

IPSS Discussion Paper Series

(No.2008-J01)

「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）

2008 年 10 月



国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

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

2008 年 10 月 7 日

要旨

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。従って、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、被用者保険（典型的には正規雇用）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や国民健康保険に移行した場合には非加入率は有意に低く、一方で無職の状態が続くと非加入率が上がる傾向も一部見られた。また、個人効果を調整しても尚、無職の場合には非加入確率が高まっており、前期が正規雇用であった場合に非加入確率が高まるような事実は見出されなかった。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可能性が示唆される。これは、従来の実証分析の結果と整合的と言える。

1. はじめに—本稿における分析の問題意識と背景—

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になっている。公的年金について見れば、2006 年度の国民年金の納付率は 66.3%で、

* 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）両氏から頂いた指摘に多くを負っている。また、島田明夫（東京大学）、河野敏鑑（富士通総研）、瀬戸山晃一（大阪大学）、西山裕（国立社会保障・人口問題研究所）、山本克也（同左）、濱秋純哉（東京大学大学院）の各氏より頂いた意見も本稿にとって非常に示唆的であり、以上の方々に心より感謝の意を表したい。にもかかわらず、本稿はそれらの指摘を十分に反映できていない可能性があるが、残された誤り・課題については筆者の責とし、稿をあらためて分析を発展させたい。尚、本稿は、筆者が所属する機関の見解を示すものではない。

[†] sakai-tadashi@ipss.go.jp

納付対象月数のうち3分の1近くが未納になっている（社会保険庁「平成18年度の国民年金の加入・納付状況」）。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18年度 国民健康保険(市町村)の財政状況について」）。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予想に難くない。強制加入の原則が損なわれることで、社会保険は本来の機能が果たせずにいる。

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（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考えてきた。だが、図表1に示されるように、非加入の理由としては、それらの要因だけでなく、届出の必要性や制度の仕組みを忘れていたといった理由も多く挙げられており、制度の認識不足から非加入が生じていた可能性もある。では、どのような人が手続きのし忘れといった理由から非加入になっているのだろうか。日本の公的年金制度全体は、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）保険料支払いに関して「被保険者自ら手続きをする必要がある場合」と「自ら手続きをする必要がない場合」の別が生じることになっている¹。そのため、原理的には、手続きのし忘れなどはある特定パターンの就業移動があった際に生じることが多いと考えられる。既存研究は、しばしば就業状態と未納率が相関していることを流動性制約のひとつの根拠として挙げているが、ある時点において同一の就業状態であっても、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、流動性制約と同時に、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。これが本稿の最初の問題意識である。

図表2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²。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によって未納になっているのだろうか。

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、これまで就業変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（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

¹ 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。

² 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。

と考えられる。就業形態間の移動にまで踏み込んでみれば、非加入が発生する事情についてもう少し違った様相が見出されるかもしれない。

この短い稿では、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、未婚女性の就業変動と公的年金の加入行動との関係に焦点を当てた簡単な観察をおこなう。同時に、就業変動と公的医療保険の加入との関係についても見ることにする。

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や国民健康保険に移行した場合には非加入率が有意に低くなる一方で、無職の状態が続くと非加入率が上がる傾向が見られた。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。(モデルによって若干結果が異なるため断定はできないが)個人効果を除去しても無職の場合には非加入率が高まる傾向が見られることから、上の結果は無職になりやすい人が同時に非加入になることも多いといった理由によるものではないと思われる。少なくとも、個人効果をコントロールしても、新たな手続きを必要とするような就業移動によって非加入率が上がるという事実は見られなかった。これらのことから総合して考えると、社会保険の非加入は、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見なすことが妥当ではないかと思われる。但し、本稿の分析において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。3節で、制度の仕組みを見た後、4節で本稿に用いるパネル・データについて説明する。5節で分析の結果を紹介する。そして、6節を結びとして、政策含意と本稿の課題について言及したい。

2. 既存研究と本分析の位置付け

社会保険への非加入・未納問題はその社会保険財政に影響を与えるのみならず、他の社会保障制度への負荷をも増すことになるために問題となる。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。従って、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、社会保険への非加入・未納がどのような理由から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³、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

