

加入資格のあるパートタイム労働者の 厚生年金・雇用保険への未加入に関する考察

安部 由起子
谷村 孝子

I はじめに

非正規労働者の社会保険加入は、年金制度改革やパート労働者の待遇向上など、いくつかの視点から注目をされている課題である。総務省の2007年就業構造基本調査によると、パート、アルバイトなどの非正規就業者数は約1,890万人（男性約591万人、女性約1,299万人）で、雇用者の35.5%を占めており、この割合は1987年の同調査の19.7%から一貫して上昇を続けている。特に女性についてはこの割合は55.2%であり、2002年調査に続き5割以上が非正規就業者であった。その一方で年金への不安・健康保険財政の悪化、社会保険への未加入の増加といった観点から、パート労働者の社会保険加入は政策的にも重要な課題となっている。

一方、事業所レベルでも厚生年金への加入回避が存在することが問題視されている。厚生年金は、フルタイムで働く正社員を雇うすべての法人に加入義務があるが、保険料負担は労使折半のため、中小・零細企業を中心に、保険料の負担を逃れようと違法脱退や最初から加入しない例があることが指摘されている。総務省の行政評価・監視結果では、2004年度において厚生年金の加入漏れのおそれがある企業数を、本来加入すべき事業所数の3割にあたる約63万から70万事業所と推計し、全国で約267万人の雇用者が適用外になるおそれがあるとして厚生労働省に対して加入促進強化などの勧告を行った（朝日新聞2006年7月8日、

9月15日）。非正規雇用に関しては、パート労働者として雇用し、基準以下の労働時間とすることで加入義務から逃れたり、直接雇用ではなく派遣労働者として雇用することで、社会保険料を派遣元の人材派遣会社の負担とさせて義務を回避しようとする場合があることも指摘されている（朝日新聞2004年7月10日）。

パート労働者の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¹⁾。労働時間と収入が決まると、被用者社会保険に加入すべきかどうかが決まる²⁾。加入の条件を満たさないのであれば、勤務先での社会保険加入は強制ではない。その場合、年金加入については、本人としてではなく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。

上述のような事業所レベルでの多くの未加入は、労働時間や年収の基準を満たしていても加入していないケースの存在を示唆する。そこで本稿では、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について、平成13年パー

トタイム労働者総合実態調査（以下パート実態調査と略す）の個人票（労働者の調査票）を用いた分析を紹介する。具体的には、基準を満たしたもとの勤務先での厚生年金、雇用保険への未加入行動が労働者個人や勤務先の属性とどのようにかわっているのかを回帰分析により検討する³⁾。

II 先行研究と背景

安部〔1999〕は、1990年と1995年のパート実態調査のデータを用いてパート労働者の社会保険加入の実態を分析している。そこでは、労働時間・年収の基準を満たすところで加入割合が顕著に上昇すること、基準を満たしている場合には配偶関係や年齢は社会保険加入にさほど影響を与えていないこと、1990年から1995年の間にパートの労働時間は短縮し、パートの年収が伸びていないといった事情があるにもかかわらず、社会保険の加入はサービス業などで増加していること、などが報告されている。

安部〔2002〕も、1990年と1995年のパート実態調査を用いて、厚生年金・健康保険と雇用保険への加入、その1990年から1995年の変化について分析している。その結果、(1)有配偶者と未婚者を比較すると、加入の違いの多くは労働供給要因（労働時間、年収等）によっている、(2)1990年から1995年にかけて加入が増加したのは、労働供給の変化によっているというよりは、加入行動（労働時間や年収を固定した場合の加入性向の違い）の変化によっている、(3)年収や労働時間を満たしたもとの場合は、有配偶者が社会保険に加入しないという傾向は確認されない、などを示している。

永瀬〔2003, 2004〕は就業形態の多様化に関する総合実態調査の個票データを用い、労働時間が週30時間の基準を満たすサンプルで回帰分析を行っている。そこでは、有配偶者は厚生年金・健康保険に加入する割合が低いこと、臨時的雇用者・短時間パートとして働く労働者は年金や雇用保険への加入が少ないこと、などが示されている。

岸〔2004〕は消費生活に関するパネル調査のう

ち雇用者の妻である既婚女性のサンプルを用いて、公的年金の未加入者は健康保険の未加入者よりも多いこと、転職者や離職者に未加入者が多いこと、非正社員に公的年金の未加入者が多いことなどを示している。

岸〔2007〕は、多様な就業形態のあり方に関する調査（21世紀職業財団）を用い、非自発的に非典型労働者となっている女性は被用者社会保険に加入する傾向が強い一方で、自ら就業調整をしている場合や会社の意向で就業調整を選択している場合には、加入しない傾向が強いことを示している。

湯田〔2006〕は、消費生活に関するパネル調査の個票データを用い、厚生年金などの被用者保険よりも加入選択の余地があると思われる公的年金と公的医療保険の未加入者について、未加入になりやすい要因や個人属性を検証している。そこでは、国民年金、国民健康保険の一方の加入状況は、他方の加入状況には影響を及ぼさないこと、また、これらへの未加入確率は民間保険加入者ほど低くなっていること、未加入にコーホート間の差は小さいものの年齢間の差は大きいこと、などを示している。

これらの研究に共通する問題点と思われるのが、分析の目的に照らして、データの質が必ずしも高いとはいえないことである。これらの分析は多くの場合、非正規労働者が勤務先の被用者保険に加入しているかどうか、加入していないとすれば他のどのようなかたちで公的年金に加入しているか、を確認しようとしているが、非正規労働者がこれらの社会保険に「加入」しているという場合、勤務先で加入しているのか、夫の被扶養者として加入しているのか、国民年金・国民健康保険などに加入しているのか、がはっきりと区別されていない場合がある。パート実態調査の1990年・1995年のデータでは、厚生年金・健康保険加入の質問項目が、本人・被扶養者・国民年金・未加入を区別して回答する形になっていない。2001年については、それらを区別することになっている。このことが、回答の内容に影響を与えている可能性がある。したがって、1990年・1995年のパート実態調査のデータには、勤務先での本人としての

