

バブル期に家計の金融資産選択行動は変化したか？

鈴木 巨*

1. はじめに

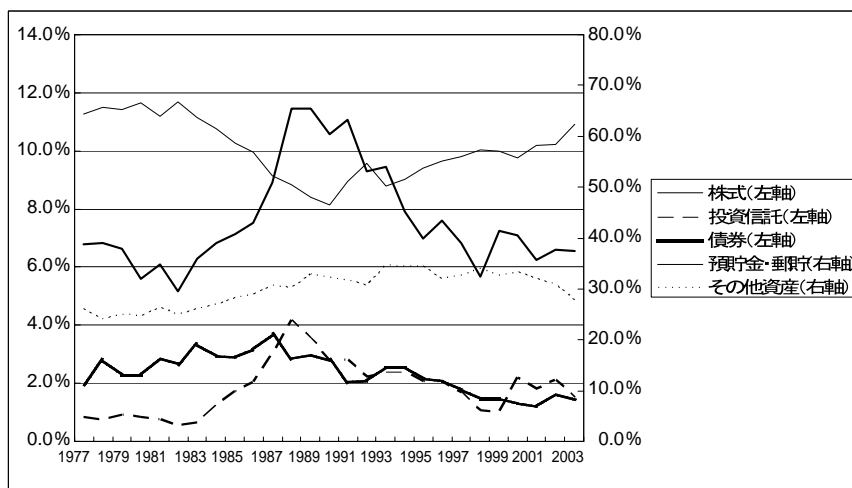
80年代後半にわが国が経験した「バブル」と呼ばれる資産価格の高騰とその崩壊から20年余りの月日が経ち、このところ、バブルの生成と崩壊の原因についてまとめられた研究が多くみられるようになってきた(香西・白川・翁編(2001), 村松・奥野編(2002a,b))。バブル生成に寄与した要因には、(1)金融機関行動の積極化、(2)長期に亘る金融緩和、(3)税制・規制要因による地価上昇の加速、(4)規律付けのメカニズムの弱さ、(5)日本経済の先行きに対する過度な自信・期待など、複合的な要因が重なり合ったとする見方が支配的であるが、まだまだそのメカニズムの解明が十分に行われているとは言いがたい¹。バブル経済の生成と崩壊が日本経済に与えた影響の大きさを考えれば、このテーマについてまだまだ数多くの研究や調査がなされるべきであろう。

さて、本稿の分析対象である家計行動の面からは、この時期、一般投資家の株式や債券への投資が盛んに行われており、家計の資産選択行動の変化がバブルの生成もしくはその増幅に寄与したとする見方も強い。実際、図1をみると、預金や他の資産に比べて、株式や投資信託、債券などは急速に保有率(全資産に対する保有額の割合)を高めており、バブル生成・増幅に家計が少なからず寄与したことが想像される。

* 本稿は金融広報中央委員会『家計の金融資産に関する世論調査の個票データを用いた研究会報告書』に書かれた原稿を加筆・修正したものである。同委員会のご厚意により、「家計の金融資産に関する世論調査」の貴重な個票データを用いることができたに感謝を申し上げたい。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」の資金援助を受けている。

1 バブル発生の諸要因としては、翁・白川・白塚(2000)が最も包括的な整理を行っている。

図1 金融資産保有率の推移



注) 金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」(旧貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」)より計算。

しかしながら、下野(1998)が指摘するように、このようなバブル期の家計の株式や債券保有率の高まりが、家計の資産選択行動(効用、選好)自体が変わったためにおきたのか、それとも、外部的な要因(収益率の増加、金利の低下、所得の増加など)に対する反応にすぎないのかという点は、峻別して考えなければならない。もし、後者の外部的要因の反映で説明が可能であるならば、家計部門は従属的な役割を果たしたにすぎず、バブルの生成や増幅の「原因」とは言いがたい。この場合、金融政策の運営上、家計部門の資産選択は内生変数にすぎないことから特段のウォッチの必要性は少ないことになる。それに対して、前者のように、資産選択行動自体が変化したということであれば、家計部門がバブル生成・増幅の原因として機能した外生要因ということであり、金融政策当局にとってもバブル防止のために重要視すべき対象となる。ここで、資産選択行動の変化とは、本稿では、選好や効用の変化以外に、収益率の期待形成のプロセス変化も含めて考えることにする。通常の金融資産選択関数では、本来、期待収益率に対する選好をモデル化することから、期待形成プロセスの変化はいわばモデルの外で決まっているものであり、期待形成プロセスが変化しても資産選択行動の変化とは言わない。しかしながら、バブル生成・増幅の原因かどうかという視点からは、期待形成プロセスの変化は原因として見るほうが適切である。また、実際に政策運営を行うに当たっても、期待形成プロセスの変化を関数や変数に組み込むことは難しいから、従来の資産選択行動の実証モデルで追跡できなくなる期待変化の要因は、バブルの生成や増幅とみることができるからである。

