

# 正規－パート賃金格差と 地域別最低賃金の役割

——1990年～2001年

安部由起子

(北海道大学准教授)

田中 藍子

(北海道大学大学院)

本稿では、『パートタイム労働者総合実態調査』の個票データおよび『賃金構造基本統計調査』の公表データを用いて、1990年から2001年にかけての正規－パート賃金格差の実態を確認し、それが労働者の構成変化とどのように関連しているかを検討した。さらに1990年代にパート賃金が地域別にどのように推移したのかを検討し、そこにおいて最低賃金が果たしたであろう役割を考察した。女性雇用者の正規－パート賃金格差は、学歴・年齢階級を固定すると、1990年から2001年にかけて安定的であった。また、女性正規雇用者の高学歴化・高齢化はこのグループの賃金上昇の半分以上を説明しており、構成変化がなかったとしたら正規－パート賃金格差の拡大はなかったであろうことが示唆される。さらに1990年代には、パート賃金の上昇率が高賃金地域では低かった一方で、低賃金地域ではより高い上昇をした。低賃金地域での上昇率は、最低賃金の上昇率（全国ではほぼ均一）と同程度であった。この事実、最低賃金が低賃金地域のパート賃金を下支えた一方で、高賃金地域のパート賃金は最低賃金から制約されずに最低賃金に比べて下落したという仮説と整合的である。

【キーワード】 女性労働政策、女性労働問題、パート・派遣労働問題

## 目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 賃金の指標とデータ
- IV 正規－パート賃金格差の推移と構成変化の影響
- V 地域の動向——最低賃金ランク別の集計：1990年～2001年
- VI 結論

## I はじめに

日本の賃金格差に関する議論のなかで多くの注目を集めているのが、女性正規労働者と女性パート労働者の賃金格差の拡大である。厚生労働省(2004)は、『賃金構造基本統計調査』を特別集計

した結果から、一般労働者とパート労働者の格差が拡大傾向にあることを指摘している。ここでは女性労働者について、1990年におけるパート賃金は、一般労働者の賃金を100とすると58.9であったが、2002年にはそれが53.2となり、正規－パート賃金格差が拡大していることが報告されている<sup>1)</sup>。大竹(2005)も1980年から2002年にかけて、女性パート労働者と女性フルタイム労働者の賃金格差が趨勢的に拡大し続けていることを指摘している。篠崎(2001)は1980年代には女性正規雇用者の所定内給与の格差が拡大したものの、1990年代前半にはそれはいったん縮小し、その後は緩やかな拡大傾向にあること、しかし女性雇用者全体については給与の格差は1980年代から1990年代を通じて一貫して拡大しており、それ

には正規-非正規の格差が大きな寄与をしていることを強調している。

本稿ではまず、学歴別の正規-パート賃金格差がどのようなパターンを持っているのかを導出し、それが1990年から2000年代初めにかけて、大卒者以外では安定的なものであったことを示す。正規-パート賃金格差をめぐる議論の中で、学歴構成の影響を示唆しているのは大橋・中村(2004)である。本稿では、学歴別の正規-パート賃金格差について大橋・中村(2004)よりも直接的な形で検証するとともに、年齢階級による影響についても考察する。学歴別の集計は、以下の意味で意義がある。第1に、厚生労働省(2004)で報告されている正規-パート賃金格差は、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省、以下『賃金センサス』と略す)に基づいているが、『賃金センサス』のデータでは、たとえ個票データが利用可能であったとしても、パート労働者の賃金を学歴別に集計することはできない。なぜなら、『賃金センサス』の調査票では学歴情報は一般労働者についてのみ回答されることとなっており、パート労働者について学歴が調査されていないからである。本稿ではパート労働者の学歴別平均賃金を算出するために、『パートタイム労働者総合実態調査』(厚生労働省、以下『パート実態調査』と略す)の個票データを集計し、それを『賃金センサス』の公表データから得られる正規雇用者のデータとあわせて利用することにより、学歴・年齢階級別の正規-パート賃金格差の動向を把握し、それと労働力構成の変化がどのように関連しているかを検証した。その結果、女性正規雇用者の賃金上昇には労働者構成の変化の影響が大きい反面、女性パート雇用者についてはその影響は限定的であることが示された。そこで論文の後半では、労働者の構成変化以外の、パート賃金の上昇を説明する要因について検討し、地域別最低賃金が果たした役割について考察した。

本稿で得られた主要な結果は以下のとおりである。まず、1990年から2001年までの女性の正規雇用者とパート雇用者の賃金格差は、全体としては少しずつ拡大する傾向にあるものの、学歴と年齢階級を固定すると正規-パート賃金格差は安定

的である。第2に、1990年代には女性正規雇用者の中で若年層の割合が大幅に低下し、かつ高学歴化も生じている。そのような女性正規労働者の構成の変化は、このグループの賃金上昇の60%程度を説明している。一方、女性パート雇用者については、学歴・年齢構成の変化が賃金上昇を説明する度合いは限定的である。学歴・年齢の構成変化がなかったとしたら、正規-パート賃金格差は拡大しなかったことが示唆される。第3に、1990年代には、女性パート賃金の地域間格差は縮小している。この間、賃金が低い地域では最低賃金の上昇とほぼ同じ程度のパート賃金の上昇があった反面、賃金の高い地域のパート賃金の上昇率は最低賃金の上昇率よりも低かった。これはデフレ期に労働需要が減退した際、最低賃金が有効な制約として機能しない高賃金地域においては賃金が下落した半面、最低賃金が有効な制約であった低賃金地域においてはパート賃金が最低賃金によって下支えされたという仮説と整合的である。

本稿は以下のように構成されている。次節では先行研究の結果がまとめられる。Ⅲでは本稿で用いる賃金指標とデータについて説明がなされる。Ⅳでは学歴別の正規-パート賃金格差の実態が示され、それが女性労働力の構成とどのように関連しているのかが議論される。Ⅴでは地域別のパート賃金の動向について、最低賃金の役割と関連付けた議論が紹介される。Ⅵでは結論が述べられる。

## Ⅱ 先行研究

### 1 正規-パート賃金格差に関する先行研究

大竹(2000)、樋口(2001)、石原(2003)、大橋・中村(2004)、酒井(2006)はいずれも、パート賃金と正社員の賃金格差が拡大したことを指摘し、さらにその理由として、パートの労働供給増加によってパートの賃金が低下したことを示唆している。これらでは、パート賃金の時系列推移が、需要・供給要因によって生じているととらえられている。

正規-パート賃金格差の拡大は多くのところで指摘されているが、学歴・年齢等の属性を固定し

でも格差が拡大しているのかどうかは、必ずしも明らかにされてこなかった<sup>2)</sup>。全体として正規-パート賃金格差が拡大しているとしても、学歴・年齢等の構成変化がそれに大きく寄与しており、それらを固定したもとの格差が拡大していないのであれば、正規-パート賃金格差拡大の意味合いは大きく異なることになろう<sup>3)</sup>。

大橋・中村(2004)は、全年齢の女性労働者についての学歴別の正規-パート賃金格差を紹介し、高学歴であるほど格差が大きいことを示唆している<sup>4)</sup>。樋口・酒井(2004)は男女間賃金格差の時系列推移に関連して、若年の女性正規労働者が減少したという意味での構成変化が、女性正規労働者の平均賃金を上昇させ、男女間賃金格差の縮小に寄与した可能性を指摘している。

高原(2003)は1995年と1999年の『賃金センサス』のデータを用い、女性正規労働者と女性パート労働者の職種構成の違いが、女性の正規-パート賃金格差の大きな要因となっていること、1995年と1999年の間に低賃金職種の女性正規雇用者が女性パート雇用者によって代替されたことによって正規-パート賃金格差が拡大しており職種構成を固定すれば賃金格差は安定的であることを示している。本稿の正規-パート賃金格差に関する結果はこの結果と類似のものであるが、以下の点で分析上の違いがある。本稿では職種ではなく、学歴・年齢に着目していることである。高原(2003)で指摘されているとおり、『賃金センサス』において職種を割り当てることのできる労働者の割合は女性正規労働者、パート労働者では40%程度かそれ以下である。学歴・年齢階層については、そのようなかたちで分析対象の労働者が限定されることがない。さらに、長期にわたるデータを分析する際には、技術変化・経済環境の変化によって、細分化された職種の内容や構成が変化しうる。一方、学歴は20歳台後半になれば多くの個人にとって固定的なものになり、また年齢構成は人口構成によって決定されている。それらの意味で、学歴・年齢構成は職種構成よりも、その長期にわたるインプリケーションをより理解しやすいと考えられる。

