

親からの遺産と子による介護に関する実証研究

Hanaoka, Chie / 花岡, 智恵

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経済志林 / 経済志林

(巻 / Volume)

81

(号 / Number)

2・3・4

(開始ページ / Start Page)

165

(終了ページ / End Page)

184

(発行年 / Year)

2014-03-31

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00009670>

親からの遺産と子による介護に関する 実証研究

花 岡 智 恵

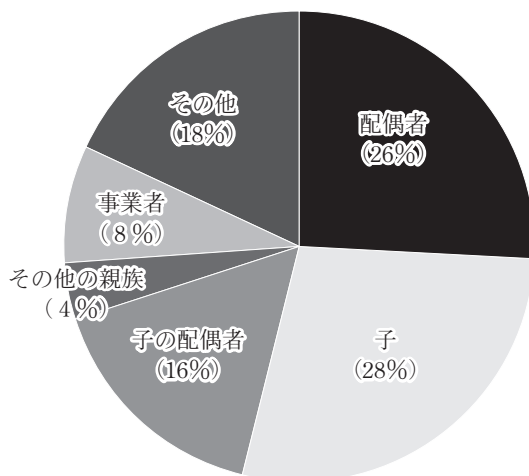
1 だれが家族介護者になるのか

2000年4月の公的介護保険施行後も、介護を必要とする高齢者の主たる介護者の多くは家族である。厚生労働省『国民生活基礎調査』（2007年）によると、65歳以上の手助けや見守りを要する者の主な介護者の26%が配偶者、子が28%、子の配偶者が16%となっている。介護事業者が占める割合は8%にすぎない（図1）。

家族介護者のみに限定し、65歳以上の手助けや見守りを要する者の主な介護者をみると、家族介護者（同居・別居を含む）としての義理の娘の割合が急激に低下していることがわかる（図2）。家族介護者全体のうち、主たる介護者が義理の娘である割合は、2001年に31%を占めていたが、2007年には22%に低下した。一方で、この期間に主たる介護者の割合が増加しているのは、妻（2001年に23%→2007年：27%）と息子（2001年に13%→2007年：16%）であった。夫、娘、義理の息子の割合は、2001年と2007年で、ほぼ同じ割合であった。

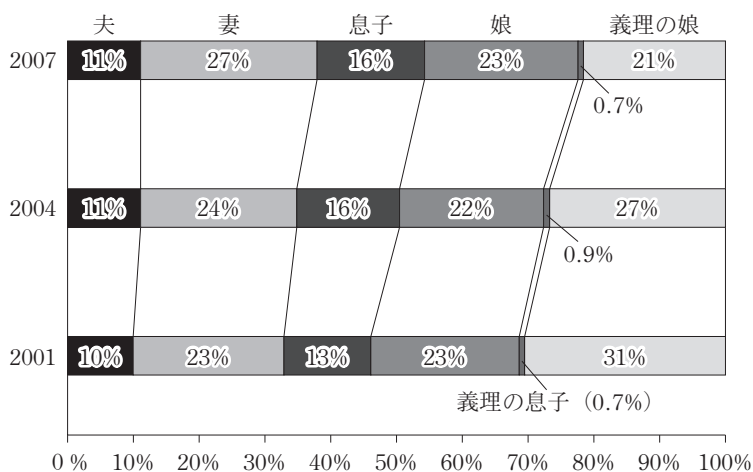
今後も予想される高齢者の公的介護サービス費用の増加を考慮すると、家計がどのような動機にもとづき、公的介護サービス、または、家族による介護を選択しているかを明らかにすることは、高齢者介護システムのありかたを議論する上で重要である。本稿では、親からの遺産、子の時間

図1 65歳以上の手助けや見守りを要する者の主な介護者



注) 厚生労働省『国民生活基礎調査』2007年より著者作成

図2 65歳以上の手助けや見守りを要する者の主な介護者の変化



注1) 厚生労働省『国民生活基礎調査』各年版より著者作成

注2) 家族介護者（同居・別居を含む）のうち主な介護者が「その他の親族」の者は除いた。

関する機会費用、そして、社会的規範に着目し、子が高齢の親へ介護提供をするかどうかの選択に与える影響について検討する。

経済学において、特に、子から親への介護の提供は、世代間移転（遺産）の背景にある動機との関連で分析が行われてきた¹⁾。親から子への世代間移転が、利他的な動機（愛情）によるものか、それとも、経済的援助の見返りに親への介護を提供しようとする利己的な動機（交換）によるものか、どの仮説が成立しているのかという観点から検証が行われてきた。

