

中期親子の相互援助関係に見られる多形的互酬性

保 田 時 男

【要旨】

本稿は中期親子関係における相互援助のパターンを分析している。大阪郊外の茨木市に住む53～62歳の親を対象とし2000年に実施した調査データを用い、親と成人子との間の3種類の相互援助（経済的、実践的、情緒的）を分析対象とした。現代日本の中期親子関係では、子が多くの援助を受ける不均衡な相互援助関係が一般的であることがしばしば主張される。これに対して、本稿では多形的互酬性という別の仮説を提唱している。これは異なる資源領域にまたがって多様な交換のパターンが混在することで、全体的な互酬性が見えにくくなっているという仮説である。潜在クラス分析の結果、相互援助には6つのパターン類型が存在することが分かった。別居親子については「没交渉型」「汎交渉型」「依存型」の3つが析出され、同居親子については「間借り型」「共同型」「情愛型」の3つが析出された。これらの類型の析出は、現代日本の中期親子関係において、均衡のとれた多形的な交換が支配的な相互援助のパターンであることを示している。

1. 本稿の目的

1-1. 中期親子の相互援助関係への注目

多くの人々にとって、親子関係は人生の中で最も長期的に継続する人間関係の1つである。長期間のうちに親の人生も子の人生も進行してゆくため、その関係の性質は何度も大きく変化する。そのため、親子関係は継続した1つの関係であるにもかかわらず、いくつかの段階によって全く異なった研究対象として取り扱われてきた。特に大きな区別は、親子関係の前期と後期の区別である。親が子を養育する時期の親子関係は前期の親子関係と呼ばれる。また、成人した子が年老いた親を扶養する時期の親子関係は、後期の親子関係と呼ばれる。これらは、全く別の研究フィールドを持っていると言ってよい。

多くの親子関係研究は、前期の研究か後期の研究かのいずれかに属する。しかし、本稿で研究対象とする親子関係の段階は、前期とも後期とも異なるもので、中期と呼ばれる段階である。中期親子関係という用語は、近年の日本の家族社会学界でしばしば用いられるようになってきた。具体的には、子どもが成人し子育てが終了しているが、親もまだ元気で扶養の必要がない時期の親子関係をさしている。前期と後期に対して認められる中期の特殊性は、特に、親子間の勢力バランスが一方向的に偏っていることを前提にできない、という点にある。前期の親子関係においては、子が身体的にも社会的にも未熟であるため、親が強い勢力を持つことを前提にして研究をすることができる。また、後期の親子関係においては、逆に親の身体的能力や経済的能力が弱まっているため、子が強い勢力を持つことを前提にして研究をすることができる。これらに対して、中期の親と子は、それぞれに自律的な生活をする能力が備わっているので、一方向的な勢力バランスの不均衡を前提にして研究を進めることができない時期なのである。研究対象として中期の親子関係を前期と後期から特に区別する意味は、この勢力バランスの均衡性に認められるのである。

さて、特殊な研究対象として認められるべき中期親子関係の研究は、前期や後期に比べると、家族社会学の研究対象としてこれまで軽視されがちであった。しかし、現在の家族社会学界では、中期親子関係の研究を発展させることは重要な研究課題の1つとして認識されている（玉里 1995, 木下 1996, 藤崎 2000）。それは次の2つの理由による。

第1の理由は、長寿化に伴う親子関係の長期化に関係する。現代日本では、親の平均寿命が延びたことにより、親子関係の終結の時期が平均的に遅くなっている。つまり、親子関係の全体期間は長期化の傾向を示している。それは今や50年を越える非常に長い関係となっているのである。親子関係の期間全体が伸張しても、その中の諸段階がそのままゴムのように伸びるわけではない。子の養育に必要な期間（前期）や、親の扶養が必要な期間（後期）はある程度一定で変わらないからである。そのため、その余剰である

中期の段階のみが、大きく長期化している。平均的なライフサイクルから算定できる中期親子関係の期間は、1920年には5.3年に過ぎなかったものが、1991年には12.1年と倍以上になった（春日井 1997, 16頁）。かつては無視できるほど短かった中期が、1つの大きな段階として認められるほどの長さになったのである。このため、前期と後期の二分法では、現代日本の親子関係全体を正しく理解することはできない。新たに顕在化した中期に焦点を当て、そこでどのような親子関係が取り結ばれているのかを、明らかにする必要が出てきたわけである（正岡 1993, 66-67頁）。

第2の理由は、親子関係全体に渡る理論を構成する上での問題と関係する。先に述べたように、親子関係の前期と後期は、その特性が著しく異なる。そのため、家族社会学における親子関係研究者は、伝統的に前期と後期でそれぞれ独立に研究を進めてきた。しかし、近年になって、この伝統が親子関係全体を捉える理論の発展を阻害しているという主張がなされるようになった（Hagestad 1987）。つまり、前期の研究者によって構築された概念や理論と、後期の研究者によって構築された概念や理論との間にほとんど対応がないため、それらを繋ぎ合わせるができない、という問題である。この問題の大きな原因は、前期が親の強力な勢力を前提とした概念を用い、後期が子の強力な勢力を前提とした概念を用いているという、前提の齟齬にある。例えば、前期の親子関係の研究者は、親による子どもの保護について精緻な概念化を行うが、その概念に後期の親子関係の研究者は、ほとんど関心を持たないであろう。逆に、後期の親子関係の研究者が用いる、老親へのサポートに関する概念を、前期の研究者が用いることはないであろう。それぞれ、異なる方向に偏った親子の勢力バランスを前提として作られた概念だからである。このような齟齬のために、現在広まっている親子関係の理論では、前期から後期に渡って連続的に親子関係の現象を説明することができない。

