

# 高齢者による子との居住関係の選択とその規定要因 —同居・隣居・近居・遠居をめぐって—

中里英樹

(松阪大学)

Determinants of Living Arrangements of the Elderly and Proximity of Their Children

Hideki Nakazato

## 要約

本稿では、高齢者が子との間に結ぶ居住関係について、同居・隣居・近居・遠居という選択肢や、そのような関係にある子の性別や配偶関係など、できるかぎりの多様性に目を向けながら、そのような差異を生み出す要因についてクロス集計と多項ロジット分析を用いて考察する。明らかになったのは以下のような点である。人口学的要因が個々の高齢者の居住関係の選択肢を大きく規定していること。直系家族制規範への同調度を統制したうえでも、学歴と地域性は男女を通じて子との居住関係の選択に影響を持っていること、などである。

**キーワード** 居住形態、高齢者、多様性

## 1. はじめに

本稿は、高齢者がその子とどのような居住関係にあるかを概観し、そのありかたを規定する要因について考察する。日本の伝統的な形態と見なされ、少なくとも高度経済成長期以前に主要な価値観となっていた親子同居に関する研究には多くの蓄積があり、近年では同居の有無の規定要因についての研究も行われている。

一方で、高齢者を家族に組み込まれた存在としてではなく「個」として捉えることの必要性についても、近年しばしば指摘される場所である<sup>(1)</sup>。高齢者を個として捉える視点は、高齢者を対象として、彼らが家族・近隣・友人と主体的に結ぶネットワークを分析する研究に明確に表れている。このような立場から見ると、同居の有無に問題を限定することは、高齢者の多様なネットワークのありようを無視するという問題をはらむことになる。

とはいえ、現実には多くの高齢者のネットワークの重要な構成要素として家族があり、また近隣や友人などのネットワークのありようも、子どもとの居住関係と大きな関係を持つということは、高齢者のネットワークに関する研究の主要な知見の一つである。

そこで、本稿は、問題を高齢者と子との居住関係に限定しながらも、同居・隣居・近居・

遠居という選択肢や、そのような関係にある子の性別や配偶関係など、できるかぎりの多様性に目を向け、同時に、そのような差異を生み出す要因について考察していきたい。

## 2. 既存の研究からの知見

### (1) 高齢者の世帯構成および子の近接性とその規定要因

高齢者から見た子との同居率については、継続的に調査がなされてきている。ある全国統計によると、1960年に86.8%を占めていた同居率が、1994年には55.3%に下がっている。調査によって若干数値は異なるが、このような低下が見られることについては一致している。とはいえ北西ヨーロッパの国々やアメリカと比較すると、同居率の高さは際だっている（染谷, 1997, p.134-135より再引用）。総務庁長官官房老人対策室「老人の生活と意識に関する国際比較調査結果の概要」（1986年）から、同居子の性別や配偶関係を見ると、既婚の息子と同居する者が40.4%と高い割合を占め、既婚の娘と同居する者は10.2%、未婚の子と同居する者は16.0%で相対的に少ない。これと比べ他国（タイ・アメリカ・デンマーク・イタリア）では相対的に既婚の娘や未婚の子との同居率の高い（染谷, 1997, p.160）。ただし、この数値は、複数回答によるもので、相互排他的なカテゴリーではない。また男子の有無、未婚子の有無などを考慮に入れていないため、このデータから、未婚子より既婚子、女子より男子が好まれると断定することはできない。

では、居住形態の選択に影響を与える要因としてどのようなものがあるだろうか。高齢者の世帯構成の地域性について、伝統家族研究の蓄積をふまえて、清水浩昭を中心に精力的な取り組みがなされてきた。こうした研究においては、次のような地域差が指摘されている。大都市よりも規模の小さい都市、さらに郡部でより同居率が高い。また東日本で同居率が高く、西南日本で低いなどである（染谷, 1997, p.136）。

アメリカにおいては、全国レベルのミクロデータを用いて、高齢者と子との同別居や子との地理的距離のさまざまな規定要因について多変量解析を行った研究が多く見られる。Crimmins と Ingegneri (1990)は、健在子の数、とりわけ未婚子の存在と本人の機能的な障害が、子との同居の可能性を高めることを明らかにした。一方同居に限らない子の近接性の規定要因についても分析がなされてきている。近くに子が居住しているかどうかを規定する要因として、いくつかの研究で学歴の重要性が指摘されている（Lin & Rogerson, 1995, p.322, p.327; Clark & Wolf, 1992, p.87）。日本においても高学歴なものほど流出率が高いことを考えると（中村牧子, 1998）、親と子の学歴の相関が高い場合に、高学歴の者ほど子

が近くに住む可能性が低くなるかどうかは分析に値するだろう。

一方、日本の全国レベルのミクロデータを用いて上記のアメリカの諸研究と同様に高齢者と成人子の同居の規定要因の分析を行った研究も見られるようになった。田淵六郎(1999)は、1993年の「第1回全国家庭動向調査」を用いて、60歳以上の高齢者が既婚の子と同居するか否かを規定する要因をロジスティック回帰を用いて分析した。検討された説明変数は、高齢者の年齢、性別、配偶者の有無、健康状態、子どもの数、都市規模、居住地域(東日本と西日本)、農業従事世帯員の有無、自営業従事世帯員の有無である。このうち、高齢者が既婚子と同居する確率を高める有意な効果を持っていたのは、高齢者の加齢、女性であること、配偶者がいないこと、子どもの数の多さ、都市規模の小ささ、東日本に住んでいること、農業従事者、自営業従事者の存在であった。一方、健康状態には有意な効果は見られなかった。田淵(1998)はまた、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が市部と郡部で異なっていることも明らかにしている。

## (2)親子の居住関係の主体的選択

高齢者を個として捉える立場からは、彼らが居住形態に関して主体的な選択を行っているかどうか重要である。野々山久也は、特定の家族関係を重視する規範に拘束されず、各個人の選好動機に基づいて家族関係を選択する度合いの高まりを、「家族ライフスタイルの多様化」あるいは「家族のライフスタイル化」と呼び、そのような変化を捉えることの重要性を強調する(野々山久也, 1999)。高齢者の家族ライフスタイルの多様化は、必ずしも三世帯世帯の割合の減少のみで捉えられるものではなく、娘夫婦との同居や隣居など構造の多様化の形をとることがある。また構造的には同じでも、主体的選択によるものか、規範拘束的に強いられたものなのかの区別が重要になるという(p.175)。