³ たとえば、小塩(2005)や Gruber(2005)を参照。

味はまったく違ってこよう。後者の場合、特に公的な助けを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、2) 逆選択要因、3) 近視眼的要因 といった仮説を考え、各要因を識別することに重点が置かれてきた。ここで流動性制約要因とは、保険料が高いために（手持ちから）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（鈴木・周, 2001, 鈴木・周, 2006, 湯田, 2006, 大石, 2006, 駒村・山田, 2006）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, 大石, 2006, 駒村・山田, 2006）といった変数を用いてきた。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、個人による備えで充分ということになる。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, 大石, 2006, 駒村・山田, 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おこなわれてきた（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）に譲ることとして、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先行研究を整理した（図表 3⁴）。図表 3 を一目して、パネル・データ（個票）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（手続きのし忘れ・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）就業移動が生じた時にはじめて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

⁴ 国民年金の未加入に関する分析として、図表 2 にまとめた以外に、小椋・角田（2000）、佐々木（2005）、阿部（2008）等がある。

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⁵、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非加入確率が上がることを確認している（鈴木・周, 2001, 大石, 2006）。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付けられたかのように見える。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おこなっている（たとえば、阿倍, 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付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付けられたとする研究が登場している（駒村・山田, 2007）。「駆け込み」加入については、鈴木・周（2001）や鈴木・周（2006）が、35歳付近に加入が集中することを見出している。

公的医療保険について非加入行動を定量的に分析しているのは、筆者の知る限り、湯田（2006）のみである。湯田（2006）では、公的年金と同じように、保険料率が高いほど医療保険の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、一つの要因として流動性制約によって非加入が発生していると窺えることから、政策的な対処としては保険料の減免といった措置の拡充が要請されることになる。だが、非加入・未納は本当にそのような（言わば静的な（static））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未納・非加入が発生しやすくなるといったことが考えられる。だが、意外にも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検証したものはなかった。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⁶。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非加入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。手続きがあら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。そこで次節では、制度の仕組みを説明する。

⁵ 本来、就業の決定（すなわち第1号被保険者グループに入るか入らないかの決定）と非加入行動はなんらかの関係していることが考えられる。この問題については、鈴木・周（2006）のみが、第1号被保険者グループになる決定を明示的に分析モデルに組み込んだ推定を行っている。

⁶ 個票パネル・データに基づいた分析をおこなっているのは、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。但し、湯田（2006）においても就業変動の効果は必ずしも明示的に扱われていない。

3. 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おこなう⁷。

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⁸を支払うことになる。

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）・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 3/4 未満の場合）には厚生年金は適用されない。給与に一定率をかけた額の保険料を、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おこなっていることになる。

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（夫）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・支払い手続きが必要なのは第 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に加入する場合には、その加入・支払いに関する手続き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、自ら手続きをする「手間」が発生することになる（図表 4）。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おこなう必要はない。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、口座振替によって支払うことができることから大抵は毎期ごとに加入・支払いの手続きをする必要は特にない。

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

⁷ 本節の記述は主に椋野・田中（2008）を参考にした。

⁸ 2008 年 4 月現在、月額 1 万 4410 円。

が、大きく分ければ以下ようになる。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参加し、健康保険組合がなければ政府管掌健康保険に参加することになる。また、公務員とその家族は共済組合に参加する。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参加する。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⁹。逆に言うと、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加入率が下がることが予想される。その際に既に流動性制約にさらされているような場合には、特にそのような可能性が大きいかもしれない。

ただ、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（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。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のは、先に触れたように不安定就業をする人々（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背景もある。

尚、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、その意思決定についても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、脚注13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

⁹ 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。

に扱わない¹⁰.

4. 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¹¹, 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 14 回までおこなわれている. 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. 尚, 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¹². 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¹³. このように未婚者に限定することでサンプル数が減ってしまうが, 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. 尚, この質問項目は曖昧さをなくすように調査 12 回目以降変更された. 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¹⁴.

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, 非婚でありながら「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.

¹⁰ 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考えることもできる.

¹¹ 調査 5 年度目に新たに 24 歳から 27 歳までの女性 (コーホート 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 (コーホート C) を調査対象者として加えている.

¹² 該当質問箇所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.

¹³ 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が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」の選択肢を選んでいると想定する.

¹⁴ 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.