親子関係に中期という段階を導入する視点は、この理論構成上の問題に答えようとするものである。なぜならば、中期の親子間では一方的に偏った勢力バランスが前提とされていないからである。そのため、中期の親子関係を説明するための概念や理論は、親子関係全体に適用可能な一般的な形でフォーマライズできる可能性が高い。その場合、前期の親子関係は、勢力が親側に偏った場合の特殊事例として扱われ、後期の親子関係は、逆の特殊事例として扱われることになる。親子間の勢力関係に対等性を認める中期の視点は、前期と後期の研究にも影響を与え、その橋渡しとなる可能性を秘めている。

以上の2つの理由により、中期親子関係の研究は注目を浴びているが、本稿は、特に財やサービスの日常的な授受という親子間の相互援助に焦点を当て、中期親子関係の一端を明らかにする。Bengtsonの整理に従うならば、相互援助は機能的連帯（functional solidarity）と呼ばれ、成人親子間の結合を維持している6次元の連帯（solidarity）の1次元を成す¹⁾。特に相互援助関係に焦点を当てる理由は次のとおりである。中期親子関係の第一の特徴が勢力バランスの均衡性に認められる以上、その関係性は親子のいずれか一方の選択のみに左右されるのではなく、相互の選択・交渉によって保持されている面が強いと考えられる。そのため、明白に選択的な行動であり、また関係性を保持する実質的な機能を果たしている相互援助の特徴を捉えることは、中期親子の実態を明らかにする上で、重要性が高い。具体的には、大阪府の一都市を対象にした量的調査データを通して、親子間での援助の授受の組み合わせについて一般的なパターンを析出することを目的とした分析を行っている。

1-2. 相互援助関係についての近年の実証研究

欧米、特に米国では、相互援助は、成人親子一般の関係性を捉える最も主要な側面として30年以上前から頻繁に分析されてきた（Lye 1996）。そのため、中期親子の相互援助関係についても相当の研究蓄積がある。一方、日本では、中期親子の相互援助はここ10年ほどの間に急速に関心が増した新しい研究対象である。

その1つのきっかけとなったのは、宮本他（1997）による一連の調査研究である。宮本らは、青年が成人になる過程が長期化しており、ポスト青年期（あるいは脱青年期）と言うべき移行期間が新たに発生しているという仮定を置いた。その仮定のもとに、ヤングアダルトとその親との間でどのような家計管理や経済的、実践的援助がなされているのか、あるいはそれらについてどのような意識が持たれているのかを

明らかにした。その分析結果で特に世間の注目を集めたのは、子への援助を惜しまない親の姿であり、焦点を未婚の同居子に絞った山田（1999）の Parasite・シングル論は、特に話題を呼んだ。

宮本らの分析は、2箇所地域において有意抽出された標本調査のデータを用いたものであるが、最近の全国規模の調査でも、これを補強する結果が得られている。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」は、成人子が独身の場合も有配偶の場合も、内容に変化こそあれ、親による各種の援助が盛んなことを示している（国立社会保障・人口問題研究所 2000）。1999年に日本家族社会学会によって行われた全国家族調査（NFR）でも、経済的援助については子が40代後半から50代前半になるまで、非経済的援助については30代後半まで、親からの援助率の方が子からの援助率を上回ることが示されている（石原 2000）。

他方、中期親子の成人子は一方的に親の援助に依存しているわけではなく、その関係性の中には一定の互酬的交換も認められることが分かっている。Parasite・シングル論が話題を呼んだことを受けて2000年に行われた国立社会保障・人口問題研究所の「世帯内単身者に関する実態調査」では、独身で親と同居する成人子の多くは経済的恩恵を一方的に受けているばかりではなく、家計に収入を繰り入れたり家事を分担したりしていることが示されている（国立社会保障・人口問題研究所 2001）。

未婚同居子についてだけではなく、有配偶の子や別居の子を含めたデータでも、相互援助に一定の互酬性が認められている。1993～1994年に中期の母娘関係についての調査を行った春日井は、母親からの援助の量と娘からの援助の量との間に一定の正の相関を確認している（春日井 1997, 127-146頁）。春日井自身はこの結果を客観的な互酬性の存在の証拠とはみなしておらず、あくまで主観的なレベルで互酬性を認めようとする傾向の表れにすぎないと解釈しているが、この解釈は必ずしも妥当な論拠を持たないので²⁾、ここではこれらの区別を重視しないことにする。

これらの研究は、中期親子の援助関係にある程度互酬的な性質があることを示すものではあるが、先に示された一方的な偏りという性質を否定するものではない。むしろ、基本的に親からの援助に偏っていることを認めつつ、極端な認識に修正を加えていると言うことができる。

1-3. 多形的互酬性仮説

ここで示した近年の実証研究は、2つの水準の分析が混同されているために、分析結果の意味がやや混乱して理解されている。2つの水準とは、それぞれ次の通りである。第1の分析水準は、ある援助行動について親からの援助の発生割合と子からの援助の発生割合を全体的に比較するものである。例えば、1種類の援助行動について、親からの援助と子からの援助を変数としたクロス集計表を作っているとすると、このとき、第1の水準の分析は、クロス表の行マージンと列マージンを比較することを指す。

第2の水準は、親からの援助行動と子からの援助行動の組み合わせパターンについての分析である。同じく、親からの援助と子からの援助を変数としたクロス表を作っているとすれば、この水準の分析は、マージンではなく、各セル度数の分布を観察することを指す。

