

# 成人子と親の同居を規定する要因：NFRデータを用いた分析

田淵六郎

(名古屋大学大学院文学研究科)

Determinants of Parent-Adult Child Coresidence in Contemporary Japan

Rokuro Tabuchi

要約：近年の研究は高齢者の経済的属性と成人子との同居の関連を明らかにしてきたが、それらの研究のなかで後期親子間関係における親子の同居と関連する社会的要因が十分に解明されてきたとは言いがたい。本稿は、家族社会学の立場から、「家族についての全国調査」(NFR)データにより、親側と子ども側の双方に関する人口学および社会経済的変数を含むモデルを用いて、成人子と親の同居を規定する要因を分析する。

成人子のいるサンプル全体について、成人子との同居を規定する要因として、子ども側の配偶状態、子ども側の学歴といった要因が関連している。また、既婚子との同居について、子ども側の学歴が同居確率を低める効果を持つが、親が単身である場合にはその効果は見られない。本稿の知見は、既存研究で検討されてきた以外の社会的要因が、親と成人子との同居を決定する要因として作用していることを示唆する。

キーワード：同居、高齢者、親子関係

## 1. 研究の背景と目的

高齢化の進む現代社会において、高齢者の社会的な生活支援をどのように行っていくかは重要な政策的問題である。高齢者の生活保障という観点から、これまで多くの研究が高齢者の居住に注目してきたが、近年になり、たとえば高齢者が他の親族と同居するかどうかは高齢者を含む世帯の所得格差と関連することが指摘されるなど(寺崎 2000)、高齢期の世帯形成のありかたが、あらためて社会科学的研究の関心を集めている。

わが国の社会科学は、高齢者の世帯形成に関して、主として老親と既婚成人子との同居に焦点を当ててきたが、いわゆる晩婚化の進展によって、未婚のまま親と同居を続ける成人子の増加が注目されており、若年層の結婚行動における変化が、高齢者の居住状態にも影響を与えていくことが予想される。老親と既婚子との同居だけではなく、未婚子との同居についても、知見を深める必要が生じている。また、社会的サポートという観点からは、別居している親子間関係についての分析を行ううえでも、そうした関係を規定する要因である世帯形成行動についての知見を深める必要が高い。

以上のように、今日の後期親子関係における同別居について、未婚・既婚の子どもとその親との同居を規定する要因が何であるかを実証的に分析する必要性が高まっている。本稿は、家族社会学の立場から、「家族についての全国調査」個票データを用いて、現代日本に

おける成人子と親との同居を規定する要因を分析することを目的とするものである。

既存の個票データを用いた従来の研究では、特定の地域を対象としたものが多かったが、近年になって、老親と成人子との同居について、大規模な個票データを用いた研究が経済学者たちによって行われている（その一部は、拙稿(1998;近刊)に要約した）。

最も新しい研究では、舟岡・鮎沢(2000)は、経済学の立場から、平成4年の「国民生活基礎調査」個票を用いて、子ども夫婦との同居を被説明変数としたロジスティック回帰分析を試みている。彼らの研究は、高齢者サンプル全体についてだけでなく、大規模サンプルである同調査の利点を生かし、高齢単身者と高齢有配偶者、および年齢階級を分けて推定を行っていることに特徴がある。その結果によれば、投入された主たる説明変数とその符号は、高齢単身者について、年齢(+)、持家居住(+)、個人所得(-)、農業世帯(+ )であるが、年齢階級別の分析では、要介護、自営業世帯については年齢層ごとの符号が一定ではなく、高齢者の性別、大都市居住は有意ではなかった（農業、自営業は過去の職業として測定されている）。高齢者夫婦については、年齢(+)、持家居住(+)、夫婦所得(-)、農業(+)、自営業(+)、大都市居住(-)であり、要介護者の有無は有意でなかった。舟岡らの研究は、配偶者の有無、年齢層による差異を考慮しながら推定を行う必要を示唆している。

舟岡らの研究を始めとして、経済学の立場から近年行われてきた研究は、親である高齢者側の経済的要因と同居との関連に焦点を当てている（高山他 1996, 八代他 1997）。国民生活基礎調査個票を用いたこれら諸研究の主たる知見としては、老親側の所得が低いこと、親職業が農林自営であること、親側の加齢が同居を促進することが明らかにされたことが注目される。これらは、親側の経済的ニーズに対応して同居が選択されていることを示唆していると言えよう。こうした知見はもちろん重要であるが、社会学的関心からは、同居に関連する家族規範、社会規範が、同居とどのように関連するのかを分析することが重要であると考えられる。あいにく国民生活基礎調査はそうした要因を測定するための変数を含んでいないため、他の全国個票データを用いた社会学、家族人口学的な既存の研究について、分析結果を概観する必要がある。

西岡(2000)は、国立社会保障・人口問題研究所による1998年の「第2回全国家庭動向調査」個票を用いて、既婚子と親との同居を規定する要因を、夫の親との同居、妻の親との同居別に、ロジスティック回帰によって分析している。分析に投入された主たる説明変数と有意な係数を得た変数の符号（係数が有意である変数についてのみ示す）は、夫の親との同居について、妻の年齢(+)、親の年齢、夫のきょうだい構成（長男、または男子1人で+）、妻のきょうだい構成（長子でない長女で+）、夫の教育水準、妻の教育水準、世帯収入(-)、夫の職業が自営・農業(+)、妻の従業上の地位（フルタイムで+）、父親の職業、親の介護の要否、親の配偶者の有無、持家居住(+)、居住地域 DID(-)、地域類型（東北・北陸で+）、であった。サンプルサイズや年齢層の違いなどのため、直接比較することは困難であるが、同様の研究として、小川(1997)は、毎日新聞社による二つの全国調査（「女性の