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、未婚で、「自営業主」及びその「家族従業者」、「学生」、「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。ここで「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¹⁵。尚、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。従って、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。図表 5 にサンプルの基本統計量を示した。

5. 就業状態の遷移と非加入率の関係

5-1. 推計結果

本節で、就業状態の移行が社会保険の非加入行動に与えている影響を検証する。その前に、(当期の) 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。図表 6 は、全サンプルと未婚「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¹⁶。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。

図表 7a と図表 7b 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。当然、前期も今期も同じ就業状態である割合が最も高いが、全サンプルでは、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(図表 7b)、「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。

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。図表 8 に、就業の遷移パターンごとに両社会保険の非加入率を見た¹⁷。まず、大きな傾向として、「就業 (t-1) → 就業 (t)」の場合に最も非加入率は低いが、「就業 (t-1) → 非就業 (t)」や「非就業 (t-1) → 就業 (t)」といったケースでは非加入率が高い傾向にある。これらは「非就業 (t-1) → 非就業 (t)」の場合よりも高い。

¹⁵ 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。

¹⁶ 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。

¹⁷ 図表 7 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、そのなかでサンプル数が小さいもの(具体的にはサンプル数が 10 を切るもの)は除外した。

細かく見れば、「正規雇用 (t-1) → その他無職 (t)」の場合や「非正規雇用 (t-1) → その他無職 (t)」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ある。だが、「その他無職 (t-1) → その他無職 (t)」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。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、図表 9 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、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。

図表 10 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る。尚、本推計で用いるサンプルにも、(基本的に所得のないことが多いと考えられる) 学生及び (他の家族が保険料の肩代わりをしている可能性がある) 家族従業者が含まれているが、それらを除いた場合でも以下の推計結果に大きな異同はなかったことを予め述べておく。まず、細かい就業移動の影響を見るため pooled 推定の結果から見ると、年齢や学歴、コーホート等をコントロールしたうえでも、「その他無職」や「非正規雇用」であると非加入率が有意に高くなることがわかる ((1)列)。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尚、「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 ((2)列)、非加入率に対してマイナスに有意な影響を与えている。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な値は示さなかったもののマイナスをとっていた。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 ((3)列)、2 期連続、3 期連続となるに従って係数の値は有意に大きくなる。「その他無職」の期間が続くと非加入率が高くなってゆく傾向がある¹⁸。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

¹⁸ 但し、ワルド検定の結果、「2 期連続無職」と「3 期連続無職」の係数値は統計的に有意に異

影響を見たのが(4)列である。「正規雇用 (t-1) →その他無職 (t)」と「その他無職 (t-1) →その他無職 (t)」とを識別して見たところ、「その他無職→その他無職」の場合に限り有意に非加入確率が上がり、上の結果を裏付ける形になった。一方で、正規雇用から無職になろうと、自営業等から無職になろうと変わらないことになる。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。ここまでで、今期にあらたに加入手続きが必要となったグループよりも、以前から国民年金グループだった者、特に以前から「その他無職」であった者のほうが公的年金の非加入率が高いことがわかった。つまり、手続きを忘れていたとか認識していなかったというよりは、むしろ失業期間が長引いて国民年金の保険料を支払えなくなるということのほうが実態としては多いように見受けられる。

だが、もともと「その他無職」になりやすい人が社会保険も非加入になりがちな“性向”を有しているといった可能性はないのか。(5)列はパネル推定の結果を示している(変動効果モデル(random-effect model)¹⁹)。「その他無職」の係数はプラスに有意な値を示しており、個人効果をコントロールしたうえで尚(つまり、もともと無職になりやすい人が同時に非加入にもなりやすいという傾向があったとしても尚)、無職という状態は国民年金の非加入率を有意に高める影響を持っていることになる。但し、固定効果モデル(fixed-effect model)²⁰で推定すると、「その他無職」の係数は必ずしも有意でない。「前期正規雇用」の影響を見ると、有意にマイナスの値をとっている。従って、個人特有の観察されない要因をコントロールしても、新たな手続きが必要となるような場合に非加入率が高くなるということはない(固定効果モデルでは、マイナス値であるものの有意ではなかったが、少なくとも非加入確率に対して正に有意な影響は持っていなかった)。公的医療保険についてのパネル推定の結果でも、同様のパターンが確認された。

以上より総合的に判断すると、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はならず、(断定はできないものの)むしろ流動性制約の影響のほうが大きいと推察される。これは、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が高いという図表8の結果とも整合的である。

5-2. 推計結果についての議論

ここでは、上の推計結果から流動性制約によって非加入が生じていると解釈することの妥当性について若干論じたい。それは同時に、なぜ「手続きのし忘れ」による非加入は生じていないという結論になっているのか検討することでもある。

なっていなかった。「今期だけ無職」の場合と「3期連続無職」とは有意に異なっている。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う傾向は見られない。

¹⁹ ハウスマン検定の結果により採択。

²⁰ 限界効果の計算が一部複雑になるため、ここでは非掲載。尚、fixed effects logit model においては、観測数が大幅に減少するが、これは推定にあたって、加入-非加入の変動があったサンプルの情報しか利用されないためである(Wooldridge, 2001)。

