

が5歳引き上げられれば、勤労者世帯の退職年齢が2.27歳遅くなるということが分かり、公的年金の資産代替効果および退職促進効果の大体の大きさが分かった。

これらの結果から政策的インプリケーションについて述べると、公的年金制度を設計する際は、こうしたライフサイクル仮説の支持を踏まえた上で、その制度が人々の貯蓄行動・退職行動に与える影響について考慮する必要があるといえよう。

最後の第3部では、高齢労働者の就業の状況について、近年の非正規雇用（短時間雇用および有期雇用）の増加に特に焦点を当て、複数の公表集計データ、高年齢者就業実態調査の個票データ、パートタイム労働者総合実態調査の個票データを用いて分析を行った。得られた主な結論は以下のとおりである。

第1に、近年、55-59歳男性の就業率が上昇した反面、60-64歳男性の就業率は低下するという傾向が見られた。女性については、55-59歳の就業率が上昇し、60-64歳の就業率はほぼ一定である。このことをコーホートの視点から解釈すると、50代後半の労働が増えて60代前半でそれが減少するという、一種の代替が生じていることが示唆される。

第2に、高齢雇用労働者の中で、短時間雇用や有期雇用が増加していることがわかった。また、高齢有期雇用労働者の時間あたり賃金は、期限の定めのない場合と比較して特に低いわけではなかった。さらに、パートタイム労働者総合実態調査のデータから、パート労働者の中での有期雇用の状況について集計を行った結果、有期雇用は大企業や官公営の事業所で多いこと、有期雇用パート労働者の被用者社会保険への加入が妨げられるわけではないことがわかった。

第3に、年収や労働時間の条件を満たしたもとは、有配偶女性について、厚生年金・健康保険への加入が妨げられている傾向は見られず、むしろ雇用保険への加入が妨げられているとの結果が得られた。一方、雇用保険は加入が個人単位のため、有配偶であることが加入に影響する直接の制度的理由は乏しいものの、実際には有配偶女性のほうが年収や労働時間の基準を満たした上で雇用保険に加入していない傾向が見られた。

このような、高年齢労働者の中でパート就業や有期雇用等の非正規雇用が近年増加しているという結果は、制度的要因が高齢者の就業に与える影響の分析、とりわけ在職老齢年金や高年齢者雇用継続給付が就業に与える影響の分析に対して、一定の含意を持つと考えられる。特に、男性高齢者の中でも短時間就業や非正規就業が増加したことは、これらの制度の政策評価に際し、高齢者の労働時間選択に関して従来との分析とは異なるモデル化が必要とされる可能性を示唆するかもしれない。

第1部 公的年金と貯蓄率 -2000 年年金改正による再計測-

鈴木 亘

I. 「公的年金と貯蓄率」の研究目的

年金改革の立案に当たって、家計が改革に対してどのように反応するのか、という点を把握しておくことはきわめて重要である。特に年金改革が貯蓄率に与える影響については、年金改革が景気に負の影響を与え、年金財政にも負のフィードバックをもたらす可能性がある。すなわち、理論的には年金と貯蓄には代替関係が存在することから、例えば平成 11 年改正のように将来の年金給付水準を引き下げる改革がなされるときには、貯蓄率が上がり、景気に負の影響を与える可能性がある。したがって、年金と貯蓄に代替関係があるかどうか、代替関係の大きさがどれくらいあるのかという点を定量的に把握することは、きわめて重要であり、経済学では Feldstein(1974)以来、繰り返し様々な形で実証研究がなされてきたが、いまだにコンセンサスが存在しているとは言いがたい。わが国においても、Yamada and Yamada(1988)、麻生(1991)、岩本・加藤・日高(1991)、高山(1992)など、数多くの研究が存在しているが、その点は同様である。

さて、年金と貯蓄の分析は、当初の時系列データの分析に代わり、最近ではクロスセクションの家計個票データを用いた分析が行われており、分析の精度は高くなりつつある。手法においても、King and Dicks-Mireaux(1982)や、Hubbard(1986)などによってほぼ確立したかに見えた。しかしながら、最近行われた Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)等の研究によれば、クロスセクションの家計個票データを用いた分析にも、問題が少なくない。第一に、公的年金資産の推計精度の問題がある。一般に、公的年金資産は、職業やコホートの世帯属性を用いて分析者が推計を行うが、家計が実際に認識している将来年金受給額からはしばしば乖離が見られる。第二に、貯蓄率を決める個人の(unobservable) heterogeneity¹⁴が、公的年金受給額自体の決定要因にもなっており、両者の間に相関が想定されてしまうという点である。したがって、年金改革の前後のデータを使って、将来年金受給額に対して個人の(unobservable) heterogeneity とは無関係な Natural Experiment¹⁵によるバリエーションを確保して推定するほうが望ましいとされている。そこで、本章第 1 部では、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 年の個票データを用いて、平成 11 年改正の前後のバリエーションを確保した上で、OLS や(unobservable) heterogeneity を明示的に考慮した IV 法¹⁶によって推定を行い、これまでの先行研究の結果を再検証することにする。このデータは、将来の年金受給額を自分で予想する質問が含まれており、家計が実際に把握している年金資産を計算できるという望ましい特徴を持っており、この点も利点である。以

¹⁴ 観測できない個人差

¹⁵ 自然実験：災害や制度改革などによってあたかも実験したのと同様の状況が現出すること

¹⁶ 操作変数法：内生性を考慮するための推定方法

下、本章第1部の構成は次の通りである。Ⅱ節ではデータの解説を行う。Ⅲ節では推定結果を示す。Ⅳ節は結語である。また、補論では、将来労働所得の推計に用いた賃金関数の推定結果をまとめている。

II. データについて

本章第1部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6,000（回収3,695、有効回答率61.6%）、10年6,000（回収3,754、有効回答率62.6%）、12年5,010（回収3,111、有効回答率62.1%）、14年がやや増加して9,000サンプル（回収5,583、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サンプルとなっている。本章第1部では、この4年の個票データをプールして用いることにする。分析に用いたサンプルは、世帯主年齢が、20才以上59才以下の年金未受給者に特定した。これは、改革の原則として、既裁定者は年金改革の影響をほとんど受けないからである。