中期親子の援助関係が親からの一方的な援助に偏っているという主張は、ほぼ全てが第1の水準での分析を根拠にしている。つまり、親からの援助の発生率の方が子からの援助の発生率よりも全体的に高い、という結果を根拠にしている。しかしながら、第1の水準の分析からは、この主張を検証することはできない。検証のためには、援助行動の組み合わせパターンの分布を分析し、親からの援助の方が優っている組み合わせパターンの比率が多いことを示さなければならないからである。つまり、第2の水準の分析が必要とされる。

それにもかかわらず、第2の水準での分析は、非常に限定的にしか行われていない。同居親子の間での家事分担の分析は、第2の水準に当たる例外的なものである。また、春日井（1997）が親子の援助の量について相関を分析しているのも、第2水準の分析と言える。ただ、これらはいずれも親からの援助と子からの援助の種類が同じ場合のパターンしか分析していない。親からの金銭的援助に対する子からの家事の援助といったような、異なる種類の援助の組み合わせパターンは全く分析されていない。第2の水準の分析は、非常に不十分なものとなっている。

これらのことから、中期親子の相互援助が親からの一方的な援助に偏っている、という仮説は、未検証の仮説であり、第1水準の分析結果および補足的なインタビュー調査の結果からの推論に過ぎない、と言うことができる。本稿では、この未検証の仮説を「偏向援助仮説」と呼ぶことにする。

中期親子の相互援助について、本稿は偏向援助仮説と大きく異なる仮説を置く。筆者は、中期の相互援助関係においては、これまでに認められているより以上に互酬的な交換の側面が支配的であると考えている。なぜならば、中期親子の特徴はそれぞれが自律的な生活を営むことができる対等性にあるので、親子は財やサービスの交換の担い手として相互依存的な関係を築くことが、まったく自然に予想されるからである。

実際、中期の親子関係に交換の視点からアプローチすることが有効であろうという指摘は、先の調査研究に携わった者たちによってもなされている（宮本 2000, 102-103頁, 春日井 1997, 2-5頁）。親子関係全体に対等性の視点を導入することが、中期親子関係研究の1つの重要な意義である以上、相互援助に見られる交換の側面は、もっと掘り下げて研究されるべきである。

本稿では、「多形的互酬性」とでも呼ぶべき形態で、親子間の互酬性が維持されているという仮説を立てる。中期親子の相互援助が次の2つの仮説を満たすとき、これを多形的互酬性と定義することにする。第1の仮定は、中期親子の互酬的交換の形態は多様であり、組み合わせの全く異なる相互援助で互酬性を維持する複数のパターンが混在するというものである。偏向援助仮説が、中期親子の相互援助パターンを1つの全体的傾向として概念化しようとするのに対して、多形的互酬性仮説は全体を1つのパターンで表すことを放棄する。中期の親子関係は自律的な成人同士の関係なので、それぞれの自由選択によって関係性が左右される面が大きい。そのため、それぞれのライフコース・資源・ニーズの組み合わせで、必然的に相互援助のパターンは多様になる。その関係性を1つのパターンで記述することは不可能と考えられる。

第2の仮定は、多様な相互援助パターンが混在する中でも、それぞれのパターンごとには単純な互酬的交換関係が取り結ばれている、というものである。つまり、それぞれのパターンは、親が持つある特定の資源と子が持つある特定の資源を交換し合うという1対1の交換の形で表されると予想される。この仮定は次のような考察から導かれる。公共・民間サービスの領域が拡大した現代日本社会においては、1組の中期親子が多く資源領域を親子関係に頼る必要性はほとんどなくなったと考えられる。また、仮に一方が複合的な交換による互酬性を望んだとしても、もう一方がそれに応じることで利益を得ることは少ないであろう。このため、中期親子の相互援助は非常に限定的な資源の交換によってなされると考えられる。

多形的互酬性仮説は、偏向援助仮説の根拠として援用される第1水準の分析結果と矛盾しないという点が重要である。つまり、親からの援助の発生率の方が子からの援助の発生率よりも全体的に高い、という分析結果と矛盾しない。また、多形的互酬性仮説が正しいならば、第1水準の分析結果から第2水準の偏向援助仮説へと推論が飛躍してしまいがちな理由を解釈することができる。

図1を用いてこれらの点を説明しよう。図1は多形的互酬性の例を模式図にしたものである。親子の間には援助Aと援助Bの2種類が双方向にやりとりされる可能性があるとし、相互援助のパターンには(a)～(d)の4種類があると想定する。(a)の相互援助は、援助Aを互いに授受する形で互酬性が保持されている。(b)は、親からは援助Aが与えられ、子からは援助Bが与えられる交換関係である。(c)はその逆の交換関係である。(a)～(c)は、パターンが多様でありながら互酬性を維持する、という多形的互酬性仮説の条件を満たしている。これに対して(d)は、一方的に親から子へと援助がなされており、例外的に互酬性が当てはまらないパターンである。

さて、これらのパターンが中期親子関係全体を4等分して全体を構成しているとするならば、全体の相互援助比率は右端の図のように観察されることになる。いずれの援助についても親からの援助の発生率が子からの援助の発生率を大きく上回っており、あたかも親からの一方的な援助に偏っているかのように見える。実際に偏向的な援助を行っている親子は全体の4分の1に過ぎず、4分の3は極めて互酬的なパターンの相互援助を行っているにもかかわらず、である。このように、多形的互酬性仮説は、親からの援助の発生率の方が全体的に高い、という第1水準の分析結果と矛盾することなく、成立し得る。

また、図1のようなパターンが実際にある場合にも、偏向援助仮説を支持する方向へ推論が飛躍してしまいがちな理由は、次のように説明できる。この模式図は単純な例であるが、実際の相互援助にはまさに

