

家族認知の条件——最年長のきょうだいへの認知の分析

西野 理子
(東洋大学)

On what conditions are elder siblings recognized as family members
and under what condition is the consciousness sustained

NISHINO Michiko

人々はどのような相手を家族とっており、その意識はどのような条件によって支えられているのか。本稿では、1998年に本学会によって実施された全国家族調査データ(以下、NFR98と略称)を用いて、家族認知の条件を検討する。認知を阻害する要因は、年齢およびコーホートの効果と、規範的要因、生活の条件、属性的要因、経済的要因にわけられる。最年長のきょうだいを家族の一員だと思っているかどうかを被説明変数とする多変量解析の結果、相互作用の頻度という生活の条件と、婚姻上の地位を指標とした規範的要因が相対的に重要であることが明らかとなった。また、若年層では婚姻上の地位の効果が大きい、高年層ではその効果は認められないこと、とりわけ女性では相互作用の効果が大きいことが確認された。

This paper will discuss on the recognition and consciousness by which we could win acceptance as family members and what conditions should sustain(keep up) that consciousness.

The discussed conditions by means of the data were given effect in 1998 by the Japanese National Family Research (NFR 98). The logic analysis which will explain the conditions under which one recognize an elder sibling as his/her family member or not shows that the frequency of their contact with each other is the primary factor and his/her marital status is also effective. The frequency of their contact with each other is more effective among women. The marital status is significantly effective only among young and middle age cohorts, but not among elder age cohorts.

キーワード：家族認知、きょうだい関係、コーホート

Keywords: recognition as family member; sibling relationship; cohorts

1. 本稿のねらい

「家族」という用語は多義的で、正確な定義は不可能だと指摘されながらも(山田,1986)、

市井の人々の間で日常用語として親しまれていることは周知のとおりである。「家族」という言説が多用され、かつ「家族」があたり前の存在とみなされる一方で、家族のつながりに関する実態は、それほど明らかになっているとは言いがたい。本稿で注目することになるきょうだいについても、成人後のきょうだい間の行動パターンを詳しく検討している研究はない (Goetting, 1986:703)。その原因として、成人したきょうだい関係は関係性が広範にわたるものの、その密度は低いと一般に思われていることがあげられる (Adams, 1968)。実際、Cicirelli (1982:275) によれば、回答者の4分の3以上の者が、自分のきょうだいに対して肯定的な感情をもっているが、信用しているという者はずっと少なかった (内緒話ができるのは半数以下、重要な決定についてよく話し合っているのは8%のみ)。しかしながら一方で、高齢期には、接触そのものは減少するものの (Rosenberg and Anspach, 1973:110)、きょうだいへの情緒的近接性および情緒的重要性は逆に若年期より高まることが指摘されている (Scott, 1983:49)。核家族や世帯に限定することなく、幅広く家族と人々に認められているものをすくいとり、その実態をとらえることが急務となっている。

そうした問題意識のもとに、日本の家族の実態を調べようという全国調査 (NFR98) が実施されたのは、つい3年前のことである。世帯や親子関係のみに限定されないとするれば、家族とはどのような範囲に認められているものか。またその認知を左右している条件とは何か。本稿では、NFR98 を用いて、人々がいかなる相手を家族と思っているかという家族認知をとりあげ、認知を左右している条件を検討する。

本稿では、家族認知という意識を、親族成員間の結びつきを構成する一要素と位置づけている。居住、相互作用、姓の共有など親族関係を構成するさまざまな要素のうちの主観的なひとつの側面として、家族と思っている・いないという意識があると考えている。家族を所与の集団として策定せず、個人が抱く意識の水準で認めるという点で、旧来の集団論パラダイムとは一線を画する。だが、次節で述べる構築主義による研究とは異なり、家族という言説構築の解明に焦点があるわけではない。親族関係の構成要素間の関連のうち本稿では家族認知の条件に限定して検討するが、家族だと認知しているからこそ頻繁に会うなど、逆方向の関連も想定される。家族認知という主観的な要素も取り込んだ上で、家族および親族関係に関する考察を拡充させることをねらいとしている。

