

きょうだいにおける家族認知とライフステージ ——家族発達アプローチの可能性——

澤口 恵一
(大正大学)

Recognition of siblings as Family Members and Life Stages : A Family Developmental Approach.
SAWAGUCHI Keiichi

ここでは家族発達の観点にもとづき、きょうだい家族として認知されなくなる要因について検討する。従来の家族認知研究は、家族認知の「範囲」に関する規範やその生成を主題としていたゆえに、家族発達の視点から家族から非家族への移行を促す要因について分析した研究は十分に行われてこなかった。ここではきょうだい関係の家族認知を家族から非家族への移行過程としてとらえ、結婚というライフステージの移行にともなう持続時間依存的な変化過程であると考え。NFRデータは横断的データであるため、個人水準に生じる変化の過程を直接とらえたものではないが、きょうだいの家族認知における加齢効果・ライフステージ効果・ライフステージの持続時間による効果を、ある程度識別し比較検討することはできる。分析結果によれば、認知主体および認知対象の結婚は、いずれもが非家族への移行を強く促す要因として認められたが、結婚という出来事経験よりもむしろ結婚からの持続時間が重要な要因であることがわかった。

キーワード きょうだい関係、家族発達、家族認知、ライフステージ

1. 家族認知論の現在

ここでは家族認知について家族発達論の観点にもとづいて考察をする。このねらいに従って分析を行う前に、まず先行研究による家族認知研究の展開について概観しておきたい。

主観的定義ないし認知範囲を把握することが重要であるという認識はすでに共通認識となっているが、いわゆる主観がいかにかに構成されるものとしてとらえるのか、あるいは主観的家族論の方向性をめぐっては、異なる前提にたったアプローチがいくつかの論者から提案されている。

従来の先行研究の系統を大きく分類するならば、まず(1)統計的アプローチによって伝統的な家族認知規範の強さとその構造的規定要因を探ろうとする、いわば構造的家族認知論(長山・石原,1990、西岡・才津,1996、池岡,1997)と、(2)構築主義的アプローチに根差して家族が語られるコンテクストの違いから家族認知の可変性をさぐるようとする主観的家族

論(木戸,1996、田淵,1996)がある。

家族認知についての計量的アプローチによる研究は、いずれも親族カテゴリー別にいくつかの条件を設定したうえで家族であるか否かを問う形式でデータを収集してきた。取り上げられた条件はライフステージ(結婚した「きょうだい」のように親族カテゴリーに付されたもの)、同別居(回答において「同・別居を問わず家族である」「同居していれば家族」のように条件をつける)である。

しかし、こうした質問形式によって明らかにできるのは、回答者が認知している家族境界の範囲であり、それが社会的属性によってどの程度の振幅を示すかということに他ならない。たとえば、西岡らは、高齢者の妻ほど家族として認知される親族カテゴリーの範囲が比較的狭いという知見を提示した。つまり高齢者層には伝統的な家族規範が維持されているのに対して、若年層ではより多様化、親族カテゴリー間での家族認知の平準化が進んでいることがわかる。ただしそのなかには当該の親族カテゴリーをもたない者も含まれており、日常的なパフォーマンスな家族認知の生成に接近するものではない。

こうした研究を概観するうえでは、事例研究による主観的アプローチと大量観察によるデータによって知ることのできる「認知」という現象の重層的構造の理解が重要である。西野(2000)はWhite(1993)による規範概念の検討を参照しつつ、(1)規範、(2)一般的な家族認識(一般的)、(3)個人が自身の経験に根差して家族(個別的)と知っている者、という「家族認知を規定する規範および行動の水準」を3つのタイプに分類した。西野のアプローチの特徴は、親族カテゴリー自体ではなく、行為者が保有する個別の家族員それぞれを判別させる質問形式を採用したところにある。こうしたアプローチは行為者が認知している家族という集団の輪郭を明らかにしようとするものではない。むしろ、ダイアド間での相互作用、位座の違いが家族、非家族という2分法をいかに規定しているのかを明らかにしようとし、同時に各親族カテゴリーにおける家族認知基準の違いをより明確するものであるといえよう。

ここでは家族認知の変化を個人水準でとらえるこの観点を発展させ、家族認知が個人およびダイアド間の属性によって変化をしていくことを前提とした、発達論的アプローチの有効性を検討したい。構築主義にたつ主観的家族論が、家族の定義が生成される状況(コンテクスト)を重要視するのに対して、発達論的アプローチでは非家族への移行を押し進める要因は何か、あるいは非家族への移行に要する持続時間が重要なポイントとなる。おそらくこうした移行や、移行に要する時間に強く関連しているのは、ライフイベント経験であり、この観点はライフコースにわたる家族認知の変化を重要な焦点とすることが予測できる。この第3のアプローチは、田淵の主張した主観的家族認知論の方向性と矛盾するものではない。田淵(1996)によれば両者は相互に補完的なものでありうる。田淵によれば、家族の認知が生成される言説をもとに「主観的な家族」が多様であることを目的とするのではなく、「客観的な」要因と「主観的な」要因との連関を分析することが重要である。ま

た田淵は、主観的家族論の新たな展開の可能性を、家族認知を静態的な構造一境界としてとらえるのではなく、それが生成され形成されて変化していく過程に注目することであると指摘している(田淵、1996)。

これまで個別ダイアド間での家族認知に焦点をあてた分析がみられなかった理由は、ダイアドにおける家族認知を幅広い親族カテゴリーについて尋ねた大規模な調査が行われていなかったことにある。NFR98調査のデータは、こうした分析が可能であることに大きな特徴がある。とはいえ、NFR98データはあくまでも横断的データであり、家族認知における個人水準の変化を真にとらえたデータではない。認知主体およびそのきょうだいの家族発達の過程、重要なライフイベント前後における状況を十分に知ることはできない。以下の分析と考察は、あくまでも発達論的アプローチの可能性を検討するための試論として位置づけておきたい。

