

# 日本の高齢者と子供との同居についての横断面分析

中 村 さやか  
丸 山 士 行

Johar et al. (2015) studied the determinants of elderly parents and their children's transitions to coresidence using Japanese panel data, and some of their findings greatly differ from those of existing Japanese cross-sectional studies. Using the same data as Johar et al., we conduct a static cross-sectional analysis on the coresidence of elderly parents and their children and compare the results with previous findings. Our results are highly consistent with prior cross-sectional studies but differ from Johar et al.'s in several crucial respects. In particular, parental health limitations and non-house wealth are strong predictors of transition to coresidence in Johar et al. but are negatively associated with coresidence in our cross-sectional analysis. Possible explanations for these differences include reverse causality from coresidence to parental health and to asset formation in the cross-sectional analysis as well as the differences between "lifelong" coresidence, where children live with their parents from birth, and "boomerang" coresidence, where children leave the parental home and start living with their parents in adulthood. Transition analysis can distinguish between these two types of coresidence and focus on the latter, but cross-sectional analysis cannot. Future studies on living arrangements for the elderly should consider these limitations of cross-sectional studies.

**Keywords:** Transition analysis, Informal care, Parent-child coresidence, Aged care

## I. 序論

多くの先進国で前例のない速さで高齢化が進む中、高齢者の介護ニーズが高まり、また家族介護者の負担も増大している。日本では依然として、家族介護、特に子による親の介護が非常に大きな役割を果たしている。例えばOECD (2005) によれば、家族や友人によるインフォーマル・ケアのうち子によるケアが占める割合は、アメリカで43%、イギリスで43%、日本で60%である<sup>1)</sup>。介護ニーズの高まりと介護負担の増大は家族介護のあり方に多大な影響を及ぼしており、介護保険導入に見られるように介護事業者など家族以外から提供される介護サービス（フォーマル・ケア）を普及させようとする動きもある。しかしその一方で、インフォーマル・ケアを社会の中でどのように位置づけ、活用し、支援していくのが国際的な課題になっている。

本稿では日本における高齢者と子の同居について分析する。子による親の世話を考えるにあたり親と子の同居に焦点を当てるのは、それが最も包括的で

長期的コミットメントを伴う世話のあり方だと考えるためである。一般に子による親の世話は介護や家事援助から精神的サポートまで広範に及ぶため、計量分析に適する計測方法が課題となるが、日本では同居する子が高齢者の介護に果たす役割が極めて大きく、親子同居と親の介護が密接に重なっている。例えば厚生労働省 (2008) によれば、何らかの介護を受けている高齢者に「主要な介護者」について尋ねたところ、32%が同居する子または子の配偶者と答え、別居する家族と答えたのは11%に過ぎなかった。

経済学分野における親子同居に関する先行研究の大部分は横断面分析である。高齢者の居住形態の推移に着目する先行研究は若干存在するものの主として人口学および社会学からのものであり、経済学的側面への示唆に乏しい。このようなギャップを埋めるべく、Johar et al. (2015) は高齢者についてのパネルデータである日本大学「健康と生活に関する調査」(以下、日大データ) を用いて高齢の親が子供と同居を開始する要因を分析し、経済学視点から

の考察を行っている。横断面分析ではなく親子同居への移行に着目することには二つの利点がある。第一に、時点間の変化を分析することで因果関係の解釈が明瞭になる。例えば、親の健康状態と親子同居に相関関係があった場合、健康状態が同居の原因なのか、同居が健康状態の原因なのかを推移分析を用いることでよりはっきりする。もう一つの利点は、生まれたときから子が親元を離れない同居と親が高齢になってから子供と住み始める同居ではその性質や目的が大きく異なると考えられるが(Takagi et al. 2007)、推移分析では同居への移行に注目することで前者を排除し、後者に絞って分析できることである。

しかし、残念ながら特に日本では、横断面分析の限界や移行分析の重要性への認識が深まっていない。そのため本論文では、Johar et al. (2015) と同様のデータや変数を用いて、調査対象の高齢者が子と同居しているか否かを被説明変数とした二項ロジットモデルを横断面分析によって推定し、Johar et al. (2015) による推移分析の結果と比較することで、横断面分析の限界を明らかにする。また、日大データでは同居の有無に関わらず高齢者の全ての子についての情報があり、親の動作・活動能力や持ち家以外の資産など、親の健康状態や経済状況についての変数も豊富であるため、先行研究より多くの要因を考慮することができる。このため、本論文の分析結果を異なるデータで横断面分析を用いた既存研究と比較し、それらとJohar et al. (2015) との結果の違いがデータや変数の違いによるものか、それとも移行分析と横断面分析の違いによるものか考察する。

## II. 先行研究

### 1. 日本についての横断面分析

経済学では、子が親へ介護などのサービスを提供し、それに対して親が何らかの報酬を与えとするさまざまなモデルが提示され、それらを検証するべく数多くの実証研究が行われてきた。中村・丸山(2012) はこれらの先行研究を詳細にレビューしている。その枠組みの中で親子同居も親から子へのサービス提供の一形態として注目され、同居する子が親からどのような見返りを得ているか(あるいは得ていないか)についてさまざまな分析がなされてきた。

日本のデータを用いた経済学的研究のほとんどが横断面分析に基づいている。これらの先行研究では、親子同居と正の相関を持つ要因として、親の持ち家居住(鎌田 2003, Kim 2004, Takagi et al. 2007)<sup>2)</sup>、及び親の家の広さ(遠藤・吉田 2001, Kim 2004) が挙げられている。一方で、親の所得が子との同居と負の相関があるとする研究も(岩本・福井 2001, Kim 2004) 有意でないとする研究もあるが(Takagi et al. 2007)、一方で退職前に管理職に就いていた父親は子と同居する率が高い(Wakabayashi and Horioka 2009)。親の教育水準についても親子同居と負の相関があるとする研究も(Takagi et al. 2007) 相関がないとする研究もある(Wakabayashi and Horioka 2009)。親が配偶者と同居している場合には子との同居率が低い(梶谷 2007, Takagi et al. 2007, Kureishi and Wakabayashi 2009, Wakabayashi and Horioka 2009)。親の健康状態は親子同居と正の相関があるとする研究もあるが(Takagi et al. 2007)、相関なしとする研究もある(Wakabayashi and Horioka 2009)。

親子同居と正の相関を持つ子の特性としては、長男であること(西岡 2000, 坂本 2006, Wakabayashi and Horioka 2009, Takagi et al. 2007)、幼い子供がいること(Kim 2004, Yamada 2006, Kureishi and Wakabayashi 2010)、独身であること(Kim 2004, Wakabayashi and Horioka 2009)、教育水準・所得水準・資産額が低いこと(岩本・福井 2001, 鎌田 2003, Kim 2004, Yamada 2006, 梶谷 2007, Takagi et al. 2007, Wakabayashi and Horioka 2009) がある。日本では親と同居して小さい子供の世話をしてもらうことには、特に妻の就業のために大きなメリットがあるとされる(Sasaki 2002, Oishi and Oshio 2006) ため、日本の高齢者は家事や若い孫の世話をすることで子と同居して将来子に世話をしてもらうことの報酬を子に与えていると解釈できる。子の数は同居確率と正の相関があり、近居する子の存在は同居確率と負の相関がある(Takagi et al. 2007)。

### 2. 推移分析

米国では、高齢者が一人または配偶者だけと住むか(独立居住)、子などの配偶者以外の成人と住むか(世帯拡張)、居住型施設に入所するか(施設居住)、のいずれを選択するかについての研究が数多

