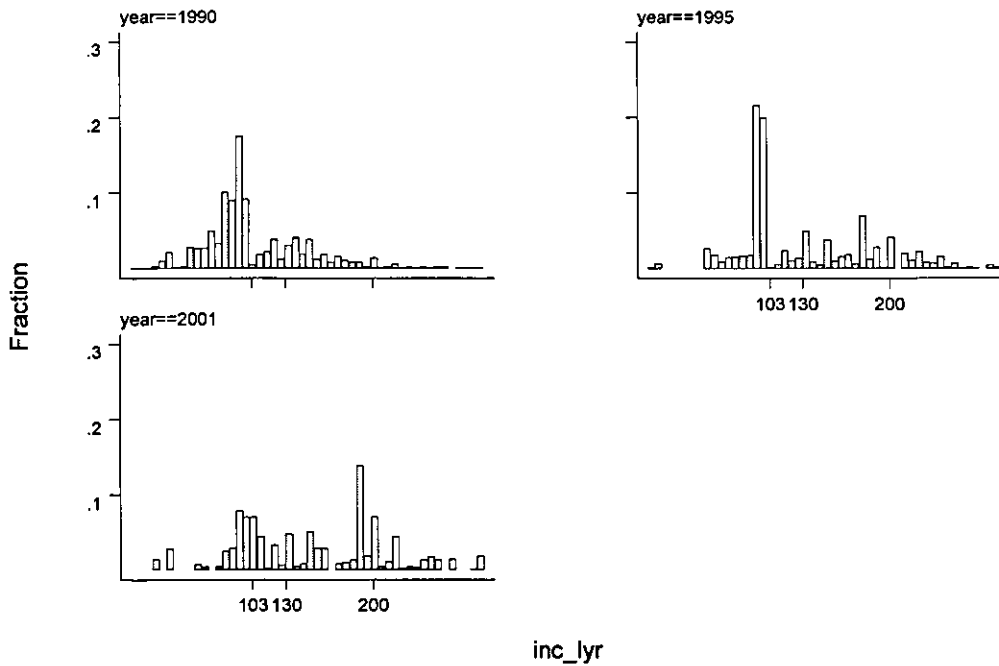
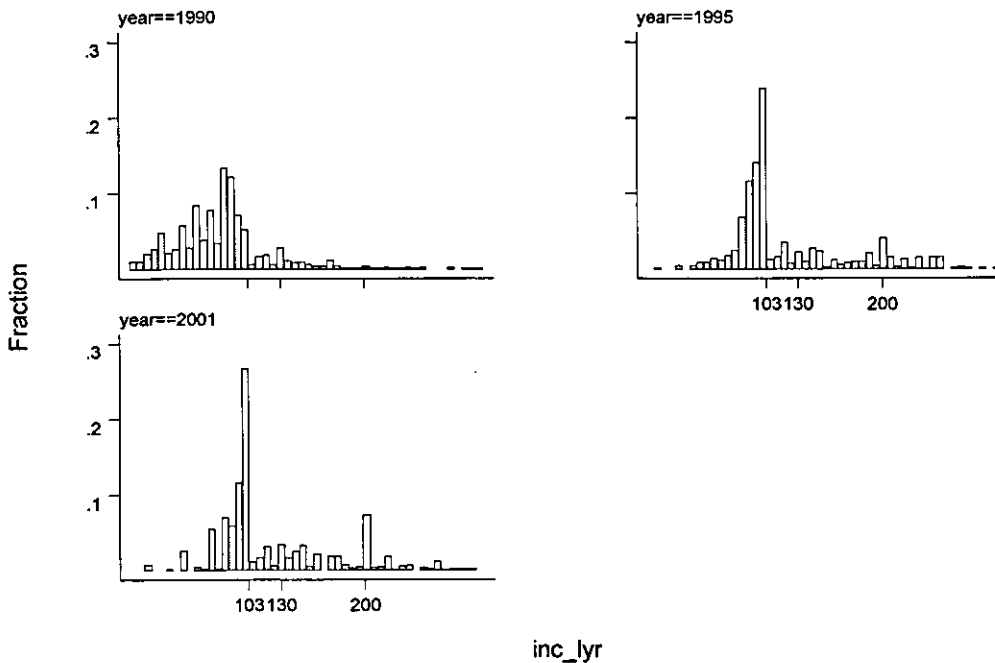


〔図表 15〕 生年 1945-1949 年、勤続年数クラス=2、有配偶女性労働者の年収分布



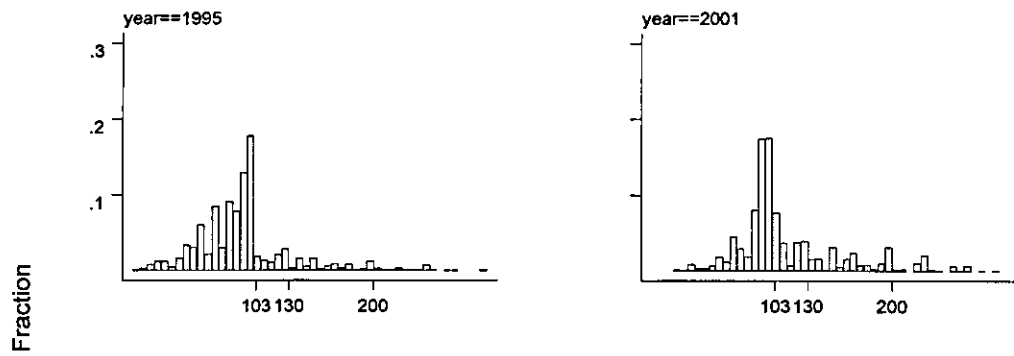
Earnings Distribution: birth year=1945-1949,tenure category=2

