

特集：『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究

## 老親・成人子同居の規定要因

—子どもの性別構成を中心に—

田 淵 六 郎\*

### I はじめに

本稿は、家族社会学の視点から、全国調査の個票データに依拠して、現代日本社会における老親・成人子同居の規定要因を分析することを目的とする。

高齢化の急速に進む現代日本社会において、高齢者の介護や扶養を誰がどのようにして行っていくべきかは、社会政策上の最も重要な論点の一つである。高齢者に対する様々な援助の提供と密接な関連を有するのが高齢者の家族・親族関係であるが、そのなかでも高齢者とその成人子との同居は重要である。実際、割合は減少しつつあるとはいえ、今日でも65歳以上高齢者の過半数は子どもと同居している。

しかし、どのような属性を持つ老親あるいは成人子がより同居しやすいのかといった点については、十分に知られているとは言い難い。老親扶養問題に関して政策提言を行う上で必要な基礎資料を得るためにも、全国規模の標本調査データを用いて、老親と成人子の同居の実態を把握することが求められている。本稿は、国立社会保障・人口問題研究所によって実施された「第1回全国家庭動向調査」個票データに依拠して老親と成人既婚子との同居を規定する要因の分析を行うことを通じて、そうした課題の達成に貢献することを企図している。

### II 理論的背景と仮説

#### 1. 先行研究の動向

日本における高齢親と成人子の同居割合が西欧先進諸国と比べ相対的に高いことはよく知られている。従来の研究は、そうした同居割合の高さを「家制度」に特徴づけられるよ

---

\* 東京都立大学人文学部

うな日本の伝統的家族慣行と関連付けるか (Martin and Tsuya 1991, Morioka 1995), あるいは, 日本を含むアジア社会において観察される, 成人子と同居する高齢者の割合の相対的高さを, アジア諸国に見られる文化的特徴に結びつけてきた (Logan[et al.] 1998).

このような相対的な同居割合の高さが知られている反面, 国勢調査や国民生活基礎調査などの全国データは, 成人子と同居する高齢者の割合は戦後一貫して低下する傾向にあることを示している (嵯峨座 1997). こうした同居慣行の変化の背景には, 戦後日本の家族変動, 特に直系家族制から夫婦家族制へといった家族規範の変動が存在すると解釈されている (森岡 1993). 後期親子関係における親子同居のありかたは, 「核家族的世帯率」をめぐる議論にみるように, 日本家族の変動を測る重要な指標であると考えられているのである (盛山 1993).

近年では, 同居によって生じる心理的軋轢などを避けながらも, 同居に近いメリットを双方に生じさせる居住形態として, 「準同居」「近居」などの現象が生まれていると指摘されている (直井 1993). 世代間関係研究の対象も, 同別居という居住形態よりも, サポート関係やネットワークといった対象に対して研究関心が移行している (藤崎 1998). とはいえ, 近年では, 晩婚化の進行によって老親と「未婚子」との同居が増大する現象への関心も強まっているように (宮本[等] 1997), 老親と子どもとの同居現象は, 老親と成人子との間の手段的な援助関係を規定する重要な要因であり, それ自体が考究に値する問題であり続けているということは否定できない (Whyte 1994, Aquilino 1990, Crimmins and Ingegneri 1990). 本稿の分析対象である老親と成人既婚子の同居についても, 同居の有無が世代間の経済的その他の援助関係に強い影響を及ぼし, 社会政策に対して無視し得ない含意を持つ以上 (宮島 1992), それを分析する意義は減じていない.

老親と成人子の同居は戦後日本家族社会学の主要な研究対象であったために, 数多くの先行研究が存在する. そうした研究の動向からは, 老親・成人子同居という現象についての学的理解が変化してきたことがうかがわれる. すなわち, おおよそ1980年前後から, いわゆる家制度的規範に基づいた同居ではなく, 親および子どもの合理的な選択に基づく同居が, 特に都市部を中心として実現されているという主張が増加してきた.

こうした議論はごく単純化すればおおよそ二つに整理できる. 一つは, 老親の経済的自立を可能にするような社会保障制度が一定程度整備された結果, 現在の同居は親に対してよりもむしろ子どもに対して利得をもたらすものとなり, 子世代が積極的にそれを選択しているという議論である. 初期の研究の多くは, 同居現象は子どもから老親に対する援助を意味しており, 相続や継承による財の移転を除けば同居は子世代に経済的利益をもたらさないと捉えていた. これに対して, 老親との同居が子世代妻の就労率を高めるとする湯沢等の研究のように (湯沢[等] 1978), 拡大世帯形成が経済的資源のプーリングを通じて同居する子世代に利益を与えるという説が生まれる (横山[等] 1993). こうした利益を子世代が戦略的に獲得する手段が同居であるという仮説を強調したのはモーガンと廣嶋であるが (Morgan and Hiroshima 1983), こうした議論は, モーガンらの研究に影響を与え

た研究と同様 (Angel and Tienda 1982), 文化的規範に従っていると見られてきた同居行動に含まれる経済合理性を強調する (田淵 1998).

もう一つは, 同居規範あるいは家族形成規範そのものに関する議論である. この議論は, 伝統的家規範と関連づけられて解釈されてきた同居規範, 扶養規範, 直系家族規範なるものが必ずしも「伝統的」規範ではないと主張し, 同居を伝統的規範に従う行動として説明することを批判する. 扶養意識の分析を通じて現在の扶養規範は家規範と等しくないと論じる坂本の研究 (坂本 1990), 直系家族規範と夫婦家族規範とは必ずしも排他的関係にならないことを論じる杉岡の研究 (杉岡 1989) などはその代表例である. こうした主張は, 娘との同居の増大, 一時的には別居しても親が高齢になれば同居する慣行 (廣嶋 1984), あるいはそうした慣行を支持するような意識調査結果などを根拠に, 同別居が規範的ではなく親子双方の必要に従って便宜的に選択されるという同居観を提示する (加藤 1988, 直井 1993).

