

国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析[†]

湯 田 道 生

社会保険制度の未加入問題は、各社会保険の財政問題に留まらず、社会保障制度全体の問題として拡大する可能性があるという背景を踏まえて、本稿では未加入選択と未加入期間という二つの視点から国民年金・国民健康保険未加入者の分析を行った。

『消費生活に関するパネル調査(家計経済研究所)』の個票データを用いた実証分析の主な結果は以下の通りである。第一には、いずれの社会保険制度においても、各保険料率の上昇は、それぞれの未加入選択には影響を与えるが、未加入者の未加入期間には影響を与えないことが確認された。第二には、一方の社会保険の加入状況が他方の社会保険の加入状況に影響を及ぼさないことが確認された。第三には、民間保険加入者ほど社会保険の未加入確率が低いことが確認された。また、特に国民年金に関しては、若年層の高い未加入率は、世代間の受益と負担の格差に起因するものではなく、年齢によるものであると判断される結果を得た。

1. 序論

わが国の公的な年金制度と医療保険制度は、「国民皆年金」・「国民皆保険」と称されているように、全国民に加入義務がある社会保険制度である。しかし、公的年金制度の一つである国民年金制度については、第1号被保険者に占める第1号未加入者・未納者の割合が17.2%にまで上昇しており(社会保険庁(2003a))、公的医療保険制度の一つである国民健康保険制度については、保険料の滞納や未届けなどの理由で事実上の未加入者が存在しているといわれている。

このような社会保険の未加入問題は、保険料収納率の低下という点から各社会保険財政に悪影響を及ぼすことが第一に考えられるが、その他にも年金の未加入は生活保護費の増大に、医療保険の未加入は、受診抑制から医療費の増大につながる可能性がある。つまり、社会保険の未加入問題は、個別の社会保険の問題にとどまらず、社会保障制度全体の問題として拡大する可能性がある。したがって、効果的な対策をたてて社会保険の未加入問題を解消することは、社会保障制度の維持や効率化を図るうえで、政策上重要な課題であるが、そのためには未加入

要因の解明や、未加入者の特性を詳細に把握することが必要不可欠である。

こうした課題に関する先行研究は、大規模な個票データを高度な計量手法によって分析した研究が数多く存在するが、そのほとんどが一時点のデータを用いて分析を行っている。しかし、一時点のデータによる分析では、結果の解釈を行う際にいくつかの問題が生じ、それは政策決定を行う段階で非常に重要な問題になってくる。その問題の一つは、長期間にわたる個人特有の効果が考慮されないため、未加入状態の一時性や継続性の違いについて考察できないという問題である。このような未加入状態の違いは、それが一時的なものであれば、保険料の減額や免除などの拡充によって加入率や保険料収納率の改善が期待されるが、継続的なものであれば、税方式の導入や目的税の設定によって皆保険・皆年金を強制的に達成させるという手段が考えられる。もう一つの問題は、特に年金制度において、岩本・小塩・大竹(2002)が指摘するように、未加入要因が年齢効果によるものか、それとも世代効果によるものかが識別できないため、現在の若年層の高い年金未加入率の原因を十分に説明できるものにはなっていないという問題である。このような未加入要因の識別について

は、それが年齢効果によるものであれば、若年層の加入率を引き上げられるような政策を実施することで加入率の改善が見込まれるが、それが世代効果によるものであれば、世代間の受益と負担の格差を縮小させるような制度改革を行わない限りは、現在以後の世代の未加入問題は解決されず、制度維持が著しく困難になる可能性がある。

これら分析上の問題を解決するためには、同一主体を複数年にわたって追跡しているパネルデータを用いて、未加入行動をより動学的な行動としてとらえて分析することや、現在のデータを過去のデータと比較して分析することが必要不可欠である。そこで本稿では、利用可能な個票レベルのパネルデータを用いて、未加入選択と未加入期間という2つの観点から、公的年金と公的医療保険の未加入者の未加入要因や未加入者の特性を包括的に検証する。ただし、被用者保険(厚生年金、共済年金、健康保険、共済組合など)加入者は、保険料が源泉徴収されるため、事実上の強制加入とみなすことができる。そこで本稿では、社会保険の中でも特に、現実的に加入選択の余地があると思われる国民年金と国民健康保険への加入・未加入行動に焦点を絞って分析を行う。本稿の構成は以下の通りである。次節では、社会保険の未加入問題に関連した先行研究の展望をまとめ、その上で本稿の位置付けを行う。3節では本稿で用いるデータの概要を示し、社会保険の未加入要因について考察する。4節では各社会保険の未加入選択に関する計量モデルを提示して分析を行う。5節では各社会保険の未加入期間に関する計量モデルを提示して分析を行う。6節では本稿のまとめとして、推定結果から窺える未加入者の特性や未加入要因を包括的に考察し、それらを踏まえたうえで考えられる政策的含意をまとめる。

2. 先行研究

社会保険の未加入問題に関する経済学的な研究は、大規模な個票データを、高度な計量手法で分析した研究が数多く存在するが、それらは国民年金を対象としたもの、公的医療保険を対

象にしたもの、そして複数の社会保険を対象としたものに大別できる。

第一に、国民年金を対象とした研究には、小椋・千葉(1991)、鈴木・周(2001)、阿部(2001)、阿部(2003)、佐々木(2005)がある。小椋・千葉(1991)は、筆者の知る限り国民年金の未加入問題を取り扱ったわが国で最初の論文であり、保険料率の上昇によって非加入率が上昇することを統計的に確認している。鈴木・周(2001)は、『家計における金融資産選択に関する調査(郵政研究所、1996年)』の個票データを用いて、国民年金の未加入選択要因を検証している。その結果、失業や金融資産の減少といった流動性制約要因と年齢や個人年金への加入等といった逆選択要因が、共に裏付けられる結果を得ている。阿部(2001)は、『平成8年度所得再分配調査(旧厚生省)』の個票データを用いて、1999年の国民年金保険料の免除改正が、未加入者と未納者の行動に与える影響について分析している。その結果、未加入と未納の決定要因は構造的に異なることを示しており、保険料率は未加入にはほとんど影響を与えないが、未納に対しては大きな影響力があることを確認している。阿部(2003)は、2001年に国立社会保障・人口問題研究所が、30歳以上の女性とその配偶者を対象に実施した『女性のライフサイクルと年金に関する調査』の個票データを用いて、国民年金の未加入行動を、未加入期間と性別の観点から分析を行っている。その結果、男女の未加入行動の違いは雇用の関わり方に大きく左右され、第一号への加入も雇用状況が最も大きな影響を持つことを確認している。また、世代間の受益と負担の格差に起因するコーホート効果については、データからも実証分析の結果からも確認されないとしている。佐々木(2005)は、大学生を対象とした独自アンケートの個票データを用いて、国民年金の未加入要因を検証している。その結果、制度の信頼性による影響は小さく、近視眼的な傾向や老後の備えの必要性に対する考え方といった個人サイドの要因が年金の未加入行動に影響を与えていることを確認している。

続いて、公的医療保険の未加入問題を分析し

たものには、鈴木・大日(2000)がある。鈴木・大日(2000)では、独自のアンケート調査の個票データを用いて、公的医療保険における無保険者の分析を行っている。その結果、扶養者を抱えるほど、世帯所得が低いほど、または本人が無就業状態であるほど未加入確率が上がることを確認している。また、未加入状態であることは、民間医療保険や生命保険などの民間保険の加入行動には影響を与えていないことも確認している。

