

研究ノート「コホート効果を考慮した 国民年金未加入者の経済分析」

鈴木 巨
周 燕 飛

I はじめに

平成15年度の国民年金保険料の納付率は63.4%であり、前年に引き続いて実に4割近い保険料が納付されていない。また、公的年金の未加入者数も、『平成13年公的年金加入状況等調査の概要』(社会保険庁)によれば156.9万人と、前回調査(平成10年)の240.4万人から比較すると少なくなっているが¹⁾、未納者と定義される人の中にも、今後も未納保険料を支払う意思の無い「事実上の未加入者」が相当数含まれていることから²⁾、未納・未加入問題はわが国の公的年金制度の根幹を揺るがしかねない重要な政策課題である。

こうした中、公的年金の未納・未加入の原因を探るための経済学的な分析も進みつつある(小椋・千葉(1991)、小椋・角田(2000)、鈴木・周(2001)、阿部(2001)、佐々木(2003)、阿部(2004)、塚原(2004)、湯田(2004))。特に、本稿が対象にする未加入問題については、鈴木・周(2001)がその嚆矢となる分析を行っている。彼らは、1996年の旧郵政省・郵政研究所「家計における金融資産選択に関する調査」の個票データを分析し、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を示しており、年金不信感が未加入の動機であるという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、その後、厚生労働省「平成8年所得再分配調査」を用いた阿部(2001)の分析は、保険料率の上昇は未加入に影響しておらず、また、未加入率の年齢効果についても確認できないこと

から、世代間不公平が未加入問題の背景であるという見方に疑問を呈している。また、そもそも、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ができないという問題を抱えている。したがって、未納の背景に世代間不公平を反映したコホート効果があるかどうかという点が、政策的に重要なオープンクエスチョンとなっていた。

最近、この問題を解決すべく、個人の回想によるパネルデータを用いて年齢効果とコホート効果を区別する分析が阿部(2004)によって行われた。彼女の結論は、「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」というものであり、大変に注目されるべき結論となった。もっとも、論文に対するコメントとして鈴木(2004)が指摘しているように、阿部(2004)が用いているデータは、①30代以上の主婦を中心としたデータであり、②学生時代や世帯主以外のデータを含んでいることから、直接、鈴木・周(2001)と比較し得るものではなく、また、③年効果、コホート効果、年齢効果間の一次独立性の扱い等の問題があった。したがって、より一般的なデータで、このコホート効果の有無を再検証する必要があると思われる。そこで、本稿は、鈴木・周(2001)で用いた1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」以降、同データが1998年、2000年、2002年と同様の調査を行っていることに着目し³⁾、複数年のデータをプールし

て、年齢効果とコホート効果を分離する分析を行うことにする。

また、鈴木・周(2001)では、わが国の年金制度が25年の資格期間を満たさない場合には全く年金を受給できない制度になっていることから、25年の資格期間を満たす限界の年齢である35歳近辺で急激に未加入率が下がるというnotchの存在を予想し、データからそれを支持する結論を得ている。しかしながら、阿部(2001)、阿部(2004)ではそのnotchについても観察されておらず、この点もオープンクエスションになっていたことから、あわせてnotchの再検証も行うことにする。

以下、本稿の構成は次の通りである。IIではデータの解説を行う。IIIでは推定モデルを解説し、IVで推定結果を示す。Vは結語である。

II 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1996年、1998年、2000年、2002年の個票データである。この調査は、隔年で、全国の全都道府県から20歳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、1996年のサンプル数6000(回収3695,有効回答率61.6%)、1998年6000(回収3754,有効回答率62.6%)、2000年5010(回収3111,有効回答率62.1%)、2002年やや増加して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%前後に保たれていることから、時系列比較が可能なrepeated cross section dataとみなすことができる。本稿では、この4カ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、鈴木・周(2001)と同様、①世帯主⁴⁾であり、②世帯主年齢が、20歳以上59歳以下、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2,543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、家計・世帯主の属性として、性別、年齢、就業状態、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⁵⁾。

本稿で用いる国民年金未加入率の定義は、未加入者を「国民年金加入者+未加入者」で除したものである。そこで、国民年金未加入率と、サンプル全体に占める「国民年金+未加入者」の該当率を隔年ごとに示したものが、表1の通りである。未加入率は社会保険庁の統計と同様、近年ほど上昇しており、「国民年金+未加入者」該当率も上昇している。ただし、未加入率の水準は本稿のデータの方が社会保険庁のデータよりも高い。例えば本稿のデータの未加入率は、2002年で22.7%であるのに対して、社会保険庁のデータを同じ定義で計算すると6.9%に過ぎない⁶⁾。しかしながら、冒頭で触れたように、社会保険庁の定義では未納者と分類されていても、今後保険料を納める

