

パート労働と年金にかかわる実証分析を行うにあたり、パート労働の現状を把握することはきわめて重要である。特に、女性のパート労働への参入の増加、就業継続の一般化はパート労働者の平均的属性を大きく変える可能性がある。さらに、パート労働には地域性が強いことも、正規従業員と比較して特徴的な点である。本章ではそのような問題意識に基づき、随所でパート労働の現状に関する分析を盛り込むとともに、補論でもパート労働の現状について議論している。

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。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水準を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。公的年金と貯蓄の代替性については、既に数多くの研究論文があるものの、近年のプログラム評価で用いられる計量手法の発展により、様々な問題点が明らかになってきた。そこで、来年度は、プログラム評価の計量手法に基づく実証分析を行うことにし、今年度はその理論的・実証的なまとめを行い、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。

II. 総報酬制とパート労働者の保険料負担

安部 由起子

1. 総報酬制の導入

2003 年 4 月から厚生年金保険・健康保険には総報酬制が導入された。これは従来、標準報酬に対する厚生年金保険料率が 17.35%（政府管掌健康保険で 8.5%）であったのに対し、ボーナスについては厚生年金保険料が 1%（政府管掌健康保険で 0.8%）で課されており、年収に占めるボーナスの多寡によって、保険料負担に違いが生じてくることを是正するために導入されたものである。具体的には、2003 年 4 月以降、厚生年金については、報酬月額とボーナスの両方に同一の保険料 13.58%が課されるようになった。すなわち、ボーナスからも報酬月額と同率で保険料を徴収することになった代わりに、厚生年金保険料率は 17.34%から 13.58%へと低下した。健康保険については低下の度合いが異なるものの、ボーナスからの保険料徴収を大幅に上昇させたことは同様である。保険料の変化の状況をまとめたものが図表 1 である。

〔図表 1〕 厚生年金保険料率・政府管掌健康保険料率（事業主負担＋労働者負担の合計、%）

| | 厚生年金 | | 政府管掌健康保険 | |
|-----------|-------|-------|----------|------|
| | 報酬月額 | ボーナス | 報酬月額 | ボーナス |
| 平成15年3月まで | 17.34 | 1.00 | 8.5 | 0.8 |
| 平成15年4月以降 | 13.58 | 13.58 | 8.2 | 8.2 |

総報酬制の導入がどのような影響をもたらしたかについては、これまで多くの研究がなされているとはいえない。この節では、パート労働者の保険料が総報酬制によってどのような

影響を受けると予想されるかを、1995年と2001年の個票データによる分析で明らかにする。具体的には、パート等非正規労働者であつてかつ、勤務先で厚生年金・健康保険に加入している労働者の厚生年金保険料負担が、どのように変更になるかを考察する。ここで用いているもっとも新しいデータは、平成13年のパートタイム労働者総合実態調査であるため、総報酬制導入後のデータではない。したがって、総報酬制導入が行動（労働供給時間、保険加入）を変えないとの前提で保険料負担の変化を計算していることになる。

2. 分析方法

(1) データとサンプル選択

総報酬制の分析のために用いるデータは、パートタイム労働者総合実態調査（平成7年、平成13年、以下「パート実態調査」と略す）の個人票である。

総報酬制による保険料変化を分析するにあたり、以下に説明するサンプル選択を行った。パート実態調査の個人調査は、調査事業所で働くパート労働者等の非正規労働者から抽出された個人を対象にしており、パート労働者を対象とした調査である。

平成13年の調査には、多重就労（調査の対象となった事業所でパートとして働く以外に、就労をしているか否か）に関する質問項目がある。その項目への回答には、正規従業員として働きながらパート就業もしている労働者がいる。このような労働者は、主な仕事は正規従業員であつて、パート労働はいわば副業として行っているのであろうから、社会保険には主な仕事である正規従業員としての仕事の中で加入する可能性が高いし、様々な面でパート就業のみをしている労働者とは異なっていると考えられる。したがって、正規従業者として就業している個人は、サンプルから除いてある¹⁷。

厚生年金への加入は60歳以下と、それより高い年齢とでは、性格が全く異なる。前者は通常の加入ともいうべき期間であるが、後者は在職老齢年金の適用となる。ここでは、在職老齢年金などの事情を捨象するため、サンプルを60歳以下に限定した。

さらに、学生と時給で賃金を支払われており時間あたり賃金が70,000円以上の労働者はサンプルから除いた。

(2) 賃金月額・ボーナス額の推計

パート実態調査においては、パート労働者の賃金（時間給・日給・月給等の支払い方法、およびそれぞれの場合の賃金額）、労働時間（時間数や日数）、夏季ボーナスの値、前年度パート等からの年収が調査されている。

総報酬制の前後での保険料負担を知るためには、月収のうち保険料の賦課される標準報酬の額、ボーナスのうち保険料を賦課される金額を知る必要がある。これらは直接的にはパート実態調査からはわからないので、以下に示すいくつかの想定のもとで推計を行った。

¹⁷ ただし、平成7年については、この項目が無いので、除かれていない。

① ボーナスの額

年間のボーナス額は、夏季ボーナスの2倍の額であると仮定する。

② 月収から標準報酬の換算方法

標準報酬月額は、下限（101,000円）より高い場合には月収と同額とし、下限以下の場合にはその額に対応する標準報酬額（98,000円）に等しいとした。

③ 月収の推計

月収は、以下の2つの方法を用いて推計している。

【第1の推計方法—方法1】

1. 時給で賃金を支払われている労働者については、時給×労働時間で推計
2. 日給賃金を支払われている労働者については、日給×出勤日数で推計
3. 月給の場合は、月給と等しい

【第2の推計方法—方法2】

前年年収から、夏季ボーナスの2倍の額を引き、それを12で割って、月収を求める。

このようにして計算されたデータを用いて、平成15年3月以前の制度のもとでの厚生年金保険料負担、および、総報酬制のもとでの保険料負担の年間額を計算したものを、以下では分析の対象とする。

3. 総報酬制前後のパート労働者の年金保険料負担

以下では、厚生年金・健康保険に勤務先で加入しているとの回答をしているサンプルを対象に分析を行う。まず、パート労働者のうちどの程度の割合が加入しているかを示したのが、図表2である。

〔図表2〕厚生年金・健康保険加入割合（％）

| 1995年 | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 男性 | 女性 | 有配偶男性 | 有配偶女性 |
| 加入割合 | 61.75 | 42.82 | 72.71 | 38.95 |
| サンプル数 | 1756 | 16195 | 1027 | 12653 |

| 2001年 | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 男性 | 女性 | 有配偶男性 | 有配偶女性 |
| 加入割合 | 46.90 | 34.82 | 68.22 | 27.90 |
| サンプル数 | 2123 | 15852 | 885 | 11155 |

(注) サンプル選択は本文記載のとおり

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

前述のようにして推計された保険料負担額の特性値と分布を示したのが、図表 3 である。従来の保険料賦課方法および総報酬制のもとでの年間保険料の分布を、男女別に推計している。

これからわかることは、パート労働者に関しては、総報酬制は保険料負担を低下させたということである。1995 年・2001 年の賃金・年収データを用いて、仮想的保険料の額を比較すると、年金保険料は男性・女性パート労働者で約 15%低下している。健康保険については、政府管掌健康保険の保険料率を元に計算を行った。健康保険料は 4~6%程度、総報酬制の導入によって上昇している。この理由は、厚生年金と異なり、政府管掌健康保険では、保険料率の低下幅が 0.3%と小さいからである。このため、パート労働者は、厚生年金保険料の 15%程度の負担減、健康保険料の 4%程度の負担増で、年金と健康保険料を合算すると、約 9%の負担減となっている。

