

参考文献

- 厚生省人口問題研究所、1995『第1回全国家庭動向調査—現代日本の家族に関する意識と実態』調査研究報告資料第9号。
- 国立社会保障・人口問題研究所、2004『第12回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)第I報告書—わが国夫婦の結婚過程と出生力』厚生統計協会。
- 白波瀬佐和子、2000「家族内支援と社会保障—世代間関係とジェンダーの視点から」『社会保障研究』Vol.36、No.1、国立社会保障・人口問題研究所、pp.122～133。
- 白波瀬佐和子、2001「成人子への支援パターンからみた現代日本の親子関係」『人口問題研究』Vol.57、No.3、国立社会保障・人口問題研究所、pp.1～15。
- 西岡八郎、1997「家族機能の変化」阿藤誠・兼清弘之編『人口変動と家族』シリーズ・人口学研究7、第2章所収。

生前贈与の実態と動機

周 燕飛¹

(独立行政法人 労働政策研究・研修機構)

2004年3月

1. はじめに

公的年金や医療保険を通じて、若年世代から老年世代への巨額の世代間移転が行われていることが年金不信の原因とも言われている。これに対して厚生労働省年金局は家族間の経済的支援いわゆる贈与による私的移転が、老年世代から若年世代に行われており、ある程度相殺されているとの反論をしている。しかしながら、こうした私的移転の動機と実情が明確な形で示されていないため、世代間不公平の声に対してインパクトが弱いのが現状である。

私的移転の動機が、(1)親が利他的であるため所得の低い子どもによりたくさんの経済支援または遺産贈与を行うとする「利他的動機仮説」、および(2)親が子どもに支援または贈与を行うことによって、その恩返しとして子どもからのケアや介護を期待することを想定する「交換動機仮説」に分けられる。二つの動機を区別することによって、今後の減税政策、社会保障改革へのインプリケーションが大きく異なる。例えば、利他的動機が主であれば、年金改革によって世代間不公平が大きくなっても、それを相殺する方向に私的移転が働くと考えられる。しかしながら、交換動機が主であれば、そのような保障はない。

そして、私的移転を生前贈与と遺産に大別することができる。しかしながら、生前贈与が遺産²と同様に家計の資産形成に大きく寄与しているにもかかわらず、これまでに高齢者の遺産に関する研究が圧倒的に多く³、生前贈与に関する研究が欠如している。また、遺産動機を分析する際に、意図せざる遺産の識別が大きな問題となっていることに対して、生前贈与が明確な意図を持つものが多いため、動機の識別が比較的容易である。そこで本稿は、平成5年7月に行われた「全国家庭動向調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の個票データを用いて、日本の家計における生前贈与の実態と動機を明らかにしたいと思う。該当調査データの中に、いろいろな目的の生前贈与または世話的援助の有無・頻度および動機を検証するための様々な情報(世帯の所得、親へのケアや介護の頻度、同別居状態な

¹本稿は厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障における少子化対策の位置づけに関する研究」(主任研究者：勝又幸子)の一環である。

²アメリカの擬似パネルデータを用いて、家計資産の3分の1が貯蓄、3分の1が生前贈与、3分の1が遺産によるものとの試算結果もあった(Woff,1999)。

³遺産動機に関する代表的な先行研究は、Menchik & David (1983)、Hurd(1987)および大竹・ホリオカ(1994)などがあげられる。

ど)が含まれているため、生前贈与の分析にとくに適している。さらに、このデータの中に、様々な年齢層の世帯が含まれているので、親世代だけではなく、成人子世代の角度からも生前贈与の動機を分析することが可能となっている。

2. 生前贈与の動機に関する既存研究

生前贈与の動機における経済学的な研究の殆どは、「交換動機仮説」を支持するものであった。Cox(1987)および Cox&Rank(1992)は生前贈与の金額が受益人(子供世帯)の収入と正の相関があることをアメリカの実証データで示した。その結果は経済的に苦しい子供により多額の経済的援助を行うようと主張する「利他的動機仮説」と矛盾しているため、アメリカでは「交換動機仮説」が支配的であると結論づけた。また、Cox&Rank(1992)によると、親への訪問および電話の回数が多ければ多いほど、親に手伝っている人ほど生前贈与を受ける確率が高く、一方親の住居から遠い人ほど親への世話をしにくいので生前贈与をもらう確率が低いなど「交換動機仮説」と整合的な結果も得られた。そして、Yamada(2003)が日本の家計データを用いて、親子の同居・住居間の距離・会う頻度に対する決定要因を分析することで、交換動機に基づく利己主義仮説の妥当性を支持する結論を導いている。ホリオカ(1995)が親から子への移転と子から親への援助との間に正の相関があると報告し、私的移転は、世代間の利他主義によるものではなく、利己主義によるものと結論づけた。

さらに、子供の収入が1ドル減り、並びに親の収入が1ドル増加する場合(たとえば税や社会保障を通じて若い世帯から高齢者世帯への所得移転が行われた時)に、親がその1ドルの所得増加分をすべて子供に贈与するだろうという「利他的動機仮説」の予測も実証研究で殆ど確認されなかった。たとえば、Altonji, Hayashi and Kotlikoff (1997)がアメリカのパネルデータ-PSIDを用いて検証した結果、社会保険などを通じてこども世帯から親世帯へ移転した1ドルのうち、贈与の形で子供に返した所得がわずか13centである。また、Altonji and Villanueva(2003)の最近の試算によると、親の生涯(期待)所得が毎1ドルの増加に、わずか2-3centが遺産として、2centが生前贈与としての形で子供に移転する。従って、いずれの研究も消費者行動の角度から贈与行動における「利他的動機仮説」を支持しなかった。

一方、「利他的動機仮説」と整合的な研究結果も多数報告されていた。たとえば、McGarry(1999)がアメリカの家計に対する実証分析の結果、親が現在収入の低い子、とくに流動性制約を受けている子供によりたくさん生前贈与を行っていることが分かった。また、Hogan, Eggebeen&Clogg(1993)によると、世話や援助が相互的なものであって、親から子供への一方的な移転に限らない。また、親の健康状態が悪いときに成人子から多くの援助をもらい、成人子に子供(孫)がある時に親から援助をもらう確率が高い。さらに、白波瀬(2000,2001)が第2回全国家庭動向調査の個票データを用いて、一連の仮説⁴を提示し、

⁴ 具体的に、白波瀬(2001)が成人子への支援の説明にあたり、(1)経済的裕福な親世帯がよりたくさん援助を行う「階層論仮説」、(2)経済的に苦しい子供がよりたくさん援助をもらう「こども属性仮説」、(3)時間的ラグを伴う世代間の契約としての「世代継承仮説」、および「こども