最後に、複数の社会保険を分析対象としているものには、小椋・角田(2000)と安部(2002)がある。小椋・角田(2000)は、1986年から1995年における大調査年の『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、給付の改善に伴わない負担の増加が、国保加入世帯の社会保険料の納付行動にどのような影響を与えたのかについて分析している。その結果、任意加入に近いと考えられるこれらの世帯では、純収益率の減少に伴って、かなり広範囲に社会保険からのドロップアウトが発生しており、若い世代ほどその影響は顕著であるという仮説を支持している。安部(2002)は『パートタイム労働者総合実態調査(旧厚生省, 1990年, 1995年)』の個票データを用いて、パート労働者の厚生年金と健康保険加入について、配偶関係効果と年齢効果が生じているかを検証している。その結果、これらの社会保険の加入条件を満たす労働者については、いずれの効果も確認されないが、加入条件を満たさない労働者については、いずれの効果も確認している。

前節でも述べたように、上記の先行研究のほとんどは、クロスセクションデータを用いて分析を行っている¹⁾。しかし、クロスセクションデータによる分析では、岩本・大竹・小塩(2002)が指摘するように、未加入要因が年齢によるものか、それとも世代によるものかが識別されないという問題が生じるため、現在の若年層の高い年金未加入率の原因を十分に説明できるものとはなっていない。また、複数年のデータを用いている小椋・角田(2000)や安部(2002)でも、同一主体を追跡したデータではないため、

未加入者の未加入状態が一時的なものか、それとも継続的なものかなどといった長期間にわたる個人特有の効果までは考慮されていない。

こうした問題を解決するためには、複数年にわたって同一主体を追跡しているパネルデータを用いて、未加入行動をより動学的な行動としてとらえて分析することや、現在のデータを過去のデータと比較して分析することが必要となる。そこで本稿では、利用可能な個票レベルのパネルデータを用いて、未加入選択と未加入期間という2つの観点から、公的年金と公的医療保険の中でも加入選択の余地があると考えられる国民年金と国民健康保険について、それらの未加入要因や未加入者の特性を包括的に検証する。

3. 使用データと分析方法

3.1 使用データの概要

本稿の実証分析で用いるデータは、財団法人・家計経済研究所が実施している『消費生活に関するパネル調査(以下、パネル調査と記す)』の個票データ(1993年から2001年の計9年分)である²⁾。ただし、調査対象が比較的若い年齢の女性に限定されているという点で、結果の解釈には以下のような留意が必要である。まず、公的年金制度については、加入行動に関する性差については捉えきれないという点である。しかし、社会保険庁(2003a, b)が示すように、現在の国民年金制度において、未加入者割合は20~24歳で最も高く、未納者割合は24~29歳で最も高いという現状をふまれば、このような若い世代に限定されたサンプルを用いて分析を行うことも重要であると思われる。また、公的医療保険制度については、加入者の年齢構成や加齢に伴って疾病リスクが上昇することを踏まれば、事実上の未加入者の特性を完全に把握できない可能性がある。しかし、公的医療保険の事実上の未加入者に関する分析は鈴木・大日(2000)でしか行われておらず、分析手法の拡張と研究蓄積という点で、この分析にも一定の意義はあると思われる。

3.2 未加入要因の検討と分析方法

まず、本稿における社会保険の未加入者を、「あなたは健康保険(公的な年金)に加入していますか」というそれぞれの質問に対して、「どれにも加入していない」と回答したサンプルと定義する³⁾。

未加入要因については、前節で紹介した先行研究を参考に、未加入になる要因を考察して、それらに対する仮説をここで整理する⁴⁾。

はじめに、実際にデータを詳しく眺めてみると、公的年金と公的医療保険のいずれにおいても失業や離職などの就業状況の変化が生じた翌年や世帯所得が著しく減少した年に未加入に転じているケースが数多く見受けられた。したがって、それらの変化が未加入選択や未加入期間に与える影響を検証する必要があると考えられる。そこで、本稿では「流動性制約仮説」として、世帯の保有資産額や就業状況が、未加入選択や未加入期間にどの程度の影響を与えるのかを検証する。

また、現在、高齢化社会のなかでも持続可能な社会保障制度を構築するために、給付の削減や保険料の引き上げが議論・実施されているなかで、財政健全化のための増税や介護保険の被保険者の拡大などもその具体性を帯びてきている。つまり、今後個人が納付すべき納税額や社会保険料は、現在に比べて増加すると考えられるため、これらの影響が加入行動や未加入期間にどのような影響を及ぼしているかを検証することも非常に重要であると考えられる⁵⁾。そこで本稿では、「保険料仮説」として、家計の社会保険料の負担増がこれら社会保険への加入行動や未加入期間に与える影響も検証する。保険料負担を示す指標は、各社会保険料が世帯所得に占める割合で定義される「社会保険料負担率」である⁶⁾。ただし、パネル調査からは、各個人が支払っている保険料を具体的に把握することができない。そこで本稿では、小椋・角田(2000)や阿部(2001)にならって、マクロデータを用いてこれらを設定した。具体的には、国民年金の保険料は、厚生労働省年金局(2004)に記載されている該当年度の月額年金保険料を年額

に修正したものをを用い、国民健康保険の保険料は、該当年度の『国民健康保険の実態(国民健康保険中央会)』に記載されている調停保険料をベースに求めた年額の推定保険料を用いた。したがって、本稿で用いている社会保険料は、「実際に納付している保険料」ではなく、「本来支払うべき保険料」を用いているという点には留意する必要がある。

国民年金の未加入要因については、まず、通説として示されている、若い世代ほど支払う保険料に見合った給付が将来受給できないと判断して未加入になるという受益と負担の世代間格差⁷⁾が考えられる。そこで、「世代間格差仮説」として、コーホート別の未加入行動の差を検証する。また、国民年金には「25年の加入要件⁸⁾」が存在するため、「25年加入期間仮説」として、年齢階級別の未加入行動も検証する。その他には、在住している都市規模(社会保険庁(2003b))や、第3号被保険者への移行という点で配偶者の有無などの個人属性も加入選択に影響を与えると考えられる⁹⁾。

国民健康保険の未加入要因については、健康状態がよい人が保険料に見合わないために医療保険に加入しないという逆選択要因が考えられるため(周(2003))、健康状態の指標を用いて「逆選択仮説」を検証する¹⁰⁾。また、国民健康保険の場合には、加齢に伴って疾病リスクが上昇することから年齢、また各市町村によって保険料が異なるという点から都市規模、そして扶養者への移行という点から配偶者の有無や同居人数などの個人属性も加入行動に影響を与えると考えられる。

以上のような要因を念頭において、以下では、同一個人を追跡したパネルデータの特性を活かした2つの分析方法によって、各社会保険未加入者の分析を行う。一つは、各社会保険の未加入選択を分析対象とするRandom Effect Probit Modelによる分析である。もう一つは、未加入者の未加入期間そのものを分析対象とするSurvival Analysisによる分析である。各分析に用いる変数の記述統計量や具体的な推定式¹¹⁾については、次節以降の各箇所でも説明す