〔図表 16〕 生年 1950-1954 年、勤続年数クラス=1、有配偶女性労働者の年収分布



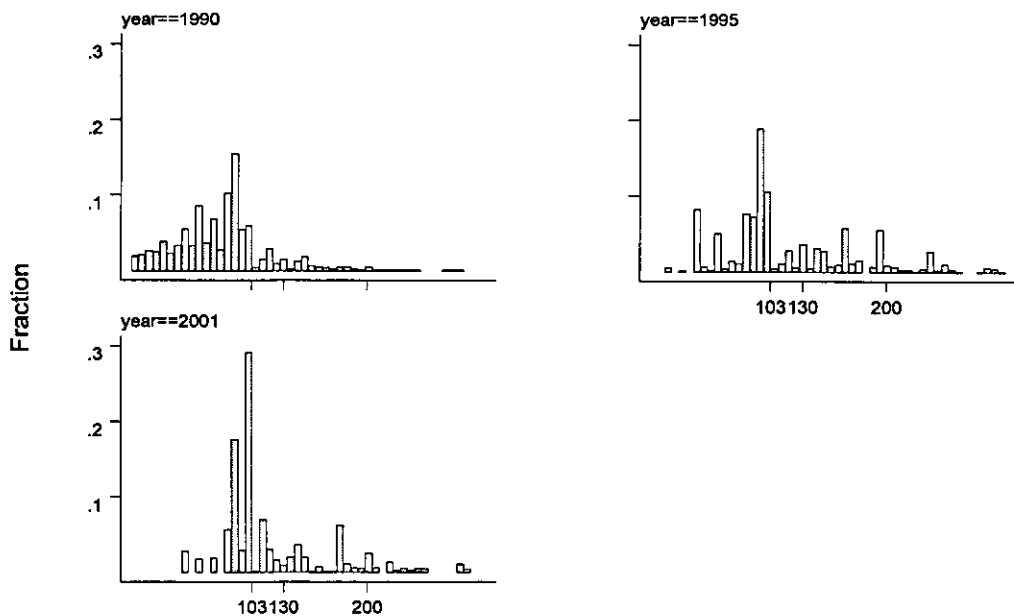
Earnings Distribution: birth year=1950-1954,tenure category=1

〔図表 17〕 生年 1950-1954 年、勤続年数クラス=4、有配偶女性労働者の年収分布



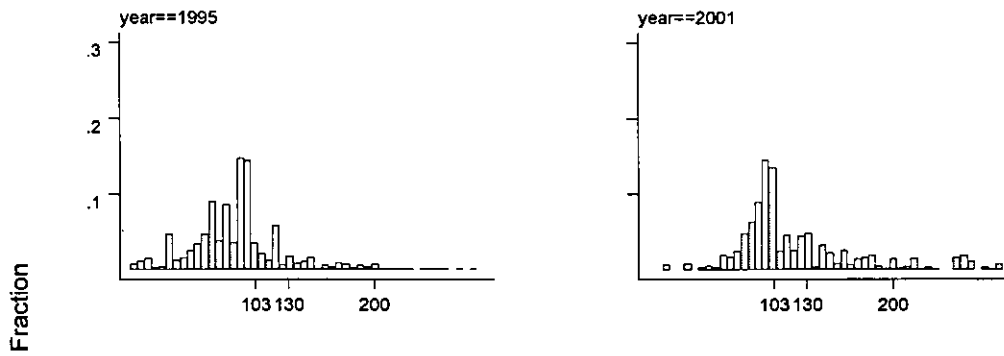
inc_lyr
Earnings Distribution: birth year=1950-1954,tenure category=4

〔図表 18〕 生年 1955-1959 年、勤続年数クラス=1、有配偶女性労働者の年収分布



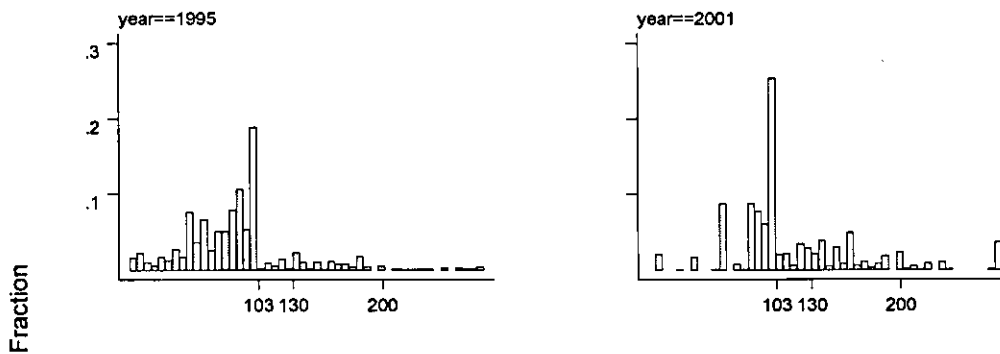
inc_lyr
Earnings Distribution: birth year=1955-1959,tenure category=1

〔図表 19〕 生年 1955-1959 年、勤続年数クラス=4、有配偶女性労働者の年収分布



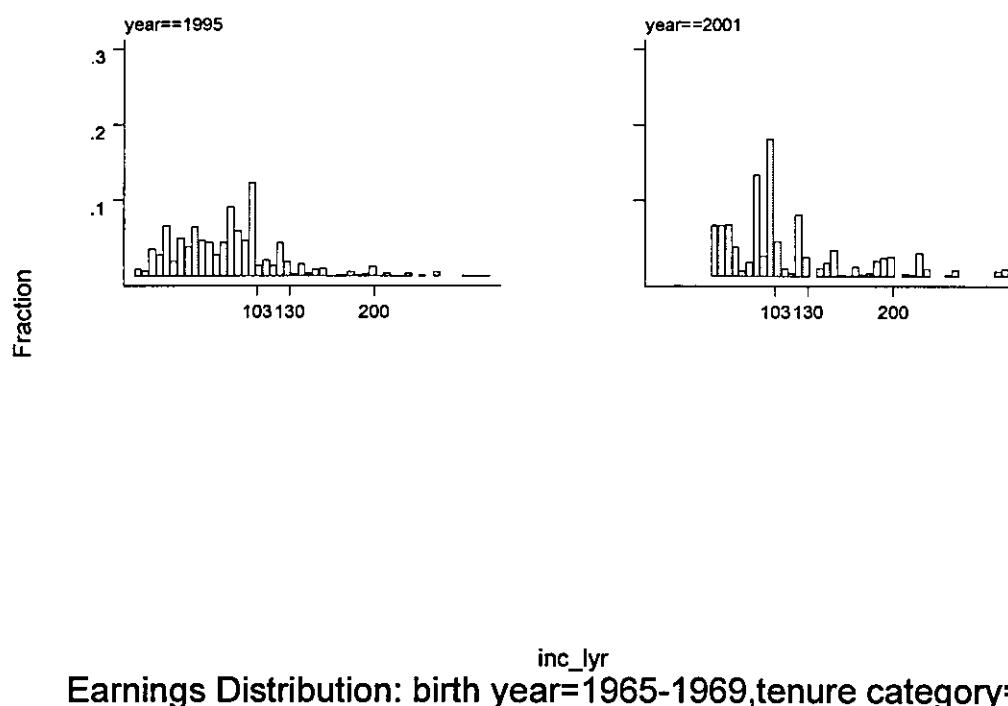
inc_lyr
Earnings Distribution: birth year=1955-1959,tenure category=4

〔図表 20〕 生年 1960-1964 年、勤続年数クラス=4、有配偶女性労働者の年収分布



inc_lyr
Earnings Distribution: birth year=1960-1964,tenure category=4

〔図表 21〕 生年 1965-1969 年、勤続年数クラス=4、有配偶女性労働者の年収分布



(注) 縦軸は分布密度である。

(資料) パート実態調査からの筆者の集計

2. パネルデータによる分析

パネルデータでは同一個人を追うことができるため、年収の推移は個人の年収がどのように変化していくか、とりわけ 103 万円の壁は継続的に制約でありつづけるのか、それともそうではないのかを、より直接的に知ることができる。ここでは、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」から、8 年間継続してパート労働を続けた個人と、4 年間続けてパート労働を続けた個人のサンプルを取る。パネル調査の難点は、多くのサンプル数を確保できない点である。また、パネル調査のサンプルは 20 歳台から 40 歳台に限られているため、それより高い年齢のパート労働者の年収の動きを知ることはできない。

