

表 4-11 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(南九州地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.083 ( 3.27)	0.386	0.085 ( 3.60)	0.395	0.081 ( 3.36)	0.374	0.051 ( 2.31)	0.243
勤続年数			0.029 ( 1.65)	0.566	0.027 ( 1.55)	0.537	0.029 ( 1.85)	0.574
勤続年数 2 乗項/100			-0.028 (-0.54)	-0.185	-0.029 (-0.56)	-0.193	-0.032 (-0.70)	-0.216
従業先(1-29基準)								
小規模					0.163 ( 1.17)	0.172	0.163 ( 1.33)	0.173
中規模					0.209 ( 1.41)	0.205	0.142 ( 1.07)	0.137
大規模					0.27 ( 1.42)	0.184	0.308 ( 1.86)	0.215
役職							0.149 ( 4.12)	0.427
定数	4.958 (14.65)		4.625 (14.21)		4.553 (13.79)		4.656 (15.90)	
調整済みR <sup>2</sup>	.135		.270		.267		.442	
N	62		62		62		59	

表5-1 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(専門・技術職)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.040 (3.23)	0.193	0.070 (6.95)	0.338	0.060 (5.93)	0.290	0.048 (4.98)	0.236
勤続年数			0.036 (10.86)	1.023	0.032 (9.27)	0.897	0.025 (7.12)	0.704
勤続年数 <sup>2</sup> 乗項/100			-0.033 (-5.88)	-0.546	-0.028 (-4.99)	-0.464	-0.019 (-3.59)	-0.331
従業先(1-29基準)								
小規模					0.139 (2.18)	0.128	0.117 (1.94)	0.110
中規模					0.194 (3.30)	0.205	0.155 (2.74)	0.165
大規模					0.258 (4.27)	0.280	0.257 (4.46)	0.283
役職							0.104 (5.72)	0.273
定数	5.718 (32.77)		4.903 (32.16)		4.920 (32.05)		4.867 (17.20)	
調整済みR <sup>2</sup>	.034		.395		.429		.487	
N	271		271		271		263	

表5-2 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(管理職)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.033 (2.60)	0.180	0.040 (3.27)	0.218	0.033 (2.76)	0.182	0.035 (2.92)	0.208
勤続年数			0.002 (0.19)	0.047	-0.001 (-0.02)	-0.016	-0.011 (-1.17)	-0.311
勤続年数 <sup>2</sup> 乗項/100			0.024 (1.14)	0.281	0.023 (1.13)	0.272	0.039 (1.78)	0.476
従業先(1-29基準)								
小規模					0.146 (1.28)	0.160	0.106 (0.95)	0.119
中規模					0.167 (1.50)	0.204	0.201 (1.92)	0.275
大規模					0.345 (3.07)	0.426	0.394 (3.73)	0.543
役職							0.075 (2.78)	0.193
定数	6.245 (34.17)		5.963 (31.18)		5.897 (28.40)		5.637 (24.73)	
調整済みR <sup>2</sup>	.028		.125		.178		.249	
N	202		202		202		164	

表5-3 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(事務職)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	-0.023 (-1.51)	-0.123	0.014 (0.95)	0.074	0.016 (1.16)	0.088	0.013 (0.96)	0.072
勤続年数			0.039 (3.83)	1.076	0.036 (3.58)	0.986	0.033 (3.17)	0.902
勤続年数2乗項/100			-0.049 (-1.94)	-0.553	-0.045 (-1.83)	-0.509	-0.046 (-1.86)	-0.518
従業先(1-29基準)								
小規模					-0.005 (-0.05)	-0.005	-0.005 (-0.05)	-0.005
中規模					-0.020 (-0.23)	-0.026	-0.056 (-0.65)	-0.071
大規模					0.173 (1.88)	0.213	0.169 (1.90)	0.209
役職							0.068 (2.73)	0.211
定数	6.696 (31.38)		5.707 (25.31)		5.660 (24.53)		5.617 (24.97)	
調整済みR2	.009		.273		.310		.356	
N	149		149		149		141	

表5-4 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(営業・販売職)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.056 (4.05)	0.278	0.069 (5.49)	0.341	0.066 (5.01)	0.324	0.055 (4.67)	0.28
勤続年数			0.038 (4.65)	0.862	0.037 (4.42)	0.837	0.037 (4.48)	0.829
勤続年数2乗項/100			-0.051 (-2.27)	-0.426	-0.048 (-2.10)	-0.402	-0.065 (-2.82)	-0.519
従業先(1-29基準)								
小規模					-0.005 (-0.07)	-0.005	0.021 (0.30)	0.020
中規模					0.018 (-0.26)	0.020	0.053 (0.86)	0.051
大規模					0.105 (1.21)	0.087	0.131 (1.66)	0.111
役職							0.108 (5.75)	0.339
定数	5.409 (27.73)		4.890 (26.76)		4.920 (26.22)		4.841 (28.79)	
調整済みR2	.073		.293		.289		.417	
N	197		197		197		192	

