# 最低賃金・生活保護額の地域差に 関する考察

安部由起子
(北海道大学准教授)
玉田 桂子
(福岡大学准教授)

本稿では、日本における最低賃金と生活保護額の地域差の実態を把握し、また最低賃金が生活保護額に比較して低いことが中卒男性の就業率の地域差と関連しているかどうかを検討した。まず、日本において最低賃金がパート賃金に及ぼす影響が地域間でどのように異なっているかを、特にその時系列での変化に着目して報告した。最低賃金の地域差は、パート賃金の地域差もしくはパート労働市場の需給の地域差に比べて小さく、大都市部ではパート賃金の実勢と比較して最低賃金が低く、地方ではパート賃金が最低賃金に近いという事態をもたらしている。その結果、1990年代半ばから2000年代初めにかけて、都市部でのパート賃金は最低賃金に比較して下落し、一方地方では最低賃金が有効な制約となってパート賃金の下落に歯止めがかかった。次に、最低賃金で働いた場合に得られる収入と生活保護額の比率に存在する地域差を明らかにし、その地域差が中卒男性の就業率の地域差と関連しているのかどうかを、実証的に検討した。その結果、最低賃金で働いたとき得られる収入を生活保護額で割った指標が就業率に与える影響は限定的である一方で、地域の平均パート賃金で働いたとき得られる収入を生活保護額で割った指標が就業率を上昇させていることがわかった。

#### 目 次

- I はじめに
- Ⅱ 最低賃金の設定と地域のパート賃金
- Ⅲ 生活保護水準の地域差と賃金の地域差との関連
- Ⅳ 低賃金労働からの収入/生活保護額比率と男性就業率は関連するか――就業構造基本調査を用いた回帰分析

V 結論

#### Iはじめに

日本における最低賃金は、政策的な観点から近年多くの関心を集めるようになってきた。2007年3月に最低賃金法の改正案が国会へ提出されたが、この改正案は地域ごとの最低賃金の決定、罰則の強化、産業別最低賃金のあり方の変更など、

制度としては大きな変更を伴うものである。改正 案には、最低賃金の設定にあたっては当該地域の 生活保護額との均衡を考慮すべきとの条文も含ま れている。また、法改正以外でも、近年最低賃金 に関して比較的大きな政策変更がなされた部分も ある。たとえば最低賃金上昇の目安額は長らく日 本の地域別最低賃金の上昇額を規定してきたが、 この目安を設定する全都道府県のランク分けにつ いて、2005年にそれまでにはなかった大きな変 更が行われた。その一つはそれまで長い間、東京 都・神奈川県・大阪府の3都府県に限られていた 地域別最低賃金のAランクに、千葉県と愛知県 が加わったことである。

日本の最低賃金に関する経済学の実証研究には、 諸外国と比較すると、多くの蓄積があるとはいえ ない。また、既存の研究は賃金や雇用に関するも

のが多い(賃金や雇用に関する最近の研究をいくつか挙げると、堀・坂口、2005; Kawaguchi and Yamada、2007; 安部・田中、2006)。本稿では、最低賃金と生活保護の関連に存在する地域性のパターンを明らかにし、そしてその地域差が就業率の地域差と関連しているのかどうかを、実証的に検討した。

生活保護と最低賃金を関連付けた先行研究とし て,橘木・浦川 (2006), Suzuki and Zhou (2007) がある。橘木・浦川 (2006) では、最低賃金でフ ルタイム働いても生活保護額に達するだけの収入 が得られないことを主な理由として、最低賃金を 上昇させるべきだという主張をしている。Suzuki and Zhou (2007) では、1995~2004 年における 都道府県別の生活保護率のパネルデータを用いて, 生活保護率が高齢化率・最低賃金・ケースワーカー 数などの変数からどのように影響されるかを分析 している。そこでは、生活保護率を被説明変数と し、都道府県の固定効果を含めた回帰分析におい て、 最低賃金が高いことは保護率をわずかに低下 させる影響をもつことが報告されている。しかし Suzuki and Zhou (2007) の論文では、生活保護 額の水準の地域差や、生活保護額と最低賃金の相 対的水準の地域差が生活保護率に与える影響につ いては分析されていない。

本稿ではまず、日本において最低賃金の果たす役割が地域間でどのように異なっているかを、特にその時系列での変化に着目して報告する。既存研究で指摘されてきたとおり、最低賃金の地域差は、パート賃金の地域差もしくはパート労働市場の需給の地域差に比べて小さい。それは、大都市部ではパート賃金の実勢と比較して最低賃金が低く、地方ではパート賃金が最低賃金に近いという事態をもたらしている。その結果として、1990年代半ばから2000年代初めにかけて、都市部でのパート賃金は最低賃金に比較して下落し、一方地方では最低賃金が有効な制約となってパート賃金の下落に歯止めがかかった。

次に、最低賃金と生活保護額の関係を、その地域差という観点から実証的に考察した。最低賃金でフルタイム働いても生活保護額に達しない収入しか得られない、ということが最低賃金に関する議論のなかで取り上げられる。本稿では、最低賃

金で働いたとき得られる収入を生活保護額で割った指標(ⅢでMW\_EBRと定義される指標)には地域差が存在していること、さらに平均パート賃金から得られる収入を生活保護額で割った指標(ⅢでPT\_EBRと定義される指標)にはさらに大きな地域差が存在していることを示す。これはパート賃金が最低賃金と連動しない部分があることと、生活保護額の水準および級地の設定に一定の地域性があることを理由としている。

最後に、低賃金労働から得られる収入を生活保護額で割った指標(本稿では EBRatio と総称する)がもっている地域差が、なんらかの行動の地域差として現れているのかどうかを検証するため、中卒男性の就業率に注目した。2002 年の就業構造基本調査の都道府県別のデータを用い、地域別の中卒男性の就業率が、低賃金労働から得られる収入を生活保護額で割った指標と関連しているかどうかを分析した。その結果、最低賃金で働いたとき得られる収入を生活保護額で割った指標が就業率に与える影響は限定的である一方で、地域の平均パート賃金で働いたとき得られる収入を生活保護額で割った指標は、有意に中卒男性の就業率を上昇させていることがわかった。

本稿は以下のように構成されている。IIでは、最低賃金と地域のパート賃金の関連についてその実態と時系列変化について報告する。IIでは、生活保護と最低賃金を関連づける指標を定義し、それがどのような地域差をもっているかを議論する。IVではIIIで定義した指標が、男性の就業率にどのように影響しているかを、都道府県別のデータから回帰分析した結果を報告する。Vでは結果のまとめとその政策的含意が述べられる。

#### Ⅱ 最低賃金の設定と地域のパート賃金

日本の最低賃金には、審議会方式で決定される ものと、労働協約方式で決定されるものとがある が、本稿の分析の中心である地域別最低賃金は、 前者の審議会方式で決定されている。また、諸外 国と異なり、日本では最低賃金は毎年改定される。 このことの結果として地域別最低賃金は、デフレ 期などを除き、ほぼ毎年金額が上昇している<sup>11</sup>。 地域別最低賃金は都道府県単位の地方最低賃金審議会で決定される方式をとってはいるものの,実情としては最低賃金の上昇率は1980年以降全国でほぼ一律であり,これが以下で議論するように,地域の賃金の実勢と最低賃金の乖離幅に,特殊な地域性をもたらしている。最低賃金の上昇率が全国で一律であるのは,中央最低賃金審議会が最低賃金の上昇額の目安を提示し,各都道府県はほぼそれに沿った形で最低賃金を改定することが実際

には起きているからである。

まず、最低賃金と産業計女性パート賃金・卸売 小売業女性パート賃金との関連を明らかにしてお こう。2005年賃金センサスから得られる都道府 県別産業計女性パート賃金の対数および卸売小売 業女性パート賃金の対数を地域別最低賃金の対数 に回帰した結果が、図1に示されている。このよ うに、産業計女性パート賃金の対数は1.66、卸 売小売業女性パート賃金の対数は1.27の最低賃

