

中期親子の援助行動に対するきょうだい構成の影響

保田 時男
(大阪大学大学院)

要 約

本稿の目的は、中期親子の援助行動に対するきょうだい数の影響力を確認するとともに、その影響がきょうだい構成により差異を持つのかどうかを明らかにすることにある。中期親子の援助行動を分析する際の1つの主要な接近方法である交換理論アプローチに立てば、子のきょうだい構成は援助行動の内容を左右する重要な意味を持つ。4つの援助行動のそれぞれについて、きょうだい数、きょうだい構成を説明変数として含むロジット・モデル分析をおこなった結果、以下の4点が明らかになった。第1に、親から子への援助行動に対するきょうだい数のマイナスの影響は、子のライフステージが育児期に当たる場合にのみ表れる。第2に、子から親への援助については、きょうだい数の影響は全くみられない。第3に、きょうだい数の影響力は性差による影響力に匹敵するほど大きい。最後に、きょうだいによるマイナスの影響は、未婚兄弟と既婚姉妹によるものが大きい。

キーワード：中期親子関係、きょうだい構成、交換理論アプローチ

Effects of the sibling composition for helping behavior in mid-life parent-child relations

Tokio Yasuda

Abstract

The first purpose of this paper is to measure the effect by the number of siblings to helping behavior in mid-life parent-child relations. The second purpose is to clear differences of the effect by the sibling composition. Taking exchange theory as my approaching method, which is one of the main methods to analyze helping behavior in mid-life parent-child relations, the sibling composition is very important. I analyzed four helping behaviors by logit models that included the number of siblings or the sibling composition as an explanatory variable. The result of analyses made four points clear. First, the negative effect by the number of siblings for the help from parents to the child was shown only when the child was on the child-caring life stage. Second, there was no effect by the number of siblings for the help form the child to parents. Third, the effect by the number of siblings was as strong as that by sex difference. Finally, it was made clear that unmarried brothers and married sisters caused the negative effect by siblings.

Key Words: mid-life parent-child relation, sibling composition, exchange theory approach

Doctoral Student, Faculty of Human Sciences, Osaka University, 1-2, Yamadaoka, Suita, Osaka, 567-0871, Japan (t-yasuda@hus.osaka-u.ac.jp)

1. 分析目的

(1) 中期親子にみられる援助行動

本稿は、中期親子の相互援助行動に対して、子どものきょうだい構成が持つ影響力を明らかにすることを目的とし、全国家族調査（NFR98）データのロジット・モデル分析をおこなったものである。NFR98は、現代日本家族の趨勢を総合的に捉えることを目的にしているため、「親子関係」といった絞られた研究対象を追究していない。しかし、本研究のために役立つ一定の情報が全国レベルで得られるので、その分析は今後の研究を進めるための基盤になりうるであろう。

本稿で取り上げている中期親子関係は、親子関係の1つの時期をさしており、近年、親子関係研究を進める上での重要な研究領域として注目されつつある。これまでの親子関係研究は、未成熟な子どもを親が扶養する子育て期の親子関係（前期親子関係）と、高齢の親を壮年の子どもが扶養する老親扶養・介護期の親子関係（後期親子関係）に、関心が集中していた。これらに対し、中期親子関係は子どもが成人し、なおかつ親もまだ高齢に達しておらず元気な時期の親子関係をさしており、親子の関係が比較的対等に近いことに特徴が認められる。

前期や後期の親子関係に比してテーマ性が乏しく見える中期親子関係への注目は、ライフコース論の研究者から発生した。前期と後期の親子関係研究をつなぐような研究がほとんどないという指摘がHagestadt（1987）によってなされたことに始まり、正岡（1993）等により日本にも同様の事情が伺えることが追認された。近年では、親子関係研究についてのレビュー論文には必ずといってよいほど、今後の研究課題として中期親子関係の研究が示されている（玉里 1995、木下 1996、藤崎 2000）。

最近になって中期親子関係の研究が注目され始めたのは、上記のようにライフコースを貫いた研究の必要性が唱えられるようになったからだけではない。単純に中期親子に該当する平均期間が増大したことも、注目の一因である。中期親子関係の開始と終了の時期は曖昧なものであるが、便宜的に末子の学業終了で始まり、父親の職業世界からの引退で終わるものとすれば、平均的なライフサイクルにおけるその期間は、1920年には5.3年にしかすぎなかったものが、1991年には12.1年も存在するようになっている（春日井 1997, pp. 16）。これは、少子化のため末子の学業終了が早まった一方で⁽¹⁾、親の定年退職が遅くなったことによる。また、宮本他（1997）の脱青年期論や山田（1999）のパラサイト・シングル論のように、特に中期親子関係の初期について特有のテーマ性が認められてきたことも、中期親子関係研究への注目が増した一因である。

このように注目を浴びることになった中期親子関係は様々な側面から捉えることが可能であり、Bengtsonの家族連帯理論（Bengtson & Roberts 1991）によれば、成人親子関係を捉えるための側面は6つ存在する⁽²⁾。本稿ではそのうち機能的連帯（functional solidarity）と呼ばれている援助関係の側面から、中期親子の関係を捉えることを試みている。中期親子関係の第一の特徴が親子の対等性に認められる以上、その関係性保持のために機能していると考えられる援助行動の特徴を捉えることの重要性は高いと考えられるからである。

(2) 交換理論アプローチからみるきょうだい構成の重要性

日本における中期親子関係の研究は始まったばかりなので、その援助行動についての先

行研究は少ない。特に計量的分析によるまとまった研究は、中期母娘のペアデータを分析した春日井（1997）の研究と、初期の中期親子関係にあたる脱青年期の一連の調査データを扱い、宮本他（1997）により成果がまとめられている研究があるのみである。

