

女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析

安部由起子

I はじめに

高齢化の進む21世紀には、社会保険料が上昇することが予定されている。厚生年金保険料については34%まで上昇という案もあるほか(1997年には17.35%)、2000年4月に介護保険法が施行されると、サラリーマンに関しては健康保険組合・政府管掌健康保険または共済組合を通して40歳以上の労働者およびその被扶養者に対して介護保険料が課されることが予定されている¹⁾。社会保険料は労使折半が原則なので、保険料率の上昇は企業の(名目の)法定福利厚生費が上昇することを意味する。労働者にとっても、(名目の賃金を一定とすると)税・社会保険料を差し引いた手取りの所得が低下する。その一方、パート労働者に関しては、社会保険加入が義務づけられない場合も多い。年金改革案の中にはパート労働者の社会保険加入をより徹底すべきという議論もあり、扶養家族に認定されるための年収の水準や社会保険への加入が義務づけられる労働時間などを現在よりも厳しくしようという案もある²⁾。また、女性の就労が一般的となり共働き世帯が増加するにつれて、社会保険も世帯(または夫婦)を単位にしたものから、個人を単位にしたものに変えていくべきという主張もある。とりわけ、共働き世帯では社会保険料を2人分負担して2人の給付を受けるのに対し、片働き世帯では働いている1人が社会保険料を支払えば夫婦2人が給付を得られる³⁾。そのような不公平を是正するために、“専業主婦”(専業主婦とは、年収103万円未満で夫

がサラリーマンである既婚女性をさす)からの年金保険料を徴収すべきという議論がなされる。

本論では、女性パート労働者の社会保険加入の実態を分析する。用いられるデータは、パートタイム労働者総合実態調査(1990年、1995年、以下パート実態調査と略す)の個票である。本論の特徴は以下の2点である。まず、社会保険加入の実態が労働時間、配偶関係、産業、職種、地域等とどのようにかかわっているかを示す。パート労働者の社会保険加入は政策的に重要な分野であるにもかかわらず、この点に関しての分析は従来の研究にはほとんど見られない⁴⁾。第2に、賃金の地域間での格差、および異時点間の賃金の格差など、個人の意思決定に影響を与える外生的な要因の変化の影響を分析していることである。とりわけここで注目するのは、地域間最低賃金の格差、1990-1995年における最低賃金の変化と課税最低限の変化である。

分析の結果得られた主要な結論は以下の3点である。(1)パート労働者の社会保険加入は、労働時間、配偶関係によって大きく異なる。パートが一般的な産業・職種で、時給で賃金を支払われている既婚パート労働者のうち30%程度は、週間労働時間が30時間を超えている。1995年には、そのうちの60%程度が職域社会保険に加入している。また、同じ既婚女性のサンプルで、社会保険の扶養の認定基準を超える割合は20%程度であるが、この場合には87%が職域社会保険に加入している(1995年)。(2)地域間の賃金の差は、労働時間、年収、社会保険加入に影響を与えている。地域別最低賃金が低い地域では労働時間が長

くなり、社会保険加入割合が高い。一方、最低賃金が高い地域ではより容易に夫の扶養を外れるだけの年収を稼ぐことができ、そのため、社会保険加入割合が高くなる。これら2つは反対方向に作用する。(3)1990年から1995年にかけて最低賃金が17%ほど上昇し(1989年から1994年にかけては19%)、それとともに時間あたり賃金が大きく上昇した一方、課税最低限はさほど上昇していない。この間、既婚女性パート労働者の労働時間は減少しているが、それは必ずしも社会保険加入割合を低下させてはいない。とりわけ、1990年から1995年にかけて、サービス業パート労働者の社会保険加入割合は大きく上昇した。

本論は以下のように構成されている。IIでは、社会保険加入のルールについて説明される。IIIではデータの説明と分析サンプルの選択について説明し、サンプルの記述統計量を示す。IVでは女性パート労働者の社会保険加入について、地域別、産業・職種別の集計値を示す。Vでは1990-1995年の労働時間、社会保険加入の変化について考察する。VIはまとめである。

II パート労働者の社会保険加入ルール

民間の事業所において従業員が職域社会保険に加入する条件とは、(1)従業員5人以上である、(2)その従業員の労働時間が正規の従業員の3/4以上である、(3)厚生年金に関しては、年齢が65歳未満である、ということである。(1)、(2)に関しては、これらを満たさなくとも職域社会保険に加入することも可能である。したがって、パート労働者でも週30時間程度1つの事業所で働いていれば、社会保険に加入する可能性が高い。事業所の加入基準は上記のとおりであるが、夫がサラリーマンである既婚女性のパート労働者は、配偶者の被扶養者となることにより、国民年金第3号被保険者および夫の職域健康保険の家族として社会保険給付を受けることが可能である。夫の扶養家族となるためには年収の制限があり、1989年には年収110万円(1990年パート実態調査で調査されているのは1989年の年収)、1994

年には年収130万円(1995年パート実態調査で調査されているのは1994年の年収)である。さらに、夫の扶養家族となるためには、年収が夫のその1/2未満であることが必要である⁵⁾。夫の扶養を外れれば、社会保険には自分自身で加入することとなり、これには、

(1) 国民年金と国民健康保険

(2) パートで働いている事業所での厚生年金と職域健康保険

の2ケースがありうる。

雇い主が社会保険費用の負担を嫌うため、パート労働者に対しては、職域社会保険が提供されず、上記(2)よりも(1)のほうが一般的であろうとする議論は随所に見られる。まず、夫の扶養を外れたケースに(1)と(2)がどの程度選択されているかを、公表されている資料で確認しておこう。パート実態調査では、厚生年金と健康保険への加入を尋ねているので、その集計資料から(2)の割合がどの程度であるかを把握できる⁶⁾。日本では長時間働くパート労働者が少ない。たとえば1995年の労働省によるパート実態調査の報告書(労働省(1997))では、労働時間が正社員と同じかそれより長い非正社員パート労働者である女性は72.3万人と推計されており、これは女性パート等労働者の12.3%にあたる。さらに同報告書によれば、正社員なみに労働時間が長い有配偶女性パートタイム労働者の75%程度は厚生年金・健康保険に加入している。したがって、一般的には、労働時間が正社員なみに長い場合に(2)を選択している割合が著しく低いというわけではない。

以下では、厚生年金および職域での健康保険の加入について、女性パート労働者全体の個票データをもとに、より詳しく分析していく⁷⁾。

III データの説明と分析サンプルの選択

III-1 データ

本論の分析に用いられるデータは1990年、1995年のパート実態調査の個票データである。この調査の特徴は、職場でパート労働者として扱

われている労働者をサンプルとしていることである。以下では、社会保険加入に密接に関わる部分について重点的に説明する⁸⁾。

年間収入は1989年と1994年のものがそれぞれ1990年、1995年のパート実態調査で調べられている。労働時間に関しては、1995年調査で前年の年間労働時間を聞く質問項目はないので、調査時点の週間労働時間を用いる。週間労働時間は、週出勤日数に1日あたり労働時間を掛けて算出したものである。1990年調査においては、週間労働時間が直接尋ねられているが、1995年調査ではその項目はない。そこで、整合性を得るために、この方法を用いている。

III-2 サンプル選択

本論では、以下の基準で限定されたサンプルを用いる。(1)年齢が21-54歳で、学生アルバイトでない女性⁹⁾。(2)時間給で賃金が支払われている。(3)官公営以外の事業所で働く。(4)1990年調査に関しては、卒業した最終学校が中学、高校、短大・高専、大学・大学院のいずれかである¹⁰⁾。(5)調査の前年にパート等として働いていて(この場合にのみ、前年の年間所得が回答される)、前年の年収が欠損値でなく、それが900万円以下である¹¹⁾。(6)産業-職種の組み合わせが以下の8つのうちどれかに該当する。それらは、[1]製造業-製造関係のしごと、[2]製造業-事務関係のしごと、[3]サービス業-事務関係のしごと、[4]サービス業-サービス関係のしごと、[5]サービス業-専門技術関係のしごと、[6]卸売小売飲食店業-事務関係のしごと、[7]卸売小売飲食店業-販売関係のしごと、[8]卸売小売飲食店業-サービス関係のしごと、である。これら8つの組み合わせは、パート労働者が多い産業と職種の組み合わせである。(このほかに、“その他”の職種にもパート労働者の数が多いが、ここではそれらは除いて分析している。)(7)上で説明された週間労働時間が50時間以下であること。時給によって賃金を支払われている女性パート労働者では、週間労働時間が50時間を超える人は少なく、0.34%未満である。(8)既婚だ

が配偶者が働いていない人を除く。

上記のサンプル選択基準のうち、一番問題となるのが(2)の時間給のパート労働者に分析対象を絞っていることであろう。女性パート労働者のうち、80%程度は時間給によって賃金を支払われており、このグループは女性パート労働者のもっとも一般的な形態である。しかし、結果の解釈に関しては、以下の分析の対象が時給で賃金を支払われている労働者であることに留意が必要である。

