

子どもへの資産提供と老親介護 ——後期高齢者の全国調査の分析より

小林 江里香

(東京都老人総合研究所 社会参加とヘルスプロモーション研究チーム主任研究員)

Jersey Liang

(ミシガン大学公衆衛生学部および老年学研究所教授)

1. はじめに

世代間で経済的資源や時間（サービス）を移転（transfer）する世代間援助は、さまざまな領域で研究されてきた。たとえば、社会学や心理学の視点では、親子間でどのような資源をどのようにやりとりしているかは、家族の機能を表す重要な指標である。本研究では、親が成人子に対しておこなった資産（不動産、金融資産）の提供と高齢期に子どもから受ける介護との関係に着目し、経済的援助をした子どもから介護を受けるという「互惠性（reciprocity）」が成立しているのかを、後期高齢者の全国調査のデータを用いて検討する。

世代間援助における互惠性は、その背景にある援助提供者の動機との関連でも注目されてきた。特に経済学分野では、政策的観点から、生前贈与だけでなく遺産相続を含む親から子への経済的援助が、子どものwell-beingを高めることへの関心による利他的な動機によるのか、経済的援助の見返りに老後の世話（サービスの提供）を受けようとする利己的な動機（交換動機など）によるのか議論されてきた（ホリオカ1996; Soldo and Hill 1993）。親が利他的動機から収入の少ない子を援助する場合、子への公的な支援制度が導入されれば、親はその分の子への支援を減らすため、受け手（子）の収入は変わらないことになる（Soldo and Hill 1993）。

また、動機の問題は、公的な介護サービスの拡充が、高齢者の経済的資源の活用方法に与える影響を予測する上でも重要である。子への経済的援

助の目的が子からサービスを受けることにあるのならば、高齢者が資産を、子どもに対してではなく、専門家による介護サービスを「買う」ために使うことも別の選択肢になり得るからである。

親から子への経済的援助と子による親の介護や世話的な支援の関係を、大規模調査に基づいて実証的に検討した研究は、多くはないがいくつかみられる。たとえば、Henrettaら（1997）は、ミシガン大学が実施した「後期高齢者の資産と健康のダイナミクス研究（AHEAD: Study of Assets and Health Dynamics Among the Oldest Old）」から、複数の子をもつ配偶者のいない高齢者（親）のデータを分析し、過去10年間に経済的援助（5,000ドル以上の援助、または家の権利譲渡のいずれか）を受けた子ほど、現在、親の日常生活動作（ADL: Activities of Daily Living）の援助をしているという互惠的な関係を見出している。しかし、AHEADデータを分析した別の研究では、金銭援助については親が介護と交換に子どもに経済的援助をしているという証拠はみられないとしており（McGarry and Schoeni 1997; McGarry 1998）、統一的な結論には至っていない。

わが国では、大竹（1993）が、1990年に総務庁が実施した資産相続についてのアンケート調査の結果から、日本の高齢者の遺産動機は利己的であると結論づけている。このアンケート結果では、資産を「長男」「家を継ぐ者」「面倒をみてくれる子に多く」相続させるとする回答がそれぞれ2～3割と多いが、これらは「長男が親の面倒をみて家を継ぐ」という日本の伝統的な慣習を考えると

ほぼ同じ内容であり、多くの高齢者は世話をしてくれた子に相続させたいと考えていると解釈している。また、生前贈与をした親の43.8%が、「老後の面倒をみてもらうから」を理由として挙げていることも、利己的な動機であることの根拠としている。

しかし、一方で、直井ら（2006）が、夫と死別した高齢女性が子どもから受けるサポート（いたわり、病気時の世話、日常生活の手助け）が、子が夫の不動産を相続したかどうかで異なるかを分析した結果では、子の同居・近居がもっともサポートの受領を高めており、これらの影響を統制すると相続の有無とは有意な関係がみられなかった。また、遺産相続しなかった子からも40%程度はサポートを受領していることから、交換モデルが適用されるのは寡婦のうちの少数ではないかとしている。

これらの研究は、子への資産提供と子からの援助の間に見かけ上は正の関係がみられたとしても、必ずしも資産提供の効果を意味しているとは限らないことを示唆している。資産提供を受けやすいと考えられる特性を持つ子、すなわち長男であることや同居・近居していることが、資産提供の有無にかかわらず親への援助確率を高めているかもしれないからである。同別居を含む親との距離が、老親と子どもとの関係に影響を与える重要な要因であることを示す研究は多く（古谷野ほか1995；横山ほか1994など多数）、日本では、夫が長男の場合には夫の親への世話的支援が促されるという「男系型直系家族規範」が、1990年代においても根強く残ることが、調査の分析結果からも示されている（白波瀬2005）。

以上の点をふまえ、本研究では、まず、どのような特性を持つ子が親から不動産や金融資産の提供を受けているかを検討した上で、これらの特性の影響を統計的に統制しても、資産提供を受けた子がより親を援助しているという関係がみられるかについて、親と子両方の説明変数を投入したマルチレベルでの分析をおこなった。従属変数となる親への援助としては、子どもが高齢の親から将来の介護を期待されているかどうかと、実際に親

のADLの援助をしているかどうかの2つを検討した。

2. データと使用した変数

(1) 調査の概要と親データ

東京都老人総合研究所、東京大学、ミシガン大学が、2002年に共同で実施した第6回全国高齢者調査において¹⁾、対象者本人が訪問面接調査に回答した73歳以上のうち、生存している子どもが2人以上いる人のデータを分析した。

この調査は、1987年から約3年ごとに実施しているパネル調査の一部である。当初は全国の60歳以上を対象としていたが、1999年の第5回調査時に、後期高齢者に焦点を当てた分析を可能にするため、70歳以上の新規対象者を追加し、日本版AHEADとして調査を継続している。第6回調査（2002）に回答した73歳以上の対象者は2,012名おり（回収率70.9%）、このうち過半数を占める1,059名は1999年（第5回調査：当時70歳以上）に、残り953名は1987年または1990年に、全国から層化二段無作為抽出された追跡対象者であった²⁾。

