほど女性を差別できないはずだ。たとえば、投資家と銀行では、投資家の方が短期の企業業績に敏感で、より効率的な経営を企業に迫る傾向にある。そこで、そのようなステークホルダーの力関係の違いから生ずるコーポレート・ガバナンスの違いが女性差別に及ぼす影響を分析することで、差別の非合理性を検証している。その結果、川口は投資家の発言力が強い企業や、株主総会の改革や取締役会の改革など、投資家のガバナンスを強くするような経営改革を行っている企業では女性管理職の比率が高く、ポジティブ・アクション施策数が多いことを発見している。このことは、投資家の強力なガバナンスが女性の活躍を推進するという仮説を支持し、女性差別の非合理性を示している。

男女間生産性格差と男女間賃金格差 Asano and Kawaguchi[2007]は1992年と1995年から2000年までの「企業活動基本調査」を用いて、男女の生産性格差と賃金格差を比較している。その結果、女性の限界生産性は男性の

45%であるが、女性の賃金は男性の30%に過ぎないことを発見している。

統計的差別の実証分析

川口[2008]は「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」(日本労働政策研究・研修機構, 2006年)を用いて、「女性の離職確率が高い企業ほど、性別を基準に処遇を決定する傾向が強い」という仮説をOLSと操作変数法を用いて推定している。その結果、いずれの推定方法でも、女性の離職率が低い企業ほど、女性を積極的に活用・登用し、男女にかかわらず人材を育成し、女性にも創造的仕事に就かせている傾向があることがわかった。これは統計的差別の存在を支持する結果である。

1986年に施行された男女雇用機会均等法によって女性差別が禁止されたとき、コース別人事制度は、統計的差別を回避しつつ離職確率や就業意欲の差によって労働者をコースに振り分けることができると期待されていた。労働者が自分自身の判断によって総合職と一般職を選択するので、企業は労働者の離職確率や就業意欲に関する情報を労働者の選択によって知ることができるからである。ただし、現実には労働者が自らコースを選択しているというより、企業が性別を利用して労働者をコースに振り分けているという側面が強い。多くの企業では、総合職のほとんどが男性で、一般職のほとんどが女性である。

阿部[2005]は、2001年の「賃金構造基本統計調査」と2001年の「女性雇用管理調査」を用いて、コース別人事管理制度と男女間賃金格差の関係を分析している。その結果、コース別人事管理制度がある企業ほど男女間賃金格差が大きく、学卒後の経過年数が長くなるとともに男女間賃金格差が拡大することを発見している。このことが即、コース別人事管理制度の差別性を意味するものではないが、企業が性別情報を利用して総合職や一般職の採用を決めていることを考えれば、コース別人事管理制度は均等法の精神に反する制度であることは否定できない。

3.3 企業の均等化施策と男女間賃金格差

企業の均等化施策と企業内の男女間賃金格差の関係を分析した研究に、三谷[1997]、阿部[2005]、川口[2008]がある。

三谷は「賃金事情調査」(大阪府, 1988 年)の企業調査と従業員調査の個票を結合して, 企業の均等度が賃金格差に与える影響を分析している. その結果, 均等度が低い企業ほど勤続とともに男女間賃金格差が拡大する傾向にあることを発見している.

阿部は「賃金構造基本統計調査」(労働省, 2001 年)と「女性雇用管理調査」(労働省, 2001 年)の個票を結合して, 企業の属性が賃金に及ぼす影響を分析している. そして, 女性を基幹的職務に配置している企業では, 勤続にともなう賃金上昇率の男女間格差が小さいことを発見している.

川口[2008]は, 「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」(労働政策研究・研修機構, 2006 年)を用いて, 均等化施策やワーク・ライフ・バランス施策が男女の賃金に及ぼす影響を分析している. その結果, 均等化やワーク・ライフ・バランス施策を進めている企業ほど, 初任給の男女間格差が小さく, 勤続に伴う賃金上昇率の男女間格差も小さいことを発見している. また, そのような企業では, 男女とも賃金水準が高い.