上記で選択されたサンプルの記述統計が表1-1(既婚・未婚を含んだサンプル)および、表1-2(既婚女性のみ)のサンプル)に示されている。こ

表 1-1 サンプルの記述統計量

	1990	1995
既婚ダミー	0.887	0.843
年齢	41.60	40.87
中卒ダミー	0.177	0.096
高卒ダミー	0.725	0.696
短大卒ダミー	0.079	0.174
大卒ダミー	0.019	0.034
週間労働時間>30時間	0.491	0.369
前年の年収が扶養の基準を超える	0.288	0.232
県別最低賃金からの乖離 (in log)		
平均	0.244	0.247
25%点	0.139	0.131
中央値	0.216	0.211
75%点	0.311	0.303
実効的最低賃金からの乖離 (in log)		
平均	0.231	0.235
25%点	0.121	0.120
中央値	0.202	0.205
75%点	0.295	0.297
N	10382	7401

注) III-2で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計ウエイト付けされている。最低賃金からの乖離以外の集計量は割合。実効的最低賃金は、各労働者について、県別最低賃金と産業別賃金とで高いほうをとったものである。県別最低賃金からの乖離、実効的最低賃金からの乖離は、両方とも、個々の労働者の時給の対数から、その労働者の直面する最低賃金(県別最低賃金、実効的最低賃金)の対数を引くことにより、最低賃金からの乖離割合を計算し、それを集計したもの。最低賃金は、「最低賃金決定要覧」からとった。扶養の基準額は、1989年110万円、1994年130万円。

出所) パートタイム労働者総合実態調査(1990,1995)の特別集計。

表 1-2 サンプルの記述統計量 (既婚女性のみ)

	1990	1995
年齢	42.18	42.45
中卒ダミー	0.177	0.095
高卒ダミー	0.737	0.706
短大卒ダミー	0.072	0.169
大卒ダミー	0.014	0.030
週間労働時間>30時間	0.467	0.324
前年の年収が扶養の基準以上	0.257	0.201
N	9012	6160

注) 表 1-1 と同じ。

出所) 表 1-1 と同じ。

こでのサンプルは、パート労働が一般的な産業・職種で時給によって支払われているケースであるが、それでも、週間労働時間が 30 時間を超える割合は 1990 年に 49%、1995 年に 37% である。既婚女性については、1990 年に 47%、1995 年に 32% が、週 30 時間より多く働いている。既婚女性について、前年の年収が社会保険の扶養の認定基準を超える割合は、1990 年に 26%、1995 年に 20% である。

労働時間と年収に関する詳しい議論は安部 (1998) に展開されている。そこでの主な結論は、以下のとおりである。1990 年から 1995 年にかけて最低賃金が 17% ほど上昇し、パート労働者の時間あたり賃金もそれとほぼ見合う割合で上昇した一方、既婚女性パート労働者の労働時間は減少している。1994 年には 1989 年と比べて、年収 100 万円を超えない範囲内では高い年収を稼ぐパート労働者が増えたが、100 万円を超える収入を稼ぐ既婚女性パート労働者の割合は 1989 年と 1994 年であまり差はない。

IV 社会保険加入の実態

以下での関心の中心は、社会保険のうち健康保険・厚生年金保険である。以下、この 2 つをまとめて“社会保険”とよぶことがある。パート実態調査では雇用保険の加入についても調査されているので、それについても参考の意味で集計結果を報告する。

IV-1 では労働時間、年収と社会保険の加入の

関連が示される。この 2 つは厚生年金・健康保険加入の制度的条件なので、それが加入とどのように関連しているかをまず確認する。IV-2 では地域別の社会保険加入状況を報告する。IV-3 では産業一職種別の社会保険加入割合を報告する。

IV-1 労働時間と健康保険・厚生年金加入

II でも説明された通り、社会保険加入の基準の 1 つは勤務先での労働時間が正社員の 3/4 を超えることである。表 2-1 は、III-2 で説明された方法で作られたサンプルでの厚生年金・健康保険加入状況を週間労働時間別、前年の年収別に示したものである。年収については調査の前年のそれが聞かれているため、調査の年とその前年とで年収が扶養の基準額の付近で変わるようなケースには、実際の調査年の年収と社会保険加入と、こでの分析とは対応しない可能性もある。表 2-2 は雇用保険の加入状況を示している。これから以下のことが読み取れる。(1) 全般的に見ると、有配偶女性は未婚女性に比べて社会保険に加入する割合が低い、(2) ただし、扶養基準額を超える収入がある既婚女性の職域社会保険、雇用保険加入割合は高く、扶養基準額を超える未婚女性よりもむしろ加入割合が高い、(3) 有配偶・未婚を問わず、労働時間が長くなると社会保険加入割合が上昇する。特に、週 30 時間を超えたところでの上昇が顕著である、(4) 週 30 時間を超えて働いている場合、社会保険に加入しないパート労働者は 1990 年に 44%、1995 年に 33% である。

IV-2 地域別の既婚女性の社会保険加入

次に地域別の社会保険加入状況について分析する。IV-1 で示されたように、社会保険加入は個人の労働時間、収入の両面から労働供給と密接にかかわるものである。労働供給は内生変数であるから、個人の観察されない属性は労働供給、ひいては社会保険加入に影響を与えることになる。たとえば、賃金が高い個人は、代替効果によって労働時間がより長くなり、社会保険に加入する可能性が高くなると予想される。地域別の分析によって、地域間賃金格差が労働時間、社会保険加入に

表 2-1 21-54 歳女性の厚生年金・健康保険加入割合 (%)

	1990	1995	1990	1995
	既婚	既婚	未婚	未婚
全体	30.2	35.0	56.8	53.6
週間労働時間別				
25<H≤30	18.2	32.8	43.4	37.2
30<H≤35	45.2	57.8	68.7	73.7
35<H≤40	49.0	66.3	70.9	74.7
40<H≤45	60.6	68.9	72.3	32.8
前年の年収別				
扶養基準額未満	12.7	21.9	39.7	38.1
扶養基準額以上	80.6	87.0	72.2	77.0
N	9012	6160	1370	1241

注) III-2 で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計はウエイト付けされている。週間労働時間 25 時間以下、45 時間を超えるグループに関しては、週間労働時間別の集計結果には掲載していない。扶養の基準額は、1989 年 110 万円、1994 年 130 万円。

出所) パートタイム労働者総合実態調査 (1990, 1995) の特別集計。

表 2-2 雇用保険への加入割合 (%)

	1990	1995	1990	1995
	既婚	既婚	未婚	未婚
全体	36.3	43.8	59.7	52.2
週間労働時間別				
25<H≤30	28.1	45.5	47.9	50.5
30<H≤35	48.6	67.0	77.7	68.2
35<H≤40	52.1	68.1	76.3	69.1
40<H≤45	68.8	66.3	76.0	42.7
前年の年収別				
扶養基準額未満	20.6	33.3	43.5	38.6
扶養基準額以上	81.5	85.4	74.3	72.6
N	9012	6160	1370	1241

注) 表 2-1 と同じ。

出所) 表 2-1 と同じ。

与えている影響を分析できる。地域別の賃金格差 (ここでは県別最低賃金をその指標として用いる) は、このような観察されない個人属性とはある程度無関係であり、その意味で制度の影響を直接的に判断できると期待される。地域別に最低賃金はかなりばらついている。1990 年の場合、県別時

間あたり最低賃金の最小値は 468 円 (1995 年 554 円)、最大値は 548 円 (1995 年 650 円) で、その最大値と最小値の差は約 17% ある。一方、所得税の控除額や、社会保険の扶養の基準は全国一律である。したがって、所得税の課税最低限や社会保険上の扶養の認定基準額に近いところで就業調整が行われるとすると、賃金の低い地域のパート労働者は高い地域のパート労働者に比べ、他の条件を一定として労働時間が長くなる。労働時間は社会保険加入の基準の 1 つなので、賃金の低い地域ほど社会保険に加入する可能性が高くなる。

以下では県別の時間あたり最低賃金によって全国 47 の都道府県を 5 つのグループに分け、それに基づいた集計を行う。各グループに含まれる県はデータ付録で示されている。

最低賃金のレベルに応じて分けられたグループ間で社会保険加入割合が異なることに関しては、2 つの要因が考えられる。第 1 は、上の説明のように、最低賃金の低い地域ほど、労働時間が長くなる傾向があることである。また、もし夫の所得が最低賃金の高い地域ほど高く、さらに消費財価格の地域間格差が所得の地域間格差よりも小さいような場合、妻の余暇時間に対する所得効果からも、最低賃金の高い地域では労働時間が短くなることが予想される。いずれの理由からも、最低賃金の高い地域ほど労働時間が短いのであれば、それだけ社会保険に加入する可能性は低くなる。第 2 は、社会保険上、夫の扶養から外れる可能性である。最低賃金の高い地域ほど短い労働時間で夫の扶養を外れる収入を稼ぐことができ (扶養の認定基準は全国一律)、したがって社会保険に加入する可能性が高くなる。これら 2 つの効果は逆方向に働くことになる。

表 3-1 は地域別の労働時間を示している。これによれば、既婚女性の週間労働時間は、最低賃金の一番低い地域と一番高い地域とでは最低賃金の低い地域のほうが労働時間が長く、その差は 1990 年で 21%、1995 年で 26% である。その中間にある地域においても、最低賃金が高い地域ほど労働時間は短い傾向にある。未婚女性については、この最低賃金と労働時間の逆比例関係は既婚女性