## 2 地域別最低賃金に関する先行研究

地域別の賃金に関する先行研究として、安部(2001)では、1990年と1995年の『パート実態調査』のデータを用い、地域別最低賃金がパート賃金の下支えになっていたとは考えにくいと議論する。Kawaguchi and Yamada(2007)は、最低賃金ランクがCやDである賃金が低めの地域では、ランクがAやBである高賃金の地域と比較して、最低賃金が有効な制約になっている可能性が高いことを指摘し、また最低賃金が低賃金労働者の雇用にどのように影響したかを個別労働者のデータから分析している<sup>5)</sup>。堀・坂口(2005)では『賃金センサス』の個票データ、独自のアンケート調査の結果等、日本の地域別最低賃金・産業別最低賃金に関する詳細なデータを用いた分析が紹介されている。その第5章では、2003年の『賃金センサス』の個票データを用いた、最低賃金未満率に関する分析が紹介されている。そこでは最低賃金未満率を最低賃金レベルの指標であるカイツ・インデックス、人口構成、有効求人倍率等と関連付けた回帰分析の結果が紹介され、最低賃金が相対的に高い地域で最低賃金未満率が高くなっていることが指摘されている。

これらの既存研究では、1990年代後半のデフレ期に、パートの賃金決定がどのように変化したかについては分析されていない。以下で示されるように、1990年頃には、最低賃金は大都市地域では有効な制約とならなかった反面、地方においては有効な制約となる傾向があった。ところが1990年から2001年の間に、大都市地域でパート賃金が相対的に下落した。この一つの理由は、最低賃金が有効な制約でない地域では、賃金下降圧力がかかったときに賃金が容易に下落する一方、最低賃金が有効な制約である地域では賃金の下落が限定的であったことを反映していると考えられる。この側面は、既存研究ではほとんど指摘されてこなかった点である。

## III 賃金の指標とデータ

上述のように『賃金センサス』では、たとえ個

票データが利用可能であったとしても、学歴別パート賃金を得ることはできない。そこで以下では、『賃金センサス』から得られる学歴・年齢階級別の正規雇用者（『賃金センサス』の定義では一般労働者）の平均賃金と、1990年・1995年・2001年の『パート実態調査』を集計して得られた学歴・年齢階級別パート労働者の平均賃金から、正規－パート賃金格差の動向を把握する<sup>6)</sup>。

### 1 時間あたり賃金の指標

賃金構造に関する研究では、時間あたり賃金の指標を用いて賃金分布に関する考察が行われている。この際、①個別労働者が1時間働いたときに受け取る賃金について、個人ベースで集計する（平均賃金の場合には以下で  $hw_1$  と表記するものに対応する）、②個別労働者の1時間あたり賃金を、その労働者の労働時間でウエイト付けして集計する（平均賃金の場合には以下で  $hw_2$  と表記するものに対応する）、という2種類の集計方法がありうる。平均賃金を計算する際にも、あるいは賃金分布を導く際にも、この2つのウエイト付けは異なる意味をもつ。前者はたとえば、労働者間の賃金格差を考察する際に適しているといえよう。後者は、生産関数に投入される労働時間でウエイト付けされていることから、たとえば労働の限界生産性を考察する際に適した指標であるかもしれない。

個人でウエイト付けされた時間あたり平均賃金 ( $hw_1$ )、および労働時間でウエイト付けされた時間あたり平均賃金の指標 ( $hw_2$ ) は、以下のように表される：

$$hw_1 = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{12m_i + b_i}{H_i} \right) \right] \cdot \frac{1}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N hw_{1i}}{N} \quad (1)$$

$$hw_2 = \frac{\sum_{i=1}^N (12m_i + b_i)}{\sum_{i=1}^N H_i} = \frac{\left[ \sum_{i=1}^N (12m_i + b_i) \right] / N}{\left[ \sum_{i=1}^N H_i \right] / N} \\ = \sum_{i=1}^N hw_{2i} \frac{H_i}{\sum_{i=1}^N H_i} \quad (2)$$

ここで、 $N$ は労働者数、 $i$ は労働者個人のインデックス、 $H_i$ は労働者 $i$ の年間労働時間、 $b_i$ は労働者

$i$ の年間賞与、 $m_i$ は労働者 $i$ の月収（本稿では『賃金センサス』から、きまって支給する現金給与額を用いる）、 $hw_{1i}$ は個人 $i$ の1時間あたりの賃金を表す。(2)式の2行目の表現は、 $hw_2$ が個別労働者の $hw_{1i}$ をその労働者の労働時間 ( $H_i$ ) でウエイト付けした加重平均であることを示している。

上記の2つの平均賃金指標は、異なる目的のためにそれぞれ有用であるが、日本のデータを用いた代表的な正規－パート賃金格差の計算では  $hw_1$  が用いられてきた（たとえば厚生労働省（2004）<sup>7)</sup>）。しかしながら、 $hw_2$ にも一定のメリットがある。その一つは、この賃金指標を用いた正規雇用者の平均賃金は『賃金センサス』の公表データから計算でき、したがって多数の年次について容易に利用可能であるという点である<sup>8)</sup>。ただし、労働時間でウエイト付けされているため、 $hw_2$ の「格差」は個別労働者間の格差とはいえない。

以下では、正規労働者賃金が公表データから得られるという利点を活かし、 $hw_2$ （労働時間でウエイト付けされた賃金）を用いて分析を行う。『パート実態調査』からも、労働時間でウエイト付けした平均賃金を集計し、それを正規雇用者の1時間あたり賃金の推移と対応させて分析する。

### 2 データ

正規雇用者については、1990年と2001年の『賃金センサス』の第1巻第1表から、きまって支給する現金給与額、所定内実労働時間、超過実労働時間、年間賞与その他特別給与額、労働者数の情報を利用した。既存研究でなされているように、年間賞与その他特別給与額については、次年度のデータから前年度の年間賞与等の数値をとって用いた。

パート労働者については、『パート実態調査』の個票データから学歴・年齢階級別の賃金を算出した。このデータを利用するにあたり、時間あたり賃金は、時給で賃金を支払われている労働者については時給を、日給や月給で支払われている労働者についてはそれらを労働時間（日給の場合1日の、月給の場合月間の労働時間）で割り算したものをを用いている。これらは、賞与（ボーナス）を含まない賃金である。正規－パート賃金格差を計

算するには賞与を含んだ計算が望ましいが、『パート実態調査』の前年年収・夏季賞与支給額の調査項目を用いて賞与込みの賃金を正確に予測できる保証はない<sup>9)</sup>。また、本稿後半では地域別最低賃金に関する分析を紹介するが、最低賃金が守られているかどうかを決定する際に基準とする賃金には賞与は含まれないので、最低賃金にかかわる分析では賞与を含まない賃金を用いるほうが適切と考えられる。そこで本稿では賞与を含まないパートの時間あたり賃金指標を用いた分析を紹介するが、補論ではパート賃金について賞与の補正を行った結果も紹介している(注9参照)。さらに、時間あたり賃金が欠損値である、前年年収が900万円を超える、復元倍率が著しく大きく1-2個の標本でセルの平均賃金等に大きな影響を及ぼす標本はサンプルから除いている。このようにして計算された個別労働者の時間あたり賃金を、それぞれの労働者の労働時間でウェイト付けして平均をとることにより、労働時間でウェイト付けされた平均賃金を計算した。

個票データが利用可能であった『パート実態調査』を用いて、前節で定義された、 $hw_1$ 、 $hw_2$ を計算した結果が、表1に示されている。ここから、パート賃金には学歴別に差があることがわかる。この結果からも、パート賃金を学歴別に集計する

表1 女性パート労働者の実質賃金(2000年価格、単位:円)

$hw_1$					
	学歴計	中卒	高卒	短大卒	大卒
1990年	749.47	703.63	739.92	802.42	1103.43
1995年	847.24	798.90	816.77	912.49	1198.58
2001年	869.89	816.56	843.42	899.36	1091.23

$hw_2$					
	学歴計	中卒	高卒	短大卒	大卒
1990年	728.70	690.40	721.62	788.03	965.06
1995年	827.60	792.30	807.57	880.43	1048.96
2001年	860.51	818.54	835.25	895.56	1042.38

最低賃金(実質)の平均値(全国平均)とその上昇率		
年	平均値	上昇率
1990年	549.47	
1995年	614.41	1990年-1995年
2001年	666.94	1995年-2001年

注) : 59歳以下の女性パート労働者のサンプルから集計。

ただし大卒者については50歳以上はサンプルから除いて計算している。

最低賃金の平均値(全国平均)は1990年のランク区分をもとに以下の手順で計算している。

(1) 47都道府県の地域別最低賃金をCPIで実質化する。

(2) 4つのランク別に、(1)の単純平均をとる。

(3) (2)を各ランク別のパート労働時間( $hw_2$ )のシェアでウェイト付けして平均値をとる。

出所) : 『パート実態調査個票』から筆者集計。

ことは有益であることが示唆される。

#### IV 正規-パート賃金格差の推移と構成変化の影響

この節ではまず、上記で説明されたデータを用いて学歴別の正規-パート賃金格差がどのように推移したかを示し、次に学歴と年齢構成の変化によって正規-パート賃金格差の時系列変化のうちどれだけが説明されるかを検討する。