こうした同居現象の捉え方の変化は, 高齢者世代がもはや経済的社会的弱者ではないという世代観の変化にも関係している (宮本[等] 1997). 多くの親と子が経済的に対等な地位を確保するようになれば, 相対的に多くの同居は, 親の規範意識や子の義務意識に基づいて形成されるというよりは, 親子双方に利益をもたらす居住形態として, 親子のニーズに基づいて選択的に形成されるようになるだろう.

こうした研究動向は, 老親・成人子同居行動の規定要因を分析する指針として, 大別して二つの論点を提示する. 第一は, 親のニーズと子のニーズとを区別した場合, どちらのニーズがより強く同居を規定するのか, という論点である. 米国でも数多くの同居規定要因の研究が存在し, それらの多くは子のニーズの規定力が大きいことを強調するが (Ward[et al.] 1992, 田淵 1997), 日本における老親と既婚子との同居については, 親のニーズは大きな規定力を持つことが予想される. 第二は, 同居の実現はどの程度まで同居規範あるいは同居規範に関わる要因によって規定されているのか, という論点である. 本稿では同居規範に関連する変数の効果を検討するだけでなく, それに関連すると考えられる子どもの性別構成の効果をも検討する.

第一の論点に関連する点として, 親子間の同別居の規定要因について論じる場合, その「同居」が親側からみた同居なのか, 子の側からみた同居なのかを区別する必要がある. 先行研究が指摘するように, 親の側から見た同居確率 (親が少なくとも一人の子どもと同居する確率) と, 子の側から見たそれ (子が少なくとも一人の親と同居する確率) は論理的に異なる (廣嶋 1984, 盛山 1993). ミクロレベルの同居についても, 親が任意の子と同居する確率と子が任意の親と同居する確率とは異なるものであり, 分析の対象となるサンプルを親世代, 子世代のどちらにするかによって, 有意な規定要因は異なることになる (Logan and Spitze 1996). 更に, 既婚子との同居と未婚子との同居は異なる要因によって規定される面があることも考慮せねばならない. 本稿は, 主として親世代からみた同居について関心を持ち, 同居と同居規範の関連の考察を主たる課題とするため, 老親が任意の既婚子と同居する場合の規定要因について分析する. 使用できる説明変数の制約のため

に本稿で検討できる課題はもちろん限定されるが、以下ではこうした問題設定に沿って既存研究の経験的知見を整理する。

## 2. 先行研究の知見

同居の規定要因に関する多くの経験的研究の知見をまとめた研究については既に幾つか存在しているが（横山[等] 1993, 岡村[等] 1995, 直井 1993), 多くの研究は小規模の地域サンプルに依拠している。以下の整理は、本稿で扱うデータが全国データであるということから、全国サンプルを分析した研究を中心とする。

既存研究で日本の全国データに対して多変量解析の手法を適用した例はそれほど多くない。子ども（既婚未婚を問わない）との同居を従属変数とした分析では、1989年の国民生活基礎調査個票を用いて全国60歳以上高齢者（N=11,428）について、子どもとの同居を従属変数としたプロビット分析を行った高山等の研究（高山[等] 1996), 1974, 79年の全国消費実態調査個票データについて、老親が子ども世帯に同居しているか否かを従属変数としたプロビット分析を行った安藤等の研究（安藤[等] 1986), 1989年の世帯動態調査個票から得られた70歳以上高齢者とその子どもに関するデータを用いて、多項ロジスティック回帰分析を行った Park の研究（Park 1998), 1975年, 95年 SSM（社会階層と社会移動）調査の55歳以上回答者について（95年データで男女各約700人）ロジスティック回帰分析を行った黒須の研究（黒須 1998）がある。既婚子との同居を従属変数とした分析では、1985年の世帯動態調査を用いて、既婚子のいる世帯主男性（年齢は特定していない）について、既婚子との同居を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った小島の研究（Kojima 1989), 毎日新聞と日本大学による1988年の全国調査データを用いて、子どものいる60歳以上回答者（N=360）に対して既婚子との同居を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った津谷等の研究（Tsuya and Martin 1992）がある。なお、子どもから見た親との同居要因については、小島の研究（Kojima 1989), マーティンと津谷の研究（Martin and Tsuya 1991), 経済企画庁による研究（経済企画庁国民生活局 1995, ただし全国サンプルではない）がある。

### (1) 親と子のニーズ

前述のように、同居に対する親のニーズの高まりは、成人子との同居確率を高めることに寄与すると考えられる。親のニーズに関する尺度としては、これまでに、親の年齢、親の配偶状態、親の性別、親の健康状態、親の階層的地位が用いられている。

親の年齢については、ほとんどの研究が有意な効果を見いだしており、加齢が同居確率の上昇に寄与しているという知見を得ている（高山[等] 1996, 安藤[等] 1986, Tsuya and Martin 1992). 親の配偶状態についてもほとんどの研究で有意であり、配偶者のいない単身のほうが同居しやすい（高山[等] 1996, 経済企画庁国民生活局 1995, Tsuya and Martin 1992, 安藤[等] 1986). 親の性別については、女性の方が家事を他の同居成員に代行してもらうニーズが低く、単身世帯を形成する割合が高いため、女性であることは成人子との同居確率を低める（高山[等] 1996, Tsuya and Martin 1992). 親の健康状

態については、介護を必要とする場合に同居しやすい（高山[等] 1996）。老親の階層的地位については、資産保有額の小さい親ほど（安藤[等] 1986）、公的年金収入の低い親ほど（高山[等] 1996）、低い支出階層の親ほど（Kojima 1989, Park 1998）、同居しやすいことが指摘されている。親のニーズと直接に関連するものではないが、職業との関連では、自営業や農業において同居しやすいことが知られている（Kojima 1989, 黒須 1998）。

これに対して、子のニーズに関する要因については、有意な効果を指摘する経験的研究は多くない。子どもから見た親との同居の分析では、夫の職業的地位の低さが親との同居確率を高めること（Martin and Tsuya 1991）、親が持ち家である場合に同居が促進されること（Kojima 1989, 経済企画庁国民生活局 1995）が指摘されている。

## (2) 同居規範に関連する要因

同居規範に関連する要因としては、同居の望ましさについての意識に関する要因として、親および子の学歴、子どもの性別と出生順位、子どもの結婚形態（見合／恋愛）、規範への支持の強さ、などが用いられている。