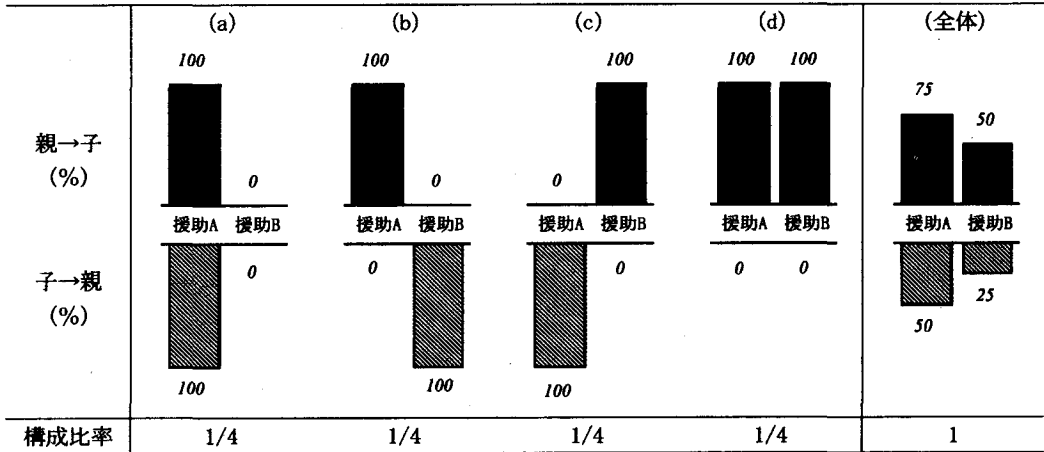


図1. 多形的互酬性の例

く多種多様な組み合わせのパターンが考えられるので、全体がどのようなパターンの重なりから構成されているのかは、容易には分からない。異なるパターンが幾重にも重なることによって、それぞれの特徴が捉えにくくなってしまふ。また、先に述べたとおり、相互援助の組み合わせに立ち入った第2水準の分析は、同じ種類の援助同士の間連性に限定して行われることが常であった。その方法では、図1の(a)～(c)の互酬パターンのうち、(a)のパターンしか見出すことができない。これらの理由により、相互援助の多様なパターンを析出することは困難である。そのため、全体のマージンとしての偏向傾向のみがクローズアップされることになる。

多形的互酬性仮説が正しいならば、偏向援助仮説を土台とする中期親子のイメージは大きく修正されなければならない。以下の分析では、観察が困難な相互援助の多様なパターンを計量的に析出し、多形的互酬性仮説の真偽を検証すると共に、析出された多様な相互援助パターンの内容が持つインプリケーションを考察する。

2. データと分析方法

2-1. データ

多形的互酬性仮説を検証するために、ここでは「中期親子の援助交換関係についての調査」により得られた量的データを用いる。この調査は、中期の親子間でどのような相互援助がなされているのか、その実態を一般的に捉えるために、2000年11～12月に大阪府茨木市の中期親子を対象として行ったものである。親調査と子調査の2段階の調査を行うことで、双方の立場から実態を捉えているが、本稿では親調査の結果のみを分析対象としている。親調査は、大阪府茨木市に住む53～62歳の男女から層化二段抽出法により無作為に抽出した対象者（サンプル数600、有効回収率72.7%）に対して、18歳以上のすべての子との間のやりとりを尋ねている。本稿では分析単位は1対の親子なので、18歳以上の子どもが複数いる場合それぞれの子ども単位でデータを累積することで作成した810ケースからなるデータセットを分析に用いる³⁾。このうち、子が学生のケースを除いた731ケースの親子が分析対象である。分析対象の基本的な属性分布は次のとおりである。親の平均年齢は57.6歳、子の平均年齢は29.1歳である。43.4%が同居しており、45.6%の子が有配偶、孫がいるのは33.2%である。

経済、実践、情緒の3つの援助側面について、親による子への援助と、子による親への援助の有無を表す計6個の変数を用いて、分析を行う。この3つの側面は、成人親子関係における援助を構成する基本側面である。それぞれの援助行動を「有」とみなす基準は次のとおりである。(1) 経済的援助：月1万円以上の定期的な金銭の授受、または年に1回以上5万円以上の金銭あるいはそれに相当する品物やサービスの授受がある。(2) 実践的援助：同居の場合、家事の分担が一定以上であること、別居の場合、相手の家の家事を手伝うことが2～3ヶ月に1回以上あること。(3) 情緒的援助：相手の大事な相談に乗ってやるのが年に1回以上ある⁴⁾。それぞれの援助行動変数およびその元になっている質問項目について援助の発生率は表1のとおりである。

表1. 各援助行動の発生率 (%)

	親による 援助	子による 援助
経済的援助	35.4	34.2
定期的な援助	10.7	23.2
臨時の援助	32.3	18.8
実践的援助	49.6	26.9
家事分担 (同居時)	69.6	33.8
家事手伝い (別居時)	13.9	21.6
情緒的援助	57.5	41.0

注：無回答者 (各項目で3%以下) は除いて集計している。

2-2. 分析方法

ここでの課題は、この分析対象を適切な潜在集団に分け、それぞれの潜在集団における相互援助のパターン類型を明らかにすることである。問題は、どのようにして適切な分類を行うかという点であるが、中期親子を分類する変数には、親子それぞれの性別や年齢、婚姻状態、社会経済的な属性等様々なものが考えられるので、それらの全てを考慮して集団を分類することは不可能である。また、いずれかの変数を選んで分類しても、それを適切とする根拠に乏しい。そこで、本稿では潜在クラス分析 (latent class analysis)⁵⁾を用いることで、相互援助の分布を表すデータそのものの中に、適切な分類の解答を求めることにする。これは、Hogan et al. (1993) が、National Survey of Families and Households (NSFH) のデータを分析して、成人親子間の相互援助の構造を明らかにしようとした研究で用いた方法と全く同じやり方である。ただし、方法的には同じであるもののHogan et al. の分析対象は、後期の親子関係を中心としているので、残念ながら分析結果を単純に比較することは難しい。