2. 家族認知に関するこれまでの研究動向

誰を自分の家族だと思っているかという家族認知に関するこれまでの研究は、関心設定のあり方と方法論とで、いくつかのタイプに分けることができる。

まず、関心設定でいえば、家族生活にどの程度の関心があるかによって分けることができる。すなわち、家族とは何かを追求する一環として家族認知を取り上げている研究と、家族認知を取り上げていながらもその関心は個人のもつ言説の構築過程にあるものがある。上野 (1991) は、あくまで実態としての家族認知の範囲を明らかにしたものであり、

あとで述べる量的アプローチによる研究もほぼ、家族の実態に関心の焦点がある。山田が「情緒社会学」を提唱したのも、家族の1つの側面として情緒面への着目を促してのことである(山田,1997)。一方、構築主義的な研究の多くは、言説の使用あるいは成立過程をたどり、個人が家族という言説に付与している意味を探っている(Gubrium, J.F. and Holstein, J.A., 1990)。そこで検討しているのは、社会的構成体としての家族であって、人々が営む家族生活ではない。また、ストレス研究のなかにも家族の境界をとりあげているものがあるが、そこでも家族の境界に含めることが個人に与える意味を問題にしているのであって、家族の境界自体を問うているわけではない。本稿は先に述べたとおり、家族および親族関係を検討する一貫して家族認知を取り上げようというものであり、家族に関心の焦点がある前者のグループに属する。

ついで方法論に着目すると、質的なアプローチと量的なアプローチとに大別できる。質的なアプローチはさらに、少数の事例をもとに家族の範囲をたずねた調査(上野,1991)と、「家族」という言説構築を巡っての考察(Gubrium, J.F. and Holstein, J.A., 1990; 木戸,1996; 田淵,1998)とにわけられる。量的なアプローチとしては、長山・石原(1990)、西岡・才津(1996)、山田(1994: 30-31)があげられよう。とりわけ西岡・才津は、第1回家庭動向調査で全国を対象に行った調査結果を報告している。

NFR98は全国を対象にした家族調査であり、量的なアプローチといえる。だが、これまでの量的アプローチでとられた方法とは異なる手法で家族認知データを収集している。というのも、これまでの調査は、想定質問法を用いていた。具体的には、長山・石原(1990)では「長男」「長男の妻」「配偶者の親」など12の親族カテゴリーを、西岡・才津(1996)では「20歳以上の未婚の子」「結婚している長男」など13のケースを挙げ、それぞれについて「同居、別居にかかわらず家族である」「同居していれば家族である」「同居していても家族とはいえない」のいずれかを選ぶようきいて、居住関係と親族関係を分析軸に据えた家族認知の範囲を測定していた。また、山田(1994)は、「長期間一緒に生活しているが、婚姻の届を出していない男女」「息子が結婚して同居しているが、食事や家計は親夫婦、子供夫婦別にしている場合の息子と両親」など、細かい状況定義をして33ケースを挙げ、それぞれについて「家族だと思う」「どちらかといえば家族だと思う」「どちらかというとな家族だと思わない」「家族だと思わない」の4選択肢を用意した調査を行っている。それに対しNFR98では、父親、母親、きょうだいなどについて健在かどうかを確かめた上で、その一人一人について「家族の一員」と思うかどうかを「はい」「いいえ」「どちらともいえない・わからない」という選択肢で聞いている⁽¹⁾。

両者の質問法によって得られた回答は、同じ家族認知といっても測定している水準が異なる。すなわち、想定質問によって得られた回答は、対象者全員が回答していることからわかるように、想定されるケースに対していかなる意見をもっているかという規範的な水準の意識を問うている。それに対してNFR98では、該当する親族をもっている者しか回

答していない。また、現在の相互作用の頻度や関係の良好度に続いて認知に関する質問が配置されており、親族カテゴリーに該当する具体的な相手を想起した上での回答である。そこで測定しているのは、人々の生活史や生活体験に根ざした水準の認知といえる⁽²⁾。