くある。近年では、パネルデータに基づき、それぞれの居住形態の間を高齢者がいかに移行していくかについて分析した研究が増加している。これらの研究の多くは社会学や人口学に基づいて居住形態の変化の予測因子を特定することに重点を置いており、前述のような経済学的考察はほとんどしていない。これらの先行研究によれば、健康状態の悪さと自立度の低さ（disability）が独立居住から世帯拡張もしくは施設居住への移行の要因となっている（Mickus et al. 1997, Hays et al. 2003, Dostie and Leger 2005）。配偶者がいない、子供の数が多い、独身の子供がいる、教育水準が低い、等の要因は世帯拡張への移行に結びつきやすい（Hays et al. 2003, Dostie and Leger 2005, Wiemers et al. 2017）。高齢者の居住形態が高齢者の健康状態や自立度に影響するという逆の因果関係も存在するが（Sarwari et al. 1998, Michael et al. 2001, Johar and Maruyama 2014, Maruyama 2015）、上述の Mickus et al. (1997) や Hayes et al. (2003) では親の健康状態の外生的な変化が居住形態に有意な影響を与えると指摘している。

日本の高齢者の居住形態の推移を分析した研究によれば、親の健康状態の悪さ、自立度の低さ、配偶者との死別、が親子同居開始の重要な予測因子である（Brown et al. 2002, Takagi et al. 2007）<sup>3)</sup>。Takagi et al. (2007)は、生まれたときから子が親と同居を続けている「生涯同居」(life-long coresidence)と、子が一度親と別居した後に親と同居を再開する「ブーメラン同居」(boomerang coresidence)を区別し、生涯同居は子の側のニーズによるところが大きいのに対し、ブーメラン同居は親の介護ニーズによるところが大きいと指摘している。特に、親の健康状態の悪さはブーメラン同居が選択される確率には有意な正の影響を与えるが、生涯同居が選択される確率には有意な影響を与えない。また、息子の存在や親の地方居住、親の伝統的価値観などは生涯同居の確率は高めるがブーメラン同居には影響しないことから、前者は伝統的価値によるところが大きいと結論づけている。

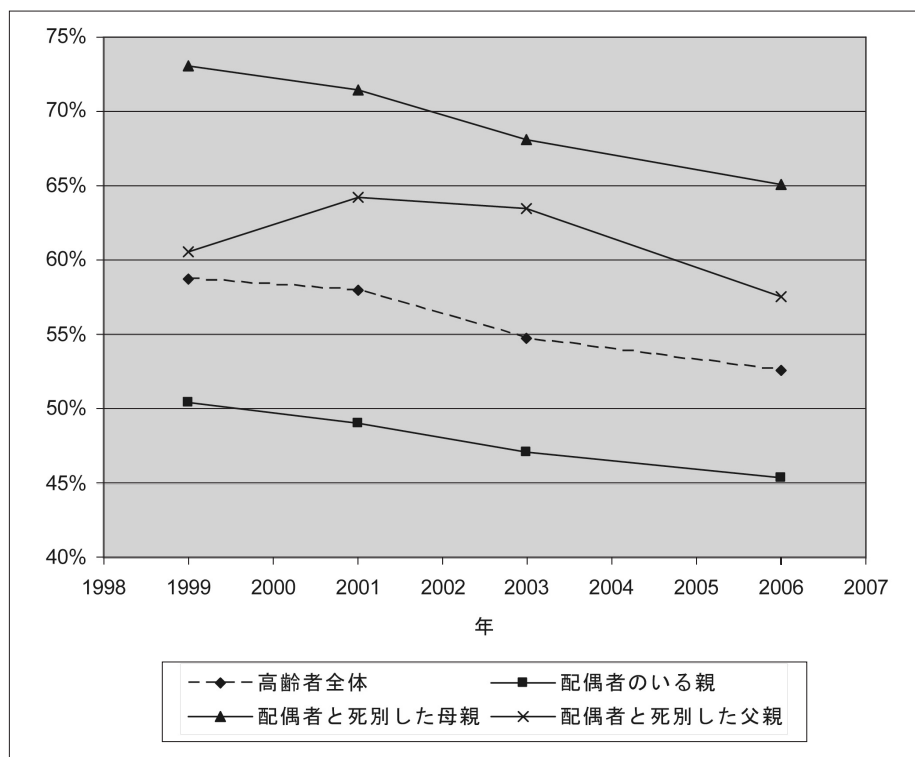
Johar et al. (2015)は、1999–2006年の日大データを用い、生存子がいるが調査開始時点では子と同居していなかった高齢者を分析対象として、親が子との同居を始めたか否かを示すダミー変数を被説明変数とするロジットモデルを推定している。フルサンプルによる推定結果では、親の健康悪化や配偶者

の死亡、配偶者の介護能力の低下といった負のショックが生じた後に同居開始が生じることが多いことがわかった。さらに、親の同居開始前の特性では、自己所有の家に居住していること、家族所有の家に居住していること、家以外の資産、無配偶、父親が長男であること、父親が農業従事者であったこと、高齢、健康状態が悪いこと、教育水準が低いこと、がそれぞれ同居開始確率と正の相関があった。子供の特性では、低年齢、無配偶、近居、長男であること、がそれぞれ同居開始確率と正の相関があった。有配偶の子供では娘が息子より同居開始確率が高く、学齢期の孫の数は同居開始確率と負の相関があるが、逆に未就学の孫の数は正の相関があった。有配偶の親のサブサンプル分析では、親の大多数が有配偶のためフルサンプル分析と結果は大きく変わらないが、親の特性では健康状態悪化や同居開始前の健康状態を表す変数群、住宅以外の資産、教育水準、父親が長男であること、が有意でなくなった。一方、夫と死別した母親のサブサンプル分析ではサンプル数が少ないため強く有意な変数は少ないが、親の特性では健康悪化、教育水準が低いこと、家族所有の家に居住していること、および住宅以外の資産が同居開始の重要な予測因子であった。さらに、有配偶の親と同居を開始するのは低年齢で独身の子供が多いが、夫と死別した母親と同居を始める子供についてはその傾向は見られない。以上のことから、Johar et al. (2015)は、親子同居は子による親の介護と親から子への資産提供という互惠主義的性格が強いと結論づけ、有配偶の親では住宅資産が、夫と死別した母親では住宅以外の資産が重要な交換手段になっていると指摘している。

### III. データ

本論文では、Johar et al. (2015)と同様に、全国の65歳以上の高齢者を対象としたサーベイ調査である日大データの最初の4回分（1999年、2001年、2003年、2006年）を用いた。初回調査での調査対象は4997人、回収率は74.6%であった。第2回と第3回の調査では新たに65歳と66歳のコーホートが追加されている。図1は、日大データにおける子と同居している高齢者の割合の推移を示している。1999年から2006年にかけて、高齢者の性別や配偶者の有無にかかわらず、子との同居割合が減少している。高齢者と子の同居はより長いスパンでも着実に減少し

図 1：高齢者のうち子と同居している割合



ており、厚生労働省（2008）によれば、高齢者のいる世帯のうち単身世帯や高齢者夫婦のみの世帯の占める割合は、1986年には31%に過ぎなかったが2007年には52%に増加している。配偶者のいる親、配偶者のいない父親、配偶者のいない母親を比較すると、配偶者のいない親のほうが子と同居する割合が多く、特に配偶者のいない母親は配偶者のいない父親よりも子と同居する率が高い。図2は日大データでの高齢者の居住形態の分布を示している。高齢者全体では、すべての調査年を総合すると、配偶者のみとの同居が最も多く、二番目に多いのが配偶者と子との同居である。次に子のみと同居、独居の順に多い。1999年と2006年を比較すると、配偶者と子との同居、子のみとの同居ともに全体に占める割合が減少している。生存子を持つ親に限定してもほぼ同様の傾向が見られる。次に、配偶者のいる親、夫と死別した母親、妻と死別した父親について居住形態の分布を見ると、配偶者や子以外との「その他」と同居しているのは調査期間を通じて少数派にとどまっている。

