

## 相続期待と援助意向、家計からみた世代間関係

村上 あかね

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

### 1. はじめに

本稿では、2004年秋に実施した「消費生活に関するパネル調査」(パネル13) データを主に用いて、どのような人が親から相続を受けられるかどうか(以下、相続期待と省略)を分析し、さらに相続期待の有無が親子関係、家計やライフスタイルに及ぼす影響を吟味することを通して世代間関係について考察する。

相続には、その授受の時期については死亡時の遺産相続や生前贈与を含み、またその中身については不動産などの実物資産あるいは形見、さらには金銭などの金融資産などさまざまな要素が含まれる。このような相続に関する研究は、世代間の連帯(intergenerational solidarity)ないし家族の絆(family bonds, family ties)に焦点をあてるもの、社会経済的格差や家計行動に焦点をあてるものに大別できよう。

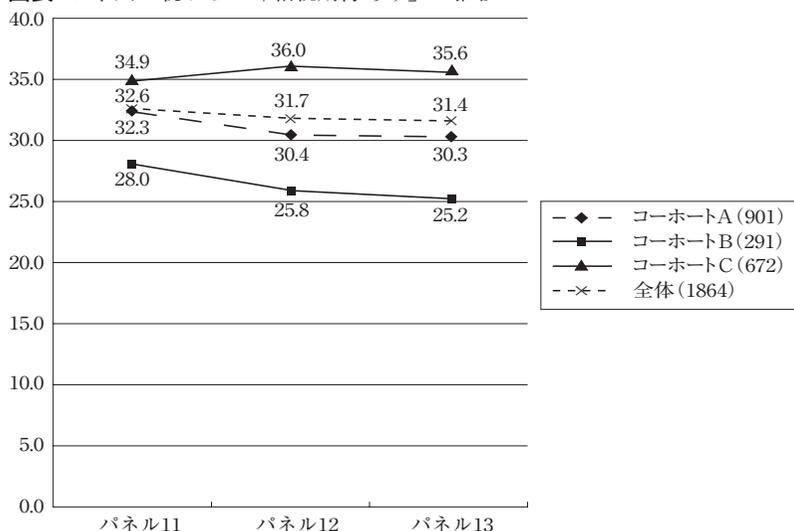
前者、すなわち家族関係という視点からみれば、本稿の分析は成人子と親との支援関係についての研究に含まれるが、この領域には、未婚成人子および既婚成人子の双方について、情緒的・経済的・世話的支援について、同居研究も含めた多くの蓄積がある<sup>1)</sup>。しかしながら、相続は非常にデリケートな問題であることから調査は少なく、国内では旧郵政省郵政研究所の調査、生命保険文化センターの「生活保障に関する調査」、日本家族社会学会全国家族調査の「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01)、社会階層と社会移動全国調査、本稿で分析する「消費生活に関するパネル調査」

などに限られているようだ。

相続と親子関係について、1996年に実施した「貯蓄に関する日米比較調査」を分析したホリオカほか(1998)は、日米とも相続予定のない回答者の場合よりも相続予定のある回答者のほうが親との同居率が高く、利己主義を前提とするライフ・サイクル・モデルが成り立つこと、相続予定の有無による同居率の差は日本のほうがアメリカよりも大きいことを見いだしている。また、Szydlik(2004)でも、世帯内での援助やケアをしている人は、将来の相続予定があると答える確率が高いことが明らかになっている。そのほか、Finch and Mason(2000)は、相続とは家族を構成するプロセスであり、財産は親族集団の境界およびその境界内での権力構造を表し象徴するものであるとみなし、インタビューをはじめとする質的データから、子供に財産を残すことの意味などを析出している。

後者については、郵政総合研究所の調査データなどを用いて、相続・贈与の実態、遺産が家計に与える影響、遺産動機、遺産が資産格差に与える影響など(高山・ホリオカ・太田編 1996; 高橋 2003; 松浦 2006など)、多くの理論的・実証的研究が経済学の領域を中心に蓄積されている。1992年の「家計における金融資産に関する調査」データを用いた高山ほか(1996: 134-173)では、相続(贈与を含む)を受けた経験あるいは予定があるかないかを分析している。居住地域別にみると、遺産動機の強い東北・北陸では相続経験・予定のある世帯が多いが、逆に遺産動機の弱い北海道・

図表-1 本人の親からの「相続期待あり」の推移



近畿・沖縄では相続経験・予定のある世帯が少ないことが示されている。また、持家世帯、世帯主の職業が個人事業主・自由業者・農林漁業従事者であれば、相続経験や予定があると答える者が比較的多いことも明らかになっている。

