

## 政策課題分析シリーズ7

### 賃金の分散の要因分析

—一般労働者の賃金のばらつきはなぜ変化したか—

## 1 分析の枠組

### 1.1 分析の目的

仕事の種類や雇用の形態が多様化する中で、労働者の間における賃金の差やその要因についての関心が高まっている。

本分析においては、賃金及びその分布に関する分析を通じて、賃金が、学歴等の要因によってどれだけ変化するのか、また賃金の差は広がっているのかといった点について検証を行う。具体的には、「賃金構造基本統計調査」の個票データを用いて、賃金を各種の要因によって説明する賃金関数を推定し、その結果を用いて賃金の分散の変化について分析する。その分析を通じて、賃金の分散を拡大させた要因や縮小させた要因を検証する。

なお、本分析の作成にあたっては、専門的な識見を有する有識者によって構成される研究会を開催し、貴重なご意見を頂いた。下記の有識者各位のご協力に感謝する。

(有識者研究会委員\*)

(五十音順、敬称略：◎は座長、○は座長代理)

	池永 肇恵	一橋大学経済研究所准教授
	伊藤 恵子	専修大学経済学部准教授
○	大橋 弘	東京大学大学院経済学研究科准教授
	川口 大司	一橋大学大学院経済学研究科准教授
	神林 龍	一橋大学経済研究所准教授
◎	樋口 美雄	慶應義塾大学経済学部教授
	深尾 京司	一橋大学経済研究所教授
	勇上 和史	神戸大学大学院経済学研究科准教授

\* 肩書きは当時のもの。

## 1.2 先行研究

賃金の分布については、いくつかの先進国においてばらつきの拡大が報告されている。例えば、米国においては、1980年代以降、中程度の賃金の職種よりも高賃金の職種の賃金の上昇率が高まったことから、賃金の差が拡大したとの指摘がある [Goldin and Katz (2007)、Autor, Katz and Kearney (2008)]。その背景としては、情報通信技術が発展する中で、高賃金を得る専門性の高い業務を行う職種は、情報通信技術と補完的な関係にあることから需要が伸びる一方、中程度の賃金を得る画一的な業務を行う職種は、代替的な関係にあるため需要が減少したとされている。

日本における賃金の分布の研究についてみると、Kawaguchi and Mori (2008) では、1982年から2002年において、日本の賃金の分布は米国等と異なり安定していたことが報告されている。これは、情報通信技術の発展に伴い技能の高い労働者の需要が伸びる一方で、高学歴者の供給が増加したことにより需要と供給がバランスし、技能に対する報酬が安定的に推移したことが影響したとされている。また、太田 (2006) においては、男性労働者の賃金の国際比較が行われており、日本の賃金差は、先進国の中で中位かやや平等なところに位置するとしている。他方、Shinozaki (2006) においては、常用労働者の賃金差は2000年代において拡大傾向にあったとされている。また、臨時労働者の増加により、労働者全体でみた賃金差も拡大傾向にあったと報告されている。

Kabayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008) (以下ではKKY (2008) と表記) においては、1989年から2003年までの「賃金構造基本統計調査」の個票データを用い、本分析においても採用している分散分解の手法によって、賃金の分散とその変化に関する分析を行っている。その結果によると、大卒者の増加や勤続年数の長期化により、学歴や勤続年数が賃金に反映されにくい状況となっており、学歴や勤続年数等の労働者属性が異なるグループ間における賃金の分散は縮小傾向にあるとされている。その一方、男性労働者についてみると、同じ労働者属性グループ内での差が拡大しており、また、女性労働者についてみると、属性の多様化が進んだことによる差の拡大がみられるとされている。このように、賃金の分散を縮小させる動きと拡大させる動きの両方がみられるものの、前者の影響が大きいため、全体では賃金の分散は縮小しているとしている。

### 1.3 分析の内容

本分析では、KKY（2008）の手法を用い、分析する要因を追加するとともに、KKY（2008）では 2003 年までであった分析期間を 2008 年まで延長して労働者の賃金についての分析を行う。1989 年以降の「賃金構造基本統計調査」の個票データを用いることにより、一般労働者の属性（学歴取得、勤続年数等）及びその収益率に焦点を当てた分析を行う。

具体的には、まず賃金関数を推定することによって、労働者の属性の収益率を推定する。次に、賃金の分布の変化を示す指標として、時間当たり実質賃金の分散を算出する。さらに、賃金の分散の変化要因を分散分解の手法によって明らかにする。

### 1.4 分析の構成

本分析の構成は以下のとおりである。2 では、本分析で使用する「賃金構造基本統計調査」のデータ及びその特性等について説明するとともに、1989 年以降の就労構造・賃金構造の推移を概観する。3 では、労働者の属性を説明変数とする賃金関数を推定し、過去 20 年間でどのような変化が生じてきたのかをみる。4 では、KKY（2008）で行われた分散分解の手法を用いて、賃金の分散の変動がどのような要因によって生じたのかを検証する。5 では全体のまとめを行う。

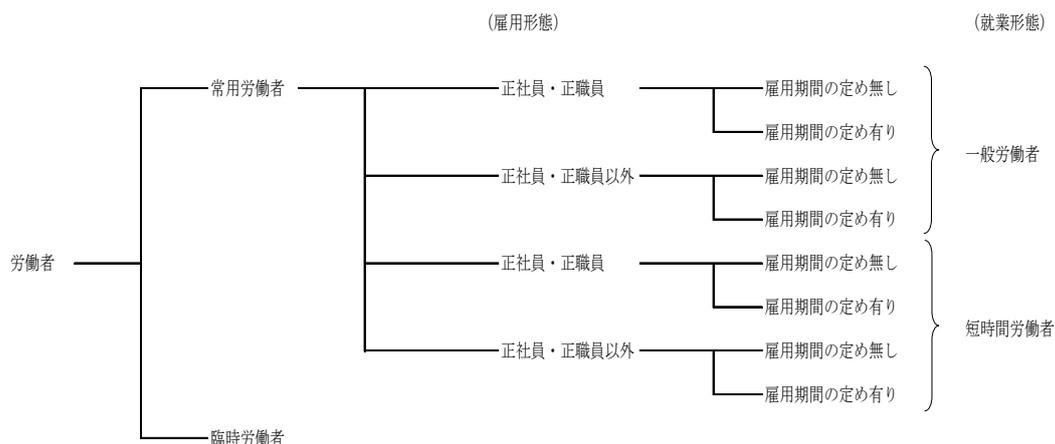
## 2 就労構造、賃金構造の推移

### 2.1 分析に使用するデータ

本分析においては、1989年から2008年までの厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の個票データを用い、労働者の過半を占めるフルタイムで働く労働者（一般労働者）の属性（学歴取得、勤続年数等）が、賃金の分布に与えた影響についての分析を行う。

一般労働者とは、「賃金構造基本統計調査」における常用労働者のうち、短時間労働者（1日の所定労働時間が一般の労働者よりも短い又は1日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも1週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者）ではない労働者のことである。なお、臨時労働者<sup>1</sup>及び就業形態が短時間の労働者については、学歴のデータが得られないため対象としていない。また、正社員か非正社員（正社員以外）かという雇用形態による区別は行っていない（図表2-1）。

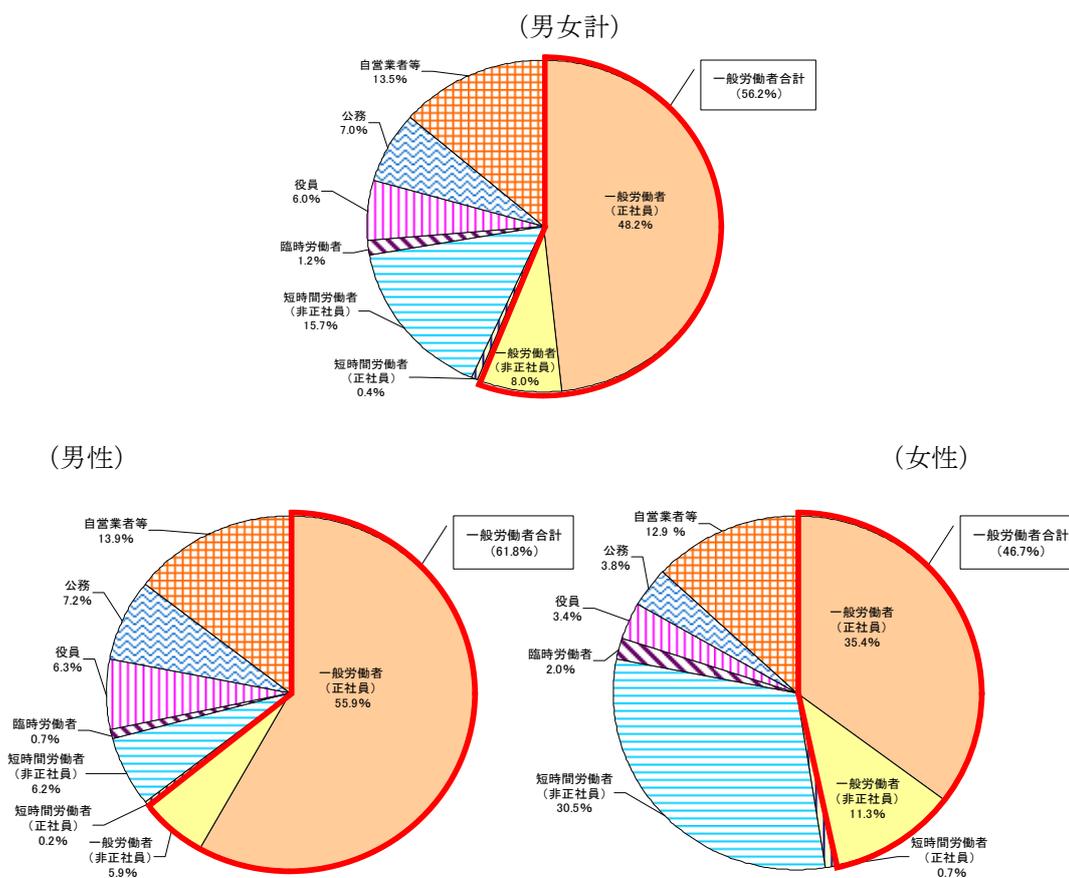
図表2-1 「賃金構造基本統計調査」における労働者の区分



<sup>1</sup> 臨時労働者とは、常用労働者に該当しない労働者（日々または1か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち、4月または5月に雇われた日数がいずれかの月において17日以下の労働者）である。

なお、この分析が対象としている一般労働者が就業者（全労働者数）に占める割合を推計すると、2008年時点で6割弱に相当する。男女別にみると、男性では6割強、女性では5割弱に相当すると推計される（図表2-2）。ただし、「賃金構造基本統計調査」の調査対象には、役員、公務、自営業者等が含まれていない。したがって、ここでは、「賃金構造基本統計調査」の調査対象である労働者を、総務省「労働力調査」の調査対象である就業者から役員、公務、自営業者等を除いた雇用者であると仮定して推計を行った。

図表2-2 労働者に占める一般労働者の割合（2008年）



備考1) 総務省「労働力調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考2) 「賃金構造基本統計調査」における調査対象産業は日本標準産業分類に基づいており、調査対象から公務は除外されている。ただし、公務以外に分類される教員等の一部公務員は調査対象に含まれる。

備考3) 「賃金構造基本統計調査」では、法人、団体、組合の代表又は執行機関である重役でも、業務執行権や代表権をもたず、工場長、部長等の役職にあつて、一般労働者と同じ給与規則によって給与を受ける場合には調査対象となり、一般労働者に含まれる可能性がある。また、家族従業者についても、他の労働者とはほぼ同じように勤務し、同じような給与を受けている場合には調査対象となり、一般労働者に含まれる可能性がある。このため、本分析における対象労働者の構成比は、上記一般労働者合計56.2%よりも大きくなる可能性がある。

## 2.2 データ取扱い上の留意点

「賃金構造基本統計調査」においては、2005 年に労働者区分が変更されている。そこで分析にあたっては、2004 年以前のデータとの連続性を確保するため、以下のように対応した。

- ① 2005 年から調査対象が拡大したことにより新たに加わった職種を除くとともに<sup>2</sup>、「屋外労働者職種別賃金調査」との統合によって追加された職種を除外する<sup>3</sup>。
- ② 2005 年における雇用形態の区分変更によって、常用労働者は正社員・正職員と正社員・正職員以外とに区分されることになったが、2004 年以前の常用労働者については区分できない。したがって、本分析では正社員と非正社員の区別がもたらす影響については対象外とした。

また、2005 年に行われた労働者区分の変更において、就業形態の区分も変更された点にも留意する必要がある。就業形態の区分については、2004 年以前は「一般労働者」と「パート労働者」に区分されていたが、2005 年以降は「一般労働者」と「短時間労働者」に区分が変更された。ここで、「パート労働者」及び「短時間労働者」の定義自体は2005 年以降も変更されていない。しかし、労働者区分の変更前後で、女性の一般労働者について、2004 年までは「一般労働者」に区分されるべき労働者がパート労働者として区分されていた可能性があり、これが2005 年以降には一般労働者に区分されるようになったことにより、2005 年には低賃金の労働者が無視できないほど増加しているという趣旨の指摘もなされている（篠崎 2008）。この原因としては、「一般労働者」に区分されるべき契約社員やフルタイムパート等の労働者が、2004 年以前は「パート」との語感により「パート労働者」と区分されていたが、2005 年以降、「短時間労働者」との呼称変更により区分が見直され、「一般労働者」と区分されるようになった可能性が指摘されている。

このように、「賃金構造基本統計調査」における2005 年の労働者区分の変更により、集計データに不連続性が生じている可能性が指摘できるため、本分析結果を解釈する際にも、この点に注意する必要がある<sup>4</sup>。

---

<sup>2</sup> 技術士、歯科医師、獣医師、弁護士、公認会計士、税理士、社会保険労務士、不動産鑑定士、大学講師、個人教師、塾予備校教師、デザイナー。

<sup>3</sup> 建設機械運転士、電気工、掘削・発破工、型枠大工、とび工、鉄筋工、大工、左官、配管工、はつり工、土工、港湾荷役作業員。

<sup>4</sup> この他に、本分析では、月間労働時間が50 時間を下回る一般労働者、および時間当たり名目賃金が全国平均の最低賃金を30%以上下回る一般労働者については、外れ値として除去している。

