

## 1 はじめに

日本では昔から家を持つことが家族の夢、男の甲斐性として言われ続けてきた。その現われとして、日本の住宅価格が絶対値からみても年収の倍数からみても高いにもかかわらず、7割以上(72%)の世帯が持ち家に住んでいるのが現状である(「家計の金融資産に関する世論調査」2003)。しかしながら、自力で持家を購入する場合、通常、相当額の頭金を捻出する必要がある。住宅金融公庫の「公庫融資利用者調査報告」(2002)によると、一般世帯が用意する頭金が平均的に住宅総額の21%(マンションの場合)から24%(一戸建ての場合)までの程度である。すなわち、大多数の家計がすべての住宅資金をローンによって金融市場から調達することが難しいため、流動性制約(頭金制約)に直面しているのである。流動性制約に直面した場合、家計は最適な床面積よりも狭い物件を購入せざるをえないため、効用レベルが低下する(井出2004b)。

こうした頭金による流動性制約がある中、親からの経済援助があるのとない場合、子ども世帯の住宅の購入行動がどう変わるのかが学問的にも政策的にも興味深い問題である。一般的に、親から住宅・土地を相続したことや親から住宅購入資金を援助してもらうことによって、子供世帯の流動性制約が緩和されたり生涯可処分所得が増えたりする。それに応じて、子供世帯が(1)住宅を取得する時期を早める、(2)本来の予定よりも高い物件を購入する、(3)住宅購入時の自己資金を増やし、ローン負担を軽くする、という3つの行動を行う可能性がある。もし、(1)と(2)の行動が確認されれば、親から子への土地贈与や住宅資金援助は住宅投資の増加につながるであろう。生前贈与を促進するような制度改革<sup>2</sup>は、マクロ的に家計消費を刺激するような効果が期待できる。一方、自己資金額の増加のみは住宅投資への刺激効果がないため、頭金に使われる贈与の割合が多ければ多いほどマクロな消費額が増えないことになる。

そこで本稿は、平成16年2月に行われた「親子世帯間の援助の実態と意識に関する調査(成人子世帯)」の個票データを用いて、土地贈与や頭金援助が子供世帯の住宅取得行動にいかなる影響を及ぼすかについて分析してみた。該当調査データの中に、住宅の種類、住宅取得時期および方法、親から頭金援助の有無とその金額、親世帯と子供世帯両方の所得などについて尋ねているために、本稿の研究テーマに適している。ただし、該当調査の対象者は、7歳未満の子供を持つ世帯のみである。これらのファミリー世帯は、ちょうど子供の出生と

<sup>1</sup> 住宅販売競争の結果、最近の住宅市場では頭金ゼロの物件も出回れるようになったものの、住宅ローンの返済が重いため、利用者がまだ少数である。

<sup>2</sup> これまでは贈与税の基礎控除額が少なく、生前贈与をすると高い税率がかかるため、資産の移転は遺産相続時に集中していた。しかしながら、2003年1月から、生前贈与の非課税枠を2,500万円とする制度が創設された。その結果、相続税と併せた税負担は最終的には従来と変わらないが、生前贈与が行いやすくなった。

成長を経験していて、より広く快適な家を求めるためにマイホームを購入するニーズが高まる時期にいる。また、彼らの親世帯のほとんどがちょうど退職機前後の年齢層であって、経済的にゆとりのある時期を迎えているため、子育て中の子供世帯に支援を行う経済力を持っていると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、生前贈与と住宅取得行動に関する既存研究をまとめる。3節は実証モデルを説明し、4節でデータを解説する。5節は実証分析の結果を提示する。6節は結語である。

## 2 先行研究

大多数の先行研究<sup>3</sup>では、遺産が子供の所得に係わらず平等に分配される傾向が観察されているが<sup>4</sup>、生前贈与に関しては経済的に恵まれない子供ほど受け取る確率が高いことがわかっている。例えば、McGarry(1999)によると、親の贈与を受ける確率が子供の現在収入と負の相関があり、流動性制約に直面している子供はよりたくさんの贈与を受けている。私的移転の決め手が単なる子供の経済状況ではなく、流動性制約に直面しているかどうかも重要である。Cox and Jappelli(1990)も流動性制約の重要性を指摘し、さらに流動性制約を直面している子供が親からの移転を受けた後でもなお流動性制約から解放されないケースが多いことを示唆している。また、Mayer and Engelhardt (1996)は住宅ローン世帯に関する実証分析を行った結果、金融機関から融資を受けられにくい、学歴が高い、正味資産が低いなどの特徴を持つ子供が親から贈与を受ける確率が比較的に高いことが明らかになった。

一方、親からの贈与が子供世帯の住宅取得行動に対する影響について、Guiso and Jappelli(2002)が1991年のイタリアの家計データを用いて推計した結果、同一年齢世帯の中で平均的な贈与金額(8.7万ユーロ)を受けた世帯の住宅購入確率は、受けていない世帯に比べて20%も高いことを明らかにしている。また、他の条件が一定であれば、平均的な贈与を受けた世帯の住宅価格は、受けていない世帯より4万円ユーロ高い。つまり、私的移転は住宅取得の時期と住宅の金額を高めているのである。それ以外に、Engelhardt and Mayer(1998)は、アメリカの1988、1990と1993年の住宅購入者アンケートに基づいて試算した結果、親からの経済援助<sup>5</sup>は頭金貯蓄の年数を9-20%短縮する効果を持つことを明らか

<sup>3</sup> 少数の例外的な結果を示唆した先行研究もある。たとえば、Cox(1987)とCox and Rank(1992)では、親は経済的に恵まれている子供によりたくさんの贈与を行っているという結果が得られている。

<sup>4</sup> これらの先行研究と一致した結果が「親子世帯間調査」(2004)からも得られている。同調査によると、0～6歳の孫を持つ祖父母世帯の中に、「経済的に苦しい子供に全部または大部分の遺産を残したい」と考える人は全体の僅か1.6%であり、約6割の人は、「どの子にも均等に遺産を残したい」(37.6%)または「資産を子供に残すつもりはない」(22.1%)と答えている。

<sup>5</sup> ただし、ここでの経済援助は、子供世帯の住宅購入を支援する目的のものかどうか不明である。

にしている。また、贈与 1 ドルに対して、29-40Cent が消費に回され、残りの 61-71Cent が頭金に使われていることがわかった。

日本では、住宅の取得行動について多数の研究<sup>6</sup>が行われてきたが、世代間援助の視点からみたものは非常に少ない。こうした数少ない先行研究の中で、本稿との関係から特筆すべきは下野(1993)と井出(2004a, 2004b)である。下野(1993)は相続による住宅取得世帯に焦点を当て、私的移転と日本人世帯の資産形成との関係を探っている。一方、世代間援助が住宅取得行動に与える影響について分析した井出(2004a)は、東京圏に住む家計を対象に推計した結果、親からの贈与が子供世帯の住宅ローン借入額の減少につながるという結果を示している。さらに、井出(2004b)は 2003 年から実施された住宅贈与非課税枠の引き上げの影響に注目し、贈与が家計の住宅投資にもたらす影響を推計した結果、①非課税枠付近に贈与額が集中する、②贈与額は住宅取得額に与える影響は極めて強く、贈与額の 1%ポイント上昇が住宅取得額を 0.3%ポイント高めるという結論を得ている。