親世帯が成人子に生前贈与を提供する確率およびその金額をそれぞれ推計した。その結果、子供が遠くに住む親世帯ほど生前贈与の確率または金額が大きくなる。その理由は、親が利他的であるため遠くに住む子供に世話的な支援が困難な分、経済的支援を行っているのではないかと白波瀬(2001)が説明する。しかしながら、これらのいずれの研究からも「利他的動機仮説」と整合するような結果が得られたものの、「交換動機仮説」の有効性も否定しなかった。

まとめて言うと、これまでの実証研究は「交換動機仮説」をより強く支持する結果が多かったものの、「利他的動機仮説」と整合する結果も多数確認された。その結果、どちらの仮説が支配的なのかについて、一致した結論が出ていないのが現状である。そこで本稿は、代表性の高い日本の家計調査のデータを用いて、生前贈与を三つの種類（土地・住宅資金贈与、生活資金援助、結婚資金贈与）に分けて、それぞれの贈与を行っている親世帯だけではなく、贈与を受ける子供世帯側の視点も配慮して厳密的に生前贈与の実態と動機を解明しようとする。

3. 理論と実証モデル

生前贈与の動機を区別するために、以下のようなモデルが Cox(1987)および Cox&Rank(1992)によって提案されている。まず、親の効用関数の中に親（小文字 p で表す）の消費額（ C_p ）だけではなく、子供（小文字 k で表す）の効用（ V ）、そして子供からのサービスやケア（ s ）も含まれている：

$$U_p = U(C_p, s, V(C_k, s)) \quad (1)$$

したがって、第(1)式が「利他的動機」と「交換的動機」を同時に表している。なぜならば、親が子供の幸せから効用を得られる（ $\partial U_p / \partial V > 0$ ）と同時に、子供が親に電話、訪問、精神的なサポートなどのサービスを提供できる。また、親が子供のサービスから効用を得られる（ $\partial U_p / \partial s > 0$ ）が、子供がサービスを提供することによって自由にできる時間が減ったり体力を使ったりするので効用が低くなる（ $\partial V / \partial s < 0$ ）。また、 Y を贈与前の所得とし、 T をトランスファーとすれば、親と子供の予算制約が(2)式と(3)式の通りである：

$$C_p = Y_p - T \quad (2)$$

$$C_k = Y_k + T \quad (3)$$

COX が二つの予算制約の上に、三つ目の制約（4式）を提案した。つまり、子供が親にサービスを提供しない場合(threat point)の効用水準 V_0 よりも高い効用を得られる場合のみ、

優先主義仮説」を検証していた。

贈与を受ける代わりに親にサービスを提供するという制約条件である。

$$V(Y_k + T, s) \geq V(Y_k, 0) = V_0 \quad (4)$$

利他的仮説が正しければ、子供がこの三つ目の制約を受けないはずである。つまり、子どもにとって親にサービスを提供することが自分自身の効用を高めることにも繋がるので、 V が常に V_0 より大きいのである ($V > V_0$)。換言すれば、親が受けたサービスと子供へ贈与との間に直接な関係がないはずである。一方、交換動機仮説が正しければ、子供が三つ目の制約を受けて行動するため、子供がその対価である贈与を目当てに親にサービスを提供しているため、サービスを提供する場合と提供しない場合の効用がちょうど等しくなるはずである ($V = V_0$)。

そして、実証データを用いて「利他的動機仮説」および「交換動機仮説」を検証する際に、以下のような probit モデルを用いる：

$$t_i = a_0 + a_1 Y_{hi} + a_2 Y_{pi} + a_3 s_i + X\gamma + e_i \quad (5)$$

t_i が 0,1 の非連続変数 (贈与額 $T_i > 0$ の時に 1 ; 0 otherwise) であり、 X が一連の外生変数であり、 γ がその係数であり、 e_i が残差である。具体的には、 X の中に、移転行動に影響を与えるとされている成人子の流動性制約要因 (マイホームダミー)、成人子の年齢、学歴、兄弟姉妹数、子供 (孫) の数、職業および健在している親の数、健康状態などの変数が含まれている。

「利他的動機仮説」が正しければ、 a_3 が有意ではないはずだが、「交換動機仮説」が正しければ、 a_3 がプラスで有意になるはずである。そして、仮に「利他的動機仮説」が正しければ、流動性制約に直面している子供に贈与を行う確率が高くなるとの予測 (McGarry, 1999) から、マイホームダミー (マイホームを持つ場合に 1 として) や現在所得の係数がマイナスで有意になるはずである。

4. データと変数の説明

本研究で用いるデータが国立社会保障・人口問題研究所が 1993 年 7 月に実施された「第 1 回全国家庭動向調査」(以下“本調査”)である。本調査は多段無作為抽出法で選ばれた全国の 11,480 世帯を対象とし、妻がいる場合に妻を、その以外の場合に世帯主またはその他の世帯員に調査票を記入してもらった。そして、世帯内に複数の既婚女性がいる場合には最も若い方に調査票を答えるように設計されていた。そのうち、9,252 世帯から回答を得られた (有効回答率 80.6%)。本研究で用いたサンプルは 1,991 の子育て世帯 (世帯主が 44 歳以下、配偶者と子供のある世帯)、2,252 の中間世帯 (世帯主が 45-64 歳、配偶者、子供およびいずれの親が健在の世帯) および 1,382 の祖父母世帯 (世帯主が 65 歳以上、健在の子供のいる世帯)、合計 5,625 世帯である。

主要な変数における説明が以下の通りである：

- 1) 生前贈与 (t_i)。本調査では、少なくとも 3 種類の生前贈与の有無について伺っていた：
(1) 土地または住宅資金贈与、(2) 生活費援助、(3) 結婚資金援助。本研究をこの 3 種

類の生前贈与の決定要因を別々にみることにしたい。

- 2) s_i の指標。本調査では、 s_i を4つの指標で表す：(1)日常的世話（買い物、食事、洗濯、悩み事の相談）の有無(0,1)、(2)病気時の世話の有無(0,1)、(3)会う頻度(0-4)：0は殆ど会わない、1は年に数回、2は月に1-2回、3は週に1-2回、4は毎日、(4)電話の頻度(0-4)：0は殆ど話さない、1は月に1-2回、2は週に1-2回、3は週に3-4回、4は毎日。