さらに、保険料の分布を示したのが、図表 4 (厚生年金保険料)、図表 5 (厚生年金と政府管掌健康保険の合計) である。これらから、パート労働者の保険料の分布が低い範囲にシフトしたことがわかる。

〔図表 3〕 仮想的社会保険料の特性値 (単位：円)

| | | | 1995年 | | 2001年 | | |
|-----|-----|------|------------|---------|---------|---------|---------|
| | | | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 | |
| 方法1 | 平均値 | 月収 | 188,065 | 123,246 | 175,269 | 138,214 | |
| | | 標準報酬 | 192,420 | 128,796 | 177,033 | 140,021 | |
| | | ボーナス | 108,345 | 85,600 | 97,467 | 66,037 | |
| | 平均値 | 従前 | 厚生年金保険料 | 402,785 | 269,866 | 370,531 | 292,844 |
| | | | 健康保険料 | 198,002 | 132,742 | 182,133 | 143,878 |
| | | | 年金+健康保険料合計 | 600,786 | 402,608 | 552,664 | 436,722 |
| | 平均値 | 総報酬制 | 厚生年金保険料 | 342,994 | 233,136 | 314,959 | 246,114 |
| | | | 健康保険料 | 207,110 | 140,774 | 190,182 | 148,611 |
| | | | 年金+健康保険料合計 | 550,103 | 373,909 | 505,141 | 394,724 |
| | 中央値 | 従前 | 厚生年金保険料 | 370,406 | 241,840 | 335,899 | 278,347 |
| | | | 年金+健康保険料合計 | 552,156 | 375,840 | 500,585 | 414,782 |
| | | | 厚生年金保険料 | 318,587 | 214,836 | 274,122 | 233,033 |
| | 中央値 | 総報酬制 | 年金+健康保険料合計 | 510,959 | 344,560 | 439,645 | 373,744 |
| | | | サンプル数 | 1337 | 8314 | 1283 | 7003 |
| | | | | | | | |
| 方法2 | 平均値 | 月収 | 209,224 | 112,825 | 185,548 | 132,667 | |
| | | 標準報酬 | 214,878 | 123,995 | 190,548 | 137,915 | |
| | | ボーナス | 108,706 | 86,089 | 97,417 | 66,568 | |
| | 平均値 | 従前 | 厚生年金保険料 | 449,550 | 259,880 | 398,668 | 288,471 |
| | | | 健康保険料 | 220,915 | 127,852 | 195,917 | 141,739 |
| | | | 年金+健康保険料合計 | 670,465 | 387,732 | 594,586 | 430,210 |
| | 平均値 | 総報酬制 | 厚生年金保険料 | 379,690 | 225,444 | 336,975 | 242,827 |
| | | | 健康保険料 | 229,268 | 136,130 | 203,475 | 146,626 |
| | | | 年金+健康保険料合計 | 608,958 | 361,574 | 540,450 | 389,452 |
| | 中央値 | 従前 | 厚生年金保険料 | 418,400 | 225,550 | 347,000 | 262,250 |
| | | | 年金+健康保険料合計 | 624,230 | 336,050 | 517,000 | 391,350 |
| | | | 厚生年金保険料 | 353,080 | 200,984 | 271,600 | 217,280 |
| | 中央値 | 総報酬制 | 年金+健康保険料合計 | 566,280 | 322,344 | 435,600 | 348,480 |
| | | | サンプル数 | 1319 | 8117 | 1118 | 6598 |
| | | | | | | | |

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

〔図表4〕 従前の制度と総報酬制のもとでの年間厚生年金保険料負担金額比較

厚生年金保険料

方式1

1995

| 年間厚生年金保険料額の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～200,000 | 0.00 | 20.71 | 0.00 | 39.85 |
| 200,000～250,000 | 21.52 | 11.40 | 48.38 | 27.68 |
| 250,000～300,000 | 9.62 | 15.26 | 24.41 | 17.09 |
| 300,000～350,000 | 15.13 | 11.22 | 14.62 | 8.82 |
| 350,000～400,000 | 9.25 | 11.74 | 7.56 | 3.52 |
| 400,000～ | 44.48 | 29.67 | 5.02 | 3.03 |
| サンプル数 | 1,337 | 1,337 | 8,314 | 8,314 |

2001

| 年間厚生年金保険料額の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～200,000 | 0.00 | 14.51 | 0.00 | 27.52 |
| 200,000～250,000 | 14.47 | 21.56 | 31.42 | 33.15 |
| 250,000～300,000 | 23.46 | 22.97 | 31.09 | 22.04 |
| 300,000～350,000 | 16.74 | 14.10 | 19.78 | 9.64 |
| 350,000～400,000 | 13.38 | 8.16 | 9.34 | 4.23 |
| 400,000～ | 31.95 | 18.69 | 8.38 | 3.41 |
| サンプル数 | 1,283 | 1,283 | 7,003 | 7,003 |

方式2

1995

| 年間厚生年金保険料額の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～200,000 | 0.00 | 20.21 | 0.00 | 49.41 |
| 200,000～250,000 | 23.96 | 11.48 | 59.81 | 22.85 |
| 250,000～300,000 | 8.50 | 9.66 | 17.54 | 13.64 |
| 300,000～350,000 | 7.20 | 7.34 | 11.09 | 7.30 |
| 350,000～400,000 | 6.46 | 6.93 | 5.32 | 3.04 |
| 400,000～ | 53.88 | 44.37 | 6.24 | 3.77 |
| サンプル数 | 1,319 | 1,319 | 8,117 | 8,117 |

2001

| 年間厚生年金保険料額の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～200,000 | 0.00 | 19.58 | 0.00 | 36.55 |
| 200,000～250,000 | 21.56 | 15.61 | 44.20 | 25.68 |
| 250,000～300,000 | 10.96 | 21.10 | 19.77 | 19.88 |
| 300,000～350,000 | 20.27 | 8.88 | 17.21 | 8.36 |
| 350,000～400,000 | 9.82 | 7.20 | 8.28 | 3.90 |
| 400,000～ | 37.39 | 27.63 | 10.54 | 5.63 |
| サンプル数 | 1,118 | 1,118 | 4,984 | 4,984 |

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

〔図表5〕 従前の制度と総報酬制のもとでの年間厚生年金保険料負担金額比較

厚生年金保険料+健康保険料

方式1

1995

| 年間保険料額(厚生年金+健康保険)の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～300,000 | 0.00 | 19.36 | 0.00 | 33.47 |
| 300,000～350,000 | 20.10 | 3.51 | 40.16 | 18.10 |
| 350,000～400,000 | 3.28 | 9.24 | 18.93 | 15.73 |
| 400,000～600,000 | 32.64 | 31.15 | 36.00 | 28.25 |
| 600,000～ | 43.98 | 36.74 | 4.91 | 4.45 |
| サンプル数 | 1,337 | 1,337 | 8,314 | 8,314 |

2001

| 年間保険料額(厚生年金+健康保険)の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～300,000 | 0.00 | 10.63 | 0.00 | 18.91 |
| 300,000～350,000 | 12.02 | 14.87 | 22.99 | 21.08 |
| 350,000～400,000 | 12.42 | 10.27 | 20.81 | 20.30 |
| 400,000～600,000 | 44.37 | 42.68 | 48.27 | 34.52 |
| 600,000～ | 31.19 | 21.55 | 7.93 | 5.19 |
| サンプル数 | 1,283 | 1,283 | 7,003 | 7,003 |

方式2

1995

| 年間保険料額(厚生年金+健康保険)の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～300,000 | 0.00 | 18.72 | 0.00 | 42.80 |
| 300,000～350,000 | 22.90 | 7.61 | 53.74 | 18.71 |
| 350,000～400,000 | 4.11 | 5.36 | 14.19 | 10.54 |
| 400,000～600,000 | 19.60 | 20.35 | 25.89 | 22.59 |
| 600,000～ | 53.40 | 47.97 | 6.17 | 5.36 |
| サンプル数 | 1,319 | 1,319 | 8,117 | 8,117 |