上記の2つの研究は、共に発達論的な立場を中心になされているが、春日井（1997）は、他のアプローチの重要性についても考察しており、特に交換理論アプローチからの研究の有用性が主張されている（pp. 2-3, pp. 5）。宮本（2000）もまた、親子関係の重要な研究方法として、親子関係を交換関係として捉える方法を取り上げている（pp. 102-103）。交換理論アプローチとは、親子の双方が自己の利益追求を目指して、種々の交換資源のやりとりを選択しているという前提から、親子関係を捉えるアプローチである。交換理論アプローチは、Nye（1978, 1979, 1980）によって積極的に家族研究に導入され、現在では主要な家族理論の1つとして取り上げられるようになった（Sabatelli & Shehan 1993）。日本の親子関係研究では、まだ展開が乏しいが、対等な成人同士の関係である中期親子関係を扱う上では、交換理論アプローチこそ、非常に有効なアプローチ方法と言える。

そこで、本稿では積極的に交換理論アプローチにもとづいた分析を試みる。交換理論アプローチの重要な概念の1つに代替比較水準（Comparison Level: alternative）があり、それは、現在やりとりをしている相手とは別の候補の中から自己利益にとって最適な選択を行ったときに期待される利益水準のことである。行為者は常に現在の取引相手から期待される利益水準と代替比較水準を天秤にかけており、そのバランスが交換関係の進行、変容を決定するというのが、交換理論アプローチの前提である。

中期親子関係に当てはめるならば、親からみた取引相手は自分の子どもであるが、その代替比較水準を決定する第一の要因は別の子どもの存在が考えられる。つまり、取引相手の子どもからすれば、自分のきょうだいと親との取引のライバルになり、そのバランスにより親子の援助関係が進行、変容する。このように考えるならば、中期親子の援助行動を分析するためには、きょうだい構成の考慮が必要不可欠である。このような観点から、本稿ではきょうだい構成が中期親子の援助行動に与える影響力を分析する。

きょうだい構成の影響力を調べることは、交換理論的な理論展開を進行させるだけではなく、それ自体に現代的な意味がある。というのは、現在進行中の日本の少子化は中期親子関係にいかなる影響を与えるのかが、今のところほとんどまともに分析されてきていないからである。少子化は当然、きょうだい構成の変化をもたらすので、中期親子の援助行動のあり方にも影響を及ぼしうるが、単純にきょうだい数の減少が影響を持つのか、あるいは男子を持たない親が増加することが影響を持つのか、あるいは同性のきょうだいが減ることが影響を持つのか、といった詳しい内容は想像の域を出ていないのである。

春日井（1997）も宮本他（1997）も、きょうだいの影響力が分析できる調査設計がなされていないので、そのような分析はなされていない。きょうだい構成を考慮した成人親子関係の調査やその分析はむしろ人口学的な研究からなされつつある。第2回全国家庭動向調査のデータを用いて成人子への援助の説明要因を分析した最近の白波瀬（2000）の研究では、1つの要因としてきょうだい数が投入されているが、その影響力は確認されなかったことが報告されている。また、援助行動ではないが第1回全国家庭動向調査のデータを用い、同居行動に対するきょうだい構成の影響を分析した田淵（1998）の研究は、親子ダイアドの外にある要因の影響力を明らかにするために、きょうだいの性別構成の影響を分析しており、一定の影響力を確認している。

海外では、中期から後期にまたがる成人親子関係の調査を分析したSpitzeとLoganの一連の研究が存在する。Spitze & Logan (1990) は、親が子から受ける援助の量に子どものきょうだい構成（数、性別、順位）がどのような影響を与えるのかを分析している。また、Spitze & Logan (1991) やLogan & Spitze (1996, pp.56-80) は、親子の接触頻度や相互援助に対するきょうだい構成の影響を分析している。いずれも、その関係の中に交換的側面、すなわちきょうだい構成の影響力の存在を確認している。

本稿でおこなわれている分析は、これらの研究と同様にきょうだい構成の影響力を調べているが、以下の2点でこれまでにない特徴を持つ。1つはライフステージにこだわった分析をおこなっているという点である。分析対象を中期の親子関係に限定した上で、後に示すようにその中でさらに子どものライフステージを3段階に分類している。中期親子関係を捉える上で、子どものライフステージが非常に重要性を持つことは春日井(1997)により示されているので、きょうだい構成の影響力について調べる際にも特徴的な知見が得られることが期待される。もう1点は、きょうだい構成の情報として従来は用いられていない婚姻状態を投入している点である。NFR98では、きょうだいについて他の調査にはない情報がある程度含まれており、きょうだいの婚姻状態はその1つである。これを活用することで、新たな知見が得られる可能性がある。

2. 分析方法

(1) 援助行動変数の扱い方と分析対象

全国家族調査(NFR98)のデータを用いて、中期親子の援助行動を分析しようとした場合、分析の中心となる変数は、問28(1)で調べられている経済的援助の有無と、問28(2)で調べられている非経済的援助の有無に限られる。それぞれの質問文のワーディングは、次のようになっている。質問文中の「次の方」の中に「18歳以上のお子さん」と「お父さん・お母さん」が含まれており、これらへの回答が援助行動の有無を表す指標として用いられる。

問28(1) あなたはこの1年間に、次の方との間に、経済的援助(小遣い、仕送り、贈与、貸金など)のやりとりがありましたか。それぞれの方について教えてください。
(同居していない場合も含みます)

(2) あなたはこの1年間に、次の方との間に、経済的以外の援助(身の回りの世話、家庭の家事や留守番、看病や介護、相談や愚痴の相手など、自分や相手の役に立つこと)のやりとりがありましたか。それぞれの方について教えてください。
(同居していない場合も含みます)

これらの変数をどう取り扱うかは、調査対象者を親子関係の親とみなすか、子とみなすかによって異なってくる。親とみなした場合、分析の対象となる変数は「18歳以上のお子さん」とのやりとりである。このとき、18歳以上の子どもはひとくくりに扱われており、どの子どもとのやりとりであるかは識別できないという問題がある。

一方で、調査対象者を子どもの立場とみなした場合、分析の対象となる変数は、「お父さん・お母さん」とのやりとりになる。このときは、親がひとくくりに扱われており、父と母のどちらとのやりとりであるかは識別できない。

どちらの場合でも、分析結果を解釈する上での制限があるが、本稿では調査対象者を子

世代とみなして親とのやりとりを分析することにした。というのは、きょうだい構成の影響を調べるという分析の目的上、やりとりの相手の子どもが識別できないことは、父母の識別ができないことよりも大きな障害になるためである。