そして、本調査では被調査世帯の所得しかわからないため、子育てと中間世代においては子供世帯の所得 (Y_{ki}) だけが分かり、逆に祖父母世代の場合に親世帯の所得 (Y_{pi}) しか分からない⁵。このように観察されない変数の存在によって、係数推計値に一定のバイアスを与えることが予想される。たとえば、子供の所得が親の所得との間に正の相関があるとされているため、親の所得が推計式に含まれない場合、子供の所得の係数が過大に推計される心配がある。逆に子供の所得が r_i に有意な影響を与えているにもかかわらず推計式から落とされる場合、親の所得の係数が過大に推計される可能性があるであろう。幸いに、Cox&Rank (1992) の研究結果によると、 Y_{pi} (generated Variable) をモデルに入れても入れなくても Y_{ki} の係数推計値がそれほど変化しないことが分かっているので、おそらく係数推計値のバイアスがそれほど大きくないのである。

4. 世代間援助関係の実態

4.1 世代間援助関係のコーホート別変化

表1が本研究で分析対象となるサンプルを三つのグループに分けて、その基本属性を纏めたものである。このように世帯主の年齢で全サンプルを子育て世帯（44歳以下）、中間世帯（45-65歳未満）および祖父母世帯（65歳以上）に分けることによって、三つのコーホートにおける世代間援助関係の違いをみる事が可能である。

表1をみて分かるように、親から何れの種類の生前贈与を受ける確率についても、子育て世帯が中間世帯より、中間世帯が祖父母世帯より高いことが明らかである。たとえば、祖父母世帯の場合、親から結婚資金援助を受けていた確率が41%であることに対して、中間世帯と子育て世帯の同確率がそれぞれ67%と75%であった。また、生活費援助や土地・住宅資金贈与を受ける確率についても同様な傾向が見られる。換言すれば、若い世代ほど、親からの私的移転を受ける確率が高いのである。

また、成人してから親への援助について、病気時の世話や日常的世話を中心に子育て世帯と中間世帯の間はかなり高い確率で行われていたことも明らかである。特に親への日常的世話について、子育て世帯の44%、中間世帯の40%が行われていた。また、子育て世帯の35%および中間世帯の46%は親が病気の時に世話をしていた経験があると答えた。しかしながら、親へ経済的な援助を行った世帯の割合が少なく、全体の1割程度だった。一方、

⁵ 親また子供に関する情報（年齢、学歴、職業など）を用いて、その所得を推計する方法もあるが、本調査ではこれらの情報が欠如しているため、断念せざるを得なかった。

祖父母世帯においては、その親への援助を行う確率が子育て世帯および中間世帯に比べ、著しく低いことも明らかである。

纏めて言うと、表1の記述統計によって、以下の3つのことが示唆されている：(1)若い世代ほど、親から経済的援助を受ける確率が高い。(2)経済的援助を限ってみる場合、“親から成人子へ”という援助パターンが多く、逆に“子供から親へ”というパターンが少ないのである。(3)高齢者世代（祖父母世帯）と比べ、若年・中年世代が主に日常的世話や病気時の世話などを通じて親とより多く関わっているように思われる。

4.2 世代間援助が子供の所得または持ち家かどうかによって変わるか？

先述のように、McGarry(1999)がアメリカの家計に対する実証研究によって、親が現在収入の低い子、とくに流動性制約を受けている（たとえば非持ち家）子供によりたくさんの生前贈与を行っていることが示唆されていた。ここで、日本の家計データを用いても同様な結果を得られるかどうかをまず単純集計の結果で見てみたいと思う。

表2が示されているように、生活費の援助については、McGarry(1999)の結果と一致して、所得の低い（年収300万円未満）子供が親から生活費援助を貰う確率が比較的に高いことは観察されているが、その差は統計的に有意なものではなかった。一方、親から土地・住宅資金贈与および結婚資金贈与をうける確率においては、むしろ現在所得の高い（年収300万円以上）子供の方が高いように見える。当然ながら、それは単なる親の所得の影響が出たかもしれない⁶し、年収300万円は適切な分岐点ではなかったかもしれないので、McGarry(1999)とは逆の結果が出たとは断言できないのである。

そして、親への援助については、やはり表1と一致して、経済的援助が少なく、病気時の世話や日常的世話の方がメインである。とくに、所得の低い子供より所得の高い子供が親に援助を行う確率が高いことが表2によって示唆されている。すなわち、所得の高い子供は親から援助をよりたくさん受けられた一方、親への世話的援助もより高い確率で行われているのは、戦略的動機仮説の予想と概ねに一致している点である。

さらに、非持家（流動性制約の代理変数）の子供の26.7%が親から生活費援助を受けていたのに対して、持家⁷の場合同比率が2%程度低いことも分かった。これは、流動性制約に直面している子供に親がよりたくさんの生前贈与を行うというMcGarry(1999)の仮説と一致している。一方、持家の場合、親へ世話的援助を行う確率が非持家の子供より顕著に高いことも明らかである。これは持家が非持家に比べ、親と同居する割合が高いため、世話的援助を行われやすいのは原因だったと考えられる。

最後に、経済的裕福な親世帯がよりたくさんの援助を行うという仮説（白波瀬2001、Cox & Rank, 1992）に対し、表2は親の所得階層別に別居している子⁸に援助を行う確率を比較し

⁶教育投資を通じた所得移転があるので、現在所得の高い子供が所得の高い親を持つ確率が高いのである。

⁷ここでの持家とは、自分または親の持ち家のいずれに住み場合を指している。

⁸本研究で用いたデータでは同居の子への援助の実態については不明である。

たものを纏めている。その結果、親の所得が高いと、子供に生活費援助を行う確率が高くなるが、結婚資金援助や土地・住宅資産贈与についてはそのような関係が見られなかった。一方、別居子が親への援助については、利他的動機仮説とは整合的に、所得の低い親が援助を受ける確率が高いのである。

5. 生前贈与の動機—実証分析の結果

5.1 親からの生前贈与の決定要因—成人子供世帯の視点から

表3は第(5)式のprobitモデルに基づいて、上述のいわゆる子育て世帯と中間世帯をプールしたサンプルを用いた贈与関数の推計結果である。ただし、被説明変数の生前贈与について、土地・住宅資金贈与、生活資金援助、または結婚資金援助を受ける確率が別々に推計してみた。

まず親からの土地や住宅資金贈与を受ける確率が、夫の学歴、所得、妻の兄弟姉妹の数、健在している親の数、またはこれまでに親に日常的世話をしたかどうかによって、有意に変わってくるのが分かった。特に、