学歴については、親が高学歴である場合に同居しにくいという結果が見られるが（Park 1998）、子の学歴についてはそれほど明確な結果は得られていない（Martin and Tsuya 1991, 経済企画庁国民生活局 1995）。子の性別と出生順位については、男子の方が、長男、長女の方が同居しやすく（廣嶋 1990, 坂井 1997, Kojima 1989）、妻の場合は夫が長男でない場合に同居しやすい（Martin and Tsuya 1991, 経済企画庁国民生活局 1995）。子どもの結婚形態では、見合い結婚である場合に同居しやすい（Martin and Tsuya 1991）。同居規範への支持をモデルに投入した研究としては、「三世代世帯同居は望ましい」という意見を親が強く支持する場合に既婚子との同居確率が高まるという知見がある（Kojima 1989）。

## (3) 居住地、子どもの数と性別構成

高齢者と成人子の同居割合については地域的差異が大きいことが知られているが（清水 1992）、居住地の特性が同居確率に及ぼす影響は多くの研究が指摘している。居住地域の都市規模が小さいこと（高山[等] 1996）、大都市でないこと（Tsuya and Martin 1992）が同居確率を高めるといふ知見のほか、同居割合の高い地域に居住する場合に同居率が高まるといふ指摘も存在する（Kojima 1989, 黒須 1998）。

その他の要因として用いられてきた変数に子どもの数がある。米国の研究ではほとんどの研究が子ども数の増大が同居確率に正の効果を持つことを指摘しているが（田淵 1997）、日本のデータでも、既婚子の数が多いほど既婚子との同居確率は高まり（Kojima 1989, Tsuya and Martin 1992）、子ども数が多いほど子どもとの同居確率は高まる（廣嶋 1990, Park 1998）。

子どもの性別構成については、娘がいないこと、未婚子がいないことが同居確率を高めるといふ指摘がある（Kojima 1989, 佐々井 1997）。逆に、子どもから見た親との同居の規定要因としては、きょうだい数の増加は親との同居確率を低めるようである（経済企画庁国民生活局 1995, Kojima 1989）。こうした知見に関連して、岡村等は、世田谷区と米

沢市の65～79歳老人882人を対象とした1993年の地域調査サンプルをクロス集計することによって、子どもの数および子どもの性別構成（息子のみ／娘のみ／両方いる）と既婚子との同居の有無の関連を分析し、(1)都市部である世田谷区では子ども数の増加は同居割合の高さと関連するが、米沢市ではそうした関連が見られない、(2)米沢市では子どもが娘のみの場合に同居割合が低い傾向があるが、世田谷区ではそうした影響が見られないとしている（岡村[等] 1995）。また廣嶋は、複数年次の出生力調査を再集計したクロス表分析によって、子どもの側から見た親との同居率について検討し、結婚年次が1969年以前のコウホートと、1980年以降のコウホートにおいては、一人っ子長男の同居率が長男全体の同居率よりも低くなっていることを見出している（廣嶋 1991）。

### 3. 理論と仮説

以上のような知見を踏まえ、ここでは本稿の理論枠組みと仮説をまとめる。

これまでの研究が依拠する主要な理論枠組みには、(1)親と子のそれぞれのニーズの相互関係のなかで同居が達成されるとするもの（加藤 1988, Park 1998）、(2)近代化に伴う家族規範の収斂を想定し、より伝統的な規範と関連の強い要因が同居を促進すると考えるもの（Tsuya and Martin 1992）、(3)同居を可能にする条件（住宅、子ども数など）と同居に関する価値・規範意識が同居を規定するというもの（Kojima 1989）などがある。これらは排他的な立場ではなく、それぞれが異なる変数の重要性を強調していると言えよう。

第一の理論枠組みからは、親のニーズの高まりは任意の既婚子との同居確率の上昇に寄与するという仮説が導かれる。既存研究に従い、本稿でも、親のニーズを操作化する指標として、親の加齢、親が配偶者と死別し単身であること、親の健康状態が悪いことを採用する。これらは、既婚子との同居確率を高めることが予想される。

第二の理論枠組みからは、同居を支持する規範に関連する要因について、以下のような仮説が引き出される。まず、親と子どもの同居を一般的に望ましいとする意識が子ども側に存在している場合には、親と既婚子の同居は促進されることが予想される。分析ではこの意識を、親と息子の同居を望ましいとする質問項目への回答によって操作化した。次に、子あるいは親の側に、世代間の経済的自立やプライバシーを重視する意識が強い場合、親との同居は妨げられると考えられる。本稿では、こうした意識を操作化する変数として学歴を用いた。最後に、同居を望ましいとする蓋然性の高い、人口規模の小さい地域に親が居住する場合に、同居可能性は高まるだろう。ただし、これら三つについては回答者からの情報しか得られなかったため、やむを得ずその情報を子どもたちに平均的に共有された属性あるいは親側の属性と仮定した。

第三の理論枠組みは、子ども数の増加は親が同居可能な子どもの数が増加することを意味するため、老親と既婚子との同居を促進するという仮説を導く。

既存の枠組みによって想定される以上の仮説に加えて、本稿では子どもの性別構成という要因に関して独自の想定をおく。従来の研究の多くは、老親と成人子の同別居が、老親と成人子のダイアド関係の中で決定されるかのような理論枠組みを採用している。しかし、

多くの高齢者が2人以上の生存子を持つこと、日本の同居慣行では2人以上との既婚子との同居は極めてまれであることに照らせば、同居の決定は多くが「どの子どもと同居するか」の決定でもあり、その決定には同居する子ども以外の子どもの行動・意識や、子ども間の関係も影響を及ぼすだろうと考えられる (Park 1998)。そうした子ども側の要因として、本稿では、子どもの性別構成が、以下に述べるようなメカニズムを通じて同居に影響を与えると考える。

