

## 国民年金1号被保険者の加入・納付行動の分析 —なぜ、保険料を払わないのか—

臼杵政治\* 中嶋邦夫† 北村智紀‡

2006年9月21日投稿

2007年1月31日受理

### 概要

国民年金保険1号被保険者の加入・納付行動に影響を与える要因について推計したところ、第1に免除対象の低収入者であっても、収入が低いほど未加入・未納付になりやすい結果となった。第2に主観的余命、時間選好率などの主観的要因が関係していた。第3に保険料引き上げや給付引き下げにより年金の収益率が低下するという不安は、加入・納付行動に影響を与えていた。免除手続きをとらないまま、収入に応じて完納者、部分納付者、未納付者・未加入者となっており、実質的に所得比例の保険料に近づく傾向がみられた。後世代（若年世代）ほど収益率への不安が加入・納付を妨げやすいというコホート効果や年金制度運営への不信が加入納付行動に与える影響は認められなかった。

**キーワード：** 国民年金1号被保険者、未納未加入、免除制度、主観的余命、時間選好率

### 1 はじめに（国民年金における加入・納付の現状）

この数年、国民年金の1号被保険者となるべき者のうち国民年金に加入しない未加入者や加入しても保険料の一部または全部を納めていない人の割合が増加している。『国民年金被保険者実態調査』（社会保険庁、以下『実態調査』とする）によると、平成8年度まで80%を超えていた単年度の納付率

が年々低下し、平成15年度に63.4%となり、16年度が63.6%、17年度も67.1%に止まっている。未加入者や未納者の増加は、いずれも現役世代の不安感を象徴する重要課題とされてきた。

たとえば、平成16年の改革において政府は年金制度への現役世代の理解と信頼を高めると同時に、国民年金保険料の徴収を強化するとうたった。それを受け社会保険庁の緊急対応プログラム（平成16年11月発表）では、徴収体制の強化の他、①納付手続きの簡素化、②制度の周知、③未納者への強制徴収や資格制限などにより、平成19年度には納付率を80%に引き上げることを目標に掲げた。

果たして、未加入者が増加し、また納付率が低下している原因は何か、どのような対策が有効か、その問いに答える一助とすべく、本稿では1号被保険

\*ニッセイ基礎研究所 金融研究部門 〒102-0073 千代田区九段北4-1-7 E-mail: usuki@nli-research.co.jp

†ニッセイ基礎研究所 金融研究部門 〒102-0073 千代田区九段北4-1-7 E-mail: nakasima@nli-research.co.jp

‡ニッセイ基礎研究所 金融研究部門 〒102-0073 千代田区九段北4-1-7 E-mail: kitamura@nli-research.co.jp

者の加入・納付行動<sup>1</sup>について実証分析を行った。

以下、2. では、先行研究及び政府調査をサーベイし、それらと比べた本稿の特徴を提示した。3. では実証研究（推計）のデザインを提示し、4. で推計結果を示した。5. が結論と政策的含意である。

## 2 本稿の位置づけ

### 2.1 先行研究と政府調査

国民年金への加入や保険料納付行動に影響する要因についての先行研究のうち、本稿と関連の深いものを概説すると、小椋・角田[2000]は、国民生活基礎調査の個票から、国民年金を含む社会保険料について、①納付の有無、②納付した場合の納付率について、2段階の推計を行っている。その結果、納付の有無については収入、調査年及び世帯人員数が、納付率については世帯の所得、貯蓄、世帯主の職業及び調査年、が有意に影響を与えていた。

阿部[2001]は、加入するかどうかの選択(selection)部分を持った、未納と納付についてのプロビット・モデル(probit model)により、加入行動あるいは納付行動に影響を与える要因を推計している。加入行動は年齢、職業、居住地などに影響を受け、保険料納付行動は世帯人数及び保険料率や性別、年齢に影響されている。

鈴木・周[2001]は、平成8年に郵政研究所が行った『家計における金融資産選択に関する調査』のデータを、個人年金と国民年金の2次元プロビット・モデル(bivariate probit model)により分析した。国民年金への未加入を説明するのに、流動性に関する説明変数として失業・無業者ダミー(正)、金融資産(負)が有意である他、逆選択仮説に関する説明変数として、病気・病気がちダミー(正)、年齢(負)、個人年金加入(負)が有意であった。また、同[2005]によると、同じ調査の1996、1998、2000、2002年のデ

ータから、国民年金の未加入率に対して、流動性制約と年齢階層が有意に影響を与えている一方、後の世代ほど未加入率が高まるコホート効果は確認できないという。また、受給資格取得に必要な25年の加入期間を得るための限界年齢である35歳近辺で未加入率が低下していた。

佐々木[2003]は、20歳以上31歳以下の学生への調査をもとに、①国民年金の損得を知っているか、②損得が未加入に反映されているか、を検証した。その結果、払い損であることを理解しているのが52.9%であり、また払い損になることを知っているかどうか、国民年金への加入との間には有意な関係はみられない、とした。さらに同[2005]では、学生への調査から、年金制度への不信が未加入率を高めていることは確認できず、むしろ、近視眼的であるかどうか、老後の備えの必要性を感じるかどうか、保険料支払いが可能かどうか、などの主観的・客観的な個人要因が影響を及ぼしているとした。

Tsukahara[2001]・塚原[2004]は、自ら収集した自営業者へのアンケートの「もしも国民年金への任意であったなら加入するか」という質問の答えをlogit modelにより分析した。その結果、性別、年齢(近視眼的要因と世代間の不公平の両方から説明できる)及び予想寿命が有意な説明変数であったとする。

一方、政府調査のうち『平成16年公的年金加入状況等調査』(社会保険庁、以下『加入状況等調査』とする)による未加入の理由としては、「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」が44.8%、「加入したくない」が理由の55.2%を占めている。さらに「加入したくない」理由を尋ねると、「保険料が高く、経済的に支払うのが困難(24.2%)」、「これから保険料を払っても加入期間が少なく、年金がもらえない(7.2%)」、「制度の存続など年金制度の将来が不安だから(4.0%)」、「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(2.5%)」、「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(2.5%)」、の順となっている。

平成14年度の『実態調査』による未納の理由で

<sup>1</sup> 本稿では、国民年金に加入して保険料を納付するあるいは免除を申請する、という一連の行動を、場合によってはその意識を含めて、「加入・納付行動」とする。また、過去2年間に実際に加入して保険料を納めたかどうかと言う、推計の被説明変数を「加入・納付実績」とする。

は、「保険料が高く、経済的に支払うのが困難 (64.5%)」が圧倒的に多く、ついで「国民年金をあてにしていない、または、あてにできない (15.0%)」、「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 (4.5%)」となっている。

さらに『実態調査』で年齢別にみると、未納者の割合は、若年層ほど高かった。また、未納の理由として若年層では「国民年金をあてにしていない、または、あてにできない」という答えが多いのに対して、40歳台では「保険料が高く、経済的に支払うのが困難」という答えが75%を超えていた。

## 2.2 本稿の位置づけ

先行研究・政府調査では、保険料が経済的に払えないこと（流動性要因）が未加入・未納付とも主要な理由となっている。しかし、加入・納付行動に影響しうる要因の検証内容については、いくつかの課題が指摘できる。

第1に収入が未加入や未納に影響を与えるとしても、収入額の低い免除対象者では影響が異なるはずである。国民年金の場合、低収入であれば、全部または一部の保険料納付の免除を申請できる。

免除者は、統計上だけでなく法律上も、①障害年金や遺族年金の対象となる、②老齢年金については全額免除であっても国庫負担相当分を受給できる、③老齢年金受給に必要な年金加入期間に加算される、点で、未納者や未加入者と異なる扱いを受けている。

免除対象の低収入者であれば、保険料負担なしにこうしたメリットが得られるため、収入が低いほど未納者や未加入者が増加するという関係が成立しない可能性がある。

第2に先行研究の多くは、収入、資産、あるいは性別、職業、世帯人数、配偶者の有無といった客観的な要因から、加入・納付行動を説明している。主観的要因にはデータの制約があるため、客観的要因が中心となっている。しかし、最近の行動経済学だけでなく、合理的個人を想定する伝統的な経済学でも、保険や年金の加入・納付行動に、時間選好率、リスク回避度、主観的余命といった主観的要因が影響することを議論している。

塚原[前出]や佐々木[2003]、同[2005]などでは主観的要因の一部を取り上げているが、時間選好率やリスク回避度、主観的余命といった主観的要因を明示して、国民年金の加入納付行動との関係を包括的に取り上げてはいない。

第3に特に国民年金保険において、「払ったほど貰えない」という収益率低下への不安の程度を直接尋ねて、加入・納付行動との関係を分析した研究はまだ十分ではない。第4に、最近ではメディアなどで、「社会保険庁によって、保険料が無駄遣いされている」など制度運営への不信が強調されている。しかし、佐々木[2005]のような学生ではなく一般の加入者について、制度運営への不信を加入・納付行動に影響を推計した研究はみあたらない。

本稿の分析は、これら4つの課題に対応している。未納・未加入の要因は、①（免除対象者も含めて）収入が低いのか、②主観的要因の中で余命、時間選好率、及びリスク回避度が影響しているか、③年金の収益率低下への不安要因があるか、また、世代によってその影響が異なる（コホート効果）があるか、④保険料の無駄遣いに象徴される制度運営への不信を含むか、を分析しコホート