- (1) 夫の所得が低い世帯ほど、親から土地・住宅資産贈与を受ける確率が高い。夫の年収が800万円以上の高所得世帯と比べ、夫の年収が300未満の世帯の土地・住宅資産贈与を受ける確率が16.5%ポイント高く、夫の年収が300から800万円未満の世帯においても該当比率が10-11%ポイント高い。すなわち、表2の単純集計の結果と異なって、ほかの要因の影響をコントロールする場合、子供世帯の年収の効果について利他的動機仮説と整合的な結果が得られた⁹：親が利他的であるために、現在所得の低い子供によりたくさん生前贈与を行う。
- (2) 妻の兄弟姉妹の多い世帯ほど、親から土地・住宅資産贈与を受ける確率が低い。兄弟姉妹の数が一人増えると、親から土地・住宅資産贈与を受ける確率が2.5%ポイント低下する。
- (3) 親に日常的世話を行っていた世帯ほど、土地・住宅資産贈与を受ける確率が高い。戦略的遺産動機仮説と一致して、親に日常的世話を行っていた世帯がそうでない世帯より土地・住宅資産贈与を受ける確率が4.9%ポイント高い。しかしながら、親への病気時の世話の有無または親への経済的援助の有無は、土地・住宅資産贈与に有意な影響を与えていないようである。

次に、親からの生活資金援助を受ける確率に、有意な影響を与える変数は、夫の年齢、職業、所得、妻の所得、持ち家かどうか（流動性制約要因）、健在している親の数、親との同居の有無、親への病気時の世話の有無、親への日常的世話有無だった。とくに、

- (1) 夫の所得が低い世帯ほど、親から生活資金援助を受ける確率が高い。夫の年収が800万円以上の高所得世帯と比べ、夫の年収が300未満の世帯の生活資金援助を受ける確率

⁹ 夫の年収ダミーと妻の年収ダミーの代わりに、世帯の年収ダミー（300万円未満時1として）をモデルに入れる場合、世帯の年収ダミーの係数は正で有意ではないのである。

が 13.4%ポイント高く、夫の年収が 300 から 500 万円未満の世帯においても該当比率が 8.2%ポイント高い。これも利他的動機仮説と整合した結果である。その以外に、妻の所得が 300 万円以上の世帯が他の世帯と比べ、親から生活資金援助を受ける確率が 3.5%ポイント高い。

- (2)妻の兄弟姉妹の多い世帯ほど、親から生活資金援助を受ける確率が低い。妻の兄弟姉妹の数が一人増えると、親から生活資金援助を受ける確率が 1.4%ポイント低下する。夫の兄弟姉妹数ではなく、妻の兄弟姉妹数が有意に効いていたのは、妻の親が主に生活資金援助を行っていることを示唆しているかもしれない。
- (3)持家の世帯ほど、親から生活資金援助を受ける確率が低い。持家の世帯が非持家の世帯に比べ、親から生活資金援助を受ける確率が 4.6%ポイント低いのである。これは、流動性制約に直面している子供に対して、親がよりたくさんの生前贈与を行うという McGarry(1999)の仮説と一致した結果である。
- (4)親と同居している子供世帯ほど、生活資金援助を受ける確率が高い。親と同居している世帯が非同居世帯に比べ、親から生活資金援助を受ける確率が 3.6%ポイント高い。これは戦略的動機仮説と一致した結果となる。
- (5)親に日常的世話や病気時の世話を行っていた世帯ほど、生活資金援助を受ける確率が高い。戦略的遺産動機仮説と一致して、親に日常的世話を行っていた世帯がそうでない世帯より生活資金援助を受ける確率が 9.5%ポイント高いのである。さらに、親に病気時の世話を行っていた世帯がそうでない世帯より該当確率が 2.9%高い。しかしながら、親への経済的援助の有無は、生活資金援助に有意な影響を与えていないようである。

最後に、親からの結婚資金贈与を受ける確率に、有意な影響を与えるのは、夫の学歴、兄弟姉妹数、妻の所得、健在している親の数、親への援助の有無などの変数であった。しかしながら、生活資金援助や住宅・土地資金援助を受ける確率に有意な影響を与えていた夫の所得は結婚資金贈与にとくに影響していないようである。一方、親への世話的援助の有無が結婚資金贈与を受ける確率に顕著な影響を与えている。これらの結果は、結婚資金援助が利他的動機より交換的動機で行われた傾向が強いことが示唆している。

以上の結果から総じて言うと、(1)夫の所得が低い世帯ほど、親から土地・住宅資産贈与または生活資金援助を受ける確率は高く、さらに持家（流動性制約の低い）世帯ほど生活資金援助を受ける確率が高いことから、この2種類の贈与（土地・住宅資産贈与、生活資金援助）は主に「利他的動機」によって行われたと考えられる；(2)結婚資金援助と親への世話的援助が確認されたと同時に、夫の所得や持家ダミーが特に結婚資金援助の受け確率に影響を与えないようなので、結婚資金援助は主に「交換動機仮説」によって説明できると思う。

5.6 成人子供への生前贈与の決定要因－親世帯の視点から

表4は同じく第(5)式の probit モデルに基づいて、上述のいわゆる祖父母世帯と中間世帯をプールしたサンプルを用いた贈与関数の推計結果である。また、表3と同様に、土地・

住宅資金贈与、生活資金援助、または結婚資金援助を子供世帯に与える確率が別々に推計してみた。ただし、同居の子への援助の実態が分からないため、別居子との援助関係のみに注目している。その結果、表4の推計ではかなりのサンプル・セレクション・バイアスが生じていて、表3の結果と直接に比較するのは難しいのである。

祖父母世帯の視点からみた生前贈与を行う確率（表4）の決定要因が概ねに子供世帯の視点からみた場合（表3）と一致している。そのほかに、

- (1) いずれの子供と既に同居している祖父母世帯がそうでない世帯に比べ、別居子への土地・住宅資金贈与と生活資金援助を行う確率がそれぞれ 10.5%と 11.7%ポイント低下する。一方、結婚資金贈与は同居ダミーの影響を受けていないようである。
- (2) 夫（祖父）の所得が予測通りに、すべての種類の生前贈与の確率に有意な影響を与えている。とくに年収が 300 万円以下の低所得世帯に比べ、ほかのすべての所得層（中高所得層）が別居子に対する土地・住宅資金贈与を行う確率が有意に高いのに対して、生活資金援助や結婚資金贈与の場合は、800 万円以上の高所得層のみが贈与を行う確率が顕著に高いのである。換言すれば、別居子に対する土地・住宅資金贈与を行う確率は年収 300 万円台のところ大きな分岐点となっているが、生活資金援助と結婚資金贈与を行うか行わないかの山は年収 800 万円台である。
- (3) 表3の結果とは裏腹に子供からの世話的援助はいずれの生前贈与の確率に影響を与えていないようである。これは、単なる同居子と別居子の違うかどうか表3で世話的援助ダミーと親との同居ダミーの交差項を説明変数の中に加えることで容易に確かめることができるはずである。
- (4) 子供からのサービスの指標である子供と会う頻度は、結婚資金援助を行う確率にプラスで有意な影響を与えているが、そのほかの贈与への影響は統計的に有意でないもしくはマイナスなものである。