分析データは、親による援助と子による援助のそれぞれについて3つの2値変数を設けたことになるので、 $2^3 \times 2^3 = 64$ 通りだけ援助の有無の組み合わせが存在する。標本の各親子はそのいずれかに収まるが、多くの親子が示す組み合わせもあれば、ほとんどの親子が示さない組み合わせもあり、その分布は偏っている。潜在クラス分析では、この分布がいくつかの異なった性質を持つ潜在集団の総和として形作られているという前提に立つ。ただし、その集団を分類する変数は観察されていない潜在変数である。

具体的には次のようなモデルを仮定する。親による援助行動の有無を表す変数をA：経済、B：実践、C：情緒とし、子による援助行動の有無を表す変数をO：経済、P：実践、Q：情緒と定める (1=援助有り、0=援助無し)。潜在変数Xが親子をT種類の潜在集団に分類する (つまりXがT個のカテゴリ値を取る) とした場合に、潜在クラス分析では、変数A～Qがそれぞれ、1または0の値を取る確率が次の式で定まっていると仮定する (局所独立性の仮定)。

$$\pi_{ijklmn} = \sum_{t=1}^T \pi_X(t) \cdot \pi_{A|X=t}(i) \cdot \pi_{B|X=t}(j) \cdot \pi_{C|X=t}(k) \cdot \pi_{O|X=t}(l) \cdot \pi_{P|X=t}(m) \cdot \pi_{Q|X=t}(n)$$

$\pi_X(t)$ は $X=t$ の確率であり、 $\pi_{A|X=t}(i)$ は $X=t$ という条件のもとでの $A=i(i=0,1)$ の条件付確率である（以下同様）。つまり、クロス表の分布は、標本が各潜在クラスに所属する確率 $\pi_X(t)$ と、その潜在クラスの特徴、 $\pi_{A|X=t}(i), \pi_{B|X=t}(j) \dots$ によって決まっていると仮定される。式から明らかなように、潜在クラスさえ決めればその中の各援助の発生率は独立に決まるという、非常に単純な形で各クラスの特徴は表されている。したがって、潜在クラス分析は、データの全体構造を、いくつかの単純な傾向を持つ潜在集団の分布として把握することを可能にする。

式を構成するパラメータの値は不明なので、統計的に推定する必要がある。潜在クラスの数を決めれば、データに最も適合する値を最尤推定することができる。推定されたパラメータを元にクロス表の各セル度数を推定し、通常の適合度検定を行うことでモデルの妥当性は判断される（本稿では、尤度比統計量による χ^2 検定を用いる）。当然、潜在クラスの数が増えればモデル（つまり、分類を行わないモデル）は、最もデータに適合しにくく、潜在クラスの数が増やすほど適合度は増していく。潜在クラスの数が増えるべく少ない中で、適合するモデルを採用すれば、最も簡約的（parsimonious）に相互援助関係の全体を捉えることができる。このように、潜在クラス分析は、データからいくつかのどのような潜在集団に分けることが適切であるかを統計的な意味で明らかにしてくれる。

実際の分析は、対象を別居親子と同居親子に分けて別々に行った。実践的援助の中身が全く異なることをはじめとして、居住形態の違いは親子の援助関係のあり方を大きく変えてしまう。このため、一括して分析すると混乱を招く恐れがあるからである。つまり、6変数からなる64セルのクロス表を別居親子の場合と同居親子の場合について2つ作成し、それぞれのクロス表について潜在クラス分析を行った。

3. 分析結果

3-1. 多様な類型の析出

分析結果は次のとおりである。まず、潜在クラスの数、つまり相互援助のパターン類型の数は、別居親子と同居親子について、それぞれ3つの類型を持つモデルを設定すれば、十分にデータの全体構造を説明できることが分かった。表2は別居親子と同居親子のそれぞれについて、類型数の違いによるモデルの適合度の差異を示している。別居親子から見ていくと、 p 値 $>.05$ を1つの基準とするならば、2つの類型を設ければ十分にデータに適合的なモデルを推定することができる。しかし、類型をさらに1つ増やし3つにすることで、モデルの適合度は有意に改善される（ $df=50-43=7, \chi^2=62.02-26.94=35.08$ ）ため、3類型のモデルを採用することにした。さらに類型を増やしてもモデルが改善されることはなかった。

同様に、同居親子についても、2類型のモデルがデータに十分適合するが、3類型にすることで有意に適合度が改善される（ $df=50-43=7, \chi^2=64.91-46.36=18.55$ ）ので、3類型のモデルを採用した⁶⁾。

次に、パターン類型の数を別居と同居それぞれ3つとしたときのパラメータ推定値を見てみよう。最もデータに近いクロス表を再現できるパラメータは表3のように推定された。1番上の行が各類型の構成比率を表している。例えば、別居親子のうち36.8%は類型1のパターンを取ると推定される（全体の56.6%が別居なので、全親子の中では、 $56.6 \times 36.8 = 20.7\%$ がこれに当たる）。下に続く行では、ある親子がその類型のパターンを取る場合に各援助行動が発生する条件付確率を表している。例えば、別居の類型1のパターンでは、親による経済的援助が.175の確率で、子による経済的援助が.063の確率で、それぞれ発生する。