既婚子との同居規範としては長男夫婦ないしは「跡継ぎ」夫婦が親と同居することを選好する規範が伝統的に存在したとされるが、そうした「跡継ぎ同居規範」は、親子の別居に対してサンクションを与えるだけでなく、複数の子どもの中から同居する特定の子どもの指定するという機能を果たしていたと考えられる。そのような規範は、男子が一人であるよりも男子が複数の場合の方がより容易に内面化されるであろうし、男子が複数いる場合には相続や継承をめぐる競合関係の発生を通じて、男子が親と同居する動機付けは強まるだろう (Bernheim[et al.] 1985)。このような規範が効果を持つ社会では、子どもの性別構成について、男子が2人以上いる場合には男子が1人しかない場合よりも親が子どもと同居する確率は高まること、それに比して、男子が1人であることが男子なしである場合に対して同居の確率に与える影響は相対的に小さいことが予測される。こうした予測は、上記の廣嶋の知見や、複数兄弟の長男は一人息子である長男よりも父親からの相続を経験する確率が高いという知見 (野口[等] 1989) を考慮しても、検討の余地がある。さらに、上記の岡村等の知見は、市部と郡部では子ども数、子どもの性別構成が異なる影響を与えていることを示唆しており、同居子として男子を選好する地域 (とりわけ郡部) において子どもの性別構成の効果が大きいだろうという仮説を検討する必要性を示唆している (ただし本稿は岡村等とは異なり、男子の数や男子の有無ではなく男子数の質的な差異を問題にしている)。

実際に、国外を見れば、老親の受けるサポートに対して子どもの性別構成が影響を与えることを強調する研究は少なくない (Spitze and Logan 1990, Wolf[et al.] 1996)。こうした分析を中国都市部に居住する高齢者について行った研究としてローガン等のものがある (Logan[et al.] 1998)。ロジスティック回帰分析の結果、息子が一人であることに對して、娘のみであることは同居確率を有意に低くするが、息子が2人以上であることは同居確率の上昇には寄与していないことから、同論文は、中国では老親と成人子の同居に寄与する要因として息子の有無が重要であると主張している。

以上を要約すれば、本稿では、親が既婚子と同居する確率に影響を及ぼす要因として以下の仮説を検討した。

(親のニーズ)

仮説1：親の加齢は同居確率を高める

仮説2：親が単身であることは同居確率を高める

仮説3：親の健康状態が悪いことは同居確率を高める

(同居規範要因)

仮説4：子が低学歴であることは同居確率を高める

仮説5：子が親と息子の同居を望ましいと思う場合に同居確率は高まる

仮説6：都市規模が小さい方が同居確率は高まる

(子どもの数と性別構成)

仮説7：子ども数の増加は同居確率を高める

仮説8：子どもの性別構成が「男一人」と、「男複数」とでは、男複数のほうが同居確率は高まる

仮説9：市部よりも郡部において子どもの性別構成が同居確率の上昇に寄与する効果は大きい

### Ⅲ 方法

#### 1. データ

以下の分析で用いるデータは、国立社会保障・人口問題研究所によって実施された第1回全国家庭動向調査の個票データである。親側からみた成人既婚子との同居の規定要因を検討するという問題関心からは、本来は、高山等が行っているように、高齢者である回答者から得られたデータを分析することが望ましい。しかし、全国家庭動向調査は、世帯抽出は全国のすべての世帯からの無作為抽出であるものの、一世帯内に複数世代の夫婦が同居している場合には、最も若い世代の妻を調査対象としている。これは、老親と成人子夫婦が同居している場合には、老親世代は原則として回答者にならないということである。従って、本調査における高齢回答者の中には既婚子と同居している回答者は原則的に存在しないことになり、そのような高齢回答者をサンプルとするならば、老親と成人子の同居規定要因を有意義に同定することができない。

幸いなことに、全国家庭動向調査からは、回答者の別居親について（回答者が有配偶である場合には配偶者の親についても）情報を得ることができる。その中には、親が既婚子と同居しているか否かという項目も含まれている。回答者の世代から得られたこの情報は、回答者の親世代についての情報としては、少なくとも現存する成人子（回答者世代の夫あるいは妻）が一人存在する親についてのデータとして扱うことができる。

これを生かして、以下では、「妻（有配偶女性）の母親（60歳以上）が既婚子と同居しているかどうか」という二値変数を従属変数として、分析を行った。全回答者の母親でなく、有配偶者世帯の妻の母親を対象としたのは、以下のような理由による。本調査は、意識をたずねる項目については個人を対象としているものの、「世帯主の妻」を基本的な回答者として予想しており（回答者の約8割が女性）、世帯主に妻がいない場合あるいは妻に接触が困難である場合に世帯主に調査するという回答者の決定方法をとっている。男性回答者と女性回答者、および未婚回答者と有配偶回答者とでは、年齢、親の配偶状態などの分布が異なっていることを踏まえ、分析では対象を有配偶女性の母親に限定した。

妻の母親を対象としたのは、第一に、女性かつ妻の親の方が生存割合が高いためにより



大きな標本サイズを確保できるためである。また第二に、本稿では子どもの数および性別構成の効果を分析の焦点としており、特に男子（回答者である妻から見れば兄弟）の数がゼロのケースを必要とする。このため、夫の母親ではなく妻の母親について分析を行うことが適切であると判断した。

老親の側からみれば、本分析では、最低一人の女性既婚子を持つ60歳以上女性について、既婚子との同居を規定する要因の分析を行ったことになる。なお、分析で使用する変数のいずれかに欠損値を含むケースを除外した結果、ロジスティック回帰分析に含まれたケース数は2679になった。

## 2. 変数

前述のように、分析で使用した変数にはかなりの制約が存在する。まず、被説明変数である同居の有無にかんして、老親が回答者世帯に同居する場合を除いて、同居子についての詳しい情報はこのデータからは得られない。つまり、老親が同居する成人子の性別、出生順位などの属性については知ることができない。また、その他の子どもの属性については男女別の数が分かるのみである。さらに、ここで用いた居住地人口規模、同居規範、学歴の変数は、調査回答者である一人の子どもの回答から得られた変数でしかないが、おおまかな代理変数としてそのまま用いている。