る。なお、詳細な分析を行う前にデータセットの特性を確認したところ、現実的にその存在が考えにくいサンプルや明らかに誤答しているサンプルが存在していたため、そのようなサンプルは予め分析の対象からは除外した¹²⁾。また、その他に、専業主婦サンプルや、親が肩代わりして支払うなどの状況が考えられる学生サンプルも除外し、現実的に加入選択の余地があると想定されるサンプルを分析対象としている。

4. 未加入選択に関する分析

4.1 Simultaneous Random Effect Probit Model

本節では、Random Effect Probit Model¹³⁾を用いて、公的年金と公的医療保険の未加入選択に関する分析を行い、個人が未加入状態を選択する要因を検証する。具体的には、事実上の強制加入とみなせる被用者保険(厚生年金、共済年金、健康保険、共済組合など)に加入しているサンプルを除外して、国民年金と国民健康保険について「双方に加入」、「片方のみ加入」、「双方に未加入」というサンプルに絞って分析を行う。また、各個人にとって、国民年金への加入と国保への加入はそれぞれ独立して意思決定を行うものではなく、同時決定であると考えられる。そこで、本節では、同時方程式体系のフレームワークを用いて、未加入選択の計量モデルを以下のように設定する。

$$\begin{aligned} y_{1,it}^* &= \gamma_1 y_{2,it}^* + \alpha_1 R_{1,it} + \alpha_2 L_{it} + \alpha_3 C_{it} \\ &\quad + \alpha_4 A_{1,it} + \alpha_5 P_{it} + \alpha_6 O_{1,it} + \varepsilon_{1,it} \\ y_{2,it}^* &= \gamma_2 y_{1,it}^* + \beta_1 R_{2,it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 A_{2,it} \\ &\quad + \beta_4 P_{it} + \beta_5 O_{2,it} + \varepsilon_{2,it} \end{aligned}$$

ただし、 $y_{j,it} = 1$ if $y_{j,it}^* > 0$ for $j = 1, 2$
 y^* は latent variable¹⁴⁾ であり、 y は国民年金 ($j=1$) 未加入者、または国民健康保険 ($j=2$) 未加入者であれば1、それ以外は0をとる変数である。また、 R , L , C , A , P , O は説明変数ベクトル、 α , β , γ はパラメーター、 ε は誤差項である。ただし ε は、 $\varepsilon_{j,it} = u_{j,i} + v_{j,it}$ と分解でき、それぞれ独立に平均ゼロの正規分布に従うものとする。すると誤差項は、

$$Var[\varepsilon_{it}] = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 = \sigma_{\varepsilon}^2 + 1,$$

$$Corr[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}] = \rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + 1}$$

という性質を持つ。また、添字 i は個人を識別するものであり、 t は時間(時点)を示す。

各説明変数は、 R は「保険料仮説」を検証する変数であり、 R_1 は国民年金保険料率、 R_2 は国民健康保険料率である。未加入要因が「保険料仮説」によるものであれば、 α_1 と β_1 はそれぞれ正で有意になることが予想される。また L には「流動性制約仮説」を検証する世帯の金融資産保有額と就業状況ダミー¹⁵⁾ が含まれる。未加入要因が流動性制約によるものであれば、 α_2 と β_2 はそれぞれ負に有意になることが予想される。 C は国民年金の推定式にのみ含まれる「世代間格差仮説(コーホート効果)」を検証する変数であり、1970-1971 年生まれを基準として¹⁶⁾、1960 年以前生まれ、1961-1963 年生まれ、1964-1966 年生まれ、1967-1969 年生まれ、1972 年以降生まれの各世代ダミーが含まれる。国民年金未加入の要因が、通説として示されているように、世代間の受益と負担の格差に起因するものであれば、世代が新しいほど未加入確率が高くなるはずであるから、コーホートが新しくなるにつれて、符号が負から正へとシフトしていくはずである¹⁷⁾。 A は年齢であり、公的年金未加入選択関数の A_1 は、「25 年加入期間仮説(年齢効果)」を検証する変数であり、25 歳以下ダミーを基準とした6つの年齢階級ダミーが含まれている。国民年金において、25 年の加入要件が加入行動に影響を及ぼしているのであれば、年齢階級が35-37 歳の年齢階層に近づくにつれて、未加入確率が小さくなっていく、もしくは符号が正から負へとシフトしていくことが予想される。一方で、国民健康保険未加入選択関数に含まれている A_2 は年齢であり、加齢に伴って疾病リスクが上昇することが反映されれば、 β_3 は負で有意になることが予想される。 P は民間保険の加入状況を示す民間保険加入ダミー¹⁸⁾ である。 O_1 , O_2 には、不健康ダミー、都市規模ダミー(市、13 大都市)、同居人数、学歴ダミー、有配偶ダミーなどの各推定式におけるその他の個人属性が含まれている。

表 1. 記述統計量(未加入選択に関する分析)

社会保険加入状況 説明変数名	国民年金・国民健康保 険ともに加入		国民年金のみ加入 (国保は未加入)		国保のみ加入 (国民年金は未加入)		国民年金・国民健康保 険ともに未加入	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
(保険料率仮説)								
国民年金保険料率	0.032	0.023	0.119	0.095	0.081	0.274	0.138	0.346
国民健康保険料率	0.021	0.025	0.045	0.211	0.030	0.051	0.138	0.346
(流動性制約仮説)								
金融資産保有額	273.518	432.065	188.636	314.618	147.880	308.903	129.725	337.141
自営業ダミー	0.231	0.422	0.182	0.390	0.099	0.298	0.147	0.356
パート労働者ダミー	0.277	0.448	0.273	0.451	0.381	0.486	0.376	0.487
(世代間格差仮説)								
1960 年以前生まれダミー	0.158	0.365	0.023	0.151	0.158	0.366	0.147	0.356
1961-1963 年生まれダミー	0.231	0.422	0.182	0.390	0.233	0.423	0.239	0.428
1964-1966 年生まれダミー	0.201	0.401	0.295	0.462	0.156	0.364	0.119	0.326
1967-1969 年生まれダミー	0.248	0.432	0.364	0.487	0.236	0.425	0.239	0.428
1970-1971 年生まれダミー	0.074	0.261	0.045	0.211	0.086	0.280	0.101	0.303
1972 年以降生まれダミー	0.088	0.283	0.091	0.291	0.131	0.337	0.156	0.364
(25 年加入期間仮説, 逆選択仮説)								
年齢	32.300	4.330	30.886	3.966	31.561	4.492	31.450	5.442
24 歳以下ダミー	0.040	0.195	0.136	0.347	0.073	0.260	0.119	0.326
26-28 歳ダミー	0.185	0.388	0.182	0.390	0.233	0.423	0.248	0.434
29-31 歳ダミー	0.239	0.427	0.227	0.424	0.221	0.415	0.193	0.396
32-34 歳ダミー	0.218	0.413	0.227	0.424	0.206	0.405	0.128	0.336
35-37 歳ダミー	0.175	0.380	0.205	0.408	0.154	0.362	0.119	0.326
38-41 歳ダミー	0.112	0.315	0.023	0.151	0.081	0.274	0.138	0.346
41 歳以上ダミー	0.032	0.177	0.000	0.000	0.032	0.177	0.055	0.229
(その他個人属性)								
学歴ダミー	0.283	0.451	0.295	0.462	0.201	0.401	0.248	0.434
有配偶ダミー	0.739	0.439	0.227	0.424	0.593	0.492	0.193	0.396
不健康ダミー	0.088	0.284	0.182	0.390	0.143	0.351	0.119	0.326
民間保険加入ダミー	0.848	0.359	0.386	0.493	0.713	0.453	0.422	0.496
同居人数	4.342	1.628	3.591	1.207	3.846	1.543	3.394	1.694
13 大都市ダミー	0.294	0.456	0.318	0.471	0.321	0.467	0.294	0.458
市ダミー	0.516	0.500	0.591	0.497	0.572	0.495	0.596	0.493
サンプル数(個人数)	1792 (629)		44 (25)		467 (190)		109 (73)	