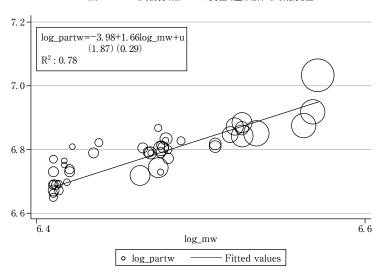
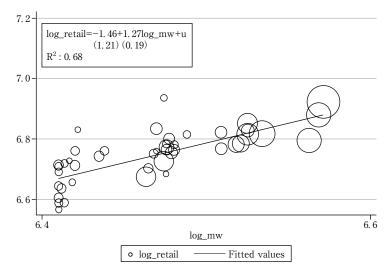


図1-1 地域別女性パート賃金(産業計)と最低賃金





注:点(円)の大きさは女性パート労働者数の大きさを表す。

推計式に関しては女性パート労働者数でウエイトづけしている。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。

出所:2005年賃金センサスおよび2005年生活保護手帳より筆者集計。

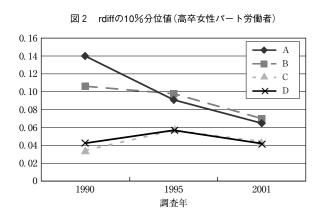
金に対する弾力性をもっていることになる。弾力性が1より大きいということは、最低賃金はパート賃金の実勢をかなりの程度「縮小」して設定されていることを意味する。パート賃金の地域差は、最低賃金の地域差と同じ方向をもってはいるものの、最低賃金の地域間格差よりもパート賃金の地域間格差のほうがよほど大きいのである。そしてこれは、産業計のケースでより顕著であって、卸売小売業では弾力性がやや小さい。このことは、地域間の産業構造や産業別パート需要の違いが地域別パート賃金水準にも影響を与えていることを示唆する。

このことの経済的帰結は何であろうか。もっと も重要と考えられるのは、最低賃金の賃金下支え 機能が地域間で異なることである。最低賃金は全 国で比較的平準化されている反面、地域別のネッ トの労働需要は最低賃金よりも地域差が大きい<sup>2)</sup>。 最低賃金に違反する行動があまり多くはないとす ると, 労働需要の弱い地域で最低賃金は有効な制 約になる (バインドする) 傾向が強くなり、労働 需要の強い地域では最低賃金に関係なく市場賃 金が決まる傾向が出てくるであろう。堀・坂口 (2005), Kawaguchi and Yamada (2007) も, 最 低賃金のランクによってパート賃金と最低賃金の 乖離幅の分布状況が異なることを報告している。 最低賃金が有効な制約にならない地域があること は、労働需要が減退するときに大きな影響を持つ 可能性がある。具体的には、労働需要が減退する とき、賃金に低下圧力がかかることがあるが、最 低賃金がバインドしていればその低下が食い止められる。最低賃金がバインドしていなければ、賃金は(最低賃金に比較して)低下していく<sup>3</sup>。そして地域によって最低賃金と市場賃金のレベルの差が異なることから、最低賃金が賃金分布に与える影響にも地域差がでてくる。以下で示すように、日本の地域別最低賃金制度は、まさにこのような地域差を生じさせていたと理解できる。

パート賃金と最低賃金の差が 1990 年から 2001 年の間にどのように推移したのかを確認するため に,1990 年・1995 年・2001 年のパートタイム労 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た。地域別最低 賃金を MW とし,時間あたり賃金 (W) と最低 賃金の乖離幅を以下のように定義する:

$$rdiff = \ln W - \ln(MW) \tag{1}$$

高卒女性パート労働者について、rdiff の 10% 分位値の推移を、1990年の最低賃金ランク別に示したのが図 2 である<sup>4</sup>。これから、rdiff は 1990年にはランク A 地域において 0.14であったが、ランク C や D の地域では 0.04程度である。2001年には rdiff の 10%分位値はランク A の地域で 0.065、ランク C や D の地域では 0.042 から 0.044であり、その差は大きく縮まっている。いいかえると、最低賃金ランクが A、Bである地域において、1990年から 2001年の間に rdiff の 10%分位値が大きく下落した反面、ランク C、D の地域において下落は限定的であったことがわかる。



出所:安部(2007)

つまり、1990年時点においては、A ランク地域において最低賃金は実質的な制約とはなっていなかったが、1990年から2001年にかけて、A ランク地域の賃金分布の下方部分は最低賃金との乖離幅を急速に縮めた。このことは、1990年代半ばの都市部において、最低賃金は低賃金労働者の賃金の下支えをする機能を持たなかったことを意味する(安部、2001)。その一方で、2001年においては最低賃金とパート賃金の下位部分はかなり近くなったことから、2000年代初めから2000年代後半の景気の本格的な回復までの時期に、都市部でも最低賃金が有効な制約となっていた可能性があるかもしれない。これは、2001年以降のデータを用いて検証されなくてはならない5。

# Ⅲ 生活保護水準の地域差と賃金の地域 差との関連

# 1 生活保護水準と最低賃金の関連:EBRatio の 定義と地域差

前節では地域の女性パート賃金に比較して,最低賃金がどのように設定されているのかについて議論した。最低賃金法の改正案 (厚生労働省(2007))では,地域別最低賃金の決定にあたっては地域における労働者の生計費が考慮すべき要因のひとつとして挙げられており,その生計費を考慮するにあたっては,生活保護に係る施策との整合性に配慮するものとされている。それでは,市町村単位で給付額に差が生ずる生活保護給付水準と低賃金労働市場の賃金の関係はどのような地域性をもっているだろうか。

本節では最低賃金、賃金センサスの都道府県別の産業計女性パートの賃金および卸売小売業での女性パート賃金を低賃金と考え、低賃金と生活保護給付を比較してどのような水準にあるか、その地域差はどのようなものであるのかを検討する。具体的には、低賃金でフルタイム(1カ月に176時間)で働いたとしたら得られる賃金と生活保護額の比(Earnings-Benefit Ratio、略してEBRatioまたはEBR)を以下のように定義する:

$$MW\_EBR = \frac{mw*176}{Benefit \ Level}, \qquad (2 a)$$

$$PT\_EBR = \frac{part\_wage*176}{Benefit\ Level}, \qquad (2\ b)$$

$$RET\_EBR = \frac{Retail\_Part\_wage*176}{Benefit\ Level}. \quad (2 c)$$

ここで mw は最低賃金, part wage は産業計 パート賃金時間額, retail\_part\_wage は卸売小売 業パート賃金時間額, Benefit Level は生活保護 額である(生活保護額の算出についてはデータ付録 参照)。 MW\_EBR は最低賃金でフルタイム働い て得られる収入と生活保護額の比, PT\_EBR は 産業計パート賃金でフルタイム働いて得られる収 入と生活保護額の比、RET EBR は卸売小売業パー ト賃金でフルタイム働いて得られる収入と生活保 護額の比を指す。ここでは特に断りのない限り PT\_EBR と RET\_EBR の分子で用いる賃金には 女性のパート賃金を用いる。以下では特に断りが ない限り, EBRatio は MW\_EBR, PT\_EBR, RET\_EBR の3つをまとめて指すものとする。こ れらの指標が1より小さいことは、生活保護受給 額のほうが低賃金で働いた場合の収入よりも高い ことを意味する。。また、これらの指標が小さけ れば小さいほど、低賃金で就業するよりも生活保 護を受給したほうが可処分所得が高い、という生 活保護の「モラルハザード」を誘発する経済的イ ンセンティブが強いといえよう。