分析で使用した変数については、以下の通りである。被説明変数である「既婚子との同居」については、回答者世帯に同居しているか、「既婚のきょうだいと同居」している場合に1、それ以外（単身／夫婦だけ／未婚のきょうだいと同居／病院・施設などに入所中／その他）に0を割り当てた。なお、分布は、既婚子と同居が46.6%、単身が11.2%、夫婦のみが26.1%、未婚子と同居が10.3%、病院・施設などに入所中／その他が5.9%であった。

なお、以下の回帰分析に投入した説明変数については、以下のように構成されている（ただし後述の通り親の健康状態については回帰分析には投入していない）。

- ・母親年齢（レンジ60-97、平均値71.3、標準偏差8.0）：実年齢。
- ・母親配偶状態：単身（配偶者と死別している）の場合に1、それ以外の場合に0。
- ・子ども数（レンジ1-14、平均3.49、標準偏差1.56）：回答者の答える妻のきょうだい数を用いた。実人数。
- ・子ども性別構成：「男子1人」をレファレンス・カテゴリーとした、「女子のみ」、「男子2人」、「男子3人以上」の3つのダミー変数。
- ・人口規模：回答者居住地の人口規模に対して、200万人以上＝1から2万人未満＝8までの数値を割り当てた（表1を参照）。
- ・同居規範：「年をとった親は息子夫婦と一緒に暮らすのがよい」という質問に対する回答で、「まったく反対」＝1、「どちらかといえば反対」＝2、「どちらかといえば賛成」＝3、「まったく賛成」＝4の数値を割り当てた。
- ・妻学歴は、回答者世帯の妻（母親からみれば娘）の学歴で、専修学校（高卒後）、高専・短大、大学・大学院を含めた高卒以上に0、高校卒業以下に1を割り当てた。

・親の健康状態：健康である場合（「たいへん健康」「まあまあ普通」）に0，虚弱である場合（「持病がある」「寝たり起きたり」「1か月床に臥している」）に1。

#### IV 結果

多変量解析に先立ち，上記の変数について，既婚子との同居との二変数の関連を検討した（表1）。表から，ほとんどの変数について，仮説の予想と同じ方向の関連が見いだされることがわかる。すなわち，母親が高齢であるほど既婚子との同居割合が高く，母親の配偶者（父親）が死亡している場合には，母親の既婚子との同居割合は高い。

子ども数については，子ども数が1人と2人との間には差がないが，3人以上では同居割合が高まる傾向が見られる。子どもの性別構成については，女子のみと男子1人については差が見られないのに対して，男子が2人以上の場合には同居割合が高まる。回答者居住地の人口規模については，必ずしも規模と線形の関係ではないが，人口規模が小さいほど同居割合は高い傾向にある。

母親の健康状態と同居割合については，仮説とは異なる結果が見られる。病院や施設に入所している少数のケースを考慮に入れても，「持病がある」あるいは「寝たり起きたり」という虚弱な親と，相対的に健康状態の良い親とでは，既婚子との同居割合にほとんど差が見られない（市部郡部別にみても同様であった）。これは，親の健康状態についての情報を提供した回答者がその親と同居しているとは限らないことにも起因すると思われるが，選択肢のカテゴリーが親のニーズ（要介護などの状態）を測定する尺度として妥当でないという可能性も否定できない。以上の点を踏まえ，以下の分析では母親の健康状態は説明変数として投入していない。

さて，以下の分析2が市部・郡部別の分析を行っている関連から，市部と郡部

表1 分析に用いた変数と同居割合（%，（）内はn）

		別居	同居
母親年齢	60-64(656)	69.2	30.8
	65-69(636)	60.7	39.3
	70-74(499)	50.7	49.3
	75-79(401)	42.6	57.4
	80-(487)	34.1	65.9
母親配偶状態	有配偶(1482)	63.0	37.0
	単身(1197)	41.5	58.5
子ども数	1人(111)	63.1	36.9
	2人(651)	63.1	36.9
	3人(831)	56.1	43.9
	4人(475)	49.5	50.5
	5人(336)	42.3	57.7
	6人-(275)	38.5	61.5
子ども性別構成	女子のみ(714)	57.8	42.2
	男子1人(1077)	58.0	42.0
	男子2人(581)	47.0	53.0
	男子3人-(307)	38.8	61.2
	人口規模	200万-(391)	62.1
	-200万(250)	65.6	34.4
	-100万(126)	52.4	47.6
	-50万(503)	54.3	45.7
	-20万(316)	51.6	48.4
	-10万(374)	57.0	43.0
	-5万(372)	39.2	60.8
	-2万(347)	46.7	53.3
同居規範	まったく反対(229)	63.8	36.2
	反対(883)	62.5	37.5
	賛成(1239)	48.9	51.1
	まったく賛成(328)	38.4	61.6
妻学歴	高卒以上(1051)	62.7	37.3
	高卒以下(1628)	47.4	52.6
母親健康状態*	健康(1710)	52.6	47.4
	虚弱(930)	55.6	44.4

\*欠損値を含むため他の変数と合計が異なる。

別に子ども数および子どもの性別構成と同別居との関連を見たのが表2である(他の変数については市部郡部別の違いは大きくない)。子ども数については、市部では子ども数の増加は同居割合を高める傾向が見いだされるのに対して、郡部では、市部ほど顕著な関連が見られないことが分かる。子どもの性別構成については、市部では男子数の増大

表2 子ども数・子ども性別構成と妻母親の既婚子との同居割合(市部郡部別)

	市部 (N=2136)		郡部 (N=543)	
	別居	同居	別居	同居
子ども数				
1人 (89/22)*	68.5	31.5	40.9	59.1
2人 (547/104)	65.1	34.9	52.9	47.1
3人 (654/177)	57.8	42.2	49.7	50.3
4人 (376/99)	50.3	49.7	46.5	53.5
5人 (253/83)	45.8	54.2	31.3	68.7
6人-(217/58)	39.6	60.4	34.5	65.5
子ども性別構成				
男子なし (575/139)	61.6	38.4	42.4	57.6
男子1人 (884/193)	59.0	41.0	53.4	46.6
男子2人 (449/132)	49.9	50.1	37.1	62.9
男子3人-(228/79)	37.7	62.3	41.8	58.2