加入を確認するには難点があるかもしれない⁴⁾。消費生活に関するパネル調査には、本人としての加入か被扶養者としての加入かがはっきりしない場合があるように考えられる⁵⁾。

社会保険加入について分析が可能と思われる統計調査として国民生活基礎調査があるが、この調査では労働時間や学歴が調査されていない。就業形態の多様化に関する総合実態調査では年収に関する直接の情報がない⁶⁾。

これらの研究はすべて個人の加入行動を分析したものである。事業所レベルでの厚生年金と雇用保険の加入に関する実証研究は少ない。しかしながら事業所レベルでみて、厚生年金には雇用保険ほど加入がなされていないことを示唆する事実も存在する。厚生年金と健康保険は、厚生年金への加入義務のある年齢層の雇用労働者については、加入は同時に行われると考えられる。つまり、これらは通常セットとして加入が行われるために、加入事業所数の差異は問題視されることではない。ところが、企業における厚生年金と雇用保険の加入状況とを比較してみると、2002年度の雇用保険加入事業所が約200万事業所であるのに対し、厚生年金加入事業所数は約160万事業所にとどまっている（朝日新聞2005年1月30日）。雇用保険の保険料率は業種で異なるものの、厚生年金よりも低額な保険料になる。加入要件は異なるものの、雇用保険と厚生年金の加入事業所数に開きがあることから、企業の負担のより重い厚生年金について脱退や未加入の企業が一定数存在する可能性が指摘されている（朝日新聞2004年6月17日、26日）。

III 労働時間・年収の基準を満たしたもとの社会保険未加入の回帰分析

鈴木・ホリオカ・安部〔2005〕で議論されているように、平成13年のパート実態調査では年金の加入形態が、本人・被扶養者・国民年金・加入せず、の選択肢から選ぶ形で調査されており、データとしては信頼性が高いと考えられる。以下では、被用者社会保険（厚生年金・健康保険、およ

び、雇用保険）に加入する年収・労働時間の基準を満たしていながらも本人として加入していない場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数を被説明変数として、年収・労働時間が社会保険加入の条件を満たしているにもかかわらず加入しない行動がどのような属性と関連しているかを、プロビット分析により検討する⁷⁾。社会保険の基準を満たして加入するという「ルールに従う」ケースと基準を満たしているにもかかわらず加入しないという「ルールを守らない」ケースが存在している事実は、その両方を含むグループを統一した理論的枠組みのなかで理解することは単純ではないことを示唆している。本稿では、この問題に関する最適化行動のモデルに基づいた構造的な分析をするのではなく、基準を満たしたもとの未加入行動に何らかの傾向が見られるのかを誘導型の分析から示すこととする。

ここで基準を満たしているとは、労働時間・年収がともに基準を超えており、勤務先での加入が必要な水準になっている場合である。すなわち、労働時間については、厚生年金において週30時間以上（常勤の一般的な労働時間の4分の3以上）、年収は直接の加入要件になっているわけではないが、配偶者の社会保険の扶養（国民年金の第3号被保険者）に入ることができる基準である年収130万円を超える場合に「基準を満たしている」と判断する。この年収基準を超えた労働者は、配偶者の扶養を通じて厚生年金および健康保険に加入することはできないため、基本的には本人として厚生年金に加入することになると考えられるからである。雇用保険においては、週20時間以上という加入のための要件を満たす場合である。

全サンプルに関して、どの程度の労働者が基準を満たしているのかを示したのが表1である。雇用保険については、男女ともに全体の約85%が加入基準を満たすグループに属しているが、厚生年金・健康保険では、男性は全体の約50%、女性は約25%と、加入基準を満たす割合は雇用保険よりも低くなっている。なお、表2では基本統計量を示している⁸⁾。

労働者が健康保険や雇用保険に未加入となるの

表1 加入資格を有するサンプル数割合の男女別比較

	厚生年金の加入基準を 満たすサンプル (%)	雇用保険の加入基準を 満たすサンプル (%)
女性	26.62	84.98
男性	53.54	84.58
全サンプル数	17787	

注) 分析の回帰分析に用いられたサンプルとは異なり、25歳～64歳の産業を限定しないサンプルである。

出所) パート実態調査(平成13年)からの筆者の推計

表2 加入基準を満たすか否かによる属性の違い

	厚生年金の加入基準を 満たすサンプル		厚生年金の加入基準を 満たさないサンプル	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢	44.400	11.858	44.210	10.272
女性割合	0.697	0.460	0.881	0.323
有配偶割合	0.592	0.492	0.818	0.386
サンプル数	6611		11176	

	雇用保険の加入基準を 満たすサンプル		雇用保険の加入基準を 満たさないサンプル	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢	44.087	10.842	45.310	10.433
女性割合	0.824	0.380	0.820	0.384
有配偶割合	0.728	0.445	0.856	0.350
サンプル数	15738		2049	

注) 分析の回帰分析に用いられたサンプルとは異なり、25歳～64歳の産業を限定しないサンプルである。

出所) パート実態調査(平成13年)からの筆者の推計

には、事業主側・労働者側それぞれからの事情が考えられよう。事業主側の事情としては、保険料負担が賃金には転嫁できない場合には、保険料負担を回避したいインセンティブがある可能性がある。労働者側は、保険料を支払って年金や健康保険の給付を受ける・失業のリスクに備えるといった便益を得るよりも、保険料の支払いを回避したいと考えることがあるかもしれない。これには、現在の手取り収入を確保したいと考える場合や病気や失業のリスクが小さいととらえている場合、年金の給付を受け取ることを予定しない場合などが考えられよう。また、労働者・事業主が制度へ

