

## 第 8 章

遺産、年金、出産・子育てが生む格差－純金融資産を例に

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人々の間で開くならば、それを公正な状態としては許容しないことには大方のコンセンサスが得られるであろう。その格差を生み出す原因あるいは格差の程度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子どもの社会的地位や経済的状态に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情が大きく左右され、一生懸命努力してもキャッチアップできないような格差がつく社会が健全とも考えられない。それもまた問題となるだろう<sup>ii)</sup>。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。先に生まれたコーホートが後に生まれたコーホートよりも貧しくとも、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、あまり問題とはならないであろう。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つく、かつそれが制度的に加速されるならば、格差をつ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。特に少子超高齢社会の到来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。

(格差を拡大する出産と子育て)

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。

少子社会、人口数の絶対減少という人口動態の変化の中で大きな問題は、コーホート毎にフェアではない現行年金制度の下で、子どもをより多く育てた家計から子供を産まなかった(より少なく育てた)家計への所得移転である。出産は親の自発的な選択であり、育児は親にとり喜びであろう。その意味で出産や育児はもっとも私的な選択である。子どもは将来社会を支える存在であり、子どものいない社会は存続し得ないという意味で、出産・子育ては社会的な意義を持つ。待機時児童や出産・子育てと女性の正規就業の両立困難性(松浦・滋野(1996)、(2005)参照)など、わが国では出産、育児に対する社会的支援は必ずしも十分ではない。不十分な社会的支援の中で子供を産み育てる家計は大きな費用を負担することによる経済的格差だけではなく、子どもを通じた世代を超えた格差の拡大という問題も抱えている。

(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する<sup>iii)</sup>。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。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、格差の要因と程度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消費水準格差を紹介する。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の推計結果を紹介する。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以下のようにかなりの相異がある。

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かつ未受給家計に比べ▲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(三世帯世帯)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 現代日本社会が抱える相続税、年金制度、子育ての問題

## 2.1. 相続の推移と実情

家計資産に占める遺産比率に関する先行研究は、データが極めて乏しいので少ない<sup>iv)</sup>。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)<sup>v)</sup>。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 Tachibanaki(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)

遺産に関するまとまったデータはほとんど無いので税務データでその一端をみることにしたい。そのために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(消費者物価指数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====

(超富裕層の存在と税制による格差拡大政策)

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。相続は高額資産家の中でも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<sup>vi)</sup>。

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、最高税率は70%から50%に引き下げられた<sup>vii)</sup>。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」を目指すと言われるものであるが、見方を変えれば「親世代の結果の不平等」を「子ども世代の機会の不平等」へつなげる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<sup>viii)</sup>。

## 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総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に関しては多くの先行研究がある<sup>ix)</sup>。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)<sup>x)</sup>。

### (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、システム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も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るということになる。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っ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で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 出産・子育ての私的負担と公的支援の未熟さ

年金制度の行き詰まりと少子社会は密接に関連する<sup>x1)</sup>。世代間の大きな給付格差や年金の未積立債務の問題は、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、未積立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。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家計にと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るといえよう。

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。それにも関わらず出産・育児に関する公的支援は乏しい(松浦・滋野(2005)参照)。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いう実情は、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格差

#### 3.1. データ

本章では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)を利用する。以下1996年調査、2002年調査という<sup>xiii)</sup>。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、共済組合年金、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かが調査され、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、共済組合年金、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、共済組合年金、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。

年収については1996年調査では税、社会保険料が質問されているので、可処分所得の計算が可能である。2002年では税、社会保険料について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格差

遺産受取経験と世帯主の公的年金受給の有無により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。

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い。2002年の純金融資産についてみると遺産受取有り・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・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. 古いコーホートと若いコーホートの消費水準格差

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(等価尺度による)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(図5参照)。親世代に該当する1930～34年が16.33万円、1935～39年が16.27万円である。平均消費水準では若いコーホートが古いコーホートを下回る。引退世代は就業に関する支出を必要としないので、現役世代の消費水準を下回るのが例である。しかし結果は逆である。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、消費でみてもきわだった存在のように見える。

====図3 コーホート別消費水準格差====

## 4 純金融資産の格差を生み出しているもの

### 4.1. 定式化

(具体的な推計式)

推計では純金融資産蓄積に与える①遺産受取経験、②年金受給の有無や加入種類、③家族類型、④年齢の効果に注目する。そこで基本的には以下の1)式を推計する。

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

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、①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)、②国民年金受給ダミー、公的年金受給ダミー、未加入ダミー(同)、③65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、①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)、②公的年金受給ダミー、未加入ダミー(同)、③65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、国民年金の効果に両年の間で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、三世代世帯、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+子ども世帯と三世代世帯である<sup>xiii)</sup>。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に自乗項を加えた。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E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。ただし年金未加入の原因が資産蓄積の乏しさにみられる経済的困窮であるのならば、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Fについては、子育てが家計に取り経済的負担が大きいならば、子

育て家計に該当する夫婦+子ども世帯、三世代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も併せて行った。

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<sup>xiv)</sup>。記述統計は表 2 に掲げるとおりである。