2. 移行過程としての家族認知

(1) 家族認知の発達的变化

親族カテゴリーによって家族として認知される基準自体が大きく違うことは、すでに制度的水準のアプローチを行った先行研究で明らかにされている(西岡・才津、1996)。ほぼ同じ事実がNFR98データからも確認された。年齢別でみただけでも家族認知率の相違は親族カテゴリーによって大きく異なることがすでに明らかである(第1次報告書、p.37、表2-11)。

非同居、既婚であること、(結婚している場合には)姓が異なることなどの要因は、家族としての認知率を下げる要因であることは容易に推察される。集計表には示さないが、NFR98のデータを単純集計したところ次ぎのような事実が確認できた。まず同居をしている場合、99%の親が子どもを家族として認知している。同様に同居をしている場合、ほとんどの者が自分の親を家族として認知する。

NFR98データの第1次報告書によれば、親族カテゴリー別認知の集計では、高齢者層ほど家族として認知する範囲が狭くなるという知見が導き出された(p.38、表2-11)。また、認知される平均家族数はどの年齢層でも全国調査による平均世帯規模を上回っている(p.38、表2-12)。だが、どの年齢層でも認知範囲の相違がみとめられるものの認知される家族員数は一定であった。この事実から推察されるのは、生涯にわたって家族員の構成に変化がみられること、いずれのライフステージにある者も同居者以外に世帯外に家族員をもつということである。制度的家族論の立場をとる場合、通常各親族カテゴリーについて「同居・別居を問わず家族である」あるいは「同居していれば家族である」という形式の選択肢を設定する。しかしこの結果をみると、むしろ同居者以外で家族と認知されている者がおり、それは誰であるのか、あるいはどのような場合なのかがより家族認知の境界を知る上で実態に即した重要なテーマであるといえよう。

次に年齢層と認知率との関連に注目したい。NFR98データでは、12カテゴリーの親族カテゴリーうち、実に9つで年齢層にともなう低下傾向が認められた。該当するカテゴリーには、親、きょうだい、きょうだいの配偶者、甥・姪、配偶者の親、配偶者のきょうだい、子供、子供の配偶者、孫などがある。一方、こうした低下傾向がみられないカテゴリーには、祖父母（年齢とともに上昇）、おじ・おば（各年齢層でばらつきがみられる）、配偶者（いずれの年齢層でもほとんどが認知されている）がある。

こうした結果からは、(H1) 多くの親族カテゴリーにおいて、親族員の家族としての認知は時間に依存して変化をする移行過程としてとらえることができるという仮説が導き出せる。この仮説には、家族認知は絶えず変化していく過程（単なる変化）ではなく、時間とともに一定の確率で認知率が変化を示す（発達的变化である）ことを示唆している。ただし、ここでいう時間には、暦時間（年齢）、出来事時間（離家や結婚などのライフイベント経験およびそれからの経過時間）などの複数の時間軸が含まれる可能性があるだろう。また単純集計の結果をみてもあきらかなように、その変化の方向は定位家族員が家族員から切り放されていき、あらたに生殖家族員が加わっていくという方向性をもつ過程であることが推測できよう。

さらにこの命題からは次の3つの下位仮説が考えられる。(H1-1) 認知主体のライフステージの移行は定位家族の家族認知を否定的方向に変化させる。(H1-2) 認知対象となる親族のライフステージの移行は定位家族認知を否定的方向に変化させる。(H1-3) 認知主体と認知対象となる親族のライフステージの組み合わせは（認知主体および認知対象のライフステージによる効果とは別に）、家族認知に独自の効果を持つ。家族認知にこれらが複合的に作用していることはいうまでもないが、いずれの要因が強い効果をもつのかは重要な分析課題となる。

(2) 個人属性およびマクロ要因の効果

家族認知率の年齢層別にみた減少傾向という事実のみをみれば、認知される家族員数の加齢にともなう減少という仮説が想定できるが、すでに述べたようにデータはこの仮説と全く反する分布を示していた。認知される家族員数が年齢とともに低下していくという傾向は平均値をみる限りまったくみられない。

親族カテゴリー別の認知率が減少するのも関わらず、平均家族規模がどの年齢層でも一定であるのは、年齢層によって家族として認知する親族カテゴリーの範囲に違いがあるため、あるいは認知率の比較的高い子どもの数が高齢層で多いためであると推論できよう。前者の推論が当てはまるとすれば、社会的規範による（制度水準）効果として見なすことが妥当である。後者の推論は、コーホートによる人口規模や出生力の違いによる効果（人口学的・構造的要因）による説明である。ここから2つの新たな仮説を導き出せる。(H2-1) 認知される家族員の範囲は認知主体の人口学的要因や社会構造上の位置によって異なる。

(H2-2)認知される家族員の範囲は制度的に規定された家族規範による影響を受ける。

ただしこれらの効果が非常に強いものと考えらるならば、保有するすべてのきょうだいにおいて認知が一致するはずであり、上の仮説(H1)に反することになる。したがってさらに、(H2-3)制度的水準の変数による効果は、ライフステージ効果に比べて低い効果しかもたないという下位仮説をつけくわえる必要がある。

3. 分析課題の設定

(1) きょうだいを分析することの意義

このような分析課題とデータの制約を考慮して、ここではきょうだいの家族認知に分析対象を限定する。ライフステージおよびその組み合わせによる効果をとらえるうえで、比較的年齢が近いきょうだいは認知主体と認知対象とのライフステージの組み合わせが多様であり、比較的サンプルの規模も大きく意図する分析課題に適している。また調査デザイン上、詳しく認知対象の属性を尋ねている親族カテゴリーほど、家族員としての認知率が高いという傾向がある。しかし、きょうだいは、他の親族カテゴリーと比較して、非家族とみなされる認知対象が多い。

NFR98調査の質問項目においては、認知対象の属性を詳しく知りうる親族カテゴリーは、一部に限られる。したがって、同じモデルを使用してライフステージやその他の属性による効果を親族カテゴリー間で比較することは不可能である。一方、ライフステージによる効果をもっとも観察しやすい親族カテゴリーであろうと推論できるのが、きょうだいであるといえよう。