4 男女間賃金格差の推移に関する実証研究

4.1 一般労働者の男女間賃金格差の推移に関する実証研究

一般労働者の男女間賃金格差の推移の研究には, 2 時点のクロスセクション・データを利用して, それぞれ賃金関数を推定し, その間の性別平均賃金の変化を, 係数の変化, 属性の変化などの要因に分解する方法がある. 堀[1998]が 1986 年と 1994 年の, 川口[2005]が 1990 年と 2000 年の「賃金構造基本統計調査」の個票を使って, 男女間賃金格差の変動の要因を分析している. いずれも JMP の方法を使っている. 堀はバブル景気が始まったころと長期停滞期の序盤の 2 時点を比較しているのに対し, 川口はバブル景気の最終期(絶頂期)と長期停滞のただなかの 2 時点を比較しているという違いがある. また, 堀は年齢を説明変数に加えているのに対し, 川口は潜在的な外部経験年数(=年齢-学卒時年齢-勤続年数)を説明変数に加えている.

両者の結果はかなり異なっている. 堀によれば, 1986 年から 1994 年までに時間当たり賃金の対数値の男女間格差が 0.060 縮小したが, そのすべて(0.073)が係数や属性の平均値の変化によらない要因(ギャップ効果)に

よって説明される⁹⁾。それに対し、川口は、1990年から2000年までの賃金の対数値の男女間格差の縮小0.094のうち、ギャップ効果は0.033であり、勤続年数や学歴などの属性の男女間格差の変化によってもたらされた賃金格差の縮小0.035とはほぼ同じである。属性の男女間格差の変化のうち、男女間格差縮小にもっとも寄与したのは勤続年数の男女間格差縮小で0.025、次いで学歴格差縮小の0.006である。

両者の記述統計量で、勤続年数の男女間格差の変化を見ると、堀[1998]では、1986年には女性の平均勤続年数は男性の0.59倍だったのが、1994年には0.58倍とわずかに格差が拡大しているのに対し、川口[2005]では、1990年の0.58倍が2000年には0.66倍と格差がかなり縮小している。長期停滞期に女性一般労働者の勤続年数が男性一般労働者と比べて長くなったことが、両者の結果の違いをもたらしている。

Abe[2008]は、1985年から2005年まで5年ごとの「賃金構造基本統計調査」の集計データである『賃金センサス』を用いて、コーホート分析を行っている。『賃金センサス』は、5歳刻みの年齢階層別平均賃金を掲載しているので、5年ごとに『賃金センサス』を利用すると、コーホート分析が可能になる。たとえば、1985年に25歳以上30歳未満のグループは1990年には30歳以上35歳未満のグループになっている。

Abe[2008]は5歳ごとの男性一般労働者の賃金に対する女性一般労働者の賃金の比率を被説明変数、5歳ごとのコーホート・ダミーと年齢階層ダミーと教育水準を説明変数として回帰分析している。その結果、若い世代ほど女性の相対賃金が高いこと、そしてそのコーホート効果は教育水準を説明変数として利用しない場合の方が大きいこと、学歴ごとに分析するとコーホート効果が小さくなることを発見している。このことから、若い世代で女性の賃金が相対的に上昇したのは、女性の学歴上昇によるところが大きいとしている。

Abe[2008]の分析は、堀[1998]や川口[2005]と比べて、1985年から2005年まで5回の「賃金構造基本統計調査」を使っているという利点がある。2時点だけの比較だとそれが長期的な傾向を反映した変化なのか、その年の特

9) 男女間賃金格差を拡大させる要因もあるので、1つの要因が全体の変化量を超えることはありうる。

殊事情によるものなのかがわからないが、5回20年間にわたるデータを使用すると、長期的な趨勢を抽出できる。ただし、Abe[2008]の分析は、勤続年数、産業、企業規模などの変数の影響を調整していないという限界もある。

4.2 一般労働者と短時間労働者（正規労働者と非正規労働者）の賃金格差

図表 11-4 で見たように、一般労働者と短時間労働者の賃金格差は、長期停滞期に拡大した。とくに、男女別に見ると、男女とも一般労働者と短時間労働者の賃金格差の拡大が顕著である。図表 11-2 によると、長期停滞期には、1 年当たり男性は 1.5 ポイント、女性は 0.9 ポイント賃金格差が拡大した。