さて、これまででもそうした問題意識から、バブル期の家計の資産選択行動を分析した先行研究がいくつか存在するが、驚くべきことに、その全てが共通して「家計の金融資産選択行動は変化していない」という結論を得ている。まず、この問題を最初に分析した新谷・大日(1995)は、日本経済新聞社データバンク局による「金融行動調査」(NEEDS-RADAR)の個票データを1985年から1992年までプールして用いることにより、金融資産選択行動を分析しているが、バブル期にはむしろ安全資産選好が高まったという結論を導いている。また、同論文の加

筆改訂版である大日（1997）では不動産の保有も含めた拡張が行われているが、不動産についてバブル期に資産選択行動が変わったとしているものの、金融資産への選択行動の変化は確認されていない。また、最も新しい研究である下野（1998）も、同様に1985年から1994年までのNEEDS-RADARの個票分析を行っており、バブル期に家計が危険資産選好を強くしたとは言えないという結論を得ている。

しかしながら、これらの諸研究に共通する問題として、データの期間が少なすぎるという問題がある。例えば、新谷・大日（1995）、大日（1997）ではバブル期の定義を1998年と1989年としているが、広く定義すれば、1985年から1992年の期間は全てバブル期と言え、バブル期とバブル期以外を比較していることにはならない。また、下野（1998）では1994年までデータ期間が拡張され、ある程度改善がなされているが、比較対照のバブル期以外のサンプルはやはり少ない感が否めない。そこで、本稿では金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」（旧貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」もしくは「貯蓄に関する世論調査」）の1983年から2003年までの21年間の個票データをプールすることにより、改善を図った分析を行うことにする。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、データの解説を行う。3節では推定モデルを提示し、4節で推定結果を示す。5節は結語である。

2. データ

本稿で用いるデータは、金融広報中央委員会が毎年行っている「家計の金融資産に関する世論調査」の個票データである。この調査は、平成13年4月に金融広報中央委員会と名称が変わる以前の旧貯蓄広報中央委員会時代から、「貯蓄と消費に関する世論調査」あるいは「貯蓄に関する世論調査」という名称で、昭和28年以来連続して調査が行われている。本稿ではそのうち、個人属性の分類が統一性をもっている1983年から2003年までの21年間のデータをプールして用いることにする。

この「家計の金融資産に関する世論調査」（旧「貯蓄と消費に関する世論調査」「貯蓄に関する世論調査」）は、毎年、層化2段階無作為抽出法により全国から400の調査地点を選び、各調査地点から無作為に15の世帯員2名以上の世帯を選ぶことによって6000の調査世帯を標本抽出し行われている。抽出世帯へは調査員が調査票を持参して調査方法を説明した上で、数日後に再び訪問して調査票を点検・回収するという留置面接回収法を用いている。調査は毎年6月末から7月はじめにかけて行われている。このように、毎年サンプルの類似性が保たれるように厳密な調査設計を行っていることから、パネルデータではないものの時系列比較が可能なRepeated Cross-section Dataとみなすことができる。本稿では、分析に当たり、どの金融資産も全く所有していないサンプルを除くことにしたため、総サンプル数は67,433である。

さて、次節からの分析に用いる主な変数は表1の記述統計の通りである。分析の対象となるリスク資産保有率は、株価保有率、債券保有率の2つの変数を作っている。また、分析に用いるそれぞれの資産の収益率、収益率の分散は日経平均および利付国債（10年物）流通利回りの当該年の月次データから作成しており、それぞれ、CPI伸び率を引いて実質化している。また、やはり分析に用いる個人諸属性として、年齢階層、所得（実質）、職業ダミー、地域ダミー、都市規模ダミー、持家の有無、世帯員数などを用いることができる。