表5-5 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(サービス職)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.033 (1.70)	0.203	0.045 (2.69)	0.230	0.040 (2.22)	0.200	0.042 (2.29)	0.215
勤続年数			0.049 (4.09)	1.086	0.045 (3.80)	1.014	0.042 (3.33)	0.933
勤続年数 2 乗項/100			-0.085 (-2.40)	-0.637	-0.077 (-2.16)	-0.577	-0.071 (-1.95)	-0.536
従業先(1-29基準)								
小規模					0.063 (0.64)	0.064	0.012 (0.12)	0.013
中規模					0.182 (2.00)	0.203	0.168 (1.73)	0.186
大規模					0.186 (1.67)	0.173	0.148 (1.30)	0.139
役職							0.056 (1.45)	0.137
定数	5.590 (22.50)		5.059 (21.92)		5.047 (20.58)		4.983 (19.55)	
調整済みR2	0.018		.276		.291		.307	
N	102		102		102		94	

表5-6 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(保守的職業)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.019 (0.43)	0.104	0.034 (2.73)	0.175	0.029 (2.37)	0.148	0.019 (1.69)	0.100
勤続年数			0.041 (4.36)	1.020	0.037 (4.06)	0.920	0.030 (3.69)	0.786
勤続年数 2 乗項/100			-0.043 (-1.78)	-0.418	-0.041 (-1.76)	-0.400	-0.033 (-1.62)	-0.339
従業先(1-29基準)								
小規模					0.142 (1.54)	0.113	0.055 (0.70)	0.046
中規模					0.173 (2.10)	0.168	0.076 (1.08)	0.078
大規模					0.304 (3.84)	0.324	0.263 (3.88)	0.296
役職							0.086 (4.23)	0.272
定数	5.906 (10.23)		5.352 (30.68)		5.299 (30.78)		5.336 (34.65)	
調整済みR2	-0.038		.387		.431		.569	
N	22		160		160		149	

表5-7 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(運輸・通信的職業)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	-0.017 (-0.54)	-0.056	0.010 (0.31)	0.033	-0.011 (-0.34)	-0.037	-0.009 (4.19)	-0.032
勤続年数			0.031 (2.20)	0.708	0.026 (1.91)	0.613	0.024 (1.68)	0.570
勤続年数2乗項/100			-0.054 (-1.39)	-0.443	-0.056 (-1.44)	-0.457	-0.051 (-0.62)	-0.423
従業先(1-29基準)								
小規模					0.069 (0.55)	0.068	0.061 (2.15)	0.06
中規模					-0.011 (-0.09)	-0.011	-0.047 (1.63)	-0.047
大規模					0.340 (2.43)	0.312	0.351 (4.33)	0.327
役職							0.062 (4.65)	0.093
定数	6.235 (16.98)		5.689 (14.38)		5.900 (14.96)		5.813 (14.66)	
調整済みR2	-0.008		.067		.120		.138	
N	94		94		94		91	

表5-8 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(技能工・労務職)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.004 (0.35)	0.019	0.028 (2.50)	0.122	0.008 (0.67)	0.033	0.005 (0.02)	0.021
勤続年数			0.032 (9.52)	0.883	0.026 (7.94)	0.734	0.024 (7.22)	0.659
勤続年数2乗項/100			-0.038 (-6.32)	-0.580	-0.032 (-5.54)	-0.494	-0.029 (-5.11)	-0.455
従業先(1-29基準)								
小規模					0.129 (2.50)	0.128	0.118 (2.26)	0.116
中規模					0.112 (2.04)	0.106	0.094 (1.72)	0.090
大規模					0.354 (6.00)	0.321	0.359 (6.04)	0.324
役職							0.097 (3.59)	0.165
定数	5.936 (41.64)		5.346 (38.09)		5.518 (40.03)		5.439 (38.21)	
調整済みR2	-0.002		.219		.286		.314	
N	355		355		355		342	

## 豊かさの中の分裂

： 急増する金融資産の無い家計

横浜市立大学 松浦 克己

### 1 集計データにみる豊かな金融資産とマイクロデータにみる金融資産ゼロ保有家計

日本銀行資金循環勘定によれば家計部門の金融資産残高は、1990年末の935兆円から2000年3月末には1,428兆円となった。この間の経済低迷を考えればわが国家計は順調に金融資産蓄積を進めたということができよう。その後も多少の変動は伴いつつも約1,400兆円前後で推移している。一人当たり金額では約1,100万円である。主要七カ国の中では総額でも、一人当たり金額でも米国に次ぐ高さである<sup>1)</sup>。対家計民間非営利団体や個人企業の取扱について各国で差異があることを考慮したとしても、一国全体でみた場合、わが国家計セクターが米国に次ぐ豊かな社会であることに変わりはない。