それぞれの類型における相互援助パターンの特徴は次のようにまとめられる。別居親子の3分の1以上を

表2. 各モデルの適合度

	潜在クラス (類型) の数	自由度 df	尤度比 統計量 χ^2	p値
別居	1	57	244.94	.000
	2	50	62.02	.119
	3	43	26.94	.974
	4	36	18.68	.992
同居	1	57	141.54	.000
	2	50	64.91	.076
	3	43	46.36	.335
	4	36	35.77	.480

表3. 各類型への所属率とその内容

	別居親子			同居親子		
	類型1 没交渉型	類型2 汎交渉型	類型3 依存型	類型1 間借り型	類型2 共同型	類型3 情愛型
類型への所属率 $\pi_x(t)$.368	.329	.303	.256	.289	.456
親の経済的援助率 $\pi_{A X=t}(1)$.175	.548	.459	.000	.629	.315
子の経済的援助率 $\pi_{O X=t}(1)$.063	.405	.093	.490	.502	.643
親の実践的援助率 $\pi_{B X=t}(1)$.053	.396	.044	.726	.473	.688
子の実践的援助率 $\pi_{P X=t}(1)$.058	.583	.072	.107	.468	.417
親の情緒的援助率 $\pi_{C X=t}(1)$.000	.698	.999	.415	.411	.849
子の情緒的援助率 $\pi_{Q X=t}(1)$.027	.645	.445	.000 *	.091	1.000

注：*は、制約によりあらかじめ定められた値である。

占める1つ目の類型では、いずれの援助行動についてもその発生率が低いという特徴を持つ。そこで、この類型を「没交渉型」と名付けた。これに対して、ほぼ同規模の構成比率を持つ2つ目の類型においては、逆に全ての援助行動について一定の発生率を示している。特定の援助が特別に盛んであるという特徴は見られないので、この類型を「汎交渉型」と呼ぶことにする。別居親子の最後の類型は、没交渉型と同様に実践的援助のやり取りがほぼないのに対して、経済的援助と情緒的援助については一定の発生率を示している。ただし、汎交渉型と異なり、親からの援助の発生率と子からの援助の発生率は非対称で、親からの援助が大きい傾向がある。特に親からの情緒的援助がほぼ100%の確率で発生することから、子の精神的な依存が大きいと考えられる。この類型を「(子の) 依存型」と呼ぶことにする。

一方、同居親子の諸類型における相互援助のパターンは、次のようにまとめられる。1つ目と2つ目の類型においては、情緒的援助の発生率がほぼ同等で、親による援助のみがある程度高い割合で表れている。類型1と類型2を区別しているのは、経済的援助と実践的援助のあり方である。類型1においては、親からは実践的援助、子からは経済的援助という特定の交換関係が明らかに読み取れる。つまり、子が一定の金銭を支払うことによって、家事の面倒を親に見てもらおうという下宿住まいのような関係が成立していると考えられるので、これを「間借り型」と呼ぶことにする。一方、類型2は経済的援助についても実践的援

助についても親子の双方が同程度の確率で援助を行うことを特徴としており、親子の間で生活費や家事の負担をシェアしていると考えられるので、この類型を「共同型」と呼ぶことにする。最後の類型は親子双方に経済的援助と実践的援助が一定の確率で発生する点で共同型に近いが、情緒的援助の発生率が非常に高い点が相違点である。このタイプの相互援助パターンは、道具的な援助関係のみに留まらない、情緒的な面においても密接な関係を表していると考えられるので、これを「情愛型」と呼ぶことにする。同居親子の中では情愛型が半数近い割合を占めている。

3-2. 多形的互酬性仮説の妥当性

以上の結果から、中期親子には異なるパターンで相互援助交換を行う異質の潜在集団が存在することが明らかになった。これは、多形的互酬性の仮説の中の第1の仮説が、現実妥当性を表している。別居の汎交渉型親子および同居の3つの類型は、いずれも互酬的な交換パターンを取る潜在集団とみなすことができる。これまでの調査分析で相互援助の交換的側面があまり浮き彫りにされてこなかったのは、これらのパターンが混在し、それぞれの特性が分かりにくくなってしまったためと考えられる。

一方で、互酬的な交換関係を築かないパターン類型も析出されたので、多形的な互酬性の範疇に入らない親子の存在も無視できない。別居の没交渉型親子には、すべての面でほとんど援助の発生が認められない。ただ、この潜在集団は、互いのニーズを満たす形での交換を確立できなかった、あるいはその必要がなかった潜在集団として交換関係と同じ枠組みで理解することが可能である。しかし、明らかに不均衡な援助関係が認められる依存型親子は、交換関係の枠組みでは理解できない。別居親子の約3割を占めるこの集団には、偏向援助仮説の議論がまさに適用されると考えられる。

同居の親子については、この種の明確に不均衡な関係を持つパターンは抽出されていない。ただ、間借り親子において子が納める金銭が少なすぎると解釈するならば、これを不均衡な関係と捉えることもできる。山田(1999)が主張したパラサイト・シングルは、間借り型の親子を不均衡な関係とみなすと共に、このパターン類型が未婚同居の代表的姿であるように誇張したものと言うことができるであろう。

しかし、我々のデータからは間借り型を未婚同居の代表とみなすことはできない。本分析データにおける同居子の91.7%は未婚なので、同居親子についての分析結果は、ほぼ未婚同居子とその親の関係を表していると考えられるが、間借り型パターンを取る親子は4分の1にすぎないからである。また、しばしばパラサイト・シングルの依存を親が許容している要因として、子との密接な情緒的結びつきを求める心性が取り上げられるが、これは異なる潜在集団に属する同居親子の特質を混同している。間借り型の援助パターンでは子からの情緒的援助は全く期待できない。一方、子からの情緒的援助が顕著に表れる情愛型パターンにおいては、他の資源領域を含めた援助交換の特質が伴うので、これをパラサイトと呼ぶことはできない。