\* ( )内：市部のN/郡部のN

が同居割合の増大と関連しているのに対して、郡部では男子なし(娘のみ)の場合に男子1人よりも同居割合が高くなっていること、市部に比して男子1人と男子2人との間に大きな開きが見られることが特徴的である。こうした違いは、市部と郡部とでは、老親・成人子の同居を規定する要因において差が見られること、従って市部と郡部で別個の分析を行う必要があることを示唆する(分析2を参照)。

以上から同居の規定要因として複数の変数が寄与していることが明らかであるが、他の変数の影響を統制した個々の変数の個別の影響を検討するためには、多変量解析の手法が必要になる。以下での主たる被説明変数は「老親の既婚子との同居/別居」という二値変数であるから、ロジスティック回帰分析かプロビット分析を用いることが妥当であるが、本稿では前者を採用した(DeMaris 1992)。

以下では、二つのロジスティック回帰分析を行っている。最初に、全地域のケースについて行った分析1の結果を示そう(表3)。投入した諸変数については既に記したとおりである(なお、分析1で市部郡部区分ではなく人口規模変数を投入しているが、後者を投入した方がモデルの適合度は高い)。

分析1では、親の状態に関する変数(モデル1)、子ども数(モデル2)、子どもの性別構成(モデル3)、同居規範に関する変数(モデル4)、妻の学歴(モデル5)の順に段階的に変数を投入した(表にはオッズ比のみ示してある)。子ども数と子ども性別構成(ダミー変数)は相関が極めて高く共線性の問題を引き起こすため、同一のモデルには投入していない。

親側の状態に関する変数として投入した親の年齢、親の配偶状態は全てのモデルにおいて高い有意水準を示している。仮説1, 2の予測通り、母親の加齢、および母親が単身であることは、同居確率を高めている。

子ども数および子どもの性別構成については、興味深い結果が見られる。まず子ども数については仮説7と一致しない結果が見られる。二変数の相関における上記の結果とは異

表3 妻母親の「既婚子との同居」を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果  
(全地域, N=2679)

変数	モデル (Exp(b))				
	1	2	3	4	5
母親年齢	1.056***	1.051***	1.052***	1.052***	1.050***
母親単身	1.597***	1.596***	1.593***	1.564***	1.537***
子ども数		1.058			
子ども性別構成 (ref 男子1人)					
女子のみ			1.092	1.072	1.076
男子2人			1.261*	1.222	1.196
男子3人			1.419*	1.277	1.240
人口規模(逆順)				1.120***	1.113***
同居規範				1.339***	1.324***
妻高卒以下					1.256**
モデル $\chi^2$ (a)	212.639	216.309	220.970	303.273	309.942
自由度	2	3	5	7	8

(a) 全てのモデル  $\chi^2$  は  $p < .001$  水準で有意

\* $p < .05$  \*\* $p < .01$  \*\*\* $p < .001$

なり、母親側変数を統制したモデル2においては子ども数の影響は有意ではない。この結果は、後述のように市部において子ども数の効果が母親年齢と関連するという要因以外に、最低一人の女子がいる母親であるというサンプル特性にも起因していると考えられるため、夫の母親についても同様の回帰分析を適用してみたが(表は掲示せず)、やはり子ども数について有意な影響は見られなかった。これは世帯動態調査個票を用いた Kojima (1989) や Park (1998) の知見とは一致しない結果である。

それに対して、子ども数の代わりに子ども性別構成(「男子1人」をレファレンス・カテゴリーとしたダミー変数)を投入したモデル3においては、仮説8をほぼ支持する結果が見られる(モデル1に対するモデルカイ二乗値の増加は5%水準で有意)。すなわち、子どもが女子のみであることは同居確率に対して有意な影響を与えていないのに対して、男子2人および男子3人以上であることは、高い有意水準においてではないものの、同居確率を高めていることが分かる(子ども数2人以上のケースに限定して分析を行っても同様の結果を得た)。しかし、性別構成の影響は、モデル3に回答者居住地の人口規模変数と老親と息子との同居を支持する程度をあらわす同居規範変数とを追加したモデル4においては有意ではなく、その代わりに人口規模と同居規範の係数が高い有意水準を示している。この影響方向は、仮説5、6を支持するものであり、人口規模が小さく、同居規範への支持が強いほど、同居の確率は上昇する。

子側の学歴を示す変数として妻(母親から見て任意の既婚の娘)の学歴を投入したモデル5では、妻学歴が高卒以下であることが母親が任意の既婚子と同居する確率を高めるといふ仮説4を支持する結果が見いだされる。もちろんこの変数は子ども全員の平均的学歴などを測定するものではなく、モデルに投入されない他の変数の効果である可能性は否定できないが、子どもが高学歴である場合に親との同居確率は低まるという、子どもの学歴の効果についての先行研究の知見と一致している。

さて、表2でも見たとおり、市部と郡部では子ども数および子どもの性別構成と同居割合との関連に差異が見られたため、分析2として、サンプルを回答者居住地が市部であるケースと郡部であるケースとに分割して、それぞれについてロジスティック回帰分析を行った。市部郡部の両方に同じ二つのモデルを適用したが、主として子ども数と子どもの性別構成の効果を検討するために、他の変数は同一にした上でモデル1では子ども数、モデル2では子どもの性別構成を投入して、両者を比較した。表4はその結果を示している。

表4から、市部と郡部とでは分析1で検討された諸変数の効果は異なっていることが分かる。市部については、母親年齢、母親の配偶状態、同居規範、妻学歴の諸変数についてはいずれも表3と同様の効果がみられるが、子ども数および子どもの性別構成はいずれも同居確率の上昇に対して有意な寄与を及ぼしていない。クロス表では関連が見られた子ども数が独立の効果を示していない理由を検討するために、市部ケースについて母親年齢69歳以下と70歳以上とに分割して別々に解析を行ったところ（表は掲示せず）、子ども数の効果は69歳以下の相対的に若い年齢層においては有意であるが、70歳以上の高齢層においては有意ではなかった。このことから、子ども数の効果の有無は老親の年齢に依存しており、老親が相対的に若い層では子どもが多い方が同居の確率も増大するという「親族資源量の効果」が見られるのに対して、高齢の層では子ども数とは関係なく同居が選択されているという可能性が示唆される（ただし、こうした結果が加齢の効果によるのかコーホートの効果によるのかは、この分析からは判断できない）。

