

表7 年齢ダミーのWald検定2

	仮説	X ²	p値
(43)	20-23歳=24-27歳	0.11	0.74
(44)	24-27歳=28-31歳	0.1	0.75
(45)	28-31歳=32-35歳	0.12	0.73
(46)	32-35歳=36-39歳	5.23	0.02
(47)	36-39歳=40-43歳	0.63	0.43
(48)	40-43歳=44-47歳	0.3	0.58
(49)	44-47歳=48-51歳	0.43	0.51
(50)	48-51歳=52-55歳	2.96	0.09
(51)	28-35歳=36-43歳	6.78	0.01
(52)	32-35歳=40-43歳	6.07	0.01
(53)	28-35歳=40-47歳	6.95	0.01
(54)	35歳未満=40歳以上	8.15	0.00

注) 表6の推定結果より。

5. 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。未加入分析の嚆矢となった鈴木・周（2001）の分析では、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、大竹氏が指摘しているように、鈴木・周（2001）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。本稿では、鈴木・周（2001）が用いた1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」に加えて、それ以降の1998年、2000年、2002年の調査をプールして、年齢効果とコホート効果を分離した分析を行った。その結果、公的年金の世代間不公平を反映したコホート効果については阿部（2004）同様、その存在を確認することができなかった。一方、25年の最低受給資格があるために、その限界年齢である35歳近辺で未加入率が急減するという鈴木・周（2001）が提示したNotchの存在については再確認される結果となった。

ただし、本稿の分析には様々な限界があり、結果の解釈に一定の留保が必要である。本稿の分析の一番の問題・限界は、データが隔年で4ヵ年分（最初と最後の調査年の差が6年）しか存在せず、生年が遠く離れたコホートについては、年齢効果とコホート効果を厳密に分離できないという点である。公的年金の世代間不公平の実態は、代表的な八田・小口（1999）の計測によれば、現勤労世代、特に「損」となる1960年生まれ以降ではそれほど大きな生涯純受給率（収益率）の差があるわけではない。むしろ、「得」となる退職者コホートと「損」となる若いコホート間で大きな差異が生じている。

この差異による行動変化は、ある程度はなれた長いコホート間の比較をしなければ検証することができないから、本稿で得られた結論は、あくまで「短いコホート間で比較した場合」という限定付のものである。したがって、依然としてコホート効果と年齢効果の分離の問題は、今後の課題として残されている。

第二の問題としては、本稿は鈴木・周(2001)の追試として企画されているが、追加したデータの質問形式が変更されているために、鈴木・周(2001)が用いている重要な変数(病気・病気がちダミー、学歴、本人外所得など)を欠いており、直接比較し得るものではなくなっているという点が挙げられる。

こうした問題・限界を抱えているものの、35歳近辺の Notch がかなり頑健に確認されていることは重要なインプリケーションを持つと思われる。すなわち、Notch の存在は、最低の加入年数で最低限の年金給付を受け取ることが、規定の40年の加入をするよりも合理的と考える個人が一定程度いるということを示唆しており、「社会保障のガバナンス」という観点から重要な問題を提示している。現行の賦課方式の公的年金制度は巨額の世代間不公平を生み出しているが、25年加入者と40年加入者では世代間扶養として「損」をする分が大きく異なることから、加入者間においても公平性の問題が生じてしまうことになる¹⁶。これは、厚生年金・共済年金加入者と国民年金加入者間の不公平だけではなく、国民年金加入者間で生じる不公平の問題でもある。また、世代内において生じる不公平の問題でもあることから、このような選択が一般的になると、わが国の年金制度は世代間不公平の不満に加えて、世代内不公平への不満を抱えることになってしまう。

今後の対策としては、①最低資格期間を25年以上に引き上げる、②消費税源化や未納・未加入対策の強化によって加入期間の選択をなくす、③逆に公的年金自体をもっとスリム化してゆく、④あるいは世代間扶養の要素を加入期間の短い人にも応分に負わせるような仕組みを考える¹⁷等の選択肢が考えられるが、それぞれに難しい課題を抱えていることから、この問題の対策には国民的な議論が必要であろう。いずれにせよ、ガバナンスという観点からこうした不公平に対して何らかの対策が必要であり、本稿としてはその必要性を強調しておきたい。