Ⅱで述べたように、地域におけるパート賃金の 実勢は、最低賃金と必ずしも連動はしていない。 そのため、上記の3つの指標は異なる地域差をもっ ている。都道府県は全国で47であるが、一つの 都道府県に多くの級地区分に対応する市町村が含 まれている都道府県がいくつもある。そのため、 EBRatio は一つの都道府県内でもいくつかの値を とる。一例を挙げると、東京都は特別区および複 数の市が1級地-1であるが、1級地-2、2級地-1、2級地-2、3級地-1に含まれる市町村も存 在することから、東京都については5つの生活保 護の水準が存在する。一方、東京都の地域別最低 賃金は都の全域で同一であるし、賃金センサスか ら得られる産業計パート賃金・卸売小売業パート 賃金も都全体の平均値であるため、ここで定義す

る EBRatio の分子は、東京都について一つの値しかとらない。このように同一都道府県内にいくつかの級地に対応する市町村が存在することから、結局日本全国で 170 の都道府県×級地の組み合わせができる。まずこの 170 個のサンプルから、EBRatio にはどのような地域間変動があるのかを確認しておこう。EBRatio を地域間で集計する際には、国勢調査から得られる各市町村の人口をウエイトとして用いる。本稿では EBRatio は、最近の国勢調査の調査年である、2000 年と 2005 年の両方の年について計算した。この 2 年を用いた理由は、EBRatio の集計のウエイトとして用いる市町村別の人口が、国勢調査から得られるからである $^7$ 。

横軸に地域別最低賃金,縦軸のEBRatioをとってプロットした結果が、図3-1 (MW EBR)、図

3-2 (PT EBR), 図 3-3 (RET EBR) にそれぞれ 示されている。プロットした点(円)の大きさは、 その最低賃金額×生活保護級地区分に居住する人 口に対応している8。これらの図から明らかなよ うに、「最低賃金でフルタイム働いても生活保護 水準に満たない」という度合いにも地域差が存在 している。図 3-1 と図 3-2、図 3-3 を比較すると わかるように、最低賃金をベースにした EBRatio は、パート賃金をベースにしたそれよりも、地域 間変動が小さい。MW\_EBR の標準偏差は 0.062, PT\_EBR の標準偏差は 0.100 である (人口でウエ イトづけした集計値)。これは上述したパート賃金 と最低賃金がもつ特殊な地域差から生じている。 PT EBR と MW EBR の関連をみるため、PT EBR をMW EBRに回帰させた結果が、図4に示されて いる。この結果、MW EBR の係数は 1.34 であり、

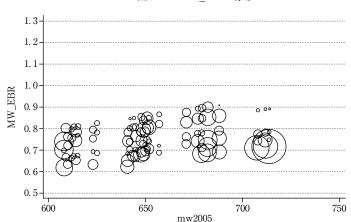
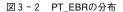


図 3 - 1 MW\_EBRの分布



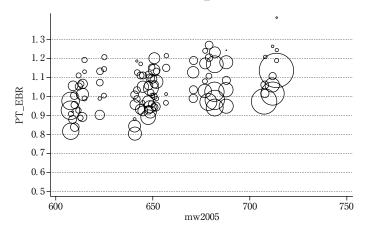
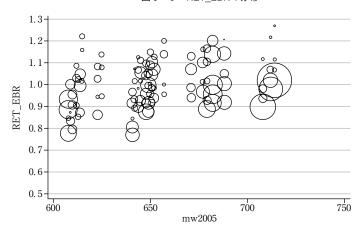


図3-3 RET\_EBRの分布



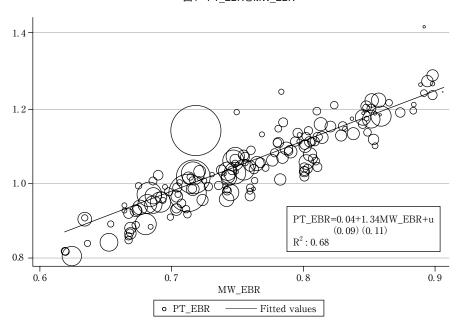
注:横軸は最低賃金(2005年)。

点(円)の大きさは人口の大きさを表す。

各EBR値は最小値。

出所:2005年賃金センサスおよび2005年生活保護手帳より筆者集計。

図4 PT\_EBRとMW\_EBR



注:横軸は最低賃金(2005年)。

点(円)の大きさは人口の大きさを表す。

推計式に関しては人口でウエイトづけしている。括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。

出所:2005年賃金センサスおよび2005年生活保護手帳より筆者集計。

これは MW\_EBR の地域差と比べ、PT\_EBR の地域差は約34%増幅されていることがわかる。この係数が1と等しいという検定を行うと、p値が0.002で棄却される。しかも、東京都の1級地-1である地域は回帰係数から予測される PT\_EBR

よりもかなり高いところに位置している上,人口 はきわめて多い。

このように、最低賃金を分子に用いた MW\_EBR にも、地域差が存在している (図 3-1)。最低賃金の地域間格差はパート賃金の地域間格差を縮小し

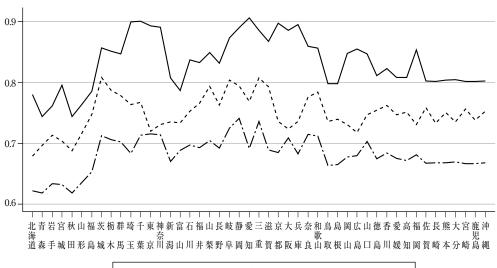
たものになっていたが (図1),もし生活保護額が 最低賃金と同じような地域間変動をもっていたと したら、MW EBR の地域間格差は存在しないは ずである。いいかえると、最低賃金と生活保護額 がほぼ連動するというよりも、式(2a)のような かたちで定義した比率においても地域差が存在す ることを意味し、行政として式(2a)のようなも のの地域差を図 3-1 で表されているような水準よ りも平準化しようという意図は存在していないか、 もしくはそのような意図があるとしても実現でき ない制度的要因があることを示唆しているともい えよう<sup>9</sup>。しかし、パート賃金をベースにした EBRatio の地域差と比較するならば、MW\_EBR の水準は地域間で平準化されているととらえるこ とができる<sup>10)</sup>。PT EBR と MW EBR の地域間変 動が大きく異なることの経済的意味は何であろう か? まず、そもそも EBRatio のような指標を 用いるにあたり、分子に最低賃金をベースにした 収入をとるのか、パート賃金をベースにした収入 をとるのかは、議論の余地があろう。基本的には、 分子の計算に使われるべき賃金指標は, 低賃金労 働での就業と生活保護受給とが実質的な選択肢に なるような個人が直面する市場賃金であるべきで ある。パート賃金は生活保護受給の可能性がある 個人の直面する賃金水準に近いものであるかどう かには、疑問があるかもしれない。パート賃金は 典型的な低賃金労働市場の賃金とは考えられてい るものの, 実際に生活保護を受給する可能性の高 い労働者は、パート賃金よりも賃金の低い労働に 就く可能性が高く、そのような労働市場では最低 賃金が有効な制約となっているかもしれない11)。 しかしその一方で、最低賃金は低賃金労働市場に おいて賃金の有効な下支えとはなっておらず、地 域における低賃金労働の賃金とその地域の最低賃 金が連動していないのであれば、最低賃金をベー スにした EBRatio 指標が生活保護と低賃金労働 を選択する際の経済的インセンティブを的確に反 映していない可能性もある。

IVでは、EBRatio 指標を説明変数として用い、 EBRatio の地域差が男性就業率にどのような影響 を及ぼしているかについて、都道府県別データを 用いた回帰分析を行う。その場合、パート賃金を ベースとして作成した EBRatio 変数が真の EBRatio の水準とは異なっているとしても、パート賃金によって算出した EBRatio の地域差のパターンが真の EBRatio の地域差と似通っているならば、推論の方向は同じになると考えられる。