このような、同性内の就業形態による賃金格差の拡大は、男女間賃金格差を拡大させる方向に作用する。なぜならば、一般労働者には男性が、短時間労働者には女性が多いからである¹⁰⁾。

山口[2006]は「賃金構造基本統計調査」とさまざまなマクロデータを用いて正規労働者とパートタイム労働者の賃金格差拡大の要因を分析している。その結果、1970 年代から 2003 年までの賃金格差拡大の要因として、技術進歩と不況があることが明らかになった。

4.3 技術革新の影響

情報通信技術の目覚ましい発展によって、新しい技術を使いこなせる人とそうでない人の間の賃金格差が拡大したのではないかとの議論がある。一般に、男性の方が IT を使う職種に従事していることが多いため、IT の発展が男女間賃金格差を拡大させる可能性がある。

先ほど言及した山口[2006]は技術革新が正規労働者とパートタイム労働者の賃金格差を拡大させたとしている。これは、間接的に男女間賃金格差を拡大させることになる。

また、大竹[2005]は、IT の普及が賃金格差を拡大させるのではないかと

10) 米国では 1980 年代に熟練労働者と未熟練労働者の間の賃金格差が拡大した。Blau and Kahn [1997]は、それがなければ男女間賃金格差はもっと縮小したであろうことを指摘している。同じことは、バブル景気以降の日本にも当てはまる。

の問題意識から、「成長が期待される産業分野における人材の確保・育成に関するアンケート調査」（大阪府，1999年）を用いて，パソコンの使用と賃金の関係を分析している。その結果，パソコンを使っている人は，そうでない人より賃金が高いが，個人属性を調整すると，パソコン使用の効果が小さいことを発見している。つまり，パソコンの使用自体が賃金を高めているというより，能力の高い人がパソコンを使用しているのである。ただし，高学歴の男性については，個人属性を調整しても有意な効果が観察されている。女性は学歴にかかわらず効果がないことから，パソコンの普及が男女間賃金格差拡大の一要因になっている可能性は否定できない。

大沢[1993]は，1989年の「賃金構造基本統計調査」の集計データと全要素生産性伸び率のデータを用いて，生産性の伸び率と賃金の関係を分析している。その結果，男女とも短期の生産性の伸びと学歴は正の相関関係があり，短期の生産性の伸びと勤続年数は負の相関関係があることを発見している。技術革新は若い高学歴労働者の賃金を上昇させていると推測できる。ただ，長期の生産性の場合，短期と逆の傾向がある。なぜ，短期と長期で結論が異なるのかは明らかでない。

4.4 景気循環

景気循環は男女の賃金格差とどのような関係があるだろうか。理論的には，好景気の時には女性の相対賃金が上昇すると考えられる。なぜならば，男性は内部労働市場で賃金が決まることが多いため，賃金が景気の影響を受けにくい。それに対し，女性は外部労働市場で賃金が決まることが多いので，賃金が景気循環とともに変動する。

バブル景気以前の研究ではあるが，吉川[1992]は1995年から1983年までの「毎月勤労統計調査」と「鉱工業生産指数」を用いて，景気循環と男女間賃金格差の関係を分析した。その結果，予想どおり，不況期に男女間賃金格差が拡大することを発見している。

このほか，先に言及した山口[2006]も，不況期には正規労働者とパートタイム労働者の賃金格差が拡大することを発見している。

ただし，第2節で述べたように，バブル景気期以降は，景気循環と正規パート賃金格差には明らかな負の相関関係があるが，景気循環と男女間賃金

格差の間にはほとんど相関関係がないようである。

5 追加的分析

追加的分析を2つ行う。1つは、男女の賃金格差のうち、どの程度が学歴、勤続年数、年齢構成の変化によって説明できるかを、1982年から2006年までの「賃金構造基本統計調査」の集計データを用いて分析することである。長期間にわたる男女間賃金格差の分析としては、Abe[2008]が5時点の「賃金構造基本統計調査」を用いてコーホート分析している。ここでは、25年間のデータを用いて、学歴、勤続年数、年齢構成が変化しなかったと仮定した場合の男女間賃金格差を現実の賃金格差と比較する。