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²¹。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ような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。駒村・山田（2007）では、アンケート調査項目によって個人の時間選好が双曲型時間割引になっているかどうか（つまり、近視眼がどうか）を検出することで、それらが国民年金の未納原因となっているかどうかを確かめている。具体的には、「1万円（A）を今日受け取ることと、別の金額（B）を一定期間後に受け取ることのどちらがよいか」といった想定質問に対する回答を用いている²²。これに直接的に対応する質問項目は JPSC にはないが、他の変数をもって近視眼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おこな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目を向けてみる必要もあるかもしれない。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け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おこなった。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おこなっている**²³。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。本稿は、「手続き忘れ」が生じがちだと考えられる幾つかのパターンのうち、「就業移動直

²¹ 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。

²² 詳しくは、駒村・山田（2007）p.42 の⑤ならびに脚注 11 を参照。

²³ 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)。

後」というケースのみに注目して分析をしたことになるが、上のような可能性を考えれば、「手続き忘れ」によってどの程度非加入が生じているか検証するには、むしろ行政が把握しておらず通知すらされないようなケース（たとえば、成人後、一度も正規被用者として勤めずに短時間非正規雇用を転々としている者など）に焦点を当てて検証したほうがよいかもしれない。

6. 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は変化があるのか、女性を対象としたパネル・データを用いて簡単な観察をおこなった。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（形態）によって異なる仕組みをとっており、特定の就業移動がおこなわれた際に自ら加入手続き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おこなった結果、正規雇用から国民年金や国民健康保険に移行した場合には非加入率が有意に低くなり、他方、無職の状態が続くと非加入率が上がる傾向が一部に見られた。また、パネル推定でも、無職の状態にあると非加入率が高まり、正規雇用から第1号被保険者グループに移っても非加入が増えるわけではないことから、個人効果をコントロールしても、就業移動が非加入確率を上げるという事実は見出されなかった。未婚女性に限れば、社会保険の非加入は、就業移動にともなう手続きのし忘れによって起こっているというよりは、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可能性がある。従来の実証分析の結論と近い結果であると言える。

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の主たる要因と結論されるならば、周知や通知の更なる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という可能性よりも、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が非加入の要因としてはやはり重要であることを示唆している。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ることになる。ただ、減免措置自体は既に十分に揃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、本稿の分析で得られた含意からだけで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。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²⁴。

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るれば、ベースが非就業者となってしまうことで、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。従って、今回は業種のコントロールをおこなっていない。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。それらの可能性がどの程度結果に影響しているのかについても、今後の検討課題となろう。

就業変動が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であり、更に精査されなければならない。

²⁴ 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。従って、（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 ―非加入, 未納率と逆進性への影響」『日本経済研究』 43: 134-154
- 阿部彩, 2003, 「公的年金における非加入期間の分析 ―パネル・データを使って―」『季刊社会保障研究』 39(3): 268-280
- 阿部彩, 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: 115-145
- 安部由起子・谷村孝子, 2007, 「パートタイム労働者の厚生年金・雇用保険への非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, 2006, 「公的年金加入における逆選択の分析」『厚生労働科学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 17 年度 総括・分担研究報告書』: 73-91
- 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』 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 ―大学生対象アンケートから」『季刊社会保障研究』 41(3): 268-277
- 鈴木亘・周燕飛, 2001, 「国民年金非加入者の経済分析」『日本経済研究』 42: 44-60
- 鈴木亘・周燕飛, 2006, 「コーホート効果を考慮した国民年金非加入者の経済分析」41(4): 385-395
- 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『「弱者」保護政策の経済分析』日本経済新聞社, 第 7 章:185-219
- 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: 223-250
- 椋野美智子・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・国民健康保険非加入者の計量分析」『経済研究』 57(4): 344-357

図表1. 第1号未加入者の未加入の理由

理由		割合 (単位:%)
総数		100
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		50.2
加入の届出をする必要はないと思っていたから		9.8
忙しくて届け出る暇がなかったから		5.6
うっかり届出を忘れていたから		4.6
制度のしくみを知らなかったから		30.2
加入したくない		49.8
保険料が高く, 経済的に納めるのが困難だから		22.8
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		3.5
公的年金をもらわなくても, 他の収入や貯蓄などで暮らしていけると思うから		0.4
これから保険料を納めても加入期間が少なく, 年金がもらえないと思うから		6.8
もらえる年金額がわからないから		0.7
年金制度の将来が不安だから		3.1
納めた保険料がどのように使われているのかよくわからないから		1.4
自分以外にも加入せず保険料を納めていない人がいるので加入する必要はないと思うから		1.8

