

就業移動と社会保険の 非加入行動の関係

酒井 正

（国立社会保障・人口問題研究所研究員）

不安定就業者が社会保険から漏れ落ちやすいことが指摘されている。では、なぜ不安定就業者は社会保険に加入しないのか。それを明らかにすることは、政策的に意義がある。わが国の社会保険制度は就業形態によって加入すべき制度が異なっており、ある特定の就業移動がおこなわれた際に自ら加入手続きをする必要が生じる。したがって、もし就業移動に伴う手続きのし忘れといった事情によって非加入が起こっているならば、典型的には正規雇用に応用される被用者保険から国民年金（もしくは国民健康保険）への移行があった際に非加入が多く生じることが予想される。本稿では、パネル・データを用いて未婚女性の就業移動と非加入行動との関係を調べた。分析の結果、正規雇用から国民年金に移行した場合には非加入率は有意に低く、一方で長く無職の状態にある者では非加入率が高くなる傾向が一部見られた。非加入は、就業移動に伴う手続きのし忘れによって起こっているというよりは、むしろ職が無いことから生じる流動性制約によって多く起こっているように思われる。これは、従来の実証分析の結果と整合的と言える。ただし、パネル推定の結果は、無職になりがちな者が同時に非加入になりやすい性向も有しているといったことから、上の結果がもたらされている可能性も示唆した。

【キーワード】労働移動、社会保障制度・政策、年金

目次

- I はじめに——分析の背景と問題意識
- II 既存研究と本分析の位置付け
- III 公的年金制度と公的医療保険制度の仕組み
- IV データ
- V 就業状態の遷移と非加入率の関係
- VI まとめにかえて

I はじめに——分析の背景と問題意識

わが国の公的医療保険や公的年金は、強制加入の原則によって「皆保険・皆年金」の仕組みがとられている。だが、実際には非加入・未納の者が相当数おり、捕捉率が低いことが問題となっている。公的年金について見れば、2007年度の国民年金の納付率は63.9%で、納付対象月数のうち3分の1以上が未納になっている（社会保険庁『平

成19年度の国民年金の加入・納付状況』（2008））。また、医療保険では、市町村の国民健康保険における滞納世帯の割合が2割近くに昇っている（厚生労働省『平成19年度 国民健康保険（市町村）の財政状況について』（2009））。これら非加入・未納者の中から、将来、十分な給付を受けられない者が出てくることは想像に難くない。

表1は、社会保険庁の『国民年金被保険者実態調査』（2005）より（筆者一部加工のうえ）就業状態別に納付の状況を見たものである。ここから、滞納者（1号期間滞納者）の割合は自営業者や無職の者より被用者（「常用雇用」「臨時・パート」）において高いことがわかる。ここでの被用者とは、雇われて働いているが、厚生年金や共済年金の加入者（もしくはその被扶養配偶者）ではない者のことであり、典型的には短時間の非正規就業者と思われる。職を転々とするような不安定な就業をし

表1 就業状態別の国民年金の納付状況

(単位：%)

	総数	自営業主	家族従業者	会社などに雇われている		無職	不詳
				常用雇用	臨時・パート		
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
納付者	57.8	71.6	73.2	61.3	47.2	52.1	56.9
完納者	47.3	59.4	62.2	47.9	36.2	44.2	46.6
一部納付者	10.5	12.1	11.0	13.3	11.0	8.0	9.1
1号期間滞納者	25.4	22.8	21.3	29.7	29.7	23.0	26.4
申請全額免除者	9.3	5.3	5.1	5.1	11.0	12.8	14.0
学生納付特例者	7.5	0.3	0.4	3.8	12.1	12.1	2.7

資料出所：社会保険庁『国民年金被保険者実態調査』（2005）。

ている者たちが公的年金制度から漏れ落ちやすい様子が浮かび上がってくる¹⁾。今後も雇用の流動化が進めば、更なる収納状況の悪化が予想される。それでは、不安定な就業をする者は、社会保険料に回すだけのお金がないために未納になっているのだろうか、それとも不安定な就業に伴う何か別の要因から未納になっているのだろうか。

国民年金について、その非加入・未納行動の要因を実証分析した従来の研究は、非加入（もしくは未納）の理由として、流動性制約の存在や逆選択といった要因を指摘してきた。だが、社会保険庁『平成16年公的年金加入状況等調査報告』（2007）によれば、非加入の理由として「届出の必要性や制度の仕組みを知らなかった、忘れていた等」を挙げる者も過半数（50.2%）おり、制度の認識不足から非加入が生じていた可能性もある²⁾。では、どのような場合に、「手続きのし忘れ」といった理由によって非加入になるのか。日本の公的年金制度は、働き方の違いによって加入すべき保険が異なっており、結果として、「皆年金」ではあるが「被保険者自らが（手続きを行って）保険料を直接支払う必要がある場合」と「自らは直接手続きや支払いを行う必要がない場合」の別が生じることになっている³⁾。そのため、原理的には、ある特定パターンの就業移動があると⁴⁾、手続きのし忘れなどが生じやすいと考えられる。既存研究は、しばしば就業状態と未納率が関連していることを流動性制約仮説のひとつの根拠として挙げているが、ある時点における就業状態が同一であっても、そこに至る就業移動パターンが違

えば非加入確率も異なってくるのではないか。すなわち、流動性制約といった要因の他に、就業状態の変化が非加入の一つの契機となっているのではないか。これが、本稿の分析の背景にある最初の問題意識である。

実は、就業状態の変動と社会保険の加入（非加入）行動の関係についてはあまり多くのことが知られていない。国民年金の納付行動に関する研究の蓄積にもかかわらず、これまで就業移動と社会保険の加入行動との関係について分析が少なかったのは、ほとんどの研究が一時点の（もしくは多時点であれ）クロスセクション・データに基づいていたためであると考えられる。

そこで本稿では、パネル・データに基づき、未婚女性の公的年金の加入行動について就業移動との関係から分析を行うことにする。具体的には、財団法人家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を用い、就業移動したサンプルと就業移動しなかったサンプルの公的年金の非加入率を比較することで、手続きのし忘れによると思われる非加入がどの程度発生しているのか観察を行う。同様に、公的医療保険の加入についても、就業移動との関係を見ることにする。就業移動との関連から手続きのし忘れによる非加入行動を定量的に分析した例は、筆者の知る限りない。

分析の結果得られた結論は以下の通りである。個人属性や資産変数でコントロールしたうえで、正規雇用から国民年金のグループに移行した場合に非加入率は有意に低くなる一方で、長く無職の状態が続いた者では非加入率が高くなる傾向が一

部見られた。また、正規雇用から自営業に変わった場合には非加入率は高くないが、正規雇用から無職になった場合は非加入率が高くなる傾向も一部見出された。この結果の限りでは、国民年金の非加入は、就業移動に伴う手続きのし忘れといった理由からはあまり生じておらず、やはり職を失うことによる流動性制約から多く生じていると考えられる。しかし、パネル推定の結果は、無職に長く留まりがちな者が同時に非加入になりやすい性向も有している可能性を示唆した。ただ、いずれにしても手続き忘れから非加入が生じている事実は見出されなかった。就業移動に伴う非加入が生じていないように見えるのは、勸奨状などによって注意喚起がなされていることによる影響という側面もあるかもしれない。

次節で、先行研究を簡単に整理し、本稿の分析の意義について触れる。Ⅲで、制度の仕組みを見た後、Ⅳで本稿に用いるパネル・データについて説明する。Ⅴで分析の結果を紹介する。そして、Ⅵを結びとして、政策含意と本稿の課題について言及したい。

Ⅱ 既存研究と本分析の位置付け

社会保険への非加入・未納者が増えることは、その社会保険財政に影響を与えるだけでなく、将来的に他の社会保障制度への負荷を増すことにもつながる。たとえば、公的年金制度の非加入者が増え、結果として多くの無年金者が発生するようなことがあれば、それらの者を公的扶助（生活保護）によって救済しなければならなくなる。したがって、一つの社会保険における非加入・未納問題は、社会保障制度全体に関わる問題であるとも言える（湯田 2006）。