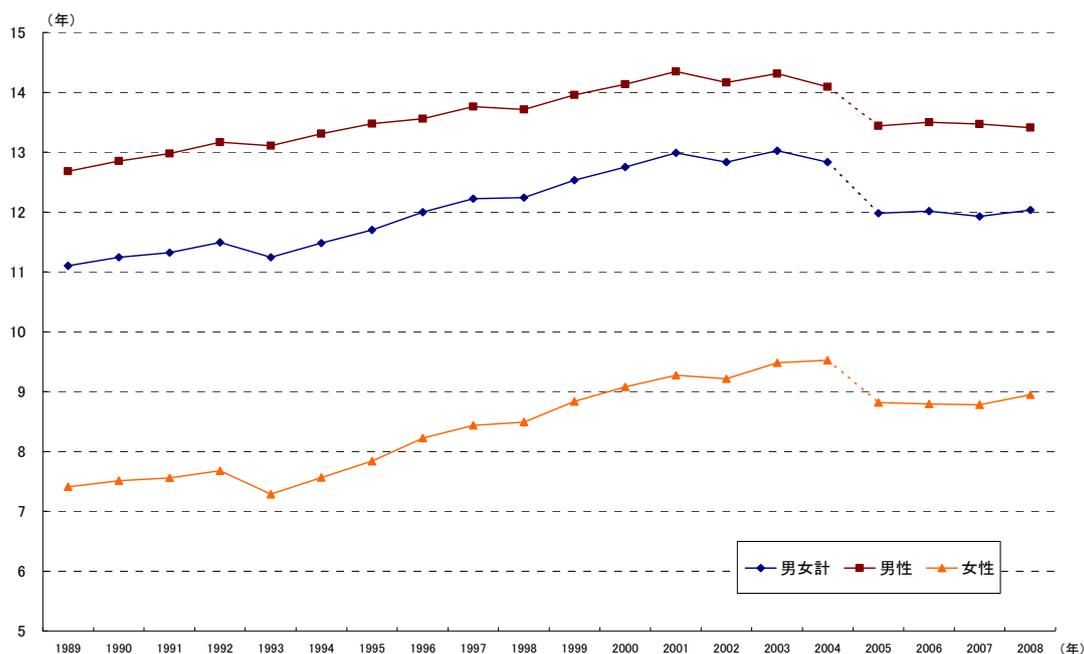
## 2.3 労働者属性、時間当たり実質賃金<sup>5</sup>の推移

本分析の対象期間である 1989 年から 2008 年にかけて、一般労働者の就労構造や賃金構造がどのように変化したかを概観する。ここでは、賃金差の要因の一つである労働者属性の変化に着目する。

### 2.3.1 勤続年数

一般労働者の平均勤続年数の推移をみると、男女ともに 1989 年から 2000 年にかけて上昇した（図表 2-3）。2005 年以降については、労働者区分の一部変更に伴い、従来は一般労働者に含まれていなかった契約社員等が追加されたことによると考えられる低下がみられた後、それ以降はほぼ横ばいとなった。

図表 2-3 一般労働者の平均勤続年数



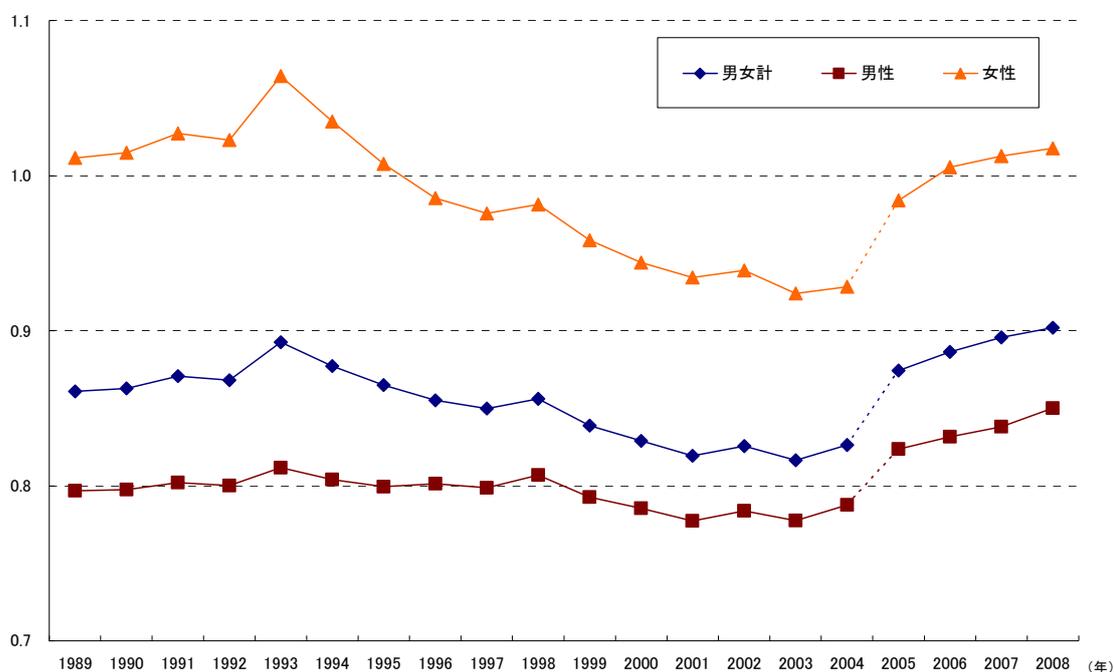
備考 1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考 2) 「賃金構造基本統計調査」において 2005 年に労働者区分に変更があったため、2004 年から 2005 年にかけての線分は点線としている。以下の図表でも同様の処理をしている。

<sup>5</sup> 本分析における時間当たり実質賃金の定義は、給与額（決まって支給する現金給与額）に前年のボーナスの 12 分の 1 を加算した額を労働時間数（所定内実労働時間と超過実労働時間の合計）で除したものである。残業代やボーナス等も含むことからいわゆる「時給」とは異なる概念である。

次に、一般労働者間の勤続年数のばらつきを表す変数として、勤続年数の変動係数<sup>6</sup>の推移をみる。その結果、KKY（2008）においても指摘されているとおり、男女ともに1993年をピークに2003年にかけて変動係数が低下している。特に女性については、男性と比べて低下の程度が大きい。他方、2005年以降については、労働者区分の変更に伴い、契約社員やフルタイムパート等も含めて勤続年数が計測されたことが原因と考えられる変動係数の上昇が2005年にみられ、その後も上昇しており、男女ともに勤続年数の多様化が進んだ（図表2-4）。

図表2-4 一般労働者の勤続年数の変動係数

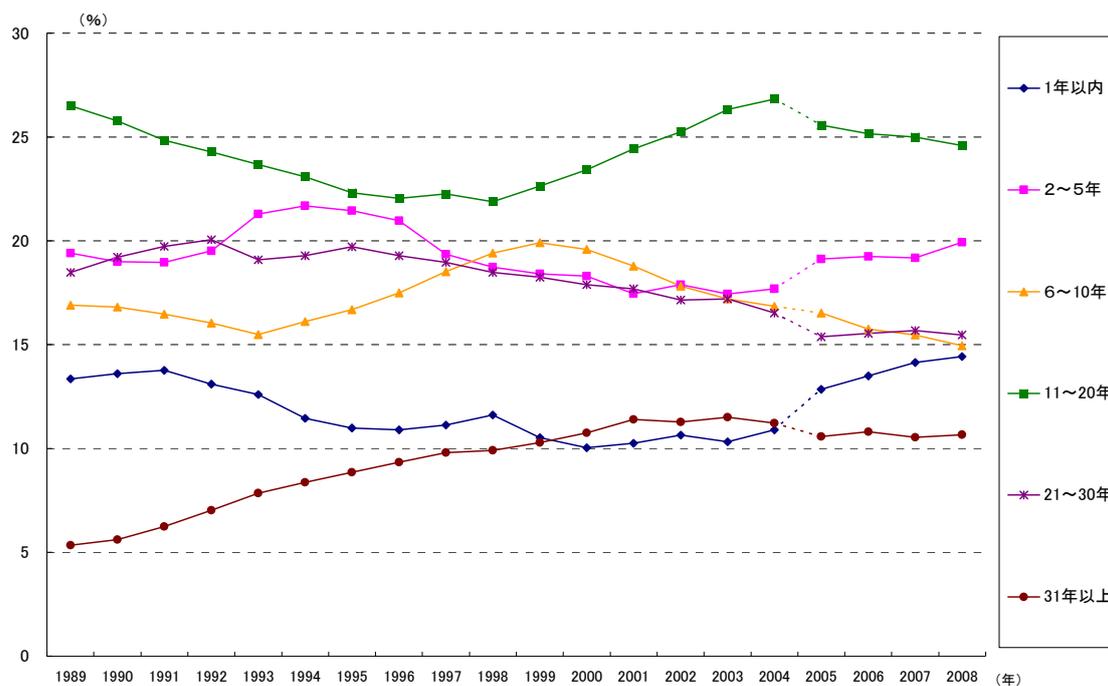


備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

<sup>6</sup> 変動係数(t年) = (t年の標準偏差[属性別]) ÷ (t年の平均値[属性別])

また、勤続年数別にその構成比をみると、男性は「11～20年」が2008年時点で約4分の1を占め、最も大きな構成比目となっている。また、労働者区分の変更に伴う影響もあるとみられるが、「1年以内」と「2～5年」の割合は2005年以降上昇しており、勤続年数の短い労働者の構成比が上昇した（図表2-5）。

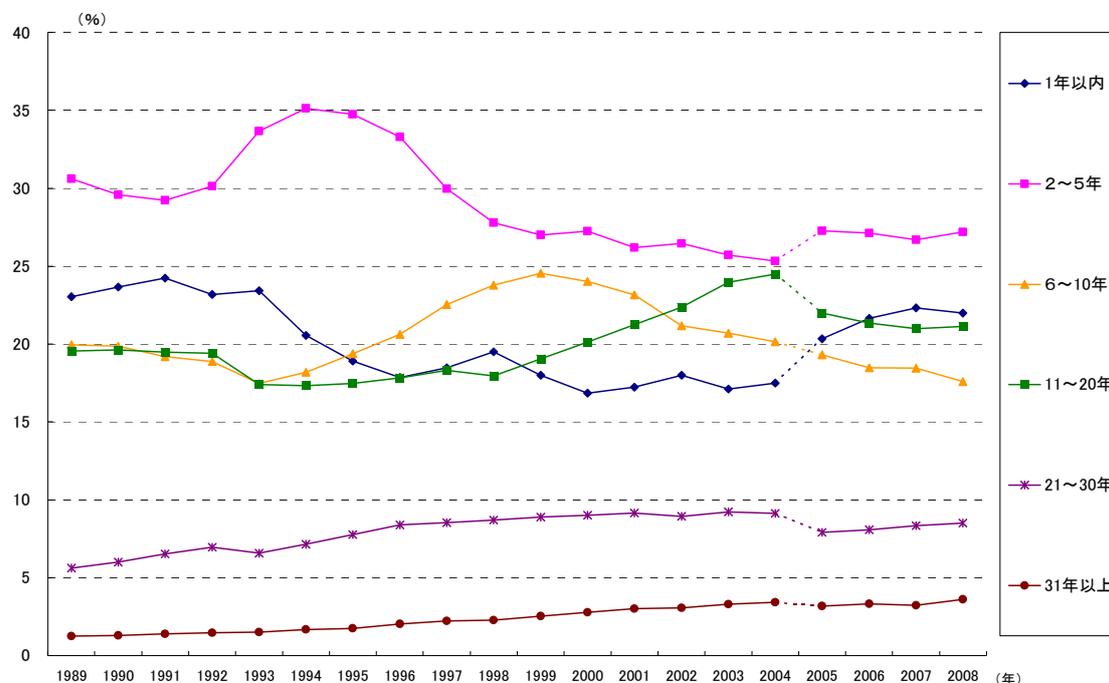
図表2-5 一般労働者の勤続年数別構成比（男性）



備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

同様に、女性についてみると、「2～5年」が最も大きな割合を占めているが、1994年をピークに構成比は低下し、2005年以降はほぼ横ばいとなっている。その他に、1999年までには「6～10年」、2004年までは「11～20年」の割合も上昇していたが、それぞれ2000年以降、2005年以降は低下している。また、「21～30年」や「31年以上」の長期の勤続年数の構成比については、1989年には合計で6.9%に過ぎなかったものが、2008年には12.1%となっており、着実に上昇した。他方、2005年以降の特徴的な動きとしては、「1年以内」の構成比が上昇しており、2番目に大きな割合を占めるようになっている。労働者区分の変更による影響も考えられるが、女性についても勤続年数の短い労働者の割合が上昇した(図表2-6)。

図表2-6 一般労働者の勤続年数別構成比(女性)

