

Table 4. Logistic Regression Predicting Physical Pain

Independent variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Male	-0.551 **	-0.559 **	-0.550 **	-0.557 **	-0.535 **
Age	0.018 **	0.016 **	0.016 **	0.001	-0.001
Class (I+II)					
III	-0.150	-0.172	-0.174	-0.150	-0.144
IVab	0.345	0.342	0.347	0.311	0.375
IVc/VIIb	0.195	0.276	0.233	0.348	0.476
V/VI	0.403 +	0.388 +	0.367	0.344	0.393 +
VIIa	0.437 *	0.429 *	0.401 +	0.486 *	0.510 *
Education (years)		-0.016	-0.008	-0.007	-0.009
City size					
Large		0.218	0.206	0.277	0.253
Medium		0.301 *	0.307 *	0.402 *	0.379 *
Income (in 10 million yen)			-0.001	0.000	0.000
Income missing			0.080	0.091	0.140
Asset			-0.046	-0.036	-0.042
Chronic conditions				1.213 **	1.028 **
Visit to doctors					0.671 **
Constant	-0.754 **	-0.414	-0.242	0.600	0.600
-2 Log Likelihood	1594.77	1581.755	1580.021	1499.365	1479.677
Number of Cases	1193	1186	1186	1186	1186

Note: ** p<.01, * p<.05, + p<.10

Table 5. Logistic Regression Predicting Activity Restriction

Independent variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Male	-0.220	-0.214	-0.188	-0.176	-0.168
Age	0.043 **	0.035 **	0.033 **	0.016 +	0.013
Class (I+II)					
III	0.371	0.175	0.184	0.245	0.246
IVab	0.604 +	0.334	0.351	0.281	0.366
IVc/VIIb	0.041	-0.371	-0.449	-0.347	-0.234
V/VI	0.871 **	0.480	0.418	0.401	0.468
VIIa	0.364	0.038	-0.042	0.044	0.035
Education (years)		-0.127 *	-0.102	-0.097	-0.094
City size					
Large		-0.284	-0.336	-0.302	-0.310
Medium		-0.124	-0.107	-0.028	-0.051
Income (in 10 million yen)			-0.002	-0.003	-0.003
Income missing			-0.142	-0.142	-0.106
Asset			-0.114 +	-0.114 +	-0.126 +
Chronic conditions				1.384 **	1.108 **
Visit to doctors					1.301 **
Constant	-4.520 **	-2.713 **	-2.236 *	-1.468	-1.705 +
-2 Log Likelihood	755.448	741.209	735.546	698.058	685.230
Number of Cases	1193	1186	1186	1186	1186

Note: ** p<.01, * p<.05, + p<.10

Table 6. Logistic Regression Predicting Self-reported Health

Independent variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Male	-0.312 +	-0.350 +	-0.343 +	-0.367 +	-0.356 +
Age	0.038 **	0.042 **	0.040 **	0.016 *	0.014 +
Class (I+II)					
III	-0.074	-0.048	-0.036	0.036	0.047
IVab	0.633 *	0.719 *	0.760 *	0.780 *	0.882 *
IVc/VIIb	-0.062	-0.074	-0.164	0.006	0.108
V/VI	0.613 *	0.670 *	0.610 +	0.658 +	0.758 *
VIIa	0.404	0.513 +	0.421	0.575 +	0.576 +
Education (years)		0.054	0.093 +	0.122 *	0.127 *
City size					
Large		-0.199	-0.276	-0.256	-0.254
Medium		-0.489 *	-0.490 *	-0.423 +	-0.439 +
Income (in 10 million yen)			-0.002	-0.002	-0.002
Income missing			-0.282	-0.292	-0.262
Asset			-0.179 **	-0.196 **	-0.214 **
Chronic conditions				2.163 **	1.922 **
Visit to doctors					1.181 **
Constant	-3.837 **	-4.719 **	-4.169 **	-3.372 **	-3.565 **
-2 Log Likelihood	929.905	914.706	899.062	791.282	778.201
Number of Cases	1191	1184	1184	1184	1184

Note: ** p<.01, * p<.05, + p<.10

¹ Healthy life expectancy is computed from life expectancy, but includes an adjustment for time spent in poor health. Healthy life expectancy measures the equivalent number of years in full health that a newborn child is expected to live based on the present level of mortality rates and the distribution of health states in the population (World Health Organization 2004).

² People who are receiving public assistance (low income families) are exempt from the payment of premium for the national health insurance.

³ The module was made possible by the grants from the Ministry of Education, Science, and Sports. I am grateful to the members of the research team which constructed the questionnaire of the survey and to Shogo Takegawa, Yoshihiko Yamazaki, Takeshi Yamamoto, and Taisuke Togari. This paper benefited greatly from the draft paper which analyzed the same data set written by Togari and Yamazaki.