注 1) 総サンプル数は 2412 で、総個人数は 774 人である。

2) 国民年金未加入ダミーの平均は 0.239、標準誤差は 0.426 である。

3) 国民健康保険未加入ダミーの平均 0.063 は、標準誤差は 0.244 である。

4) 国民年金未加入ダミーと国民健康保険未加入ダミーの相関係数は 0.289 である。

5) 未加入者の保険料率がゼロでないのは、データ処理によるものである(補論参照)。

また、分析に用いる変数の記述統計量は表 1 に示すとおりである。

4.2 推定方法と推定結果

Simultaneous Random Effect Probit Model の具体的な推定方法は、まず各被説明変数の誘導型を推定して¹⁹⁾、それぞれの確率予測値を求め、次に、それらを構造型の推定式のそれぞれの社会保険未加入ダミーに置き換えて、二式を推定するという 2 段階で行う²⁰⁾(Greene (2003))。推定結果は表 2 に示すとおりである。

公的年金未加入選択関数の推定結果については、まず「保険料仮説」を示す国民年金保険料

率は正で有意であり、年金保険料の負担率が上昇することによって未加入になる確率が高まることを確認されている。その一方で、「流動性制約仮説」については、いずれの変数も有意ではなかった。「世代間格差仮説」については、各コーホートダミーが、いずれも有意ではなかったため、新しい世代ほど未加入率が高いという世代効果に関しては、阿部(2003)と同様に本稿でも確認されなかった。しかしその一方で、「25 年加入期間仮説」を示す各年齢階級ダミーについては、20 代のダミーはいずれも有意ではなかったが、30 代以降のダミーはいずれも負で有意になっており、しかも年齢階級が上がるに

表 2. 未加入選択関数の推定結果

説明変数名	社会保険			公的年金			公的医療保険		
	係数推定値	標準誤差	限界効果	係数推定値	標準誤差	限界効果	係数推定値	標準誤差	限界効果
(社会保険加入状況)									
国民健康保険未加入ダミー	2.386	2.420	0.262						
国民年金未加入ダミー		—		0.273	1.975	0.012			
(保険料仮説)									
国民年金保険料率	1.472**	0.372	0.161						
国民健康保険料率		—		1.460*	0.684	0.066			
(流動性制約仮説)									
金融資産保有額	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000			
自営業ダミー	-0.024	0.229	-0.003	0.149	0.344	0.007			
パート労働者ダミー	0.225	0.153	0.025	-0.161	0.218	-0.007			
(世代間格差仮説)									
1960 年以前生まれダミー	0.302	0.505	0.033						
1961-1963 年生まれダミー	0.398	0.460	0.044						
1964-1966 年生まれダミー	-0.171	0.443	-0.019						
1967-1969 年生まれダミー	-0.601	0.429	-0.066						
1972 年以降生まれダミー	-0.171	0.490	-0.019						
(25 年加入期間仮説, 逆選択仮説)									
年齢		—		0.028	0.027	0.001			
26-28 歳ダミー	-0.328	0.322	-0.036						
29-31 歳ダミー	-0.646	0.338	-0.071						
32-34 歳ダミー	-0.908*	0.390	-0.100						
35-37 歳ダミー	-1.093**	0.370	-0.120						
38-40 歳ダミー	-1.570**	0.450	-0.172						
41 歳以上ダミー	-1.605**	0.514	-0.176						
(その他個人属性)									
学歴ダミー	-0.787**	0.287	-0.086	-0.186	0.357	-0.008			
有配偶ダミー	-0.121	0.341	-0.013	-2.038**	0.306	-0.093			
不健康ダミー	-0.182	0.263	-0.020	-0.290	0.334	-0.013			
民間保険加入ダミー	-0.639*	0.280	-0.070	-0.908**	0.306	-0.041			
同居人数		—		-0.003	0.085	0.000			
13 大都市ダミー	-0.155	0.220	-0.017	-0.304	0.450	-0.014			
市ダミー		—		-0.205	0.421	-0.009			
定数項	-0.543	0.822	-0.059	-2.227	1.353	-0.101			
ρ	0.872**	0.019		0.782**	0.045				
Log Likelihood	-846.204			-379.904					
Wald test	Chisq(1) = 715.000**			Chisq(1) = 158.958**					

注 1) 推定方法は Simultaneous Random Effect Probit Model(2-Step Estimation)。

2) 標準誤差は Murphy and Topel(1985)の分散修正を行ったものである。

3) **は 1% 有意水準で有意, *は 5% 有意水準で有意であることを示す。

したがって、未加入確率が急激に小さくなっていることが確認された。これは、25 年の加入要件が加入行動に大きな影響を及ぼしていることを示唆しているものであると考えられる。その他に、公的医療保険や民間保険の加入状況との関連性を見ると、公的医療保険未加入ダミーの係数は有意ではなかったが、民間保険加入ダミーは負で有意であったため、民間保険に加入している人ほど国民年金に加入している確率が高くなることが確認されている²¹⁾。また、学歴ダミーが負で有意であった。

一方で、国民健康保険未加入選択関数の推定結果では、「保険料仮説」を示す国民健康保険料率が正で有意であり、国保保険料の負担率上昇によって未加入になる確率が高まることが確認されている。また、「流動性制約仮説」を示す変数については、国民年金の結果と同様にいずれの変数も有意ではなかった。また、「逆選択仮説」を検証する不健康ダミーは有意ではなく、国民健康保険における逆選択の存在は確認されない結果となっている²²⁾。その他には、国民年金の結果と同様に、民間保険加入ダミーは負で

有意であったため、民間保険に加入している人ほど国民健康保険に加入している確率が高くなることが確認された。また、有配偶ダミーが負で有意であった。

5. 未加入期間に関する分析

5.1 Survival Analysis の適用

前節の Random Effect Probit Model による分析では、各個人は国民年金、または国民健康保険にのみ加入するか、それとも未加入状態を選ぶかという仮定をおいて分析しており、被用者保険への加入選択を排除したものとなっている。また、分析の性質上、個人が未加入になる確率は把握できても、未加入者の特性は十分に捉えきれていない可能性がある。そこで本節では、Survival Analysis(Duration Analysis)を用いて、各社会保険の未加入者が、被用者保険も含む社会保険への加入に至るまでの期間(未加入期間)に関する分析を行う²³⁾。Survival Analysis によって、未加入者の未加入期間を分析対象とすることで、どの要因が未加入期間に影響を与えるのかが定量的に把握できるため、より詳細に未加入者の特性を考察することができる。さらに、前節の結果と総合的に考察することで、より包括的に未加入要因や未加入者の特性について考察することができると考えられる。本節では、各個人がそれぞれの社会保険に加入する義務が生じた時点を基準として、各社会保険の未加入者が国民年金、または国民健康保険に加入するまでの未加入期間に焦点をあてる²⁴⁾。以下では、Cox の Proportional Hazard Model を用いて、各変数が未加入期間に与える影響を検証する。なお、Survival Analysis に用いる変数は前節と同じであるが、本節の分析における記述統計量は表 3 に示すとおりである。