本論文の分析対象は、少なくとも1人の子が生存している65歳以上の高齢者である。ここでの子の定義は血縁の子に加え継子と養子を含むが、それらの子の配偶者は含まない。また、親が生存している高齢者は分析対象に含めない。これは親が同時に子でもあると分析が複雑になるためであるが、このようなケースは稀である。さらに、きょうだいや孫など親子以外の人間と同居している高齢者、ならびに調査期間内に入院・入所したり服役したりした高齢者も分析対象から除いた。さらに、重要な項目に回答がない、回答に矛盾がある、調査担当者から「信用できない」と報告された、等の回答者もサンプルから除外した。これらは全て、Johar et al. (2015)と同様である。

図 2：高齢者の同居形態

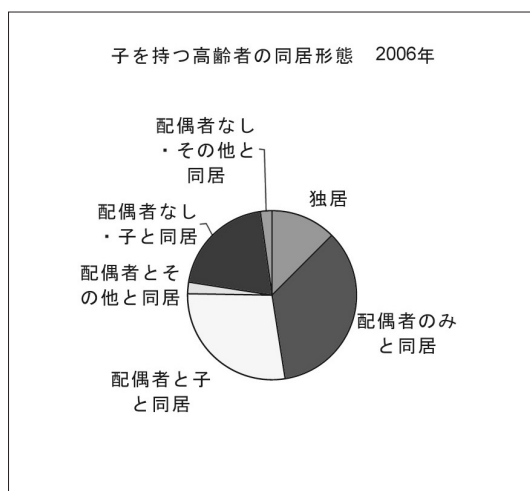
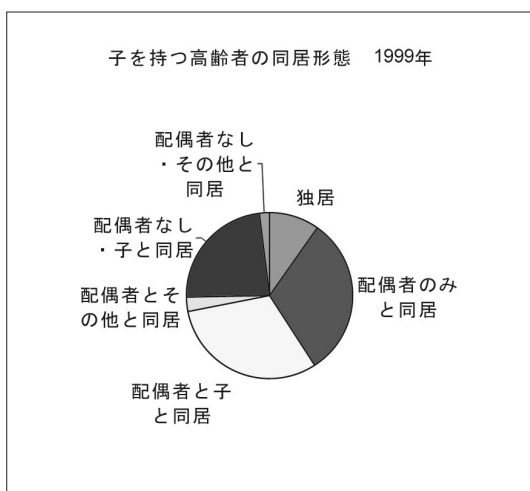
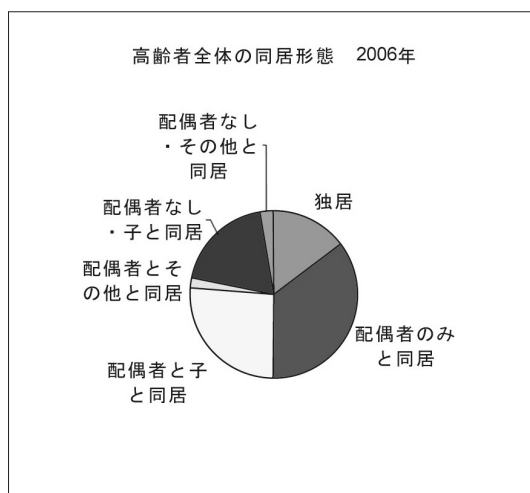
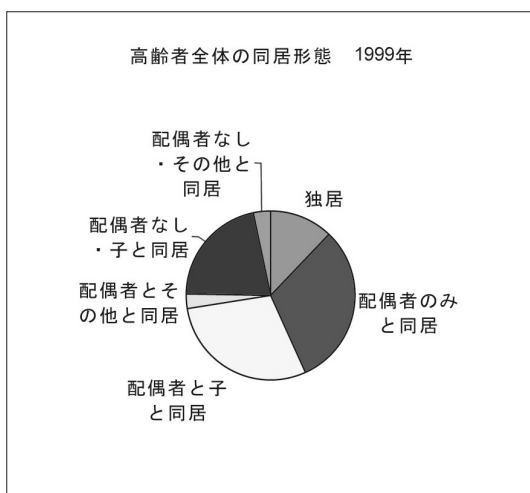
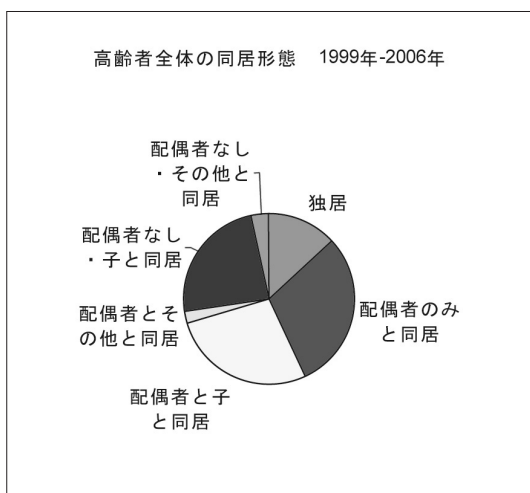