利己的動機仮説では、親子ともに、利己的であることが想定されている（Bernheim et al., 1985）。この仮説が成立していれば、親は、子から、何らかの見返り（例えば、子からの介護や金銭援助）があった場合に遺産を残すはずである。また、子は、親から、何らかの見返り（例えば、親からの遺産）があった場合に、親への介護や金銭援助などの援助行動を行うはずである。したがって、子からの援助行動は親の所得や資産に影響を受ける、ということになる。

ホリオカ（2008）は、2006年に実施した『世代内分配・世代間移転に関する研究』調査（財団法人家計経済研究所）のマイクロデータを使用し、子の援助行動は、親の遺産行動によって有意に異なることを示している。これは、子が利己的であり、親からの遺産を目当てに親の援助・世話をしたり、親と同居しているということを示唆する。一方で、遺産を貰えないと思っている子の中でも、親と同居しているか、もしくは、将来の同居を予定しており、利他的な子も存在することが示されている。

清水谷・野口（2005）では、公的介護保険導入後も家族による長時間介護が解消しない理由として5つの仮説を検証し、そのうちの1つの仮説として、家族介護が遺産動機と結びついているためかどうかについての検証を行った。『高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査』（内閣府）のマイクロデータを使用して分析をした結果、「対価として生活費を余分にもらっている」と答えた世帯が、家族による介護が12時間以上となる確率に対して有意にプラスを示すことを明らかにした。長時間介護が12時間以上

に及ぶと家族介護が遺産動機と結びついている可能性を否定できないことを示唆する結果であった。

Kureishi and Wakabayashi (2009) では、『消費生活に関するパネル調査』(財団法人家計経済研究所) のデータを使用して、親からの遺産や生前贈与を受取る期待が、既婚女性が親と同居する選択に与える影響について、自身の親からの遺産や生前贈与と、配偶者の親からのそれらで、影響が異なるかどうかを検証した。分析の結果、自身の親がより遺産を残すことが期待される場合、子は自身の親とより同居する傾向があるのに対し、配偶者の親がより遺産を残すことが期待される場合は、子は自身の親と同居しない傾向にあることを示している。これらは、子の利己的動機を支持している。

さらに、利己的か、利他的かについて、総務省郵政研究所が実施したアンケート調査『貯蓄に関する日米比較調査』および『家計における金融資産選択に関する調査』のデータを用いた日米の比較研究によると、日本人の方が利己的である一方、アメリカ人の方が利他的であることが示されている (Horioka et al., 2000; Horioka, 2002)。

利他的動機仮説では、親子ともに、利他的であることが想定されている (Barro, 1974; Becker, 1974)。この仮説が成立していれば、子が親に介護などの援助を行うかどうかにかかわらず、親は子に遺産を残すはずである。同様に、親が子に遺産を残すかどうかにかかわらず、子が親に介護などの援助を行うはずである。したがって、親の所得や資産は、子からの援助行動に影響を与えない、ということになる。

『全国高齢者調査』(東京都老人総合研究所) のマイクロデータを使用し、親からの不動産譲渡や100万円以上の金銭援助と過去3ヵ月内に親の日常生活動作を援助したかどうかを分析した研究によると、不動産、金銭援助ともに、親からの資産提供が、子が親の日常生活動作を援助する確率に与える有意な影響は認められなかった (小林・Liang, 2007)。また、『健康と生活に関する調査』(日本大学) のマイクロデータを使用した分析では、高

齢者の資産に関わらず、高齢者の健康状態の悪化が同居開始に影響を与えており、遺産動機を支持しない結果を得ている (Johar et al., 2010)。

息子による介護よりも、娘による介護が多い理由として、時間に関する機会費用の違いが指摘されている (McGarry, 1998 ; Norton, 2000)。一方で、近年の研究では、娘の機会費用が増加しているため、親に介護を提供することは、息子のみならず、娘にも大きな負担が生じていることを明らかにしている (Carmichael and Charles, 2003)。日本のデータを使用した研究においても、介護提供の時間に関する機会費用といった子の特性が親の公的介護サービス利用に影響を与えていることを示している (Hanaoka and Norton, 2008)。

伝統的な日本の社会的規範においては、子が、親と同居し、親の面倒をみる慣習があり、とりわけ、長男が親と同居し、長男の配偶者である義理の娘が、義理の親の介護をする粹割を担っていた (Hashizume, 2000)。親子の同居選択を分析した Wakabayashi and Horioka (2009) では、1999年に実施した『家族についての全国調査』(日本家族社会学会全国家族調査研究会) のマイクロデータを使用し、長子が男性の場合、親は長子と同居する傾向にあること、また、子が長男であれば、その長男が長子ではなくても同居する傾向にあることを示している。