もう1つは、男女間賃金格差の推移を同性内の賃金のばらつきを考慮して分析することである。近年、男女間賃金格差は縮小の傾向にあるが、全労働者の賃金格差（賃金のばらつき）は拡大傾向にある。このことは、労働者全体の賃金格差において男女間賃金格差の寄与が小さくなってきたことを意味する。賃金のばらつきの拡大を考慮して男女間賃金格差の変遷を見るために、男女の賃金分布を描くとともに、男性の平均賃金（または、賃金の中央値）より賃金の高い女性の割合、および、女性の平均賃金（または、賃金の中央値）より賃金の高い男性の割合がどのように変化したかを分析する。

5.1 学歴・勤続・年齢・規模の影響

男女間賃金格差の変化を分析した研究では、堀[1998]が1986年と1994年の「賃金構造基本統計調査」を、川口[2005]が1990年と2000年の「賃金構造基本統計調査」を使って、男女間賃金格差の変動の要因を分析している。また、Abe[2008]は、1985年から2005年まで5年ごとの「賃金構造基本統計調査」の集計データである『賃金センサス』を用いて、コーホート分析を行っている。結果は3つの研究でかなり異なっている。堀は、学歴や勤続年数など労働者の属性の変化に起因する男女間賃金格差の縮小部分は小さく、男女間賃金格差縮小の要因のほとんどは観測できない要因によるとしている。それに対し、川口は勤続年数の男女間格差が縮小したことが賃金格差縮小の大きな要因であるとしている。また、Abeは、女性の学歴上昇が主要な要

因であるとしている。なぜ、このような違いが生じたのだろうか。また、実際にどの要因が大きく寄与しているのだろうか。このことを考察するために、1982年から2006年までの「賃金構造基本統計調査」の報告書である『賃金センサス』を用いる。

図表 11-5 (a)は、女性一般労働者の相対賃金（男性を 1.00 とする）について、現実のものと、教育水準を 1986 年に固定した場合のものとを比較したものである。現実の賃金は実線で、教育水準を 1986 年に固定したものは破線で描いている。

教育水準を 1986 年に固定した場合の女性の相対賃金の計算方法は以下のとおりである。まず、それぞれの年について男女別に、一般労働者の学歴別平均所定内賃金と 1986 年の学歴別労働者数を用いて、男女別「平均所定内賃金（1986 年学歴構成）」を求める。次に、そうして求めた女性の「平均所定内賃金（1986 年学歴構成）」を男性の「平均所定内賃金（1986 年教育構成）」で割る。これが学歴構成を 1986 年に固定した場合の女性の相対賃金である。

教育水準は、男性の方が高いが、1986 年以降、女性の教育水準は男性より急激に上昇しているため、学歴構成を 1986 年に固定すると女性の相対的賃金上昇率は低くなることが予想される。図表 11-5 (a)によれば、1986 年から 2006 年までに、0.597 から 0.659 へと 0.062 だけ上昇したが、学歴構成を 1986 年に固定すると、その上昇は 0.033 へと低下する。つまり、0.029 は女性の学歴が男性より急激に上昇したことによる賃金上昇分と解釈できる。これは、女性の相対賃金上昇全体の 46.5%を占める¹¹⁾。