すでに明らかになっているように、きょうだいの家族認知については、ほとんどの者がすべてのきょうだいについて肯定的ないし否定的な回答をしている(第1次報告書、p.36、表2-8)。つまり一部のきょうだいのみを家族ではないと回答するものはごくわずかにすぎない(どの年齢層でも5%前後)。

表1 ライフステージ別にみた保有する3人までのきょうだいの家族認知の組み合わせ

| ライフステージの組み合わせ | | | きょうだいの認知 | | |
|---------------|---|------|----------|-------|-------|
| 認知主体 | | 認知対象 | N | 全員一致 | 一部不一致 |
| 既婚 | & | 全員既婚 | 616 | 95.5 | 4.5 |
| 既婚 | & | 一部既婚 | 276 | 84.4 | 15.6 |
| 既婚 | & | 全員未婚 | 45 | 100.0 | - |
| 未婚 | & | 全員既婚 | 126 | 85.7 | 14.3 |
| 未婚 | & | 一部既婚 | 90 | 77.8 | 22.2 |
| 未婚 | & | 全員未婚 | 38 | 94.7 | 5.3 |

この結果は一見、当該カテゴリーの親族を複数もつ場合、一部の親族のみを家族とみなす

べきではないという規範があること示唆しているようにみえる。このことは同時にライフステージはきょうだいの家族認知に有意な効果をもたらさないということの意味しているようでもある。しかし、年齢の近いきょうだいの場合、同じライフステージ上にある組み合わせのきょうだいが比較的多い。実際結婚経験に注目して、きょうだい間のライフステージが異なる者の割合をみたところ、全体の10%にすぎなかった。さらにすべてのきょうだいにおいて家族認知が肯定ないし否定に傾くグループと一部のきょうだいのみを肯定するグループは、きょうだいにおけるライフステージ（結婚経験の有無）のパターンとの有意な関連がみとめられた（表1）。とりわけ認知主体が既婚である場合にこの差は大きい（既婚の場合、 $\chi^2=37.0$, $df=2$, $p<.001$ 、未婚の場合 $\chi^2=6.19$, $df=2$, $p=.045$ ）。

（2）データ

（a）分析の対象

表1の結果にもとづき以下の分析では、きょうだいにおける家族認知の移行過程を、否定的な方向に変化していく過程であることを前提とする。集計結果を詳細には示さないが、実際に認知主体とそのきょうだいがいずれも未婚であり同居をしている場合には、ほとんどすべてのケースで家族として認知されていた。ただし生涯にわたって一方向的な過程とみなすことには理論的に考えても妥当性を欠き、本データはそうした分析を十分に行うことのできる性質のものでもない。そのため生殖家族形成期に分析の焦点をおくために、分析対象を現在45歳以下の回答者に限定した。

また各きょうだいの属性およびきょうだいの組み合わせによる効果をみるために、調査対象者（認知主体）を1ケースとするデータとともに、回答者が保有する各きょうだいを1ケースとするデータを使用して分析を行うことにした。

NFR98データでは、きょうだい数にかかわらず、認知主体を除いて出生順位が3番目までのきょうだいについてのみ詳しい属性を尋ねている。各きょうだいの属性は、きょうだいの出生順位ごとに異なる変数としてとらえられており、たとえばきょうだいの家族認知は、出生順位別に3つの異なる変数とされている。これを認知主体が保有する各きょうだいを1ケースとしたデータに加工した。新しく作成したデータには、モデルに組み込まれる認知主体の属性やきょうだいの出生順位を示す変数も含まれる。ただしこのデータでは家族認知のきょうだい間での一致・不一致を規定する要因を分析することはかえって不便である。このため認知の一致を従属変数とした分析をあわせて行うことにした。

なおここでの分析課題と先行研究の知見を考慮して、回答者が該当するきょうだいと同居している場合には除外することにした。大部分の者はすでにきょうだいとは別居をしており、同居しているケースはわずか5%にすぎない。

（b）変数

家族認知 家族認知は「はい」「いいえ」「どちらでもない」の3つのカテゴリーに区分されている。従属変数がカテゴリー変数であり、独立変数のほとんども同様であることを考慮してロジット・モデルを適用することにした。またこれをもとに個人別に保有するきょうだいについて、1人でも否定的な認知をした者が含まれる場合とすべてを家族として認知する場合にわけた2値変数を作成した。

個人の基本属性 NFR98データは年齢とコーホートは同義であり、これらの効果を識別することはできない。家族認知を発達的に変化する過程とみなすうえでこれらの効果を識別できないことは分析に大きな制約をもたらす。コーホート（ないしは年齢）の直接的効果が変わった場合、他の変数との交互作用がみられた場合など、モデルから得られた効果にもとづいて判断を行うという選択を行う必要がある。

分析に組み込んだ年齢以外の個人属性に関する変数は「性別」と「出身地」である。性別については、認知主体とそのきょうだいの性別自体が持つ効果自体を検討することはいうまでもないが、きょうだいとの性別の組み合わせ（4類型）による効果があることが予想できよう。また「出身地」は、小学校卒業まで一番長く暮らしていた地域を尋ねた「農村・山村・漁村」「地方小都市」「県庁所在地・同等以上の大都市」という3つの選択肢からなる変数である。「出身地」は家族認知における制度化された規範をみるための構造的特性であるといえよう。先行研究の事例などを考慮するとむしろ「現在の居住地」も検討すべき変数であるが、予備的分析において「出身地」の方がより強い効果を示すことがわかったために「出身地」を採用することにした。

きょうだい個別の属性 きょうだい各個人について知りうる属性には、ライフステージに関する変数の他に「性別」「出生年」「同別居」「就労状態」などがある。家族認知においては、これらの属性自体が影響を及ぼしているというよりもむしろ、各きょうだいの組み合わせが意味をもつという予想が立てられる。したがって、分析には、これらの変数の主効果とともに、認知主体の属性との組み合わせを考慮した2次的効果をモデルに組み込んだ。分析に使用した変数は、性別と出生順位の上下である。