表1 国民年金未加入率と「国民年金+未加入者」該当率の推移

	国民年金未加入率	「国民年金+未加入者」 該当率
1996年	0.1009	0.2266
	0.3015	0.4187
1998年	0.1015	0.2479
	0.3023	0.4319
2000年	0.1836	0.2481
	0.3876	0.4320
2002年	0.2273	0.2913
	0.4193	0.4545

注) 日本郵政公社郵政総合研究所「家計における金融資産選択に関する調査」(各年)より筆者試算。

表2 記述統計量

	全体		未加入者		国民年金加入者	
	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	1,954.6	10.4	1,959.4	10.8	1,953.8	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」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。

つもの無い「事実上の未加入者」が相当数いることを考えれば、22.7%が未加入と答えることは十分に理解できる⁷⁾。むしろ、無作為抽出で厳密に行われた調査で、本人が未加入と認識しているサンプルが22.7%もいるという事実の方が重要であると言えよう。したがって、本稿の分析の結果を解釈する際には、社会保険庁定義の未加入者ではなく、事実上の未加入者を合わせたものになることに注意が必要である。

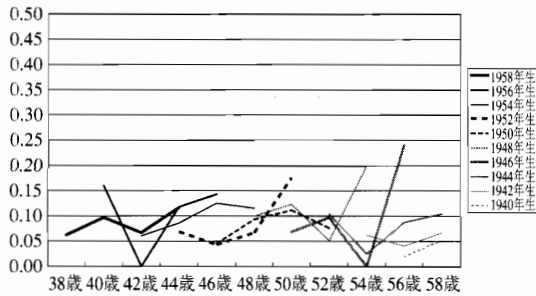
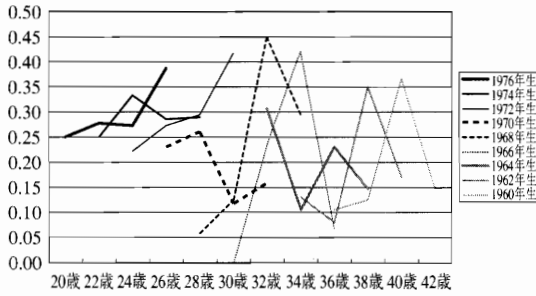
表2は、サンプルを「国民年金+未加入者」全体と国民年金未加入者、国民年金加入者に分けて記述統計をみたものである。両者を比較すると、未加入者の方が、世帯所得、各金融資産、持家保有率ともに低く、また、失業・無業率も高い。一方、社会保険庁(2001)にも指摘されている様に、未加入者の方が、年齢が低く、居住している都市規模が大きい。また、個人年金の加入率は、加入者の方が高い一方、未加入者との差が小さいという点も社会保険庁(2001)の指摘通りである。もっとも、これらの観察はあくまで記述統計上のものであり、厳密に言及するためには、様々な要因

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。

III 推定モデル

1 コホート別の国民年金未加入率

推定モデルを説明する前に、まず、コホート別に国民年金未加入率の年齢別の推移を確認しておこう(図1)。「家計と貯蓄に関する調査」は、1996年、1998年、2000年、2002年と隔年で実施されているため、年齢階層、コホートも2年刻みで作成している⁸⁾。わずか4ヵ年分の調査のため、コホート別に比較できる年数は少ないが、若いコホート階層ほどそれ以前の階層よりもやや上方に未加入率が位置していることがうかがえる。また、年齢とともに未加入率が上昇するコホートも存在する。社会保険庁の定義では、過去に一度でも保険料を納付していれば未加入者ではなく未納者と定義されるため、本来であればこのようなことはありえないわけであるが、これはやはり、未納者と定義される者の中に、未加入者であると自覚し



