

Regression) として Bivariate Probit モデルによる推計を行った。

特になし。

#### C. 研究結果

その結果、最近のコホートほど未加入になっているという傾向はうかがえず、国民年金未加入の要因として世代間不公平を支持する結果は得られなかった。一方で、25年の資格期間を満たすために、35歳付近から未加入率が減少するとするモデルの仮説は支持される結果となった。さらに、金融資産や無業・失業要因は有意となっており、所得や資産が少ないほど未加入状態になるという流動性制約要因も支持される結果となった。

個人年金に関しては、年齢をコントロールすると、最近のコホートほど個人年金に加入しているということが示唆され、公的年金の世代間不公平を反映した行動の結果である可能性がある。

#### D. 考察

今回の結果により、未加入行動の背景に、公的年金における世代間不公平の存在があるという仮説は一応は否定されることとなった。しかしながら、個人年金については、世代間不公平の存在を反映しているということが示唆される。

#### E. 結論

したがって、年金の加入行動に、世代間不公平の存在が全く影響していないという結論を得ることも早計であると思われる。この点については、引き続き、様々なデータを用いて分析してゆく必要があるように思われる。

#### F. 研究発表

#### G. 知的所有権の取得状況

特になし。

## 1. はじめに

わが国の公的年金制度は、全国民に加入が義務づけられている社会保険制度でありながら、国民年金に多数の未加入者が存在していることは周知の事実である。

社会保険庁（2001）によれば、本来、公的年金の未加入者数は、平成13年において157万人にも上り、未加入率<sup>1</sup>は6.9%に達している。一方、社会保険庁（2002）によれば、平成14年度における未納者数は327万人、免除者数は368万人<sup>2</sup>であり、未加入者と合わせると約30%の第1号被保険者該当者が、国民年金保険料を納めていないことになる。また、最新の統計である平成15年度の国民年金保険料の納付率は63.4%であり、4割近い保険料が納付されていない。これはまさに「年金空洞化」と呼ばれるべき危機的な事態と言えよう。

国民年金の未加入者となる動機<sup>3</sup>としては、大きく分けて次の4つの要因が考えられる。1つ目は、長引く不況を背景とした失業や所得・貯蓄低下により、家計が流動性制約下にあり、保険料を支払えずに未加入者となるというものである（流動性制約要因）。2つ目は、健康状態が悪い等の理由で、予想死亡年齢が低く、年金の期待受取額が低いことから加入しないというものである（予想死亡年齢要因）。3つ目は、将来、保険料上昇、受取額低下が見込まれる中で、特に若い世代で国民年金が見合わなくなり、加入を拒否するというもの（世代間不公平要因）。4つ目は近視眼的性向の持ち主や行動経済学で扱われている hyperbolic discounting な時間割引率を持つ者が、そのために保険に加入しないという要因（近視眼性要因）である。

これらの動機を区別する事は、年金運営政策上、極めて重要な課題である。何故なら、流動性制約下にあることが未加入の動機である場合には、本来は国民年金への加入を希望しているのであるから、減免措置の拡充や、保険料支払いの繰延措置等により、加入率上昇が期待できるだろうし、景気回復による自律的な加入率上昇もあり得よう。一方で、予想死亡年齢や世代間不公平、近視眼性要因が動機である場合には、そのような自律回復は図られず、未加入や未納を放置しておけば年金運営が危機に晒される可能性がある。

そこで本稿は、年金未加入者を含む個票データを用い、未加入者となる動機を探ることにする。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、先行研究についてまとめる。3節では簡単なモデルを提示し、未加入動機について詳述する。4節は、本稿で用いるデータを解説する。5節は、3節で提示した未加入動機モデルを、グラフや推定モデルを用いて実際に検証する。6節は結語であり、今後の対策について論じる。

<sup>1</sup> 未加入者/（国民年金の加入者+未加入者）の割合。社会保険庁の公表している定義とは異なる。

<sup>2</sup> うち、学生納付特例者121万人。

## 2. 先行研究

近年の国民年金未加入者・未納者の増加に対して、経済学的な観点からその要因を探った主な文献として、小椋・千葉(1991)、小椋・角田(2000)、鈴木・周(2001)、阿部(2001)、阿部(2004)等が挙げられる。小椋・千葉(1991)は、1973～1988年までの非加入率を、各種統計から推定した後、それを保険料や自営業者所得、労働市場要因等で説明する回帰モデルを推定している。その結果、保険料上昇に対して非加入率が敏感に上昇することを明らかにした。また、小椋・角田(2000)は、必ずしも国民年金の未納・未加入問題だけに焦点を当てたものではないが、その一部として、社会保険料納付の有無をプロビットモデルにより推定している。分析の結果は、①所得、前年所得、職業の有無、世代人員等が保険料納付の有無に影響する、②若いコホートほど未納付の確率が高まること等を明らかにし、社会保険の純収益率が低くなる若い世代ほど社会保険からドロップアウトするという仮説を指示している。

未加入に関する直接的な分析を行った文献は、鈴木・周(2001)である。彼らは、本稿と同様に、未加入動機の要因を区別して、1996年の郵政研究所「家計における金融資産選択に関する調査」を用いた分析により、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということが示されており、通説を裏付ける政策的に重要なメッセージとなった。しかしながら、岩本・大竹・小塩(2002)の対談の中で、大竹教授が指摘しているように、鈴木・周の分析はクロスセクションデータによるものなので、未加入率への効果が世代(コホート)による効果なのか、年齢による効果なのか分離できないという問題を抱えていた。この点、阿部(2004)は、個人記憶によるパネルデータを用いて、両者の効果を区別する工夫を行い、コホートが上がるほど未加入が多くなるという通説は、データでは確認できないという結論を得ている。しかしながら、鈴木(2004)が指摘しているように、主婦を中心としたデータの特殊性や、学生サンプルや配偶者データを含むなど、鈴木・周(2004)の結果とは直接比較できないことから、世代間不公平要因について更なる検証・再検証が待たれていた。また、鈴木・周(2001)が提出した25年の資格期間によるノッチの存在についても、阿部(2001)、阿部(2004)では観察されておらず、この点の検証についても待たれていたところである。

## 3. 未加入動機のモデル

鈴木・周(2001)を元に、未加入動機に関する簡単なモデルを考えることにする。国民年金の第

---

<sup>3</sup> 社会保険庁(2000)によれば、未加入者のうち58.1%もの人々がはっきりと加入を拒否している。

1号被保険者は、その該当者となった場合には14日以内に市町村長に届け出なければならないが(国民年金法第12条第1項)、届け出をしない場合でも10万円以下の罰金が科されるにすぎず(国民年金法第113条)、未加入となることのペナルティーが極めて小さい。したがって、第1号被保険者は、国民年金の受け取りを放棄し、ペナルティーを甘受することにより、自主的な「逆選択」行為が可能である。また、通常の社会保険は、保険集団に対して同一の保険料レートを適用するものであるが、わが国の国民年金制度は加入期間を調整することにより、一定の範囲で保険料額と年金受取額を調整することが可能である。すなわち、わが国の国民年金における年金受取額を加入期間別に示すと次の様になる。

①保険加入期間が40年…年金額=79.45万円/年(2004年現在)