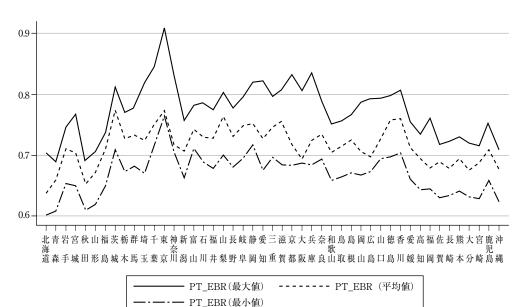
#### 2 都道府県別の EBRatio の集計

次に、全年齢の人口をウエイトとして用いて、 都道府県別に EBRatio を集計する。 労働にかか わる公表データには都道府県別に集計されたデー タが多いため、EBRatio を労働関係の公表データ と関連付けるためには、都道府県別に集計する必 要がある。各都道府県内でどれほど EBRatio に 変動があるのかを確認するため、最小値・最大値・ 平均値を示したのが図5である。同一都道府県内 であると、EBRatio の分子は一定であるので、生 活保護給付の高い地域(一般的には人口が集中して いる都市部)で EBRatio は低くなり、そうでない 地域で EBRatio は高くなるため、同一の都道府 県内でも、EBRatio には差が存在している。また、 大都市を含む県では、大都市への人口集中の度合 いが大きいため、都道府県の平均は最小値に近い 値をとっている (東京都、大阪府等)。都道府県別 に集計された EBRatio には特殊な地域性がある。 まず、PT\_EBRは、茨城県で最大の値をとる。 これは 2000 年と 2005 年の両方でそうであった。 この理由は、 茨城県では生活保護額が最高額にな るのは水戸市の2級地-1のみであり、その他の 地域はすべて2級地-2以下であるにもかかわら ず, 茨城県の人口に占める水戸市の人口のシェア は高くないためである。このように、級地が高く なる地域の人口シェアが小さい県では、EBRatio を計算する際の分母が小さくなり、 県単位の EBRatio が高くなる。この理由から EBRatio が 高くなりがちなのは、大都市圏に近いけれども大 都市を含む都府県ではなく, 生活保護額の水準は 低く抑えられている地域である (茨城, 山梨, 滋 賀)。図5では、最小値と最大値の間に平均値が くるが、このような地域は平均値が最大値にやや 近くなる傾向がある。

図 5 都道府県別MW\_EBR, PT\_EBR







出所:2005年賃金センサスおよび2005年生活保護手帳より筆者集計。

Ⅳ 低賃金労働からの収入/生活保護額 比率と男性就業率は関連するか

一就業構造基本調査を用いた回帰分析

### 1 地域別就業率の回帰分析の定式化

前節までで議論されたように、EBRatio には地

域差が存在している。このことはなんらかのかたちで、個人や家計の行動に影響を与えているであろうか?最低賃金が生活保護額水準に比較して低いことが人々の行動にそれなりの大きさの影響を与えるのであれば、EBRatio に存在する地域差は、地域間での行動の違いというかたちで現れる可能性がある。そこで以下では、EBRatio が男性の就

業率にどのような影響を与えているかを,都道府 県別のデータから検証した。日本における最低賃 金の雇用に関する影響を分析した先行研究である 橘木・浦川 (2006) と Kawaguchi and Yamada (2007) では、女性の就業率と、その女性の賃金 にとって最低賃金がどの程度有効な制約であるか の関連を検討している。本稿ではそれらとは異な り、男性、とりわけ中卒男性の就業率に焦点を当 てる。男性に注目する理由は、女性の就業率はた とえば配偶者の所得に影響を受けることが知られ ており、それが EBRatio の地域差の影響を考察 する際に特殊な影響を与える可能性があるからで ある。たとえば賃金の地域差は男女ともに似通っ た部分があり、男性が高賃金である地域では女性 の賃金も高くなる。その一方で、男性の賃金が高 い地域では、男性の所得が高いことを主な理由と して女性の就業は抑制される場合もある。さらに 日本では女性の就業率には大きな地域差が存在し ており, これは経済的要因で容易に説明可能とも いいきれない (安部・森, 2006)。男性就業率は, このような要因に影響される度合いが小さいと考 えられる。

しかしその一方で、男性就業者の中には、最低賃金よりも大幅に高い賃金に直面し、かつ生活保護受給が実質的に選択肢とはなっていない個人が大変多い。それらの個人の就業行動に EBRatio はほとんど影響しないであろう。そこで、以下の分析は主として中卒男性に注目する。中卒男性は、近年就業機会が悪化していると考えられるグループであり、男性全体よりも EBRatio のような指標から影響を受ける可能性が高い<sup>12</sup>。

用いるデータは、就業構造基本調査(以下就調と略す)2002年地域編の、都道府県別かつ県全体・市部・大都市別のデータ(公表データ)である。推計にあたっては、在学者を除き、卒業者に限定して就業率(有業者数/人口)を計算し、それを被説明変数とする回帰分析を行う。就調では地域×学歴別には就業率は得られるが、雇用就業率は得られない。サンプルは、大都市・市部・それ以外の都道府県人口全体を合計した都道府県全体と、各都道府県のうち大都市および市部(この2つを合計したものを、以下では単に「市部」と呼ぶ)に

居住する人口に限定した分析とを扱う<sup>13</sup>。雇用労働は市部に集中していると考えられるので、最低賃金や低賃金労働と生活保護を比較した EBRatioの集計には、市部のほうが適していると考えられる<sup>14</sup>。なお以下では、市部に限らない都道府県全体に関する分析を「都道府県別分析」、市部に関する分析を「市部の分析」と呼ぶ。回帰分析で注目するのは、MW\_EBR や PT\_EBR が、中卒男性の就業率にどのように影響するか、である<sup>15</sup>。

若年・壮年の就業率との関連を調べる際のEBRatio 指標の問題点は、以下の2点である。第1は、本稿での都道府県別EBRatio の集計では、ウエイトとする人口として全年齢の人口を用いていることである。実際には就業と生活保護の選択が現実的であるのは若年・壮年であり、EBRatioの都道府県単位での集計には該当する年齢の年齢階級別市町村人口をウエイトとして用いるほうが適切であろう。本稿では就業に関しては20~59歳のデータを、EBRatioの集計のウエイトづけにはそれ以外の年齢層も含めた人口を用いている。Suzuki and Zhou (2007)も高齢化の地域差が生活保護受給の地域差に与える影響は大きいとしており、年齢のコントロールは重要でありうる。

第2は、データの制約上やむをえないことではあるが、賃金データが都道府県単位でしか得られず、それが生活保護額の違いのみを理由として同一都道府県内でのEBRatioに変動をもたらしているが、ここではその平均値を当該都道府県のEBRatioとして用いていることである。この指標が就業と生活保護の選択の際の「経済的指標」としてどの程度適切か、必ずしも明らかでない。一方で、同一都道府県内でも賃金の地域差は大きいと考えられる。他方、就業の際に市町村の境界を越えて通勤することは大きな困難をもつ場合とそうでない場合があり、都道府県別のパートの平均賃金に対応する就業機会への通勤が容易である限りにおいては、賃金が都道府県単位であることもそれほど問題ではないかもしれない160。

推計では産業計男性パート賃金を用いて計算 した産業計男性パート賃金と生活保護額の比 (以下, MalePT\_EBR とする) に加えて,産業計女 性パート賃金を用い計算した PT\_EBR (以下,

FemalePT\_EBRとする)を説明変数に用いた。男性の就業率を予測するのであるから、男性のパート賃金を用いるほうが自然な選択であろう。にもかかわらず FemalePT\_EBR も用いる理由は、賃金センサスの集計データでは、男性パート労働者数は女性パート労働者数よりもはるかに少なく、男性の平均パート賃金にはサンプリング・エラーが大きいと考えられるからである。その意味では、女性パート賃金のほうが、低賃金労働市場の地域差を正確に捉えている可能性がある。