労働・育児・介護に関する全国世論調査」(1993年)、「女性の労働と家族に関する全国世論調査」(1994年)のデータをプールしたものをを用いて、40-59歳の既婚男女が親と同居する要因についてロジット分析を行っている。投入された変数と有意な係数の符号は、夫の親との同居について、夫の年齢、妻の出生順位、夫が長男(+)、兄弟姉妹数(-)、父親の配偶者有無、妻親の配偶者有無、見合い結婚(+)、農村部居住(+)、父親が中卒以下の教育水準(+)、夫の教育水準、配偶者の教育水準、であった。ここで説明変数として投入された変数のうち、夫の教育水準が有意な係数を得ていないことは興味深い(なお、妻親との同居については、兄弟姉妹数が少ないことのみが同居確率を高める要因として、有意であった)。また、同じ「女性の労働と家族に関する全国世論調査」を用いて、リンドファスら(1998)は、25-60歳の成人子から見た親との同居を規定する要因をロジスティック回帰を用いて分析している。それによれば、息子とその親との同居については、息子の年齢(+)、息子が未婚子(+)、母親が死去(+)、きょうだい数(-)、大卒以上の教育水準(-)が同居を促進する要因である。総じて、これらの知見は、親や子の学歴、子ども数、子どものきょうだい構成といった変数が同居と関連していることを示唆している。

西岡らの研究は、子ども側からみた親との同居を規定する要因を考察しているが、本稿の分析は親側からみた同居を分析の対象とする。親側からみた同居規定要因を分析した先行研究として、上述した変数を取り入れたモデルによって推定を行ったものとして、小川(1997)による、同上のデータを用いて65歳以上の親回答者を対象にした分析がある(ただし同論文ではサンプルサイズや個々の係数は示されていない)。男女別に、年齢階層、婚姻状況、教育水準、現在居住地の4つを説明変数として投入したロジット分析では、有意な係数を示したのは教育水準のみであり、本人学歴が中学卒業以下である場合に子どもとの同居確率が高まる傾向が見られたとされる(小川1997:46)。なお、これ以外に、親側の教育水準が低い場合に同居確率が高まるとしている研究として、Tsuya and Martin(1992)、Park(1998)がある。

これらの分析で用いられてきた学歴という変数は、理論的には、同居規範および経済的要因の双方にかかわっていると考えられる。すなわち、同居規範との関連では、親側あるいは子側の教育水準の高さは、伝統的規範かつジェンダー規範としての同居規範に対する否定的な評価を強めたり、プライバシー観念を強めることを通じて、同居への規範的選好を弱めることが予想される(田淵1998)。また、経済的要因との関連については、高い教育水準は、他の社会的資源などへのアクセス可能性を高めることを通じて同居を通じた生活保障のニーズを低めるのみならず、職業上生じる地理的移動などを通じて、地理的近接や同居を困難にすると考えられる(Rindfuss and Kelly Raley 1998)。

学歴変数は、親側からみた子どもとの同居規定要因を分析した従来の研究においては、データの制約などのために親側の学歴のみを用いてきた。しかし、子ども側からみた同居規定要因の分析が示唆するように、子ども側の学歴も同居の選択に独自の影響を及ぼす可

可能性がある。任意の成人子との同居を被説明変数として、親側からみた同居規定要因を検討する場合、本来それぞれの子どもについて定義される学歴をどのようにして子ども側全体の属性として考えるかという測定上の問題が生じるとはいえ、親側学歴、子側学歴の双方を含むモデルによって同居を規定する要因を検討することは、重要な課題だと言える。既に筆者は「第1回全国家庭動向調査」個票を用いて、一人以上の既婚子を持つ高齢の母親からみた同居の規定要因について分析を試みたが、そこでも子ども側の学歴（回答者に当たる子どもの学歴）が母親と既婚子の同居に関連していることが示唆された（田淵1998）。

本稿では、こうした研究の延長上に、親側と子側の学歴を含め、子ども側、親側に関する情報が多いという利点を有するNFRデータを用いて、親側から見た同居の規定要因を分析する。以上の文献の検討を通じて、本稿では、まず、未婚子・既婚子を問わない任意の成人子との同居を規定する要因、および、任意の既婚成人子との同居を規定する要因を分析する。既婚子との同居と未婚子との同居とは相互に影響し合っていることが予想されるため、紙幅の都合もあり、本稿では未婚子との同居だけを被説明変数とした分析は行わない。

既存研究の検討を踏まえて、分析では、以下の仮説群を検討した。人口学的要因としては、まず、親の加齢、親の健康状態が悪いこと、子ども数が多いことは任意の成人子及び任意の既婚子との同居確率を高めることが予想される。また、子どもの性別構成は、男子がいることは任意の既婚子との同居確率を高めると考えられる。子どもの配偶状態については、既婚子がいることは任意の成人子との同居確率を低めること、未婚子がいることは任意の成人子との同居確率を高めるが、既婚子との同居確率は低めること、死別離別子がいることは、その子どもが親と同居するニーズを高めることが予想されるため、その子どもとの同居が促進されることを通じて任意の成人子との同居確率を高めるが、未婚子の存在が既婚子との同居確率を低めるのと同じく既婚子との同居確率は低めると予測される。社会経済的要因については、親の収入の低さ、持ち家であることは、成人子との同居確率を高めるだろう。ただし持ち家であることは、住居面積などと同様に、同居の結果とも解釈できるため、分析では統制変数として投入する。