政策的には、どのような理由から社会保険への非加入・未納が発生しているかということも重要になってくる。たとえば、社会保険が強制加入であることの一つの根拠は、民間保険市場におけるような「逆選択」の発生を回避するためであるとされるが⁵⁾、もし社会保険においても「逆選択」から非加入や未納が生じているということであれば、公的に社会保険を提供する意味が揺らぐこと

になる。また、そもそも、お金のない人が非加入になっているのか、それともお金のある人が非加入になっているのかによって非加入や未納の意味はまったく違ってこよう。後者の場合、公的な助けを特に必要としないために自ら進んで非加入となっている可能性があり、前者に比べて政策対応の緊急性は少ないとも考えられる。

日本では、制度上の仕組みから非加入が生じやすいとされる国民年金制度について非加入・未納の要因を定量的に分析したものが多い。それらの分析においては、非加入（もしくは未納）の理由として、主に 1) 流動性制約要因（＝借り入れ制約要因）、2) 逆選択要因、3) 近視眼的要因といった仮説を考え、各要因の識別が行われてきた。ここで流動性制約要因とは、保険料が高いために支払いたくても支払えないことを指す。実証分析においては、それらの代理指標として所得・資産（小椋・角田 2000；鈴木・周 2001；鈴木・周 2006；湯田 2006；駒村・山田 2007；大石 2007）や保険料額（阿部 2001；湯田 2006）、失業・不安定就業（鈴木・周 2001；阿部 2001；阿部 2003；丸山・駒村 2005；鈴木・周 2006；駒村・山田 2007；大石 2007）といった変数が用いられてきた。また、逆選択要因とは、端的に言えば加入するメリットがないということである。国民年金の収益率（保険料拠出に対する年金給付の比）が低い若い世代や、長生きしないと予想される場合には、年金をもらうメリットは少なく、個人で備えたほうがよいと考える者も出てくることになる。前者の代理変数として、コーホート・ダミーが（阿部 2003；鈴木・周 2006；湯田 2006）、後者の代理変数として、予想寿命や主観的健康変数が使われてきた（鈴木・周 2001；塚原 2004；駒村・山田 2007；大石 2007）。また、3 番目の近視眼的要因とは、現在の消費を過度に（＝非合理的に）好み、将来の消費を評価しない傾向を指す。代理指標として、時間選好に関する質問への回答などが用いられている（駒村・山田 2007 等）。また、年金給付に必要な加入最低期間が 25 年であることから、多くの実証分析では、35 歳直前に加入確率が上がる（つまり「駆け込み」加入が起きる）という仮説についても検証が行われてきた（鈴木・周 2001；阿部 2001；鈴木・

周 2006；湯田 2006)。

それら既存の研究群の詳細な文献サーベイについては駒村・山田 (2007) を参照してもらうこととして、ここではデータの種類という視点を一つの軸に据え、就業状態もしくは資産・所得変数の結果にも着目しながら主要な先行研究を整理した(表 2)⁶⁾。表 2 を一目して、個票パネル・データに基づく分析が少ないことがわかる。「流動性制約仮説」の検証結果について見れば、多くの既存研究で流動性制約の存在が確認されている。すなわち、保険料率(対所得費)が高いほど、失業率・無職率が高いほど、金融資産が少ないほど、非加入確率(もしくは未納確率)は高くなる。だが、就業状態に関わる変数はどれもその時点のもののみであり、就業移動を明示的に組み込んだ分析はない。就業状態という指標は、流動性制約を反映している可能性もあるが、別の事情(手続きの忘れ・認識不足等)を含んでいることも考えられる。後にも見るように、(ある特定の)就業移動が行われると手続きが必要になるからである。上の既存研究は基本的に自営業者や無職者を中心とした「第 1 号被保険者」と呼ばれるグループに分類

されるべき人たちにサンプルを限定した分析であるが⁷⁾、たとえば同じ第 1 号被保険者であっても、加入義務年齢以来、第 1 号被保険者だった場合と、第 2 号被保険者等と第 1 号被保険者との間を頻繁に移行することが多いような場合では、加入傾向にも違いがあるかもしれない。

他の仮説については、逆選択仮説は、いくつかの研究が、健康状態が悪いほど、また予想寿命が短いほど、非加入確率が上がることを確認している(鈴木・周 2001；塚原 2004)。他方、一時点のクロスセクション・データに基づいた分析(たとえば、鈴木・周 2001)では、年齢が低くなるほど未納確率が上がる事実を見出しており、世代間不公平による逆選択が裏づけられたかのように思える。しかし、これは年齢効果によるものなのかコーホート効果によるものなのか識別できないとして、その後の研究は多時点のデータに基づいてこの仮説の再検証を行っている(たとえば、阿部 2003；鈴木・周 2006)。その結果、コーホート効果は確認できず、世代間不公平による逆選択仮説は裏づけられなかったとしている。また、最近では近視眼仮説についても裏づけられたとする研究が登場し

表 2 主要な既存研究における流動性制約要因に関する結果

	使用データ	データ種類	調査時期	推計モデル	所得・資産等変数	就業に関する変数
小椋・角田 (2000)	厚生労働省『国民生活基礎調査』	多時点	1986年, 1989年, 1992年, 1995年	Probit & Tobit Model	世帯所得/完全保険料 (○), 貯蓄 (推定値)/完全保険料 (?)	世帯主無職ダミー (○)
鈴木・周 (2001)	郵政研究所『家計における金融資産選択に関する調査』	一時点	1996年	Bivariate Probit Model	世帯所得 (×), 金融資産合計 (○), 実物資産 (×)	失業・無業ダミー (○)
阿部 (2001)	厚生労働省『所得再分配調査』	一時点	1996年	Heckman Probit (Probit Model with Sample Selection)	保険料率 (○)	無職ダミー (○), 自営業者ダミー (?)
阿部 (2003)	『女性のライフスタイルと年金に関する調査』(独自調査)	一時点 (回顧情報)	2001年	Proportional Hazard Model		正規ダミー (○), 非正規ダミー (○), 失業率上昇分 (△)
丸山・駒村 (2005)	社会保険庁『国民年金の加入・納付状況』等	パネル (都道府県)	1994~2002年	Fixed-effect Model	県民所得 (×)	高卒無業者率 (○), 大卒一時的な仕事率 (○), 大卒無業者率 (○)
鈴木・周 (2006)	郵政総合研究所『家計と貯蓄に関する調査』	多時点	1996年, 1998年, 2000年, 2002年	Heckman Probit (Probit Model with Sample Selection)	世帯所得 (×), 持ち家ダミー (○), 世帯金融資産 (○)	失業・無業ダミー (○)
湯田 (2006)	家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』	パネル	1993~2001年	Simultaneous Random Effect Probit Model	保険料率 (○), 金融資産保有額 (×)	自営業ダミー (×), パート労働者ダミー (×)
大石 (2007)	厚生労働省『国民生活基礎調査』	一時点	2001年	Bivariate Probit Model	他の世帯員所得 (○), 借入金有りダミー (×), 貯蓄現在高 (○), 持ち家一戸建てダミー (○), 持ち家共同住宅 (×)	無職ダミー (○)
駒村・山田 (2007)	『年金等に関する意識調査』(独自調査)	一時点	2005年	Probit Model	本人仕事収入 (×), 世帯借入金 (×), 世帯金融資産 (×), 持ち家ダミー (×)	無職ダミー (×)

ている（駒村・山田 2007）。「駆け込み」加入仮説については、鈴木・周（2001）や鈴木・周（2006）が、35歳付近で加入が集中することを見出している。

なお、小椋・角田（2000）や湯田（2006）の分析は、公的医療保険の納付・加入行動についても含むものである。湯田（2006）では、公的年金と同様に、医療保険においても保険料率が高いほど非加入確率が高まることが確認されている。