## 3 データと推計モデル

本稿では、①収入、②終身年金の需要に影響を与える3つの主観的要因（主観的余命、リスク回避度、時間選好率）、③収益率低下への不安、④制度運営への不信、が想定1号被保険者の加入・納付行動に与える影響の程度を、以下の方法により推計した。

### 3.1 サンプルとデータ

分析対象は、2005年12月～2006年2月にかけて募集した、想定1号被保険者163人のデータである。学生援護会によるウェブ・アンに掲載した広告（55人分）と、株式会社サーベイ・リサーチの調査員を通じて（108人分）により集めた、未加入者を含む1号被保険者である。いずれも、都内の会場に集合してもらい、インタビュー実施後、国民年金に関する全39問からなるアンケートを配布し、無記名の回答を得た上で、このアンケート・データを分析した。

表1 サンプルの年齢別分布と加入・納付状況

		未加入者	未納付者	未加入者 未納付者 計	同左割合 (%)	部分 納付者	完納者	同左割合 (%)	不明
20～29歳	N= 54	3	14	17	31.5	21	10	18.5	6
30～39歳	N= 59	9	19	28	47.5	17	13	22.0	1
40歳未満計	N= 113	12	33	45	39.8	38	23	20.4	7
40～49歳	N= 37	7	5	12	32.4	9	16	43.2	0
50～59歳	N= 13	0	2	2	15.4	2	9	69.2	0
40歳以上計	N= 50	7	7	14	28.0	11	25	50.0	0

サンプルを年齢別にみると、20歳代が54人、30歳代が59人、40歳代が37人、50歳代が13人である。また、過去2年の加入納付実績が判明しているのは156人であり、未加入者19人、未納者40人、部分納付者49人、完全納付者48人である。未納・未加入者の割合は40歳以下の方が、40歳超よりもやや高い(表1)。

### 3.2 被説明変数と推計モデル

推計に用いた、モデルと被説明変数は5通りある。モデルⅠは全サンプルを対象に加入・納付実績全体を説明する、順序プロビット・モデルである。被説明変数は、過去24ヶ月の納付実績を尋ねた質問への回答であり、「1. 全て(1ヶ月も欠かさず)納めた」から、「2. だいたい納めた」「3. 半分くらい納めた(24ヶ月なら、10ヶ月～15ヶ月納めた)」「4. あまり納めなかった」に「5. 未加入または未納付(納付頻度ゼロ)」を加えた5段階からなる(回答の選択肢の番号をそのまま数値データとした)。なお、免除手続きをしていた月は、納付月に加えて回答している。

推計式は  $y^* = \mathbf{b}\mathbf{x} + \varepsilon$  , ただし

$$y = \begin{cases} 1 & \text{if } -\infty \leq y^* < t_1 \\ 2 & \text{if } t_1 \leq y^* < t_2 \\ 3 & \text{if } t_2 \leq y^* < t_3 \\ 4 & \text{if } t_3 \leq y^* < t_4 \\ 5 & \text{if } t_4 \leq y^* < \infty \end{cases} \quad (1)$$

となる。ここで、 $\mathbf{b}$  は係数のベクトル、 $\mathbf{x}$  は説明変数のベクトル、 $t_n$  は閾値(cut)である。

ただし、「1. 全て(1ヶ月も欠かさず)納めた」と「5. 未加入または未納付」を、「2. だいたい納め

た」～「4. あまり納めなかった」のグループと同じカテゴリとみなしてよいかについては疑問もある。それらが異なるカテゴリと見なされる場合には、順序プロビット・モデルを使うための平行性の仮定が満たされない可能性が高い<sup>2</sup>。それだけでなく、1号被保険者が保険料を完全に納付する場合や全く納付しない場合において、どのような要因が影響している知ることには意味があると考えられる。

そこで、モデルⅡとして想定1号被保険者が未加入・未納付の状態かどうか、モデルⅢとして完全な納付状態となるかどうか、を被説明変数とするプロビット・モデルを用いて推計を行った。

推計式はいずれも、 $y^* = \mathbf{b}\mathbf{x} + \varepsilon$  , ただし

$$y = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{if } y^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

となる。 $\mathbf{b}$  は係数のベクトル、 $\mathbf{x}$  は説明変数のベクトルである。

さらにモデルⅣとして、未加入者・未納付者、完全納付者を除いた部分納付者だけをサンプルとし、加入・納付実績を説明する順序プロビット・モデルを用いた。被説明変数は、「2. だいたい納めた」「3. 半分くらい納めた(24ヶ月なら、10ヶ月～15ヶ月納めた)」「4. あまり納めなかった」の3つである。推計式は(1)式から、被説明変数の閾値が2段階減って3段階になったものである。

<sup>2</sup> 安川[2005]によると、「回帰係数はカテゴリには依存せず複数の順序カテゴリ間で一定である」という仮定。この点はレフリーから指摘いただいた。

最後にモデルVは任意加入の場合の加入・納付意思を被説明変数とする順序プロビット・モデルである。「あなたは、もしも国民年金への加入が任意であったら、保険料を支払いますか」という問いに対する、「1. 絶対に支払う」から、「6. 絶対に支払わない」までの6段階からなる、回答の選択肢番号を変数とした。推計式は被説明変数の閾値が(1)式よりも1段階増えて6段階になる。

モデルI～IIIでは、未加入と加入した上での未納付を1つの被説明変数とした。1つにまとめた理由は、平成7年度から14年度まで、20歳到達者や未届者<sup>3</sup>及び未加入者<sup>4</sup>に対して、届出の勧奨及び国民年金手帳の送付による被保険者資格の適用（職権適用）が行われ、未加入者が減少したこと<sup>5</sup>にある。

表2 国民年金保険料の全額  
または半額免除の上限額

	所得の上限	総収入に 換算した上限
○夫か妻のいずれかのみ所得のある家族世帯		
・4人世帯(夫婦、子2人)の場合		
全額免除	162万円	258万円
半額免除	282万円	420万円
・2人世帯(夫婦のみ)の場合		
全額免除	92万円	157万円
半額免除	195万円	304万円
○単身世帯		
全額免除	57万円	122万円
半額免除	141万円	227万円

(平成17年4月現在)

(出所)横須賀市ホームページ

この結果、『加入状況等調査』によると、平成4年に193万人だった未加入者数は、平成16年には36万人、被保険者の0.5%まで減少した<sup>6</sup>。一方で、『平

成16年度の国民年金の加入・納付状況』(社会保険庁)や『実態調査』によれば、調査時点から遡って2年以上保険料を納めていない未納者は平成8年調査の172万人から、平成11年の265万人、327万人(平成14年)、445万人(平成15年)<sup>7</sup>と増加した。職権適用が開始されて、それまでの未加入者の多くが未納者となっており<sup>8</sup>、両者をまとめて加入・納付行動の分析対象とすべきと考えた。

また、モデルI～IVでは、納付率の改善にあたってその存在が無視できない部分納付者の納付行動を被説明変数とした。平成17年版の『実態調査』(速報)で、免除者を除く1,631万人の加入者の納付頻度を見ると、完納者57%、未納者30%に加え、部分納付者が13%存在する。

モデルVで国民年金が任意加入であった場合の加入・納付意思を分析対象にしたのは実績と任意加入の場合の加入・納付意思の両者を比較するためである。

### 3.3 説明変数

説明変数は以下の通りである。

#### 3.3.1 収入(免除対象かどうか)

収入が低いこと(流動性制約)が加入・納付を妨げると考えら得る。しかし、保険料の全額あるいは半額免除制度の適用を考慮すると、収入が低いからといって未加入や未納付になるとは限らない。本稿では免除対象となるような低収入が加入・納付行動に与える影響を分析するため、前年(2004年)の個人年収について、(A)年収130万円以下のダミー、(B)130万円超300万円以下ダミーを説明変数とした<sup>9 10</sup>。

<sup>7</sup> 平成16年度は424万人。平成15・16年度のデータは、『国民年金の加入・納付状況』[社会保険庁]による。

<sup>8</sup> 平成14年度では、自ら届出を行った者の納付率が68.3%、職権適用された者の納付率が27.4%であった。

<sup>9</sup> 保険料の免除基準に合致するかは、所得控除後の住民税課税標準額により決まる。課税標準額を実年収に換算しなおすと、表2の通り、年収130万円は単身で全額免除の上限、300万円は2人世帯なら半額免除、4人世帯でほぼ全額免除の上限に相当する。

<sup>10</sup> アンケートでは、世帯年収の設問もあり、それを説明変数とすべきとも考えられる。しかし、有効回答数が大幅に減少した上、回答が正確でない可能性があるため、個人の年収を説明変数とした。なお、世帯年収を説明変数とすると、収入130万円以下

### 3.3.2 終身年金の需要に影響を与える主観的要因

次に終身年金の需要に影響を与える主観的要因として、(C)主観的な余命、(D)リスク回避度、(E)時間選好率、を説明変数とした（関連設問への回答から、これら3要因の数値データを作成した方法については補論1を参照されたい）。

これら3要因が終身年金の需要に影響を与える理由を説明する。第1に終身年金では通常、一定額の給付が一生得られる。その場合、長生きすればするほど生涯の消費可能な額が増える。一方、終身年金に加入しない場合には、その保険料相当額を消費することになる。利子率を考えなければ、生涯の消費可能額は、最大で保険料相当額である。

したがって、長生きするほど、終身年金に加入した方がしない場合に比べ有利になる。そのため余命が短いと考える被保険者ほど、加入・納付に消極的になり、余命が長いと考えているほど加入・納付に積極的になるはずである。