以上の点から、中期親子の相互援助は、基本的に多様な互酬性のパターンを持つ交換関係と捉えることができる。一方で、非交換的な関係も確かに存在する。ただし、それが目立つのは、同居親子ではなくむしろ別居親子の関係であることには、注意すべきであろう。

多形的互酬性仮説では、その第2の仮説として、それぞれのパターン類型には単純な1対1の資源交換が見出せると予想したが、こちらについてはあまり支持される結果が得られなかった。明確な形で交換資源の組み合わせが特定できる類型は、同居の間借り型のみで、他の互酬的な類型は、複数の領域の援助が交換に関わっていると読み取ることができる。特に、同居の汎交渉型や別居の情愛型は、全ての援助について高い発生率を示している。しかも、これらの類型は中期親子全体の大きな割合を占める。

この結果には2つの解釈が可能である。1つは、これらのパターン類型に属する親子は、交換で授受される資源の内容にはこだわっていないという解釈である。この場合、互いの不足を補い合うという交換本来の機能的な意味は薄いので、春日井(1997, pp.141-146)が主張するように、中期親子の相互援助は、互酬的な交換関係を維持しているという認知により結合を確認・強化することこそが、究極的な目的ということになる。一方、相互援助のクロス表のみを情報源とする潜在クラス分析では、援助資源の組み合わせを特定するほどの情報が得られていないという可能性もある。つまり、他の変数(性別、ライフステージ、

階層等)を考慮して、援助交換の構造をより精緻に分析すれば、どのような親と子がどのような資源の組み合わせで交換を行っているかが、特定できるかもしれない。多形的互酬性仮説の第2の仮説については妥当性の判断が保留される。

4. まとめと今後の課題

本稿の分析で明らかになった点を整理しておく、次のようになる。(1) 中期親子の相互援助関係に見られる多様性は、没交渉型、汎交渉型、依存型、間借り型、共同型、情愛型の6つの相互援助パターンを仮定すれば、簡潔な形で表すことが可能である。(2) これらのパターン類型のうち没交渉型と依存型を除いた類型は、互酬的な交換の側面を持ち、多形的な互酬性は中期親子の1つの特徴とみなすことができる。(3) ただし、どの交換資源とどの交換資源を交換するかは、相互援助のデータだけでは特定されない。

本稿で得られた類型を、中期親子の相互援助関係を表すための1つの枠組みとすることで、さらにその分析を進めていくことが可能である。日本の家族社会学にとって特に重要と考えられる課題をいくつか挙げておこう。第1の課題は、相互援助の6類型のいずれに属するのかを決定する要因を明らかにすることである。分析的には、相互援助の有無の組み合わせによって、各サンプルがそれぞれの類型に所属する確率を計算することができるので、それを元に性別や階層別に各類型への所属率を推定することで、諸類型への所属要因を探ることができる。これは本稿の分析の直接的な延長線上にあるが、紙幅の関係で別稿に譲らざるを得ない。

第2に、相互援助のパターンが中期親子の他の次元とどのような関わりを持っているのかを明らかにすることも重要な課題である。相互援助のパターンによって、愛情や価値観といった感情面の関係性はどうか変化するのか、きょうだいや配偶者など家族構成や居住関係によって相互援助のあり方は変化するのか、といった点は関心を持たれる。Bengtsonによる6次元の枠組み(注1を参照)に沿った形で分析を進めれば、建設的に中期親子関係全体についての知見を増やしていくことができるであろう。

第3に、これは全く別の視点からの問題であるが、子の側からの認知でも、本稿で明らかにされたのと同様の相互援助パターンが見出せるのかどうかを確認をする必要がある。稲葉(2001)が指摘するように、データを家族の誰から取ったかということは、家族調査一般について重要な問題である。今回の分析では用いなかったが、「中期親子の援助交換関係についての調査」は、ペアとなる子を対象としたもう1つのデータセットが収集されている。子調査のデータの分析と、本稿での親調査の分析結果とを合わせて、双方を材料とした考察が必要であろう。

<注>

- 1) Bengtsonが提唱する連帯理論は様々な文献で紹介されているが、Bengtson and Roberts (1991)に最も簡潔に整理されており、学説史との関係での6次元の意味は、Roberts et al. (1991)に詳しい。
- 2) 春日井の解釈論理は次のようにまとめられる。使用データはペアデータであり、1組の母と娘の双方が同様の質問に回答している。そのため、1つの援助について、母からの認知と娘からの認知のそれぞれが測定されている。明記はされていないが、春日井は、その中で援助の与え手による認知の方がより客観的な事実に近いという前提を置いている。この前提の下で、一組の相互援助の授受について、それぞれの与え手の認知をデータとして相関を調べると、相関がほとんど観察されない。一方、同一の個人による授受の回答を元に同じ相関を測定すると、正の相関が観察される。このことから、客観的には互酬的な交換がなされていないが、主観的に互酬性が成立していると認知する傾向がある、と解釈している。しかし、与え手の認知の方が客観的とみなせる根拠はない。また、母と娘は援助の量について異なる判断基準を持っているであろうから、それぞれの援助を与え手の認知で測定した分析では必然的に相関が小さくなりやすいと予想される。これらのことから、この解釈の論拠は必ずしも妥当とは言えない。
- 3) 子ども単位でのデータの累積は同じ親が何度もケースに含まれるため、分析における母数の推定でそ