以上のように、非加入・未納の一つの大きな要因として流動性制約の存在が窺える。だが、それは言わば静的（static）な枠組みでの分析結果であった。非加入・未納は本当にそのような理由によってのみ発生しているのだろうか。先にも述べたように、就業状態に変化がない時には非加入・未納は発生しにくい、就業状態（就業形態）が変わり、年金制度間の移行があった時に手続きのし忘れなどによって非加入・未納が発生しやすくなるといったことが考えられる。だが今まで、就業変化に伴ってどの程度非加入・未納が発生するのか明示的に検証した例はなかった。それは、従来、パネル・データによる研究自体が少なかったという事情とも関係していると思われる⁸⁾。本稿では、手続きのし忘れといったことによる非加入があるとすれば特定の制度間の移行があった直後にそれが多くなると仮説し、就業変化のパターンごとに社会保険への非加入率を見る。自ら支払い手続きが新たに必要となるような際に、本当に非加入が多く起きているのか確かめてみることにする。次節では、制度の仕組みを説明する。

Ⅲ 公的年金制度と公的医療保険制度の仕組み

この節では、公的年金制度及び公的医療保険制度の負担の仕組みについて、主に就業形態との関係から説明を行う⁹⁾。

日本に住む20歳以上60歳未満のすべての人はなんらかの公的年金に加入する義務がある。その被保険者は第1号被保険者、第2号被保険者、第3号被保険者の3種類に分かれる。第1号被保険者とは、自営業者や学生、無職の人たちを中心と

する国民年金加入者であるが、要は以下の第2号でも第3号でもない人たちをすべて含む。毎月一定額の保険料¹⁰⁾を直接支払うことになる。

第2号被保険者は、フルタイムで雇われて働く人たちのグループであり、厚生年金（民間企業）・共済年金（公務員等）の加入者である。厚生年金・共済年金に加入していることで、国民年金にも加入しているとみなされる。パートタイマーのように、雇われてはいても短時間で働いている場合（具体的にはフルタイム労働者の労働時間の4分の3未満の場合）には厚生年金は適用されない。保険料は、給与に一定率をかけた額を事業主（会社等）と折半で支払う。だが、被保険者自身が支払う分の保険料も給与から天引きされるので、手続き上は事業主が支払い業務を行うことになり、本人の意思では加入・非加入の決定を行えない。

第3号被保険者は、第2号被保険者の被扶養配偶者であり、典型的には専業主婦が該当する。「被扶養者」の基準は、年収が130万円未満であること。第3号被保険者は配偶者の保険料支払いのみで国民年金に加入していることになり（すなわち基礎年金が受給でき）、本人の負担はない。

ここで、自ら加入・支払い手続きをする必要があるのは第1号被保険者である。本稿では、（実際に加入しているかいないかにかかわらず）この第1号被保険者に分類されるべき人たちを「潜在的国民年金加入者」と呼んで扱うことにする。第2号及び第3号被保険者として公的年金保険料を納める場合は、その加入・支払いは被保険者自身というより事業所（会社等）の所掌事項となる。つまり、第2号被保険者や第3号被保険者から第1号被保険者へと変わる場合（たとえば、サラリーマンから自営業や無職になった等）に、自ら手続きをし、直接保険料を納める「手間」が発生することになる。逆に、第1号被保険者から第2号や第3号被保険者へと変わる場合（学生が就職してサラリーマンになる場合等）には自ら市町村の役所に出向いて手続きを行う必要はない。また、就業形態に変化がなく第1号被保険者のままでいる場合にも、一度手続きをしまえば口座振替によって支払うことができる（すなわち、每期ごとに加入・支払いの手続きをする必要はない）。就業移動と加

入手続きの関係のイメージを、図1に示した。

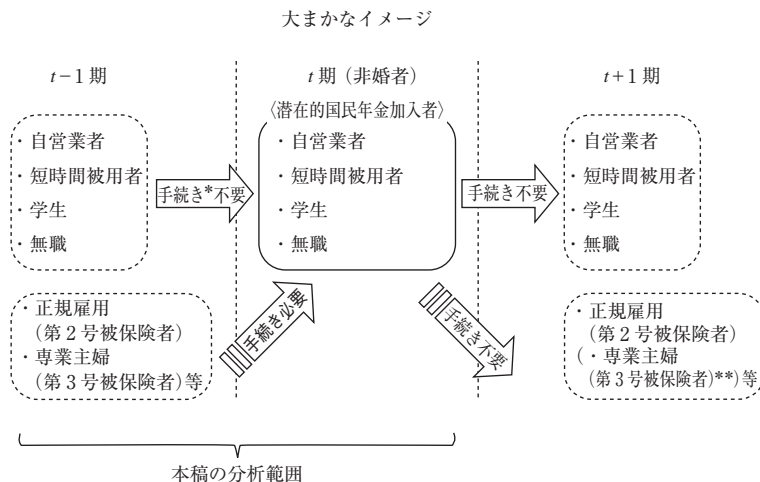
公的医療保険制度も働き方の違いによって加入すべき保険が異なっており、年金制度における被保険者の分類と基本的に似通っているところがある。とは言え、医療保険の制度は年金以上に細かく分立しているので、本節で個々について詳しく説明することはしないが、大きく分ければ以下のようなになる。まず、被用者とその家族（被扶養者）は、勤め先に独自の健康保険組合があればそれに加入し、健康保険組合がなければ政府管掌健康保険（2008年10月以降は協会けんぽ）に加入することになる。また、公務員とその家族は共済組合に加入する。厚生年金と同じように給与に比例した保険料を労使で分担して支払うが、被保険者自身が支払うことになっている保険料についても給与から天引きされるため保険料の支払いは事業主によって代行されているとみなすことができる。その他の大多数の人たち、すなわち農業従事者・自営業者とその家族（被扶養者）や退職後の無職者といった人びとは国民健康保険に加入する。国民健康保険は、市町村が保険者となっており、被保険者自身で加入・支払いの手続きが必要となる。

以上より、公的年金制度や公的医療保険の「皆年金・皆保険」は就業形態によって異なるいくつかの制度が組み合わさることで達成されており、各制度によって「強制性」に濃淡がある¹¹⁾。逆に

言う、被保険者グループによっては「任意性」が高くなっているケースもあるということになる。もし非加入や未納が手続きのし忘れや認識不足といった理由から起きていることが多いならば、「任意性」が低い制度から「任意性」の高い制度へ移行した時に特に納付状況が悪くなることが予想される。第1号被保険者以外から第1号被保険者グループへと移行したことで自ら加入・支払いの手続きをしなければならなくなった個人を、自ら手続きする必要がない継続第1号被保険者と比較することで、本当に手続き忘れといったことから非加入が起こっているのかどうか確かめようとするのが本稿の分析の骨子である。逆の労働移動（すなわち、第1号被保険者から第2号被保険者グループへの移動等）を見ないのは、先にも述べたように第2号被保険者グループでは、加入・非加入の決定が被保険者本人に帰せず、非加入の発生するメカニズムが異なっているからだ。

同じ非被用者であっても、無職の者を中心とする第1号被保険者のグループと被扶養配偶者の第3号被保険者のグループでは保険料負担の有無が異なる。しばしば、被扶養配偶者として保険料負担をしないために収入調整が行われていることが指摘されてきた（たとえば樋口 1995）。この時、就業状態（やその移行）は社会保険への加入決定に対して完全に外生的とは言えないかもしれない。

図1 就業形態の遷移と公的年金加入手続きの関係



*: ここで「手続き」とは、自ら市町村の役所に向いて加入に関わる手続きをすることを指す。

**：新たに第3号被保険者となる場合には、配偶者の事業所（会社）に届ける必要はある。

本稿の分析は、未婚女性に焦点を絞ることでそのような就業決定の内生性の可能性を回避する。未婚女性に関しては、保険料負担の多寡を理由に就業移動する者は少ないと考えられるからだ。未婚者に対象を限定する背景には、先に触れたように不安定就業をする者たち、特に若年層がどの程度社会保険から漏れ落ちているのか知りたいという事情もある。