それに対して郡部では、母親年齢については有意な効果が見られるが、母親配偶状態の効果は有意ではなく、郡部では親の配偶状態と既婚子との同居との関連が小さいことを示唆している。同居規範の効果も市部のそれより小さい。子ども数は、クロス表における分布でも確認されたように有意な効果を持たないが、子どもの性別構成は、女子のみ、およ

表4 妻母親の「既婚子との同居」を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果  
(市部郡部別)

変数	市部 (N=2136)		郡部 (N=543)	
	モデル (Exp(b))			
	1	2	1	2
母親年齢	1.051***	1.050***	1.036*	1.041**
母親単身	1.593***	1.594***	1.330	1.313
子ども数	1.038		1.006	
子ども性別構成 (ref 男子1人)				
女子のみ		.940		1.802**
男子2人		1.055		1.807**
男子3人		1.341		1.126
同居規範	1.369***	1.365***	1.289*	1.293*
妻高卒以下	1.253*	1.251*	1.486	1.526*
モデル $\chi^2$ (a)	236.108	239.125	32.851	42.555
自由度	5	7	5	7

(a) 全てのモデル  $\chi^2$  は  $p < .001$ 水準で有意

\* $p < .05$  \*\* $p < .01$  \*\*\* $p < .001$

び男子2人であることが同居確率の上昇に寄与していることが分かる。同居規範や妻学歴を統制したモデルにおいて子ども性別構成が有意な寄与を及ぼす点は仮説を支持するが、クロス表でも見られたとおり、女子のみであることが男子1人である場合よりも同居確率を上昇させているのは、仮説では予想されなかった結果である。

これら個々の係数の解釈については、地域区分に用いられた変数に制約があること、および特に郡部では十分なケース数が確保できないことを踏まえれば、慎重であるべきだろう。ここでは、これら結果は、同居に影響を与える要因としての子どもの性別構成は市部よりも郡部において大きな規定力を有しているという仮説9を支持するものであることだけを確認しておこう。これは地域データによる岡村等（1995）の知見を全国データによって再確認する知見であるのと同時に、郡部においては男子の有無ではなく男子の数が2人以上であることが同居確率に影響を与えているという可能性も示唆する知見である。もちろん、こうした知見が他のデータによっても支持されるものであるかどうかは今後の分析が必要である。

## V 結論と展望

用いることのできる変数の制約のため、本稿の分析では理論的に重要な論点を十全に考慮できたわけではなく、ごく限られた範囲の仮説を検証したに過ぎない。しかしながら、従来の国内の研究でほとんど指摘されてこなかった「子どもの性別構成」が老親と成人子との同居に及ぼす影響について、一定の知見を得たと考えられる。

本稿での主要な発見として、先行研究の知見に関連して（岡村[等] 1995）、子ども数および子どもの性別構成が、老親と成人子との同居に与える影響は市部と郡部とで異なることを全国データを用いて確認したことが挙げられる（仮説8、9）。子ども数の効果は、市部の相対的に若い高齢者において見られることも示唆された（仮説7）。高齢者福祉政策の策定や実施においては地域の実情に見合ったきめ細かな施策が必要とされるが、高齢者の居住形態を規定する要因についてのこうした知見は、そうした施策が考慮すべき一つの要素であると考えられよう。また、本稿では細かな検討は果たし得なかったが、既婚子との同居を規定する諸要因の効果は年齢層によって異なっている可能性も、本研究の市部居住ケースの分析のなかで示唆された。これらの結果は、都市に居住する相対的に若い高齢者層において、新しい同居慣行が生じているとする既存の知見を、一定程度裏書きするものと解釈できるかもしれない。

本稿で検討した他の仮説について、結果をまとめておこう。親のニーズのなかで、既婚子と同居する確率を高める要因として、母親の加齢、配偶状態の効果を確認した（仮説1、2）。母親の健康状態については、尺度の妥当性の問題などから影響力が見られなかった。同居規範と関連のある変数では、回答者世帯の妻の学歴が低いこと、回答者が親と息子の同居を支持する程度が強いこと、回答者居住地の人口規模が小さいことが、同居の確率を高める要因として確認された（仮説4、5、6）。親のニーズについては、既存の研究（高

山[等] 1996) を再確認する結果であり、我が国の老親・成人子同居を規定する要因としては、親側の要因が重要であることが確認された。同居規範に関する変数については、変数の制約のため、別のデータを用いた今後の研究が望まれるところである。

本稿が依拠した全国家庭動向調査が、老親と成人子の同居や相互作用の研究に対して有用なデータとなりうることは明らかである。我が国において、高齢化や少子化の進行のなかで、社会保障・社会福祉に関連する政策提言、およびその資料となるべき実証研究の必要がますます高まっている。全国家庭動向調査以外の全国データとの比較作業を含めて、本稿で検討した主題については今後も家族社会学、人口学からの実証的研究が必要であろう。

## 参考文献

- 安藤アルバート・山下道子・村山淳喜 (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』(経済企画庁経済研究所) 第101号, pp.25-139.
- 藤崎宏子 (1998) 『高齢者・ネットワーク・家族』培風館.
- 廣嶋清志 (1991) 「近年における親との同居と結婚」『人口問題研究』第47号, pp.53-70.
- 廣嶋清志 (1990) 「子からみた親子の居住関係と移動」『人口問題研究』第46号, pp.16-33.
- 廣嶋清志 (1984) 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」『人口問題研究』第169号, pp.31-42.
- 加藤喜久子 (1988) 「親子同居の家族発達論的考察」『社会学評論』第39巻3号, pp.284-298.
- 経済企画庁国民生活局編 (1995) 『平成6年度国民生活選好度調査』大蔵省印刷局.
- 厚生省人口問題研究所編 (1996) 『現代日本の家族に関する意識と実態—第1回全国家庭動向調査(1993年)—』厚生統計協会.
- 黒須里見 (1998) 「加齢と世帯形成—高年齢層の職業経歴・所得・家族に関する分析—」岩井八郎編『1995年SSM調査シリーズ13 ジェンダーとライフコース』1995年SSM調査研究会, pp.113-130.
- 宮島洋 (1992) 『高齢化時代の社会経済学』岩波書店.
- 宮本みち子等 (1997) 『未婚化社会の親子関係』有斐閣.
- 森岡清美 (1993) 『現代家族変動論』ミネルヴァ書房.
- 直井道子 (1993) 『高齢者と家族』サイエンス社.
- 野口悠紀雄等 (1989) 「相続による世代間資産移転の構造」『季刊社会保障研究』第25巻2号, pp.136-144.
- 岡村清子等 (1995) 「子どもの性別構成と既婚子同居の関連」『老年社会科学』第16巻2号, pp.156-63.
- 嵯峨座晴夫 (1997) 『人口高齢化と高齢者』大蔵省印刷局.
- 坂井博通 (1997) 「成人子と女親の居住関係—成人子の兄弟姉妹構成を考慮して—」国立社会保障・