表 3-1 週間労働時間の対数の平均値

最低賃金 カテゴリー	1990年 既婚女性	1995年 既婚女性	1990年 未婚女性	1995年 未婚女性
1	3.518 [775]	3.416 [581]	3.593 [152]	3.559 [124]
2	3.408 [534]	3.289 [441]	3.591 [84]	3.355 [79]
3	3.434 [2648]	3.304 [1680]	3.500 [373]	3.510 [282]
4	3.383 [3112]	3.298 [2007]	3.503 [446]	3.378 [330]
5	3.309 [1943]	3.152 [1451]	3.458 [315]	3.383 [426]

注) 表 3-1 の [] 内は各セルに含まれるサンプルの数。表 3-2, 3-3 ではサンプル数の表記は表 3-1 と同様なので省略している。最低賃金カテゴリー 1 は最低賃金が一番低いグループ、カテゴリー 5 は一番高いグループ。それぞれのグループに含まれる県名はデータ付録を参照。III-2 で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計はウエイト付けされている。

出所) パートタイム労働者総合実態調査 (1990, 1995) の特別集計。

ほど顕著でなく、最低賃金がいちばん高い地域と低い地域での労働時間の差は 1990 年で 14%、1995 年で 18% である。また未婚女性の場合、最低賃金カテゴリー 4 と 5 (最低賃金が高い 2 グループ) であまり労働時間に差が無いのに対し、既婚女性では、カテゴリー 5 (最低賃金をもっとも高いグループ) ではカテゴリー 4 (最低賃金が 2 番目に高いグループ) よりも 1990 年で 7%、1995 年で 14% も労働時間が短い。一方、既婚女性が扶養の最低基準額を超える収入をもつ割合は、最低賃金が高くなると上昇する傾向にある (表 3-2)。1989 年と 1994 年を比較すると、1994 年において、この割合は低下している。これは、扶養の認定基準額は最低賃金と見合う割合で増額されたのに対し、この間、労働時間が減少したことを反映している。表 3-3 は社会保険の加入割合を示している。最低賃金が一番低い地域 (カテゴリー 1) から少し高い地域 (カテゴリー 2, 3) に移ると、既婚女性の職域社会保険加入割合は低下する。これは、最低賃金が低い地域ほど労働時間が長いため、週 30 時間を超える労働者が多く、職域社会保険に加入する可能性が高いためと考えられる。しかし、さらに最低賃金が上がると、社会保険加入割合は上昇する。これは、賃金が高いほどより容易に配偶者の扶養を外れるだけの収入を稼ぐことができ、したがって自分で職域社会保険に加入するからで

表 3-2 扶養認定基準を超える収入をもつ割合 (1989 年 110 万円以上, 1994 年 130 万円以上割合)

最低賃金 カテゴリー	1989年 既婚女性	1994年 既婚女性	1989年 未婚女性	1994年 未婚女性
1	0.227	0.167	0.383	0.374
2	0.200	0.152	0.382	0.378
3	0.235	0.162	0.470	0.393
4	0.272	0.222	0.578	0.395
5	0.310	0.262	0.663	0.422

注) 表 3-1 の注を参照。

出所) 表 3-1 と同じ。

表 3-3 最低賃金と社会保険加入

最低賃金 カテゴリー	1990年 既婚女性	1995年 既婚女性	1990年 未婚女性	1995年 未婚女性
1	0.401	0.364	0.586	0.493
2	0.222	0.303	0.503	0.689
3	0.316	0.344	0.579	0.529
4	0.272	0.367	0.567	0.585
5	0.318	0.346	0.566	0.470

注) 表 3-1 の注を参照。

出所) 表 3-1 と同じ。

あると考えられる。収入が扶養の基準額以上である割合をみると、最低賃金がカテゴリー 4, 5 となるあたりで、それ以外のグループと比べ、大きく増加している。最低賃金が高い地域では先にあげた第 2 の理由から、社会保険加入が進んでいる要素があると考えられる。以上から、地域間賃金格差が労働供給に影響を与え、それが労働時間や収入 (扶養認定基準を超えるか否か) を通じて社会保険加入に影響を与えていることが示された。

IV-3 産業一職種別の職域社会保険加入状況

社会保険加入状況には、産業一職種別にかなり差がある。表 4 はこれをまとめたものである¹²⁾。製造業はサービス業、卸売小売飲食店業に比べ、加入割合が高い。サービス業は 1990 年には加入が低かったが、1995 年にはかなり加入割合が上がっている。卸売小売飲食店は販売職を除き、やはり加入割合が 1990 年から 1995 年の間に上昇している。対照的なのは製造業で、1990 年から 1995 年の間に加入が下がっている。これは、労

表4 産業—職種別の社会保険加入割合

	1990 既婚	1995 既婚	1990 未婚	1995 未婚
製造—製造	0.368 [3186]	0.360 [1921]	0.683 [288]	0.555 [163]
製造—事務	0.535 [990]	0.432 [531]	0.814 [129]	0.829 [76]
サービス—事務	0.139 [583]	0.316 [1074]	0.357 [155]	0.604 [342]
サービス—専門	0.264 [227]	0.446 [508]	0.317 [47]	0.480 [108]
サービス—サービス	0.138 [939]	0.261 [710]	0.395 [221]	0.483 [225]
卸売小売—事務	0.287 [917]	0.378 [648]	0.750 [180]	0.558 [128]
卸売小売—販売	0.324 [1438]	0.327 [458]	0.647 [217]	0.541 [123]
卸売小売—サービス	0.137 [732]	0.311 [310]	0.315 [133]	0.447 [76]

注) III-2で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計はウエイト付けされている。[]内は各セルに含まれるサンプルの数。
出所) パートタイム労働者総合実態調査(1990, 1995)の特別集計。

働時間が短くなっていることによると考えられる。労働省(1997)では、“(1990年)調査と比較すると、「健康保険・厚生年金に加入している」及び「雇用保険に加入している」割合がともに「パート」(正社員よりも労働時間が短い非正社員労働者)で大きく上昇している”(労働省1997, p. 41, 括弧内は筆者)と報告されているが、これにはサービス業における加入の増加の寄与が大きい。

ただし、同一産業内でも職種により加入割合は大きく異なる。製造業の既婚女性では、製造関係のしごとで加入が36%程度であるが、事務関係のしごとでは1990年に54%(1995年に43%)であり、事務系のパート労働者のほうが加入割合が高い。サービス業では、専門技術関係のしごと、事務関係のしごとで加入率が高く、サービス関係のしごとでは低い。卸売小売飲食店では、サービス関係のしごとで社会保険加入割合が低く、事務関係のしごと(レジ係はこれに含まれる)で高い¹³⁾。

以上で、(1)既婚女性であっても、長時間働くパート労働者や、年収が扶養の基準額を超えるパート労働者の少なくとも50%程度は、職域社会保険に加入している、(2)地域別賃金格差は、社会保険の加入に有意な影響を与えている、(3)社会保険加入には産業—職種別に大きな差があり、特に1990年から1995年にかけて、サービス業で加入に増加が見られた、という3点を示した。この結果は、パート労働者の労働供給が職域社会保

険と密接に関わっていることを示唆する。既婚女性の労働供給には大きくわけて2つのタイプがある。第1は年収が100万円未満になるように労働時間を調整するというものであり、第2は年収が100万円を大きく超えるように働く、というものである。100万円をわずかに超える程度の年収は、税や社会保険上、最もペナルティが高い領域なので、効用を最大化する労働者からは選択されない可能性が高い。そして、年収100万円を超えないように就労することを選択した場合、たいてい職域社会保険には加入せず、逆に年収100万円を超えるように就労することを選んだ場合には職域社会保険に加入することが多い。このように労働供給と社会保険加入は同時に決定されると考えるべきである。

IV-4 社会保険給付が社会保険加入に与える影響

パートの労働供給に関する分析では、多くの場合、社会保険の保険料負担はモデルに取り込まれているが、保険給付にかかわる負担は無視されていることが多い。実際には、厚生年金の代行給付、健康保険の保険給付は、企業ベースで設立されている厚生年金基金や、健康保険組合によってなされる場合も多い。その場合には、保険料のみでなく、保険給付が企業にとっての負担になるケースも出てくる。言い換えると、保険給付が保険料を上回る労働者については、企業の超過負担があることになる¹⁴⁾。厚生年金基金に関しては、いわゆ

る代行給付の部分は、基金が支払うことになり、そのために免除保険料が厚生年金基金に払い込まれている。また、健康保険のケースでは、保険料は標準報酬の一定割合である反面、保険給付は被保険者（および被扶養者）の健康状態に依存する。健康状態は、個人間の差が大きいと考えられる上に、保険給付額の不確実性が高い。このため、支払われている健康保険料を超える健康保険給付を受ける労働者が出てくる可能性がある。以下では、給付にかかわる制度を説明した上で、それがパート労働者の社会保険加入にどのような影響を与えるかについて考察する。とりわけここでは、保険料は年齢にかかわらず標準報酬の一定割合であるのに対し、保険給付は年齢とともに上昇する可能性が高いことを示す。保険給付が多額になりがちな労働者の社会保険加入には、企業は慎重であるかもしれない。そしてたとえば、そのような労働者の採用を控えるとか、そのような労働者の労働時間を短くするといった行動が取られるかもしれない。ここではデータから、年齢と社会保険加入がどのように関連しているかを確認する。