注) 日本郵政公社郵政総合研究所「家計における金融資産選択に関する調査」(各年)より筆者試算。

図1 各コホート別国民年金未加入率の年齢別推移

ているものがあるということであろう。また、分子である未加入者の要因に加えて、分母である「国民年金加入者+未加入者」の増減も影響している可能性がある。図1では1960年生まれから68年生まれにかけて特に2000年での未加入率が高く、その後戻るような動きをしているが、これは「国民年金加入者+未加入者」の増加傾向が2000年で足踏みしたために(表1)、分母が小さくなった影響があるものと想像される。厳密な分析を行う際には、こうした分母の変動要因についても注意を払う必要がある。

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、次の様なサンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数を用いて検証する。

$$M_i^* = a_0 + \sum_j a_{Aj} A_{ji} + \sum_k a_{Ck} C_{ki} + \sum_l a_{Yl} Y_{li} + a_I I_i + a_F F_i + a_R R_i + a_S S_i + a_K K_i + a_T T_i + u_i^M$$

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

$$N_i^* = \beta_0 + \sum_j \beta_{Aj} A_{ji} + \sum_k \beta_{Ck} C_{ki} + \sum_l \beta_{Yl} Y_{li} + \beta_U U_i + \beta_F F_i + \beta_R R_i + \beta_S S_i + \beta_K K_i + \beta_T T_i + u_i^N$$

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

M_i は次式 N_i が1のときのみ観察

$$u_i^M \sim N(0, 1) \quad u_i^N \sim N(0, 1)$$

$$corr(u_i^M, u_i^N) = \rho$$

(1)を国民年金未加入関数、(2)「国民年金加入者と未加入者」選択関数とする。国民年金未加入関数の定式化及びその背景となる理論モデルは、基本的に鈴木・周(2001)にしたがっている⁹⁾。

(1)式の 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。一方、 M_i は、実際に観察される変数であり、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となるダミー変数である。各説明変数は、最も重要な変数が、年齢階層ダミー A_i 、コホートダミー C_i 、年ダミー Y_i である。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。この場合、年齢階層、コホート、年はお互いにお互いの数字を作る関係にあるため、1次独立ではないという問題が発生する(Deaton(1997))。そこで、Deaton(1997)2章の方法に従って、年効果を全て合計すると0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、性別 S_i 、世帯所得 I_i^{10} 、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2000年基準の消費者物価指数で実質化を行っている。

(2)式は未加入率の分母である「国民年金加入者と未加入者」となる選択を扱った関数であり、

N_i は、「国民年金加入者と未加入者」であるときに1, それ以外であるときに0となるダミー変数である。ここで, (2)式は選択関数(Selection Equation)として機能し, (1)式の M_i は N_i が1の時のみに観察される変数とする。これは, Van de Ven and Van de Pragg (1981)により最初に用いられ, Probit Model with Sample Selectionとして知られている推定方法である。このモデルを用いる理由は, 既に図1でみたように, 未加入率の分母であり, (1)式の分析対象サンプルである「国民年金加入者と未加入者」自体が, 時間とともに変動しており, サンプルセレクションバイアスが生じている可能性があるからである¹¹⁾。

(2)式の説明変数は, 年齢階層ダミー A_i , コホートダミー C_i , 年ダミー Y_i はそのままであり, その他の変数もほぼ同様であるが, 識別変数として「国民年金加入者と未加入者」と密接なつながりがある(定義上かならずそうなる)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)を加えている。その代わりに, 失業・無業者 U_i と多重共線性を起こす可能性が高い世帯所得 I_i を除くことにした。この両変数が, (1), (2)式の識別変数となっている¹²⁾。

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, 金融資産額 F_i , 持家の有無 R_i , 世帯所得 I_i が, 負に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しないはずであるから, 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。一方, 年齢効果の傾向については年齢ダミーの係数により解釈を行う。