さて、分析に用いる諸変数であるが、まず、貯蓄率に関しては「(年間世帯所得－1ヶ月あたりの生計費×12)/年間世帯所得」という定義で計算している。可処分所得の計算に必要な税と保険料については、2002年の調査では尋ねられていないことと、それ以外の年も定義上ありえない数値が多く含まれており、欠損値も多いために、粗貯蓄率の方が適当であると判断した。

次に、将来年金資産受給額については、このアンケート調査では、老後の予想生活費とそのうちの何割が公的年金でまかなえるかという予想が尋ねられており、両者を乗じた上で、平均寿命（男78.3歳）までの総和を、割引率(2%)を使って計算している。通常、この分野の研究では、職業やコホートなどの属性から、制度にしたがった年金額を計算して、データに加えることが多いが、家計によっては年金制度の詳細がわかっているとは限らない。しかし実際に家計が認識している期待年金額がわかるという意味で、このデータはきわめて都合がよい。また、金融資産の総額については毎年のデータで詳細にわたって尋ねられている。実物資産総額については、残念ながら2002年の調査では尋ねられていないが、過去3年分については把握できるので、それを用いることにする。さらに、重要な要素である将来労働所得については、先行研究にしたがって、賃金プロファイルから求めることにする。ここで問題であるのは、世帯主及び配偶者の労働所得を個別に尋ねているのは平成8年の調査が最後であるということであり、後は世帯主とそれ以外（平成10,12）、世帯全体（平成14年）しか把握できないということである。そこで、まず、賃金プロファイルについては平成8年のデータを使って、加入年金別もしくは職業種別に世帯主及び配偶者について別々に賃金プロファイルを推定し、後の年は世帯主と配偶者の属性から、その賃金プロファイルを使って推

計するという操作を行っている。そしてその労働所得の合計と実際の世帯労働所得の乖離分の半分を足して調整を行っている。賃金プロファイルの推定については、補論を参照されたい。また、金額データは全て、平成12年価格に直して使っている。その他、分析に用いる諸属性データは、図表1の通りである。

[図表1] 記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
貯蓄率	0.3305569	0.7895776	-20	0.9691965
将来労働所得現在価値	4547.289	4419.39	176.5278	30170.88
将来年金資産現在価値	3048.039	1720.748	0	27244.94
金融資産総額	870.8973	1462.992	0	35940.59
実物資産総額	2927.961	7358.228	0	184000
消費額(月額)	28.46811	17.24001	3	800
世帯所得	654.3721	487.0976	0	15315.04
将来労働所得現在価値/世帯所得	10.6755	21.09671	0.0551916	609.1801
将来年金資産現在価値/世帯所得	6.536689	8.140389	0	204.337
金融資産総額/世帯所得	1.432164	3.150832	0	119.8438
実物資産総額/世帯所得	4.852611	19.92128	0	888.8889
1996年ダミー	0.2439643	0.4294932	0	1
1998年ダミー	0.241834	0.428216	0	1
2000年ダミー	0.1848245	0.3881748	0	1
2002年ダミー	0.3293772	0.4700109	0	1
世帯主性別	0.7079097	0.4547467	0	1
世帯主年齢	43.18472	10.24564	20	59
世帯人数	3.459018	1.486333	1	9
持家有無	0.5651248	0.4957658	0	1
東京都区部	0.08521	0.2792081	0	1
政令指定都市	0.1848245	0.3881748	0	1
人口15万以上の市	0.311828	0.4632635	0	1
人口5万以上の市	0.1942585	0.3956488	0	1
人口5万未満の市	0.0508217	0.2196445	0	1
町村	0.1730574	0.3783161	0	1
北海道・東北	0.1152364	0.3193232	0	1
関東・東京	0.3457091	0.475623	0	1
中部(信越・北陸・東海)・近畿	0.327957	0.4694929	0	1
中国・四国	0.0925137	0.2897644	0	1
九州・沖縄	0.1185839	0.3233146	0	1
世帯主厚生年金	0.6344075	0.4816207	0	1
世帯主共済年金	0.1042932	0.3056563	0	1
世帯主国民年金	0.2183671	0.4131592	0	1
世帯主無年金	0.0343869	0.1822302	0	1

注) 筆者計算

III. 推定モデル及び推定結果

さて、推定モデルは、Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio and Rohwedder(2003)にしたがって、次式の定式化を用いている¹⁷。

$$SR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_F FE_{i,t} + \alpha_P PE_{i,t} + \alpha_W W_{i,t} + \sum_j \alpha_{X_j} X_j + \alpha_D D_i + u_i \quad (1)$$

¹⁷ Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)には(1)式の導出のための簡単な理論モデルの展開があるが、ごく常識的なものであるため、ここでは省略する。

ここで $SR_{i,t}$ は貯蓄率、 $FE_{i,t}$ は将来の労働所得現在割引価値¹⁸を現在の世帯所得で割ったもの、 $PE_{i,t}$ は将来年金資産現在割引価値を現在の世帯所得で割ったもの、 $W_{i,t}$ は金融資産総額や実物資産総額、 X は諸属性であり、 D として各年のマクロ的ショックを捉える年ダミーをくわえている。添え字は、 i が個人、 t が時点である。また、 X の添え字の j は属性項目の種類を示す。

まず、OLS による推定結果が、図表 2、図表 3 の通りである。図表 2 がもっとも単純なモデルであるが、理論どおりに全ての変数が有意であり¹⁹、年金資産と貯蓄率との間に負の代替関係があることがわかる。また、その代替関係は労働所得や資産よりも高いことがわかる。図表 3 は、様々な属性をコントロールしたものであるが、実物資産の代わりに入れた持家ダミーの結果、金融資産が有意な関係ではなくなるが、年金資産の大きさは図表 2 とそれほど変わらずに有意な結果となっている。