注 1) 無回答の者を除く。

2) 「加入したくない」の内訳は最も主要な理由である。

3) 20～59歳の者にかかる状況である。

出所: 社会保険庁「平成16年公的年金加入状況等調査報告」

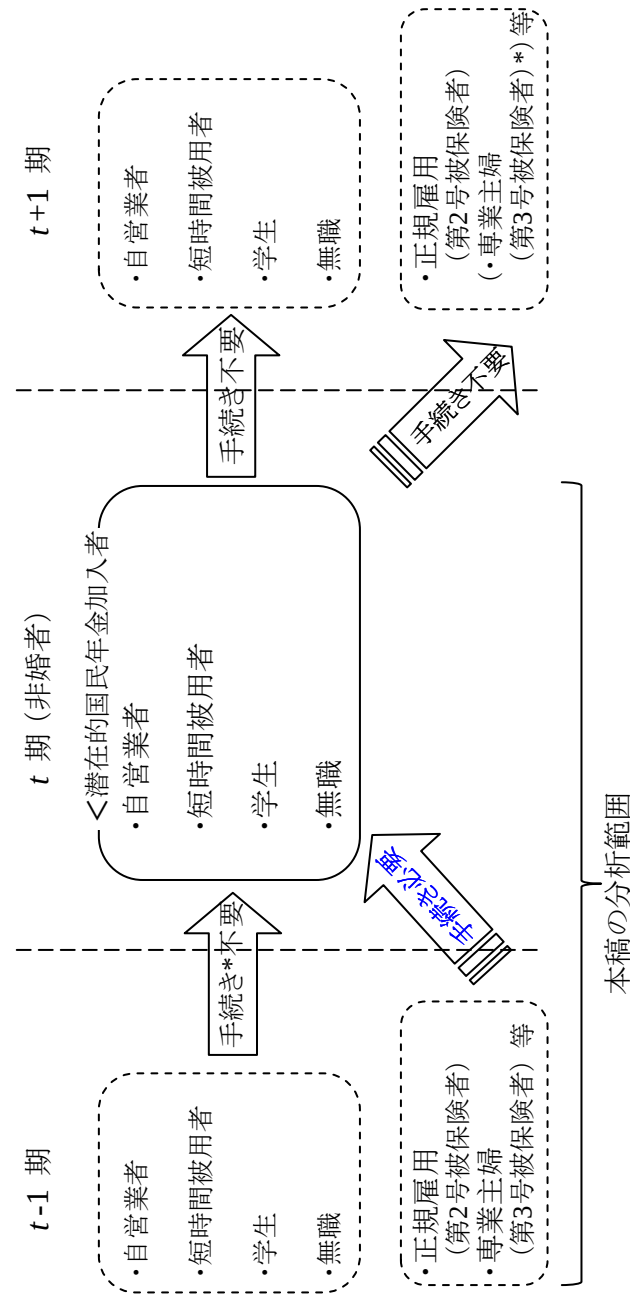
図表2 就業状態別の国民年金の納付状況 (%)						
	総数	自営業主	家族 従業者	会社などに雇われていない		
				常用雇用	臨時・ パート	無職
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	36.6	41.7	42.3	38.0	32.1	34.3
	30.0	34.7	35.9	29.7	24.6	29.1
	6.6	7.0	6.3	8.3	7.5	5.2
完納者						
一部納付者						
1号期間滞納者	16.1	13.3	12.3	18.4	20.2	15.1
申請全額免除者	5.9	3.1	2.9	3.2	7.5	8.4
学生納付特例者	4.7	0.2	0.2	2.4	8.2	8.0
						1.7

資料出所：社会保険庁「国民年金被保険者実態調査」(2005年)

図表3 主要な既存研究の結果

	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
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 (2006)	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(×)

図表4 就業形態の遷移と公的年金加入手続きの関係
大まかなイメージ



*; 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)に届ける必要がある.

図表5 記述統計表

		サンプル数	平均	標準偏差
公的年金非加入		962	0.315	0.465
公的医療保険非加入		964	0.144	0.351
就業状態	非正規雇用	979	0.333	0.472
	学生	979	0.052	0.222
	その他無職	979	0.460	0.499
	自営業	979	0.155	0.362
年齢		979	30.538	4.784
学歴	中学校	979	0.151	0.358
	高校	979	0.499	0.500
	短大・高専	979	0.176	0.381
	大学	979	0.174	0.379
預貯金無		979	0.354	0.479
持ち家有		979	0.641	0.480

出所:JPSCより作成.