8 年間継続のサンプルと 4 年間継続のサンプルの年収分布の推移を示したのが、図表 22、図表 23 である。

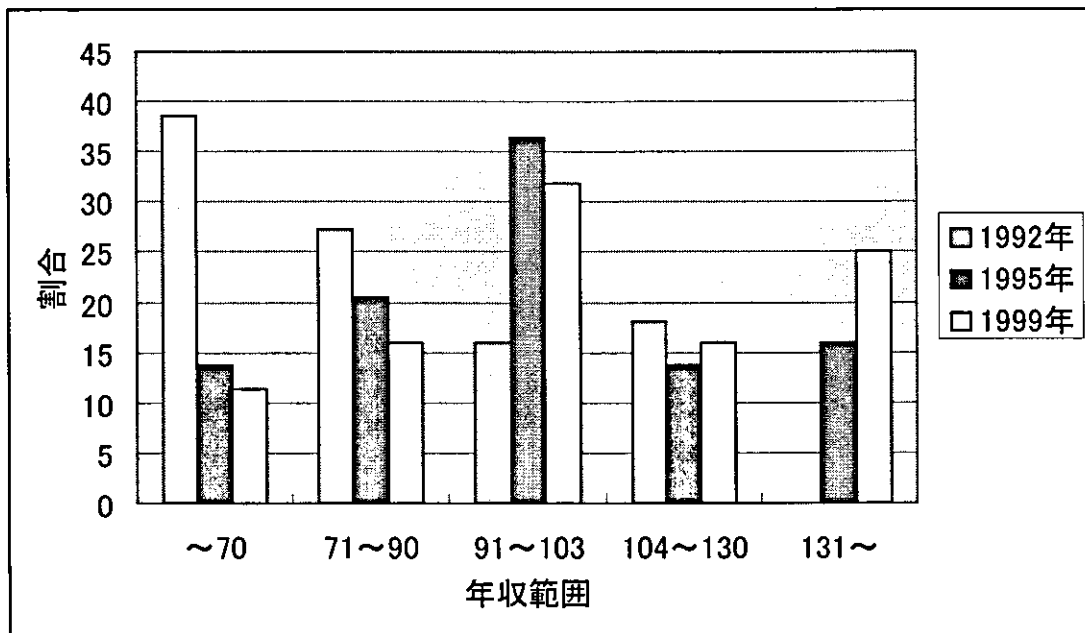
また、若年・中年の女性には、パート労働への再参入が多く見られる。再参入後の年収がどのように推移したかを見たのが、図表 24 の上段である。下段には、8 年間継続してパート就業をしてきた労働者の年収の推移が集計されている。いずれもサンプル数が多くはないが、ここでの集計値から以下のことがわかる。

まず再参入者については、再参入直後に 103 万円に近い範囲の年収を稼ぐ割合は低い。しかし再参入後 5 年で約半分が 90 万円以上を稼ぐようになる。年収が 86 万円と 110 万円の間である割合は、再参入後年数が経つにつれて増えてゆき、3 年後には 25%程度になり、その

後も上昇する。その一方、再参入後4年を経過すると、141万円以上を稼ぐ割合も20%を超える。したがって、再参入後労働時間が増加する、もしくは賃金が増加するといったかたちで、年収は増加していくが、その間103万円をターゲットにする労働者もいれば、それを越えて年収を増やす労働者もいることになる。再参入者に関していえば、103万円の壁は再参入直後には、そこまでの年収はいずれにせよ稼がないという意味で、有効な制約になっていないと思われる。しかし、その後年数が経つと、それを意識した調整が行われる。ただし、大多数のパート労働者が壁を意識してばかりいるというわけでもなく、壁の額を越える収入を稼ぐパート労働者も一定割合出てくる。したがって、103万円の壁は継続的に制約として機能しているわけではないことが、パートに再参入をした労働者のデータから推察される。

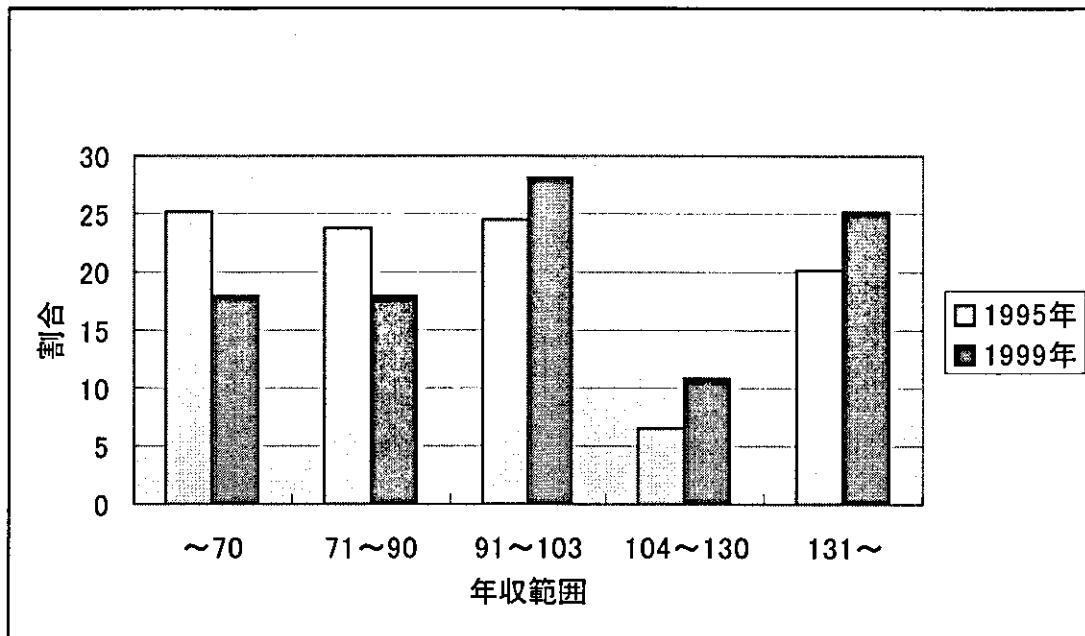
次に継続してパート就業をしていた場合の年収推移であるが、この場合、8年目の年収が100万円未満の場合が70%近くにもなる。また、86万円以上110万円未満の割合も、4年目以降は50~60%で推移している。したがって、103万円をターゲットとして就業するケースが60%~70%程度であると思われる。そして、141万円以上を稼ぐ割合は、12%程度に過ぎない。