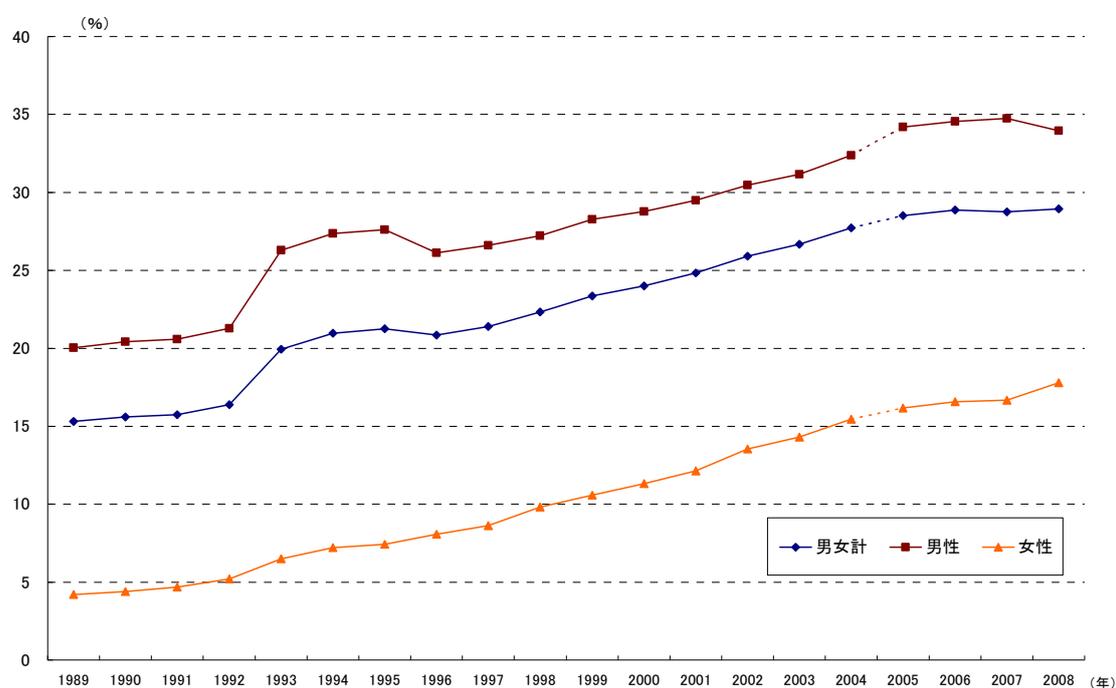


備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

### 2.3.2 学歴

大卒以上の学歴を持つ一般労働者の構成比の推移をみる。男女計でみると、2005年まで一貫して増加し、その後は30%弱とほぼ横ばいで推移している。大卒以上の労働者の構成比は2008年には1989年と比較してほぼ倍増しており、この20年間で、高学歴の労働者の供給増が続いてきた。また、その推移を男女別にみると、男性は2005年に34%に達した後、横ばいが続いているのに対し、女性については上昇が続いており、2008年には18%近くの水準にまで達している（図表2-7）。

図表2-7 大卒以上の学歴を持つ一般労働者の構成比

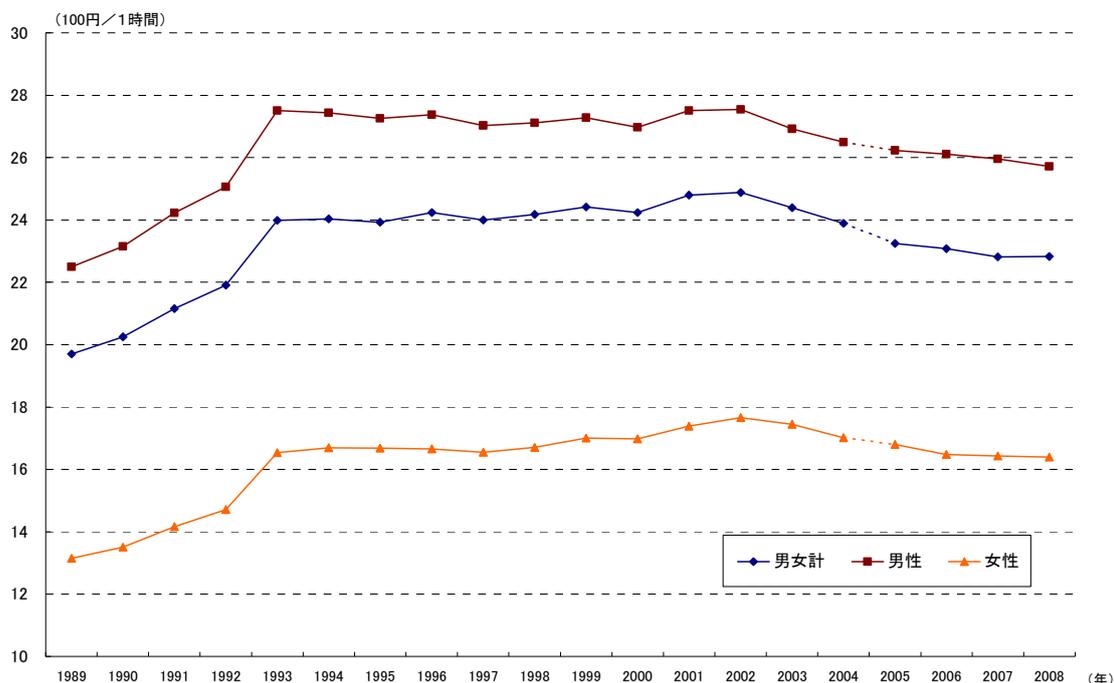


備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

### 2.3.3 時間当たり実質賃金

次に、一般労働者について、消費者物価指数で実質化した時間当たり実質賃金の推移をみる。1993年までは男女ともに上昇していたものの、男性については1994年以降1999年まで横ばいが続き、女性については1994年以降緩やかに上昇した。2003年には、男女ともに低下に転じ、その後も緩やかに低下した（図表2-8）。

図表2-8 一般労働者の時間当たり実質賃金（平均）

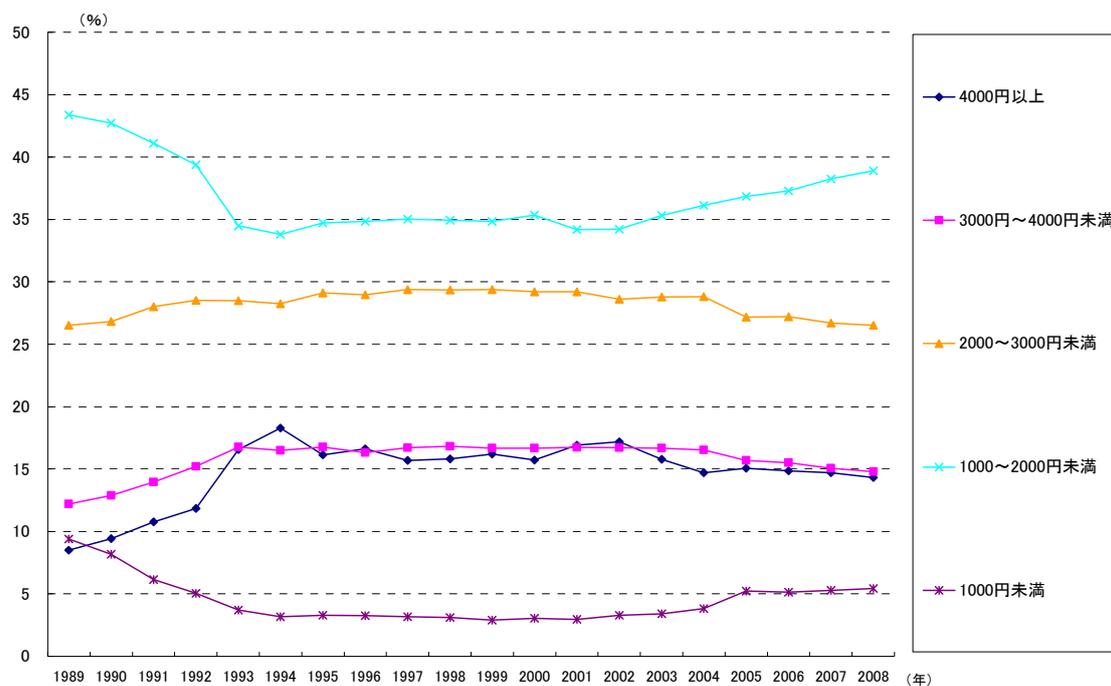


備考1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考2) 実質賃金は、時間当たり名目賃金を、2005年平均を1.0とする消費者物価指数で除したものである。

賃金別にみた労働者の構成比の推移をみると、男性では90年代半ばから2002年にかけて各層ともにはぼ横ばいで推移していたが、2003年以降「1000円未満」や「1000円から2000円未満」の構成比が上昇したのに対し、「2000円から3000円未満」以上は2005年以降低下した（図表2-9）。

図表2-9 実質賃金別にみた一般労働者の構成比（男性）

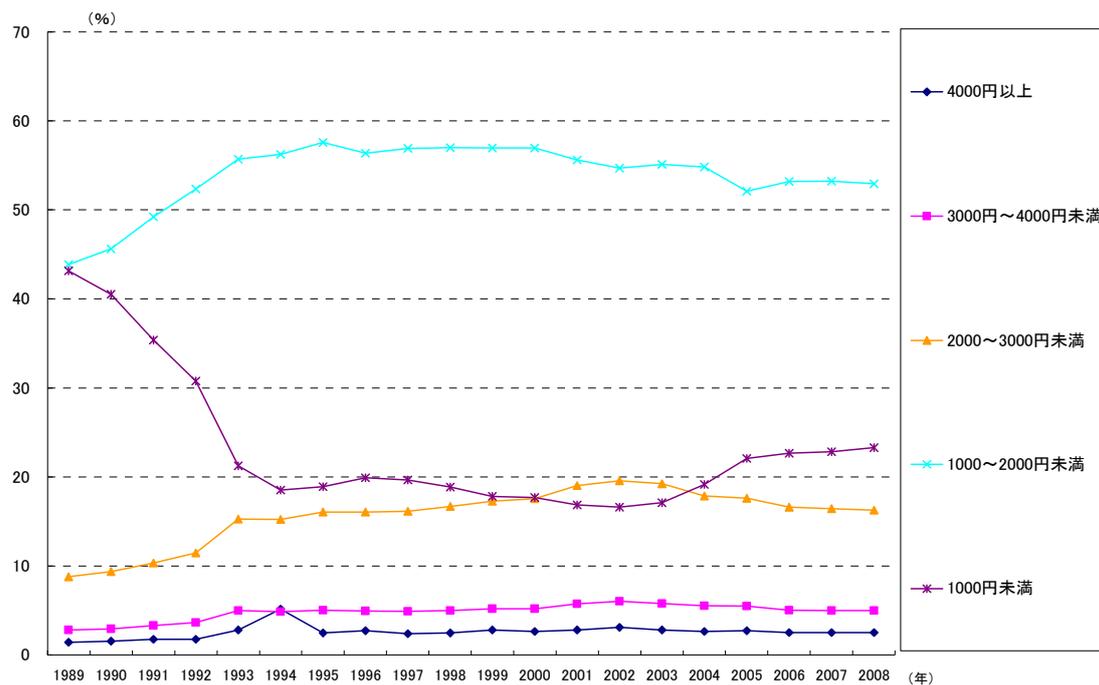


備考1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考2) 実質賃金は、時間当たり名目賃金を、2005年平均を1.0とする消費者物価指数で除したものの。

また、女性については、時間当たり実質賃金が「2000 円から 3000 円未満」以上の労働者の構成比は 2002 年までわずかに上昇している。さらに、2005 年以降では「1000 円未満」の構成比のみが上昇している。また、構成比の水準を男性と比較してみると、女性では 2008 年時点で「1000 円未満」が 25%近く、「1000 円から 2000 円未満」が 50%以上を占めており、時間当たり実質賃金の低い労働者の割合が、男性よりも高い（図表 2-10）。

図表 2-10 実質賃金別にみた一般労働者の構成比（女性）

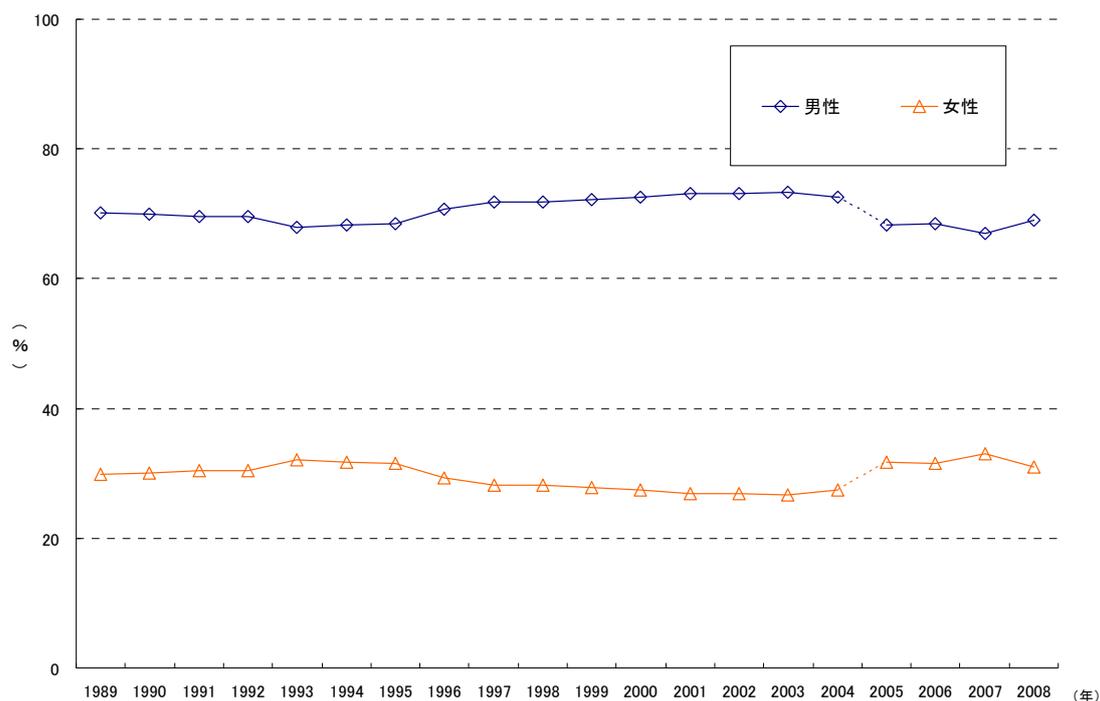


備考 1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考 2) 実質賃金は、時間当たり名目賃金を、2005 年平均を 1.0 とする消費者物価指数で除したもの。

ここで、一般労働者の男女別構成比をみると、2003 年をピークに男性は低下する一方、女性は上昇しており、女性のウェイトが高まってきた（図表 2-11）。こうしたことから、図表 2-8 でみた 2005 年以降の時間当たり実質賃金の低下は、男女ともに時間当たり実質賃金の低い労働者の構成比が上昇したことに加えて、時間当たり実質賃金の低い労働者が相対的に多くいる女性労働者の構成比が上昇したこと等が要因となっているものと推察される。