##### 1 学歴別正規-パート賃金格差の推移

上述のように『賃金センサス』公表データから女性正規雇用者の学歴・年齢階級別の平均賃金を、『パート実態調査』個票から女性パート雇用者の学歴・年齢階級別の平均賃金をそれぞれ集計し、その賃金格差(パート労働者の $hw_1$ /正規労働者の $hw_2$ で定義する)を1990年と2001年について図示したものが、図1である。図1の縦軸の値は、パート雇用者の時給と正規雇用者の時給との格差が小さいほど1に近い値をとり、正規雇用者の時給との格差が大きいほど0に近い値をとる<sup>10)</sup>。パート賃金を正規賃金で割って定義する正規-パート賃金格差指標は、厚生労働省(2004)、大竹(2005)でも用いられている。この図から、以下のことがわかる。

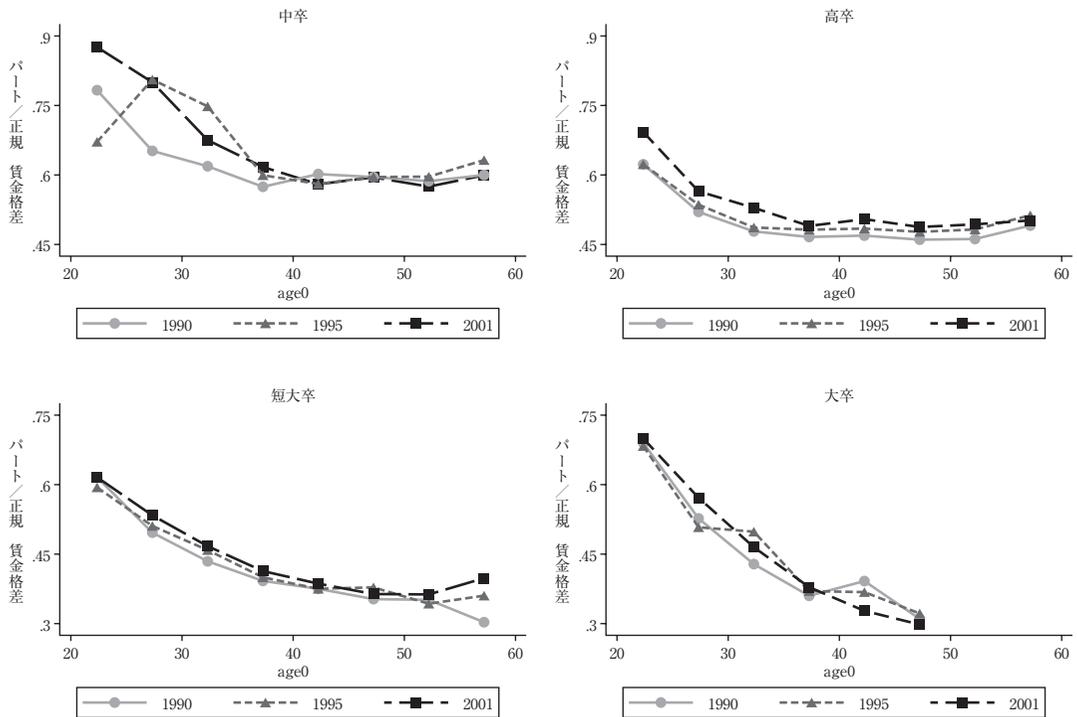
( $hw_1$ ,  $hw_2$ の定義)

$$hw_1 = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{12m_i + b_i}{H_i} \right) \right] \cdot \frac{1}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N hw_{1i}}{N}$$

$$hw_2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left( \frac{12m_i + b_i}{H_i} \right)}{\sum_{i=1}^N H_i} = \frac{\left[ \sum_{i=1}^N (12m_i + b_i) \right] / N}{\left[ \sum_{i=1}^N H_i \right] / N}$$

$$= \sum_{i=1}^N hw_{2i} \frac{H_i}{\sum_{i=1}^N H_i}$$

図1 女性雇用者の学歴・年齢階級別正規-パート賃金格差(ボーナス補正なし)



出所:『賃金センサス』集計データおよび『パート実態調査』個票データ (いずれも厚生労働省) より筆者集計。

第1に、大橋・中村(2004)に示唆されているように、一般に学歴が高いほど正規-パート賃金格差が大きくなっている。中卒の場合、どの年齢層においても正規-パート賃金格差(パート賃金/正規賃金)が0.57を下回ることにはないが、大卒の場合、年齢階級によってはパート雇用者の時間あたり賃金は正規雇用者の0.3程度しかない場合さえある。しかしながら、大卒の女性パート雇用者は近年増加してはいるものの、数としては多くはない。女性パート労働者のうち大きなシェアを占めるのは、高卒および短大卒である<sup>11)</sup>。

第2に、高学歴(短大卒・大卒)女性の正規-パート賃金格差は年齢が上昇するにつれて拡大する。その一方、高卒・中卒女性の正規-パート格差は、30歳以降については年齢にかかわらずほぼ一定の水準である。

第3に、1990年と2001年の正規-パート賃金格差を比較すると、学歴・年齢階級を一定とすれば、大卒を除き、格差はほぼ安定的である。したがってIV2で詳しく議論されるように、1990年

代以降に女性労働者の中での正規-パート賃金格差が拡大したことの原因は、格差そのものが拡大しているというより労働者の構成変化が大きな寄与をしていたと考えられる。またパート労働者の多い高卒女性・短大卒女性については、ほとんどの年齢層で、正規-パート賃金格差は1990年と2001年でほぼ同水準か、若干の縮小をみせている<sup>12)</sup>。

学歴・年齢階級別の正規-パート賃金格差が安定的であることは、パートの供給増加によりパートの相対賃金が下落したという需要・供給要因に基づく仮説(大竹(2005)ほか)に対して、どのような意味を持つであろうか? 学歴を固定したもとの、相対的に正規雇用と比較してパートの供給が増加しており、かつ、正規労働とパート労働の代替性は小さいという仮定のもとでは、相対的なパートの供給の増加はパートの相対賃金を下げることが予想される<sup>13)</sup>。しかしながら、学歴別の相対賃金が安定的であるのであれば、そもそも供給増が(労働者間の代替が不完全であるという仮定

のもとで)賃金低下をもたらした、とは議論しにくいし、また、そのような賃金低下が正規-パート賃金格差を拡大したとも考えにくいであろう。

## 2 労働力構成変化の影響<sup>14)</sup>

次に、女性労働者全体における正規-パート賃金格差の拡大が女性労働者の属性構成(本稿では学歴と年齢に注目する)とどのようにかかわっているのかを検討する。

まず本稿で用いているデータで、女性労働者の正規-パート賃金格差が1990年から2001年の間にどのように変化したのかを確認しておこう。59歳以下の女性労働者について、正規-パート賃金格差を計算すると、1990年に0.528、2001年に0.505である<sup>15)</sup>。一方、厚生労働省(2004)に掲載されている数値によると、同様の格差は1990年に0.589、2001年に0.543である。したがって、本稿で用いられている正規-パート賃金格差の水準は、厚生労働省(2004)と比較して水準自体が低くなっているが、これはパート労働者のデータで賞与を含めていないことが主な原因であろうと考えられる。2001年の正規-パート賃金格差を1990年のそれと比較すると、本稿のデータでは4.4%( $= (1 - 0.505 / 0.528) * 100$ )、厚生労働省のデータでは7.8%の格差拡大がみられることになり、本稿のデータでは格差の拡大はより小幅であるが、近年になるに従い格差が拡大していることは共通している。なお本稿のデータでも、補論(注9参照)に説明されている方法でパート賃金に賞与を含める補正を行った場合には、この間の格差の拡大は10.1%となる。

この正規-パート賃金格差の拡大は、正規雇用者の学歴・年齢構成が大きく変化した中で生じている。図2-1および図2-2は女性正規雇用者(全年齢)によって供給された総労働時間のうち、学歴×年齢階級別に供給された労働時間のシェアを表示したものである。1990年代前半から2000年代前半の間、女性正規雇用者のうち24歳以下の就業者の割合は大きく減少し、短大卒者・大卒者の割合、および25歳以上の割合が上昇している。本稿で用いる『賃金センサス』のデータでは、女性正規雇用者によって供給された総労働時間の

うち、24歳以下の正規労働者の労働時間のシェアは、1990年に30.9%であったが、2001年には18.6%となっており、10%以上も低下している。この意味で女性正規雇用者の中で「高齢化」が進んでいる。また、短大卒者によって供給された労働時間が女性正規雇用者の労働時間に占めるシェアは1990年に18.4%であったものが、2001年には30.0%まで上昇している。同じく女性大卒者によって供給された労働時間のシェアは、1990年に5.1%であったものが、2001年には12.3%になっており、女性正規雇用労働の高学歴化が進んでいる。

女性パート労働者についても学歴・年齢構成の変化がみられる。図3-1および図3-2は女性パート雇用者によって供給された総労働時間(全年齢)のうち、学歴×年齢階級別に供給された労働時間のシェアを表示している。特に顕著なのは学歴構成の変化であり、中卒の割合が23.2%から10.2%に低下する一方<sup>16)</sup>、短大卒の割合が12.8%から21.4%に、大卒の割合が1.9%から6.3%に変化している。女性パート労働者の中での高卒の割合はほぼ一定である。

学歴・年齢階級の構成変化によって、1990年代における女性労働者の賃金上昇がどの程度説明されるかを確認するため、1990年と2001年のデータを用い、2時点と比較する簡単な分解を行う。具体的には、

(A) 実質平均賃金プロファイルが1990年のそれに固定された場合に、学歴別・年齢階級別の労働時間ウエイトが2001年のものになったとしたら、平均賃金の値はどうなるか?