⁴ The entire distribution of self-reported health question is as follows: poor (2 percent), not good (12.6 percent), fair (33 percent), good (33.5 percent), and very good (18.8 percent). The three-category version (bad, fair, and good) was also experimented, but there was very little difference between “fair” and “good” groups. Therefore, the paper employs the dichotomous version of the self-reported health variable.

⁵ The survey did not ask the question of commuting time, so we cannot directly test this interpretation.

第 8 章

純金融資産と遺産、年金、出産・子育て—格差の原因と程度

松浦 克己

純金融資産と遺産、年金、出産・子育て

—格差の原因と程度

松浦 克己

1 選択の余地のないことと格差

どのような状態を公平とみるかは、人によって議論が大きく分かれる。自分には全く選択の余地がないことにより、およそ回復不可能なほどの経済的格差が開くならば、それを公正な状態としては許容しないであろうことには、大方のコンセンサスが得られるであろう。その格差の程度あるいは格差を生み出す原因が自己の社会的地位や生活を脅かすと感じられるほどのものであれば、なおさらである。

(親の社会的・経済的地位と子ども)

歴史的にみて、人々の社会的地位や経済状態に大きく影響してきたものに親の身分と経済力とがある。近代社会は親の出自によって子どもの人生が規定されるような「身分制社会」を打破してきた。身分制社会の打破に関してはほとんど誰も疑問を抱かないであろう。言うまでもなく誰の子どもに生まれたかということは、子どもにとって選択の余地がない事柄だからである。他方で親の経済力を子どもが継ぐことにより生じる子どもの社会的地位や経済的状态の格差が開くことを認めるか、あるいはどの程度まで認めるかということに関しては、身分に関するほどのコンセンサスはない。親の財産=遺産・生前贈与によって子どもの経済的事実が大きく左右され、一生涯努力してもキャッチアップできないような格差が付くような社会が健全とも考えられない。それもまた問題となりうるだろう¹⁾。親世代の「結果の不平等」が子ども世代の「機会の不平等」に直結するからである(国枝[2002]参照)。

(コーホートと社会保障制度)

誰の子どもに生まれたかということと並んで、個人にとって選択の余地がないことはいつ生まれたか、生年=コーホートである。明日は今日よりも豊かになる、

子ども世代は親世代よりも豊かになるということが期待される状況ならばこのことはあまり問題とならないであろう。豊かになった(あるいは豊かになるであろう)子ども世代が、相対的に貧しかった親世代を支えることができるからである。しかし明日が今日よりも豊かになると必ずしも期待できない状況の下で、コーホートによって格差が付く、かつそれが制度的に加速されるならば、格差を付けられたコーホート世代は公正な状態とは評価しないだろう。特に少子化の進行で人口数の絶対的減少が確実なわが国で、年金制度を通じて強制的に祖父母世代・親世代へ多くの所得を子ども世代・孫世代から移転することは、子ども世代・孫世代の生活を脅かしかねない。公的年金を巡る「世代間格差」や「国民年金空洞化」の議論は、その危惧を端的に表明したものであろう。

(出産と子育て)

遺産や公的年金を通じた所得移転と関連するのが出産・子育てである。子どもがいなければ親世代に遺産を残すインセンティブはないであろう。逆に一部の少数の子どもはより大きな遺産を相続するであろう。少子化は遺産を通じた格差の拡大につながる可能性が高い。コーホート毎にフェアではない現行年金制度は、子どもをより多く育てた家計から子供を産まなかったあるいはより少なく育てた家計へ所得を移転することを意味しているので、子供を産み育てる家計の負担だけではなく、世代を超えた格差の拡大につながる可能性がある。

(本章のねらい)

本章では1996年と2002年の「家計と貯蓄に関する調査」(郵政総合研究所)を用いて、本人には選択の余地のない遺産と年金制度が人々の経済的格差、具体的には純金融資産にどの程度の格差をもたらしているのかを、家族類型で代理させた子育て状況を踏まえて検証したい²⁾。1996年はわずかに景気が回復しかけた年である。国民総所得の実質伸び率は3.2%、家計貯蓄率は9.9%、完全失業率は3.4%、TOPIXは1470.9であった。その後消費税率や社会保険料負担の引き上げなどで経済は低迷し、2002年は国民総所得の実質伸び率は-0.4%、家計貯蓄率は6.4%、完全失業率は5.4%、TOPIXは843.3となった。本章の分析はバブル崩壊後でも相対的には順調であった時期と金融危機などで不振を極めた時期を比較することにな