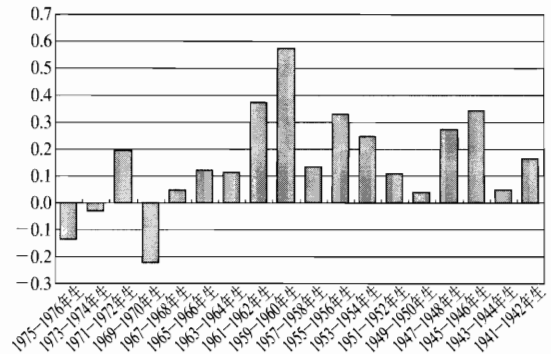
IV 推定結果

1 国民年金未加入関数

推定結果は, 表3の通りである。まず, 国民年

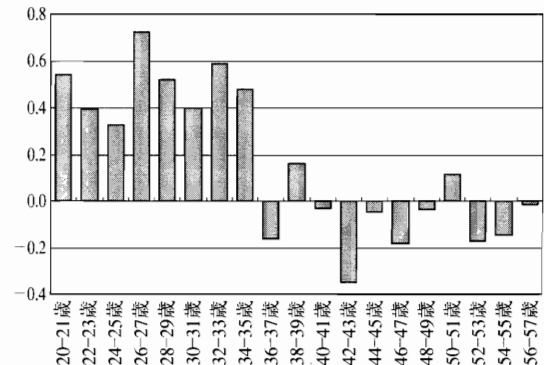
金未加入関数の推定結果を見てみよう。金融資産 F_i , 持家の有無 R_i が負に有意¹³⁾となっていることから, 流動性制約仮説が支持される結果となっている。また, 都市規模も正に有意であり, 社会保険庁(2003)が指摘している通り, 都市部であるほど未加入率が高いという結果となっている。一方, 「国民年金加入者と未加入者」については, 性別 S_i , 失業・無業者 U_i , 金融資産額 F_i , 持家の有無 R_i が有意な結果であり, それぞれ女性ほど, 失業・無業者ほど, 金融資産が少ないほど, 持家が無いほど「国民年金加入者と未加入者」となることが確認される。また, 年齢ダミー, コホートダミーの多くが有意な結果となっている。

さて, 最も重要な変数である国民年金未加入関数の年齢ダミーとコホートダミーの動きを見てみ



注) 表3の推定結果より

図2 コホートダミーの係数プロット



注) 表3の推定結果より。

図3 年齢ダミーの係数のプロット1

表3 サンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数の推定結果1

	係数	標準誤差	p 値	限界効果	係数	標準誤差	p 値	限界効果
国民年金未加入関数					「国民年金＋未加入者」選択関数			
20-21 歳	0.541	0.273	0.05	0.205	0.818	0.166	0.00	0.300
22-23 歳	0.397	0.265	0.13	0.148	0.117	0.135	0.39	0.037
24-25 歳	0.325	0.284	0.25	0.120	-0.240	0.133	0.07	-0.066
26-27 歳	0.720	0.332	0.03	0.276	-0.409	0.163	0.01	-0.105
28-29 歳	0.520	0.341	0.13	0.196	-0.114	0.156	0.46	-0.033
30-31 歳	0.399	0.355	0.26	0.148	-0.255	0.158	0.11	-0.070
32-33 歳	0.585	0.355	0.10	0.221	-0.324	0.157	0.04	-0.087
34-35 歳	0.475	0.354	0.18	0.178	-0.256	0.156	0.10	-0.071
36-37 歳	-0.160	0.375	0.67	-0.053	-0.200	0.155	0.20	-0.056
38-39 歳	0.161	0.369	0.66	0.057	-0.301	0.152	0.05	-0.081
40-41 歳	-0.029	0.348	0.93	-0.010	0.018	0.147	0.91	0.005
42-43 歳	-0.346	0.374	0.36	-0.108	-0.058	0.144	0.69	-0.017
44-45 歳	-0.046	0.352	0.90	-0.016	-0.150	0.137	0.27	-0.043
46-47 歳	-0.180	0.332	0.59	-0.059	-0.017	0.130	0.90	-0.005
48-49 歳	-0.036	0.300	0.91	-0.012	-0.002	0.122	0.99	-0.001
50-51 歳	0.116	0.272	0.67	0.041	0.041	0.115	0.72	0.012
52-53 歳	-0.171	0.272	0.53	-0.056	0.033	0.105	0.75	0.010
54-55 歳	-0.146	0.241	0.54	-0.048	0.058	0.098	0.56	0.018
56-57 歳	-0.015	0.196	0.94	-0.005	-0.012	0.088	0.90	-0.003
1975-1976 年生まれ	-0.134	0.228	0.56	-0.044	0.080	0.147	0.59	0.025
1973-1974 年生まれ	-0.032	0.286	0.91	-0.011	-0.282	0.145	0.05	-0.076
1971-1972 年生まれ	0.194	0.292	0.51	0.070	-0.246	0.145	0.09	-0.068
1969-1970 年生まれ	-0.220	0.308	0.48	-0.071	-0.154	0.148	0.30	-0.044
1967-1968 年生まれ	0.046	0.305	0.88	0.016	-0.218	0.148	0.14	-0.061
1965-1966 年生まれ	0.121	0.332	0.72	0.043	-0.353	0.154	0.02	-0.093
1963-1964 年生まれ	0.114	0.327	0.73	0.040	-0.220	0.149	0.14	-0.061
1961-1962 年生まれ	0.375	0.330	0.26	0.139	-0.353	0.148	0.02	-0.093
1959-1960 年生まれ	0.573	0.332	0.09	0.216	-0.348	0.147	0.02	-0.092
1957-1958 年生まれ	0.133	0.348	0.70	0.047	-0.280	0.143	0.05	-0.076
1955-1956 年生まれ	0.329	0.330	0.32	0.121	-0.426	0.140	0.00	-0.110
1953-1954 年生まれ	0.250	0.326	0.44	0.090	-0.318	0.134	0.02	-0.086
1951-1952 年生まれ	0.108	0.301	0.72	0.038	-0.245	0.127	0.05	-0.068
1949-1950 年生まれ	0.039	0.297	0.90	0.013	-0.269	0.119	0.02	-0.074
1947-1948 年生まれ	0.275	0.274	0.32	0.100	-0.278	0.113	0.01	-0.076
1945-1946 年生まれ	0.346	0.248	0.16	0.127	-0.226	0.110	0.04	-0.063
1943-1944 年生まれ	0.050	0.240	0.84	0.017	-0.224	0.096	0.02	-0.062
1941-1942 年生まれ	0.165	0.260	0.53	0.059	-0.210	0.102	0.04	-0.059
2000 年(制約付)	0.117	0.043	0.01	0.040	0.104	0.018	0.00	0.031
2002 年(制約付)	0.012	0.022	0.58	0.004	0.031	0.011	0.00	0.009
性別	-0.045	0.088	0.61	-0.016	-0.229	0.043	0.00	-0.071
失業・無業者					1.001	0.073	0.00	0.369
世帯所得	0.0000033	0.000107	1.00	1.14 E-07				
持ち家の有無	-0.289	0.095	0.00	-0.100	-0.163	0.036	0.00	-0.050
世帯金融資産	-0.0001	0.00006	0.04	-0.00004	-0.00007	0.00002	0.00	-0.00002
都市規模	0.218	0.072	0.00	0.074	-0.007	0.031	0.83	-0.002
世帯人数	-0.028	0.027	0.29	-0.010	0.023	0.012	0.06	0.007
定数項	-0.440	0.254	0.08		-0.140	0.094	0.14	
ρ	-0.450	0.129	0.003					