図 2：高齢者の同居形態（続き）

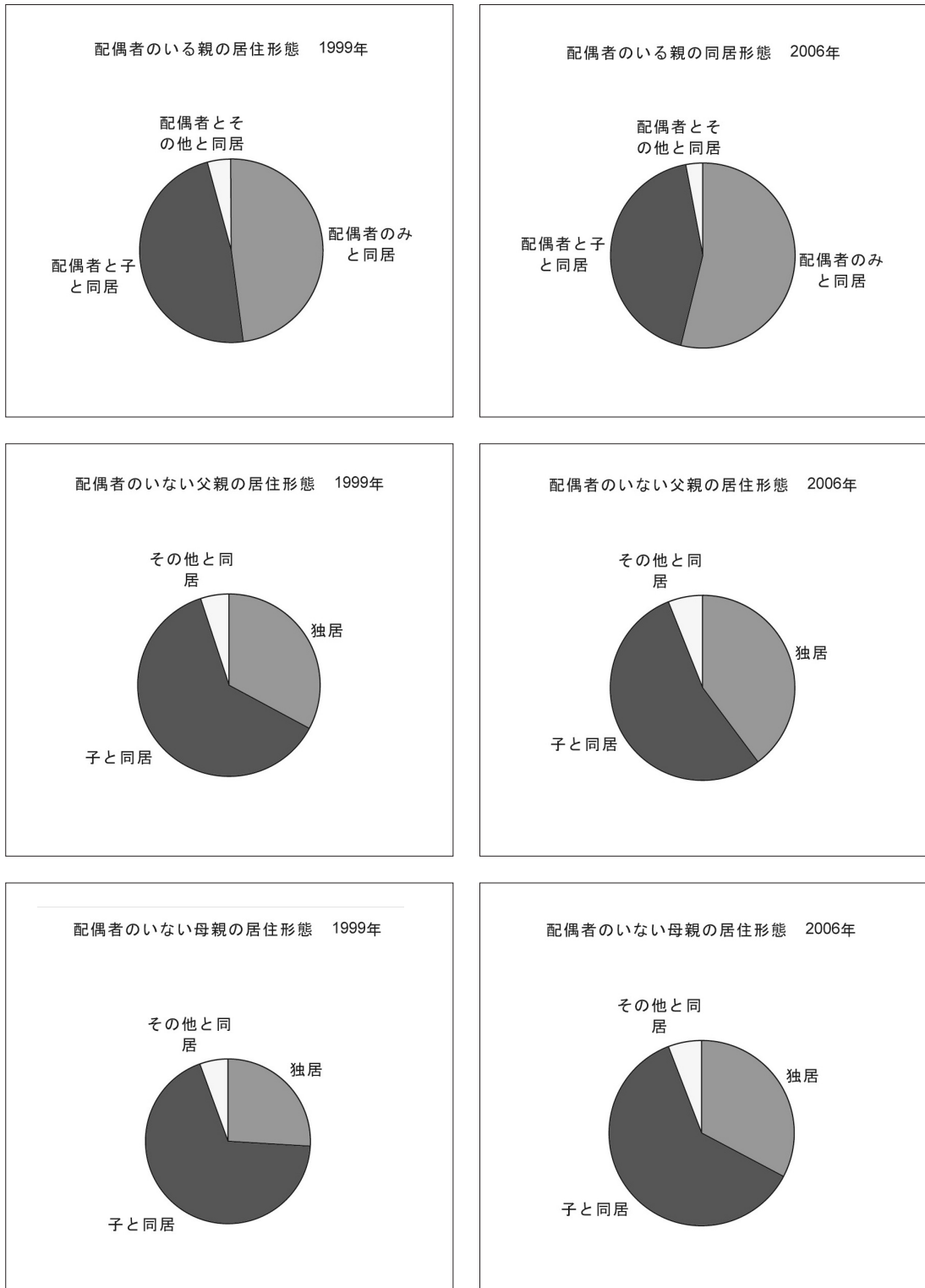




表 1：横断面分析に用いたサンプル数

年	親全体			配偶者のいる親			年	配偶者と死別した母親			配偶者と死別した父親		
	総数	うち子と同居していた人数	(%)	総数	うち子と同居していた人数	(%)		総数	うち子と同居していた人数	(%)	総数	うち子と同居していた人数	(%)
1999	3,312	1,944	(58.7%)	2,001	1,011	(50.5%)	1999	1,108	810	(73.1%)	203	123	(60.6%)
2001	3,398	1,970	(58.0%)	1,979	972	(49.1%)	2001	1,187	849	(71.5%)	232	149	(64.2%)
2003	3,641	1,996	(54.8%)	2,244	1,056	(47.1%)	2003	1,153	785	(68.1%)	244	155	(63.5%)
2006	2,783	1,465	(52.6%)	1,683	765	(45.4%)	2006	890	579	(65.1%)	210	121	(57.6%)
計	13,134	7,375	(56.1%)	7,907	3,804	(48.1%)	計	4,338	3,023	(69.7%)	889	548	(61.6%)

#### IV. 分析手法

すべての調査時点のデータを用いて、各調査時点での子との同居の有無を被説明変数とするロジットモデルを推定した。表 1 は各時点の調査でのサンプル数と子と同居している回答者の割合を示している。調査期間全体では、子のいる高齢者全体での同居率は56%、配偶者のいる親の同居率は48%、配偶者のいない母親の同居率は70%、配偶者のいない父親の同居率は62%である。

この横断面分析で用いた説明変数の定義は表 2 の通りである。説明変数の要約統計は表 3 に示した。親の健康状態の指標としては、まず、さまざまな動作・活動を行う能力を考慮するため、身体活動能力の指標と日常生活動作能力の指標を用いた。どちらの指標も、一連の動作・活動についてそれぞれを行うのにどれくらい困難を感じるかを回答者に 0 から 10 の数値で評価してもらい、その平均値をもとめたものである<sup>4)</sup>。指標の値はすべてを困難なく行える場合には 0 となり、すべてが不可能な場合には 10 となる。これらに加え、主観的健康状態の指標も説明変数に含めた。これら三つの変数はすべて、回答者の健康状態が良好で自立度が高いほど小さい値をとる。

親の人口学的および経済的特性は、経済的自立度や子以外からのサポート、子に与えることができる資源の量、等を示しており、これらは子と同居するかしないかの決断に影響を与える。人口学的特性としては、年齢、性別、配偶者の有無に加え、長男相続の伝統が現代日本でどの程度重要かをみるために父親が長男であるかどうかのダミー変数を用いた<sup>5)</sup>。親の経済状況を示す変数としては、教育年数、調査時点での雇用の有無、(退職した場合は退職前の)職業、および資産を用いた<sup>6)</sup>。また、親の居住する家が賃貸住宅・持ち家・自分と配偶者以外の家

族が保有する家のどれにあたるかについてもコントロールした。データを調査したところ、親の住む家を親とその配偶者以外の家族が所有している場合、約60%は子が所有しているが、それ以上の詳細についてはわからない。親の資産をあらわす変数群は次のように算出した。まず、親の持ち家の面積とそれぞれの市区町村の住宅地の公示地価から持ち家の資産価値を算出した。具体的には、安藤他(1986)に従い、地価が家の資産価値の 4 分の 3 を占めていると仮定し、以下の算定式を用いた。

$$\text{家の資産価値} = \text{面積} \times 1 \text{ 平米あたりの公示地価} \div 0.75 \quad (1)$$

親が借地権のある持ち家に住んでいる場合には、地価の 3 分の 1 を家の資産価値とした。他の資産については正確な額の算定が困難なため、持ち家以外の一定の財産の有無を表すダミー変数を用いた。ここでの持ち家以外の資産とは、持ち家以外の不動産、有価証券(株式、債権、貸付信託、等)、貯蓄、および生命保険を指す。配偶者の所得を含めた親の所得が中位値を超えており、かつ上述の資産のいずれかが主要な収入源の上位二つに入っているならば、このダミー変数は 1 の値をとる。さらに、地域性を表す変数として地方居住か否かをコントロールした。日大データでは親と同居しているか否かにかかわらず、すべての子について情報を集めている。ここでは親子同居の有無を被説明変数とするため、子が複数いる場合には子の特性を統合した指標を用いた。子の特性を表す変数としては、子の数、子の年齢の平均値、子の教育年数の平均値、独身の息子または娘の有無、親と同じ市区町村に住む子の有無、孫の人数、を使用した。

表 2：横断面分析に用いた説明変数の定義

高齢の親の特性を表す説明変数	
<i>Age</i>	親の年齢
<i>Female</i>	母親ならば 1 の値をとるダミー変数
<i>1stson</i>	本人か配偶者が長男であれば 1 の値をとるダミー変数
<i>Spouse</i>	配偶者と同居していれば 1 の値をとるダミー変数
<i>YearEducation</i>	教育年数
<i>Rural</i>	地方に住んでいれば 1 の値をとるダミー変数
<i>Physical</i>	9 つの身体活動を行う能力を 1 から 10 の数値で表した指標（数値が大きいほど身体活動能力が低い）
<i>ADL</i>	7 つの日常生活動作を行う能力を 1 から 10 の数値で表した指標（数値が大きいほど日常生活動作能力が低い）
<i>SubjectiveHealth</i>	0：まったく健康/かなり健康； 1：普通； 2：あまり健康でない/まったく健康でない
<i>Work</i>	働いていれば 1 の値をとるダミー変数
<i>Farmer</i>	本人もしくは配偶者の現在の仕事またはこれまで最も長くついていた仕事が農林漁業であれば 1 の値をとるダミー変数
<i>SelfEmployed</i>	本人もしくは配偶者の現在の仕事またはこれまで最も長くついていた仕事자가自営業であれば 1 の値をとるダミー変数
<i>HouseWealth a</i>	本人が居住し、本人もしくは配偶者が所有する家の資産価値の推定値（単位：100万円）
<i>HouseFamily a</i>	本人と配偶者以外の家族や親族が所有する家に住んでいれば 1 の値をとるダミー変数
<i>HouseRent</i>	賃貸住宅に住んでいれば 1 の値をとるダミー変数
<i>AssetOther</i>	親の所得が中位値を超えていて、動産、有価証券（株式、債権、貸付信託等）、貯蓄、および生命保険給付が最も重要な収入源二つに挙げられていれば 1 の値をとるダミー変数
子の特性を表す説明変数	
<i>C_AvgAge</i>	子の平均年齢
<i>C_Onechild</i>	生存子が 1 人だけであれば 1 の値をとるダミー変数
<i>C_NumChild</i>	生存子の人数
<i>C_UnmarSon,</i> <i>C_UnmarDtr</i>	独身の息子/娘がいれば 1 の値をとるダミー変数
<i>C_YearEduc</i>	子の教育年数の平均値
<i>C_Near</i>	少なくとも 1 人の子が親と同じ市区町村に住んでいれば 1 の値をとるダミー変数
<i>C_NumGChild</i>	孫の人数
<i>C_NumGChildSmall</i>	学齢前の孫の人数