上記2,012名のうち、子どもがいない124名、子どもが1人のみの282名、欠損値の多い3名を除外した残りの1,603名を分析対象（＝親）とした。子が1人の場合は複数いる場合とは異なる要因が関連している可能性があるため、ここでは2人以上の子がいる親に限定し、どの子から援助を受けるかに焦点を当てることとした。

日常生活動作（ADL）の援助に関する分析では、基本的なADLまたは手段的ADL（IADL）が自立していない359名のみ（1,603名中の22.4%）を分析対象とした。具体的には、「お風呂に入る」「衣服を着たり脱いだりする」「食べる」「寝床から起き上がったたり、椅子から立ち上がったたりする」「外に出かける」「トイレまで行って用をたす」の6項目のADLと、「身の回りの物や薬などの買い物に出かける」「電話をかける」「バスや電車に乗って一人で出かける」「ちりを払ったり、ゴミを出すなどの軽い家事をする」の4項目のIADLについて、人の手助けなしにおこなうことがどの程

度難しいかを5段階でたずね、「少し難しい」～「まったくできない」が1項目以上あった人をここでADL非自立者とした。

分析対象とした親の基本属性は図表-1の通りである。変数の測定方法については、図表-1の欄外の注を参照されたい。親の平均年齢は、全体サンプルで78.8歳、非自立者に限ると81.8歳であった。

(2) 子データ

子どもの基本属性や、親からまたは親への援助の有無の情報は、上記の対象者（親）から得たものである。親には、子ども全員について、出生順に、図表-1のような基本属性をたずね、不動産や金銭の援助をしたのは上から何番目の子か、介護を期待したりADLの援助をしてくれたのは何番目の子かを回答してもらうことにより、子どもの基本属性とリンクできるようになっていた。ただし、健康や収入等についての情報は得られていない。

分析対象となった子の数は、情報に欠損の多い17名と18歳未満の子1名を除外した4,739名（平均年齢50.5歳）、親が非自立者の子に限ると1,163名（平均年齢53.3歳）であった（図表-1）。なお、子の性別については、親の性別との混同を避けるため、以下の本文および図表においては、女性の場合には「娘」、男性の場合には「息子」という語を用いる。

(3) 親からの資産提供

親への面接調査において、「これまでに、あなたやあなたの配偶者がお子さんにしてあげた援助についてうかがいます」と述べた上で、不動産譲渡については、「あなたや配偶者が持っていた不動産の権利を、お子さんやお孫さんに譲ったことはありますか」、金銭援助については、「お子さんが学校を卒業してから今までに、100万円以上のまとまったお金や品物をあげたお子さんやお孫さんがいますか。家の購入費用、結婚祝いなど何でもかまいません」とたずね、それぞれ該当する子がいる場合は、そのような援助を提供した子全員について、上から何番目の子か（孫の場合は何番目の子の子どもか）を尋ねた³⁾。

このように、本調査のワーディングは生前贈与を意図したものであるが、面接対象者の配偶者がすでに死亡している場合、その際の遺産相続を含めるかは明示されていないため、対象者によっては遺産相続を含めて回答した可能性もある。また、金銭援助に関しては、米国のAHEADでは子どもへの教育費を援助に含めているが、日本では、親が子どもの学費を支払うことが一般的であるため、子ども本人の教育費は含めず、学校卒業後の援助に限定した。ただし、孫の教育費の援助は子への金銭援助に含める。

親の側からみると、全体サンプルにおいて、これまでに1人以上の子に不動産を譲渡したことがある親は18.7%、100万円以上の金銭援助をしたことがある親は38.4%であった（図表-1）。

(4) 介護への期待と日常生活動作の援助

「介護期待」は、親への面接調査において、「もし、あなたが寝たきりのような状態になったとき、自宅で長期にわたって世話をしてくれる人はいますか。ヘルパーなど家族以外の人も含めます」と質問し、いる場合は、世話をしてくれると思う人を2番目まで挙げてもらった。ここで子どもが挙げられた場合には、上から何番目の子かを尋ねることで具体的にどの子どもかを特定した。子どもの配偶者（嫁・婿）が挙げられた場合も、何番目の子の配偶者かを尋ね、その子への期待に含めた。

日常生活動作の援助（以下、ADL援助）については、親データの個所で記述した基準でADL非自立者であった回答者に対してのみ質問した。具体的には、「この3カ月では、必要なときにこのような動作を手助けしてくれた人はいますか」と尋ね、「ほとんどいた」「ときどきいた」「まれにいた」と回答した場合に、ADL/IADLの動作の手助けしてくれた相手を2番目まで挙げてもらった。

子どもの側からみると、「介護期待」「ADL援助」の変数は、その子（または子の配偶者）が介護者または援助者として2番目までに挙げられた場合に期待／援助あり（=1）、その子以外のきょうだいや子ども以外の人（回答者の配偶者、ヘルパーなど）のみ挙げられた場合、また、そのよ