[図表 2] 貯蓄率関数の推定結果 1 (OLS)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0085498	0.0029715	0.004
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.0550167	0.0085152	0
金融資産総額/世帯所得	-0.0234811	0.0125198	0.061
1998年ダミー	-0.026202	0.0361844	0.469
2000年ダミー	0.0705382	0.0290563	0.015
2002年ダミー	0.1088048	0.0274724	0
定数項	0.7413859	0.0394117	0

注) 推定方法はOLSであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、4543。R-squaredは、0.5305

[図表 3] 貯蓄率関数の推定結果 2 (OLS)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0097951	0.0031072	0.002
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.0564077	0.0084883	0
金融資産総額/世帯所得	-0.0174875	0.0123378	0.156
持家有無	0.0324287	0.0231447	0.161
世帯人数	-0.0331458	0.0085495	0
世帯主性別	0.0351613	0.0342913	0.305
20—24歳	0.3826522	0.0971606	0
25—29歳	0.1696682	0.0513473	0.001
30—34歳	0.0865313	0.0358476	0.016
35—39歳	0.1003013	0.0388397	0.01
40—44歳	0.0380588	0.0366008	0.298
45—49歳	0.037754	0.0315129	0.231
50—54歳	-0.0059384	0.0388223	0.878
1998年ダミー	0.0098673	0.0489288	0.84
2000年ダミー	0.0779564	0.0292046	0.008
2002年ダミー	0.0913714	0.02416	0
東京都区市	-0.0546781	0.0317585	0.085
政令指定都市	-0.0564278	0.0277286	0.042
人口15万以上の市	-0.011032	0.023194	0.634
人口5万以上の市	-0.0323822	0.0259102	0.211
人口5万未満の市	-0.0415997	0.0624408	0.505
北海道・東北	-0.001607	0.025413	0.95
関東・東京	-0.0138117	0.0242147	0.568
中部(信越・北陸・東海)・近畿	-0.0566978	0.0292081	0.052
中国・四国	0.0306868	0.0228635	0.18
定数項	0.7987766	0.0703664	0

注) 推定方法はOLSであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、4543。R-squaredは、0.5441

次に、平成 12 年までの 3 ヶ年のデータによって、実物資産も考慮した推定結果が、図表 4.5 の通りである。実物資産が有意となる代わりに金融資産が有意ではなくなっていることがわかる。ただ、ここでも年金資産は理論どおりに負で有意であり、係数の大きさもそれほど変わらなく安定している。代替性をもっとも高い資産であるという結果も変わらない。

¹⁸ 割引率は 2%を用いている。

¹⁹ もっとも、金融資産は 10%基準である。

[図表 4] 貯蓄率関数の推定結果 3 (OLS)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0074984	0.0032563	0.021
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.06092	0.0093837	0
金融資産総額/世帯所得	-0.0038267	0.0260176	0.883
実物資産総額/世帯所得	-0.0154148	0.0017217	0
1998年ダミー	0.030651	0.0386545	0.428
2000年ダミー	0.1077155	0.0314988	0.001
定数項	0.7760306	0.0471809	0

注) 推定方法はOLSであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、2371。R-squaredは、0.5998

[図表 5] 貯蓄率関数の推定結果 4 (OLS)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0083907	0.0034212	0.014
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.061725	0.009225	0
金融資産総額/世帯所得	0.0016707	0.0271669	0.951
実物資産総額/世帯所得	-0.015246	0.0017714	0
世帯人数	-0.0140541	0.0099256	0.157
世帯主性別	0.0716485	0.0585275	0.221
20—24歳	0.2972458	0.1458504	0.042
25—29歳	0.108156	0.0780492	0.166
30—34歳	-0.0249875	0.0587773	0.671
35—39歳	0.0190838	0.053035	0.719
40—44歳	-0.0082577	0.0608044	0.892
45—49歳	-0.0044625	0.0511738	0.931
50—54歳	-0.0552005	0.0654007	0.399
1998年ダミー	0.0935225	0.0673872	0.165
2000年ダミー	0.109668	0.0310078	0
東京都区部	-0.0733627	0.0496955	0.14
政令指定都市	-0.1023313	0.0475224	0.031
人口15万以上の市	-0.0096562	0.0377079	0.798
人口5万以上の市	-0.0145968	0.0368395	0.692
人口5万未満の市	-0.048482	0.0950941	0.61
北海道・東北	-0.0109565	0.0353588	0.757
関東・東京	-0.0128233	0.0319007	0.688
中部(信越・北陸・東海)・近畿	-0.0556367	0.0412865	0.178
中国・四国	0.0363229	0.0367098	0.323
定数項	0.809237	0.0888839	0

注) 推定方法はOLSであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、2371。R-squaredは、0.6078

さて、Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio and Rohwedder(2003)では、年金資産の推定値の不完全性を補い、貯蓄率を決める個人の(unobservable) heterogeneity が、公的年金受給額自体の決定要因にもなっているという問題を考慮するために、改革によって将来の年金受給額が異なるグループ（職業別、コホート別の改定前後のダミー）を年金資産の操作変数として用いる推定も行っている。本章第1部では、データの利点があり、必ずしもそのような操作が必要とは限らないものの、同様の操作変数²⁰を用いた推定を行った。推定結

²⁰ このデータでは世帯主の加入年金が把握できている為、厚生・共済・国民年金、未加入者別、5歳刻みのコホート別、改定前後の年別の組み合わせで操作変数を作成している

果は、図表 6 から図表 9 の通りである。

[図表 6] 貯蓄率関数の推定結果 5 (IV)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0820788	0.0118421	0
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.0040622	0.0012081	0.001
金融資産総額/世帯所得	-0.0062597	0.0098673	0.526
1998年ダミー	0.0232718	0.0426492	0.585
2000年ダミー	0.1182984	0.0381547	0.002
2002年ダミー	0.1703075	0.0372706	0
定数項	0.7994698	0.0501139	0

注) 推定方法はIVであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、4543。R-squaredは、0.4722