なお,回帰分析には EBRatio 変数のほか,年 齢ダミー(5歳刻み:ベースグループは35~39歳), 地域ダミー(東北,首都圏 (東京以外),東京都,甲信越,北陸,中京,近畿 (大阪以外),大阪府,中国,四国,九州・沖縄:ベースグループは北海道)を説明変数として加えている。4つの学歴をプールしたサンプルでの分析ではそれらに加えて学歴ダミー(中卒・短大高専卒・大卒:ベースグループは高卒)も説明変数に加えている<sup>17</sup>。

#### 2 市部の回帰分析の結果

市部の回帰分析の結果が、表1に示されている<sup>18)</sup>。この結果から以下のことが読み取れる。 まず、4つの学歴をプールした分析によると、

表1 市部(都道府県別)の回帰分析

被説明変数:男性就業率

	学歷計		中卒		中卒,30歳以上		MW_EBR<0.75 中卒		MW_EBR<0.75 中卒,30 歳以上	
MalePT_EBR	0.040** (0.014)	_	0.099* (0.045)	_	0.108* (0.049)	_	0.099* (0.047)	_	0.118* (0.051)	_
FemalePT_EBR	_	0. 124** (0. 035)	_	0. 274* (0. 113)	_	0.260* (0.125)		0.273* (0.116)		0, 249 (0, 128)
MW_EBR	0.027 (0.063)	-0.082 (0.081)	0.037 (0.215)	-0.169 (0.271)	-0.104 (0.231)	-0.276 (0.303)	-0.060 (0.170)	-0.324 (0.243)	-0.277 (0.157)	-0.463 (0.261)
中卒ダミー	-0.070** (0.003)	-0.070** (0.003)	_	_	_	_	_		_	_
短大高専卒ダミー	0.030** (0.003)	0.030** (0.003)	_	_	_	_	_	_	_	_
大卒ダミー	0.033** (0.002)	0.033** (0.002)	_	_	_	_	_	_	_	_
東北	-0.018** (0.006)	-0.019** (0.006)	-0.073** (0.016)	-0.073** (0.015)	-0.074** (0.014)	- 0. 072** (0. 013)	-0.068** (0.013)	-0.063** (0.012)	-0.069** (0.012)	-0.061** (0.011)
首都圏 (東京以外)	-0.017** (0.007)	-0.022** (0.007)	-0.051* (0.021)	-0.061** (0.021)	-0.049* (0.021)	-0.058** (0.021)	-0.041** (0.013)	-0.044** (0.013)	-0.036** (0.012)	-0.036** (0.012)
東京都	-0.033** (0.007)	-0.044** (0.008)	-0.063** (0.022)	- 0. 087** (0. 025)	-0.066** (0.021)	- 0. 087** (0. 025)	-0.056** (0.017)	-0.074** (0.022)	-0.058** (0.018)	-0.070** (0.023)
甲信越	-0.013 (0.008)	-0.017* (0.008)	-0.049* (0.024)	-0.056* (0.024)	-0.047* (0.024)	-0.053* (0.023)	-0.051** (0.018)	-0.047** (0.018)	-0.043* (0.017)	-0.037* (0.016)
北陸	-0.005 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.047 (0.024)	-0.044 (0.024)	-0.043 (0.025)	-0.039 (0.024)	-0.037* (0.018)	-0.027 (0.017)	-0.030 (0.019)	-0.018 (0.018)
中京	0.001 (0.008)	-0.002 (0.008)	-0.015 (0.026)	-0.024 (0.026)	-0.020 (0.025)	-0.028 (0.024)	_	_	_	
近畿 (大阪以外)	-0.033** (0.007)	-0.035** (0.007)	-0.086** (0.019)	-0.090** (0.019)	-0.088** (0.019)	-0.090** (0.018)	-0.077** (0.014)	-0.072** (0.012)	-0.079** (0.014)	-0.070** (0.012)
大阪府	-0.042** (0.007)	-0.046** (0.007)	-0.080** (0.019)	-0.089** (0.020)	-0.088** (0.019)	- 0. 095** (0. 019)	-0.072** (0.014)	- 0. 075** (0. 014)	-0.077** (0.014)	-0.077** (0.014)
中国	-0.012 (0.007)	-0.012 (0.006)	-0.058** (0.019)	- 0. 058** (0. 019)	-0.077** (0.018)	- 0. 076** (0. 017)	-0.050** (0.014)	- 0. 044** (0. 014)	-0.067** (0.014)	- 0. 059** (0. 013)
四国	-0.029** (0.007)	-0.030** (0.006)	-0.097** (0.019)	-0.097** (0.018)	-0.113** (0.018)	-0.111** (0.017)	-0.090** (0.016)	- 0. 085** (0. 015)	-0.107** (0.016)	- 0. 097** (0. 015)
九州・沖縄	-0.034** (0.006)	-0.031** (0.006)	-0.098** (0.016)	-0.090** (0.015)	-0.110** (0.014)	-0.101** (0.013)	-0.092** (0.013)	-0.078** (0.012)	-0.102** (0.011)	-0.088** (0.010)
定数項	0.892** (0.037)	0.898** (0.038)	0.771** (0.125)	0.769** (0.126)	0.867** (0.134)	0.861** (0.135)	0.838** (0.099)	0.871** (0.102)	0.972** (0.083)	0.992** (0.091)
$\mathbb{R}^2$	0.79	0.79	0.64	0.64	0.37	0.36	0.64	0.64	0.34	0.34
サンプル数	1598		423		282		360		240	

注:学歴ダミーのベースグループは高卒。コントロール変数として年齢ダミーを加えているが、年齢ダミーの係数は表示していない。 括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差,\*は 5%水準、\*\*は 1%水準で有意であること。

出所:就業構造基本調査地域編 (2002年), 生活保護手帳 2000年, 賃金センサス 2000年より筆者集計。

高卒をベースグループとして、中卒ダミーは - 0.07 の係数をもっている。すなわち、年齢・地域等の要因をコントロールした上で、中卒男性 の就業率は高卒男性と比較して 7%低いことになる。一方、短大高専卒・大卒男性の就業率は、高卒男性と比較して 3%高い。そして、この場合、PT\_EBR は就業率にプラスの影響を与えているが、MW\_EBR は必ずしもプラスの影響を与えてはいない。

2列目以降は、中卒男性にサンプルを限定した分析である。中卒男性では、PT\_EBR は就業率を上昇させるという関係がみられる。たとえば市部のサンプルの場合、MalePT\_EBR が 0.1 上昇することは、男性就業率を 0.01 程度上昇させるし、FemalePT\_EBR が 0.1 上昇することは、男性就業率を 0.025 程度上昇させる(MalePT\_EBR の標準偏差は、0.088、FemalePT\_EBR の標準偏差は 0.067であるので、FemalePT\_EBR が 1 標準偏差分上昇することの影響は、男性のそれよりも分布の中での変化の大きさとしては大きいことになる)。

60 歳未満の全年齢のサンプルを用いた分析では、30 歳未満の年齢ダミーの係数(表には示されていない)が、ベースグループである35~39歳と比較して有意に低いという結果が得られており、若年層で特に就業率が低いことがわかる。EBRatioの係数がその年齢層以外でも就業率に影響するのかどうかを検討するため、年齢を30歳以上に限定したサンプルでの集計も行った。30歳以上に限定した場合でもEBRatioの係数は、全年齢のサンプルとおおむね似た値であった。

市部の場合、PT\_EBR と MW\_EBR の両方を 説明変数に加えると、多くの場合 PT\_EBR の係 数が有意であって、MW\_EBR の係数は有意でな く、絶対値も小さいものとなる。したがって、 PT\_EBR は就業率に有意に影響を与えるけれども、 MW\_EBR は PT\_EBR の変動をコントロールする と特に影響は与えていないことになる。またどの 定式化においても、MW\_EBR の係数は PT\_EBR の係数よりも、標準誤差が大きい。MalePT\_EBR の係数は、FemalePT\_EBR の係数 は 0.099 であるが、FemalePT\_EBR を用いると その係数は 0.274 である。また、FemalePT\_EBR を説明変数に含めた場合、MalePT\_EBR を含めた場合と比較して、MW\_EBR の係数が小さくなり、負の係数をもつこともある。