¹⁶ この点のご指摘は、本誌レフェリーによる。

¹⁷ 世代間扶養分にあたる金額をきちんと算出し、加入期間に関わらず、(所得に応じて)公平に負担する仕組みとする。

<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
- 佐々木一郎(2003)「国民年金の未加入動機について」『広島経済大学経済研究論集』第26巻第2号
- 清水時彦(2004)「国民年金の現状-未納とその対策-」
- 社会保険庁(2003)『平成14年国民年金被保険者実態調査(速報)』
- 社会保険庁(2002)『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
- 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』Vol.23 No.2,46-50
- 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
- 湯田道生(2004)「社会保険未加入者の経済分析」第4回・医療経済学研究会議報告論文
- 吉田あつし・高木真吾(1999)「コーホート・年齢ダミー変数モデルの最適な階層化」『日本経済研究』No.39,pp.35-54.
- Deaton,A(1997) The Analysis of Household Surveys, Johns Hopkins University Press
- Van de Ven, W.P.M.M. and B.V.S. Van Pragg(1981). “The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: A Probit model with Sample Selection”, Journal of Econometrics 17, pp.229-252
- Stock,J. and D. Wise(1990), “Pensions, the Option Value of Work and Retirement”, Econometrica 58(5), pp.1151-1180

国民年金の未加入行動と個人年金の加入行動の関係について

鈴木 亘 東京学芸大学教育学部助教授

／（社）日本経済研究センター副主任研究員

周燕飛 （独）労働政策研究・研修機構研究員

研究要旨 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、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理論モデルを作り、それにしたがって Bivariate Probit モデルによる推計を行った。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。

A. 研究目的

国民年金における未納・未加入問題は深刻化しているが、もし、その原因が鈴木・周(2001)論文が指摘するような世代間不公平を反映した要因であるならば、個人年金についてはむしろ公的年金の未加入者ほど加入するという代替性が検証されるはずである。そこで、国民年金の未加入行動と個人年金の加入行動の関係について焦点を当てた分析を行うことにした。

また、鈴木・周論文の得た結果については、年齢効果かコホート効果かわからないという批判がその後の論文で行われたために、その点も改めて検証することにした。

B. 研究方法

1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」に加えて、それ以降の1998年、2000年、2002年の調査をプールした個票データを解析する。分析手法としては、年齢効果とコホート効果を分離した年金未加入関数と、個人年金加入関数を SUR (Seemingly Unrelated Regression) を用いて分析を行った。

分析手法としては、通常の Probit Model に加え、年金未加入関数と、個人年金加入関数を SUR (Seemingly Unrelated Regression) として Bivariate

Probit モデルによる推計を行った。

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

特になし。

G. 知的所有権の取得状況

特になし。

国民年金の未加入行動と個人年金の加入行動の関係について

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¹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²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³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。

¹ 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。

² うち、学生納付特例者121万人。

³ 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。

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。

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

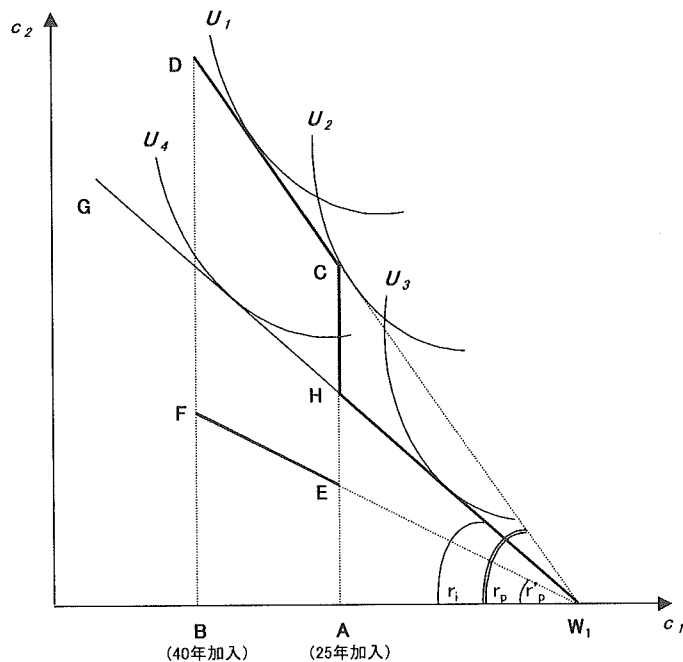
③25年未満…年金額＝0円⁴

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。

⁴ 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。」

図1 未加入動機モデル



ここで、年金として国民年金を考えると、 $W_1-A-C-D$ 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-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⁵。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、 $W_1-H-C-D$ (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、 ρ_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⁶。