2001

| 年間保険料額(厚生年金+健康保険)の範囲 | 男性 | | 女性 | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 従前の制度 | 総報酬制 | 従前の制度 | 総報酬制 |
| ～300,000 | 0.00 | 16.12 | 0.00 | 29.39 |
| 300,000～350,000 | 19.06 | 9.87 | 36.50 | 20.99 |
| 350,000～400,000 | 5.58 | 9.11 | 15.03 | 11.66 |
| 400,000～600,000 | 38.18 | 33.99 | 38.16 | 30.52 |
| 600,000～ | 37.18 | 30.91 | 10.31 | 7.45 |
| サンプル数 | 1,118 | 1,118 | 4,984 | 4,984 |

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

パート労働者には、ボーナスが支給されない労働者がいる。調査年の夏季ボーナスの前年

年収に対する比率を示したのが図表6であるが、これによると、前年の年収が欠損値でない女性パート労働者のうち、夏季ボーナスがゼロである割合は46.6%であり、男性パート労働者でも55.2%である。また、ボーナスの支給があった場合でも、夏季ボーナス額が年収に占める比率が5%未満であるのが、女性パート労働者全体の34.3%、5%を超え10%未満であるのが女性パート労働者の15.4%である。男性パート労働者については、ボーナスー前年年収比率が10%～20%である割合が4.6%である¹⁸。興味深いのは、ボーナスが支給されないパート労働者の割合が、1995年から2001年にかけて上昇していることである。女性パート労働者ではそれが31.7%から46.6%に上昇している。男性パート労働者では、35.3%から55.2%に上昇している。不況期にパート労働者に対するボーナス支給も制限されたのかも示れない。

【図表6】 ボーナスの年収に対する比率
パート労働者の夏季ボーナス／年収比率(1995年調査)

| 夏季ボーナス／年収 比率の範囲 | 範囲に含まれる割合(%) | | | |
|--------------------|--------------|----------------------|--------------|------------------------|
| | 女性パート 労働者 | 厚生年金・健保加 入の女性パート労 | 男性パート 労働者 | 厚生年金・健保加入 の男性パート労働者 |
| 0 | 31.74 | 21.47 | 35.26 | 29.06 |
| 0～0.05 | 35.25 | 33.44 | 40.32 | 41.41 |
| 0.05～0.1 | 24.79 | 30.55 | 13.61 | 17.68 |
| 0.1～0.2 | 7.74 | 13.53 | 10.22 | 10.90 |
| 0.2～ | 0.49 | 1.01 | 0.59 | 0.94 |
| サンプル数 | 15,350 | 8,117 | 1,665 | 1319 |

パート労働者の夏季ボーナス／年収比率(2001年調査)

| 夏季ボーナス／年収 比率の範囲 | 範囲に含まれる割合(%) | | | |
|--------------------|--------------|----------------------|--------------|------------------------|
| | 女性パート 労働者 | 厚生年金・健保加 入の女性パート労 | 男性パート 労働者 | 厚生年金・健保加入 の男性パート労働者 |
| 0 | 46.61 | 31.65 | 55.23 | 38.38 |
| 0～0.05 | 34.27 | 36.25 | 26.36 | 32.64 |
| 0.05～0.1 | 15.41 | 24.70 | 13.13 | 19.38 |
| 0.1～0.2 | 3.46 | 7.03 | 4.64 | 8.47 |
| 0.2～ | 0.26 | 0.38 | 0.64 | 1.14 |
| サンプル数 | 13,695 | 6,598 | 1,647 | 1118 |

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

さらに図表6では、厚生年金・健康保険に加入している労働者のボーナスの年収に対する割合も示されている。男女ともに、勤務先で厚生年金・健康保険に加入している労働者は、企業への定着度も強いいためか、ボーナスを支給される割合が全体に比べて高いし、また、ボーナスが年収に占めるシェアも高くなっている。以下の分析では、この社会保険に勤務先で

¹⁸ ただし、ここでのサンプルは60歳以下に限られている。男性パート労働者には、61歳以上の場合も多いと考えられる。

加入している労働者が分析の対象となっている。

このように、パート労働者ではボーナスが支給されない場合が多く、また支給されたとしてもその額が（年収に対する比率で見ても）低い。したがって、総報酬制に移行した場合、保険料率が低下する影響が大きく、ボーナスに従前よりも高率で賦課されるようになることの影響が比較的小さい。したがって、パート労働者で厚生年金に加入している労働者については、総報酬制への移行により、保険料負担は従前よりも低下している。

ただし、次節でも指摘するように、パート労働者の厚生年金加入には、加入を避けるために労働時間を短縮して調整する行動や、加入が義務付けられる程度の労働時間・所得であったとしても加入をしない行動が存在している。したがって、負担の低下といっても、それはパート労働者全般にわたるものではない。

社会保険に加入しているパート労働者の負担が外生的な保険料率の低下によって約9%低下したことは、2つの意味で今後の研究の対象となろう。その第1は、保険料低下による行動への影響である。パート労働者の年金保険加入という観点からは、保険料負担の低下は、加入のコストを下げることと同様であるから、経済的な負担によって加入に影響があるとすれば、保険料負担の低下は未加入を減少させることが考えられよう。また、年金保険加入している労働者に対しては、総報酬制への移行は、企業および労働者にとって、外生的に負担が低下したことを意味しよう。つまり、企業にしてみれば、賃金にかかる税金が低下したことになるし、労働者にとっては負担が低下したことに等しい。このような外生的変化は、一般的には、企業の支払賃金と労働者の受取賃金に影響を与えるから、雇用にも影響があると考えられる。これらは、総報酬制導入後のデータを用いて検証が行なわれるべき事項である。

第2の意味は、所得分配上の意義である。外生的な保険料の低下は、行動を全く変化させないとしても、すでに社会保険に加入していたパート労働者の負担を低下させる。このことは、分配上の含意を持つと考えられる。

III. 年金保険加入・雇用保険加入について

安部 由起子

1. 加入についての論点

社会保険加入については、以下のような意思決定を考えるのが適切であろう。

まず第1は、労働時間の選択である。パート労働者の場合、労働時間決定によって収入がおおむね決定されると考えられる場合が多い¹⁹。労働時間と収入が決まると、社会保険に本人で加入すべきなのかどうか、またそれとともに、家族の被扶養者になれるのかどうかが決まる²⁰。この段階で、本人としての加入の条件を満たさないのであれば、勤務先での社会保

¹⁹ 時給で賃金を支払われている場合、収入は時給×労働時間となる。パート労働者のサンプルのうち、時給で賃金を支払われている割合は、90%弱である。

²⁰ 厚生年金については週間労働時間30時間以上（勤務時間数が正規従業員の3/4以上）、雇用保険の場合は、週20時間という加入基準がある。また、年金の第3号被保険者になるためには、年収が130万円未満であることが必要である。雇用保険にも、2001年3月までは90万円という年収基準が存在したが、その後撤廃されている。

険加入は強制ではない。その場合、年金加入については、配偶者の被扶養者になる（有配偶者のみにある選択肢）か、国民年金に加入するか、の選択肢があるが、年金未加入になる人も現実には存在する。

第2は、労働時間・年収が基準を超えており、勤務先での加入が必要な水準になっているもとの、勤務先での未加入についてである。加入が義務付けられるにもかかわらず加入しないという加入回避の行動は、近年特に注目されるようになった。