(B) (A)で生ずる賃金上昇は、実際に生じた女性正規雇用者の実質賃金上昇のうち、どの程度を説明するか?

を計算する。具体的には、学歴別の年齢構成の変化の影響を、以下のように分解する。

年齢階級のインデックスを $a$ 、学歴のインデックスを $s$ とおく。 $a$ は5歳刻みの年齢階級に対応し、 $s$ は4つの学歴水準(中卒、高卒、短大卒、大卒)に対応している。 $W_{ast}$ を時点 $t$ における、 $a$ 年齢階層・ $s$ 学歴水準の平均実質賃金とする。このとき、時点1の平均実質賃金( $W_1$ )と時点0で

の平均実質賃金 ( $W_0$ ) の差は、以下のように分解可能である。

$$\begin{aligned}
 W_1 - W_0 &= \frac{\sum_{a,s} W_{as1} H_{as1}}{\sum_{a,s} H_{as1}} - \frac{\sum_{a,s} W_{as0} H_{as0}}{\sum_{a,s} H_{as0}} \\
 &= \left( \frac{\sum_{a,s} W_{as0} H_{as1}}{\sum_{a,s} H_{as1}} - \frac{\sum_{a,s} W_{as0} H_{as0}}{\sum_{a,s} H_{as0}} \right) \\
 &\quad + \left( \frac{\sum_{a,s} W_{as1} H_{as1}}{\sum_{a,s} H_{as1}} - \frac{\sum_{a,s} W_{as0} H_{as1}}{\sum_{a,s} H_{as1}} \right)
 \end{aligned} \tag{3}$$

この前半の括弧内は、ここで注目している労働者の年齢・学歴の構成変化による賃金の上昇分であり、上の (A) である。賃金プロファイルは 0 時点のもの ( $W_{as0}$ ) で固定し、労働時間ウエイトが  $H_{as0}$  から  $H_{as1}$  に変化したことの影響に対応している。2 番目の括弧内が、年齢階級・学歴で定義されたセルの平均年収が時点 0 から時点 1 にかけて変化したことを、時点 1 の労働時間ウエイト ( $H_{as1}$ ) で重み付けして評価したものである。実質賃金の変化の影響を、1 時点の固定ウエイトで評価したものといえる。上記 (A), (B) を計算した結果が、表 2 に示されている。

1990 年から 2001 年にかけての女性労働者の実

図 2-1 1990年 女性正規雇用者の学歴×年齢階級別労働時間シェア

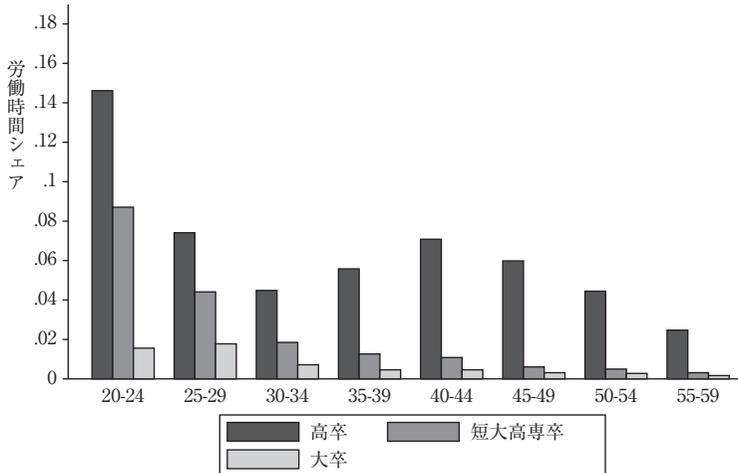
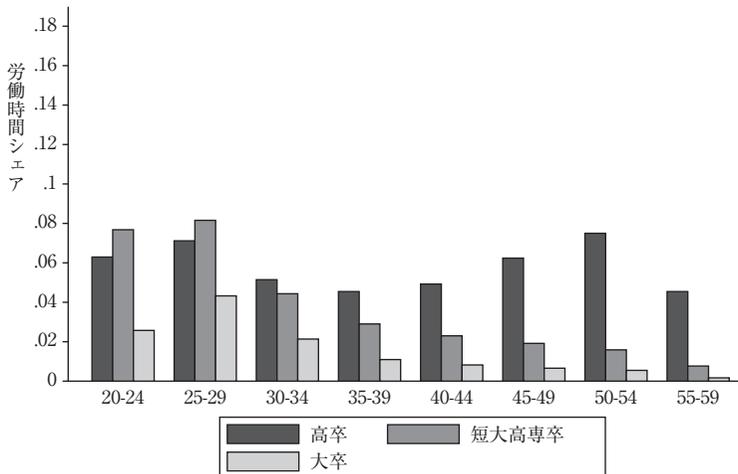


図 2-2 2001年 女性正規雇用者の学歴×年齢階級別労働時間シェア



出所：『賃金センサス』より筆者作成。

賃金上昇のうち、正規雇用者では59.6%が、パート雇用者では18.8%が、学歴・年齢構成の変化によって説明される<sup>17)</sup>。1990年から2001年の間、女性正規雇用者の賃金は23.5%実質で上昇した一方、パート女性雇用者のそれは18.1%上昇している。正規雇用者の賃金上昇の半分以上は学歴・年齢構成の影響で説明できる反面、パート労働者の賃金上昇はそれでは説明できない。

また、学歴を固定して年齢別の年齢分布の変化がどの程度、1990年から2001年にかけての賃金上昇を説明するかも検討した結果も、表2に示されている。これから、正規雇用者(59歳以下)の賃金上昇のうち、高卒で41.1%、短大卒で53.2

%、大卒で45.4%が年齢構成の変化により説明できることがわかる。同一学歴内の正規雇用者の労働力構成の「高年齢化」は賃金上昇の多くを説明するものの、それだけでは学歴×年齢構成で説明可能な60%には達しない<sup>18)</sup>。

パート雇用者についても、学歴別に年齢構成の変化がどの程度賃金上昇を説明するかを検討した。こちらでは、年齢による賃金上昇の効果はきわめて小さく、それが大きめの値をとる高卒や大卒でも、6%未満である。そもそも学歴×年齢構成の変化で説明可能な部分は18.8%と大きくはないものの、その中でも高学歴化の影響が大きいことがわかる。

構成変化が賃金格差にどのような影響を与えた

図3-1 1990年 女性パート雇用者の学歴×年齢階級別労働時間シェア

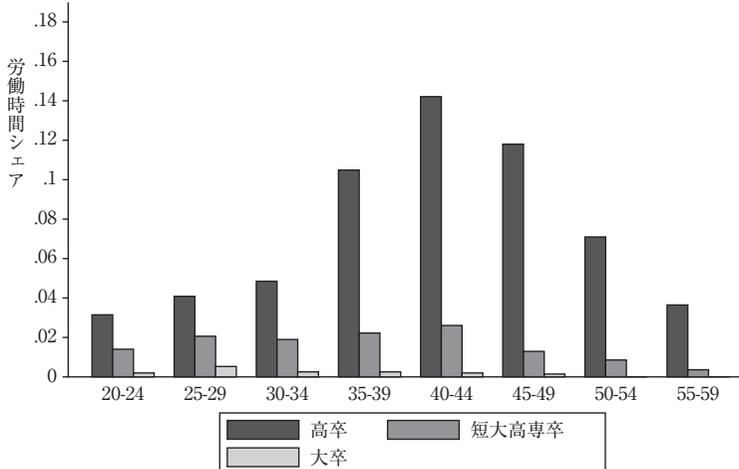
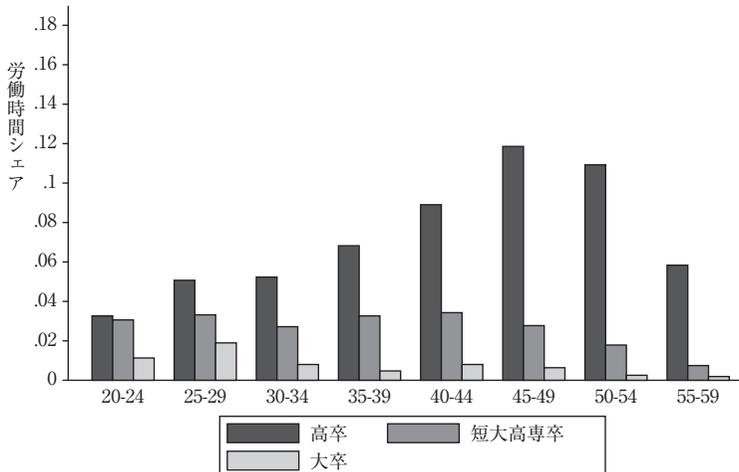