⁵ 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。

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

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年加入をみだす為の限界年齢である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 ($r'_p < r_l$)。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、全国の全都道府県から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⁷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⁸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。

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)

⁷ 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。

⁸ 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。

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ない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。

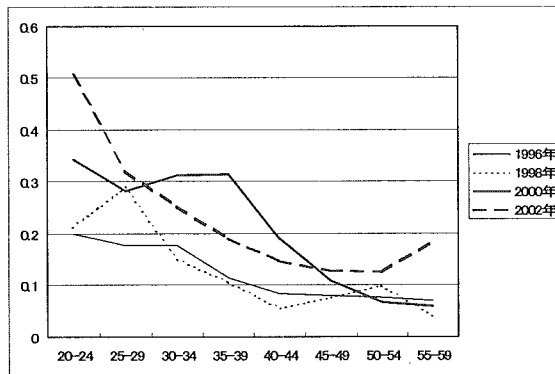
5. 推定モデル及び推定結果

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

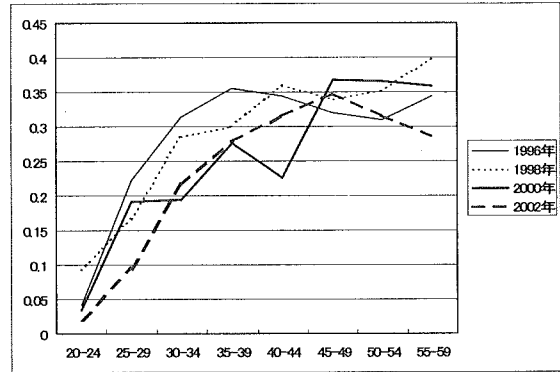
推定モデルを説明する前に、まず、各年の各年別の国民年金未加入率、個人年金加入率の年齢別分布の推移をみてみよう。各表ともに5歳刻みの年齢ごとに未加入率、加入率がとられている。まず、図 1-2 の左図が国民年金の未加入率であるが、大まかに言って、ほぼ全年齢階層で近年ほど未加入率が上昇していることがわかる。このうち、2000年でやや若い年齢階層の未加入率が下がっているのは学生の納付特例が行われた影響によるものと考えられる。2002年には納付事務が各市町村から社会保険庁に移管された影響もあって、若い年齢階層の未加入率が増加している。個人年金の年齢階層別分布については分布の形状に大きな変化は見られないが、近年ほど加入率が下がっていることがわかる。

図 1-2 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。

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

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

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

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

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

$$Var[u_i^M] = Var[u_i^P] = 1$$

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

(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 を上回る時、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。

$$\Pr(Y_1 = M_i, Y_2 = P_i) = \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_i^*) = \int_{-\infty}^{w_{i2}} \int_{-\infty}^{w_{i1}} \phi(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i^*) dz_{i1} dz_{i2}$$

ただし、

$$z_{i1} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{Aj} A_j + \sum_k \alpha_{Ck} C_k + \sum_l \alpha_{Yl} Y_l + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_S S_i + \alpha_K K_i + \alpha_T T_i$$

$$z_{i2} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{Aj} A_j + \sum_k \alpha_{Ck} C_k + \sum_l \alpha_{Yl} Y_l + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_S S_i + \alpha_K K_i + \alpha_T T_i$$

$$w_{i1} = (2M_i - 1)z_{i1}$$

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

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

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

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 ρ 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伺え、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
国民年金未加入関数			個人年金加入関数			
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
ρ	-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