の加入義務について十分な知識がない場合、あるいは、労働者にとってはほかの職に就ける選択肢がないなどの場合にも未加入が発生する可能性がある。

本稿で検討するのは以下の仮説である。

仮説1: 配偶関係と社会保険加入

有配偶(女性)パート労働者は年金・健康保険については配偶者(夫)の被扶養者として給付を受けられる可能性があるため、年収、労働時間上から資格基準を満たすと思われる場合についても職場でのそれらの保険への加入が抑制される。一方、雇用保険については配偶者の被扶養者として給付を受ける可能性がないため、有配偶者と無配偶者で加入の違いはない。

有配偶女性パート労働者に、年収を103万円または130万円以下に抑えることにより被用者社会保険加入を回避する行動が多くみられるということは、先行研究で確認されてきた[安部2002, 永瀬2004]。以下では、年収や労働時間に関する加入基準を満たしたもともでも成立しているかどうかを仮説1により検討する。

労働時間や年収の基準を満たしたもとも未加入が生ずるケースになんらかのパターンが存在するとすれば、それは企業の属性によるものが大きく、労働者の個人属性の影響は小さいと考えられるかもしれない。たとえば加入の条件を満たしているにもかかわらず未加入になるのは、労働者の意思にかかわらず企業がそのような状況を促した結果であって、そのような企業の意思決定が労働者の個人属性にはかかわりなくその企業で働くパート労働者全員に対してなされているのだとすれば、未加入と労働者の個人属性は関連しないことが予想される。以下の回帰分析では、企業の属性と労働者の個人属性に関する説明変数を導入し、その点についても検討を加える。もし企業の属性のみが基準を満たした場合の社会保険未加入に主として影響しており、労働者の個人属性の影響は小さいのであれば、企業属性を含めた上では個人属性は被説明変数に影響を与えないことが予

測される。

回帰分析で導入される変数は以下のとおりである。労働者の個人属性については、仮説1を検証する有配偶ダミーのほか、学歴ダミー・年齢階級ダミー・労働組合への加入の有無を示すダミー・有期雇用ダミーを、また企業（事業所）の属性として産業ダミー、企業規模ダミー、事業所の立地地域を示す最低賃金ランクダミーを導入している。

労働者の個人属性である学歴や年齢を説明変数として用いるのは、先行研究でそれらの変数が用いられており、それらが社会保険加入に影響を与えると予想されるからである⁹⁾。労働組合加入については、「パートが加入できる労働組合がない¹⁰⁾」場合をベースグループとし、パートが加入できる労働組合がある場合について、労働者が組合に加入しているケース、および、組合はあるが加入していないケースに対応するダミー変数をそれぞれ説明変数として含めている。労働組合が社会保険のような福利厚生が組合員である労働者に提供されることを志向するとすれば、組合に加入している労働者の加入は高くなることが予想される。また、労働組合に加入するパート労働者は企業への定着の度合いが強いとすれば、そのようなパート労働者には社会保険が提供される場合が多いかもしれない。

企業属性についても、先行研究で用いられている変数を用いている（産業、企業規模ダミー）。たとえば大企業ほど法令遵守が徹底しているが、中小企業にはそれが徹底しないケースがあるとすれば、基準を満たしたもとの未加入は中小企業で多くなるかもしれない。最低賃金ダミーは、事業所の地域性の影響を検討するために導入している。たとえば国民年金の加入には大都市とそれ以外の地域では未加入率に大きな差があることが報告されており、パート労働者の社会保険加入にも類似の地域差があるかもしれない。都道府県コードのみが利用可能であるパート実態調査でこのような地域性をコントロールするひとつの方法は、最低賃金ランクに対応するダミー変数を導入することである。

プロビット分析の結果は表3に示されている¹¹⁾¹²⁾。

ここでは仮説1について検討するため、有配偶ダミーの係数に特に注目する。仮説1は、有配偶者については厚生年金・健康保険への未加入が多くなり、雇用保険については配偶関係によって違いが出ないことを予測するので、有配偶ダミーは厚生年金・健康保険を被説明変数とした場合にはプラスの係数を、雇用保険を被説明変数とした場合にはゼロの係数をもつこと意味する。ところが厚生年金・健保加入の労働時間・年収の基準を満たしたという条件付であると、かえって有配偶者のほうが被用者の厚生年金・健康保険に未加入となる確率が低くなっている（表1、列1）。その一方で雇用保険の場合は、基準を満たした場合の未加入は、有配偶のほうが高くなっている（表1、列2）。このように、労働時間や年収の基準を満たした場合、有配偶であることが被用者年金・健保への加入を妨げるとはいえない。さらに、配偶関係と本来無関係と予想される雇用保険加入が、有配偶者と無配偶者で同様に行われているという結果にはならなかった。つまり、表1で報告されている結果は、仮説1を支持していないことになる。

雇用保険の労働時間・年収の基準は緩く、サンプルのパート労働者の85～90%程度がこの基準を満たしている。一方、厚生年金・健康保険については、基準を満たす労働者の割合は女性では28%に過ぎない¹³⁾。そのため、加入の基準を満たす労働者は雇用保険のほうが多くなり、その多数のパート労働者の中には社会保険に加入する性向の低い労働者も含まれるために、雇用保険のほうで有配偶者の加入回避の傾向が強いという結果になっている可能性がある。ただし一般的には、厚生年金への加入回避と雇用保険への加入回避を比較すると前者への加入回避のほうがより深刻と考えられる場合もある¹⁴⁾。個人ベースの個票データでそのような傾向が見られないことは注目すべき傾向といえるかもしれない¹⁵⁾。

仮説1が成立しない理由として、2つの理由が考えられる。第1は、夫の勤務先が妻の所得が被用者保険の扶養対象となる基準よりも低いかどうかについて確認をする結果、基準を超える収入を稼いでいる有配偶女性は夫の被扶養者ではなくな

表3 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)