ライフステージ 40代半ばまでに多数の者が経験する人生上の出来事経験について、NFR98データでは、離家、結婚、親なり、現職の有無を尋ねている。このうち、きょうだいの家族認知に影響を与える変数として結婚経験をとりあげることにした。「結婚上の地位」について、「配偶者がいる」「配偶者とは離別・死別した」「結婚したことはない」の3カテゴリーから選択する形式の質問である。これを加工して、それぞれの経験の有無を示す変数を新たに作成した。

一方、きょうだいのライフステージについて知りうる事柄は認知主体との同別居、結婚

のみに限られている。しかし同居をしているきょうだいは、すでに述べたように分析用データからは除外した。各きょうだいのライフステージを示す変数は婚姻上の地位のみである。この変数も3カテゴリーからの選択形式であったが、モデルへ投入するにあたって、経験の有無のみを示す変数に加工した。

モデルにはさらに、認知主体とそのきょうだいのライフステージによる交互作用を組み込むことにした。つまり認知主体の結婚経験の有無(2類型)ときょうだいの結婚経験(2類型)からなる4つの組み合わせがありうる。この組み合わせによる効果を見るのがここでの分析の焦点となる。

家族認知を発達的变化の過程としてみなすとき、持続時間による効果を考慮することが必要となる。つまり家族認知の発達的变化に効果をおよぼすまでには一定の持続時間が必要であるという可能性が考えられる。ライフステージ移行の経験とその持続時間による効果を区別するために、結婚経験の有無のかわりに、「結婚からの経過時間」——「結婚6年以上」「結婚5年以下」「未婚」——を投入したモデルを適用した⁽¹⁾。個人が保有する各きょうだいの属性を重要視するという、今回の分析視点からいえば、各きょうだいの結婚からの経過年数を分析に加えることが望ましいが、NFR98データではきょうだいの結婚年は尋ねていない。

4. 分析結果

(1) ダイアド水準の結果

表2は家族であるかという問いに「わからない」と回答する頻度を従属変数とした分析結果であり、表3は「いいえ」と回答する要因を検討した分析の結果である。表には家族認知が否定的になる対数オッズ比を示している。係数が正の値であれば、そのカテゴリーに該当する属性をもつ者は、家族認知を否定的な方向で行う傾向が強く、負であればむしろ家族認知を否定以外の方向で認知する傾向にあることを示す。

両者の係数や適合度の比較を行うことによって、まず「わからない」という回答がどのような意味をもつのかを検討しておこう。表2、3いずれにおいても、有意になる変数やその効果の推定値は、否定的認知を行う因子とほぼ同じである。この結果をみるかぎり「わからない」という回答は家族の一員であることを否定する方向で行われているものとみなすことができよう。例外的なのは性別が男性であることの効果であり、「いいえ」と「わからない」で効果の正負が逆になっている。つまり、男性は「わからない」と回答する傾向が女性よりも弱く、「いいえ」と回答する比較的強い否定を行う傾向がある。おそらく男性の方が断定的な否定を行う傾向が強いことを示すものとして、このことの解釈は比較的容易にできよう。だが、それ以外の変数に関して、いかなる場合に、わからないという回答が行われているのかについては、ここではあまり踏み込むことはできない。とりあえずの解釈を示しておけば、一部のきょうだいを家族から除外することに抵抗感がある場合に、

「いいえ」ではなく「わからない」という回答を示すという可能性が考えられるだろう。

以下では「いいえ」と回答する頻度を従属変数とした分析をもとに、いかなる要因が非家族への移行の要因となるのかを検討していこう。使用した4つのモデルは次の2つの軸から構成されている。ひとつは、ライフステージの移行を示す変数として結婚有無を使用しているか、あるいは持続時間を考慮にいれた変数を組み込んでいるかという違いである（前者はモデル1、2、後者はモデル3、4）。もうひとつは、ダイアド自体の属性ともいえる、認知主体ときょうだいの属性の組み合わせ（交互作用）を考慮にいれているか（モデル1、2は主効果のみであるのに対して、モデル2、4は交互作用を含む）という違いである⁽²⁾。

適合度がもっとも高いのは2次の効果を含む持続時間を組み込んだモデルであった。次にこのモデルに焦点をおきつつ、他のモデルとの比較から分析結果の検討を行っていきたい。まず、ライフイベント以外の推定値がどのような効果を示したのかを確認しておこう。年齢とコーホートについては、いずれにモデルにおいても35歳以下の若年層では家族認知における否定的判断を抑制する効果がみとめられた。ただし4つのモデルのうち3つでは、35歳以降にこうした効果は有意ではなかった。一方、出身地域では農村出身であることが有意な正の効果を持っていた。このことは都市部の居住者（出身地ではなく）には、家族認知の範囲が比較的広く、親族カテゴリーに依存しない家族認知が行われている傾向が強いという、西岡・才津(1996)の知見と一致するものといえるだろう。都市部では、結婚をしたきょうだいも含めて家族として認知している傾向が比較的強いと考えられる。

次に性別と出生順位の主効果に注目したい。きょうだいの組み合わせを考慮しないモデルでは、性別による効果はまったくといってみられなかった。しかし、きょうだい間の性別組み合わせによる効果を考慮したモデルでは、主効果と交互作用の両方に有意な効果のみとめられた。女性よりもむしろ男性にきょうだいを非家族とみなす傾向が強いものの、認知主体と認知対象が男性同士の組み合わせである場合、家族として認知をする傾向が比較的強くみられる。ただし、認知対象の属性が男性であること自体は、独立した有意な効果を示さなかった。このことは、認知主体の属性が男性であるということが家族認知を否定的にする傾向があることがうかがえる⁽³⁾。さらにより年長のきょうだいほど、比較的家族認知が否定的になる傾向も若干ではあるが認められた。それほど強い効果ではないものの、きょうだいの組み合わせによる効果の一つである「出生順位」が有意であったことも興味深い。