なお、阿部（2001）も指摘するように、非加入と未納は厳密には異なり、その意思決定も本来は異なっているのかもしれない。しかし、後にも述べるように、本稿が用いるデータから得られるのは非加入かどうかという情報だけであり、それ故、本稿の分析の焦点は専ら加入/非加入の決定におく。

また、現在では若年者納付猶予制度等、国民年金には多くの減免措置が用意されており、それらが加入/非加入行動に影響することは充分にありうる。だが、注15)に述べるように本稿のデータ上では減免者が捉えられないことから、本稿では減免措置の影響を明示的に扱わない¹²⁾。

IV データ

本稿の分析に用いる家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査 (Japanese Panel Survey of Consumers)』(以下、JPSC と呼ぶ) は、1993 年に調査が開始され、当時 24 歳から 34 歳までの女性 (コーホート A) を対象に¹³⁾、本人とその配偶者 (夫) について就業や生活上の変動、家計の収入・支出・貯蓄といった内容を聞いている。第 10 回 (2002 年) の時点で有配偶者・無配偶者を合わせて 1300 人以上の女性から回答が得られており、現在、第 13 回までが広く公開されている。JPSC には、公的年金に加入しているかどうかについての質問項目がある。本稿では、「あなたは公的な年金保険に加入していますか」という質問に対して、「どれにも加入していない」と回答した場合を「非加入」とみなすことにする。同様に、医療保険についても、「あなたは健康保険に加入していますか」という質問に対して、「どれにも加入していない」と答えた場合を「非加入」として扱う。ここでの「非加入」は、後の分析から示唆さ

れるようにいわゆる「滞納」も含むものと思われる。なお、安部・谷村 (2007) の補論部で議論されているように、JPSC における公的年金加入に関する質問項目の選択肢はそれ以外にも曖昧さを伴い、特に被扶養配偶者の回答については注意を要する¹⁴⁾。しかし、本稿では未婚者について「非加入か否か」のみに着目することとし、選択肢の曖昧さに伴う問題は少ないとみなす¹⁵⁾。このように未婚者に限定することでサンプルサイズが小さくなってしまいが、前述のように本データのほとんどの期間においては、正確に (社会保険の基準に則した形で) 被扶養配偶者を特定することができないためにこうした。なお、この質問項目は曖昧さをなくすように調査 12 回目以降は変更されている。本稿の分析には、選択肢の整合性を考え、調査 11 回までのデータを用いることにする¹⁶⁾。

また、JPSC では毎年、詳細な就業状況についても捕捉しているため、就業状況の変化と社会保険の加入行動との関係に焦点を当てる本稿の分析にとって都合がよい。データには、未婚でありながら「専業主婦」という選択肢を選んでいる者も含まれていたが、それらは今回の分析に用いるサンプルから除外した。

本稿の分析にとって重要となる未婚の「潜在的国民年金加入者」は、その時点で結婚しておらず、「自営業者」「その他無職」「短時間被用者 (≠非正規雇用)」のどれかに該当する者と定義する。学生と自営業の家族従業者は除いた¹⁷⁾。また、「短時間被用者」とは通常の労働時間が 34 時間以下と答えている者を指す¹⁸⁾。なお、この労働時間による基準は、第 1 回調査では統一的に労働時間を聞いていないので使うことができない。したがって、第 1 回調査サンプルの「潜在的国民年金加入者」に関しては「短時間被用者」を含んでいない。表 3 に、今回の推定に利用するサンプルの基本統計量を示した¹⁹⁾。

V 就業状態の遷移と非加入率の関係

1 推計結果

本節で、就業状態の移行が社会保険の非加入行

表3 記述統計表

		観測数	平均	標準偏差
公的年金非加入		660	0.335	0.472
公的医療保険非加入		660	0.148	0.356
就業状態	非正規雇用	660	0.394	0.489
	その他無職	660	0.482	0.500
	自営業	660	0.124	0.330
年齢		660	32.053	4.647
学歴	中学校	660	0.165	0.372
	高校	660	0.508	0.500
	短大・高専	660	0.186	0.390
	大学	660	0.141	0.348
預貯金無		660	0.359	0.480
持ち家有		660	0.602	0.490

出所：JPSC より作成。

動に与えている影響を検証する。その前に、(今期の)就業状態ごとに公的年金と公的医療保険の非加入率を見ることにする。表4は、サンプル全体と未婚「潜在的国民年金加入者」について就業状態別に非加入率を示している。いずれのサンプル定義にかかわらず、公的年金においても公的医療保険においても非就業者のほうが就業者よりも

非加入率が高いことがわかる²⁰⁾。就業状態を更に細かくすると、いずれの場合も「その他無職」である時に最も非加入率は高く、その次に「非正規雇用」において高いという関係が見られた。「自営業」の場合の非加入率はそれらよりも低かった。

表5aと表5bでは、前期から今期にかけての就業状態の遷移確率を見ている。前期も今期も同じ就業状態である割合が当然最も高いが、サンプル全体では、その他に「非正規雇用」から「専業主婦」になる者や、逆に「専業主婦」から「非正規雇用」になる者が多いことがわかる。また、「その他無職」から「非正規雇用」になる者も多い。今期を未婚者に限ってみれば(表5b)、「専業主婦」から「非正規雇用」への移動が多いことや、「その他無職」から「正規雇用」や「非正規雇用」になるサンプルが多いことがわかる。既婚者に比べ、未婚者は若い傾向にあり、まだ就業が安定していないことも多いことが考えられる。なお、後の多変量解析では、前期から今期にかけて継続して第1号被保険者グループのままだった者と、第1号被保険者以外から第1号被保険者に移った者の非加入率を比較することになるが、前者

表4 就業状態別に見た社会保険の非加入率

	公的年金		公的医療保険	
	サンプル全体		サンプル全体	
	未婚「潜在的国民年金加入者」		未婚「潜在的国民年金加入者」	
就業	10.75% (1076)	28.71% (116)	5.82% (584)	10.59% (43)
自営業	12.30% (118)	17.98% (16)	5.10% (49)	7.87% (7)
正規雇用	3.88% (199)		0.60% (31)	
非正規雇用	19.38% (759)	31.75% (100)	12.84% (504)	11.36% (36)
非就業	17.23% (1092)	38.46% (170)	7.94% (505)	19.23% (85)
学生	14.52% (9)		10.94% (7)	
専業主婦	15.50% (891)		6.97% (402)	
その他無職	36.43% (192)	38.46% (170)	18.18% (96)	19.23% (85)

注：下段括弧内は非加入者の実数。

出所：JPSC より作成。

表 5a 就業状態の遷移確率（サンプル全体）

t-1期 \ t期	t期						計
	自営業	正規	非正規	学生	専業主婦	その他無職	
自営業	77.12% (701)	8.8% (80)	6.49% (59)	0% (0)	7.37% (67)	0.22% (2)	100% (909)
正規	0.79% (33)	87.82% (3650)	4.07% (169)	0.07% (3)	4.6% (191)	2.65% (110)	100% (4156)
非正規	1.36% (43)	6.58% (208)	78.04% (2466)	0.16% (5)	11.17% (353)	2.69% (85)	100% (3160)
学生	2.17% (1)	15.22% (7)	13.04% (6)	56.52% (26)	4.35% (2)	8.7% (4)	100% (46)
専業主婦	1.37% (67)	1.02% (50)	11.14% (546)	0.08% (4)	85.78% (4204)	0.61% (30)	100% (4901)
その他無職	2.09% (8)	13.58% (52)	26.63% (102)	0.78% (3)	16.19% (62)	40.73% (156)	100% (383)
計	6.29% (853)	29.86% (4047)	24.7% (3348)	0.3% (41)	35.99% (4879)	2.86% (387)	100% (13555)