第2に終身年金に加入せず、その保険料相当額を貯蓄し、それを取り崩して消費した場合、長生きするにしたがい貯蓄残高が減るので、一年あたりの消費可能額が減少する。短命であればそうした事態は生じない。つまり余命の長さによって実質消費額が変動するリスクがある。このリスクがあるため、終身年金を利用して一定の消費ができる場合よりも、消費による期待効用が減少する。その減少の程度は、リスク回避度が高いほど大きい。そのため、リスク回避度が高いほど、終身年金に加入するメリットが大きくなる。

第3に終身年金に加入せず、保険料分を自ら貯蓄・消費する場合、生存している確率の低い引退後の遅い時期よりも、生存している確率の高い引退後の早い時期に、多くを消費する計画をたてることで、生涯の期待効用が大きくなる。死亡した際に、消費せずに貯蓄を使い残す可能性が減るからである。

一方、終身年金では、死亡するまで、等額の年金を受け取り、毎年均等に消費をする。

この結果、終身年金に加入した場合には、加入し

ない場合よりも、引退後のより遅い時期の消費から得られる期待効用が大きくなる。この消費のタイミングの違いにより、将来の消費の期待効用を現在価値に直す時間選好率（主観的割引率）が高くなると、終身年金に加入した場合の期待効用は、加入しない場合よりも大きく減少する。そのため、時間選好率が高くなると、終身年金に加入することが相対的に不利になる。

以上のように、①主観的余命が長い、②リスク回避度が高い、③時間選好率が低い、ほど、終身年金への加入が促されるはずである。

もっとも、国民年金においては、私的年金と異なり、保険料と給付は数理的に等価ではない。しかし、支払った保険料（納付回数）に応じて額が決まる、給付建での制度である点は、民間保険会社の終身年金と同じである。したがって、国民年金に加入するかどうかの意思決定に、これら3つの主観的要因が影響を及ぼすと考えられる（保険料相当額を自分で貯蓄し消費する戦略（自己年金化戦略）と、保険料を払って国民年金を受け取る戦略（終身年金戦略）の選択に、3つの主観的要因が影響するメカニズムについての詳細な説明は、補論2を参照されたい）。

### 3.3.3 収益率低下への不安

将来の制度財政への不安も、加入・納付行動に影響する可能性がある。例えば、『実態調査』や『加入状況等調査』にみる、「払った分だけの給付が得られない」あるいは「将来年金を貰えないのではないか」という未加入や未納付の理由は、支払った保険料に対する、受け取る給付の期待収益率が低下することへの懸念といえる。そこで、(F)収益率低下への不安、として「今後、給付を大幅に減らしたり、保険料を大幅に引き上げたりしないと、現在の国民年金制度を維持できない」という話に、同意する程度を説明変数とした。

---

ダミーの係数はモデルIA・IBとも5%水準で有意だった。

表 3 変数の記述統計と作成方法の説明

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差	変数の作成方法
<b>&lt;説明変数&gt;</b>						
A 年収130万円未満ダミー	158	0	1	0.34	0.47	(1が53人, 0が105人, 不明が5人)
B 年収130万以上300万円未満ダミー	158	0	1	0.36	0.48	(1が57人, 0が101人, 不明が5人)
C 主観的余命	163	1	9	4.72	1.79	自分で予測した余命(普通の場合と最高に長生きした場合)の平均
D リスク回避度(虎穴or君子)	163	1	6	3.44	1.25	選択肢の番号(虎穴に入らずんば虎兇を得ずに最も近いのが1、君子危うきに近寄らず、に最も近いのが6)
E 時間選好率	154	1.22	98.04	53.31	26.63	時間選好率の相対ランク(時間選好率が大きいほどランクも高い)
F 期待収益率低下への不安 (給付減・負担増必要説の支持)	163	1	6	2.52	1.45	保険料引き上げや給付引き下げで収益率が低下するという仮説に同意するかを選択肢番号。数字が小さいほど収益率が低下する必要性に同意
D 制度運営への不信 (保険料無駄使い説への支持)	163	1	4	1.63	0.82	「保険料が無駄遣いされている」についての1~6の選択肢。数字が小さいほど同意。
H 自営業ダミー	163	0	1	0.34	0.48	(自営業56人, それ以外107人)
I 有配偶者ダミー	163	0	1	0.25	0.43	(既婚者40人, それ以外123人)
J 女性ダミー	163	0	1	0.40	0.49	(女性65人, 男性98人)
K 年齢40歳以下のダミー	163	0	1	0.69	0.46	(40歳以下113人, 40歳以上50人)
L 将来不安支持と40歳以下ダミーの 交叉項	163	0	1	0.42	0.50	保険料引き上げや給付引き下げで収益率が低下することについて「まったくその通り」「だいたいその通り」と答えたダミーと年齢40歳以下ダミーの交叉項
M 将来不安支持と年収130万円以下 ダミーの交叉項	158	0	1	0.18	0.38	保険料引き上げや給付引き下げで収益率が低下することについて「まったくその通り」「だいたいその通り」と答えたダミーと年収130万円以下ダミーの交叉項
N 将来不安支持(あり=1, なし=0)	163	0	1	0.61	0.49	保険料引き上げや給付引き下げで収益率が低下することについて「まったくその通り」「だいたいその通り」と答えた100人を1とし, その他を0とするダミー
<b>&lt;被説明変数&gt;</b>						
過去2年間の加入・納付行動全体 *	156	1	5	3.19	1.72	1が完納, 2~4が部分納付(数字が小さいほど頻度が多い), 5が未加入及び未納付
未加入・未納付ダミー *	156	0	1	0.38	0.49	未加入と過去2年未納付=1, それ以外を0
完納ダミー *	156	0	1	0.31	0.46	完納=1, それ以外を0
任意加入の場合の加入・納付意思	163	1	6	3.74	1.36	1が絶対に加入して保険料を払う, 6が絶対に加入しない

(注) 説明変数においては, いずれも免除を受けた月数は納付月数とカウントしている。

### 3.3.4 年金制度運営への不信

社会保険庁による保険料の無駄遣いや流用の報道を契機に, 制度が公正に運営されていないので, 加入あるいは保険料納付したくないと被保険者が考え, 実際にも加入や納付をしない可能性がある。

そこで, (G)制度運営への不信, として「不要な施設の建設など, 保険料が無駄な用途に使われている」という文言への同意の程度を説明変数とした。

### 3.3.5 属性

先行研究をみると, 国民年金の加入・納付行動に影響する可能性があることから, 被保険者の属性を

表す説明変数を加えてコントロールした。具体的には、(H)自営業ダミー<sup>11</sup>、(I)有配偶者ダミー<sup>12</sup>、(J)女性ダミー<sup>13</sup>、(K)年齢40歳以下ダミーを加えた。

実年齢ではなく、40歳以下のダミー変数を使った理由は、①国民年金の受給資格を得るには、25年以上の加入期間が必要であること<sup>14</sup>、②『実態調査』によると、1号被保険者全体の納付率は20歳～40歳の間で年齢と共に高まり、40歳以降は横ばいに近くなること、③世代間の不公平と、年齢による加入・納付意思との関係はダミー変数でも捉えられること、による。

説明変数と被説明変数の記述統計量は表3の通りである。また、同表には変数の作成方法を簡単に付記し、表4に説明変数間の相関マトリクスを示した。

## 4 推計結果 (モデルI～V)

推計結果は表5、表6の通りである<sup>15</sup>。

### 4.1 加入・納付実績全体 (モデルIA : 表5)

年収130万円未満ダミーの係数は正で有意(1%水準)であった。また、年収300万円以下ダミーの係数も、正で有意(5%水準)となった。主観的余命、リスク回避度、時間選好率をみると、主観的余命の係数(負、10%水準)と時間選好率の係数(正、5%水準)が有意となった。他方、リスク回避度の係数は想定された負であったものの、その水準は有意ではなかった<sup>16</sup>。収益率低下への不安の係数は、想定され

11 『国民年金の加入・納付状況(平成16年)』【社会保険庁】により、職業別に未納者の割合をみると、自営業者や家族従業者では10%～15%であるのに対して、常用雇用者、臨時雇い・パートでは20%を上回っている。

12 1号被保険者である配偶者がいれば、年金制度への信頼性が高いため、加入のインセンティブとなるとされている(阿部[2003])

13 加入率を性別に比較すると、20歳台前半では女性の方が男性より高い。しかし、社会保険が適用される職業に就き、その後も未加入者に戻ることが少ないことから、30歳以上では男性の加入率が女性を上回る(阿部[2001])。

14 国民年金への強制加入は60歳までであるが、老齢任意加入の制度を使って65歳まで保険料を納められるので、40歳までに加入・納付を始めれば、受給資格を得ることができる。

15 なお、加入・納付率を被説明変数とする最小二乗法回帰分析、VIF検定を実施したところ、説明変数間にマルチコリニアリティとなるような強い相関はみられなかった。

16 未納者・未加入者を除いて、納付頻度を被説明変数とする

た負の符号で有意であった(5%水準)。他方、制度運営への不信の係数は有意ではなかった。

属性の係数は、どれも有意でなかった。表4のように自営業ダミー、女性ダミー・年齢40歳以下ダミーは被説明変数との間の単相関係数は有意であったものの、表5では、係数は有意でなくなった。

