

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おこなっている（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歳付近で加入が集中することを見出している。

尚、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、非加入・未納の一つの大きな動機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。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。そこで次節では、制度の仕組みを説明する。

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

⁸ 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。

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3/4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おこなうことになる。

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々を「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、一度手続きをすれば口座振替によって支払うことができる（すなわち、毎期ごとに加入・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ため、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加入し、健康保険組合がなければ政府管掌健康保険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

¹⁰ 2008年4月現在、月額1万4410円。

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納付状況が悪くな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、脚注14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。

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

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。

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12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。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回目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，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。

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¹⁷。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

¹³ 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。

¹⁴ 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 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

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。表3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。表4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¹⁸。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、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(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。

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両社会保険の非加入率を見た¹⁹。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。

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)」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

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。

¹⁸ 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。

¹⁹ 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。

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、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、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 8 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。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。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。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」であると非加入率が 20%程度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（限界効果で約 1%程度）。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²⁰。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

²⁰ 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。

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。ここまでの、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。第1号被保険者として既に加入し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、ここでの「非加入」が保険料の「滞納」までもも含んでいると考えれば、上の結果は、手続きを忘れていたとか認識していなかったといったことで「非加入」になっているというよりは、むしろ長引く失業によっ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ことを示唆しているのではないかと²¹。

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傾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)²²)。「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)²³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は高いという表6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、上の推計結果で、流動性制約によって非加入が生じており、手続きのし忘れ

²¹ 加入していなければ納付はできないが、加入していても滞納ということはある。

²² ハウスマン検定の結果により採択。

²³ 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)。

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²⁴。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を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²⁵。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²⁶。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

²⁴ 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。

²⁵ 詳しくは、駒村・山田(2007) p.42 の⑤ならびに脚注11を参照。

²⁶ 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)。

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、たとえば、成人後、加入手続きをおこなわず、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。ただ、このようなケースについても、現在では国民年金手帳の送付という形で周知がおこなわれている。

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届け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、パネル推定においても、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かったことから、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。本稿のデータの限りでは、未婚女性については、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。小椋・角田（2000）、鈴木・周（2001）等、この研究分野の嚆矢と近い結果であると言える。

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²⁷。

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。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。

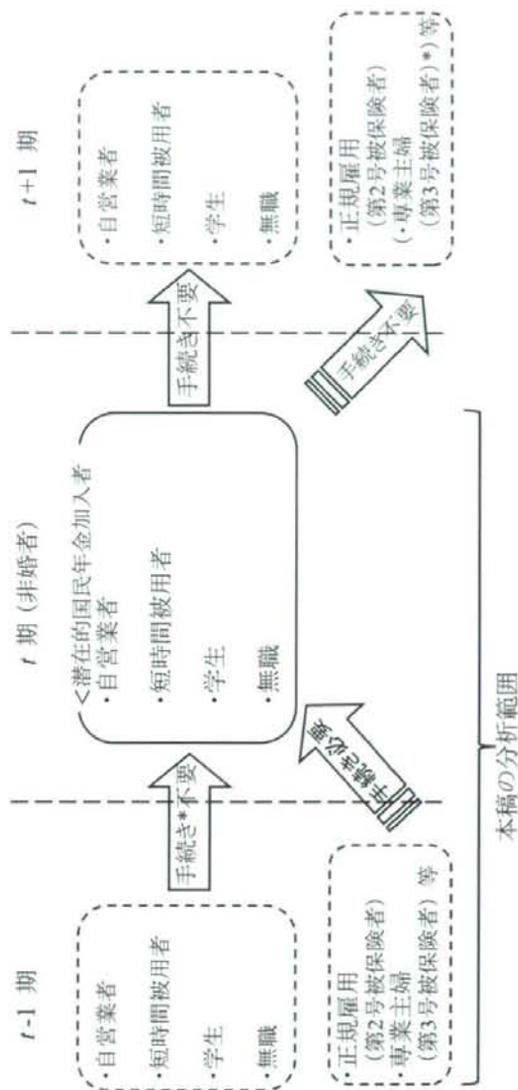
就業移動が社会保険の非加入行動と関わるメカニズムについては研究が緒に就いたばかりである。「逆選択要因」や「近視眼要因」も含めて各要因のうちどれが一番大きいのかということが今後の政策にとって重要になってくるはずであり、更に精査されなければならない。

²⁷ 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
- 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
- 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『「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1 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。

表1 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て			無職	不詳
				常用雇用	臨時・ パート	パート		
総数	100.0	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	56.9
完納者	47.3	59.4	62.2	47.9	36.2	44.2	46.6	46.6
一部納付者	10.5	12.1	11.0	13.3	11.0	8.0	9.1	9.1
1号期間滞納者	25.4	22.8	21.3	29.7	29.7	23.0	26.4	26.4
申請全額免除者	9.3	5.3	5.1	5.1	11.0	12.8	14.0	14.0
学生納付特例者	7.5	0.3	0.4	3.8	12.1	12.1	2.7	2.7

資料出所: 社会保険庁「国民年金被保険者実態調査」(2005年)

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 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 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(×)

表3 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.