図表-1 親および子どもレベルでの記述統計量

	全体サンプル		非自立サンプル	
	平均値 (SD)	平均値 (SD)	最小値	最大値
【親(回答者)】				
該当者数	N=1,603	N=359		
年齢(歳)	78.78 (4.840)	81.80 (5.546)	73	99
性別:女性	0.592 (0.492)	0.699 (0.459)	0	1
配偶者:あり	0.546 (0.498)	0.418 (0.494)	0	1
ADL障害の程度	1.152 (0.424)	1.677 (0.670)	1.0/1.1	4.9
対数変換後	0.102 (0.248)	0.453 (0.339)	0.00/0.95	1.589
子ども人数	2.946 (1.028)	3.220 (1.188)	2	6(人以上)
同居子:あり	0.587 (0.493)	0.657 (0.475)	0	1
教育年数(年)	8.971 (2.469)	8.487 (2.478)	0	17(年以上)
金融資産:				
1000万円以上	0.213 (0.409)	0.139 (0.347)	0	1
不明(DK/NA)	0.287 (0.452)	0.323 (0.468)	0	1
自宅不動産:所有	0.647 (0.478)	0.507 (0.501)	0	1
不動産譲渡した子:あり	0.187 (0.390)	0.226 (0.419)	0	1
金銭援助した子:あり	0.384 (0.486)	0.287 (0.453)	0	1
介護を期待する子:あり	0.689 (0.463)	0.671 (0.470)	0	1
ADL援助した子:あり	-	0.554 (0.498)	0	1
【子ども】				
該当者数	N=4,739	N=1,163		
年齢(歳)	50.52 (6.699)	53.31 (7.411)	21/23	79
性別:女性(娘)	0.496 (0.500)	0.482 (0.500)	0	1
配偶者:あり	0.851 (0.356)	0.857 (0.350)	0	1
教育年数(年)	12.67 (2.133)	12.20 (1.985)	9(年以下)	16(年以上)
就労:あり	0.790 (0.407)	0.745 (0.436)	0	1
親との距離:				
同居	0.210 (0.407)	0.214 (0.410)	0	1
別居:1時間未満	0.420 (0.494)	0.411 (0.492)	0	1
長男(姉妹のみの長女):該当	0.338 (0.473)	0.308 (0.462)	0	1
不動産譲渡(自分):あり	0.082 (0.274)	0.085 (0.279)	0	1
不動産譲渡(きょうだい):あり	0.151 (0.358)	0.175 (0.380)	0	1
金銭援助(自分):あり	0.258 (0.438)	0.185 (0.388)	0	1
金銭援助(きょうだい):あり	0.308 (0.462)	0.216 (0.412)	0	1
親からの介護期待:あり	0.294 (0.456)	0.263 (0.441)	0	1
親のADL援助:した	-	0.189 (0.392)	0	1

注:1) カテゴリ変数の平均値は、表示されたカテゴリ(=1)の該当者が占める割合を表す

2) 最小値が並記されている変数は、全体/非自立の最小値。それ以外は全体・非自立とも同じ

3) ADL障害の程度は、ADL/IADLの10項目について、人の助けなしに行うことが難しい程度を5段階で回答した値を項目数で割った値。全動作を困難なくできる自立の場合は1.0となる(対数変換後は0)

4) 金融資産は、夫婦の預貯金、信託、債権、株式などの総額を金額別カテゴリで回答させた。1,603中749がDK/NAであり、そのうち1999年調査で同質問に回答した289はその回答(1000万以上/未満)を用いた

5) 自宅不動産は、現在住んでいる持ち家(土地、マンション)の一部または全部が、本人または配偶者名義の場合に所有とした

6) 子の教育年数については、1999年調査において学歴を「中学校以下」「高等学校」「短大・専門学校」「大学・大学院」から選択させたものを、それぞれ9、12、14、16年として用いた。1999年調査に回答していないなどで欠損の場合(14%)は、性、年齢による予測値を代入した

うな人はいないとされた場合に期待/援助なし(=0)となる。

図表-1より、介護を1人以上の子(または子の配偶者)に期待している親は全体の68.9%、1人以上の子(子の配偶者)からADL援助を受けている親は、非自立サンプルの55.4%であった⁴⁾。

3. 親から資産を提供された子どもの特性

ここでは、全体サンプルの子ども(N=4,739)を単位とした分析をおこない、どのような子が親から不動産や金銭の提供を受けたかについて、子の性別、配偶者の有無、長男か否かという属性

と、親との地理的距離の点から検討する。長男か否かについては、息子の場合は、男兄弟の中での出生順が1番上、娘の場合は、ほかに男兄弟がない場合のみ、出生順が1番上の者をここでの長男とみなした（出生順は、死亡した兄弟姉妹を除いた順）。

分析方法としては、まず、各特性と資産提供の有無に有意な関連がみられるかについて χ^2 検定をおこなった。さらに、配偶者の有無や長男か否かは、娘か息子かで異なる意味を持つ可能性があり、これらの特性によって親との同別居の分布も異なると考えられるため、子の性、親との距離別に、配偶者の有無と、長男か否かによる資産提供を受けた割合について検討した。図表-2には、これらの特性を組み合わせたセル別の該当者数と割合を示している。たとえば、息子全体の3割強は親と同居しているが、この割合は娘全体では1割未満と低い。また、息子、娘とも、配偶者のいない人はいる人より、長男はそれ以外よりも同居の割合が高くなっている。

親から不動産の譲渡を受けた子は全体の8.2%、100万円以上の金銭援助を受けた子は25.8%であった（図表-1）。図表-3より、子の特性別にみると、不動産譲渡された割合は、同居子では21%だが、別居子（1時間未満、1時間以上）では5.5%、3.9%ときわめて低く、親との距離（同別居）による違いが大きかった。また、長男以外より長男、娘より息子のほうが、有意に不動産を譲渡されていた。この表では、配偶者の有無による違いは有意ではないが、親と同居している子に限ると、配偶者ありの息子は27.8%、配偶者なしの息子は14.1%、配偶者ありの娘は14.7%、配偶者なしの娘は7.4%が不動産を譲渡されており、既婚子のほうが不動産を譲渡される傾向があった（図表略）。同居子における配偶者の有無の χ^2 検定の結果は、同居息子： $\chi^2=16.3$, $df=1$, $p<.001$ 、同居娘： $\chi^2=2.96$, $df=1$, $p<.10$ ）。

一方、金銭援助についてみると、長男か否か、親との距離による有意な違いはあるが不動産ほど極端な差ではなく、むしろ配偶者の有無による違いが大きかった。つまり、結婚している子はして