とくに、最近話題となっている社会経済的格差についてみれば、鹿又（1998: 55）が、1995年の「社会階層と社会移動全国調査」から、相続贈与の経験は、不動産、金融資産、純金融資産を増大させていることを示している。しかし、相続贈与の経験やその額は、「社会階層に規定される構造的なものではなく、個々人が出生する家族が保有する資産、そして家族関係という偶然性に帰せられるものかもしれない」と述べている。これに対して、1996年と2002年の「家計と貯蓄に関する調査」を分析した松浦（2006）は、遺産受取経験・受取予定の有無は家計の純金融資産蓄積に大きく影響すること、またその効果は1996年にくらべ2002年調査で拡大し、キャッチアップが著しく困難なほどの純金融資産の格差をもたらしていることを示している。イギリスで18歳以上の男女を対象に実施された全国調査を分析したRowlingson and McKay（2005）は、30%が金銭かつまたは不動産を受け取る可能性が高いと答えていた。そのなかでも、過去に相続を受けた経験がある人、

30～40歳代の人、親が持家を所有している人の相続期待が高いこと、社会保障制度による給付金を受給している人は相続期待が低いことが示された。また、Szydlik（2004）によれば、東西ドイツについては、社会経済的に恵まれている階級であること、持家を所有していること、きょうだい数が少ないほど相続を受けた経験または受ける予定があること、一方、女性、また年長の

コーホートほど相続の期待がないと答えていることが明らかになっている。これらの結果は、2000年以降にあっては、日本においても欧米においても、社会経済的に恵まれていない人びとのほうが遺産の必要性が高いにもかかわらず、得られないことを示唆するものであるといえる<sup>2)</sup>。

さて、本稿では、調査対象者が26～46歳の女性とまだ若く、親も存命で遺産相続を受けた経験が少ないことから<sup>3)</sup>、本人の親から将来相続を受けることになるかどうか（相続期待）に注目し、また親に対する経済的支援・介護意向との互酬性があるかどうか、相続期待が家計やライフスタイルにどう影響するのかを分析する<sup>4)</sup>。第2節に仮説と分析結果を示し、第3節でその結果について論じる<sup>5)</sup>。

## 2. 相続期待、援助意向、家計についての仮説と分析結果

この節では、仮説および分析結果を示す。

### (1) 相続期待の経年変化

図表-1は、パネル11からパネル13にかけての相続期待の推移である<sup>6)</sup>。「あなたの親から将来相続を受けることになると思いますか」という質問

に対し、「思う」と答えた回答者の割合である<sup>7)</sup>。ここでの「相続」には生前贈与が含まれる可能性もあるが、主に死後の遺産相続を念頭においているといえよう。パネル13の全対象者で「相続を受けると思う（以後、「相続期待あり」）」と答えた女性は全体の31.4%であり、「相続を受けないと思う（以降、「相続期待なし」）」と答える女性のほうが多い。

パネル11からパネル13までの過去3年間の回答状況を見ると、32.6%、31.7%、31.4%と3割前後で推移している。さらにコーホート別にみると、「相続期待あり」と答える割合が最も高いのは、もっとも若いコーホートC（2005年で26～31歳）であり、ついで年長のコーホートA（36～46歳）、コーホートB（32～35歳）であることがわかる。年齢が高いほど期待があるわけではないことがわかる。また、その割合の差はパネル11から12にかけて若干開いており、パネル13においては、コーホートCとコーホートAは約5%ポイント、コーホートCとコーホートBは約10%ポイントの違いがある。

なお、配偶関係別にみると、有配偶者の28.0%、無配偶者の38.8%が、「期待あり」と答えている（ $\chi^2$ 検定の結果は0.1%水準で有意）。また、配偶関係によって親子関係のあり方も変わることが予想されるため、以後の分析では、コーホートおよび配偶関係の違いに考慮した分析を行う。

## (2) 相続期待の規定要因について——

### 仮説および分析結果

ここでは財産を残す側（主に親）の遺産動機についての理論を参照しつつ、財産を受け取る側（主に子）の相続期待の有無についての仮説をたてる。

遺産動機の研究では、(1) ライフ・サイクル・モデル、(2) 利他主義モデル、(3) 王朝モデル、(4) 財産を残すこと自体に効用を感じるモデルが提唱されている（高山ほか 1996; ホリオカほか 1998; 高橋 2003）。(1)と(2)では、その前提とする人間像が大きく異なる。(1)は人びとが利己的であり、子供に対する愛情はないと仮定するの