同様の視点に立って「介護のライフスタイル」という概念を提唱する春日井典子は、介護のライフスタイルの多様化とは、介護の場、担当者、社会的介護サービスの受容度などが個々の家族によって異なることではなく、その家族において、介護のあり方が規範によって固定的になっていないことを指すという。すなわちある一時点で同じ介護のありかたを示しているとしても、「要介護者の病状の変化や介護者の要求に応じて、家族成員間の共同選択メカニズムにより介護体制の見直しが随時はかられている」かどうかの違いが重要だというのである(p.112)。

以上のような先行研究の知見をふまえながら、以下では1998年全国家族調査(NFR)

データを用いて、高齢者の立場から見た子との居住関係の多様なあり方と、選択の規定要因を検討していく。

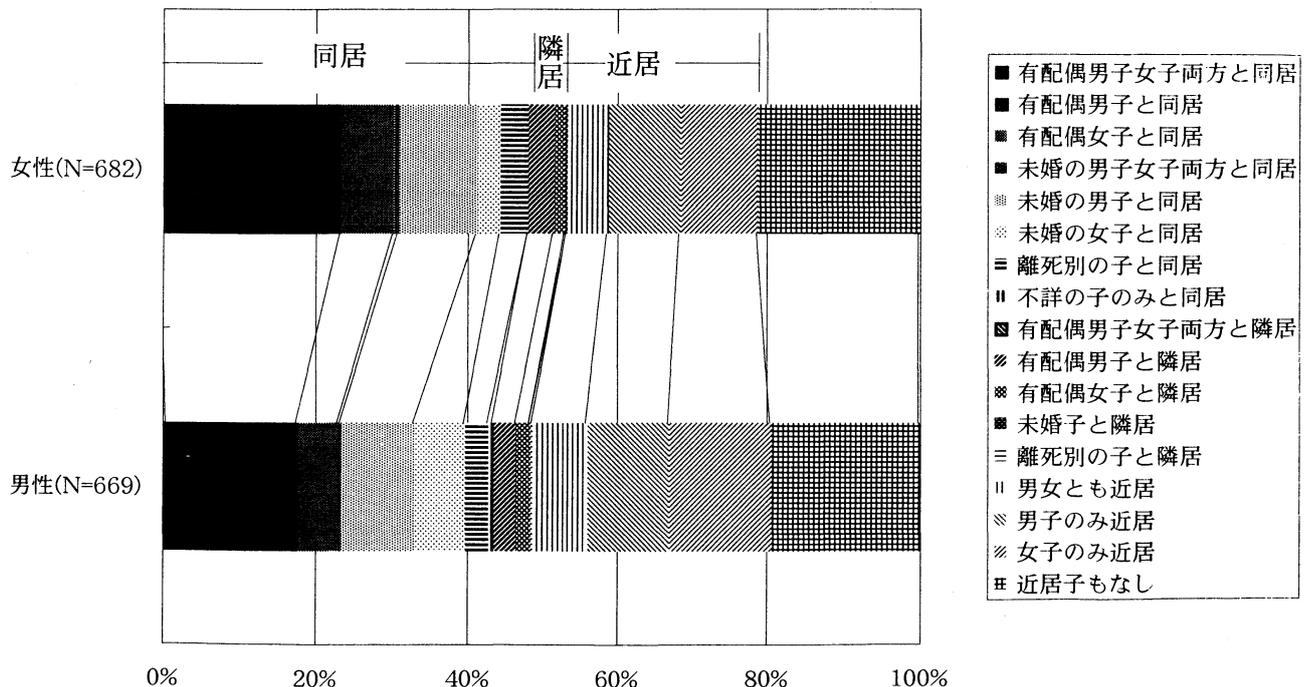
### 3. 老親と子との居住関係の概要と人口学的制約

#### (1) 居住関係の全体像

図1は、男女別に様々な居住関係の比率を見たものである。本稿で用いる居住関係のカテゴリーは、対象となる高齢者と個々の子との関係のすべての組み合わせではなく、高齢者個人を分析単位として、少なくとも一人の子がその状態にあるかどうかによって区分されている。複数の子が異なる居住関係にある場合には、同居・隣居（となり・同じ敷地内）・近居（歩いていけるところ+片道1時間未満のところ）・近居子もなしの順に優先される。すなわち、同居子と隣居子がいる場合は、「同居子あり」となり、隣居子と近居子がいる場合には「隣居子あり」ということになる。これらの居住関係が同一の子同士の間では、有配偶子・未婚子・離死別の子の順に優先される。したがってすべてが同居している場合には「有配偶子と同居」となる。こうして、高齢者はカテゴリーのどれか一つだけに必ず含まれることになる<sup>(2)</sup>。配偶関係や居住場所の情報が得られるのは現在生きている1番目から3番目までの子であるから、ここでは対象を健在の子が3人以下の対象者に限定した<sup>(3)</sup>。ただし、健在子のいない者も含んでいる。

男女両方の子との同居・隣居は非常に少ない。最も多いのは有配偶男子との同居である。

図1 高齢者から見た子との居住関係  
(対象は健在子が3人以下の者のみ(健在子のない者を含む))



とはいえ割合としては、女性で2割強、男性で2割弱にとどまる。近年好まれる傾向にあるといわれる娘夫婦との同居（有配偶女子との同居）が男性で5%ほど、女子で7%ほどある。さらに未婚子との同居は15%前後あり、重要なカテゴリーを形成している。男女を比較すると、女性の方が有配偶子との同居が多く、未婚女子との同居は僅かであるが男の方が多。女性の方が子との同居率が高いのは、（後に確認する必要があるが）夫婦の一方が亡くなった場合に子と同居する傾向がある場合に、夫婦の年齢差と寿命の差によって配偶者を先に亡くす可能性の高い女性の同居率が高まるという事情によるものであろう。また、男性の方で未婚女子との同居率が高いのは同じ年齢層の男女を比較すると、女性の方が年齢が高い子を持っていることが影響しているものと思われる。