さらに、同居規範にかかわる要因としては、親の教育水準の低さ、子どもの教育水準の低さは、同居確率を高めることが予想される。また、都市化の進んだ都市規模が大きい地域に住む場合に同居確率は低まること、同居の多い地域（ここでは東日本地域）に居住する場合同居確率は高まることが予想される。

これらの仮説について、既婚子との同居を被説明変数とする分析では、舟岡・鮎沢(2000)の知見を生かし、回答者の配偶状態別分析、親が60歳以上であるサブサンプルに限定した分析を別途行うことにする。なお、上記の先行研究の知見によれば、親の性別は同居確率に独自の影響を持たないことが予想されるが、分析では統制変数として投入する。

## 2. データと変数

データとして、1999年に実施された「家族についての全国調査」個票を用いる（調査詳細については、日本家族社会学会全国家族調査（NFR）研究会(2000)を参照）。分析対象および分析に用いる変数について述べる。

以下の分析は、親側からみた成人子との同居を規定する要因を分析する。大別して、2つの分析を行う。まず、未婚子、既婚子を含んだ成人子との同居を規定する要因を考察する(3-1.以下、分析1と呼ぶ)。次に、既婚成人子との同居を規定する要因を分析する(3-2.以下、分析2)。

分析1では、既存研究にならって成人子を19歳以上と定義し、19歳以上の健在の子どもを持つ親を対象とする。対象としたケースは、末子が19歳以上であるケース(N=3,503、ただし分析に用いた変数について欠損値を含むケースを除外した結果、N=3,388)である（なお、長子が19歳以上ケースについても同様の結果を得ているが、本稿の分析は末子19歳以上ケースに限定した）。なお、データの制約上、子どもの年齢や性別の情報は上位5名までの情報しか得られないが、子どもが6人以上のケースはサンプルの0.4%であるため、結果にはほとんど影響していないと判断した。

分析1は任意の成人子との同居を分析対象とする。被説明変数は世帯員に成人子を含む場合に同居、それ以外を別居とするダミー変数である。説明変数は、親側（回答者本人）の属性について、性別（ダミー）、年齢、配偶者有無（ダミー）、健康状態（ダミー、「たいへん悪い」「やや悪い」=1、それ以外=0）、学歴（中学卒業以下／高校／各種専門学校＋短大・高専／大学以上のダミー）、職業（ダミー、「自営・農林漁業」=1、それ以外=0）、親の収入（1=100万円未満～9=1500万円以上。配偶者がいる場合は配偶者の収入を合算）、住居形態（ダミー、「一戸建て持ち家居住」=1、それ以外=0）を用いた（注1）。また、親の居住する地域の属性として、都市規模（4区分、ただし回帰では13大都市または人口10万以上都市居住=1のダミー）、東日本居住（ダミー、「長野以东の東日本」=1）を用いた。

子ども側の属性については、健在の子ども数（実人数、ただし5人以上は5）、子どもの性別構成（ダミー変数、表1を参照）、既婚子有り（ダミー）、未婚子有り（ダミー）、死別・離別した子ども有り（ダミー）、子どもの学歴を用いた。

子どもの学歴については、子どもの平均的な学歴を測定するために、健在の子ども上位3人について得られる子どもの学歴の情報を用いて、各子どもについてカテゴリに対応する教育年数を与え（例：中学校卒業=9）、算出した子どもの平均教育年数を再び1から5のカテゴリ化した変数を用いた。それぞれ、1は平均教育年数が12年未満（=高卒未満を含む）、2は12年、3は12年より長く14年以下、4は14年より長く16年未満、5は16年（全員が大学以上）を意味する（回帰分析では階級値ではなく1～5の点数を投入した）。

分析2では、成人既婚子との同居を規定する要因を分析するため、末子が19歳以上で

あるケースのなかで、1人以上の健在の既婚子を持つ親を対象とした (N=2,645、ただし分析に用いた変数について欠損値を含むケースを除外した結果、N=2,482)。被説明変数は、世帯内に子どもの配偶者がいるかどうかであり、いる場合に同居、それ以外を別居とした。説明変数は分析1と同様であるが、異なる部分は以下の本文中に記す。

分析1、分析2それぞれに用いた変数について、各変数の記述統計を示す(表1)。なお、ケース数はそれぞれのロジスティック回帰において分析対象となったケース数である(分析2の60歳以上回答者のみに関する記述統計は省略)。

分析1における成人子との同居割合は約60%、分析2における既婚子との同居割合は約24%である。分析1と分析2における違いとして、既婚子がいるケースに限定した分析2においては、より高齢の層が多いことから、相対的に女性の割合が高いこと、教育水準が低いこと、収入が低いこと、未婚子のいる割合が低くなることが見てとれる。