る。いわば日本経済の深刻度が増す中で、家計がどのように変容したかを考察することになる。

本章の構成は次のとおりである。第二節で相続税を中心とした遺産の現状、世代会計によるコーホート間の受益負担の格差、結婚・出産・子育ての負担内容を紹介する。第三節で遺産受取経験・年金受給による純金融資産等の格差の概要とコーホート別にみた格差を紹介する。第四節で世帯の純金融資産蓄積について、遺産受取、年金受給状況、家族類型を考慮したGMM推計を行う。最後に簡単なまとめが行われる。結論を先に述べれば、1996年と2002年とでは格差を生む原因とその程度にかなりの相異がある。具体的には以下のとおりである。

① 遺産受取経験(受取予定)は家計の純金融資産蓄積に大きく影響する。その効果は400～500万円(1996年)から800～1000万円(2002年)に拡大している。

② 年金受給や年金加入・未加入の純金融資産蓄積に与える影響は1996年では必ずしも明瞭ではない。しかし2002年には年金受給の有無、また受給種類により明確な差がみられる。年金未加入家計の純金融資産は年金加入・未受給家計に比べ▲200～▲220万円少ない。

③ 出産・子育ての純金融資産蓄積に与える効果をみるための変数である家族類型は1996年では影響していない。2002年には子どもを抱える家計では純金融資産は子どものいない家計に比べて低下し、▲300～▲400万円(夫婦+子ども世帯)、▲620～▲720万円(三世代世帯)の格差が生じている。

④ 結婚・出産時期に当たる30代前半まで家計の純金融資産は一端低下する。

2 相続税と年金制度と子育て

2.1 相続の推移と実情

家計資産に占める遺産の比率がどの程度かの先行研究は、データが極めて乏しいので少ない³⁾。そもそも子ども世代が保有する遺産の定義も論者によって異なる(石川[1991]参照)⁴⁾。その中でバブル期の1986～89年について家計調査・貯蓄動向調査により金融資産や土地住宅・借地権を含めて検討した松浦・橘木[1993]は家計資産の36.6%～40.0%が遺産に基づくと推計している。Takeda and Tachiba

naki[1992]は1990年の郵政研究所「家計の資産選択に関する調査」により家計の正味資産の40%、金融資産の5%が遺産によると推計している。

(税務データでみる相続の状況)

前述のように遺産に関するまとまったデータはほとんど無い。そこで税務データでその一端をみることにしたい。税務データによるので、以下の説明は相続税の課税対象に限定される。課税件数が死亡件数に占める割合は近年では5~6%で推移している(1975年は2.1%)ので、かなり上位の高額資産家に関する情報ということになる。また各年の税制変更の影響を受けるので、完全に連続しているわけではないが、一応の動きはみれるであろう。1970~2002年の相続人の取得財産価額(CPIで実質化)の推移を示したものが図1である。1970年の2兆3737億円から上昇基調にありバブル初期の1986年には8兆3795億円になり、1992年には21兆654億円に上った。バブル期には倍増したことが分かる。その後は漸減し2002年には12兆3568億円とピーク時の約6割となった。

====図1 相続財産取得価額の推移====

(一人当たり取得価額と遺産の種類)

被相続人一人当たり、相続人一人当たりの財産取得価額(CPIで基準化)をみると(図2参照)、被相続人一人当たり金額は1972年の121百万円から1975年には200百万円に増加する。その後は170百万前後で推移した後、バブル期に急増し1992年には387百万円のピークを付ける。その後は減少傾向をたどり2002年には278百万円となる。相続人一人当たりも概ね同様の傾向をたどり、2002年には92百万円となる。

====図2 一人当たり相続財産取得価額の推移====

わが国では金融資産よりも土地住宅を遺産として残すケースが多い。しかし金融資産ではなく土地住宅を遺産として受け取ったケースでも、土地住宅を遺産で取得した場合は家計が自力で取得した場合に比べて金融資産の取り崩しあるい

は住宅ローンの借入は抑制されるので、他の条件を一定として純金融資産は遺産を受け取った家計の方が多いであろう。

宅地と家屋構築物、有価証券・現預金等の取得価額が遺産取得額合計に占めるシェアをみると(図3参照)、1970年代は宅地と家屋構築物のシェアは41~44%、全国的には地価バブル最盛期であった1991年に58.1%である。2002年には43.3%である。有価証券・現預金等のシェアは1970~1989年は若干の変動はあるにせよ16.9~22.2%の幅であった。最近では土地の比重と反比例的に動き、2002年には25.0%となっている。

====図3 宅地と家屋構築物、有価証券・現預金等のシェア====

(超富裕層の存在と税制による格差拡大政策)