〔図表 22〕 8年間継続パート就業者の年収分布(N=44)



(出所) 消費生活に関するパネル調査

〔図表 23〕 4年間継続パート就業者の年収分布推移 (N=139)



(出所) 消費生活に関するパネル調査

〔図表 24〕 パート労働者の年収の変化

再参入者(再参入後、就業を継続。ただし、パネル8で1年のみの就業者も含む)

再参入からの年数	100万円付近	年収>90万円	年収<100万円	年収>141万円	平均前年年収(万円)
0	0.069	0.046	0.992	0.000	
1	0.173	0.200	0.909	0.055	20.618
2	0.244	0.367	0.822	0.100	60.473
3	0.260	0.390	0.792	0.104	75.956
4	0.241	0.444	0.685	0.204	86.052
5	0.297	0.486	0.730	0.216	87.722
6	0.391	0.783	0.565	0.217	103.541

(注)8年間継続して有配偶である女性のサンプルで、パネル1年目-8年目に労働市場に参入したサンプル(N=)

(ただし、参入してからの年数は個人間で異なる)

"around 1M" は、就業からの収入が年間86万円と110万円の間にある場合。

継続パート労働者

パネル調査年	100万円付近	年収>90万円	年収<100万円	年収>141万円	平均前年年収(万円)
1	0.324	0.243	0.919	0.027	70.514
2	0.568	0.459	0.892	0.027	87.459
3	0.450	0.425	0.850	0.050	88.800
4	0.538	0.590	0.846	0.026	90.718
5	0.553	0.553	0.816	0.026	93.737
6	0.525	0.550	0.800	0.075	96.975
7	0.615	0.667	0.795	0.128	103.769
8	0.487	0.692	0.692	0.128	105.590

8年間継続して有配偶である女性のサンプルで、8年間継続してパート就業しているサンプル(サンプル数=39)

"100万円付近" は、就業からの収入が年間86万円と110万円の間にある場合。

(出所) 消費生活に関するパネル調査からの筆者の集計

V. パート労働者の多重就労

安部 由起子

1. 多重就労と非正規労働者の年金保険加入

社会保険加入は、多くの場合労働時間の時間制限が設けられている。ただし、これを実際に適用する場合には、一つの勤務先での時間数によって適用する場合が大半であろう。

しかし、パート労働者の中には、2つ以上の仕事をかけもちする、多重就労者も存在する。2つの勤務先を持つパート労働者の場合、1つの勤務先での労働時間は各々30時間を下回っていても、2つの勤務先を合計すれば30時間を越えるような場合、どちらの勤務先でも社会保険には加入しない、ということが生じうる。とりわけ、通常の適用が1つの勤務先での労働時間を基準にしているのであれば、多重就労者が勤務先での加入しないことになる可能性が高い。年金加入に関して考えれば、その場合国民年金に加入することもあるだろうし、被扶養者になる場合もあるだろう。それらの場合には、加入を確保するという目的からは、多重就労者について勤務先が加入をしなくとも目的は達成される。しかし、収入に応じた負担を求めるという観点からは、多重就労によって保険料負担を（一部）逃れるという場合も生じ得る。

また、パート労働者をめぐる年金制度改革論議の中では、労働時間基準を短縮する・年収基準を引き下げるといった方法で、加入を拡大しようという議論がある²⁹。その際、多重就労に対する扱いは重要なポイントの一つとなろう。そのためにも、多重就労の理解は重要である。とりわけ、労働時間を柔軟に調整できる（短縮できる）産業と、そうでない産業とでは、対応のしかたが異なってくる可能性がある。

2. パート労働者の多重就労の現状

ここでは多重就労に関する質問項目が存在している2001年のパート実態調査を用いて、多重就労の現状を報告する³⁰。女性パート労働者の中に占める多重就労の状況であるが、パート労働者のうち0.88%が、正規従業員とパートの多重就労をしている。また、4.61%が、パート2つ以上のかけもちをしている。したがって、1つの勤務先のみという女性パート労働者は95%を下回っている。

学歴別に集計すると、さらに顕著な違いが見られる。パートのかけもちは、大卒以外では4%程度であるのに対し、大卒女性パート労働者では12%にもものぼる。したがって、大卒女性がパート就業する場合には、かけもちをしている場合が多いことになる（図表25）。

その他の個人属性を集計した結果が図表26に示されている。パートのかけもちをする労働者は、時間あたり賃金が高く、年収が高く、年齢は低く、また通勤時間は長い傾向がある。

²⁹ 雇用と年金研究会(2003)報告書では、パート労働者の年金保険加入についての基準を週間労働時間20時間・年収65万円といった水準に設定した場合、どのような行動の変化が起こり得るかを議論している。

³⁰ ここでのサンプルからは、学生、および時給額や前年年収が極端に高いと考えられる個人（時給で賃金を支払われており時給額が70,000円を超える場合、または前年年収が900万円を超える場合）は除かれている。

かけもちであると、賃金が高い時間帯に就業したり、遠くの就業機会を選択したりしているのかもしれない³¹。これらの属性値の傾向は、有配偶者に限っても、おおむね同じであった。

〔図表 25〕 学歴別女性パート労働者の多重就労にかかわる属性

学歴	パート 2 つのか かけもち	パート1つのみ
中卒	4.99	94.22
高卒	3.75	95.10
短大卒	4.42	95.03
大卒	12.82	86.60

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

厚生年金・健康保険加入について、多重就労の状況別に集計したのが、図表 27 である。パートをかけもちする場合、本人の割合が、1つの勤務先の場合よりも低くなる。一般的にはかけもちをする場合には年収は高くなるのであるから、本人の加入が増えてもよさそうであるが、実際にはそのようになっていない。その一方で、国民年金の割合が、かけもちの場合高くなっている。また、年金保険に加入していない割合も、1つの勤務先の場合と比べ、約 10%ポイント高い。以上のことは、かけもちパート就業者の被用者保険加入は、かけもちをしないパート労働者と比較しても、少なくなっていることがわかる。したがって、年金保険の加入徹底という観点からは、多重就労していないパート就業者以上に、多重パート就業者は加入がなされていない可能性がある。同じように年金保険加入状況を有配偶パート労働者に限って集計したものが、図表 27 である。有配偶者に限ると、「加入せず」の割合は、かけもち労働者と1つの勤務先の労働者でほとんど違いはない。ここでは、被扶養者の割合がかけもち者のほうで少なくなっている。有配偶者の場合、夫の勤務先で妻の収入がチェックされる（扶養控除申告などで）ために、被扶養者としての加入が年収とより厳密にリンクしているのかもしれない。有配偶者に限っても、本人としての加入は、かけもち者で多くなっているとはいえない。かけもちパート労働者は、年金保険加入から特に漏れやすいといえるかもしれない。