- 人口問題研究所『日本の人口変動の社会経済的モデルの開発に関する研究 II世帯変動に関する研究』, pp.49-62.
- 坂本佳鶴恵 (1990)「扶養規範の構造分析」『家族社会学研究』第2号, pp.57-69.
- 佐々井司 (1997)「同居子選好とその決定要因」国立社会保障・人口問題研究所『日本の人口変動の社会経済的モデルの開発に関する研究 II世帯変動に関する研究』, pp.34-48.
- 盛山和夫 (1993)「「核家族化」の日本的意味」直井優・盛山和夫・間々田孝夫編『日本社会の新潮流』東京大学出版会, pp.3-28.
- 清水浩昭 (1992)『高齢化社会と家族構造の地域性』時潮社.
- 杉岡直人 (1989)「家族規範パラダイムの再考」『家族社会学研究』第1号, pp.43-53.
- 田淵六郎 (1997)「NSFH データを用いた老親・成人子同居分析の可能性—先行研究の検討を中心に—」『家族構造の国際比較のための基礎的研究—公共利用マイクロデータの作成と活用—』(平成8年度文部省科学研究費重点領域研究成果報告書, 研究代表者 東京都立大学教授 石原邦雄) pp.120-129.
- 田淵六郎 (1998)「家族構造とエスニシティ: 拡大世帯形成を中心に」『人文学報』(東京都立大学) 第291号, pp.69-108.
- 高山憲之・有田富美子 (1996)『貯蓄と資産形成—家計資産のマイクロデータ分析—』岩波書店.
- 横山博子・古谷野亘 (1993)「老年期の家族に関する研究」『家族関係学』(日本家政学会) 第12号, pp.73-79.
- 湯沢雍彦・相馬多希子 (1978)「老親扶養と夫婦就労との関連性」『社会老年学』第9号, pp.81-86.
- Angel, R. and Tienda, M.(1982) “Determinants of Extended Household Structure: Cultural Pattern of Economic Need?”, *American Journal of Sociology*, Vol.87,No.6, pp.1360-1383.
- Aquilino, W. S.(1990) “The Likelihood of Parent-adult child coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics”, *Journal of Marriage and the Family*, Vol.52, pp.405-419.
- Bernheim, B. D. et al.(1985) “The Strategic Bequest Motive”, *Journal of Political Economy*, Vol.93,No.6, pp.1045-1076.
- Crimmins, E. and Ingegneri, D.(1990) “Interaction and Living Arrangements of Older Parents and Their Children: Past Trends, Present Determinants, Future Implications”, *Research on Aging*, Vol.12, pp.3-25.
- DeMaris, A.(1992) *Logit Modeling: Practical Applications*, Newbury Park, Sage.
- Kojima, H.(1989) “Intergenerational Household Extension in Japan”, F. K. Goldscheider & C. Goldscheider (eds.), *Ethnicity and the New Family Economy*, Boulder, Westview Press, pp.163-184.
- Logan, J. R. et al.(1998) “Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements”, *Social Forces*, Vol 76,No.3, pp.851-882.
- Logan, J. & Spitze, G.(1996) *Family Ties: Enduring Relations Between Parents and Their Grown Children*, Philadelphia, Temple University Press.



- Martin, L. G. and Tsuya, N. O.(1991) "Interactions of Middle-Aged Japanese with Their Parents", *Population Studies*, Vol.45, pp.299-311.
- Morgan, S. P. and Hiroshima, K.(1983) "The Persistence of Extended Family Residence in Japan: Anachronism or Alternative Strategy?", *American Sociological Review*, Vol.48,No.2, pp.269-281.
- Morioka, Kiyomi(1995) "Generational Relations and Their Changes As They Affect the Status of Older People in Japan", Tamara K. Hareven (ed.), *Aging and Generational Relations over the Life Course*. Berlin, Walter de Gruyter, pp.511-525.
- Park, Keong-Suk.(1998) Geographic Proximity between Elderly Parents and their Children in the United States and Japan: Convergence of Individualism and Familism?, (Unpublished Ph. D. Thesis at Brown University).
- Piercy, K. W.(1998) "Theorizing About Family Caregiving: The Role of Responsibility", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.60, pp.109-118.
- Spitze, G. and Logan, J.(1990) "Sons, Daughters and Intergenerational Social Support", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.52, pp.420-430.
- Tsuya, N. O. and Martin, L. G.(1992) "Living Arrangements of Elderly Japanese and Attitudes Toward Inheritance", *Journal of Gerontology: social sciences*, Vol.47,No.2, pp.S45-54.
- Ward, R., Logan, J. and Spitze, G.(1992) "The Influence of Parent and Child Needs on Coresidence in Middle and Later Life", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.54, pp.209-221.
- Whyte, L.(1994) "Coresidence and Leaving Home: Young Adults and Their Parents", *Annual Review of Sociology*, Vol.20, pp.81-102.
- Wolf, D. A., Soldo, B. J. & Freedman, V. (1996). The Demography of Family Care for the Elderly. In T. K. Hareven (ed.), *Aging and Generational Relations: Life-Course and Cross-Cultural Perspectives*. New York, Aldine de Gruyter, pp.115-138.