5.2 Cox の Proportional Hazard Model を用いた未加入期間の推定

Survival Analysis の Proportional Hazard Model において、Hazard rate は

$$h(t|x_{ij}) = h_0(t) \cdot \exp(x_{it}\beta_x)$$

と定義される。ただし、 x は説明変数、 β はパ

ラメーター、そして $h_0(t)$ はベースラインハザード(baseline hazard)と呼ばれる全サンプルに共通するハザードである。Parametric な推定方法では、このベースラインハザードに Weibull 分布や exponential 分布などが仮定されるが、Semi-Parametric な推定方法である Cox の Proportional Hazard Model では、この部分に分布を仮定せずにパラメーターを推定することができる²⁵⁾。Survival Analysis の推定結果は表 4 の通りである。

最下段の global test は、Schoenfeld residual を用いて行う、モデル全体の比例性を検定した結果である²⁶⁾。これによれば、「比例性の仮定は満たされる」という帰無仮説は 5% 有意水準で棄却されないため、Cox モデルでの推定が整合的であることが示されている。また、推定結果のハザード比については、1 より小さい有意な係数は未加入期間を縮める要因であり、1 より大きい有意な係数は未加入期間を延ばす要因として解釈される。

国民年金未加入期間の推定結果については、「保険料仮説」を示す国民年金保険料率は有意ではなく、保険料率の上昇は未加入者の未加入期間には影響を与えないということが確認された。また、「流動性制約仮説」については、前節の推定結果と同様に有意な変数は確認されなかった。さらに、前節の推定結果と同様に、「世代間格差仮説」を示すコーホートダミーも全て有意ではなかった。その一方で、「25 年加入期間仮説」を示す年齢階級ダミーは 20 代のダミーはいずれも有意ではなかったが、30 代以降のダミーはいずれも負で有意になっており、しかも年齢階級が上がるにしたがって、未加入期間が短くなっていることが確認されている。この結果は、前節の結果と同様に、25 年の加入要件が加入行動に大きな影響を及ぼしていることを示唆しているものであると考えられる。

一方で、国民健康保険の推定結果については、「保険料仮説」を示す国民健康保険料率は有意ではなく、保険料率の上昇が事実上の公的医療保険未加入者の未加入期間を延ばす要因としては確認されなかった。また、民間保険加入ダミ

表 3. 記述統計量(未加入期間に関する分析)

社会保険 説明変数名	公的年金		公的医療保険	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
(社会保険加入状況)				
国民年金未加入ダミー		—	0.101	0.301
国民健康保険未加入ダミー	0.020	0.139		—
(保険料率仮説)				
国民年金保険料率	0.699	0.459		—
国民健康保険料率		—	0.983	0.130
(流動性制約仮説)				
金融資産保有額	318.051	650.866	371.993	611.612
自営業ダミー	0.073	0.260	0.047	0.212
パート労働者ダミー	0.340	0.474	0.300	0.458
(世代間格差仮説)				
1960 年以前生まれダミー	0.162	0.368		—
1961-1963 年生まれダミー	0.266	0.442		—
1964-1966 年生まれダミー	0.212	0.409		—
1967-1969 年生まれダミー	0.226	0.419		—
1972 年以降生まれダミー	0.069	0.253		—
(25 年加入期間仮説, 逆選択仮説)				
年齢		—	32.143	3.912
26 歳以下ダミー	0.051	0.220		—
27-28 歳ダミー	0.215	0.411		—
29-31 歳ダミー	0.243	0.429		—
32-34 歳ダミー	0.236	0.425		—
35-37 歳ダミー	0.182	0.386		—
38-41 歳ダミー	0.069	0.254		—
41 歳以上ダミー	0.004	0.065		—
(その他個人属性)				
学歴ダミー	0.285	0.451	0.319	0.466
有配偶ダミー	0.889	0.314	0.939	0.239
不健康ダミー	0.111	0.314	0.093	0.290
民間保険加入ダミー	0.923	0.267	0.950	0.217
同居人数		—	4.238	1.412
13 大都市ダミー	0.261	0.439	0.237	0.425
市ダミー		—	0.585	0.493
サンプル数(個人数)	1634(591)		2492(729)	
failure 数	261		198	

ーは負で有意であったため、民間保険に加入している未加入者ほど国保未加入期間が短いということが確認されている。その他には未加入者のうち、自営業者が他の職種(未就業者を含む)に比べて未加入期間が長いということや、年齢が高くなるにつれて未加入期間が短くなっていくことが確認されている。

6. 結論

社会保険制度における未加入問題は、各社会保険の財政問題に留まらず、社会保障制度全体の問題として拡大する可能性があるという背景を踏まえて、本稿では、同一個人を複数年にわ

たって追跡しているパネルデータを用いて、未加入選択と未加入期間という観点から、国民年金と国民健康保険未加入者の分析を行った。

実証分析によって確認された主な結果は、以下の通りである。まず、いずれの社会保険においても、第一に、保険料率の上昇は、未加入選択には大きな影響を与えるが、未加入者の未加入期間に影響を及ぼさないということが確認された。第二には、一方の社会保険の加入状況が他方の社会保険の加入状況に影響を及ぼさないということが確認された。第三には、民間保険加入者ほど未加入確率が低いということが確認された。個別の社会保険については、国民年金

表 4. 未加入期間に関する推定結果

説明変数名	国民年金			国民健康保険		
	係数推定値	標準誤差	ハザード比	係数推定値	標準誤差	ハザード比
(社会保険加入状況)						
国民年金未加入ダミー		—		0.157	0.223	1.170
国民健康保険未加入ダミー	-0.060	0.440	0.942		—	
(保険料仮説)						
国民年金保険料率	0.023	0.141	1.023		—	
国民健康保険料率		—		-0.275	0.410	0.759
(流動性制約仮説)						
金融資産保有額	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
自営業ダミー	-0.113	0.246	0.893	0.842**	0.280	2.320
パート労働者ダミー	-0.222	0.144	0.801	0.261	0.160	1.299
(世代間格差仮説)						
1960 年以前生まれダミー	0.818	0.557	2.266		—	
1961-1963 年生まれダミー	0.655	0.475	1.924			
1964-1966 年生まれダミー	0.513	0.394	1.671			
1967-1969 年生まれダミー	0.191	0.335	1.211		—	
1972 年以降生まれダミー	0.155	0.360	1.168		—	
(25 年加入期間仮説, 逆選択仮説)						
年齢		—		-0.051*	0.022	0.950
26-28 歳ダミー	-0.164	0.261	0.849		—	
29-31 歳ダミー	-0.605	0.333	0.546		—	
32-34 歳ダミー	-0.900*	0.415	0.406		—	
35-37 歳ダミー	-1.111*	0.502	0.329		—	
38-41 歳ダミー	-0.633	0.639	0.531		—	
41 歳以上ダミー	-39.207**	0.796	0.000		—	
(その他個人属性)						
学歴ダミー	0.049	0.148	1.050	-0.018	0.156	0.982
有配偶ダミー	0.148	0.257	1.160	-0.132	0.285	0.877
不健康ダミー	0.003	0.183	1.003	0.205	0.227	1.227
民間保険加入ダミー	-0.094	0.248	0.910	-0.373	0.300	0.689
同居人数		—		-0.061	0.055	0.941
13 大都市ダミー	-0.071	0.139	0.931	0.196	0.222	1.216
市ダミー		—		-0.053	0.198	0.949

Log-pseudo Likelihood	-1465.109			-1169.014		
Wald Test	Wald chi2(21) = 7512.52**			Chisq(13) = 47.09**		
Global Test	Chisq(21) = 16.37			Chisq(13) = 4.00		

注 1) 推定方法は Cox の Proportional Hazard Model.