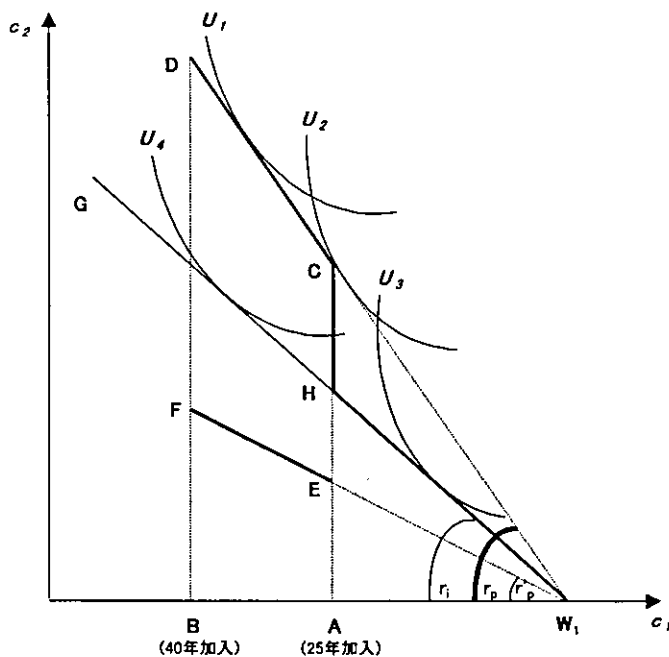
②25年以上40年未満…年金額=79.45万円\*(納付済月数+1/3保険料全額免除月数+2/3保険料半額免除月数)/480

③25年未満…年金額=0円<sup>4</sup>

したがって、②のケースの様に、未加入期間を0~15年まで調整することにより、保険料額・年金受取額を満額の25/40~40/40に調整できる。

さて、上記の制度を、簡略化したモデルを用いて図式化しよう。いま、図1は、若年期(第1期)と老年期(第2期)からなる2期間モデルである。各個人は、若年期における労働所得( $W_1$ )から年金を加入期間分購入することで、第2期の消費を得る。

図1 未加入動機モデル



<sup>4</sup> 国民年金法第26条「老齢基礎年金は、保険料納付済期間または保険料免除期間を有する者が65歳に達したときに、その者に支

ここで、年金として国民年金を考えると、 $W_1 \cdot A \cdot C \cdot D$  の予算制約線が描ける。A (C) 点は、保険料納付を 25 年行った点に対応しており、B (D) 点は 40 年の点に対応している。 $W_1$  点から A 点までは年金受給権が得られないために、予算制約線が横軸と等しく、C 点から D 点までは  $r_p$  の年金収益率で労働所得を老年期へと変換できる。一方、 $W_1 \cdot G$  の予算線は、民間の個人年金のものであり、収益率を  $r_i$  としている。現在の国民年金受給者にとって、賦課方式で運営される国民年金の収益率は、年金数理的にフェアな収益率を上回っている<sup>5</sup>。したがって、図中では個人年金の方が国民年金の収益率よりも低く描かれている ( $r_i < r_p$ )。結局、第 1 号被保険者該当者が直面する予算制約は、 $W_1 \cdot H \cdot C \cdot D$  (図中の太線) である。

さて、ここで各個人の効用関数を  $U_i = u(c_1) + \rho_i u(c_2)$  とする。ここで、各期の  $u()$  は通常の仮定を満たす強い意味の準凹関数であり、 $\rho_i$  は個人  $i$  の老年期における予想生存確率である。例えば個人 1 の方が個人 2 よりも予想生存確率が高い (= 予想死亡年齢が高い) とすると、個人 1 の効用関数の方が個人 2 よりも傾きが緩やかである<sup>6</sup>。したがって、個人 1 と 2 の効用関数を予算線に接する様に描くと、例えば図 1 中の  $U_1, U_2$  の様に、 $U_1$  が  $U_2$  の左上方となる位置関係に描ける。ここで、各個人はそれぞれの予想死亡年齢に応じて、25 年から 40 年の加入期間の中で、最適な加入期間を選んでいることに着目されたい。このとき、最適な加入期間が 40 年を下回る場合には、その下回る期間分だけの未加入期間が人々の「合理的な選択」の結果として発生しているのである。さらに予想死亡年齢が低い場合には 25 年の加入期間すら選択せずに、例えば  $U_3$  の様に国民年金に生涯加入せず、民間個人年金を選択する。いずれにせよ、低リスク者が年金購入量を減らしたり、年金に加入しなかったりすることから、高リスク者のみ残るという「逆選択」が起きている。ここで、国民年金予算制約が C 点で屈折していることに注意が必要である。この C 点の屈折点のために、例えば  $U_2$  の様に、本来予算制約が連続であればこの点を選ばなかった人までが C 点を選ぶこととなり、数多くの人々がこの点に集中するものと考えられる。もし、このモデルが現実的であるならば、25 年加入をみたくすの限界年齢である 35 才以上の年齢層で、加入確率が急増するはずである。

次に、世代間不公平要因について考えてみよう。国民年金における世代間負担の格差は、田近・金子・林 (1996)、八田・小口 (1999) により、コホート別の推定が行われている。例えば八田・小口 (1999) によれば、1935 年生まれの世代は、生涯に支払う保険料額に対して国民年金の受取額が 971 万円の受取超過になるのに対し、1995 年生まれの世代では、逆に 304 万円の支払超過となる。損得なしの世代は 1970 年生まれの世代である。このように老年世代が得をし、若い世代ほど損をするのは、国民年金が賦課方式で運営されているからである。高齢化が進み年金受給者が増加する中で、毎年の収

給する。ただし、その者の保険料納付済期間と保険料免除期間とを合算した期間が 25 年に満たないときは、この限りでない。」

<sup>5</sup> 例えば、国民年金の世代間格差を計算した八田・小口 (1999) によれば、生涯受給額の生涯保険料額に対する比率 (受給負担比率) は、現在 65 歳となる 1935 年生まれの世代において、5.09 倍 (1 倍が年金数理的にフェアな値) である。また、1935 年生まれ以前の世代では比率はさらに高まり、例えば、田近・金子・林 (1995) の試算した 1920 年生まれ世代の受給負担比率は 13.4 倍 ~ 13.8 倍にも達している。一方、八田・小口 (1999) が調べた (同書 p.16) 民間個人年金の受給負担比率は、0.84 ~ 0.88 程度であり、年金数理的にフェアなレートを若干下回る。

<sup>6</sup> 効用関数を全微分して整理すると、 $\frac{dc_1}{dc_2} = \frac{1}{\rho_i} \frac{u'(c_1)}{u'(c_2)}$  であり、 $\rho_i$  が大きくなるほど傾きが緩やかである。