以上みたように相続税の対象は死亡件数の5%前後、被相続人一人当たり財産取得金額が3億円弱と元々高額資産家であるが、それでも高額資産家の中で分布が上位に集中していることが特徴である。たとえば2002年の課税価格階級別の金額と人員の分布をみると10億円超は金額16.8%(人員2.3%)、5億円超10億円以下16.9%(6.0%)、1億円超5億円以下59.7%(73.0%)、1億円以下6.7%(18.7%)である(国税庁統計年報による)。さらに注意を要することは、本章で用いる「家計と貯蓄に関する調査」はもとより、全国消費実態調査、家計調査などのアンケート調査では課税価格5億円超に匹敵するような超富裕層のサンプルなどはほとんど登場しないということである。この事情は欧米諸国のサーベイデータでも変わるところがない。言い換えれば利用可能なサーベイデータに基づく分析は、本章の分析を含めて分配の不平等を過小評価している可能性があるということである。

政策的にみれば、代表的な資産所得課税である「マル優制度」、「老人マル優制度」は廃止されたが、相続税は1990年以降も課税最低額が数次わたり引き上げられる(1990年の4,000万円+800万円*法定相続人数→1995年5,000万円+1,000万円*法定相続人数)など、税の軽減が図られていた。2003年の税制改正で税率のブラケットが9から6に、最高税率が70%から50%に引き下げられた³⁾。贈与税も税率のブラケットが13から6に、最高税率は70%から50%に引き下げられた。さらに相続時精算課税制度、住宅取得資金に係る相続時精算制度特例も導入された。

これらは「次世代への資産移転の円滑化」を目指すとされるものであるが、見方を変えれば税制を通じた明快な格差拡大策が採用されていることが1990年代以降の特徴である。

我々の以下の推計では①遺産受取(受取予定を含む。以下同じ)世帯の純金融資産はそうでは無い家計に比べてより大きい、ということを検証する6)。

2.2 年金制度とコーホート

(コーホート別の受益)

公的な年金が予想外の長生きのリスクに備えた生年・コーホート毎に保険数理上フェアな制度であれば、公的な年金制度を通じた世代間の所得移転は起こりえない。コーホート毎の掛け金総額と期待給付額が一致するからである(田近・金子・林[1996]参照)。しかしわが国の年金制度の下で、若年世代・将来世代と高齢世代の間で世代間の給付格差が大きいことは多くの先行研究がある⁷⁾。社会保障や税など幅広く受益と負担の関係を世代会計でとらえた平成15年版経済財政白書は1941年以前のコーホートは6499万円の受益超過、1942～51年のコーホートは194万円の受益超過、1952～61年のコーホートで▲952万円の負担超過、以下1962～71年▲1732万円、1972～81年▲1881万円、1982年以降▲5223万円としている(同報告図3-3-5参照)。厚生年金に限ってもモデル世帯の計算で自己負担分と企業負担分の保険料が1930年生まれでは給付額を大きく上回るが、1970年生まれでは逆転することを報告している(同図3-3-13参照)8)。

(年金制度とマイナスの期待収益率)

生活保障あるいは格差という点からの公的年金の問題点は、システマティックに将来人口推計と予定利率を過大評価し続けたことである(たとえば八代[1999]参照)。継続的に年金制度の前提条件を間違えたということは、古いコーホートの生涯所得を予想以上に増加させ、反面で若いコーホートの生涯所得を期待以上に減少させたということである。400兆円とも言われる年金未積み立て債務を既に年金を受給している世代が償還することは考えられない。大幅な年金給付額削減と当該世代に対する大幅増税は現実的に考えられないからである。結果として

現在の公的年金制度は若いコーホートにマイナスの期待収益率をもつ資産へ強制的に投資させているということに他ならない。合理的な家計がマイナスの期待収益率しかもたない資産に投資することはあり得ない。自発的な選択で結果として事後的にマイナスの収益率しか生まなかつた資産に投資したのであれば、それは自己責任である。しかし強制的にマイナスの収益率しか生まない資産に投資を余儀なくされて、人生設計を脅かされるのはたまらないというのが、若いコーホートの思いであろう。

以下の推計では②年金受給世帯は年金未受給世帯、あるいは年金未加入世帯に比べて純金融資産がより大きい、③年金種類により給付内容が異なるので年金受給種類によっても格差がある、ということを検証する。

2.3 子ども、出産・子育て

年金制度の行き詰まりと少子化は密接に関連する⁹⁾。世代間の大きな給付格差や年金の未積み立て債務の問題は、リカードの等価定理や世代間の連結に疑問を抱かせる。個別の家計間ではマイナスの遺産相続は起こりえなくても、未積み立て債務の将来世代への先送りという形で、コーホート間ではマイナスの遺産相続がなされるからである。このような現行年金制度の下ではできるだけ子供を持たず、他人の子どもに年金給付を依存することがより有利であったと考えられる(松浦・白波瀬[2002]参照)。いわば年金制度自体が少子化を促進する可能性を内包していたといえよう。