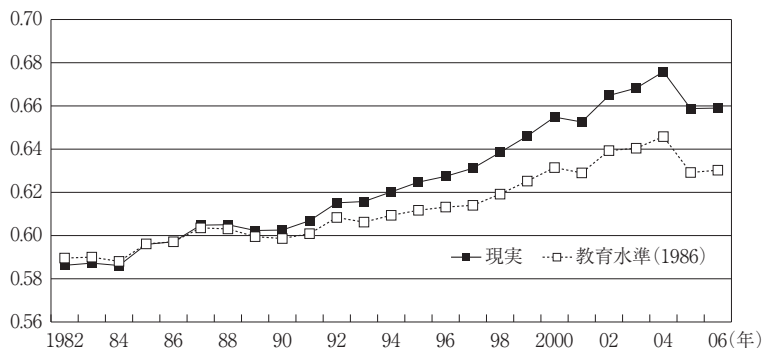
この結果は、Abe[2008]の結果と整合的である。賃金関数の推定に基づいて計算した堀や川口では、図表 11-5 (a)の結果より教育水準の効果が小さく推定されている。その理由として考えられるのは、図表 11-5 (a)の分析は産業や企業規模を調整していないことである。賃金が高い産業や大企業ほど高学歴者が多ければ、産業や規模を調整しないとこれらの効果が学歴の効果となって現れる。

図表 11-5 (b)は、勤続年数を 1986 年の水準に固定した場合の女性の相対賃金である。現実の相対賃金は 0.062 上昇したが、もし勤続年数の構成が変わ

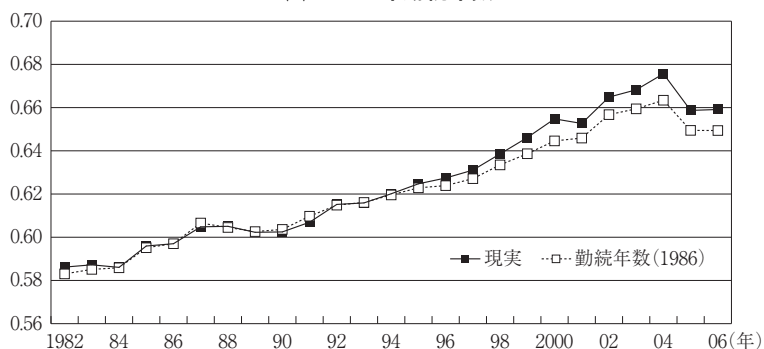
11) ただし、女性の相対賃金がピークであった 2004 年をとると、1986 年から 2004 年までの女性の相対賃金上昇における学歴構成変化の寄与は 38.2%に低下する。

図表 11-5 女性の相対賃金

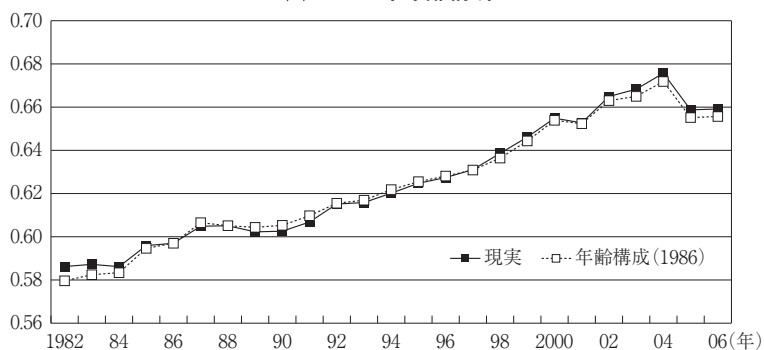
(a) 1986年教育水準



(b) 1986年勤続年数



(c) 1986年年齢構成



出所) 厚生労働省『賃金センサス』各年。

らなければ、上昇は0.052に止まっていた。すなわち、女性の勤続年数が男性より急激に伸びたことによる賃金上昇が0.010である。つまり、女性の相対賃金上昇の15.7%は、女性の勤続年数が男性より急激に伸びたことが原因であるといえる。これは、川口[2005]の結果と整合的である。

ただし、1990年代半ばまでは、現実の値と勤続年数を1986年に固定した値の間でほとんど差がない。これは、勤続年数の男女間格差が安定していたためである。1986年と1994年を比較した堀の推定結果が、女性の勤続年数の延長は女性の相対賃金の上昇には寄与しなかったという結果を報告しているが、それは図表11-5(b)と整合的である。