表1 記述統計

変数	サンプル数	平均	標準偏差
株式保有比率	68536	0.041496	0.1233561
債券保有比率	68536	0.0112665	0.0608654
預金保有比率	68536	0.582721	0.3230159
預金保有額(名目)	68536	611.7239	896.132
預金保有額(実質)	68536	642.5398	922.0062
株式保有額(名目)	68536	87.94244	400.0927
株式保有額(実質)	68536	92.83274	419.2602
債券保有額(名目)	68536	23.9637	164.4314
債券保有額(実質)	68536	25.59908	172.9978
金融資産保有額(名目)	68536	1129.864	1442.422
金融資産保有額(実質)	68536	1187.262	1487.652
所得額(名目)	67436	485.3786	347.9011
所得額(実質)	67436	517.6521	365.0634
借入額(名目)	68536	375.2963	946.6009
借入額(実質)	68536	393.5039	975.8713
職業1(農林漁業)	68536	0.0588304	0.2353087
職業2(自営・商工・サービス業)	68536	0.1847642	0.388109
職業3(事務系職員)	68536	0.1898272	0.3921672
職業4(労務系職員)	68536	0.2020398	0.4015247
職業5(管理職)	68536	0.1318285	0.3383067
職業6(自由業)	68536	0.0300864	0.1708263
職業7(その他)	68536	0.1930081	0.3946622
20代	68536	0.033311	0.1794486
30代	68536	0.1753385	0.3802592
40代	68536	0.2598926	0.4385787
50代	68536	0.2620083	0.4397303
60代	68536	0.1867486	0.3897124
70代	68536	0.0825552	0.2752107
世帯員数	68532	3.812876	1.347536
地域ダミー-1	68536	0.0508492	0.2196913
地域ダミー-2	68536	0.0730711	0.2602551
地域ダミー-3	68536	0.2985876	0.4576419
地域ダミー-4	68536	0.0481499	0.2140844
地域ダミー-5	68536	0.1456023	0.3527096
地域ダミー-6	68536	0.1516721	0.3587054
地域ダミー-7	68536	0.0797829	0.2709588
地域ダミー-8	68536	0.0376882	0.1904425
地域ダミー-9	68536	0.1145967	0.3185369
都市規模1	68536	0.2219126	0.4155357
都市規模2	68536	0.33702	0.4726952
都市規模3	68536	0.1099714	0.3128564
都市規模4	68536	0.091441	0.2882373
都市規模5	68536	0.0273287	0.1630406
都市規模6	68536	0.2123264	0.4089576
持ち家の有無	68536	0.7140919	0.4518491
1983年ダミー	68536	0.0546866	0.2273691
1984年ダミー	68536	0.0530962	0.2242269
1985年ダミー	68536	0.0518851	0.2217967
1986年ダミー	68536	0.0509805	0.2199595
1987年ダミー	68536	0.0488502	0.2155564
1988年ダミー	68536	0.0468659	0.2113531
1989年ダミー	68536	0.0464719	0.2105064
1990年ダミー	68536	0.044721	0.2066922
1991年ダミー	68536	0.0452171	0.2077815
1992年ダミー	68536	0.0469972	0.2116344
1993年ダミー	68536	0.0444584	0.2061127
1994年ダミー	68536	0.0478289	0.2134056
1995年ダミー	68536	0.048004	0.2137762
1996年ダミー	68536	0.0489524	0.2157701
1997年ダミー	68536	0.0493463	0.2165917
1998年ダミー	68536	0.047683	0.2130961
1999年ダミー	68536	0.0470556	0.2117593
2000年ダミー	68536	0.0473328	0.2123513
2001年ダミー	68536	0.0440644	0.2052398
2002年ダミー	68536	0.044079	0.2052722
2003年ダミー	68536	0.0414235	0.1992691
株価収益率(実質)	68536	2.609137	15.42294
普通預金利率(実質)	68536	-0.1277009	0.5905137
債券収益率(実質)	68536	3.505182	1.572706
株価収益率分散(実質)	68536	141.2808	122.1709
普通預金利率分散(実質)	68536	0.5435281	0.3556418
債券収益率分散(実質)	68536	0.6604411	0.4126333