上記の先行研究に比べ、本稿の分析の新しさは、第 1 に、住宅取得額のほか、住宅取得のタイミングや、頭金額にも同時に注目し、生前贈与と住宅取得行動の関係を全般的に考察している点である。第 2 に、既存研究の大多数は、様々な贈与の総額について大雑把に議論しているが、本稿は、目的別の贈与額が分かるため、住宅取得支援目的の贈与に絞った議論が可能である。第 3 に、ほかの先行研究では親世代の情報の欠如というデータ上の制約を受けているが、本稿では親世帯の情報を考慮した推計がデータ上可能なため、モデル上重要な説明変数が欠如するという問題も回避している。

### 3 実証モデル

Jone(1995)によると、住宅購入の際の決定的要因は流動性資産の額である。また、どのぐらいの資産蓄積 ( $W$ ) ができたのかが、住宅の購入額 ( $H$ ) や住宅ローン ( $L$ ) にも大きな影響を与えている。資産蓄積が主に世帯の労働所得 ( $Y$ ) によって構成されていて、住宅購入時には、頭金額 ( $D$ ) より多くなければならないのである。仮に、 $\alpha$  を借入割合とすれば、家計は以下の制約条件を受けることになる。

$$W \geq (1-\alpha)H = H - \alpha H = H - L = D \quad (1)$$

<sup>6</sup> たとえば、Maki(1993)が 1979 年の「国民生活基礎調査」の個票データを用いて、日本人家計が住宅購入を行う際に頭金が必要のため顕著な流動性制約を受けていることを統計的に示した。また、森泉(2004)が 1992 年の「住宅需要動向調査」の個票データを用いて、住宅購入の最適なタイミングが、どのような経済的要因やライフサイクル要因に依存しているかを検証した。さらに、Horioka(1988)が Tenure Choice Model を用いて、日本の家計における持家需要の実証分析を行った。

親による土地贈与や住宅資金援助(T)が、左辺の資産蓄積額を増大させるため、右辺の頭金額 (D) における支払い可能な上限額が緩和されることになり、同時に住宅購入価格 (H) または住宅ローン借入額 (L) も変化する。また、親によるトランスファーが早い段階で行われているのであれば、子供世帯が不足分の頭金を早く用意することができるため、住宅購入時期が早まる可能性も考えられる。

生前贈与が住宅取得のタイミングに与える影響について、以下の住宅取得年齢関数を用いて検証する。

$$Age_i = a_0 + a_1 Y_i^P + a_2 T_i + \sum_j a_j t_{ji} + X\gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

と表される。ここで、 $Age_i$  は住宅取得時の世帯主の年齢、 $Y_i^P$  は世帯主の恒常所得、 $T_i$  は親による土地贈与や住宅資金援助の有無またはその金額、 $t_j$  は住宅取得時期のダミー変数<sup>7</sup>、 $X$  は外生変数のベクトルで世帯主の職業、子供の数、共働きダミーなどの変数を含む。 $Y_i^P$  は、通常行われているように、年齢、年齢の2乗、学歴、職業等で回帰した予測値を用いている<sup>8</sup>。また、経済援助変数 $T_i$  は内生変数であると考えられるため、操作変数法を用いることとする。操作変数として、生前贈与に影響を与えるが住宅取得年齢にあまり影響しない要因（兄弟の数、長男かどうか、親の学歴、親の住居との距離<sup>9</sup>、親と電話やメール連絡を取ったり、会ったりする頻度<sup>10</sup>など）を用いることにする。

なお、生前贈与が住宅購入額 (H) および頭金額 (D) に与える影響を検証する際にも、第(2)式と同様の説明変数を用いる。(3)式を住宅購入額関数、(4)式を頭金額関数とする。

$$H_i = a_0 + a_1 Y_i^P + a_2 T_i + \sum_j a_j t_{ji} + X\gamma + \sigma_i \quad -(3)$$

$$D_i = a_0 + a_1 Y_i^P + a_2 T_i + \sum_j a_j t_{ji} + X\gamma + \mu_i \quad -(4)$$

また、経済援助変数 $T_i$  への扱い方についても、第(2)式と同様、操作変数を用いて推定する。

<sup>7</sup> 住宅取得時期の違いによって、住宅取得年齢が変わってくる可能性がある。バブル経済崩壊後、地価が長期にわたって下がり続けていることや、世帯収入が伸び悩みことなどから、多くの世帯は住宅取得年齢を大幅に遅らせるか、住宅取得を断念している可能性が考えられる。

<sup>8</sup> 所得関数の推計結果については、付表1を参照されたい。

<sup>9</sup> 親の住居から遠い人ほど親への世話をしにくいので経済援助をもらう確率が低いと考えられる。

<sup>10</sup> 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いとの実証結果もある (Cox and Rank, 1992)。

#### 4 データと変数

上記の実証モデルを推計する際に用いるデータが「親子世帯間の援助に関する研究会」が2003年2月に実施された「親子世帯間の援助の実態と意識に関する調査」（以下“支援調査”と略称）である。支援調査は首都圏（東京、神奈川、千葉、埼玉）と阪神圏（京都、大阪、兵庫）に住む未就学の子供を持つ子育て世帯（子供世帯）および未就学の孫を持つ高齢者世帯（親世帯）を対象に2回にわたって行われた調査である。本稿は、主にその子供世帯を分析対象としている。なお、すべてのサンプルは層化2段無作為抽出法によって得られたものである。具体的に、(株)日本統計調査が保有する独自のアクセスパネル<sup>11</sup>から無作為抽出された1,625の子育て世帯に対し調査票を郵送した結果、1,466の世帯から有効な返答が得られた（有効回収率90.2%）<sup>12</sup>。

表1 住居取得状況の内訳 (N=1,466)

住居の種類		世帯数	割合	割合
非持家	借家世帯	488	33.3%	40.2%
	親や親族の持家に同居する世帯	102	7.0%	
持家	A-1) 資金援助および土地贈与を得た持家	13	0.9%	26.3%
	A-2) 土地贈与のみの持家	56	3.8%	
	B) 資金援助のみの持家	316	21.6%	
	C) 経済援助なしの持家	400	27.3%	
その他または不明		91	6.2%	6.2%
合計		1,466	100.0%	100.0%

表1はこの1,466世帯における住居取得状況の内訳である。持家世帯が全体の53.5%、借家世帯が33.3%、親や親族の持家に同居する世帯が7%、その他または不明が6.2%である。なお、持家世帯(N=785)のうち、およそ半分の世帯は親からほとんど経済援助をうけていないが、残りの5割の世帯は親から土地贈与または住宅資金援助をもらっている。

表2は住宅関連の贈与の有無別主要な変数の単純集計（平均値）である。ここでは、資金援助を受けている持家世帯(N=316)と経済援助を受けていない持家世帯(N=400)が、支払った頭金額、世帯主の学歴・税込み年収、親と同居する割合、父親の学歴、両親の持家有無・年収といった属性も有意な差が検出されている(Welch's test)。また、持家世帯が非持家世帯よりも、世帯主の平均年齢、平均年収および大卒者の割合が高いことなども確認さ