厚生年金給付負担については、以下のように議論できる。まず、厚生年金基金が存在する企業で厚生年金に加入しているパート労働者については、年金を受給する年齢になると、①厚生年金基金から報酬比例部分の給付を受給する、②厚生年金基金から移管を受けた厚生年金基金連合会から報酬比例部分の給付を受給する、のいずれかとなる。いずれのケースにおいても、個別厚生年金基金にとっての年金給付の負担は、代行給付をする報酬比例部分の、再評価分・物価スライド分を除いた部分である。この代行給付の負担が年齢とどのような関連にあるかについての詳細は、補論1に説明されている。そこでの結論は、代行部分が積立方式に近い（①のケースはこう考えられる場合もある）のであれば、企業の負担が年齢に依存することはないというものである。逆に、代行給付が純粋な積立方式とは考えにくい（たとえば②のケースはこれに対応する：補論1を参照）のであれば、年齢が高いほど代行給付にかかわる厚生年金基金の給付負担の割引現在価値は高くなり、した

がって基金にとっても負担が重くなることになる。個別厚生年金基金から給付を受けることになるのは、勤続年数が10年以上の場合に限られることを考えると、①のケースには積立方式という想定も一定の妥当性をもつと考えられる¹⁵⁾。

厚生年金基金のない企業で働く場合には、厚生年金給付は国から行われる。そのため、企業の厚生年金にかかわる負担は保険料のみであり、これは保険料負担のみを考慮したモデルで理解できる。

医療保険に関しては、医療給付費は健康保険者への負担となる。民間企業では、組合健保か政府管掌健保に加入することになる。これらの健康保険では、老人保健対象者を除き、当該健保でかかった医療費の大部分はその健保が負担することになる。健康保険料は標準報酬に（原則）一定の保険料率を掛けた額であるが、被保険者が費やす医療費はその人の健康状態に依存して決まる。したがって、より病気になりやすい人とそうでない人とは、保険に加入した場合に企業や健保が負担しなければならない費用が異なってくる。病気をしない人であれば、保険料を本人と企業が払う一方で医療費支出は少ないが、病気がちの人だと、保険料は病気をしない人と差がない一方で、医療費支出が高くなるため、健保にとってのコストが高くなってしまう可能性がある¹⁶⁾。

需要と供給によって賃金や労働時間が決定されるという枠組みのもとでは、社会保険料の雇用主負担分や、企業が名目上負担する給付費などについて、その実質的な負担は需要と供給の価格弾力性によって決定される。実質的な負担割合が名目のそれと異なる場合には、名目の賃金への帰着という形で調整がなされる。厚生年金基金、健保組合および企業が同一の主体であると仮に想定すると、厚生年金基金・医療保険加入による賃金への帰着は、保険料および保険料を超える給付の部分を反映しうる。たとえば医療保険の場合、病気がちな人は保険料支払いよりも医療給付費が高くなる可能性があり、帰着が完全になされるとすれば、（本人または被扶養者の）医療支出の多い労働者の賃金は、そうでない労働者に比べ、低下する。現在の制度のもとで、健保組合等が健康状態に

表5 既婚女性の年齢と社会保険加入割合(%)

年齢層	年収≤100万		年収>100万	
	1990	1995	1990	1995
21-24	12.4	55.2	63.4	94.3
25-29	13.6	31.5	65.7	78.8
30-34	12.8	27.8	81.1	64.2
35-39	10.6	16.9	82.9	67.8
40-44	9.8	13.8	76.5	81.8
45-49	12.5	14.7	79.7	81.3
50-54	14.5	18.2	83.9	80.6

注) III-2で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計はウェイト付けされている。21-24歳層のサンプル数はかなり少ない。

出所) パートタイム労働者総合実態調査(1990, 1995)の特別集計。

じて健康保険の保険料を変えるという方式は存在しないし、ましてや医療費の期待値が賃金へ帰着されるとは考えにくい。しかし、企業側が、保険給付費の期待値が保険料を上回るパート労働者の社会保険加入に消極的である可能性は十分にあり¹⁷⁾¹⁸⁾。

このような社会保険給付と年齢に関する考察から、既婚女性について、年齢と社会保険加入の状況を集計したのが表5である。年齢が高いほど、健康上のリスクが大きく、医療費の期待値が高く、社会保険への加入割合が低くなると予想される。厚生年金基金に加入しているケースでは、年金に関しても、年齢に依存して企業の給付負担が増加する場合もあり、その場合にもより高齢なパート労働者の社会保険加入割合が低くなることが予想される。年収が100万円の上下では労働者の属性に差がある可能性があるため、表5では、年収100万円を超えるケースとそれ以外のケースでわけて集計している¹⁹⁾。既婚女性で年収が100万円以下のパート労働者の場合、社会保険加入割合は年齢が高いと低くなる傾向がある。ただし、年収が100万円を超えるグループでは、年齢の影響は小さい。また、1990年から1995年にかけて加入が増加したのも、年収100万円未満の若年層である。したがって、保険給付コストの期待値が間接的に社会保険加入に影響を与えている可能性もあると考えられる²⁰⁾。

V 1990-1995年の変化——労働時間の 変化と社会保険加入

パート労働者の賃金は最低賃金の上昇に応じて上昇するのに対し、所得税控除額(所得税法)、被扶養者認定基準額(厚生省保険局長の通達)は、数年に一度しか改定されない²¹⁾。最低賃金の水準は1989年から1994年にかけて、ほぼ全国一律に19%程度上昇している(1990年から1995年の変化は17%)。その一方、課税最低限は1989年と1994年では100万円と一定、1995年には103万円となっている。社会保険での扶養認定基準は1989年に110万円、1994年に130万円である。社会保険の扶養認定基準は賃金の上昇とほぼ見合っているが、課税最低限は1989年と1994年の間は名目値で一定、1995年の上昇も課税最低限の額で見て3%にすぎない。最低賃金が17%上昇しているので、課税最低限ぎりぎりとなるように労働時間決定をしているとすれば、1990年から1995年にかけて、労働時間は14%程度減少するはずである。もしさほど厳格に就業調整をしていないとしても、労働時間は減少すると考えられる。実際、1990年から1995年にかけて、就業調整をする既婚女性の労働時間は、減少している(安部(1998))。労働時間が社会保険加入に深くかかわっているとすると、それにより社会保険加入も低下することが予想される。

労働時間の変化と社会保険加入割合の変化を集計した結果が表6に示されている。ここでは、既婚女性について、産業—職種—最低賃金のカテゴリー別に賃金率の平均値と中央値、労働時間の平均値と中央値、社会保険の加入割合を集計している。1990年から1995年にかけて労働時間が減少したのは主に製造業、卸売小売飲食店業である。この間、サービス業ではむしろ労働時間が増加したところもある。さらに社会保険加入に関しては労働時間の減少が社会保険加入の低下に結びついているのは製造業、卸売小売飲食店の事務職にいくらか見られる程度である。サービス業では労働時間の減少も小幅であり、社会保険加入は増加傾

表6 既婚女性の産業・職種・最低賃金グループ別にみた1990年と1995年の推移(サンプルが80を超えるもののみ)

産業-職種	最低賃金 カテゴリー	1990-1995 賃金の名目変化 (平均値)	1990-1995 労働時間の変化 (平均値)	1990-1995 賃金の名目変化 (中央値)	1990-1995 労働時間の変化 (中央値)	1990-1995 社会保険加入の 変化
製造-製造	1	0.145	-0.076	0.141	-0.069	-0.210
	2	0.194	-0.065	0.194	-0.102	0.202
	3	0.187	-0.094	0.154	-0.182	0.011
	4	0.139	-0.132	0.144	-0.154	0.023
	5	0.140	-0.107	0.137	-0.154	-0.125
製造-事務	3	0.113	-0.117	0.105	-0.154	-0.123
	4	0.159	-0.068	0.154	0	-0.059
	5	0.202	-0.159	0.175	0	-0.129
サービス-事務	3	0.162	0.024	0.159	-0.030	0.193
	4	0.190	-0.021	0.146	-0.095	0.149
	5	0.099	-0.014	0.182	-0.041	0.137
サービス-専門	4	0.139	0.140	0.113	0.154	0.264
サービス-サービス	1	0.213	-0.078	0.262	-0.154	0.044
	3	0.120	0.053	0.162	-0.018	0.064
	4	0.114	-0.061	0.120	-0.041	0.203
	5	0.234	-0.084	0.217	-0.041	0.158
卸売小売-事務	3	0.170	-0.256	0.175	-0.278	0.021
	4	0.221	-0.073	0.208	-0.143	0.114
	5	0.185	-0.079	0.115	-0.095	0.129
卸売小売-販売	3	0.153	-0.150	0.125	-0.105	-0.146
	4	0.122	-0.097	0.113	-0.143	0.095
	5	0.134	-0.150	0.092	-0.201	0.037
卸売小売-サービス	5	0.082	-0.287	0.065	-0.174	0.069