### 4.2 未納・未加入を被説明変数とするプロビット・モデル (モデルIIA : 表5)

年収130万円未満ダミーの係数(1%水準)、300万円以下ダミーの係数(10%水準)とも有意であった。免除対象の収入であることが、むしろ未納・未加入を招いていることが明らかになった。年収に関する2つの説明変数の限界効果<sup>17</sup>を比べると、年収130万円未満ダミーでは0.435であり、300万円以下ダミーでは0.228となり、前者の方が加入・納付実績に大きな影響を与えているのがわかった。

主観的要因の係数はいずれも有意ではなかった(係数の符号は想定された通り)。収益率低下への不安、制度運営への不信の係数の10%水準では有意でなかった(係数の符号は想定通り負)。

### 4.3 完全納付を被説明変数とするプロビット・モデル (モデルIIIA : 表5)

年収130万円未満ダミーの係数(1%水準)、300万円以下ダミーの係数(5%水準)とも有意であった。完全納付者になるかどうかにも、年収が強い影響を与えている。

主観的要因の係数はいずれも想定された通りの符号であり、リスク回避度の係数が5%水準、時間選好率の係数が10%水準で有意であった。また、収益率低下への不安は10%水準で有意であった。ただし、制度運営への不信の係数は有意でなかった。

### 4.4 部分納付者だけを対象とする順序プロビット・モデル (モデルIV A : 表5)

部分納付者だけにサンプルを限ると、納付頻度を説明する上ではどの変数の係数も10%水準で有意ではなかった。

順序プロビット分析をしても、リスク回避度の係数が有意(負、5%水準)であった。

17 Probit modelにおいて、説明変数が1単位変化した場合の、被説明変数の変化幅を示す数値。

表4 変数間の相関マトリクス

	年収130万円以下ダミー	年収130万～300万円ダミー	主観的余命	危険回避度(虎穴or君子)	時間選好率	収益率への不安	制度運営への不信	自営業ダミー	有配偶者ダミー	女性ダミー	年齢が40歳以下のダミー	将来不安支持(あり=1なし=0)2段階	収益率への不安と40歳以下ダミーの交叉項	収益率への不安と年収130万円以下ダミーの交叉項	加入・納付実績全体	未加入または未納付ダミー	完全納付ダミー	任意加入での加入・納付意思
年収130万円以下ダミー	1.00																	
年収130万～300万円ダミー	-0.53 ***	1.00																
主観的余命	-0.07	-0.02	1.00 ***															
危険回避度(虎穴or君子)	0.12	-0.09	-0.11	1.00 ***														
時間選好率	-0.01	-0.05	-0.07	-0.14 *	1.00 ***													
収益率低下への不安(6段階)	0.12	0.03	-0.03	-0.04	0.02	1.00 ***												
制度運営への不信	-0.04	-0.04	0.31 ***	0.03	-0.07	-0.16 **	1.00 ***											
自営業ダミー	-0.22 ***	-0.20 **	0.01	0.07	0.07	0.05	0.01	1.00										
有配偶者ダミー	0.02	-0.16 **	0.09	0.03	-0.05	0.05	0.08	0.37 ***	1.00									
女性ダミー	0.30 ***	0.03	-0.06	-0.07	-0.23 ***	-0.01	-0.01	-0.27 ***	-0.09	1.00								
年齢が40歳以下のダミー	0.15	0.21 ***	0.06	-0.08	0.04	0.03	0.02	-0.58 ***	-0.42 ***	0.22 ***	1.00							
将来不安支持(あり=1,なし=0)2段階	-0.12	-0.05	0.01	0.01	0.00	0.16 **	-0.87 ***	-0.01	-0.02	0.00	-0.01	1.00						
収益率低下への不安と40歳以下ダミーの交叉項	0.05	0.08	0.10	-0.06	-0.02	-0.57 ***	0.16 **	-0.33 ***	-0.17 **	0.16 **	0.57 ***	0.68 ***	1.00					
収益率低下への不安と年収130万円以下ダミーの交叉項	0.67 ***	-0.36 ***	-0.01	0.07	-0.07	-0.32 ***	0.01 **	-0.17 **	0.07 ***	0.27 ***	0.17 **	0.41 ***	0.37 ***	1.00				
加入・納付実績全体	0.30 ***	0.05	-0.23 ***	-0.11	0.16 *	-0.09	-0.06	-0.26 ***	-0.15 *	0.24 ***	0.24 ***	0.20 **	0.31 ***	0.03 0.72	1.00			
未加入または未納付ダミー	0.31 ***	-0.04	-0.22 ***	-0.01	0.05	-0.03	-0.12	-0.16 **	-0.03 ***	0.22 ***	0.14 *	0.05 ***	0.31 0.19	0.11 ***	0.88 ***	1.00		
完全納付ダミー	-0.21 ***	-0.13	0.20 **	0.13	-0.19	0.12	0.04	0.29 ***	0.21 ***	-0.21 ***	-0.29 ***	-0.15 **	-0.27 ***	-0.26 ***	-0.85 ***	-0.52 ***	1.00	
任意加入の場合の加入・納付意思	0.08	0.05	-0.09	-0.14 *	0.11	-0.11	-0.19 **	-0.17 **	-0.13	0.05	0.11	0.12	0.08	0.04 0.60	0.38 ***	0.37 ***	-0.32 ***	1.00

(注) 上段は相関係数, 下段は, \*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意

表5 加入・納付行動に影響を与える要因の推計結果(その1)

推計モデル	I A		II A		III A		IV A		V A	
推計方法	ordered probit model		probit model		probit model		ordered probit model		ordered probit model	
被説明変数	加入納付実績 (5段階)		未加入・未納付=1, その他=0		完全納付=1, その他=0		加入納付実績 (3段階)		加入納付意思 (6段階)	
説明変数	係数		係数		係数		係数		係数	
A 年収130万円以下ダミー	1.147 (0.302)	*** <0.000>	1.164 (0.366)	*** <0.001>	-1.145 (0.381)	*** <0.003>	0.265 (0.599)	<0.658>	0.376 (0.261)	<0.149>
B 年収130万円 ~300万円以下ダミー	0.658 (0.266)	** <0.013>	0.603 (0.334)	* <0.071>	-0.786 (0.327)	** <0.016>	0.176 (0.485)	<0.717>	0.250 (0.240)	<0.297>
C 主観的余命	-0.114 (0.062)	* <0.065>	-0.089 (0.070)	<0.201>	0.121 (0.076)	<0.114>	-0.100 (0.150)	<0.505>	-0.001 (0.052)	<0.988>
E リスク回避度	-0.099 (0.082)	<0.227>	-0.018 (0.095)	<0.848>	0.209 (0.110)	* <0.059>	-0.259 (0.158)	<0.102>	-0.127 (0.073)	* <0.081>
D 時間選好率	0.008 (0.004)	** <0.036>	0.006 (0.005)	<0.213>	-0.012 (0.005)	** <0.018>	0.001 (0.008)	<0.904>	0.005 (0.003)	<0.120>
F 収益率低下への不安 (6段階)	-0.165 (0.070)	** <0.019>	-0.115 (0.081)	<0.158>	0.225 (0.090)	* <0.012>	-0.103 (0.145)	<0.476>	-0.160 (0.061)	*** <0.009>
G 制度運営への不信	-0.044 (0.127)	<0.729>	-0.081 (0.152)	<0.596>	-0.024 (0.164)	<0.885>	0.160 (0.227)	<0.480>	-0.244 (0.114)	** <0.033>
H 自営業ダミー	-0.157 (0.271)	<0.563>	-0.066 (0.323)	<0.839>	0.289 (0.338)	<0.393>	0.328 (0.528)	<0.534>	-0.406 (0.244)	* <0.096>
I 有配偶者ダミー	0.007 (0.264)	<0.979>	0.093 (0.303)	<0.758>	0.042 (0.323)	<0.897>	-0.555 (0.600)	<0.355>	-0.000 (0.225)	<0.999>
J 女性ダミー	0.333 (0.219)	<0.127>	0.322 (0.254)	<0.204>	-0.274 (0.284)	<0.335>	-0.287 (0.424)	<0.498>	-0.026 (0.196)	<0.896>
K 40歳以下ダミー	0.233 (0.289)	<0.420>	0.138 (0.332)	<0.677>	-0.312 (0.341)	<0.360>	0.175 (0.692)	<0.800>	-0.107 (0.250)	<0.668>
定数項			-0.583 (0.727)	<0.422>	-0.941 (0.814)	<0.248>				
t1	-0.641						-1.602		-3.071	
t2	-0.327						-0.795		-1.734	
t3	-0.060								-1.093	
t4	0.323								-0.514	
t5									0.421	
サンプルサイズ	144		144		144		43		150	
尤度比検定統計量(χ <sup>2</sup> 乗)	47.60		28.59		46.09		6.97		23.87	
有意確率	0.000		0.003		0.000		0.802		0.013	
疑似R <sup>2</sup> 乗	0.117		0.149		0.256		0.075		0.048	
対数尤度	-180.14		-81.46		-67.16		-43.06		-236.35	

(注) ( )内は係数の標準誤差, <>内はp値. \*\*\*は係数が1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意であることを示す.

#### 4.5 任意加入の場合の加入・納付意思に関する推計 (モデルVA:表5)

年収に関する2つのダミー, 主観的余命や時間選好率の係数は, 想定された符号であったものの有意でなかった. 主観的要因ではリスク回避度だけが有意であった(10%水準). また, 収益率低下への不安の係数が有意であった(1%水準)だけでなく, 加入・納付実績の推計では有意とならなかった制度運営への不信の係数が有意となった(5%水準).