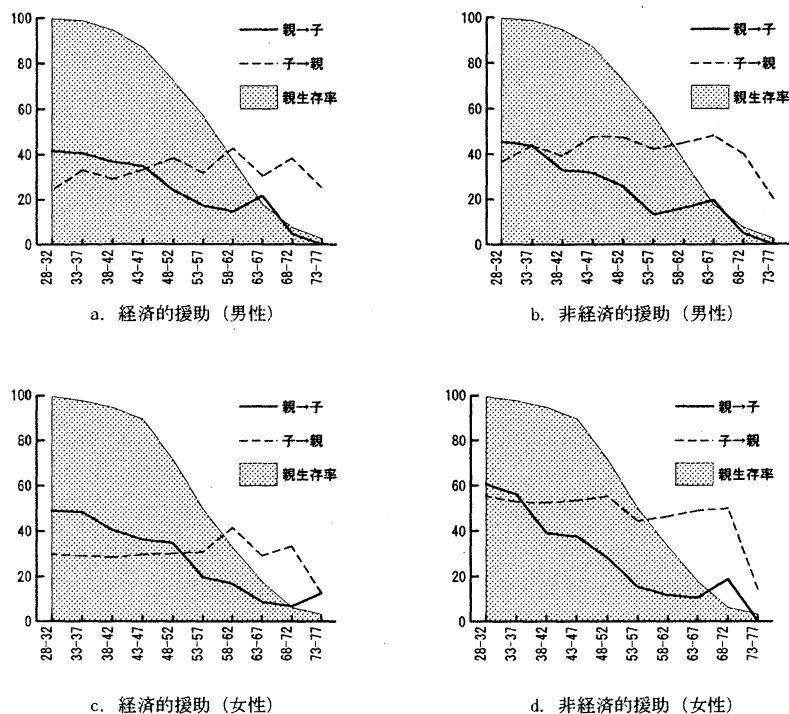


図1. 親子の援助行動率の推移（性別、援助行動種別）

図1は、それぞれ、調査対象者を子世代とみなし、性別、年齢層別に経済的援助と非経済的援助の有無を集計したグラフである。2本の折れ線で「親から子への援助があった割合」と「子から親への援助があった割合」をそれぞれ表している。分母は、親の少なくとも一方が生存している者なので、親の生存率も参考のため一緒に図示しておいた。

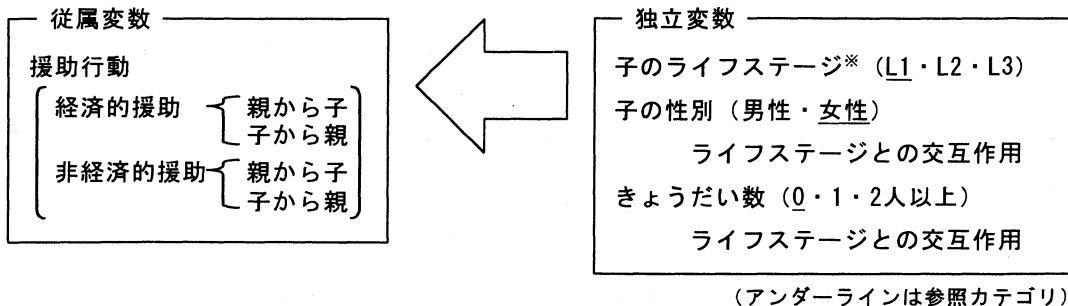
これらのグラフから読み取れる大まかな傾向は、援助の種類や子の性別にかかわらず共通である。子から親への援助率は年齢層が進んでもおよそ一定であるのに対して、親から子への援助率は年齢層が進むにつれて減少する傾向がある⁽³⁾。男女別に比較すると、若い頃に女性の方が10%ほど多くやりとりが見られる。経済的援助と非経済的援助を比較すると、非経済的援助の方が、親と子の逆転がより早く見られる。

本稿で問題としているのは、中期親子関係であるので、ここに図示した全ての年齢層を対象に分析をおこなうわけではない。中期親子関係の開始と終了の時期は曖昧であるが、ここでは便宜上、28歳～39歳の者を子世代の対象として分析を進めることにする。この年齢層の特徴を図1から読み取ると、非経済的援助について一部親と子の逆転が見られるが、経済的援助についてはまだ親からの援助率の方が優勢という状態である。

(2) 分析枠組み

きょうだい構成の影響を調べる分析は、少なくとも一方の親が生存している28歳～39歳の男女を対象にし、援助行動変数を従属変数としたロジット・モデル分析によっておこな

う。援助行動変数は、1) 親から子への経済的援助、2) 子から親への経済的援助、3) 親から子への非経済的援助、4) 子から親への非経済的援助の4つであり、それぞれ別個に分析をおこなう。



※L1=未婚
 L2=既婚で子どもの中に未就学児あり、または既婚で子なし⁽⁴⁾
 L3=既婚で全ての子どもが小学生以上

図2. 分析 I (きょうだい数の影響力の分析) の概念図

また、それぞれの援助行動変数について、独立変数の異なる2つの段階の分析をおこなう。第1段階の分析(分析 I)では、きょうだい(兄弟と姉妹を含む)の存在が援助行動に影響を与えるのかどうか、与える場合の影響力の規模を調べるために、きょうだい数を独立変数とする。その際、子のライフステージ、性別を統制変数として加える。それぞれの変数はカテゴリ変数として取り扱っており、分類内容は図2のとおりである。

子のライフステージが中期親子の援助行動に強い影響を与えることは、春日井(1997)によって示されているので、本稿の分析ではライフステージによる差異の検討を重視している。そのため、ライフステージと性別の交互作用、およびライフステージときょうだい数の交互作用も独立変数の中に加えている。

親子の援助行動に影響を与えうる変数は他にも多数ありうるので、独立変数の少なさに不満を覚える方もいるかもしれない。しかし、本分析の目的は援助行動の原因を説明することにあるわけではなく、援助行動に交換的側面が見られるのかどうかを確認し、その影響力の程度を測定することに目的がある。その目的のためには、性別、ライフステージという基本的な変数をコントロールしてもきょうだいの影響力が観察されるのかどうかを明らかにするだけで十分であろう。