[図表 7] 貯蓄率関数の推定結果 6 (IV)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0978176	0.0140216	0
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.0035513	0.0011856	0.003
金融資産総額/世帯所得	0.0110044	0.0127898	0.39
持家有無	-0.0128163	0.0310782	0.68
世帯人数	-0.0409252	0.0087238	0
世帯主性別	-0.0314312	0.0552141	0.569
20—24歳	0.4609387	0.1202018	0
25—29歳	0.21642	0.0625069	0.001
30—34歳	0.0732713	0.0377667	0.052
35—39歳	0.0893832	0.0389395	0.022
40—44歳	0.0196263	0.0347659	0.572
45—49歳	0.021553	0.0286229	0.451
50—54歳	-0.0307684	0.0337084	0.361
1998年ダミー	0.0376883	0.0565181	0.505
2000年ダミー	0.151079	0.0408504	0
2002年ダミー	0.1690565	0.0344219	0
東京都区部	-0.0733219	0.0370127	0.048
政令指定都市	-0.0901458	0.0344241	0.009
人口15万以上の市	-0.0024368	0.0275889	0.93
人口5万以上の市	-0.0140741	0.0275856	0.61
人口5万未満の市	-0.0505393	0.0621874	0.416
北海道・東北	-0.0021674	0.0347626	0.95
関東・東京	-0.0499931	0.0359809	0.165
中部(信越・北陸・東海)・近畿	-0.0733927	0.0368273	0.046
中国・四国	0.0021501	0.0346255	0.95
定数項	1.036355	0.1290145	0

注) 推定方法はIVであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、4543。R-squaredは、0.4119

[図表 8] 貯蓄率関数の推定結果 7 (IV)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0761149	0.0114164	0
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.0050485	0.0018919	0.008
金融資産総額/世帯所得	0.0087779	0.0212114	0.679
実物資産総額/世帯所得	-0.0149466	0.001765	0
1998年ダミー	0.0569484	0.0443142	0.199
2000年ダミー	0.1336078	0.0378828	0
定数項	0.8036056	0.0499667	0

注) 推定方法はIVであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、2371。R-squaredは、0.5849

[図表 9] 貯蓄率関数の推定結果 8(IV)

	係数	標準誤差	p値
将来労働所得現在価値/世帯所得	-0.0858567	0.0118381	0
将来年金資産現在価値/世帯所得	-0.0047881	0.0015709	0.002
金融資産総額/世帯所得	0.0235519	0.0232533	0.311
実物資産総額/世帯所得	-0.0144205	0.0019696	0
世帯人数	-0.0219639	0.0111768	0.05
世帯主性別	0.0488756	0.0622711	0.433
20—24歳	0.3422569	0.1470158	0.02
25—29歳	0.1619089	0.0973796	0.097
30—34歳	-0.0115645	0.0610922	0.85
35—39歳	0.0230466	0.0475422	0.628
40—44歳	-0.0026765	0.058225	0.963
45—49歳	-0.0064019	0.0449332	0.887
50—54歳	-0.0605723	0.0617475	0.327
1998年ダミー	0.1202614	0.0710727	0.091
2000年ダミー	0.1520638	0.0374682	0
東京都区部	-0.0567502	0.0517539	0.273
政令指定都市	-0.1099156	0.0500106	0.028
人口15万以上の市	0.0026997	0.0379044	0.943
人口5万以上の市	0.0035481	0.0388096	0.927
人口5万未満の市	-0.0624374	0.0958377	0.515
北海道・東北	-0.0147791	0.0370665	0.69
関東・東京	-0.0394198	0.0366942	0.283
中部(信越・北陸・東海)・近畿	-0.071759	0.0430309	0.096
中国・四国	0.0048663	0.0369834	0.895
定数項	0.9040268	0.1066842	0

注) 推定方法はIVであり、Whiteによる標準誤差の修正を行っている。サンプルは、2371。R-squaredは、0.5709。

推定結果は、いずれも年金資産の係数も理論通り負で有意であるが、大幅にその係数が小さくなっており、他の資産に比べてもむしろ小さくなっていることがわかった。

IV. 結語

本章第1部では、年金改革に対する家計の反応を見るうえで、きわめて重要な公的年金と貯蓄率の関係を探った。既に、わが国においても、クロスセクションの個票データによる分析例は数多くあるが、最近の行われた Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio O.P and S. Rohwedder(2003)等の研究によれば、クロスセクションの家計個票データを用いた分析には、①公的年金資産の推計精度がバイアスをもたらす、②貯蓄率を決める個人の(unobservable) heterogeneity が、公的年金受給額自体の決定要因にもなっており、両者の間に相関が想定されてバイアスをもたらす、という問題点があることが指摘されている。そこで、本章第1部では、家計の期待年金受給額が直接把握できる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」平成8年、10年、12年、14年の個票データを用い、また、平成11年の年金改正を Natural Experiment として、将来年金受給額に対する個人の(unobservable) heterogeneity とは無関係なバリエーションを確保して推定した。その結果、先行研究よりも値は小さいものの、年金と貯蓄率との間に負の代替関係が計測された。したがって、平成11年のような給付率を下げる年金改革を行う場

合には、貯蓄率が若干ながら上昇し、景気にも若干負の影響を及ぼす可能性があることが確認され、その影響を十分留意することが必要であると言えよう。

参考文献

- 麻生良文「公的年金制度と貯蓄」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい、1991年
- 岩本康志・加藤竜太・日高政浩「人口高齢化と公的年金」『季刊・社会保障研究』Vol.27, No.3, pp.285-294、1991年
- 大田清・桜井俊行「公的年金と貯蓄行動、高齢期就業—1994年郵政研究所アンケート調査による分析—」高山憲之・チャールズユウジホリオカ・大田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論者、1996年
- 高山憲之『ストック・エコノミー』東洋経済新報社、1992年
- 小口登良・八田達夫「1999年政府年金改革案の評価」日本経済研究 No.40、2000年
- 八田達夫・小口登良『年金改革論：積立方式に移行せよ』日本経済新聞社、1999年
- Attansio, O.P and A. Brugiavini “Social Security and Households’ Saving”, Quarterly Journal of Economics pp.1074-1119, 2003
- Attansio, O.P and S. Rohwedder, “Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom”, American Economic Review Vol.93 No.5, pp.1499-1521, 2003
- Feldstein, M, “Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation”, Journal of Political Economy 82, pp.905-926, 1974
- Yamada, T., T. Yamada, “The Effect of Japanese Social Security Retirement Benefit on Personal Saving and Elderly Labor Force Behavior” NBER Working Paper No.2661, 1988
- King, M., and L. Dicks-Mireaux, “Asset Holdings and the Life Cycle,” Economic Journal, XCII, pp.412-437, 1982
- Hubbard, G, “Pension Wealth and Individual Saving”, Journal of Money, Credit and Banking, XVIII, pp.167-178, 1986