図表 2-11 一般労働者の男女別構成比

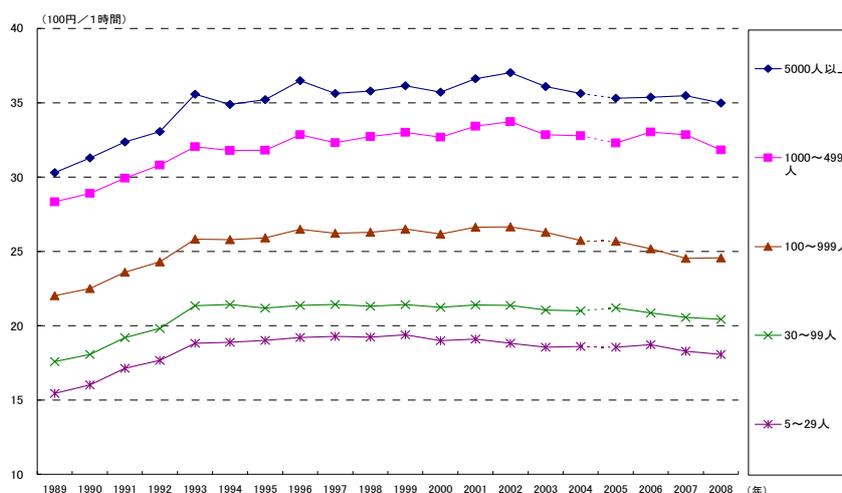


備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

また、一般労働者について、企業規模別に平均時間当たり実質賃金の推移を見ると、男性においては、全ての企業規模において1993年までは上昇していたが、それ以降はほぼ横ばいとなっており、2002年からは緩やかに低下した（図表2-12）。

女性においては、多くの企業規模において、2004年まで緩やかに上昇した。2005年から2008年にかけては、30～99人および100～999人の規模においては低下し、それ以外ではほぼ横ばいで推移した（図表2-13）。

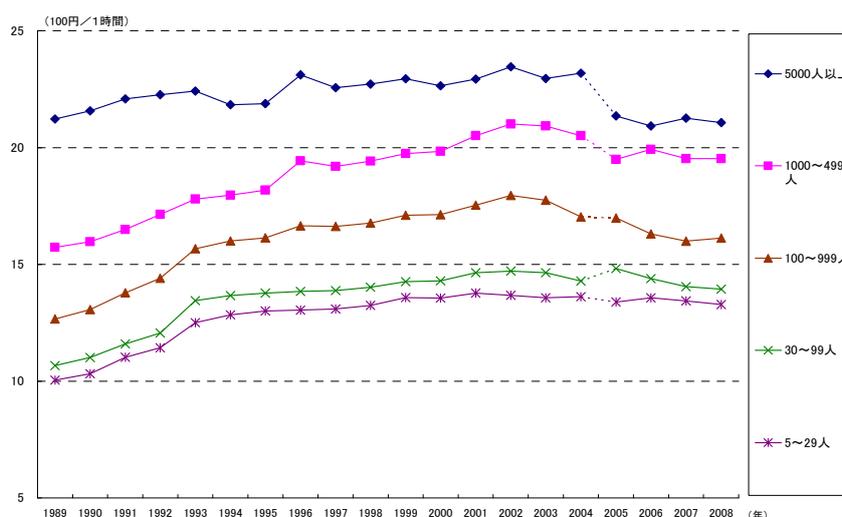
図表2-12 企業規模別にみた一般労働者の平均時間当たり実質賃金（男性）



備考1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考2) 企業規模は5～29人の規模から5000人以上の規模までと、5段階で表示してある。

図表2-13 企業規模別にみた一般労働者の平均時間当たり実質賃金（女性）

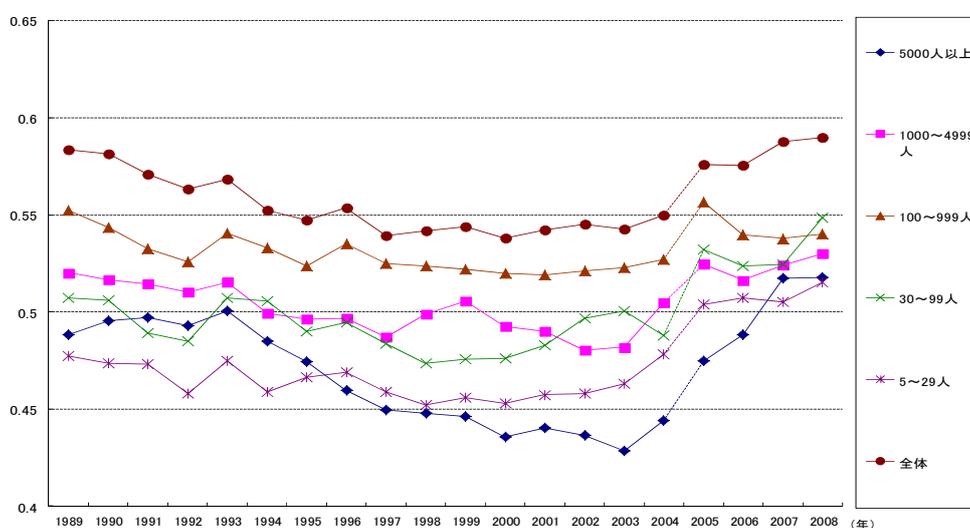


備考1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

備考2) 企業規模は5～29人の規模から5000人以上の規模までと、5段階で表示してある。

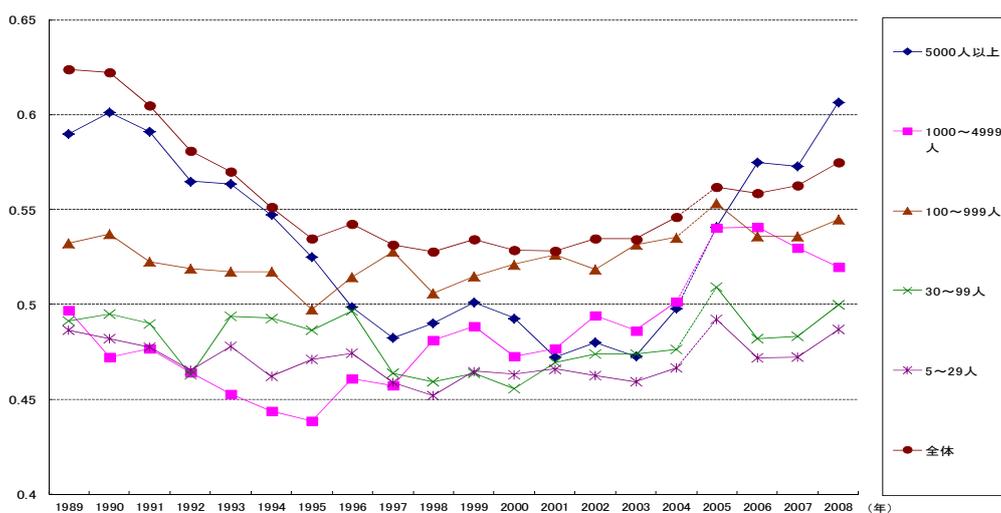
企業規模別の賃金のばらつきをみるため、一般労働者について、時間当たり実質賃金の変動係数の推移を男女別企業規模別にみると、男女ともにすべての企業規模において、1990年代前半から2000年代前半にかけて、変動係数は低下もしくは横ばいで推移した。労働者区分の変更の影響も含む急上昇が2005年にみられたが、その後は2008年にかけて、5000人以上の企業を除き低下もしくは横ばいであった。なお、5000人以上の企業では、男女ともに2000年代初めにかけて変動係数が低下した後、2003年を境に上昇した（図表2-14、2-15）。

図表2-14 企業規模別一般労働者の時間当たり実質賃金の変動係数（男性）



備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

図表2-15 企業規模別一般労働者の時間当たり実質賃金の変動係数（女性）



備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

### 3 賃金関数の推定

#### 3.1 分析手法

賃金の分散の変動が、労働者の年齢、勤続年数及び学歴等といった属性によって、どの程度引き起こされているのかを明らかにするため、これらの労働者属性が賃金に与える影響を推計する。そのため、時間当たり実質賃金を被説明変数とし、労働者属性を説明変数とする以下の賃金関数の推定を行う<sup>7</sup>。

$$\ln y_{it} = x_{it}\beta_t + u_{it}, \quad E(u|x) = 0 \quad \dots (1)$$

ここで、 $y_{it}$ は時間当たりの実質賃金、 $x_{it}$ は労働者属性のベクトル、 $u_{it}$ は誤差項である。誤差項の条件付期待値はゼロとし、誤差項と説明変数に相関はないと想定する。推定係数ベクトル $\beta_t$ は、 $t$ 年において属性が1単位増加した場合に、時間当たり実質賃金が $\beta_t \times 100\%$ 上昇することを意味しており、労働者属性の限界収益率を表している（以下、推定係数を収益率と呼ぶ）。下付文字の $i$ と $t$ は、それぞれ $i$ 番目の労働者と $t$ 年を示す。

#### 3.2 分析に使用するデータ

被説明変数及び説明変数として用いたデータは以下のとおりである。

(1) 被説明変数： $\ln y_{it}$

時間当たりの賃金の対数値を用いた。賃金データとしては、「賃金構造基本統計調査」のデータのうち、毎年6月の給与額（きまって支給する現金給与額（超過労働給与を含む）に年間のボーナス（前年1年間の賞与、期末手当等特別給与額）の12分の1を加算し、6月の労働時間数（所定内実労働時間と超過実労働時間の合計）で除した上で、消費者物価指数で実質化したものを使用している。

(2) 説明変数： $x_{it}$

「賃金構造基本統計調査」の個票データを用い、労働者属性として、①社会経験可能年数（年齢から、学歴別の就学年数と6年を足した数を引いた年齢で、社会経験が可能となる潜在的な年数のこと）、②社会経験可能年数の二乗、③勤続年数、④勤続年数の二乗、⑤企業規模、⑥事業所規模<sup>8</sup>、⑦学歴ダミー（中卒、高卒、短大・

<sup>7</sup> 教育等によって身につけられた知識や技能が賃金の重要な決定要因であるとする人的資本理論の考えに立ち、人的資本と考えられる各種属性の限界収益率（何パーセント賃金が増加するか）を推計する。開発者の名にちなんでミンサー型の賃金関数と呼ばれている。

<sup>8</sup> 企業及び事業所の規模は、労働者数で測ったものである。

専門学校卒、大卒以上に分類される)、⑧職種ダミー(管理職<sup>9</sup>・専門的・技術的関連職業従事者<sup>10</sup>であれば1、それ以外の職種であれば0をとる)、⑨性別ダミー(男性であれば1をとる)の9つの変数とした。なお、社会経験可能年数、勤続年数の二乗項(②と④)については、これらの収益率が逡減することを捉えるために導入している。

また、教育等によって身につけられた知識や技能が賃金の重要な決定要因であるとする人的資本理論の考えに立つと、各説明変数の符号は、①③⑦⑧についてはプラスになると予想される。

### 3.3 賃金関数の推定結果

以上を踏まえ、(1)式について最小二乗法による推定を行った結果をみる。なお、図表3-1から3-12には、各属性の収益率( $\beta_i$ )が示されている。また、ここでは男女別、男女計の合計3種類の推定を行い、性別ダミーについては男女計についての推定式のみで使用了。

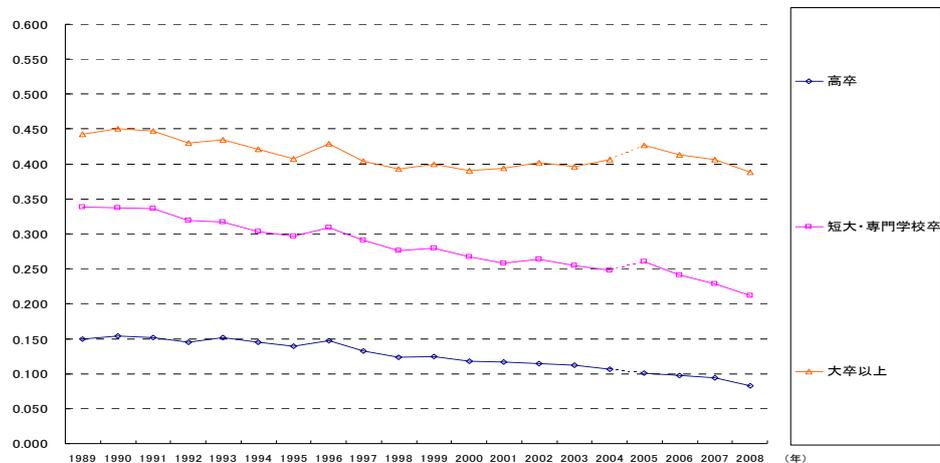
#### 3.3.1 男女計についての推定結果

男女計についての推定結果は図表3-1から図表3-4に示す通りである(詳細は参考の参考図表1を参照)。各労働者属性の収益率( $\beta$ )の符号についてみると、符号条件についての想定は満たされている。また、全体として収益率の上昇がみられるのは管理的・専門的・技術的職種の収益率のみであり、勤続年数の収益率については2004年以降に限って緩やかに上昇している。中卒を基準とした学歴取得による収益率については、高卒及び短大・専門学校卒がほぼ一貫して低下しているほか、2005年以降は大卒以上についても低下の動きがみられ、学歴間の賃金差は縮小している。

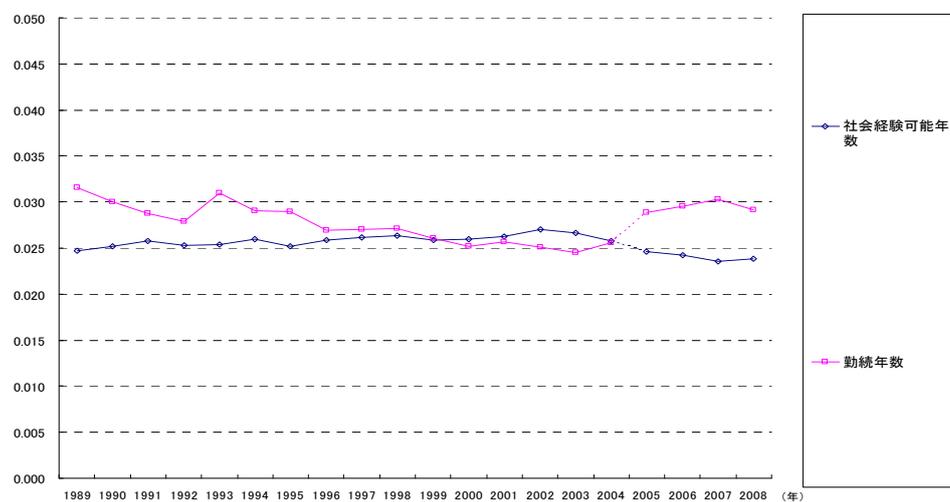
<sup>9</sup> 部長級、課長級、係長級、職長級、その他役職。役職については常用労働者数が100人以上の企業のみが調査対象となっている。