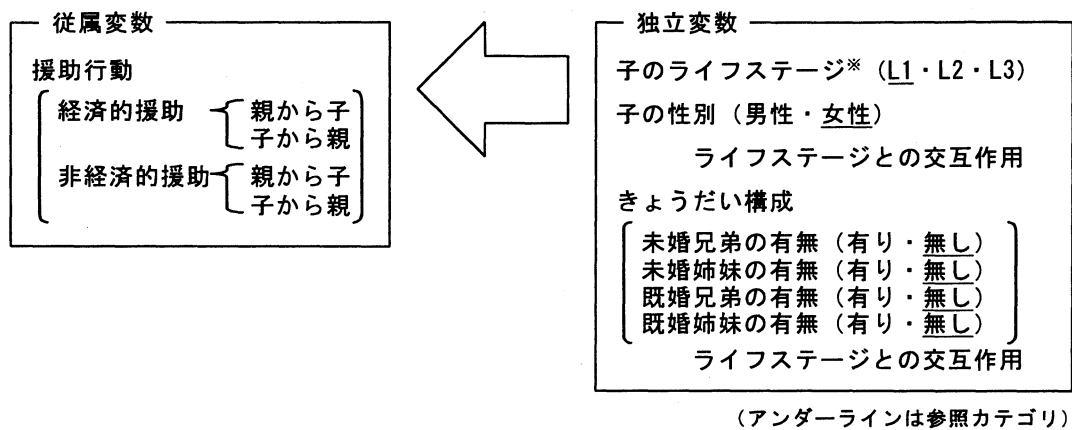
しかしながら、これらの変数だけで

表1. 分析対象の概要(ライフステージ別)

ライフステージ	L1	L2	L3
N	444	881	293
経済的援助(親→子)	42.6%	46.0%	40.2%
経済的援助(子→親)	38.6%	25.1%	25.2%
非経済的援助(親→子)	55.1%	51.1%	37.2%
非経済的援助(子→親)	54.6%	45.0%	46.0%
平均父親年齢	62.6歳	63.8歳	66.6歳
平均母親年齢	59.2歳	60.5歳	63.4歳
実親との同居率	79.9%	12.8%	17.6%
平均きょうだい数	1.4人	1.5人	1.6人
未婚兄弟所有率	31.6%	25.1%	23.2%
未婚姉妹所有率	20.7%	13.8%	10.4%
既婚兄弟所有率	28.6%	39.8%	47.4%
既婚姉妹所有率	39.8%	47.5%	47.0%
平均年齢	31.8歳	33.2歳	36.6歳
有配偶率	0.0%	100.0%	94.5%
平均子ども数	0.0人	1.6人	2.0人
平均第1子年齢	—	5.5歳	12.0歳
平均世帯収入	671万円	663万円	701万円

は対象サンプルの姿が掴みにくく、分析結果の解釈が難しくなる恐れがある。そこで、今回の分析には用いていない変数も含めた分析対象サンプルの概要を表1にまとめたので、参考にしてほしい。

先に述べたとおり、本稿では上記の分析（分析Ⅰ）の後に独立変数のきょうだい数をきょうだい構成と入れ替えた2段階目の分析（分析Ⅱ）をおこなっている。その他の統制変数は、分析Ⅰと同様であり、図3のとおりである。分析Ⅱでは、分析Ⅰで観察されたきょうだい数の影響力が、実際にはどのような種類のきょうだいによって引き起こされているのかを特定する。



※L1=未婚
 L2=既婚で子どもの中に未就学児あり、または既婚で子なし⁽⁴⁾
 L3=既婚で全ての子どもが小学生以上

図3. 分析Ⅱ（きょうだい構成の影響の分析）の概念図

きょうだいの種類は、婚姻状態（未婚・既婚）と性別（男性・女性）によって2×2の4種類に分類しており、それぞれの種類のきょうだいが存在するかどうかを示す4つのダミー変数で、きょうだい構成を表している。例えば、未婚姉妹の存在が親から子への経済的援助に対してマイナスに働くという結果が出れば、未婚姉妹は親からの援助を受けるための妨げになりやすいことが分かる。

3. 分析結果

(1) きょうだいによる影響の有無

分析Ⅰの結果から順に示していこう⁽⁵⁾。表2は各援助行動についてのきょうだい数の影響力を分析したロジット・モデルの結果である。適合度検定の結果は良好なので、データに対するこれらのモデルの説明力には問題がない。注目すべききょうだい数の影響は、いずれの援助行動についても有意な単独効果は見られないが、ライフステージとの交互作用を加味すると、親から子への援助行動について、有意にきょうだい数のマイナスの影響が見られる。経済的援助と、非経済的援助のいずれの場合も、有意な影響力が見られるのは、L2（既婚で子なし～子どもの中に未就学児あり）における2人以上のきょうだい数の場合であり、最も援助を必要とする繁忙期には、きょうだいの存在が親からの援助の妨

表2. 分析 I の結果

係数	経済的援助		非経済的援助	
	親→子	子→親	親→子	子→親
	β (Wald統計量)	β (Wald統計量)	β (Wald統計量)	β (Wald統計量)
定数	-0.38 (1.19)	-0.22 (0.43)	0.48 (2.03)	0.65 (3.65)
ライフステージ				
L2	1.13 (6.62) *	-0.93 (4.09) *	0.55 (1.57)	-0.19 (0.20)
L3	-0.02 (0.00)	-0.86 (1.85)	-0.32 (0.32)	-0.62 (1.17)
性別				
男 単独	-0.27 (1.94)	-0.35 (3.15)	-0.61 (9.65) **	-0.89 (19.56) **
×L2	-0.18 (0.55)	0.41 (2.60)	-0.15 (0.37)	0.40 (2.64)
×L3	-0.13 (0.16)	0.51 (2.10)	0.16 (0.23)	0.21 (0.39)
きょうだい数				
1人 単独	0.15 (0.19)	-0.11 (0.09)	0.01 (0.00)	0.01 (0.00)
×L2	-0.79 (3.13)	0.08 (0.03)	-0.56 (1.62)	-0.42 (0.94)
×L3	0.08 (0.02)	-0.09 (0.02)	-0.36 (0.38)	-0.02 (0.00)
2人以上 単独	0.39 (1.17)	0.03 (0.01)	0.17 (0.24)	0.08 (0.05)
×L2	-1.29 (7.91) **	0.08 (0.03)	-0.97 (4.58) *	-0.59 (1.74)
×L3	-0.36 (0.33)	0.06 (0.01)	-1.02 (2.87)	-0.02 (0.00)
適合度	L^2 (自由度)	L^2 (自由度)	L^2 (自由度)	L^2 (自由度)
	7.17 (6)	6.99 (6)	1.88 (6)	0.65 (6)