	女性				男性			
	厚生年金		雇用保険		厚生年金		雇用保険	
	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	
有配偶ダミー	-0.066	(0.022)	0.146	(0.023)	0.006	(0.048)	-0.016	(0.051)
有期雇用ダミー	-0.131	(0.025)	-0.212	(0.021)	-0.269	(0.055)	-0.217	(0.047)
中卒	0.027	(0.038)	0.065	(0.037)	0.192	(0.075)	0.131	(0.065)
短大卒	-0.014	(0.023)	0.016	(0.026)	0.154	(0.102)	0.092	(0.111)
大卒	0.043	(0.041)	-0.033	(0.042)	0.036	(0.063)	0.023	(0.059)
年齢 30～34歳	-0.033	(0.029)	0.063	(0.047)	-0.125	(0.052)	-0.194	(0.055)
年齢 35～39歳	-0.051	(0.028)	0.059	(0.047)	0.027	(0.089)	-0.077	(0.081)
年齢 40～44歳	-0.039	(0.028)	0.008	(0.043)	0.036	(0.089)	-0.072	(0.085)
年齢 45～49歳	-0.031	(0.032)	0.018	(0.044)	-0.144	(0.046)	-0.207	(0.047)
年齢 50～54歳	-0.024	(0.033)	0.008	(0.044)	-0.160	(0.044)	-0.197	(0.052)
年齢 55～59歳	-0.043	(0.029)	-0.022	(0.050)	-0.173	(0.051)	-0.217	(0.059)
年齢 60～64歳	0.057	(0.061)	0.013	(0.057)	-0.123	(0.065)	-0.133	(0.071)
勤続年数	-0.007	(0.002)	-0.011	(0.002)	-0.014	(0.004)	-0.012	(0.004)
労働組合加入	-0.050	(0.026)	-0.254	(0.027)	-0.187	(0.034)	-0.232	(0.046)
労働組合存在, 未加入	0.019	(0.026)	-0.004	(0.025)	-0.017	(0.045)	0.094	(0.050)
卸売小売飲食店業	0.029	(0.023)	0.168	(0.023)	0.095	(0.067)	0.212	(0.071)
サービス業	0.015	(0.021)	0.104	(0.021)	0.031	(0.050)	0.150	(0.050)
運輸通信業	-		-		0.025	(0.064)	0.140	(0.067)
電気ガス水道業	-		-		-0.097	(0.061)	0.119	(0.098)
企業規模 1000人以上	0.044	(0.038)	-0.026	(0.039)	-0.085	(0.064)	0.068	(0.093)
企業規模 500～999人	0.008	(0.038)	-0.052	(0.044)	0.189	(0.106)	0.182	(0.120)
企業規模 300～499人	0.069	(0.054)	-0.028	(0.045)	0.054	(0.103)	0.189	(0.117)
企業規模 100～299人	0.120	(0.052)	0.024	(0.041)	-0.008	(0.067)	0.099	(0.088)
企業規模 30～99人	0.120	(0.053)	0.079	(0.042)	0.045	(0.080)	0.204	(0.095)
企業規模 5～29人	0.200	(0.070)	0.152	(0.046)	0.167	(0.112)	0.465	(0.102)
最低賃金ランク A	0.076	(0.045)	0.243	(0.037)	0.176	(0.071)	0.254	(0.075)
最低賃金ランク B	0.018	(0.037)	0.144	(0.035)	0.046	(0.070)	0.083	(0.078)
最低賃金ランク C	0.014	(0.038)	0.110	(0.034)	-0.022	(0.059)	0.126	(0.077)
サンプル数	4338		10430		1238		1714	
サンプル未加入割合	0.1476		0.3653		0.2825		0.3274	
予想確率 (at x-bar)	0.0994		0.3400		0.2040		0.2769	
対数尤度	-1464.67		-5925.33		-502.34		-816.18	

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。集計はサンプリングウエイトでウエイト付けされている。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。学歴のベースグループは高卒。年齢のベースグループは25～29歳。勤続年数は、今の会社(事業所)で働き始めてからの期間を年数に換算している。労働組合のベースグループは「パート等が加入できる組合がない」。産業のベースグループは製造業。企業規模のベースグループは官公営。最低賃金ランクのベースグループはランクD。都道府県別最低賃金ランク区分は、補論表A-1に示した。

出所) パート実態調査(平成13年)からの筆者の推計

表4 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, 期限の定めが無い, 期限のある雇用で契約期間が12カ月以上の雇用者のみ)