注) データは、1983年から2003年までをプールしたもの。
 株価収益率は日経平均株価をCPIで実質化したものから計算。債券収益率は、
 利付国債10年物流通利回を実質化。分散は、各月別データの当該年の分散を
 とった。金額の単位は万円。

3. 推定モデル

通常よく用いられる Brainard-Tobin (1968) 流の資産選択関数では、金融資産需要は、資産、所得、各資産の収益率、収益率の分散によって決まる。本稿の分析の基本的な戦略は、これらの変数を用いた資産選択関数を全期間で推計した上で、バブル期においてこれらの変数だけでは説明できない強いリスク選好が存在しているかどうかを年次ダミー変数でみるということである。

最近では、資産選択関数の推定に当たり、当該資産を保有するか否かという選択と資産量（資産保有割合）を分けて推定する Heckman の sample selection モデルによる推定が一般的であるため、本稿でもその方法を踏襲することにする（King and Leape (1998), Poterba (2002), 橋木・谷川 (1990)）。

具体的には、次式を推定する。

（リスク資産保有率関数）

$$p_{i,t} = \beta_0 + \beta_R R_{i,t} + \beta_V V_{i,t} + \beta_D D_{i,t} + \sum_j \beta_{X_j} X_{i,t,j} + \sum_k \beta_{T_k} T_{i,t,k} + u_{i,t} \quad (1)$$

（リスク資産選択関数）

$$\alpha_0 + \alpha_R R_{i,t} + \alpha_V V_{i,t} + \alpha_D D_{i,t} + \sum_j \alpha_{X_j} X_{i,t,j} + \sum_k \alpha_{T_k} T_{i,t,k} + e_{i,t} > 0 \quad (2)$$

$$u \sim N(0, \sigma) \quad e \sim N(0, 1) \quad \text{corr}(u, e) = \rho$$

ここで、被説明変数はリスク資産の保有率であり、具体的には株式の保有率と債券の保有率の2種類である。 R はリスク資産の実質収益率、 V はその分散、 D は安全資産の実質収益率（普通預金利率）、 X は所得額（実質）、総金融資産保有額（実質）、借入れ額、持ち家の有無²のほか、個人属性として世帯人員数、年齢階級ダミー、職業ダミー、地域ダミー、都市規模ダミーが含まれている。最後に、変数 T として、各年次のダミーを入れてその係数の大きさや統計的に有意かどうかを検討することにより、バブル期において通常の資産選択行動で説明できないリスク資産の保有率上昇が起きていたかを判定する。

4. 推定結果

推定結果は、表2から表5の通りである。まず、株式の保有率関数の結果をみると、各変数はおおむね理論から予測された方向に有意となっている。すなわち、株価実質収益率、収益率の分散はそれぞれ正、負に有意であるし、金融資産、所得、借入れ、持家の有無といった変数も正に有意と成っている。

2 本稿で用いているデータでは、実物資産の金額が分からないため、その代理変数として持家の有無をコントロールすることにした。

表2 株式保有率関数(株式需要関数)