*:p<0.05, **:p<0.01

表3. 分析 II の結果

係数	経済的援助		非経済的援助	
	親→子	子→親	親→子	子→親
	β (Wald統計量)	β (Wald統計量)	β (Wald統計量)	β (Wald統計量)
定数	-0.32 (1.70)	-0.26 (1.06)	0.43 (3.03)	0.68 (7.32) **
ライフステージ				
L2	0.86 (7.87) **	-0.91 (7.91) **	0.28 (0.86)	-0.36 (1.39)
L3	-0.13 (0.12)	-1.15 (7.44) **	-0.45 (1.38)	-0.80 (4.36) *
性別				
男 単独	-0.27 (1.84)	-0.34 (2.83)	-0.64 (9.78) **	-0.93 (20.46) **
×L2	-0.22 (0.81)	0.39 (2.28)	-0.16 (0.41)	0.43 (2.95)
×L3	-0.16 (0.21)	0.52 (2.06)	0.20 (0.34)	0.33 (0.94)
きょうだい構成				
未婚兄弟 単独	0.23 (0.98)	-0.26 (1.15)	0.27 (1.27)	0.19 (0.63)
×L2	-0.61 (4.19) *	0.40 (1.59)	-0.37 (1.54)	-0.59 (3.83)
×L3	0.10 (0.06)	0.79 (3.42)	-0.44 (1.20)	0.28 (0.49)
未婚姉妹 単独	0.08 (0.10)	-0.18 (0.43)	-0.08 (0.10)	-0.35 (1.77)
×L2	-0.05 (0.02)	0.15 (0.15)	-0.14 (0.17)	0.17 (0.24)
×L3	0.08 (0.03)	0.00 (0.00)	-0.46 (0.70)	0.07 (0.02)
既婚兄弟 単独	0.07 (0.08)	-0.09 (0.13)	-0.23 (0.83)	-0.20 (0.64)
×L2	-0.30 (1.01)	0.09 (0.09)	0.11 (0.14)	0.03 (0.01)
×L3	0.15 (0.17)	0.37 (0.87)	-0.16 (0.18)	0.47 (1.58)
既婚姉妹 単独	0.16 (0.48)	0.30 (1.66)	0.32 (1.98)	0.25 (1.15)
×L2	-0.71 (6.61) *	-0.30 (1.07)	-0.63 (5.07) *	-0.40 (2.01)
×L3	-0.05 (0.02)	-0.20 (0.26)	-0.47 (1.67)	-0.25 (0.47)
適合度	L^2 (自由度)	L^2 (自由度)	L^2 (自由度)	L^2 (自由度)
	60.27 (78)	74.49 (78)	50.61 (78)	67.46 (78)

*:p<0.05, **:p<0.01

げになることが認められる。

一方、子から親への援助行動については、ライフステージとの交互作用においてもきょうだい数の影響は、全くみられない。つまり、他にきょうだいがいたとしても、それにより親への援助は免除されえないことが、示されている。

次に、分析Ⅱの結果を示す。同様に表3が各援助行動について、きょうだい構成の影響を分析したロジット・モデルの結果である。分析Ⅰの結果と同じく、親から子への援助行動についてのみ、きょうだいの有意な影響力が認められる。経済的援助については、未婚の兄弟や既婚の姉妹を持つことが、親からの援助を得るための妨げになっており、非経済的援助については既婚の姉妹が援助の妨げになっていることが分かる。この結果から、婚姻状態と性別で構成される4種類のきょうだいの存在は、親からの援助に対して等しく妨げになるのではなく、妨げになる種類のきょうだいとならない種類のきょうだいがあることが認められる⁽⁶⁾。

分析Ⅰにおいてきょうだいの影響力が認められなかった子から親への援助行動は、分析Ⅱにおいてもやはりきょうだいの有意な影響が見られない。

(2) きょうだい数による影響の大きさ

分析Ⅰの結果から明らかになったきょうだい数の影響力は、実際に子が親から援助を受ける確率をどの程度左右するのであろうか。分析Ⅰの結果を元に親から援助を受ける確率を推定⁽⁷⁾したものが図4である。各援助行動とも女性の方が男性よりも10～15%ほど高い確率を示しているが、そのおおまかな傾向に違いはない。