表1 分析に使用した変数の記述統計

	分析1 (N=3,388)		分析2 (N=2,482)	
同居割合	成人子との同居 (うち既婚子同居)		既婚子との同居	
		59.8%		23.8%
性別				
男性		45.5%		43.1%
女性		55.5%		56.9%
年齢	レンジ	40-77	レンジ	44-77
	平均	61.6 SD 8.4	平均	64.1 SD 7.6
配偶者有無(有り)		85.7%		84.2%
健康状態(たいへん悪い+やや悪い)		17.6%		19.1%
学歴				
中学		40.0%		46.7%
高校		42.0%		39.2%
専門学校、短大、高専		9.4%		8.6%
大学以上		8.6%		5.4%
職業(農林+自営の%)		19.9%		22.3%
収入(1=100万未満~9=1500万以上)	レンジ	1-9	レンジ	1-9
	平均	3.88 SD 1.94	平均	3.53 SD 1.79
住居(一戸建て持ち家)		81.6%		83.6%
子ども数(1=1人~4=4人以上)	レンジ	1-4	レンジ	1-4
	平均	2.19 SD .76	平均	2.3 SD .77
子どもの性別構成(子ども数と性別構成)				
一人っ子女子		6.7%		5.4%
一人っ子男子		8.8%		6.0%
二人以上女子のみ		14.8%		15.6%
二人以上男子1人		39.6%		41.5%
二人以上男子2人以上		30.1%		31.5%
既婚子有り		73.3%		-
未婚子有り		54.0%		37.2%
死別離別子有り		6.0%		8.2%
子どもの学歴 (1平均が義務教育未満~5大卒以上)	レンジ	1-5	レンジ	1-5
	平均	3.14 SD 1.15	平均	3.04 SD 1.14
都市規模				
13大都市		16.5%		15.2%
10万以上都市		36.2%		34.7%
10万未満都市		20.3%		20.8%
町村		27.0%		29.2%
居住地域(東日本居住)		48.0%		46.9%

### 3. 分析結果

#### (1) 成人子との同居を規定する要因

上記の変数を用いてロジスティック回帰分析を行う前に、クロス表集計によって、各変

表2 成人子との同居割合に関するクロス表  
健在の末子が19歳以上(N=3,388)

	成人子が同居する割合 (%)	既婚子同居の割合 (%)	N
性別			
男性	57.1	15.0	1506
女性	61.9	19.4	1882
年齢			
40-49	77.5	2.9	240
50-59	69.1	7.0	1209
60-69	50.1	20.0	1209
70-77	54.4	35.2	730
配偶状態			
配偶者あり	58.2	15.3	2903
配偶者なし	69.3	30.5	485
健康状態			
やや悪い+大変悪い (上記以外)	59.1	16.7	597
(上記以外)	59.9	20.8	2791
学歴			
中学	61.1	26.6	1356
高校	60.6	13.7	1422
専門・短大	53.3	6.9	319
大学以上	56.7	4.5	291
職業			
農林、自営 (上記以外)	61.2	15.5	673
(上記以外)	59.4	25.4	2715
年収(万円)			
-299	62.5	32.1	816
300-499	53.1	19.2	942
500-899	61.8	10.7	982
900-	63.0	6.6	648
住居形態			
一戸建持家 (上記以外)	60.9	4.8	2765
(上記以外)	54.9	20.3	623
健在子ども人数			
1	53.4	15.6	526
2	58.2	14.5	1905
3	66.6	21.4	760
4-	65.5	35.0	197
子ども性別			
一人っ子女子	55.7	15.4	229
一人っ子男子	51.7	15.8	298
二人以上女子のみ	56.7	13.6	501
二人以上男子一人	60.0	16.9	1341
二人以上男子二人以上	64.2	21.0	1020
既婚子有無			
既婚子なし	81.8	-	906
既婚子あり	51.7	23.8	2482
未婚子有無			
未婚子なし	39.4	32.6	1558
未婚子あり	77.1	4.5	1830
死別離別子有無			
なし	59.5	17.6	3184
あり	64.7	15.2	204
子どもの学歴			
1(平均12年未満)	70.3	32.3	195
2(平均12年)	62.8	23.8	869
3(平均12-14年)	64.0	17.4	1175
4(平均14-16年)	56.3	8.8	556
5(平均16年以上)	46.7	11.3	593
都市規模			
13大都市	60.9	7.3	560
10万以上都市	59.7	13.8	1227
10万未満都市	60.1	22.1	687
町村	58.9	25.1	914
地域			
西日本	57.5	16.0	1762
東日本	62.2	19.0	1626

数と、成人子との同居割合との2変数間の関連を確認する(表2)。表2には、既婚子の同居割合(「子どもの配偶者の同居」により測定)を併せて掲載した(収入はカテゴリーを結合したものを示した)。

表2は、成人子の同居割合との関連が見られる変数と、見られない変数があることを示している。関連が見られる変数については、男性より女性のほうが、配偶者がいない場合に、一戸建て持ち家居住である場合に、子ども人数が多いほうが、既婚子がいない場合に、未婚者がいる場合に、死別・離別子がいる場合に、子どもの学歴が低い場合に、東日本に居住する場合に、同居割合は高い傾向が見られる。子どもの性別構成については、同じ一人っ子の場合女子のほうが同居割合が高いこと、子どもが2人以上の場合は男子の数に応じて同居割合が高くなる傾向がある。年齢、学歴、収入については、関連は見られるものの、線型の関連は見られず、例えば年齢については、60台を底とするU字型の関連が見られることがわかる。これに対して、健康状態、農林・自営業であること、都市規模と同居割合とは有意な関連が見られない。

この結果を、隣列に示した既婚子の同居割合の分布と比較してみると興味深い。年齢との関連をみると、加齢とともに既婚子がいる者の割合が増えるために、既婚子との同居割合は増大する。40台から

60 台にかけての成人子との同居割合の低下は、子どもの婚出やその他の離家を通じて未婚子との同居割合が低下することによって生じていると考えられる。職業についても、既婚子との同居との間には関連が見られる。子どもの人数については、子どもが 2 人以上の場合に既婚子との同居割合は増大している。親の学歴、年収については、学歴、年収が高い場合に、既婚子との同居割合が、より顕著に低下するという傾向が見られる（ただし年収については、既婚子と同居することの結果と考えられる面があるので、因果関係にかんする判断には慎重さを要するだろう）。