表 5b 就業状態の遷移確率（非婚者サンプル）

t-1期 \ t期	t期						計
	自営業	正規	非正規	学生	その他無職		
自営業	78.91% (101)	13.28% (17)	7.03% (9)	0% (0)		0.78% (1)	100% (128)
正規	0.55% (12)	91.45% (2012)	3.5% (77)	0.09% (2)		4.41% (97)	100% (2200)
非正規	1.12% (8)	12.87% (92)	76.92% (550)	0.42% (3)		8.67% (62)	100% (715)
学生	3.13% (1)	15.63% (5)	6.25% (2)	62.5% (20)		12.5% (4)	100% (32)
専業主婦	0% (0)	14.29% (4)	60.71% (17)	0% (0)		25% (7)	100% (28)
その他無職	2.46% (7)	15.44% (44)	28.07% (80)	0.7% (2)		53.33% (152)	100% (285)
計	3.81% (129)	64.17% (2174)	21.69% (735)	0.8% (27)		9.53% (323)	100% (3388)

下段括弧内は実数。

出所：JPSC より作成。

（第1号（t-1期）→第1号（t期））は528観測数（80.0%）、後者（第1号以外（t-1期）→第1号（t期））は132観測数（20.0%）となっている。

それでは、就業移動後の社会保険の加入状況はどうなっているのか。表6に、就業の遷移パターンごとにサンプル全体の両社会保険の非加入率を見た²¹⁾。この表のt期は、加入/非加入の決定メカニズムが異なる被保険者グループが混在しており、後の計量分析とは必ずしも対応していないことに留意されたい。まず、大きな傾向として、

「就業（t-1期）→就業（t期）」の場合に最も非加入率は低いが、「就業（t-1期）→非就業（t期）」や「非就業（t-1期）→就業（t期）」といったケースでは非加入率が高い傾向にあることがわかる。これらは「非就業（t-1期）→非就業（t期）」の場合よりも高い。

細かく見れば、「正規雇用（t-1期）→その他無職（t期）」の場合や「非正規雇用（t-1期）→その他無職（t期）」の場合において非加入率が高い。これらは自ら加入の手続きが必要になるケースで

表6 就業状態の変化ごとに見た非加入率（サンプル全体）

(t-1期→t期)	公的年金の非加入率	健康保険の非加入率
就業→就業	9.5%	5.6%
自営→自営	11.0%	5.0%
正規雇用→自営	6.3%	6.3%
自営→正規雇用	10.3%	6.3%
雇用→雇用	4.4%	1.1%
正規雇用→正規雇用	3.0%	0.2%
非正規雇用→非正規雇用	18.2%	14.1%
非就業→就業	18.8%	9.1%
その他無職→正規雇用	8.0%	4.0%
その他無職→非正規雇用	34.0%	11.9%
就業→非就業	20.6%	11.7%
正規雇用→専業主婦	14.7%	8.4%
正規雇用→その他無職	26.6%	16.5%
非正規雇用→その他無職	36.9%	21.2%
非就業→非就業	16.0%	7.0%
学生→学生	0.0%	11.5%
専業主婦→専業主婦	14.8%	6.4%
その他無職→その他無職	49.0%	21.6%

注：t-1期からt期にかけての変化ごとに、t期の非加入率を表示。

上の表で、t期の被保険者グループは様々であることに留意されたい。

出所：JPSCより作成。

ある。だが、「その他無職 (t-1期)→その他無職 (t期)」の場合では、それらよりも更に高い非加入率の値を示している。当期 (t期) が同じ「その他無職」であっても、前期の就業形態が違えば社会保険の非加入率は異なっている。すなわち、就業移動パターンによって非加入率が異なっている。同じ正規雇用 (第2号被保険者グループ) から「潜在的国民年金加入者」への移行であっても、自営業へ変わった場合には非加入率は高くなかった。

上に加えて、表7で、預貯金の有無と両社会保険の非加入率の関係を見ている。預貯金が無い場合のほうが預貯金のある場合に比べて非加入率は高いが、未婚「潜在的国民年金加入者」に絞った

場合のほうがその程度 (差) は大きい。それでは、ここまで見てきた就業状態・就業変化パターンによる非加入率の違いや、資産の有無によって見られる非加入比率の差は、第1号被保険者にサンプルを限定して、他の個人属性 (年齢や学歴) をコントロールしても同様に見出される結果なのだろうか。

表8aと表8bは、各社会保険の非加入状態を被説明変数として、就業状態やその変動、学歴や年齢、コーホート、資産変数によって説明させた結果を示している (logit model)。この推定におけるサンプルは、未婚「潜在的国民年金加入者」であり、他の被保険者グループからこのグループへ移行した場合の影響を説明変数によって考慮す

表7 預貯金の有無と社会保険の非加入率

	公的年金の非加入率		公的医療保険の非加入率	
	サンプル全体		サンプル全体	
		未婚「潜在的国民年金加入者」		未婚「潜在的国民年金加入者」
預貯金有	11.66% (1630)	25.80% (137)	6.1% (855)	10.36% (55)
預貯金無	22.25% (586)	47.30% (149)	9.62% (254)	23.03% (73)

注：括弧内は実数。

出所：JPSCより作成。

表 8a 社会保険への非加入要因分析 (公的年金) : 推計結果 (i)

(公的年金への非加入に関する分析)		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
被説明変数: 非加入: 1, 加入: 0		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
就業形態 (ベース: 自 営業者)	非正規雇用 (= 短時間被用者)	0.165	0.077**	0.150	0.082*	0.172	0.090*	0.146	0.081*	-0.049	0.054
	その他無職	0.190	0.068***	0.243	0.073***			0.244	0.086***	0.035	0.070
	その他無職 (当期のみ)					0.325	0.102***				
	その他無職 (2期連続)					0.279	0.130**				
	その他無職 (3期連続)					0.381	0.099***				
就業変化	正規雇用 (t-1期)			-0.143	0.043***						
	正規雇用 (t-1期)→その他無職 (t期)							-0.120	0.061**		
	その他無職 (t-1期)→その他無職 (t期)							0.010	0.065		
年齢 (ベース: 25 歳以下)	26-28 歳	-0.036	0.057	0.034	0.117	0.468	0.136***	0.043	0.119	-0.131	0.271
	29-31 歳	-0.083	0.060	-0.084	0.106	0.300	0.141**	-0.072	0.109	-0.169	0.286
	32-34 歳	-0.165	0.057***	-0.182	0.090**	0.170	0.133	-0.168	0.094*	-0.156	0.299
	35-37 歳	-0.179	0.064***	-0.207	0.088**	0.148	0.120	-0.197	0.092**	-0.177	0.321
	38-40 歳	-0.205	0.060***	-0.229	0.075***	0.067	0.109	-0.222	0.079***	-0.146	0.343
	41-44 歳	-0.227	0.062***	-0.247	0.067***			-0.243	0.070***	-0.101	0.381
コーホート (ベース: 60 年以前生まれ)	61-63 年生まれ	-0.030	0.085	-0.022	0.088	-0.096	0.080	-0.030	0.089		
	64-66 年生まれ	-0.155	0.079*	-0.150	0.085*	-0.167	0.081**	-0.151	0.085*		
	67-69 年生まれ	-0.223	0.078***	-0.253	0.083***	-0.307	0.077***	-0.255	0.083***		
	70-71 年生まれ	-0.208	0.069***	-0.239	0.064***	-0.241	0.057***	-0.241	0.064***		
	72 年以降生まれ	-0.249	0.080***	-0.276	0.065***	-0.305	0.058***	-0.274	0.066***		
最終学歴 (ベース: 中 学校卒)	高校卒	-0.162	0.047***	-0.166	0.053***	-0.182	0.058***	-0.169	0.054***		
	短大・高専卒	-0.171	0.049***	-0.139	0.059**	-0.118	0.065*	-0.144	0.059**		
	大学卒以上	-0.162	0.051***	-0.146	0.060**	-0.082	0.071	-0.151	0.060**		
資産	預貯金無し	0.161	0.037***	0.162	0.045***	0.133	0.049***	0.164	0.044***	0.004	0.054
	持ち家有り	-0.046	0.040	-0.045	0.047	-0.040	0.050	-0.045	0.046	-0.129	0.121
時点効果		No		No		No		No		Yes	
サンプル数		846		660		549		660		660	
モデル等		Pooled Logit		Pooled Logit		Pooled Logit		Pooled Logit		Fixed-effect Model (Linear Probability Model)	