すでにみたように、4つのモデルのうち高い適合性を示したのは、認知を行う認知主体の属性のみならずきょうだい間の属性を考慮にいれたモデルであった。ここで有意な効果を示した変数をもみても、認知主体ときょうだいの属性の組み合わせが家族としての認知を行う上での重要な基準となっていることがうかがえる。

予想通り他の属性とくらべてライフステージの移行に関する変数はいずれのモデルでも

とりわけ重要な影響を示していた。しかし、ここで注目する結婚というライフイベントによる効果を、認知主体側、認知対象側、およびその組み合わせ（交互作用）による効果のいずれが強く作用しているのかをみるためには、各モデルの比較検討を十分に行う必要がある。結婚という出来事経験の有無を組み込んだモデル（モデル1、2）では、認知主体の結婚およびきょうだいの結婚はほぼ同じ効果をもたらすことがわかる。ただし、両者の結婚上の地位による組み合わせの効果は認められない。では家族認知に重要な影響をもつのは、ライフイベントかあるいはそれを起点とするライフステージの持続時間なのだろうか。モデル3と4では、結婚から5年以下しか経過していない場合よりも、6年以上経過している場合の方が、家族認知を否定する傾向が強くみられた。きょうだい間の属性の組み合わせを考慮にいったモデル4では、結婚から5年以下しか経過していない場合の効果は、まったくといっていいほどみられない。つまり認知主体が結婚をしたという出来事自体が家族認知の直接的な契機になるわけではない。家族認知を否定的にしている要因は、結婚という出来事自体の経験ではなく、それを起点とする経過時間なのである。

また認知主体における結婚の持続時間ときょうだいの結婚経験の組み合わせによる効果は有意ではなかった。ただし係数をみればその効果がまったくないというわけではない。サンプル数やカテゴリー分類を操作することによって、きょうだい間のライフステージの組み合わせによる効果が有意となる可能性がある。またこの交互作用を考慮するか否かによって、認知主体における結婚の持続時間による効果の係数は大きく異なる。最適なモデルの選択は、統計量とともに理論的観点から行う必要があるが、きょうだい間の属性（ここでは性別およびライフステージ）の組み合わせは家族認知において重要な効果をもつとみなせるだろう。

要約すれば、以上の分析結果からの知見は、家族認知は認知主体のみの属性によって規定されるわけではないこと、むしろきょうだい側のライフステージや、きょうだい間の属性の組み合わせが認知の基準として作用しているということを示している。ここでの分析課題のひとつは、先に述べたように、認知を行う者がきょうだい全員を家族もしくは非家族のいずれかとして認知を行っているのか、またそうすべきであるという規範が存在するのかという点であった。ここでの分析結果は、こうした仮説を否定する。保有する3人までのきょうだいを家族として全員肯定する、あるいは全員否定する者が多いという現象は、むしろきょうだいのライフステージの移行段階がほぼ一致していることによる結果としてみなすべきであろう。

（2）認知主体水準での分析

次に認知を行う個人を中心とした視点から分析を試みる。上と同様に分析対象は、きょうだいをもつ45歳以下の個人を分析対象としている。モデルに組み込む変数は、上の分析ですでに有意な効果をもたらすことが明らかになっている変数であるが、きょうだいダイ

アドについて意味をもつ変数はこの分析では使用できない（性別やライフステージ、出生順位など）⁽⁴⁾。かわりに複数のきょうだいに対する家族認知の組み合わせ、およびライフステージの組み合わせに関する変数が組み込まれた。前者はモデルにおける反応変数であり、「一部ないしは3人のきょうだいを非家族として認知しているか」「あるいはすべてのきょうだいを家族員として認知しているか」を識別したものである。「わからない」と回答したきょうだいを持つ者については、上の分析結果を踏まえて、家族認知を否定的に行っているグループとしてみなして、非家族員を含むパターンに含めた。一方、ライフステージは、保有する3人までのきょうだいが、「すべて既婚の場合」「一部未婚者を含んでいる場合(移行中)」「すべて未婚」に分類した。きょうだいのなかに離死別を経験している者がいた場合は、既婚者のグループに含めている。なお、この2つの変数は、保有するきょうだいが1名の場合にも、コードが割り当てられている。2人きょうだいの者は、きょうだい1名がすでに既婚であれば、きょうだい全員が既婚であるとみなされることになる。ここでも4つのモデルを採用して分析結果を比較検討することにした(表4)。各モデルは、先の分析と同様、ライフステージ効果についての仮定から類別される。

表2 ロジット・モデルによる家族認知に「わからない」と回答する要因の分析

| | | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル4 |
|----------------------|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| N | | 3518 | 3518 | 3517 | 3517 |
| 切片 | | -1.542** (.196) | -1.678** (.290) | -1.662** (.198) | -1.865** (.292) |
| 年齢 | 28-35歳 | .407** (.114) | -.521** (.105) | -.308** (.113) | -.305** (.113) |
| | 36-40歳 | .152 (.111) | -.069 (.108) | -.034 (.108) | -.027 (.109) |
| | (41-45歳) | - | - | - | - |
| 性別 | 男性 | -.279** (.087) | -.078 (.125) | -.235** (.088) | -.009 (.126) |
| | (女性) | - | - | - | - |
| 地域 | 農村 | .407** (.114) | .412** (.114) | .375** (.115) | .382** (.115) |
| | 地方都市 | .152 (.111) | .157 (.112) | .165 (.112) | .168 (.112) |
| | (大都市) | - | - | - | - |
| 結婚 | 6年以上 | - | - | .825** (.124) | .860** (.286) |
| | (持続時間) 0-5年 | - | - | .152 (.164) | .518 (.325) |
| | (未婚) | - | - | - | - |
| | (経験有無) 既婚 | .663** (.120) | .717** (.277) | - | - |
| 出生順位 | 上 | .194** (.089) | .184** (.089) | .197** (.089) | .193* (.089) |
| | (下) | - | - | - | - |
| きょうだいの性別 | 男性 | .029 (.087) | .196 (.113) | .030 (.087) | .215 (.113) |
| | (女性) | - | - | - | - |
| きょうだいの結婚 | あり | .262 (.115) | .326 (.285) | .242* (.116) | .362 (.285) |
| | (なし) | - | - | - | - |
| 性別& きょうだい性別 | 男性同士 | - | -.389** (.174) | - | -.428** (.175) |
| 結婚&きょうだいの結婚 | | | | | |
| 認知主体6年以上 &きょうだい既婚 | | - | - | - | -.041 (.314) |
| 認知主体5年以下 &きょうだい既婚 | | - | - | - | -.522 (.376) |
| 認知主体既婚 &きょうだい既婚 | | - | -.066 (.306) | - | - |
| Log likelihood | | 596.888 | 587.469 | 787.235 | 769.496 |
| Ratio | | | | | |
| DF | | 556 | 552 | 842 | 836 |
| P値 | | .112 | .143 | .911 | .951 |