いない子に比べて、親からまとまった金額の援助を受けた経験を持っていた。配偶者のいる子のほうが金銭援助を受けている傾向は、性別、距離別に検討しても同様にみられた。

また、長男（姉妹のみの長女）は長男以外より、不動産、金銭とも提供された割合が高いが（図表-3）、長男は親と同居している割合も高い（図表-2）。そこで、図表-4では、子どもの性と親との同別居別に、長男か否かによる資産提供の違いをグラフで示した。この図より、特に親と同居している場合に、長男か否かの差が大きいことがわかる。

4. 親からの資産提供と介護期待、日常生活動作の援助（ADL援助）

(1) 分析手法

本研究のデータは、1人の親の下に2～10人の子どもが存在する階層的な（またはマルチレベルの）構造となっている。同じ親の子（きょうだい）は互いに似た性質を持つと考えられるが、通常の線形回帰モデルは、誤差は相互に関連していないことを仮定しており、このような階層構造のデータの分析には適当でない。また、子どもからの援助には、親の要因と子の要因の両方が影響していると考えられる。従属変数（介護期待、ADL援助）が「あり」「なし」の二値である点も考慮し、階層一般線形モデル（Hierarchical Generalized Linear Model：HGLM）（Raudenbush and Bryk 2002）を用いた。ランダム効果の設定の仕方によりHGLMの中にもさまざまなモデルがあるが、ここでの分析は、以下の数式モデルによる。

$$\text{レベル1(子)}: \eta_{ij} = \log\left(\frac{\phi_{ij}}{1 - \phi_{ij}}\right)$$

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \dots + \beta_{pj}X_{pij}$$

$$\text{レベル2(親)}: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_{1j} + \gamma_{02}W_{2j} + \dots + \gamma_{0s}W_{sj} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20}$$

⋮

$$\beta_{pj} = \gamma_{p0}$$

図表-2 子どもの性別、配偶者の有無、長男か否かと親との距離

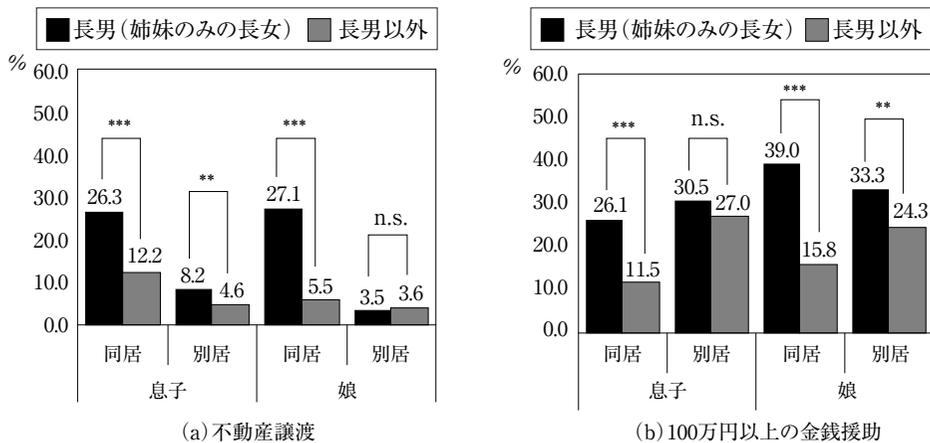
	親との距離			計
	同居	1時間未満	1時間以上	
息子全体	770 (32.3)	782 (32.8)	835 (35.0)	2,387 (100.0)
娘全体	224 (9.5)	1,208 (51.4)	920 (39.1)	2,352 (100.0)
<性別×配偶者の有無>				
息子・配偶者あり	550 (27.7)	706 (35.6)	728 (36.7)	1,984 (100.0)
息子・配偶者なし	220 (54.6)	76 (18.9)	107 (26.6)	403 (100.0)
娘・配偶者あり	116 (5.7)	1,103 (53.8)	832 (40.6)	2,051 (100.0)
娘・配偶者なし	108 (35.9)	105 (34.9)	88 (29.2)	301 (100.0)
<性別×長男か否か>				
息子・長男	639 (46.6)	372 (27.2)	359 (26.2)	1,370 (100.0)
息子・長男以外	131 (12.9)	410 (40.3)	476 (46.8)	1,017 (100.0)
娘・長女 (姉妹のみ)	59 (25.7)	111 (48.3)	60 (26.1)	230 (100.0)
娘・長女以外	165 (7.8)	1,097 (51.7)	860 (40.5)	2,122 (100.0)

注: 親との距離は、ふだん使っている交通手段で、親の家までにかかる時間
距離が不明の場合 (子全体の0.5%) は「1時間以上」に含めた

図表-3 子どもの性別、配偶者の有無、長男か否か、親との距離と親からの資産提供の有無

	該当数	不動産譲渡			金銭援助		
		あり (%)	なし (%)	統計検定	あり (%)	なし (%)	統計検定
性別							
息子	2,387	11.9	88.1	$\chi^2=91.3, df=1$	27.0	73.0	$\chi^2=3.21, df=1$
娘	2,352	4.3	95.7	$p<.001$	24.7	75.3	$p<.10$
配偶者の有無							
あり	4,035	8.3	91.7	$\chi^2=0.45, df=1$	28.0	72.0	$\chi^2=65.8, df=1$
なし	704	7.5	92.5	有意差なし	13.5	86.5	$p<.001$
長男か否か							
長男 (姉妹のみの長女)	1,600	15.6	84.4	$\chi^2=179.2, df=1$	29.4	70.6	$\chi^2=15.7, df=1$
長男以外	3,139	4.4	95.6	$p<.001$	24.1	75.9	$p<.001$
親との距離							
同居	994	21.0	79.0	$\chi^2=280.8, df=2$	23.2	76.8	$\chi^2=6.67, df=2$
別居:1時間未満	1,990	5.5	94.5	$p<.001$	27.5	72.5	$p<.05$
別居:1時間以上	1,755	3.9	96.1		25.4	74.6	

図表-4 子どもの性別、親との同居、長男か否か別にみた親から資産提供を受けた割合



注: 長男か否かと資産提供の有無の関連について、性と同居別別に χ^2 検定をおこなった。
図中には有意差が次の記号で示されている。
*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, n.s. 有意差なし