<sup>10</sup> 自然科学系研究者、化学分析員、技術士、一級建築士、測量技術者、システム・エンジニア、プログラマー、医師、歯科医師、獣医師、薬剤師、看護師、准看護師、看護補助者、診療放射線・診療エックス線技師、臨床検査技師、理学療法士、作業療法士、歯科衛生士、歯科技工士、栄養士、保育士(保母・保父)、介護支援専門員(ケアマネージャー)、ホームヘルパー、福祉施設介護員、弁護士、公認会計士、税理士、社会保険労務士、不動産鑑定士、幼稚園教諭、高等学校教員、大学教授、大学助教授、大学講師、各種学校・専修学校教員、個人教師、塾・予備校講師、記者、デザイナー、航空機操縦士、航空機客室乗務員。

図表 3-1 学歴取得による収益率（男女計）



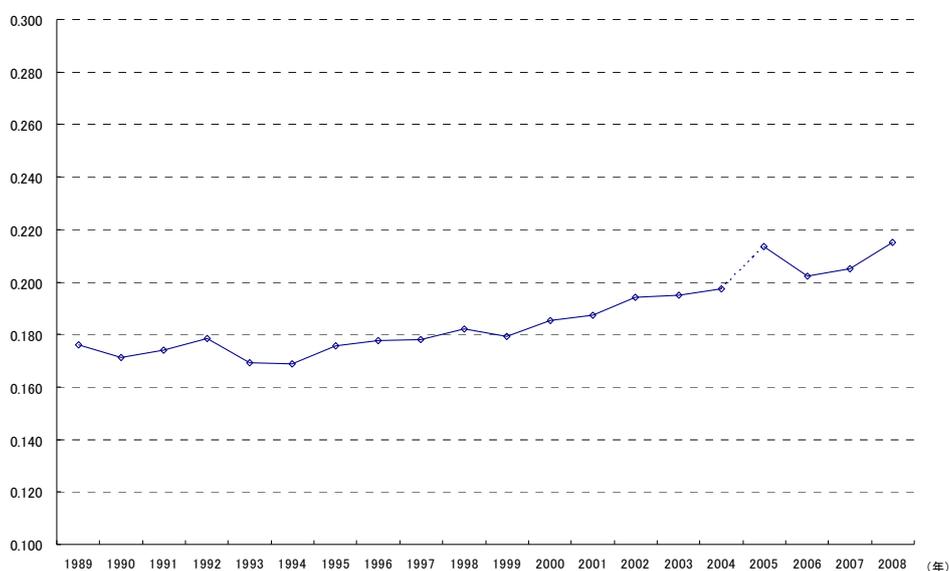
図表 3-2 社会経験可能年数・勤続年数の収益率（男女計）



図表 3-3 企業規模・事業所規模の収益率（男女計）



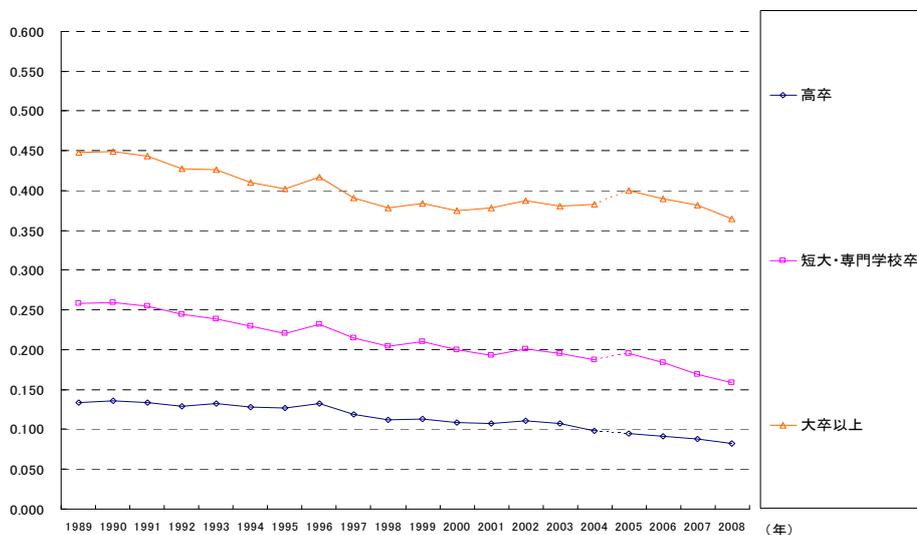
図表 3-4 管理的・専門的・技術的職種の収益率（男女計）



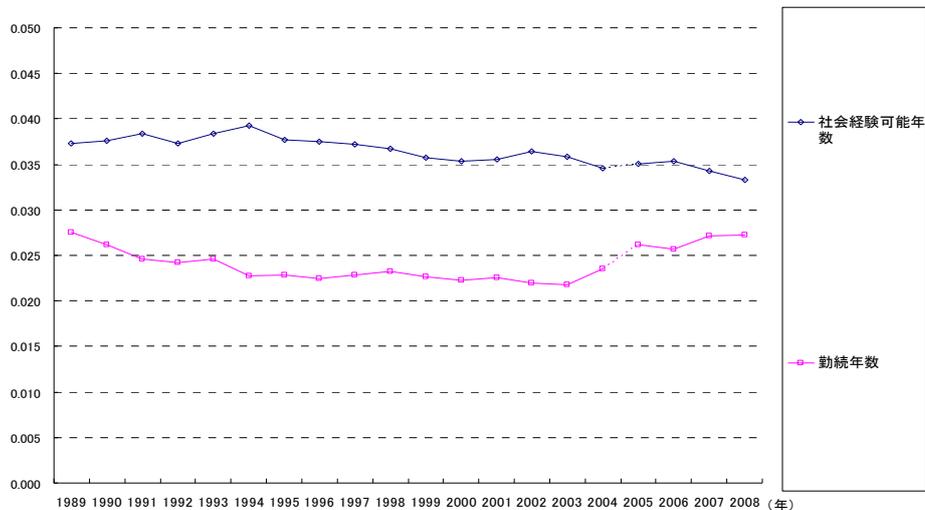
### 3.3.2 男性についての推定結果

図表 3-5 から図表 3-8 では、男性を対象とした推定結果が示されている（詳細は参考の参考図表 2 を参照）。各労働者属性の収益率は、男女計と同様に、符号条件は満たされている。また、男女計による推定結果と同様に、学歴取得による収益率は低下している。特に、大卒以上については、男女計の結果よりも低下幅が大きい。また、社会経験可能年数の収益率は、男女計についての収益率と比べて高い。その他の属性については、2000 年以降、男女計についての結果と同様の動きをしている。

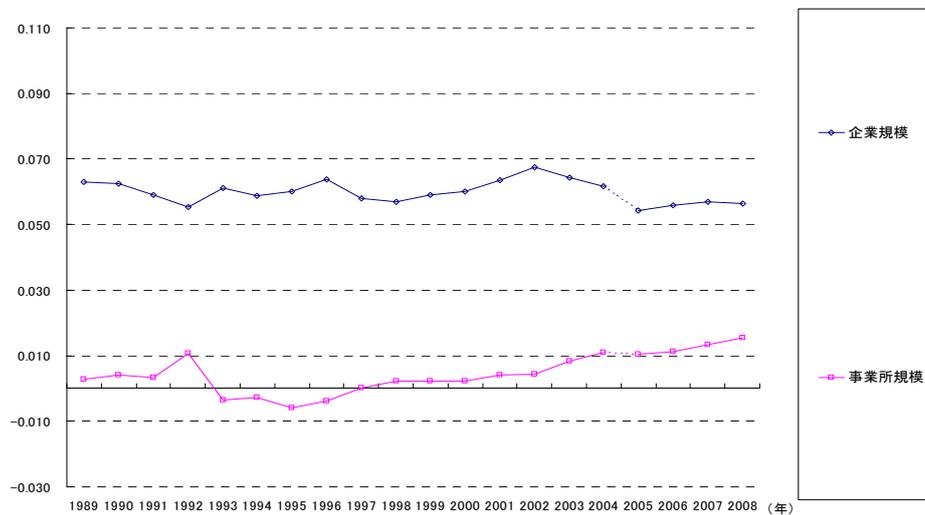
図表 3-5 学歴取得による収益率（男性）



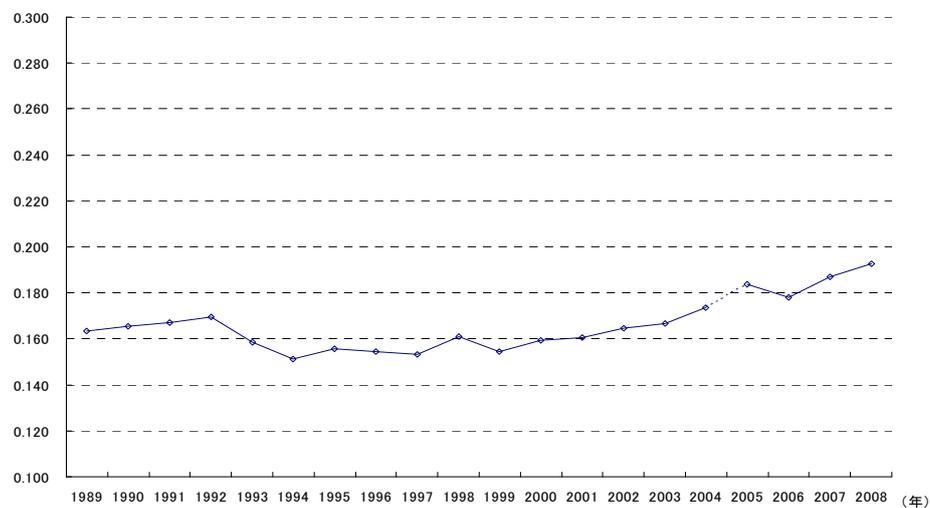
図表 3-6 社会経験可能年数・勤続年数の収益率（男性）



図表 3-7 企業規模・事業所規模の収益率（男性）



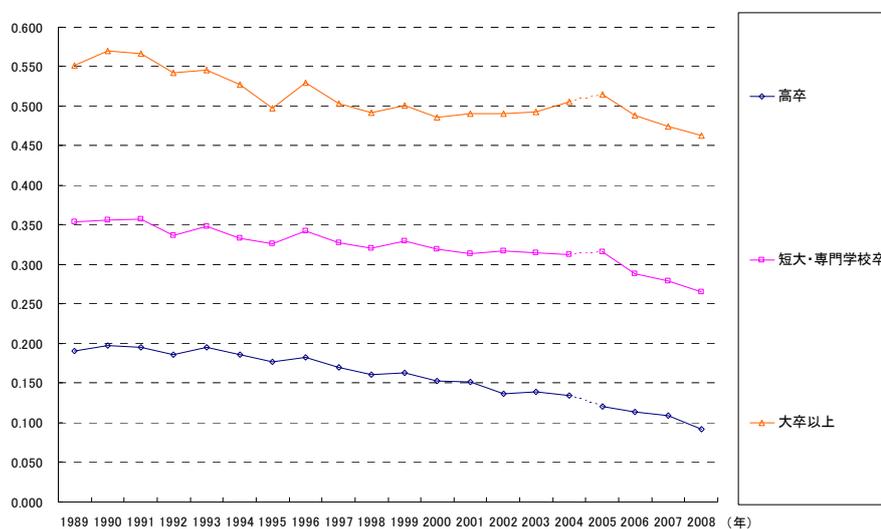
図表 3-8 管理的・専門的・技術的職種の収益率（男性）



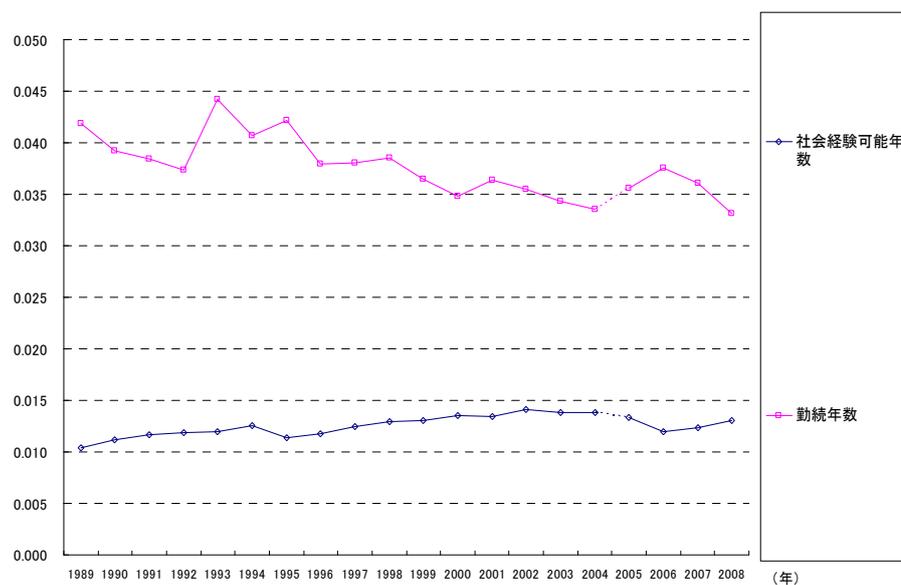
### 3.3.3 女性についての推定結果

図表3-9から図表3-11では、女性を対象とした推定結果を示している（詳細は参考の参考図表3を参照）。これによると、各労働者属性の収益率は男女計と同様に、符号条件は満たされている。収益率の値を男性と比較すると、勤続年数の収益率は高いが、社会経験可能年数の収益率は低い。また、学歴取得による収益率、管理的・専門的・技術的職種の収益率は男性よりも高くなっている。さらに、大卒以上や短大・専門学校卒といった学歴取得による収益率は低下しており、管理的・専門的・技術的職種の収益率は上昇している。他方、勤続年数の収益率や企業規模の収益率は低下している。