図表6 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	
		全サンプル		全サンプル	
		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%	26.65%	5.82%	9.98%
		(1076)	(125)	(584)	(47)
	自営業	12.30%	16%	5.10%	6.67%
		(118)	(24)	(49)	(10)
非就業	正規雇用	3.88%		0.60%	
		(199)		(31)	
	非正規雇用	19.38%	31.66%	12.84%	11.53%
		(759)	(101)	(504)	(37)
非就業		17.23%	36.11%	7.94%	18.66%
		(1092)	(178)	(505)	(92)
	学生	14.52%	15.69%	10.94%	13.73%
		(9)	(8)	(7)	(7)
非就業	専業主婦	15.50%		6.97%	
		(891)		(402)	
	その他無職	36.43%	38.46%	18.18%	19.23%
非就業		(192)	(170)	(96)	(85)

下段括弧内は非加入者の実数.

出所:JPSCより作成.

図表7a 就業状態の遷移確率(全サンプル)

t-1期 \ t期	自営業	正規	非正規	学生	専業主婦	その他無職	計
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)

図表7b 就業状態の遷移確率(非婚者サンプル)

t-1期 \ t期	自営業	正規	非正規	学生	その他無職	計
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.

図表8 就業状態の変化ごとに見た非加入率

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

t-1年からt年にかけての変化ごとに、t年の非加入率(%)を表示.

出所:JPSCより作成.

図表9 預貯金の有無と社会保険の非加入率

	全サンプル		全サンプル	
		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)	23.67% (147)	6.1% (855)	10.31% (64)
預貯金無	22.25% (586)	45.75% (156)	9.62% (254)	21.87% (75)

図表10a 社会保険への非加入要因分析 (公的年金) -推計結果(i) -

	(1)				(2)				(3)				(4)				(5)			
	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	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
(公的年金への非加入に関する分析)																				
被説明変数: 非加入;1, 加入;0																				
就業形態	0.189	0.061	***		0.193	0.061	***		0.190	0.061	***		0.189	0.061	***		1.207	0.534	***	
(ベース;	-0.002	0.095			0.000	0.095			-0.017	0.092			-0.014	0.092			0.774	0.820		
学生																				
自営業者)	0.209	0.053	***		0.223	0.052	***						0.178	0.060	***		1.713	0.525	***	
その他の無職																				
その他無職(当期のみ)									0.192	0.063	***									
その他無職(2期連続)									0.247	0.091	***									
その他無職(3期連続)									0.361	0.074	***									
就業変化									-0.080	0.042	*		-0.052	0.046			-1.003	0.396	***	
正規雇用(t-1期)→その他無職(t期)													-0.024	0.058						
その他無職(t-1期)→その他無職(t期)													0.112	0.057	*					
年齢																				
26-28歳	-0.055	0.049			-0.047	0.049			-0.064	0.049			-0.066	0.050			-0.363	0.420		
(ベース;	-0.105	0.050	**		-0.099	0.051	*		-0.122	0.049	**		-0.121	0.050	**		-0.686	0.456		
25歳以下)	-0.166	0.048	***		-0.165	0.048	***		-0.191	0.046	***		-0.187	0.046	***		-0.835	0.522		
32-34歳	-0.184	0.052	***		-0.178	0.053	***		-0.201	0.049	***		-0.200	0.050	***		-0.787	0.577		
35-37歳	-0.209	0.048	***		-0.203	0.049	***		-0.224	0.043	***		-0.223	0.044	***		-0.349	0.677		
38-40歳	-0.222	0.049	***		-0.221	0.049	***		-0.240	0.042	***		-0.238	0.043	***		-0.066	0.800		
41-44歳																				
コーホート	-0.016	0.080			-0.020	0.079			-0.053	0.076			-0.044	0.077						
(ベース;	-0.153	0.071	**		-0.153	0.070	**		-0.160	0.069	**		-0.160	0.069	***					
60年以上	-0.211	0.071	***		-0.207	0.071	***		-0.228	0.069	***		-0.224	0.070	***					
生まれ)	-0.196	0.061	***		-0.195	0.060	***		-0.202	0.059	***		-0.203	0.059	***					
70-71年生まれ																				
72年以上以降生まれ	-0.233	0.076	***		-0.237	0.074	***		-0.251	0.073	***		-0.245	0.074	***		-1.204	0.499	***	
最終学歴	-0.142	0.043	***		-0.135	0.043	***		-0.133	0.043	***		-0.135	0.043	***		-1.295	0.599	***	
(ベース;	-0.137	0.045	***		-0.130	0.046	***		-0.125	0.046	***		-0.126	0.046	***		-1.792	0.635	***	
短大・高専卒																				
大学卒以上	-0.147	0.046	***		-0.139	0.047	***		-0.135	0.048	***		-0.139	0.047	***		0.814	0.303	***	
資産	0.157	0.035	***		0.150	0.035	***		0.151	0.035	***		0.153	0.035	***					
預貯金無し																				
持ち家有り	-0.065	0.036	*		-0.065	0.036	*		-0.063	0.036	*		-0.062	0.036	*		-0.380	0.345		
時点効果	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962
モデル等	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Pooled Logit	Random-effect logit	Random-effect logit	Random-effect logit	Random-effect logit