注) 推定方法は Van de Ven and Van Pragg (1981) による Probit estimation with selection。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 8779。Log pseudo-likelihood = -5284.856。

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、鈴木・周(2001)の理論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ず、阿部(2004)同様、コホート効果の存在は確認できない結果となっている。また、各ダミーの係数も有意とはなっていない。一方、図3の年齢ダミーの係数をみると、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歳代のいくつかの係数が有意となっている(表3)。ここで興味深いのは、35歳までの年齢階層の係数と、36歳以降の係数とははっきりと分かれており、鈴木・周(2001)のモデルの予想通り、35歳を境にしてnotchの存在が示唆される点である。

そこで、このことを統計的に確認するために、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たて、Wald検定を行ってみた(表4)。これをみると、各年齢階層の係数のほとんどは「隣同士の係数が

等しい」という仮説を棄却できないが、(8)の34-35歳の年齢階層と36-37歳の年齢階層のみは、1%基準で棄却できており、この年齢層間で差異が生じている。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。ところで、国民年金には任意加入制度があるために、60歳から65歳の間も労働を行って保険料を支払うことができる。したがって、実際には25年の加入資格年数を満たすための期限となる年齢は39歳とみてもよい。(20)では、この点を考慮して、30-35歳未満と40-45歳の係数を比較しているが、両者が等しいという仮説は1%基準で棄却される¹⁴⁾。また、35歳未満の年齢全てと40歳以上の年齢全ての係数の比較においても(21)、仮説は1%基準で棄却されており、notchを35歳から40歳ぐらいまで幅を広げても、その存在が確認される。