	女 性		男 性	
	厚生年金	雇用保険	厚生年金	雇用保険
	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)	限界効果 (標準誤差)
有配偶ダミー	-0.093 (0.031)	0.152 (0.029)	0.007 (0.055)	-0.019 (0.058)
中卒	0.038 (0.052)	0.067 (0.041)	0.201 (0.080)	0.150 (0.070)
短大卒	-0.012 (0.031)	0.024 (0.031)	0.324 (0.130)	0.107 (0.113)
大卒	0.058 (0.054)	-0.030 (0.054)	0.061 (0.073)	0.078 (0.071)
年齢 30 ~ 34 歳	-0.022 (0.045)	0.081 (0.057)	-0.106 (0.073)	-0.160 (0.070)
年齢 35 ~ 39 歳	-0.037 (0.049)	0.072 (0.055)	0.092 (0.127)	0.008 (0.114)
年齢 40 ~ 44 歳	-0.047 (0.039)	0.017 (0.052)	0.183 (0.129)	0.127 (0.139)
年齢 45 ~ 49 歳	-0.006 (0.051)	0.047 (0.052)	-0.124 (0.067)	-0.158 (0.066)
年齢 50 ~ 54 歳	-0.008 (0.051)	0.030 (0.054)	-0.166 (0.058)	-0.177 (0.063)
年齢 55 ~ 59 歳	-0.026 (0.047)	-0.003 (0.061)	-0.184 (0.061)	-0.158 (0.077)
年齢 60 ~ 64 歳	0.074 (0.075)	-0.005 (0.064)	-0.128 (0.071)	-0.123 (0.078)
勤続年数	-0.008 (0.002)	-0.011 (0.002)	-0.011 (0.004)	-0.010 (0.004)
労働組合加入	-0.101 (0.029)	-0.265 (0.037)	-0.220 (0.035)	-0.240 (0.046)
労働組合存在, 未加入	0.018 (0.035)	-0.038 (0.030)	0.027 (0.054)	0.095 (0.051)
卸売小売飲食店業	0.056 (0.031)	0.191 (0.027)	0.104 (0.076)	0.236 (0.082)
サービス業	0.018 (0.029)	0.113 (0.024)	0.012 (0.055)	0.130 (0.056)
運輸通信業	-	-	0.076 (0.080)	0.185 (0.081)
電気ガス水道業	-	-	-0.163 (0.050)	0.060 (0.115)
企業規模 1000 人以上	0.054 (0.055)	0.079 (0.051)	-0.099 (0.074)	0.110 (0.117)
企業規模 500 ~ 999 人	0.033 (0.062)	0.043 (0.059)	0.066 (0.101)	0.021 (0.115)
企業規模 300 ~ 499 人	0.122 (0.077)	0.108 (0.057)	0.187 (0.141)	0.341 (0.135)
企業規模 100 ~ 299 人	0.192 (0.067)	0.204 (0.049)	0.017 (0.086)	0.167 (0.115)
企業規模 30 ~ 99 人	0.189 (0.066)	0.260 (0.047)	0.107 (0.097)	0.309 (0.116)
企業規模 5 ~ 29 人	0.311 (0.080)	0.349 (0.046)	0.329 (0.124)	0.612 (0.092)
最低賃金ランク A	0.096 (0.054)	0.267 (0.041)	0.181 (0.078)	0.231 (0.083)
最低賃金ランク B	0.020 (0.046)	0.137 (0.040)	0.062 (0.084)	0.047 (0.088)
最低賃金ランク C	0.015 (0.048)	0.105 (0.039)	-0.031 (0.072)	0.056 (0.086)
サンプル数	3186	7545	963	1303
サンプル未加入割合	0.1750	0.4022	0.2881	0.3220
予想確率 (at x-bar)	0.1357	0.3863	0.2298	0.2787
対数尤度	-1256.79	-4530.85	-430.35	-628.22

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。集計はサンプリングウエイトでウエイト付けされている。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。学歴のベースグループは高卒。年齢のベースグループは25～29歳。勤続年数は、今の会社(事業所)で働き始めてからの期間を年数に換算している。労働組合のベースグループは「パート等が加入できる組合がない」。産業のベースグループは製造業。企業規模のベースグループは官公営。最低賃金ランクのベースグループはランクD。都道府県別最低賃金ランク区分は、補論表A-1に示した。

出所) パート実態調査(平成13年)からの筆者の推計

り、結果として職域保険に加入する傾向が強まる事が考えられる。また、そのような確認が実施されることにより、加入を回避しようとする有配偶者は、ルール違反となる年収や労働時間を選択しつつ未加入になるよりは、労働時間の調整を行い社会保険加入の基準を満たさないことを選択する可能性が高く、そのため有配偶者の社会保険加入率が高くなっていることも考えられる。第2は、仮説1が経済主体の行動の上では成り立っているにもかかわらず、加入に影響を与えるものの推計式には含まれていない変数が有配偶ダミーと相関をするために、有配偶ダミーの係数がバイアスをもつ可能性である (omitted variable bias)。たとえばそのような可能性として、無配偶女性は勤労収入のある家族 (夫) がなく、夫の収入がある有配偶者女性よりも生活に対する窮迫度が高いため、高額な保険料の負担を回避して少しでも手取り収入を多くしようとするならば、生活に対する窮迫度の変数が含まれていない回帰分析において、無配偶女性の未加入が多くなることが考えられる (厚生年金・健康保険の場合)。また雇用保険については、無配偶女性のほうが失業による生活困窮リスクの高いことが考えられ、保険料も比較的 low で失業時には給付を受けられるため、未加入が少なくなる傾向があるかもしれない。

男性については、高齢パート労働者ほど雇用保険の未加入が少ない。25-29歳のベースグループと比較して、50-64歳では限界効果にしておおむね20ポイント程度の加入回避の下落が見られる。そもそも高齢男性パート労働者は、若年男性パート労働者と比較して、パートであっても比較的“安定した仕事”に就いているのかもしれない。さらに、60-64歳での高年齢者雇用継続給付は雇用保険に加入している場合のみに給付がなされることが一部影響している可能性もある。また、有期雇用ダミーの係数は負であり、統計的にも有意である。したがってここからは、有期雇用であると未加入になりやすいというパターンは見られない。労働組合に加入している労働者は厚生年金・健康保険、雇用保険ともに、未加入率が低下する。この効果は特に男性で大きな限界効果が出て

いる。

事業所の属性に注目すると、産業別では卸売小売飲食店業で働くパート労働者で未加入が高く、企業規模別では中小企業ほど未加入が多くなっている。卸売小売飲食店業は、製造業と比較すると労働時間や就業パターンが短時間で変則的になる可能性が高く、そのような産業の属性が未加入の高い結果につながっているものと解釈できる。企業規模の係数は、他の条件を一定として、大企業よりも中小企業において未加入が多いことを示している。最低賃金ランクではデータの調査時点でのAランク地域 (東京・神奈川・大阪) で未加入が多く、これは国民年金への未加入割合が大都市地域で高いという傾向と似た結果となっている。

総じて、企業属性に関する変数を導入した回帰分析においても、個人属性の変数は基準を満たしたもとの社会保険加入にも影響を与えている。したがって、企業属性のみが未加入に影響を与えているわけではない。またそのような個人属性のうちのひとつである配偶関係は、労働時間や年収の基準を満たしたもとの場合、有配偶者のほうが年金・健康保険に被用者として未加入となる傾向が弱いことを示している。