<sup>11</sup> このアクセスパネルは住民基本台帳をベースに作成しており、首都圏と阪神圏を合わせて約18万世帯が登録されていた。

<sup>12</sup> 高齢者世帯調査の場合、まず(株)日本統計調査が保有する独自のアクセスパネル<sup>12</sup>から3,540の高齢者世帯を無作為抽出して、それら的高齢者世帯に葉書を送り、0-6歳の孫の有無を尋ねた。「ある」と返答してくれた1,945の高齢者世帯うち、1,625世帯に調査票を郵送し、そのうち1,412世帯から有効返答が得られた（有効回収率87%）。

れている。

## 5 実証分析の結果

### 5.1 生前贈与の決定要因

住宅取得行動の分析に先立ち、まず、どのような子供が親から住宅関連の経済援助を受ける確率が高いのかという点を分析する。表3は経済援助を受ける確率のみならず、資金援助の額についても推計している。親によるトランスファーは、親世帯の収入と正の相関を持ち、子供世帯の収入と負の相関関係を持つことが McGarry (1999) の研究によって示されている。また、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いとの実証結果もある (Cox and Rank, 1992)。

表3はこれらの要因をすべてコントロールした推計結果である。なお、親世帯の所得変数があったものの、欠損値が多いため、その代理変数として、父親の学歴や両親の持家資産の有無ダミーを用いることにする。また、住宅関連の経済援助の有無は、住宅購入している世帯のみ観察される変数なので、その推計に当たっては、標本選択誤差を考慮した Probit モデル<sup>13</sup>を用いる。住宅資金援助額の推計についても、同様な標本選択誤差の問題があるので、Heckman 二段階推定法で推計することにした。

これらの推計結果によると、年収の低い世帯ほど、親から経済援助を受ける確率が有意に大きいことがわかる。また、殆ど両親と連絡していない子供に比べて、親と頻繁に連絡を取り合っている子供のほうが経済援助を受ける確率が有意に高い。そして、住宅資金援助をもらっている世帯の中には、夫の年齢が高い世帯ほど、夫の学歴が高い世帯ほど、親と頻繁に連絡を取り合っている世帯ほど親からの援助額が大きい。さらに、民間のサラリーマンに比べると、自営業・その他の職業に従事している世帯がより大きな援助額をもらっていることもわかる。これらの結果は、概ね先行研究と一致しているものである。

なお、上記の推計結果によって得られた経済援助の確率および資金援助額の予測値は、内生性を考慮するために、後段の住宅取得年齢関数、住宅購入額関数および頭金額関数の推計に説明変数として使われる。

### 5.2 住宅関連の経済援助と子供世帯の住宅取得時期

住宅関連の経済援助が、子供世帯の住宅取得時期を早めるかどうかについて、まず記述統計から探ってみたいと思う。表2の平均値集計によると、親から土地贈与または資金援

<sup>13</sup> これは、Van de Ven and Van de Pragg(1991)により最初に用いられ、Probit Model with Sample Selection として知られている。

助を貰っているグループと経済援助をもらっていないグループの何れも、住宅取得時の世帯主の平均年齢は32-33歳前後となっている。また、図1-1によると、いずれのグループにおける住宅取得年齢のQuantile分布も非常に近い。具体的には、約30%の世帯は30歳までにマイホームを取得しており、約70%の世帯が35歳までに住宅を取得している。また、30歳代の住宅取得が非常に盛んに行われていることがわかる。これらの結果から、一見親による住宅関連の贈与は、子供世帯の住宅取得時期に影響していないように思われる。しかしながら、前述のように親によるトランスファーの有無またはその金額は、内生的決められている可能性が高い。すなわち、子供世帯が親の贈与があったため住宅を取得する時期を早める行動と、親世帯が子供世帯の住宅取得時期に見合わせて贈与を行う行動が同時に行われている可能性がある。

表4は第(2)式に基づいて、経済援助変数のこうした内生性問題を考慮した上に、操作変数法(2段階推計)で住宅購入時の年齢を推計したものである。表4のCase Iによれば、経済援助を受ける確率(予測値)が高い世帯ほど、住宅購入時世帯主の年齢が若いことがわかる<sup>14</sup>。具体的には、100%贈与を受けると予測される世帯と、絶対に受けられないだろうと予測される世帯との間に、住宅購入時5.5歳の年齢差が生じている。つまり、親による住宅関連の贈与が、子供世帯の住宅取得時期を早めた効果が表4の推計結果によって確認されていることとなる<sup>15</sup>。

そのほか、平成不況前(～91年)に住宅を取得していた世帯に比べ、平成不況後に住宅を取得していた世帯の取得時年齢は、有意に高いことも表4の推計結果からわかる。しかも、取得時期が最近になるとなるほど、住宅取得時年齢が高くなっており、2002年から2003年に住宅を取得した世帯主の年齢は、91年より前に取得した世帯主よりも8.63歳も高くなっている。これは、バブル崩壊後、世帯収入が伸び悩んでいることや、地価の長期下落でキャピタル・ロスを避けるためにマイホームの購入をなるべく先延ばしする世帯が増えていることなどが主な原因と推測される。また、民間のサラリーマンに比べ、公務員の住宅取得年齢が有意に低いことも興味深い結果である<sup>16</sup>。さらに、夫の恒常所得が高い世帯ほど、また、共働き世帯ほど、住宅取得年齢が高いという結果も示唆的である。

<sup>14</sup> 表4の推計結果と単純集計の結果がなぜ食い違っているのであろうか。一つの可能性は、単純集計の結果では、ほかの変数の影響をコントロールしていないため、経済援助の効果がほかの変数の効果に相殺されてしまい、差が出てこないからである。もう一つの可能性は、経済援助変数の内生性問題を考慮したため、一致推定量が得られたからである。

<sup>15</sup> しかしながら、資金援助の大きさ(Case II)は住宅購入時の年齢に有意な影響を与えていないのである。

<sup>16</sup> 公務員は収入や雇用の面で極めて安定している職業であるため、金融機関から住宅ローン融資を受けられやすいことが、彼らの住宅取得時期を早めているのではないかと考えられる。

### 5.3 住宅関連の経済援助と住宅購入額、頭金額

さて、住宅関連の経済援助は住宅購入額と頭金額にも顕著な影響を与えるのであろうか。まず、頭金額についてみると、親から住宅資金援助をもらっている世帯の平均頭金額が946.6万円であるのに対して、援助をもらっていない世帯の平均頭金額が654.4万円と大きな格差がある(表2)。また、図1-3の頭金額Quantile分布をみて分かるように、資金援助をもらっている世帯の頭金額がどの分位においても援助なしの世帯より高い。そして、これらの単純集計の結果を裏付けるように、表5の頭金額関数(Eq.4)の推計結果(Case3)では、経済援助を受ける確率の高い世帯ほど、頭金額が高い。さらに、金額ベースでみた場合(Case4)においても、資金援助の金額が大きければ大きいほど頭金額が大きい。具体的には、資金援助1万円増えることによって、頭金額が2,940円増えることとなる。なお、上記のいずれの結果も、親からの住宅関連の資金援助が、子供世帯における住宅購入時の頭金額を増やす効果があるとの仮説と整合的である。

次に、住宅購入額に対する経済援助の影響を見てみよう。平均値(表2)およびQuantile分布(図1-2)でみた場合に、資金援助をもらっているグループともらっていないグループとの間に、住宅購入価格における格差がそれほど顕著ではないようである。しかし、表5の推計結果によると、住宅資金援助の金額が大きければ大きいほど、住宅購入額も大きい。具体的には、資金援助1万円増えることによって、住宅購入額が6,180円増えることとなる。