以上のクロス表における関連は 2 変数間の関連であるため、他の変数を統制したときの関連を示すものではない。そこで、各変数の独自の効果を分析するために、成人子との同居を被説明変数とする 2 項ロジスティック回帰分析を行った。その結果を表 3 に示す。クロス表で用いた変数のうち、年齢、都市規模は、安定した係数を推定するためにダミーとして投入した。また、事前の分析のなかで子どもの性別構成はダミーとして投入しても安定した有意な係数を得なかったため、表には掲示していない。

表3 成人子との同居を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果  
(健在の末子が19歳以上(N=3,388))

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
	B	B	B	B	B
性別(女性=1)	0.027				
年齢(59歳以下=1)	1.013 ***	1.046 ***	1.016 ***	0.495 ***	0.214 *
配偶者有無(なし=1)	0.684 ***	0.721 ***	0.666 ***	0.671 ***	0.752 ***
健康状態(悪い=1)	-0.001				
学歴 中学	0.196 *	0.157	0.011	0.067	0.169
高校(ref)	-	-	-	-	-
専門・短大	-0.380 **	-0.379 **	-0.313 *	-0.308 *	-0.413 **
大学以上	-0.084	-0.082	0.072	-0.274	-0.281
職業(農林・自営=1)	0.097				
収入	-0.013				
住居(一戸建て持ち家=1)	0.472 ***	0.420 ***	0.469 ***	0.608 ***	0.608 ***
子ども数		0.297 ***	0.261 ***	0.431 ***	0.180 **
既婚子ダミー(あり=1)				-1.728 ***	
未婚子ダミー(あり=1)					1.917 ***
死離別子ダミー(あり=1)				0.437 **	0.672 ***
子どもの学歴			-0.195 ***	-0.241 ***	-0.249 ***
都市規模 13大都市,10万以上都市	0.118				
10万未満都市,町村(ref)	-				
居住地域(東日本=1)	0.229 **	0.256 ***	0.243 **	0.213 **	0.172 **
(定数)	-0.683	-1.257	-0.534	0.662	-0.982
Model Chi Square (df)	220.69(12) ***	254.34(8) ***	284.02(9) ***	549.73(11) ***	740.66(11) ***

(\* p < .05. \*\* p < .01. \*\*\* p < .001)

表3のモデル1は、親側の属性と居住地域の属性を投入したモデルである。健康状態、職業、収入、都市規模は、表2からも予想されたように、係数は有意でない。また、性別も年齢を統制したこのモデルでは有意でない。その他の変数については、年齢が 59 歳以下、配偶者なし、持ち家居住、東日本居住の場合に成人子との同居確率が高まる。学歴については、高校卒を基準カテゴリとした場合に、中学卒である場合に同居確率は高まるが、専門・短大卒の場合に低くなる。これに対して、大学卒以上について係数は有意でないことの意味は解釈しにくい。

モデル2では、モデル1で有意な係数を得なかった変数を除去し、子ども側属性である健在子ども数を投入した。子ども数は他のモデルでも一貫して有意な係数を示しており、

子ども数が多い場合、同居可能な子どもという人口資源が増えることを通じて親が任意の成人子と同居する確率が高まるという、人口学的関係が存在することが示唆される。なお、モデル2～5では、親側の学歴について、符号は一定しているものの、中学卒ダミーの係数は有意でなくなっている。モデル3は、モデル2に子どもの学歴を加えたものである。モデル3においても他のモデルにおいても、子どもの学歴は有意な係数を示しており、子どもの平均的な学歴が高いほど成人子との同居確率は低くなるという関連を見てとることができる。

モデル4、5では、子ども側属性のなかでも、成人子との同居についてもっとも直接的な規定力を持つと考えられる、子どもの配偶状態（既婚子、未婚子、死別離別経験子の有無）を投入した（既婚子ダミーと未婚子ダミーは相関が高く係数が不安定になるため、別のモデルとして投入している）。どちらでもモデルの適合度は大幅に上昇しており、特に未婚子ダミーを投入したモデル5ではその幅は大きい。また、どちらにおいても既婚子、未婚子のダミー変数は極めて大きな係数を示している。すなわち、既婚子がいる場合に親が任意の成人子と同居する確率は低くなり、未婚子がいる場合には高くなる。この分析の被説明変数である任意の成人子との同居が、主として未婚子との同居によって構成されている以上、このことは当然ではあるものの、これらの変数が成人子と親との同居行動を予測する最も重要な要因であることが明らかである。また、死別離別子がいる場合に同居確率は高まっていることは、子ども側のニーズによる同居の選択がなされているという、米国の先行研究でも指摘されてきた同居メカニズムが日本においても成立している可能性を示唆しており、興味深い。

モデル4、5において、子どもの学歴の効果は一貫して有意な係数を示しており、子どもの教育水準が高いことは、同居確率を低める独自の効果を有していることが分かる。この結果については、仮説でも述べたように、子どもの学歴の高さは、就学にともなう地理的移動や、その後の就業にともなう地理的移動の頻度を高めることを通じて、親と成人子との同居確率を低める効果を及ぼしているものと判断できる。

以上では、親が任意の成人子と同居することの規定要因を分析した。続いて以下では、既存の家族社会学において主たる検討対象とされてきた、既婚子との同居を規定する要因について検討する。

## (2) 既婚子との同居を規定する要因

この節では、分析2として、親と既婚子との同居を規定する要因が何かを検討する。回帰分析に先立って、クロス表集計によって、各変数と、既婚子との同居割合との2変数間の関連を確認しよう（表4）。

表4から、男性より女性のほうが、年齢が高いほうが、配偶者がいないほうが、親学歴が低いほうが、農林・自営職である場合に、収入が低いほうが、持ち家である場合に、未

表4 既婚成人子との同居割合に関するクロス表  
既婚子あり、健在の末子が19歳以上(N=2,482)