のばらつきを過小推定してしまう影響がある。ただし、これが分析結果に偏り（バイアス）を与えることはない。これはちょうど親を単位として1段階目の標本抽出を行い、100%の確率で2段階目の子の抽出を行う二段抽出をしたのと同じことを意味する。

- 4) 調査票では、援助の有無ではなく、頻度を尋ねているが、本稿は相互援助の基本的なパターンを捉えることを目的としているので、頻度についての情報は分析から除外している。子による定期的な金銭的援助には、同居の子がいわゆる生活費として親に納める金銭も含まれている。家事の分担を一定以上とみなす基準は次のとおりである。「掃除・洗濯」「料理・買い物」における分担程度を「大半をする」「一部をする」「ほとんどしない」「まったくしない」の水準で尋ねた結果、少なくとも一方が「大半」の場合と、両方が「一部」の場合に、一定以上の家事を分担しているとみなした。
- 5) 潜在クラス分析について詳しくは、Goodman (1974[1978])、Clogg (1995) 等を参照。
- 6) ただし、同居親子については、潜在クラス（類型）の数が3つの場合、パラメータの推定値が1つに定まらず（not identifiable）、微妙に内容の異なる2組の収束値を取った。そこで、実際には、 $\pi_{0|x=1}$ の制約を設けて、パラメータの推定値を1つに定めたモデルを用いている。この式は、1つ目のクラスでは子による情緒的援助の発生率が0である前提でパラメータを推定するという制約を表している。この制約を設けることで、パラメータの値が1つに定まる。この制約モデルの適合度は $df=44$ 、 $\chi^2=46.37$ で良好である。

<文献>

- Bengtson V. L., and Roberts R. E. L. 1991 "Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction," *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 53, pp. 856-870.
- Clogg, C. C. 1995 "Latent Class Models," in *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*, ed. by G. Arminger et al., Perseus Publishing, pp. 311-359.
- 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頁.
- Goodman, L. A. 1974[1978] "The Analysis of Systems of Qualitative Variables When Some of the Variables Are Unobservable. Part I: A Modified Latent Structure Approach," in *Analyzing Qualitative/Categorical Data: log-linear models and latent structure analysis*. Abt Books, pp. 281-361. (Reprinted from *American Journal of Sociology*, 79.)
- Hagestad, G. O. 1987 "Parent-Child Relations in Later Life: Trends and Gaps in Past Research" in *Parenting across the Life Span: biosocial dimensions*, ed. by Jane B. Lancaster et al. Aldine de Gruyter, pp. 405-433.
- Hogan, D. P., Eggebeen, D. J., and Clogg, C. C. 1993 "The Structure of Intergenerational Exchanges in American Families," *American Journal of Sociology*, Vol. 98, pp. 1428-1458.
- 稲葉昭英 2001 「計量社会的アプローチ」 野々山久也・清水浩昭編著 『家族社会学の分析視覚: 社会的アプローチの応用と課題』 ミネルヴァ書房, 365-384頁.
- 石原邦雄 2000 「親族内外の援助関係」 日本家族社会学会 全国家族調査 (NFR) 研究会編 『家族生活についての全国調査 (NFR98) No.1』 日本家族社会学会・全国家族調査 (NFR) 研究会, 93-100頁.
- 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頁.
- 国立社会保障・人口問題研究所 2000 「第2回全国家庭動向調査 結果の概要 [要旨]」
http://www.ipss.go.jp/Japanese/Nsfj2/NSFJ2_sum.html
- 国立社会保障・人口問題研究所 2001 「世帯内単身者に関する実態調査 結果の概要[要旨]」
<http://www.ipss.go.jp/Japanese/tanshin/tanshin.html>
- Lye, D. N. 1996 "Adult Child-Parent Relationships," *Annual Review of Sociology*, Vol. 22, pp. 79-102.
- 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」 石原邦雄他編 『家族社会学の展開』 培風館, 65-95頁.
- 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘 1997 『未婚化社会の親子関係』 有斐閣選書.
- 宮本みち子 2000 「少子・未婚化社会の親子: 現代における「大人になること」の意味と形の変化」 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, 183-210頁.

Roberts, R. E., Richards, L. N., and Bengtson, V. L. 1991 "Intergenerational Solidarity in Families: Untangling the Ties That Bind," *Marriage and Family Review*, Vol. 16, pp. 11-46.

玉里恵美子 1995 「親子関係研究の動向（その2）：成人親子関係を中心に」 『龍谷大学社会学部紀要』 6, 50-58頁.

山田昌弘 1999 『パラサイト・シングル時代』 ちくま新書.

Diverse Reciprocity on Mutual Helping Relations between Mid-Life Parents and Their Adult Children

YASUDA Tokio

This paper analyzes the patterns of mutual helping relations between mid-life parents and their adult children. The data are derived from a survey of the 53-62 year old parents living at Ibaraki city, the suburban area of Osaka, in 2000, and three kinds of mutual helping behaviors are analyzed: financial, practical, and emotional. While some researchers have insisted that Japanese helping relations are generally unbalanced, where children get more resources than parents do, the author proposes here another hypothesis that they exchange equivalents on diverse realms. This diversity could conceal the balanced reciprocity. The author applied the latent class analysis and found six types of mutual helping patterns. They are labeled "low exchangers," "high exchangers," and "dependent on parent" for parent-child living apart, and labeled "room rental," "cooperative," and "affectional" for parent-child living together. The fact that these various types were distinguished suggests that balanced diverse exchanges predominate in helping relations between mid-life parents and their adult children in contemporary Japan.