図3-2 2001年 女性パート雇用者の学歴×年齢階級別労働時間シェア



出所：『パート実態調査』の特別集計結果より筆者作成。

かは、表2-Cから確認できる。これは、表2-Bで示されているパート平均賃金を表2-Aで示されている正規平均賃金で割っており、1990年・2001年の実際の賃金および仮想的な賃金に、どれだけの正規-パート賃金格差が存在しているかを示している。1990年の賃金プロファイルを2001年の労働者構成（労働時間ウエイト）でウエイト付けした場合の仮想的な正規-パート賃金格差は、1990年よりもパート賃金が相対的に低くなることを予測している。たとえば学歴計の場合、労働者の構成が変化したことだけによって、正規-パート賃金格差は広がる（パート賃金/正規賃金の指標が0.528から0.479へ変化する）ことが予測されるものの、実際にはそこまでの賃金格差の拡大は起こらず、2001年のパート賃金/正規賃金は0.505にとどまっている。学歴別に年齢構成変化の影響のみを考慮した結果も、大きさは学歴毎にやや異なるものの、同様の傾向を示している。いかにすると、労働者構成の変化だけによって正規-

パート賃金格差は1990年時点よりも拡大しえたのであり、賃金構造の変化によって正規-パート賃金格差が拡大したわけではない<sup>19)20)</sup>。

## V 地域の動向——最低賃金ランク別の集計 ：1990年～2001年

前節では、1990年代の女性正規雇用者の賃金上昇の多くの部分が、学歴・年齢構成といった労働者構成の変化で説明できる一方で、同じ期間の女性パート労働者の賃金上昇については、この要因で説明できる部分は正規雇用者と比較するとかなり小さいことが指摘された。それでも、女性正規雇用者の実質賃金は1990年から2001年の間に23.5%上昇している一方で、女性パート雇用者のそれも同じ期間に18.1%上昇しているし、高卒女性パート雇用者に限っても15.7%上昇している。このパート賃金上昇の要因は、労働力の構成変化以外の、どこに求められるであろうか？ こ

表2 構成変化と正規-パート賃金格差

	(a)	(b) 本文IV 2 (A)	(c)	(d) 本文IV 2 (B)	(e)
学歴	1990年の実質賃金(円)	1990年の実質賃金プロファイルを2001年の労働者構成(学歴・年齢階級)でウエイト付けた値(円)	2001年の実質賃金(円)	構成変化による賃金上昇の割合 $\frac{(b)-(a)}{(c)-(a)}$	分解を行う際に用いた属性
A. 正規雇用者の賃金					
学歴計	1379.62	1573.11	1704.03	0.596	学歴と年齢階級の交差項
中卒	1143.45	1149.24	1349.53	0.028	年齢階級
高卒	1348.10	1430.45	1548.30	0.411	年齢階級
短大卒	1544.11	1700.84	1838.88	0.532	年齢階級
大卒・大学院卒	1938.65	2045.26	2173.72	0.454	年齢階級
B. パート雇用者の賃金					
学歴計	728.70	753.54	860.51	0.188	学歴と年齢階級の交差項
中卒	690.40	691.30	818.54	0.007	年齢階級
高卒	721.62	727.53	835.25	0.052	年齢階級
短大卒	788.03	788.61	895.56	0.005	年齢階級
大卒・大学院卒	965.06	969.63	1042.38	0.059	年齢階級
C. パート雇用者と正規雇用者の賃金比率					
学歴計	0.528	0.479	0.505		
中卒	0.604	0.602	0.607		
高卒	0.535	0.509	0.539		
短大卒	0.510	0.464	0.487		
大卒・大学院卒	0.498	0.474	0.480		

注：59歳以下の女性労働者のサンプルから集計。実質賃金の指標は本文(2)式で定義されたhw<sub>20</sub>。

大卒パート労働者については年齢が50歳以上のサンプルは集計に含めていない。

出所：『賃金センサス』の公表データおよび『パート実態調査』の個票データより筆者集計。

の節では、パート賃金を地域別に集計することにより、最低賃金による制度的要因が、パートの賃金上昇に影響した可能性を指摘する<sup>21)</sup>。

1990年から2000年代初めにかけてのパート賃金の動きには地域別に大きな違いが存在している。これは、学歴-年齢階級で定義されるグループ内においても、賃金の動きには差があることを示唆する (within-group inequality)。以下では、『パート実態調査』の個票データを用い、最低賃金ランク (A から D) 別に、高卒女性パート労働者の賃金がどのように推移したのかを確認する。各ランクに属する県については入れ替えがあるが、ここでは1990年のランクに応じて全国47都道府県を4つに分け、その4つに区分された地域での1990年から2001年にかけての推移を検証する。

高卒女性パート労働者の賃金については、1990年から2001年の間、地域間格差が縮小している。『パート実態調査』の個票を集計した結果によると、1990年には、賃金の最も高いAランクの40~44歳層高卒女性のパート賃金を1とした場合、同じ年齢層の高卒女性の平均パート賃金は、Bランクで0.90、Cランクで0.82、Dランクで0.75であった。2001年には、同様のAランク地域の高卒女性パート賃金に対するその他の地域での高卒女性パート賃金の比率は、Bランクで0.95、Cランクで0.91、Dランクで0.80となっており、パート賃金の地域間格差が縮まっている。

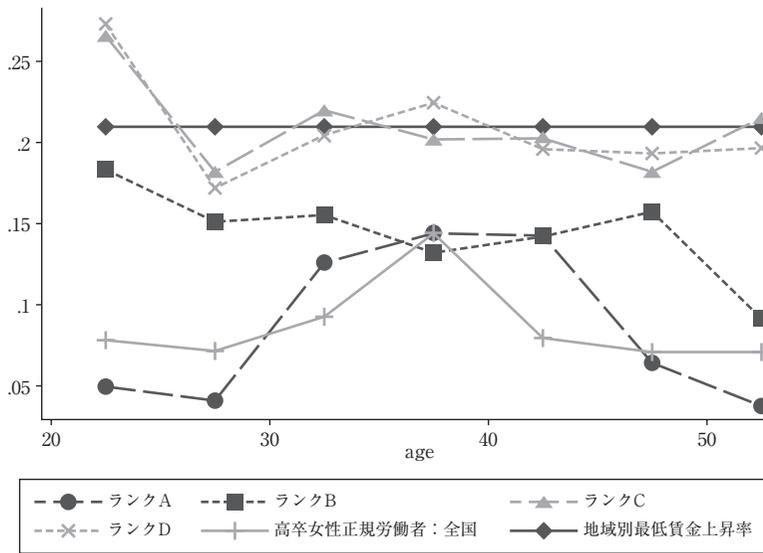
1990年から2001年にかけて、最低賃金ランク別の高卒女性パート労働者実質賃金上昇率および高卒女性正規労働者 (全国) の実質賃金上昇率を年齢階級別に図示したものが、図4である<sup>22)</sup>。ここから、以下のことがわかる。まず、この間の高卒女性パート労働者の平均賃金の上昇率は、Cランク、Dランクの地方圏で高い。これらの地域においては、高卒女性正規労働者 (全国) のこの間の賃金上昇を上回る賃金の上昇がみられる。その次に賃金上昇幅が大きいのが、Bランクの県の高卒女性パート賃金である。高卒女性正規労働者の賃金上昇は、多くの年齢層でBランクのパート賃金の上昇を下回っている。そして、最低賃金Aランクの地域では、賃金上昇は高卒女性正規労働者の上昇率をどの年齢層においても下回って

おり、このグループがもっとも賃金上昇がみられなかったことになる。図4には、この期間に全国の都道府県でほぼ同率で上昇した、地域別最低賃金の実質上昇率 (最低賃金を消費者物価指数で実質化したものの上昇率) も併せて示されている。Cランク・Dランクのパートの実質賃金の上昇率は、最低賃金の実質上昇率とほぼ等しい。一方、Aランク・Bランク地域の高卒女性パート実質賃金・高卒女性正規労働者の実質賃金の上昇率 (全国平均) は、最低賃金の実質上昇率よりも低い。