年金制度を離れても結婚や出産は経済的格差の要因となりうる。出産の前段階としての婚姻を考えた場合、既婚女性と未婚女生徒では資産の保有状況が大きく異なる。Matsuura and Shigeno[2000]は1993～1995年の「消費生活によるパネル調査」(家計経済研究所)により、金融資産の保有額が独身女性275万円(保有率91.3%)、既婚女性99万円(同70.5%)と統計的にも有意な差があることを報告している。さらに子育てに関する不安でも「子どもの将来の教育にお金がかかる」ことを上げる人が39.1%、「子どもが小さいときの子育てにお金がかかる」ことを上げる人は18.1%である。「自由な時間が無くなる」が21.6%、「自分が思ったように働けない」が12.8%である(2004年「社会意識に関する世論調査」内閣府)ことを思えば、

子育ての経済的負担が格差の拡大につながっているであろうことは容易に想像される。結婚による女性の金融資産保有の減少や子育ての経済的負担が大きいとする予想や実績は、ライフ・サイクルや家庭類型で純金融資産の蓄積に違いがある可能性を示唆する。

以下では④子どものある家計は子どもの無い家計に比べて純金融資産は少ない、⑤若年期でも単調に純金融資産が増加するのではなく、結婚・出産の過程で一端減少する、ということを検証する。

3 データとグループ別にみた資産等の概要

3.1 データ

本章で利用するデータは1996年と2002年の「家計と貯蓄に関する調査」(郵政研究所、郵政総合研究所)である。以下1996年調査、2002年調査という¹⁰⁾。1996年調査の回答数は3942、2002年調査の回答数は5596であった。分析に必要な項目について無回答のものを除いた結果、利用したサンプルは1996年で2281、2002年で4534である。

本章では遺産や年金の受給・加入種類が家計の純金融資産に与える影響について注目するが、これらに関する1996年調査と2002年調査では質問項目が若干異なる。たとえば年金受給状況については、1996年調査では世帯主と配偶者の別々に厚生年金、共済組合金、国民年金、未受給(受給していない)が質問されている。2002年調査では世帯主がすでに公的年金を受け取っている、まだ公的年金を受け取っていないが調査され、配偶者の受給については直接聞かれていない。年金加入種類については世帯主と配偶者の別々に、1996年調査では厚生年金、共済組合金、国民年金、未加入(加入していない)が調査され、2002年調査では厚生年金、共済組合金、国民年金、恩給、未加入が質問されている。2002年調査ではこのように恩給が独自の質問項目に加えられている。

遺産に関しては、遺産を残した親の遺産動機に関する子どもに対する配分方法(子ども均等に分ける、面倒をみてくれた子どもに残すなど)は1996年調査では質問されていないが、2002年調査では質問されている。この他の主な違いは年収である。1996年調査では税、社会保険料が質問されている。これにより可処分所得

の計算が可能である。2002年では質問されていないので税込年収しか知ることはできない。このために以下で取りあげる項目、説明変数や操作変数は1996年と2002年とでは若干異なる。

3.2 遺産受取・年金受給の有無による純金融資産等の概況

遺産受取経験と世帯主の公的年金受給の有無の4グループに分けて家計の税込年収、金融資産、負債、金融純資産、持ち家の状況を示したのが表1である。1996年と2002年を比較して一見して明らかなことは、4グループとも金融資産、純金融資産の平均、メディアンに顕著な低下がみられることである。1996年から2002年という日本経済が混迷を極めた時期に、家計は資産蓄積をかなり低下させたことがうかがわれる¹¹⁾。

1996、2002年とも純金融資産は遺産受取有り・年金受給有りというグループが最も高く、遺産受取無し・年金受給無しというグループが最も低くなっている¹²⁾。2002年の純金融資産についてみると前遺産受取有り・年金受給有りのメディアンは1000万円、遺産受取無し・年金受給有りのグループのメディアンは550万円である。遺産の効果がうかがわれる。

持ち家比率は明らかに遺産を受け取ったグループが高くなっている。たとえば遺産受取経験有り・年金受給有りでは94.8%であるが、遺産受取無し・年金受給有りでは75.3%、遺産受取有り・年金受給無しで59.9%、遺産受取無し・年金受給無しでは40.3%である(2002年調査)。このことは遺産受取経験や年金受給が純金融資産格差、あるいは持ち家の取得方法の違いを通じた資産格差につながっている可能性を示唆している。

===表1 遺産受取・年金受給別にみた純金融資産等===

(消費水準)

厚生水準を示す消費(=毎月の生活費/世帯人員平方根の等価尺度)についてみると1996年は遺産受取有り・年金受給有りは平均16.58万円、遺産受取有り・年金受給無し16.70万円、遺産受取無し・年金受給有り15.98万円、遺産受取無し・年金受給無し16.28万円であった。平均の差の検定結果はF値0.78、p値0.50であり、