#### 4.6 収益率への不安と年齢及び130万円以下ダミーとの交叉項の分析 (モデルIB~VB:表6)

上記に加えて, ①年齢が低いほど収益率低下への不安の影響が大きい(コホート効果の有無), ②収入が低いほど収益率低下に対する不安の影響が

大きい(か), を検証するため収益率低下への不安の程度を2段階の変数とし(表3参照(L)), その変数と年齢40歳以下及び年収130万円以下ダミーとの交叉項を説明変数に加えた(M)及び(N).

推計結果をみると, モデルI・IIでは, 収益率低下への不安と年齢40歳以下の交叉項の係数が想定とは逆のマイナスで有意となり, コホート効果は認められなかった. 収益率ダミーと130万円ダミーの交叉項の係数も, 10%水準では有意とならなかった. モデルIIIでは, 収益率ダミーと130万円ダミーの交叉項の係数が想定通りの符号(マイナス)をとり, 10%水準で有意となった. 年収が低いほど, 収益率低下への不安の影響が強い. モデルIV・Vでは交叉項の係数がいずれも有意ではなかった.

表6 加入・納付行動に影響を与える要因の推計結果(その2)  
(収益率への不安と年齢及び年収との交叉項を説明変数に組み入れた場合)

推計モデル	IB	II B	III B	IV B	VB
推計方法	ordered probit model	probit model	probit model	ordered probit model	ordered probit model
被説明変数	加入納付実績 (5段階)	未加入・未納付=1, その他=0	完全納付=1, その他=0	加入納付実績 (3段階)	加入納付意思 (6段階)
説明変数	係数	係数	係数	係数	係数
A 年収130万円以下ダミー	0.286 (0.338) <0.398>	0.403 (0.397) <0.309>	-0.150 (0.401) <0.709>	-0.073 (1.014) <0.943>	0.081 (0.294) <0.782>
C 主観的余命	-0.101 (0.063) <0.112>	-0.060 (0.073) <0.407>	0.130 (0.082) <0.111>	-0.114 (0.156) <0.464>	-0.001 (0.053) <0.979>
E リスク回避度	-0.099 (0.083) <0.229>	-0.027 (0.098) <0.785>	0.205 (0.110) <0.062>	-0.250 (0.158) <0.113>	-0.119 (0.073) <0.101>
D 時間選好率	0.008 ** (0.004) <0.049>	0.005 (0.005) <0.269>	-0.012 (0.005) <0.019>	0.002 (0.008) <0.852>	0.005 (0.003) <0.137>
G 制度運営への不信	-0.034 (0.129) <0.791>	-0.072 (0.157) <0.646>	-0.020 (0.172) <0.907>	0.170 (0.241) <0.481>	-0.219 (0.115) <0.056>
H 自営業ダミー	-0.273 (0.268) <0.309>	-0.265 (0.323) <0.413>	0.493 (0.333) <0.138>	0.390 (0.591) <0.509>	-0.462 * (0.237) <0.051>
I 有配偶者ダミー	0.053 (0.272) <0.845>	0.306 (0.322) <0.341>	0.085 (0.345) <0.805>	-0.569 (0.672) <0.397>	-0.026 (0.233) <0.910>
J 女性ダミー	0.437 ** (0.220) <0.047>	0.463 * (0.264) <0.079>	-0.359 (0.289) <0.215>	-0.262 (0.434) <0.546>	0.020 (0.195) <0.917>
K 40歳以下ダミー	0.913 (0.435) <0.036>	1.600 ** (0.665) <0.016>	-0.405 (0.503) <0.421>	0.239 (1.086) <0.826>	-0.029 (0.372) <0.937>
L 収益率低下への不安 (2段階)	0.827 * (0.426) <0.052>	1.534 ** (0.699) <0.028>	-0.405 (0.482) <0.401>	0.181 (0.888) <0.838>	0.361 (0.690) <0.489>
M 収益率低下への不安と 40歳以下ダミーの交叉項	-0.887 * (0.481) <0.065>	-2.004 *** (0.727) <0.006>	0.038 (0.574) <0.947>	0.055 (1.243) <0.965>	0.416 (-0.230) <0.819>
N 収益率低下への不安と 130万円以下ダミーの交叉項 定数項	0.738 (0.458) <0.107>	0.675 (0.529) <0.202>	-1.341 * (0.743) <0.071>	0.250 (1.238) <0.840>	0.159 (0.380) <0.676>
t1	0.039			-1.238	-2.563
t2	0.347			-0.432	-1.268
t3	0.611				-0.639
t4	0.996				-0.065
t5					0.856
サンプルサイズ	144	144	144	43	150
尤度比検定統計量( $\chi^2$ 乗)	47.18	35.98	45.95	6.86	18.59
有意確率	0.000	0.000	0.000	0.867	0.099
疑似R2乗	0.116	0.188	0.255	0.074	0.037
対数尤度	-180.351	-77.772	-67.235	-43.110	-237.909

(注) ( )内は係数の標準誤差, <>内はp値. \*\*\*は係数が1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意であることを示す。

## 5 結論と政策的含意

### 5.1 推計結果のまとめ

推計結果から、4点の結論が導かれる。

第1に他の要因をコントロールしても、収入が低いほど、国民年金保険料の加入・納付実績全体が悪化しやすく、また未加入・未納付の割合も増加した。

逆に収入が高いほど、完全納付者（過去2年に1度も未納だったことがない人）になりやすかった。かどうかにしても、特に免除や半額免除の対象となる低収入額であっても、免除の認定を受けずに未加入・未納付になる傾向が強い

ことがわかった。

ここで、未納未加入者、部分納付者、完全納付者の年収をみると（表7）、未納未加入者よりも部分納付者、部分納付者よりも完全納付者の方が高収入であり、その差は5%水準で有意であった（平均の差の検定）。

半額免除を含む免除制度のメリットが十分に周知され、適用されていたなら、適用対象となる低所得者層では、法律上の未納者や未加入者はゼロでよいはずである。それにもかかわらず、収入が低いほど納付頻度が低下する、あるいは未納者や未加入者になりやすいことは、免除制度が十分に浸透・適用さ

れていないことを示唆している。高山[2004]では、多段階免除の導入により、国民年金保険料が所得比例に近づくとする。一部の実態はそれよりも進んでおり、被保険者が免除制度の適用を受けないまま、収入に応じて納付回数を調節しているとみられる。

表7 納付状況別の年収の状況

加入納付状況	人数	平均	標準偏差	回答の中位数
完全納付者	47	3.7	1.382	4 (300~500万円)
部分納付者	46	3.13	1.067	3 (130~300万円)
未納・未加入者	58	2.62	0.914	2 (0~130万円)
合計	151	3.11	1.203	3

注 回答番号別の本人年収は以下の通り

回答番号	年収
1	収入なし
2	130万円未満
3	130万円以上300万円未満
4	300万円以上500万円未満
5	500万円以上700万円未満
6	700万円以上1000万円未満
7	1000万円以上1500万円未満
8	1500万円以上2000万円未満
9	2000万円以上

(ただし、8,9の回答はなかった)

第2に3つの主観的要因の内、主観的余命や時間選好率は、加入・納付実績全体を被説明変数とすると、有意に影響を与えていた。完全納付を被説明変数とすると、リスク回避度や時間選好率の係数が有意となった。主観的要因は国民年金への加入・納付実績に影響している可能性が高い。

第3に年金の収益率低下への不安は加入・納付実績全体に影響を与え、また、任意の加入・納付意思を低下させることが示された。

ただし、収益率の格差を原因としたコホート効果(世代の差)は必ずしも確認されなかった。若年世代ほど収益率低下への不安により、加入・納付割合が低くなっているというためには、①年齢と収益率低下への不安の間の有意な相関(若年ほど不安が大きい)、②収益率低下への不安が加入・納付割合の低下に結びつく傾向と年齢との有意な相関(収益率への不安が同じなら、若年ほど加入・納付割合が低下する)、の少なくともどちらか1つが認められるはずである。

しかし、①収益率低下への不安と年齢(40歳以下ダミー)の間の有意な相関は認められない(表3参照)。また、4.6.(交叉項を説明変数に加えた検証)では、上記②が成立しなかった<sup>18</sup>。

第4に制度運営の公正さへの不信は、任意加入の場合の加入・納付意思を低下させる影響を与えていた。しかし、当初の想定に反して、保険料が無駄な用途に使われているという意識が、加入・納付実績に影響しているという仮説は成立しなかった。

## 5.2 政策的含意

平成16年の制度改革などで、政府は国民年金保険料の未納問題は、現役世代の不安感を象徴し、年金制度の根幹を揺るがしかねないので、収納対策を講じていくとした。この点について以上の分析から、以下4つの含意が得られた。

第1に加入率、納付率の低下は、若年層の公的年金への不安や不信が主な原因とは言い難い。加入・納付行動には、収入、主観的余命、リスク回避度、時間選好率が影響している。また本稿の分析では、制度運営への公正さへの不信は、マスメディアなどで語られているほど、実際の加入・納付行動に悪影響を与えているとは認められなかった。

第2に保険料免除制度の見直しの必要性である。清水[2004]が指摘するように、低所得者の納付率向上にはまず、免除制度の適用が有効である。ところが、本稿の分析では免除対象になる場合であっても、収入が低いほど(未)加入・(未)納付の割合が高まっている。これは免除制度が徹底されていないことを反映している。

免除対象者が(未)加入・(未)納付者となっている理由としては、免除制度の存在や内容を知らないことが考えられる。『実態調査』によると、国民年金1号被保険者の38.2%、未納者の49.5%が保険料の全額免除・半額免除を知らないという。まず、免除制度の存在とメリットを周知する必要がある。