注：これらの他に 1999 年を基準年とする年別ダミーを用いた。a: 「家」は集合住宅を含む。所有は共同所有を含む。本人または配偶者が家の所有権を持っている場合には *HouseFamily* の値は 0 となる。



表 3：横断面分析に用いた説明変数の要約統計

	親全体		配偶者のいる親			
	平均	標準偏差	子と同居		子と同居せず	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
親の特性						
<i>Female</i>	0.557	0.497	0.381	0.486	0.373	0.484
<i>Age</i>	76.827	6.669	75.022	6.174	74.782	5.919
<i>Istson</i>	0.423	0.494	0.467	0.499	0.433	0.496
<i>YearEducation</i>	9.246	2.569	9.347	2.369	10.123	2.757
<i>Rural</i>	0.380	0.485	0.459	0.498	0.303	0.460
<i>Spouse</i>	0.602	0.489	1.000	0.000	1.000	0.000
<i>Physical</i>	0.894	1.610	0.695	1.432	0.621	1.338
<i>ADL</i>	0.371	1.345	0.273	1.144	0.235	1.034
<i>SubjectiveHealth</i>	0.982	0.772	0.923	0.773	0.942	0.769
<i>Work</i>	0.207	0.405	0.290	0.454	0.237	0.425
<i>Farmer</i>	0.218	0.413	0.310	0.463	0.164	0.370
<i>SelfEmployed</i>	0.192	0.394	0.243	0.429	0.247	0.431
<i>HouseWealth</i>	30.690	53.259	42.746	59.937	35.047	49.285
<i>HouseFamily</i>	0.221	0.415	0.144	0.351	0.025	0.156
<i>HouseRent</i>	0.110	0.313	0.046	0.210	0.137	0.344
<i>AssetOther</i>	0.151	0.358	0.164	0.370	0.217	0.412
子の特性						
<i>C_Onechild</i>	0.152	0.359	0.109	0.312	0.160	0.367
<i>C_NumChild</i>	2.510	1.117	2.553	0.999	2.272	0.892
<i>C_AvgAge</i>	47.241	7.695	44.678	7.089	44.557	6.318
<i>C_YearEduc</i>	12.972	1.935	12.967	1.780	13.671	1.858
<i>C_UnmarSon</i>	0.236	0.425	0.340	0.474	0.157	0.364
<i>C_UnmarDtr</i>	0.186	0.389	0.235	0.424	0.113	0.317
<i>C_Near</i>	0.445	0.497	0.368	0.482	0.532	0.499
<i>C_Ngchild</i>	4.236	2.940	4.052	2.892	3.834	2.482
<i>C_NgchildSmall</i>	0.324	0.787	0.401	0.868	0.476	0.930
調査年						
<i>wave2</i>	0.259	0.438	0.256	0.436	0.245	0.430
<i>wave3</i>	0.277	0.448	0.278	0.448	0.290	0.454
<i>wave4</i>	0.212	0.409	0.201	0.401	0.224	0.417
標本数	13134		3804		4103	

表 3：横断面分析に用いた説明変数の要約統計（続き）

	配偶者と死別した母親				配偶者と死別した父親			
	子と同居		子と同居せず		子と同居		子と同居せず	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
親の特性								
<i>Female</i>								
<i>Age</i>	80.243	6.293	78.657	6.617	80.614	6.627	78.160	6.982
<i>Istson</i>	0.372	0.483	0.356	0.479	0.467	0.499	0.455	0.499
<i>YearEducation</i>	8.204	2.147	8.770	2.295	8.792	2.685	9.361	2.677
<i>Rural</i>	0.427	0.495	0.278	0.448	0.443	0.497	0.311	0.464
<i>Spouse</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Physical</i>	1.419	1.932	1.166	1.805	0.843	1.514	0.786	1.438
<i>ADL</i>	0.611	1.716	0.534	1.675	0.405	1.455	0.274	0.996
<i>SubjectiveHealth</i>	1.088	0.761	1.032	0.778	0.973	0.775	0.991	0.784
<i>Work</i>	0.095	0.293	0.122	0.328	0.214	0.410	0.208	0.407
<i>Farmer</i>	0.217	0.412	0.109	0.311	0.308	0.462	0.135	0.342
<i>SelfEmployed</i>	0.088	0.283	0.122	0.327	0.184	0.388	0.179	0.384
<i>HouseWealth</i>	13.546	49.021	20.721	40.387	37.592	63.094	23.128	31.956
<i>HouseFamily</i>	0.629	0.483	0.154	0.361	0.230	0.421	0.056	0.230
<i>HouseRent</i>	0.088	0.283	0.260	0.439	0.036	0.188	0.255	0.437
<i>AssetOther</i>	0.067	0.250	0.111	0.314	0.124	0.330	0.161	0.368
子の特性								
<i>C_Onechild</i>	0.151	0.358	0.249	0.433	0.133	0.340	0.196	0.398
<i>C_NumChild</i>	2.801	1.330	2.431	1.293	2.624	1.204	2.437	1.181
<i>C_AvgAge</i>	52.294	7.096	50.793	7.284	49.193	7.149	46.485	8.096
<i>C_YearEduc</i>	12.174	1.905	12.847	1.924	12.533	1.828	12.909	1.902
<i>C_UnmarSon</i>	0.250	0.433	0.139	0.346	0.257	0.438	0.258	0.438
<i>C_UnmarDtr</i>	0.234	0.424	0.163	0.370	0.199	0.400	0.150	0.357
<i>C_Near</i>	0.382	0.486	0.557	0.497	0.358	0.480	0.522	0.500
<i>C_Ngchild</i>	4.949	3.270	4.364	3.188	4.427	3.067	4.006	3.097
<i>C_NgchildSmall</i>	0.129	0.487	0.143	0.497	0.155	0.491	0.328	0.856
調査年								
<i>wave2</i>	0.281	0.449	0.257	0.437	0.272	0.445	0.243	0.430
<i>wave3</i>	0.260	0.439	0.280	0.449	0.283	0.451	0.261	0.440
<i>wave4</i>	0.192	0.394	0.237	0.425	0.221	0.415	0.261	0.440
標本数	3023		1315		548		341	