	既婚子同居の割合 (%)	N
性別		
男性	21.1	1069
女性	25.8	1413
年齢		
40-49	11.9	59
50-59	12.8	663
60-69	22.9	1058
70-77	36.6	702
配偶状態		
配偶者あり	21.2	2089
配偶者なし	37.7	393
健康状態		
やや悪い+大変悪い (上記以外)	26.2 23.2	473 2009
学歴		
中学	31.1	1160
高校	20.0	974
専門・短大	10.3	213
大学以上	9.6	135
職業		
農林、自営 (上記以外)	30.9 21.8	554 1928
年収(万円)		
<299	36.5	717
300-499	23.0	787
500-899	16.1	653
900-	13.2	325
住居形態		
一戸建持家 (上記以外)	27.0 7.4	2075 407
健在子ども人数		
1	28.9	284
2	20.4	1356
3	25.1	649
4-	35.8	193
子ども性別		
一人っ子女子	26.1	134
一人っ子男子	31.3	150
二人以上女子のみ	17.6	386
二人以上男子一人	22.0	1030
二人以上男子二人以上	27.4	782
未婚子有無		
未婚子なし	32.6	1558
未婚子あり	4.5	1830
死別離別子有無		
なし	24.6	2278
あり	15.2	204
子どもの学歴		
1(平均12年未満)	35.8	176
2(平均12年)	30.8	671
3(平均12-14年)	23.4	877
4(平均14-16年)	12.3	398
5(平均16年以上)	18.6	360
都市規模		
13大都市	10.8	378
10万以上都市	19.6	862
10万未満都市	29.4	517
町村	31.6	725
地域		
西日本	21.4	1319
東日本	26.6	1163

婚子、死別離別子がいない場合に、都市規模が小さいほうが、東日本居住の場合に、同居割合は高い傾向が見られる。

子ども人数との関連は、子ども2人のときに同居割合が最低となるU字型の関連が見られる。また、子ども性別は、子どもが2人以上で女子のみである場合に低く、一人っ子男子である場合に最も高いという、意味を解釈しにくい結果が見られる。また、子どもの学歴については、高いほうが同居確率は低い傾向があるが、4と5の間で逆転していることに留意する必要がある。なお、カイ二乗検定で有意な関連が見られないのは健康状態だけであった。

分析1同様に、表4の結果を踏まえて、ロジスティック回帰分析を行った。投入した変数についてはほぼ表2と同様であるが、幾つかの変数について異なっている。年齢は表4で線型の関係が見られることを留意して、実年齢を投入した。親の学歴は、ケース数が少なくなることを考慮して専門学校以上を1カテゴリにまとめ、高校卒を参照カテゴリとする2つのダミー変数として投入した。また、子どもの学歴についても、14年以上を1カテゴリに結合したうえで変量として投入した(レンジ1-4、平均2.89、SD0.92、歪度-.332、尖度-.856)。子どもの人数については、事前に行った分析で有意な係数を得られなかったため、表には掲示していない。

表5に、総ケースについてロジスティック回帰分析を行った推定結果を示す。モデル1では、親側属性と地域属性を投入した。年齢(+)、配偶者なし(+)、中学卒(+)、専門学校以上卒(-)、収入(-)、持ち家居住(+)、10万以上都市居住(-)、東日本居住(+))が有意な係数(カッコ内は符号)を示した。

モデル2は、モデル1で係数が有意でない性別、健康状態、年齢を除去し、子どもの性別構成ダミーを投入した。「子ども2人以上で男子が

1人」ダミーについては係数が有意でないものの、符号は正であり、男子がいる場合に同居確率が上昇する傾向が見られる。

表5 既婚子との同居を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果  
(既婚子あり、健在の末子が19歳以上(N=2,392))

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	B	B	B	B
性別(女性=1)	0.161			
年齢	0.052 ***	0.048 ***	0.052 ***	0.027 **
配偶者有無(なし=1)	0.596 ***	0.615 ***	0.595 ***	0.848 ***
健康状態(悪い=1)	0.074			
学歴 中学	0.249 *	0.271 *	0.110	0.111
高校(ref)	-	-	-	-
専門・短大・大学以上	-0.702 ***	0.733 ***	-0.640 **	-0.614 **
職業(農林・自営=1)	0.186			
収入	-0.086 *	-0.092 *	-0.062	
住居(一戸建て持ち家=1)	0.472 ***	1.538 ***	1.631 ***	1.682 ***
子ども性別 一人っ子女子		0.490	0.472	0.105
一人っ子男子		0.648 **	0.747 **	0.420
二人以上女子のみ(ref)		-	-	-
二人以上男子一人		0.145	0.182	0.292
二人以上男子二人以上		0.400 *	0.420 *	0.676 ***
未婚子ダミー(あり=1)				-1.563 ***
死離別子ダミー(あり=1)				-1.153 ***
子どもの学歴			-0.287 ***	-0.341 ***
都市規模 13大都市,10万以上都市	-0.463 ***	-0.477 ***	-0.438 ***	-0.380 ***
10万未満都市,町村(ref)	-	-	-	-
居住地域(東日本=1)	0.303 **	0.319 **	0.296 **	0.426 ***
(定数)	-5.849	-5.781	-5.306	-3.495
Model Chi Square (df)	329.66(11) ***	338.02(12) ***	360.1(13) ***	512.86(14) ***

(\* p < .05. \*\* p < .01. \*\*\* p < .001)

モデル3では、モデル2に子どもの学歴を追加した。係数は有意であり、子どもの教育水準が高い場合に同居確率が低下する関係がある。なお、子どもの学歴を投入したこのモデルでは、親学歴で中学卒のダミー、および収入は係数が有意でなくなった。