に対し、(2)では、人びとは利他的であり、子供に対する愛情があると仮定する。したがって、(1)が成立するならば、人びとは財産をまったく残さないか、死亡によって意図せざる財産を残すか、あるいは老後の世話／生活費の見返りとして財産を残すと考える。遺産の分配方法としては、老後の世話や生活費の援助を担った子にすべての財産を残すことが予想される。(2)が成り立つならば、人びとは見返りがなくても財産を残すため、きょうだいのうち恵まれない子（所得稼得能力の少ない子、病弱な子）に財産を残すと仮定される。(3)は、人びとは家または家業の存続を望んでおり、その目的を達成するために財産を残すと考える。したがって、家または家業を継いだ子にすべて残すと予想される。なんらかの目的に対する見返りという点では(1)と(3)には共通する面があるといえる。(4)は財産を残すこと自体が喜びであり、子供の効用は親にとっては関心がないと仮定するという違いがある。この場合、子供に均等に分ける、あるいは長男に全部残すことが予想される<sup>8)</sup>。

これらおよび第1節で述べた研究から、どのような子供の相続期待があるのかを予想したものが、つぎの仮説1～3である。

仮説 1-a：親と同居していると、親の世話をしている／する可能性が高いので、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説 1-b：親に生活費の援助をしていると、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説 2-a：社会経済的状况、あるいは健康に恵まれていない子供は、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説 2-b：社会経済的状况、あるいは健康に恵まれている子供ほど、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説 3-a：本人のきょうだいの人数が多ければ、相続期待があると答える確率が低くなる。

仮説 3-b：本人に男きょうだいがいる場合には、相続期待があると答える確率が低くなる。

図表-2 分析に用いた変数の記述統計量

	有配偶 (1107人)		無配偶 (551人)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
被説明変数				
本人の親からの相続期待 (1=あり)	0.275	0.447	0.388	0.488
説明変数				
コーホート・年代 (基準:コーホートA・40代)				
コーホートC・20代	0.146	0.354	0.430	0.496
コーホートC・30代	0.125	0.330	0.143	0.351
コーホートB・30代	0.170	0.376	0.136	0.343
コーホートA・30代	0.204	0.403	0.129	0.335
親との同居状況 (基準:別居・同居意向なし)				
同居	0.101	0.302	—	—
別居・同居意向あり	0.108	0.311	—	—
別居・同居意向不詳	0.013	0.112	—	—
収入を親に渡しているか (1=渡している)	—	—	0.390	0.488
年収 (万円) <sup>1)</sup>	610.435	241.937	253.804	147.898
本人学歴 (基準:中学・高校 <sup>2)</sup> )				
専門学校 (入学資格は高卒)	0.176	0.381	0.165	0.372
短大・高専	0.225	0.418	0.218	0.413
大学・大学院	0.123	0.328	0.236	0.425
本人の主観的健康観 <sup>3)</sup>	3.477	0.843	3.434	0.957
兄弟姉妹人数 (本人を除く) <sup>4)</sup>	1.522	0.924	1.358	0.832
男きょうだいの有無 (1=いる)	0.586	0.493	0.577	0.494

注: 1) 有配偶者の場合は夫婦の年収、無配偶者の場合は本人の年収

2) 入学資格が中卒の専門学校を含む

3) 主観的健康観は1=まったく健康ではない～5=とても健康

4) 本人の兄弟姉妹数の最大値は7人

仮説 1-a および 1-b は見返りを重視するライフ・サイクル・モデルに基づくものである。きょうだいのうち恵まれない子に財産を残す利他主義モデルを検証するには、きょうだいの属性 (学歴、配偶関係、収入など) に関する詳細な情報が必要であるが、「消費生活に関するパネル調査」ではきょうだいの人数、構成、出生順位が初回調査で補足されているのみである。したがって直接的な検証は難しい。だが、ほかのきょうだいとの比較というこのモデルの前提をはずし、より一般的に、遺産の必要性の高さという観点にもとづくものが仮説 2-a および 2-b である。つまり、社会経済的に恵まれない状況にある人ほど遺産の必要性が高いため、遺産を相続する予定があるというものである。しかし、一方で、第 1 節でみた先行研究のように、社会経済的に恵まれている子供の親もまた社会経済的に恵まれているとすれば、逆の予想も成り立つ (仮説 2-b)。

仮説 3-a および 3-b は家族構造、とくにきょうだい関係に注目したものである。まず、きょうだいは潜在的な競争相手と考えられること、および Szydlík (2004)、保田 (2004) から、仮説 3-a が成り立つと考えられる<sup>9)</sup>。きょうだいの性別について、王朝モデルの観点に立つと、日本では民法上は性別にかかわらず均分相続とはいえ、男子優先の相続慣行が残っていることを考えると仮説 3-b が成り立つであろう。相続経験についての分析では、先行研究では相異なる結果が得られている。「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) を分析した