補論 賃金プロファイルの推定結果

①世帯主厚生年金加入者

	係数	標準誤差	p値
世帯主年齢	43.8823	6.808409	0
世帯主年齢2乗	-0.4192176	0.0808029	0
世帯主性別	150.1829	33.12284	0
規模ダミー2	1.142078	59.87607	0.985
規模ダミー3	53.44383	59.2545	0.367
規模ダミー4	122.4552	58.98536	0.038
規模ダミー5	236.8769	58.5009	0
東京都区部	31.42855	35.18949	0.372
政令指定都市	54.23808	28.01212	0.053
人口15万以上の市	62.8191	25.79718	0.015
人口5万以上の市	29.27983	28.67773	0.307
人口5万未満の市	56.43456	44.13652	0.201
北海道・東北	44.68328	35.967	0.214
関東・東京	139.5436	29.84071	0
中部(信越・北陸・東海)・近畿	57.20546	29.61876	0.054
中国・四国	22.47903	38.23223	0.557
定数項	-865.5407	153.759	0

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.2472 Number of obs = 1075

②世帯主共済年金加入者

	係数	標準誤差	p値
世帯主年齢	67.7244	14.05653	0
世帯主年齢2乗	-0.6434038	0.1602212	0
世帯主性別	50.62194	68.82712	0.463
東京都区部	68.59639	127.4529	0.591
政令指定都市	148.1764	47.23752	0.002
人口15万以上の市	97.46011	35.17112	0.006
人口5万以上の市	59.6349	38.68588	0.125
人口5万未満の市	-27.36433	57.09793	0.632
北海道・東北	14.53558	49.19216	0.768
関東・東京	91.73558	48.83253	0.062
中部(信越・北陸・東海)・近畿	61.00373	44.89572	0.176
中国・四国	9.923099	54.11633	0.855
定数項	-1175.047	308.7318	0

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.2665 Number of obs = 245

③世帯主その他

	係数	標準誤差	p値
世帯主年齢	13.82997	15.18269	0.363
世帯主年齢2乗	-0.102598	0.1773818	0.563
世帯主性別	99.91376	60.26809	0.098
パート	-267.1638	72.53726	0
東京都区部	62.16849	77.45977	0.423
政令指定都市	99.89523	62.19802	0.109
人口15万以上の市	49.49546	57.02129	0.386
人口5万以上の市	95.73766	60.61104	0.115
人口5万未満の市	39.71206	87.04451	0.649
北海道・東北	27.61973	76.57737	0.719
関東・東京	134.3048	61.60561	0.03
中部(信越・北陸・東海)・近畿	16.36926	59.52225	0.783
中国・四国	18.30757	82.97506	0.826
定数項	-110.8707	329.5108	0.737

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.0998 Number of obs = 354

④配偶者：サラリーマンもしくは団体職員（常勤）

	係数	標準誤差	p値
配偶者年齢	8.694275	16.13956	0.591
配偶者年齢2乗	-0.0318601	0.1995965	0.873
配偶者性別	42.72201	143.5968	0.767
規模ダミー2	252.2761	166.4437	0.132
規模ダミー3	219.8848	163.6516	0.181
規模ダミー4	240.9649	164.0482	0.144
規模ダミー5	278.5256	163.0036	0.09
東京都区部	-40.97602	103.8245	0.694
政令指定都市	60.14221	62.03926	0.334
人口15万以上の市	-29.48606	55.89394	0.599
人口5万以上の市	-11.1604	57.98764	0.848
人口5万未満の市	-44.46511	77.37853	0.567
北海道・東北	6.761747	80.12052	0.933
関東・東京	70.5476	79.8284	0.379
中部(信越・北陸・東海)・近畿	89.95666	71.58746	0.211
中国・四国	73.53282	83.28908	0.379
定数項	-266.7768	352.2627	0.45

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.0353 Number of obs = 143

⑤配偶者：公務員

	係数	標準誤差	p値
配偶者年齢	42.62607	37.71472	0.264
配偶者年齢2乗	-0.3447991	0.4514297	0.449
配偶者性別	(dropped)		
東京都区部	303.2665	224.4882	0.183
政令指定都市	-24.50664	133.8395	0.856
人口15万以上の市	-4.129455	68.47424	0.952
人口5万以上の市	14.28135	93.82817	0.88
人口5万未満の市	43.1596	141.1537	0.761
北海道・東北	-39.36384	182.4172	0.83
関東・東京	0.1498856	171.0742	0.999
中部(信越・北陸・東海)・近畿	12.99253	166.4318	0.938
中国・四国	91.16115	175.6034	0.606
定数項	-612.6501	810.6173	0.454

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.1113 Number of obs = 57

⑥配偶者：パート

	係数	標準誤差	p値
配偶者年齢	-16.23556	7.359682	0.028
配偶者年齢2乗	0.2442716	0.0880248	0.006
配偶者性別	10.35451	68.26593	0.88
規模ダミー2	3.804492	35.5871	0.915
規模ダミー3	-13.91523	35.99546	0.699
規模ダミー4	-3.627892	35.29948	0.918
規模ダミー5	5.125919	34.49073	0.882
東京都区部	-10.3129	29.3774	0.726
政令指定都市	-43.37285	21.89289	0.048
人口15万以上の市	-16.63166	19.34499	0.391
人口5万以上の市	-34.79871	21.0452	0.099
人口5万未満の市	-76.88403	37.93958	0.044
北海道・東北	25.18871	27.93434	0.368
関東・東京	0.3459611	23.18214	0.988
中部(信越・北陸・東海)・近畿	30.58819	22.71998	0.179
中国・四国	28.76945	30.78424	0.351
定数項	372.0314	154.6715	0.017