次に、コホートダミーについても、年齢ダミー

表4 年齢ダミーのWald検定1

仮説	X ²	p値
(1) 20-21歳=22-23歳	0.48	0.49
(2) 22-23歳=24-25歳	0.1	0.76
(3) 24-25歳=26-27歳	2.13	0.14
(4) 26-27歳=28-29歳	0.54	0.46
(5) 28-29歳=30-31歳	0.25	0.61
(6) 30-31歳=32-33歳	0.63	0.43
(7) 32-33歳=34-35歳	0.25	0.61
(8) 34-35歳=36-37歳	6.78	0.01
(9) 36-37歳=38-39歳	1.68	0.19
(10) 38-39歳=40-41歳	0.64	0.42
(11) 40-41歳=42-43歳	1.69	0.19
(12) 42-43歳=44-45歳	1.14	0.29
(13) 44-45歳=46-47歳	0.26	0.61
(14) 46-47歳=48-49歳	0.34	0.56
(15) 48-49歳=50-51歳	0.57	0.45
(16) 50-51歳=52-53歳	2.18	0.14
(17) 52-53歳=54-55歳	0.01	0.91
(18) 54-55歳=56-57歳	0.38	0.54
(19) 30-35歳=36-41歳	6.55	0.01
(20) 30-35歳=40-45歳	6.4	0.01
(21) 35歳未満=40歳以上	7.69	0.01

注) 表3の推定結果より。

表5 コホートダミーのWald検定

仮説	X ²	p値
(22) 1973-1974年生=1975-1976年生	0.12	0.73
(23) 1971-1972年生=1973-1974年生	0.74	0.39
(24) 1969-1970年生=1971-1972年生	2.79	0.09
(25) 1967-1968年生=1969-1970年生	1.4	0.24
(26) 1965-1966年生=1967-1968年生	0.1	0.75
(27) 1963-1964年生=1965-1966年生	0	0.97
(28) 1961-1962年生=1963-1964年生	1.26	0.26
(29) 1959-1960年生=1961-1962年生	0.8	0.37
(30) 1957-1958年生=1959-1960年生	3.01	0.08
(31) 1955-1956年生=1957-1958年生	0.59	0.44
(32) 1953-1954年生=1955-1956年生	0.09	0.76
(33) 1951-1952年生=1953-1954年生	0.36	0.55
(34) 1949-1950年生=1951-1952年生	0.11	0.75
(35) 1947-1948年生=1949-1950年生	1.51	0.22
(36) 1945-1946年生=1947-1948年生	0.13	0.72
(37) 1943-1944年生=1945-1946年生	1.63	0.20
(38) 1941-1942年生=1943-1944年生	0.23	0.63
(39) 1941-1960年生=1961-1976年生	0.11	0.74
(40) 1941-1952年生=1953-1964年生	2.07	0.15
(41) 1953-1964年生=1965-1976年生	0.34	0.56
(42) 1941-1952年生=1965-1976年生	0.42	0.52

注) 表3の推定結果より。

と同様に隣通しのコホート係数及びそれよりも広い幅で係数が一致するかどうかのWald検定を行った(表5)。しかしながら、隣通しのコホートで有意な差が存在するのはひとつも存在しない。また、コホートダミーを2分割(39)¹⁵⁾、あるいは3分割(40, 41, 42)して一致するかどうか検定した結果も、いずれも有意ではなかった。

2 ダミー変数の階層化を変えた場合の推定結果

以上の分析では年齢やコホートダミーは2歳刻みで入っているが、吉田・高木(1999)が指摘しているように、ダミーの階層化が適切ではない場合には推定の効率性が低下する。そこで、ここで

は階層化を変えた場合の推定及びnotch確認のWald検定を行うことにする。

表6は、年齢ダミー、コホートダミーを2歳刻みから4歳刻みに変えた場合の推定結果である。これをみると、年齢ダミーで係数が有意となる階層が増え(20-23歳, 24-27歳, 28-31歳, 32-35歳)、確かに効率性は増したようであるが、その係数の傾向は2歳刻みの場合とほぼ同様である(図4)。年齢ダミーの係数について、表4と同様のWald検定を行っても、32-35歳と36-39歳の間のみで有意な差が確認され、36歳から未加入率が急減していることがわかる(46)。これをもう少し広く28-35歳と36-43歳の階層合計を比較

表6 サンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数の推定結果2
(ダミーの階層化を変えたケース)