隣居は住環境の制約があるため、男子・女子あわせても4%ほどであるが、無視できるカテゴリーではないだろう。隣居子の性別・配偶関係を見ると、有配偶の男子が最も多い。同居隣居という形はとらない場合でも、多くの高齢者は片道1時間の近距離に子どもが住んでいることが分かる。この範囲に子を持たないものは15%程度である。

長男相続の直系家族制において優勢となるはずの有配偶男子との同居が圧倒的な多数を占めるわけではなく、このような多様な幅を持っているのは、高齢者あるいは子の側の主体的な選択の結果なのであろうか。何をもちて主体的選択と見なすかは非常に難しい問題であるが、有配偶男子を持たない者にとって、「有配偶男子との同居」は選択不可能であることは明らかである。そこで次に、子（男女別）の有無および子の配偶関係という人口学的な要因を統制することで、現実に表れている居住形態がどの程度「選択」された結果なのかを考察していくことにしよう。

## (2) 居住関係を規定する人口学的要因

表1は様々な人口学的条件の下で居住関係がどのように異なるかを見たものである。ここでは、分析を単純化するために、男女を合わせたサンプルを用いた。また子の配偶関係や居住場所についての情報が第3子までしか得られないため、健在の子の数が3人以下の者に対象を限定している。

第1列の統制なしの場合は、子のいない高齢者を含んでおり、彼らはすべて「近居子もなし」（20.4%）の中に入ることになる。そこで、健在子が少なくとも1人以上いるという限定をつけると、近居子のない者は15%程度に下がる。とはいえ、健在子を持たないものは全体の1割未満にとどまるため、居住関係の割合には全体として大きな差異は見ら

れない。

1人の子が健在である者に限定した場合でも有配偶男子との同居は2割ほどにすぎない。有配偶女子との同居も7%ほどあり、未婚子との同居は約16%で、有配偶男子と近い割合を占める。これらは選択によるものなのだろうか。

表1 人口学的要因を統制した場合の子との居住関係

	統制なし	健在子が 人以上	有配偶男子あり		有配偶男子なし		
			有配偶女子あり	有配偶女子あり 未婚子あり	有配偶女子あり 未婚子あり	有配偶女子あり 未婚子なし	
1.有配偶男子女子両方と同居	0.4	0.4	1.9	0.0	-	-	-
2.有配偶男子と同居	20.1	21.5	28.2	8.6	-	-	-
3.有配偶女子と同居	6.4	6.8	2.3	2.9	15.3	5.8	27.5
4.未婚の男子女子両方と同居	0.5	0.6	0.0	0.0	1.5	1.7	-
5.未婚の男子と同居	10.0	10.7	2.8	57.1	19.8	41.7	-
6.未婚の女子と同居	4.7	5.1	1.4	11.4	9.2	17.5	-
7.離死別の子と同居	3.3	3.6	0.0	0.0	5.9	0.8	7.0
8.不詳の子のみと同居	0.4	0.5	0.0	0.0	1.1	0.0	0.4
同居計(再掲)	45.8	49.1	36.6	80.0	52.7	67.5	34.9
10.有配偶男子と隣居	3.3	3.5	5.6	2.9	-	-	-
11.有配偶女子と隣居	1.6	1.7	1.9	0.0	3.3	2.5	5.2
12.未婚子のみと隣居	0.1	0.1	0.0	2.9	0.0	0.0	-
13.離死別の子と隣居	0.2	0.2	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0
隣居計(再掲)	5.1	5.5	7.4	5.7	3.5	2.5	5.2
16.男女とも近居	6.4	6.9	19.4	2.9	2.2	7.5	0.4
14.男子のみ近居	10.4	11.1	8.8	8.6	1.3	0.8	0.0
15.女子のみ近居	11.9	12.8	13.0	2.9	24.4	10.8	41.5
近居計(再掲)	28.7	30.8	41.2	14.3	27.9	19.2	41.9
0.近居子もなし	20.4	14.7	14.8	0.0	15.9	10.8	17.9
合計(実数)	100 (1351)	100 (1261)	100 (216)	100 (35)	100 (459)	100 (120)	100 (229)

注1 対象は健在の子が3人以下の65歳以上の者

注2 - は当該の制約下で、選択不可能な居住関係

### (a) 有配偶男子がいる場合

まず、有配偶男子と有配偶女子のいずれとの同居を選ぶ割合が高いかを見るために、有配偶男子・有配偶女子両方を持つ高齢者に対象を限定した。この両方を選べる条件下にある者のなかでは、3割近くが有配偶男子との同居を選び、有配偶女子との同居は2.3%と、条件をつけなかった場合に比べて差が広がっている。同時に、未婚子との同居も減少して、

「男女とも近居」の割合が増大している。未婚子との同居が少なくなっているのは、選択をしないというよりは、そもそも有配偶の男女の子をもっている人たちは、未婚子のいる確率が低いからだと見てよいだろう。事実、有配偶男女・未婚の子を選べる状況にある者のなかでは（35人という小さいサンプルではあるが）、未婚子との同居を選ぶ者が半数以上いる。

#### (b) 有配偶男子がいない場合

では有配偶の男子がいない場合はどうであろうか。この場合は息子夫婦との同居は不可能である。娘夫婦との同居を選択する者が多くなるのであろうか。表を結果を見てみると、最も多いのは、「女子のみ近居」（24.4%）で、「有配偶女子と同居」は「未婚男子と同居」より少ない。しかし、有配偶女子がいる率と未婚男子のいる率もまた等しくはないので、この割合が人口学的制約によるものか、あるいはそれ以外の要因や選択によるのかは明らかではない。そこで有配偶女子と未婚男子の両方を持つ場合を見ると、「未婚の男子と同居」の約4割に対して「有配偶女子と同居」は5.8%で、未婚の男子との同居を選んでいる割合が圧倒的に高い。一方、未婚男子がいない場合は、有配偶女子との同居が三割近くという高い割合になるが、それ以上に「女子のみ近居」が4割以上と多い。

ここで同居率の合計に目を移すと、未婚子がいるかどうか全体としての同居率を左右し、有配偶男子がいるか有配偶女子がいるかは、全体としての同居率に影響していないことがうかがえる。すなわち、子どもが結婚すると同居の可能性は低くなるが、有配偶子との同居を選ぶ場合には、男子がいる場合は男子を選ぶものの、有配偶女子しかいない場合は、女子との同居も特に避けられる度合いが高いわけではないのである。