モデル4は、収入を除去したうえで、未婚子、死別離別子のダミーを投入したモデルである。分析1と同様に、これらを投入したモデルの適合度は大幅に向上しており、その他の変数を統制した場合において、未婚子または死別離別子がいる場合に、既婚子との同居割合は低下するという強い関連が観察される。このことは、既婚子との同居と、その他の配偶状態にある子ども(未婚子、死別離別子)との同居は、相互に排他的な関係にあることを意味しているが、理論的には、親が子どもと同居するニーズは既婚子との同居だけによって満たされるものではなく、未婚子などによって代替される可能性もあることを示唆しており、興味深い(ただしこうした仮説を直接検討することは本データからは不可能である)。

最後に、モデル4においても子どもの学歴は有意な係数を示していることを確認しよう。この点は、分析1と同様の結果である。なお、表には掲示していないが、親が60歳以上

に限定して同様の分析を行ったところ、有意な係数の符号は同じであった。

表6 既婚子との同居を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果  
(親60歳以上、既婚子あり、健在の末子が19歳以上)

	配偶者あり(N=1,439) 配偶者なし(N=321)	
	B	B
年齢	0.025	0.005
学歴 中学	0.284	0.132
高校(ref)	-	-
専門・短大・大学以上	-0.637 *	-0.815
住居(一戸建て持ち家=1)	1.428 ***	1.959 ***
子ども性別 一人っ子女子	0.254	0.172
一人っ子男子	0.444	0.299
二人以上女子のみ(ref)	-	-
二人以上男子一人	0.126	1.240 **
二人以上男子二人以上	0.730 ***	0.623
未婚子ダミー(あり=1)	-1.430 ***	-2.697 ***
死離別子ダミー(あり=1)	-1.216 ***	-1.449 ***
子どもの学歴	-0.353 ***	-0.233
都市規模 13大都市,10万以上都市	-0.474 ***	-0.365
10万未満都市,町村(ref)	-	-
居住地域(東日本=1)	0.472 **	0.480
(定数)	-3.169	-1.739
Model Chi Square (df)	252.32(13) ***	110.88(13) ***

(\* p < .05. \*\* p < .01. \*\*\* p < .001)

次に、上記の分析結果を踏まえて、高齢者と既婚成人子との同居を被説明変数として、親年齢が60歳以上のケースに限定し、配偶者がいるケースと配偶者がいないケースとにサンプルを分割して、別々にロジスティック回帰による推定を試みた。その結果を表6に示す。親の年齢が60-77歳層に限定されていることが影響していると思われるが、「配偶者あり」「配偶者なし」どちらの場合についても年齢の係数は有意でない(ただし「配偶者あり」ケースについては10%水準で有意)。

両者の間におけるもっとも興味深い違いは、子どもの学歴の効果が、「配偶者あり」ケースにおいては有意であるのに対して、「配偶者なし」ケースにおいては係数が50%以上小さく、有意でないことである。全ての年齢層を対象とした同様の分析においても同じことが観察されたことを踏まえると(表は掲示していない)、親に配偶者がいるか否かによって、親が既婚子と同居する確率に対する、子どもの学歴の効果は異なるということが出来る。なお、表には掲示しないが、70歳以上の層と60-69歳の層とに分割してロジスティック回帰の係数を推定したところ、配偶者有無において見られたような、子ども側学歴の効果の違いは観察されなかった。

この解釈として、親の配偶状態は、親と既婚子との同居が選択される上で決定的な条件を構成しており、親が夫婦ともに健在であるという条件のもとでは、子どもの教育水準が高いことが既婚子と親との同居を選択させにくくするのに対して、親が配偶者と死別しているという条件のもとでは、子どもの教育水準とは関係なく親との同居が選択されている

ということが考えられる。子どもの教育水準が「同居規範」あるいは同居志向に関連する変数として想定できることを踏まえれば、親の配偶状態はそうした同居志向の違いに基づく同居の選択の効果を打ち消すような強い文脈として作用しているということが示唆されるだろう。

#### 4. 考察

本分析で得られた結果を要約する。分析1では、成人子との同居を被説明変数とする分析を行い、子どもの配偶状態が大きな説明力を持つものの、子どもの学歴という変数が、同居に対して独自の有意な効果を及ぼしていることが示唆された。また、親側の属性に関する変数としては、職業や収入よりも親の学歴のほうが、同居の選択に関連していることが示された。また、年齢、配偶状態という親の属性、および持ち家居住や子ども数が同居の確率を高めるといふ、先行研究と一致する知見が確認された。

分析2では、既婚成人子との同居を被説明変数とする分析を行い、サンプル全体については、年齢、配偶状態という親の属性が効果を持つという既存研究と一致する知見を得た。さらに、子どもの学歴が有意な効果を持つが、その効果は親の配偶者がいない場合には有意ではないという独自の知見が示された。また、分析2においても、成人子の中に未婚子や死別離別子がいるかどうか（子どもの配偶状態）という変数が最も大きな影響を及ぼしていることが確認された。

先行研究の知見および仮説との関連で、これらの結果を考察すると、本分析の独自の知見として、親の経済的ニーズに関連する変数もある程度の影響を及ぼしていると考えられるものの、教育水準、とくに子ども側の教育水準という変数が、同居の選択と関連していることを示したことが挙げられる。既に述べたことと一部重複するが、既婚成人子との同居について、子ども側の教育水準と親の配偶状態との間に交互作用が見られたことから判断すれば、子ども側の教育水準が高いことによって成人子との同居確率が低くなるという関連の背後には、職業や就学にともなう地理的移動などの要因によって同居が妨げられているという因果メカニズムよりも、教育水準の高さが同居志向の弱まりと関連しているというメカニズムが推測される。