図表11-5(c)は、年齢構成を1986年の水準に固定した場合の賃金を破線で描いている。年齢構成の変化はほとんど男女間賃金格差に影響を及ぼしていない。なぜだろうか。年齢別に見ると、男女間賃金格差がもっとも大きいのは40歳代後半から50歳代前半にかけてである。1986年は団塊の世代が40歳代前半である。したがって、1990年代半ばまでは、年齢構成のために賃金格差が拡大し、その後賃金格差が縮小するはずである。いい換えれば、女性の相対賃金は、年齢構成が一定の場合と比べて、1990年代半ばまではより低くなり、1990年代半ば以降はより高くなるはずだ。

この図を見ると、年齢構成を一定にした場合より実際の賃金が、1990年代前半は高く、2000年代は低い。これは、予測と一致するが、格差はそれほど大きくない。それは、5歳刻みの年齢グループで見た場合、グループ間の労働力の差はそれほど大きくないからである。また、団塊の世代が40歳代後半から50歳代前半に近づくころ、団塊ジュニアと呼ばれる世代が労働市場に参入してきた。若い世代は男女間賃金格差が小さいので、この世代が労働市場に参入することで、団塊の世代が40歳代後半から50歳代前半に近づくことによって生ずる男女間賃金格差拡大効果を相殺したといえる。

5.2 賃金のばらつきを考慮した男女間賃金格差

平均値で測った性別賃金格差は、徐々にではあるが縮小傾向にある。しかし、平均値の推移は性別賃金格差の変化の一面をとらえているに過ぎない。同性労働者の間の賃金分布の変化も男女間賃金格差の実態をとらえるうえで重要である。

図表 11-6(a)と図表 11-6(b)は、異性の所得の中央値と平均値より大きな所得を得ている労働者の割合の推移を描いている。この図の数字を 100 から引くと、性別の中央値と平均値が、異性の賃金分布の何パーセントाइルに位置しているかがわかる。

図表 11-6(a)は「民間給与実態統計調査」を、図表 11-6(b)は「賃金構造基本統計調査」を使用している。「民間給与実態統計調査」は、民間事業所で働くすべての雇用者を年収によって階層に分類している。そこには短時間労働者も含まれる。それに対し、「賃金構造基本統計調査」の賃金階層別労働者数は、一般労働者のみを対象とし、月収によって階層に分類している。

図表 11-6(a)の破線は女性の年収の中央値および平均値よりも年収が高い男性の割合（左目盛）を、実線は男性の年収の中央値および平均値よりも年収が高い女性の割合（右目盛）を描いている。年収の分布は右の裾野が長い山型をしているので、平均値が中央値より高い。したがって、異性の中央値より年収が多い労働者が、異性の平均値より年収が多い労働者より多い。

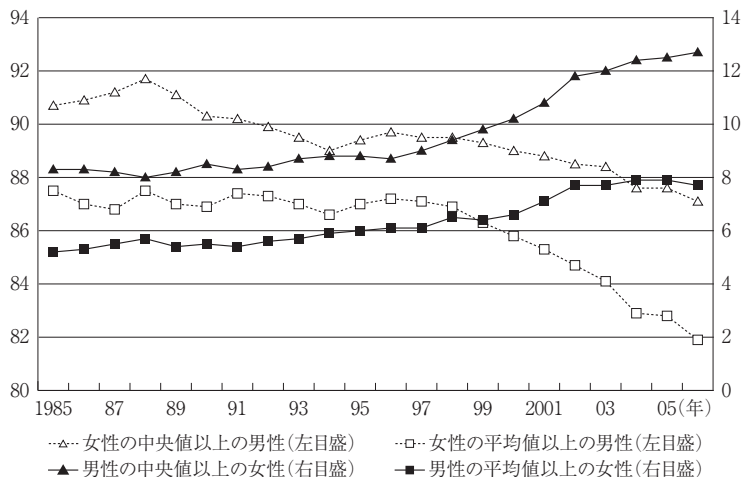
図を見てまず気づくことは、男女間の年収格差が歴然としていることだ。2006 年時点で、男性の中央値より年収の多い女性は 12.7%、男性の平均値より年収の多い女性は 7.7%に過ぎない。他方、女性の中央値より年収の多い男性は 87.1%、女性の平均値より年収の多い男性は 81.9%も存在する。ただし、男性の中央値や平均値より年収の多い女性の割合は増加傾向に、女性の中央値や平均値より年収の多い男性は減少傾向にある。