こうしてみると、人口学的に同居が可能な条件が整っていても、特に子どもが有配偶の場合には、同居を選ぶものと、隣居や近居を選ぶものとの割合が拮抗していることがうかがえる。では、人口学的条件以外に、どのような条件が居住関係の選択に影響を与えているのだろうか。

## 4. 制約と選択

### (1) 方法および変数の概要

様々な要因を同時に考慮し、かつ多様な居住関係の間の選択にどのような影響を及ぼしているかを判断するには、他の要因を統制したうえで当該要因の影響をはかることのできる多変量のモデルが必要になる。直接には居住関係と関係のない変数が、他の媒介変数に

影響を与えることで、居住関係と見かけ上の相関を示していることがありえる。例えば、年齢は自分自身の配偶関係や健康状態と強く関連するために、居住関係と見かけ上の相関を示すことがある。一方、直接の影響がありながら、他の変数の媒介によって、相関が見えなくなっていることもありえる。例えば、農業に従事する高齢者に同居を選ぶ傾向が強い場合でも、農山村部に地域に子世代の就業の条件が整わないために、農業従事者の同居率を取り立てて高くない、などということがあるのである。これまで同居の有無を規定する要因の分析には、「同居しているかしていないか」という2者択一を従属変数とする、ロジスティック回帰による多変量モデルが用いられてきた。しかし、本稿の目的が同居以外のさまざまな可能性を含んだ選択の概要とその規定要因を明らかにすることにあるため、ここでは3つ以上のカテゴリーを含む従属変数を扱うことのできる多項ロジット分析を用いる<sup>(4)</sup>。

とはいえ、前節までに用いた居住関係のカテゴリーすべてをモデルに入れると、それぞれのカテゴリーのサンプル数が少なくなり、また結果の解釈も複雑になるので、従属変数としては同居・隣居・近居・遠居の4区分のみを扱い、子どもの性別や配偶関係は、独立変数として扱い、それが上記4区分の間の選択と関連を持つかどうかを見ることにしたい。また、特に配偶者との同居の有無など、変数によっては男女の間で異なる影響を持つ可能性があるので、男女ごとに分析をおこなった。

独立変数は表2の通りである。既に見た既存の研究をふまえて、同居率や子どもの近接性に影響を及ぼすと考えられる項目を取り上げた。

地域区分としては人口問題研究所「家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査」(昭和60年)の結果に関する清水浩昭の考察によって示された核家族志向の地域差を参考にした(清水,1992, p.108)。

すなわち、1.北海道、2.東北(青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島)、3.関東Ⅰ(埼玉、千葉、東京、神奈川)、4.関東Ⅱ(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)、5.北陸(新潟、富山、石川、福井)、6.東海(岐阜、静岡、愛知、三重)、7.近畿Ⅰ(京都、大阪、兵庫)、8.近畿Ⅱ(滋賀県、奈良県、和歌山県)、9.中国(鳥取、島根、岡山、広島、山口)、10.四国(徳島、香川、愛媛、高知)、11.北九州(福岡、佐賀、長崎、大分)、12.南九州(熊本、宮崎、鹿児島、沖縄)のうち、3. 関東Ⅰおよび4. 近畿Ⅰを大都市圏地域を表す「首都圏・関西圏」とし、10~12の四国・九州を「西南日本」、残りをその他の地域とした。同調査の結果によると、大都市圏と西南日本においては意識の上で核家族志向が非核家族志向を上回

表2 独立変数の概要

変数区分	変数名	値	カテゴリー	カテゴリー	カテゴリー
				毎の比率 (男性 N=564)	毎の比率 (女性 N=446)
年齢	70歳以上	0	65-69	50.7	45.3
		1	70-	49.3	54.7
配偶関係	配偶者と同居	0	なし	7.1	37.2
		1	あり	92.9	62.8
健康	健康	1	良好	63.5	54.0
		2	どちらともいえない	16.0	19.7
		3	悪い	20.6	26.2
地域	首都圏・関西圏	1	首都圏・関西圏	31.4	28.0
	西南日本	1	西南日本(九州・四国)	16.0	16.1
	(参照カテゴリー)	上記二つの変数が0	上記以外の地域(北海道・東北・関東・近畿・中国)	52.7	55.8
地区規模	地区規模	1	13大都市	18.8	14.1
		2	10万人以上の市	35.8	34.8
		3	10万人未満の市	19.9	21.3
		4	町村	25.5	29.8
学歴	中等教育	1	旧制高等女学校・新制中学校以上	30.9	40.6
	高等教育	1	新制各種専門学校・旧制高等学校以上	21.1	5.8
	(参照カテゴリー)	上記二つの変数が0	旧制小学校・新制中学校	48.1	53.6
職業	自営	0	自営以外	73.9	70.9
		1	自営	26.1	29.2
	農林水産業	0	農林水産業以外	88.5	87.2
		1	農林水産業	11.5	12.8
人口学的要因	健在男子あり	0	なし	24.7	22.7
		1	あり	75.4	77.4
	未婚子あり	0	なし	71.1	76.2
		1	あり	28.9	23.8
規範同調度	長男同居規範	0	そう思わない	46.1	50.0
		1	そう思う(「親の面倒を見るのは長男の義務である」)	53.9	50.0
	子による同居扶養規範	0	そう思わない	30.7	32.1
		1	そう思う(「親が年をとって、自分たちだけでは暮らしていけなくなったら、子どもは親と同居すべきだ」)	69.3	67.9

っているという。

職業分類は現在の仕事または過去についていた主な仕事についての回答である。「自営業」は、役員や被雇用者に対する、自営業主、自由業者、自営業の家族従業者(農業なども含む)を指し、職種を尋ねているわけではない。したがって小売店主などだけでなく、農林漁業の家族経営も含まれる。これに対し変数「農林水産業」は、職種についての回答によるものである。

このような諸変数が子との居住関係に対してどのような影響を持つかについて、以下で多項ロジット分析を行っていく。

## (2)多項ロジット分析

まず、健在子の性別や配偶関係を統制しないモデル1を見た上で、これらを統制したモデル2と比較する。最後に、これらの要因が、直系家族制的な規範に影響を与えることを通じて居住関係に影響を与えているのか、あるいはそれとは独立に影響を与えているのかを判断するために、規範への同調度を統制したモデル3を提示する。