18 佐々木[2003]の指摘するように、未納者の多くは年金の収益率を正確には理解していないことも、その理由の1つと考えられよう。

表8 属性別の加入・納付行動(過去2年間の実績)

属性	年収130万円以下				年収300万円以下			
	N	平均値	標準偏差	平均の差の検定 〈有意確率〉	N	平均値	標準偏差	平均の差の検定 〈有意確率〉
職業Ⅰ 自営業	11	3.364	1.804		24	3.208		
自営業以外	37	4.054	1.490	<0.205>	80	3.713	1.569	<0.207>
職業Ⅱ 有業	39	3.949	1.538		84	3.690	1.560	
無職その他	9	3.667	1.803	<0.633>	20	3.200	1.795	<0.271>
職業Ⅲ(有業者に限る)								
正規(自営)	11	3.364	1.804		24	3.208	1.719	*
非正規労働者	28	4.179	1.389	<0.161>	60	3.883	1.462	<0.099>
世帯形式Ⅰ 親と同居していない	29	3.897	1.676		66	3.652	1.603	
親と同居している	19	3.895	1.449	<0.997>	38	3.500	1.640	<0.649>
世帯形式Ⅱ 単身世帯ダミー	12	4.417	1.240		39	3.641	1.513	
単身ではない	36	3.722	1.649	<0.136>	65	3.569	1.677	<0.823>
性別 男性	18	3.111	1.641	***	50	3.3	1.644	*
女性	30	4.367	1.351	<0.006>	54	3.87037037	1.542	<0.072>
年齢 年齢が40歳以上	11	3.000	2.000	*	21	3.095	1.868	
年齢40歳以下	37	4.162	1.344	<0.094>	83	3.723	1.525	<0.111>

(注) 1 = 完納、5 = 未納未加入で、平均値の小さい方が過去2年の納付頻度が大きい。

\*\*\*は、平均値の差が1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

同時に、自分自身が適用対象となるかどうかはわからない、自分の収入を申告しなければならない、なども、手続きの煩雑さも免除制度の利用を妨げていると考えられる。社会保険庁では、①一旦、免除・納付猶予を承認された後、所得状況に変化がなければ翌年は申請を不要とする、②所得の低い若年者は同居の世帯主に所得があっても、納付猶予を認める、③所得に応じて保険料の1/4免除や3/4免除を認める(平成18年7月から)、若年者への納付猶予などの施策を取りつつある<sup>19</sup>

未加入者や未納付者を減らし、納付率を引き上げるための追加的な方策として、所得情報を活用し、全部あるいは一部の保険料免除を柔軟に受けられるようにすることが考えられる。平成17年4月から、社会保険事務所が市町村から所得情報を得られる

19 社会保険庁緊急対応プログラム(平成16年9月)とその具体策による。

ようになった。そのデータを活用して、対象者には積極的に保険料免除申請を勧奨する。

積極的に免除することについては、皆年金である公的年金制度への無知や無関心を放置することになる、という議論もあろう<sup>20</sup>。しかし、免除対象者を放置しておいても、保険料納付率が改善するわけではない。もしも、免除制度を利用すれば、国庫負担分の老齢年金や障害・遺族年金の支給を受けることができる。それにもかかわらず、未納者・未加入者のままでは全く年金を受け取ることができない。収

20 2006年6月前後に社会保険事務所が納付率を向上させるために、申請の意思が確認できず、申請書類を提出していない1号被保険者を免除対象にした、不正免除問題が発覚した。(社会保険庁『国民年金保険料の免除等に係る事務処理に関する調査結果等について』、同『国民年金の免除等の申請に関する全県調査結果概要』。公文書の偽造や虚偽申請はもちろん許されない。しかし、免除対象者も被保険者となる以上、低所得者に対して積極的に免除を勧めること自体は、皆年金の趣旨に合致すると考えられる。

入が低ければ保険料を全部あるいは一部免除し、国庫負担分に相当する老齢年金の支給対象とする。それにより低所得者も年金制度に参加させる、というのが皆年金の下での免除制度の趣旨であろう。所得情報の活用により、それを徹底するべきである。

年金手帳を職権送付してまず加入させた上で、低所得者は可能な限り、免除申請を勧める。それら免除者には制度の趣旨を通知し、免除されても受給できる年金見込額と保険料を払った場合に受給できる年金見込額を説明する。もしも本人が希望すれば保険料を納めて、それに対応した国民年金を受給できるようにする。

免除の徹底の対象をどこに絞るか。本研究の低所得者サンプルについて、属性別に加入・納付の状況を見ると、非正規雇用(いわゆるフリーター)、女性、40歳代以下の方が、加入・納付に消極的であった(表8)。まず、これらの層に対して免除制度の徹底を図るべきであろう<sup>21</sup>。

近年、社会保険庁と国税庁を一体化する提案がなされている。しかし、所得情報を活用する意味では、国税庁ではなく、所得税より課税最低限の低い住民税の徴収や生活保護費の支給などを通じて所得情報を持つ市町村に再度、委ねるべきかもしれない<sup>22</sup>。

第2に保険料収入を増やし、老齢年金支給額を充実させるためには、免除対象者といえども収入に余裕ができれば保険料を納付するのが望ましい。①免除保険料の追納期間を現在の10年から受給開始年齢到達までに延長する、②所得情報を活用し、収入が増えた免除者には保険料の追納を勧める、などの対策も考えられる。

第3に主観的余命については、未加入者や未納者が予測する自分の余命が、客観的な余命に比べて短い(短命を予測している)可能性がある。実際、生命表の上でアンケート対象者の実年齢から割り出し

た客観的な期待余命<sup>23</sup>と、アンケートの回答にみる主観的余命とを比較すると、後者の方が男性で約3年、女性で約9年短かかった。そこで被保険者の年齢ごとに、その被保険者の属するコホートの、客観的に推計された余命を通知することで、そうした短命予想を是正できるだろう<sup>24</sup>。

第4に加入納付行動に影響を与える収益率の不安に対しては、マクロ経済スライドの下で、給付額が不確実であるにしても、少なくともどのくらいの額を受給できるかという、受給見込額の通知とその説明が必要であろう。標準的なシナリオの見込額だけでなく、厳しい条件の下でも、受給できる額がわかれば、不安の軽減に資するだろう。

これらの施策は、国民年金制度への参加意欲を高めるだけでなく、効率的かつ公正な運営を達成するための一助となりえよう。

### 5.3 今後の課題

もちろん、本稿の分析には不十分な点も少なからずある。

第1に行動経済学的な分析である。本稿では、時間選好率や主観的余命、リスク回避度など主観的要因を変数に加えた。合理的な消費者において想定される標準的な効用関数を想定する場合の変数である。

一方、米国では Thaler and Benartzi [2004] や Laibson et al. [1998] のように、損失回避や双曲割引など、合理的な消費者を想定しない場合の行動から 401k プランなど年金への加入行動が説明されている。

日本の国民年金1号被保険者の行動においても、双曲割引の傾向が加入・納付行動に影響を与えてい

23 厚生労働省第19回生命表[2002]による。ただし、生命表による年齢毎の余命は現時点で生まれたコホートの数値であり、厳密には現時点での被保険者年齢に対応していない。

24 公的年金の存在理由について、小塩[1998]、Diamond [1977]などでは、公的年金がないと、①近視眼的な人々が将来のことを考えない、②余命の長い人ほど年金制度に入る逆選択がおこる、ことをあげている。本研究の分析からも、①将来のことを考えない人(時間選好率が高い人やリスク回避度が低い人)、②余命が短いと考えている人(主観的余命が短い人)が加入・納付していないことやその意思が低いことが確認できた。

21 社会保険庁と国税庁を一体化して徴収組織を作る、という解決策は本稿の射程を超える。ただし、所得情報の活用

22 平成13年度まで機関委任事務として市町村に委託されていた保険料収納事務は、地方分権一括法の施行により、14年度から国に移管された。

るかどうかなどの分析は可能であろう。

第2に制度運営への不信が加入・納付行動に影響を与えていないという、本稿の推計結果の解釈である。

保険料の無駄遣いなど制度運営への不信要因は、自らの保険料や年金額とは直接の関係がない。つまり、現在の消費や将来の年金受取額の大小に影響しない。そのため、加入・納付行動への影響がないという結論は、一面では納得できる。特に、制度運営への不信と収益率低下への不安に相関がある点(表3)を見ると、制度運営がフェアではないという不信だけでは実際の加入・納付の低下にはむすびつかず、収益率低下への不安と重なってはじめて、加入・納付の低下に結びつくとも考えられる。

また、任意であれば加入・納付しないという結果とは有意な関係がある点を見ると、制度運営への不信があっても、強制であるために加入・納付しているとも考えられる。これらの点の詳細な分析は、今後の検討課題としたい。

(本稿は平成16年度厚生労働科学研究費補助金「個人レベルの公的年金の給付と負担等に関する情報を各人に提供する仕組みに関する研究」の一部として実施した。また、本研究にあたり、2人の匿名のレフリーの他、以下の方々(敬称略)から有益な示唆をいただいた。合わせて謝意を表す。もちろん、あり得べき誤りは、筆者らの責に帰す。