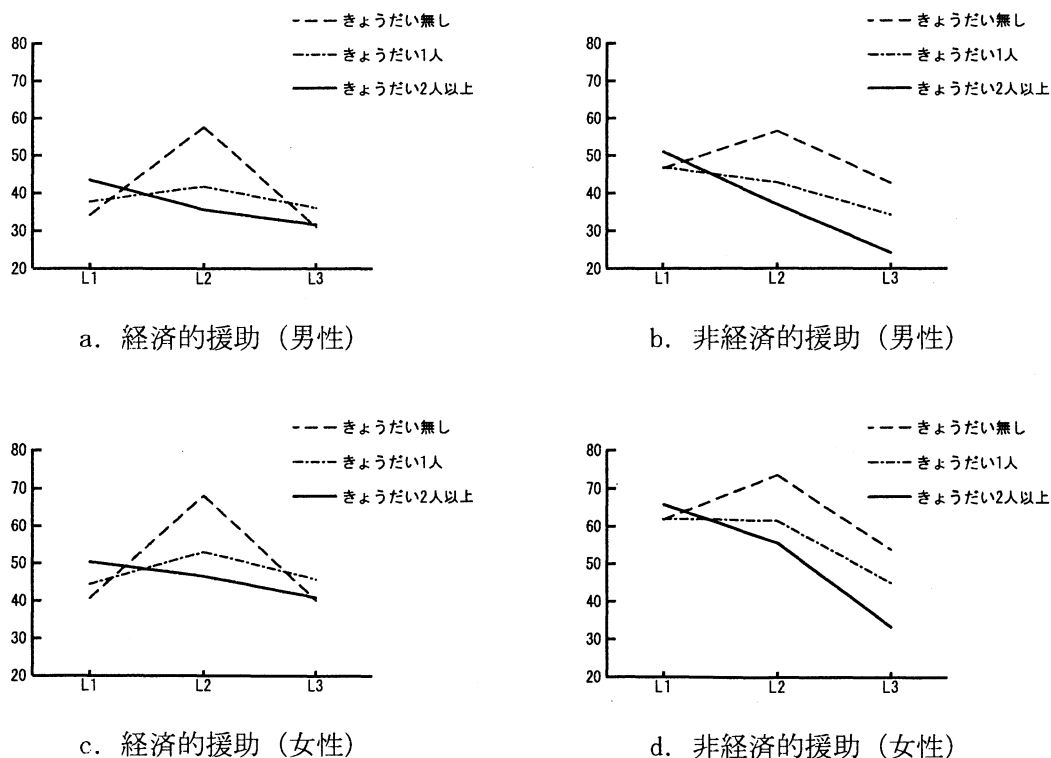


図4. 各援助行動の生起確率の推定値 (性別、ライフステージ別)

まず、左側 (a, c) の経済的援助について見てみよう。未婚のL1においては、きょうだい数による差異はほぼないが、繁忙期のL2では一人っ子の特異性が目立ち、2人以上きょうだいのいる者に比べると、20%程度高い確率で親からの援助を受けていることが分かる。育児が終わったL3になると、ふたたびきょうだい数による差異はなくなる。一方、右側 (b, d) の非経済的援助については、未婚のL1においては、やはりきょうだい数による差異はないが、繁忙期のL2で15%程度の差異が現れ、育児が終わった後のL3になっても、その差異は維持されることが分かる⁽⁸⁾。

これらの数値が大きいとみるか小さいとみるかは、判断の規準によるであろうが、少なくとも常に無視できるほどには小さな差異でないことは、了解いただけるであろう。例えば、親子の援助行動における性差が問題にされることは多いが、L2におけるきょうだいの影響力は、性差による影響力よりも大きく表れており、単純に数値を比べるならば、より大きな問題性を含む可能性が示唆されるのである。

4. 結論と考察

以上の分析結果をまとめると、中期親子の援助行動について、以下の4点が明らかになった。第1に、親から子への援助行動に対するきょうだい数の影響は、特に子のライフステージが繁忙期に当たる場合にのみ、マイナスの形で表れることが明らかになった。この結果は、繁忙期において、親からの援助をめぐるきょうだい間の競合が存在することを意味し、中期親子の援助行動には交換的側面があることが示されたことになる。第2に、子から親への援助については、逆にきょうだい数の影響は全くみられないことが明らかになった。第3に、ライフステージによっては、きょうだい数の影響力が性差による影響力に匹敵するほど大きなものになることが認められた。最後に、きょうだい間の競合は、全ての種類のきょうだいについて同様に起こるのではなく、経済的援助については未婚兄弟と既婚姉妹の存在が競合の原因になりやすいこと、非経済的援助については既婚姉妹の存在が競合の原因になりやすいことが明らかになった。

この節では、これらの結果から中期親子の援助交換構造の推察を試みる。まず、親からの援助に対するきょうだいの影響が、繁忙期の子にのみ確認されたことについて、考察しよう。繁忙期の子は経済的、非経済的援助ともに、最も他者の助けを必要とすることが多い時期と考えられ、表2の結果に見られるように特に親からの経済的援助を受ける者が多くなる時期である。この時期にのみきょうだいの影響力が表れる原因は、同じような年齢層のきょうだいもまた繁忙期にある可能性が高いため、親の援助が全ての子に行き渡らないためと考えるのが、最も妥当であろう。ただし、今回の分析からそのように原因を特定することはできない。

原因を特定することはできないものの、繁忙期にのみきょうだいの競合が表れるという事実は、それ自体で中期親子関係と未婚化、晩婚化の関連に対して、非常に重要な意味を持つ。日本における初期の中期親子関係を扱ったこれまでの研究では、きょうだい数が少ないことは、一貫して親からの援助を得られやすくと考えてきた。「ましてや世は少子時代、きょうだい同士で争う必要もない。まさに「親のものは私のもの」である」(宮本他, 1997, pp. 224) 「(親の経済的利用可能性は)きょうだい数にも影響される。きょうだいが多いと、それだけ、家の住み心地が悪くなる。きょうだいが少なかったり、他のきょうだいが結婚や職の関連で家を出ていたりすると、居心地がよくなる。つまり、親の

経済的利用可能性が高まるのだ」(山田, 1999, pp. 121) といった具合である。しかし、今回の分析結果に関する限り、それが当てはまるのは、繁忙期、つまり結婚して乳幼児を育てている途中の子とその親の関係についてのみであった。未婚の子や育児が終わった子については当てはまらない。

一般的に、きょうだい数の減少は、未婚者が親から享受する援助の増加に寄与しており、未婚者の生活水準が上昇することは間接的に結婚の障害になり、未婚化、晩婚化を促進すると考えられている。しかし、今回の分析結果は、きょうだい数の減少が親からの援助を増大させるのは、未婚時ではなく結婚後の一時期のみであることを示しており、まったく逆に、きょうだい数の減少が結婚を促進する要因になりうることが示唆されているわけである。なぜならば、一般にきょうだい数が少ない場合の方が結婚後の親からの援助を受けやすく、結婚へのハードルを低くすると考えられるからである。もちろん、今回の分析には、未婚者が得る親からの多くの間接的援助(同居による耐久消費財の共有など)が含まれていないため、未婚時のきょうだい数の影響を完全に否定するわけではない。きょうだい数の減少は、結婚を抑制する力と結婚を促進する力の両方に働くと考える方が妥当であろう。このように、きょうだい数の減少が子の結婚に及ぼす影響は複雑であり、詳細な分析にもとづいた議論が必要と言える。