注) III-2で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計はウエイト付けされている。
出所) パートタイム労働者総合実態調査(1990, 1995)の特別集計。

向にある。課税最低限付近(100万円)への就業調整をするように労働供給が決定されているとすると、1990年から1995年にかけては時間あたり賃金が上昇する一方で労働時間が減少(社会保険の加入には労働時間が1つの基準となる)、社会保険の扶養の基準は賃金なみに上昇しているの、これら全ての要因は社会保険加入の低下を促すものである。しかしながら、これが顕著な形で見られたのは製造業と卸売小売の一部にすぎない。たとえば社会保険の加入がより徹底するようになると、労働時間が減少しても社会保険加入が増加することもありうる。このような、労働供給以外の要因が、サービス業などの労働時間・社会保険加入の決定には作用したと考えられる。

VI 結 論

本論では、パート労働者の社会保険加入に関して、1990年、1995年のパート実態調査をもとに基本的な事実を確認した。得られた結論は以下のようなものである。

- (1) パート労働者社会保険加入は、労働時間、配偶関係によって大きく異なる。パートが一般的な産業・職種で、時給で賃金を支払われている既婚パート労働者のうち30%程度は、週間労働時間が30時間を超えている。1995年には、そのうちの60%程度が職域社会保険に加入している。また、同

じ既婚女性のサンプルで、前年の年収が社会保険の扶養の認定基準を超える割合は20%程度であるが、この場合には87%が職域社会保険に加入している(1995年)。

- (2) 賃金の低い地域の労働時間は長くなる傾向があり、それは社会保険加入を促すが、他方で賃金の高い地域ではより容易に夫の扶養を外れる年収を稼ぐことができるために、妻が自分で社会保険に加入する可能性が高くなる。このため、最低賃金の高低と社会保険加入とは単純な増加や減少の関係にはない。
- (3) 社会保険の給付負担は、年齢の高いパート労働者ほど高くなりがちである。このことから、企業は高齢パート労働者の社会保険加入に消極的であるかもしれない。既婚女性で年収が100万円以下のパート労働者の場合、社会保険加入割合は年齢が高いと低くなる傾向がある。ただし、年収が100万円を超えるグループでは、年齢の影響は小さい。また、1990年から1995年にかけて加入が増加したのも、年収100万円以下の若年層である。
- (4) 1989年から1994年にかけて最低賃金が19%ほど上昇し、時間あたり賃金も最低賃金とほぼ同率で上昇した一方、課税最低限は上昇していない。この間、既婚女性パート労働者の労働時間は減少し、年収の上昇率は賃金率の上昇率より低い。一方、社会保険の扶養の認定基準は最低賃金とほぼ同率で上昇している。これらの要因は社会保険加入を減少させると考えられる。しかしながら、その仮説とは逆に、社会保険加入が進行した産業もあり、特にサービス業において、社会保険加入が増加している。

本論の結果の政策的含意は以下の2点である。

第1に、過去の研究の中には、パート労働者には社会保険が提供されず、一定以上の収入を稼ぐ場合には国民年金・国民健康保険に入らなければならない、という前提で議論をしているものがある²²⁾。本論の分析結果は、パート労働者でも、労

働時間の基準を満たす場合には60%程度、扶養の基準を満たす場合には80%程度は社会保険に加入していることを示した。したがって、以下に述べるセレクションバイアスの可能性を除けば、基準を超えて就業するときには職域社会保険が提供される確率は少なくとも50%程度あり、それ以外のケースは国民年金・国保に加入する、といった前提で議論するのが自然であろう。これと、国民年金・国保が大半と仮定するのは、大きな開きがある²³⁾。

ただしここで注意が必要なのは、100万円を超える年収を稼ぐような就業をするか、しないか、ということは、内生的意思決定の結果だということである。言い換えると、100万円を超えるような就業をするパート労働者と、年収を100万円に抑えるように就業するパート労働者は、余暇への需要、生産性などの面で異なっている可能性がある。データから観察されるこれら2グループの差は、そのような質的な差を反映している可能性がある。ということは、100万円未満を稼ぐパート労働者が労働時間を増やしたとしても、100万円を超える収入を稼いでいる人と同様の賃金・福利厚生は得られないかもしれない。たとえば、現在100万円未満を稼いでいる労働者が労働時間を増やしても、社会保険が提供されない可能性が高い、あるいは、社会保険料の企業負担分を反映して名目賃金が下がる、といったことが起こる可能性がある²⁴⁾。このセレクションバイアスが存在すれば、就業調整をして100万円未満を稼ぐパート労働者が労働時間を増加させた場合に、社会保険に加入する確率は、データで確認されるそれよりも低くなると考えられる。

第2に、1998年9月18日の総務庁行政監察局の勧告も指摘するとおり、“常用労働者のおおむね3/4以上であれば社会保険に加入”という基準は厚生省の課長文書によっており、法文化されているわけではない。このため、加入の状況があいまいになっている点も正されるべきである。特に、社会保険料が今後上昇していくことが予想されるなか、あいまいな基準によって負担に大きな格差が生じてしまうことは問題である。

補論1 厚生年金保険の給付費用に関する議論

IV-4では、社会保険給付費が年齢別に異なる可能性に注目している。とりわけ医療費については、高齢であればあるほど給付費が高くなることを議論している。医療保険加入と厚生年金加入とは65歳以下の雇用者にとっては基準が等しいため、厚生年金・企業年金について、保険料以外の企業の負担(将来の年金給付の割引現在価値)が労働者の年齢とどう関連しているか、ということが問題になりうる。これに関しては、厚生年金の保険料以外の企業負担(年金給付負担)が年齢に依存する度合いは、医療保険のそれに比べるとやや限定的であろう、というのが本論の立場である。以下、その内容について述べる。

公的年金に関しては、保険料以外の企業にとって負担(年金給付の負担)の概略は以下のようなものである。厚生年金基金を持っていない企業については、厚生年金の給付は国からなされるので、給付面で企業の負担はないと考えてよい。いい換えると、厚生年金基金が無い場合には、企業にとっての負担は保険料負担のみであり、現在、自社で働いている労働者が高齢に達した時点で給付を行う負担は企業には存在しない。保険料負担は標準報酬の一定割合であり、年齢には依存しない。年金給付負担が存在しないから、年金給付負担が労働者の現在の年齢に依存する可能性もない。したがって、厚生年金基金の存在しない企業においては、保険料・給付の両面から、年金に関する企業負担は労働者の年齢には依存しない。

厚生年金基金をもっている企業では、事情はより微妙である。厚生年金の基礎年金部分および厚生年金全体の物価スライド部分、報酬比例部分の再評価部分の給付は国からなされ、基金が負担するのは報酬比例部分の、再評価・物価スライドを除いた部分である。パート労働者について、この部分は一般にさほど多額ではない。たとえば、10年間パートとして、月11万円の標準報酬で働いた場合、報酬比例部分の基金が負担する分は、1年あたり約10万円である(昭和21年以降に生ま

れた人のケース)。

さらに、企業年金についての扱いは以下のようにまとめられる。適格年金は、パート労働者には適用されない。厚生年金基金でも実際にはそれに準じた扱いがなされる。したがって、企業年金(プラスアルファ部分)の給付という意味での負担はないと想定する。

したがって、厚生年金に加入するパート労働者を雇うことで生ずる年金給付の負担は、厚生年金基金が代行給付をする部分のみと考えてよい。ここでは、そのような給付が行われている場合に、それが現時点の労働者の年齢にどのように依存するかを考察する。もし年齢が高いほど給付負担が重くなるのであれば、企業は、年金費用に関する配慮からも、高齢パート労働者の社会保険加入により慎重になる可能性がある。

ここで重要なのは、代行部分を積立方式ととらえるか否か、という問題である。積立方式であれば、平均的には、個々の労働者による積立がその労働者の給付をまかなうことになる。したがって、拠出(免除保険料の基金への納付)と代行給付がバランスすればよい。勤続期間の一時点をとって拠出と給付がバランスしなくても、10年以上の勤務期間を通じての拠出の総額と運用益がその労働者の将来の給付をまかなえればよい。

一方、積立方式でないとしたら、給付開始時点が近い労働者、つまり、現時点でより高齢の労働者のほうが、割引現在価値でみた企業の給付負担は重くなる。企業としては、現在の拠出が同額であるにもかかわらず、将来の給付負担の現在価値が異なるような労働者がいた場合、将来の給付負担がより重い労働者の社会保険加入にはより消極的になる可能性がある。したがって、そのような場合には、医療保険のみでなく、年金給付の観点からも、高齢労働者の社会保険加入に対し、企業が消極的である可能性がある。

以下、積立方式と考えられない場合と考えられる場合について、それぞれ詳しく説明する。また、ここでは、年金支給開始年齢が65歳であるとして議論している。これは、現行の60歳開始とは異なるが、将来的に支給開始年齢が上昇すること