このような傾向は、1990 年代半ばを境に加速されたように見える。とくに、女性の中央値や平均値より年収の高い男性の割合は加速度的に減少している。

「賃金構造基本統計調査」を使った図表 11-6(b)も、最後の 2 年を除いて、ほぼ同じ傾向が見られる。男性の平均値や中央値より賃金の高い女性は非常に少ないが、増加傾向にある。そして、増加の速度は 1990 年代半ばに加速した（ただし、2004 年以降やや減少している）。一方、女性の平均値や中央値より賃金の高い男性は非常に多い。ただし、その割合は低下傾向にあり、1990 年代半ば以降はその速度が加速した。

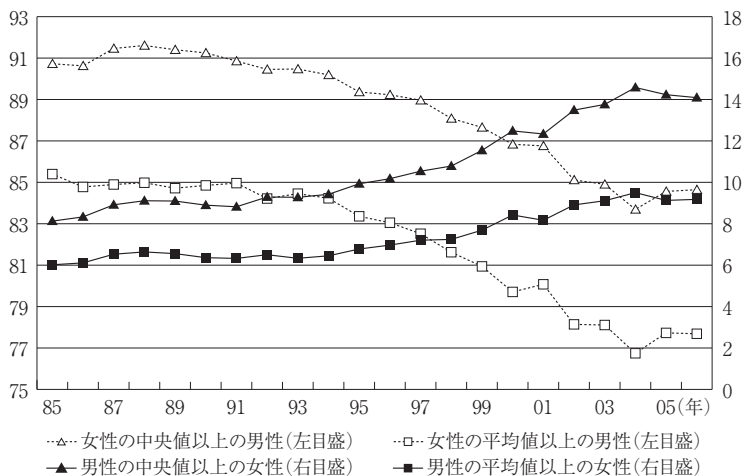
図表 11-3 を見ると、女性の相対賃金はほぼ一定の速度で上昇しており、1990 年代半ば以降に加速したという証拠は見られない。したがって、女性

図表 11-6(a) 異性の中央値・平均値以上の年収の労働者の割合(%)



出所) 「民間給与実態統計調査」各年。

図表 11-6(b) 異性の中央値・平均値以上の月収の労働者の割合(%)



出所) 厚生労働省『賃金センサス』各年。

(男性)の平均値や中央値より賃金の高い男性(女性)の割合が、1990年代半ば以降、加速的に減少(増加)しているのは、異性の賃金の平均値や中央値が賃金分布の密度が低い部分からより密度が高い部分へ(山の低い部分からより高い部分へ)と移動したことによる¹²⁾。今後、男女の賃金格差の縮小が安定的に進むならば、平均的な男性より賃金の高い女性や平均的な女性より賃金の低い男性は加速度的に増えることが予想できる。

6 まとめ

本稿はバブル景気以降の男女間賃金格差の推移を概観するとともに、男女間賃金格差やその変化の原因について分析した研究をサーベイした。

まず、男女間賃金格差は、この20年の間に安定的に縮小したとはいえ、格差縮小の幅はわずかだった。一般労働者と短時間労働者を合わせた女性の時間当たり賃金は、1986年から2006年までの間に、男性の57.3%から61.9%へと4.6ポイント上昇した。この間、景気変動の影響はほとんどなかった。女性の相対賃金の年間上昇率は、バブル景気期が0.2%、長期停滞期が0.5%、景気回復期が0.4%だった。

ただし、細かく見ると景気変動の影響がまったくなかったわけではなく、景気変動の影響が別の要因によって相殺されていたことがわかる。一般労働者と短時間労働者の賃金格差は、長期停滞期に拡大した。このことは、短時間労働者の多い女性の相対賃金を下げる方向に作用したが、同時に、女性の勤続年数と学歴の上昇が生じたため、このマイナス要因を相殺してしまったのである。