注1:セル内の上の数字は対数ログオッズ比の推定値を示す。

2:セル内の()内の数字は標準誤差を示す。

表3 ロジット・モデルによる家族認知に「いいえ」と回答する要因の分析

| | | モデル 1 | モデル 2 | モデル 3 | モデル 4 |
|----------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| N | | 3518 | 3518 | 3517 | 3517 |
| 切片 | | -1.871** (.207) | -2.087** (.357) | -1.986** (.209) | -2.252** (.359) |
| 年齢 | 28-35歳 | .327** (.111) | -.604** (.105) | -.398** (.113) | -.398** (.113) |
| | 36-40歳 | -.151 (.112) | -.220** (.109) | -.182 (.109) | -.190 (.109) |
| | (41-45歳) | - | - | - | - |
| 性別 | 男性 | .032 (.087) | .254** (.119) | .077 (.088) | .314** (.121) |
| | (女性) | - | - | - | - |
| 地域 | 農村 | .327** (.111) | .335** (.111) | .296** (.111) | .301** (.112) |
| | 地方都市 | -.151 (.112) | -.145 (.112) | -.140 (.113) | -.133 (.113) |
| | (大都市) | - | - | - | - |
| 結婚 | 6年以上 | - | - | .966** (.129) | 1.228** (.361) |
| | (持続時間) 0-5年 | - | - | .322 (.169) | .049 (.467) |
| | (未婚) | - | - | - | - |
| | (経験有無) 既婚 | .813** (.125) | .937** (.355) | - | - |
| 出生順位 | 上 | - | .202** (.090) | .216** (.090) | .201** (.090) |
| | (下) | - | - | - | - |
| きょうだいの性別 | 男性 | -.208 (.088) | .005 (.119) | -.208 (.088) | .018 (.018) |
| | (女性) | - | - | - | - |
| きょうだいの結婚 | あり | .702** (.132) | .831** (.356) | .684** (.132) | .866** (.355) |
| | (なし) | - | - | - | - |
| 性別& きょうだい性別 | 男性同士 | - | -.462** (.174) | - | -.495** (.175) |
| 結婚&きょうだいの結婚 | 認知主体6年以上 &きょうだい既婚 | - | - | - | -.287 (.383) |
| | 認知主体5年以下 &きょうだい既婚 | - | - | - | .305 (.500) |
| | 認知主体既婚 &きょうだい既婚 | - | -.137 (.379) | - | - |
| Log likelihood | | 596.888 | 587.469 | 787.235 | 769.497 |
| Ratio | | | | | |
| DF | | 556 | 552 | 842 | 836 |
| P値 | | .112 | .143 | .911 | .951 |

** p<0.01, * p<0.05

注1:セル内の上の数字は対数ログオッズ比の推定値を示す。

2:セル内の()内の数字は標準誤差を示す。

表4 ロジット・モデルによるきょうだいに非家族員と定義された者が含まれる要因の分析

| | | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル4 |
|----------------------|--------------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| N | | 2133 | 2133 | 133 | 2133 |
| 切片 | | -1.035** (.214) | -1.217** (.373) | -.941** (.212) | -1.059** (.371) |
| 年齢 | 28-35歳 | -.453** (.120) | -.454** (.121) | -.623** (.112) | -.627** (.112) |
| | 36-40歳 | -.124 (.117) | -.125 (.118) | -.156 (.117) | -.159 (.117) |
| | (41-45歳) | - | - | - | - |
| 性別 | 男性 | -.070 (.091) | -.067 (.092) | -.110 (.090) | -.109 (.091) |
| | (女性) | - | - | - | - |
| 地域 | 農村 | .257** (.118) | .257** (.118) | .286** (.118) | .286** (.118) |
| | 地方都市 | -.032 (.112) | -.034 (.112) | -.040 (.112) | -.041 (.112) |
| | (大都市) | - | - | - | - |
| 結婚 (持続時間) | 6年以上 | .759** (.127) | .705** (.144) | - | - |
| | 0-5年 | .235 (.158) | .155 (.187) | - | - |
| | (未婚) | - | - | - | - |
| (経験有無) | あり | - | - | .620** (.122) | .763 (.378) |
| | なし | - | - | - | - |
| きょうだいの結婚 | 全員既婚 | .692** (.146) | .923** (.371) | .716** (.145) | .878** (.372) |
| | 一部既婚 | .649** (.179) | .685 (.471) | .673** (.178) | .635 (.472) |
| | (全員未婚) | - | - | - | - |
| 認知主体の結婚&きょうだいの結婚 | | | | | |
| | 認知主体結婚6年以上 &きょうだい全員既婚 | - | -.254 (.415) | - | - |
| | 認知主体結婚6年以上 &きょうだい一部既婚 | - | -.036 (.521) | - | - |
| | 認知主体結婚5年以下 &きょうだい全員既婚 | - | -.330 (.468) | - | - |
| | 認知主体結婚5年以下 &きょうだい一部既婚 | - | -.051 (.601) | - | - |
| | 認知主体既婚 &きょうだい全員既婚 | - | - | - | -.194 (.402) |
| | 認知主体既婚 &きょうだい一部既婚 | - | - | - | .041 (.508) |
| Log likelihood Ratio | | 146.578 | 145.730 | 111.286 | 110.712 |
| DF | | 152 | 148 | 99 | 97 |
| P値 | | .609 | .537 | .188 | .161 |