***<1%, **<5%, *<10%. 標準誤差は、パネル推定を除いてRobust Standard Error.

図表10b 社会保険への非加入要因分析(公的医療保険) -推計結果(ii) -

	(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		被説明変数: 非加入;1, 加入;0	限界効果	標準誤差		被説明変数: 非加入;1, 加入;0	限界効果	標準誤差		被説明変数: 非加入;1, 加入;0	限界効果	標準誤差		被説明変数: 非加入;1, 加入;0	限界効果	標準誤差	
就業形態	非正規雇用	0.047	0.045		非正規雇用	0.047	0.045		非正規雇用	0.046	0.045		非正規雇用	0.045	0.045		非正規雇用	0.362	0.657	
(ベース;	学生	0.109	0.099		学生	0.109	0.099		学生	0.113	0.101		学生	0.112	0.101		学生	0.884	0.908	
自営業者)	その他無職	0.108	0.041	***	その他無職	0.108	0.041	***	その他無職	0.138	0.055	**	その他無職	0.111	0.045	**	その他無職	1.491	0.633	**
	その他無職(当期のみ)				その他無職(当期のみ)				その他無職(当期のみ)				その他無職(当期のみ)				その他無職(当期のみ)			
	その他無職(2期連続)				その他無職(2期連続)				その他無職(2期連続)				その他無職(2期連続)				その他無職(2期連続)			
	その他無職(3期連続)				その他無職(3期連続)				その他無職(3期連続)			*	その他無職(3期連続)				その他無職(3期連続)			
就業変化	正規雇用(t-1期)	0.000	0.031		正規雇用(t-1期)	0.000	0.031		正規雇用(t-1期)	-0.010	0.030		正規雇用(t-1期)				正規雇用(t-1期)	-0.097	0.440	
	正規雇用(t-1期)→その他無職(t期)				正規雇用(t-1期)→その他無職(t期)				正規雇用(t-1期)→その他無職(t期)				正規雇用(t-1期)→その他無職(t期)	0.025	0.043		正規雇用(t-1期)→その他無職(t期)			
	その他無職(t-1期)→その他無職(t期)				その他無職(t-1期)→その他無職(t期)				その他無職(t-1期)→その他無職(t期)				その他無職(t-1期)→その他無職(t期)	-0.022	0.026		その他無職(t-1期)→その他無職(t期)			
年齢	26-28歳	-0.032	0.034		26-28歳	-0.032	0.034		26-28歳	-0.027	0.035		26-28歳	-0.031	0.035		26-28歳	-0.780	0.484	
(ベース;	29-31歳	0.010	0.041		29-31歳	0.010	0.041		29-31歳	0.016	0.042		29-31歳	0.013	0.042		29-31歳	-0.187	0.504	
25歳以下)	32-34歳	0.013	0.049		32-34歳	0.013	0.049		32-34歳	0.022	0.052		32-34歳	0.020	0.051		32-34歳	-0.553	0.585	
	35-37歳	0.012	0.059		35-37歳	0.012	0.059		35-37歳	0.020	0.063		35-37歳	0.017	0.062		35-37歳	-0.267	0.645	
	38-40歳	-0.030	0.048		38-40歳	-0.030	0.048		38-40歳	-0.023	0.052		38-40歳	-0.025	0.051		38-40歳	-0.947	0.789	
	41-44歳	0.032	0.082		41-44歳	0.032	0.082		41-44歳	0.040	0.085		41-44歳	0.046	0.088		41-44歳	-0.447	0.903	
コホート	61-63年生まれ	0.055	0.061		61-63年生まれ	0.055	0.061		61-63年生まれ	0.057	0.062		61-63年生まれ	0.065	0.064		61-63年生まれ			
(ベース;	64-66年生まれ	-0.003	0.055		64-66年生まれ	-0.003	0.055		64-66年生まれ	-0.002	0.055		64-66年生まれ	-0.002	0.055		64-66年生まれ			
60年以前	67-69年生まれ	0.051	0.070		67-69年生まれ	0.051	0.070		67-69年生まれ	0.052	0.071		67-69年生まれ	0.055	0.071		67-69年生まれ			
生まれ)	70-71年生まれ	-0.002	0.064		70-71年生まれ	-0.002	0.064		70-71年生まれ	0.001	0.065		70-71年生まれ	0.001	0.065		70-71年生まれ			
	72年以上生まれ	0.030	0.069		72年以上生まれ	0.030	0.069		72年以上生まれ	0.029	0.069		72年以上生まれ	0.035	0.070		72年以上生まれ			
最終学歴	高校卒	-0.160	0.026	***	高校卒	-0.160	0.025	***	高校卒	-0.161	0.026	***	高校卒	-0.163	0.026	***	高校卒	-1.309	0.520	***
(ベース;	短大・高専卒	-0.092	0.019	***	短大・高専卒	-0.092	0.019	***	短大・高専卒	-0.094	0.019	***	短大・高専卒	-0.095	0.019	***	短大・高専卒	-1.034	0.638	
中学校卒)	大学卒以上	-0.076	0.023	***	大学卒以上	-0.076	0.023	***	大学卒以上	-0.077	0.023	***	大学卒以上	-0.079	0.023	***	大学卒以上	-0.971	0.650	
資産	預貯金無し	0.055	0.023	**	預貯金無し	0.055	0.023	**	預貯金無し	0.055	0.023	**	預貯金無し	0.057	0.023	**	預貯金無し	0.609	0.344	*
	持ち家有り	-0.024	0.023		持ち家有り	-0.024	0.023		持ち家有り	-0.024	0.023		持ち家有り	-0.025	0.023		持ち家有り	-0.059	0.382	
時点効果		No	No			No	No			No	No			No	No			Yes	Yes	
サンプル数		964	964			964	964			964	964			964	964			964	964	
モデル等		Pooled Logit	Pooled Logit			Pooled Logit	Pooled Logit			Pooled Logit	Pooled Logit			Pooled Logit	Pooled Logit			Random-effect logit	Random-effect logit	