===表 2 1996 年と 2002 年の記述統計===

#### 4.2 1996 年調査の推計結果

結果は表 3 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年金受給や家族類型に関する変数を除いたケースである。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いえる<sup>xv)</sup>。②、④、⑥欄の結果がより望ましいということになるので、以下では主に②、④、⑥欄の結果について紹介する。

##### (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 0.51(②欄参照)、0.38(④欄参照)、0.40(⑥欄参照)である。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。遺産受取無し・年金受給無しグループのメディアン 320 万円を上回り、遺産受取無し・年金受給有りグループのメディアン 912 万円の約 50%となる。

#### (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(①欄)、公的年金未加入ダミー(①、③、⑤欄)、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(⑤欄)については統計的に有意な結果は得られていない(これらに関するワルド検定1も参照)。国民年金受給ダミーの係数は1%水準で有意に負、値は-0.72(②欄参照)または-1.04(④欄)であった。公的年金受給ダミーは5%水準で有意に正(値は0.34)であった(④欄)。さらに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。ただし厚生年金受給ダミー、共済年金受給ダミーの係数が有意ではないことから、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、三世代世帯、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2参照)。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。結果をみ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ことは、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 3 1996 年の推計結果=====

#### 4.3 2002 年の推計結果

2002 年の結果は表 4 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年金受給や家族類型に関する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( $\chi^2$ 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

という順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 $\chi^2$ 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明瞭に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。言い換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)

2002年の推計でも全てのケースで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。下端反転年齢は約33歳、上端反転年齢は73～74歳である。結婚・出産という家族の形成時期に純金融資産が低下し、世帯主が後期高齢に入る直前から純金融資産が再び減少することがうかがわれる。

====表4 2002年の推計結果=====

#### 5 普通の家計の中の格差

本章には金融資産が5億円を超えるようなサンプルは無い。その意味で本章が対象としたのは我々の身の回りにいる普通の家計である。その家計の純金融資産格差について、遺産、年金、子育てに注目して検証した。遺産取得経験はいずれの年も格差の原因であり、かつその程度は単に大きいだけではなく、400～500万円(1996年)から800～1000万円(2002年)に拡大していた。遺産受取経験の無い家計にとりキャッチアップが著しく困難なほどの差であった。さらに1996年段階では格差の原因とは必ずしもいえなかった公的年金制度や子育てに関連する家族類型が、2002年には格差の原因となったことである。その程度も年金未加入家計で▲200～▲220万円となった。子育てをしている家計では▲300～▲400万円(夫婦+子ども世帯)、▲620～▲720万円(三世代世帯)と無視できない大きさである。

1996年から2002年にかけて日本経済は金融危機をはさみ不振を極めた。その影響は蓄積の乏しい層で、より厳しかったであろうことは容易に想像される。このような時代に遺産取得という個人(子ども)にとり選択の余地のないことで一生キャッチアップできないような格差が生まれ、かつそれを拡大する政策が展開されている。経済が不振を極める中で、親世代の「結果の不平等」が子ども

世代にとりキャッチアップ不可能なほどの「機会の不平等」につながるものが公平だとは考えられない。再分配政策としての税制のあり方を再検討する必要があるように考えられる。

2002年の段階で年金制度や子育てが明瞭に格差の原因となり、かつその程度も大きいということは税制改正よりもさらに厳しい課題を社会に突きつけているように思われる。この時期は明日は今日よりも豊かになり、子ども世代は親世代より豊かになるということがもはや自明ではなくなった時である(図3参照)。また「年金制度の維持可能性」に深刻な疑問を生んでいる。その中で出産・子育てが格差の原因となり、その影響する度合いも大きいということは見過ごせない問題である。出産や育児は親の私的な選択であり、親にとっては喜びでもあろう。同時に子どもは将来を支える社会的な存在でもある。それにも関わらず将来を支える世代を生み育てることに関する社会的支援は乏しく、多くのケースで母親のキャリアを絶つほどの負担をもたらす(大井・松浦(2003)、松浦・滋野(2005)参照)。この問題を子育ての喜びという私的評価に替えてしまったのが、わが国社会の一断面であろう。それは少子人口減という人口動態の変化の中で、出産・子育ての負担の多くを夫婦(家計)にゆだねながら、その成果だけは年金制度を通じた所得移転という形で享受しようというに他ならない。このような下で若いコーホートから古いコーホートへの所得移転が将来とも期待可能とは考えられない。結婚や出産・子育てが家計や将来の子どもにとりデメリットとならないような育児制度や社会制度を構築しない限り、少子超高齢社会の問題は解決しないように見える。

#### 文献

Ameriks, J and S. Zeldes, 2001, "How Do Household Portfolio Shares Vary with Age?," Columbia University Working Papers.

橋本恭之・山口耕嗣, 2005, 「公的年金のシミュレーション分析—世帯類型別の影響」PRIDP, No4, A-27.

石川経夫, 1991, 『所得と富』岩波書店.

Kotlikoff, L.J., 1988, "Intergenerational Transfers and Savings," *Journal of Economic Perspective*, Vol2, pp.41-58.