** p<0.01, * p<0.05

注1:セル内の上の数字は対数ログオッズ比の推定値を示す。

2:セル内の()内の数字は標準誤差を示す。

結果を簡単に要約すれば、ライフステージ以外の変数は、いずれのモデルでも、上の分析でみられたのとはほぼ同じ影響をもたらしていることが確認できた。35歳以下であることは保有するきょうだいすべてを家族として認知させる効果があり、農村の出身であることはきょうだいの一部ないしすべてを非家族として認知させる要因となる。これらの変数はいずれのモデルでも（つまりライフステージ効果についての仮定を変更しても）一貫して安定した係数を示していた。ただし性別については、上の分析とは異なりいずれのモデルでも、まったく効果がみられなかった。

ライフステージ効果に着目すると、結婚というライフイベントは非家族への移行を促す大きな要因である。しかし、すでにダイアド間での属性で見た分析結果と同様に、真に重要なのは、ライフイベント経験ではなくそれを起点とした持続時間である。結婚5年以下の場合には、未婚者とくらべても家族認知に有意な違いがみられない。

この分析では、結婚というライフイベントの経験も、またそれを起点とする持続時間も強い主効果を示したが、両者の交互作用はみられなかった。認知主体のライフステージおよびきょうだい側のライフステージの主効果のみを考慮したモデルは十分に高い適合性を示しており、両変数の組み合わせによる交互作用を考慮にいれたモデルに適合度の改善はほとんどみられない。

5. 考察

最後に、先行研究の分析と比較しつつ、ここでの分析結果の持つ意味や今後の分析課題を提示しておきたい。まずここでの分析結果についていくつか留意すべき点をあげておこう。すでに述べたように、ここでの分析課題は、従来の家族認知研究と比べて、かなり限定的なものを採用した。たとえば、ここでは分析対象をきょうだいに限定したばかりでなく、調査時点において同居をしていないきょうだいをもたないケース（認知主体水準の分析では同居しているきょうだい個人）に限定した。理論的前提にもとづいて行った選択であったが、同居者を含めた分析結果は先述したものとはかなり違ったものとなることが考えられる⁽⁵⁾。

またここでの分析では、すでに制度化された規範へのアプローチで関連性が認められている社会経済的地位に関する属性（「教育」「収入」「親との居住関係」「姓の異同」）などの変数を組み込まなかった。その大きな要因はロジット・モデルを採用したことによる。ロジット・モデルにおける従属変数は、分析対象に該当するセルの度数であり、セルの数は説明変数を増やすことによって飛躍的に増大するからである。しかし、これらの変数を統制しなかったことによって、ライフイベントの効果が大きく変化することはあまりないものと考えられる。むしろ重要なのは、結婚以外のライフステージ移行に関する変数の一部を分析に組み込まなかったことである。ここでは取り上げなかった、たとえばモデルを試行錯誤する過程において検討した認知主体の離家経験の有無は、家族認知において独立し

た効果をもっていた。ここでは結婚とその持続時間を重視したために、詳しい検討を行わなかったが、結婚以外のライフイベントによる効果の検討は今後の大きな課題である。

もっとも重要な点として、ライフステージの移行に関するいくつかの前提の妥当性を検討しておきたい。ここではきょうだいにおける家族認知を家族から非家族へと向かう一方向の移行としてみなし、結婚に関するライフステージを「既婚／未婚」に分類した。しかしここで定義した「既婚」グループには、離れないし死別を経験し現在配偶者をもたない者が含まれる。離死別経験者を考慮に入れると、家族認知の移行は一方向の過程と断定することはできまい。むしろ非家族から家族への移行も十分にありうるということが予想できる。

以上の点に注意をしつつ分析結果について考察しよう。いずれの分析からも明らかになったことは、きょうだいの家族認知が、家族から非家族へと向かう持続時間依存的な移行過程であるということであった。また、いずれのデータにおいても、移行において重要なのは、結婚を起点とするライフイベント自体ではなく、むしろそれを起点とした持続時間であることが確認できた。家族認知を否定的にする効果は、認知主体と各きょうだいにとってのライフイベント経験のいずれもが強いが、両者のライフステージの組み合わせによる効果はあまりみられなかった。きょうだいダイアド間の属性で有意な効果が認められたのは、むしろ性別（男性同士であること）であった。

これら結果は、家族認知が各きょうだい間とのダイアドに固有の関係や属性によって規定されることをうかがわせる。しかし同時に、認知される家族員の範囲は制度的に規定された家族規範による影響を受けるということも分析結果から明らかになった。性別（男性であること）や出身地（農村の出身であること）などが家族への認知に関連をもっていたという事実は、個人特性のみならず制度的規範が作用していることを示している。しかしこうした効果は一般的にそれほど強い効果を示すことはないという点で、はじめに提示した予想とほぼ一致する結果である。

第2の分析課題は、きょうだいダイアド間に特有な属性と認知主体に特有の属性のいずれが重要であるのかであった。2つのデータにおける交互作用を考慮にいたしたモデルによる検討を試みたところ、保有する各きょうだいと認知主体との個別ダイアド間での属性が家族認知の要因となることが確認できた。また、認知主体を観察単位としたデータでは、きょうだいがすべて未婚である場合と比較すると、保有するすべてのきょうだいが結婚（ないしはその持続時間が6年以上経過）している場合と、一部未婚者が残っている場合の対数オッズ比はほぼ同等であった。このことはライフステージの違いによって、一部のきょうだいのみを非家族として認知することも少なくないということを示している。実際のデータの分布で、すべてのきょうだいを一様に家族ないしは非家族として認知しているケースが圧倒的に多いように見えるのは、ライフステージがほぼきょうだい間で一致していることの結果である。