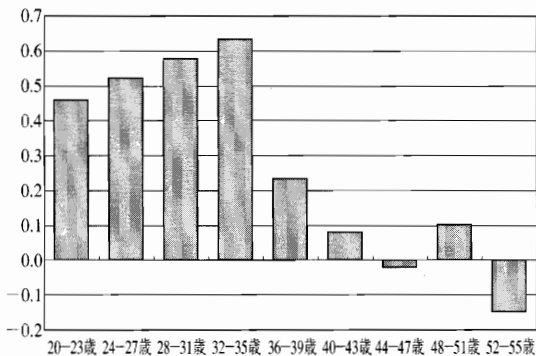
	係数	標準誤差	p値	限界効果	係数	標準誤差	p値	限界効果
国民年金未加入関数					「国民年金+未加入者」選択関数			
20-23歳	0.459	0.219	0.04	0.173	0.399	0.111	0.00	0.135
24-27歳	0.524	0.237	0.03	0.198	-0.293	0.113	0.01	-0.079
28-31歳	0.580	0.246	0.02	0.219	-0.289	0.110	0.01	-0.079
32-35歳	0.633	0.227	0.01	0.239	-0.424	0.093	0.00	-0.111
36-39歳	0.235	0.217	0.28	0.085	-0.453	0.083	0.00	-0.118
40-43歳	0.081	0.220	0.71	0.029	-0.183	0.086	0.03	-0.052
44-47歳	-0.018	0.225	0.94	-0.006	-0.178	0.086	0.04	-0.051
48-51歳	0.101	0.192	0.60	0.036	-0.050	0.080	0.53	-0.015
52-55歳	-0.149	0.175	0.40	-0.050	-0.007	0.068	0.92	-0.002
1973-1976年生まれ	-0.101	0.162	0.53	-0.034	-0.068	0.095	0.48	-0.020
1969-1972年生まれ	-0.128	0.174	0.46	-0.043	-0.075	0.087	0.39	-0.022
1965-1968年生まれ	-0.098	0.158	0.53	-0.033	-0.079	0.076	0.30	-0.023
1961-1964年生まれ	0.145	0.184	0.43	0.052	-0.110	0.073	0.13	-0.032
1957-1960年生まれ	0.110	0.211	0.60	0.039	-0.207	0.083	0.01	-0.059
1953-1956年生まれ	-0.008	0.219	0.97	-0.003	-0.119	0.085	0.16	-0.035
1949-1952年生まれ	0.265	0.211	0.21	0.096	-0.147	0.085	0.08	-0.043
1945-1948年生まれ	0.063	0.205	0.76	0.022	-0.144	0.079	0.07	-0.042
2000年(制約付)	0.123	0.042	0.00	0.043	0.099	0.018	0.00	0.030
2002年(制約付)	0.013	0.022	0.55	0.005	0.030	0.011	0.00	0.009
性別	-0.060	0.087	0.49	-0.021	-0.225	0.043	0.00	-0.070
失業・無業者					1.030	0.073	0.00	0.380
世帯所得	0.00001	0.00011	0.92700	0.00000				
持ち家の有無	-0.282	0.093	0.00	-0.098	-0.161	0.036	0.00	-0.049
世帯金融資産	-0.00013	0.00006	0.03100	-0.00005	-0.00007	0.00002	0.00000	-0.00002
都市規模	0.227	0.072	0.00	0.078	-0.005	0.031	0.88	-0.001
世帯人数	-0.028	0.027	0.29	-0.010	0.021	0.012	0.10	0.006
定数項	-0.408	0.227	0.07		-0.198	0.085	0.02	
ρ	-0.454	0.124	0.0017					

注) 推定方法はVan de Ven and Van Pragg(1981)によるProbit estimation with selection。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8779。Log pseudo-likelihood=-5312.414。

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。



注) 表6の推定結果より。

図4 年齢ダミーの係数のプロット2

しても変わらない(51)。また、任意加入を考慮して、32-35歳と40-43歳(52)、28-35歳と40-47歳(53)、35歳未満と40歳以上(54)をそれぞれ検定しても、全て有意となっており、35歳から40歳にかけてのnotchの存在はかなり頑健であると判断できる。

V 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

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。

平成17年9月投稿受理

平成18年2月採用決定

謝 辞

本稿は日本郵政公社郵政総合研究所主催の「世帯

の金融資産及び金融機関の選択等に関する調査研究」
の一環として書かれた原稿である。同研究所のご厚
意により, 「家計における金融資産選択等に関する調
査」の貴重な個票データを用いることができた。ま
た, 本稿の研究は, 科学研究費補助金・特定領域研
究(B)「経済システムの実証分析と設計」及び平成
17年度厚生労働科学研究費補助金 行政政策研究分
野 政策科学推進研究「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」による資金援助を受けている。さら
に, 本誌の2名の匿名のレフェリーからも有益なコ
メントを頂戴した。あわせて感謝を申し上げたい。