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.0825 Number of obs = 325

⑦配偶者：自営業、農林水産業、その他

	係数	標準誤差	p値
配偶者年齢	41.77515	41.97833	0.365
配偶者年齢2乗	-0.4434657	0.4846957	0.402
配偶者性別 (dropped)			
規模ダミー2	19.42847	153.194	0.904
規模ダミー3	205.7927	96.35941	0.086
規模ダミー4	111.3093	165.6543	0.531
規模ダミー5	258.0012	148.2485	0.142
東京都区部	69.8098	163.3298	0.687
政令指定都市	2.18685	126.2588	0.987
人口15万以上の市	-16.55676	92.83431	0.865
人口5万以上の市	121.7713	106.0462	0.303
人口5万未満の市	-51.49497	193.6312	0.801
北海道・東北	-31.03222	122.4392	0.81
関東・東京	-260.4637	137.4018	0.117
中部(信越・北陸・東海)・近畿	-28.10997	104.9072	0.799
中国・四国	-320.8726	137.5176	0.067
定数項	-767.4408	896.7475	0.431

注) 推定方法はOLSである。Adj R-squared = 0.5012 Number of obs = 21

第2部 公的年金の老後貯蓄と退職行動に与える影響

チャールズ・ユウジ・ホリオカ
奥井 めぐみ

I. はじめに

ライフ・サイクル・モデルによると、人々は若い時は働いて所得を稼ぎ、稼いだ所得の一部を貯蓄に回し、退職後、それまでに貯めた貯蓄を取り崩すことによって生活を賄う。したがって、人々は主に退職後の生活に備えて貯蓄をしているはずであり、老後目的のための貯蓄目標額は退職後の生活費、退職期間、公的年金の給付水準などに対する予想に依存するはずである。同様に、希望退職年齢も公的年金制度の仕組みなどに依存するはずである。したがって、老後貯蓄の重要度および老後貯蓄・希望退職年齢の決定要因について検証することによってライフ・サイクル・モデルが成り立っているか否かを明らかにすることができる。

本章第2部では、郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が1996年に実施した第5回「家計における金融資産選択に関する調査」からの個票データを用いて老後貯蓄の重要度と老後目的のための貯蓄目標額・退職期間の決定要因について分析し、特に公的年金の影響に着目している。

本章第2部は以下のように構成されている。II節では理論的考察を行い、III節ではデータの出所について述べ、IV節では老後貯蓄の重要度について検証し、V節では推定モデルについて説明し、VI節ではサンプルの選定と推定方法について述べ、VII節で推定結果を示し、最後VIII節にて結論を述べる。

II. 理論的考察

本節では、ライフ・サイクル・モデルの枠組みの中で老後貯蓄・退職行動に関する理論的考察を行う。

1. 老後貯蓄に関する理論的考察

人々がR歳の時に退職し、L歳の時に死亡し、R歳の時までは毎年Y円を稼ぎ、それ以降は所得が全くなく、退職前も退職後も毎年C円の消費をし、利子率が0%であると仮定すると、生涯消費が生涯所得に等しくならなければならないという生涯予算制約は以下の通りになる。

$$YR = CL \tag{1}$$

人々の主観的時間選考率が利子率に等しければ（利子率がゼロの場合は、人々の主観的時間選考率がゼロに等しければ）、 C を一定に保つのが最適である。また、退職期間が $(L-R)$ 年であるから、退職後の消費総額は $C(L-R)$ 円である。したがって、退職時まで貯めなければならぬ資産（老後目的のための貯蓄目標額） W は以下の通りである。

$$W = C(L-R) \quad (2)$$

つまり、退職期間が長ければ長いほど、また（退職後の）消費が多ければ多いほど、老後目的のための貯蓄目標額が高くなるはずである。

以上では公的年金制度を一切考慮していないが、退職前に保険料を払い、退職後に給付を受ける仕組みの公的年金制度が導入されると、公的年金によって退職後の消費の一部を賄うことができ、公的年金制度が存在しない場合よりも老後目的のための貯蓄目標額が少なくても済む。具体的には、公的年金制度が導入されると、 W は以下ようになる。

$$W = C(1-b)(L-R) \quad (3)$$

ただし、 $b =$ 公的年金比率（退職後の消費のうち、公的年金の給付によって賄える部分の割合） $(0 \leq b \leq 1)$

(3)式の右辺は、老後の生活資金のうち、公的年金以外の財源（すなわち、貯蓄）によって賄われる部分を示す。

(2)式と(3)式を比較することによって分かるように、 L 、 R および C が一定であれば、年金制度導入によって老後目的のための貯蓄目標額 W は減少し、これが Feldstein (1974) が指摘した「資産代替効果」である。しかし、 R は公的年金制度の導入によって低くなる可能性があり（これが Feldstein (1974) が指摘した「退職促進効果」である）、 R が低くなれば退職期間が長くなり、より多くの資産が必要になる。したがって、公的年金制度の導入によって老後目的のための貯蓄目標額が高くなるか、低くなるかは一概に言えず、資産代替効果と退職促進効果の相対的重要度による。

従って、老後目的のための貯蓄目標額の決定要因を分析する際、退職期間の内生性を考慮する必要がある。

2. 退職行動に関する理論的考察

次に、退職行動に関する理論的考察を行う。

退職行動に影響を及ぼす要因としてまず考えられるのは公的年金制度である。もし公的年金制度に所得制限があり、所得が一定の水準を超えたら、公的年金の給付水準が減額される仕組みになっていれば、公的年金制度の導入に伴って人々がより早く退職するようになる恐れがある。これが、Feldstein (1974)がいう「退職促進効果」である。また、この効果が存在すれば、公的年金制度の導入によって人々がより早く退職し、退職期間が長くなり、人々の老