本稿では、子が要介護の高齢の親と同居をするかいないかの選択において、期待される介護提供者が実子の場合と、義理の子の場合で、影響が異なるかどうか焦点をあてる。本稿は以下の点で先行研究とは異なる。第一に、子の援助行動について、実子と義理の子の行動の違いに焦点を当てている。第二に、子から要介護状態の親への援助行動に着目して分析を行っている。

2 方法

本稿では、5つの仮説を検討する。

- (1) 親の遺産は子の介護提供に影響を与える。

- (2) 親の遺産が子の介護提供に与える影響は、実子と義理の子で異なる。
- (3) 子の時間に関する機会費用は介護提供に影響を与える
- (4) 子の時間に関する機会費用が介護提供に与える影響は、実子と義理の子で異なる。
- (5) 社会的規範は子の介護提供に影響を与える。

子が要介護状態の親へ介護を提供するかどうかのモデルを考える。

$$C_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 B_j + P_j \alpha_2 + \alpha_3 E_{ij} + X_{ij} \alpha_4 + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

添え字 i は子, j は親を示す。 C_{ij} は親に介護を提供するかどうかの二値変数, E_{ij} は子の学歴, X_{ij} はその他の子の特性, B_j は親が所有する子に遺産として残すことのできる資産をもっているかどうかの二値変数, P_j は親の特性, ε_{ij} は誤差項を示す。 α は推定されるパラメータを示す。子から要介護状態の親への介護提供 (C_{ij}) の代理変数として子が親と同居するか否かの選択を使用する。

本稿の関心は子から親への介護提供である。そのため、要介護状態の高齢の親にサンプルを限定した。このモデルでは、以下のことを想定している。

- ・子が要介護状態の親と同居している場合、その子は親に介護を提供している²⁾。
- ・子が男性で、その子が結婚をした場合、親に対する介護提供の選択は、子の配偶者（義理の娘）が行う。

(1) 仮説1：親の遺産は子の介護提供に影響を与える

子が利己的であれば、要介護状態の親が資産をもっている場合、それを遺産として受け取ることを期待するため、要介護状態の親が資産を持っていない場合と比較して、子が介護の提供を行うはずである。パラメータ α_1 は正で有意であることが期待される。

(2) 仮説2：親の遺産が子の介護提供に与える影響は、実子と義理の子で異なる

子のグループを以下のようにわけ、子の中で、同居選択行動が異なるか否かを検証する。①義理の娘（配偶者が長男）、②義理の娘（配偶者が長男以外）、③既婚の娘、④非婚の子。さらに、各子は介護サービスを提供するか否かの決定は独立に行うと想定する。

親の資産（ $(B_j|B_j = 1)$ ）がある場合とない場合（ $(B_j|B_j = 0)$ ）で、実子と義理の子の間で、介護提供に違いがあるかどうかを検討するために、親の資産有無により、4つの子のグループをわけた。

$$C_{ij} = \beta_{1s}(B_j|B_j = 1) + \beta_{2s}(B_j|B_j = 0) + P_j\beta_3 + \beta_4 E_{ij} + X_{ij}\beta_5 + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

添え字の s は4つの子グループを示している。親の資産有無が子の同居選択に有意な影響を与えているかどうかを検討するために、各々の子グループについて、親の資産がある場合（ β_{1s} ）と親の資産がない場合（ β_{2s} ）の係数のマグニチュードと有意性を比較する。そして、 $\beta_{1s} = \beta_{2s}$ の帰無仮説を検定し、親の資産有無によって、子の同居選択が統計的に有意に異なるかどうかを子グループ s ごとに検証する。仮説が成立していれば、実子と義理の子で、親の資産有無が子の同居選択に与える影響が異なることが期待される。

(3) 仮説3：子の時間に関する機会費用は介護提供に影響を与える

子の時間に関する機会費用として、子の教育を代理変数として用いる。子の教育期間が長いほど、親に介護を提供する機会費用が高くなり、親に介護を提供しないことが考えられる。この仮説が正しければ、子の教育期間が長いほど、要介護状態の親との同居選択に対してマイナスの符号を示し、統計的に有意であることが期待される。すなわち、(1) 式のパラメータ α_3 は負で有意であることが期待される。