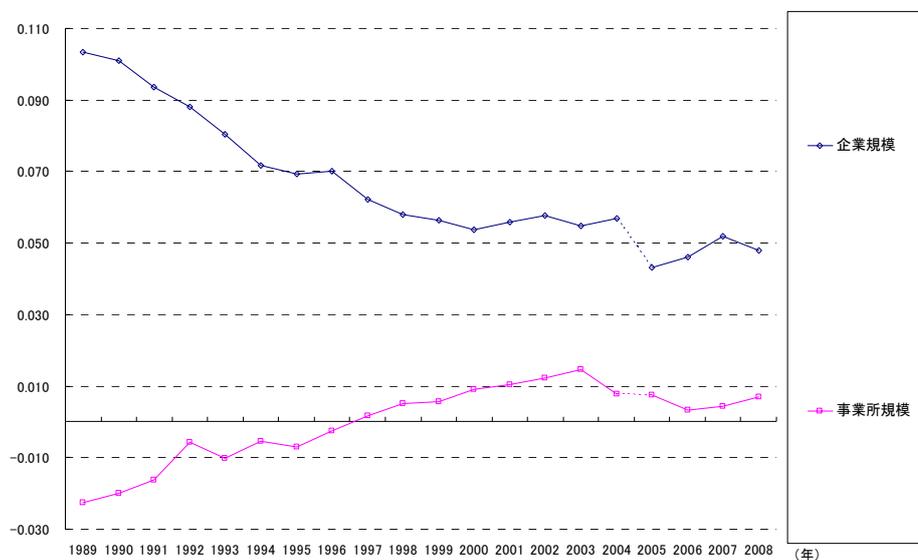
図表3-9 学歴取得による収益率（女性）



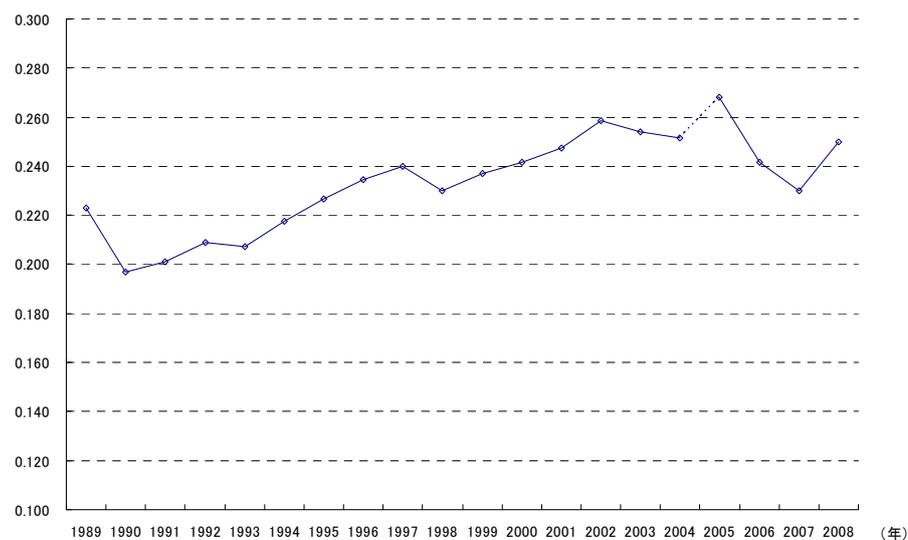
図表3-10 社会経験可能年数・勤続年数の収益率（女性）



図表 3-11 企業規模・事業所規模の収益率（女性）



図表 3-12 管理的・専門的・技術的職種の収益率（女性）



### 3.3.4 推定結果のまとめ

以上の推定結果をまとめると、学歴取得による収益率は男女ともに徐々に低下してきている。大学進学率の上昇に伴って労働者に占める大卒以上の学歴を持つ者の割合が増加しており、このことが高い学歴を取得することによる収益率を低下させるように作用していることが考えられる。さらに、職種の収益率は男女とも上昇しており、より高度な業務や専門的な業務に対する報酬が画一的な業務よりも相対的に上昇している可能性を指摘できる。

## 4 賃金の分散の要因分解

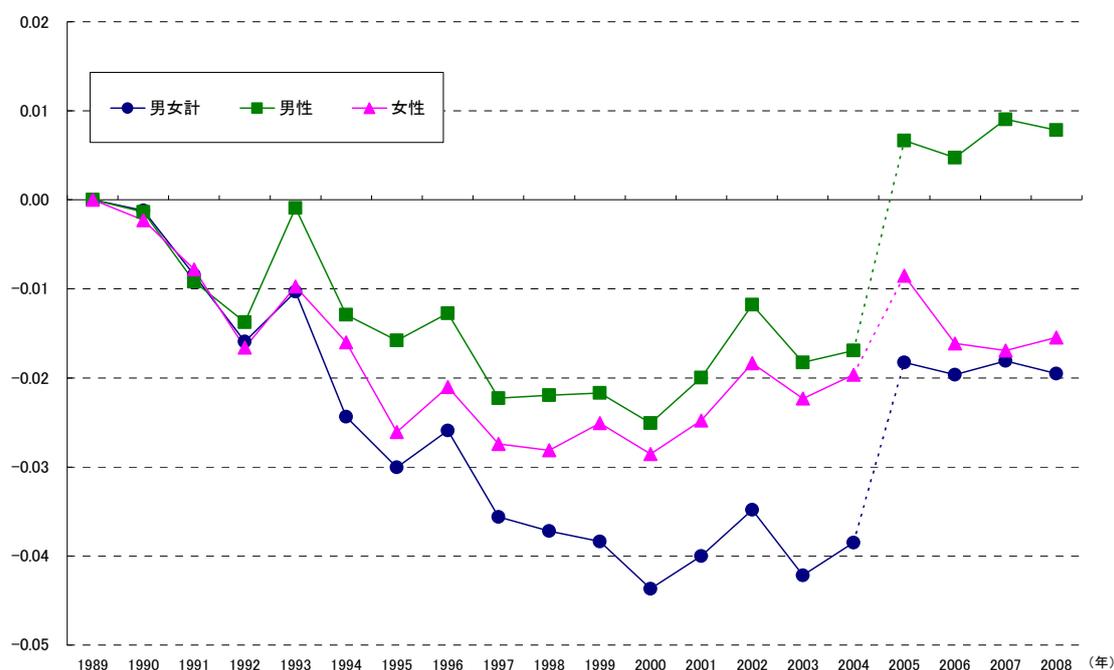
### 4.1 賃金の分散の推移

ここでは、賃金の分布の動向を概観する。分布の動向を測定する指標はいくつか提案されているが、本分析では、賃金の分布の変動を示す尺度として、基準年と比較年における時間当たり実質賃金の分散の変化に着目する。

具体的には、時間当たり実質賃金の分散を計測し、1989年からの変化をみた。値がプラス（マイナス）であれば、1989年と比較して当該年における時間当たり実質賃金の分散が拡大（縮小）していることを示している。また、前年と比べて、プラス幅が拡大（あるいはマイナス幅が縮小）していれば、賃金の分散が拡大しており、プラス幅が縮小（あるいはマイナス幅が拡大）していれば、賃金の分散が縮小していると言える。

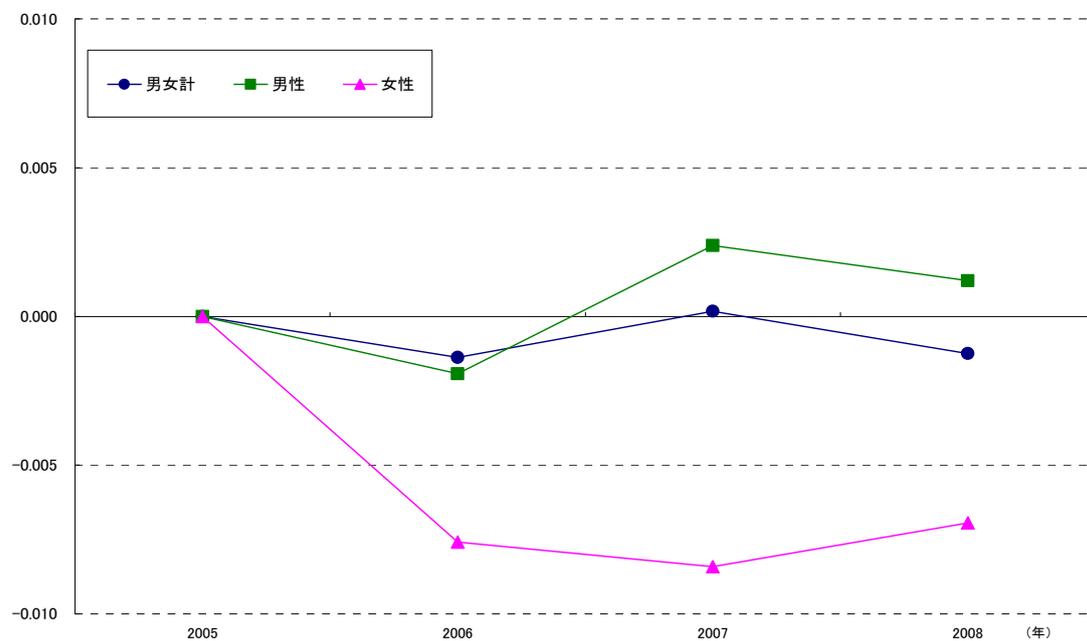
以上を前提として、男女計、男性、女性、それぞれについて、時間当たり実質賃金の分散の変化を推計したものが、以下の図表4-1a、4-1bである。

図表4-1a 時間当たり実質賃金の分散の変化  
(1989年からの変化)



備考) 時間当たり実質賃金の分散として、時間当たり実質賃金の対数値の分散を用いている。

図表 4-1 b 時間当たり実質賃金の分散の変化  
(2005 年からの変化)



図表 4-1 a によると、時間当たり実質賃金の分散は、1989 年と比較して 2000 年までは男女ともに分散は低下しており、特に、女性の低下幅が大きかった<sup>11</sup>。2000 年から 2004 年にかけては男女ともに低下幅はやや縮小した。また、2005 年からの変化をみると（図表 4-1 b）、男性では分散はやや拡大した一方、女性では縮小した。

<sup>11</sup> 男女計の値が、男性および女性の値よりも小さくなっているのは、男女間のばらつきが 1989 年以降縮小したことによる。

## 4.2 分散分解の手法

前節でみたとおり、時間当たり実質賃金の分散の動きをみると、1989年以降、賃金の分散が縮小した後、2000年以降は拡大に転じていることが明らかとなった。そこで、こうした賃金の分散の変化には、どのような要因が影響しているのかを明らかにするため、KKY (2008) の分析手法を用いて、学歴や勤続年数等の労働者属性の収益率の変化、労働者属性の分散の変化、それ以外の要因が賃金の分散に与える影響について検証を行う。

分析にあたっては、時間当たり実質賃金の分散の変化を、①労働者属性（学歴、社会経験可能年数、勤続年数、企業規模、事業所規模、職種、性別等）の収益率の変化、②労働者属性の分散<sup>12</sup>の変化、③残差の分散の変化に分解し、賃金の分散の変化に与える各要因の寄与を測定した。

まず、分散分解にあたっては、以下の定式化を行う。3で行った賃金関数の推定に際して、説明変数と誤差項に相関がないと仮定していたことから、賃金関数の被説明変数である時間当たり実質賃金の対数値の分散は、次のように表すことができる。

$$\text{var}(\ln y_t) = \beta_t' \text{var}(x_t) \beta_t + \text{var}(u_t) \quad \dots (2)$$

上記(2)式について、比較年となる $t$ 年と基準である1989年の差をとるとともに、特定の労働者属性( $x$ )及びその収益率( $\beta$ )の与える影響を抽出するため、以下の分解式を定義する。

---

<sup>12</sup> 労働者属性の分散とは、個々の労働者属性のばらつきを合計したものであり、労働者属性の多様化の程度を表している。

$$\begin{aligned} \text{var}(\ln y_t) - \text{var}(\ln y_{89}) &= [\beta_{89}^{\text{youin}=t} \text{var}(x_t) \beta_{89}^{\text{youin}=t} - \beta_{89}^{\text{youin}=t} \text{var}(x_t) \beta_{89}^{\text{youin}=t}] \\ &\quad + [\beta_{89}^{\text{youin}=t} \text{var}(x_t) \beta_{89}^{\text{youin}=t} - \beta_{89}^{\text{youin}=t} \text{var}(x_{89}) \beta_{89}^{\text{youin}=t}] \\ &\quad + [\beta_t^{\text{youin}=t} \text{var}(x_t) \beta_t^{\text{youin}=t} - \beta_{89}^{\text{youin}=t} \text{var}(x_t) \beta_{89}^{\text{youin}=t}] \\ &\quad + [\text{var}(u_t) - \text{var}(u_{89})] \end{aligned}$$

( *youin* は分析の対象として着目する労働者属性を表す。  
 $\beta_{89}^{\text{youin}=t}$  とは、労働者属性の収益率を表す推定係数ベクトルのうち、分析の対象として着目する *youin* の推定係数のみが  $t$  年の値であり、その他の推定係数は 1989 年の値であることを表す。)

- 第 1 項：労働者属性（学歴取得<sup>13</sup>、社会経験可能年数、勤続年数、企業規模、事業所規模、管理的・専門的・技術的職種、性別）の収益率の変化による寄与
- 第 2 項：労働者属性の分散の変化による寄与
- 第 3 項：第 1 項で捉えられている労働者属性以外の労働者属性の収益率の変化による寄与（その他の労働者属性の収益率の変化）
- 第 4 項：残差の変化による寄与

第 1 項は、労働者属性（学歴取得、社会経験可能年数、勤続年数、企業規模、事業所規模、管理的・専門的・技術的職種、性別）の収益率が変化したことによる寄与であり、第 2 項は、労働者属性の収益率は不変であり、労働者属性の分散が変化したことによる寄与、第 3 項は、第 1 項で捉えられている労働者属性以外の労働者属性の収益率が変化したことによる寄与を示している。第 4 項は、上記各項では捉えきれない要因の寄与を表している。