これらのパターンは、1990年代にCランクやDランク地域の高卒女性パート賃金について最低賃金が実質的な下支えとして機能した反面、AランクやBランクの地域ではそのような下支え機能が働かなかったという仮説と整合的である。Cランク・Dランクの地域では1990年当時からパート賃金が最低賃金に近く、最低賃金が賃金の下支えとして有効な制約となる傾向が強かった。一方、大都市のあるAランク・Bランクの地域では、パート賃金の実勢は最低賃金に比して高く、最低賃金が賃金の下支えとして機能していなかった。いいかえると、最低賃金が無効な下支えでない場合、最低賃金が増加した際にパート賃金が名目値で固定的であったとしても最低賃金に抵触するわけではないから、パートの賃金が最低賃金と同率で上昇する理由は無いということである<sup>23)</sup>。

このことが『パート実態調査』データのなんらかの特殊性に依存した結果でないことを確認するために、『賃金センサス』の都道府県別・年齢別のパート労働者の時間あたり平均賃金が地域別最低賃金とどの程度乖離しているかを確認した。具体的には、j県のパート平均賃金と地域別最低賃金の乖離幅を  $\ln(\text{パート平均賃金 } j) - \ln(\text{地域別最低賃金 } j)$  と定義し、それがどのように推移したかをみた。その結果、パート平均賃金と地域別最低賃金の乖離幅は、1990年と2001年の間で、東京では0.42から0.38へ、神奈川では0.35から0.27へ、大阪では0.34から0.29に下落していることがわかった。さらにこの『賃金センサス』のデータによると、パート平均賃金と地域別最低賃金の乖離幅がこの間に拡大した府県が18あるが、それらのほとんどはCランク・Dランクの

図4 最低賃金ランク別の高卒女性パート労働者実質賃金の上昇率・高卒女性正規労働者実質賃金(全国)上昇率および最低賃金(実質)上昇率：1990-2001年



出所：『賃金センサス』集計データおよび『パート実態調査』個票データ（いずれも厚生労働省）より筆者集計。

県である<sup>24)</sup>。

次に、平均賃金だけでなく賃金分布の下方部分でパート賃金の分布がどのように推移したかを確認した。『パート実態調査』の高卒女性パート労働者のサンプルから、地域別最低賃金とパート平均賃金の乖離幅（個別労働者の賃金の対数とその労働者に適用される地域別最低賃金の対数の差で定義）を個別労働者について算出し、その10%分位を1990年と2001年について図示したものが、図5である（最低賃金ランク×年齢階級別に150以上のサンプルを確保できる場合のみを図示している）。図5から、この期間に、Aランク、Bランクの地域でパート賃金と最低賃金の乖離幅が大幅に縮小する一方、Cランク・Dランクではそれがほとんど見られないことがわかる。したがって、平均賃金のみでなく賃金分布の下方部分の動きも、高賃金地域でパート賃金が最低賃金に比して下落する一方、低賃金地域ではそれが限定的であったことを示している<sup>25)</sup>。

以上の結果を総合すると1990年代後半のデフレ期にパート賃金の地域間格差は縮小したことが示唆される<sup>26)27)</sup>。

## VI 結 論

本稿では、『パート実態調査』の個票データおよび『賃金センサス』の公表データを用いて、1990年から2001年にかけての学歴・年齢階級別の正規-パート賃金格差の実態を確認し、それが労働者の構成変化とどのように関連しているかを検討した。さらに、1990年代にパート賃金が地域別にどのように推移したかを検討し、そこにおいて最低賃金が果たしたであろう役割を考察した。得られた主な結論は以下のとおりである。

第1に、女性の正規雇用者とパート雇用者の賃金格差は、1990年代を通じて女性全体としては少しずつ拡大したものの、学歴や年齢階級を固定すると格差はきわめて安定的であった。

第2に、1990年代には女性正規雇用者の中で若年層の割合が大幅に低下し、かつ高学歴化が生じた。パート労働者でも高学歴化が生じた。女性正規労働者の構成の変化は、このグループの賃金上昇の60%程度を説明している。一方、女性パート雇用者については、学歴・年齢構成の変化が賃金上昇を説明する度合いは限定的である。本稿の

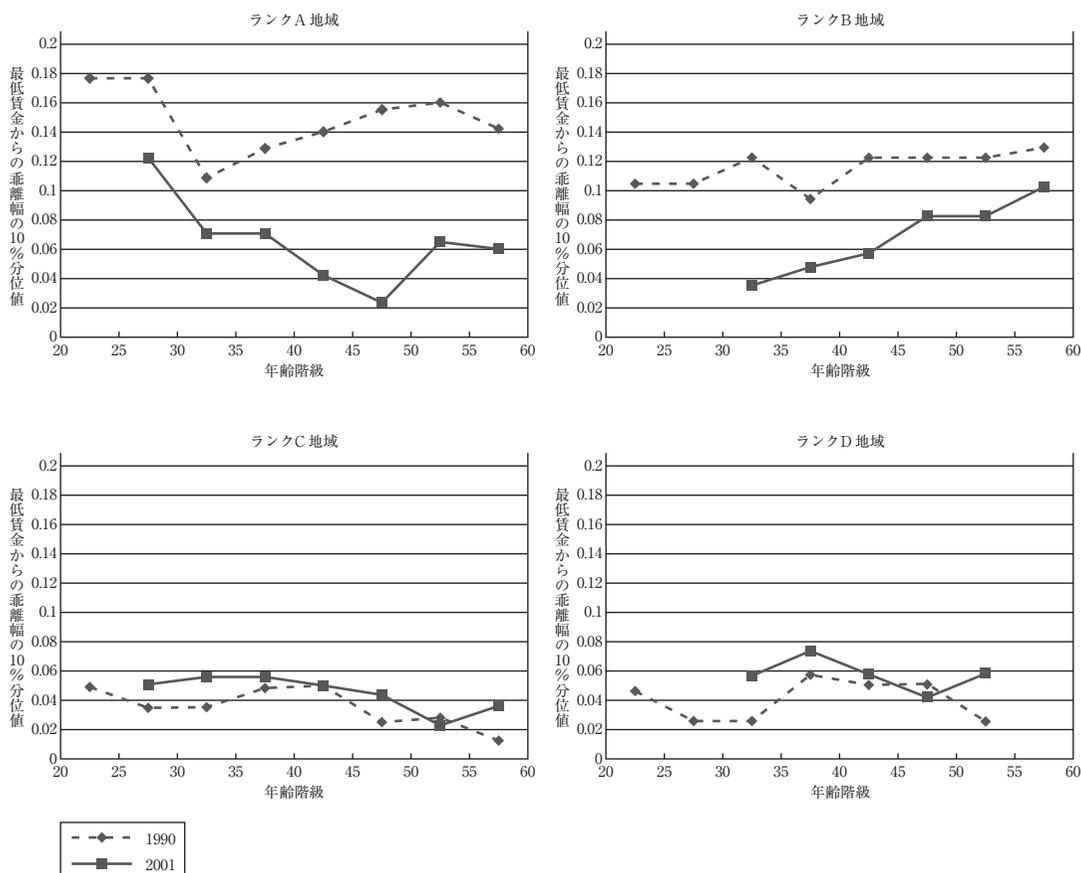
結果は、労働者の構成変化がなかったとしたら、正規-パート賃金格差は拡大しなかったであろうことを示唆する。所得格差の研究では高齢化による人口の構成変化が所得不平等度の変化のうちどれだけを説明するかについての研究が多数ある(たとえば大竹(2005), 橋木・浦川(2006))が、賃金格差について労働者構成変化の影響を直接的に分析したものは比較的少ない。

第3に、1990年代には、女性パート賃金の地域間格差は縮小した。この間、賃金が低い地域では最低賃金の上昇とほぼ同じ程度のパート賃金の上昇があった反面、賃金の高い地域のパート賃金の上昇率は最低賃金の上昇率よりも低かった。これは1990年代後半のデフレ期に労働需要が減退した際、最低賃金が有効な制約として機能しない高賃金地域においては賃金が下落した半面、最低

賃金が無効な制約であった低賃金地域においてはパート賃金が最低賃金によって下支えされたという仮説と整合的である。高賃金地域での賃金上昇よりも低賃金地域での賃金上昇が大きかった結果、パート賃金の地域間格差は縮小した。