杉岡・佐藤 (2003) では長男が一番多く相続していたとの結果が得られているが、1995年SSM調査を分析した鹿又 (1998) は、長男・長女であることは統計的には有意でなかったとしている。本稿では相続経験ではなく相続期待を分析するという違いはあるが、男きょうだいの有無というきょうだい構成の影響はみられるだろうか。

分析に用いた変数の記述統計量は図表-2 に示した。被説明変数および説明変数の多くはダミー変数である。コーホートと年代はコントロール変数として投入した。同居別居の状況 (有配偶者のみ)、親に収入を渡しているか (無配偶者のみ) は仮説 1-a および 1-b に、年収、本人学歴、主観的健康観は仮説 2-a および 2-b に対応する。兄弟姉妹人数と男きょうだいの有無は仮説 3-a および 3-b に対応する<sup>10)</sup>。

被説明変数である相続期待の有無はダミー変数であるため、ロジスティック回帰分析を用いた。

図表-3 本人の親からの相続期待の有無についてのロジスティック回帰分析

	有配偶 Exp (B)	無配偶 Exp (B)
コーホート・年代 (基準:コーホートA・40代)		
コーホートC・20代	0.980	0.950
コーホートC・30代	1.266	1.217
コーホートB・30代	0.583 *	0.846
コーホートA・30代	0.729	0.846
親との同居状況 (基準:別居・同居意向なし)		
同居	4.073 ***	—
別居・同居意向あり	2.162 ***	—
別居・同居意向不詳	1.257	—
収入を親に渡しているか (1=渡している)	—	1.514 *
年収 (万円) <sup>1)</sup>	1.001 *	1.001 +
本人学歴 (基準:中学・高校 <sup>2)</sup> )		
専門学校 (入学資格は高卒)	1.945 **	0.863
短大・高専	2.311 ***	1.358
大学・大学院	3.802 ***	1.678 +
本人の主観的健康観 <sup>3)</sup>	1.168 +	1.123
兄弟姉妹人数 (本人を除く)	0.601 ***	0.602 ***
男きょうだいの有無 (1=いる)	0.509 ***	0.516 ***
定数	0.208 ***	0.643
モデル $\chi^2$ <sup>4)</sup>	209.754 ***	72.707 ***
Cox & Snell R <sup>2</sup>	0.173	0.124
ケース数 (人)	1107	551

有意水準 \*\*\*0.1%, \*\*1%, \*5%, +10%

注: 1) 有配偶者の場合は夫婦の年収、無配偶者の場合は本人の年収

2) 入学資格が中卒の専門学校を含む

3) 主観的健康観は1=まったく健康ではない~5=とても健康

4) モデル $\chi^2$ の自由度は、有配偶14、無配偶12

結果は図表-3に示した。Exp (B) が1より大きければ (参照カテゴリーがある場合には参照カテゴリーにくらべて) 「相続期待がある」と答える確率が高いこと、逆にExp (B) が1より小さければ「相続期待がある」と答える確率が低いことを表す。

有配偶者の列をみると、統計的に有意なのはコーホート、親との同居状況、学歴、主観的健康観、兄弟姉妹人数、男きょうだいの有無である。コーホートA・40代にくらべると、コーホートB・30代では「相続期待がある」と答える確率が低い。現在親と別居しており将来も同居する意向がない場合にくらべて、現在同居している場合、現在は別居しているが将来同居する意向がある場合は、「相続期待がある」と答える確率が高い。年収は高いほうが「相続期待がある」と答える確率が高い。学歴については、中学・高校卒にくら

べてそれ以外の学歴のほうが「相続期待がある」と答える確率が高い。また、健康であるほうが「相続期待がある」と答える確率が高いが、10%水準で有意であるにとどまっている。きょうだい関係については、兄弟姉妹人数が多いほど、また男きょうだいがいると、「相続期待がある」と答える確率は有意に低い。

つぎに無配偶者の列をみると、収入を親に渡しているほうが、また年収が高いほうが「相続期待がある」と答える確率が高い。学歴については、中学・高校卒にくらべて大学・大学院卒のほうが「相続期待がある」と答える確率が高い (しかし、年収、学歴の効果は