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	
	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% (1076)	26.65% (125)	5.82% (584)	9.98% (47)
自営業	12.30% (118)	16.00% (24)	5.10% (49)	6.67% (10)
正規雇用	3.88% (199)		0.60% (31)	
非正規雇用	19.38% (759)	31.66% (101)	12.84% (504)	11.53% (37)
非就業	17.23% (1092)	36.11% (178)	7.94% (505)	18.66% (92)
学生	14.52% (9)	15.69% (8)	10.94% (7)	13.73% (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)

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(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)

表5b 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.

表6 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%
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%

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。

表7 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)

表8a 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
(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										
(ベース) 学生	0.189	0.061 ***	0.193	0.061 ***	0.190	0.061 ***	0.189	0.061 ***	1.207	0.534 **
自営業者	-0.002	0.095	0.000	0.095	-0.017	0.092	-0.014	0.092	0.774	0.820
その他無職	0.209	0.053 ***	0.223	0.052 ***			0.178	0.060 ***	1.713	0.525 ***
その他無職(当期のみ)					0.192	0.063 ***				
その他無職(短期連続)					0.247	0.091 ***				
その他無職(長期連続)					0.361	0.074 ***				
就業変化					-0.052	0.046				
正規雇用(t-1期)→その他無職(当期)			-0.080	0.042 *						
正規雇用(t-1期)→その他無職(1期)							-0.024	0.058		
年齢							0.112	0.057 *		
(ベース) 26-28歳	-0.055	0.049	-0.047	0.049	-0.064	0.049	-0.066	0.050	-0.363	0.420
29-31歳	-0.105	0.050	-0.099	0.051 *	-0.122	0.049 **	-0.121	0.050 **	-0.686	0.456
32-34歳	-0.166	0.048 ***	-0.165	0.048 ***	-0.191	0.046 ***	-0.187	0.046 ***	-0.835	0.522
35-37歳	-0.184	0.052 ***	-0.178	0.053 ***	-0.201	0.049 ***	-0.200	0.050 ***	-0.787	0.577
38-40歳	-0.209	0.048 ***	-0.203	0.049 ***	-0.224	0.043 ***	-0.223	0.044 ***	-0.349	0.677
41-44歳	-0.222	0.049 ***	-0.221	0.049 ***	-0.240	0.042 ***	-0.238	0.043 ***	-0.066	0.800
コーホート										
61-63年生まれ	-0.016	0.080	-0.020	0.079	-0.053	0.076	-0.044	0.077		
(ベース) 64-66年生まれ	-0.153	0.071 **	-0.153	0.070 **	-0.160	0.069 **	-0.160	0.069 **		
60年以前生まれ	-0.211	0.071 ***	-0.207	0.071 ***	-0.228	0.069 ***	-0.224	0.070 ***		
70-71年生まれ	-0.196	0.061 ***	-0.195	0.060 ***	-0.202	0.059 ***	-0.203	0.059 ***		
72年以上で生まれ	-0.233	0.076 ***	-0.237	0.074 ***	-0.251	0.073 ***	-0.245	0.074 ***		
最終学歴										
(ベース) 高校卒	-0.142	0.043 ***	-0.135	0.043 ***	-0.133	0.043 ***	-0.135	0.043 ***	-1.204	0.499 **
短大・高専卒	-0.137	0.045 ***	-0.130	0.046 ***	-0.125	0.046 ***	-0.126	0.046 ***	-1.295	0.599 **
大学卒以上	-0.147	0.046 ***	-0.139	0.047 ***	-0.135	0.048 ***	-0.139	0.047 ***	-1.792	0.635 ***
資産										
預貯金無し	0.157	0.035 ***	0.150	0.035 ***	0.151	0.035 ***	0.153	0.035 ***	0.814	0.303 ***
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	Yes	Yes							
サンプル数	962	962	962	962	962	962	962	962	962	962
モデル等	Pooled Logit	Random-effect logit	Random-effect logit							

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