また、それぞれのパート就業形態別の産業分布を計算したものが、図表 28 である。多重就労のないパート労働者のうち 15.5%が製造業で就業しているのに対し、かけもちをしているパート労働者では、製造業で働く割合は 6.8%である。逆に、卸売小売飲食店業で働く割合は、かけもちの無い場合で 50.5%、パートのかけもちで 53.8%、正社員とのかけもちであると 66%となっている。したがって、かけもちがなされる可能性が低いのが製造業、可能性が高いのが卸売小売飲食店業やサービス業であることがわかる。

³¹週間労働時間はかけもち者のほうが短くなっているが、これは調査を受けた事業所での勤務時間であり、勤務先複数の合算ではない。

〔図表 26〕 属性の平均値（女性パート全体）

	パート2つのかけもち	パート1つのみ
年齢	39.762	42.820
前年年収(万円)	130.751	112.128
時間あたり賃金(円)	981.603	854.008
週間労働時間	23.250	28.996
勤続年数	4.791	5.580
通勤時間(分)	22.445	20.105
サンプル数	672	15740

属性の平均値（有配偶女性パート全体）

	パート2つのかけもち	パート1つのみ
年齢	44.470	45.074
前年年収(万円)	114.051	105.439
週間労働時間	21.340	27.307
時間あたり賃金(円)	983.100	843.227
勤続年数	5.524	6.053
通勤時間(分)	19.670	17.855
サンプル数	340	11130

夫年収(万円)	520.769	528.918
サンプル数	328	10740

(注) 夫の年収が欠損値である場合をサンプルから落としていないため、夫の年収を集計したサンプル数は全体のサンプル数より少ない。

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

〔図表 27〕 多重就労形態別女性パート労働者の厚生年金加入状況(%)

女性全体の年金保険加入状況(%):

	正社員とパートのかけもち	パート2つのかけもち	多重就労なし(パート就労1つのみ)
本人	65.87	29.37	34.91
被扶養者	4.97	20.61	38.78
国民年金	18.20	32.49	18.36
加入せず	10.96	17.53	7.94
サンプル数	104	672	15740

有配偶女性の年金保険加入状況(%):

	正社員とパートのかけもち	パート2つのかけもち	多重就労なし(パート就労1つのみ)
本人	56.24	26.55	28.30
被扶養者	9.68	43.98	52.64
国民年金	19.60	23.59	13.73
加入せず	14.49	5.87	5.33
サンプル数	64	340	11130

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

〔図表 28〕 産業の分布（割合の高い産業のみ掲載、％）

	正社員とパートのかけもち	パート2つのかけもち	多重就労なし（パート就労1つのみ）
製造業	3.38	6.77	15.50
サービス業	25.86	35.56	27.49
卸売小売飲食店業	66.03	53.79	50.49
サンプル数	104	672	15740

（出所）パート実態調査からの筆者の集計

3. かけもちパートの回帰分析

パート労働者がパートをかけもちするか、それとも1つのみであるか、の要因について検討するため、パートのかけもちをしている場合に1、していない場合に0をとるダミー変数を被説明変数とするプロビット分析を行った（正規従業員とのかけもちをしているサンプルは除いた）。使用したデータは2001年のパート実態調査である。結果は図表 29 に示されている。これから、記述統計でも示されていたように、高学歴の者がパートのかけもちをする傾向にあることがわかる。また、60歳を超えるとかけもちをすることは少ないが、その他の年齢層にはあまり大きな違いはなかった。女性は有配偶であるとかけもちの可能性が大きく減るが、男性にはそのようなことはない。男性については、最低賃金のDランクの県と比較して、それ以外のランクの都道府県ではかけもちパートが多くなる。女性も、男性ほど大きな地域差はないが、やはりAランクとBランクでは、Dランクと比較してかけもちパートが多い。都市部のほうが、時間がある程度調節可能なパート労働機会が多く存在することを反映しているのかもしれない。

〔図表 29〕 かけもちパート選択のプロビットモデル (2001 年調査)

説明変数	女性	男性
	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)
30歳<=年齢<40歳	-0.010 (0.008)	-0.006 (0.027)
40歳<=年齢<50歳	0.004 (0.010)	-0.013 (0.027)
50歳<=年齢<60歳	0.004 (0.011)	0.002 (0.031)
年齢60歳以上	-0.020 (0.008)	-0.027 (0.026)
有配偶ダミー	-0.054 (0.010)	0.007 (0.019)
中卒ダミー	0.013 (0.014)	-0.029 (0.023)
短大卒ダミー	0.003 (0.008)	-0.029 (0.021)
大卒ダミー	0.068 (0.021)	0.084 (0.037)
最低賃金ランクA	0.023 (0.013)	0.100 (0.041)
最低賃金ランクB	0.023 (0.013)	0.106 (0.043)
最低賃金ランクC	0.011 (0.012)	0.154 (0.062)
サンプル数	16415	3295
対数尤度	-2895.1224	-786.65083

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

VI. 家計消費・貯蓄バランスに対する影響の分析目的と理論的背景

鈴木 亘

ホリオカ、チャールズ・ユウジ

年金改革の立案に当たって、家計が改革に対してどのように反応するのか、という点を把握しておくことは重要である。理論的には年金と貯蓄には代替関係が存在することから、例えば平成 11 年改正のように将来の年金給付を大きく引き下げる改革がなされるときには、家計の貯蓄率が上がる可能性がある。年金と貯蓄に代替関係があるかどうか、代替関係の大きさがどれくらいあるのかという点を定量的に把握することは、経済学では Feldstein(1974) 以来、繰り返し様々な形で実証研究がなされてきたが、いまだにコンセンサスが存在しているとは言いがたい。わが国においても、Yamada and Yamada(1988)、麻生(1991)、岩本・加藤・日高 (1991)、高山(1992)など、数多くの研究が存在しているが、その点は同様である。

さて、年金と貯蓄の分析は、当初の時系列データの分析に代わり、最近クロスセクションの家計個票データを用いた分析が行われており、分析の精度は高くなりつつある。手法においても、King and Dicks-Mireaux(1982)や、Hubbard(1986)などによってほぼ確立したか