10%水準で有意である)。有配偶者と同様、兄弟姉妹人数の多さ、男きょうだいがいるほうが「相続期待がある」と答える確率が低い。

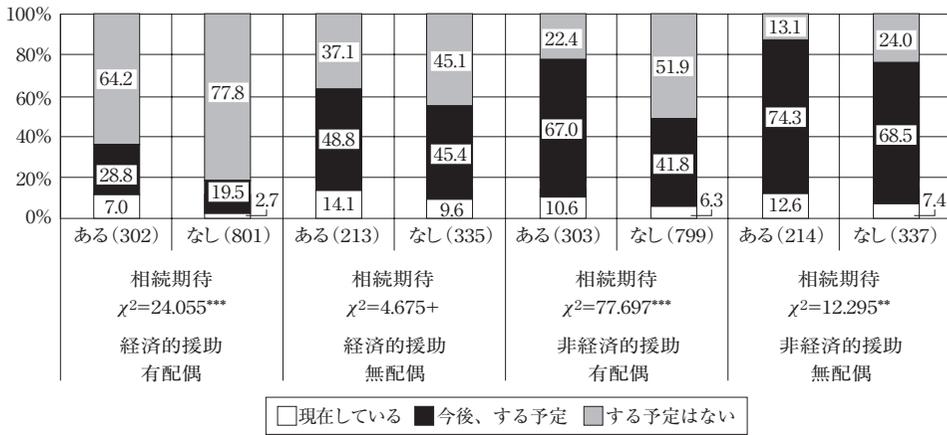
これらの結果は、仮説1-a、仮説1-b、仮説2-b、仮説3-a、仮説3-bが (一部) 成立することを示すものである。係数の相対的な大きさをみると、同居・別居ないし生活費を親に渡しているかどうかが重要であるようだ。

### (3) 相続期待の有無と親への

#### 経済的・非経済的援助

親との同居は、若いうちは家事・育児の援助を受けられるだろうが、年齢とともに逆に親の世話をする必要が生じると予想できる。そこで、ごく簡単ではあるが、相続期待の有無と親への経済的・非経済的援助との関係をみたものが図表-4である。

図表-4 本人の親からの相続期待の有無と経済的・非経済的援助の有無



「消費生活に関するパネル調査」では、親への援助意向を経済的援助と非経済的援助に分けて尋ねている。質問文は、「今後、あなたの親に経済的援助をするつもりですか」、「今後、あなたの親のお世話(家事、介護、訪問)をするつもりですか」であり、回答選択肢は「現在している」、「今後する予定」、「現在していないし、する予定はない」「自分の両親は死亡」である<sup>11)</sup>。

図表-4を、有配偶者の経済的援助意向からみると、「相続期待がある」と答えた人のうち、経済的援助を「現在している」人が7.0%、「今後、する予定」がある人が28.8%、「する予定はない」人が64.2%である。これに対して、「相続期待なし」と答えた人は、順に2.7%、19.5%、77.8%であり、相続期待があるほうが経済的援助をしている(または今後する)傾向がうかがえる。これに対し、無配偶者の場合には、 $\chi^2$ 検定の結果は10%水準で有意な差があるにとどまるが、相続期待があると経済的援助意向もあるとの関連がみられた。つぎに、非経済的援助についてみると、有配偶者の10.6%が「現在している」、67.0%が「今後する予定」と答えており、「する予定はない」は22.4%とごくわずかである。一方、「相続期待なし」と答えた人で、「する予定はない」は51.9%と過半数を超えており、相続期待の有無による援助の違いは統計的にも有意であった。非経済的援助については、無配偶にも有意な違いがみられた。「相続期待がある」では、「現在している」12.6%、

「今後、する予定」74.3%、「する予定はない」13.1%であり、「相続期待なし」の人では「現在している」7.4%、「今後、する予定」68.5%、「する予定はない」24.0%と、「する予定はない」の割合に2倍近い開きがあった。これらの分析からは、相続の期待があるほうが親への経済的・非経済的援助を行っている(または今後行う)傾向が見いだされた。これは、本調査の対象者本人と親の間には、互酬性が成り立っていることを示唆するものである。

#### (4) 相続期待の有無と家計、ライフスタイル

最後に、相続期待の有無が家計およびライフスタイルに及ぼす影響を確認し、社会階層のあり方を考える手がかりとしたい(図表-5)。

まず、家計についてみると、9月の生活費(貯蓄、ローン返済を除く)の平均値は「相続期待がある」の人が243.6千円、「相続期待なし」の人が232.0千円と前者のほうが高いが、統計的に有意な差ではなかった。しかし、世帯預貯金額および本人の預貯金額の平均値は、いずれも「相続期待がある」と答えた人のほうが多い。世帯預貯金額については364.9-248.0=116.9万円もの差がある。これに対応して、貯蓄目標額の平均値にもおよそ450万円の差がみられた。有価証券の保有率についても、世帯・本人ともに「相続期待がある」と答えた人は13.7%、7.7%であり、「なし」と答えた人の9.0%、3.8%よりも高い。持家率も同様で