## V. 分析結果

横断面分析によるロジットモデルの推定結果は表4に示されている。まず親全体のサンプルでは、親の人口学的特性を表す変数についてはAgeの係数が正かつ有意であり、Spouseの係数は負かつ有意である。すなわち、同居率は親の年齢が高いほど高く、配偶者がいる場合には低くなる。また親の経歴を表す変数については、YearEducationの係数は負かつ有意であることから、教育水準が高いほど同居率が低くなる。FarmerとSelfEmployedの係数が正かつ有意であり、過去に農林漁業や自営業に従事していた親は同居率が高い。また、Ruralの係数が正かつ有意であり、地方では同居率が高い。親の健康状態については、Physicalの係数が正かつ有意であるのに対しADLの係数は負かつ有意であるが、これらの変数は数値が大きいほど状態が悪いため、身体活動能力が衰えている親は同居率が高く、日常生活動作に支障がある親は同居率が低い。HouseWealthの係数は正かつ有意、HouseRentの係数は負かつ有意であり、親の住宅ストックと同居率には高い相関がある。HouseFamilyの係数は正で非常に大きく、家族主義の家に住む親の多くが子と同居していることがわかる。AssetOtherの係数は負かつ有意であり、持ち家以外の親の資産と同居率には負の相関がある。

同じく親全体の推定結果で子の特性を表す変数の係数を見ていくと、C\_Onechildの係数が負かつ有意であり、ひとりっこの親の同居率は低い。C\_AvgAgeの係数は負かつ有意であり、子が若いほど同居率が高い。C\_YearEducの係数は負かつ有意であり、子の教育水準が高いほど同居率が低くなる。C\_UnmarSonとC\_UnmarDtrの係数はいずれも正で非常に大きく、独身の子は親との同居率が高い。C\_Nearの係数が負かつ有意で係数の絶対値が大きく、親が子と同居することと近居する子を持つことの間には強い負の相関があることがわかる。C\_Ngchildの係数は正かつ有意であり、子と同居している親のほうが孫の数が多い。

次に、親全体の推定結果と配偶者と同居している親の推定結果を比較すると、親のうち約6割が配偶者と同居していることを反映し、全体的に有意な係数とその符号は類似している。結果が異なっている変数を挙げると、1stsonの係数は正で配偶者のいる親についてのみ有意であり、父親が長男の場合には

高齢者夫婦が子と同居する率が高い。一方、Age・Physical・ADL・C\_Onechildの係数は親全体については有意であるが、配偶者と同居している親については有意ではない。

さらに、夫と死別した母親についての推計結果を見ていくと、親の資産に関する変数や子の特性を表す変数の多くについては、配偶者のいる親と夫と死別した母親との間で係数の符号や有意水準に大きな違いはないが、相違点もある。1stsonの係数が夫を亡くした母親については負かつ有意であり、父親が長男であることは両親がそろっている場合とは逆の影響を及ぼしている。PhysicalとADLの係数は配偶者のいる親については有意ではないが、夫と死別した母親についてはPhysicalの係数が正かつ有意、ADLの係数が負かつ有意であり、親の健康状態と同居の間に強い相関がある。C\_Onechildの係数は配偶者のいる親については有意ではないが、夫と死別した母親については負かつ有意である。さらに、夫が死別した母親についてはC\_Ngchildの係数は有意ではないがC\_NgchildSmallの係数が正かつ有意であり、若い孫の数と同居率に正の相関がある。これは、配偶者のいる親についてはC\_Ngchildの係数が正かつ有意だがC\_NgchildSmallの係数は有意ではないことと対照的である。さらに、YearEducation・Rural・Farmer・SelfEmployed・C\_AvgAgeの係数は配偶者のいる親については有意であるが、夫と死別した母親については有意ではない。

最後に妻と死別した父親についての推定結果では、標本数の少なさもあり統計的に有意な変数は少ない。しかし、他の三つの推定結果と同様にHouseWealthおよびHouseFamilyの係数が正かつ有意、HouseRentの係数が負かつ有意であり、親の住む家の所有形態と同居率には一貫した傾向があることがわかる。また、C\_YearEducとC\_Nearの係数も他の三つの推定結果と同様に負かつ有意である。さらに、配偶者のいない母親と同様、配偶者のいない父親についてもC\_Onechildの係数が負かつ有意である。他方、独身の父親の推定結果での両親や独身の母親の推定結果との相違点を挙げると、Ageの係数が正かつ有意である。また、独身の母親とは逆に、C\_NgchildSmallの係数は独身の父親については負かつ有意であり、父親については子との同居と未就学の孫の数には負の相関がある。

表 4：横断面分析によるロジットモデルの推定結果

	親全体		配偶者のいる親	
	係数	t 値	係数	t 値
親の特性				
<i>Female</i>	0.016	0.32	0.027	0.46
<i>Age</i>	0.011	1.79 *	0.006	0.80
<i>Istson</i>	0.007	0.16	0.090	1.70 *
<i>YearEducation</i>	-0.062	-6.23 ***	-0.087	-7.12 ***
<i>Rural</i>	0.133	2.68 ***	0.187	3.00 ***
<i>Spouse</i>	-0.398	-7.41 ***		
<i>Physical</i>	0.054	2.37 **	0.044	1.34
<i>ADL</i>	-0.075	-2.56 **	-0.050	-1.14
<i>SubjectiveHealth</i>	-0.040	-1.36	-0.059	-1.59
<i>Work</i>	0.077	1.30	0.088	1.27
<i>Farmer</i>	0.287	4.52 ***	0.267	3.43 ***
<i>SelfEmployed</i>	0.170	3.02 ***	0.204	3.13 ***
<i>HouseWealth</i>	0.007	10.29 ***	0.007	9.33 ***
<i>HouseFamily</i>	2.198	28.71 ***	2.199	17.72 ***
<i>HouseRent</i>	-0.890	-11.79 ***	-1.096	-10.05 ***
<i>AssetOther</i>	-0.177	-3.00 ***	-0.140	-2.02 **
子の特性				
<i>C_Onechild</i>	-0.338	-4.62 ***	-0.125	-1.32
<i>C_NumChild</i>	-0.009	-0.23	0.005	0.10
<i>C_AvgAge</i>	-0.015	-2.76 ***	-0.019	-2.66 ***
<i>C_YearEduc</i>	-0.168	-12.61 ***	-0.180	-10.62 ***
<i>C_UnmarSon</i>	1.137	19.28 ***	1.316	17.89 ***
<i>C_UnmarDtr</i>	0.993	16.11 ***	1.175	14.76 ***
<i>C_Near</i>	-0.930	-21.10 ***	-0.904	-16.36 ***
<i>C_Ngchild</i>	0.024	1.83 *	0.051	2.97 ***
<i>C_NgchildSmall</i>	-0.033	-1.15	-0.053	-1.63
調査年				
<i>wave2</i>	-0.019	-0.32	0.020	0.26
<i>wave3</i>	-0.154	-2.69 ***	-0.133	-1.86 *
<i>wave4</i>	-0.211	-3.37 ***	-0.101	-1.30
定数項	2.585	6.60 ***	2.804	5.85 ***
標本数	13134		7907	
対数尤度	-6955		-4412.6	
カイ二乗値	2423.04		1334.79	
疑似決定係数	0.2276		0.1941	