以下では、この第2の点、つまり基準を満たしたもとの勤務先での未加入行動が、労働者や勤務先の属性とどのようにかかわっているのかを回帰分析により検討する。

2. データと基本統計量

(1) 加入の推移とデータの性質

年金保険加入の質問は、1990年・1995年のパート実態調査では、「厚生年金保険に加入しているか？」との形式であった。2001年のパート実態調査では、これがより詳細な項目で質問されており、1990年・1995年の厚生年金加入と、2001年の「本人として加入」が一応対応するはずであるので、その基準で見た加入の推移が図表7のとおりである²¹。

これからわかることは、加入の割合が1995年と2001年の間で低下していることである²²。

ところが、雇用保険についての推移を見ると、雇用保険の加入割合は一貫して上昇している。有配偶女性パート労働者については、1990年の雇用保険加入割合は38%、1995年には44.8%、2001年には51.8%となっている。独身女性パート労働者についても、1990年に59%、1995年に62.6%、2001年に68.8%となっている。したがって、雇用保険では加入が増加しているのに年金保険ではそれが低下しているというのは、やや考えにくい。

データの上で年金の本人加入割合が1995年から2001年の間に低下していることについては、以下のような理由が考えられる。

1つには、質問票の影響である。2001年の質問票では、本人・被扶養者を詳しく尋ねているので、より正確に加入状況を把握できた可能性がある。逆にいうと、1995年までのデータでは、実際には夫の被扶養者であるにもかかわらず、「加入している」と回答していた場合があったかもしれない。たとえば、夫の被扶養者であれば、健康保険に関しても加入しているし、年金も第3号被保険者になれるという意味で（国民）年金には「加入している」ので、「加入している」と答えていたかもしれない。

²¹ ここでのサンプルは、パート実態調査のサンプルから、学生を除き、さらに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）を除いたものである。また、分析に用いる変数に欠損値がある個人も除かれている。年齢は25～64歳であり、回帰分析では産業を製造業・卸売小売飲食店業・サービス業に限定している。

²² 表には掲載されていないが、未婚者の年金加入割合も、1990年に47.9%、1995年に56.6%、2001年に51.9%となっており、データだけを時系列で比較すると、1995年までは増えていたものがその後減少したことになる。

〔図表7〕有配偶女性の週間労働時間別・年収別の厚生年金加入割合（％）

| 週間労働時間 | 加入割合（％） | | |
|--------|--------------|--------------|--------------|
| | 1990 | 1995 | 2001 |
| 5～10 | 2.07 | 21.69 | 0.51 |
| | [175] | [43] | [220] |
| 10～15 | 3.12 | 19.72 | 4.05 |
| | [416] | [208] | [609] |
| 15～20 | 1.41 | 10.97 | 2.27 |
| | [1223] | [561] | [1804] |
| 20～25 | 7.51 | 17.41 | 6.94 |
| | [2412] | [1757] | [2320] |
| 25～30 | 21.06 | 35.26 | 24.64 |
| | [3116] | [2506] | [2206] |
| 30～35 | 44.93 | 60.67 | 63.33 |
| | [2011] | [2612] | [1622] |
| 35～40 | 54.01 | 74.13 | 74.56 |
| | [3582] | [1828] | [2118] |
| 40～45 | 62.24 | 72.65 | 69.59 |
| | [1246] | [2486] | [303] |
| 45～50 | 64.27 | 82.78 | 58.36 |
| | [1433] | [552] | [174] |
| 全体 | 32.49 | 38.45 | 28.62 |
| | [15639] | [12934] | [11447] |

| 前年年収(万円) | 加入割合（％） | | |
|----------|--------------|--------------|--------------|
| | 1990 | 1995 | 2001 |
| ～50 | 6.75 | 23.67 | 12.30 |
| | [1522] | [1040] | [1501] |
| 51～70 | 6.58 | 14.67 | 3.44 |
| | [1661] | [1026] | [760] |
| 71～90 | 11.52 | 15.81 | 6.21 |
| | [3987] | [2359] | [1712] |
| 91～103 | 22.67 | 20.08 | 6.55 |
| | [2375] | [3278] | [2660] |
| 104～110 | 67.04 | 51.57 | 31.26 |
| | [476] | [310] | [357] |
| 111～130 | 75.89 | 63.51 | 38.24 |
| | [1474] | [993] | [972] |
| 131～141 | 75.54 | 83.28 | 74.96 |
| | [695] | [406] | [363] |
| 142～200 | 84.41 | 87.18 | 83.90 |
| | [2479] | [2085] | [1897] |
| 201～300 | 82.72 | 93.84 | 91.85 |
| | [811] | [1118] | [918] |
| 301～499 | 41.76 | 89.99 | 88.56 |
| | [117] | [288] | [265] |
| 501～799 | 7.79 | 54.11 | 43.09 |
| | [25] | [22] | [41] |
| 全体 | 32.49 | 38.45 | 28.62 |
| | [15639] | [12934] | [11447] |

（注） 25歳以上64歳以下の有配偶女性パート労働者。□内はサンプル数を示す。
サンプルが少ないセルについては結果を表示していない。

（出所）パート実態調査からの筆者の集計

第2は、雇用保険には加入が進む一方で、厚生年金への加入回避が強まった可能性である。雇用保険の加入を見ると、この時期一貫して上昇しているのであるから、雇用保険についてはパート労働者の徹底が行われた一方で、厚生年金に関しては加入回避が進行したということになる。

ただし、どちらの理由によってデータの上でこのようなことが生じているのかは、検証し難い。したがって以下では主に、データの質が高いと考えられる、2001年のデータを用いて分析を進める。上記の理由から、社会保険加入についてパート実態調査のデータで正確な時系列比較を行うことにはかなり慎重である必要がある。

ただし、図表7からわかるとおり、有配偶女性パート労働者の社会保険加入に加入の基準は強い影響を与えていることが伺える。すなわち、1990年・1995年・2001年のいずれの調査をとっても、加入の基準となる週30時間・年収110万円（1990年当時の基準額）・130万円（1995年・2001年当時の基準額）のあたりで、加入割合が大きく上昇していることが見てとれる。たとえば2001年に関していえば、30時間を境に加入割合が25%から63%に上昇し、130万円を境にそれが38%から75%に上昇している。

（2）女性パート労働者の年齢別の加入状況：2001年調査の結果

上記で示されたように、パート実態調査のうち社会保険加入を的確に捉えていると考えられるのは2001年のデータである。とりわけ、2001年のデータでは、厚生年金・健康保険に本人で加入しているか、被扶養者で加入しているかが、具体的に質問されている。この回答状況を、週間労働時間・年収別に集計した結果が、図表8に示されている。全体としては、有配偶女性の本人の割合が28.6%、未婚女性が58%と、未婚女性のほうが本人である割合が高い。その一方、「加入せず」の割合は有配偶者で4.5%、未婚者で9.4%と、未婚者のほうが高い。未婚者には年齢の若い者が多いことも一部影響しているであろう。

パネルAから、有配偶女性・未婚女性ともに、週30時間の労働時間の付近で、本人で加入する割合が高まることがわかる。有配偶女性はそれにより、被扶養である割合が下がるが、未婚女性の場合、国民年金加入の割合が低下する。パネルBは前年年収別に厚生年金の加入状況を見たものである。有配偶女性は、130万円付近で被扶養の割合が35%ポイント低下し、本人の割合が37%ポイント上昇している。一方、未婚女性は、130万円を境にして国民年金加入の割合が上昇する以外、特に大きな加入の変化は見られない。週30時間という基準は勤務先での基準であって、有配偶・無配偶で差は無い反面、年収の基準は有配偶者に強く働くため、このような違いが出てきているものと考えられる。