後のための貯蓄目標額が増える可能性がある。つまり、「資産代替効果」によれば、公的年金制度の導入によって人々の老後のための貯蓄目標額が減り、「退職促進効果」によれば、公的年金制度の導入によって人々の老後のための貯蓄目標額が増え、ネットで老後のための貯蓄目標額が増えるか減るかは一概に言えず、「資産代替効果」と「退職促進効果」の相対的重要度による。いずれにしても、公的年金制度に所得制限があれば、その制度の導入によって、人々の退職が早まることが予想でき、しかも公的年金制度の支給開始年齢が早くなればなるほど、人々がより早く退職するようになることが予想できる。つまり、退職年齢（退職期間）は内生変数であり、公的年金制度の仕組みの影響を受ける。

III. データの出所

本節では、この分析で用いたデータの出所についてより詳しく述べる。上述の通り、この分析では、第5回「家計における金融資産選択に関する調査」からの個票データを用いている。この調査は、1988年以来、2年に1回、郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施しており、第5回の調査は1996年11月22日から12月6日の間実施された。調査対象は世帯主が20歳以上の世帯（単身世帯を含む）、面接対象は世帯主またはその配偶者であった。高齢者世帯の加重サンプルを除けば、標本世帯数は6,000世帯、回収世帯数は3,695世帯であった（回収率61.6%）。調査地域は全国、標本抽出法は層化多段無作為抽出法、調査法は留置面接法であった。本稿で用いたのはこの調査から無作為に抽出された90%のサブサンプルである。

この調査は、金融資産選択・保有、実物資産の保有、マイホーム取得、借入金の保有、老後の生活、遺産相続などに関する意識と現状について調査している。意識と現状の両面について調査している点、貯蓄目的、目的別の貯蓄目標額、希望退職年齢についても、退職後の生活費、公的年金の給付水準などに対する予想についても調査している点でユニークな調査であり、老後貯蓄・退職行動の分析に非常に適した調査でもある。

IV. 老後貯蓄の重要度について

本節では、老後貯蓄の重要度に関するデータを示す。日本では、老後貯蓄が最も重要な貯蓄目的であり、各目的のために貯蓄をしている人々の割合を基準とした場合でも、各目的のための貯蓄目標額を基準とした場合でも、老後目的は1位である。日本では家計の47.9%が老後目的のために貯蓄をしており、老後目的のために貯蓄をしている家計のその目的のための貯蓄目標額は平均して1,658万円にも上り、恒常所得（第4節で定義する）の約2.4倍にも上る。また、老後目的のための貯蓄目標額の総額は全ての目的のための貯蓄目標額の総額の半分近く（47.0%）にも上る。

V. 推定モデル

1. 老後貯蓄に関する推定モデル

本節では、老後貯蓄の決定要因を検証するための推定モデルについて説明する。Ⅱ節で示した理論モデルに従い、WOLDAGE（各家計の老後目的のための貯蓄目標額）が SFAMT（各家計の退職後の生活費を賄うために必要な自己資金総額）に依存すると仮定した。この分析で用いた調査では、SFAMT について直接調査していないが、以下のように算出することができる。

$$\text{SFAMT} = \text{RETEXP} * \text{SFRATIO} * \text{RETSPAN} \quad (4)$$

ただし、RETEXP = 各家計の退職後の生活費の予想額（年額）

SFRATIO = 各家計の自己資金比率（退職後の生活費のうち、公的年金以外の収入源によって賄う予定の部分の割合）

RETSPAN = 各家計の予想退職期間

この分析で用いた調査では、これらの変数すべてについて直接調査しているか、算出するために必要な事柄すべてについて調査している。例えば、老後目的のための貯蓄目標額（WOLDAGE）、退職後の生活費の予想額（RETEXP）について直接調査している。また、SFRATIO について直接調査していないが、SSRATIO（退職後の生活費のうち、公的年金によって賄えると思っている部分の割合）について調査しており、SFRATIO を $1 - \text{SSRATIO}$ として算出することができる。

最後に、RETSPAN は世帯主が退職する時点から世帯主およびその配偶者がいずれも死亡するまでの期間として捉えた。したがって、以下のように算出した。

$$\text{RETSPAN} = \max(\text{LEHEAD} - \text{RETAGE}, \text{LESPOUSE} + \text{AGEDIFF} - \text{RETAGE}) \quad (5)$$

ただし、LEHEAD = 世帯主の予想死亡年齢

LESPOUSE = 配偶者の予想死亡年齢

AGEDIFF = 夫婦間の年齢格差（世帯主の年齢 - 配偶者の年齢）

RETAGE = 世帯主の希望退職年齢

世帯主およびその配偶者の予想死亡年齢は現在の年齢と該当する年齢・性の平均余命の和として算出することができる。平均余命に関するデータは、厚生労働省大臣官房統計調査部が作成した「簡易生命表」（1996 年）から取った。また、RETAGE については、ここで用いた調査で直接聞いている。

家計が合理的であれば、老後目的のための貯蓄目標額 WOLDAGE を SFAMT に等しくするはずである。WOLDAGE を(13)式で定義されている SFAMT に等しくすると以下の通

りとなる。

$$\text{WOLDAGE} = \text{RETEXP} * \text{SFRATIO} * \text{RETSPAN} \quad (6)$$

また、不均一分散の問題を解消するため、(15)式の両辺を YP55 (55～59 歳時点の恒常所得) で割ると以下のようなになる。

$$\text{WOLDAGE}/\text{YP55} = \text{RETEXP}/\text{YP55} * \text{SFRATIO} * \text{RETSPAN} \quad (7)$$

さらに、両辺の対数を取ると、以下のようになり、これが基本的な推定式である。

$$\ln(\text{WOLDAGE}/\text{YP55}) = a_0 + a_1 * \ln(\text{RETEXP}/\text{YP55}) + a_2 * \ln(\text{SFRATIO}) + a_3 * \ln(\text{RETSPAN}) + e_1 \quad (8)$$

ただし、YP55 は以下のように算出した。まず、世帯主の給与所得と事業所得の和を世帯主の年齢、学歴、雇用者、企業規模、健康状態、都市規模に回帰し、次に年齢が 55～59 歳の場合の予測値を算出し、最後に残差の半分を戻した (YP55 の推定方法の詳細については、King and Dicks-Mireaux (1982) をご参照)。