継続した雇用が見込まれない場合には、社会保険に加入することが義務付けられないので、雇用期間の異なる労働者を含んだサンプルでは結果にバイアスが生ずる可能性がある。その点を検討するため、有期雇用でないかまたは、雇用契約期間が12カ月以上のパート労働者に限り、継続雇用が見込まれる労働者のサンプルを用いた回帰分析を行った。結果は表4に示されている。推計値は、企業規模の係数に一部大きく変化する場合があることを除き、すべてのパート労働者を対象にした表3の結果と似通っている。したがって、年収・労働時間の基準を満たしたもとの場合、労働者の属性が未加入行動へ与える影響は、形式上長期雇用が見込まれる形の雇用であるか否かにあまり影響を受けていない。

IV おわりに

本稿では、パート実態調査の個人票を用いて、年収・労働時間の加入条件を満たしたもとの企業および労働者の属性が社会保険加入に与える影響、とりわけ配偶者の有無による被用者社会保険未加入の違いについて検討を行った。その結果、年収・労働時間の条件を満たしている場合であれば、女性有配偶パート労働者の厚生年金の未加入が無配偶者と比較して多いとはいえず、また、むしろ雇用保険において有配偶者の未加入が多いことなどがわかった。被用者社会保険は継続して雇用が見込まれる場合に加入が義務付けられているが、期限の定めのない雇用契約を結んでいるパート労働者と有期雇用で契約期間が長いパート労働者に限定した場合でも、未加入のパターンには大きな違いは無かった。厚生年金・健康保険加入については、無配偶者に比較して有配偶者のほうが未加入のインセンティブが強いと思われるが、本稿の分析結果では、有配偶女性のほうが無配偶女性よりも未加入が多いという結果にはならなかった。この理由として、夫の勤務先が妻の所得が被用者保険の扶養対象となる基準よりも低いかどうかについて確認をする結果、基準を超える収入を稼いでいる有配偶女性は夫の被扶養者ではなくなり、結果として職域保険に加入する傾向が強まることが考えられる。

年収・労働時間の基準を満たしているにもかかわらず社会保険の未加入が発生する要因としては、企業側の決定による影響が強いと考えられるかもしれないが、本稿の分析では企業属性のみでなく、労働者個人の属性も未加入に影響を与えているという結果になった。

(平成19年12月投稿受理)

(平成21年6月採用決定)

付記

この論文では、厚生労働科学研究研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障と私的保障（企業・個人）の役割分担に関する実証研究」平成15年度総括・分担研究報告書（国立社会保障・人口問題研究所）、「家計の効用・行動の視点、地域経済への効果等を踏まえた公的年金の役割及び改革に関する実証的研究」平成17年度総括研究報告書（（財）年金総合研究センター）において報告された内容を引用・活用し、かつ統発第1204001号で利用許可を得たデータの集計結果を掲載している。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）の個票データを利用させていただいたが、個票データを用いた集計は安部がすべて行った。本稿注5の分析のために、消費生活に関するパネル調査（財団法人家計経済研究所）を利用させていただいた。注5で言及されている集計結果は、安部が集計を行い厚生労働科学研究研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障と私的保障（企業・個人）の役割分担に関する実証研究」平成15年度総括・分担研究報告書（国立社会保障・人口問題研究所）所収、安部由起子「非正規労働者の社会保険と家計の所得配分に関する研究」に報告されたものを引用している。またこの研究に際して、佐藤雅代氏（関西大学）には多くの協力と示唆をいただいた。本誌レフェリーからは貴重なコメントをいただいた。感謝申し上げたい。安部の研究は、日本学術振興会科学研究費（基盤研究C）および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）から助成を受けている。残る誤りは筆者らのものである。

表A-1 最低賃金ランク区分（2001年度）

ランク	都道府県
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

表A-2 社会保険未加入の回帰分析サンプルの記述統計量（1）

変数名	女性				男性			
	厚生年金の加入基準を満たすサンプル		雇用保険の加入基準を満たすサンプル		厚生年金の加入基準を満たすサンプル		雇用保険の加入基準を満たすサンプル	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
有配偶ダミー	0.617	0.486	0.770	0.421	0.534	0.499	0.554	0.497
有期雇用ダミー	0.587	0.492	0.487	0.500	0.602	0.490	0.569	0.495
中卒	0.113	0.316	0.100	0.300	0.123	0.329	0.160	0.367
短大卒	0.205	0.404	0.197	0.397	0.084	0.278	0.082	0.274
大卒	0.059	0.235	0.047	0.211	0.232	0.422	0.214	0.410
年齢 25～29 歳	0.141	0.348	0.099	0.299	0.242	0.428	0.229	0.420
年齢 30～34 歳	0.095	0.293	0.092	0.289	0.110	0.313	0.108	0.310
年齢 35～39 歳	0.081	0.273	0.122	0.327	0.097	0.296	0.082	0.275
年齢 40～44 歳	0.119	0.323	0.161	0.367	0.068	0.251	0.054	0.227
年齢 45～49 歳	0.180	0.384	0.200	0.400	0.049	0.215	0.047	0.213
年齢 50～54 歳	0.193	0.394	0.177	0.382	0.074	0.263	0.063	0.243
年齢 55～59 歳	0.129	0.335	0.100	0.299	0.143	0.350	0.134	0.341
年齢 60～64 歳	0.063	0.243	0.050	0.218	0.218	0.413	0.282	0.450
勤続年数	7.974	6.310	6.406	5.495	5.518	6.430	4.975	6.127
労働組合加入	0.132	0.338	0.078	0.268	0.055	0.229	0.044	0.206
労働組合存在, 未加入	0.221	0.415	0.204	0.403	0.349	0.477	0.374	0.484
卸売小売飲食店業	0.512	0.500	0.543	0.498	0.386	0.487	0.352	0.478
サービス業	0.289	0.453	0.264	0.441	0.287	0.453	0.315	0.465
運輸通信業	-	-	-	-	0.116	0.321	0.131	0.338
電気ガス水道業	-	-	-	-	0.004	0.063	0.004	0.062
企業規模 1000 人以上	0.333	0.471	0.283	0.450	0.269	0.444	0.255	0.436
企業規模 500～999 人	0.089	0.285	0.075	0.263	0.165	0.372	0.141	0.349
企業規模 300～499 人	0.081	0.272	0.076	0.265	0.103	0.304	0.092	0.290
企業規模 100～299 人	0.172	0.377	0.166	0.372	0.173	0.379	0.182	0.386
企業規模 30～99 人	0.136	0.342	0.158	0.365	0.139	0.346	0.140	0.347
企業規模 5～29 人	0.129	0.336	0.206	0.404	0.090	0.286	0.125	0.331
最低賃金ランク A	0.249	0.433	0.217	0.412	0.354	0.478	0.312	0.463
最低賃金ランク B	0.344	0.475	0.319	0.466	0.231	0.422	0.267	0.443
最低賃金ランク C	0.279	0.449	0.321	0.467	0.271	0.445	0.275	0.447
有期雇用かつ契約期間 12 カ月未満 (サンプル数)	0.248	0.432	0.241	0.428	0.226	0.419	0.239	0.426
	4338		10430		1238		1714	