に見えた。しかしながら、最近行われた Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)等の研究によれば、クロスセクションの家計個票データを用いた分析にも、問題が少なくない。第一に、公的年金資産の推計精度の問題がある。一般に、公的年金資産は、職業やコーホートの世帯属性を用いて分析者が推計を行うが、家計が実際に認識している将来年金受給額からはしばしば乖離が見られる。第二に、貯蓄率を決める個人の(unobservable) heterogeneity (観測できない個人差) が、公的年金受給額自体の決定要因にもなっており、両者の間に相関が想定されてしまうという点である。したがって、年金改革の前後のデータを使って、将来年金受給額に対して個人の(unobservable) heterogeneity とは無関係な Natural Experiment (自然実験) によるバリエーションを確保して推定するほうが望ましいとされている。そこで、本研究では、日本郵政公社郵政総合研究所(旧郵政省郵政研究所)が実施している「家計と貯蓄に関する調査」の平成8年、10年、12年、14年の個票データを用いて、平成11年改正の前後のバリエーションを確保した上で、OLS や(unobservable) heterogeneity を明示的に考慮した操作変数法によって推定を行い³²、これまでの先行研究の結果を再検証することとしたい。また、国民生活基礎調査の個票データが分析可能となれば、より大きなサンプルでその検証を行うことにする。さて、日本郵政公社郵政総合研究所「家計と貯蓄に関する調査」は、将来の年金受給額を自分で予想する質問が含まれており、家計が実際に把握している年金資産を計算できるという望ましい特徴を持っており、この点も利点である。

VII. 家計消費・貯蓄バランスに対する影響の分析手法

鈴木 亘

ホリオカ、チャールズ・ユウジ

日本郵政公社郵政総合研究所「家計と貯蓄に関する調査」は、全国の全都道府県から20才以上の世帯主がいる世帯を層化多段無作為抽出法でサンプル抽出をして実施しており、平成8年のサンプル数6000(回収3695、有効回答率61.6%)、10年6000(回収3754、有効回答率62.6%)、12年5010(回収3111、有効回答率62.1%)、14年がやや増加して9000サンプル(回収5583、有効回答率62.0%)となっている。調査方法は、訪問留置法で行われている。毎回のサンプル数は異なっているものの、サンプルの抽出方法は厳密に同様の形式で行われており、有効回答率もほぼ62%前後に保たれていることから、時系列比較が可能なサンプルとなっている。本稿では、この4年の個票データをプールして用いることにする。分析に用いたサンプルは、世帯主年齢が20才以上59才以下の年金未受給者に特定した。これは、改革の原則として、既裁定者は年金改革の影響をほとんど特に受けないからである。

さて、分析に用いる諸変数であるが、まず、貯蓄率に関しては「(年間世帯所得-1ヶ月あたりの生計費×12)/年間世帯所得」という定義で計算する。可処分所得の計算に必要な税と

³² 操作変数法とは内生性を考慮するための推定方法。

保険料については、2002年の調査ではたずねられていないことと、それ以外の年も定義上ありえない数値が多く含まれており、欠損値も多いために、粗貯蓄率の方が適当であると判断した。

次に、将来年金資産受給額については、このアンケート調査では、老後の予想生活費とそのうちの何割が公的年金でまかなえるかという予想がたずねられており、両者に乗じた上で、平均寿命（男 78.3 歳）までの総和を割引率(2%)をつかって計算している。通常、この分野の研究では、職業やコーホートなどの属性から、制度にしたがった年金額を計算して、データに加えることが多いが、家計によっては年金制度の詳細がわかっているとは限らず、実際の家計の認識ベースの期待年金額がわかるという意味で、このデータはきわめて都合がよい。また、金融資産の総額については毎年のデータで詳細にわたってたずねられている。実物資産総額については、残念ながら 2002 年の調査ではたずねられていないが、過去 3 年分については把握できるので、それを用いることにする。さらに、重要な要素である将来労働所得については、先行研究にしたがって、賃金プロフィールから求めることにする。ここで問題であるのは、世帯主及び配偶者の労働所得を個別に尋ねているのは平成 8 年の調査が最後であるということであり、後は世帯主とそれ以外（平成 10,12）、世帯全体（平成 14 年）しか把握できないということである。そこで、まず、賃金プロフィールについては平成 8 年のデータを使って、加入年金別もしくは職業種別に世帯主及び配偶者について別々に賃金プロフィールを推定し、後の年は世帯主と配偶者の属性から、その賃金プロフィールを使って推計するという操作を行う計画である。そしてその労働所得の合計と実際の世帯労働所得の乖離分の半分を足して調整を行う。国民生活基礎調査についても基本的に同様の手法をとる。

さて、推定モデルは、Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)にしたがって、次式の定式化を用いている³³。

$$SR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_F FE_{i,t} + \alpha_P PE_{i,t} + \alpha_W W_{i,t} + \sum_j \alpha_{X_j} X_k + \alpha_D D_i + u_i \quad (1)$$

ここで $SR_{i,t}$ は貯蓄率、 $FE_{i,t}$ は将来の労働所得現在割引価値を現在の世帯所得で割ったもの³⁴、 $PE_{i,t}$ は将来年金資産現在割引価値を現在の世帯所得で割ったもの、 $W_{i,t}$ は金融資産総額や実物資産総額、 X は諸属性であり、 D として各年のマクロ的ショックを捉える年ダミーをくわえている。ここで注目する変数は $PE_{i,t}$ の係数である。もし、この係数が負の値をとるのであれば、将来年金資産と貯蓄率の間に代替関係が存在することになる。つまり、年金改革などによって将来の年金資産が減少すると、家計は貯蓄率を上昇させて対応することになり、消費が減少することから短期的には景気を悪化させる要因となる。また、景気を悪化させるのであれば、当初の年金改革の財政計算が狂うことになり、年金改革自体への政策的な含意も大きい。問題は、その係数の大きさであり、消費や貯蓄の反応が大きければ景気悪化

³³ Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)には(1)式の導出のための簡単な理論モデルの展開があるが、ごく常識的なものであるので、ここでは省略する。

³⁴ 割引率は 2%を用いている。

の程度が大きいことになるが、逆に係数が小さければそれほど景気悪化を考慮することはないことになる。この点を、この係数から計算される弾力性の大小によって検証をする。もちろん、理論的にはこの係数が正の値をとり貯蓄率と公的年金資産が補完的な資産である可能性も存在する。したがって、係数の大きさや正負の違いは実証分析によって判断することが重要である。

VIII. 2章の結論及び来年度への課題

鈴木 亘

今年度は、家計の経済行動に対する影響について、主に家計の労働供給面について分析を行った。まず、パート労働者に関係する年金・年金改革の影響について、ミクロ的な視点から実証的に考察した。具体的には、パート労働者について詳細な調査を行っているパートタイム労働者総合実態調査（厚生労働省）の個票データを用い、近年の年金制度・年金制度改革にかかわる事項について重点的に分析した。具体的に考察した項目は、（１）2003年度から導入された総報酬制とパート労働者の保険料負担の変化、（２）パート労働者の厚生年金保険加入の現状、（３）いわゆる年収の壁（103万円、130万円）の実態、（４）短時間労働者の年金保険加入に際して実務的な問題となりうる多重就労の実態把握、である。これらはいずれも、パート労働者の年金拠出にかかわる論点である。得られた結論は以下のとおりである。

総報酬制の導入により、職場で厚生年金・健康保険に加入しているパート労働者の保険料負担は低下、厚生年金と健康保険を合計して、9%程度低下することとなった。この理由は、パート労働者にはボーナスが正規従業員ほど多額支給されないからである。