	係数	標準誤差	p-値
株価収益率(実質)	0.000767 *	0.0003428	0.025
株価収益率分散(実質)	-0.0000704 **	0.0000229	0.002
普通預金利率(実質)	0.0017483	0.0053684	0.745
金融資産保有額(実質)	0.0000232 **	3.44E-06	0
所得保有額(実質)	0.0000271 **	6.48E-06	0
借入額(実質)	0.0000142 **	1.79E-06	0
持ち家の有無	0.0212172 **	0.0056858	0
30代	0.0245609	0.0166878	0.141
40代	0.0253977	0.0167266	0.129
50代	0.0263617	0.0166105	0.113
60代	0.0213235	0.0172024	0.215
70代	0.0359521 *	0.0181335	0.047
世帯員数	-0.0060466 **	0.0017091	0
職業2(自営・商工・サービス業)	0.0288905 *	0.0117118	0.014
職業3(事務系職員)	0.0688229 **	0.0143136	0
職業4(労務系職員)	0.0082022	0.012118	0.498
職業5(管理職)	0.1015116 **	0.0162498	0
職業6(自由業)	0.0049945	0.0157272	0.751
職業7(その他)	0.0350518 **	0.0119699	0.003
地域ダミー2	0.0226755	0.0144898	0.118
地域ダミー3	0.0690929 **	0.013017	0
地域ダミー4	0.0624792 **	0.0156532	0
地域ダミー5	0.0893836 **	0.0141745	0
地域ダミー6	0.0795885 **	0.0137865	0
地域ダミー7	0.0463864 **	0.0141889	0.001
地域ダミー8	0.0578815 **	0.0162647	0
地域ダミー9	0.0387992 **	0.013373	0.004
都市規模2	-0.0126165 *	0.0051379	0.014
都市規模3	-0.0127669	0.0071367	0.074
都市規模4	-0.0356456 **	0.0083447	0
都市規模5	-0.0417466 **	0.0154456	0.007
都市規模6	-0.0287608 **	0.0070339	0
1984年ダミー	0.0134884	0.0121976	0.269
1985年ダミー	0.0230504	0.0127678	0.071
1986年ダミー	0.0218303	0.0149189	0.143
1987年ダミー	0.0437771 **	0.014757	0.003
1988年ダミー	0.0809163 **	0.0118617	0
1989年ダミー	0.1053441 **	0.0154712	0
1990年ダミー	0.1097997 **	0.012143	0
1991年ダミー	0.0842334 **	0.010137	0
1992年ダミー	0.0416664 **	0.0116027	0
1993年ダミー	0.0318473 **	0.0117017	0.006
1994年ダミー	0.016607	0.0102216	0.104
1995年ダミー	0.0075513	0.0102276	0.46
1996年ダミー	0.0061772	0.0122987	0.615
1998年ダミー	-0.0118946	0.0104852	0.257
1999年ダミー	0.0204255	0.0118292	0.084
2000年ダミー	0.0269756 *	0.0109478	0.014
2002年ダミー	-0.0040261	0.0107171	0.707
定数項	-0.1968502 **	0.0560708	0
逆ミルズ比	0.1668913 **	0.0212088	0

注)**は1%基準、*は5%基準で有意であることを示す。
推定方法は、heckmanのsample selection model。
サンプル数は、67433(censoredは55282)

バブル期に家計の金融資産選択行動は変化したか？（鈴木）

表3 株式保有選択関数

	係数	標準誤差	p-値
株価収益率（実質）	0.0003534	0.0010455	0.735
株価収益率分散（実質）	0.0000199	0.0000738	0.788
普通預金利率（実質）	0.0325035	0.016887	0.054
金融資産保有額（実質）	0.0002684 **	4.25E-06	0
所得保有額（実質）	0.000255 **	1.75E-05	0
借入額（実質）	0.0000346 **	6.03E-06	0
持ち家の有無	0.1133295 **	0.0160011	0
30代	0.1934647 **	0.0434956	0
40代	0.18105 **	0.0435095	0
50代	0.1093722 *	0.0439262	0.013
60代	0.1487708 **	0.045416	0.001
70代	0.1148461 **	0.0492088	0.02
世帯員数	-0.0274585 **	0.0051044	0
職業2（自営・商工・サービス業）	0.1441267 **	0.032798	0
職業3（事務系職員）	0.5455797 **	0.0329164	0
職業4（労務系職員）	0.1800424 **	0.0334284	0
職業5（管理職）	0.7540531 **	0.0333515	0
職業6（自由業）	0.1224277 **	0.0467432	0.009
職業7（その他）	0.2462032 **	0.0322653	0
地域ダミー-2	0.1332155 **	0.040508	0.001
地域ダミー-3	0.3471444 **	0.0331398	0
地域ダミー-4	0.3826322 **	0.0418397	0
地域ダミー-5	0.4323427 **	0.0350299	0
地域ダミー-6	0.3975137 **	0.0347855	0
地域ダミー-7	0.2884356 **	0.0382786	0
地域ダミー-8	0.3122874 **	0.0449608	0
地域ダミー-9	0.1125144 **	0.0373358	0.003
都市規模2	-0.0292438	0.0165252	0.077
都市規模3	-0.0766886 **	0.0224202	0.001
都市規模4	-0.1127501 **	0.0252136	0
都市規模5	-0.2103516 **	0.0441696	0
都市規模6	-0.1677313 **	0.0200989	0
1984年ダミー	-0.0097755	0.0362413	0.787
1985年ダミー	-0.1053263 **	0.0373147	0.005
1986年ダミー	-0.0433006	0.0447066	0.333
1987年ダミー	-0.0188744	0.0448172	0.674
1988年ダミー	0.0487454	0.0364997	0.182
1989年ダミー	0.0956771 *	0.047996	0.046
1990年ダミー	0.0633365	0.0387463	0.102
1991年ダミー	0.0612334	0.0323819	0.059
1992年ダミー	0.0913667 *	0.0368795	0.013
1993年ダミー	0.0712908	0.0369062	0.053
1994年ダミー	0.0008925	0.0321297	0.978
1995年ダミー	0.0250279	0.0327878	0.445
1996年ダミー	-0.0361268	0.0384958	0.348
1998年ダミー	0.0102251	0.0331539	0.758
1999年ダミー	0.0947919 **	0.0362618	0.009
2000年ダミー	0.0005041	0.0356371	0.989
2002年ダミー	-0.0088602	0.0345064	0.797
定数項	-2.190523 **	0.0645005	0