支を一致させるためには、現役世帯の一人あたり保険料を上昇させざるを得ないことから、世代間の不公平が生ずる。図1において、 $W_1$ -A-E-F線は、国民年金で平均的に支払超となる現在の若年世代における国民年金の予算制約線である。この世代の国民年金の収益率は、年金数理的にフェアな収益率を下回るために、個人年金よりも低く描かれている ( $r'_p < r$ )。この場合は、民間個人保険を通じた予算制約線 ( $W_1$ -G) が常に国民年金のものを上回るために、例えば  $U_3$ 、 $U_4$  の様に予想死亡年齢にかかわらず個人年金を選択することになる。また、年齢が若くなればなるほど収益率  $r'_p$  は低下し、個人年金との収益差が拡大する。したがって、もしこのモデルの現実妥当性が高いのであれば、実際のデータから、若年齢世代ほど国民年金の未加入率が増加し、逆に個人年金の加入率が増加する姿がみられるはずである。

最後に、流動性制約要因については、図中では  $W_1$  近い部分の予算制約上に留まり、最適な加入期間を選べないことを意味するから、国民年金の未加入者となる可能性が高くなると考えられる。

#### 4. データについて

本稿において用いるデータは、日本郵政公社郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施している「家計と貯蓄に関する調査」の平成8年、10年、12年、14年の個票データである。この調査は、全国的全都道府県から20才以上の世帯主がいる世帯を層化多段無作為抽出法でサンプル抽出をして実施しており、平成8年のサンプル数6000（回収3695、有効回答率61.6%）、10年6000（回収3754、有効回答率62.6%）、12年5010（回収3111、有効回答率62.1%）、14年がやや増加して9000サンプル（回収5583、有効回答率62.0%）となっている。調査方法は、訪問留置法で行われている。毎回のサンプル数は異なっているものの、サンプルの抽出方法は厳密に同様の形式で行われており、有効回答率もほぼ62%前後に保たれており、したがって、時系列比較が可能なサンプルとなっている。本稿では、この4年の個票データをプールして用いることにする。このアンケートは本来、家計の貯蓄、資産選択行動の調査を目的としたものであるが、加入している公的年金の種類、加入の有無についても質問を行っている。分析に用いたサンプルは、①世帯主<sup>7</sup>であり、②世帯主年齢が、20才以上59才以下、③国民年金のみの加入者か、もしくは未加入者であるものという基準で選択した。

選択された総サンプル2543のうち未加入者のサンプルは413であり、16.3%を占めている。厚生年金や共済年金の加入者をサンプルから排除したのは、言うまでもなく、社会保険料が源泉徴収されているために、選択の自由がないからである。また、このアンケートは、個人年金の加入状況<sup>8</sup>についても質問している。さらに、家計・世帯主の属性として、性別、年齢、就業状態、学歴、居住地の都市規模、世帯所得、本人所得、金融資産、持ち家の有無等が含まれている。

まず、各年の国民年金の未加入率と個人年金の加入率をみると、表1のとおり、国民年金未加入率については最近になるほど上昇している一方、個人年金の加入率は、景気低迷の影響か、最近になるほど低下していることがわかる。

<sup>7</sup> したがって、未加入者の大部分を占める被扶養者の学生サンプルは含まれていない。

表1 国民年金未加入率と個人年金加入率の推移

	国民年金未加入率	個人年金加入率
1996年	0.101 (0.301)	0.312 (0.464)
1998年	0.102 (0.302)	0.330 (0.471)
2000年	0.184 (0.388)	0.237 (0.426)
2002年	0.227 (0.419)	0.199 (0.399)

表2は、サンプルを全体と国民年金未加入者、加入者に分けて記述統計をみたものである。両者を比較すると、未加入者の方が、世帯所得、各金融資産、持家保有率ともに低く、また、失業・無業率も高い。一方、社会保険庁（2001）にも指摘されている様に、未加入者の方が、年齢が低く、居住している都市規模が大きい。また、個人年金の加入率は、加入者の方が高い一方、未加入者との差が小さいという点も社会保険庁（2001）の指摘通りである。もっとも、これらの観察はあくまで記述統計上のものであり、厳密に言及するためには、様々な要因をコントロールした上で確かめなければならぬことは言うまでもない。

表2 記述統計量

	全体		国民年金未加入者		加入者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国民年金未加入率	0.16	0.37				
個人年金加入率	0.26	0.44	0.11	0.32	0.29	0.45
年齢	43.03	11.39	36.74	12.23	44.25	10.81
コホート	1954.6	10.4	1959.4	10.8	1953.8	10.1
性別	0.67	0.47	0.65	0.48	0.67	0.47
失業・無業者	0.12	0.33	0.24	0.43	0.10	0.30
世帯所得	550.17	552.12	382.84	523.66	584.24	551.69
持ち家の有無	0.51	0.50	0.24	0.43	0.56	0.50
世帯金融資産	683.50	1,291.02	262.99	648.26	766.51	1,367.97
都市規模	0.59	0.49	0.71	0.45	0.56	0.50
世帯人数	3.28	1.65	2.62	1.59	3.41	1.63
1996年	0.22	0.41	0.13	0.34	0.23	0.42
1998年	0.23	0.42	0.15	0.35	0.25	0.43
2000年	0.18	0.38	0.20	0.40	0.17	0.38
2002年	0.37	0.48	0.52	0.50	0.34	0.48

注) 総サンプル数は2534であり、未加入者が413である。

「個人年金加入者」「失業・無業者」「病気・病気がち」は、該当の場合に1、それ以外に0をとるダミー変数である。「性別」は、男性の場合に1、女性の場合に0となるダミー変数であり、「都市規模」は、人口15万以上の都市に住む場合に1、それ以外に0となるダミー変数である。各所得、資産の単位は「万円」であり、各年の消費者物価指数により実質化している。

9 個人年金に関する質問は、世帯主ではなく世帯に対するものであるが、ここでは同一視している。

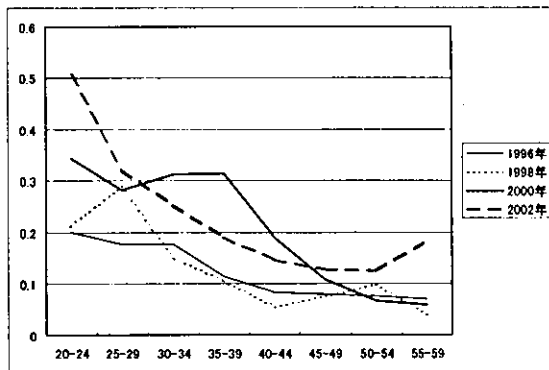
## 5. 推定モデル及び推定結果

### 5.1 各年別の年齢階層別国民年金未加入率、個人年金加入率の推移

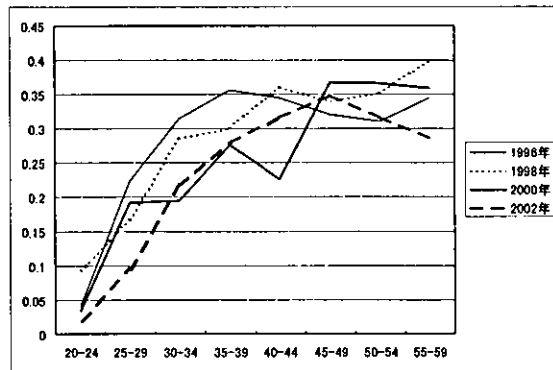
推定モデルを説明する前に、まず、各年の各年別の国民年金未加入率、個人年金加入率の年齢別分布の推移をみてみよう。各表ともに5歳刻みの年齢ごとに未加入率、加入率がとられている。まず、図1の左図が国民年金の未加入率であるが、大まかに言って、ほぼ全年齢階層で近年ほど未加入率が上昇していることがわかる。このうち、2000年でやや若い年齢階層の未加入率が下がっているのは学生の納付特例が行われた影響によるものと考えられる。2002年には納付事務が各市町村から社会保険庁に移管された影響もあって、若い年齢階層の未加入率が増加している。個人年金の年齢階層別分布については分布の形状に大きな変化は見られないが、近年ほど加入率が下がっていることがわかる。