表3と表4はそれぞれ男性・女性を対象とする多項ロジット分析によって推計された相対危険率からなっている。

隣居、近居、遠居ごとに、すべての変数の相対危険率が示されているが、これはすべて同居を基本カテゴリーとする値である。すなわち隣居の場合でいえば、各変数の相対危険率は、その変数の値の違い（例えば、70歳未満に対して、70歳以上の対象者）が、同居を選ぶ確率に対して隣居を選ぶ確率をどれだけの割合で高めるかを示している。一般的に用いられる係数と異なりここで示した相対危険率は負の値をとることはない。1を基準として、値が1を超えるものは正の相関を、1未満のものは負の相関を表す。例えば隣居における年齢変数の相対危険率が1.58となっているのは、対象者が70歳以上である場合、65歳以上70歳未満である場合と比べて、同居の確率に対する隣居の確率を1.58倍にすることを意味する（ただしこのモデル1では統計的に有意ではない）。

多項ロジットの結果の表は提示される数値が非常に多く、各変数が従属変数（ここでは子との居住関係）のそれぞれのカテゴリーの間の選択にどのような影響を与えているかを直感的に読みとりづらい。そこで、モデル2における、各独立変数と、従属変数のすべてのカテゴリーとの関連を図示したものをを用いて、有意な独立変数と従属変数の関連を概観してから、モデル相互の違いについて論じていくことにしたい。

### (a)諸要因の影響

図2は、従属変数に対するそれぞれの独立変数の影響を図示したものである<sup>(5)</sup>。プロットされたD, R, K, Eは従属変数の各カテゴリーである「同居」「隣居」「近居」「遠居」を表し、各点の間の水平方向の距離が、各カテゴリーの間の選択に際しての独立変数の影響の相対的大きさを表す。男性の年齢変数を例にとると、70歳以上であることが、同居に対して、近居と遠居の可能性（危険率）を低くし、隣居の可能性を相対的に高くすることを意味する。ただし、線で結ばれた二つのカテゴリーの間の相違は統計的に有意(10パーセント水準)ではない（垂直方向の位置関係はこの直線が重ならないためのもので、位置自体に意味はない）。したがって、年齢については同居と近居の間の違いのみ有意である。

表3 高齢者の子との居住関係の規定要因の多項ロジット分析（男性）  
（N=564）

	モデル1	モデル2	モデル3
<b>隣居</b>			
70歳以上	1.58	1.08	1.25
配偶者と同居	1.04	0.85	0.99
健康	0.95	0.96	1.05
首都圏・関西圏	1.33	1.53	1.49
西南日本	1.96	1.81	2.01
地区規模	0.69	0.64	0.65
中等教育	0.87	1.10	1.10
高等教育	2.44	3.22 *	3.42 *
自営業	1.37	1.34	1.46
農林水産業	1.67	1.42	1.65
健在男子あり		2.15	2.36
未婚子あり		0.11 **	0.10 ***
長男規範同調			1.33
子による扶養規範同調			0.24 **
<b>近居</b>			
70歳以上	0.92	0.66	0.70
配偶者と同居	1.87	1.65	1.71
健康	1.09	1.10	1.13
首都圏・関西圏	1.04	1.17	1.14
西南日本	2.73 ***	2.66 **	2.77 **
地区規模	0.81	0.75 *	0.77 *
中等教育	1.00	1.22	1.19
高等教育	1.49	1.98 *	1.97 *
自営業	0.59 *	0.58	0.59
農林水産業	0.69	0.61	0.65
健在男子あり		1.16	1.22
未婚子あり		0.12 ***	0.12 ***
長男規範同調			0.85
子による扶養規範同調			0.59
<b>遠居</b>			
70歳以上	1.18	0.91	0.98
配偶者と同居	0.86	0.75	0.81
健康	1.07	1.09	1.14
首都圏・関西圏	0.34 **	0.38 **	0.37 **
西南日本	1.00	0.95	1.02
地区規模	0.86	0.81	0.83
中等教育	2.40 **	2.80 **	2.61 **
高等教育	4.32 ***	5.36 ***	5.09 ***
自営業	0.60	0.59	0.64
農林水産業	0.56	0.50	0.58
健在男子あり		1.43	1.52
未婚子あり		0.24 ***	0.21 ***
長男規範同調			0.69
子による扶養規範同調			0.42 **

† p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

注 対象者は健在子が1人以上3人以下の者のみ

表4 高齢者の子との居住関係の規定要因の多項ロジット分析（女性）  
N=446

	モデル1	モデル2	モデル3
<b>隣居</b>			
70歳以上	0.6703	0.57	0.53
配偶者と同居	9.5962 **	9.60 **	9.74 **
健康	0.807	0.81	0.86
首都圏・関西圏	1.8479	2.23	2.11
西南日本	2.8863	3.00	2.73
地区規模	0.945	0.85	0.83
中等教育	0.8489	0.82	0.78
高等教育	2.248	3.91	4.25
自営業	1.1089	1.22	1.05
農林水産業	0.4375	0.38	0.38
健在男子あり		1.29	1.58
未婚子あり		0.05 **	0.04 **
長男規範同調			1.92
子による扶養規範同調			0.23 **
<b>近居</b>			
70歳以上	0.9296	0.82	0.82
配偶者と同居	2.2719 **	2.14 **	1.98 *
健康	0.9685	1.02	1.05
首都圏・関西圏	1.0344	1.15	1.15
西南日本	2.4617 **	2.52 **	2.40 *
地区規模	0.8334	0.77 *	0.78
中等教育	1.4937	1.44	1.33
高等教育	1.3717	1.78	1.47
自営業	1.2323	1.32	1.42
農林水産業	0.7634	0.70	0.79
健在男子あり		0.79	0.88
未婚子あり		0.20 ***	0.17 ***
長男規範同調			0.65
子による扶養規範同調			0.41 **
<b>遠居</b>			
70歳以上	0.8456	0.780968	0.78
配偶者と同居	1.5743	1.544224	1.44
健康	0.8422	0.863276	0.88
首都圏・関西圏	0.8081	0.87826	0.88
西南日本	2.3764 *	2.451362 *	2.29 *
地区規模	0.8227	0.776247	0.78
中等教育	2.6259 **	2.45971 **	2.23 *
高等教育	4.1723 *	4.663157 **	3.73 *
自営業	0.4718	0.50149	0.51
農林水産業	1.5812	1.517142	1.67
健在男子あり		0.559238	0.61
未婚子あり		0.443207 *	0.38 *
長男規範同調			1.02
子による扶養規範同調			0.32 **