***<1%, **<5%, *<10%. 標準誤差は、すべて Robust Standard Error.

る。先述したように、このように限定したサンプルにおいては社会保険への加入・非加入が就業移動決定に影響を与えることは少ないと考えられるので、就業移動は推計上、外生的とみなせる。推計結果を見ると、まず、年齢や学歴、コーホート等をコントロールしたうえで、「その他無職」や「非正規雇用」であると国民年金の非加入率が20%近く有意に高くなることがわかる(表8aの(1)列)。この値は、失業や無業の状態にあると35%ほど非加入率が上がるとする鈴木・周(2001)や阿部(2001)の結果に比べて低い。これは、本分析がそれらの先行研究とは異なり、未婚女性に限られていることに因ると推察されるが、一部、質問項目自体の違いにも因るかもしれない。また、預貯金がない場合には非加入率が高く、持ち家の場合には非加入率が低くなる傾向があった(逆に言えば、流動性制約の存在を直接的に示すようなこれらの変数でコントロールしてもなお、「その他無職」や「非正規雇用」が有意に非加入確率に影響

しているということになる)。次に、前期が正規雇用だった場合、すなわち「潜在的国民年金加入者」グループ以外から移行してきて、今期、あらたにその手続きが必要となった場合の影響を見ると、非加入率に対してマイナスに有意な影響を与えている(表8aの(2)列)。つまり、今期あらたに国民年金に加入したグループのほうが、以前から国民年金であったグループよりも加入率が高いことになる。医療保険については、前期正規雇用のダミーの係数は統計的に有意でなかった(表8bの(2)列)。更に、前期と今期の2期連続して「その他無職」だった場合と、前々期・前期と今期の3期連続して「その他無職」だった場合を識別してその効果を見ると、今期だけや2期連続よりも3期連続のほうが係数の値は大きかった(表8aの(3)列)²²⁾。第1号被保険者として既に加わっていた者が就業移動がないのに被保険者から外れるということは考えにくい。だが、もしここでの「非加入」が保険料の「滞納」までをも含んでいると考えれば、

表 8b 社会保険への非加入要因分析 (公的医療保険) : 推計結果 (ii)

(公的医療保険への非加入に関する分析)		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
被説明変数: 非加入; 1, 加入; 0		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
就業形態 (ベース; 自 営業者)	非正規雇用 (= 短時間被用者)	0.017	0.050	-0.024	0.044	-0.018	0.048	-0.028	0.044	0.024	0.041
	その他無職	0.084	0.046*	0.065	0.043			0.082	0.052	0.142	0.051***
	その他無職 (当期のみ)					0.103	0.069				
	その他無職 (2期連続)					0.025	0.075				
	その他無職 (3期連続)					0.075	0.066				
就業変化	正規雇用 (t-1期)			0.001	0.033	-0.015	0.034			0.036	0.064
	正規雇用 (t-1期) → その他無職 (t期)							0.012	0.045		
	その他無職 (t-1期) → その他無職 (t期)							-0.043	0.028		
年齢 (ベース; 25 歳以下)	26-28 歳	-0.032	0.040	0.030	0.111			0.031	0.106	-0.098	0.121
	29-31 歳	0.018	0.049	0.069	0.125	0.018	0.045	0.075	0.121	-0.072	0.143
	32-34 歳	0.015	0.057	0.064	0.133	0.002	0.052	0.076	0.132	-0.148	0.168
	35-37 歳	0.029	0.071	0.086	0.155	0.031	0.075	0.091	0.152	-0.115	0.202
	38-40 歳	-0.015	0.060	0.035	0.133	-0.008	0.063	0.039	0.130	-0.169	0.237
	41-44 歳	0.054	0.099	0.141	0.208	0.065	0.108	0.161	0.212	-0.167	0.292
コーホート (ベース; 60 年以前生まれ)	61-63 年生まれ	0.045	0.062	0.058	0.060	0.034	0.057	0.075	0.064		
	64-66 年生まれ	0.010	0.062	0.040	0.065	0.048	0.068	0.039	0.064		
	67-69 年生まれ	0.059	0.078	0.081	0.081	0.069	0.087	0.084	0.083		
	70-71 年生まれ	0.022	0.079	0.040	0.085	0.066	0.105	0.040	0.085		
	72 年以降生まれ	0.055	0.081	0.068	0.097	0.048	0.099	0.074	0.099		
最終学歴 (ベース; 中 学校卒)	高校卒	-0.171	0.028***	-0.195	0.031***	-0.215	0.035***	-0.199	0.032***		
	短大・高専卒	-0.108	0.021***	-0.098	0.023***	-0.101	0.024***	-0.103	0.022***		
	大学卒以上	-0.092	0.023***	-0.093	0.023***	-0.089	0.025***	-0.096	0.022***		
資産	預貯金無し	0.067	0.025***	0.090	0.030***	0.112	0.033***	0.093	0.029***	0.080	0.049
	持ち家有り	-0.017	0.024	-0.015	0.027	-0.016	0.028	-0.017	0.027	-0.067	0.092
時点効果		No		No		No		No		Yes	
サンプル数		848		662		551		662		662	
モデル等		Pooled Logit		Pooled Logit		Pooled Logit		Pooled Logit		Fixed-effect Model (Linear Probability Model)	

***<1%, **<5%, *<10%. 標準誤差は、すべて Robust Standard Error.

上の結果は、失業が長引くことで国民年金の保険料が支払えなくなっているという実態を示唆しているのではないかと。更に、前期の就業形態ごとに分けて、今期が「その他無職」だった場合の影響を見たのが(4)列である。「正規雇用 (t-1期) → その他無職 (t期)」と「その他無職 (t-1期) → その他無職 (t期)」とを識別して見たところ、「正規雇用 → その他無職」の場合には有意に国民年金の非加入確率が下がっていた (表 8a の(4)列)。ここでも、正規雇用から移ってきた場合のほうが流動性制約に晒されていることが少ないのかもしれない。公的医療保険については、両変数とも有意な係数値が得られなかった (表 8b の(4)列)。ここまでで、今期にあらたに加入・支払いの手続きが必要となったグループ (= 第 1 号被保険者以外のグループから第 1 号へ移動してきた場合) でそれ以外の場合と比べて非加入率が高くなるといったことはなく、むしろ以前に正規雇用だった者は非加入率が低い傾向にあることがわかった。

だが、もともと無職になりがちの人が同時に社会保険も非加入になりやすい傾向を有しているといった可能性はないのか。本稿では、パネル推定を行うことで、このことを確かめようとしたが、固定効果ロジット・モデル (fixed-effect logit model) は推定にあたって加入/非加入の変動があった個体の情報しか利用しないため (Wooldridge 2001), サンプルサイズが著しく小さくなってしまふ。そのため計算が収束しない。変量効果ロジット・モデル (random-effect logit model) では、個体効果と誤差項が相関していた場合には一致性を持たないので、就業に対する観察され得ない傾向が同時に加入行動にも影響している可能性については検証できないことになる。そこで、次善の策として、線形確率モデルを採用し、固定効果モデルの推定を行った (表 8a の(5)列)。「その他無職」の係数も「前期正規雇用」の係数も、もはや有意な値を示していない。公的医療保険についても線形確率モデルによってパネル推定を行ったところ、

「その他無職」の係数は有意だったが、「前期正規雇用」の係数は非有意となった(表8bの(5)列)。公的医療保険については、個人志向を考慮すると、無職の状態が非加入率を上げていることになる。

以上の分析より、非加入が就業移動に伴う手続きのし忘れから起こっていると思われる事実は見出されなかった。正規から自営業に変わったケースでは非加入率は高くないが、正規から無職になった場合には非加入率は高いという表6の結果とも併せて、むしろ非加入の決定には流動性制約の影響のほうが大きいのではないとも考えられるが、国民年金についてのパネル推定の結果は別の可能性を示唆した。すなわち、観察され得ない個人の志向が就業決定と非加入決定に同時に影響していた可能性がある。