Kotlikoff, L.J and L.H Summers, 1981, "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulations," *Journal of Political*

*Economies*, Vol89, pp.706-732.

国枝繁樹, 2002, 「相続税・贈与税の理論」『フィナンシャル・レビュー』95号, pp.108-125.

Matsuura, K and Y. Shigeno, 2000, "The Cost of Marriage - Inhibiting Factor," 横浜市立大学 論叢 53 卷 1 号, pp.95-125.

松浦克己, 2002, 「日本における分配問題の概観」宮島洋+連合総合生活開発研究所編『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社.

松浦克己・滋野由紀子, 1996, 『女性の就業と富の分配』日本評論社.

松浦克己・滋野由紀子, 2005, 「大都市圏における育児と女性の就業」会計検査院『会計検査研究』近刊.

松浦克己・橋本俊詔, 1993, 「日本の資産の不平等の要因分析－土地保有の有無による二つの階層分化」郵政研究所 DP1993-23.

Modigliani, F., 1988, "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth," *Journal of Economic Perspective*, Vol2, pp.15-40.

Page, B., 2003, "Testing for a Bequest Motive Using Cross-State Variation in Bequest Taxes," CBO Technical Paper Series.

大井方子・松浦克己, 2003, 「女性の就業選択に影響するものとししないもの」『会計検査研究』27号, pp.213-226.

Tachibanaki, T and S. Takada, 1994, "Bequest and asset Distribution: Human Capital Investment and Intergenerational Wealth Transfers," In Tachibanaki (eds) *Saving and Bequest*, Michigan University Press.

田近英治・金子能宏・林文子, 1996, 「年金の経済分析－保険の視点」東洋経済新報社.

高山憲之, 2004, 「信頼と安心の年金改革」東洋経済新報社.

八代尚宏, 1999, 「少子・高齢化の経済学－市場重視の構造改革」東京経済新報社.

---

i) 機会の平等の考え方に関しては佐藤(2005)、本書第 3 章参照。

ii) 親の経済力が子どもの社会的経済的状态に影響を与えるもう一つのルートは教育である。松浦・滋野(1996)第 3 章「私立校と公立校の選択」は、親の所得が教育条件がよいと考えられる私立小中学校の選択に影響していることを実証している。ただしこの教育問題は本章では取りあげない。

iii) 土地住宅を含めた正味資産の分配を考慮することが望ましい(たとえば松浦(2002)参照)。2002年のデータについてそのデータが得られないので、ここでは純金融資産に焦点を当てる。

iv) 本章では以下特に断ることなく遺産には「生前贈与」を含むものとする。

v) わが国に関する遺産の実証研究のサーベイとして Campbell(2004)参照。家計資産に占める遺産の重要性についての論争として Kotlikoff and Summers(1981), Kotlikoff(1988)と

---

Modigliani(1988)がある。Kotlikoff and Summers は稼得収入からの貯蓄の元利合計をライフ・サイクルによる富とし、残余を遺産による富としている(家計資産に占める遺産の比率80%)。これに対し Modigliani は各期の稼得収入と利子から消費を控除したものをライフ・サイクルによる富とし、残余を遺産による富とする(同20%)。包括的なサーベイとして石川(1991)の第7章「富の形成と分配」参照。

vi) みずほ銀行は金融資産5億円以上を対象とするプライベートバンクの展開を2005年3月に発表した。金融資産5億円以上のサンプルは、本章では登場しない。

vii) 相続税などの概要については財政金融統計月報『租税特集』各年番を参照。

viii) 遺産(贈与)税制が遺産に与える影響は親がどのような遺産動機を持つかにより異なる(国枝(2002))。米国の州別相続税の違いを利用した Page(2003)は、税率が生前贈与に影響することを検証している。

ix) 年金制度についてはたとえば高山(2004)を参照。

x) 2004年の年金改正に当たり厚生労働省は自己負担分に限定すれば、給付が保険料負担を上回るとした。その場合家計にとって比較対象となるのは自己負担分の保険料と厚生年金の期待給付総額ではなく、厚生年金に加入しないとした上で自己負担と雇い主負担を併せた掛け金で私的終身個人年金に加入したときの期待給付総額である。なお橋本・山口(2005)も参照。

xi) 2004年「少子化対策に関する特別世論調査」(内閣府)によれば、回答者の71.9%が少子化が「年金や医療の負担など、社会保障に与える影響」を特に重要だとしている。

xii) データの詳細については郵政研究所「第5回家計における金融資産選択等に関する調査結果報告書」(1996)と郵政総合研究所(第8回家計における金融資産選択等に関する調査結果報告書)を参照されたい。

xiii) 全く子どものいない家計を取り出すことができれば、より直接的に出産・子育ての効果を取り出すことができるであろう。データ上必ずしも可能ではなかったので本文の方法によることにした。

xiv) ある説明変数が純金融資産に与える限界効果は、被説明変数と説明変数の金額を1000で除しているのので、そのパラメータを $\beta$ とすると $1000 \times \beta$ で得ることができる。

xv) 操作変数の具体的な内容に関しては表3.4の注を参照されたい。