さらに、MW\_EBR が 0.75 より低いサンプルに限った分析も行った。MW\_EBR が高い地域と低い地域では、EBRatio の与える影響が異なる可能性があり、たとえば MW\_EBR が低い地域では、最低賃金がバインドするところもあるとすると、MW\_EBR の影響がそれ以外の地域とは異なることがあるかもしれない。MW\_EBR<0.75 とサンプルを限定すると、中京地域などの MW\_EBR の高い地域をサンプルから除くことになる。MW\_EBR が 0.75 未満に限ると、MW\_EBR の係数は負の方向に変化するが、PT\_EBR については男性パート賃金を用いた場合も、係数の値はさほど変化しない。

以上を総合すると、市部では高い最低賃金が就業率を上昇させるという効果は無いといってよく、もっぱらパート賃金から計算された PT\_EBR が就業率に有意に正の影響を与えている。

#### 3 都道府県別回帰分析の結果

都道府県別(市部に限らない)分析の結果が、 表 2 に示されている。市部の結果と異なる主な点 は以下のとおりである。まず MW\_EBR の水準を 限定しない推計での MalePT EBR の係数はおお むね 0.05 程度であり、FemalePT\_EBR の係数 は 0.13 程度である。このように、市部に限らな い分析のほうが、市部の分析よりも PT\_EBR の 係数が小さい。しかし、MW\_EBR が 0.75 未満 の場合であると、MalePT\_EBR の係数は 0.09 程 度となり、市部の場合とほとんど同じ値となる。 しかし FemalePT\_EBR の係数は、MW\_EBR が 0.75 未満のケースに限定しても, サンプルを限 定しない場合とほとんど変わらない。その一方で MW\_EBR の係数は、MW\_EBR が 0.75 未満のサ ンプルでは係数の値が小さくなり、このようにサ ンプルを限定すると最低賃金が高いことが就業率 を高めるという関係は弱くなる。

#### 論 文 最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察

#### 表 2 異なる定式化(市部以外も含めた都道府県別)の回帰分析

被説明変数:男性就業率

	学歷計		中卒		中卒,30歳以上		MW_EBR<0.75 中卒		MW_EBR<0.75 中卒,30 歳以上	
MalePT_EBR	0.044** (0.012)		0.052 (0.034)		0.045 (0.037)		0.091* (0.039)		0.089* (0.041)	
FemalePT_EBR		0.112 (0.032)**		0.125 (0.096)		0.133 (0.102)		0.132 (0.112)		0.143 (0.121)
MW_EBR	0.102 (0.055)	0.019 (0.070)	0.198 (0.175)	0.111 (0.217)	0.235 (0.174)	0, 120 (0, 228)	0.017 (0.281)	-0.016 (0.358)	0.172 (0.280)	0.111 (0.387)
$R^2$	0.79	0.79	0.68	0.68	0.39	0.39	0.68	0.68	0.35	0.35
サンプル数	1598		423		282		306		204	

注:コントロール変数として学歴ダミー、年齢ダミー、地域ダミーを加えているが、結果については表示を省略している。

括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差,\*は5%水準,\*\*は1%水準で有意であること。

出所:就業構造基本調査地域編(2002年),生活保護手帳2000年,賃金センサス2000年より筆者集計。

市部の分析では MW\_EBR の係数が負になる (ただし統計的に有意に負であるものは少ない) ことが多かったが、都道府県別分析ではそれが正になることが多い。ただ、MW\_EBR の係数の標準誤差は大きく、統計的に有意に正になっている場合はない。また、MW\_EBR が 0.75 未満に限ると、MW\_EBR の係数は小さくなる傾向があるが、これは市部の場合と共通している。 MalePT\_EBR の係数が、FemalePT\_EBR の係数よりも小さく、また女性の PT\_EBR を説明変数に含めた場合には MalePT\_EBR を含めた場合と比較して、MW\_EBR の係数が小さくなることも、市部の場合と同様である。表には示されていないが、年齢ダミーや地域ダミーの変数については、市部と似た傾向を示している部分が多い。

MalePT\_EBR と FemalePT\_EBR の係数の違いは、都道府県別パート賃金のサンプリング・エラーの影響としても一部は解釈可能である。すなわち、男性パートの人数や総労働時間数は女性パートと比較して非常に少ないため、都道府県別の男性パート賃金のサンプリング・エラーは女性のそれよりも大幅に大きいと考えられる。このことが、説明変数に観測誤差(measurement error)がある場合の縮小バイアス(attenuation bias)と同じ現象を生じさせ、MalePT\_EBR の係数が FemalePT\_EBR の係数と比較して小さくしているということが考えられる。

以上の結果から、以下のような解釈が可能であ ろう。市部の分析および都道府県別で MW\_EBR が低い地域の結果から判断すると、最低賃金が高 くても中卒男性就業率は上昇しない。市場賃金が

高いことのほうが有意に影響を与えている。 MW\_EBR の地域差は、中卒男性の就業率に影響 を与えてはおらず、一方で PT EBR は正の影響 を与えている。生活保護額と比較して最低賃金が 低いために中卒男性の就業が抑制されるという関 係は、市場賃金をコントロールした上では、弱い ものでしかない可能性がある。一方で、高いパー ト平均賃金に代表される地域の強い労働需要は, 男性の就業にプラスの影響を与えている。男性の パート賃金で定義した PT EBR も、女性のパー ト賃金で定義した PT\_EBR も正の影響を与えて いること、また年齢や MW\_EBR の水準を限定し た上でも PT EBR の影響がプラスであること. 市部も市部に限定しない場合でもプラスであるこ と、を考えると、この影響はある程度頑健なもの といってよい(少なくとも最低賃金による影響より は頑健である)。したがって、最低賃金を上昇させ た場合に中卒男性の就業率が上昇するためには, 最低賃金によって低賃金労働市場の賃金が大きく 上昇することが必要であろう。

本稿では就調の都道府県別データで分析を行ったが、国勢調査や生活保護率のデータから、EBRatioがどのような影響をもっているかを検討することも、最低賃金と生活保護の関連を理解するためには有益であろう。

#### V 結 論

本稿では、最低賃金とパート賃金の関係、最低 賃金・パート賃金と生活保護額の関係、最低賃金・ パート賃金と生活保護額の関係が男性就業率に与 える影響について分析した。

最低賃金とパート賃金の分布の関係から、最低賃金はパート賃金分布の低賃金部分に影響を与えているが、それには地域差が大きいこと、またその地域差のあり方が1990年代半ばから2000年代初めにかけて大きく変化したことが示された。具体的にはこの間、高賃金地域でパート賃金と最低賃金の乖離幅が大幅に縮小した反面、低賃金地域ではその乖離幅の縮小は限定的であった。

最低賃金・地域の平均パート賃金でフルタイム働いたときの収入と生活保護額の比をみると、都道府県間の地域差、都道府県内の地域差ともに存在していることが分かった。最低賃金、生活保護額ともに地域性を考慮して決定されているにもかかわらず、その相対的水準は全国で平準化していない。しかしながら、地域の平均パート賃金から得られる収入を生活保護額で割った指標(PT\_EBR)には、最低賃金から得られる収入を生活保護額で割った指標(MW\_EBR)よりも大きな地域差が存在している。これは、最低賃金がパート賃金の地域差と比べ、地域間で平準化されていることの帰結である。

次に,このような低賃金労働からの収入/生活 保護額指標の地域差が,男性の就業率の地域差に どのように影響しているかを、都道府県別のデータから検討した。その結果、中卒男性の就業率に対して最低賃金から得られる収入/生活保護額の指標はほとんど影響を与えない反面、パート賃金から得られる収入/生活保護額の指標はプラスの影響を与えていることが示された。