今後の課題としては以下のことが挙げられる。まず、賃金格差の変化を分析するにあたり、労働者構成の変化の影響を明示的に分析することは有益であろう。労働者構成の変化は、人口構成の変化と異なり、就業の内生的選択によって生ずる側面があり、この点には特に注意を払う必要がある<sup>28)</sup>。第2に、本稿で示唆したように最低賃金が低賃金地域において賃金を下支えしたことが地域間賃金格差の縮小に影響しているとすれば、最低賃金が地域の雇用の面でどのような役割を果たしたのかについて検証をすることが必要であろう。

図5 最低賃金からの乖離幅の10%分位値



出所:『パート実態調査』個票(厚生労働省)より筆者集計。

\*本稿では、『雇用の多様化、流動化、高度化などによる労働市場の構造変化への対応策に関する調査研究報告書』（2005年度統計研究会労働市場研究委員会報告書）2章、および『就業環境と労働市場の持続的改善に向けた政策課題に関する調査研究報告書』（2006年度統計研究会労働市場研究委員会報告書）6章において報告された集計結果を引用・活用している。この研究では、『パートタイム労働者総合実態調査』（平成2年、平成7年、平成13年、厚生労働省）の個票データを使用している。三好向洋、勇上和史の両氏、統計研究会労働市場研究委員会参加者および本誌レフェリーからは貴重なコメントをいただいた。近藤しおり氏（北海道大学大学院経済学研究科）には研究補助をいただいた。安部の研究は、法政大学大学院エイジング総合研究所の「高齢化に関する国際共同研究（日本、中国、韓国）プロジェクト」（文部科学省私立大学研究高度化推進事業）、日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究（C）-17530188）から助成を受けている。感謝申し上げたい。残る誤りは筆者らのものである。

- 1) それと同時に厚生労働省（2004）では、パートタイム労働者の中での賃金の十分位分散係数は1992年に0.36であったが2002年には0.32に縮小したことも示している。この結果は、パート賃金の地域差が1990年から2001年にかけて縮小したという本稿Vの結果と整合的である。
- 2) 酒井（2006）は男女・学歴を合計した年齢階級別の正規-パート賃金格差が、1970年代から2003年にかけて、高齢層では格差が拡大している一方、若年層では拡大していないことを指摘している。
- 3) 所得格差の拡大に関して、人口の高齢化要因による影響が大きな部分を占めていることがいくつかの研究により強調されているが、正規-パート賃金格差における学歴・年齢・地域による労働力構成の要因も、それと類似した影響をとらえることができよう。また1970年代から2003年のアメリカにおける賃金格差の変化に関して労働者の構成変化の影響を明示的に分析したものと、Lemieux（2006）がある。Autor, Katz and Kearney（2005）も参照。
- 4) 大橋・中村（2004）では、「学歴別女子一般労働者の1時間当たり所定内賃金とパート賃金を比較すると、（中略）時点間でほとんど変化しない（一般労働者を1とすると、中卒0.8、高卒0.7、大卒0.5程度）。このことから格差拡大の1つの要因として高学歴化を考察することができる。」（p.151, 注14）とされている。ただしこの計算をするにあたり、大橋・中村（2004）は学歴計のパート賃金を用いている。この議論が成立するためにはパートの賃金が学歴間であまり変わらないことが必要であるが、『パート実態調査』によるとパート賃金は高学歴でより高くなる傾向がある（表1）。
- 5) 地域別最低賃金の制度上、全国の都道府県はAからDまでの4つのランクに分けられている。本稿で用いる1990年の最低賃金ランクの区分は表A1に示されている。

表A1 1990年における最低賃金ランクの区分

ランクA	東京、神奈川、大阪
ランクB	埼玉、千葉、岐阜、静岡、愛知、三重、京都、兵庫
ランクC	北海道、茨城、栃木、群馬、新潟、富山、石川、福井、山梨、長野、滋賀、奈良、和歌山、岡山、広島、福岡、山口

ランクD	青森、岩手、秋田、山形、宮城、福島、鳥取、島根、徳島、香川、愛媛、高知、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄
------	---

出所：五十畑（1996）より筆者作成。

6)

- 『パート実態調査』が最初に実施されたのは1990年であり、それ以前の時期について学歴別のパート賃金の指標を得ることは、比較的難しいと考えられる。
- 7) 海外の賃金分布に関する研究では、労働時間によるウエイト付けを行っているものも多い。たとえば、DiNardo, Fortin and Lemieux（1996）、Autor, Katz and Kearney（2005）、Lemieux（2006）。
  - 8) ここでの正規雇用者とは、『賃金センサス』での「一般労働者」のことを指す。(2)式の一番右の項において、分子は個人の年取の平均値となっており、分母は労働時間の1人あたり平均値になっている。これらは『賃金センサス』のきまって支給する現金給与額、所定内実労働時間、超過実労働時間、年間賞与とその他特別給与額の平均値データから得ることが可能である。
  - 9) パート労働者の賞与について一定の方法で補正を行い、正規-パート賃金格差を分析した結果は、以下のホームページに掲載されている本稿の補論で紹介されている（<http://www.econ.hokudai.ac.jp/~abe/>）。
  - 10) 正規-パート賃金格差が拡大することは、ここでの指標の値がより小さくなることを意味する。以下本稿で賃金格差の拡大という表現は、この指標の値が小さくなることを指す。
  - 11) ここでの格差の指標（パート雇用者の時給を正規雇用者の時給で割ったもの）は、たとえば大竹（2005）、厚生労働省（2004）などに記載されている学歴計の数値と比較して、高学歴者で数値の水準が大幅に小さくなっている。この理由として、3つが考えられる。第1は、賞与を正規雇用者については含め、パート雇用者については含めていないことである（Ⅲ2参照）。第2は、そもそも学歴別の正規-パート賃金格差が、労働時間によるウエイト付けを用いないとしても、この程度大きいということである。既存の正規-パート賃金格差の指標はほとんどの場合『賃金センサス』のデータから算出されているが、前述のように『賃金センサス』では学歴別のパート賃金を算出することはできないため、この数値に関するベンチマークは筆者らの知る限り、存在しない。またそもそも、正規雇用者とパート雇用者の学歴構成は大きく異なるため、学歴計の正規-パート賃金格差はここで示された賃金格差の単純な加重平均にはならない。第3は、労働時間でウエイト付けがなされていることである。『平成16年版労働経済白書』では、労働時間によるウエイト付けではなく、個人の時給をまず導出して、それを平均することで平均賃金を算出している（厚生労働省、政発0317006号（平成16年3月17日）、『賃金構造基本統計調査』票の使用について（申請）、『賃金構造基本統計調査特別集計』様式2）。
  - 12) パート賃金に賞与を含める補正を行った場合でも、学歴と年齢階級を固定したもとの賃金格差はこの2つの年でほぼ同水準である（注9参照）。
  - 13) 賃金が需給環境に応じて伸縮的に動くことと仮定するならば、そもそも学歴や年齢階級別に賃金格差が存在するということは、これらの属性の労働者間で代替性が低いことを意味する。高学歴の正規雇用者については、年齢別の代替性は低いことが予想される。なぜなら高学歴者では年齢間での賃金格差が大きいからである。一方、高卒女性正規労働者、女性パート労働者（すべての学歴）については、年齢間の賃金格差はさ