パート労働者の厚生年金保険加入について回帰分析を行った結果、保険加入の基準を満たしている場合には、有配偶者は社会保険に加入する傾向が強いことが確認された。これは、夫の勤務先での扶養申告などのため、収入を基準にした加入がより徹底することなどが原因と考えられる。

年収の壁については、103万円の壁と130万円の壁のうち、前者のほうが実際の制約になっていた。また、このような年収の壁は継続的にパート就業する場合、必ずしも常に実質的な壁となっているとは限らないことが、パート実態調査の3時点のクロスセクションデータ、および消費生活に関するパネル調査を用いて示された。

多重就労に関しては、女性パート労働者の5%程度が、正規従業員で働く傍らパート就業をする・パートを掛けもちする、といったかたちで多重就労をしていることがわかった。パートを掛けもちする労働者は、サービス業や卸売小売飲食店業で働くことが多く、製造業での就業は少ない。掛けもちをしている場合には、一つの勤務先の場合と比べ、被用者保険には加入しない傾向があった。したがって、パート多重就労の場合に社会保険加入をどのように促進・徹底するかは、今後の課題となる可能性がある。

労働供給の問題と並んで重要なのが、年金と貯蓄率の関係である。今年度はその理論的・実証的な研究のサーベイを行い、来年度の実証分析に向けての分析戦略をまとめることにし

た。公的年金と貯蓄率の関係については、既に、わが国においても、クロスセクションの個票データによる分析例は数多くあるが、最近行われた Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)等の研究によれば、クロスセクションの家計個票データを用いた分析には、①公的年金資産の推計精度がバイアスをもたらす、②貯蓄率を決める個人の(unobservable) heterogeneity が、公的年金受給額自体の決定要因にもなっており、両者の間に相関が想定されてバイアスをもたらす、という問題点があることが指摘されている。そこで、来年度は、家計の期待年金受給額が直接把握できる日本郵政公社郵政総合研究所(旧郵政省郵政研究所)が実施している「家計と貯蓄に関する調査」平成8年、10年、12年、14年の個票データを用い、また、平成11年の年金改正を Natural Experiment として、将来年金受給額に対する個人の(unobservable) heterogeneity とは無関係なバリエーションを確保して推定する予定である。また、国民生活基礎調査の個票データの利用が可能であれば、国民生活基礎調査のデータでも同様の検証を行いたい。

IX. 補論 地域の労働市場動向

安部 由起子

この補論では、パート実態調査のデータから、地域別のパート労働の動向を概観する。

日本のパート労働市場の特徴の一つは、地域間格差が大きいことである。まず、パート雇用は大都市圏に集中している。加えて、大都市圏でのパート賃金は、その地域の地域別最低賃金を大きく上回る場合も多くあった。以下では、バブル後からその後のデフレ期にかけての女性パート賃金の動きをパート実態調査のデータから確認する。とりわけ、1990年から1995年までの時期は、バブル崩壊後の期間であるのに対し、1995年から2001年まではデフレの時期である。以下の分析から、1990年代の前半と後半では、パート賃金は全く異なる動きをしたことがわかる。

1. パート賃金の動向と最低賃金

時給で支払を受ける女性パートの平均時給(以下、これを“パート賃金”と呼ぶ)は、1990年から1995年にかけて20.7%上昇、1995年から2001年にかけて3.6%上昇した。一方、地域別最低賃金は、1990年から1995年にかけて18%上昇、1995年から2001年にかけて9%上昇した。最低賃金とパート賃金の乖離は、1990年から1995年はほぼ一定であるのに対し、1995年から2001年には縮小している。このことは、最低賃金が賃金の有効な制約になっていないために、不況期に賃金下落の圧力がかかった場合、賃金に「下がる余地がある」ことを反映しているともいえよう。

最低賃金は、賃金上昇率の下支えであるという議論も、一部に存在した。すなわち、最低賃金のレベルそのものではなく、その上昇率が、パート労働者などの賃金上昇率の決定要因になっているという議論である。しかし、おそらくその議論は正しくない。1990年代後半の失業率が上昇した不況期(以下の分析で1995年と2001年を比較した部分)には、パートの賃金は最低賃金ほどには上昇しなかったのである。つまり、最低賃金の上昇率が目安となっ

てパートの賃金上昇率が決まった、とは考えにくい。

図表 30 には、1990 年から 2001 年までの地域別最低賃金の推移が示されている。地域別最低賃金の制度上、全国の都道府県が 4 つのランク (A,B,C,D) に分けられている。A ランクに属するのは 3 つの都府県 (東京都・神奈川県・大阪府) だけであるが、ランク B,C,D には 1 つのランクに多数の道府県が属している³⁵。同じランクに属していると、最低賃金上昇の目安額がほぼ同一になるので、結果として最低賃金の上昇額が似通ったものになる。その一方で、B,C,D ランクについては入れ替えが行われた場合がある。入れ替えがあっても、最低賃金自体は減額されることはなく、上昇額が入れ替え後に新しいランクに応じて異なってくるだけである。そのため、入れ替えのあった県は新しいランクではもともとそのランクに属している都道府県と比較して最低賃金が高かったり (ランクが下げられたケース)、低かったり (ランクが上げられたケース) する。そのため、1990 年と比較すると、ランクの入れ替えが行われた 1995 年、2001 年では、ランク B とランク C では、同一のランクに属する道府県の間で最低賃金が 30 円～60 円も離れている。ランク A、ランク D については入れ替えの影響がないか、小さいため、ランク内での最低賃金の差は小さく、2001 年においてはランク A ではランク内の最低賃金の差は 5 円、ランク D では 7 円である。

以下では最低賃金のランク別にパート賃金の動きを集計する。

〔図表 30〕 地域別最低賃金の推移 (時給、単位：円)

年	ランク			
	A	B	C	D
1990	545-548	521-531	494-504	468-479
1995	648-650	593-626	565-616	554-563
2001	703-708	643-681	610-668	604-611

(出所) 最低賃金決定要覧 (各年版) より筆者作成

(1) パート賃金と最低賃金の乖離幅

まず、パート賃金と地域別最低賃金の乖離幅を集計した。これは、個々の労働者について乖離幅を計算し、それを働いている事業所が立地する都道府県のランク別に集計したものである。対象は、時給で賃金の支払を受けている女性パート労働者、時給で賃金の支払を受けている高卒女性パート労働者、時給で賃金を支払われている小売業のパート労働者、でそれ

³⁵ 直近 2001 年の最低賃金のランク別都道府県は下表の通り。

ランク A	東京、神奈川、大阪
ランク B	栃木、埼玉、千葉、長野、静岡、愛知、滋賀、京都、兵庫、広島
ランク C	北海道、宮城、福島、茨城、群馬、新潟、富山、石川、福井、山梨、岐阜、三重、奈良、和歌山、岡山、山口、香川、福岡
ランク D	青森、岩手、秋田、山形、鳥取、島根、徳島、愛媛、高知、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄