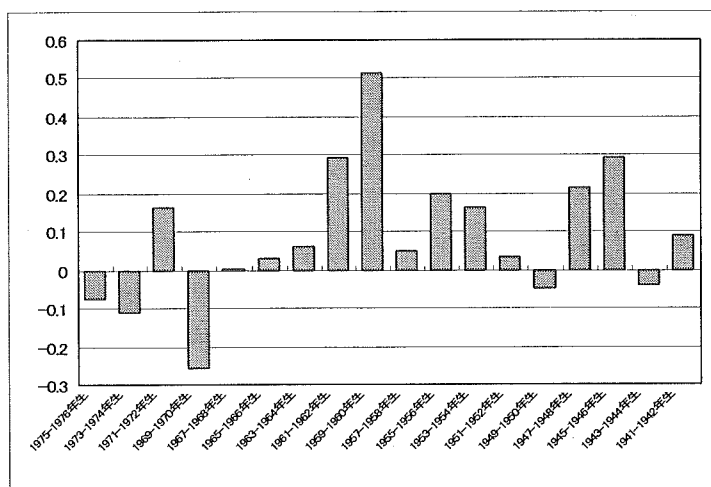


図 3 国民年金未加入関数の年齢階層ダミー係数の推移

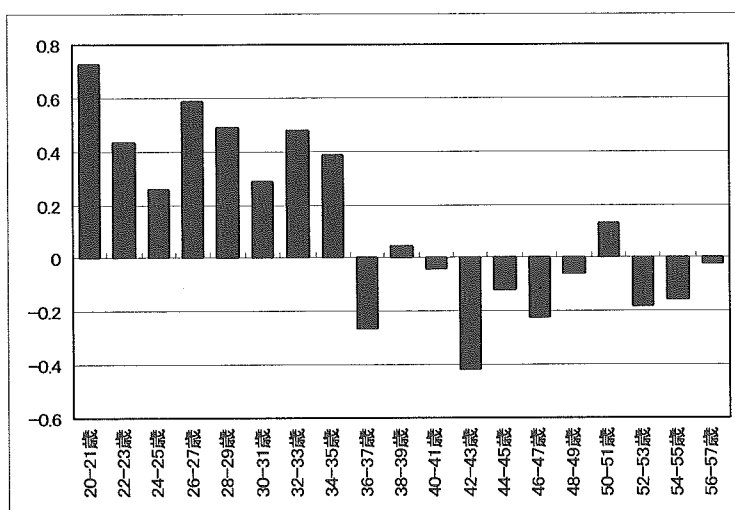


表 4 年齢係数の Wald 検定結果

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

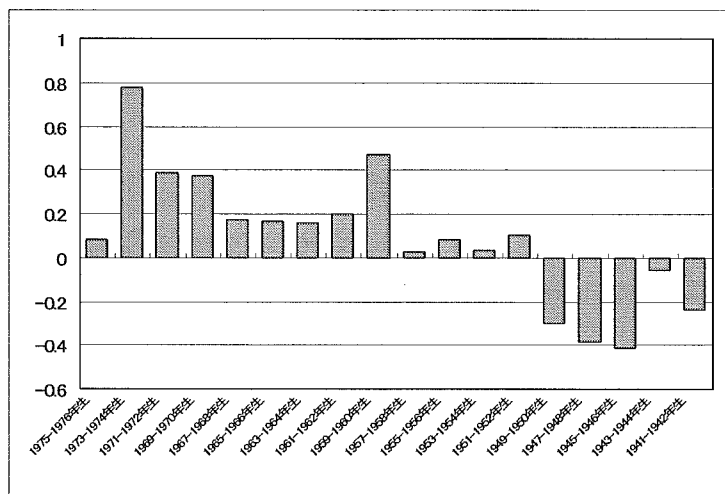


図 5 個人年金加入関数の年齢階層ダミー係数の推移

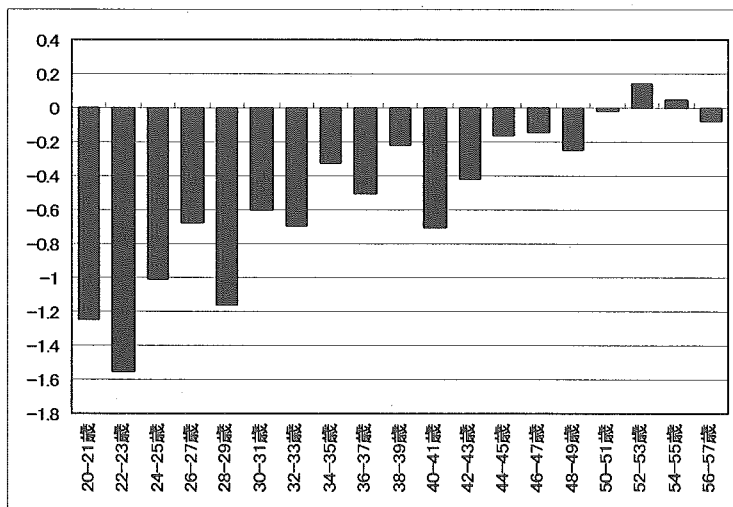


表 5 コホート係数の Wald 検定結果

	仮説	χ^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分割したもっとも最近のコホートともっ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。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