4グループ間で有意な差はみられない。これに対し2002年では各々17.07万円、17.09万円、15.32万円、16.05万円となった。平均の差の検定結果はF値15.18、p値0.00であり、4グループ間で統計的に有意な差がみられた。消費でみた生活水準に差がついたということは、人々にグループ間の格差を認識させる要因となったであろう。

3.3 コーホート別の純金融資産と消費

(純金融資産)

コーホート別に純金融資産の平均とメディアンを示したのが図4である。なおここでは団塊の世代(1947～1949年)を取り出すために、生年は必ずしも5年刻みとはなっていない。古いコーホートほど高齢であるので、ライフサイクル貯蓄の観点から純金融資産が多い傾向にある(13)。1996年調査では平均2396万円、メディアン1560万円とも1925～29年のコーホートがピークである。2002年調査では平均は1930～34年のコーホートの1440万円、メディアンは1924年以前のコーホートの737万円である。このことは貯蓄の取り崩しが相当高齢になってから進行する可能性をうかがわせている。

注目されるのは2002年のデータで1955年から1974年までのコーホートで平均がマイナス(▲125万円～▲22万円)となり、メディアンでも1960～64年のコーホートで9万円となるなど、水準が低だけでなく逆N字型となることである。これは先に述べた結婚・出産・子育ての段階で資産の取り崩しが行われている可能性を示唆している。引退時期が迫り今後が注目される団塊世代は、その前のコーホートより蓄積水準は低い、1950～54年のコーホートに比べると平均で約620万円、メディアンで約190万円高い(2002年)。団塊以前と団塊以後で蓄積にかなりの違いがあるように見受けられる。

====図4 年代別の純金融資産====

(消費水準)

子ども世代が親の世代よりも豊かになるということは、若い世代が古い世代よ

りも高い消費水準を享受していることを意味している。ここでは消費についてコーホート別にみたい。1960年生まれ以降の若いコーホートの相対的な低さが目立つ。2002年では1960～64年生まれは平均15.77万円、1965～69年生まれは15.25万円である。親世代に該当する1930～34年が16.33万円、1935～39年年が16.27万円である。平均消費水準では若いコーホートは古いコーホートを下回る。これで見ると、子ども世代が親世代より豊かになるという時代は終わり、むしろ子ども世代の生活水準が親世代を下回る時代が来たことを感じさせる。このような下では若い世代が公的年金制度を通じて強制的に古い世代に所得移転を行うことに、世代を超えた広汎な支持は得られそうにない。相対的にみて消費水準が高いのは団塊の世代である(2002年平均17.94万円)。高度成長の申し子とされるこのコーホートは消費でみても際だった存在のように見える。

====図5 コーホート別消費水準====

4 純金融資産の推計

4.1 定式化

(具体的な推計式)

推計では遺産受取経験の有無、年金受給の有無、あるいは年金加入種類で純金融資産が異なるかどうか、もしくは家族類型で異なるかどうかに注目する。基本的には以下の1)式を推計する。

$$\text{純金融資産}_i = \text{定数項} + \sum A_j \text{年齢に関する変数}_j + \sum B_j \text{税込年収に関する変数}_j + C \text{持ち家ダミー}_i + D \text{遺産取得あり・受取予定ダミー}_i + \sum E_j \text{年金受給に関する変数}_j + \sum F_j \text{世帯類型に関する変数}_j + \text{誤差項}_i \quad 1)$$

本分析で、既に遺産受取経験あり(含む生前贈与)に受取予定を加えるのは、これにより家計の行動も変化すると考えられるからである。

年金の受給に関する変数は1996年調査の推計では、厚生年金受給ダミー・共済年金受給ダミー・国民年金受給ダミー・公的年金未加入ダミー(公的年金加入かつ未受給ダミーが既定値)、国民年金受給ダミー・公的年金受給ダミー・未加入ダミ

一(同)、65歳以上公的年金受給ダミー・65歳以上国民年金受給ダミー・65歳未満公的年金受給ダミー・65歳未満国民年金受給ダミー・未加入ダミー(同)に大きく3通りに分けた。2002年調査の推計では公的年金受給ダミー \times 本人厚生年金加入ダミー・公的年金受給ダミー \times 本人共済恩給加入ダミー・公的年金受給ダミー \times 本人国民年金加入ダミー・未加入ダミー(公的年金加入かつ未受給が既定値)、公的年金受給ダミー・未加入ダミー(同)、65歳以上公的年金受給ダミー・65歳未満公的年金受給ダミー・未加入ダミー(同)の3通りに分けた。これは1996年と2002年では質問項目に違いがあること、国民年金の効果に差が認められたことによる。

家族類型は単身世帯、夫婦のみ世帯、夫婦+子ども世帯、三世帯世帯、その他世帯類型(二組の夫婦が既定値)に分けた。子どもがいるのは夫婦+子ども世帯と三世帯世帯である。