次に、男女間経済格差の要因分析によると、すべての研究が共通して指摘しているのは勤続年数の違いが男女間賃金格差のもっとも重要な要因の1つであるということだ。その他、学歴、年齢、管理職比率の違いが男女間賃金格差の主要な要因として指摘されている。

12) 女性(男性)の平均値や中央値より賃金の高い男性(女性)の割合が、1990年代半ば以降、加速的に減少(増加)しているもう1つの原因として、同性内の賃金格差が拡大したことが考えられる。しかし、1986年と2006年の一般労働者所定内給与の変動係数を比べると、男性がそれぞれ0.43と0.46で2006年の方がやや高いが、女性はそれぞれ0.45と0.44で、ほとんど変わらない。つまり、この間、同性内で大きな格差の拡大はなかったといえる。

また、女性差別の非合理性についての研究は、女性の活躍と企業業績の間に正の相関関係を見つけている。このことは、女性差別の非合理性を示している。ただし、研究を詳細に見ると、女性活躍の指標や企業業績の指標に何をを用いるかで結果が異なっている。また、因果関係も明確になっていない。女性の活躍と企業業績の関係については、より厳密な研究が望まれる。

個別企業の均等化施策と男女間賃金格差の関係についての研究では、均等化施策を熱心を実施している企業ほど、男女間賃金格差が小さく、勤続にともなう賃金上昇率の男女間格差も小さいことが発見されている。個々の企業の均等化が男女間賃金格差の縮小にとって重要であるということが実証分析によって確認されている。

参考文献

- 阿部正浩[2005],「男女の雇用格差と賃金格差」『日本労働研究雑誌』538号, pp. 15-31.
- 大竹文雄[2005],『日本の不平等——格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 大沢真知子[1993],『経済変化と女子労働——日米の比較研究』日本経済評論社.
- 川口章[2005],「1990年代における男女間賃金格差縮小の要因」『経済分析』第175号, pp. 52-82.
- 川口章[2008],『ジェンダー経済格差——なぜ格差が生まれるのか, 克服の手がかりはどこにあるのか』勁草書房.
- 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子[2005],「女性雇用と企業業績」『日本経済研究』52号, pp. 1-18.
- 佐野新平[2005],「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」『日本労働研究雑誌』540号, pp. 55-67.
- 篠崎武久[2001],「1980-90年代の賃金格差の推移とその要因」『日本労働研究雑誌』494号, pp. 2-51.
- 中田喜文[1997],「日本における男女間賃金格差の要因分析——同一職種に就く男女労働者間に賃金格差は存在するのか?」, 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.
- 樋口美雄[1991],『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』456号, pp. 40-51.
- 馬欣欣[2007],「日中における男女間賃金格差の差異に関する要因分析」『日本労働研究雑誌』560号, pp. 96-107.
- 三谷直樹[1997],『企業内賃金構造と労働市場』勁草書房.
- 山口雅生[2006],「正規-パート間賃金格差拡大のマクロ的要因」『日本労働研究雑誌』

- 554 号, pp. 94-107.
- 吉川洋[1992], 『日本経済とマクロ経済学』 東洋経済新報社.
- Abe, Yukiko [2008], "Equal Employment Opportunity Law and the Female-Male Wage Ratio in Japan: A Cohort Analysis," mimeo. Hokkaido University.
- Asano, Hirokatsu and Daiji Kawaguchi [2007], "Male-Female Wage and Productivity Differentials: A Structural Approach Using Japanese Firm-level Panel Data," RIETI Discussion Paper Series 07-E-020.
- Becker, Gary S. [1957], *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.
- Blau and Kahn [1997], "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in 1980s," *Journal of Labor Economics*, 15(1), pp. 1-42.
- Juhn, Chin-fui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce [1991], "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence," in Marvin Kesters (ed.), *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States*, Washington D.C.: America Enterprise Institute Press, pp. 107-143.
- Kawaguchi, Daiji [2007], "Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data," *International Journal of Industrial Organization*, 27(3), pp. 441-460.
- Oaxaca, Ronald L. [1973], "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Phelps, Edmund S. [1972], "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, 62(4), pp. 659-661.