## 6 まとめ

本稿は、7歳未満の子供を持つファミリー世帯を対象に、かれらの住宅購入行動における親の経済援助の影響に焦点を当てたものである。具体的には、流動性制約(頭金制約)がある中で、親からの土地贈与や住宅資金援助は、子供世帯の住宅購入時期、頭金額および購入価格にどのような変化をもたらしているのかを検証している。

その結果、親からの土地贈与や住宅資金援助は、子供世帯の住宅取得時期を早め、住宅購入額及び頭金額を増やす効果があることがわかった。具体的には、(1)親からの住宅資金援助があった場合、子供世帯の住宅取得時期は5.46年早まる、(2)購入金額は親からの住宅資金援助が100万円増加すると61.8万円増加する、(3)頭金額は、親からの住宅資金援助100万円増に対して29.4万円増加することなどがわかった。したがって、生前贈与を促進するような制度改正は、住宅投資を刺激し、マクロ的な景気刺激策として期待することができる。つまり、親世帯が本来預金していたはずの貯蓄やただ持っているだけの土地資産を子供世帯にトランスファーすることによって、住宅市場に新たな需要が生まれ、マクロな消費額が増えると考えられるのである。



## 参考文献

- Cox, D. (1987) "Motives for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, 95(3): 508-46
- Cox, D. and Jappelli, T. (1990) "Credit Rationing and Private Transfers: Evidence from Survey Data", *Review of Economics and Statistics*, 70, 445-454
- Cox, D. and Rank, M. (1992) "Inter-vivos Transfers and Intergenerational Exchange," *Review of Economics and Statistics*, 74(2): 305-14
- Engelhardt, G. and Mayer, C. (1998) "Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market", *Journal of Urban Economics*; 44(1): 135-57.
- Guiso, L. and Jappelli, T. (2002) "Private Transfers, Borrowing Constraints and the Timing of Homeownership", *Journal of Money, Credit, and Banking*. 34(2): 315-39.
- Horioka, C. Y. (1988b) "Tenure Choice and Housing Demand in Japan," *Journal of Urban Economics*, vol. 24, no. 3, 289-309.
- Jone, L. D. (1995) "Testing the Central Prediction of the Housing Tenure Transition Model", *Journal of Urban Economics*, 38, 50-74
- Maki, A. (1993) "Liquidity Constraints: A Cross-Section Analysis of the Housing Purchase Behavior of Japanese Households", *The Review of Economics and Statistics*, 75(3), 429-437.
- Mayer, C. and Engelhardt, G. (1996) "Gifts, Down Payments, and Housing Affordability", *Journal of Housing Research*, 7, 59-77
- McGarry, K. (1999) "Inter Vivos Transfers and Intended Bequests," *Journal of Public Economics*; 73(3): 321-51.
- Moriizumi, Y. (2003) "Targeted Saving by Renters for Housing Purchase in Japan", *Journal of Urban Economics*, 53(3), 494-509
- Van de Ven, W. P. M. M. and B. V. S. Van Praag (1981). "The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: A Probit model with Sample Selection", *Journal of Econometrics* 17, 229-252
- 井出多加子(2004a) 「贈与と住宅資金－東京圏のマイクロデータから」『都市住宅学』 No.44, 136-147
- 井出多加子(2004b) 「家計の住宅投資と世代間所得移転」『住宅土地経済』 No.52, 10-19
- 下野恵子(1993) 「資産としての住宅の需要と供給－相続と住宅需要」『住宅問題研究』 vol.9.(2), 22-35
- 森泉陽子(2004) 「家計の住宅購入タイミングの決定」『住宅土地経済』 No.53, 10-17

表2 住宅関連の贈与の有無別主要な変数の単純集計（平均値）

変数名	持家世帯				非持家世帯	
	全持家世帯	A)土地贈与あり	B)資金援助のみ	C)経済援助なし		B,C間差の検定
頭金額（万円）	765.0	628.2	946.6	654.4	***	
住宅購入行動						
住宅購入額（万円）	3409.0	2993.6	3313.5	3540.9	*	
住宅購入時の平均年齢 -A	33.0	32.9	32.7	33.2		
頭金貯蓄年数（A-学校卒業時の年齢）	12.8	12.5	12.2	13.2	**	
住宅ローン額（住宅購入額-頭金額）	2748.1	2235.4	2694.5	2851.5		
夫の属性						
平均年齢	38.3	39.4	37.8	38.5	*	34.9
学歴-中学校・高校	34.69%	34.38%	27.30%	40.48%	***	41.13%
学歴-専修大学・短大・高専	16.46%	12.50%	16.04%	17.46%		19.43%
学歴-大学・大学院	48.84%	53.13%	56.66%	42.06%	***	39.43%
税込み年収（万円）	630.9	631.8	600.2	655.0	***	494.3
職業-民間の正規職員	75.32%	67.65%	76.92%	75.38%		67.81%
職業-公的機関の正規職員（公務員）	7.33%	10.29%	7.05%	7.04%		4.28%
職業-自営業・家族従業員・内職	9.64%	11.76%	7.69%	10.80%		15.07%
職業-その他	7.71%	10.29%	8.33%	6.78%		12.84%
世帯の属性						
世帯人員数	4.2	4.6	4.2	4.1		4.0
いずれの親と同居の有無（1有）	6.24%	26.09%	6.01%	3.00%	**	12.37%
配偶者の有無（1有、0無）	94.01%	92.75%	93.35%	94.75%		90.34%
共働きの有無（1有、0無）	37.96%	36.23%	41.14%	35.75%		32.88%
世帯の平均税込み年収（万円）	671.5	731.8	643.3	683.1		589.8
預貯金額（万円）	310.3	506.8	288.3	293.8		357.6
流動性制約の有無（1有、0無）	2.68%	2.90%	2.53%	2.75%		3.90%
「妻」側親世帯の属性						
父親の年齢	66.4	66.6	66.5	66.3		62.4
父親は大卒以上かどうか（1はい）	18.34%	15.94%	22.78%	15.25%	***	16.95%
住居の種類-持家（一戸建て）	61.22%	60.87%	61.90%	60.75%		59.69%
住居の種類-持家（集合住宅）	7.27%	10.14%	8.25%	6.00%		7.31%
住居の種類-非持家	31.51%	28.99%	29.84%	33.25%		32.99%
両親の年収（万円）	407.7	511.1	389.6	401.1		494.2
「夫」側親世帯の属性						
父親の年齢	68.2	69.4	67.7	68.4		64.4
父親は大卒以上かどうか（1はい）	14.01%	23.19%	16.14%	10.75%	**	12.88%
住居の種類-持家（一戸建て）	52.31%	63.24%	58.15%	45.84%	***	51.28%
住居の種類-持家（集合住宅）	6.04%	0.00%	6.07%	7.05%		6.67%
住居の種類-非持家	41.65%	36.76%	35.78%	47.10%	**	42.05%
両親の年収（万円）	371.2	405.6	423.4	319.4	**	390.0
最大サンプル数	778	69	316	400		590