年齢についてはライフサイクルの効果や結婚育児期に減少する可能性を考慮して、年齢とその自乗項、三乗項を加えた。税込年収についても税込年収のほか自乗項を加えた。持ち家ダミーは実物資産の代理変数として取りあげる。

(符号条件)

遺産受取経験に関する係数Dの符号は正となることが予想される。年金受給に関する変数に係るDの符号は、年金制度による所得移転が行われていれば各年金受給ダミーに係る係数の符号は正、年金受給種類で所得移転の効果が異なればそれらの係数は有意に異なるということが予想される。公的年金未加入ダミーの係数の符号はあらかじめ定まらないであろう。ただしそれが経済的困窮で年金に加入していないことを意味するのならば、既定値である加入かつ未受給と比較するその係数は有意に負となるであろう。

家族類型ダミーに関する係数については、子育てが家計に取り経済的負担が大きければ、子育て家計に該当する夫婦+子ども世帯、三世帯世帯の二つのダミーに係る係数の符号は有意に負となるであろう。年金受給ダミーに関する説明変数と家族類型ダミーに関する説明変数については、それらの効果を明瞭にするためにワルド検定により統計的に有意ではないとされた変数を除いた推計を行った。

本推計では税込年収と持ち家ダミーが内生変数であること、所得や資産に関す

る変数を被説明変数・説明変数とするので誤差項については分散不均一が予想されることから、計量方法はGMMによった。なお結果を見やすくするため純金融資産の値(万円)は千で除した。線形関数であるから各係数の値は限界効果を示すことになる(14)。記述統計は表2、3に掲げるとおりである。

===表2 1996年記述統計===

===表3 2002年記述統計===

4.2 1996年調査の推計結果

結果は表4に掲げるとおりである。①、③、⑤欄は全ての説明変数を含むケース、②、④、⑥欄はワルド検定により統計的に有意ではないと判断された変数を除いたケースである。②、④、⑥欄の結果がより望ましいということになる。まず過剰識別制約条件をみると、①～⑥の全てのケースで10%水準で満たしている。このことから操作変数と誤差項の直交性に問題はないと言える(15)。

(遺産受取経験・受取予定の効果)

遺産受取・予定の係数はすべてのケースで1%または5%水準で有意に正である。その係数は0.5(②欄参照)、0.38(④欄参照)、0.4(⑥欄参照)である。前述の通り被説明変数の純金融資産の値は千で除してあるので、遺産受取・受取予定家計の純金融資産は受取の無い家計に比べて約400～500万円多いことが分かる。

(年金受給の効果)

厚生年金受給ダミー、共済年金受給ダミー、国民年金受給ダミーと未加入ダミーを考慮したケース(公的年金加入で未受給ダミーが既定値)ではいずれの係数も5%水準では有意な結果は得られていない(①欄参照)。厚生年金受給ダミー、共済年金受給ダミーと未加入ダミーの係数が共にゼロであるという帰無仮説のワルド検定統計量は4.99(p値は0.17)であり、通常の有意水準で棄却されない(①欄のワルド検定2参照)。そこでそれらの変数を除いた推計を行ったところ、国民年金受給ダミーの係数は1%水準で有意に負、値は-0.72であった(②欄参照)。次

に公的年金受給ダミーと国民年金受給ダミー、未加入ダミーを考慮したケースでは未加入ダミーの係数は統計的に有意ではない(③欄参照)ので、その変数を除いた推計を行った(④欄参照)。国民年金受給ダミーの係数は1%水準で有意に負(値は-1.04)、公的年金未受給ダミーは5%水準で有意に正(値は0.34)であった。さらに65歳以上受給と65歳未満受給を考慮した推計を行った(⑤欄参照)。ここでは65歳未満受給ダミーと65歳未満受給ダミー*国民年金受給ダミーの交差項の係数が共にゼロであるという帰無仮説のワルド検定統計量は5.58(p値は0.35)であり、やはり仮説を棄却できなかった。この変数を除いた推計を行ったところ(⑥欄参照)、65歳以上受給ダミー*国民年金受給ダミーの係数は1%水準で有意に負(値は-1.04)、65歳以上受給ダミーの係数は5%水準で有意に正(値は0.34)となった。1996年段階で注目されるのは未加入ダミーの係数が統計的に有意ではなく、国民年金受給ダミーが有意に負となることである。この時点では公的年金未加入者の純金融資産蓄積が年金加入かつ未受給家計に比べて劣るものではないこと、逆に国民年金受給家計の蓄積が乏しいことがうかがわれる。ただし公的年金全般については明瞭なことはいえないようである。

(家族類型)