- ほど大きくない。したがって、年齢間の代替性は高い可能性もある。学歴間の格差は、正規雇用者でもパート雇用者でも存在しているから、学歴間の代替が容易であるとは考えにくい。また、正規とパートの賃金格差の存在も、正規とパートの代替が一般的には容易ではないことを示唆している。
- 14) この節と類似の内容を、女性のコーホート別労働供給の側面を重視して分析しているのが Abe (2006) である。
- 15) 労働時間でウエイト付けされた賃金 ( $hw_2$ ) を用いての正規パート賃金格差である。またこの分解を行うにあたり、大卒のパート労働者については、年齢が 50 歳未満であるサンプルに限っている。この理由は、『パート実態調査』の個票データにおいては、この 50 歳以上の大卒パート労働者のサンプル数が少なく、セル平均のサンプリング・エラーが小さくないからである。
- 16) 中卒の割合は図には表示されていないが、実際にはシェアはこのように推移している。
- 17) この分解を行う代替の方法として、2001 年の実質賃金のプロファイルを 1990 年の学歴・年齢構成別労働時間でウエイト付けして 2001 年の実際の賃金と比較する方法とがある。どちらの分解方法を用いても、構成変化による影響はほぼ同じ割合であった。
- 18) たとえば学歴構成が 2 時点で全く変化しないとすると、2 時点での学歴×年齢構成による変化は、年齢構成変化による賃金上昇を (2 時点で同一の) 学歴シェアで加重平均した値となる。したがって、もし学歴構成が変化しないとすると、表 2 の列 (d) の「学歴計」の数字は、同じ列に示された学歴別の数字の加重平均となる。しかしながら正規雇用者 (表 2, パネル A) の場合、学歴別に集計したうちで年齢構成の変化が説明する部分の大きさはいずれも、学歴と年齢階級の交差項による説明割合である 0.596 よりも小さい。このことから、女性正規雇用者については高学歴化による平均賃金の上昇が生じていることがわかる。
- 19) 同じことを別の側面から、以下のように理解することもできる。2001 年の実質賃金を 1990 年の労働力構成でウエイト付けした場合に生ずる仮想的正規パート賃金格差を計算すると、0.556 であった。このことは、2001 年の賃金構造のもとで、労働力構成が 1990 年当時のままであったとすると、パート/正規賃金格差は 0.556 であったことを意味し、これは 1990 年当時の実際の格差 (0.528, 表 2-C (a)) よりも値が大きく、かつ、2001 年の実際の格差 (0.505, 表 2-C (c)) と比較しても、パートの賃金が相対的に高いことを意味している。このことは、1990 年から 2001 年にかけて、正規パート賃金格差を拡大させるような賃金構造の変化は生じなかったことを意味する。
- 20) パート賃金について一定の仮定のもとで賞与の補正を行った場合の、表 2 と同様の分解の結果が注 9) に記載された補論に示されている。補正を行うことで結果が大きく変化したのは、パート労働者の賃金変化のうち、構成変化によって説明される部分の割合が 18.8% から 32.2% に上昇し、また高卒・大卒パートの賃金上昇のより多くの部分が年齢構成の変化によって説明できる点である。しかし、労働者構成の変化だけによって正規パート賃金格差拡大のかなりの部分が生じることが予測されるという結論は、この場合でも同様である。
- 21) 結果は報告されていないが、短大卒についても高卒と類似のパターンが見られた。女性大卒パートについては高卒や短大卒と類似の結果にはならなかったが、『パート実態調査』で確保できる最低賃金ランク×年齢階級別に確保できる女性大卒パート労働者のサンプル数は少ないため、信頼性の高い分析はできないと思われる。
- 22) 『賃金センサス』の公表データでは、学歴×最低賃金ランク別の正規雇用者の賃金を得ることができない。
- 23) 黒田・山本 (2006) は、消費生活に関するパネルデータを用いた実証分析により、女性パート名目賃金はほぼ完全に下方硬直的であること、またそこでのサンプルでは多くの女性パート労働者の賃金は最低賃金より 10% 以上高いため最低賃金がパート賃金の下方硬直性をもたらす主要因にはなっていないであろうことを指摘している (黒田・山本, 2006, p. 67)。黒田・山本 (2006) で分析されている期間に、最低賃金の名目値は約 12% 上昇している。それにもかかわらずパートの名目賃金が下方硬直的であるとすれば、最低賃金に比較してパート賃金は大幅に低下していることになる。
- 24) C ランク・D ランク以外であるのは京都と兵庫のみであるが、この 2 府県については乖離幅の拡大は 0.01 未満であり、ゼロにきわめて近いと考えられる。
- 25) 本稿で「パート賃金が最低賃金によって下支えされた」と使っている意味は、最低賃金がパート賃金の有効な制約と考えられる地方ではパートの賃金が最低賃金に比して下がらなかった (これを「下支え」と表現している) 反面、それが有効な制約と考えられない大都市部ではパート賃金が下がったことを指している。最低賃金以下の雇用が失われているという意味で賃金分布が最低賃金の水準で切断されるとすると、それを理由としてパートの平均賃金が下がらない可能性がある (この点は本誌レフェリーからの指摘による)。最低賃金が高いことにより雇用が失われているか否かの検討は、本稿の範囲を超えている。しかしながら、図 5 は、平均賃金ではなく、最低賃金からの乖離幅の 10% 分位値がランク C やランク D の地域では 1990 年と 2001 年にはほぼ同水準に位置しているのに対し、ランク A やランク B では大幅にそれが下落したことを示している。この図は、賃金分布の下方部分で、ランク C やランク D の地域で特に低賃金労働者の割合が増えたことは示していない。最低賃金水準での賃金分布の切断によるバイアス (切断バイアス) が存在するとしても、C ランクや D ランクなどの賃金が下支えされた地域において切断バイアスの度合いが 1990 年と 2001 年で大きく変化しているとは判断できない。このことから、切断バイアスの度合いが変化したことによって 1990 年から 2001 年の間に平均賃金が増えたとは判断し難い。
- 26) Kakamu and Fukushige (2005) は、1990 年代に個人所得・消費の地域間格差が縮小したことを指摘している。一方賃金格差の研究においては、地域間賃金格差が 1990 年代にどのように推移したかについて注目されることは比較的少なかった。また、橋本・浦川 (2006) は、2000 年と 2002 年の JGSS の個票データを用いた分析から、最低賃金が制約的である地域では賃金の上昇度合いが大きくなる傾向にあることを指摘している。
- 27) 男女正規雇用者 (『賃金センサス』の一般労働者) の賃金が地域別にどのように推移したのかも、『賃金センサス』の集計データを用いて年齢階級別に確認した。その結果、東京都の平均賃金に対する各地域 (最低賃金ランク別) の平均賃金という意味での格差 (対東京賃金格差) は、年齢により若干の違いはあるものの、どの地域においても 1990 年から 2001 年にかけて縮小しており、特に低賃金地域で対東京賃金格差が縮小したことが確認された。
- 28) 男女間賃金格差の研究では、川口 (2005) と Kawaguchi and Naito (2006) が、労働者構成が賃金格差に与える影響

について考察している。前者では構成変化の要因分解がなされており、後者では就業選択確率が賃金分布に与える影響を考慮した男女間賃金格差の推計が行われている。

#### 参考文献

- 安部由起子 (2001) 「地域別最低賃金がパート賃金に与える影響」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第9章, 東京大学出版会。
- 石原真三子 (2003) 「パートタイム雇用の拡大はフルタイムの雇用を減らしているのか」『日本労働研究雑誌』No. 518, pp. 4-16.
- 五十畑明 (1996) 『新たな最低賃金制』社団法人 日本労務研究会。
- 大竹文雄 (2000) 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』No. 480, pp. 2-11.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』日本経済新聞社。
- 大橋勇雄・中村二郎 (2004) 『労働市場の経済学』有斐閣。
- 川口章 (2005) 「1990年代における男女間賃金格差縮小の要因」内閣府社会経済研究所『経済分析』175号, pp. 50-80.
- 黒田祥子・山本勲 (2006) 『デフレ下の賃金変動——名目賃金の下方硬直性と金融政策』東京大学出版会。
- 厚生労働省編 (2004) 『平成16年版労働経済白書』ぎょうせい。
- 酒井正 (2006) 「年齢別のパートタイマー供給シフトが賃金格差に及ぼす影響について」『季刊家計経済研究』No. 69, pp. 48-58.
- 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』No. 494, pp. 2-15.
- 高原正之 (2003) 「女性労働者の職種構成の変化が賃金格差に与えた影響」『労働統計調査月報』No. 652, Vol. 55, No. 5 pp. 11-25.
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 樋口美雄 (2001) 「男女雇用機会均等法改正の経済的背景」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第6章, 東京大学出版会。
- 樋口美雄・酒井正 (2004) 「均等法世代とバブル崩壊後世代の就業比較」樋口美雄・太田清編『女性たちの平成不況』第2章, 日本経済新聞社。

堀春彦・坂口尚文 (2005) 『日本における最低賃金の経済分析』労働政策研究・研修機構。

- Abe, Y. (2006) "Work Experiences of Japanese Women and the Part-time/Full-time Wage Gap." Hokkaido University, mimeo.
- Autor, D. L. Katz and M. Kearney (2005) "Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices." NBER Working Paper 11628.
- DiNardo, J., N. Fortin and T. Lemieux (1996) "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, 64:5, 1001-1044.
- Kakamu, K. and M. Fukushige (2005) "Divergence or Convergence? Income Inequality between Cities, Towns and Villages in Japan," *Japan and the World Economy*, 17, 407-416.
- Kawaguchi, D. and H. Naito (2006) "The Bound Estimate of the Gender Wage Convergence under Employment Compositional Change," ESRI Discussion Paper 161.
- Kawaguchi, D. and K. Yamada (2007) "The Impact of Minimum Wage on Female Employment in Japan," *Contemporary Economic Policy*, 25 (1), 107-118.
- Lemieux, T. (2006) "Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?" *American Economic Review*, 96:3 461-498.

〈2006年10月25日投稿受付, 2007年6月8日採択決定〉

あべ・ゆきこ 北海道大学大学院経済学研究科准教授。主な論文に「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」(玉田桂子氏と共著, 『日本労働研究雑誌』563号, pp. 31-47, 2007年)。労働経済学, 社会保障論専攻。

たなか・あいこ 北海道大学大学院経済学研究科経済システム専攻博士後期課程。主な論文に「家計財と公共財に関する家族の自発的供給行動」(『経済学研究』(北海道大学)56巻第1号 pp. 129-150, 2006年)。公共経済学専攻。