2 推計結果についての議論

ここでは、上の推計結果で、手続きのし忘れによる非加入は多くは生じていないという結論になっているのはなぜか、ありうべき批判を踏まえながら若干検討したい。

近年、行動経済学的な観点から、貯蓄や社会保険への加入行動を捉え直そうという動きが広がっている²³⁾。日本における社会保険の非加入・未納行動についても、そのような観点から取り組む分析が一部出てきたことは先にも述べた通りである。本稿の分析の主眼は、非加入が「手続き忘れ」によって生じているのか、「流動性制約」によって生じているのか識別することにあるが、もし人間の合理性の限界に根ざす「近視眼性」といった要因が非加入の大きな理由となっているならば、それが本稿の推計結果にもなんらかのバイアスをもたらしている可能性はある。近視眼性を直接的に確認する質問項目はJPSCにはないが、他の変数をもって近視眼性の代理変数とすることも可能という議論がある。たとえば、ローン借入れに関する諸項目は個人の時間選好と密接に関わっているはずだ。ただ、ローン借入れが時間選好となんらか相関しているとしても、JPSCにおいて上の意味で言う近視眼性の代理変数として適切かどうかは即断できず、検証しようとするればそれだけで一遍の論考を要することになる。また、そもそ

も本稿が主に分析対象とする若年未婚者層では、住宅ローンの借入れを行っている者は極めて少ない。その他のローン借入れについては、JPSCでは継続して取れないと筆者は認識する。近視眼性が、個人において頻繁に変化するものでなければ、パネル推定で代替できるとも考えられる。

だが、実際にはそのような近視眼要因が非加入決定に影響している可能性を考えてみる前に、もう少し制度要因にも目を向けてみる必要があるかもしれない。本稿の分析においては、正規雇用を辞めて自営業や無職になった場合に届出をする必要が出てくることから、そのような就業移動の直後に非加入が多くなると仮説して検証を行った。しかし、行政側も基礎年金番号を基に特定の就業移動については把握しており、転職や退職に伴って国民年金の種別変更などの届出が必要となっていながら、届出がまだ出されていない場合には勸奨状によって通知を行っている(2000年以降)²⁴⁾。つまり、本分析が着目するような就業移動については、基本的には手続き忘れによって非加入が起きないように制度上、注意が喚起されているということである。たとえ手続き忘れによって非加入が短期間生じたとしても、(通知がなされることで)すぐに加入状態に戻ってしまえば、年1回の調査時点の情報に基づくパネル・データでは把握しにくいことになる。そのために、就業移動に伴う手続き忘れによる非加入は少ないという本分析のような結果になっているのかもしれない。なお、(本稿で分析対象とした期間より後のこととなるが)2005年からは、種別変更に伴う届出勸奨後もお届出を行わない場合、強制的に加入させている(職権適用)。

VI まとめにかえて

本稿では、就業移動に伴って社会保険の加入状況に変化があるのか、女性を対象としたパネル・データを用いて簡単な観察を行った。その背景には、日本における公的年金や公的医療保険が就業状態(就業形態)によって異なる仕組みをとっており、特定の就業移動が行われた際に自ら届出をする必要が生じることから、これが手続きのし忘

れといったことを引き起こしているのではないかという問題意識があった。就業移動を考慮して未婚女性について分析を行った結果、正規雇用から国民年金に移行した場合には非加入率が有意に低くなっており、就業移動に伴う手続き忘れによって非加入が起きているとは思われなかった。他方、無職の状態が長く続いた場合、非加入率が高くなる傾向が一部見られたことから、国民年金の非加入は職が無いことで生じる流動性制約から多く起こっているように見受けられる。これは、小椋・角田（2000）、鈴木・周（2001）等、この研究分野の嚆矢に近い結果と言える。だが、（本来の離散選択モデルではないものの）パネル推定の結果によれば、無職になりがちな者が同時に非加入になりやすい性向も有しているといったことから、上の結果が引き起こされていた可能性もある。

雇用情勢が悪化しつつある昨今、就業が不安定な者がセーフティネット面でも脆弱な状況にあることは問題である。だが、就業が不安定であるとなぜセーフティネットから漏れ落ちやすいのか、その真の理由を明らかにすることが政策的には更に重要だ。たしかにわが国の社会保険制度は就業形態ごとに分立しており、そのことが手続き上の煩雑さをもたらしていることは事実であろう。もし手続きのし忘れや認識不足といったことが非加入や未納の主たる要因と結論されるならば、周知や通知のより一層の徹底が要請されることになる。しかし、本稿の分析結果は手続きのし忘れの可能性よりも、むしろ従来の研究でも言われていた流動性制約による可能性を検討することが重要であることを示していた。そこで、政策としては、保険料納付の減免措置の拡充が訴えられがちだが、他方で減免措置自体は既に十分にそろっているという見方もある。更に使い勝手のよい免除制度を目指すのか、一層のこと現行のような社会保険方式自体を見直すのかということに関しては、本稿の分析結果からは論じることができない。

最後に、本稿の分析に付される留保条件と今後の課題について触れる。本稿の分析は、未婚女性の「潜在的国民年金加入者」を対象としている。専業主婦等、有配偶者の非加入行動を分析対象としなかったのには、先にも述べたような130万円

の壁による就業調整行動の可能性がなんらか加入/非加入行動とも関わっているかもしれないこと、本稿で用いたデータからはそれらを正確に把握できないという事情があった。しかし、被用者から専業主婦へと移り変わるような場合における加入/非加入行動がある面ではより重要かもしれない。有配偶者についての分析は、本稿の結論とは異なった結果になることも考えられる。また、本稿の分析では、結婚によってサンプルから除外されてしまう。そのことが推計に何らかの影響を及ぼしている可能性もある²⁵⁾。同時に、本稿では主に前期と今期の就業移動に着目して分析を試みたが、それだけでは多様な就業移動パターンを完全には捉えられていない。正規雇用へすぐに復職することが見込まれるため短期間のみ非加入になることもあるかもしれないし、逆に、一度、正規雇用等から第1号被保険者グループへの移動を経験している者は次には決して手続きを忘れないということも考えられる。本稿の分析は、そのような行動までは考慮できていない。

また、社会保険の非加入率は、業種によってもだいぶ異なっており、本来これをコントロールすべきかもしれない。だが、業種をコントロールする場合には、就業者のみにサンプルを絞る必要がある（就業者・非就業者の両方が含まれたサンプルで業種をコントロールしようとすれば、ベースが非就業者となってしまふことで、係数の解釈及び行動モデルの想定が困難となる）。そのことは、現状で既に少ないサンプルを更に減らすことになり、またなにより就業形態の変化がどのような影響を及ぼしているのかという本稿の焦点からずれてしまう。したがって、今回は業種のコントロールを行っていない。しかし、業種の違いが非加入率の高低に及ぼす影響は、産業構造が変化するなかで社会保険の加入行動を捉えるうえで極めて重要と考えられ、稿をあらためて分析課題としたい。

手続きのし忘れや認識不足といったことを定量的に分析することには根本的な困難さがつきまとう。それは、調査されることで、そのことについて（ここでは自分の加入状態について）認識・学習してしまうという側面があるからだ。また、そもそも「手続きのし忘れ」と他の要因が明確に切り

離せるものなのか議論は多いだろう。それらがどの程度結果に影響しているのかについては、今後の検討課題としたい。

就業移動が社会保険の非加入行動と関わるメカニズムについては研究が緒に就いたばかりである。「逆選択要因」や「近視眼要因」も含めて各要因のうちどれが一番大きいのかということが今後の政策にとって重要になってくるはずであり、更に精査されなければならない。

*本稿の分析は、財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データを用いている。本稿は、佐々木一郎（同志社大学）、湯田道生（中京大学）の両氏から頂いた指摘に多くを負っている。また、法と経済学会2008年度全国大会（東京工業大学）、家計経済研究所ユーザー報告会、統計研究会労働市場研究委員会の参加者並びに本誌の2名の匿名レフェリーから頂いたコメントも貴重であった。記して感謝申し上げたい。言うまでもなく、残された誤り・課題についてはすべて筆者に帰する。なお、本稿は、筆者が所属する機関の見解を示すものではない。