注：(1)学校卒業時の年齢は、現在の年齢と学歴から逆算されたものである。(2)「流動性制約ある」のは、最近の1年間「金融機関に借入れを申し込もうと考えたが、無理だろうと思って断念した」もしくは「金融機関に借入れを申し込んだが、融資を断られた」といった場合を指す。(3)「差の検定」とは、対象となる二つのグループの間に、属性の平均値に差があるかどうかのt検定（両側検定）である。(4)\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準で差が検出されている場合を指す。

図 1-1 援助の有無別住宅購入時年齢のQuantile分布

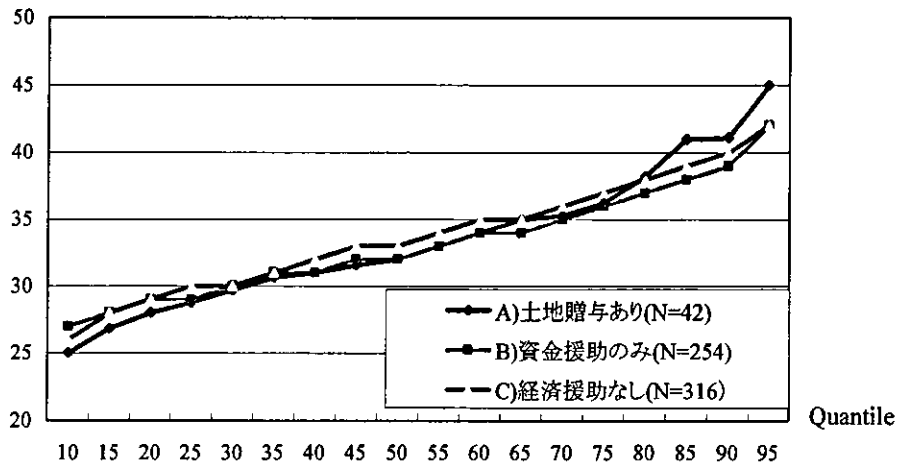
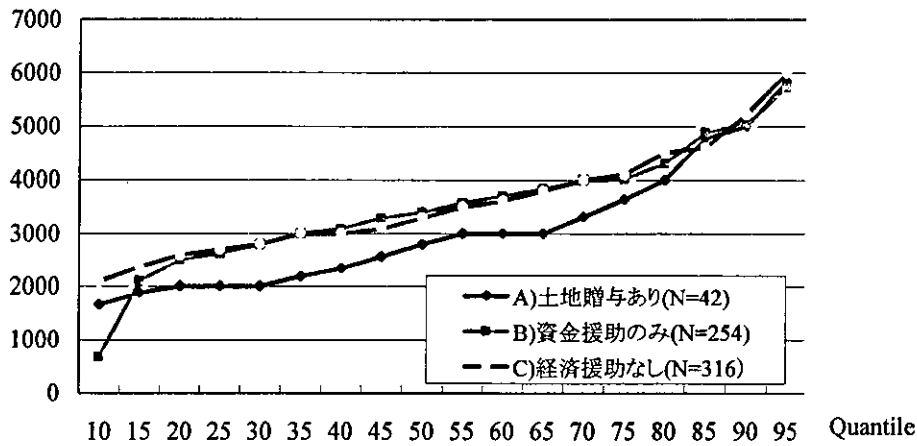


図 1-2 援助の有無別住宅購入価格（万円）のQuantile分布



注：土地贈与を受けている世帯においては、住宅購入価格の中に土地の価格が入っていないが、ほかのグループにおいては、住宅購入価格は建物と土地の合計である。

図 1-3 援助の有無別頭金額（万円）のQuantile分布

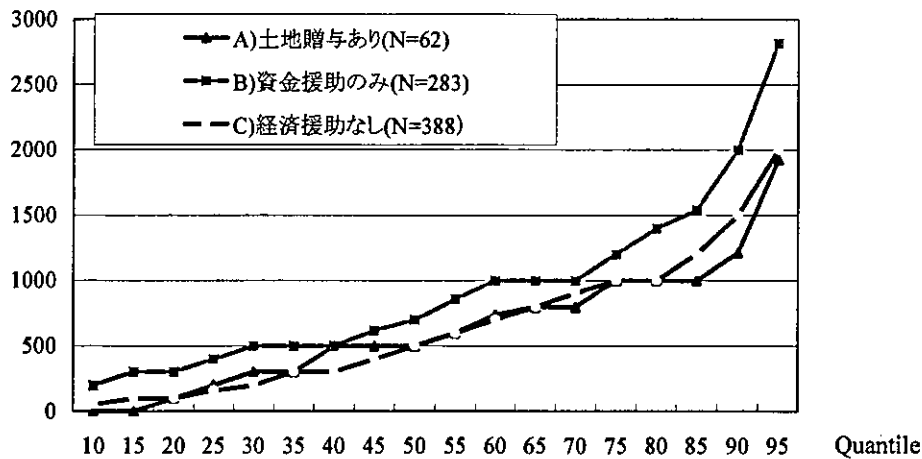


表3 親から住宅関連の経済援助を受ける確率および資金援助額(T)の決定要因

	経済援助の有無 (HeckProbitモデル)		資金援助額 (Heckman二段階モデル)		
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	
夫と妻の合計年収(万円)	-0.00072	0.00044	* -0.11458	0.25129	
預貯金額(万円)	-0.00014	0.00023	-0.244	0.191	
夫の年齢:30~34歳 (Baseline:20~29歳)	0.23915	0.37756	574.340	271.544	**
夫の年齢:35~39歳	0.33261	0.47119	390.370	250.904	
夫の年齢:40~44歳	0.39748	0.48589	541.095	258.534	**
夫の年齢:45~55歳	0.27323	0.58865	713.61040	295.82460	**
夫の学歴:専門学校相当 (BL:中学校・高校卒)	-0.01343	0.24327	212.05680	184.40570	
夫の学歴:大学・大学院	0.27264	0.20591	374.75910	137.70660	***
夫の職業:公務員 (BL:民間企業の正規職員)	0.32504	0.30413	-220.18370	198.27860	
夫の職業:自営業など	0.06253	0.31199	348.63700	212.68400	*
夫の職業:その他	0.87307	0.54428	1179.09700	315.44760	***
世帯員数	0.16937	0.10021	* -30.59776	70.72695	
夫の兄弟姉妹数	-0.05481	0.09762	-33.09278	79.24822	
妻の兄弟姉妹数	-0.08412	0.09350	-77.63939	70.49669	
夫側両親の住まいとの距離:同居or30分未満	0.18470	0.22826	45.62772	156.56210	
夫側両親の住まいとの距離:2時間未満	0.08157	0.20627	101.11360	138.52560	
夫側両親の住まいとの距離:3時間未満	0.26572	0.30155	298.42110	202.55080	
夫側両親と連絡する頻度:毎日or週3-4回	1.05495	0.40180	*** -104.10910	319.85560	
夫側両親と連絡する頻度:週1-2回	0.49997	0.32289	575.68050	243.82460	**
夫側両親と連絡する頻度:月1-2回	0.34473	0.29677	435.68580	232.24530	*
夫側両親と連絡する頻度:年に数回 (BL:殆ど連絡しない)	0.44198	0.30461	269.70580	245.26120	
妻側父親の学歴-大卒ダミー	0.21312	0.18953	-116.69410	132.10810	
妻側親の住居-持家(一戸建て)	0.15648	0.17152	-13.21763	116.54580	
妻側親の住居-持家(集合住宅)	-0.01945	0.32930	-204.84120	276.66810	
夫側父親の学歴-大卒ダミー	-0.13979	0.20794	-96.12134	144.72030	
夫側親の住居-持家(一戸建て)	0.14076	0.17295	164.24120	136.30990	
夫側親の住居-持家(集合住宅)	-0.01453	0.25769	184.05560	190.50820	
定数項	-1.05034	1.52095	-1106.68900	500.73770	**
サンプル数 (uncensored obs./総数)	338/860		129/388		
対数尤度	-733.23		-1148.14		
Rho (経済援助関数と標本選択関数の誤差項の相関係数)	-0.1821	0.7238	1.0000	0.0000	
尤度比検定 (Rho=0)	Prob > chi2 = 0.8128		Prob > chi2 = 0.0000		