2) **は 1% 有意水準で有意, *は 5% 有意水準で有意であることを示す.

3) 標準誤差は Robust Standard Error.

4) Global test は Schoenfeld residual を用いて行う, モデル全体の比例性を検定したものである.

について, いずれのアプローチにおいても, 世代間の受益と負担の格差に起因すると言われていたコーホート効果については確認されなかったが, 「25 年の加入要件」が未加入者の加入行動に大きな影響を及ぼしていることを示唆する結果が得られた。また, 国民健康保険については, 未加入者の中でも自営業者が他の職種に比べて未加入期間が長いことが確認された。

以下では, 上記に示した本稿の観察結果を踏まえたうえで, 考えられうる政策的な含意につ

いて考察する。

まずは, 第一の結果のうち, 保険料率の上昇が未加入選択に大きな影響を与えるという結果を踏まえれば, 保険料の引き上げ幅やそのタイミングについては, 慎重に議論を行う必要があると思われる。

また, 第一の結果のうちの, 保険料率の上昇が未加入者の未加入期間には影響を及ぼさないということと, 第二, 第三の結果からは, 将来の自分のリスクに対して何も準備をしていない

「継続的な未加入者」や「完全な無保険者」が存在していることが窺える。したがって、将来的に生活保護費や医療費の増大を引き起こす可能性を持つこれらの人々に対する対策を立てることは、未加入率の改善だけでなく、社会保障制度の効率化のために第一に必要であると思われる。

また、国民年金の推定結果からは、若年層の高い未加入率は、世代効果によるものではなく年齢効果によるものであると考えられ、長期的な視点から見た場合には、若年世代は受益と負担の世代間格差を認識しつつも、老後の消費手段として国民年金制度を重要視していると考えられる。よって、未納・未加入率の改善を達成するという観点からは、税方式の導入や目的税の設定が、有効な手段であると考えられる。ただし、社会保険庁(2003a, b)が示すように、若年層を中心とした国民年金に対する不信感は決して小さくはないため²⁷⁾、これらの方式を導入する際には、国民の同意を得るために、何らかの形で国民にその対価を支払うべきであると思われる。具体的には、岩本(2004)が提唱するような、いかなる事態に陥っても、給付の最低保証を設定する制度設計や、鈴木・湯田・川崎(2003)が提唱するような最悪のシナリオの場合に、最終保険料と最低給付額がどのくらいになるのかを示すことなどは、このような制度への不信感を和らげるためには効果的であると思われる。

最後に、本稿の結論は、同一個人を複数年にわたって追跡している個票データを用いて行った分析の結果から提示したものであるが、分析対象が若い年代の女性に限られているという点で、制約的なものになっていると言わざるを得ない。したがって、より広範な人々を対象とした個票データの収集や整備、および公開は早急に求められる課題である。

(投稿受付 2005 年 3 月 28 日・最終決定
2006 年 4 月 12 日、一橋大学大学院
経済学研究科大学院生／
日本学術振興会特別研究員)

付表 1. 国保保険料関数の推定結果

説明変数名	係数推定値	標準誤差
世帯所得	0.001**	0.000
金融資産額	0.000	0.000
年齢	0.137**	0.009
同居人数	-0.137**	0.034
市ダミー	0.619**	0.237
大都市ダミー	0.416	0.281
不健康ダミー	-0.027	0.069
有配偶ダミー	0.770**	0.123
定数項	1.847**	0.377
σ_u	1.069	
σ_e	0.736	
R-Squared(overall)	0.219	
F-test (all slope= zero)	F(8,1520) = 51.19**	
F-test (Ho: eui=0)	F(730,1520) = 4.50**	
Hausman test (RE vs FE)	chi2(8) = 121.64**	

注 1) 推定方法は Fixed Effect Model.

2) ** は 1% 有意水準で有意で有意あることを示す。

3) σ_u は固定効果の標準誤差推定値を示す。

4) σ_e は残差の標準誤差推定値を示す。

補論：「社会保険料負担率」の算出方法

パネル調査では、調査票の時点で納税額と社会保険料納付額の合計額が尋ねられているため、これらを具体的に区別することができない。そこで本稿では、各個人の国民年金と国民健康保険の各保険料を以下の手順で算出し、それらを世帯所得で除したものを「国民年金保険料率」、「国民健康保険料率」とした。ただし、本文中でも述べたように、これらの金額は「本来支払うべき保険料」であり、「実際に納付している保険料」とは異なる点には、留意する必要がある。

まず、国民年金保険料については、厚生労働省年金局(2004)より、該当期間の国民年金保険料(月額)を調べ、それに 12 を乗じて年額ベースに換算したものを用いた。

国民健康保険の保険料については、以下の手順によって「推定国保保険料」を計算した。まず、該当年度の『国民健康保険の実態(国民健康保険中央会)』より、「12 大都市及び特別区」、「市計」、「町村」ごとの保険料調停額を調べた。次に、国保加入者を対象に、以下のような国保保険料関数を設定して、これをパネル推定し、その予測値を「推定国保保険料」とした(推定結果は付表 1)。

$$Fee_{it} = \delta_0 + \delta_1 Income_{it} + \delta_2 Asset_{it} + \delta_3 A_{2,it} + \delta_4 O_{3,it} + e_{it}$$

付表 2. 国保保険料の減免措置適用の所得水準

年度	6 割減免		4 割減免		2 割減免	
	所得水準	該当サンプル	所得水準	該当サンプル	所得水準	該当サンプル
1993	31	13	$31+23 \times (\text{世帯人数}-1)$	12	—	—
1994	31	17	$31+23.5 \times (\text{世帯人数}-1)$	12	—	—
1995	33	14	$33+23.5 \times (\text{世帯人数}-1)$	9	$33+34 \times (\text{世帯人数})$	9
1996	33	14	$33+24 \times (\text{世帯人数}-1)$	8	$33+34 \times (\text{世帯人数})$	9
1997	33	23	$33+24 \times (\text{世帯人数}-1)$	16	$33+35 \times (\text{世帯人数})$	20
1998	33	14	$33+24.5 \times (\text{世帯人数}-1)$	17	$33+35 \times (\text{世帯人数})$	28
1999	33	10	$33+24.5 \times (\text{世帯人数}-1)$	21	$33+35 \times (\text{世帯人数})$	19
2000	33	15	$33+24.5 \times (\text{世帯人数}-1)$	15	$33+35 \times (\text{世帯人数})$	24
2001	33	8	$33+24.5 \times (\text{世帯人数}-1)$	19	$33+35 \times (\text{世帯人数})$	23