女性パート労働者の厚生年金・健康保険、および雇用保険加入を年齢階級別に見たものが、図表9である。これから、以下のことがわかる。

女性が被扶養配偶者として年金保険・健康保険に加入する割合は、35歳～44歳で55%程度に達したのち、加齢とともに低下していく。これには2つの理由が考えられる。第1は、40歳後半の女性パート労働者には、それよりも低い年齢層よりも基幹的仕事をする・長勤続である・労働組合に加入する等、企業に定着する性向の高い労働者の割合が高まり（定着

傾向の弱い労働者は高齢になるに従い、パート労働を離れる)、それによって年齢が高いほど社会保険をはじめとする福利厚生を享受するようになる可能性である。第2は、夫の被扶養者になる可能性が狭まることである。夫の年齢は妻の年齢よりも少々高いのが一般的であるとすると、妻が50歳台になる頃には、夫は定年年齢に達し正規従業員としての就業をしなくなるため、妻は第3号被保険者になれなくなる²³。第3号被保険者の選択肢がなくなった場合、本人として加入する性向が強まるか、あるいはそれが困難である場合には、国民年金に加入することが考えられる。

【図表8】労働時間・年収別厚生年金加入状況（2001年）

A: 週間労働時間別

| 週間労働時間 | 有配偶女性 | | | |
|--------|-------|-------|-------|------|
| | 本人 | 被扶養者 | 国民年金 | 加入せず |
| ～5 | 10.52 | 56.87 | 29.31 | 3.31 |
| 5～10 | 0.51 | 72.24 | 18.12 | 9.14 |
| 10～15 | 4.05 | 68.02 | 21.08 | 6.85 |
| 15～20 | 2.27 | 74.41 | 17.20 | 6.13 |
| 20～25 | 6.94 | 72.82 | 16.54 | 3.70 |
| 25～30 | 24.64 | 56.97 | 12.75 | 5.64 |
| 30～35 | 63.33 | 27.66 | 6.12 | 2.89 |
| 35～40 | 74.56 | 14.02 | 8.95 | 2.47 |
| 40～45 | 69.59 | 12.11 | 14.88 | 3.41 |
| 45～50 | 58.36 | 18.67 | 19.88 | 3.08 |
| 全体 | 28.62 | 52.94 | 13.89 | 4.54 |

| 本人 | 未婚女性 | | | |
|-------|------|-------|-------|--|
| | 被扶養者 | 国民年金 | 加入せず | |
| — | — | — | — | |
| — | — | — | — | |
| 17.30 | 0.00 | 60.01 | 22.70 | |
| 29.55 | 0.00 | 62.85 | 7.60 | |
| 18.76 | 0.00 | 61.84 | 19.41 | |
| 44.14 | 0.00 | 39.32 | 16.54 | |
| 71.10 | 0.00 | 20.25 | 8.65 | |
| 77.47 | 0.12 | 17.87 | 4.55 | |
| 61.46 | 0.00 | 31.64 | 6.90 | |
| 69.24 | 0.00 | 26.89 | 3.87 | |
| 57.99 | 0.04 | 32.53 | 9.44 | |

B: 前年年収別

| 前年年収(万円) | 有配偶女性 | | | |
|----------|-------|-------|-------|------|
| | 本人 | 被扶養者 | 国民年金 | 加入せず |
| ～50 | 12.30 | 63.36 | 15.58 | 8.75 |
| 51～70 | 3.44 | 71.02 | 19.36 | 6.18 |
| 71～90 | 6.21 | 72.02 | 17.85 | 3.92 |
| 91～103 | 6.55 | 74.13 | 15.31 | 4.01 |
| 104～110 | 31.26 | 46.53 | 16.84 | 5.37 |
| 111～130 | 38.24 | 47.11 | 10.55 | 4.09 |
| 131～141 | 74.96 | 12.01 | 12.70 | 0.33 |
| 142～200 | 83.90 | 6.28 | 6.97 | 2.85 |
| 201～300 | 91.85 | 2.14 | 3.01 | 3.00 |
| 301～499 | 88.56 | 1.17 | 9.68 | 0.59 |
| 全体 | 28.62 | 52.94 | 13.89 | 4.54 |

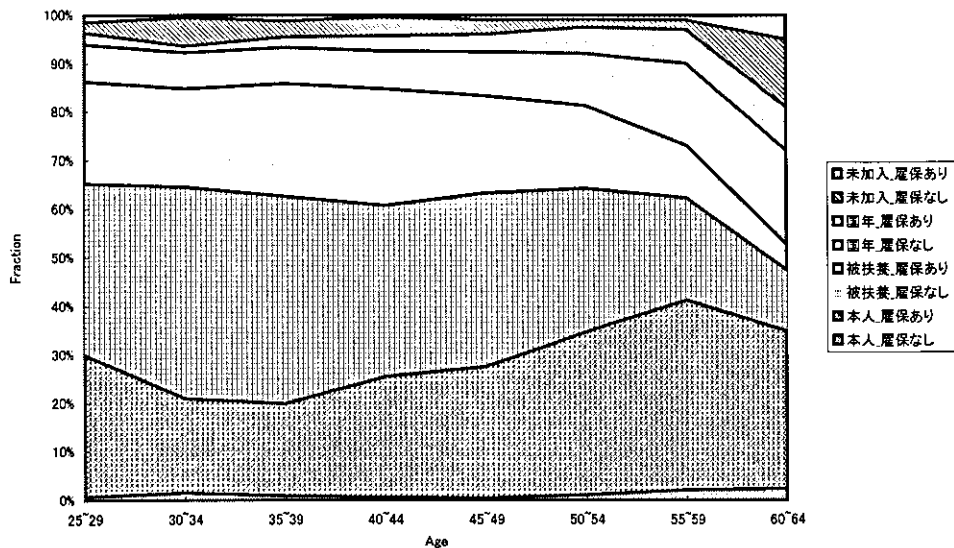
| 本人 | 未婚女性 | | | |
|-------|------|-------|-------|--|
| | 被扶養者 | 国民年金 | 加入せず | |
| 34.43 | 0.00 | 51.92 | 13.65 | |
| 24.21 | 0.00 | 55.05 | 20.74 | |
| 35.00 | 0.53 | 45.43 | 19.04 | |
| 30.71 | 0.00 | 61.94 | 7.35 | |
| 51.85 | 0.00 | 43.67 | 4.47 | |
| 62.00 | 0.00 | 29.78 | 8.21 | |
| 57.58 | 0.00 | 35.94 | 6.48 | |
| 66.74 | 0.00 | 24.64 | 8.61 | |
| 84.57 | 0.00 | 9.45 | 5.98 | |
| 86.10 | 0.00 | 8.73 | 5.17 | |
| 57.99 | 0.04 | 32.53 | 9.44 | |

(注) 25歳以上64歳以下の女性パート労働者。有配偶女性のサンプル数は11,447、未婚女性のサンプル数は3,801。サンプルが少ないセルについては結果を表示していない。

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

²³ 1986年の改正以前は、夫が厚生年金を受給している場合に妻が第3号被保険者になることができたが、改正後は妻は第1号被保険者になることになっている。

〔図表9〕 年齢別年金・雇用保険加入状況：有配偶女性



(出所) パート実態調査からの筆者の集計

(3) 回帰分析の変数に関する仮説

① 年齢変数

年齢は、以下のような意味で厚生年金や健康保険加入に影響を与えると考えられる。

- ①年金の収益率：若いほど、公的年金の収益率が低いと考えているとすれば、若いほど厚生年金に入らない傾向があろう。
- ②年齢を理由とした健康状態：高齢になるほど健康状態が悪くなるとすると、若年であればあるほど健康保険加入の必要性を労働者本人が薄いと感じ、保険加入の労働者としてのインセンティブが弱い可能性がある。一方、保険者側（健保組合などが企業と同一の主体と仮定すれば、企業側とも読み替えられる）としては、高年齢の労働者を保険に加入させることを回避するかもしれない。