注：\*は10%，\*\*は5%，\*\*\*は1%の有意水準をそれぞれ表している。

表 4：横断面分析によるロジットモデルの推定結果（続き）

	配偶者と死別した母親		配偶者と死別した父親	
	係数	t 値	係数	t 値
親の特性				
<i>Female</i>				
<i>Age</i>	0.016	1.28	0.037	1.67 *
<i>Istson</i>	-0.144	-1.70 *	-0.210	-1.24
<i>YearEducation</i>	-0.002	-0.09	0.008	0.24
<i>Rural</i>	0.010	0.10	-0.023	-0.12
<i>Spouse</i>				
<i>Physical</i>	0.102	2.92 ***	-0.102	-1.26
<i>ADL</i>	-0.136	-3.32 ***	0.138	1.29
<i>SubjectiveHealth</i>	-0.003	-0.05	0.026	0.24
<i>Work</i>	-0.034	-0.22	0.066	0.28
<i>Farmer</i>	0.189	1.51	0.419	1.64
<i>SelfEmployed</i>	0.113	0.78	0.068	0.28
<i>HouseWealth</i>	0.006	3.37 ***	0.012	4.85 ***
<i>HouseFamily</i>	2.423	20.39 ***	1.634	5.24 ***
<i>HouseRent</i>	-0.500	-3.86 ***	-1.635	-5.20 ***
<i>AssetOther</i>	-0.297	-2.14 **	-0.376	-1.61
子の特性				
<i>C_Onechild</i>	-0.643	-4.88 ***	-0.922	-3.42 ***
<i>C_NumChild</i>	-0.004	-0.07	-0.183	-1.39
<i>C_AvgAge</i>	-0.015	-1.50	-0.001	-0.06
<i>C_YearEduc</i>	-0.153	-6.00 ***	-0.168	-3.16 ***
<i>C_UnmarSon</i>	1.128	9.59 ***	0.012	0.06
<i>C_UnmarDtr</i>	0.791	7.13 ***	0.331	1.52
<i>C_Near</i>	-1.046	-12.09 ***	-0.921	-5.24 ***
<i>C_Ngchild</i>	-0.007	-0.32	0.003	0.06
<i>C_NgchildSmall</i>	0.165	1.96 *	-0.449	-3.38 ***
調査年				
<i>wave2</i>	-0.107	-0.96	-0.068	-0.29
<i>wave3</i>	-0.267	-2.40 **	-0.061	-0.26
<i>wave4</i>	-0.476	-3.91 ***	-0.381	-1.57
定数項	1.840	2.44 **	0.533	0.39
標本数	4338		889	
対数尤度	-1961.1		-472.38	
カイ二乗値	890.25		158.42	
疑似決定係数	0.2631		0.2019	

注：\*は10%，\*\*は5%，\*\*\*は1%の有意水準をそれぞれ表している。

## VI. 考察

以上の推定結果をまず横断面分析による先行研究と比較する。親の持ち家居住、親の住宅の資産価値、父親が長男であること、父親の主な職業が自営業・農林漁業であったこと、および、親が配偶者と死別していることが親子同居と正の相関を持つという結果は、先行研究と整合的である。親の教育水準については先行研究では結果が分かれていたが、ここでは親の経済状況をより詳細にコントロールした上で、親の教育年数と親子同居には負の相関が観察された。また、親の健康状態について先行研究では親子同居に影響しないとの結果もあったが、ここでは健康状態について複数の変数を用い、正の相関を持つものも負の相関を持つものもあるという結果を得た。さらに、先行研究にはなかった持ち家以外の親の資産を説明変数に含めたところ、係数が負かつ有意になるという結果を得た。これは、親の所得が親子同居に負の影響を及ぼすとする先行研究の結果と整合的である。子の特性については、先行研究と同様に、親に独身の子や孫がいると子との同居率が高くなり、子の教育水準が高いと同居率が低くなることが確認された。また、子と同居することと近居する子がいることには負の相関があること、ひとりっ子の親は子との同居率が低いことも先行研究と整合的である。

推定結果を総合すると、まず、親全体についての推定結果によれば配偶者のいない親は配偶者のいる親と比較して子と同居する率が非常に高く、両親のどちらかが亡くなったあとに親子同居が始まるケースが少なくないことを示唆している。また、親の住む家の所有形態や子の特性を表す変数についての推定結果は親の性別や配偶者の有無にかかわらず一貫した傾向を示しているものの、親の性別や配偶者の有無によって同居と相関する変数は大きく異なる。特に配偶者のいる親と夫と死別した母親を比較すると、配偶者のいる親の場合には親の教育年数や居住地、父親の職業などが重要であるのに対し、夫と死別した母親の場合には親の健康状態が重要である。

これらのことから、両親がそろっている時に始まる同居とどちらかが亡くなってから始まる同居では同居開始の動機が大きく異なると考えられる。しかし、横断面分析ではその違いを考察することは難しい。特に、配偶者と死別した親についての推定では、両親が存命の時に親子同居が始まった後で片方の親が亡くなったケースと、片方の親が亡くなった後に

親子同居が始まったケースとを区別できていない。また、子が生まれてから親元を離れないケースと子が親元を離れてから高齢との親と同居を始めるケースでは、同居の要因や動機が非常に異なると指摘されている (Takagi et al. 2007) が、これらも横断面分析では区別できない。

以下では、本論文の横断面分析の結果と Johar et al. (2015) の推移分析の結果を比較する。横断面分析では子が生まれてからずっと親子で同居している親が大部分を占めているが、Johar et al. (2015) による推移分析ではそのようなケースが除外されているため、横断面分析では主に生涯同居に影響を与える要因が明らかにされるのに対し、推移分析では別居していた子が親と同居を始めるブーメラン同居の要因のみに焦点が当てられる。また Johar et al. (2015) では、両親との同居開始と、配偶者と死別した親との同居開始も区別している。さらに、推移分析では同居開始の予測因子を検証しているため因果関係の解釈も横断面分析より容易である。

本論文の横断面分析で特に親子同居からの逆の因果の影響が考えられる説明変数は、親の健康状態や資産保有、親子の地理的距離である。上で示した通り横断面分析では親子の同居と親の日常生活動作能力低下に負の関係があり、Johar et al. (2015) の推移分析によれば逆に親の日常生活動作能力が低下すると子と同居を始める確率が高まるが、これは子と同居することで親の動作能力が低下するからかもしれない。また、親の住宅以外の資産保有は横断面分析では親子同居と負の相関があるのに対し推移分析では同居開始確率を高めているのも、子と同居している親は介護サービスを市場で購入する必要が少ないため金融資産を持たないという説明が可能である。さらに、横断面分析では親が子と同居することと近居する子を持つことの間には負の相関があり、推移分析では近居する子の存在が同居への移行確率を高めるのも、すでに親子が同居している場合には他のきょうだいは親と近居はしないが、親がどの子とも同居していない場合には近くに住む子がいると同居開始確率が高くなることを示唆している。

しかしこれらの変数についても、逆の因果関係だけではなく生涯同居とブーメラン同居の違いによる説明も可能である。特に、親の日常生活動作能力と親子同居との間に横断面分析では負の相関があり推移分析では逆に正の相関があるのは、Takagi et al. (2007) が指摘するように、生涯同居は子のニー



ズにもとづきブーメラン同居は親のニーズにもとづくという違いによるのかもしれない。これらの他に、子の人数の係数についても横断面分析と推移分析で結果が異なっている。子の人数は親が高齢になる前に決定されることが多く逆の因果関係は考えにくい。ため、推定結果の違いは生涯同居とブーメラン同居とでその動機が異なるためだと考えられる。親に1人しか生存子がいない場合には横断面分析では親子同居率が低くなるのに対して推移分析では同居開始確率が子の人数に依存しないのは、「子は親の面倒を見るという役割がある」等の伝統的価値観と子ども数には正の関係があると指摘されている(石川2007)ように、伝統的な考えを持つ親ほど子を多く持ち、かつ生涯同居を選ぶ傾向が強いためかもしれない。