が見込まれているので、そのような前提で議論をしている。

(1) 代行給付が積立方式と考えられない場合年齢が異なるが、賃金(w とおく。これは1月あたり)が同額であり、同一事業所で働いている2人のパート労働者を考えよう。賃金が同額なので、標準報酬も同額となる。2人が1年厚生年金に加入することで老後に受給できるようになる報酬比例部分の年金額(1年あたり)は、

$$w^R \times \delta \times 12 \times \Pi$$

ここで、 w^R は、財政再計算によって再評価された標準報酬月額、 δ はコーホート別の乗率(昭和21年以降に生まれた人については、7.5/1000)、 Π は物価スライドである。このうち、標準報酬の再評価と物価スライドは、基金加入時に生じたもの・それ以降に生じたものの両方とも、国によって負担される。したがって、報酬比例部分給付のうち、基金によって負担される部分は、給付1年あたり名目額で、

$$w \times \delta \times 12$$

となる。基金は、この額の代行給付を65歳以降終身行うことになる。その基金負担分の割引現在価値は、

$$\frac{1}{(1+r)^{65-a}} \cdot \sum_{t=0}^{T-65} \frac{(w \times \delta \times 12)}{(1+r)^t} \quad (A1)$$

となる。ここで、 T は予想される寿命、 a は現在の年齢、 r は割引率(5.5%)である。

$\frac{1}{(1+r)^{65-a}}$ の項は給付の始まる65歳までの期間

を割り引いたものであり、 $\sum_{t=0}^{T-65} \frac{(w \times \delta \times 12)}{(1+r)^t}$ の項

は終身の基金給付分を、労働者が65歳の時点まで割り引いたものである。この後半の項は、現在の労働者の年齢(a)には依存しないと仮定する(賃金が同額なので w は同額、コーホート別の乗率 δ も同一、また期待される寿命も同程度だが、現在の年齢が異なる2個人を比べている)。一方、前半の項は明らかに a の高い(高齢な)労働者ほど大きくなる。高齢な労働者については給付開始時点(65歳)までの期間が短いので、同額の名目給付をするという前提では割引現在価値が大きく

なる。

以上から、1時点で同賃金で就業している労働者の代行給付負担を考えた場合、若年労働者のそれは、高齢労働者のそれよりも低くなる。したがって、労働者を厚生年金基金に加入させることの企業の負担は、若年労働者よりも高齢労働者のほうが高くなることになる。そうであれば、代行給付の観点から、企業は高齢労働者の社会保険加入に、若年労働者のそれに比べ、消極的になると予想される。

現実問題として、このような年齢による違いが顕在化するケースが、厚生年金基金に10年未満加入したケースである。このような場合、この期間に対応する代行給付相当分は、厚生年金基金連合会に移管される。移管の際には、加入していた企業の基金から連合会に対して、その労働者にかかわる“年金原資”が移される(平成9年度年金白書(1998)、79ページで使われている用語を用いている)。その移管時に基金が連合会に支払う“年金原資”の額とは、(A1)式で算出されるものとなる((A1)式は加入が1年のケースであるが、加入年数が1年を超える場合にも、加入月数を掛けることにより、同式と類似の方式で移管額を計算できる)。ここでの想定のもとでは、労働者の現在の年齢が高いほど、移管の際に支払わねばならない金額が高くなる一方、加入期間中に基金に支払った免除保険料(拠出)は年齢にかかわらず一定である。以上から、10年未満で基金を脱退するケースでは、高齢労働者のほうが基金にとっての負担が重く考えられる。ここで、(給付の脱退時価値)-(拠出の脱退時価値)が高齢者になればなるほど大きくなる。このような事態を、積立方式と理解するのは無理がある。

(2) 代行給付が積立方式の場合

(1)の議論のとおり、高齢で厚生年金基金に加入すると、賃金が同一とすれば若年者よりも基金の代行給付負担が重くなる。これは、一労働者が基金に長期間加入する場合、たとえば賃金が名目額で一定であったとしても、労働者が高齢になるにしたがって、基金にとっての代行給付負担が次第に多額になっていくことを意味する。若年期

の拠出は長期間運用できるが、高年齢期の拠出は運用期間が短い。名目賃金が年齢が上がっても一定であるとすれば、現在の標準報酬の決定方式を前提とする限り、報酬比例部分の基金代行分は、若年期の拠出、高年齢期の拠出にかかわりなく、同一額の基金の給付負担をうみだす。したがって、個人の積立がその個人の代行給付をまかなうと想定すると、若年期の拠出は運用によって基金が給付する額以上となる反面、高年齢期の拠出はそれに対応して生ずる基金の給付分を下回るものとなり、それが基金加入期間全体でバランスする、という構造をもっていると考えられる。実際、厚生年金基金が代行給付を行うのは、10年以上基金に加入した場合が一般的であり、その場合には、長期間を通じて給付と負担のバランスがとられていると考えるのが自然である。

いま、単純化のために、年齢が上がっても賃金が変わらず（これを w とおく）、10年以上1企業で働き、厚生年金基金に加入するケースを考えよう。この労働者は、 E 歳で企業に雇われ、 R 歳でこの企業を離職するものとし、企業に働いている間は厚生年金基金に加入し続けると仮定する。この場合、労働者の報酬比例部分に対応する拠出（免除保険料の基金への納付額）およびその運用益を 65 歳時点 で評価すると、

$$s_R(12 \times w) \sum_{u=E}^R (1+r)^{65-u} \quad (A2)$$

となる。ここで、 s_R は免除保険料率であり、 $s_R(12 \times w)$ は免除保険料として基金に1年に納付される額である。賃金の名目額は、 E 歳時点から R 歳まで一定であるから、拠出の名目額もその間一定である。しかし、拠出時点が異なることは、運用期間が異なることを意味し、若い時点の拠出ほど、長期間にわたって運用されることになる。(A2)の後半部分は、勤続期間中毎年なされる拠出の運用に対応している。(A2)が、この労働者について拠出され、したがって積立方式の前提のもとで、この労働者に給付可能な(65歳時点での価値で計った)総額である。

65歳以降終身続く代行給付の65歳時点での価値は、(1)での議論と同じように計算して、以

下ようになる、

$$\sum_{t=0}^{T-65} \frac{(w \times \delta \times 12 \times (R-E))}{(1+r)^t} \quad (A3)$$

(1)の場合と異なるのは、①(A3)では65歳時点の価値を評価していること、②(A3)では長期勤続を前提としているので、1年の拠出によって生ずる年金額ではなく、 $R-E$ 年の加入によって生ずる給付年金額を計算していることである。

積立方式のもとでは、(A2)と(A3)とが等しくなることで、生涯の拠出と給付が等しくなる。(A2)も(A3)も労働者の現在の年齢には依存していない。基金に加入して働き続けると、その最初の時点にされた拠出は運用により多額になるものの、終わりに近い時点になされた拠出には運用益が小さい。したがって、(A2)と(A3)が等しくなるように代行給付が設計されているとすると、 u 歳時の1年の拠出は65歳時には $s_R w(1+r)^{65-u}$ となる反面、 u 歳時の拠出から生ずる基金の代行給付額は、 $\sum_{t=0}^{T-65} \frac{(w \times \delta \times 12)}{(1+r)^t}$ である。後者は u に依存しないが、前者は u が大きくなると小さくなる。したがって、若年時には、その拠出によって生ずる基金からの将来給付を上回る拠出をし、高年齢期には基金からの将来給付を下回る拠出をしていることになる。このような事態は長期間基金に加入するケースには必然的に起こることである。これは年功賃金を支払う場合、若い時には生産性を下回る賃金を支払うが、高齢期や退職時には生産性を上回る賃金を支払い、生涯の生産性と生涯の賃金が等しくなるという議論と類似のものである。

以上の議論について、2点留保が必要である。第1点は、上記では拠出と給付が等しくなると想定したが、そうである必然性はないということである。重要な点は、(給付)-(拠出)が労働者間で等しいかどうかである。労働者間でこれに差がないのであれば、積立方式として議論したことが基本的には成り立つ。第2点は、現行の厚生年金の給付決定方式でも、加入年数、割引率、免除保険料率の水準などに依存して、10年以上基金に加入したケースにおいても加入年数が異なると、基

金からの給付と基金への拠出はバランスしないことである。したがって、加入年数が10年以上であれば積立方式であるという解釈は、必ずしもできないことである。

以上をまとめると、代行給付を積立方式と考えるケースには、厚生年金基金の代行給付負担は、労働者の現在の年齢には依存しない。代行給付は積立方式であるという議論もあり、また、基金が代行給付を行う加入者は長期間基金に加入したケースに限定されている。厚生年金基金加入によって生ずる企業負担が労働者の年齢に依存しないのであれば、企業が高齢労働者の厚生年金加入に若年労働者のそれと比較して、消極的になる理由はない。

(1)と(2)の議論を比較すると、パート労働者の年金給付に関して、企業(あるいは厚生年金基金)の負担が年齢に依存するか否かは、代行給付を積立方式ととらえるか否かによって変わってくる。もし積立方式と考えるのであれば、年金給付負担が現在の年齢に応じて大きく異なるとは考えにくい。したがって、年金に関する負担は保険料によるものが主なものとなり、保険料は年齢に依存しないことから、企業が比較的高齢な労働者の厚生年金加入に消極的である理由は薄い。一方、(1)の後半に説明されたような、基金への短期加入のケースであれば、年金給付負担は高齢労働者のほうがより重くなり、企業はそのような労働者の社会保険加入に消極的であろうと予想される。