6. 考察

本稿は、平成5年7月に行われた「全国家庭動向調査」（国立社会保障・人口問題研究所）の個票データを用いて、三種類の生前贈与（土地・住宅資金贈与、生活資金援助、結婚資金贈与）について、それぞれの贈与を行っている親世帯だけではなく、贈与を受ける子供世帯側の視点も配慮して厳密的に生前贈与の実態と動機を検証した。

まず、生前贈与の実態に関して、以下のようなことが明らかになった：(1) 若い世代ほど、親から経済的援助を受ける確率が高い。(2) 経済的援助を限ってみる場合、“親から成人子へ”という援助パターンが多く、逆に“子供から親へ”というパターンが少ないのである。(3) 兄弟姉妹の多い世帯ほど、親から生前贈与を受ける確率が低い。

そして、生前贈与の動機について、(1) 子供世帯の所得および持家（流動性制約の代理変数）の有無が土地・住宅資金贈与および生活資金援助の受給確率に有意な影響を与えていることから、「利他的動機仮説」がこれらの贈与行動と整合的であると考えられる；一方、(2) 結婚資金援助の行う確率が親（贈与を行う側）への世話的援助の有無と大きく関わって

いると同時に、子供世帯の所得や持家ダミーの影響をとくにうけていないことから、結婚資金援助は主に「交換動機仮説」によって説明できると思われる。

このように、生前贈与をいくつかの種類に分けてみることによって、それぞれの贈与に関する動機の違いをみることができたと同時に、すべての生前贈与を一つにしてみた多くの先行研究はなぜ贈与の動機に関する意見が矛盾しているのかをある意味で説明がつくと思われる。

また、生前贈与の実態を明らかにすることによって、冒頭に紹介した厚生労働省年金局の論点、すなわち私的移転が確かに老年世代から若年世代に行われているため、公的年金や医療保険制度の世代間不公平をある程度相殺されていることが統計データによって支持される結果となった。しかしながら、本研究は生前贈与の行う確率（方向性）だけを見ているので、金額ベースで私的移転と公的移転の大きさを比較するものではないことが言うまでないのである。

最後に、土地・住宅資金贈与および生活資金援助が利他的動機によって説明できるが、結婚資金贈与が交換動機仮説と整合的であることから、世代間の分配を是正しようとする政府の減税政策や社会保障改革は、結果として、住宅・土地資金贈与または生活資金援助という形の私的移転によって部分的に相殺され、本来意図した政策効果が十分に得られないことが多いのである。

参考文献：

- 大竹文雄・ホリオカ,C.Y.(1994)「貯蓄動機」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会、211-244
- 白波瀬佐知子(2000)「家庭内支援と社会保障—世代間関係とジェンダーの視点から」、『季刊社会保障研究』第36巻第1号、pp.122-133
- 白波瀬佐知子(2001)「成人子への支援パターンからみた現代日本の親子関係」、『人口問題研究』、第57巻第3号、pp.1-15
- ホリオカ,C.Y.(1995)「日本における家族内の世代間移転について」財団法人家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査』,pp.74-87
- Altonji, J.G., Hayashi, F. and Kotlikoff, L.J.(1992)“Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro data,” *The American Economic Review*, Vol. 82(5),pp.1177-1198
- Altonji, J.G., Hayashi, F. and Kotlikoff, L.J.(1997)“Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence”,*The Journal of Political Economy*, Vol. 105(6), 1121-1166.
- Altonji,J.G and Villanueva,E.(2003) “The Marginal Propensity to Spend on Adult Children”, NBER Working Paper No. 9811
- Cox,D.(1987).“Motives for Private Income Transfers”, *Journal of Political Economy* 95, 508-546
- Cox,D.&Rank,M.R.(1992)“Inter-Vivos Transfers and Intergenerational Exchange”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.74(2), 305-314

- Hurd, M. D. (1987) "Savings of the Elderly and Desired Bequests" *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 3. , pp. 298-312.
- Hogan, D.P.; Eggebeen, D.J. and Clogg, C.C. (1993) "The Structure of Intergenerational Exchanges in American Families", *The American Journal of Sociology*, Vol. 98(6), 1428-1458
- McGarry, K. (1999) "Inter Vivos Transfers and Intended Bequests", *Journal of Public Economics*, No. 73, pp. 321-351
- Menchik, P. L. and M. David. (1983) "Income Distribution, Lifetime Savings, and Bequests", *The American Economic Review*, Vol. 73, No. 4. (Sep., 1983), pp. 672-690.
- Woff, E.N. (1999) "Wealth Accumulation by Age Cohort in the U.S., 1962-1992: The Role of Savings, Capital Gains and Intergenerational Transfers", *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice*
- Yamada, K. (2003) "Intra-family Transfers in Japan: Intergenerational Co-residence, Distance, and Contact," ISER (Osaka University) Discussion Paper No. 575

厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業
「社会保障における少子化対策の位置づけに関する研究」

別居子への住宅資金援助と親の住居との関係¹

上枝 朱美
(東京国際大学)

2004年3月31日

要 旨

親から子どもに対しては住宅・土地などの実物資産や金融資産などさまざまな形で移転が行われているが、本稿ではとくに住宅資金援助について分析を行う。親が自分の居住する住宅に関して親（配偶者の親も含む）から援助を受けたことが別居している子どもである孫に対する住宅資金援助に影響を与えているかどうかという三世代間の移転の問題と、親と子どもとの住居の距離が住宅資金援助に関係しているかどうかについて分析を行う。その結果、親から別居子への住宅資金援助に影響を与えているのは、父親の収入、別居子の性別（男性）が正、親の土地に建てた自分たちの家に居住していること、別居子との住居との距離が15分以上60分未満であることが負の影響を与えていることが明らかとなった。