ぞれ別に集計している。結果は図表 31 に示されている。これから、以下のことがわかる。

(a) 1990 年から 1995 年にかけては、パート賃金と最低賃金の乖離幅はほぼ一定であったが、2001 年には乖離幅が大きく縮小している。つまり、1990 年から 1995 年の間は、パートの賃金は最低賃金と一定の幅が保たれていたが、1995 年と 2001 年の間に、それが縮小したことになる。

(b) 1995 年から 2001 年の間にパート賃金が最低賃金との幅を大きく狭めたのが、ランク A、ランク B である。ランク A では乖離幅の平均値は、時給で賃金を支払われている女性労働者で 1995 年に 0.314 であったものが、2001 年には 0.247 になっている。乖離幅の中央値 (median) も、この間 0.268 から 0.206 に低下している。一方、ランク D については、平均は 0.222 から 0.189 に、中央値は 0.168 から 0.146 に低下した。総じて、ランク A やランク B で特に乖離幅の低下が大きい一方、ランク C やランク D では小幅な低下となっている。

(c) (b) の傾向があるとしても、依然としてランク A とランク D を比較すると、ランク A のほうが、パート賃金と最低賃金との乖離幅が大きい。

ただし、同一ランクにも複数の県が含まれていることから、個別の県での賃金の動向は、ランク別のものとまた異なる動きをしている可能性もある。これらについての確認は今後の課題である。

〔図表 31〕 地域別最低賃金からの乖離幅 (%)

(時給で賃金支払の女性パート労働者)		最低賃金ランク			
		A	B	C	D
1990	平均	0.332	0.256	0.214	0.190
	標準偏差	0.199	0.166	0.185	0.167
	中央値	0.289	0.225	0.180	0.161
	10%点	0.139	0.096	0.037	0.042
	サンプル数	3727	5481	5028	2637
1995	平均	0.314	0.265	0.225	0.222
	標準偏差	0.214	0.181	0.204	0.203
	中央値	0.268	0.234	0.192	0.168
	10%点	0.111	0.112	0.053	0.071
	サンプル数	3484	4036	3651	1764
2001	平均	0.247	0.227	0.193	0.189
	標準偏差	0.192	0.165	0.156	0.188
	中央値	0.206	0.188	0.159	0.146
	10%点	0.065	0.077	0.046	0.042
	サンプル数	3571	4326	3779	1614
(時給の高卒女性パート労働者)					
		A	B	C	D
1990	平均	0.330	0.257	0.214	0.191
	標準偏差	0.193	0.157	0.165	0.135
	中央値	0.287	0.225	0.182	0.179
	10%点	0.141	0.114	0.049	0.045
	サンプル数	2325	3450	3153	1650
1995	平均	0.294	0.258	0.209	0.201
	標準偏差	0.181	0.153	0.142	0.157
	中央値	0.240	0.236	0.197	0.160
	10%点	0.105	0.112	0.054	0.071
	サンプル数	2092	2551	2338	1159
2001	平均	0.219	0.210	0.183	0.165
	標準偏差	0.155	0.128	0.133	0.140
	中央値	0.190	0.182	0.159	0.136
	10%点	0.060	0.077	0.044	0.042
	サンプル数	1825	2505	2358	1024
(時給の小売業女性パート労働者)					
		A	B	C	D
1990	平均	0.327	0.250	0.196	0.189
	標準偏差	0.163	0.132	0.144	0.124
	中央値	0.306	0.235	0.178	0.179
	サンプル数	1137	1471	1372	681
1995	平均	0.293	0.281	0.192	0.198
	標準偏差	0.161	0.182	0.151	0.145
	中央値	0.223	0.245	0.164	0.159
	サンプル数	401	488	506	246
2001	平均	0.227	0.194	0.164	0.142
	標準偏差	0.122	0.117	0.128	0.099
	中央値	0.217	0.173	0.149	0.126
	サンプル数	377	463	416	198

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

(2) パート賃金の分布

上記のように、パート賃金と最低賃金の乖離幅は、1990年代の後半に縮小した。このことはパート賃金の分布をどのように変えたのだろうか？このことを確認するために、15円刻みで、ランク別に女性パート労働者の賃金分布を示したものが図表32である。15円刻みであり、1つのランクにも多数の県が属しており、また1995年以降は特に、ランク内での最低賃金に幅がある(図表31)といった問題があるが、最低賃金付近での賃金分布がどのようなになっていたかを理解することができる³⁶。ここで、太字で斜体の賃金範囲が、各ランク・各調査年のそのランクに属する都道府県の最低賃金の範囲に対応している。

ランクAを見ると、最低賃金付近の労働者の割合は1990年に0.4%、1995年に1.3%であったが、2001年には5.4%になっている。ランクBについては、1990年に2.7%であったものが、2001年には1.6%になっている。ランクCについては、1990年に9.1%であったものが、2001年に12.5%になっている。ランクDについては、1990年に9.5%、1995年に5.5%、2001年に6.3%となっている。15円刻みで多くの県をランク毎にまとめてしまっているという問題はあるが、ランクAで特に1990年代後半に最低賃金付近の賃金を受け取る労働者が急増したことが伺える。

³⁶ したがって、ここでも、各県別の分析が今後の課題であろう。

[図表 32] 女性パート労働者賃金の分布（賃金は時給、単位：円、％）

ランクA

賃金の範囲	調査年		
	1990	1995	2001
～465	0.02	0.00	0.00
466～510	0.03	0.01	0.00
511～525	0.05	0.00	0.00
526～540	0.08	0.05	0.00
541～555	0.28	0.00	0.00
556～570	0.48	0.10	0.00
571～585	0.67	0.00	0.00
586～600	5.03	0.19	0.00
601～615	1.17	0.06	0.00
616～630	4.53	0.03	0.00
631～645	2.21	0.12	0.00
646～660	10.44	1.22	0.05
661～675	2.74	0.51	0.03
676～690	5.22	1.19	0.04
691～705	9.08	2.79	1.13
706～720	6.18	3.67	4.27
721～735	3.35	2.27	1.53
736～750	7.37	6.42	4.28
751～765	2.33	1.75	3.11
766～780	3.70	8.28	3.39
781～795	2.02	1.59	1.75
796～810	7.01	13.50	11.50
811～825	1.72	2.55	2.89
826～840	2.98	3.30	3.75
841～855	2.37	5.15	9.90
856～870	0.90	2.86	4.31
871～885	0.68	1.39	2.04
886～900	4.15	6.55	9.41
901～950	2.88	6.54	8.23
951～1000	3.14	10.35	11.79
1001～1200	3.72	9.31	10.62
1201～	3.45	8.25	5.99
サンプル数	3727	3484	3571