- 1) 丸山・駒村（2005）は、大卒後一時的な仕事に就く者の割合が増えた県では国民年金の納付率が下がることを見出している。
- 2) 同調査は、第1号未加入者の未加入理由を、「届出の必要性や制度の仕組みを知らなかった、忘れていた等」の理由と「加入したくない」という理由の二つに大きく分けて聞いており、後者には「保険料が高く、経済的に納めるのが困難だから」や「納める保険料に比べて、もらえる年金額が少ないと思うから」といった理由が含まれている。
- 3) 後であらためて述べるが、公的医療保険もほぼ同様の構造になっている。
- 4) 2007年度において、第2号被保険者から新たに第1号被保険者資格を取得した者は、第1号被保険者全体の16.3%に昇る（社会保険庁『平成19年度の国民年金の加入・納付状況』（2008））。
- 5) たとえば、小塩（2005）やGruber（2005）を参照。
- 6) 国民年金の未加入に関する分析として、表2にまとめた以外に、佐々木（2005）、阿部（2008）等がある。
- 7) 第1号被保険者グループは公的年金加入者全体の一部分であり、このサンプルの偏りが推定にならかのバイアスをもたらしている可能性がある。この問題については、鈴木・周（2006）のみが、サンプルセレクションを明示的に考慮した推定を行っている。ただし、その結果はサンプルセレクションを考慮しなかった場合と著しく異なっているわけではない。
- 8) 個票パネル・データに基づいた分析を行っているのは、本稿と同一のパネル・データを用いている湯田（2006）のみである。ただし、湯田（2006）においても就業状態の変化の効果は必ずしも明示的に扱われていない。
- 9) 本節の記述は主に椋野・田中（2008）を参考にした。
- 10) 2009年4月現在、月額1万4410円。
- 11) 元より、実質的に罰則規定がないという意味においてはいずれの制度も強制性は少ないと考えられる。ただ、被保険者本人の意思で加入/非加入の決まる余地があるかどうかという点では就業形態によって差があると言える。

- 12) 各種減免措置は、2005年以降に拡充されている。たとえば、若年者納付猶予制度は2005年から実施された。その意味で、本分析期間についてはあまり影響ないとも考えられる。
- 13) 調査5年度目に新たに24歳から27歳までの女性（コホートB）をサンプルに追加。更に調査11年度目に新たに24歳から29歳（コホートC）を調査対象者として加えている。
- 14) 該当質問箇所のすべての選択肢を挙げると、「1. 厚生年金に加入している」「2. 国民年金に加入している」「3. 船員保険に加入している」「4. 共済組合長期給付部門に加入している」「5. どれにも加入していない」となる。第3号被保険者の場合、どれに該当するかははっきりしない。
- 15) また、国民年金免除者についても、どの選択肢に振り分けられるべきなのか不明確であるという問題が残る。しかし、本稿では、免除者はいたとしても「非加入」の選択肢は選んでいないと想定する。
- 16) 健康保険の質問項目についてもその選択肢をすべて挙げると、「1. 会社の健康保険（健保組合、政府管掌）に加入している」「2. 国民健康保険に加入している」「3. 船員保険に加入している」「4. 共済組合短期給付部門に加入している」「5. どれにも加入していない」となる。この質問項目についても調査12回目以降に変更されたので、健康保険の非加入に関する分析についても第11回目までの情報を用いる。
- 17) 匿名レフェリーの指摘による。
- 18) 社会保険の適用基準に正確に則すならば、30時間以下の者に限定するのが妥当かもしれないが、JPSCでは労働時間を選択肢で聞いており、もっとも近い基準を選んだ。
- 19) 前期の就業状態が明らかになり、かつ公的年金・公的医療保険への加入状況が共に明らかな、未婚の「潜在的国民年金加入者」に絞った。これは本稿の主要な分析が、前期の就業状態と現在の加入状況との関係に焦点を当てているためである。
- 20) χ^2 乗検定によっても就業状態によって非加入率が有意に異なることが示された。
- 21) 表5で見たように、ここでの就業移動のパターンは $6 \times 6 = 36$ であるが、すべてについて見ると煩雑になるので、本稿の分析にとって関心のあるパターンに絞った。更に、そのなかで観測数が小さいもの（具体的には観測数が10を切るものは除外した）。
- 22) ただし、ワルド検定の結果では、「今期だけ無職」も「3期連続無職」も統計的に有意に異なっていなかった。医療保険については「その他無職」の期間が長くなると非加入率が上がってゆくといった傾向は見られない（表8bの(3)列）。
- 23) 行動経済学の公共政策への適用については、Bernheim and Rangel（2005）といった文献が参考になる。
- 24) 社会保険庁のホームページより（http://www.sia.go.jp/sodan/nenkin/kanyu_ans01.htm#qa0501-q541）。
- 25) JPSCにおけるサンプル脱落の要因とその推計への影響を検証した坂本（2006）によれば、サンプル脱落は結婚を機に起こっていることが多く、結婚へ影響を及ぼす要因はサンプル脱落によって過小推定されている可能性があると考えられる。また、無配偶者については所得が低いほど脱落確率が有意に大きいという結果も報告されている。したがって、（逆に言えば、所得の高い者が多くサンプルに残っているということなので）本稿における流動性制約を代理する指標の影響も過小に推定されている可能性があることは否定できない。

参考文献

Bernheim, B. D. and A. Rangel (2005) "Behavioral Public

- Economics: Welfare and Policy Analysis with Non-Standard Decision Makers,” *NBER Working Paper* 11518.
- Gruber, J. (2005) *Public Finance and Public Policy*, Worth Publishers.
- Wooldridge, J. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- 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.
- (2008) 「国民年金の未加入・未納問題と生活保護」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』東京大学出版会, 第4章.
- 安部由起子・谷村孝子 (2007) 「パートタイム労働者の厚生年金・雇用保険への未加入行動に関する考察」Hokkaido University Graduate School of Economics and Business Administration Discussion Paper Series B: No. 2007-71.
- 大石亜希子 (2007) 「公的年金加入における逆選択の分析」『千葉大学 公共研究』4(2): 123-144.
- 小椋正立・角田保 (2000) 「世帯データによる社会保険料負担の納付と徴収に関する分析」『経済研究』51(2): 97-110.
- 小塩隆士 (2005) 『社会保障の経済学 [第3版]』日本評論社.
- 駒村康平・山田篤裕 (2007) 「年金制度への強制加入の根拠——国民年金の未納・非加入に関する実証分析」『会計検査研究』35: 31-49.
- 坂本和靖 (2006) 「サンプル脱落に関する分析——「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』No. 551: 55-70.
- 佐々木一郎 (2005) 「国民年金未加入行動に影響する要因の分析——大学生対象のアンケートから」『季刊社会保障研究』41(3): 263-277.
- 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.
- (2006) 「コホート効果を考慮した国民年金未加入者の経済分析」『季刊社会保障研究』41(4): 385-395.
- 塚原康博 (2004) 「年金における未納・未加入問題の経済学的評価」『年金と経済』23(2): 46-50.
- 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』日本経済新聞社, 第7章.
- 丸山桂・駒村康平 (2005) 「国民年金の空洞化問題と年金制度のありかた」城戸喜子・駒村康平編『社会保障の新たな制度設計』慶應義塾大学出版会, 第8章.
- 棕野美智子・田中耕太郎 (2008) 『はじめての社会保障 [第6版]』有斐閣.
- 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.

〈投稿受付 2009年1月29日, 採択決定 2009年7月10日〉

さかい・ただし 国立社会保障・人口問題研究所研究員。
最近の主な著作に「社会保険料の事業主負担と賃金・雇用の調整」国立社会保障・人口問題研究所編『社会保障財源の効果分析』(東京大学出版会, 2009年)。労働経済学, 社会保障論専攻。