年金の企業負担は、以上のように、必ずしも明確な形で労働者の現在の年齢への依存が存在するとはいえない。一方、医療保険においては、年齢別に健保組合・政府管掌健康保険が払う医療費給付負担の期待値が異なる。年金の給付負担が年齢に依存しないケースには、表5のテストは医療費に基づいたものであるといえる。一方、年金の給付負担が年齢に依存すると考える場合には、それは医療費および年金給付負担によるものと理解すべきである。

補論2 従業員数別の既婚女性の年齢と社会保険加入割合(%)

表A2-1 従業員数300人未満(政府管掌健康保険)

年齢層	年収≤100万		年収>100万	
	1990	1995	1990	1995
21-24	0.76	78.8	80.6	38.5
25-29	11.2	26.7	59.8	60.6
30-34	10.4	28.2	75.2	74.7
35-39	8.4	19.9	73.8	56.1
40-44	6.3	14.5	65.4	76.6
45-49	8.9	13.7	70.2	75.6
50-54	13.4	14.7	75.1	69.0

注) III-2で説明された基準によって選択されたサンプルの集計結果。集計はウエイト付けされている。21-24歳層のサンプル数はかなり少ない。

出所) パートタイム労働者総合実態調査(1990, 1995)の特別集計。

表A2-2 従業員数300人以上(組合管掌健康保険)

年齢層	年収≤100万		年収>100万	
	1990	1995	1990	1995
21-24	24.1	5.3	53.1	96.1
25-29	16.9	44.1	73.2	94.7
30-34	17.1	26.9	87.3	55.4
35-39	14.5	12.0	91.8	85.2
40-44	14.5	12.1	85.9	85.6
45-49	17.6	16.7	86.1	86.1
50-54	15.9	25.1	90.2	92.6

注) 表A2-1と同じ。

出所) 表A2-1と同じ。

表 A 2-3 常用雇用者規模に関して 300 人以外の基準を用いた場合の集計結果
(年収 ≤ 100 万のケースのみ)

1990 年						
年齢層	企業規模 500 人以上	企業規模 500 人未満	企業規模 1000 人以上	企業規模 1000 人未満	事業所規模 700 人以上	事業所規模 700 人未満
21-24	20.1	8.0	18.6	10.0	30.8	10.6
25-29	14.9	12.9	11.0	14.7	29.4	12.1
30-34	13.5	12.6	10.5	13.5	21.2	11.9
35-39	12.8	9.8	10.9	10.6	23.4	9.4
40-44	14.8	7.0	11.4	9.3	21.6	8.5
45-49	18.0	9.7	15.7	11.4	24.3	11.1
50-54	13.6	14.9	11.4	15.5	17.0	14.2
1995 年						
年齢層	企業規模 500 人以上	企業規模 500 人未満	企業規模 1000 人以上	企業規模 1000 人未満	事業所規模 700 人以上	事業所規模 700 人未満
21-24	4.7	70.1	5.2	68.2	0	58.0
25-29	41.9	27.9	72.2	25.3	33.6	31.5
30-34	30.7	27.1	17.3	29.3	24.0	27.9
35-39	12.5	18.9	12.9	18.2	20.0	16.8
40-44	13.0	14.0	13.9	13.7	23.5	13.6
45-49	17.6	13.5	21.5	12.9	13.3	14.7
50-54	24.6	15.7	18.9	18.1	26.5	18.0

注) 表 A 2-1 と同じ。

出所) 表 A 2-1 と同じ。

データ付録 最低賃金に基づく県のグループ分け

1990 年 最低賃金	1995 年 最低賃金	県数	県名
470 以下	555 以下	11	青森, 岩手, 秋田, 山形, 佐賀, 長崎, 熊本, 大分, 宮崎, 鹿児島, 沖縄
471-490	556-570	8	宮城, 福島, 鳥取, 島根, 徳島, 香川, 愛媛, 高知
491-510	571-600	17	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, 山口, 福岡
511-535	601-630	8	埼玉, 千葉, 岐阜, 静岡, 愛知, 三重, 京都, 兵庫
536 以上	630 以上	3	東京, 神奈川, 大阪

注) この県のグループ分けは、1990 年の最低賃金の 4 ランク区分のうち、一番低いランクを 2 つに分けたものである。最低賃金のランク区分に関しては、五十畑(1996)を参照。

謝 辞

この論文は、大竹文雄氏と筆者によるパートタ

イム労働に関する共同研究プロジェクトの一部である。この研究のために、労働省よりパートタイム労働者就業実態調査(平成 2 年, 平成 7 年)の個票データを目的外利用させていただいた。厚生省年金局および平野勝彦氏は、厚生年金基金制度に関する筆者の質問に、丁寧な回答をして下さった。駿河輝和氏、脇坂明氏、関西労働研究会のメンバー、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。ここに謝辞を申し上げたい。本論で述べられていることは筆者個人の見解を示したものである。(平成 11 年 2 月投稿受理)

注

1) 介護保険に関しては、各保険者の拠出する介護保険料は介護保険加入者の人数割で決定される。したがって、加入が本人のみである場合と本人および被扶養者である場合とで、後者のほうが(加入者の数が多いことを反映して)拠出する保険料は 2 倍となる。個々の組合健保の介護保険料設定に関しては、「医療保険者は、支払基金から毎年課された介護納付金総額(政管健保の場合は国庫補助額を控除した額)を当該第 2 号被

保険者の標準報酬総額で除して得た率を基準として介護保険料率を算出」とされ、また、「例外的に、健保組合はその規約で定めれば、第2号被保険者である被扶養者を有する40歳未満の被保険者に対しても介護保険料を課すことができ」とされている(厚生省老人保健福祉局介護保険施行準備室監修『平成10年度版介護保険の手引き』)。これを解釈する限り、たとえば配偶者を被扶養者としている40歳以上のサラリーマンの場合、配偶者が39歳であったときと、配偶者が40歳になったときとで、介護保険料が異なるということはない。その一方、40歳以上の第2号被保険者を被扶養者としている40歳未満の医療保険被保険者からは介護保険料を徴収することも許容されている。このように、介護保険制度において、被扶養配偶者がどれだけの保険料で介護保険に加入することになるかは、医療保険の被保険者である個人の年齢(典型的には夫の年齢)、被扶養配偶者の年齢(典型的には妻の年齢)の両方に依存していることになる。これは、現行の公的年金のそれ(被扶養配偶者は60歳未満であれば追加的保険料負担なしに第3号被保険者となれる)や、医療保険のそれ(配偶者および被扶養の親族は追加的保険料負担なしに保険給付を受けられる)とは異なるものである。

2) 企業が社会保険負担を賃金に帰着させることが不可能な場合には、フルタイムからパートタイムへの代替が起こることもありうる。

3) これは、公的年金についての議論である。健康保険に関しては、子供や親などの親族をカバーすることも可能となる。

4) 社会保険加入が女性の就労に影響を与えていることは、さまざまなところで指摘されている(たとえば、丸山(1994)、高山(1997)古郡(1997)、永瀬(1997)、安部・大竹(1995))。しかしながら、これらは、社会保険への加入状況や加入の決定要因を数量的に把握したものではない。樋口(1995)は、就業調整についての議論の中で、1990年パート実態調査による、有配偶女性パート労働者の年収別の社会保険加入状況を紹介している。

5) 1990年パート実態調査では配偶者の年収は調査されていないため、1990年に関して妻の年収が夫の1/2未満であるケースとそうでないケースを区別することは不可能である。一方、1995年パート実態調査では、前年の配偶者の年収が調査されている。以下の分析では1990年と1995年の比較を重点的に行う。そこで、この2調査での変数の定義を整合的にするために、夫の年収と妻の年収に比率に応じて扶養の状況をコントロールすることは行っていない。ちなみに、ここで用いられている1995年の既婚女性サンプルのうち、夫の年収の値が回答されているもの

の中で、夫の年収が妻のその2倍に満たないケースは4.0%であった。

- 6) 1995年調査においては、厚生年金・健康保険にパートとして雇われている会社で加入しているか否かは尋ねていない。したがって、他の会社で加入している可能性はある。ただし、これを明示的に聞いている1990年調査において、“他社で加入”と答えた人の割合はかなり低い。
- 7) これは、パート実態調査における、厚生年金・健康保険の質問項目への回答を集計したものである。パート実態調査では、国民健康保険に加入しているか否か、健康保険は扶養家族として給付を受けているかどうか、国民年金には第何号被保険者として加入しているかなどについての質問項目はないので、厚生年金および職域での健康保険に加入していないケースにどのような社会保険上の扱いになっているかは、分析不可能である。
- 8) 本論でのデータの利用方法は安部(1998)と同様である。
- 9) 年齢54歳で制限している理由は、女性の場合、55歳から公的年金を受給できる可能性があったので、そのことの影響を排除できる年齢層に注意をしぼるためである。
- 10) 1990年調査と1995年調査では専門学校の扱いが異なる。1990年調査では専門学校を高卒・短大卒と別に分けて尋ねる項目があるのに対し、1995年では専門学校卒の個人は、専門学校の授業時間に応じて短大か高校かを判断して答える方式である。したがって、1990年と1995年で教育に関して、整合的なサンプルはできない。1990年の専門学校卒をサンプルから除く、ということを行おうが、これによって整合性が得られるわけではない。というのは、その場合、1995年のデータには専門学校卒が高卒と短大卒に分けてコード化されているのに対し、1990年ではそれがぬけたサンプルになってしまうからである。ただし、1990年に専門学校卒と答えた人の授業時間数を知ることができないので、1995年と整合的なサンプルを作ることもできない。より整合的なサンプルを作る方法として、以下のようなことも試みた。1990年調査では、専門学校卒の個人に対して、中卒、高卒、短大・高専卒、大卒・大学院卒のいずれかであるかも質問している。したがって、中卒かつ専門学校卒である場合には、中卒の資格で入学できる専門学校であるとして、1995年調査の方法に習い、最終学歴として高卒を割り当てる。高卒以上かつ専門学校卒である場合には、高卒を条件とする専門学校卒であると考えて、最終学歴として短大・高専卒を割り当てる。このようにすると、1990年のサンプルの専門学校卒業者に1995年とほぼ同じ教育水準の変数を割り当て