注:(1)経済援助関数の推計は、標本選択誤差を考慮HeckProbitモデルを用いる。なお、第1段階の標本選択関数(住宅取得関数)の推計を行う際には、世帯主の年収、年齢、学歴、職業、子供の数、末子の年齢変数を説明変数としている。(2)「経済援助」とは、土地贈与または住宅関連の資金援助のいずれを受けた場合を指す。(3)「その他の職業」はパート、アルバイト、派遣・非常勤、無職、家事、学生などを含む。住居のBaselineは、「非持家世帯」である。(4)\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で係数が有意であることを示す。

表4 住宅関連の経済援助が住宅購入時の年齢に与える影響

被説明変数：住宅購入時年齢	Case I			Case II		
	係数	標準偏差		係数	標準偏差	
経済援助を受ける確率（予測値）	-5.46419	0.92875	***			
資金援助の金額（予測値）				-0.00114	0.00079	
経済援助額（予測値）の二乗				0.00000	0.00000	
夫の恒常所得（予測値）	0.03807	0.00099	***	0.03736	0.00112	***
住宅取得時期：92～97年(BL：～91年)	2.90635	1.05848	***	3.07782	1.02115	***
住宅取得時期：98～99年	5.18725	1.05781	***	5.44936	1.02566	***
住宅取得時期：00～01年	6.69408	1.06655	***	7.01421	1.02888	***
住宅取得時期：02～03年	8.63581	1.07695	***	8.90913	1.05204	***
夫の職業：公務員	-1.40688	0.51801	***	-2.15017	0.56019	***
夫の職業：自営業など	3.92835	0.49520	***	3.73118	0.52079	***
夫の職業：その他	9.58584	0.68918	***	9.32780	0.81225	***
子供の数	0.48483	0.20925	**	0.20591	0.20690	
共働きダミー	0.49525	0.18020	***	0.51157	0.18300	***
定数項	5.43055	1.31455	***	2.98455	1.42630	***
R-squared	0.6459			0.6251		
サンプル数	473			473		

注：(1)経済援助変数の予測値が表3の推計結果に基づいたものである。恒常所得の予測値は付表1の推計結果に基づいたものである。(2)学歴のベンチマークは「中学校・高校」である。世帯主の就業形態のベンチマークは、「民間の正規職員」である。「その他の職業」はパート、アルバイト、派遣・非常勤、無職、家事、学生などを含む。(3)\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で係数が有意であることを示す。

表5 住宅関連の贈与が購入額、頭金額、借入額に与える影響

	被説明変数：購入額			被説明変数：頭金額		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
経済援助を受ける確率 (予測値)	-235.482	556.630	1097.740	324.137	***	***
資金援助の金額 (予測値)					0.294	0.105
夫の恒常所得 (予測値)	1.811	0.753	**	0.764	0.415	***
預貯金額 (万円)	-0.023	0.179	0.097	0.178	0.506	***
夫の現在所得	2.400	0.356	***	0.370	0.489	***
住宅取得時期：92～97年(BL：～91年)	334.705	456.733	163.747	475.155	-51.570	-182.132
住宅取得時期：98～99年	536.908	462.748	351.881	482.774	-8.989	-171.024
住宅取得時期：00～01年	184.382	471.207	-21.683	491.834	-75.657	-226.917
住宅取得時期：02～03年	519.816	489.098	304.324	502.609	-188.421	-349.885
夫の職業：公務員	-492.714	218.082	**	215.993	-498.641	125.603
夫の職業：自営業など	614.029	361.371	*	340.496	211.410	175.553
夫の職業：その他	-102.863	256.553		290.556	-364.308	141.994
子供の数	118.234	111.254		105.233	-76.510	55.496
共働きダミー	-62.803	78.111		77.223	-25.184	39.471
定数項	315.851	732.853	1146.373	739.103	-650.685	337.468
R-squared	0.3029		0.3204		0.2492	
サンプル数	340		340		385	

注：(1)OLS with Robust Standard Error。土地贈与を受けている世帯が除外されている。(2)世帯主の就業形態のベンチマークは、「民間の正規職員」である。「その他の職業」はパート、アルバイト、派遣・非常勤、無職、家事、学生などを含む。

**付表1 世帯主の所得関数の推計結果**

	係数	標準偏差	
世帯主の年齢	47.57045	10.67289	***
年齢の2乗	-0.44523	0.14976	***
夫の学歴：専門学校相当	-30.22061	16.42723	***
夫の学歴：大学・大学院	112.93570	14.24180	***
(学歴のBaseline：中学校・高校卒)			
夫の職業：公務員	57.55814	19.19178	***
夫の職業：自営業など	-85.78674	24.35938	***
夫の職業：その他	-223.73470	48.37631	***
(職業のBaseline：民間の正規職員)			
週当たり労働時間数	0.23936	0.58550	
定数項	-601.19310	182.10550	***
R-squared	0.2720		
サンプル数	1151		

注：(1)OLS With robust standard errors. (2)\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で係数が有意であることを示す。

# 子育て世帯と親世帯間の私的移転に関する基礎的研究： 文献サーベイ<sup>1</sup>

山下志穂

(国立社会保障・人口問題研究所)

## はじめに

少子化対策を次世代（子ども）の育成という面から見た場合、その成果をあげるためには、子育て世帯の努力のみならず親世帯の協力も不可欠である。

例えば、出産や子育てを機に離職し、その後再就職を願う女性にとって、子どもを預ける場所の確保ができるかが重要な問題となる。求人倍率が高く採用条件が厳しい現在、再就職には訓練や経験があることが有利になるが、その機会を確保するために子どもを預かってくれる場所を見つけることは容易ではないであろう。公的保育所への入所許可は母親が就労していることが前提となっているが、1～2歳児の待機児童数は待機児童全体の70%近くを占めており（厚生労働省雇用均等・児童家庭局保育課、2004）、低年齢の子どもを抱える母親が求職することは困難な状況である。また、『国民生活基礎調査』（平成13年度）によれば、「仕事中的子どもの世話」に関する悩みやストレスを挙げる女性は、就業時間帯内の預け場所が必要な0～6歳の子どもをもつと想定される年代（25～44歳）で多く、仕事をしたい、継続したいという女性の大きな問題になっていることが推測できる（表1）。

したがって、子育て中の女性が親世帯に子どもを預けることができるということは、経済的にも心理的にも大きな助けとなるであろう。例えば、親世帯に子どもを預けることによって、保育費用が節約され、家計への負担が軽減されることが想定される。また、祖父母に預けることで、それまでの自宅と変わらぬ環境を子どもに用意でき、子どもの心理的安定が保たれやすくなるものであろう。