介護期待が従属変数の場合、 ϕ は介護期待=1(あり)となる条件付き確率であり、 η はそのlog-odds (logit) である。このモデルでは、子どもが介護者として期待されやすいかどうかは、親によっても異なることを想定しており、レベル1の回帰式の切片 (β_{0j}) はレベル2のユニット(親)により変動する(ランダム切片モデル)。たとえば、配偶者がいる親の場合は、配偶者が介護者となり、子どもは介護者として期待されにくいかもしれない。ADL援助が従属変数の場合も同様のモデルを用いた。

本研究では、子ども側の説明変数 (X_{pij}) としては、前述の特性(性、配偶者、長男、距離)と、自身およびきょうだいから親から受けた資産提供のほか、年齢、就労の有無、教育年数を投入した。ただし、息子の場合、介護の担い手は実際には息子本人ではなくその配偶者であることが多いなど、配偶者の有無は子どもの性によっても意味が異なると考えられるため、性と配偶者の有無を組み合わせた4カテゴリからなる新変数を作成し、「息子・配偶者あり」を基準とするダミー変数とした。きょうだいへの資産提供は、他のきょうだいの中に、1人でも受けた子がいれば「あり」とした。自身だけでなく、きょうだいへの資産提供をモデルに含めた理由は、親から子への資産提供は、親に限られた資源を複数の子ども(きょうだい)間でどのように分配するかという問題を含んでおり、その子だけが提供を受けた場合と、きょうだいの中にも受けた子がいる場合では、援助者となる確率が変わる可能性があるからである。

親側の説明変数 (W_j) としては、親の年齢、性別、配偶者の有無、ADL障害の程度(対数変換後)、教育年数、子ども数のほか、夫婦の資産の保有状況の変数を投入した。

以上の変数についての記述統計量は、図表-1においてすでに示されている。このうち、年齢(親、子)、教育年数(親、子)、親のADL障害の程度、子ども数は、全体平均を引いた(grand mean centering) 値を用いた。それ以外のカテゴリ変数はダミー変数である。HGLMの解析用ソフトとしてはHLM6.03を用いた(Raudenbush et al.

2004)。

(2) 介護期待についての分析結果

HGLMによる分析をおこなう前に、子どもの特性と資産提供の有無別に、介護を期待されている割合を示し、ほかの変数を統制しない場合に個々の特性と介護期待の有無に有意な関連がみられるかについての χ^2 検定をおこなった。

図表-5の左列より、介護を期待されている割合は、子ども全体では29.4%で、息子、娘もほぼ同程度だが、長男では43.0%、同居子では62.1%であり、長男か否かや親との距離により介護期待が有意に異なっていた。性別での配偶者の有無については、息子、娘とも χ^2 検定の結果が有意だが、その意味するところは逆で、息子の場合は配偶者がいるほうが、娘の場合はいないほうが、介護への期待を受けていた。また、過去に不動産を譲渡された子の51.4%は介護を期待されており、譲渡されていない子の27.5%に比べて高かった。

次に、HGLMによる分析結果を図表-6に示す。固定効果(fixed effects)の推定結果は、子どもの特性や親側の変数を統制しても、親から不動産を譲渡された子はされていない子より有意に介護を期待されており、他の変数が一定ならオッズは約1.4倍であることを示している。もっとも、介護への期待は、自分以外のきょうだいの中に不動産を譲渡された子がいる場合には低くなる。金銭援助については、自分、きょうだいに対する援助ともに介護期待とは有意な関連がみられなかった。

資産提供以外の子どもの説明変数についてみると、親との距離、特に同居が介護期待と非常に強く関連しており、1時間以上離れている子に比べて、同居している子や1時間未満の所に住んでいる子は、介護を期待される傾向が強かった。配偶者のいる息子(=息子夫婦)を基準にすると、配偶者のいない息子への期待は低く、配偶者の有無にかかわらず娘への期待は高いことや、長男は長男でない子よりも介護を期待されていることも示された。子どもの性別と配偶者の有無に関する結果は、一見、図表-5の結果(息子と娘への期待割合に有意差なし)と矛盾しているようにみえ

図表-5 子どもの特性と資産提供の有無別にみた介護期待およびADL援助の有無

	親からの介護期待(全体サンプル)			親のADL援助(非自立サンプル)				
	該当数	あり(%)	なし(%)	該当数	した(%)	しない(%)		
全体(図表-1より再掲)	4,739	29.4	70.6	1,163	18.9	81.1		
【子どもの特性】								
性別								
息子全体	2,387	29.3	70.7	n.s.	602	23.9	76.1	***
娘全体	2,352	29.5	70.5		561	13.5	86.5	
性別の配偶者有無								
息子・配偶者あり	1,984	31.3	68.7	***	509	23.6	76.4	n.s.
息子・配偶者なし	403	19.6	80.4		93	25.8	74.2	
娘・配偶者あり	2,051	27.9	72.1	***	488	11.1	88.9	***
娘・配偶者なし	301	40.5	59.5		73	30.1	69.9	
長男か否か								
長男(姉妹のみの長女)	1,600	43.0	57.0	***	358	34.6	65.4	***
長男以外	3,139	22.5	77.5		805	11.9	88.1	
親との距離								
同居	994	62.1	37.9	***	249	58.6	41.4	***
別居:1時間未満	1,990	29.7	70.3		478	13.0	87.0	
別居:1時間以上	1,755	10.5	89.5		436	2.8	97.2	
【資産提供の有無】								
不動産譲渡								
あり	387	51.4	48.6	***	99	45.5	54.5	***
なし	4,352	27.5	72.5		1,064	16.4	83.6	
金銭援助								
あり	1,225	31.4	68.6	†	215	18.6	81.4	n.s.
なし	3,514	28.7	71.3		948	19.0	81.0	