単身世帯、夫婦のみ世帯、夫婦+子ども世帯、三世帯世帯、その他世帯類型を考慮したケース(二組の夫婦が既定値)では、それらの係数はいずれも10%水準で統計的に有意ではない(①、③、⑤欄参照)。その係数が全てゼロであるという帰無仮説のワルド検定統計量は各々8.02(p値0.16)、5.59(0.35)、5.59(0.35)であり、棄却されない(①、③、⑤欄のワルド検定1参照)。このことから1996年段階では家族類型による純金融資産の格差に対する影響はみられない。

(年齢の効果など)

単純なライフ・サイクル仮説が当てはまるならば年齢に関する一次項の係数は有意に正、自乗項の係数は有意に負であり、三乗項の係数は統計的に有意ではないであろう。しかし結婚・出産・育児の段階で資産が減少しているならば、年齢に関する一次項の係数は有意に負、自乗項の係数は有意に正、三乗項の係数は有意に負となるであろう。結果を見ると全てのケースで1%水準で一次項の係数は有

意に負、自乗項の係数は有意に正、三乗項の係数は有意に負である。反転年齢をみると下端は30～33歳、上端は78～81歳である。30～33歳まで純金融資産が低下するという事は、結婚・出産による経済的負担が大きいことを裏付けている。

====表4 1996年の推計結果=====

4.3 2002年の推計結果

結果は表5に示すとおりである。ここでも①、③、⑤欄は全ての説明変数を含むケース、②、④、⑥欄はワルド検定により統計的に有意ではないと判断された変数を除いたケースである。②、④、⑥欄の結果がより望ましいということも同様である。2002年の推計でも過剰識別制約条件は全てのケースで10%水準でみたされている。

(遺産の効果)

遺産受取・予定にかかる係数は1%または5%水準で有意に正である。我々が望ましいと考える②、④、⑥欄の結果から、遺産受取経験が純金融資産蓄積に与える限界効果は約820～1020万円である。1996年では遺産受取経験の効果は約400～500万円であったから、2002年にかけてその格差に与える影響は倍増している。比較的高齢者が多いと考えられる年金受給有りのグループの内訳をみると、遺産受取有りの平均は1605万円(メディアン1000万円)、受取無しは1124万円(同550万円)であった(表1参照)。これからすれば約800～1000万円という遺産受取の効果は、遺産を受け取らなかった家計にとって一生キャッチアップすることがほとんど不可能なほどの格差を生み出しているように思われる。

(年金受給の効果)

2002年における年金受給の効果は1996年とは大きく異なる。そこでは厚生年金、共済年金(含む恩給)の係数は1%水準で有意に正となり、年金未加入の係数は5%水準で有意にマイナスとなっている。ただし国民年金については有意な結果は得られていない(②欄参照)。さらに共済恩給加入ダミーの係数(0.93)と厚生年金

加入ダミーの係数(0.52)が等しいという帰無仮説は5%水準で棄却される(χ 自乗統計量6.162、p値は0.013)。このことは年金受給の有無や加入種類により、

共済・恩給年金受給>厚生年金受給>国民年金受給・公的年金加入かつ未受給>年金未加入

という形で純金融資産に格差が生じていることを示している。

公的年金受給全体のダミー係数も1%水準で有意に正である(④欄参照)、65歳以上受給ダミーの係数は5%水準で、65歳未満受給ダミーの係数は1%水準で有意に正である(⑥欄参照)。ただし65歳以上受給ダミーの係数と65歳未満受給ダミーの係数が等しいという帰無仮説のワルド検定は χ 自乗統計量1.02(p値0.313)で棄却されない。

以上の推計は、1996年には年金制度を通じた格差は観察されなかったが、2002年の段階では過去の職歴や加入歴が年金制度を通じて資産格差に影響を及ぼしだしたことを示すものである。公的年金未加入ダミーの係数値から、公的年金未加入世帯の純金融資産は加入かつ未受給という世帯に比べて約▲200～▲220万円低いことが分かる。年金受給全体の効果が約550万円(④欄)であることを考えると、その格差は無視できないように考えられる。言いかえれば蓄積の乏しい階層が年金未加入であることを示唆している。

(家族類型)

家族類型の効果も1996年と2002年とでは異なる。単身世帯ダミー、夫婦のみ世帯ダミー、その他世帯類型ダミーの係数はいずれも統計的に有意ではない(①、③、⑤欄参照)。これらの係数が全て0であるという帰無仮説のワルド検定の結果も各5.12(p値、0.12)、2.75(0.43)、3.06(0.38)である(①、③、⑤欄のワルド検定参照)。これに対し夫婦+子ども世帯ダミーと三世帯世帯ダミーの係数は1%水準で有意に負である(②欄、④欄、⑥欄参照)。子どものいる家計では経済的負担が明瞭になっている。子どものいない家計に比べると、夫婦+子ども世帯ダミーの係数から約▲300～▲400万円、三世帯ダミーの係数から約▲620～▲720万円の差が生じていることが分かる。

(年齢の効果)