日銀・金融広報中央委員会は2003年の「家計の金融資産に関する世論調査」の単純集計で、金融資産(除く現金)を全く保有しない家計の比率が21.8%となったことを公表した(図1参照)。1965年以降では「家計の金融資産に関する世論調査」の前身の調査にあたる「消費と貯蓄に関する世論調査」を含めて最も高い水準である。現金を除く金融資産がゼロという世帯(以下「金融資産非保有世帯」ということがある)は1980年代の終わり頃より漸増する傾向にあったが、1996年の10.1%から七年間で21.8%と倍増したのは尋常ではない。金融資産を全く持たない家計が五軒に一軒あるということは、これらの家計が失業や重病等の何らかのアクシデントに見舞われれば一挙に困窮に陥る可能性が高いからである。あるいは高齢期の生活に支障を来すと考えられるからである。

===図1 金融資産を全く持たない家計の推移 =====

本稿では総務省郵政研究所「家計と貯蓄に関する調査」の 1998 年調査と 2002 年調査を利用して、金融資産非保有世帯の実状の解明に努める(以下単に「98 調査」、「2002 年調査」ということがある)。分析に当たっては、①回答の信頼性確保のためのデータクリーニング、②金融資産の保有に関し高所得者、高資産家あるいは職業によって回答にバイアスがなかったか、という点に特に配慮が払われる。

結論を先に述べれば、十分なデータクリーニングを行っても、所得や職業による資産保有の回答にサンプル・セレクション・バイアスはみられない。金融資産非保有世帯は 98 年 7.46%(データクリーニング後の値、単純集計で 13.99%)から 2002 年 14.90%(同 20.53%)と 4 年間で倍増している。保有する場合も 1 万円以上 50 万円未満という層が 98 年の 4.86%から 2002 年には 6.59%に増加している。確かに集計データではわが国家計は豊かな集団であるが、それをマイクロデータによって家計内部を詳細に検討すると 1/7 から 1/5 の家計は重病などのアクシデントに見舞われた場合、直ちに生活上の危機に陥りかねない状況にある。21 世紀初頭の我が国社会では、いわば「豊かさの中の分裂」が生じている。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節で 98 年調査と 2002 年調査の主要な質問項目に対する無回答(回答拒否)状況を見る。これにより全体として両調査の信頼性をみる。第 3 節で高所得家、高資産家、職業により金融資産保有ゼロ回答にサンプル・セレクション・バイアスがあるか無いかの差の検定を行う。第 4 節で金融資産非保有のプロビット分析を行い、よりフォーマルにサンプル・セレクション・バイアスの検証を行うと共に所得や持ち家などが金融資産非保有確率に与える数量的影響を試算する。第 5 節で金融資産の分布についてジニ係数やローレンツ曲線などを用い詳細に紹介する。第 6 節で簡単なまとめを行う。

## 2 「家計と貯蓄に関する調査」の回答状況

郵政研究所の「家計と貯蓄に関する調査」はもっぱら資産の状況を把握することを目的に設計されている<sup>2)</sup>。そのために同調査の質問票では最初の段階で金融資産の保有状況について質問が行われ、最後の段階で所得や消費(生活費)に

ついて質問が行われている。質問項目については調査年により若干異なる。金融資産については 2002 年調査では 9 種類(預貯金、郵貯、生保、個人年金、債券、株式、投資信託、財形・社内預金、その他)についてそれぞれの保有の有無と残高、及び金融資産そのもの有無と総額が質問されている。収入については世帯全員の合計収入について 6 種類(給与、事業、家賃・利子など資産収入、公的年金、個人年金・企業年金、その他)及びその総計について有無と金額が質問されている。このように金融資産(除く現金)についてはかなり網羅的に調査されている。

回答がどの程度行われているかを全サンプル(98 年調査 3,754、2002 年調査 5,597 の単純集計)について最初にみてみたい。松浦・滋野[2002]を踏まえ、回答信頼性確保の基準として①世帯人員無回答、②世帯主年齢無回答、③世帯主性別無回答、④世帯主職業無回答、⑤住居の所有形態無回、⑥金融資産残高・総額各欄とも無回答、⑦収入各欄・合計額とも無回答、⑧生活費無回答、をチェックした(表 1 参照)。

金融資産残高各欄・総額とも無回答という世帯はゼロ(98 年)または 1(2002 年)である。金融資産については通常のサーベイデータでは無回答が最も多い調査項目の一つであるから、この数字は驚くべき低さといえる。最初の質問段階で調査されているため、無回答(回答拒否)が少なかったと考えられる。ただし 2002 年調査では収入各欄・合計額とも無回答(回答拒否)世帯が 568 あり、そのうち 397 は金融資産残高各欄・総額ともゼロであると報告している(ゼロ回答)<sup>3)</sup>。このグループは金融資産についても当初から回答拒否であったとみられる。

①世帯人員から⑤住居の所有形態の回答拒否は 0.04%～ 0.77%であり、かなり低くなっている。生活費の回答拒否も他の調査に比べて高いわけではない。

===表 1 回答拒否状況 =====

ここで全サンプルから信頼性確保のために上記の①ないし⑧のいずれか一項目に該当するものを除いたサンプル(以下「修正サンプル」ということがある)について、98 年と 2002 年の金融資産の記述統計と金融資産非保有世帯の状況を