注

- 1) このうち, 第1号未加入者と分類される人々
も, 平成10年の99.3万人から平成13年には
63.5万人に減少している。
- 2) 「平成11年国民年金被保険者実態調査」(社会
保険庁)によれば, 未納者のうち, 未納保険料を
今後支払う意思のある人々は38.0%にとどま
っている。また, 「平成14年国民年金被保険者実
態調査・速報」(社会保険庁)によれば, 未納の
理由として「国民年金を当てにしていけない, 当
てにできない」「支払う保険料に比べて受け取る
年金額が少ないから」という制度自体を拒否す
る回答がそれぞれ15.0%, 4.5%に上っている。
ちなみに, 最も多い理由は「保険料が高く経済
的に支払うことが困難」というものであり,
64.5%となっている。
- 3) 「家計と貯蓄に関する調査」は昭和63年から
行われているものの, 平成6年までの調査は年
金の加入状況を尋ねておらず, 本稿の目的では
平成8年以降のデータしか使用できない。
- 4) 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。
- 5) 鈴木・周(2001)が用いた健康変数, 学歴変
数, 実物資産は2002年の調査票から質問がな
くなってしまっている。このため, 健康, 学歴に
ついては変数にいれず, 実物資産の代わりに持
ち家の有無を入れている。また, 1998年から本
人所得の把握もできなくなっているために, 本
人外所得が計算できない。
- 6) 非加入者総数156.9万人を1号被保険者
2,118.6万人と非加入者の合計で除したも
の。社会保険庁が定義している1号未加入者数を用
いればこの割合はさらに低くなる。
- 7) 社会保険庁の定義では, 過去に一度でも保
険料を納付していれば未加入者ではなく未納者と
定義される。
- 8) 後述のように4年の階層でも推計を行って結
果の頑健性を検証している。
- 9) 理論モデルについては, 本稿は「研究ノー
ト」であるため提示しないが, 鈴木・周(2001)

によるものを想定している。他に理論モデルとしては Stock and Wise (1990) のオプション・バリュー・モデルの枠組みを応用する方向性が考えられる。つまり、それぞれのコホートが各年齢において加入した場合の生涯年金資産を計算して意志決定をするというモデル化である。なお、この点は、本誌レフェリーのご指摘による。

- 10) 鈴木・周 (2001) では世帯所得ではなく、本人外所得を用いていた。これは、失業・無業者ダミー U_i を説明変数に加えていたために、多重共線性を起こさないように対処したものであった。しかしながら、1998 年以降は本人所得の把握ができなくなったため、やむなく世帯所得を用いている。このため、多重共線性を起こす可能性の高い失業・無業ダミーを説明変数から落とすことにした。多重共線性のご指摘は、本誌レフェリーによる。この失業・無業ダミーは、「国民年金+未加入者」の選択関数を推定する際の識別変数として用いることにする。
- 11) なお、サンプルセレクションを考慮しない国民年金未加入関数をプロビットモデルで推計したが、ほとんど以下の結果が変わらないために、結果を省略している。
- 12) ただし、1段階目2段階目において失業・無業ダミーと世帯所得が両方とも関係していないとは言い切れない。他により識別変数が見当たらなかったために、用いているに過ぎない。
- 13) 5%基準で判断をする。
- 14) 任意加入及びこの年齢階層でのワルド検定の指摘は、本誌レフェリーによる。
- 15) 1960 年生まれは、八田・小口 (1999) の世代間不公平の計測でちょうど「損得なし」の世代である。
- 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、加入期間にかかわらず、(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 (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。
 ——— (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。
 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・千葉友太朗 (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 (2002) 『平成 13 年公的年金加入状況等調査の概要』。
 ——— (2003) 『平成 14 年国民年金被保険者実態調査 (速報)』。
 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.
 Stock, J. and D. Wise (1990), "Pensions, the Option Value of Work and Retirement", *Econometrica* 58 (5), pp. 1151-1180.
 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.
 (すずき・わたる 東京学芸大学助教授)
 (Yanfei Zhou (独)労働政策研究・研修機構研究員)