キーワード：世代間移転、住宅資金援助

¹ 本稿は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障における少子化対策の位置づけに関する研究」（主査：勝又幸子）の一環である。国立社会保障・人口問題研究所より「第1回全国家庭動向調査」の個票データの目的外使用の許可を受けている。ここに記して感謝の意を表したい。

1. はじめに

日本では出生率の低下傾向が続いている。現在の日本における少子化の原因の一つとして、子どもの養育や教育に多くの費用がかかることがあげられる。内閣府が行った「家族と生活に関する国民意識」(平成14年4月)によれば、出生率低下の原因として「子育ての費用負担が大きいから」を65.6%の人が挙げている(複数回答)。

また少子化には住居の影響も考えられている。日本は持家率が高く、年齢が高くなるとともに持家率は上昇している²。しかしファミリー向けの賃貸住宅は多くなく、民間の賃貸住宅の居住面積は一般的に狭い。子どもの出産や育児に適した居住環境とは言いがたい。

親から子どもに対しては、さまざまな世代間移転が行われており、住宅・土地といった実物資産を相続する場合がある。橋木(1998)では、郵政省の「金融資産選択調査」(1991)より、遺産を受けた人のほとんどが自分の子どもに遺産を残したいと考えており、少子化により子どもの数が少なくなっているため、親→子→孫への遺産相続がますます強化されることが予想されるとしている³。

2003年度の税制改革では贈与税や相続税などの改革が行われ、世代間移転を促進する方向を明確に示している。自ら居住する場合の父母や祖父母からの住宅取得資金の贈与については、これまで1500万円までは5分5乗方式とする優遇措置がとられており、550万円までは贈与税はかからない。これが相続時精算課税制度の2500万円に1000万円上乗せされ3500万円に拡大される⁴。これは高齢者世代から勤労世代に資産を移転し住宅購入を促進させることで景気回復を目指している。

相続税の最高税率も現行の20億円以上の70%から3億円以上の50%へと引き下げられる。これまでも200㎡までの小規模宅地では相続税が80%減額される⁵など、実物資産は相続面で優遇されている。相続の観点から考えると、金融資産よりも実物資産で保有する方がさらに有利となり、これは資産選択に影響を与えることになる。

一方、実物資産の住宅や土地以外にもさまざまな世代間移転がある。教育投資として子どもに高等教育を受けられるということも、親が贈与として子どもに資産を移転する重要な形態であるが、これには贈与税は課税されておらず、親の所得税に扶養控除が存在している⁶。実物資産の相続の場合には居住地域の制約が存在するが、現金の場合にはそういった制約はない。また親から子への支援は、経常的に行われる支援と、出産の際の手助けや結婚資金、住宅資金など一時的な支援にも分けることもできる。

少子化によって子どもの数が減少するという事は、祖父母にとって孫の数が減少することを意味している。孫の誕生日や入学時のお祝い、孫の教育費やお稽古代、子どもの

² 世帯主の年齢階級別の住宅保有率は、30歳未満は26.7%であるが、30歳代は55.2%と半分を超え、40歳代は79.6%、50歳代は88.1%、60歳代は90.6%、70歳以上では90.1%である(『平成11年 全国消費実態調査 家計資産に関する結果速報 統計表』,p.15)。

³ 橋木(1998),p.149。

⁴ 財務省ホームページ「平成15年度税制改正の大纲」参照。

(<http://www.mof.go.jp/genan15/zei001a.htm#02>)

⁵ 国税庁ホームページ参照。

⁶ 井堀(2003),p.162。

家族とレジャーに行く時の費用負担などが行われている。これらは親から子どもに対してだけでなく、祖父母から孫への援助となっている。

また世代間移転には現金以外のサービスとしての移転もある。三世同居は次第に減少しているため、子どもが働いている間、祖父母が孫の面倒をみるかわりに、老後は子どもが親の介護や世話をすることは難しくなりつつある。

孫の世話は、祖父母の手助けがなければ、市場から保育サービスを購入することになり、それは他の消費支出の減少あるいは貯蓄の減少につながる。また子どもが病気の際には保育所に預けることができず仕事を休むことになり、就業継続に与える影響もある。日本では出産を契機に退職する女性も多く、世帯収入の減少が予想される。

このように親から子どもへはさまざまな移転が行われているが、本稿では、親から子どもへの経済的支援のうち、とくに住宅資金援助について分析を行う。親が自分の居住する住宅に関して親（配偶者の親も含む）から援助を受けた場合、つぎの世代である別居している子どもに対する住宅資金援助に影響を与えているかどうかという三世間の移転について検討する。親（祖父母）からの援助には、住宅や土地の相続、土地のみの相続、資金援助があり、それが子ども（孫）に対して住宅資金援助を行うかどうか、つまり祖父母にあたる親から子どもへの援助のあり方が、孫に対して与える間接的な影響について分析を行う。

また子どもが遠距離に住んでいる場合、一時的な支援を除けば、経済的支援が中心になると考えられる。そこで住宅資金援助についても、親と子どもとの住居の距離が関係しているかどうかについても検討を行う。

本稿の以下の構成は次のとおりである。第2節ではこれまで行われてきた研究について述べる。第3節では仮説と分析で用いるデータおよび推計の方法について述べる。第4節は分析結果と今後の課題である。

2. 先行研究

子どもに対する住宅資金の援助に関する調査としては、家計経済研究所が行っている「消費生活に関するパネル調査」や国立社会保障・人口問題研究所（第1回調査時は厚生省人口問題研究所）が行っている「全国家庭動向調査」などがある。

(財)家計経済研究所編(1995)では、有配偶の女性が住宅購入の際に自分(夫)の親から援助を受けた割合は21.9%(26.6%)、自分(夫)の親からローンを受けた割合は6.3%(7.8%)であり、平均購入価格2843.6万円のうち、自分の親からの援助が61.3万円(全体の2.2%)、夫の親からの援助が171.6万円(全体の6.0%)、自分の親からのローンが15.5万円(全体の0.5%)、夫の親からのローンが29.7万円(全体の1.0%)としている⁷。妻の親からよりも夫の親からの方が援助やローンを受けた割合、金額ともに多いことがわかる。

また本稿と関連したテーマで全国家庭動向調査を使って行われた分析として、1993年に実施された「第1回全国家庭動向調査」を使った平尾(2001)、また1998年の「第2回全国

⁷ (財)家計経済研究所編(1995),pp.79-80。

家庭動向調査」を使った分析としては西岡(2000)と白波瀬(2001)がある。

「第1回全国家庭動向調査」では、つきあいの多い別居成人子2人への支援として、(1)買い物、(2)食事／洗濯、(3)出産時の世話、(4)孫の身の回りの世話、(5)孫に係る経費、(6)病気時の世話、(7)悩みごとの相談、(8)生活費、(9)結婚資金、(10)住宅資金の10項目⁸を聞いている。