出所) パートタイム労働者総合実態調査(平成13年)から筆者推計

表A-3 社会保険未加入の回帰分析サンプルの記述統計量 (2)
(12カ月未満の有期雇用を除く)

	女 性				男 性			
	厚生年金の加入基準を 満たすサンプル		雇用保険の加入基準を 満たすサンプル		厚生年金の加入基準を 満たすサンプル		雇用保険の加入基準を 満たすサンプル	
変数名	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
有配偶ダミー	0.610	0.488	0.771	0.420	0.582	0.493	0.602	0.490
中卒	0.125	0.331	0.111	0.314	0.143	0.350	0.180	0.385
短大卒	0.201	0.401	0.188	0.391	0.079	0.270	0.065	0.247
大卒	0.058	0.233	0.046	0.210	0.254	0.436	0.228	0.419
年齢 25～29 歳	0.138	0.345	0.092	0.290	0.179	0.383	0.166	0.372
年齢 30～34 歳	0.082	0.274	0.084	0.277	0.116	0.320	0.115	0.319
年齢 35～39 歳	0.082	0.275	0.119	0.324	0.101	0.302	0.087	0.281
年齢 40～44 歳	0.112	0.315	0.154	0.361	0.070	0.255	0.052	0.223
年齢 45～49 歳	0.165	0.371	0.198	0.398	0.053	0.223	0.053	0.224
年齢 50～54 歳	0.199	0.400	0.187	0.390	0.081	0.274	0.067	0.251
年齢 55～59 歳	0.145	0.352	0.110	0.312	0.146	0.353	0.140	0.348
年齢 60～64 歳	0.077	0.267	0.057	0.232	0.254	0.436	0.319	0.466
勤続年数	8.418	6.540	6.698	5.611	5.984	7.037	5.437	6.752
労働組合加入	0.125	0.331	0.070	0.255	0.054	0.226	0.045	0.207
労働組合存在, 未加入	0.217	0.412	0.192	0.394	0.351	0.478	0.369	0.483
卸売小売飲食店業	0.514	0.500	0.526	0.499	0.359	0.480	0.329	0.470
サービス業	0.282	0.450	0.271	0.445	0.315	0.465	0.348	0.476
運輸通信業	-	-	-	-	0.118	0.323	0.123	0.329
電気ガス水道業	-	-	-	-	0.004	0.066	0.004	0.064
企業規模 1000 人以上	0.277	0.448	0.218	0.413	0.242	0.428	0.215	0.411
企業規模 500～999 人	0.072	0.258	0.062	0.241	0.123	0.328	0.107	0.310
企業規模 300～499 人	0.087	0.281	0.076	0.266	0.112	0.315	0.102	0.302
企業規模 100～299 人	0.195	0.396	0.182	0.386	0.189	0.392	0.195	0.396
企業規模 30～99 人	0.160	0.367	0.181	0.385	0.162	0.369	0.163	0.370
企業規模 5～29 人	0.155	0.362	0.248	0.432	0.110	0.313	0.158	0.365
最低賃金ランク A	0.260	0.439	0.223	0.416	0.345	0.475	0.313	0.464
最低賃金ランク B	0.326	0.469	0.308	0.462	0.224	0.417	0.260	0.439
最低賃金ランク C	0.282	0.450	0.318	0.466	0.275	0.447	0.270	0.444
サンプル数	3186		7545		963		1303	

出所) パートタイム労働者総合実態調査 (平成13年) から筆者推計

注

- 1) 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。本稿で用い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。
- 2) 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。
- 3) パート労働者に限らず、人口全体における社会保険の未加入について分析した研究も数多く存

在する(たとえば、鈴木・周(2001)、阿部(2001)、2003)、湯田(2006))。また大石(2003)は、国民生活基礎調査の個票データを用いて、第3号被保険者のうち30%程度が就業していることなどを示している。

4) 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、つまり、「本人として加入」、「配偶者の被扶養者として加入」、「国民年金に加入」、「いずれにも加入していない」から1つを選択するようになっている。1990年・1995年の「厚生年金加入」と、2001年の「本人として加入」の割合を比較すると、それが1995年と