注) **は1%基準、*は5%基準で有意であることを示す。
推定方法は、Probit Model (heckman modelの第一段階)。

表4 債券保有率関数（債券需要関数）

	係数	標準誤差	p-値
債券収益率（実質）	0.0323694 **	0.0070803	0
債券収益率分散（実質）	0.0423902 *	0.016771	0.011
普通預金利率（実質）	-0.0186812	0.0150311	0.214
金融資産保有額（実質）	0.0000268 **	1.03E-05	0.009
所得保有額（実質）	0.00000252	9.20E-06	0.784
借入額（実質）	-0.00000229	3.07E-06	0.454
持ち家の有無	0.0264913 **	0.0090709	0.003
30代	-0.0356509	0.0231979	0.124
40代	-0.0434061	0.0232257	0.062
50代	-0.0611412 **	0.0231007	0.008
60代	-0.0280968	0.025614	0.273
70代	0.009572	0.0296869	0.747
世帯員数	-0.013507 **	0.0034155	0
職業2（自営・商工・サービス業）	-0.0135849	0.0159642	0.395
職業3（事務系職員）	0.0571085 *	0.023318	0.014
職業4（労務系職員）	-0.0065968	0.0166926	0.693
職業5（管理職）	0.051928 *	0.0230827	0.024
職業6（自由業）	0.0332259	0.0233629	0.155
職業7（その他）	0.050658 *	0.0198822	0.011
地域ダミー-2	-0.0195784	0.0192287	0.309
地域ダミー-3	-0.0122272	0.0158695	0.441
地域ダミー-4	0.0035776	0.0211426	0.866
地域ダミー-5	-0.0137317	0.0174982	0.433
地域ダミー-6	-0.0244143	0.0162646	0.133
地域ダミー-7	-0.0177023	0.0180195	0.326
地域ダミー-8	0.0224062	0.0227094	0.324
地域ダミー-9	-0.0239148	0.0176201	0.175
都市規模2	-0.0201968 *	0.0082643	0.015
都市規模3	-0.0308993 *	0.0123132	0.012
都市規模4	-0.0674222 **	0.0165123	0
都市規模5	-0.1010429 **	0.0287976	0
都市規模6	-0.0822285 **	0.0174553	0
1984年ダミー	-0.010632	0.0158165	0.501
1985年ダミー	0.0326929 *	0.0155068	0.035
1986年ダミー	0.051647 **	0.0161985	0.001
1987年ダミー	0.0463726 *	0.023483	0.048
1988年ダミー	0.0313757	0.0170394	0.066
1989年ダミー	0.0202563	0.0191995	0.291
1990年ダミー	-0.0123977	0.0162608	0.446
1991年ダミー	-0.0108704	0.0158552	0.493
1992年ダミー	0.0003122	0.0158265	0.984
1993年ダミー	0.007117	0.0167978	0.672
1994年ダミー	0.0008065	0.016731	0.962
1995年ダミー	0.0128971	0.016009	0.42
1996年ダミー	0.0089877	0.0216268	0.678
1998年ダミー	-0.0054474	0.0215132	0.8
1999年ダミー	-0.005743	0.0228916	0.802
2000年ダミー	0.0223372	0.0229697	0.331
2002年ダミー	0.0061863	0.0240956	0.797
定数項	-0.398966	0.1750895	0.023
逆ミルズ比	0.2399274 **	0.0609638	0