次に、親から子への援助行動には交換関係的側面が見られるのに、逆に子から親への援助行動には見られないという点を考察する。きょうだい数の多い子どもにとっては、きょうだい数の少ない子どもと同等の援助を親にしているのに、それに対する見返りが少ないわけであるから、より不利な交換関係を取り結んでいることになる。この現象は、親の方が多くの選択肢を持つことから当然表れることであり、交換関係を継続する限り、きょうだい数の多い子どもに不利であることは、何ら不思議でない。

しかし、なぜきょうだい数の多い子どもは、そのような不利な親子関係を解消し、別の取引相手を探さないのかという疑問は残る。逆に言えば、一人っ子の親はなぜ子どもとの不利な交換関係に執着するのだろうか。少子化の進む現代においては、むしろこちらの疑問に答えなければならない。

この疑問に対しては主に2つの解答がありえ、実際にその両方が関わることで、現在の中期親子関係を維持しているものと考えられる。1つの解答は、中期ではない時期、すなわち前期や後期の親子関係を加味すれば、ライフコース全体では、バランスが取れているというものである。後期親子関係において一人っ子にかかる責任の重さを考えると、中期の一人っ子の優遇ぶりは納得がいくものかもしれない。中期親子関係の中で一人っ子が経済的に優遇されるのは、育児の忙しいライフステージにおいてのみであり、全般にわたるものではなかった。ライフコース全体を見据えて、親と子の間に苦しいときの助け合いの合意が成り立っている可能性がある。しかし、このことは、介護保険の導入などで老親の扶養をめぐる状況が変化すれば、中期親子関係も変化する可能性があることを示唆している。

別の解答として、選びたくとも親(あるいは子)以外に同様の資源を提供してくれる取引相手が存在しないということがありえる。きょうだい数の多い子どもが少ない子どもに対してより不利な交換関係を親と取り結んでいるといっても、例えば銀行からお金を借りるといった他の選択肢よりは、はるかに好条件と言える。日本の若者に対する支援や社会保障が欧米に比べて弱いことはしばしば問題にされるが、そのことが現代日本における中

期親子関係の強さを支えていると考えられる。一方で不利な関係を強いられている一人っ子の親も、他からは得ることのできない情緒的な資源を子どもに求めていると言われている。このことから、単純に若者の保障を充実させ自立を促すだけでは、親が取り残されてしまう可能性があるため、中期親子関係のバランスを考慮した政策が必要に思える。

次に、特定の種類のきょうだいである未婚兄弟や既婚姉妹との間にのみ競合関係が観察された点について、考察をしよう。この結果から、経済的援助については未婚男性や既婚女性が、非経済的援助については既婚女性が、優遇されているという可能性が示されている。

この現象は、2つの可能性を意味している。1つは、未婚男性や既婚女性が親の援助をより求めているという可能性、もう1つは、逆に親が求める資源をこれらの種類の子どもの多く持っているという可能性である。前者の可能性から考えてみると、既婚女性が出産、育児に伴い多くの経済的、非経済的援助を必要とすることは容易に想像がつく。一方、未婚男性が多くの経済的援助を必要とする理由は断定しにくい。

後者の可能性を考えてみると、既婚女性は家事の助けになることが期待され、また母親にとっては結婚、出産、育児といった重要なイベント経験の共通性からくる情緒的な親密感が生まれると言われている（春日井 1997）。一方で、未婚男性は若い男手としての役割が期待される可能性がある。というのは、現代では多くの男性は結婚後に家を離れてしまうからである。

これらのことから考えると、中期親子関係においては、親子双方のニーズから未婚男性や既婚女性とその親の関係が強くなっているという可能性がある。言い換えるならば、息子については未婚時により多くの援助を、娘については結婚後により多くの援助をとという住み分けが起こっていることになる。実際にこの仮説が妥当かどうかの判断を下すには、さらなる分析による検証が必要になるが、仮に妥当であるとすれば、未婚子の研究と既婚子の研究を別々におこなっていると、息子か娘の一方について、親との関係がより親密であるという誤った見解に達する危険性が示唆されている。

本稿の分析結果から、中期親子の援助関係について以上のような示唆が得られた。これらの示唆から予想される仮説を実証するためにNFR98データのさらなる分析が必要になるが、一方でNFR98データでは補えないデータ（例えば、父との関係か母との関係かを特定できるデータ）を収集、分析する必要も出てくるであろう。いずれにしても、今回の分析結果は中期親子関係を捉える上で、きょうだいの影響が無視できないことを示しており、ひいては交換理論アプローチの有効性を示している。今後も交換理論アプローチを積極的に適用すれば、中期親子関係について、これまでにない新たな知見が得られるに違いない。

注

- (1) この間、高学歴化が逆に子ども一人ひとりの学業終了の時期を遅らせているが、少子化による影響の方がそれに勝っている。
- (2) 家族連帯理論はもともと後期親子関係を捉えるための理論として提唱されたが、Rossi & Rossi (1990) は、それを成人親子関係全体に拡張して適用し、大きな成果を収めた。このことから、中期親子関係を捉える際にも、6つの側面から親子関係を捉えるこの理論は有効に働くと考えられる。
- (3) 高齢の層でグラフの揺れが大きくなるのは、親の生存率が低下しサンプル数が小さくなるため