示したのが表 2 である。平均、メディアンとも修正サンプルの値が全サンプルの単純集計値を上回るのは、無回答(回答拒否)世帯を除いたためである。これを反映して金融資産非保有世帯は 98 年全サンプルで 13.99%から修正サンプルでは 7.46%に、2002 年では 20.53%から 14.90%となっている。なお 2002 年の全サンプルの単純集計値 20.53%が 2003 年の金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」の単純集計比率 21.8%と近似していることが注目される。

=====表 2 金融資産の記述統計と非保有世帯比率=====

### 3 サンプル・セレクション・バイアスの可能性についての検討

金融資産非保有世帯比率が 98 年調査で 7.46%、2002 年調査で 14.90%という値は、回答の信頼性を確保するために①世帯人員無回答、②世帯主年齢無回答、③世帯主性別無回答、④世帯主職業無回答無し、⑤住居の所有形態無回、⑥金融資産残高各欄とも無回答、⑦収入各欄とも無回答、⑧生活費無回答のいずれか一項目でも該当するサンプルは除いた上での数字である。言い換えればデータのクリーニングを十分に行った上での数字である。そのことからすれば、一応信頼に足るものと考えられるが、この問題について更に検討を加えたい。

「家計と貯蓄に関する調査」の 14.9%(2002 年)、あるいは「家計の金融資産に関する世論調査」の 21.8%(2003 年)という数字は、所得の低迷で貯蓄を全額取り崩したあるいは金融危機の継続する中でペイオフ対応として全額現金化した、もしくは海外に資産を移転したということなどが強く影響しているであろう(松浦[2003]参照)。もう一つの可能性は、高額資産家がゼロ回答をしたサンプル・セレクション・バイアスが生じているのではないかということである。各国でもサーベイ・データでは高所得者や高額資産家がゼロ回答をしがちなことが指摘されている(最近のイタリアのケースについて D'Alessio and Faiella[2002]参照。サンプル・セレクション・バイアスに関する古典的な研究として Griliches, Hall and Hausman[1978]を参照)。ここでは金融資産保有額ゼロという家計にサンプル・セレクション・バイアスがあるか無いかについて、いくつかの属性による差の検定で検討を行うことにする。

家計金融資産の調査についてサンプル・セレクション・バイアスが生じている場合の特徴として、通常指摘されるのは

- ① 高所得者ほどゼロ回答を行う
- ② 高資産家ほどゼロ回答を行う
- ③ 自営業者や農家は勤労者世帯などに比べてゼロ回答を行う

ということである。この問題について予備的に差の検定で検証する。金融資産保有ゼロのサンプル・セレクション・バイアスの検証に金融資産残高を使うことはできない。そのためにここでは高資産の代理変数として持ち家の有無(持ち家=高資産家と仮定)によることにする。

仮にサンプル・セレクション・バイアスが生じていれば、

- a) 金融資産保有世帯と非保有世帯を比較すると、非保有世帯の方が保有世帯より高所得であろう。
- b) 持ち家世帯と非持ち家世帯を比較すると、持ち家世帯の方が非持ち家世帯よりも金融資産非保有比率が高くなっているであろう。
- c) 自営業者と非自営業者の間では自営業者の方が金融資産非保有比率が高く、農家と非農家の間では農家の方が金融資産非保有比率が高いであろう。

これに関する、無回答世帯を除いた修正サンプルによる差の検定結果は表 3 のとおりである。

=== 表 3 金融資産保有の有無とバイアスに関する検定 ===

98 年調査と 2002 年調査の検定結果は共通している。98 年調査についてみると、世帯収入の平均は金融資産保有世帯 695 万円に対して非保有世帯は 469 万円である。t 値は 6.28 で p 値は 0.00 であり、明らかに金融資産保有世帯の平均所得が高い。メディアンについては各々 600 万円と 400 万円であり、検定統計量は 9.15 であり p 値も 0.00 である。高所得の方が金融資産非保有が少ないというもっともらしい結果である。高資産家の代理変数として取り上げた持ち家についてみると、持ち家世帯の金融資産非保有率は 0.05 である。非持ち家世帯ではこの値は 0.12 である。t 値は 5.99 で p 値は 0.00 である。ここでも高資産家(持ち家世帯)の方が金融資産非保有率が低いというもっともらしい結果である。

自営業と非自営業の間、農家と非農家の間では統計的に有意な差はない(検定統計量は 0.68 と 0.71、p 値は 0.50 と 0.47)。以上のことから 98 年調査については、金融資産非保有の回答についてサンプル・セレクション・バイアスがあるという積極的な根拠はないといえる。