- (4) 仮説 4 : 子の時間に関する機会費用が介護提供に与える影響は、実子と義理の子で異なる。

仮説 2 と同様に、子の教育期間の長さで、4 つの子のグループをわけた。

$$C_{ij} = \gamma_{1s}(E_{ij}|E_{ij} = 1) + \gamma_{2s}(E_{ij}|E_{ij} = 0) + P_j\gamma_3 + \gamma_4 E_{ij} + X_{ij}\gamma_5 + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

子の教育期間の長さが、子が要介護状態の親との同居をする選択に有意な影響を与えているかどうかを検討するために、各々の子グループについて、子の教育期間の長さが大卒以上 (γ_{1s}) と子の教育期間の長さが高卒以下 (γ_{2s}) の係数のマグニチュードと有意性を比較する。そして、 $\gamma_{1s} = \gamma_{2s}$ の帰無仮説を検定し、子の教育期間の長さによって、子の同居選択が統計的に有意に異なるかどうかを検証する。実子と義理の子で、子の教育期間の長さが子の同居選択に与える影響が異なることが期待される。

- (5) 社会的規範は子の介護提供に影響を与える

社会的規範として、先行研究 (Wakabayashi and Horioka, 2009) と同様に、長男とそれ以外の子の違いに着目する。子から親の介護提供が社会的規範に影響を受ける場合、親の遺産や、子の時間に関する機会費用が、子から親への介護提供に与える影響は、配偶者が長男である義理の子と、それ以外の子で異なることが期待される。

3 データ

日本大学「健康と生活に関する調査」(2001年)の個票データを用いる。この調査は、日本の65歳以上の高齢者を対象として全国規模で行われたものである。高齢者のすべての生存する子の個人特性に関する情報が利用可能であるため、このデータを利用した。データの観測値の数は3,992名である。子の利己的動機の検証のため、2人以上の子を持つ高齢者に限定した(3,188名)。また、配偶者からの介護サービス提供の可能性を排除するため

表 1 記述統計

親レベル	平均	標準偏差
持ち家	0.845	0.362
女性ダミー	0.880	0.325
年齢	83.965	5.272
教育年数	6.140	3.683
親から子への金銭援助ダミー	0.052	0.221
ADL の数	2.491	2.499
IADL の数	3.391	2.432
公的介護サービス利用	0.082	0.274
子以外の親族と同居ダミー	0.045	0.207
子どもの数	3.965	1.560
親の世帯所得		
世帯所得_1	0.219	0.414
世帯所得_2	0.296	0.456
世帯所得_3	0.122	0.327
世帯所得_4	0.087	0.282
世帯所得_5	0.039	0.193
世帯所得_6	0.017	0.129
世帯所得欠値ダミー	0.221	0.415
親の動機		
王朝モデルダミー (価値観)	0.289	0.454
王朝モデルダミー (自営業・農業)	0.423	0.494
利己的動機ダミー (価値観)	0.395	0.489
社会規範ダミー (価値観)	0.438	0.496
地域		
地域 1	0.065	0.246
地域 2	0.106	0.308
地域 3	0.215	0.411
地域 4	0.067	0.251
地域 5	0.052	0.221
地域 6	0.067	0.251
地域 7	0.126	0.332
地域 8	0.078	0.268
地域 9	0.038	0.191
地域 10	0.111	0.314
地域 11	0.075	0.264
観測値の数	432	
子レベル		
同居	0.226	0.419
女性ダミー	0.903	0.296
結婚ダミー	0.791	0.406
大卒以上ダミー	0.100	0.300
年齢	47.527	19.012
子から親への金銭援助ダミー	0.160	0.367
子の人数 (小学校入学前)	0.015	0.164
子の人数 (小学校在学)	0.046	0.270
子の人数 (中学校在学以上)	1.666	1.112
観測値の数	1437	

に、非婚の高齢者に限定した（1,290名）。介護が必要な高齢者に限定するため、日常生活動作（Activity of Daily Living, 以下ではADLとする）³⁾もしくは手段の日常生活動作（Instrumental Activities of Daily Living, 以下ではIADLとする）⁴⁾のいずれか1つの項目で自立していない高齢者のみとした（432名）。結果として、親・子の観測値の数が432名・1,472名のサンプルとなった。記述統計量は表1で示した。