図表-5 本人の親からの相続期待の有無と家計・ライフスタイル

有配偶	相続期待		検定統計量	自由度
	ある	なし		
9月の生活費(千円)	243.6 (289)	232.0 (775)	3.453 <sup>+</sup>	1
世帯預貯金額(万円)	364.9 (265)	248.0 (735)	24.052 <sup>***</sup>	1
本人預貯金額(万円)	86.5 (281)	52.1 (774)	18.430 <sup>***</sup>	1
貯蓄目標額(万円)	2077.5 (289)	1621.7 (751)	11.896 <sup>***</sup>	1
世帯有価証券保有率(%)	13.7 (41)	9.0 (71)	5.226 <sup>*</sup>	1
本人有価証券保有率(%)	7.7 (23)	3.8 (30)	7.089 <sup>*</sup>	1
現住居 持家率(%)	74.7 (227)	65.3 (524)	8.813 <sup>**</sup>	1
昨年1年間の国内観光旅行経験率(%)	59.6 (180)	49.7 (383)	11.941 <sup>***</sup>	1
昨年1年間の海外観光旅行経験率(%)	9.0 (27)	5.3 (42)	5.121 <sup>*</sup>	1
生活に満足している <sup>3)</sup> 人の割合(%)	61.5 (187)	52.4 (420)	9.696 <sup>+</sup>	4
生活程度「上」+「中の上」の人 <sup>4)</sup> の割合(%)	19.9 (60)	11.2 (90)	34.544 <sup>***</sup>	4

無配偶	相続期待		検定統計量	自由度
	ある	なし		
9月の生活費(千円)	116.9 (204)	116.1 (320)	0.023	1
本人預貯金額(万円)	231.2 (199)	165.2 (328)	8.132 <sup>**</sup>	1
貯蓄目標額(万円)	1063.9 (202)	785.2 (305)	6.917 <sup>**</sup>	1
本人有価証券保有率(%)	10.9 (23)	5.7 (19)	4.846 <sup>*</sup>	1
現住居 持家率(%)	79.0 (169)	60.5 (204)	20.346 <sup>***</sup>	1
昨年1年間の国内観光旅行経験率(%)	62.6 (134)	61.1 (204)	0.131	1
昨年1年間の海外観光旅行経験率(%)	18.3 (39)	17.8 (59)	0.021	1
生活に満足している人の割合(%)	55.1 (118)	47.5 (160)	9.039 <sup>+</sup>	4
生活程度「上」+「中の上」の人の割合(%)	19.6 (42)	11.3 (38)	18.263 <sup>***</sup>	4

有意水準 \*\*\* 0.1%, \*\* 1%, \* 5%, + 10%

注: 1) 検定統計量は、生活費などの場合F値。有価証券保有率などの場合 $\chi^2$ 値

2) ( )内の数字はケース数。平均値 $\pm$ 2標準偏差で外れ値を除去している

3) 「満足」、「どちらかといえば満足」、「どちらともいえない」、「どちらかといえば不満」、「不満」の5つの選択肢のうち、「満足」または「どちらかといえば満足」と答えた人

4) すべての選択肢は「上」、「中の上」、「中の中」、「中の下」、「下」の5つ

ある(「あり」)は74.7%、「なし」は65.3%)。

つぎにライフスタイル、具体的には余暇と生活意識についてみると、昨年1年間の国内外の観光旅行経験率にも違いがあり、「相続期待がある」のほうが「なし」より高い(国内は「相続期待がある」が59.6%、「なし」が49.7%。海外は「あり」の9.0%にたいして「なし」は5.3%)。このような家計およびライフスタイルに対する影響を反映し、「相続期待がある」層は生活満足度、生活程度の評価も「なし」層よりも高く、その違いは統計的にも有意である。

このような傾向は、おおむね無配偶者にも共通する。有配偶者ほど統計的に有意な違いはみられないが、本人預貯金額の平均値、貯蓄目標額の平均値、有価証券保有率、持家率は、いずれも「相続期待がある」と答えた人のほうが「なし」と答えた人のそれを上回る。生活満足度については、

10%水準で有意であるにとどまり、相続予定の有無による違いはほとんどないといえるが、生活程度の評価については「相続期待がある」と答えた人のほうが「なし」と答えた人よりも高い。なお、9月の生活費とならんで、国内外の観光旅行経験率には、相続期待による有意な差はなかった。

全体としてみると、「相続期待がある」と答える人のほうが「なし」と答える人に比べて、資産が豊かであり、余暇を楽しみ、主観的にも幸福であるといえよう。

### 3. まとめ

本稿は、「消費生活に関するパネル調査」データを用いて、女性の相続期待の有無の規定要因と相続期待が家計やライフスタイルに及ぼす影響について、社会階層、家族構造の影響に焦点をあてて検