***<1%, **<5%, *<10%. 標準誤差は、パネル推定を除いてRobust Standard Error.

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2008-E01	Takanobu Kyogoku	Introduction to the theories of social market	2008 年 7 月
2007-J01	坂本和靖	親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響－The Sensitivity Analysis of Hidden Bias－	2008 年 3 月
2007-E02	Tetsuo Fukawa	Household projection 2006/07 in Japan using a micro-simulation model	2007 年 10 月
2007-E01	Takanobu Kyogoku	In Search of New Socio-Economic Theory on Social Security	2007 年 5 月
2006-02	上村敏之・神野真敏	公的年金と児童手当－出生率を内生化した世代重複モデルによる分析－	2007 年 3 月
2006-01	加藤久和	基礎年金の負担：税か保険料か？	2006 年 7 月
2005-10	府川哲夫	企業による福利厚生の変向	2006 年 3 月
2005-09	菊地英明	社会的排除－包摂とは何か？——概念整理の試み	2006 年 3 月
2005-08	阿部彩	児童手当による子供の効用への影響	2006 年 3 月
2005-07	阿部彩	日本における相対的剥奪指標と貧困の実証研究	2005 年 12 月
2005-06	酒井正	社会保険料の事業主負担は本当に労働者が負担しているのか？	2005 年 11 月
2005-05	熊谷成将・泉田信行・山田武	医療保険政策の時系列的評価	2005 年 10 月
2005-04	Takashi Oshio and Satoshi Shimizutani	The impact of social security on income, poverty, and health of the elderly in Japan	2005 年 10 月
2005-03	稲垣誠一	Projections of the Japanese Socioeconomic Structure Using a Microsimulation Model (INAHSIM)	2005 年 10 月
2005-02	府川哲夫	国保老人の外来受診者 1 人当たり医療費	2005 年 8 月
2005-01	加藤久和	年金財政の持続可能性と経済成長について	2005 年 5 月