平尾(2001)では、25歳から64歳の実親もしくは義親が少なくとも一人生存している有配偶女性を対象として分析を行っている。親からの住宅援助では、夫の親から住宅と土地、あるいは土地を提供されているのが21.3%であるのに対して、妻の親からは8.4%である。そして地理的距離が親の世話や手伝いの経験に大きな影響を及ぼしているとしている。また親から金銭的住宅援助を受けた者の親との地理的距離について見ると、親との近居度と高い相関性を示しているとしている。親から住居や土地などの住宅援助を受けたことが親に対する世話や手伝いに与える影響については、おおむねあまり影響力は示していないとしている。そして住宅に対する親からの援助が地理的距離に密接に関係しており、住宅援助自体の影響力が低下したと推測している。

西岡(2000)では、有配偶女子の既婚成人子への経済的援助（孫に係る経費、生活費、住宅資金、教育費）のうち、子世代に対する生活費、教育費、孫に係る経費については、年収400万円を境に援助する割合が異なるとし、住宅資金は800万円層とそれ以下の所得層で若干の違いが見られるとしている。また子世代が比較的低所得⁹である場合の孫への援助は、親世代の年収が400万円以上層か以下の層かで違いが見られるが、子世代の所得が400万円以上の層では、親世代の年収による差異はそれほど見られないとしている。

白波瀬(2001)では、親から成人子への支援について「階層論仮説」、「子ども属性仮説」、「世代継承仮説」、「子ども優先主義仮説」という四つの仮説を設定して分析を行っている。そのうちの「世代継続仮説」とは、親から何らかの援助や資産を受け継いだ場合、成人した子どもにも支援するというものである。支援の分類として、買い物、食事、洗濯、出産時の世話、孫の身の回りの世話、病気時の世話、悩みごとの相談をまとめて「世話的支援」、孫に係る経費、生活費、結婚資金、住宅資金、教育費を「経済的支援」の大きく2つに分けている。そして「第1回全国家庭動向調査」とその5年後に行われた「第2回全国家庭動向調査」では、成人子への経済的支援¹⁰について、住宅資金は結婚資金ほど大きな減少が見られず、全体として結婚資金以外的大幅な減少は見られないとしている。また世帯収入が高いほど経済的支援を提供する確率が高くなり、成人子の年齢は経済的支援と負の関係にあるとしている。子どもが結婚している場合、親は経済的支援を提供しやすく、子ど

⁸ 「第2回全国家庭動向調査」では、(2)の食事／洗濯を「食事」と「洗濯」を分けていること、そして「教育費」を含むため12項目である。

⁹ 「第1回全国家庭動向調査」では世帯に夫婦が2組以上いる場合、若い世代の妻が記入しているのに対して、「第2回全国家庭動向調査」では両方の妻が記入している。そのため子どもが同居している場合には、夫婦の収入や配偶者の親との居住距離についてのデータが得られている。

¹⁰ 「第2回全国家庭動向調査」では同居子を含めたつきあいの多い子ども2人について聞いているが、「第1回全国家庭動向調査」では、別居子に対する支援のみを聞いている。親と同居している子どもとの間の世代間移転については、Jellal and Wolff (2003)が理論分析を行っている。

もと遠くに住む方が資金的な援助を提供しやすいとしている。

一方、世代間移転のうち実物資産や金融資産については、相続税や贈与税などの税制の与える効果の分析が行われている。

Poterba (2001)では、遺産税や贈与税を分析する枠組みとして、2期間モデルを使っている。第1期の消費を c_1 、第2期の消費を c_2 、第1期の労働供給を l_1 とする。各個人は第2期に b の遺産を残し、第1期に贈与 g を行う。そこで消費者の効用関数は、(1)式のように表される。

$$U = U(c_1, c_2, l_1, g, b) \quad (1)$$

また予算制約式は、(2)式のように表される。

$$(1 - \tau_y)w l_1 = c_1 + g / [1 - \tau_g] + c_2 / [1 + r(1 - \tau_k)] + b / \{ [1 + r(1 - \tau_k)](1 - \tau_e) \} \quad (2)$$

ここで τ_y は労働所得税率、 τ_g は贈与税の税率、 τ_k は資本所得税率、 τ_e は遺産税率を表す。そして効用にはグロスの贈与額ではなくネットの贈与額が入るので、租税の影響を受けことになるとしている。

サービスの形での移転は、租税の影響は受けないが、援助を行う際にコストが生じる。子どもや孫に対してサービスを行うためには、移動が必要であり、交通費などのコストに加えて時間もかかる。それは同居では0、近居では少なく、遠距離に居住する場合には大きくなる。したがって、同居や近距離に居住する場合には世話的な支援を受けやすいが、遠距離に居住する場合には難しくなると言える。

3. 仮説と分析に用いるデータ

3. 1. 仮説

本稿では、親から別居子への経済的支援のうち、とくに住宅資金援助について以下の2つの仮説について検証を行う。

仮説1：「住居に関して親からなんらかの援助を受けた場合は、子どもに住宅資金を援助している。」

平尾(2001)では親から援助を受けた場合の親に対する支援を分析しているのに対して、仮説1では親（祖父母）からの援助が、つぎの世代の子ども（孫）への援助に影響しているかどうかについて分析する。親からの援助としては、親との同居や親から土地を相続して住宅は自分たちで建てたといった実物資産での援助と、親から住宅資金援助を受けた場合の両方を考える。

仮説2：「親の住居からの距離が、住宅資金援助を行うかどうかに影響している。」

親の住居から遠距離に居住する場合、世話的な支援を受けることに制限があるため、経済的支援を受けることが多くなる。そこで住宅資金についてもこれがあてはまるかどうかについて分析を行う。

3. 2. 分析に用いるデータ

分析に使用するデータは1993年の「第1回全国家庭動向調査」の個票データである¹¹。このうち本稿では40歳以上の有配偶女子で別居子のいる人のうち、使用する変数についてすべてデータが得られた1296人を対象とする。