被説明変数として、高齢の親と同居している子は1、それ以外は0の二値変数を用いた。

子の特性として、性別、年齢、婚姻状態を用いた。子の介護サービス提供にかかる機会費用として学歴（大卒以上であれば1、それ以外は0の二値変数）を使用した。これらの変数について、非婚の子・既婚の娘については本人の性別・年齢・学歴が反映される一方で、実子が男性で結婚している場合はその配偶者（義理の娘）の性別・年齢・学歴が反映される。介護サービス提供以外の子からの援助を調整するために、子から親への金銭援助有無も調整した。また、子の非労働収入の調整として、親から子への金銭援助の有無を調整した。さらに、孫の人数として、①小学校入学前の孫の人数、②小学校在学の孫の人数、③中学校在学以上の孫の人数、を調整した。

親レベルの主たる説明変数として、親の住宅資産を使用した。具体的には、高齢の親の住宅が持ち家かどうかを示すダミー変数を使用した。高齢の親の個人特性として、年齢、性別、教育年数、世帯所得、を調整した。親の要介護状態としてADLとIADLの数を調整した。親の公的介護サービス利用は、子からの介護を代替する効果があると考えられるため（Van Houtven and Norton, 2004; 2008）、過去1ヶ月間の介護保険による介護サービスを利用した者を1、それ以外は0のダミー変数を調整した。さらに、生存している子の人数、子以外で同居している者の人数、居住地域として11の地域ダミー変数を調整した。

子の動機のみならず、親の動機も、子の同居選択に影響を与えることが

考えられる。親の遺産動機を考慮した。以下の変数は、Wakabayashi and Horioka (2009) に従っている。

王朝モデル (Chu, 1991) : 親が家系を存続させる目的で、子に遺産を与えると仮定したモデルである。この仮説では、親は、子が家業や家名を相続いだ子にのみ、遺産を相続させることを予測する。親が王朝モデルに従って行動するかどうかの変数として、親の最長職が自営業、もしくは、農業の場合、を識別変数とした。また、王朝モデルに関連する親の価値観(「家名は、養子をとってでも、たやさないようにすべきだ」という設問に対し「そう思う」と回答)を調整した。

親の利己的動機 : 親の価値観「親の介護をしてくれた子どもは、家の財産を多く譲りうけてもよい」という設問に対し「そう思う」もしくは「どちらかと言えばそう思う」と回答した者について、利己的動機に従う親とみなして調整した。

親の社会規範 : 親の価値観「子どもが年をとった親の扶養や介護をするのは、今まで育ててくれた親に対する恩返しだから当然である」という設問に対し、「そう思う」もしくは「どちらかと言えばそう思う」と回答した親や、「長男には、親を扶養する義務がある」という設問に対し「そう思う」と回答している親は、社会的規範に従う親とみなして調整した。

4 結果

一部の子で、親の住宅資産が、子が要介護状態の親と同居をするかどうかの選択に有意な影響を与えていることが示された。

(1) 仮説 1 : 親の遺産は子の介護提供に影響を与える

親の住居が持ち家の場合、親の住居が持ち家でない場合と比較して、子は親と同居する傾向にあることが示された(表 2)。親の住居が持ち家の場合、親の住居が持ち家でない場合と比較して、子の同居確率が 10.4% ポイント高くなることが示された。

表2 親の住宅資産が子から親への介護提供に与える影響に関する推定結果

親レベル	係数値	頑健標準誤差
持ち家	0.104 ***	(0.025)
女性ダミー	0.004	(0.027)
年齢	-0.002	(0.002)
教育年数	-0.003	(0.003)
親から子への金銭援助ダミー	0.343 ***	(0.050)
ADL の数	-0.001	(0.004)
IADL の数	0.001	(0.004)
公的介護サービス利用	-0.076 **	(0.029)
子以外の親族と同居ダミー	-0.185 ***	(0.034)
子どもの数	-0.025 ***	(0.006)
親の世帯所得		
世帯所得 _2	0.018	(0.025)
世帯所得 _3	0.030	(0.034)
世帯所得 _4	0.005	(0.031)
世帯所得 _5	-0.032	(0.051)
世帯所得 _6	-0.067	(0.069)
世帯所得欠値ダミー	0.063 **	(0.026)
親の動機		
王朝モデルダミー (価値観)	0.019	(0.023)
王朝モデルダミー (自営業・農業)	-0.035 **	(0.018)
利己的動機ダミー (価値観)	-0.013	(0.026)
社会規範ダミー (価値観)	-0.025	(0.027)
地域	<i>comntrolled</i>	
子レベル		
女性ダミー	-0.043	(0.050)
結婚ダミー	-0.086 **	(0.037)
大卒以上ダミー	0.023	(0.035)
年齢	0.002 ***	(0.000)
子から親への金銭援助ダミー	0.479	(0.039)
子の人数 (小学校入学前)	-0.012	(0.054)
子の人数 (小学校在学)	0.080 *	(0.044)
子の人数 (中学校在学以上)	0.000	(0.010)
定数項	0.374 **	(0.155)
R-squared	0.297	
観測値の数	1.437	