- ることができるため、サンプルを制限せずに分析できる。このサンプルを用いた分析結果は、本文にあるものとさほど変わらなかった。
- 11) 900万円で区切っている理由は、1995年調査において、回答欄は最大で999万円までしか答えられないように設計されているため、900万円を超える収入のある人がどのように回答したか必ずしも明らかでないことや、実際900万円以上の収入がある人はここで分析の対象とするパート労働者とは異質の可能性が高いからである。
- 12) 1990年と1995年では、1995年のほうがサンプル数が少なく、また、産業別には1995年の卸売小売業でのサンプル数が少なくなっている。これは、元データのサンプル数が1995年のほうが少ないこと、抽出率が1995年調査の卸売小売業では製造業・サービス業に比べ、かなり低いこと（つまり、ウェイトが高いこと）などが原因である。本論での計算は、すべてウェイト調整がなされている。
- 13) 産業が卸売小売飲食店であり職種が販売関係である女性パート労働者のサンプル数は、1990年よりも1995年にはかなり少ない。
- 14) 給付が保険料を上回る労働者と給付が保険料を下回る労働者とがいた場合、企業の超過負担ではなく、労働者間で超過負担と超過拋出のバランスをとる、という可能性もある。保険給付がランダムな要因で生ずるのであれば、これは通常の意味での保険である。一方、保険給付が継続的に高いグループとそうでないグループがあるような場合、後者は前者の加入する保険への加入をためらうといった問題が生ずる。これは逆選抜と呼ばれる現象である。
- 15) たとえば年金白書(1998)は、「代行制度は、(中略)、積立方式により財政運営を行っており、年金制度として健全な方法だといえ」(厚生省1998, p. 252) としている。
- 16) ここでの状態は、医療保険におけるいわゆる逆選抜と類似のものである。医療保険で逆選抜が生ずる原因は、病気をしがちな人とそうでない人で医療給付費が異なり、しかもその情報が非対称に保有されているために、保険料の差別化が行えないことにある。
- 17) 企業別の組合管掌健康保険にも、長期勤続を前提とした積立方式的な要素がもしあれば、厚生年金基金の代行部分の議論と同様に、年齢との関連は薄いということもありえよう。しかし、個人ベースでの積立の管理という観点からは、年金のほうが医療よりも給付と負担の関連付けは明確である。というのは、年金給付額は標準報酬を生涯ベースで計算して決定されるからである。同じことが、何らかの間接的な手段を用いて医療保険で行われているとは考えにくい。
- 18) 本論で用いられるデータでは、個人の健康状態の把握は困難なので、年齢による差を分析した。企業がパート労働者、特に長時間勤務のパート労働者の健康管理に熱心であることは、パート実態調査の事業所票からも理解できる。1995年調査の報告書の福利厚生に関する事業所票の集計結果によると、“パート労働者”(労働時間が短い非正規労働者)に対し採用時健康診断を実施している事業所の割合は19.6%、定期健康診断を実施している事業所の割合は47.4%である。一方、“その他”(労働時間が正社員と同じかより長い非正規労働者)に対しては34.3%の事業所が採用時健康診断を、また67.7%が定期健康診断を実施している。
- 19) ここで、扶養の認定基準(1989年に110万円、1994年に130万円)で分けるのをせずに100万円で分けて集計しているのは、1994年においても、100万円未満に年収を抑えているケースが多いことが確認されているからである(安部(1998))。また、扶養の認定基準で場合分けをした集計も行って見たが、この場合でも、①扶養の認定基準額を超える部分では年齢の影響が小さい、②1990-1995年のあいだに、認定基準額を超えない部分での若年層で加入が増加した、という結論は変わらなかった。
- 20) ただし、政府管掌健康保険の場合、保険を運営しているのは政府であり、医療費を負担するのは政府管掌健康保険に加入するすべての被保険者および雇用主である(さらに国庫負担も組合健保より多い)。その意味で、組合健保の場合と異なり、医療保険と企業が同一と仮定することには問題がある。組合健保は法律上は被保険者300人以上のケースに適用になるため、常用労働者300人以上のケースとそれ以外のケースに分けて、表5と同様の分析を行った(補論2, 表A 2-1, 表A 2-2)。表5と同様、年収が100万円を超える部分には年齢の影響は小さい。年収100万円以下の場合には、以下のようにまとめられる。常用労働者300人以上のケース(組合健保)では、35歳を超える場合、1990年と1995年であまり加入の増加は見られない。300人未満のケース(政管健保)でも、年齢が低いほど、加入の増加の割合が大きいが、1995年の企業規模300人以上、年収100万円以下のケースで、年齢が若いほど加入割合が高い、というパターンが顕著である。健康保険の法律上の基準は以上のとおりであるが、実際の認可の基準は単独企業での設立では被保険者700人以上である。また、厚生年金基金の単独設立については、500人以上というのが基準である。したがって、300人で分けることが必ずしも適当でない可能性もある。そこで、企業規模300人のほか、①企業規模500人、②企業規模1000人、③事業所規模700人の3つの基準で分けたケースの集計も行って見た。

年収が100万円以下のケースの、既婚女性の年齢別の社会保険加入割合が、補論2の表A2-3にまとめられている。まず、企業規模500人、1000人で分けたケースについては、1995年において、より企業規模が大きいグループで、年齢が若いほど加入割合が高い傾向が見て取れる。事業所規模700人で分けたケースはさほど顕著な年齢との関連は見られない。これは、事業所規模が、設立の基準となる企業規模と対応しないケースも多いためと考えられる。

- 21) 所得税の基礎控除、配偶者控除、配偶者特別控除は、1989年から1994年まで35万円、1995年以降1997年現在まで38万円である。給与所得控除の最低額は、1989年も1997年にも65万円である。被扶養者の認定基準は1989年5月から1991年12月まで110万円、1992年1月から1997年まで130万円である。
- 22) たとえば、高山(1997)は、「年収130万超のパートタイマーは国民年金(1階の定額年金)に加入する義務があり、定額の保険料をみずから負担する」と議論している。永瀬(1997)も年収130万を超えると国民年金・国民健康保険に加入するケースを中心に議論している。
- 23) 国民年金保険料は定額である。国民健康保険の保険料は市町村ごとに方式が異なるが、保険料は一般に収入に依存する。厚生年金保険料・政府管掌健康保険料・組合管掌健康保険料は、収入が一定の範囲に含まれる場合には、定率保険料を支払うことになる。厚生年金および健康保険の保険料率は限界税率を変えるため、予算制約の形状に違いをうみだす。
- 24) この点の分析は、本論の範囲を超えているため、他の機会に議論する予定である。

引用文献

- 安部由起子(1998)「1990-1995年にかけての女性パートタイム労働者の労働供給」未公開論文。
- 安部由起子、大竹文雄(1995)「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」、『季刊社会保障研究』31, 120-134。
- 厚生省年金局監修(1998)『年金白書 平成9年版』。
- 厚生省老人保険福祉局介護保険施行準備室(1998)『平成10年版、介護保険の手引』, ぎょうせい。
- 五十畑明(1996)『新たな最低賃金制』, 社会労務研究会。
- 高山憲之(1997)「公的年金の改革」, 八代尚宏編『高齢化社会の生活保障システム』第5章, 東京大学出版会。
- 永瀬伸子(1997)「パート賃金はなぜ低いのか? 諸制度の足かせ」未公開論文。
- 樋口美雄(1995)「「専業主婦」保護政策の経済的帰結」, 八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』第7章, 日本経済新聞社。
- 古郡頼子(1997)『非正規労働の経済分析』, 東洋経済新報社。
- 丸山 桂(1994)「女性の生涯所得からみた税制・年金制度」、『季刊社会保障研究』30, No. 3, 274-292。
- 労働基準調査会『最低賃金決定要覧, 各年版』。
- 労働省政策調査部(1997)『パートタイマーの実態——平成7年パートタイム労働者総合実態調査報告——』, 大蔵省印刷局。
- (あべ・ゆきこ 亜細亜大学助教授)