2002 年調査についても全く同様である。世帯収入の平均は金融資産保有世帯 610 万円に対して非保有世帯は 408 万円である。t 値は 9.96 で p 値は 0.00 である。メディアンは各々 500 万円と 300 万円であり、検定統計量は 14.70、p 値は 0.00 である。持ち家世帯の金融資産非保有率は 0.11 で、非持ち家世帯では 0.22 である。t 値は 10.47 で p 値は 0.00 である。さらに自営業の金融資産非保有率は 0.14、非自営業では 0.15 である。農家では 0.15、非農家も 0.15 である。各々検定統計量は 0.68 と 0.04、p 値は 0.49 と 0.97 である。ここでもサンプル・セレクション・バイアスが存在するという積極的な根拠はみられない。

98 年調査と 2002 年調査の差の検定結果からは、金融資産非保有世帯の存在とその広がりには経済的な根拠が背景にあることがうかがわれる<sup>4)</sup>。

#### 4 どのような家計が金融資産を全く保有していないのか

金融資産を全く保有しない家計の属性について引き続きみてみたい。前節では所得が低いほど、非持ち家世帯(低資産家)ほど全く金融資産を保有しないという差の検定結果を紹介した。ここでは世代(年代)、高齢引退者家計(世帯主が 60 歳以上で無職)、ジェンダー(性別)で差がみられるかどうかの差の検定を行い、次に金融資産非保有世帯(=1)を被説明変数とするプロビットモデルによりフォーマルな検証を行う。

##### 4.1 世代間などによる差の検定

ライフサイクル仮説では若年期に貯蓄を進め、引退期に貯蓄を取り崩す。もちろん死亡時期が完全に予見可能ではないので貯蓄を全て取り崩す時期は予め定まらないであろうが、年齢階層によって全く金融資産を持たない世帯比率に差がある可能性がある。その観点からは引退した家計とそうではない家計で差

があることも予想される。ここでは世帯主が 60 歳以上でかつ無職世帯を引退家計として扱うことにする。それ以外の家計を非引退家計とする。ジェンダーに関しては米国の離婚した女性家計で指摘されるニューブアーの問題が有名である。わが国では男女間の賃金格差が、経済合理的に説明がつかないほど大きいことも指摘されている(松浦・滋野[2003]参照)。その問題をもてみたい。

98 年と 2002 年とでは結果は異なる。98 年についてみると世代間の差の検定統計量は 6.02 で p 値は 0.00 である。世代間で有意な差がみられる。20 代と 70 代以上で高くなる U 字型のカーブのようである(表 4 参照)。60 歳以上かつ無職であるという引退家計の金融資産非保有比率は 0.12 である。それ以外の家計では 0.07 である。検定統計量は 6.02 であり、p 値は 0.00 である。引退家計で貯蓄の完全な取り崩しがより進んでいるように見える。死亡時期の予測が不完全な場合の傾向と考えることができよう。ジェンダーについてみると男性世帯主では非保有率は 0.07、女性世帯主は 0.1 である。検定統計量は 2.31、p 値は 0.02 であるから、5%水準で有意な差がみられる。

2002 年調査では世代間あるいは引退家計とそうでない家計の間で統計的に有意な差はみられない(検定統計量は 1.58 と 0.94、p 値は 0.16 と 0.35)。しかしその内容をみると全てのカテゴリーで金融資産非保有世帯比率が上昇している。たとえば 40 歳代では 98 年の 0.065 から 2002 年には 0.141 となっている。非引退家計では 0.065 から 0.147 となっている。統計的に差が無くなったということは、事態が改善したからではなく、全てのカテゴリーで事態が悪化したという結果を受けたものである。2002 年調査でも性別に関しては統計的に有意な差がみられるが、ここでも非保有比率は女性が 0.108 から 0.210 に、男性が 0.071 から 0.136 に悪化している。前節でみた持ち家・非持ち家、自営業・非自営業、農家・非農家でも 98 年から 2002 年にかけて非金融資産保有比率が増加していた。全てのカテゴリーで悪化したことは、全体でみた金融資産非保有世帯比率 7.99%から 14.90%への増加が特定の世代や階層で生じたのではなく全般的に生じていることを示唆している。

====表 4 世代間などでみた差の検定====

## 4.2 金融資産非保有世帯のプロビット推計結果

差の検定に加えてプロビットモデルの推計を行う意義は二つある。第一には金融資産非保有確率に影響する可能性がある複数の要因を同時にコントロールすることができることである。たとえば女性世帯主の非保有比率は男性世帯主に比べて有意に高いが、それは女性世帯主の年収の低さを反映した結果であるかもしれない。年収と女性世帯主という属性を同時にコントロールすれば、女性世帯主の純粋な効果を取り出すことができる。第二にそれぞれの要因の数量的効果を把握することができる<sup>3)</sup>。

### (変数の取り上げ方)

説明変数として年収(対数値)、世帯主年齢とその自乗項(100で除した)、持ち家ダミー、世帯主引退ダミー、自営業ダミー、農業ダミー、女性ダミーを取り上げる。負債の問題を考慮して負債(対数値)と非持ち家ダミーと所得の交差項を考える。仮にサンプル・セレクション・バイアスが生じていれば、所得と持ち家ダミーに係る係数は有意に正となるであろう。自営業ダミー、農業ダミーの係数も有意に正となるであろう。サンプル・セレクション・バイアスがなければ所得と持ち家ダミーにかかる係数は有意に負となるであろう。