注) *** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 1%水準で有意であることを示す。

(2) 仮説2：親の遺産が子の介護提供に与える影響は、実子と義理の子で異なる

親が持ち家であることが子の同居選択に与える影響について、実子と義理の子の間で影響が異なるかどうかを検証した(表3)。親の家が持ち家ではない非婚の子をリファレンスとしている。親の家が持ち家ではない非婚の子と比較して、親の家が持ち家である長男夫婦の同居確率は20.8%ポイント高いことが示された。二男以降の夫婦や、娘夫婦については、親の家が持ち家でない場合の方が、持ち家である場合と比較して、同居確率に与えるマイナスの影響がより大きかった。親の住宅資産の有無によって、子の同居選択が異なるかどうかを検証した結果、長男夫婦と、二男以降の夫婦で、統計的に有意に異なることが示された。

(3) 仮説3：子の時間に関する機会費用は介護提供に影響を与える

子の教育期間の長さが親との同居選択に与える有意な影響は認められな

表3 親の住宅資産が子から親への介護提供に与える影響に関する推定結果：子のタイプ別

子レベル		
親の家が持ち家		
義理の娘（配偶者が長男）	0.208***	(0.059)
義理の娘（配偶者が長男以外）	-0.111**	(0.056)
既婚の娘	-0.153***	(0.055)
非婚の子	0.039	(0.059)
親の家が持ち家家ではない		
義理の娘（配偶者が長男）	-0.079	(0.072)
義理の娘（配偶者が長男以外）	-0.200***	(0.062)
既婚の娘	-0.200***	(0.060)
非婚の子	reference	
帰無仮説：親の家が持ち家 = 親の家が持ち家家ではない		
	F値	P-value
義理の娘（配偶者が長男）	22.930	(0.000)
義理の娘（配偶者が長男以外）	4.510	(0.043)
既婚の娘	2.270	(0.133)
R-squared	0.386	
観測値の数	1,437	

注) *** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 1%水準で有意であることを示す。

注) その他の変数として、親の特性、子の特性を調整している。詳細は(2)式を参照のこと。

かった（表2）。

(4) 仮説4：子の時間に関する機会費用が介護提供に与える影響は、実子と義理の子で異なる。

子の教育期間の長さが子の同居選択に与える影響について、実子と義理の子の間に影響が異なるかどうかを検証した(表4)。高卒以下の非婚の子をリファレンスとしている。高卒以下の非婚の子と比較して、長男の配偶者は教育期間の長さに関わらず、同居確率が高いことが示された。二男以降の夫婦や、娘夫婦については、教育期間の長さに関わらず、同居確率が低いことが示された。大卒以上の非婚の子については、統計的に有意な影響は認められなかった。子の教育期間の長さによって、子が要介護状態の親と同居する確率が異なるかどうかを検証した結果、いずれの子においても、統計的に有意な差異は認められなかった。

(5) 仮説5：社会的規範は子の介護提供に影響を与える

子の教育期間の長さが子の同居選択に与える影響について、配偶者が長男の場合のみ、義理の娘の教育期間が大卒以上であっても、親と同居をするプラスの影響が認められた。この結果は社会的規範の強さを示しているものと考えられる。

(6) 頑健性の確認—持ち家以外の親の資産が与える影響

これまでの検証では、遺産として受取ることが期待される資産として、親の住宅資産を使用してきた。使用したデータでは、住宅が持ち家である高齢者に対して、本人、もしくは、配偶者が所有している、土地、家屋、マンションなどの有無を尋ねている。この調査項目に対して「はい」と回答していれば1、それ以外は、0のダミー変数を用いて、親の持ち家以外の不動産所有（土地、家屋、マンションなど）が子の同居選択に与える影響を検証した。親の住宅が持ち家であるサブサンプル(観測値の数:1,244)

を使用した。持ち家以外の不動産所有ダミーの平均は0.25（標準偏差：0.43）であった。推定の結果、子の同居選択に対して、持ち家以外の不動産ダミーの符号は負を示し、有意な影響は認められなかった。この結果は、Wakabayashi and Horioka（2009）で指摘されているように、親がプライバシーを重視しており、親に経済的余裕がある場合、親が子と同居することを選択していない可能性が考えられる。