金子能宏(国立社会保障人口問題研究所)、鈴木亘(東京学芸大学教育学部)、竹村和久(早稲田大学文学部)、多田洋介(内閣府)、塚原康博(明治大学情報コミュニケーション学部)、筒井義郎(大阪大学社会経済研究所)、俊野雅司(大和総研)、中里宗敬(青山学院大学大学院国際マネジメント研究科)、晝間文彦(早稲田大学商学部)、広田真一(早稲田大学商学部早稲田大学)、森平爽一郎(早稲田大学ファイナンス研究科)、米澤康宏(早稲田大学ファイナンス研究科)。

(以上)

## <補論1>アンケートから変数を作成した方法

アンケートの質問内容と、そこからの変数データの作成方法について以下に説明する。

### (1) 説明変数

年収については、昨年1年間の個人の税引前年収を尋ねた問いへの回答の選択肢(1.「収入はない」から、9.「2000万円以上」)から、年収130万円未満ダミーと、年収130万円以上300万円未満ダミーを作成した。

主観的余命の説明変数としては、「あなたはもっとも長生きした場合に何歳まで生きていますか」と「あなたは何歳くらいまで生きる可能性が、最も高いと思いますか」という2つの問いへの回答の平均を使っている。

リスク回避度については、「虎穴(こけつ)に入(い)らざんば虎兇(こじ)を得ず(こじ)ということわざと、君子(くんし)は危(あや)うきに近寄(ちかよ)らず(ちかよ)ということわざの、どちらが普段の行動に近いか」という問いへの回答を使った。回答は、1.「虎穴に入らざんば虎兇を得ずに、非常に近い」から、6.「君子は危うきに近寄らずに、非常に近い」の6段階になっており、番号をそのまま変数とした<sup>25</sup>。数値が低いほどリスク回避度が低い。

時間選好率は、今日80万、7万円、1万円を受け取る代わりに、ある金額を1年後に受け取る場合に、後者を選ぶ最低の金額から計算した。さらに、3つの金額別に、もっとも低い率を0とし、最も高い率を100とする相対ランク(%表示)をとり、その平均を説明変数とした。

収益率低下への不安の程度を表す説明変数としては、「今後、給付を大幅に減らしたり、保険料を大

25 (相対的)リスク回避度の計測には、多くの先行研究がある。ここでは、簡単でわかりやすかつ回答の容易な設問によって、相対的か絶対的かにもこだわらずに、リスク回避度の大小を把握しようと試みた。なお、アンケートでは、単純なギャンブルゲームに関する設問も実施しているが、その回答と本問の回答とは有意な相関がみられた。一方、「何%の降水確率で傘を持っていきますか」という設問の回答は、ギャンブルに関する質問と有意な相関がなかった。同じ2つのことわざに関する設問を使ってリスク回避度を計測した試みに、池田・大竹・筒井[2004]がある。

幅に引き上げたりしないと、現在の国民年金制度を維持できない」という言明に同意するかという問いへの回答の番号を使った。回答は、「1. まったくその通りだと思う」から、「6. まったく間違っていると思う」までの選択肢からなる。

制度運営が公正でないことへの不満の程度を表す説明変数として、「現在の国民年金制度では、不要な施設の建設など、保険料が無駄な用途に使われている」という言明に同意するかという問いへの回答の番号を使った。回答には、1. 「まったくその通りだと思う」から、6. 「まったく間違っていると思う」までの選択肢がある。

属性については、自営業かどうか、配偶者が有るかかどうか、性別はどうか、満年齢は何歳か、という問いへの回答を用いた。

## (2) 被説明変数

加入・納付実績に関する被説明変数としては、問「過去2年間(24ヶ月)に、国民年金保険料を何ヶ月分納めましたか。なお、正式な免除手続きや学生免除特例の手続きをしていた月は、納めた月に加えて、お答えください」への回答を使った。選択肢は、「1. 全て(1ヶ月も欠かさず)納めた」から、「5. まったく(1ヶ月も)納めなかった」、「6. 国民年金に加入していないので、納めていない」がある。

モデルⅠの被説明変数はこの問いへの回答番号の数値であり、「1. 全て(1ヶ月も欠かさず)納めた」から、「5. 未加入または未納付」の5段階からなる。いずれも被説明変数が小さいほど、保険料を納付していることになる。

モデルⅡでは、「まったく(1ヶ月も)納めなかった」、「国民年金に加入していないので、納めていない」という回答を未加入・未納付ダミーにまとめて1とし、それ以外を0とするダミー変数を作成し、被説明変数とした。

モデルⅢの被説明変数は、「もしも国民年金への加入が任意であったら、保険料を支払いますか」という、任意加入の場合の加入・納付意思についての問いへの回答である。1. 「絶対に支払う」から、6. 「絶対に支払わない」までの、1～6の選択肢の番号を使った。

## <補論2>終身年金への需要と主観的要因との関係について

以下では、主観的要因と終身年金への需要の関係について、Poterba and Wise[1998]にならい、引退時点で終身年金に入る場合(これを終身年金化戦略とする)と、入らずにおいて保険料相当額(=終身年金の現価)を毎年の消費に充てる場合(これを自己年金化戦略とする)の期待効用を比較する。その上で、自己年金化戦略を取った場合の最大の期待効用と同じ期待効用を得るために、引退時点で必要な終身年金化戦略の資産の額の、自己年金化戦略の資産に対する割合(これをdとする)を考える。

もしも、100の資産を使った自己年金化戦略で得られる効用と等しい効用を、終身年金化戦略では80の資産で得られるのであれば、 $d=0.8$ となる。ある主観的要因を測るAという指標の数値が増加した時に、dの値が減少したとする。この場合、Aの増加により、自己年金化戦略と等しい期待効用を得るために必要な終身年金化戦略の資産額が減少している。そこで、Aの増加は終身年金への需要を高めるといえる。

以下では、主観的余命が長く、リスク回避度が高く、時間選好率が高いほど、dの値が小さくなることを、数値例を用いて明らかにする。

引退年齢で資産 $W_A$ を払い込んで、1期間に1回、その期初に支払われる終身年金を受け取る終身年金化戦略における年金額Aは、保険者の予算制約を表す以下の式で決まる。

$$\sum_{t=1}^{\infty} \bar{P}_t \cdot A(1+r)^{t-1} = W_A$$

rは1期間の割引率(金利)で一定とする。 $\bar{P}_t$ は生命表による引退時から、t期後までの客観的生存率である。ここで、 $\bar{P}_1=1, \bar{P}_3=0$ (最初の期初は全員が生存し、3期目の期初に生存している人はいない)とすると、この式は、

$$A + \bar{P}_2 \cdot \frac{A}{1+r} = W_A \quad (1)$$

となる。このAを1期間消費することにより得られる効用は、相対的リスク回避度を一定とするべき型の効用関数を前提にすると、

$$U(C) = \frac{C^{1-\beta}}{1-\beta}$$

(ただし、 $C = A$  とする。  $\beta$  はリスク回避度である)。 終身年金化戦略の期待効用  $E(U)_A$  は、

$$E(U)_A = \frac{P_1 \cdot C^{1-\beta}}{1-\beta} + \frac{P_2 \cdot C^{1-\beta}}{(1-\beta)(1+\rho)}$$

となる。  $P_1$  は本人の期待生存率であり、  $\rho$  は1期間の時間選好率である ( $\rho$  は一定とする)。

他方、終身年金に加入せず、老後の消費を自分自身の貯蓄から賄う自己年金化戦略では、保険料に相当する金額を貯蓄して  $W_s$  の資産を貯め、それを引退時点から取り崩して、毎期の消費  $C_t$  とする。この時、

$$\sum_{t=1}^m C_t \cdot (1+r)^{t-1} = W_s$$

となる ( $m$  は本人が生きる可能性があると考える最長期間)。ここでは、3期間以上生存しないこと (客観的生存率  $\bar{P}_1 = 1, \bar{P}_3 = 0$ ) が事前にわかっているので、  $P_1 = 1, P_3 = 0$  とする。したがって、上式は

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = W_s \quad (2)$$

となる。自己年金化戦略での期待効用  $E(U)_s$  も、

$$E(U)_s = \sum_{t=1}^m P_t \cdot U(C_t) \cdot (1+\rho)^{t-1}$$

から

$$E(U)_s = \frac{C_1^{1-\beta}}{1-\beta} + \frac{P_2 \cdot C_2^{1-\beta}}{(1-\beta)(1+\rho)}$$

となる ( $P_1 = 1, P_3 = 0$  より)。

合理的な個人は、(2)式の制約の下で、 $E(U)_s$  が最大となるように、消費額  $C_1, C_2$  の配分計画を立てる。ある引退時点の富  $W_s$  の下で、自己年金化戦略の効用  $E(U)_s$  が最大になるように消費額  $C_1, C_2$  を決めた場合に、終身年金化戦略によってそれと同じ効用を得るために必要な引退時点の富を  $W'_s$  とし、これと  $W_s$  との比、  $d \equiv W'_s / W_s$  を考える。

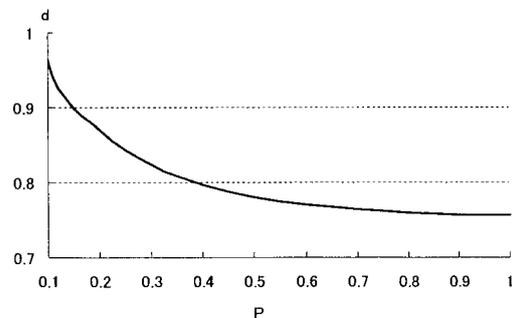
この  $d$  が小さいほど、終身年金化戦略が自己年金化戦略よりも有利になり、終身年金への需要が増える。