注 1) 各個人の所得が上記の所得水準(単位:万円)以下の場合、保険料を減額した。

2) 2割減免制度は1995年から開始されたため、それ以前のサンプルには適用していない。

3) 平成8年度以降は、7割軽減や5割軽減を導入した保険者も存在するが、データの制約上、各個人の詳細な居住地が把握できないため、6割・4割減免に統一している。

4) 該当サンプルは、実際に免除適用となったサンプル数。

ただし、*Fee* は国保保険料調停額、*Income* は世帯所得、*Asset* は金融資産保有額、*O₈* は同居人数、都市規模ダミー(市と13大都市)、不健康ダミー、有配偶ダミーが含まれる個人属性である。

また、国民健康保険には保険料の減免措置があるため、所得等を基準に該当するサンプルには減免措置を適用し(付表2)、これを最終的な推定国保保険料とした。また、国保免除者の国民年金保険料も全額免除として、これを最終的な国民年金保険料とした。なお、データ処理上、世帯所得が0のサンプルは、各負担率を1と置き換える措置を取った。

注

† 本稿は、第4回医療経済学会(2004年12月16日、於：キャンパスプラザ京都)における報告論文を大幅に加筆・修正したものである。本稿の旧稿に対して、岩本康志教授(東京大学)、安部由起子助教授(北海道大学)、井伊雅子教授、佐藤主光助教授(以上、一橋大学)、鈴木互助教授(東京学芸大学)、金子能宏氏、山本克也氏(以上、国立社会保障・人口問題研究所)、河口洋行助教授(国際医療福祉大学)、柿原浩明教授(立命館大学)、熊谷成将助教授(近畿大学)、増原宏明氏(国立長寿医療センター研究所)、および本誌レフェリーから頂いたコメントは、本稿の改善に大いに役立った。また、本稿で用いた計量手法については、小椋正立教授(法政大学)、鈴木助教授より、長期にわたってご教授いただいた。ここに記して感謝の意を表したい。また、本稿では、(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネルデータ』の個票データを用いている。複数年にわたってデータの使用を快諾してくださった同研究所にも感謝を申し上げたい。なお、本稿は、

一橋大学21世紀COEプログラム「現代経済システムの規範的評価と社会的選択」、文部科学省科学研究費補助金特定領域研究「世代間利害調整研究プロジェクト」(一橋大学経済研究所)および日本学術振興会特別研究員制度から研究助成を受けている。ただし、本稿の見解は、筆者自身の見解であり、先にあげたプロジェクト等を代表する見解を示すものではない。また、文中における誤りは全て筆者に帰するものである。

1) 阿部(2003)は、唯一パネルデータを用いて分析を行っているが、かなりの長期間にわたる過去の情報を、記憶から復元させたデータを用いているため、データそのものの信頼性に乏しい可能性がある。また、未加入期間に大きな影響を与えると考えられる所得や保険料などのデータを用いていないため、これらが未加入期間に与える影響までは考慮されていない。その他の具体的なコメントは、鈴木(2003)と清水(2003)を参照のこと。

2) この調査は、全国規模で抽出された24~34歳の女性(初回調査時)を対象に、広範囲にわたる調査項目について、複数年にわたって同一個人を追跡調査(留置回収法)しているものである。詳細は同研究所ホームページ(<http://www.kakeiken.or.jp/>)や、同研究所から刊行されている各年度版の報告書を参照のこと。

3) アンケート形式で行われている調査の回答がもとになっているため、社会保険の未納・未加入の判断が各個人に委ねられており、これらが混在している可能性がある点にも留意する必要がある。また、安部(2004)が指摘するように、パネル調査における社会保険の加入状況に関しては、本人と被扶養者の区別されていない等の質問形式上の問題もある。

4) 鈴木・周(2001)では、国民年金の未加入要因を「流動性制約要因」、「予想死亡年齢要因」、「世代間不公平要因」と分類しており、周(2003)では中国の公的医療保険の未加入要因を「流動性制約要因」、「逆選択要因」と分類している。

5) 社会保険庁(2003a,b)によれば、国民年金の未納・未加入である一番の理由として、いずれも「保険料が高く、経済的に支払うのが困難」であることが示

されている。

6) 「社会保険料負担率」の具体的な計算過程については、後述の補論を参照のこと。

7) 社会保険庁(2003a, b)によれば、未加入者の17.1%と未納者の19.5%が、未加入・未納の理由として、「国民年金を当てにしていない、または当てにできない」と「支払う保険料に比べて、受け取る年金額が少ないと感じるから」としており、これは先の「保険料が高い」という理由の次に高い回答となっている。

8) 国民年金法第26条に、保険料納付済期間と保険料免除期間の合計が25年に満たない場合、年金は支給されないということが明記されている。

9) ただし、国民年金については、給付額に対する保険料の比率が価格に相当するため、保険需要の分析という観点から言えば、そのような価格の影響も考慮すべきであろう。しかしながら、本稿の分析に用いることができるような、世代ごとの国民年金の収益率に関するデータが入手不可能であったため、本稿の分析ではその影響を考慮することができない。

10) ただし、サンプルが若年世代に限定されているため、本稿の分析では国民健康保険の逆選択が完全に検証できるわけではない。

11) ただし、本稿における推定式の定式化は、経済モデルから導出したものではなく、上述した社会保険庁(2003a, b)の報告や制度的な背景を踏まえて定式化をしている。したがって、その設定や解釈には曖昧な部分があると思われるので、結果の解釈には十分な注意が必要である。

12) 例えば、夫の健康保険の被扶養者であるべき人が、公的医療保険に未加入と回答しているサンプルや、配偶者がいないにもかかわらず、専業主婦であると回答しているサンプル、および自営業者以外のフルタイム労働者で国民年金加入者というサンプルなどが確認された。また、前者に関連する事項として、親の被扶養者になっているケースが考えられるが、データの制約上その識別ができないため、本稿ではそのようなケースを想定していない。その他には、使用変数に欠損値を含むサンプルを除外した。

13) Random Effect Probit Modelについては、Butler and Moffitt(1982)やMaddala(1987)、Guilkey and Murphy(1993)等を参照のこと。

14) y^* はそれぞれの社会保険に対して未加入状態時の効用と、加入状態時の効用の差分として理論的に定義され、この差が0を上回る時、個人は未加入状態を選択する。

15) 就業状況ダミーは、未就業者を基準として、自営業ダミーとパート労働者ダミーを設定した。

16) 八田・小口(1999)の試算によれば、国民年金の生涯保険料額と生涯受給額が等しいのは1970年生まれの世代であるため、1970-1971年生まれを基準にした。

17) ただし、前節でも示したように、本稿で用いるサンプルは、比較的若い世代に限定されており、八田・小口(1999)や法研(2000)が示すように、この世代の国民年金収益率の差は、現在の高齢者と若年層の差ほど大きくはない。したがって、世代ダミーではこの格差の影響をうまく捉えられない可能性があるため、

世代ごとの国民年金収益率を説明変数に用いて推定するということも考えられる。しかしながら、脚注9でも示したように、これらからは、本稿の分析に用いることができるような、世代ごとの国民年金の収益率に関するデータが入手不可能であったため、本稿では各世代ダミーを年金収益率や格差意識の代理変数として用いている。