先行研究のなかで、前述の小川は、彼によるロジット分析のなかで親側学歴の効果が観察されたことをもとに、高学歴化が進行しつつある傾向のもとでは、「高齢者が子供と同居する確率は低下を続けることになりそうである」（小川 1997：47）と論じている。そうした傾向が存在することを否定するものではないが、本稿から導かれる主張は、これとは若干異なるニュアンスを帯びることになる。すなわち、親側の高学歴化及び子ども側の高学歴化は確かに同居を選択させにくくする要因として独自の効果を及ぼしている可能性はあるが、そうした効果は、特定の文脈あるいは条件のもとでは弱まる可能性があると考えられる。筆者は以前に、同居規範をはじめとする家族規範は、例外を許さない規則や厳

密に規定されたルールなどとは異なり、異なる利害を有する複数のアクターたちが、個別の文脈に対応しながらその意味を付与していく可変的なものであると記したことがあるが（田淵 1999）、そうした理論的文脈も踏まえれば、高学歴化や価値観の変動などに伴って同居規範は単線的に変化していくわけではないこと、ミクロの同居行動について、親と成人子とが同居することの意味付けがなされる過程を踏まえた詳細な考察が必要であると言わねばならないように思われる。

最後に展望を述べる。まず、本稿における分析は、データの制約から子どもの就学に伴う地理的移動に関する情報などは含んでいないなど、子ども側の教育水準を測定する方法論においてまだ改善の余地が大きいと言える。また、実際には、子ども側の教育水準が確定した後で既婚子などとの同居が選択されているわけではないことから、子ども側の教育水準が同居に影響するという因果関係を想定するにはやや無理がある。こうした難点を解決するためには、世帯形成に関連する要因がどのような時点で発生したかについての情報を含む動態データを用いた分析を行うことが望まれるだろう。

また、本稿の分析で用いた諸変数の間の因果関係は、実際には非常に複雑な相互関係を有しており、本稿の分析で想定されているモデルはきわめて単純化されたものに過ぎない。クロスセクショナルなデータを用いる場合であっても、例えばモデル構築において異なる推定方法を用いる可能性を検討することが必要であろうし、パネルデータを用いて、因果関係についてより明確な判断を可能とする推定を行う必要も示唆されるであろう。

既に記したように、親と成人子との同居は、経済的状況の変化や、若年世代の婚姻行動の変化がすすむなかで、社会学の研究において今後も重要な研究領域となっていくことは間違いないと思われる。世帯形成行動の変化は、高齢者に対する社会保障政策を始めとした施策に影響を与えるため、この領域について研究を深める重要性が減じることはないであろう。本稿で得られた知見も限られたものでしかないが、今後の研究の進展によって、新たな知見を積み重ねていくことが求められている。

## 注

注1 収入変数については、無回答ケースで収入が過小に評価されることを避けるため、本人または配偶者年収における欠損値を性別・5歳年齢階層別の最頻値で補った。ただし、分析1、分析2どちらも、欠損値を補正しない場合も結果が同様であることを確認している。

## 参考文献

Park, Keong-Suk. 1998. *Geographic Proximity between Elderly Parents and their Children in the United States and Japan: Convergence of Individualism and Familism?*, (Ph. D. Thesis at Brown University).

- Rindfuss, R. R. and Kelly Raley, R. 1999. Intergenerational Contact in the United States and Japan. In Karen Oppenheim Mason, N. O. Tsuya and M. K. Choe (Eds.) *The Changing Family in Comparative Perspective: Asia and the United States*(pp. 193-213). Honolulu: East-West Center.
- 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
- 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.
- 田淵六郎. 1998. 「老親・成人子同居の規定要因」『人口問題研究』54-3: 3-19.
- 田淵六郎. 1999. 「家族戦略と現代家族の変容」、庄司興吉編『共生社会の文化戦略：現代社会と社会理論：支柱としての家族・教育・意識・地域』、千葉：梓出版社、43-67.
- 田淵六郎、「老親・成人子同居の規定要因：日米比較を中心に」、『個票データを用いた家族構造の日米比較』（東京都立大学教授 石原邦雄編）、近刊
- 寺崎康博. 2000. 「成人同居に見る世帯の生活保障機能」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会.27-55.
- 西岡八郎 2000. 「既婚成人子と親との居住関係：子世代からみた規定要因について」第10回日本家族社会学会(2000年9月、東北学院大学) テーマセッション「日本における成人子と親との関係」における配布資料.
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰宏・山岸祐一・宮本正幸・五十嵐義明. 1997. 「高齢化の経済分析」『経済分析』151: 3-127.
- 小川直宏. 1997. 「人口変動からみた家族の生活保障機能の変容」八代尚宏編『高齢化社会の生活保障システム』東京大学出版会、35-61.
- 舟岡史雄・鮎沢光明. 2000. 「高齢者の同居の決定要因の分析—家族の生活状況と保障機能」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会、143-177.
- 日本家族社会学会全国家族調査(NFR)研究会. 2000. 『家族生活についての全国調査(NFR98) No.1』(非売品)、日本家族社会学会全国家族調査(NFR)研究会.

文部省科学研究費基盤研究 (A) : 10301010

家族生活についての全国調査 (NFR98) 報告書 No. 2-2

# 現代日本の親子関係

Parent-Child Relations in Contemporary Japan

渡辺秀樹編

2001年3月

日本家族社会学会  
全国家族調査 (NFR) 研究会