図1 各年別の年齢階層別国民年金未加入率、個人年金加入率の推移

(1)国民年金未加入率



(2)個人年金加入率



### 5.2 推定モデル、推定方法

次に、国民年金の未加入者となる動機を、次の様な推定モデルを用いて検証する。

$$M_i^* = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{A_j} A_j + \sum_k \alpha_{C_k} C_k + \sum_l \alpha_{Y_l} Y_l + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_S S_i + \alpha_K K_i + \alpha_T T_i + u_i^M$$

$$M_i = \begin{cases} 1 & \text{if } M_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

$$P_i^* = \beta_0 + \sum_j \beta_{A_j} A_j + \sum_k \beta_{C_k} C_k + \sum_l \beta_{Y_l} Y_l + \beta_U U_i + \beta_I I_i + \beta_F F_i + \beta_R R_i + \beta_S S_i + \beta_K K_i + \beta_T T_i + u_i^P$$

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

$$E[u_i^M] = E[u_i^P] = 0$$



$$\text{Var}[u_i^M] = \text{Var}[u_i^P] = 1$$

$$\text{Cov}[u_i^M, u_i^P] = \rho$$

(1) 式を「国民年金未加入選択関数」、(2) 式を「個人年金選択関数」と名付ける。ここで、 $M_i$  は Latent Variable であり、国民年金未加入者である時の効用と加入者である時の効用の差分として定義される。この差が 0 を上回るとき、未加入状態を選択する。同様に  $P_i$  も、個人年金加入者である場合とそうでないときの効用差として定義される Latent Variable である。一方、(1)、(2) 式の被説明変数  $M_i, P_i$  は、実際に観察される変数であり、 $M_i$  は国民年金未加入者であるときに 1、加入者であるときに 0 となるダミー変数、 $P_i$  は逆に個人年金の加入者である場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数である。各説明変数は、年齢階層ダミー  $A_i$ 、コホートダミー  $C_i$ 、年ダミー  $Y_i$  をまず入れている。データが 2 年おきのものであるため、年齢階層及びコホートは 2 歳刻みにしている。また、年ダミーは 1996 年をベンチマークとして 1998 年、2000 年、2002 年となっているが、年齢階層、コホート、年はお互いにお互いの数字を作れる関係にあるため、1 次独立ではない (Deaton, 1997)。そこで、年効果を全て足すと 1 となるような制約をパラメータに掛けて、推定を行うことにする。

その他の説明変数は、失業・無業者  $U_i$  (就業している場合に 1、就業していない場合に 0 となるダミー変数)、世帯所得  $I_i$ 、金融資産額  $F_i$ 、持ち家の有無  $R_i$  (持家がある場合に 1、ない場合に 0 となるダミー変数)、都市規模  $T_i$  (人口 15 万以上の都市に居住の場合に 1、それ以外に 0 となるダミー変数)、世帯人数  $K_i$  というものである。金融資産、世帯所得は平成 12 基準の消費者物価指数で実質化を行っている。

3 節図 1 のモデルで確認したように、国民年金の未加入者となることと、個人年金に加入することは、お互いに密接な関係があると考えられる。したがって、推定に際しては、それぞれの関数の誤差項における相関を考慮した Bivariate Probit Model を用いる。これは、Probit Model における SUR (Seemingly Unrelated Regression) と言うべきものである。尤度関数の中に入る累積分布関数は次の様に定義され、最尤法を用いて推定する。

$$\Pr(Y_1 = M_i, Y_2 = P_i) = \Phi_2(w_{11}, w_{12}, \rho_i) = \int_{-\infty}^{w_{11}} \int_{-\infty}^{w_{12}} \phi(z_{11}, z_{12}, \rho_i) dz_{11} dz_{12}$$

ただし、

$$z_{11} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{A_j} A_j + \sum_k \alpha_{C_k} C_k + \sum_l \alpha_{Y_l} Y_l + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_S S_i + \alpha_K K_i + \alpha_T T_i$$

$$z_{12} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{A_j} A_j + \sum_k \alpha_{C_k} C_k + \sum_l \alpha_{Y_l} Y_l + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_S S_i + \alpha_K K_i + \alpha_T T_i$$

$$w_{11} = (2M_i - 1)z_{11}$$

$$w_{i2} = (2P_i - 1)z_{i2}$$

$$\rho_i^* = (2M_i - 1)(2P_i - 1)\rho$$

$$\phi(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i^*) = \frac{\exp[-(z_{i1}^2 + z_{i2}^2 - 2\rho_i^* z_{i1} z_{i2}) / (2(1 - \rho_i^{*2}))]}{2\pi(1 - \rho_i^{*2})^{1/2}}$$

### 5.3 仮説

ここで、もし国民年金の未加入者となる動機が流動性制約要因によるものであれば、国民年金未加入選択関数において、失業・無業者ダミー  $U_i$  や、金融資産額  $F_i$ 、世帯所得  $I_i$  等が、それぞれ正、負、負の方向で有意となるはずである。一方で、世代間不公平要因が動機であれば、最近のコホートほど国民年金には加入せず、その代わりに個人年金に加入するはずであるから、コホートダミーの係数にその傾向が表れると考えられる。阿部（2004）とは異なる形ではあるが、年齢効果とコホート効果が分離できる点がこの分析の利点である。一方、予想死亡年齢要因や近視眼的要因についてはこのデータでは分析することができない。

### 5.4 推定結果

推定結果は、表 3 の通りである。まず、両関数の誤差項の相関  $\rho$  が有意な値をとっていることから、Bivariate Probit モデルで推定したことが支持される。次に、国民年金未加入関数をみると、失業・無業者ダミー  $U_i$ 、金融資産  $F_i$  が、それぞれ正、負に有意となっていることから、まず流動性制約仮説が支持される結果となっている。また、持家の有無や都市規模も有意であり、それぞれ持家があるほど、都市であるほど未加入率が高いという結果となっている。

最も重要な変数である年齢ダミーとコホートダミーの動きを見てみよう。図 2,3 は国民年金未加入関数の各ダミー係数をグラフにプロットしたものである。図 2 のコホート効果をみると、モデルの予想に反し、最近のコホートほど未加入率が高いという傾向はうかがえない。また、各ダミーの係数も有意とはなっていない。一方で年齢別効果をみると、若いほど未加入率が高いことが何え、推定結果については 20 台のいくつかの係数が有意となっている。ここで興味深いのは、35 歳までの年齢階層の係数と、36 歳以降の係数がはっきりと分かれており、3 節のモデルの予想とおりの結果となっているように見えることである。今、このことを確かめるために、推定した年齢階層ダミーの係数を各階層別に隣同士の階層の係数が等しいという仮説を Wald 検定してみよう（表 4）。これをみると、各年齢階層の係数はほとんどが隣同士等しいという仮説が棄却されていないが、(8)の 34-35 歳の年齢階層と 36-37 歳の年齢階層では 5% 基準で棄却されており、両者の係数が異なることがわかる。また、もう少し年齢階層を長くとり、30-35 歳の係数合計と 36-41 歳の係数合計が等しいという仮説を検定しても、やはり棄却される結果となっており (19)、36 歳から未加入率が急減していることがわかる。