② 地域変数

地域変数は、最低賃金のランクを用いた²⁴。国民年金保険への未加入は、都市部でもっとも深刻であるとされる。ただし、ここでは事業所が所属する県の最低賃金のランクによって分けているため、必ずしもランクの高いところが「都市」であるというわけではない。

③ 有配偶ダミー

有配偶であれば、夫の年金・健康保険に加入する可能性があることから、たとえば加入がなされなくなる可能性が高いと考えられるかもしれない。その一方で、夫の勤務先が配偶者の扶養に関する基準を厳しくチェックしているような場合、基準を超えた就労をしているこ

²⁴ 実際には、最低賃金が同一ランクにあったとしても賃金の実勢はかなりばらつきがあるので、より詳細に地域属性を分類したほうが望ましいかもしれない。なお、ランク別の地域別最低賃金については、後掲の図表 30 参照。

とはむしろ夫の扶養を外れる可能性を高くし、それが妻の勤務先での加入を促すかもしれない²⁵。

④ 労働組合

パート労働者が労働組合に入る割合は近年上昇している。労働組合に入る労働者は保険により加入する傾向が強いのか否か、また、労働組合がありながら加入しない労働者は無組合企業のパート労働者と比べ、社会保険加入行動に違いがあるかないかを、以下の2つのダミー変数で検証した。第1は、「労働組合に加入しているダミー」であり、第2は、「労働組合が存在する企業で働いているが、組合には加入していないダミー」である。

⑤ 企業規模ダミー

大企業ほど加入の基準を遵守する傾向が強いとすれば、大企業ほど加入が進むという傾向があると考えられる。

(4) 回帰分析の結果

1995年と2001年について、厚生年金保険と雇用保険への加入について、基準を満たした労働者が加入している場合に1、基準を満たした労働者が加入していない場合に0をとるダミー変数を被説明変数とし、女性のサンプルで回帰分析を行った。

図表10は、1995年と2001年の女性パート労働者について比較を行っている。ただし、この年の調査では、多重就労に関する質問項目が無いため、正社員とパートを掛けもちしている労働者も含まれている。図表11は2001年のデータを用いているため、正社員とパートの掛けもち労働者は除外されている。

雇用保険は加入基準が厚生年金よりも緩いため（1995年については、週間労働時間20時間以上かつ年収90万円以上で加入義務付け、2001年については週間労働時間20時間以上で加入義務付け）、基準を満たす労働者数はより多い。また、基準を満たした上での未加入の割合は、厚生年金が11～15%程度であるのに対し、雇用保険では33～37%である。回帰係数は、以下のようなことを示唆している。

- (a) 厚生年金に関しては、加入基準を満たしたもとにおいては、有配偶労働者の方が加入回避の傾向が薄い。すなわち、基準を満たしたもとは、有配偶のほうが加入性向が高いといえる。逆に雇用保険に関しては、有配偶者ほど加入しない傾向がある。
- (b) 組合加入は、加入回避を減少させる。ただし、組合が存在する企業で組合に加入していない労働者は、組合未加入の労働者とさほど違いはない。
- (c) 企業規模が小さい場合、加入回避の傾向が強い。
- (d) 最低賃金ランクは、ランクAほど加入回避が強いことを示しており、大都市で加入回避があることと似た結果となっている。雇用保険も、同様の傾向をもっている。

²⁵無配偶の場合、女性の年収を（扶養申告書などを通じて）夫の勤務先でチェックされるということが無いため、加入すべき年収に達していてもそれを認識しない可能性があるかもしれない。

- (e) 学歴は加入回避に特に有意な影響はもっていない。
- (f) 年金については、年齢が高くなるにしたがって加入回避が減る傾向を示している。特に50歳台後半では、加入回避が減少する。夫の被扶養者を外れることが、加入できる場合には勤務先で加入する傾向を強めているか、もしくは、高い年齢までパート就業で働く労働者は厚生年金のような福利厚生を受けやすいことを示している。

〔図表 10〕 基準を満たしたもとでの社会保険未加入のプロビット分析

被説明変数：基準を満たしたもとでの社会保険への未加入=1、社会保険加入=0

| | 1995年女性 | | 2001年女性 | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 厚生年金 限界効果 (標準誤差) | 雇用保険 限界効果 (標準誤差) | 厚生年金 限界効果 (標準誤差) | 雇用保険 限界効果 (標準誤差) |
| 中卒 | 0.006 (0.031) | -0.056 (0.030) | 0.022 (0.041) | 0.046 (0.035) |
| 短大卒 | -0.063 (0.015) | 0.029 (0.037) | -0.042 (0.023) | 0.014 (0.025) |
| 大卒 | -0.026 (0.029) | -0.035 (0.045) | 0.022 (0.043) | -0.037 (0.039) |
| 年齢30~34歳 | -0.046 (0.035) | -0.064 (0.056) | -0.030 (0.034) | 0.099 (0.044) |
| 年齢35~39歳 | -0.061 (0.023) | 0.067 (0.060) | -0.045 (0.038) | 0.078 (0.044) |
| 年齢40~44歳 | -0.045 (0.033) | 0.062 (0.055) | -0.030 (0.036) | 0.021 (0.041) |
| 年齢45~49歳 | -0.088 (0.021) | 0.054 (0.053) | -0.041 (0.034) | 0.002 (0.041) |
| 年齢50~54歳 | -0.057 (0.029) | -0.007 (0.054) | -0.042 (0.034) | -0.010 (0.041) |
| 年齢55~59歳 | -0.084 (0.024) | -0.040 (0.058) | -0.067 (0.027) | -0.045 (0.045) |
| 年齢60~64歳 | -0.076 (0.022) | 0.120 (0.082) | 0.002 (0.052) | -0.012 (0.053) |
| 労働組合加入 | -0.082 (0.013) | -0.191 (0.028) | -0.099 (0.019) | -0.295 (0.022) |
| 労働組合存在、未加入 | -0.022 (0.026) | 0.040 (0.044) | 0.009 (0.027) | -0.040 (0.023) |
| 有配偶ダミー | -0.050 (0.025) | 0.093 (0.030) | -0.089 (0.026) | 0.136 (0.023) |
| 卸売小売飲食店業 | 0.026 (0.026) | -0.002 (0.027) | -0.012 (0.024) | 0.063 (0.020) |
| サービス業 | 0.042 (0.023) | 0.068 (0.022) | -0.010 (0.022) | 0.067 (0.019) |
| 企業規模5~29人 | 0.152 (0.037) | 0.260 (0.030) | 0.258 (0.039) | 0.355 (0.025) |
| 企業規模30~99人 | 0.065 (0.036) | 0.284 (0.032) | 0.211 (0.047) | 0.292 (0.028) |
| 企業規模100~299人 | 0.052 (0.028) | 0.171 (0.026) | 0.227 (0.040) | 0.199 (0.027) |
| 企業規模300~499人 | 0.030 (0.022) | 0.053 (0.023) | 0.127 (0.033) | 0.130 (0.025) |
| 企業規模500~999人 | 0.002 (0.022) | 0.026 (0.026) | 0.057 (0.034) | 0.023 (0.028) |
| 最低賃金ランクA | 0.113 (0.046) | 0.189 (0.043) | 0.114 (0.050) | 0.242 (0.034) |
| 最低賃金ランクB | 0.021 (0.032) | 0.138 (0.038) | 0.031 (0.040) | 0.122 (0.032) |
| 最低賃金ランクC | 0.042 (0.034) | 0.130 (0.038) | 0.020 (0.042) | 0.100 (0.032) |
| サンプル数 | 4146 | 8281 | 4377 | 11286 |
| サンプル加入割合 | 0.1173 | 0.3316 | 0.1492 | 0.3726 |
| 予想確率(at x-bar) | 0.0827 | 0.3165 | 0.1171 | 0.3528 |
| 対数尤度 | -1269.98 | -4953.13 | -1620.28 | -6730.60 |