† p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

注 対象者は健在子が1人以上3人以下の者のみ

次に、地域性については、首都圏または関西圏の都道府県に居住する高齢者は、同居・隣居・近居に対して遠居の可能性が著しく低い。この点は、この地域に就業機会が豊富にあるために子が近くに就業地を見つけやすいことから理解できるだろう。また西南日本に居住する人は、同居・遠居に対して、近居・隣居の可能性が高い。西南日本に住む高齢者が子と同居を避ける傾向を持つことをうかがわせると同時に、遠居の可能性を高めていないことによって、この別居が近くに子がいないことによるものではないことも示唆しているといえるだろう。一方人口規模については、小さくなるほど同居に対する近居・隣居の可能性を低くすることがうかがえる。町村など人口規模の小さい場所の方が住宅事情に恵まれ、同居が可能になっているということであろうか。

学歴については、義務教育修了に対して、中等教育修了が、同居・近居に対して遠居の可能性を高める。高等教育を修めたものについては、さらに遠居の可能性を高め、また同居に対して、他のすべての居住関係の可能性を高くする。学歴の高いものほど子どもが近くに住んでいる可能性が低いことは、すでに見たアメリカにおける研究とも一致しており、親と子の学歴の相関と、高学歴の者の移動性の高さの結果と考えることができるだろう。高等教育を修めたものが同居より隣居や近居を選ぶのは、直系家族制の規範から自由になっているからと考えてよいだろうか。この点については、規範同調度を統制したモデル3を検討する必要がある。

職業（現在の仕事または過去についていた主な仕事）の影響はどうだろうか。被雇用者などに比べて、自営業主、自由業者、自営業の家族従業者（農業なども含む）は、同居に対して近居の可能性が低い。つまり近くに子どもがいられる限り、同居する可能性が高いということになる。

未婚の子がいることは、他のカテゴリーに対して同居の可能性を大きく高める。また遠居と比べて隣居の近居の可能性も低くする。未婚子の場合、近くにいられる限りは同居する可能性が高いということであろう。有配偶子との同居は未婚子との同居よりも避けられるようである。このようなことは子どもが結婚しても引き続き同居するという原則が厳密に守られる場合には生じないはずである。

女性が男性と異なる点は、まず年齢の影響に有意なものが見られないこと、そして配偶者との同居の有無が有意な影響を持っているということである。配偶者が同居している場合には、子との関係は、同居に対して、近居と隣居（とりわけ後者）の可能性が高い。逆にいえば、配偶者が同居していない場合は、子については、近居・隣居に対して同居の可

能性が高いということである。男性は配偶者の有無が子との居住関係に影響せず、女性にこのような影響が見られるというのは、意外な結果に思われる。すなわち男性に日常生活面での自立度の低い者が多いため、女性と比べて男性が配偶者に死別した場合に同居を選ぶ可能性が高いように予想されるが、今回の結果は逆なのである。ただしこの分析で用いたサンプルのなかで男性で配偶者と同居していない者自体が非常に少ない（47人）ので、男性の結果については慎重に判断する必要がある。単純にクロス表を作成すると、配偶者と同居していない男性は、同居している者に比べて、子との同居の割合が大きく、近居の割合が小さい。

地域性については、首都圏・関西圏の都道府県に住んでいることと居住関係との関連に、男性と異なり有意なものが見られなかった。ただし、表で見るとおり、影響の方向自体は男性と女性で共通しており、大きさが異なることによって有意性に違いが出ているだけなので、男性と女性で異なる影響があるわけではないだろう。

西南日本で同居が少ないのは男性の場合と同様だが、女性の場合、遠居の可能性が高くなっている。この点については今後の検討が必要である。

教育程度の影響は男性の場合とほぼ同様で、学歴が高いほど、同居に対して遠居の可能性が高い。ただし高等教育を受けた女性自体が少ないこともあり、高等教育が同居に対して近居の可能性を高めるといふ影響は統計的に有意ではない。

なお、健康度、男子の有無、農林漁業は、男女とも居住関係に有意な影響を与えていない。

#### (b)モデル間の比較

では、ここで表3・4に戻り、モデル間の比較を試みよう。モデル1とモデル2を比較すると、人口規模、高等教育などにおいて、モデル2の方でより高い統計的有意性が示されている。人口規模、高等教育の影響が、健在子に関する人口学的条件（おそらく性別よりも配偶関係）の影響に相殺されていることを意味する。すなわち、人口規模が小さい市や町村部に在住することは同居の可能性を高めるが、同時に未婚の子のいる率が低いことが、その影響を見えにくくしている。また高等教育は同居に対して他のカテゴリーを選ぶ可能性を高めるが、同時に高等教育を受けた層は、未婚子を持つ可能性が高いために、同居の可能性を高める影響も同時に受けている。このように解釈することが可能だろう。

最後に、直系家族制と関連の強い二つの規範への同調の有無を含む、モデル3を見てみよう。モデル1・2で見た各変数の影響が、規範への同調を通してのみ居住関係に影響

を与えているとすると、これらの規範への同調度を統制すれば、有意な影響がなくなるはずである。女性のモデルにおいては西南日本在住・人口規模・高等教育の影響は若干弱まっている。ところが男性の場合や、女性のその他の変数についてはほとんど変化は見られない。モデル2で有意な影響を示していた要因の多くは、本調査で捉えられたような規範への同調を媒介としない影響を持っていたと考える必要がある。あるいは、「親の面倒を見るのは長男の義務である」といった本調査の質問では捉えられない漠然とした選好のようなものに、これらの諸要因が影響を与えていたと考えることもできるだろう。

## 5.おわりに

最後の本稿の分析で明らかになったことを簡単にまとめておきたい。

65歳以上の高齢者のうち、約半数が子と同居しているが、同居子の性別や配偶関係は多様である。父系の直系家族の典型である有配偶男子との同居は、全体の2割前後、子等と同居している者の約半数を占めるに過ぎない。しかし、このような割合は、子どもの性別・配偶関係別の人数という人口学的要因に大きく規定されていることが明らかになった。すなわち、有配偶の男子・女子両方を持つ場合には男子との同居を選ぶことが圧倒的に多いのである。ただし、有配偶子か未婚子かの選択では、後者との同居が好まれる傾向にある。