しかし、全ての子育て世帯と親世帯間で円滑な協力が行われるとは限らないであろう。例えば、経済的に苦しい家計であるにもかかわらず、専業主婦あるいは専業主母としての役割期待が強い場合には、親世帯に子どもを預けてまで就労することを阻む規範が強く、親世帯に協力を求めにくい状況が考えられる。世帯外からの協力が得にくい状況にある子育て世帯では、経済的な負担のほかに子育ての心理的負担、つまり子どものしつけや教育に対する悩みが解決されずに増大するおそれもある。

---

<sup>1</sup> 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」（主任研究者：勝又幸子）の一環として執筆したものである。今回の機会を提供していただきました主任研究者勝又様、および研究メンバーの皆様からは有益なコメントと示唆を賜りましたことを記して感謝申し上げます。



表1 女性の年齢階級（5歳）別にみた、悩みやストレスの内容（上位5つ）

	15～24歳	25～34歳	35～44歳	45～54歳	55～64歳
1位	自分の学業・ 受験・進学 (65.3%)	妊娠・出産 (67.4%)	子どもの教育 (51.2%)	別居家族の介護 (37.8%)	自分の老後の 介護 (26.6%)
2位	その他 (32.3%)	育児 (61.3%)	仕事中的 子供の世話 (42.4%)	別居家族の 健康・病気 (29.9%)	同居家族の介護 (26.5%)
3位	通勤・通学 (22.4%)	結婚 (50.0%)	離婚 (32.2%)	将来・老後の収入 (28.8%)	将来・老後の収入 (23.6%)
4位	結婚 (21.2%)	仕事中的 子供の世話 (41.7%)	家事 (29.9%)	同居家族の介護 (27.6%)	別居家族の介護 (21.6%)
5位	家族以外との 人間関係 (19.1%)	通勤・通学 (33.7%)	育児 (29.7%)	収入・家計・借金 (25.6%)	同居家族の 健康・病気 (20.9%)

出所：厚生労働省（2001）より筆者作成

このように、少子化対策を次世代育成という面から見たときには、親世帯から子育て世帯への経済的・協力的な私的移転があるかないかが、子供の健全育成をいかに保障するかの基礎を形成していることがわかる。そこで、子育て世帯と親世帯間における私的移転の関係について様々な方法で明らかにする必要がある。

このような背景から、本研究（社会保障における少子化対策の位置づけに関する研究）では私的移転の実態を独自の社会調査で明らかにし、私的移転を補完する役割を持つ公的移転のより効果的な方法を探ることを目指している。本論では、社会調査結果の理解を助けるために、以下の三点から先行研究の文献サーベイを行なう。

第一として、次世代育成の担い手として先行諸研究が対象としてきた主体や、人間関係について扱う。社会学や心理学では長らく親子（母子）関係に研究の関心が集まっていた。これらの分野における親子関係研究の特徴を整理するとともに、親世帯（祖父母）を含めた世帯外の次世代育成に果たす役割について関心が集まるようになった経緯を概観する。そして、親世帯から子育て世帯へ及ぼす心理的影響についての知見を紹介する。第二に、子育て世帯と親世帯との円滑な協力的関係が成り立つ条件について検討する。ここでは親世帯から子育て世帯への私的移転を、社会心理学の一領域である援助行動研究とソーシャルサポート研究の成果から理解することを目的とする。第三には、家族関係の問題として児童虐待を取り上げる。次世代育成には、子育て世帯の努力のみならず親世帯の協力も不可欠であるが、児童虐待の事例からは子育て世帯が親世帯から育児に関する協力が得られないという問題があることも指摘されている。ここでは児童虐待の関連要因として家族が

抱える社会・経済的、心理・精神医学的諸要因に関する知見を紹介する。

## 1. 次世代育成の担い手

### 親世帯（祖父母）の役割に関する研究の流れ

次世代育成に影響を及ぼす存在として、祖父母は父母について大きな役割を担うとされている。しかし、子どもの発達に関する諸研究は親子関係（特に母子関係）に関するものが中心であり、祖父母の役割に関する研究は多くはなかった。むしろ以前の欧米の研究者の間では、祖父母が子どもの発達に否定的な影響を及ぼす可能性があるとは指摘されていたとされている（Tinsley&Parke、1984）。

子どもの発達に関する諸研究において、母子関係に研究の関心が大きく寄せられてきた背景を読み解く手がかりのひとつとして、「子どもにとって母親は特別な存在である」といういわゆる「母性神話」（青野、1993）が挙げられるであろう。青野（1993）は、このような「母性神話」は、家庭や学校教育、マスコミなどのほか、心理学や精神医学などで展開されてきた母子関係論が科学的装いを保つことによって人々の理性や感情に訴えかけてきたことを指摘している。つまり、「S.Freud に起源を持つ精神医学理論<sup>2</sup> が J.Bowlby<sup>3</sup> や E.H.Erikson らに受け継がれる中で、幼児期の主要な敵は不安であるという考えと、母親はその敵を防ぐ盾となるという考えが結びついて、幼い子どもが不安を示すと、それは母子の絆に何か問題があるからだという仮説として定着」し、「以後の発達研究や母子関係研究に対して強力なバックボーンを与えてきた」（青野、1990、p.288）とされる。

祖父母への役割に関心が集まるようになった背景の一つには、この母子神話を下支えしてきた仮説への問い直しがあったことが挙げられる。例えば、母性愛などの概念が普遍的なものではなく、近代という時代に固有のものであることが、歴史社会学などの分野で紹介されるようになった（山根、2000）。また、1950年代には発達の視点から老いを捉える理

<sup>2</sup> Freud が提唱した精神分析学の鍵概念のひとつにエディプス・コンプレックスがある。これは、父親と知らずに実父を殺害し、母親と結婚したギリシア神話に登場するエディプス王に由来するものであり、5～6歳ぐらいの男児が母親に愛情を、父親に憎悪を無意識のうちに向けるという複合感情を指す（4～5歳ぐらいの女児に認められる父親への愛情と母親への敵意といった心性は、C.G.Jung がエレクトラ・コンプレックスと名づけた）。親子関係の病理や神経症の個人の病態心理には、こうした親子間の感情に起因するエディプス・コンプレックスが克服されない形で隠されているものと考えられている（氏原他、2004）。

<sup>3</sup> イギリスの児童精神医学者であった Bowlby は、WHO の依頼を受けて行った施設児に関する研究の報告書のなかでマターナル・デプリベーションという概念を示した。Bowlby は、「乳幼児と母親（あるいは生涯母親の役割を演ずる人物）との人間関係が親密かつ継続的で、しかも両者が満足と幸福感に満たされるような人間関係が精神衛生の基礎である」として、母子関係の相互作用の重要性を説いた。そして生後3～6ヶ月（ないしは生後6～12ヶ月）の良好な母子関係がその後の人格形成や精神衛生の基盤になることを指摘し、この時期の母子相互作用の欠如を「母性的養育の喪失」と呼んだ。また、この概念から発展して、Bowlby は愛着（アタッチメント）理論を確立した。Bowlby は、乳児が母親に対して接触や相互作用を求める行動にある感情に注目し、特定の対象に対する特別の情緒的結びつきを愛着（アタッチメント）と名づけた（氏原他、2004）。