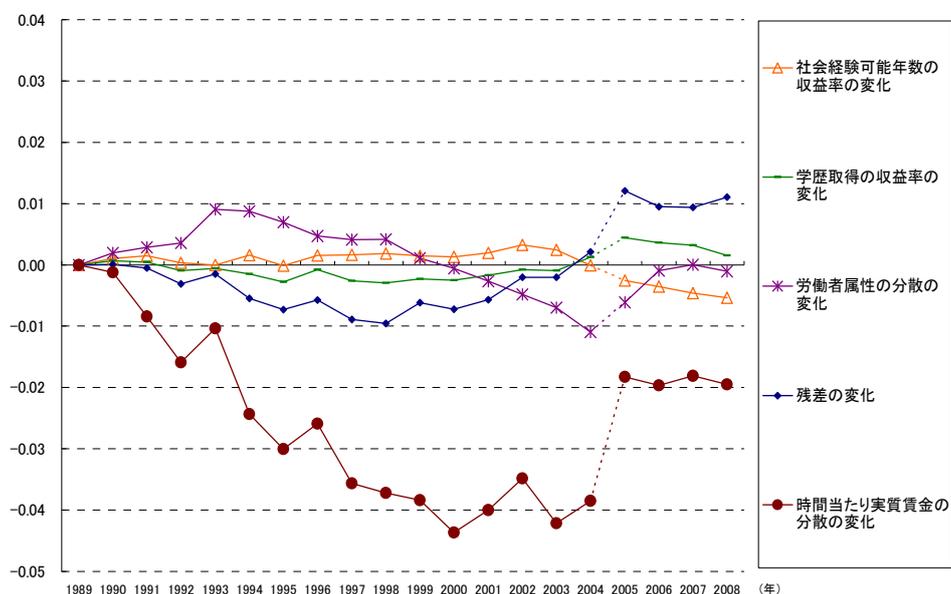
<sup>13</sup> 学歴取得による収益率の変化による寄与は、高卒、短大・専門学校卒、大卒以上の収益率の変化による寄与の合計値を用いる。

### 4.3 分散分解の結果

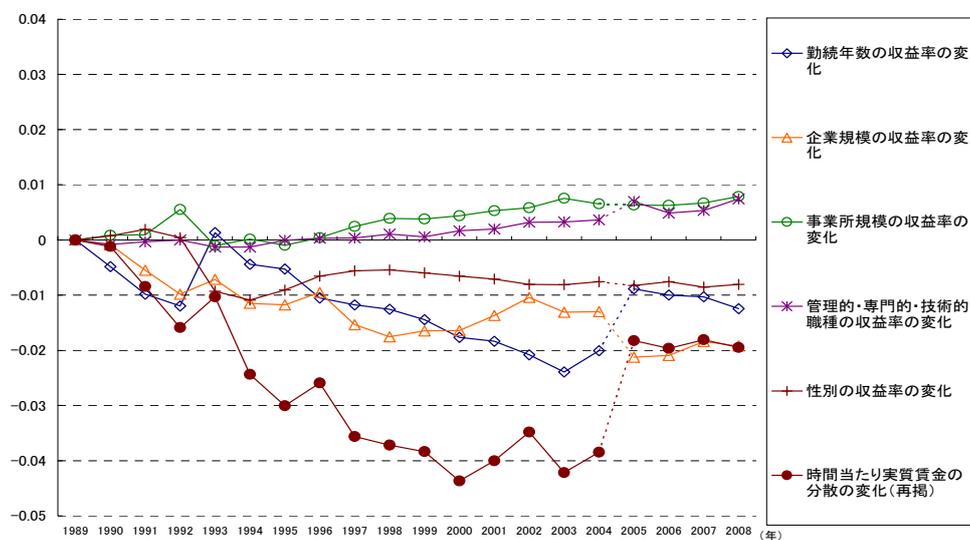
#### 4.3.1 男女計についての分析結果

1989年から2004年にかけて時間当たり実質賃金の分散は縮小したが、この変化に対して勤続年数と企業規模が寄与していた。他方、事業所規模、管理的・専門的・技術的職種は時間当たり実質賃金の分散を拡大させる方向に寄与し、学歴取得の寄与は小さくほとんどゼロであった（図表4-2 a、b）。

図表4-2 a 実質賃金の分散の要因分解（男女計）  
（1989年からの変化①）

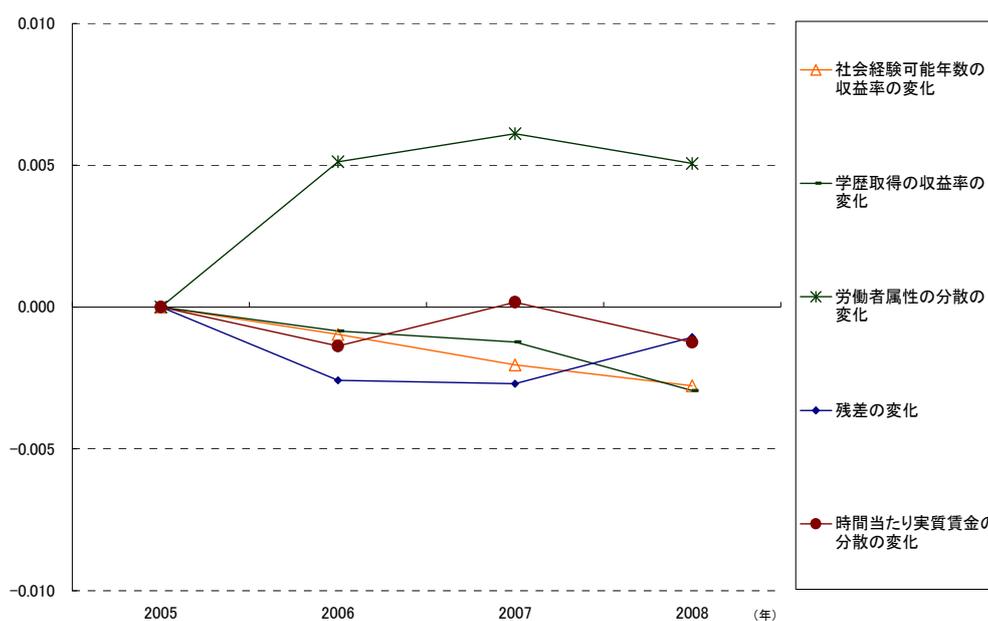


図表4-2 b 実質賃金の分散の要因分解（男女計）  
（1989年からの変化②）

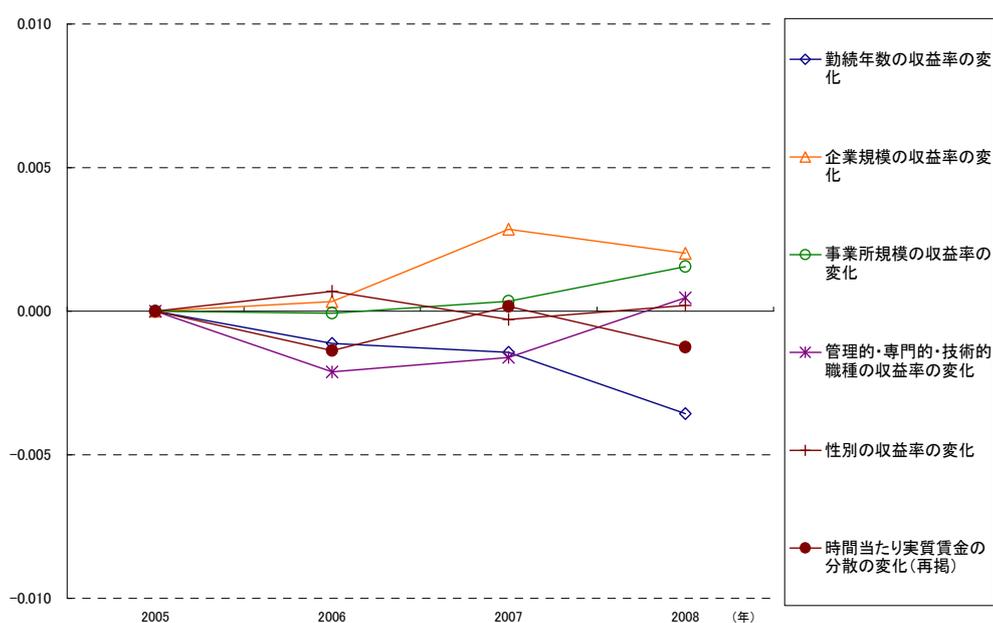


また、2005年から2008年までの期間においても、時間当たり実質賃金の分散は縮小したが、この変化に対して学歴取得、勤続年数、社会経験可能年数が寄与していた。他方、労働者属性の分散、企業規模、事業所規模は時間当たり実質賃金の分散を拡大させる方向に寄与していた（図表4-2c、d）。

図表4-2c 実質賃金の分散の要因分解（男女計）  
（2005年からの変化①）



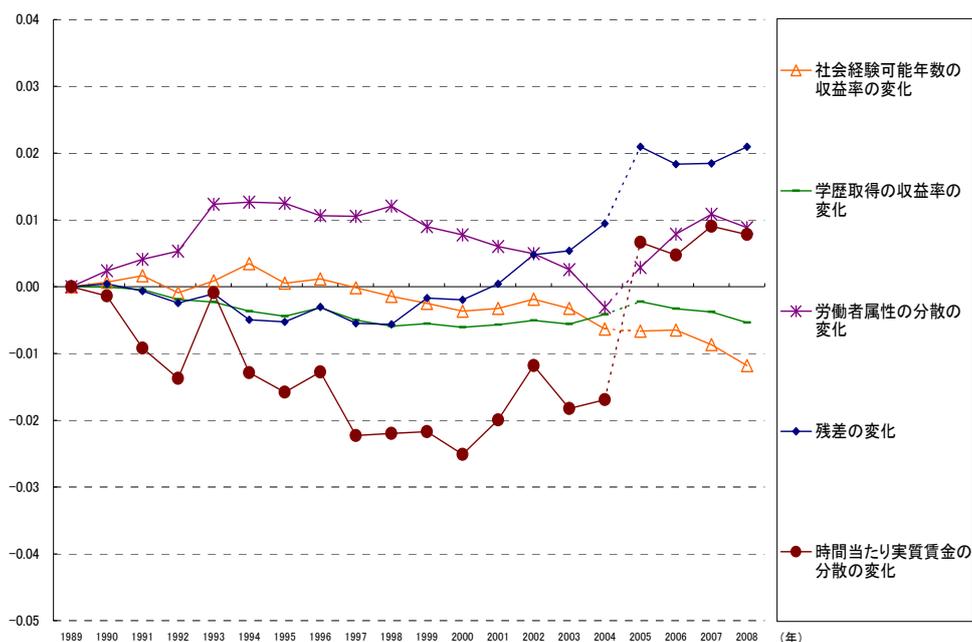
図表4-2d 実質賃金の分散の要因分解（男女計）  
（2005年からの変化②）



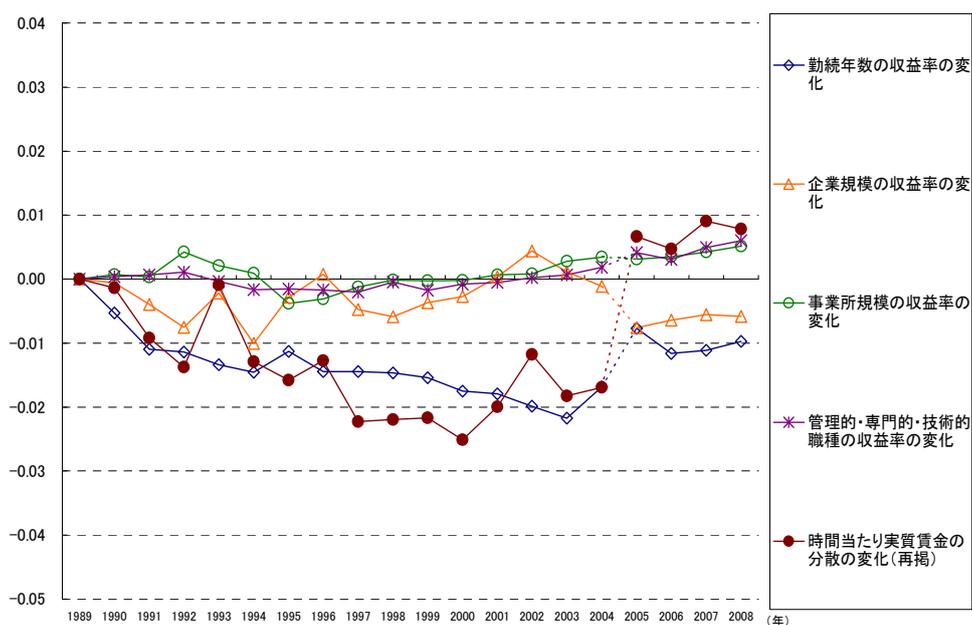
### 4.3.2 男性

1989年から2004年までにおいて、時間当たり実質賃金の分散は縮小しており、この変化に対して勤続年数が寄与していた。他方、事業所規模は時間当たり実質賃金の分散を拡大させる方向に寄与していた（図表4-3a、b）。