父親の収入は階級値の中値をとり対数変換したものをを用いた。母親の収入は未記入が多かったので、世帯収入は用いなかった。

表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
住宅資金援助（あり=1、なし=0）	0.15123	0.35842	0	1
母親の年齢	57.38194	8.28265	41	84
親の住居形態				
親あるいは配偶者の親と同居	0.15355	0.36066	0	1
親あるいは配偶者の親の土地に建てた自分たちの家	0.12423	0.32997	0	1
親の援助のある持ち家あるいは賃貸住宅 ¹²	0.060957	0.23934	0	1
親の援助なしの持ち家あるいは賃貸住宅	0.66127	0.47346	0	1
父親の収入	5.95873	0.70541	5.01064	6.90776
別居子の年齢	31.90586	8.21997	19	63
別居子の性別（男=0、女=1）	0.47608	0.49962	0	1
別居子の配偶関係（有配偶=1 その他 ¹³ =0）	0.69444	0.46082	0	1
別居子の住居との距離				
敷地内別居	0.024691	0.15524	0	1
15分未満	0.12963	0.33603	0	1
15分以上60分未満	0.26312	0.4405	0	1
60分以上	0.58256	0.49333	0	1
同居子（あり=1、なし=0）	0.4591	0.49852	0	1
地域ダミー（人口集中地域=1、 非人口集中地域=0）	0.62114	0.48529	0	1

¹¹ 有効回答数は9,252（有効回収率80.6%）である。調査および調査結果の詳細については、厚生省人口問題研究所(1995)参照のこと。調査は1998年には第2回、2003年は第3回と5年ごとに実施されている。

¹² ここで用いるデータのうち「親の援助がある賃貸住宅に住んでいる」のは1名である。

¹³ その他には未婚、死別（4名）、離別（13名）が含まれる。

別居子の収入や住宅の状況（持家か賃貸住宅か、配偶者の親と同居しているかどうか）、子どもの有無などについてはデータがない。また住宅資金援助が行われた時点や金額についても不明である。

3. 3. 推計の方法

住宅資金の援助を行ったかどうかを被説明変数とするロジット・モデルで分析を行う。住宅資金援助を行った場合は1、行っていない場合は0のダミー変数をとる。

説明変数は、母親の年齢、親の住居形態（親あるいは配偶者の親と同居、親あるいは配偶者の親の土地に建てた自分たちの家、親の援助のある持ち家あるいは賃貸住宅、親の援助なしの持ち家あるいは賃貸住宅）、父親の収入、別居子の年齢、別居子の性別（男=0、女=1）、別居子の配偶関係（有配偶=1、その他=0）、別居子の住居との距離（敷地内別居、15分未満、15分以上60分未満、60分以上）、同居子（あり=1、なし=0）、地域ダミー（人口集中地域=1、非人口集中地域=0）である。なお、親の住居形態のうち「親あるいは配偶者の親と同居」、別居子の住居との距離のうち「敷地内別居」を基準としている。

仮説1「住居に関して親からなんらかの援助を受けた場合は、子どもに住宅資金を援助している」および仮説2「親の住居からの距離が、住宅資金援助を行うかどうかに影響している」を検証するために尤度比検定を行う。

そこで、すべての説明変数を含めた場合をケース1、仮説1の検証のために親の住居形態を除いた場合をケース2、仮説2の検証のために別居子の住居までの距離を除いた場合をケース3とし、3つのケースについて推計を行う。

4. 分析結果

分析の結果は、表2のとおりである。

世代間移転として、親から実物資産として継承した場合と金融資産の形で住宅所有を援助してもらった場合で、子どもに対しても住宅資金援助という金融資産での援助に違いがあるのかについて見るのが、親の住居形態の影響である。親世代の住宅の形態では、「親あるいは配偶者の親の土地の建てた自分たちの家」が有意に負であった。土地という実物資産の相続が行われて、住宅は自分たちで建てた場合には、住宅資金援助はあまり行われないうことになる。しかし、住宅資金援助は行わないが、将来的に実物資産の相続を考えているかもしれない。「親の援助のある親の援助のある持ち家あるいは賃貸住宅」と「親の援助なしの持ち家あるいは賃貸住宅」は負であるが、有意ではなかった。

親世代の経済的状況についてみると、父親の収入が多いほど住宅資金援助を行っていることがわかる。これは経済的援助全体について分析を行った白波瀬(2001)と同じ結果である。父親の収入が低ければ、住宅資金援助は行われにくいことになる。

また子どもの性別により明らかな違いが見られた。娘よりも男性の子どもである息子に対して、より住宅資金援助を行っている。これは妻の親からよりも夫の親から住宅資金援助を受ける割合が高いという家計経済研究所(1995)や平尾(2001)の結果と整合的である。

表2 推計結果

	ケース 1	ケース 2	ケース 3
母親の年齢	-0.00256	-0.00111	-0.00214
親の住居形態			
親あるいは配偶者の親と同居	(基準)	(基準)	(基準)
親あるいは配偶者の親の土地に 建てた自分たちの家	-0.70495*	—	-0.66797*
親の援助のある持ち家あるいは 賃貸住宅	-0.55983	—	-0.53896
親の援助なしの持ち家あるいは 賃貸住宅	-0.17018	—	-0.16426
父親の収入	0.307227*	0.304403*	0.342343**
別居子の年齢	0.015283	0.015919	0.018277
別居子の性別 (男=0、女=1)	-0.63781***	-0.63532***	-0.67078***
別居子の配偶関係 (有配偶=1、 その他 =0)	0.475936*	0.460901*	0.421465
別居子の住居との距離			
敷地内別居	(基準)	(基準)	(基準)
15分未満	-0.32826	-0.33521	—
15分以上60分未満	-1.26407**	-1.24839**	—
60分以上	-0.64021	-0.6282	—
同居子 (あり=1、なし=0)	-0.34811	-0.33943	-0.36046*
地域ダミー (人口集中地域=1、 非人口集中地域=0)	0.193444	0.208113	0.188257
定数項	-3.03832*	-3.35818**	-4.02445**
Log likelihood	-519.356	-522.279	-527.926

注：*は $p<0.05$ 、**は $p<0.01$ 、***は $p<0.001$ である。

別居子が結婚している場合より住宅資金援助を行っている。これは結婚している方が住宅を購入するケースが多いためとも考えられる。

別居子の住居と親の住居の距離が15分以上60分未満は負であった。親と近距離に住むのでも、遠距離に住むのでもなく、中程度の距離に居住していると住宅資金援助をあまり受けていないことになる。しかし、住宅資金を援助する前後で住居を移動した場合もあり、支援前の住居の距離はわからない。子どもがどこに居住するかを選択する際、住宅資金の援助の影響を受けている可能性がある。イタリアでは親から住宅資金援助を受けた場合、近くに居住する傾向があることが Tomassini, Wolf and Rosina (2003)の研究によって示され