めであり、あまり注目すべきではない。63～67歳の男性サンプル数は56、68～72歳は21、73～77歳は4である。同様に女性サンプル数は58、15、8である。

- (4) 春日井（1997）は、中期親子における子のライフステージを、主に未婚、有配偶子無し、子有りの3つに分けている。本稿の分析でこの分類を採用しなかったのは、全国ランダムサンプリングのNFR98においては、有配偶子無しに該当するサンプルが非常に少なかったためである。春日井（1997）の分析は高階層が想定される母娘を対象にしているので、有配偶子無しに該当する者が多かったものと考えられる。本稿のL2には、結婚後、なかなか子どもを作らず、夫婦だけの生活を楽しんでいるようなサンプルはほとんど含まれていない。
- (5) 分析結果の算出には、Jeroen Vermuntによりデザインされたカテゴリカル・データ分析ソフト「LEM」を用いた。LEMはフリー・ソフトとし配布されており、Latent Class Analysis Web Site (<http://ourworld.compuserve.com/homepages/jsuebersax/index.htm>)等の潜在クラス分析関連のサイトを通して入手できる。
- (6) この結果から、親が子どもに優先順位をつけて特定の種類の子どもを優遇していると、即座に結論付けることはできない。サンプルとして、未婚姉妹や既婚兄弟を持つ者が少なかったために、有意な影響力が観察されなかったという可能性もあるからである。男女の婚期の差異を考えると、そのようなこともありえる。実際、分析対象となったサンプルが各種類のきょうだいを持つ割合は、それぞれ、未婚兄弟26.6%、未婚姉妹15.1%、既婚兄弟38.1%、既婚姉妹45.3%であった。未婚姉妹を持つサンプルは少ないため、このような可能性は否定できない。一方、既婚兄弟を持つサンプルは未婚兄弟を持つサンプルよりもむしろ多く、サンプル数の少なさのために有意にならなかったとは、考えられない。
- (7) 各援助確率の推定は表2の分析結果から算出可能で、一般的に $\pi = \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i) / \{1 + \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i)\}$ と計算される (Agresti, 1996)。例えば、ライフステージL2できょうだい数が1人の男性が親からの経済的援助を受ける確率は、 $\exp(\alpha + \sum \beta_i X_i) = \exp(-0.38 + 1.13 - 0.27 - 0.18 + 0.15 - 0.79) = 0.712$ なので、 $\pi = 0.712 / (1 + 0.712) = 41.6\%$ と推定される。
- (8) 分析Iにおいて、きょうだい数とL2との交互作用のみが有意に表れ、L3との交互作用が有意でなかったのは、この推定確率のグラフに反するように思えるかもしれないが、これはライフステージがL3に該当する者のサンプル数が十分に大きくなかったためと考えられる。実際、表3-2に見られる β 係数は、L3との交互作用についての方が絶対値が大きく、L3においてもきょうだいの影響力が強い可能性を示している。この可能性を検討するためにはL3に当たるサンプルをより多く確保する必要があるが、単純に分析対象者の年齢層を広げてしまうと、中期親子に該当しないサンプルを取り上げてしまう恐れがある。子が微妙な年齢層に差し掛かると、親の年齢や健康状態、職の有無などから、その関係が中期親子に該当するのかを峻別しなければならぬが、そもそもNFR98のデータでは、援助行動の対象が父親なのか母親なのかすら判別できないので、これ以上の分析は断念した。

文 献

- Agresti, Alan, 1996, *An Introduction to Categorical Data Analysis*, John Wiley & Sons Inc.
- Bengtson, V.L. and Roberts, R.E.L., 1991, "Intergenerational Solidarity in Aging Family: an example of formal theory construction," *Journal of Marriage and the Family*, 53, 856-870.
- Hagestadt, G.O., 1987, "Parent-Child Relations in Later Life: trends and gaps in past

- research," in Lancaster, J. B., Altmann, J., Rossi, A. S. and Sherrod, L. R. (eds), *Parenting across the Life Span: biosocial dimensions*, Aldine de Gruyter Publications, 405-433.
- 藤崎宏子, 2000, 「親と子: 交錯するライフコース」, 藤崎宏子編 『シリーズ〈家族はいま…〉
② 親と子: 交錯するライフコース』, ミネルヴァ書房, 1-15.
- 春日井典子, 1997, 『ライフコースと親子関係』, 行路社.
- 木下栄二, 1996, 「親子関係研究の展開と課題」, 野々山久也・袖井孝子・篠崎正美編 『家族社会学研究シリーズ① いま家族に何が起きているのか: 家族社会学のパラダイム転換をめぐる』, ミネルヴァ書房, 136-158.
- Logan, John R. and Spitze, Glenna D., 1996, *Family Ties: enduring relations between parents and their grown children*, Temple University Press.
- 正岡寛司, 1993, 「ライフコースにおける親子関係の発達的变化」, 石原邦雄・佐竹洋人・堤マサエ・望月崇編 『家族社会学の展開』 培風館, 65-79.
- 宮本みち子, 2000, 「社会変動下の「若者と家族」研究の展開と方法」, 『家族社会学研究』 12(1), 95-109.
- 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘, 1997, 『未婚化社会の親子関係: お金と愛情にみる家族のゆくえ』, 有斐閣選書.
- Nye, F. Ivan, 1978, "Is Choice and Exchange Theory the Key ?," *Journal of Marriage and the Family*, 40(2), 219-233.
- Nye, F. Ivan, 1979, "Choice, Exchange, and the Family", in Burr, Wesley R. et al. (eds.), *Contemporary Theories about the Family, vol. 2*, The Free Press, 1-41.
- Nye, F. Ivan, 1980, "Family Mini Theories as Special Instances of Choice and Exchange Theory," *Journal of Marriage and the Family*, 42(3), 479-489.
- Rossi, Alice S. and Rossi, Peter H., 1990, *Of Human Bonding: parent-child relations across the life course*, Aldine de Gruyter.
- Sabatelli, Ronald M. and Shehan, Constance L., 1993, "Exchange and Resource Theories," in Pauline G. Boss et al. (eds.), *Source Book of Family Theories and Methods: a contextual approach*, Plenum Press, 385-417.
- 白波瀬佐和子, 2000, 「成人子への支援に関する一考察: 第2回全国家庭動向調査結果から」, 『第10回日本家族社会学大会報告要旨』, 82-83.
- Spitze, Glenna and Logan, John R., 1990, "Sons, Daughters, and Intergenerational Social Support," *Journal of Marriage and the Family*, 52, 420-430.
- Spitze, Glenna and Logan, John R., 1991, "Sibling Structure and Intergenerational Relations", *Journal of Marriage and the Family*, 53, 871-884.
- 田淵六郎, 1998, 「老親・成人子同居の規定要因: 子どもの性別構成を中心に」, 『人口問題研究』, 54(3), 3-19.
- 玉里恵美子, 1995, 「親子関係研究の動向(その2): 「成人子」親子関係を中心に」, 『龍谷大学社会学部紀要』, 6, 50-58.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングル時代』, ちくま新書.

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