(7) 頑健性の確認—子の時間に関する機会費用（高卒以上vs. 高卒未満）

仮説3および仮説4の検証では、子の時間に関する機会費用の代理変数として子の教育期間の長さが、大卒以上か大卒未満かで検討を行った。結果の頑健性を確認するために、子の教育期間の長さが、高卒以上か高卒未満かで検討を行った。子の教育期間の長さが高卒以上のダミー変数の平均は0.56（標準偏差：0.50）であった。推定結果は、機会費用を子の教育年数を大卒かどうかで区切った場合に得られた結果（表2・表4）とほぼ同

表4 子の時間に関する機会費用が子から親への介護提供に与える影響に関する推定結果

子レベル			
大卒以上			
義理の娘（配偶者が長男）	0.141*		(0.084)
義理の娘（配偶者が長男以外）	-0.145**		(0.069)
既婚の娘	-0.168***		(0.052)
非婚の子	0.017		(0.083)
大卒未満			
義理の娘（配偶者が長男）	0.130***		(0.040)
義理の娘（配偶者が長男以外）	-0.160***		(0.033)
既婚の娘	-0.199***		(0.031)
非婚の子		reference	
帰無仮説：子の学歴が大卒以上 = 子の学歴が高卒以下			
	F値		P-value
義理の娘（配偶者が長男）	0.020		(0.898)
義理の娘（配偶者が長男以外）	0.060		(0.848)
既婚の娘	0.460		(0.498)
R-squared		0.520	
観測値の数		1,437	

注) *** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 1%水準で有意であることを示す。

注) その他の変数として、親の特性、子の特性を調整している。詳細は（3）式を参照のこと。

様の結果を得た。

5 考察

本稿の仮説をサポートするいくつかの結果が得られた。第1に、親の住宅資産は、子が要介護状態の親と同居する選択に有意な影響を与え、その影響は、期待される介護者が実子か義理の子かで異なることが示された。親の住宅資産の有無によって、子が要介護状態の親との同居選択が異なる結果が得られたのは、期待される介護者が義理の子の場合のみであった。第2に、子の機会費用が与える影響については、期待される介護者が、長男が配偶者である義理の娘の場合のみ、学歴が大卒以上であっても、親との同居に対してプラスの有意な影響が認められた。

これらの結果は、子から親への介護提供が社会的規範の影響を受けていることを示唆する。さらに、親の資産状況の違いで、子からの介護提供が異なる可能性を示唆する。期待される介護者が義理の子の場合、親の保有する住宅資産の価値の変化が、子が高齢の親へ介護を提供するか否かの選択に影響を与えていることが考えられる。この点を検証するためには、パネルデータを用いた分析が必要であり、今後の課題としたい。

謝辞

本稿の作成において、チャールズ・ユウジ・ホリオカ先生ゼミ（大阪大学）に参加をされた諸先生方より有益なコメントをいただいた。この研究は、日本大学総合学術情報センターの研究プロジェクトが企画・実施した日本大学『健康と生活に関する調査』のデータを使用した。記して感謝の意を表したい。なお、本稿は筆者の個人的な見解である。本稿の内容に関する一切の誤りは著者の責に帰するものである。

注

- 1) 遺産動機については、ホリオカ・菅（2008）のサーベイを参照のこと。
- 2) 使用したデータでは、ADL、IADLの項目（各7項目あり、脚注3・4を参照）ごとに、主たる介護者を「同居の家族・別居の子・別居の子の配偶者・介護サービス・その他」の中から選択する調査項目がある。さらに、主たる介護者が同居家族の場合、本人との続柄を尋ねている。本稿の分析対象である非婚で子が2人以上いる高齢者のうち、いずれかの子と同居している場合、ADLの各項目について自立ではない高齢者の約7割、IADLの各項目について自立ではない高齢者の約8割の主たる介護者が同居家族であった。そのうちの約9割が主たる介護者が同居の子であった。この調査項目では、主たる介護者が別居の子の場合、だれが介護を提供しているのかが把握できないため、同居選択の変数を介護提供の代理変数として利用した。
- 3) ADLの項目は、以下の7項目。(1) お風呂に入る／シャワーを浴びる、(2) 衣服を着たり脱いだりする、(3) 食べる、(4) 寝床から起き上がったたり、椅子から立ちあがったり座ったりする、(5) 歩く(家の中を)、(6) 外に出かける、(7) トイレまで行って用をたす(自分の家のトイレ)。これらの項目について、項目を行うことがどの程度難しいかを3段階で尋ね「難しい」、「難しくない」、「他の理由によりしない」のうち、「難しい」を選択した人を非自立者とした。
- 4) IADLの項目は、以下の7項目。(1) 自分自身の食事の支度をする、(2) 身の回りの物や薬などの買い物に出かける、(3) 日常の金銭の管理、例えば公共料金や新聞の支払いなどをする、(4) 電話をかける、(5) チリをはらったり、身のまわりのかたづけなどの軽い家事をする、(6) バスや電車に乗って一人で出かける、(7) 指示どおり薬を飲む。これらの項目について、項目を行うことがどの程度難しいかを3段階で尋ね「難しい」、「難しくない」、「他の理由によりしない」のうち、「難しい」を選択した人を非自立者とした。