## VII. 結論

本論文では、1999年から2006年の日大データを用い、親子同居の決定要因を分析した。高齢の親が子と同居しているか否かを被説明変数とする横断面分析では、ほとんどの変数について横断面分析を用いた先行研究と整合的な結果を得た。一方、Johar et al. (2015) による同一データを用いた親子同居の予測因子についての推移分析の結果と比較すると、共通する結果もあるが、係数の符号が逆になる変数もいくつか見られた。このような違いは、横断面分析では親子同居から説明変数への逆の因果的影響が生じていること、また、推移分析では子供が産まれてから親との同居を続けているケースを除外し一度親元を離れた子供が成人してから再開する親子同居に対象を限定しているのに対し、横断面分析ではそのようなケースを区別できないことによって生じたと考えられる。今後の高齢者の居住形態や家族による介護についての実証研究では、本論文で示したような横断面分析の限界を十分考慮すべきである。日大データ等の既存のパネルデータの活用とともに、高齢者に関するパネルデータのさらなる整備が望まれる。さらに、因果関係の厳密な検証という観点ではパネルデータを用いるだけでは不十分であり、制度改変などの外生的ショックを利用した研究が有益であろう。

## 付記

この論文は文部科学省学術フロンティア推進事業(平成18年度～平成22年度)の助成金を得て行われた研究の成果の一部をまとめたものである。

## 注

- 1) 計算方法は国によって異なる可能性がある。アメリカについては1994年、イギリスについては2000年、日本については2001年の数字である。
- 2) Wakabayashi and Horioka (2009) によれば、親の持ち家保有は子との同居に影響しない。
- 3) Takagi et al. (2007) は、生涯同居・ブーメラン同居・子と別居の三つの選択肢について多項ロジットモデルを推定している。居住形態の推移を分析対象としているが、分析手法は横断面分析である。
- 4) 身体活動については以下を含めた。：(1)200～300メートル(2, 3丁)くらい歩く。(2)階段を10段休まずに上る。(3)2時間くらい立っている。(4)2時間くらい座り続ける。(5)しゃがんだり、ひざまずいたりする。(6)頭より高く手を伸ばす。(7)握手するときのように手を伸ばす。(8)指でものをつかむ、あるいは指を自由に使える。(9)米10kg(約7升)程度のものを持ち上げたり運んだりする。(10)米5kg(約3升5合)程度のものを持ち上げたり運んだりする。日常生活動作については以下を含めた。：(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、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)。
- 5) 日大データでは、調査対象者が父親の場合には本人が、母親の場合はその配偶者が長男であるかどうか尋ねている。
- 6) 日大データでは所得は貯蓄からの引き出しを含んでおり解釈が難しい。また、高齢者については現在所得よりも資産の方が経済状況の指標として適切である。

## 参考文献

- 安藤アルバート・山下道子・村山淳(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析：全国消費実態調査に基づく日本の家計の高貯蓄率の分析」『経済分析』101, pp.25-114
- 石川基樹(2007)「結婚・家族に関する価値意識と少子化」『人間科学研究』20(2), pp.27-36.
- 岩本康志・福井唯嗣, 2001. 「同居選択における所得の影響」『日本経済研究』42, pp.21-43.
- 遠藤秀紀・吉田あつし(2001)「家族の同居・別居選択と訪問介護サービス需要」『季刊社会保障研究』37(3), pp.281-296.
- 梶谷真也(2007)「同居・近居・別居の選択：親の資産と介護、子の市場労働が与える影響」『季刊家計経済研究』75, pp.92-103.

- 鎌田健司 (2003)「成人子の親との同居に関する決定要因」『経済学研究論集』19, pp.109-126.
- 厚生労働省 (2008)「平成19年 国民生活基礎調査の概況」  
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/20-19-1.html>
- 坂本和靖 (2006)「親との同居選択の要因とその効果」『季刊家計経済研究』72, pp.21-30.
- 中村さやか・丸山士行 (2012)「子から親への世代間移行についての研究動向」『経済研究』63 (4), pp.318-332.
- 西岡八郎 (2000)「日本における成人子と親との関係：成人子と老親の居住関係を中心に」『人口問題研究』56 (3), pp.34-55.
- Brown, J.W., J. Lianga, N. Krausea, H. Akiyama, H. Sugisawa, and T. Fukaya (2002), "Transitions in Living Arrangements among Elders in Japan: Does Health Make a Difference?" *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 57 (4), pp.209-220.
- Dostie, B., and P.T. Leger (2005), "The Living Arrangement Dynamics of Sick, Elderly Individuals," *Journal of Human Resources*, 40 (4), pp.989-1014.
- Hays, J.C., C.F. Pieper, and J.L. Purser (2003), "Competing Risk of Household Expansion or Institutionalization in Late Life," *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 58 (1), S11-20.
- Johar, M., and S. Maruyama (2014), "Does Coresidence Improve an Elderly Parent's Health?" *Journal of Applied Econometrics*, 29 (6), pp.965-983.
- Johar, M., S. Maruyama, and S. Nakamura (2015), "Reciprocity in the Formation of Intergenerational Coresidence," *Journal of Family and Economic Issues*, 36 (2), pp.192-209.
- Kim, Y. (2004), "What Makes Family Members Live Apart or Together?: An Empirical Study with Japanese Panel Study of Consumers," *Kyoto Economic Review*, 73 (2), pp.121-139.
- Kureishi, W., and M. Wakabayashi (2009), "One's Own Parents and One's Spousal Parents: A Question of Strategic Bequest Motives," mimeo.
- Kureishi, W., and M. Wakabayashi (2010), "Why Do First-Born Children Live Together with Parents?," *Japan and the World Economy*, 22 (3), pp.159-172.
- Maruyama, S. (2015), "The Effect of Coresidence on Parental Health in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 35, pp.1-22.
- Michael, Y.L., L.F. Berkman, G.A. Colditz, and I. Kawachi (2001), "Living Arrangements, Social Integration, and Change in Functional Health Status," *American Journal of Epidemiology*, 153 (22), pp.123-131.
- Mickus, M., M. Stommel, and C.W. Given (1997), "Changes in Living Arrangements of Functionally Dependent Older Adults and their Adult Children," *Journal of Aging and Health*, 9 (1), pp.126-143.
- OECD (2005), *Long-Term Care for Older People*, OECD, Paris.
- Oishi, A.S., and T. Oshio (2006), "Coresidence with Parents and a Wife's Decision to Work in Japan," *Japanese Journal of Social Security Policy*, 5 (1), pp.35-48.
- Sarwari, A. R., L. Fredman, P. Langenberg, and J. Magaziner (1998), "Prospective Study on the Relation between Living Arrangement and Change in Functional Health Status of Elderly Women," *American Journal of Epidemiology*, 147 (4), pp.370-378.
- Sasaki, M. (2002), "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *Journal of Human Resources*, 37 (2), pp.429-440.
- Takagi, E., M. Silverstein, and E. Crimmins (2007), "Intergenerational Coresidence of Older Adults in Japan: Conditions for Cultural Plasticity," *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 62 (5), pp.330-339.
- Wakabayashi, M., and C.Y. Horioka (2009), "Is the Eldest Son Different? The Residential Choice of Siblings in Japan," *Japan and the World Economy*, 21 (4), pp.337-348.
- Wiemers, E. E., V. Slanchev, K. McGarry, & V.J. Hotz (2017), "Living Arrangements of Mothers and Their Adult Children over the Life Course," *Research on Aging*, 39 (1), pp.111-134.
- Yamada, K. (2006), "Intra-family Transfers in Japan: Intergenerational Co-residence, Distance, and Contact," *Applied Economics*, 36 (16), pp.1839-1861.

(名古屋大学大学院経済学研究科)  
 (シドニー工科大学)