しかし以上の分析結果のみをみて、非家族への移行を促す実質的要因を判断することはむずかしい。確かに単なる年齢のみならず、結婚を起点とした持続時間依存的過程であるという事実は明らかになったものの、きょうだいを非家族へと再定義させる効果をもつ事象が、結婚であり、そこからの経過時間であると断定ができるわけではない。ここでは考慮にいれなかった親なり、居住形態の変化や、それともなうコミュニケーション頻度の変化などが家族認知に直接的な影響をあたえていることが十分に予想できる。あるいは起点となる出来事は結婚であるわけではなく、それに伴う別居（きょうだい、ないしは認知主体の離家）であるという可能性も考えられよう。こうした可能性を検討することは、残念ながらNFR98データでは十分にできない。たとえば、上にあげたきょうだいの親なりや離家経験などは質問項目に含まれていないし、きょうだいの結婚からの経過時間を知ることができないので、実質的に効果を及ぼしているのは、認知主体の結婚からの経過時間ではなく、きょうだい側の経過時間であるという可能性もあるだろう。

このような制約はあるものの、ライフイベント以上に重要なのは、移行後のライフステージの持続時間であるという結果は、それ自体興味深い結果である。先行研究では、結婚をしたきょうだいという親族カテゴリーが「同居・別居にかかわらず」あるいは「同居をしていれば」家族であるかを調査対象者に選択させる形式で尋ねてきた。この質問形式の意図は、家族認知の実態というよりは、家族認知に関する制度化された規範を析出するためのものである。結婚しているきょうだいにおいては、身近な親族のなかでも、同居をしていても家族員としてみなさないとする者が比較的多い（西岡・才津、1996）。しかし、ここでの分析から、実際には結婚したきょうだいも結婚してからしばらくのうちは家族としてみなされる猶予期間をもつことが明らかになった。この期間は家族認知を規定するモデルともいうべき制度化された規範に、実際の家族認知を同一化させるまでに必要な時間なのだろうか。あるいは制度化された規範と、実際の家族認知は、むしろ相反するものであることが通常であり、結婚からの経過時間のなかで生じる事柄が、家族認知を否定的に傾けさせる要因となっているのだろうか。いいかえれば、持続時間は家族認知における非家族への移行過程において本質的な要因なのだろうか、あるいは非本質的な要因なのだろうか。上の分析結果は、非家族への移行過程やそれを促すメカニズムを明らかにしたわけではない。ここで再び田淵(1996)の主張するように、計量的アプローチと主観的家族論によるアプローチと併用することの意義を強調しておきたい。

もうひとつの今後の分析課題は他の親族カテゴリーについても、同様の持続時間依存的な変化がみられるかということである。同種の分析をさまざまな親族カテゴリーに適用することによって、制度化された家族規範を明らかにしようとする構造的家族認知論やコンテキストを重視する主観的家族論それぞれの発展と両者の統合に新たな展開をもたらすことができよう。また、ここでの検討は、あくまでも個別の親族カテゴリー、しかもきょうだいにおける個別のダイアド間での認知の分析にとどまった。しかし認知主体を重視した

家族認知論の焦点はあくまでも、家族として認知される人びとの範囲にあることはいうまでもない。同様の分析をさまざまな親族カテゴリーに対して適用し、分析結果を比較することによって、あらためて家族境界の持続時間依存的な変化に接近することができよう。

注

- (1) 持続時間における年数の区切り方はモデルの適合度を考慮したものではない。このカテゴリーは、むしろ認知主体の年齢と結婚経験年齢の分布および対象とした年齢層との関係から妥当と考えられるものとして設定したものである。これが最適な区切り方であるというわけではないことはいうまでもない。
- (2) 認知主体の属性のみを組み込んだモデルでは適合度の高いモデルをつくることはできなかった。このことをみても、家族か非家族かという判断を個人属性から判別することはできないことが明らかとなった。
- (3) そうした認知を行う背景には、女性が結婚をした場合という条件が実際には働いていることが予想される。モデルの構築をこうした条件も含めて行うならば、きょうだい間での性別組み合わせパターンに加えて、きょうだいの未既婚を考慮に入れた3次効果を組み込む必要がある。しかし、モデルがさらに複雑になることを考慮して、ここでは2次までの効果のみを含めたモデルを採用している。
- (4) 同様の効果を検討するためには、保有するきょうだいの属性における組み合わせをダミー変数にしたものを使用することもできよう。たとえば、「異性を含むきょうだい」などをそうでない場合の家族認知と比較すればよい。しかし、該当する組み合わせのパターンはきょうだいの人数に依存し、組み合わせのパターン自体も分析が困難になるほどの数に達するため、ここではあえてそうした検討を行わなかった。
- (5) 分析を行ったところ、先述の分析結果とは異なり、認知主体のライフステージときょうだいのライフステージの組み合わせによる2次効果が認められた。

参考文献

- 池岡義孝,1997,「現代中国都市住民の家族認識の構造」,『家族研究年報』,22,48-69.
- 岡本朝也,1999,「主観的家族論の射程と限界」,『家族研究年報』,24,21-32.
- 木戸功,1996,「それは家族であるのか、家族ではないのか、ではどうすれば家族であるのか—『家族』とその状況規定—」,『家族研究年報』,21,2-13.
- 田淵六郎,1996,「主観的家族論—その意義と問題—」,『ソシオロギス』,19-38.
- 長山晃子・石原邦雄,1990,「家族員として意識する範囲—居住形態との関連から—」,『家族研究年報』,16.
- 西岡八郎・才津芳昭,1996,「家族とは何か—有配偶子女からみた家族認識の範囲—」,『家族研究年報』,21,28-42.
- 西野理子,2000,「家族の認知に関する探索的研究—個人の認知と社会規範との連結をめざして—」,『家族研究年報』,43-56.
- J.M.White,1993,Dynamics of Family Development: A Theoretical Perspective, The

Guilford Press (正岡寛司・藤見純子・嶋崎尚子・西野理子訳「家族発達のダイ
ナミックス」ミネルヴァ書房、1996)

(2001年6月15日提出)

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. 2-5

認知された家族ときょうだい関係

Recognized Families and Sibling Relations

藤見純子編

2001年9月

日本家族社会学会
全国家族調査 (NFR) 研究会