本稿の結果をもとにすると, 最低賃金額を生活 保護額の水準により強く連動するかたちに変化さ せることは、どのような影響を持ちうるであろう か?本稿Ⅳで示したように、地域のパート賃金か らの収入と生活保護額の比をコントロールした上 では、最低賃金で働いた場合の収入との比が低い ことは中卒男性の就業率にマイナスの影響をもっ てはいなかった。この結果に基づく限り、現在最 低賃金が生活保護額に比して低い地域の最低賃金 を上昇させることだけによって、これらの地域の 中卒男性就業率が上昇すると結論付けることは難 しい。最低賃金の上昇が中卒男性の就業率を上昇 させるためには、それによって低賃金労働市場の 賃金が大きく上昇することが必要であろう。生活 保護受給と低賃金での労働が実質的な選択肢になっ ている個人が直面する賃金が、最低賃金と非常に 近いのか、それとも女性パート賃金のように最低 賃金から一定の乖離があるものなのかは、筆者ら

表A1 記述統計

		_	_
н	F	프	K

学歴計 サンプル数:1598						
平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	
0.916	0.066	0.333	1	0.834	0.084	
1.102	0.083	0.888	1.407	1.100	0.088	
0.968	0.066	0.799	1.069	0.963	0.067	
0.713	0.029	0.647	0.777	0.714	0.031	
	平均 0.916 1.102 0.968	平均 標準偏差 0.916 0.066 1.102 0.083 0.968 0.066	平均     標準偏差     最小値       0.916     0.066     0.333       1.102     0.083     0.888       0.968     0.066     0.799	平均     標準偏差     最小値     最大値       0.916     0.066     0.333     1       1.102     0.083     0.888     1.407       0.968     0.066     0.799     1.069	平均     標準偏差     最小値     最大値     平均       0.916     0.066     0.333     1     0.834       1.102     0.083     0.888     1.407     1.100       0.968     0.066     0.799     1.069     0.963	

#### 都道府県別

学歴計	学歴計 サンプル数: 1598						
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	
男性就業率	0.918	0.063	0.375	1	0.841	0.081	
MalePT_EBR	1.127	0.091	0.910	1.446	1.127	0.097	
FemalePT_EBR	0.985	0.063	0.825	1.103	0.982	0.066	
MW_EBR	0.729	0.031	0.664	0.796	0.731	0.032	

注:市部サンブル・都道府県サンブルの両方について、学歴計サンブルと中卒サンブルでは、説明変数の最大値と最小値は変数の定義上等しくなり、また被説明変数の最大値と最小値は等しかったので、最大値・最小値は学歴計の欄のみに表示し、中卒の記述統計量は平均と標準偏差のみを表示している。

出所:就業構造基本調査地域編(2002年),生活保護手帳2000年,賃金センサス2000年より筆者集計。

の知る範囲の既存統計からは必ずしも明らかではない。しかしながら、そのような市場での賃金が地域別最低賃金によってある程度強く影響されるのでない限り、地域別最低賃金の上昇が就業率に与える影響は限定的かもしれない。もちろん、最低賃金を生活保護額に比して上昇させることの意義は、賃金や就業率の上昇のみに限られないであろう。ただ賃金に関しては、本稿IIで示したとおり、1990年代半ばから2000年代初めにかけての最低賃金は地方のパート賃金を下支えした反面、都市部のパート賃金の下支え機能はもたなかった。これらの事実を過去の日本における最低賃金の経済的機能の実態として把握しておくことは、今後の最低賃金制度のあり方を考えるうえで有意義であろうと思われる。

## データ付録

#### パート実態調査

パート実態調査の個票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用いている。これらは、ボーナスを含まない賃金である(ちなみにボーナスは、賃金が最低賃金に違反するかしないかを決定する際の賃金には含まれない)。パート実態調査データの集計方法についての詳細は安部(2007)を参照。

## 生活保護額算出方法

生活保護額は、要保護者の年齢別、性別、世帯構成別、所在地域別などから算出された最低生活費から収入を差し引いた額となる。所在地域については1級地-1、1級地-2、2級地-1、2級地-1、3級地-2の6つの区分が市町村ごとに定められている。

2005年,2000年の生活保護額については, 『生活保護手帳 2005』『生活保護手帳 2000』 に基づいて以下のように計算した。生活扶助基 準は第1類,冬季加算を含んだ第2類の20歳 以上40歳未満単身とし,この生活扶助額に住 宅手当を加えたものを生活保護額として級地ごとに月額を算出した。冬季加算については受給期間が11月から3月の5カ月であるため,月平均に直すために冬季加算額に5/12をかけたものを第2類の額に加えてある。厚生労働省では生活保護額と最低賃金の比較において生活扶助基準を18歳・19歳単身としているが(http://www.mhlw.go.jp/shingi/2006/12/dl/s1201-3b.pdf,最終アクセス日2007年4月27日),18歳・19歳単身の生活扶助額が最も高いものの,受給期間が2年間のみとなるため,本稿では20歳以上40歳以下単身を基準とした。

- \*本稿では、「パート労働者の賃金分布に関する研究」『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』6章、財団法人 統計研究会 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。統計研究会労働市場研究委員会参加者からは貴重なコメントをいただいた。川久保寛氏(北海道大学大学院法学研究科)には研究補助をしていただいた。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))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) 最低賃金の名目値が一定期間固定された 1980 年代の米国では、インフレの進行に伴い最低賃金の実質価値が長期的に下落し、それがこの時期における賃金格差拡大の主要要因の一つであったと理解されている。最低賃金が毎年改定される日本では、このようなことは生じてこなかった。
- 2) ここで「ネットの労働需要」と表現している意味は、労働 需要から労働供給を差し引いた意味でのネットの労働需要と いう意味である。以下本稿で、労働需要と書く場合には、こ のネットの労働需要のことを指す。
- 3) ここでは景気変動を話題としているが、たとえばグローバ リゼーションの進行により先進国の非熟練労働者の賃金に低 下圧力がかかることなども、同様に理解することが可能であ ろう。
- 4) 実際には 1990 年から 2001 年の間に、ランクに属する県には入れ替えがあるが、時系列の推移を見るためには各ランクに含まれる県を固定したほうがよいという配慮から、先行研究に従い 1990 年のランク分けを用いる。以下本稿で「最低賃金ランク」と表現する場合には、特に断らない限り、この1990 年のランク区分のことを指す。またこの集計を行うにあたり、サンプリングウエイトと個別労働者の労働時間を掛けたウエイトを用いている。このウエイトを用いる理由については、安部・田中(2006)を参照。
- 5) その一方で、2000 年代中ごろの景気回復期にパート賃金 が上昇し、かつその上昇度合いに地域差があった可能性もあ る。賃金センサスの集計データから、女性パート賃金と地域

別最低賃金の乖離幅(式(1)の rdiffにおいて、lnWの代わりにln(女性パート平均賃金)を用いたもの)を計算したところ、全国平均で2000年に0.296であったものが、2005年には0.335になり、パート賃金と最低賃金の乖離幅はこの5年間では広がっている。そしてこの間、全都道府県での最低賃金の上昇率は全都道府県でほぼ同率の1.4%であったが、女性パート賃金の上昇率には地域別に差がみられ、20の都県ではその上昇率が5%を超える一方、それが5%に満たない府県での女性パート賃金の5年間の上昇率は平均で2.8%であった。ちなみに図1は2005年のデータの状況を示している。