98年から2002年にかけて金融資産を全く保有していない層が倍増した要因として所得の低下による貯蓄の取り崩しの他に、土地・住宅の資産価格の下落や負債返済の問題が考えられる。たとえば資産価格の上昇や維持を見込んで消費を行っていたが、予想外の下落で生活費に充当するため金融資産を取り崩すケースである。この問題を持ち家ダミーと所得の交差項の効果で考える。持ち家ダミーと所得の交差項は、家計の行動が土地・住宅価格の低下の影響を受けていれば、金融資産非保有確率を上昇させていると考えられるからである。あるいは住宅ローン返済が定期的な勤労収入では賄えず金融資産を取り崩してしまったようなケースも考えられる。そのような効果を負債そのもので考える。負債の上昇は金融資産非保有確率を高めるであろう。記述統計は表5に掲げるとおりである。

===表 5 記述統計===

(推計結果)

結果は表 6 に示すとおりである。最初に全ての説明変数を含む推計を行い(①欄)、次に持ち家ダミーと所得の交差項、及び負債を除いた推計を行った(②欄)。更に尤度比検定を繰り返し、有意な結果が得られなかった変数を全て除いた推計を行った(③欄)。

98年調査の推計では最終的に残った説明変数は年収と持ち家ダミーである。いずれの係数も 1%水準で有意に負である。年収が高いほど、高資産であるほど金融資産非保有確率が低下するというもっともらしい結果である。自営業ダミーと農業ダミーの係数は統計的には有意ではない、プロビットモデルによるフォーマルな分析でも 98年調査について金融資産の保有回答にバイアスはないといえる。98年調査の段階では、持ち家ダミーと所得の交差項、及び負債の影響は統計的にはみられない。

2002年調査の推計では最終的に残った説明変数は年収と持ち家ダミーに加えて、持ち家ダミーと所得の交差項、負債、年齢及びその自乗項である。ここでも自営業ダミーと農業ダミーの係数は統計的には有意ではない。また引退家計ダミー、女性世帯主ダミーの係数も有意ではない。2002年調査に関しても年収が高いほど、高資産であるほど金融資産非保有確率が低下している。自営業ダミーと農業ダミーの係数は統計的には有意ではないので、金融資産の保有回答にバイアスが有るとはいえない。

注目されるのは 98年の推計では統計的には有意でなかった持ち家ダミーと所得の交差項の係数が 5%水準で有意に正、負債の係数もやはり 5%水準で有意に正ということである。土地・住宅価格下落の直接的影響を受けた可能性のある家計は金融資産非保有となる確率が高い、すなわち 98年からなお進行している土地・住宅価格の下落が金融資産を全く保有しなくなるという確率を高めていることが分かる。負債の係数が有意に正ということは、経済低迷の中で負債の家計に対する圧力が強まっていることを示している。

引退ダミーと女性世帯主ダミーの係数については、98年調査の場合も 2002年調査の場合も統計的に有意な結果は得られていないが、これは世帯の年収と

持ち家比率をコントロールしたためと考えられる<sup>4)</sup>。

=====表 6 金融資産非保有家計のプロビット分析=====

### 4.3 金融資産非保有確率

98年調査と2002年調査③欄の推計結果より、持ち家世帯と非持ち家世帯の別に年収、負債、年齢の効果を試算してみたい。

(年収と持ち家の効果)

2002年調査の前提は年齢50歳、負債500万円である(98年調査ではこれらは考慮され無い)。

98年調査による推計結果では持ち家世帯年収300万では金融資産非保有世帯確率は8.60%である。500万では5.84%、700万円では4.44%、1,000万円では3.27%と低下する。これに対し非持ち家世帯では各々13.69%、9.73%、7.64%、5.81%である(図2参照)。98年では所得の効果は年収500万円から800万円の上昇で、持ち家世帯で非保有確率を▲1.87%ポイント(非持ち家世帯▲2.83%ポイント)低下させている。所得の上昇が持ち家世帯では緩やかに非保有確率を低下させている。非持ち家世帯では所得の効果はより大きい。

持ち家と非持ち家の非保有確率の差は年収500万円で3.89%ポイント、800万円で2.94%ポイント、1,000万円で2.54%である。持ち家の影響は98年調査の段階では比較的モデレートな水準である。

2002年になると非保有確率は急激に上昇する。2002年の持ち家世帯の非保有確率は各年収で比較すると、98年の非持ち家世帯の非保有確率さえ上回る。かつ持ち家世帯と非持ち家世帯の間の非保有確率の乖離も40～45%ポイントなる。たとえば年収500、800、1,000万円の各水準では金融資産非保有確率は持ち家世帯13.14%(非持ち家世帯56.42%)、9.89%(同49.73%)、8.56%(同46.54%)となる。

98年から2002年にかけての持ち家世帯・年収1,000万円という条件の下での非保有確率が3.27%から8.56%へ約5.3%ポイント増加していることは、は土地・