注: 左列の変数ごとに介護期待の有無、ADL援助の有無との関係について、 χ^2 検定をおこなった(配偶者の有無については、息子、娘別に検定を実施)。

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$, n.s.有意差なし

るが、これは、「親との距離など他の条件が一定ならば」娘のほうが息子よりも、将来の介護の担い手として期待されていることを意味している。たとえば、既婚の息子(息子夫婦)が介護を期待されている割合は、「同居」で70.2%、「1時間未満」で25.8%、「1時間以上」で7.3%だが、この割合は、既婚の娘(娘夫婦)では、80.2%、33.1%、13.7%で、同じ距離の息子より高い。上記以外の変数では、年齢の高い子ほど親から介護を期待されていた。

他方、レベル2の親側の説明変数では、配偶者の有無、子ども数、教育年数が有意な効果を示した。これは、他の条件が同じなら、配偶者のいない親や子ども数が少ない親(つまり子どもからみるときょうだいが少ない)、また、高学歴の親を持つ子ほど、介護への期待を受けやすい傾向があることを示している。親の保有する資産の多寡や

有無による違いはみられなかった。

(3) ADL援助についての分析結果(非自立サンプルでの分析)

図表-5の右列に示したADL援助の割合より、非自立の親を持つ子のうち、過去3カ月間に援助をした割合は18.9%だった。この割合は、介護期待の場合と同様に、長男か否か、親との距離、不動産譲渡の有無による有意な差があるが、子どもの性別についての結果は介護期待とは異なり、息子(息子夫婦)が娘(娘夫婦)より親を援助した割合が高かった。

ADL援助についてのHGLMの分析結果は、図表-7に示した。この表には、非自立サンプルにおける介護期待を従属変数とする結果も示したが(右側)、子ども側の説明変数に関しては、図表-6とほぼ同じ結果であることが確認され、不動産

図表-6 親からの介護期待についてのHGLMによる推定結果(全体サンプル)

固定効果		係数	(SE)	オッズ比	
【親(レベル2)】					
切片(β_0)					
γ_{00}	切片	-2.514	(0.184) ***	0.081	
γ_{01}	年齢	-0.014	(0.011)	0.986	
γ_{02}	性別:女性	0.168	(0.097) †	1.183	
γ_{03}	配偶者:あり	-0.276	(0.098) **	0.759	
γ_{04}	ADL障害程度(対数変換)	-0.263	(0.163)	0.769	
γ_{05}	子ども数	-0.177	(0.039) ***	0.838	
γ_{06}	教育年数	0.059	(0.018) **	1.060	
	金融資産(ref.1000万円未満)				
γ_{07}	1000万円以上	-0.026	(0.101)	0.975	
γ_{08}	不明(DK/NA)	-0.257	(0.088) **	0.774	
γ_{09}	自宅不動産:所有	0.051	(0.091)	1.052	
【子ども(レベル1)】					
傾き($\beta_1 \sim \beta_{13}$)					
γ_{10}	年齢	0.035	(0.008) ***	1.036	
	性と配偶者有無(ref.息子・配偶者あり)				
γ_{20}	息子・配偶者なし	-1.392	(0.171) ***	0.249	
γ_{30}	娘・配偶者あり	0.814	(0.100) ***	2.257	
γ_{40}	娘・配偶者なし	0.766	(0.162) ***	2.152	
γ_{50}	長男(姉妹のみの長女)	0.610	(0.100) ***	1.841	
γ_{60}	教育年数	0.019	(0.020)	1.019	
γ_{70}	就労:あり	-0.108	(0.094)	0.898	
	親との距離(ref.1時間以上)				
γ_{80}	同居	3.015	(0.120) ***	20.38	
γ_{90}	1時間未満	1.319	(0.090) ***	3.739	
γ_{100}	不動産譲渡(自分)	0.327	(0.146) *	1.387	
γ_{110}	不動産譲渡(きょうだい)	-0.307	(0.114) **	0.736	
γ_{120}	金銭援助(自分)	0.051	(0.118)	1.052	
γ_{130}	金銭援助(きょうだい)	-0.095	(0.110)	0.909	
ランダム効果					
	SD	分散成分	df	χ^2	
	切片(u_{0j})	0.779	0.607	1593	2164.3***

注: ***p<.001, **p<.01, *p<.05, † p<.10

1) population-average model, SEはrobust standard errors, 推定方法はpenalized quasi-likelihood (PQL)による

2) 年齢(親、子)、ADL障害程度、子ども数、教育年数(親、子)は全体平均(grand mean)によるcenteringをおこなっている。したがって、切片(γ_{00})は、これらの変数において平均的な値をとり、ダミー変数が0となるカテゴリに属する子の場合の予測値

を譲渡された子ほど介護を期待されていた。

図表-7より、子が親のADL援助をしているかどうかにおいて、親からの資産提供は、不動産、金銭ともに有意な効果をもたなかった。子ども側の変数で唯一有意になったのは親との距離であり、1時間以上離れた所に住む場合に比べ、同居の場合は約63倍、1時間未満の近居の場合は約5倍も、親にADL援助を提供するオッズが高かった。他方、親側の変数についてみると、ADL障害の程度が有意であり、ADL障害の程度が重いほど、つまり親側の援助の必要性が高いほど、子ども

もが援助する傾向があった。

5. まとめ

2人以上の子を持つ後期高齢者とその子どもについて分析した結果、以下の点が明らかになった:

1) 不動産については、親と同居する長男(姉妹のみの長女)において譲渡された割合が高く、伝統的な長男相続が根強いことが示された。しかし、親との距離や長男か否かなどの特性を統計的に統制しても、親の意識においては、不動産を譲