- 6)類似の指標は厚生労働省(2005)でも用いられている。
- 7) 生活保護額は同一都道府県でも市町村によって異なるため、 都道府県単位での集計をする際には市町村レベルでのウエイトが必要になる。ここではそのウエイトとして、国勢調査から得られる市町村の人口を用いている。
- 8) 図 3-1, 図 3-2 および図 3-3 では、異なる都道府県に属していても、最低賃金額が同一でありかつ級地区分が同じである場合の人口は加算して表示をしている。
- 9) EBRatio に地域差があることは現状であるとして、その高低に対し、何らかの合理的意図が存在するとは考えにくい。たとえば大都市部で EBRatio は低いが、大都市とそれ以外の地域を比較して、大都市で EBRatio を低くすべきという効率性・公平性上の理由があるとは考えにくい。むしろ、EBRatio のようなもので測られる生活保護と低賃金労働からの収入の比率には地域にかかわらず望ましい水準があるのだとすれば、どの地域でもその比率を実現するように生活保護給付と最低賃金が連動するのが自然であろう。事実、いくつかのところで指摘されている(厚生労働省(2005)、橘木・浦川(2006、p. 159))、生活保護の水準を勘案して最低賃金を上げるべき、という主張は、暗黙のうちにこのようなことを想定していると考えられる。
- 10) PT\_EBR と MW\_EBR の地域差の違いは、たとえば以下のような要因からも生じている。大都市を含む地域では最低賃金ベースの EBRatio は一般に低い。1 級地-1 の生活保護額は3 級地-2 と比較して、約30%高い。一方地域別最低賃金は、最高額と最低額の差は20%程度である。したがって、たとえば最低賃金が最も高い東京都の1 級地-1 の地域(東京都人口の96.6%が居住する)と最低賃金が最も低く3 級地-2 である地域を比較すると、MW\_EBR は前者のほうが約10%低くなる。一方都道府県別パート平均賃金は、最高額と最低額との差が40%程度あり、PT\_EBR にはまた異なる地域差が存在している。
- 11) しかしこのような仮説も、必ずしも実証的事実に裏付けられているともいえない。第1に、最低賃金未満率・影響率を調査した統計 (パート労働者以外の労働者も含まれる) は、最低賃金付近の労働者の割合が高いことを示してはいない(たとえば、労働調査会出版局編、2006)。したがって、パート労働以外の雇用労働で最低賃金に近い賃金水準の低賃金労働がどの程度存在しているのか、必ずしも明らかでない。第2に、堀・坂口(2005) は従業員数5人以上の賃金センサスの個票データから、最低賃金未満率は1.6%であったことを報告している(同時に最低賃金未満の件数は43万件と多いことも報告されている)。しかし従業員数5人未満の事業所で、最低賃金に近い賃金が支払われている可能性はある。生活保護を受給する可能性の高い人々が直面する市場賃金がどのようなものであるかについて、信頼度の高い実証的事実は存在していないというべきであり、生活保護受給の可能性が

- 高い個人の直面する市場賃金が最低賃金に近いという可能性 を否定はできない。
- 12) 男性の学歴別就業率の推移と近年の中卒男性の就業率低下 に関しては、たとえば Abe (2007) を参照。
- 13) 後者の場合もデータは都道府県単位である。都道府県別集 計データの市部に対応するデータを用いた労働供給の分析と して,たとえば Yamada, Yamada and Chaloupka (1987), Yamada and Yamada (1986, 1987) がある。
- 14) 市部の回帰分析では、都道府県別に EBRatio を集計する際、3級地-2の市町村を除き、その上で3級地-1以上の級地の市町村人口でウエイトづけをした EBRatio を用いた。その理由は、「市部」に3級地-2は含まれない場合が多く、3級地-2を含めて都道府県平均の EBRatio を計算すると、都道府県単位での市部の EBRatio を過大に推定することになるからである。もっとも、市部ではなくても3級地-1以上であるところもあるし、市部であっても3級地-2であるところも存在している。
- 15) EBRatio の集計は、市町村別人口が容易に得られる 2000 年と 2005 年について行ったが、就調の就業率データは 2002 年のものである。このように、被説明変数と説明変数には時点のずれがある。しかし、2000 年と 2005 年の EBRatio のパターンは似通っており、回帰分析で用いる MW\_EBR については 2000 年と 2005 年の相関は 0.99、PT\_EBR については 相関は 0.95 であった。そこで以下の回帰分析では、2000 年 EBRatio を説明変数として用いた。
- 16) また最も問題でありうるのは、県境を越える地域間労働移動であるが、日本では県境を越える労働移動は少ない。
- 17) 年齢ダミーの係数を含んだ推計結果は,以下のホームページ (http://www.econ.hokudai.ac.jp/~abe/) で閲覧可能である。
- 18) 以下の回帰分析で用いられるサンプルの記述統計量は表 A 1 に示されている。

#### 引用文献

- 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。
- 安部由起子 (2007)「パート労働者の賃金分布に関する研究」 『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』6章,財団法人統計研究会.
- 安部由起子・田中藍子 (2006) 「正規-パート賃金格差と地域別 最低賃金の役割: 1990年—2001年」 Hokkaido University, Graduate School of Economics and Business Administration Discussion Paper Series B, No. 2006-62.
- 安部由起子・森邦恵 (2006)「女性就業の地域差に関する考察」 Hokkaido University, Graduate School of Economics and Business Administration Discussion Paper Series B, No. 2006-63.
- 厚生労働省(2005)『「最低賃金制度のあり方に関する研究会」 報告書の概要等』(http://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/ 03/dl/s 0331-7 a. pdf) 最終アクセス日 2007 年 4 月 27 日.
- 厚生労働省 (2007)「最低賃金法の一部を改正する法律案」について http://www.mhlw.go.jp/houdou/2007/03/h 0313-3, html. 最終アクセス日 2007 年 4 月 27 日.
- 生活保護手帳編集委員会編(2005)生活保護手帳(2005年度版)中央法規出版.
- 全国社会福祉協議会編(2000)生活保護手帳(平成12年度版) 全国社会福祉協議会。

- 橘木俊韶・浦川邦夫 (2006)『日本の貧困研究』東京大学出版 会。
- 堀春彦・坂口尚文 (2005)「日本における最低賃金の経済分析」 独立行政法人・労働政策研究・研修機構。
- 労働調査会出版局編 (2006)『平成18年度版最低賃金決定要覧』 労働調査会。
- Abe, Y. (2007) "Cohort Experiences of Labor Force Behavior and Its Implications for Sustainability of the Public Pension System in Japan." Paper presented at the ESRI International Collaboration Project 2006, "Sustainable Economic Growth and Fiscal Reconstruction in the Aging Society".
- Kawaguchi, D. and K. Yamada (2007) "The Impact of The Minimum Wage on Female Employment in Japan." Contemporary Economic Policy, 25: 1, 107-118.
- Suzuki, W. and Y. Zhou (2007) "Welfare Use in Japan: Trends and Determinants." Mimeo.
- Yamada, T., T. Yamada and F. Chaloupka (1987) "Using Aggregate Data to Estimate the Part-time and Full-Time Work Behavior of Japanese Women." *Journal of Human* Resources 22: 4, 574-583.

- Yamada, T. and T. Yamada (1986) "Fertility and Labor Force Participation of Married Women: Empirical Evidence from the 1980 Population Census of Japan." Quarterly Review of Economics and Business 26: 2, 35-46.
- Yamada, T. and T. Yamada (1987) "Part-Time Work of Married Women in Urban Japan." Quarterly Review of Economics and Business 27: 1, 41-50.

あべ・ゆきこ 北海道大学大学院経済学研究科准教授。最 近の主な著作に "The effectiveness of financial incentives in controlling the health care expenditures of seniors" forthcoming in *Japan and the World Economy*. 労働経 済学, 社会保障論専攻。

たまだ・けいこ 福岡大学准教授。最近の主な著作に「生活保護制度は就労意欲を阻害しているか――アメリカの公的扶助制度との比較」(大竹文雄氏と共著,『日本経済研究』No.50 pp.38-62), 2004 年。労働経済学,公共経済学専攻。