住宅の資産価値下落の影響を反映していよう。また非持ち家・年収 1,000 万円という前提での非保有確率 5.81%から 46.54%の増加は、所得などの不安定性増加を一部反映していよう。たとえば持ち家世帯・年収 1,000 万円という有利な条件を前提とした非保有確率 8.56%が、98 年推計結果に基づく非持ち家・年収 300 万円というかなり不利な条件下の非保有確率 8.60%とほとんど変わらないという急激な変化は、家計が直面する所得や資産のリスクがこの間かなり高くなったということを示唆している。

====図 2 年収別にみた金融資産非保有確率====

(負債、年齢の効果)

98 年調査による推計では負債にかかる係数は統計的に有意な影響を与えていなかった。2002 年の推計では有意に金融資産非保有確率を上昇させていた。年齢とその自乗項の係数は 98 年では有意な結果は得られなかったが、2002 年の推計では 1%水準で有意であった。

2002 年調査について年収 600 万円、世帯主年齢 50 歳の前提では、負債がゼロの場合の金融資産非保有確率は持ち家世帯 9.48%(非持ち家世帯 48.80%)である。500 万円では 11.80%(同 53.84%)、800 万円では 11.99%(同 54.22%)となる(図 3 参照)。負債増加の効果は一見小さいように見える。しかし 98 年調査ではその統計的影響はなかった。そこで 98 年調査で負債をゼロとした場合の金融資産非保有確率を考えると、持ち家世帯 5.05%(非持ち家世帯 8.55%)であった。2002 年調査に基づいて負債をゼロとした場合の持ち家世帯の非保有確率 9.48%との格差 4.44%が、この間の経済環境の変化による負債圧力の効果とみるならば、それは無視できない水準となる。

====図 3 負債別にみた金融資産非保有確率====

2002 年調査について年収 600 万円、負債 500 万円の前提で年齢の効果を見ると、それは逆 U 字型である。概ね 54 歳でピーク(持ち家世帯 12.01%、非持ち家世帯 54.25%)を迎える(図 4 参照)。



====図 4 年齢にみた金融資産非保有確率====

## 5 金融資産分布の詳細

### 5.1 世帯累計と金額累計

修正データによって金融資産保有額のジニ係数を計算すると、98年調査で0.61645、2002年調査では0.67157であった。4年間でジニ係数は0.055ポイント上昇し、分配率は8.94%悪化している<sup>7)</sup>。ローレンツ曲線をみると2002年は98年に比べて45度直線から離れ、水平軸に偏っている(図5参照)。2002年調査のローレンツ曲線が98年の曲線を下から切るのは世帯累計比率99%の点である。これは金額が最大のサンプル(98年4億8,300万円、2002年2億3,184万円)の存在による。この一例を除けば98年は2002年に比べて強くローレンツ優越していた<sup>8)</sup>。

====図 5 ローレンツ曲線====

世帯累計と金額累計比率及び世帯階級内金額比率をみると世帯累計20%以下のグループの金額比率は0.70%(98年)、0.07%(2002年)にすぎない(表7参照)。世帯累計50%でようやく9.97%あるいは5.99%である。すなわち下位1/2の世帯は2002年では約6%の金融資産シェアを持つにとどまる。世帯累計70%でも98年24.40%、2002年19.05%である。2002年では金融資産シェアは1/5に満たない。金額シェアが50%に達する世帯累計比率は98年で88.0%、2002年では89.5%である。このことは上位1/10の家計が50%、下位9/10の世帯が50%の金融資産シェアを持っているということである。集計されたマクロデータではわが国家計は確かに豊かであるが、それは上位1/10の家計とに該当する話だともいえる。実際にも上位5%で金融資産の30.8%(98年)、32.3%(2002年)を占めている。

====表 7 世帯累計でみた金額累計比率等====

## 5.2 金額分布

以上のことを金額分布でみてみたい(表 8 参照)。98 年調査の平均金融資産保有額が 1,125 万円なので、1,200 万円未満までは 50 万円刻み、1,200 万円以上 3,000 万円未満までは 100 万円刻み、3,000 万円から 4,000 万円未満は 500 万円刻み、4,000 万円以上 8,000 万円未満は 1,000 万円刻みである。

ゼロが 7.46%(98 年)と 14.90%(2002 年)であることは繰り返し述べてきた。ほとんど余裕が無いと考えられる 1 万以上～ 50 万円未満の階層は 4.86%(累計 12.32%)、6.59%(同 21.49%)である。2002 年では 1/5 の家計が 50 万円未満の金融資産しか保有していない。この階層は日常の支払や振り込みのために、ほとんど口座を開設するためだけの金額を保有しているにすぎないという状態に近いであろう。100 万未満の層を含めると 2002 年で 26%と 1/4 の世帯となる。