討した。

分析の結果、明らかになったことは以下の6点である。

- ①2004年時点で、自分の親から相続を受けると思うと答えた女性は約3割である。
- ②相続期待の有無はコーホートによる違いがある。「期待がある」と答える割合が高いのは、もっとも若いコーホートC、ついでもっとも年長のコーホートA、コーホートBであった。
- ③有配偶者より無配偶者のほうが「期待がある」と答える割合が高い。
- ④「相続期待がある」と回答する確率を高める要因は、広い意味での親への援助の提供、収入の多さ、学歴の高さ、きょうだいの少なさ、男きょうだいがいないことである。
- ⑤「相続期待がある」と答えた回答者は、「なし」と答えた回答者に比べて、現在親に援助を提供しているか、または将来提供する意向が強い。
- ⑥相続期待の有無により、家計やライフスタイルも影響を受ける。その影響はとくに有配偶者で大きい。「相続期待がある」と答えた回答者のほうが、金融資産ならびに不動産を多く所有する傾向がある。また過去1年間の観光旅行経験率も高く、生活に満足している人の割合、生活程度を高く評価している人の割合が高い。

これらの結果は、遺産相続に関する既存の諸理論と整合するものである。相続への期待と親への支援の提供とは互酬的な関係にある<sup>12)</sup>。ただし、相続を受ける期待がない子供は親の面倒をみる意向が弱いという結果は、かならずしも子供に資産を残せない人は老後の支援を受けられないというわけではない。調査対象者のきょうだいが相続を受けるかわりに面倒をみる可能性があるからだ。しかしながら、親世代の老後と子世代の暮らし、世代間関係に及ぼす社会階層の影響には、今後さらに検討が必要であろう。さらに、現時点においても豊かな階層ほど親から相続を受ける見通しがあることから、今後の格差の動向が注目される。

また、家族構造の影響については、とくに男きょうだいの有無に代表されるジェンダー差の影響が依然として残っている。ジェンダーの違いについて、Szydlik (2004) の分析では、相続予定の有無については女性のほうが「ない」と答える確率が高いものの、過去の相続経験、過去の相続額、相続予定額については男女差がみられなかった。その理由について、相続経験についてはきょうだい数が少ないためジェンダー差が縮小しつつあると指摘している。また相続予定のジェンダー差については、女性は親しい人の死亡を予想してしまうために相続の予定について話すことに抵抗が大きいが、男性は相続についてあらかじめ聞いているので抵抗が小さいと解釈している。また、Finch and Mason (2000) も、主要な資産については息子も娘も割り当ては同じであること、ただし、形見分けなどを含めて総合的に判断すれば、相続経験および相続プロセスへの関与において男女差があるが、あまり明確ではないと指摘している。では、なぜ日本ではジェンダー差がみられるのか、実際の相続経験・相続額にはジェンダー差は生じないのか、今後のパネル調査のさらなる進展によって、明らかになることを期待したい。

#### 注

- 1)「消費生活に関するパネル調査」を用いた未婚成人子の研究としては、北村・坂本 (2004)、本号掲載の田中論文、福田論文などがある。「消費生活に関するパネル調査」以外のデータを用い、ライフステージの中期における親子関係を分析したものとしては、春日井 (1997)、保田 (2004)、白波瀬 (2005) などがある。
- 2) Rowlingson and McKay (2005) は、社会経済的に恵まれている回答者のほうが、むしろ恵まれていない回答者より遺産の必要性を感じている、と指摘している。
- 3)「消費生活に関するパネル調査」の各年のデータから推測すると、遺産相続の経験があると答えた人は少ないようだ。なお、住宅取得にあたっての親からの援助は重要な生前贈与のひとつであるが、これは別の機会に論じる。日本の現状については、たとえば平山 (2006) など参照。
- 4) Bengtson and Roberts (1991) は、世代間の連帯の要素を6つに分類しているが、この分類に従えば、本稿で分析する遺産相続や経済的支援・介護意向は、援助や諸資源の交換 (functional solidarity) と見なすことができよう。
- 5) 贈与・遺産の格差については、本号掲載の浜田論文で