参考文献

- Barro, R.J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy* 82(6): 1095-1117.
- Becker, G.S. (1974). A theory of social interactions. *Journal of Political Economy* 82(6): 1063-1093.
- Bernheim, B.D., Shleifer, A. and Summers, L.H. (1985). The strategic bequest motive. *Journal of Political Economy*, 93(6): 1045-1076.

- Carmichael, F., and Charles, S. (2003). The opportunity costs of informal care: does gender matter? *Journal of Health Economics*, 22(5): 781-803.
- Chu, C.Y.C. (1991). Primogeniture. *Journal of Political Economy* 99(1): 78-99.
- Hanaoka, C. and Norton, E.C. (2008). Informal and formal care for elderly persons: how adult children's characteristics affect the use of formal care in Japan. *Social Science and Medicine*, 67(6): 1002-1008.
- Hashizume, Y. (2000). Gender issues and Japanese family-centered caregiving for frail elderly parents or parents-in-law in modern Japan: from the sociocultural and historical perspectives. *Public Health Nursing*, 17(1): 25-31.
- Horioka, C.Y., Fujisaki, H., Watanabe, W. and Kouno, T. (2000) Are Americans more altruistic than the Japanese? A U.S.-Japan comparison of saving and bequest motives. *International Economic Journal* 14(1): 1-31.
- Horioka, C.Y. (2002) Are Japanese Selfish, Altruistic or Dynastic? *Japanese Economic Review*, 53(1): 26-54.
- Johar, M., Maruyama, S., and Nakamura, S. (2010). Transition to parent-child coresidence: parental needs and the strategic bequest motive. *Australian School of Business Research Paper No. 2010 ECON 05*.
- Kureishi, W. and Wakabayashi, M. (2009). One's own parents or one's spousal parents: a question of strategic bequest motives. *Mimemo*. College of Economics, Osaka Prefecture University, Sakai City, Osaka, Japan.
- McGarry, K. (1998). Caring for the elderly: the role of children. In D.A. Wise (Ed.), *Inquiries in the Economics of Aging* (pp. 133-163). Chicago: The University of Chicago Press.
- Norton, E.C. (2000). Long-term Care. In *Handbook of Health Economics*, Volume 1B, A.J. Culyer and J.P. Newhouse, eds. pp. 956-994. New York, NY: Elsevier Sciences B.V.
- Van Houtven, C.H., and Norton, E.C. (2004). Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics*, 23(6): 1159-1180.
- Van Houtven, C.H., and Norton, E.C. (2008). Informal care and medicare expenditures: testing for heterogeneous treatment effects. *Journal of Health Economics*, 27(1): 134-156.
- Wakabayashi, M. and Horioka, C.Y. (2009). Is the eldest son different? The residential choice of siblings in Japan. *Japan and the World Economy*, 21(4): 337-348.

- 小林江里香・Liang, Jersey (2007)「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」『季刊家計経済研究』No.74, pp13-24.
- 清水谷論・野口晴子 (2005)「長時間介護はなぜ解消しないのか? : 要介護者世帯への介護サービス利用調査による検証」『経済分析』No.175, pp.1-32.
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ (2008)「日本における遺産動機と親子関係」, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 財団法人家計経済研究所編『世帯内分配と世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, pp118-135.
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ・菅万里 (2008)「高齢者の貯蓄行動 : 文献サーベイと最新データからの考察」, ISER Discussion Paper No. 716, 大阪大学社会経済研究所.

The Effect of Expected Bequests from Elderly Parents on Children Providing Informal Care

Chie HANAOKA

《Abstract》

In this paper, we investigate whether expected bequests from elderly parents affects the probability of children providing informal care, using Japanese micro data. We found that elderly parents with home equity were more likely to receive informal care from their children compared to those without. The results imply that the assets of the elderly may affect the probability of receiving informal care from their children.