図表4-3a 実質賃金の分散の要因分解（男性）  
（1989年からの変化①）

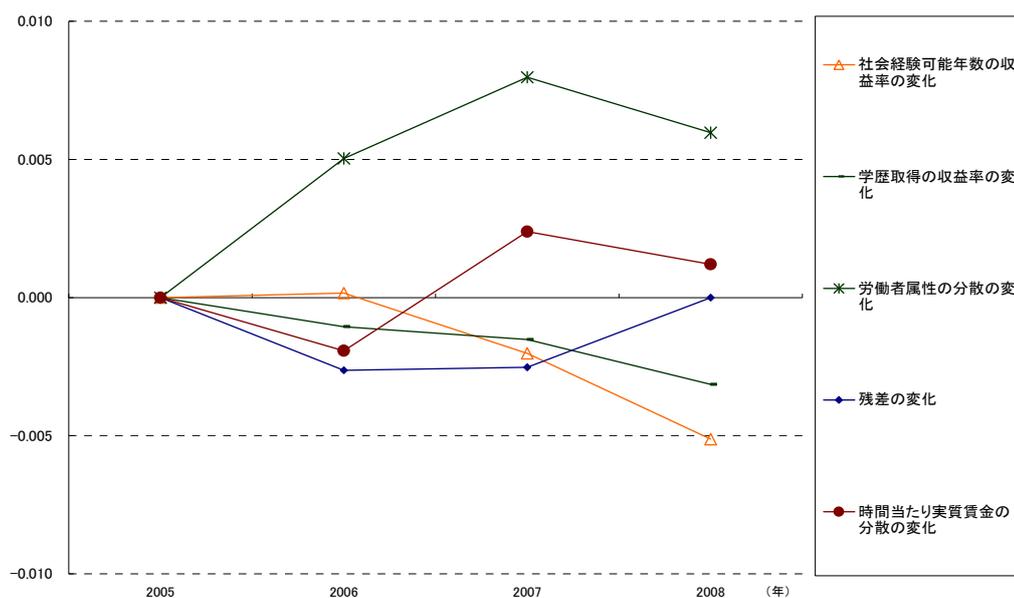


図表4-3b 実質賃金の分散の要因分解（男性）  
（1989年からの変化②）

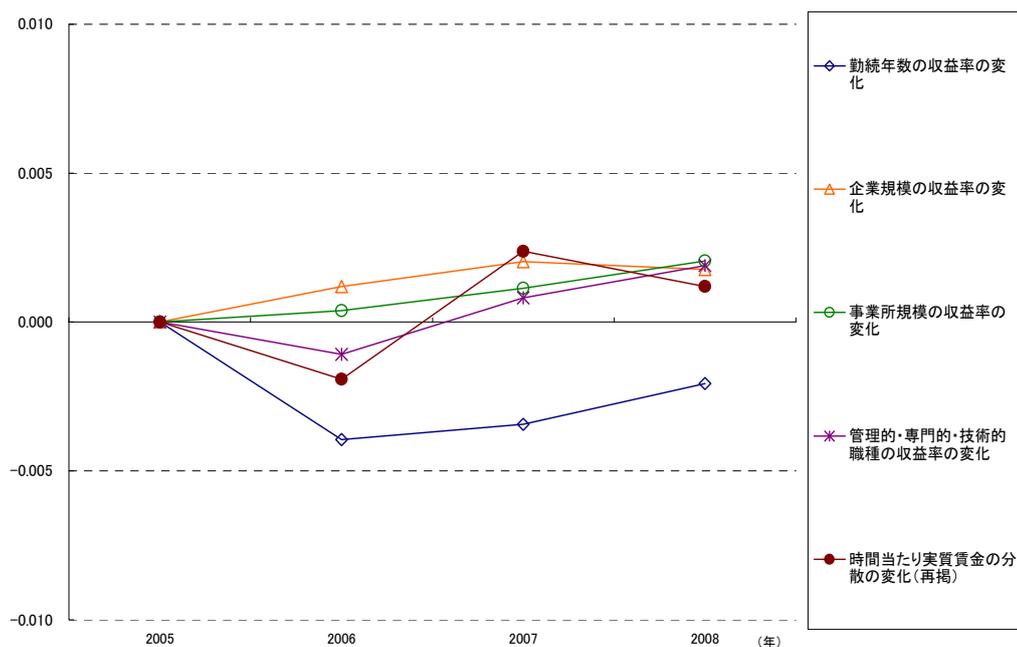


また、2005年から2008年までにおいては、時間当たり実質賃金の分散は拡大しているが、この変化に対しては労働者属性の分散、管理的・専門的・技術的職種、企業規模、事業所規模が寄与していた。他方、社会経験可能年数、学歴取得は時間当たり実質賃金の分散を縮小させる方向に寄与していた（図表4-3c、d）。

図表4-3c 実質賃金の分散の要因分解（男性）  
（2005年からの変化①）



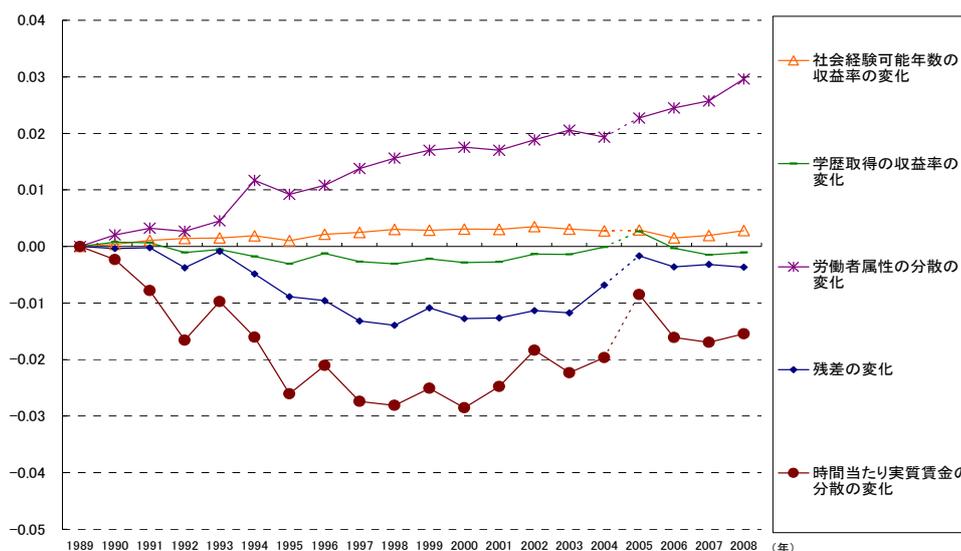
図表4-3d 実質賃金の分散の要因分解（男性）  
（2005年からの変化②）



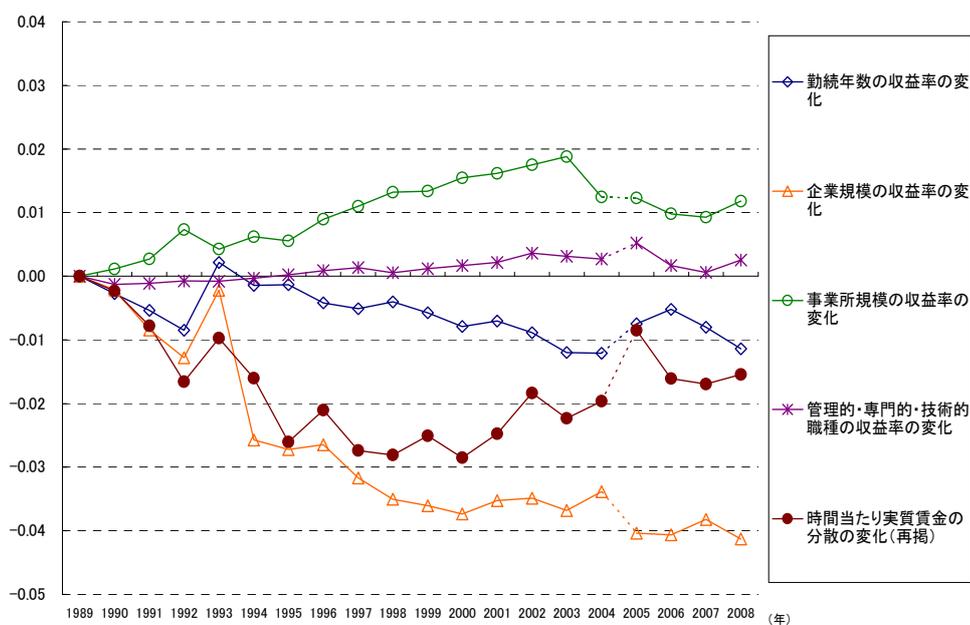
### 4.3.3 女性

1989年から2004年までにおいて、時間当たり実質賃金の分散は縮小しており、この変化に対しては企業規模、勤続年数が寄与していた。他方、労働者属性の分散、事業所規模は時間当たり実質賃金の分散を拡大させる方向に寄与していた（図表4-4a、b）。

図表4-4a 実質賃金の分散の要因分解（女性）  
（1989年からの変化①）

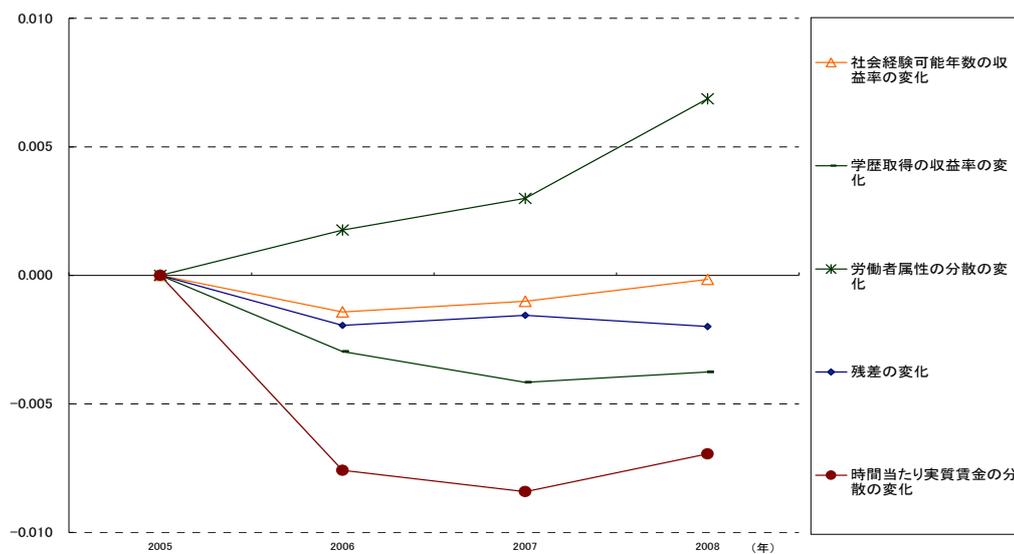


図表4-4b 実質賃金の分散の要因分解（女性）  
（1989年からの変化②）

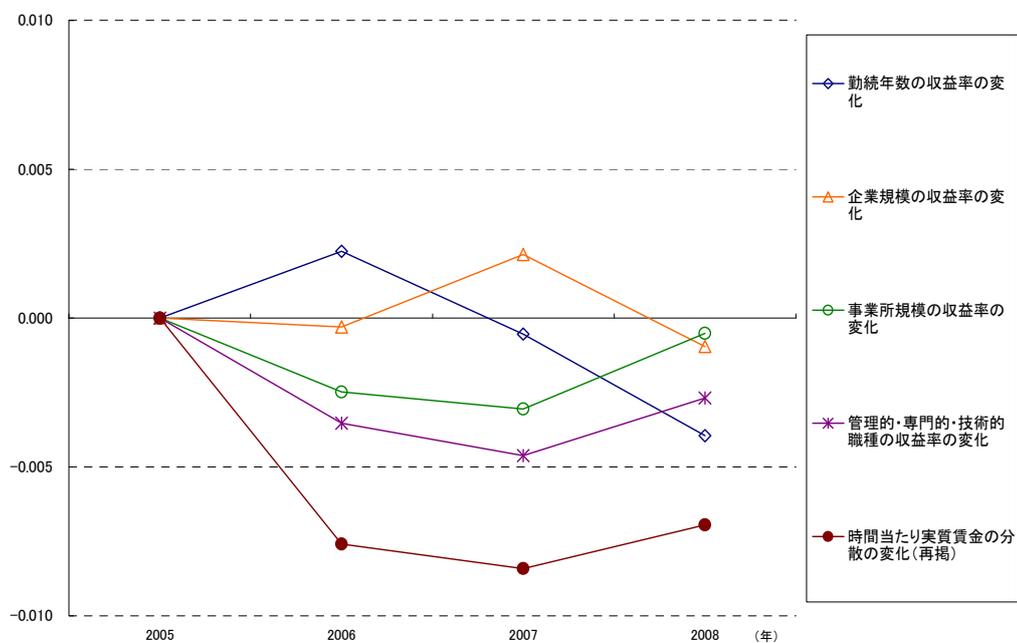


また、2005年から2008年までにおいても、時間当たり実質賃金の分散は縮小したが、この変化に対しては学歴取得、勤続年数が寄与していた。他方、労働者属性の分散は時間当たり実質賃金の分散を拡大させる方向に寄与していた（図表4-4c、d）。

図表4-4c 実質賃金の分散の要因分解（女性）  
（2005年からの変化①）



図表4-4d 実質賃金の分散の要因分解（女性）  
（2005年からの変化②）



## 5 まとめ

本分析では、一般労働者に関する1989年以降の賃金の分散について、労働者属性及びその収益率に焦点を当てた分析を行った。まず、賃金関数を推定することによって、労働者属性の収益率を推定したが、その結果、男女ともに学歴取得による収益率が低下したことが明らかとなった。労働者の高学歴化が進み、高学歴の労働者の供給が増加したことにより、高い学歴を取得することによる収益率が低下したものと考えられる。他方、管理的・専門的・技術的職種の収益率は上昇した。

次に、賃金の分布の変化を示す指標として、時間当たり実質賃金の分散を算出し、その推移をみたところ、2000年頃までは男女ともに賃金の分散は縮小したが、2000年前半から拡大に転じ、その拡大幅は徐々に大きくなった。

さらに、賃金の分散の変化を分散分解の手法によって分析すると、賃金の分散の拡大要因として、男性では事業所規模、管理的・専門的・技術的職種の寄与が、女性では労働者属性の分散の寄与が大きいという結果となった。逆に賃金の分散の縮小要因として、男性では社会経験可能年数、学歴取得、勤続年数の寄与が、女性では勤続年数の寄与が大きいという結果となった（図表4-5）。

図表4-5 賃金の分散の要因分解における各要因の寄与

		時間当たり 実質賃金の 分散の変化	社会経験 可能年数 の収益率 の変化	学歴取得 の収益率 の変化	勤続年数 の収益率の 変化	企業規模 の収益率 の変化
男女計	1989-2004	-	0	0	-	-
	2005-2008	-	-	-	-	+
男性	1989-2004	-	-	-	-	0
	2005-2008	+	-	-	-	+
女性	1989-2004	-	+	0	-	-
	2005-2008	-	0	-	-	0

		事業所規模 の収益率 の変化	管理的・ 専門的・ 技術的職種 の収益率 の変化	性別の 収益率の 変化	労働者 属性の分散 の変化	その他の労働 者属性の収益 率の変化	残差 の変化
男女計	1989-2004	+	+	-	-	0	+
	2005-2008	+	0	0	+	0	0
男性	1989-2004	+	+		-	0	+
	2005-2008	+	+		+	0	0
女性	1989-2004	+	+		+	0	-
	2005-2008	0	-		+	0	-

備考) 表中のプラス (+) およびマイナス (-) は、賃金の分散の変動に対する寄与をあらわしている。計算期間 (上段は1989年から2004年、下段は2005年から2008年) の間に増加した場合はプラス (+)、減少した場合はマイナス (-)、変化幅が絶対値で0.001以下である場合はゼロ (0) とした。