(注) 年齢25~64歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業で働く女性パート労働者のサンプル。年齢のベースグループは25~29歳。産業のベースグループは製造業。最低賃金ランクのベースグループはランクD。

(出所) パート実態調査からの筆者の推計

〔図表 11〕 基準を満たしたもとの社会保険未加入のプロビット分析

被説明変数：基準を満たしたもとの社会保険への未加入=1、社会保険加入=0

(正規従業員との多重就労者を除く)

| | 2001年女性 | | 2001年男性 | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 厚生年金 限界効果 (標準誤差) | 雇用保険 限界効果 (標準誤差) | 厚生年金 限界効果 (標準誤差) | 雇用保険 限界効果 (標準誤差) |
| 中卒 | 0.034 (0.041) | 0.060 (0.035) | 0.251 (0.078) | 0.176 (0.064) |
| 短大卒 | -0.036 (0.023) | 0.008 (0.025) | 0.146 (0.099) | 0.027 (0.082) |
| 大卒 | 0.012 (0.040) | -0.048 (0.039) | 0.014 (0.058) | -0.046 (0.051) |
| 年齢30~34歳 | -0.026 (0.034) | 0.100 (0.044) | -0.095 (0.057) | -0.117 (0.071) |
| 年齢35~39歳 | -0.040 (0.036) | 0.083 (0.045) | 0.041 (0.103) | -0.044 (0.093) |
| 年齢40~44歳 | -0.033 (0.031) | 0.037 (0.042) | 0.131 (0.114) | 0.008 (0.102) |
| 年齢45~49歳 | -0.025 (0.036) | 0.034 (0.043) | -0.103 (0.058) | -0.171 (0.060) |
| 年齢50~54歳 | -0.020 (0.038) | 0.035 (0.044) | -0.131 (0.053) | -0.115 (0.062) |
| 年齢55~59歳 | -0.033 (0.034) | 0.019 (0.050) | -0.176 (0.053) | -0.199 (0.059) |
| 年齢60~64歳 | 0.079 (0.066) | 0.064 (0.057) | -0.126 (0.061) | -0.091 (0.067) |
| 勤続年数 | -0.007 (0.002) | -0.011 (0.002) | -0.014 (0.005) | -0.012 (0.004) |
| 労働組合加入 | -0.088 (0.020) | -0.285 (0.023) | -0.231 (0.026) | -0.237 (0.041) |
| 労働組合存在、未加入 | 0.010 (0.026) | -0.044 (0.024) | -0.059 (0.047) | 0.038 (0.046) |
| 有配偶タミー | -0.077 (0.024) | 0.139 (0.023) | 0.003 (0.054) | -0.072 (0.054) |
| 卸売小売飲食店業 | -0.016 (0.023) | 0.058 (0.020) | 0.025 (0.067) | 0.113 (0.068) |
| サービス業 | -0.021 (0.021) | 0.050 (0.019) | 0.008 (0.049) | 0.099 (0.045) |
| 運輸通信業 | - | - | 0.062 (0.075) | 0.111 (0.063) |
| 電気ガス水道業 | - | - | -0.167 (0.037) | -0.084 (0.057) |
| 企業規模5~29人 | 0.240 (0.038) | 0.350 (0.025) | 0.361 (0.078) | 0.432 (0.065) |
| 企業規模30~99人 | 0.203 (0.047) | 0.288 (0.028) | 0.195 (0.090) | 0.230 (0.077) |
| 企業規模100~299人 | 0.215 (0.040) | 0.197 (0.027) | 0.044 (0.068) | 0.171 (0.066) |
| 企業規模300~499人 | 0.122 (0.033) | 0.128 (0.025) | 0.174 (0.076) | 0.210 (0.065) |
| 企業規模500~999人 | 0.059 (0.034) | 0.028 (0.029) | 0.014 (0.074) | -0.030 (0.068) |
| 最低賃金ランクA | 0.110 (0.048) | 0.255 (0.034) | 0.260 (0.080) | 0.269 (0.082) |
| 最低賃金ランクB | 0.022 (0.038) | 0.125 (0.033) | 0.106 (0.083) | 0.129 (0.083) |
| 最低賃金ランクC | 0.022 (0.040) | 0.107 (0.032) | -0.006 (0.072) | 0.108 (0.085) |
| サンプル数 | 4358 | 11239 | 1243 | 2015 |
| サンプル加入割合 | 0.1467 | 0.3726 | 0.2808 | 0.3251 |
| 予想確率(at x-bar) | 0.1105 | 0.3508 | 0.2162 | 0.2857 |
| 対数尤度 | -1570.75 | -6638.00 | -545.42 | -1022.42 |

(注) 女性は、年齢25~64歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業で働くパート労働者のサンプル。男性は、年齢25~64歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業・運輸通信業・電気ガス水道業で働くパート労働者のサンプル。正社員とパートの多重就労者はサンプルから除かれている。年齢のベースグループは25~29歳。産業のベースグループは製造業。最低賃金ランクのベースグループはランクD。

(出所) パート実態調査からの筆者の推計

IV. 年金加入と年収の壁 —103 万円の壁と 130 万円の壁—

安部 由起子

1. パート収入の分布：3回のクロスセクションデータの分析

パートの年収には、103 万円の壁と 130 万円の壁という、2つの年収制約要因があるとされてきた。103 万円の壁は、基礎控除と給与所得控除を適用した際の給与所得者の所得税額がゼロとなる最大の給与収入額である。夫の勤務先からの配偶者手当も、妻の年収がこの額を下回る場合に支給されることが多い。130 万円の壁は、国民年金の第 3 号被保険者になるためには年収がこの額未満である必要があるという基準である。

従来、これらの壁が実際に制約になっていることを示すにあたっては、1 時点のクロスセクションでパート労働者の収入分布を描くことが多かった（たとえば、安部・大竹(1995)）。ここでは、3 時点のデータが利用できる点を活かし、有配偶女性パート労働者の生年（および学歴）を固定し、5 年おきの勤続年数の推移に対応した勤続年数の“コーホート”を作って、そこでの年収の推移を見てみる。具体的には、図表 12 のようなかたちで“勤続年数クラス”を定義し、生年で定義したコーホートと組み合わせる。たとえば、1945～1949 年の間に生まれ、勤続年数が 1990 年に 0～4 年、1995 年に 5～9 年、2001 年に 11～15 年、というコーホート-勤続年数クラスの組み合わせは、1990 年かその少し前に入職し、パート就業を続けている労働者をフォローしていることになる²⁶。

〔図表 12〕 勤続年数クラス

| | 勤続年数クラス 1 | 勤続年数クラス 2 | 勤続年数クラス 3 | 勤続年数クラス 4 |
|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 1990 年の勤続年数 | 0～4 年 | 5～9 年 | 10～14 年 | |
| 1995 年の勤続年数 | 5～9 年 | 10～14 年 | 15～19 年 | 0～4 年 |
| 2001 年の勤続年数 | 11～15 年 | 16～20 年 | 21～25 年 | 5～9 年 |

ただし、パート実態調査はクロスセクション調査であるので、同一の個人をフォローしているわけではない。さらに、パート労働からの退出があるため、あるグループの個人が継続的にパート就業をする場合の年収分布の推移であるとは捉えることはできない²⁷。しかしな

²⁶ 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。

²⁷ パートからの退出とは、パート就業から無業になる場合もあるであろうし、パートから正社員になる場合もある。さらに、パートから一旦退出し、再度パート就業を始めた場合、勤続年数がリセットされるので、このような場合も、ここでのコーホートからは落ちることになる。1 年のうち継続してパート就業には従事しないケースも、落ちる可能性が高い。