次に、個人年金加入関数の推定結果をみると、仮説とは直接関係がないものの、無業・失業ダミー、

金融資産、持家の有無などが有意であり、それぞれ無業・失業の場合、金融資産が少ないほど、持家がない場合、加入率は低いという結果となっている。

表3 国民年金未加入関数及び個人年金加入関数の推計結果

	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
<b>国民年金未加入関数</b>				<b>個人年金加入関数</b>		
20-21歳	0.7252246	0.27228	0.008	-1.250991	0.419333	0.003
22-23歳	0.4333749	0.279008	0.12	-1.550658	0.421283	0
24-25歳	0.2556425	0.301319	0.396	-1.005562	0.401848	0.012
26-27歳	0.5893957	0.350997	0.093	-0.675948	0.443424	0.127
28-29歳	0.4868181	0.362097	0.179	-1.15716	0.433548	0.008
30-31歳	0.2901346	0.376951	0.441	-0.5959889	0.435818	0.171
32-33歳	0.4789287	0.375714	0.202	-0.6979744	0.418551	0.095
34-35歳	0.3843737	0.37468	0.305	-0.3207901	0.410798	0.435
36-37歳	-0.2651553	0.394	0.501	-0.5093918	0.397451	0.2
38-39歳	0.0431792	0.388999	0.912	-0.2145075	0.38309	0.576
40-41歳	-0.037478	0.368078	0.919	-0.7033332	0.357367	0.049
42-43歳	-0.4150947	0.393607	0.292	-0.4171915	0.338399	0.218
44-45歳	-0.1163635	0.370392	0.753	-0.1639485	0.323312	0.612
46-47歳	-0.2234033	0.348903	0.522	-0.1402813	0.290442	0.629
48-49歳	-0.0571132	0.319178	0.858	-0.2478189	0.267455	0.354
50-51歳	0.1295162	0.288761	0.654	-0.0197546	0.240185	0.934
52-53歳	-0.1821202	0.288095	0.527	0.1414089	0.210255	0.501
54-55歳	-0.1555476	0.261123	0.551	0.050025	0.19119	0.794
56-57歳	-0.0236019	0.208786	0.91	-0.0784983	0.171151	0.646
1975-1976年生まれ	-0.0776434	0.240728	0.747	0.0801662	0.442656	0.856
1973-1974年生まれ	-0.1107738	0.301796	0.714	0.7789592	0.43598	0.074
1971-1972年生まれ	0.1625102	0.307238	0.597	0.3888296	0.463231	0.401
1969-1970年生まれ	-0.2573166	0.325415	0.429	0.3747331	0.425686	0.379
1967-1968年生まれ	0.002528	0.322027	0.994	0.1709271	0.433733	0.694
1965-1966年生まれ	0.0303645	0.34936	0.931	0.1642693	0.432341	0.704
1963-1964年生まれ	0.0628018	0.345801	0.856	0.1602862	0.406806	0.694
1961-1962年生まれ	0.2950548	0.348268	0.397	0.1973083	0.394972	0.617
1959-1960年生まれ	0.5117456	0.349535	0.143	0.4736404	0.37754	0.21
1957-1958年生まれ	0.0497148	0.368484	0.893	0.0264645	0.364859	0.942
1955-1956年生まれ	0.1977798	0.345995	0.568	0.0799504	0.339651	0.814
1953-1954年生まれ	0.1646316	0.344344	0.633	0.0308866	0.319627	0.923
1951-1952年生まれ	0.034339	0.316493	0.914	0.1005546	0.289961	0.729
1949-1950年生まれ	-0.0490056	0.311045	0.875	-0.2980941	0.264252	0.259
1947-1948年生まれ	0.213906	0.288973	0.459	-0.3816749	0.244638	0.119
1945-1946年生まれ	0.2942078	0.260811	0.259	-0.4154292	0.228608	0.069
1943-1944年生まれ	-0.0421923	0.251559	0.867	-0.0599674	0.183993	0.744
1941-1942年生まれ	0.0890977	0.27181	0.743	-0.236643	0.197408	0.231
1998年	-0.2777164	0.075737	0	0.2584922	0.118273	0.029
2000年	0.1470095	0.065554	0.025	-0.1474209	0.115109	0.2
2002年	0.1307069	0.056902	0.022	-0.1580962	0.113079	0.162
性別	-0.1285252	0.088696	0.147	0.064308	0.089284	0.471
失業・無業者	0.3217521	0.109404	0.003	-0.6907538	0.146841	0
世帯所得	-6.20E-06	0.000111	0.956	7.53E-05	6.98E-05	0.281
持ち家の有無	-0.3779962	0.092373	0	0.4611504	0.077588	0
世帯金融資産	-0.0001528	5.96E-05	0.01	0.0001361	3.35E-05	0
都市規模	0.2332494	0.076926	0.002	0.1221825	0.067178	0.069
世帯人数	-0.0223067	0.028928	0.441	0.0298536	0.023865	0.211
定数項	-1.005693	0.249568	0	-0.940689	0.184486	0
$\rho$	-0.1613661	0.055212	0.0041			

注) 推定方法は制約つきBivariate Probit Model。年効果の合計が0になるように制約を掛けている。サンプル数は2073。Log pseudo-likelihood = -1801.2864。