- 2001年の間で低下していた。一方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た（詳細は安部・佐藤（2006）を参照）。これには、以下の理由が考えられる。1つは、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。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。雇用保険の加入はこの時期一貫して上昇しているのだから、雇用保険について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可能性がある。しかしどちらの理由によって上記のようなパターンが生じているのかは検証し難い。したがって、社会保険加入についてパート実態調査のデータで時系列比較を行うことには慎重である必要があろう。
- 5) 消費生活に関するパネル調査（以下パネル調査と略す）でも、社会保険加入についての質問項目が存在している。しかしパネル調査の若干の集計の結果、パネル調査のデータからパート労働者の社会保険加入状態を調べることには、一定の限界がありそうであることが判明した。その主要な理由は、パネル調査の質問項目が、設計上、本人と被扶養者の区別をはっきりさせたものになっておらず、また回答の状況を確認してもそのことの識別は困難となっていると判断されることによる。これらの詳細については、安部（2004）に説明されている。
 - 6) 永瀬（2003, 2004）では、年収を月収を12倍する形で擬似している。
 - 7) ここでは、年収の基準が満たされているかどうかをチェックするために、前年のパート年収を用いる。したがって、前年年収が欠損値であるかゼロである場合は、前年にパートとして働いていないか、働いていたとしても年収は不明なので、以下の分析のサンプルから除外した。
 - 8) パート労働者のうち雇用保険・厚生年金保険の加入資格を満たす割合がどのように時系列推移をしてきたかについて、1990年と1995年のパート実態調査を集計した結果が、安部（2002）に示されている（安部（2002），p. 103, 表3-3）。それによると、厚生年金・健康保険の加入基準を満たす割合は、1990年と1995年の両方について、25-54歳の有配偶女性パート労働者のうちの20～23%、25-54歳の無配偶女性パート労働者のうちの48%である。
 - 9) たとえば安部（1999）は、1990年と1995年のパート実態調査を用いた分析において、労働者

の年齢が年金・健康保険加入に影響を与える可能性を詳細に議論している。

- 10) 調査票では、会社に労働組合がない場合と労働組合があってもパートが加入できない場合を区別せず、「会社にパート等が加入できる組合がない（会社に組合がない場合も含みます）」の選択肢を選ぶようになっている。
- 11) 以下の回帰分析で用いられたサンプルの記述統計量は、表A-2および表A-3に示されている。
- 12) 本稿の分析では、社会保険の加入状態について未回答であるサンプルは分析サンプルから除いている。厚生労働省（2003）によれば、社会保険加入に関する質問について回答が「不明」である割合は、女性パート労働者について0.1%と報告されており、未回答であるパート労働者の割合は少ないと考えられる。
- 13) ただし男性パート労働者では、この割合が63%となっている。
- 14) たとえば前述の厚生年金加入事業所数が雇用保険加入事業所数より少ないという結果は、厚生年金への加入が雇用保険よりも回避されがちであることを示唆しているかもしれない。
- 15) たとえば永瀬（2004）は、非正規雇用者のサンプルを用いた分析（パート労働者に限定せず、また年収や労働時間が加入の基準を満たすサンプルに限定しないサンプル）を行い、女性有配偶者は無配偶女性と比較して、年金や雇用保険には加入しない傾向が強いことが示している。本稿の分析はサンプルをパート労働者に限定していることと加入の基準を満たした労働者に限定していることが大きな違いであるが、年金加入について永瀬（2004）とは異なる結果が得られている。

引用文献

- 阿部彩（2001）「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未納率と逆進性への影響」、日本経済研究43, 134-154。
- （2003）「公的年金における未加入期間の分析—パネル・データを使って—」季刊社会保障研究39：3, 268-280。
- 安部由起子（1999）「女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析」季刊・社会保障研究35, 77-95。
- （2002）「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」【日米比較】医療保険制度改革 小椋正立・デービッド・ワイズ編所収, 日本経済新聞社, 87-131。
- （2004）「非正規労働者の社会保険加入と家計の所得分配に関する研究」社会保障と私的保障（企業・個人）の役割分担に関する実証研究 平成15年度総括・分担研究報告書, 国立社会保障・人口問題研究所, 101-127。

- 安部由起子・佐藤雅代 (2006) 「家計の労働供給に関する影響」家計の効用・行動の視点, 地域経済への効果等を踏まえた公的年金の役割及び改革に関する実証的研究 平成17年度総括研究報告書, (財)年金総合研究センター 55-85
- 大石亜希子 (2003) 「有配偶者の労働供給と税制・社会保障制度」季刊社会保障研究 39:3, 286-300.
- 岸智子 (2004) 「就業形態の多様化と社会保障改革」, 未公刊論文.
- (2007) 「非典型労働者の健康保険」古郡頼子編『非典型労働と社会保障』中央大学出版部, 第4章, 97-121.
- 厚生労働省「平成15年パートタイマーの実態～平成13年パートタイム労働者総合実態調査報告」厚生労働省大臣官房統計情報部編
- 社会保険庁 「平成14年国民年金被保険者実態調査結果の概要」, <http://www.sia.go.jp/infom/tokei/osirase2002/jittai-h14-summary.pdf>, (アクセス日 2008年5月21日) .
- 鈴木亘, 周燕飛 (2001) 「国民年金未加入者の経済分析」日本経済研究42, 44-60.
- 鈴木亘, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 安部由起子 (2005) 家計の経済行動に関する影響, 『家計の効用・行動の視点, 地域経済への効果等を踏まえた公的年金の役割及び改革に関する実証的研究』第2章, 厚生科学研究政策科学推進研究事業平成16年度総括研究報告書 (財)年金総合研究センター, 92-100.
- 総務省統計局 (2008) 「平成19年就業構造基本調査結果の概要(速報)」, <http://www.stat.go.jp/data/shugyou/2007/pdf/gaiyou.pdf> (アクセス 2008年9月20日)
- 永瀬伸子 (2003) 「非正規雇用と社会保険」非典型雇用労働者の多様な就業形態 - 「就業形態の多様化に関する総合実態調査」等による実証分析 - 日本労働研究機構 調査研究報告書 No.158, 142-168.
- (2004) 「非正規雇用者に対する社会的保護の現状と課題」季刊社会保障研究 40:2, 116-126.
- 湯田道生 (2006) 国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析 経済研究57:4 344-357.

(あべ・ゆきこ 北海道大学大学院教授)

(たにむら・たかこ 北海道大学大学院
博士後期課程)