がら、上記のような退出を考慮したとしても、勤続年数が伸びていく過程で年収分布がどのように推移するかは、興味のあるところである。とりわけ、103万円の壁や130万円の壁が、勤続を積むパート労働者にとっても制約的であるのかどうかを確認することができる。また、生年を固定することで、コーホート効果に影響されない推移を確認することができる²⁸。ただし、生年と勤続年数の推移を制限する結果、生年階級を5歳刻みで固定し、かつ、勤続年数階級が一定のパターンに従うサンプルを取った場合、サンプル数は多くを確保できるとは限らない。図表13から図表21の一連の図では、サンプル数が最低でも90程度を確保できる生年と勤続年数の組み合わせに限り、年収の推移を示した。

図表13から図表21の各図からわかるように、年収は103万円付近に集中している。しかし、勤続が短い時期においては、103万円の壁も必ずしも制約にはなっていないようである。つまり、パート就業を始めて間もない時期には、103万円には達しない年収で働いている場合も多い。このときには、103万円に達しない範囲で就業しているわけであるから、103万円の壁が直接的な制約になっているとはいえない。

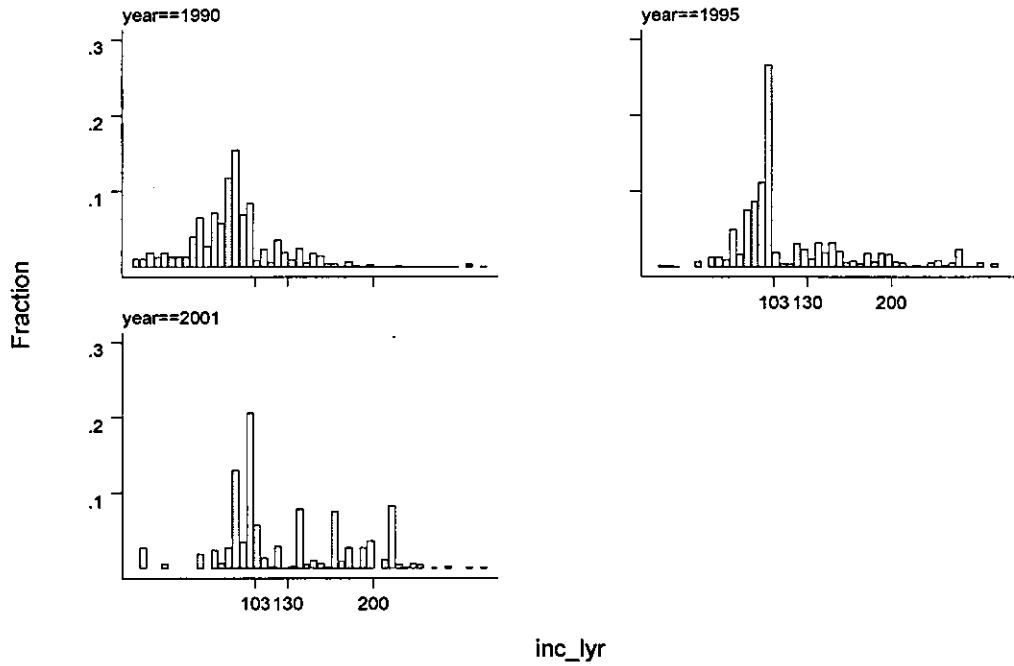
勤続年数が5年を過ぎると、103万円には到達するくらいの年収を稼ぐようになるので、そこで103万円をターゲットにするか、あるいは130万円をターゲットにするか、それらとは関係なく働くか、が選択肢になってくる。103万円なり、130万円なりに調整しようとする場合には、5年以上の勤続年数になってくると、103万円にかなり近い水準にありながらそれを超えないところに年収がくるようにするため、90万円から103万円の付近に集中が見られるようになる。

一方、130万円の壁は制約になっていないようである。103万円の付近には集中が見られるが、130万円の付近には、あまり大幅な集中はない。したがって、多くのパート労働者にとっては、103万円が実質的な年収の制約となっているといえよう。図から、勤続年数が11年を超えても（勤続年数クラスが1である場合、2001年の勤続年数は11年から15年である）、103万円の壁が依然として制約となっていることは注目に値する。いいかえると、パート労働者が勤続を積んでも、103万円の壁は継続して制約になっていることになる。

ただし、これは同一個人のライフサイクルのなかで、年収が継続的に制約となっていることを必ずしも意味しない。勤続年数クラスの推移に適合したサンプルが年を経るごとに少なくなっていくことからわかるように、ここでの表は、パート労働を退出している効果を拾っているにすぎないかもしれないからである。パートからの退出には、無業になる引退、他のパートへの転職、正社員への転換など、いろいろな要素があろう。前者2つは、パート就業への定着が弱い労働者が抜けることを意味するが、正社員への転換はむしろ、就業への定着が強い個人であるかもしれない。定着が弱い労働者が抜けることは、勤続を積みつづけている労働者がより賃金等の高い労働者であることを意味する一方、正社員への転換によってパートから抜ける労働者がいることは、パート労働者で勤続を積む労働者の集合を、より賃金等の低い労働者にする可能性がある。

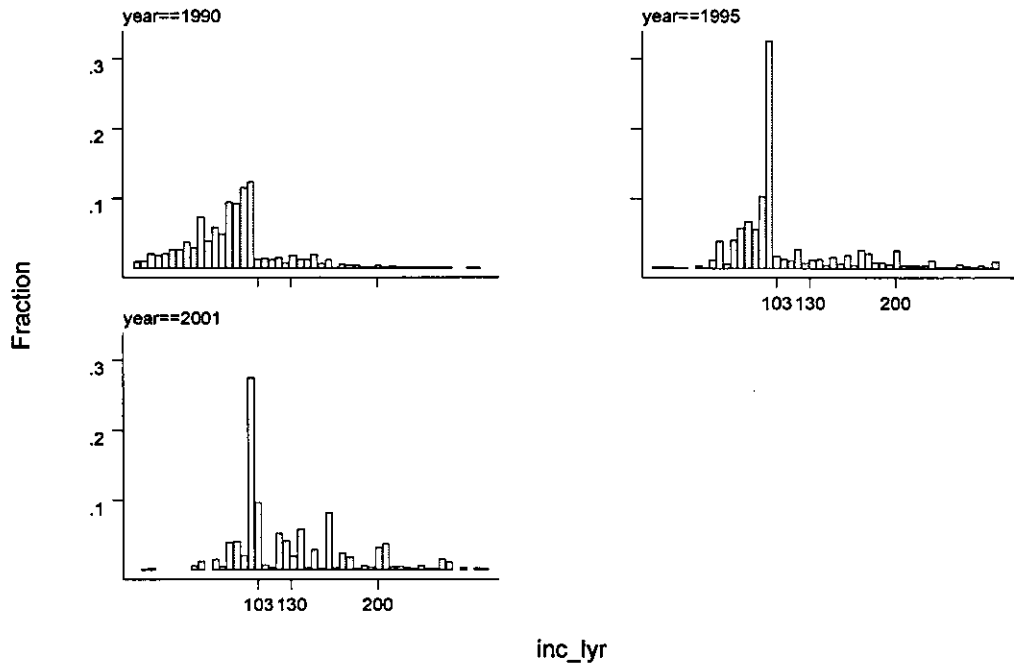
²⁸ パートへの参入にはコーホート効果が強く作用している（コーホート間でパート労働への参入行動が大きく異なる）。就業構造基本調査の公表データから強いコーホート効果を確認したものとして、Abe (2004) がある。

〔図表 13〕 生年 1940-1944、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=1940-1944,tenure category=1

〔図表 14〕 生年 1945-1949 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=1945-1949,tenure category=1