図 2 国民年金未加入関数のコホートダミー係数の推移

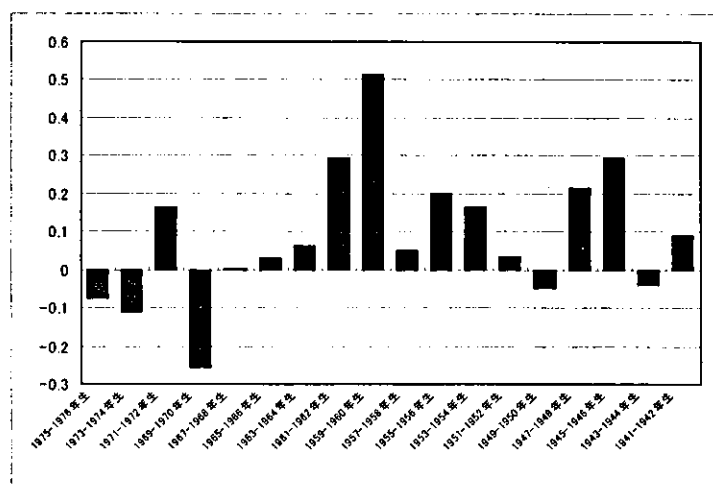


図 3 国民年金未加入関数の年齢階層ダミー係数の推移

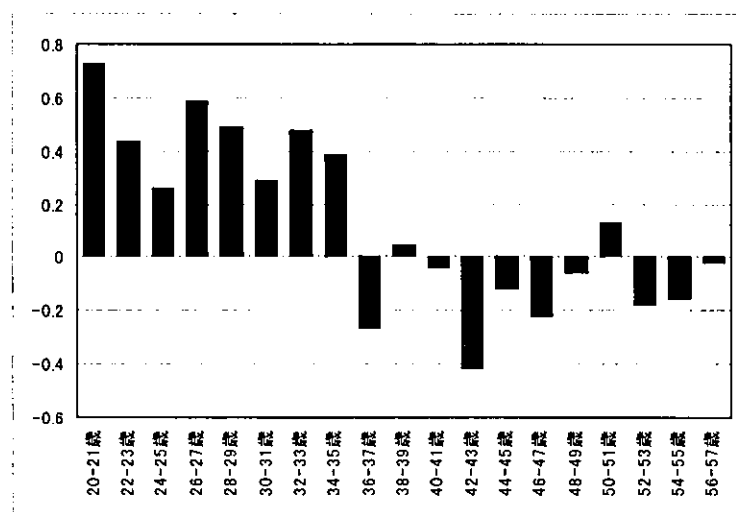


表 4 年齢係数の Wald 検定結果

仮説	$X^2$	p値
(1) 20-21歳=22-23歳	2.01	0.1562
(2) 22-23歳=24-25歳	0.55	0.4578
(3) 24-25歳=26-27歳	1.36	0.2438
(4) 26-27歳=28-29歳	0.13	0.7234
(5) 28-29歳=30-31歳	0.6	0.4397
(6) 30-31歳=32-33歳	0.57	0.4521
(7) 32-33歳=34-35歳	0.16	0.6899
(8) 34-35歳=36-37歳	6.1	0.0136
(9) 36-37歳=38-39歳	1.32	0.2505
(10) 38-39歳=40-41歳	0.1	0.7525
(11) 40-41歳=42-43歳	2.1	0.1476
(12) 42-43歳=44-45歳	0.97	0.3245
(13) 44-45歳=46-47歳	0.15	0.7033
(14) 46-47歳=48-49歳	0.4	0.5256
(15) 48-49歳=50-51歳	0.76	0.3843
(16) 50-51歳=52-53歳	2.26	0.1325
(17) 52-53歳=54-55歳	0.01	0.9095
(18) 54-55歳=56-57歳	0.33	0.5665
(19) 30-35歳=36-41歳	5.36	0.0206

また、国民年金未加入関数の場合と同様に、コホート係数、年齢係数の動きをグラフ化したものが図 4,5 である。図 4 をみると、コホートの係数は有意ではないものの、個人年金の場合には最近のコホートほど個人年金に加入している傾向が見て取れる。一方、図 5 では予想通り、年齢の上昇にしたがって、加入率が上昇してゆくことがわかる。

図 4 個人年金加入関数のコホートダミー係数の推移

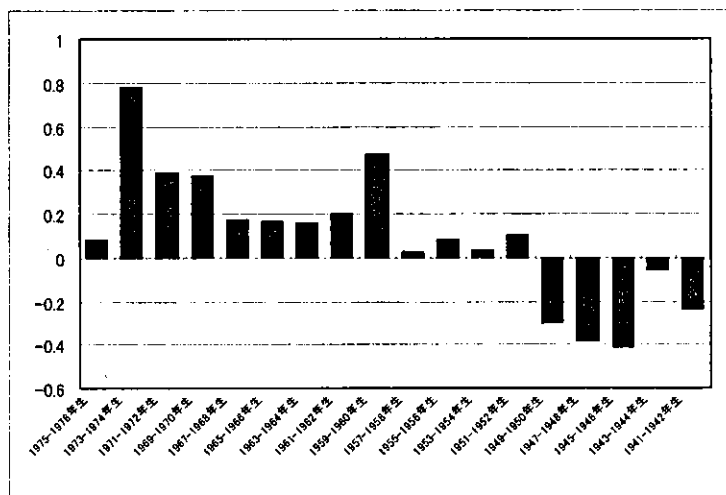


図 5 個人年金加入関数の年齢階層ダミー係数の推移

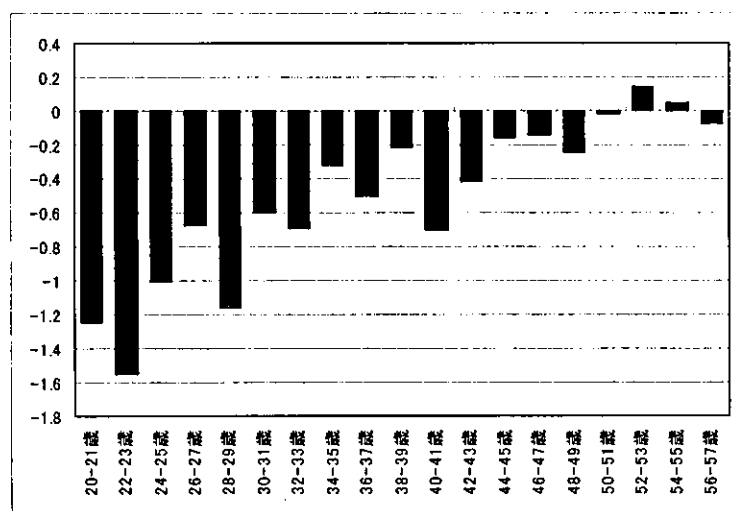


表 5 コホート係数の Wald 検定結果

	仮説	$X^2$	p値
(20)	1967-76年生 = 1957-66年生	9.28	0.0023
(21)	1957-66年生 = 1947-56年生	5.98	0.0144
(22)	1969-76年生 = 1941-48年生	16.32	0.0001

今、コホート係数が若いほど加入率が高いといえるかどうか、係数の Wald 検定を行った結果が、表 5 である。各コホートを 3 分割し、隣同士が等しいかをみたものが、(20) , (21) であり、3 分割したもつとも最近のコホートともつとも昔のコホートの係数を比較したものが (22) であるが、全て有意に等しいとする仮説は棄却されており、最近のコホートほど加入率が高いことが示唆される。

## 6. 結語

本稿は、年金空洞化として大きな問題になっている国民年金未加入の要因について個票データを用いた分析を行った。まずはじめに、国民年金の未加入と個人年金の加入状況を説明する簡単なモデルを作り、それにしたがって Bivariate Probit モデルによる分析を行った。その結果、最近のコホートほど未加入になっているという傾向はうかがえず、国民年金未加入の要因として世代間不公平を支持する結果は得られなかった。一方で、25 年の資格期間を満たすために、35 歳付近から未加入率が減少するとするモデルの仮説は支持される結果となった。さらに、金融資産や無業・失業要因は有意となっており、所得や資産が少ないほど未加入状態になるという流動性制約要因も支持される結果となった。一方、個人年金に関しては、年齢をコントロールすると、最近のコホートほど個人年金に加入しているということが示唆され、公的年金の世代間不公平を反映した行動の結果とみることができる。