論が登場するようになったことで、高齢者の役割にも注目が集まるようになった。例えば R.J. Havighurst は、発達のそれぞれの段階において解決しておくべき心理社会的な課題、つまり発達課題の存在について論じ、老年期には身体的老化とそれに伴う社会的役割の変化に適応することが求められているとした。また、E.H.Erikson は臨床的方法によって乳幼児から老年期までの発達課題と心理的危機について提唱した。現在では、これら为先駆とする形で人間の発達を乳幼児から老年まで一生を視野に入れて扱う「生涯発達心理学」という分野が確立している。

第二には、子育てにおいては親のみならず家族外からの援助が重要な変数として認識されるようになったことが挙げられる。欧米では、産業革命以降の都市化と工業化によって核家族が家族単位となり、初期の家族研究も核家族を単位として行なわれてきた。しかし、核家族は社会から孤立した単位ではなく、公的な社会制度やインフォーマルな人間関係（知人・友人）といったより広汎な社会的ネットワーク（図1）の中に組み込まれている単位であるという認識に立った研究が増えるようになった<sup>4</sup>。

第三には人口学的な変化によるライフコース上の祖父母 - 孫世代の重なりが挙げられる。平均寿命の延び、子の結婚・出産年齢の変化などで、祖父母が孫と接する年数は平均 20～30 年前後であると推計されている（厚生省、1994）。子育て世帯の初婚・初産年齢が高年齢化しても祖父母世代の生存期間と孫世代の養育期間が重なるため、孫にとっては社会的ネットワークとしての祖父母と交流する機会が、子育て世帯にとっては子育てにおける援助者として親と接する機会が、増加しているものと考えられる。

このように、親子=母子関係あるいは核家族を単位とした家族関係が研究されてきた時期にはあまり注目されてこなかった祖父母の立場も、研究パラダイムや人口学的な変化に対応する形で、子育ての担い手としての重要性が認識されるようになったと考えられる。

---

<sup>4</sup> なお、祖父母と孫との関係を考える上では、歴史的に見た日本と欧米の家族構造の変化の違いに留意する必要がある。日本の家族関係に関する研究の多くは、第二次世界大戦以降の家族形態の変化として、三世帯世帯の実質的な減少、単身世帯、核家族の増加、家族の構成員の減少を挙げている。そして、このような変化により族の縮小・孤立が進み、これまで祖父母世代（特に祖母）が担ってきた子どもの保護機能も喪失・衰退が進んだとしている。また、児童虐待、育児不安といった家族関係に関する病理も、このような家族構造の変化に伴う問題として説明されることが多い。

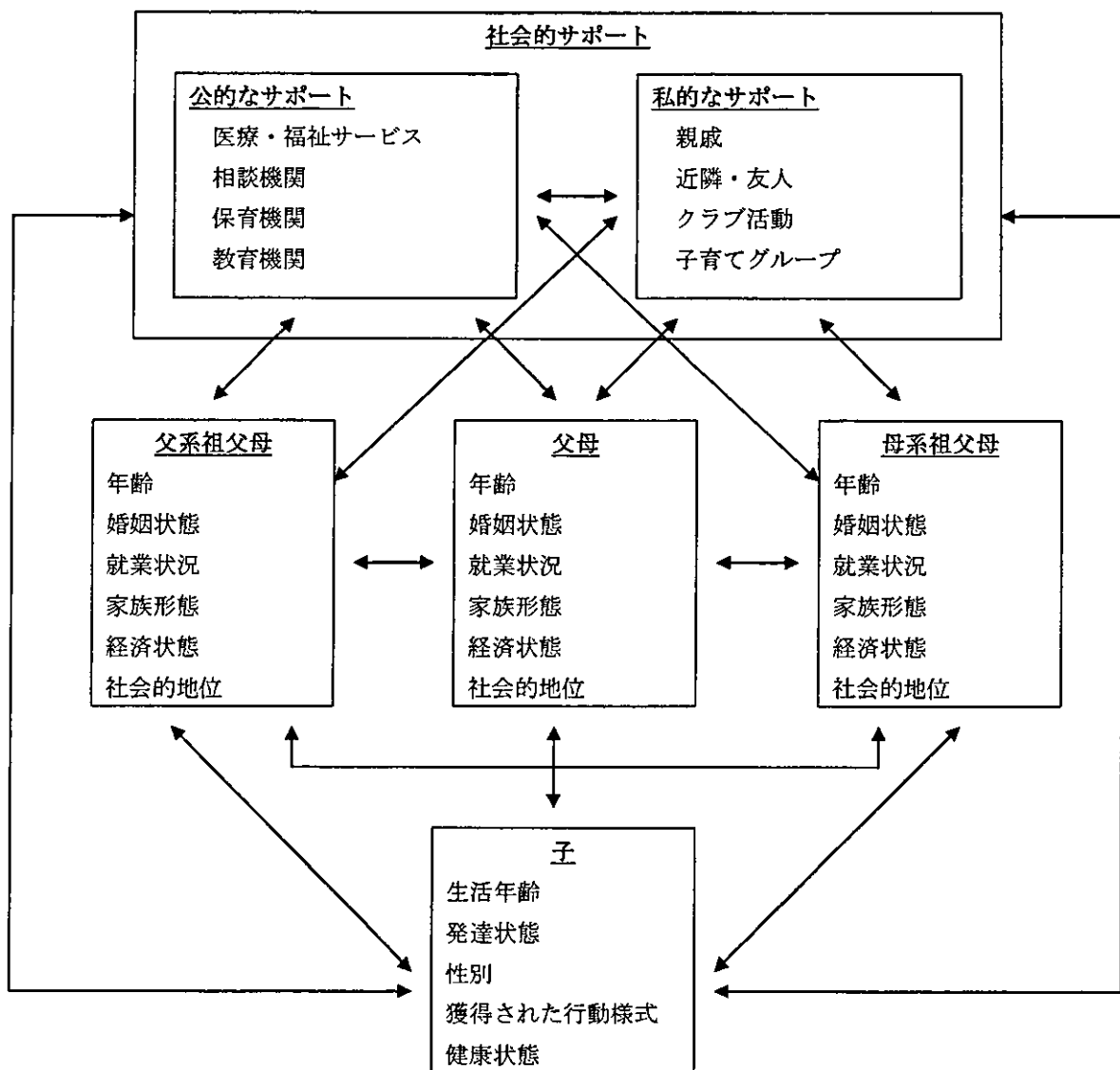


図1 家族を取り巻く社会的ネットワーク

出所：Tinsley & Parke (1984) Figure1 (p. 169) を翻訳して作成

## 祖父母の役割

### (1) 祖父母の役割：直接的影響と間接的影響

祖父母の役割については、1960年代以降に多くの研究がその諸側面を指摘してきた（大川、2000）。これらの研究では祖父母自身や子ども、孫へのインタビューや質問紙調査などで祖父母の役割を収集・分類している。ここでは Tinsley&Parke (1984) の整理区分である直接／間接的影響という分類区分から検討していきたい。

Tinsley ら (1984) によれば、家庭内の人間関係には直接的な影響と間接的な影響がある。直接的影響とは、ある個人が相手に対して具体的かつ直接働きかけることである。祖父母