分析されている。

- 6) パネル11以前の調査でも相続期待について尋ねているが、質問文のワーディングが異なるため、ここでは分析しない。ワーディングが回答の分布に与える影響についてはRowlingson and McKay (2005: 7)でも指摘されている。
- 7) その他の選択肢は、「思わない」「自分の両親は死亡」である。
- 8) Szydlik (2004) も、家族の連帯という観点から、opportunity structure仮説、need structure仮説、family structure仮説を提唱している。このうちneed structure仮説は、遺言人と被相続人のニーズに注目しているが、(1)ライフ・サイクル・モデル、(2)利他主義モデル、(3)王朝モデルに対応していると整理できよう。
- 9) なお、王朝モデルでは家業の継承が重要な要因であるが、今回は調査対象者が女性であることから、職業についての結果は示さないこととした。
- 10) 有配偶者の場合のみ同居・別居の状況について分析に用いたのは、無配偶者の多くが親と同居していたり、ほかの変数との相関が高かったためである。また、無配偶者の場合のみ親に収入を渡しているかを用いたのは、有配偶者の場合どちらの親に収入を渡しているかが区別できないためである。また、親との同居は持家の所有と関連しうするため、今回は分析から外した。予備的なロジスティック回帰分析において回帰診断を行って、残差の標準偏差が5以上あったサンプルは除去している。図表-2、3はそのサンプルを除いた結果である。なお、年収は、平均±2標準偏差を基準として外れ値を除去した。Log(X+1)の対数変換も行ったが、変換を行わないほうが分布のゆがみが小さかったので変換前の値を投入した。
- 11) 「自分の両親は死亡」および無回答はそれぞれ全回答者の2.7%、0.7%と少数であったため、分析から除いた。
- 12) Izuhara (2004) のように、日本でも資産相続と家族による援助の提供との関連性が徐々に薄れつつあるとの指摘もある。

## 文献

- 春日井典子, 1997, 『ライフコースと親子関係』行路社。  
 鹿又伸夫, 1998, 「資産格差の形成メカニズム」鹿又伸夫編『豊かさと格差——1995年SSM調査シリーズ第16巻』, 1995年SSM調査研究会, 27-57。  
 北村行伸・坂本和靖, 2004, 「優雅な『バラサイトシングル』像が変容」樋口美雄ほか編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 87-115。  
 白波瀬佐和子, 2005, 「少子高齢社会の世代間支援」白波瀬佐和子『少子高齢社会の見えない格差』東京大学

出版会, 135-160。

- 杉岡直人・佐藤文香, 2003, 「キョウダイ間の関係からみた家族の変化」, 松田(熊谷)苑子編『全国調査「戦後日本の家族の歩み」』2001-2002年度科学研究費補助金研究成果報告書(淑徳大学), 日本家族社会学会全国家族調査(NFRJ)委員会, 143-150。  
 高橋朋一, 2003, 「遺産動機と相続経験——家計における金融資産選択に関する調査結果の分析より」『郵政研究所月報』16(3): 416。  
 高山憲之・チャールズ ユウジ・ホリオカ・太田清編, 1996, 『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社。  
 平山洋介, 2006, 「女性と住宅資産」財団法人家計経済研究所編『女性のライフコースと住宅所有』, 財団法人家計経済研究所, 33-55。  
 ホリオカ, チャールズ ユウジ・藤崎秀樹・渡部和孝・石橋尚平, 1998, 「貯蓄動機・遺産動機の日米比較」チャールズ・ユウジ・ホリオカ・浜田浩児編『日米家計の貯蓄行動』日本評論社, 71-111。  
 松浦克巳, 2006, 「遺産、年金、出産・子育てが生む格差」白波瀬佐和子編『変化する社会の不平等』, 東京大学出版会, 165-195。  
 保田時男, 2004, 「親子のライフステージと世代間の援助関係」渡辺秀樹ほか編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 347-365。  
 Bengtson, V. L., and R. E. L. Roberts, 1991, "Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction," *Journal of Marriage and the Family*, 53: 856-870。  
 Finch, J. and J. Mason, 2000, *Passing On: Kinship and Inheritance in England*, London: Routledge。  
 Izuhara, Misa, 2004, "Negotiating Family Support?: The 'Generational Contact' between Long-term Care and Inheritance," *Journal of Social Policy*, 33(4): 649-665。  
 Rowlingson, Karen and Stephen McKay, 2005, "Expectation of Receiving an Inheritance, and Perceived Needs", Karen Rowlingson and Stephen McKay, *Attitudes to Inheritance in Britain*, Bristol: Policy Press, 6-15。  
 Szydlik, Marc, 2004, "Inheritance and Inequality: Theoretical Reasoning and Empirical Evidence," *European Sociological Review*, 20: 31-45。

むらかみ・あかね 財団法人家計経済研究所 研究員。  
 主な論文に「モデルを選択し診断する——決定係数とVIF」(与謝野有紀他編『社会の見方、測り方』勁草書房, 2006)。社会学専攻。(murakami@kakeiken.or.jp)