## 参考文献

- 阿部彩(2004)「国民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
- 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, 134-154.
- 岩本康志・大竹文雄・小塩隆士(2002)「座談会：年金研究の現在」『季刊社会保障研究』Vol. 37 No. 4,  
316-349.
- 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』Vol. 19(March), pp. 27-53
- 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. 98-110
- 社会保険庁(2002)『平成14年国民年金被保険者実態調査(速報)』
- 社会保険庁(2001)『平成13年公的年金加入状況等調査の概要』
- 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, 2001. 3, 44-60
- 鈴木亘(2004)「阿部論文へのコメント」『季刊社会保障研究』Vol. 39 No. 3, pp. 281-283
- 総務庁行政監察局(1998)『国民年金の安定を目指して』大蔵省印刷局
- 八田達夫・小口良登(1999)『年金改革論～積立方式へ移行せよ～』日本経済新聞社
- Christofides, L., T. Stengos and R. Swidinsky(1997), "On the Calculation of Marginal Effects in the Bivariate Probit Model", *Economics Letters* 54, pp. 203-208
- Deaton, A(1997) *The Analysis of Household Surveys*, Johns Hopkins University Press
- Eckstein, Z., M. Eichenbaum and D. Peled(1985), "Uncertain Lifetimes and the Welfare Enhancing Properties of Annuity Markets and Social Security.", *Journal of Public Economics*, Vol. 6, pp. 77-104
- Friedman, B and W. Warshawsky(1990), "The Cost of Annuities: Implication for Saving Behavior and Bequests.", *Quarterly Journal of Economics* 105(1), pp. 135-154
- Greene, W(2000) *Econometric Analysis. Fourth Edition*, Prentice Hall
- Greene, W(1996), "Marginal Effects in the Bivariate Probit Model." Working Paper No. 96-11, Department of Economics, Stern School of Business, New York University

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「包括的社会保障財政予測モデルの構築とそれを用いた医療・年金・介護保険改革の評価研究」

（分担）研究報告書

公的介護保険導入と老後不安感、予備的貯蓄

東京学芸大学 鈴木 亘

経済産業省 児玉直美

金融庁 小滝一彦

研究要旨 本稿は、介護保険導入の政策目標として第一に掲げられていた「介護に関する国民的不安感の解消」が達成されたのかという点について、ユニークな質問が存在する金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」の個票データを用いて検証を行った。具体的には、老後の不安感の推移や介護への予備的貯蓄の変化という観点から、定量的な評価を試みた。その結果、老後の不安感については介護保険導入前後で変化はみられず、貯蓄残高に至っては予備的貯蓄減少が顕著なはずである老年世代でかえって残高が増えるという意外な結果となった。また、貯蓄取り崩し額についても介護保険導入後で全年齢階層とも減少しているという結果になった。この期間で、年金改正や失業率増加、所得減少といった変化があることから、それらが介護保険導入による効果を相殺している可能性について調べたが、顕著な効果を見出すことは困難であった。また、介護目的から他の貯蓄目的へシフトした可能性についても調べたところ、介護に関連しているとみられる貯蓄目的の回答割合は減っているものの、それに代わって増えている貯蓄目的を明確に見出すこともできなかった。したがって、あくまで状況証拠からの推察であるが、老後の不安解消や予備的貯蓄減少という顕著な形で、介護保険導入の効果があったとは判断しがたい。

A.研究目的

介護保険施行前夜において、当時の厚生省が「介護保険制度創設のねらい」もしくは「背景」としていたものは、①介護に関して高まる「国民的不安感」の解消、②介護に関する過度な家族負担の解消、③「社会的入院」の是正による医療費の効率化、④介護の主な担い手であった女性の就労率増加の主に4つであった。特に、①の「国民的不安感の解消」という政策目標は、介護保険制度創設の世論

形成に最も大きな役割を果たしたことは疑いも無いが、それに対する政策評価は明示的に行われているとは言いがたい。そこで、ユニークな質問が存在する金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」の個票データを用いて検証を行った。

B.研究方法

金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」の1998年から2003年までの個



票データをプールして、老後の不安感の推移や介護への予備的貯蓄の変化という観点から、定量的な評価を試みた。

#### C.研究結果

その結果、老後の不安感については介護保険導入前後で変化はみられず、貯蓄残高に至っては予備的貯蓄減少が顕著なはずである老年世代でかえって残高が増えるという意外な結果となった。また、貯蓄取り崩し額についても介護保険導入後で全年齢階層とも減少しているという結果になった。

#### D.考察

この期間で、年金改正や失業率増加、所得減少といった変化があることから、それらが介護保険導入による効果を相殺している可能性について調べたが、顕著な効果を見出すことは困難であった。また、介護目的から他の貯蓄目的へシフトした可能性についても調べたところ、介護に関連しているとみられる貯蓄目的の回答割合は減っているものの、それに代わって増えている貯蓄目的を明確に見出すこともできなかった。

#### E.結論

したがって、あくまで状況証拠からの推察であるが、老後の不安解消や予備的貯蓄減少という顕著な形で、介護保険導入の効果があつたとは判断しがたいという結論を得るにいたった。

#### F.研究発表

①金融広報中央委員会『家計の金融資産に関する世論調査の個票データを用いた研究会報告書Ⅰ』

②日本銀行「家計の金融資産に関する世論調査の個票データを用いた研究会」での発表

#### G.知的所有権の取得状況

特になし。

## 公的介護保険導入と老後不安感、予備的貯蓄\*

### 1.はじめに

平成12年に創設されたわが国の公的介護保険制度も既に4年が経過し、17年度からは「5年後の制度見直し」を経て新たな段階がスタートする。この間、社会保障審議会・介護保険部会、介護給付費分科会や旧医療保険福祉審議会・老人保健福祉部会、介護給付費部会等においては、制度見直しに向けた様々な議論が行われてきたが、制度見直しにとって不可欠であるはずの「介護保険制度の政策評価」が十分に行われたとは言いがたい。

確かに、上記の各部会や「全国介護保険担当課長会議」の諸資料をみると、介護保険開始前後の利用状況の変化や、利用者の満足度、マクロ的な給付費や利用量の現状把握とその評価が行われている(厚生労働省2000,2001,2002)。しかしながら、これらは、介護保険創設時の政策目標に必ずしも答える内容ではない。政策評価とは政策目標との対比で為されるべきものである。

そこで、そもそも当初に政策目標とされていたものを振り返ると、介護保険施行前夜において、当時の厚生省が「介護保険制度創設のねらい」もしくは「背景」としていたものは次の4つであった(たとえば、厚生省(1997)、厚生省(1998)、厚生省介護保険制度施行準備室(1999))。

- ① 介護に関して高まる「国民的不安感」の解消
- ② 介護に関する過度な家族負担の解消
- ③ 「社会的入院」の是正による医療費の効率化
- ④ 介護の主な担い手であった女性の就労率増加<sup>1</sup>

特に、①の「国民的不安感の解消」という政策目標は、介護保険制度創設の世論形成に最も大きな役割を果たしたことは疑いも無い(厚生省高齢者介護対策本部事務局(1994)、樋口(1997)、岡本・田中(2000))。しかしながら、それに対する評価が、介護保険開始前後のマクロ的な介護サービス利用量の変化や、満足度調査のみであるというのは、いささか乱暴すぎはしないだろうか<sup>2</sup>。そこで、本稿では、金融広報中央委員会(旧貯蓄広報中央委員会)が毎年行っている「家計の金融資産に関する世論調査」(旧「貯蓄と消費に関する世論調査」)を用いて、老後の不安感や、不安感の反映としての予備的貯蓄残高が介護保険導入前後でどのように変化したのかを分析する。