図表-7 非自立サンプルにおけるADL援助と介護期待についてのHGLMによる推定結果

固定効果	親のADL援助			参考:親からの介護期待				
	係数	(SE)	オッズ比	係数	(SE)	オッズ比		
【親(レベル2)】								
切片(β_0)								
γ_{00} 切片	-4.035	(0.473)***	0.018	-2.971	(0.434)***	0.051		
γ_{01} 年齢	0.025	(0.024)	1.025	0.012	(0.022)	1.012		
γ_{02} 性別:女性	0.457	(0.247)†	1.580	0.253	(0.239)	1.288		
γ_{03} 配偶者:あり	-0.187	(0.254)	0.830	-0.368	(0.238)	0.692		
γ_{04} ADL障害程度(対数変換)	0.711	(0.243)**	2.035	0.163	(0.238)	1.177		
γ_{05} 子ども数	-0.109	(0.082)	0.897	-0.096	(0.072)	0.909		
γ_{06} 教育年数	-0.004	(0.042)	0.996	0.018	(0.039)	1.018		
金融資産(ref:1000万円未満)								
γ_{07} 1000万円以上	-0.185	(0.299)	0.831	0.171	(0.263)	1.187		
γ_{08} 不明(DK/NA)	-0.419	(0.207)*	0.658	-0.113	(0.186)	0.893		
γ_{09} 自宅不動産:所有	0.344	(0.202)†	1.410	0.338	(0.191)†	1.402		
【子ども(レベル1)】								
傾き($\beta_1 \sim \beta_{13}$)								
γ_{10} 年齢	0.016	(0.021)	1.016	0.025	(0.016)	1.025		
性と配偶者有無(ref:息子・配偶者あり)								
γ_{20} 息子・配偶者なし	-0.579	(0.351)†	0.561	-0.943	(0.352)**	0.389		
γ_{30} 娘・配偶者あり	0.307	(0.260)	1.359	0.827	(0.235)*	2.286		
γ_{40} 娘・配偶者なし	0.549	(0.378)	1.732	0.723	(0.333)**	2.061		
γ_{50} 長男(姉妹のみの長女)	0.355	(0.239)	1.426	0.634	(0.217)**	1.885		
γ_{60} 教育年数	0.051	(0.051)	1.053	0.041	(0.045)	1.042		
γ_{70} 就労:あり	-0.010	(0.232)	0.990	-0.048	(0.189)	0.953		
親との距離(ref:1時間以上)								
γ_{80} 同居	4.148	(0.288)***	63.32	3.088	(0.252)***	21.94		
γ_{90} 1時間未満	1.653	(0.251)***	5.221	1.033	(0.201)***	2.811		
γ_{100} 不動産譲渡(自分)	0.080	(0.295)	1.083	0.677	(0.326)*	1.967		
γ_{110} 不動産譲渡(きょうだい)	-0.374	(0.274)	0.688	-0.442	(0.235)†	0.642		
γ_{120} 金銭援助(自分)	0.431	(0.349)	1.539	0.131	(0.286)	1.140		
γ_{130} 金銭援助(きょうだい)	-0.543	(0.333)	0.581	-0.370	(0.262)	0.690		
ランダム効果								
切片(u_{0j})	SD	分散成分	df	χ^2	SD	分散成分	df	χ^2
切片(u_{0j})	1.710	2.923	349	889.4***	1.358	1.844	349	743.6***

注:***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10, 図表-6の注に同じ

渡した子に将来の介護を期待する有意な傾向があり、互恵性への期待がみられた。

2) 100万円以上の金銭援助については、既婚子ほど援助されるという、子の配偶者の有無による違いが大きく、1)のような介護期待との関係はみられなかった。

3) ADL非自立の親についての分析では、子どもが実際に親にADL援助を提供するかどうかには、親との距離、特に同居の影響が強く、これを統制すると、不動産、金銭ともに、親からの資産提供による有意な効果はみられなかった。

1) 2)の結果より、不動産と金融資産では、親が成人子に提供する動機が異なる可能性があ

る。結婚している子がしていない子よりも親から金銭援助を受けた経験があるのは、まとまった額の援助は、結婚資金や結婚後の住宅購入資金として提供されることが多いためであろう。このような金銭援助が、子の幸福を願う利他的な動機によるのかはわからないが、少なくとも、親の側では、子に金銭援助をしたことで介護を受けられるという期待はしていないようだ。

1) 3)より、同じ不動産譲渡でも、介護期待でみられた有意な効果が実際のADL援助ではみられなかった理由としては、さまざまな可能性が考えられる。まず、2つの従属変数は、「期待」と「実際」というだけでなく、厳密には援助内容も

同一ではない。本研究における非自立高齢者は、1時間程度の面接調査に自身が回答できた対象のため、その多くは、障害が比較的軽度で「寝たきり」の状態にあるわけではない。現時点でのADL援助は別居の子からはあまり提供されていないが、寝たきりになり介護の必要性が高まれば、資産を提供した子が、自分と同居して世話をしてくれる、ということも含めての「介護期待」なのではないだろうか。この場合、子への経済的援助は親の介護に直接的な効果を持つというよりも、同居への移行を促すことを通しての間接的な効果をもつ可能性があり、この検証にはパネルデータを用いた縦断的な分析が必要である。

しかしながら、援助内容の違いはあるにしても、本研究の結果が、「期待」と「実際に受ける援助」の乖離も反映しているとすれば、子どもへの資産提供が、介護という形で親に返報されるかどうかは、親側の問題だけでなく、本研究では測定していない子ども側の事情や互恵性への動機づけなどが複雑に絡み合っているからであろう。

それでは、子への資産提供と、現在子から受けているADL援助に関連がみられないことから、子ども側には互恵性への動機づけや期待がないと結論できるだろうか。本研究では、過去の資産提供(生前贈与)と介護との関係を検討したが、遺産相続を含めた将来の相続見込みまでを考慮に入れば、過去に受けた経済的援助の有無にかかわらず、そのような相続見込みが高い子ほど、親を援助している可能性は否定できない。実際に、子ども(娘)の側からの相続期待の関連要因を分析した研究では、相続期待をもつ回答者ほど、現在親を援助したり、今後の援助意向が強いことが報告されている(村上 2006)。もっとも、図表-7より、親の資産の保有とADL援助には5%水準の有意な関連はなく、本データからは、将来相続させる資産をもつ親ほど、子から援助を受けているという証拠は見出せない。また、親からの経済的援助は、親への援助の有無ではなく、どの程度援助するかという援助量(子どもが親の援助に費やす時間)に影響を与える可能性も残されている。