個人金融資産約 1,400 兆円、一人当たり約 1,100 万円、三人家族で 3,300 万円、四人家族で 4,400 万円ということが日銀の資金循環勘定を利用してよく言われる。しかしこのラインに該当するのは高々 98 年 7.43%、2002 年 7.61%(3,300 万円)、あるいは 4.38～4.40%(4,400 万円)に過ぎないのである。3,300 万以上の階層が金融資産の 38.1%(98 年)、40.7%(2002 年)、あるいは 4,400 万以上の階層が各年で 28.1%、30.7%を占めているのである。富裕層あるいはサーベイデータでは捉えきれない超富裕層が全体の水準を大きく引き上げているのである”。

====表 8 金額別の世帯分布====

## 6 むすびにかえて

1998 年と 2002 年の「家計と貯蓄に関する調査」を利用し、家計の金融資産(除く現金)の分布を考察してきた。しばしば引用される個人金融資産約 1,400 兆円、一人当たり約 1,100 万円という集計データによる豊かさではうかがいきれない亀裂があることをみてきた。我々は慎重な検討を進めるために、データにサンプル・セレクション・バイアスがあるかないかを最初に検証した。それにより金

融資産保有の有無に関する回答にデータ上のバイアスがある当積極的根拠はないことを検証した。その上で 98 年調査と 2002 年調査に関するプロビット分析により、所得の水準と持ち家(高資産家の代理変数)が金融資産非保有確率に強く影響することを確かめた。同時に 2002 年では土地・住宅価格の下落や長引く経済低迷で負債の圧力が高まったことも明らかにした。

病気や事故、あるいは失業などのアクシデントに見舞われれば直ちに生活が困窮するであろう金融資産保有額がゼロという家計は 7.46%(98 年)と 14.90%である。わずか 4 年間で倍増してる。ほとんど余裕がないと考えられる 1 万以上～50 万円未満の階層も 4.86%(累計 12.32%)、6.59%(同 21.49%)存在する。

他方で個人金融資産約 1,400 兆円、一人当たり約 1,100 万円といわれるときの豊かな世帯、3,300 万円(三人家族)あるいは 4,400 万円(四人家族)に該当するのは、約 7.5%あるいは 4.4%に過ぎないのである。3,300 万以上の階層が金融資産の 38.1%(98 年)、40.7%(2002 年)、ないし 4,400 万以上の階層が各年で 28.1%、30.7%を占めているのである。

このような「豊かな社会の中の分裂」を明示的に考慮しない税制や社会保障政策、あるいは投資促進政策は重大なミスリードにつながるであろう。1/7 ～ 1/5 の極めて蓄積の乏しい層があることを忘れた政策展開は、社会の安定を損ねるであろう。

#### 参考文献

小西秀樹「所得格差とジニ係数」宮島洋+連合総研編著『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社所収

松浦克己・滋野由紀子[2002]『女性の選択と家計貯蓄』日本評論社

松浦克己[2003]「ペイオフ対応と銀行預金選択」manuscript

松浦克己・滋野由紀子[2003]「大都市圏における育児と女性の就業」2003 年日本経済学会秋季報告論文

D'Alessio,G and I.Faiella [2002], "Non-response behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth," Temi di discussione No462

Griliches,Z., B.Hall and J.Hausman [1978], " Missig data and self-selection in large panels," Annales De L'Insee-No30-31

1) G7 についてみると以下の通りである(2001 年末、単位は残高については兆円・現地通貨、一人当たり金額は万円)。

	日本	米国	英国	独	仏	伊	加
残高	1,456	32.5	3.0	3.7	3.0	2.6	2.4
一人当たり	1,144	1,499	955	532	602	532	626

注)ただし日本は個人企業部門 46 兆円を含む。日本銀行調査統計局「資金循環統計の国際比較」(2003 年)

2)「家計と貯蓄に関する調査」の詳細については総務省郵政研究所「第 6 回家計における金融資産選択に関する調査結果報告書」(98 年調査)、「第 8 回家計における金融資産選択に関する調査結果報告書」(2002 年調査)を参照されたい。

3)98 年調査では収入各欄とも無回答世帯(回答拒否)482 のうち 268 は金融資産残高が各欄ともゼロであるとしている。

4)サンプルセレクションバイアスが存在するという積極的な根拠はないという結果は全サンプルによる単純集計でも変わらない。

1998 年単純集計による差の検定結果(全サンプル、3754)

	平均	標準偏差			
金融資産のない世帯	0.1399	0.3469			
	平均	標準偏差	検定統計量	p 値	N
持ち家世帯	0.1246	0.3303	4.0476	0.0001	2600
非持ち家世帯	0.1742	0.3794			1154
自営業	0.1415	0.3488	0.1323	0.8948	636
非自営業	0.1395	0.3465			3118
農業	0.1024	0.3043	1.2392	0.2154	127
非農業	0.1412	0.3482			3627

年収(万円)	平均	メディアン	標準偏差	検定統計量	p 値
金融資産のない世帯	265.9	170	348.65	18.91	0.0000
金融資産のある世帯	588.4	500	550.27	27.26	0.0000

2002 年単純集計による差の検定結果(全サンプル、5596)

	平均	標準偏差
金融資産のない世帯	0.2053	0.4040