---

\* 本稿の作成に当たり、金融広報中央委員会からは貴重な「家計の金融資産に関する世論調査」の個票データを提供していただいた。改めて、同委員会に感謝を申し上げる次第である。

<sup>1</sup> このほか、利用者本位のサービスの総合化、社会保険方式による財政強化、介護サービス利用の不公平の解消、民間活力の活用による質の強化と効率化なども、ねらいあるいは目標として挙げられ、介護保険を「社会保障構造改革の第一歩」と位置づけていた。

<sup>2</sup> もっとも、最近になり、介護保険の政策評価研究は活発になりつつある。②については内閣府国民生活局物価政策課(2002)や鈴木(2002a)、鈴木(2003)、周・鈴木(2003)、④については清水谷・鈴木・野口(2004)などが存在する。

以下、本稿の構成は次の通りである。まず、2節では、本稿で用いるデータの解説を行う。次に3節では老後の不安感に対する分析を行い、4節ではその反映としての貯蓄残高や貯蓄取り崩し額への影響を分析する。5節は結果の考察であり、6節は結語である。

## 2. データ

本稿で用いるデータは、金融広報中央委員会が毎年行っている「家計の金融資産に関する世論調査」の個票データである。この調査は、平成13年4月に金融広報中央委員会と名称が変わる以前の旧貯蓄広報中央委員会時代から、「貯蓄と消費に関する世論調査」という名称で、昭和28年以来連続して調査が行われている。本稿ではそのうち、1998年、1999年、2001年、2002年のデータをプールして用いることにする。1998年と1999年は公的介護保険開始前、2001年と2002年は開始後のデータであり、2000年は公的介護保険開始直後（6月実施）であり、制度変更の混乱もあると考えられるので、分析からは除くことにした。ただし、必要に応じて、2000年、2003年の質問項目の集計も用いている。

この「家計の金融資産に関する世論調査」（旧「貯蓄と消費に関する世論調査」）は、毎年、層化2段階無作為抽出法により全国から400の調査地点を選び、各調査地点から無作為に15の世帯員2名以上の世帯を選ぶことによって6000の調査世帯を標本抽出し行われている。抽出世帯へは調査員が調査票を持参して調査方法を説明した上で、数日後に再び訪問して調査票を点検・回収するという留置面接回収法を用いている。調査は毎年6月末から7月はじめにかけて行われ、回収率も1998年71.5%、1999年71.3%、2000年70.6%、2001年70.6%、2002年69.2%、2003年69.3%とほぼ同様の有効回答数に保たれている。このように、毎年サンプルの類似性が保たれるように厳密な調査設計を行っていることから、パネルデータではないものの時系列比較が可能なRepeated Cross-section Dataとみなすことができる。したがって、本稿のようなプーリングデータを用いた時系列間の比較研究が可能となる。

さて、この調査では、老後の安心感について、毎年同様の形式で次のような質問を行っている。

問 老後の暮らし（高齢者は、今後の暮らし）について、経済面でどのようになるとお考えですか（○は1つ）

- |               |           |            |
|---------------|-----------|------------|
| 1.それほど心配していない | 2.多少心配である | 3.非常に心配である |
|---------------|-----------|------------|

本稿ではこの質問に対する回答を、介護保険前後で比較する。また、この調査には貯蓄残高やその内訳、貯蓄取り崩し額、貯蓄目的などについて毎年同様に行っている詳細な質問項目があり、具体的な老後不安への対応としての貯蓄残高がどのように変化したのかといった比較も可能である。また、分析に重ねあわす個人属性は、所得や就業の有無、職業、年齢、地域ダミー、都市規模ダミーなどがある。分析に用いる主な変数の記述統計は、表1

の通りである。

表 1 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
老後不安感(1:心配無し 2:多少心配 3:非常に心配)	2.067404	0.703828	1	3
貯蓄残高(実質)	1188.761	1568.758	0	18465.45
預金残高(実質)	674.6581	1017.01	0	10873.98
生命保険・損害保険残高(実質)	267.7574	465.2491	0	9900.99
貯蓄取り崩し額(実質)	24.71234	153.6101	0	5081.301
所得階層:150万未満	0.0210665	0.1436119	0	1
150万以上250万未満	0.0754608	0.2641443	0	1
250万以上350万未満	0.1548716	0.3617971	0	1
350万以上450万未満	0.1697663	0.3754428	0	1
450万以上600万未満	0.2036702	0.4027431	0	1
600万以上800万未満	0.1907505	0.392909	0	1
800万以上1200万未満	0.1388249	0.3457779	0	1
1200万以上	0.0455892	0.2086011	0	1
職業1(農林漁業)	0.0459184	0.2093167	0	1
職業2(自営・商工・サービス業)	0.156106	0.3629707	0	1
職業3(事務系職員)	0.1382488	0.3451752	0	1
職業4(労務系職員)	0.1858953	0.3890382	0	1
職業5(管理職)	0.1267281	0.3326818	0	1
職業6(自由業)	0.0329164	0.1784251	0	1
職業7(その他)	0.3083443	0.4618286	0	1
共稼ぎ	0.3596737	0.4799245	0	1
無職	0.332291	0.4710541	0	1
持ち家の有無	0.7491771	0.4335046	0	1
20代	0.0306945	0.1724959	0	1
30代	0.1348749	0.341604	0	1
40代	0.2103357	0.4075638	0	1
50代	0.2625082	0.4400154	0	1
60～64歳	0.1243417	0.3299845	0	1
65～69歳	0.1112574	0.3144636	0	1
70歳以上	0.1259875	0.3318489	0	1
20代×介護保険導入後	0.0131666	0.1139924	0	1
30代×介護保険導入後	0.0663265	0.2488622	0	1
40代×介護保険導入後	0.09447	0.2924936	0	1
50代×介護保険導入後	0.129526	0.335795	0	1
60～64歳×介護保険導入後	0.0597433	0.2370203	0	1
65～69歳×介護保険導入後	0.0585912	0.2348676	0	1
70歳以上×介護保険導入後	0.0731567	0.2604042	0	1
地域ダミー1	0.0534068	0.2248527	0	1
地域ダミー2	0.0729921	0.2601342	0	1
地域ダミー3	0.3079329	0.4616576	0	1
地域ダミー4	0.0524194	0.2228804	0	1
地域ダミー5	0.1387426	0.3456919	0	1
地域ダミー6	0.1460665	0.3531874	0	1
地域ダミー7	0.0688776	0.2532562	0	1
地域ダミー8	0.0430382	0.2029514	0	1
地域ダミー9	0.116524	0.3208655	0	1
都市規模1	0.2081139	0.4059754	0	1
都市規模2	0.3615866	0.4804797	0	1
都市規模3	0.110846	0.3139542	0	1
都市規模4	0.0834431	0.2765621	0	1
都市規模5	0.0199967	0.1399945	0	1
都市規模6	0.2160138	0.4115408	0	1

注)データは、1998、1999、2001、2002年までをプールしたもの。