一方、人口学的条件以外の要因について多項ロジット分析を行った結果によると、男女を通じて大きな影響を持っていたのは、学歴と地域性であった。すなわち、西南日本に住む高齢者は、その他の地域に比べて隣居・近居の傾向が強く、首都圏・関西圏は遠居の可能性が低い。また人口規模では小さくなるほど近居・隣居に対して同居可能性が高くなった。学歴については、それが高い者ほど子が遠居になる可能性が高いことが明らかになった。これらは、直系家族制規範への同調度を統制しても、有意さを保っている。

こうして、同居と同居以外という二者択一ではなく、様々な選択肢に目を向けながら分析を行ってくると、高齢者と子の居住関係の多様性と、諸要因の複雑な影響の一端を捉えることができた。規範の影響は確かに重要であるが、規範への同調の有無に関わらず高齢者は子との間にさまざまな居住関係を実現していた。とはいえ、本稿で検討してきた諸要因の多くは、個人の選択に対して人口学的・社会経済的な制約として作用するものである。したがって、高齢者自身の主体的選択を捉えるためには、むしろ、本稿のモデルで説明できない部分に注目していく必要があるのかもしれない。

## 注

- (1) この点を明確に強調してまとめられた著書として安達(1999)が挙げられる。
- (2) 「有配偶男子女子両方とも隣居」は該当者が1人もいないため凡例からはずした。
- (3) 同居子の有無だけは第4子以下を含めて把握することができる。全体で男性の44.3%、女性の50.9%が同居子を持つ。健在の子が3人以下の者に限定した場合の同居率は、男性43.5%、女性48.1%なので、大きな偏りは生じないと見てよいだろう。
- (4) 多項ロジット分析を含む、カテゴリ変数(名目尺度)を従属変数とする多変量解析については、Long(1997a)に詳しい。また本稿での分析に用いた統計パッケージ Stata (Stata Corporation)による多項ロジット分析、特にモデル推計後の解釈の方法については Long(1997b)を参考にした。
- (5) この図の作成には Scott Long と Jeremy Freese の開発した Stata 用プログラムを用いた。詳細については、[www.indiana.edu/~jsl650](http://www.indiana.edu/~jsl650) を参照されたい。

## 文献

- 安達正嗣, 1999, 『高齢期家族の社会学』, 世界思想社
- Clark, Rebecca L. & Douglas A. Wolf, 1992, "Proximity of Children and elderly migration", A. Rogers (ed.), *The Relation of migration and household change among elderly persons*, Belhaven Press, London.
- Crimmins, Eileen M. and Dominique G. Ingegneri, 1990, "Interaction and Living Arrangements of Older Parents and Their Children: Past Trends, Present Determinants, Future Implication." *Research on Aging* 12(1)
- 春日井典子, 2000, 「介護ライフスタイル」野々山久也編『現代家族の変容と家族ライフスタイルの多様化に関する実証的研究』(平成9~11年度科学研究費補助金(基盤研究(B)(2))研究成果報告書
- Lin, Ge & Peter A. Rogerson, 1995, "Elderly Parents and the Geographic Availability of Their Adult children. *Research on Aging* 17(3)
- Long, J. Scott, 1997a, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage. -----, 1997b, *Notes for S650: Models for Categorical and Limited Dependent Variables - Fall 1997* (インディアナ大学社会学部教材)

- 中村牧子, 1998, 「高学歴化と流出移動——父職—学歴—初職の経路に注目して——」、佐藤俊樹編『近代日本の移動と階層：1896-1995』（1998年SSM調査シリーズ 2）、1995年SSM調査研究会
- 野々山久也, 1999, 「現代家族の変動過程と家族ライフスタイルの多様化」目黒依子・渡辺秀樹編『講座社会学 2 家族』東京大学出版会
- 清水浩昭, 1992, 『高齢化社会と家族構造の地域性』, 時潮社
- 染谷淑子, 1997, 『過疎地域の高齢者——鹿児島県下の実体と展望』学文社
- 田淵六郎, 1998, 「老親・成人子同居の規定要因」, 『人口問題研究』54巻3号、国立社会保障・人口問題研究所
- , 1999, 「老親・成人子同居の規定要因：日米比較を中心に」, 第9回日本家族社会学会報告資料

図2 高齢者の子との居住関係に対する諸要因の影響  
 (男性)