さらに、ASFAMT (各家計の自己資金額、すなわち、退職後の生活費のうち、自分で負担する予想額 (年額)) を RETEXP と SFRATIO の積として算出し、以下の推定式も推定した。

$$\ln(\text{WOLDAGE}/\text{YP55}) = b_0 + b_1 * \ln(\text{ASFAMT}/\text{YP55}) + b_2 * \ln(\text{RETSPAN}) + e_2 \quad (9)$$

(8)式、(9)式の係数の予想について述べると、 a_0 および b_0 はゼロであるはずであり、 a_1 , a_2 , a_3 , b_1 および b_2 は 1 であるはずである。

また、新たな説明変数として、CHILD (退職後の 1 つの収入源として子供からの経済的援助に頼る予定の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数) および PVTPEN (退職後の 1 つの収入源として企業年金に頼る予定の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数) を導入した。退職後の収入源として子供からの経済的援助または企業年金に頼れるのであれば、老後目的の貯蓄目標額が少なく済むはずであるため、いずれの変数の係数も負であるはずである。

2. 退職期間に関する推定モデル

RETSPAN (各家計の予想退職期間) の説明変数としてまず年金の支給開始年齢が退職年齢、退職期間に影響を及ぼすと考えられるため、SSAGE (公的年金の支給開始年齢) を導入した。1994 年の年金改正で厚生年金加入者の基礎年金の支給開始年齢が 2001～2013 年の間、段階的に 60 歳から 65 歳まで引き上げられることが決まった。具体的には、2001 年に

61 歳に、2004 年に 62 歳に、2007 年に 63 歳に、2010 年に 64 歳に、2013 年に 65 歳に引き上げられることになり、人々はこの改正について知っているとは仮定した。SSAGE が高ければ高いほど退職年齢も高くなり、退職期間が短縮されると考えられるため、SSAGE の係数は負になるはずである。

それ以外に以下の説明変数を導入した。

HEALTH: 世帯主が健康である場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数（世帯主が健康であればより長く働き、退職期間が短くなると考えられるので、HEALTH の係数が負になると考えられる）

GOVT: 世帯主が常勤で（フルタイムで）官公庁に勤務している場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

ORG: 世帯主が常勤で（フルタイムで）その他団体に勤務している場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

FARMER: 世帯主が常勤で農家として勤務している場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

SELF: 世帯主が常勤（フルタイム）で自営業者として勤務している場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

FS2: 世帯主が勤務している企業の規模が 5～29 人の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

FS3: 世帯主が勤務している企業の規模が 30～99 人の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

FS4: 世帯主が勤務している企業の規模が 100～499 人の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

FS5: 世帯主が勤務している企業の規模が 500 人以上の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

（基準は世帯主が常勤で（フルタイムで）民間企業に勤務しており、勤務している企業の規模が 1～4 人の場合）

HS: 世帯主の最終学歴が高等学校の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

JC: 世帯主の最終学歴が短期大学・高専の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

UNIV: 世帯主の最終学歴が大学・大学院の場合は 1 の値を取り、それ以外の場合は 0 の値を取るダミー変数

（基準は世帯主の最終学歴が中学校の場合）

VI. サンプルの選定と推定方法

本節では、サンプルの選定、推定方法について述べる。

サンプルの選定に当たり、この分析で用いた変数が1つでも欠値になっているサンプル、世帯主が女性のサンプル、世帯主が独身のサンプル、世帯主が無職、パート・アルバイトのサンプル、世帯主の希望退職年齢が平均寿命よりも遅いサンプル、退職期間が負だったサンプルを推定で用いられるサンプルから落とした。なお、全世帯、勤労者世帯、農家・自営業者世帯それぞれについて推定を行った。

推定方法については、(8)、(9)式の被説明変数である $\ln(\text{WOLDAGE}/\text{YP55})$ はゼロで切断されているため、これらの推定式を推定する際はトービットを用いるべきである。また、退職期間の内生性を考慮し、simultaneous Tobit の推定方法を用いた。

VII. 推定結果

1. 老後貯蓄の決定要因に関する推定結果

老後貯蓄の決定要因に関する推定結果は図表 11 に示されているが、この表から分かるように、 $\ln(\text{RETEXP}/\text{YP55})$ の係数は、全世帯および勤労者世帯の場合に正で少なくとも限界的に有意であり、予想通り、老後の生活費は老後のための貯蓄目標額を引き上げる方向に働くようである。また、 $\ln(\text{SFRATIO})$ の係数は、全世帯および農家・自営業者世帯の場合に正で統計的に有意であり、予想通り、自己資金比率は老後のための貯蓄目標額を引き上げる方向に働くようである。さらに、 $\ln(\text{RETSPAN})$ の係数は、勤労者世帯と農家・自営業者世帯の場合に正で少なくとも限界的に有意であり、予想通り、退職期間が老後のための貯蓄目標額を引き上げる方向に働くようである。そして、 $\ln(\text{RETSPAN})$ と $\ln(\text{SFRATIO})$ を乗ずることによって得られる $\ln(\text{ASFAMT}/\text{YP55})$ の係数は、全世帯および勤労者世帯の場合に正で統計的に有意であり、予想通り、自己資金額は老後のための貯蓄目標額を引き上げる方向に働くようである。最後に、どのサンプルにおいても PVTPEN の係数も CHILD の係数も統計的に有意ではなく、企業年金も子供からの経済的援助も老後のための貯蓄目標額に有意に影響を及ぼさないようである。

従って、推定結果はおおむね良好であり、主な説明変数の係数は多くの場合、符号条件を満たし、統計的に有意である。そして、自己資金比率の係数も自己資金額の係数も正で統計的に有意であるということは、公的年金の資産代替効果の存在を裏付ける。ただし、 PVTPEN および CHILD 以外のすべての説明変数の係数が 1 であるはずであるにも関わらず、 $\ln(\text{RETSPAN})$ の係数は勤労者世帯および農家・自営業者世帯のサンプルにおいては 1 を大幅に上回っており、それ以外の係数はすべてのサンプルにおいて 1 を大幅に下回っており、係数の規模には問題がある。

2. 退職期間の決定要因に関する推定結果