最後に、親の介護における子への資産提供の効

果の大きさについて考察したい。本研究において、唯一統計的に有意な関係がみられた不動産譲渡と介護期待においてでさえも、オッズ比にみる不動産譲渡の効果は、子の性別、長男か否か、特に親との距離に比べて非常に小さく、その意味では資産提供の効果はきわめて限定的である。娘の場合、不動産を譲渡された割合は4%程度で息子の場合の半分以下にすぎないが(図表-3)、将来の介護者としては息子と同じくらい期待されており(図表-5)、親との距離等の条件が同じなら、むしろ娘への期待のほうが高い(図表-6)。米国の研究では、息子と娘では親への援助を高める要因が異なるという報告があるが(Silverstein et al. 1995)、本研究の結果も、親への援助を経済的援助の見返りという観点だけで説明することの限界を示している。近年、子どもと同居する高齢者の割合が減少してきている現状を考えると(内閣府 2006)、今後は介護における実の娘の役割が増す可能性も考えられ、娘による老親介護を説明するためのモデルの構築も必要である。

注

- 1) 第6回調査の実施にあたっては、厚生労働科学研究費より政策科学推進研究事業「後期高齢者における家族・地域の支援機能の変化と公的支援の活用」(主任研究者：秋山弘子、H14-政策-007)、および米国 National Institute on Agingの研究助成(研究代表：Jersey Liang, R01-AG154124)を受けた。
- 2) 調査実施年(2002)10月1日現在の総務省推計人口と比較すると、回答者の年齢分布は若い方にやや偏りがある。標本抽出時に施設入所者は除外されたことと、高齢で健康状態の悪い対象者ほど調査から脱落しやすいことによると考えられる。
- 3) 株式譲渡など100万円相当以上の経済的援助は金銭援助に含める。なお、100万円の貨幣価値はいつ援助を受けたかで異なる可能性があるが、援助時期は質問されていない。しかし、図表-6、図表-7での回帰モデルにおいて子どもの年齢を同時に投入することで、援助時期の影響はある程度は統制できたと考える。
- 4) 親側からみた介護を期待する子やADL援助した子の割合には、何番目の子かは特定せず「子ども全員」のような回答をした場合や、死亡した子の配偶者を挙げた場合が若干名(いずれも1%未満)含まれている。子どもかどうかにかかわらず、介護を期待できる相手のいなかった親は19.6%、ADL援助者なしの親は26.7%であった。

文献

- 大竹文雄, 1993, 「高齢者の遺産動機と貯蓄」高山憲之・原田泰編『高齢化の中の金融と貯蓄』日本評論社, 35-54.
- 古谷野亘・岡村清子・安藤孝敏・長谷川万希子・浅川達人・児玉好信, 1995, 「老親子関係に影響する子ども側の要因——親子のタイを分析単位として」『老年社会科学』16(2): 136-145.
- 白波瀬佐和子, 2005, 『少子高齢社会のみえない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.
- 内閣府, 2006, 『高齢社会白書(平成18年版)』.
- 直井道子・小林江里香・Liang Jersey, 2006, 「子どもからのサポートと遺産相続——夫と死別した女性高齢者の場合」『老年社会科学』28(1): 21-28.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ, 1996, 「貯蓄と遺産・相続の経済学」高山憲之・チャールズ・ユウジ・ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社, 2-8.
- 村上あかね, 2006, 「相続期待と援助意向, 家計からみた世代間関係」『季刊家計経済研究』72: 12-20.
- 横山博子・岡村清子・松田智子・安藤孝敏・古谷野亘, 1994, 「老親と別居子の関係——団地に居住する女性老人の場合」『老年社会科学』15(2): 119-124.
- Henretta, John C., Martha S. Hill, Wei Li, Beth J. Soldo, and Douglas A. Wolf, 1997, "Selection of Children to Provide Care: The Effect of Earlier Parental Transfers," *The Journals of Gerontology Series B*, 52B(Special Issue): 110-119.
- McGarry, Kathleen, 1998, "Caring for the Elderly: The Role of Adult Children," David A. Wise ed., *Inquiries in the Economics of Aging*, Chicago: The University of Chicago Press, 133-163.
- McGarry, Kathleen and Robert F. Schoeni, 1997, "Transfer Behavior within the Family: Results from the Asset and Health Dynamics Study," *The Journals of Gerontology Series B*, 52B(Special

Issue): 82-92.

- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods (2nd ed.)*, Thousand Oaks, CA: Sage.
- Raudenbush, Stephen W., Anthony S. Bryk, Yuk Fai Cheong and Richard T. Congdon, Jr., 2004, *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Silverstein, Merrill, Tonya M. Parrott and Vern L. Bengtson, 1995, "Factors that Predispose Middle-Aged Sons and Daughters to Provide Social Support to Older Parents," *Journal of Marriage and the Family*, 57(2): 465-475.
- Soldo, Beth J. and Martha S. Hill, 1993, "Intergenerational Transfers: Economic, Demographic, and Social Perspectives," George L. Maddox and M. Powell Lawton eds., *Annual Review of Gerontology and Geriatrics*, 13: 187-216.

こばやし・えりか 東京都老人総合研究所 社会参加とヘルスプロモーション研究チーム主任研究員。主な論文に「配偶者の有無と子どもとの距離が友人・近隣ネットワークの構造・機能に及ぼす効果」(『老年社会科学』26(4), 2005, 共著)。社会老年学・社会心理学専攻。(erikak@tmig.or.jp)

Jersey Liang, Professor, Department of Health Management and Policy, School of Public Health and Research Professor, Institute of Gerontology, University of Michigan. "How Does Self-assessed Health Change with Age? A Study of Older Adults in Japan," *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 60(4), 2005, joint paper. Social gerontology and medical sociology.