ここで、  $\bar{P}_2 = 0.5$ 、  $r = 5.0\%$ 、として、2期目の期待生存率  $P_2$ 、相対的リスク回避度  $\beta$ 、時間選

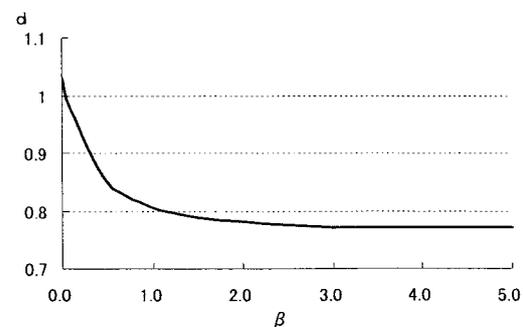
好率  $\rho$  のうちの2つを一定の値とし、残りの1つの変数の値を変化させて、ある  $W_s$  について、ニュートン法により  $d$  を計算した。その結果を図示したのが補図1~3である (なお、2つの変数を他のいくつかの値に固定して検証したところ、同じ結果が得られた)。

ここからは、 $d$  が期待生存率の減少関数、相対的リスク回避度  $\beta$  の減少関数、時間選好率  $\rho$  の増加関数であることがわかる。すなわち、①主観的生存率  $P$  が高いほど、言い換えると期待余命が長いほど、②リスク回避度が高いほど、③時間選好率が低いほど、 $d$  の値が小さくなる。

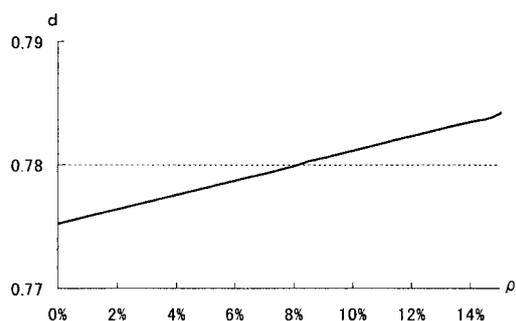
この結果は、本文にある、余命が長いほど、リスク回避度が高いほど、時間選好率が低いほど、終身年金への需要が増えるという仮説に一致する。



補図1 2期目の主観的生存率  $P$  を変化した場合の  $d$  の推移 ( $\beta = 2.0$ 、 $\rho = 10\%$  に固定)



補図2 相対的リスク回避度  $\beta$  を変化した場合の  $d$  の推移 ( $P_2 = 0.5$ 、 $\rho = 10\%$  に固定)



補図3 時間選好率 $\rho$ を変化させた場合の $d$ の推移  
( $P_2=0.5$ ,  $\beta=2.0$ に固定)

<参考文献>

Camerer, Colin, Samuel Issacharoff, George Lowenstein, Ted O'Donoghue, and Matthew Rabin, [2003], "Regulation for conservatives: behavioral economics and the case for "Asymmetric paternalism"" University of Pennsylvania Law Review, Vol.151, pp.1211-1254.

Diamond, Peter A., [1977], "A Framework for social security analysis", *Journal of Public Economics*, Elsevier, Vol.9, pp.275-298.

Fehr, Ernst and Urs Fischbacher [2002], "Why social preferences matter—The impact of non-selfish motives on competition, cooperation and incentives", *The Economic Journal*, Royal Economic Society, Vol.112, pp. C1-C33

Laibson, David, [1997], "Golden Eggs and Hyperbolic Discounting", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.112, pp.443-477.

Laibson, David I., Andrea Repetto, and Jeremy Tobacman [1998], "Self-control and saving for Retirement", *Brooking Papers on Economic Activity*, I:1998, Brookings Institute, pp91-195.

O'Brien, Chris, Paul Fenn, and Stephen Diacon [2005], "How long people expect to live? Results and implications", *CRIS Research Report, 2005-1*, the University of York.

Poterba, James M. and David Wise [1998], "Individual Financial Decisions in Retirement Saving

Plans and the Provision of Resources for Retirement", in Feldstein, Martin ed., *Privatizing Social Security*, The University of Chicago Press, pp.363-401

Shane, Frederic, George Lowenstein and Ted O'Donoghue [2002], "Time discounting and time preference: A critical review", *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, Vol.40, pp.351-401

Sherin, Hersh, M. and Richard H. Thaler [2004], "Mental accounting, saving and self-control", in Camerer, Colin F., George Lowenstein, and Matthew Rabin eds. *Advances in behavioral economics*, Princeton University Press, pp.395-428

Thaler, Richard, and Shlomo Benartzi [2004], "Save More Tomorrow™: Using behavioral economics to increase employee saving", *Journal of Political Economy*, 112, pp.S164-S187.

Tsukahara, Y. [2001], "An empirical analysis of adverse selection in pension plan: Evidence from individual data in Japan", *Bulletin of Institute of Social Sciences Meiji University*, Vol.24, No.1, pp1-14.

阿部彩 [2001], 「国民年金の保険料免除制度改正」, 『日本経済研究』, 日本経済研究センター, No.43, pp.134-153

阿部彩 [2003], 「公的年金における未加入期間の分析」, 『季刊社会保障研究』, 国立社会保障人口問題研究所, 39巻3号, pp268-285

池田新介・大竹文雄・筒井義郎 [2004], 「時間割引率：経済実験とアンケートによる分析」, 第2回行動経済学ワークショップ報告論文 [未定稿]

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』, 一橋大学経済研究所, 51巻2号, pp97-110

小塩隆士 [1998], 『社会保障の経済学』, 日本評論社, pp67-86

駒村康平・渋谷孝人・浦田房良 [2000], 『年金と家計の経済分析』, 東洋経済新報社.

駒村康平 [2001], 「社会保険料未納の実証分析—国民年金の空洞化と国民年金第3号被保険者問題につ

- いてー」, 丸尾直美・益村眞知子・吉田雅彦・飯島大邦編, 『ポスト福祉国家の総合政策－経済・福祉・環境への対応－』, ミネルヴァ書房, pp.107-119.
- 佐々木一郎 [2003], 「国民年金の損得計算と逆選択」, 保険学雑誌, 582号, 日本保険学会, pp85-104
- 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調査から－」, 『季刊社会保障研究』, 第41巻3号, 国立社会保障人口問題研究所, pp263-277
- 清水時彦 [2004], 「国民年金の現状－未納とその対策」, 『年金と経済』 23巻2号, pp51-60.
- 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』, 日本経済研究センター, No.42, pp.44-60
- 鈴木亘・周燕飛 [2005], 「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』, 第41巻4号, 国立社会保障人口問題研究所, pp385-395
- 高村静 [2005], 「HRSパネルデータの利用方法の紹介」, 『年金レビュー』 2005年2月号, pp14-25.
- 高山憲之 [2004], 『信頼と安心の年金改革』 2005年, 東洋経済新報社, p.82
- 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』, 年金総合研究センター, 23巻2号, pp.46-50.
- 中嶋邦夫・臼杵政治・北村智紀 [2005], 「国民年金1号被保険者の加入・納付行動と効果的な情報提供のあり方」, 『個人レベルの公的年金の給付と負担等に関する情報を各人に提供する仕組みに関する研究』, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成16年度総括報告書第3章, pp55-75.
- 晝間文彦 [2001], 「時間選好率のアノマリーと消費者信用への含意」, 『クレジット研究』 第26号, 日本クレジット産業協会クレジット研究所, pp.6-24
- 堀勝洋 [2004], 「国民年金の未加入・未納問題」 『年金と経済』, 年金総合研究センター, 23巻2号, pp.30-38.
- 森平爽一郎・神谷信一 [2005], 「日本の家計はバブル崩壊以降危険回避的であったか」, 『日本保険・年金リスク学会誌』, 日本保険・年金リスク学会, 第2巻第2号, pp.3-19.
- 安川武彦 [2002] 「平行性の仮定と格付けデータ順序ロジットモデルと逐次ロジットモデルによる分析」, 『統計数理』, 第50巻第2号. pp.201-215.

# The analysis of participation and payment behavior among Class 1 insured of Japanese basic pension-- Why do they avert mandatory public pension?

Masaharu Usuki

NLI Research Institute  
4-1-7 Kudankita, Chiyoda-ku, Tokyo, 102-0073 Japan

Kunio Nakashima

NLI Research Institute

Tomoki Kitamura

NLI Research Institute

## Abstract

In this paper, we empirically analysed factors that potentially affect the behavior of category one insured persons in the National Pension Insurance (NPI) system. This category consists mainly of family members of self-employed persons, and part-time employees. We collected data about 163 potential category one insured persons by conducting a survey.

We confirmed four hypotheses. First, low income deters enrollment and the payment of social insurance taxes even though that paucity of family income enables the insured eligible for tax exemption. Second, some subjective factors—particularly longevity expectations and time preference rate—influence NPI participation rate and the payment of the pension tax. Third, apprehension for declining return on pension taxes, which may be caused by the expected higher taxes and lower benefit amount, is a statistically significant factor to explain the lower participation and payment rate among the category one insured. Fourth, distrust of social security agency is not found to be influencing the behavior of the insured, although it augmented their

unwillingness to pay taxes.

We may be able to better design and manage the National Pension Insurance system by taking into account of the foregoing behavior of category one insured persons. These measures include: the more frequent and convenient permission of social security tax exemption through the usage of income information by Social Security Agency, longer allowance for back-dated tax payment, the notification of objective life expectancy in the cohort of each person, and the advice of minimum amount of expected benefits. These measures will expedite the enrollment and participation in the pension system and prevent the evasion of social security taxes by the category one insured persons.