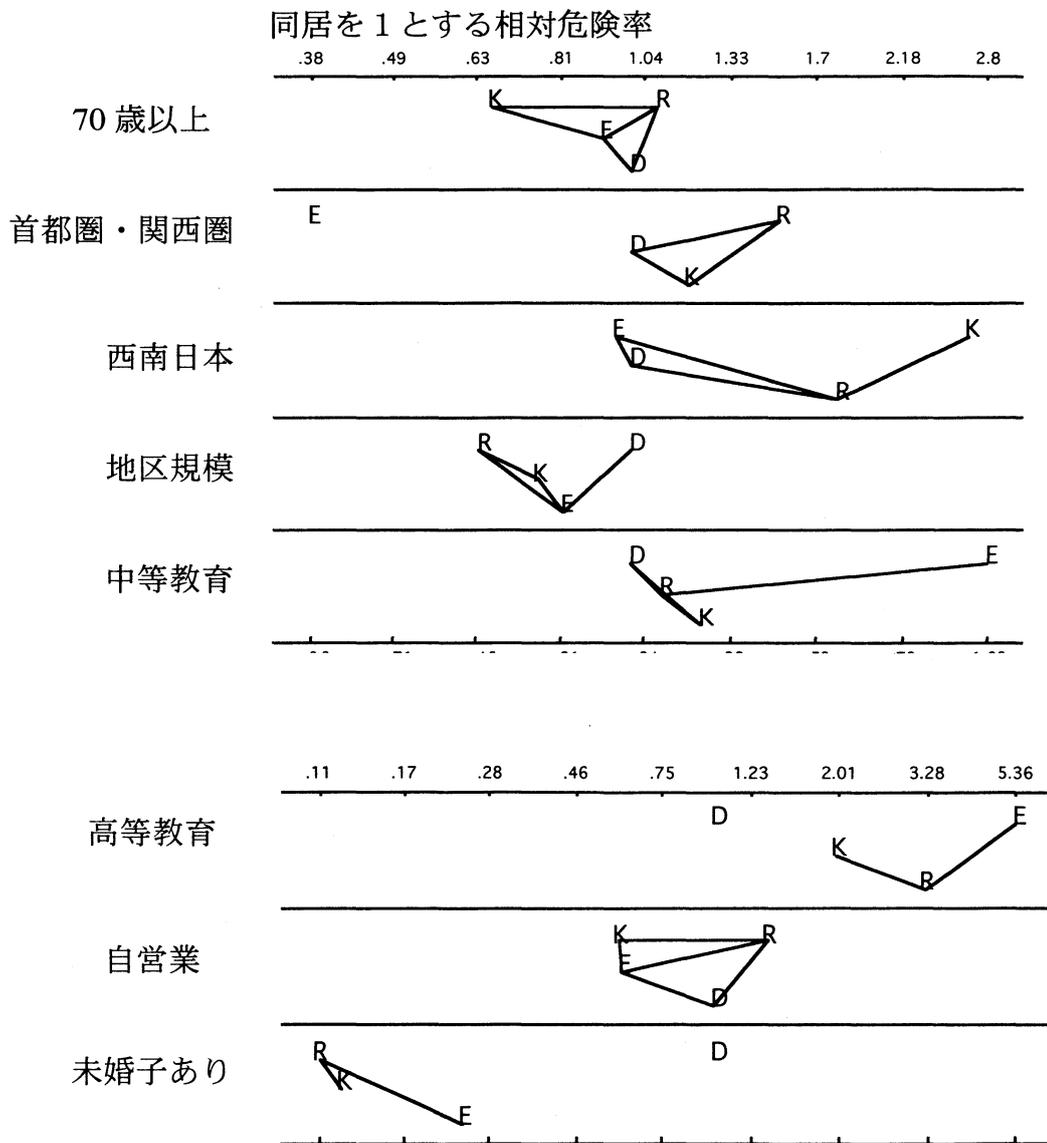
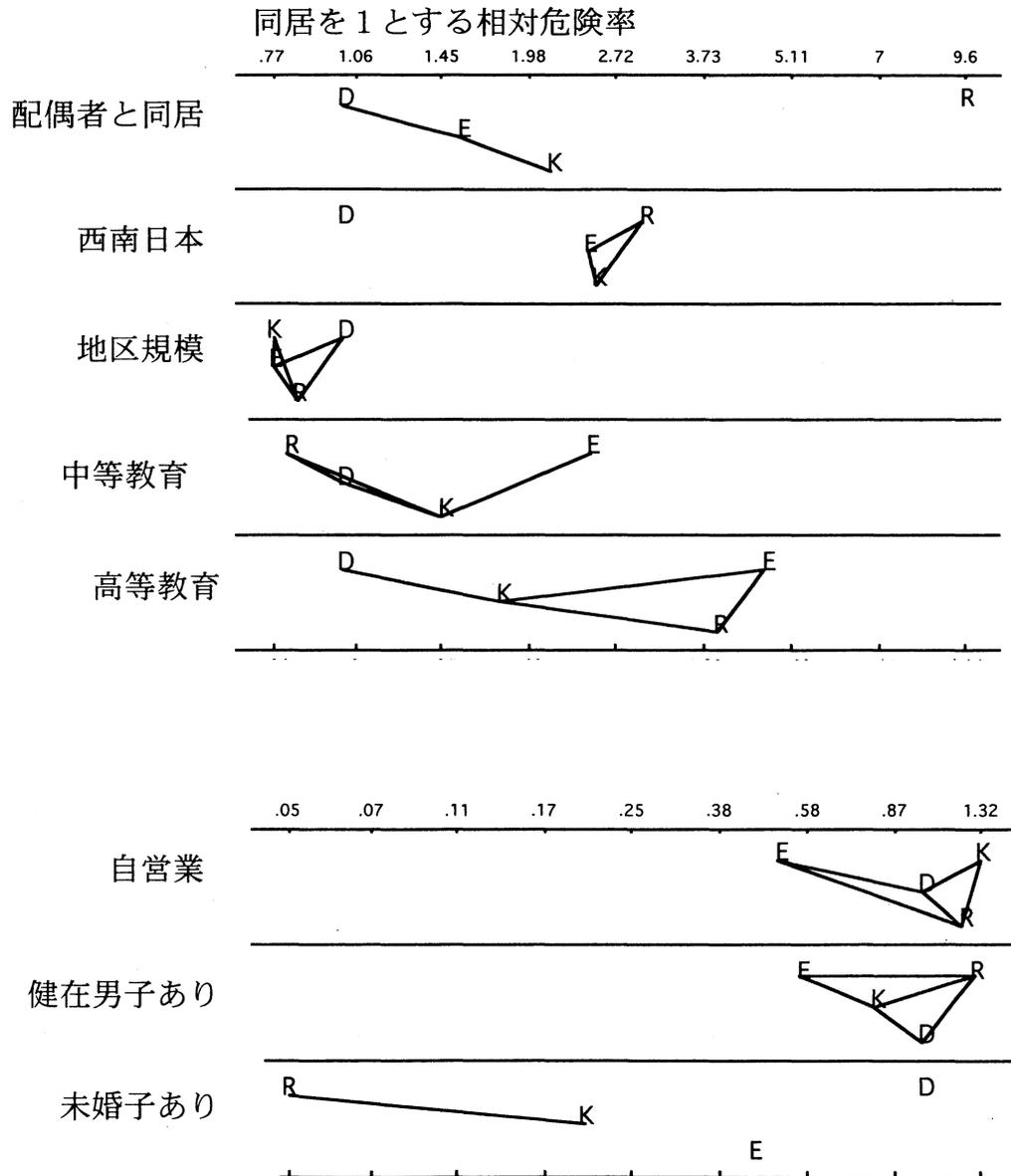


図2 高齢者の子との居住関係に対する諸要因の影響 (続き)  
 〈女性〉



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. 2-4

# 現代日本の家族意識

Family Consciousness in the Contemporary Japan

清水新二編

2001年6月

日本家族社会学会  
全国家族調査 (NFR) 研究会