18) 調査票の時点で、「簡易保険・郵便年金・生命保険・個人年金保険・積立型損害保険・障害保険・学資保険など」と一括して取り扱われているため、具体的にどの民間保険に加入しているかまでは識別できない。

19) 誘導型の推定結果はスペースの都合上、省略している。

20) このように2段階で推定を行う場合、係数推定値は一致性を満たすが、分散共分散行列は一致性を満たさないため、Murphy and Topel(1985)の方法にならって分散を修正する必要がある。一般的に、2段階の最尤推定を行う場合、 L_i と θ_i ($i=1, 2$) を各段階の尤度関数とパラメータとすると、最終的に求めるべき修正後の分散 V_2^* は、

$$V_2^* = \frac{1}{n} [V_2 + V_2(DV_1D' - EV_1D' - DV_1E')V_2]$$

である。ただし、 V_i は各段階の推定で得られる分散共分散行列であり、 D と E は、

$$D = E \left[\frac{1}{n} \left(\frac{\partial \ln L_2}{\partial \theta_2} \right) \left(\frac{\partial \ln L_2}{\partial \theta_1'} \right) \right],$$

$$E = E \left[\frac{1}{n} \left(\frac{\partial \ln L_2}{\partial \theta_2} \right) \left(\frac{\partial \ln L_1}{\partial \theta_1'} \right) \right]$$

である。詳細はMurphy and Topel(1985)やGreene(2002, 2003)、Hardin(2002)を参照のこと。

21) 本来であれば、民間保険加入ダミーは内生変数として取り扱うべきであるが、以下の理由により、本稿では民間保険の内生性の問題に対する措置を取っていない。第一の理由は、推定式の識別性の問題である。わが国における私的年金・私的医療保険需要の分析については、鈴木・周(2001)が個人年金を対象に、滋野(2000)と澤野・大竹(2002)が私的医療保険を対象にそれぞれ分析を行っているが、これらの分析で用いられている説明変数と、本稿で用いている説明変数にほとんど差がなく、これらの推定式が識別できない可能性があると判断したためである。第二の理由は、Simultaneous Equations Modelではなく、操作変数法による推定を行おうとした場合に、操作変数として適切であると思われる変数が、元データから十分に入手することができなかったためである。第三の理由は、3本の推定式を含むSimultaneous Equations Modelについて、Murphy and Topel(1985)のような分散修正の方法を提示している論文は、筆者の知る限り存在せず、分散共分散行列の計算が非常に困難になることが予想されたためである。以上のような推定上の問題の検討は、今後の課題としたい。

22) ただし、前述の通り、サンプルが若年世代に限定されているため、この結果からのみでは、国民健康保険に逆選択は生じていないとは言いきれない。

23) Survival Analysisの設定において、被用者保険への加入は打ち切り(censoring)を用いて対処する

ことができる。

24) データの制約上、基準時点から各個人がデータ上に現れる期間までの加入状況が分からないため、その期間は truncation data として処理している。

25) 阿部(2003)も Proportional Hazard Model を用いて国民年金の未加入期間の分析を行っているが、ベースラインハザードに Weibull 分布を仮定した Parametric な手法で分析している。ただし、Weibull 分布のあてはめが適切かどうかということやベースラインハザードの比例性に関しては、統計的に検証されていない。

26) 詳細は Hosmer and Lemeshow(1999)や Cleves, Gould, and Gutierrez(2004)等を参照のこと。

27) 3 節脚注 7 を参照のこと。

参考文献

- 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』, No. 43, pp. 134-154.
- 阿部彩(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』, Vol. 39, No. 3, pp. 268-280.
- 安部由起子(2002)「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」, 小椋正立・デービット・ワイズ(編)『日米比較 医療制度改革』第 3 章, pp. 87-131, 日本経済新聞社.
- 安部由起子(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」, 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 15 年度 総括・分担研究報告書, pp. 101-127.
- 八田達夫・小口登良(1999)『年金改革論——積立方式へ移行せよ——』, 日本経済新聞社.
- 法研(2000)『厚生年金・国民年金 数理レポート』.
- 岩本康志(2004)「人口高齢化と社会保障」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 72 号, pp. 58-77.
- 岩本康志・大竹文雄・小塩隆士(2002)「年金研究の現在」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 37, No. 4, pp. 316-349.
- 厚生労働省年金局(2004)『平成 16 年 年金改正のポイント——「持続可能」で「安心」の年金制度とするために——』.
- 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』, Vol. 51, No. 2, pp. 97-110.
- 小椋正立・千葉友太郎(1991)「公平性から見たわが国の社会保険料負担について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 19 号, pp. 27-53.
- 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調査から——」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 41, No. 3, pp. 263-277.
- 澤野孝一郎・大竹文雄(2002)「私的医療保険需要の決定要因：入院医療と医療費負担」, 『医療と社会』, Vol. 12, No. 3, p. 117-136.
- 社会保険庁(2003a)『平成 14 年 国民年金被保険者実態調査結果(速報)』.
- 社会保険庁(2003b)『平成 13 年 公的年金加入状況等調査結果の概要』.
- 滋野由紀子(2000)「私的医療保険の需要と公的医療保険」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 36, No. 3, pp. 378-390.
- 清水時彦(2003)「阿部論文へのコメント II」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 39, No. 3, pp. 283-285.
- 周燕飛(2003)「医療保険の未加入者と家計の医療支出——中国広東省の家計データを用いて——」, 『海外社会保障研究』, 第 143 号, pp. 80-92.
- 鈴木亘(2003)「阿部論文へのコメント I」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 39, No. 3, pp. 281-283.
- 鈴木亘・大日康史(2000)「医療需要の Conjoint Analysis」, 『医療と社会』, Vol. 10, No. 1, pp. 125-144.
- 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』, No. 42, pp. 44-60.
- 鈴木亘・湯田道生・川崎一泰(2003)「人口予測の不確実性と年金財政：モンテカルロシミュレーションを用いた人口予測の信頼区間算出と年金財政収支への影響」, 『会計検査研究』, No. 28, pp. 101-112.
- Butler, J. S. and R. Moffitt (1982) "A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model," *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, pp. 761-764.
- Cleves, M. A., W. W. Gould, and R. G. Gutierrez (2004) *An Introduction To Survival Analysis Using Stata*, Revised Edition, Stata Corporation.
- Greene, W. H. (2002) *Limdep Version 8.0 Reference Guide*, Econometric Software, Inc.
- Greene, W. H. (2003) *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Pearson US Imports & PHIPEs.
- Guilkey, D. K. and J. L. Murphy (1993) "Estimation and Testing in the Random Effects Probit Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 59, No. 3, pp. 301-317.
- Hardin, J. M. (2002) "The Robust Variance Estimator for Two-Stage Models," *The Stata Journal*, Vol. 2, No. 3, pp. 253-266.
- Hosmer, D. W. and S. Lemeshow (1999) *Applied Survival Analysis*, John Wiley & Sons, Inc.
- Maddala, G. S. (1987) "Limited Dependent Variable Models Using Panel Data," *Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 3, pp. 307-338.
- Murphy, K. M. and R. H. Topel (1985) "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 3, No. 3, pp. 370-379.
- Stata Corporation (2003) *Survival Analysis and Epidemiological Tables*, Stata Press.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.