注）**は1%基準、*は5%基準で有意であることを示す。
 推定方法は、heckmanのsample selection model。
 サンプル数は、67433（censoredは62992）

パブル期に家計の金融資産選択行動は変化したか？（鈴木）

表5 債券保有選択関数

	係数	標準誤差	p-値
債券収益率（実質）	0.1235793 **	0.0101722	0
債券収益率分散（実質）	-0.0208175	0.0472636	0.66
普通預金利率（実質）	-0.1671508 **	0.0354919	0
金融資産保有額（実質）	0.0002256 **	4.51E-06	0
所得保有額（実質）	0.0000787 **	2.23E-05	0
借入額（実質）	-0.0000122	8.57E-06	0.155
持ち家の有無	0.0815765 **	0.0216237	0
30代	0.0914832	0.0583171	0.117
40代	0.0844866	0.0582371	0.147
50代	0.0468054	0.0587579	0.426
60代	0.184381 **	0.0601649	0.002
70代	0.3128131 **	0.0637729	0
世帯員数	-0.0476692 **	0.0068291	0
職業2（自営・商工・サービス業）	0.0592355	0.0426067	0.164
職業3（事務系職員）	0.3508185 **	0.0426364	0
職業4（労務系職員）	0.0516264	0.0441803	0.243
職業5（管理職）	0.3412836 **	0.0435484	0
職業6（自由業）	0.2370423 **	0.0575366	0
職業7（その他）	0.26286 **	0.0411524	0
地域ダミー2	-0.000955	0.0517125	0.985
地域ダミー3	0.0902581 **	0.0413251	0.029
地域ダミー4	0.1506956 **	0.0538786	0.005
地域ダミー5	0.1226615 **	0.044204	0.006
地域ダミー6	0.048067	0.0438304	0.273
地域ダミー7	0.0199644	0.0489323	0.683
地域ダミー8	0.191505 **	0.0564426	0.001
地域ダミー9	-0.0437146	0.0472827	0.355
都市規模2	-0.0651419 **	0.0214238	0.002
都市規模3	-0.1266382 **	0.0297471	0
都市規模4	-0.2166638 **	0.0340628	0
都市規模5	-0.3503571 **	0.0619678	0
都市規模6	-0.2848439 **	0.0273239	0
1984年ダミー	-0.0412914	0.0433874	0.341
1985年ダミー	0.0241676	0.0431697	0.576
1986年ダミー	0.1323954 **	0.0415356	0.001
1987年ダミー	0.2920811 **	0.0518709	0
1988年ダミー	0.2031457 **	0.0391234	0
1989年ダミー	0.1658342 **	0.0490226	0.001
1990年ダミー	-0.0935666 **	0.0434922	0.031
1991年ダミー	-0.0214801	0.0453784	0.636
1992年ダミー	-0.0318387	0.0445742	0.475
1993年ダミー	-0.0274302	0.0472305	0.561
1994年ダミー	0.1030757 **	0.0445825	0.021
1995年ダミー	0.0339764	0.0442118	0.442
1996年ダミー	0.1118871	0.0572361	0.051
1998年ダミー	0.0081463	0.0571499	0.887
1999年ダミー	-0.0953794	0.0604312	0.114
2000年ダミー	0.0048418	0.0626756	0.938
2002年ダミー	-0.0621847	0.0656206	0.343
定数項	-2.579806 **	0.0977954	0

注) **は1%基準、*は5%基準で有意であることを示す。
推定方法は、Probit Model (heckman modelの第一段階)。

そのほか、地域や都市規模、職業などの個人属性のいくつかが有意な変数になっており、おおむね良好な推定であると評価できる。さて、ハイライトの年次ダミーをみると、1987年から1993年にかけて正に有意となっており、特にバブルのピークであった1989年、1990年はベンチマークの1983年に比較して、10%ポイント以上も保有率が高いことが示されている。これは、従来の先行研究とは異なる結果であり、バブル期に家計の金融資産行動が変化したことを示唆する結果である。一方、表3の株式保有選択関数の方は、理論的に予想される収益率指標は有意ではなく、また1989年、1992年ダミーが正で有意となっているが、保有率関数ほどバブル期全体に顕著な差異は生じていない。

次に、表4の債券保有率関数では、債券収益率、収益率分散、金融資産保有額、持家の有無が有意となっているが、収益率分散の係数が正に有意となっており、やや理論からの予想と異なる結果である。もっとも、表5の債券保有選択関数の結果は、債券収益率、債券収益率分散、普通預金金利、金融資産保有額、所得額、持家の有無が理論通りの符号となっており、債券収益率分散を除く全てで有意となっていることから、保有選択関数をあわせて考えるとおおむね良好な結果と評価できる。さて、ハイライトの年次ダミーの結果をみると、保有率関数ではバブル期の前半である1985から1987年が正に有意な結果となっており、保有選択関数では1986年から1989年までが正で有意、1990年は負に有意な結果となっており、総じてバブル期に行動が変化したことが伺える。資産行動の変化は既に保有している家計が保有率を高めたというよりは、むしろ、保有するか否かの選択をこの時期に高めたと結論できよう。したがって、債券需要の面でも先行研究とは異なり、バブル期の変化が示唆されることとなった。

5. 考察

本稿は、80年代後半の資産価格高騰の原因として、家計の資産行動の変化に着目し、バブルの生成や増幅に家計行動が寄与したかどうかを分析した。80年代後半、家計は株式や債券などのリスク資産保有率を急速に高めているが、これがもし、収益率や所得の増加などの外部的な要因を反映しているのに過ぎないのであれば、家計行動はバブルを移す「鏡」にすぎず、原因とは判断できない。一方、この時期に嗜好や効用が変化して資産選択行動自体が変化したのであれば、家計行動がバブルに寄与した可能性がある。従来の研究では、バブル期の家計のリスク資産保有率の上昇は外部的要因の反映にすぎないという結論を得ていたが、推計期間が短いという問題があった。本稿は金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」（旧貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」もしくは「貯蓄に関する世論調査」）の1983年から2003年までの21年間の個票データをプールすることにより、改善を図った推計を行った結果、先行研究とは逆に、バブル期に資産選択行動自体が変化し、それ以前やそれ以後の行動からは予測できないほどリスク資産選好が高まったことを示唆する結果を得た。

参考文献

- 大日康史（1997）「疑似パネルデータを用いた家計の資産保有行動の分析」『経済学雑誌』98（3）,pp.118-130
- 翁邦雄・白川方明・白塚重典（2000）「資産価格バブルと金融政策--1980年代後半の日本の経験とその教訓」『金融研究』19（4）,pp.261-322
- 香西泰・伊藤修・有岡律子（2000）「バブル期の金融政策とその反省」『金融研究』19

- (4), pp.217-260
- 香西泰・白川方明・翁邦雄編（2001）『バブルと金融政策 日本の経験と教訓』日本経済新聞社
- 新谷元嗣・大日康史（1995）「バブル期における家計の資産保有行動」理論・計量経済学会報告論文
- 下野恵子（1998）「バブル崩壊以前と以降の金融資産選択行動」村本孜編著『日本人の金融資産選択』東洋経済新報社
- 下野恵子（2000）「相対的危険回避度の測定」『オイコノミカ』37（1）,pp.1-14
- 橋木俊詔・谷川寧彦（1990）「家計の資産選択 資産保有パターンの計量分析」『ファイナンス研究』
- 中川 忍，片桐 智子（1999）「日本の家計の金融資産選択行動 日本の家計はなぜリスク資産投資に消極的であるのか？」日本銀行調査月報 11月
- 村松岐夫・奥野正寛編（2002a）『平成バブルの研究 上』東洋経済新報社
- 村松岐夫・奥野正寛編（2002b）『平成バブルの研究 下』東洋経済新報社
- Brainard, W.C. and J.Tobin (1968), "Pitfalls in Financial Model Building", American Economic Review, Vol.13
- King, M.A and J.I.Leape (1998), "Wealth and portfolio composition: theory and evidence", Journal of Public Economics, Vol.69 No.2
- Miyao, R (2002), "The Effects of Monetary Policy in Japan", Journal of Money, Credit, and-Banking 34 (2), pp.376-92
- Poterba, J. (2002), "Taxation, risk-taking and household portfolio behavior" A.J. Auerbach and M.Feldstein ed. Handbook of Public Economics Vol.3 Elsevier Science