こうした認知の水準間の混乱は、質的アプローチにおいても同じように認められる。木戸(1996)がとりあげたのは前者の規範的水準の認知であるし、上野(1991)と田淵(1998)は後者の水準の認知に着目している。用語においても同様である。山田(1994)の「主観的家族像」は規範的水準の認知であるし、田淵(1996)のいう「主観的家族」は後者の水準の認知である⁽³⁾。また上野(1991)は「家族アイデンティティ」という用語を編み出している。それぞれの問題意識は共通していると思われるが、着目している水準が異なる。本稿では、後者の水準の認知に着目し、用語の混乱を避ける上でこれを家族認知と呼んでおく。

3. 用いるデータ

NFR98 では、1921 年から 1970 年までに出生した男女を対象に、幅広い親族についての情報を収集している⁽⁴⁾。父母、きょうだい、配偶者、子ども、配偶者の父母については、同別居や居住地の距離、姓の共有、相互作用頻度、関係の良好度という複数の項目からその関係性をしらべ、その上で相手を「家族の一員」と思うかどうかをたずねている。

調査の結果、家族認知においては親族の保有率と認知率との差およびコーホート差という2つの視点から、親族カテゴリーのタイプを識別することができた。すなわち、保有していればほぼ家族とみなされるものと、家族とみなされたりみなされなかつたりするものとに、さらに、コーホート間で保有者の中での家族認知率の差があまりないものと顕著なものにわけられた。たとえば配偶者は、既婚のほとんどの者が「家族の一員」だと回答している。子どもも8割以上、親も7割以上の者が家族だと思っており、これらについてコーホート間での差はそれほど顕著ではない。孫や子どもの配偶者も、該当者がいる年長のコーホートに限定されるが、保有していればその8割以上の者が家族だと回答している。だが、配偶者の父母は、該当者の5～7割の者が家族と認知しており、その割合が若年者で高く、中年になるほど低い(年長のコーホートでは該当者がいない)。きょうだいについても、若年者では家族だと思っている者が7割前後を占めているが、その割合は年長になるほど少なく、最年長のコーホートでは2割にとどまる。一方で、叔父叔母や甥姪を家族と思っている者の占める割合は、該当親族のいる者の2～4割で、若年者で若干高いものの、コーホートによる差はきょうだい間ほど顕著ではない。

本稿では、家族としての認知率に差があり、かつコーホート間の差がもっとも顕著であった親族カテゴリーとしてきょうだいに着目し、家族認知を規定している条件を探る。なお、きょうだいといっても複数いる場合が多いが、NFR98 では、生存しているきょうだいの年長者から順に3人目まで一人一人について情報を収集している。だが、3人すべてを家族の一員と思う者と思わない者とのわかれ、一部の者だけを家族と認知したり逆に認知

しなかったりしている者はいずれのコーホートにおいても数%にすぎなかった。そこで、本稿では、最年長のきょうだいだけをとりあげる（最年長のきょうだいに対する認知の回答分布は表1に示した）。もっとも回答者が多いのが最年長のきょうだいについてだからである。

4. 分析モデル

家族認知に差をもたらす要因とは何か。これまでの規範水準の認知に関しては、山田(1994a)が経済的要因の重要性を指摘する一方で、西岡・才津は年齢、居住地域、教育程度、収入程度、居住形態などの属性による差を確認している。

きょうだいに関する海外の先行研究では、きょうだい間の関係性の質が、姉妹であること(Abramovitch, Pepler, and Corter, 1982:70,73 ; Adams,1968:118-120)、離別経験(Rosenberg, and Anspach, 1973:112)、独身であること、子どもがいないこと、援助してくれる子どもがいないことによって異なることが指摘されている(Goetting,A.,1986:711; Lee,T.R., Mancini,J.A.,and Maxwell,J.W.,1990:433)。ただし、そこでの関係性のほとんどは、援助ネットワークの一環をなす可能性として、換言すれば援助資源としてあてにされているという意味での関係である（一部は心理的コミットメントや愛着の概念と重ねて論じられてはいるが）。そうした関係性は直接に家族認知と重なる概念とはいえない。そもそも関係性は、文化によって規定される部分が少なくない。実際、Cicirelli(1994)は、先進諸国と発展途上国とできょうだい関係を比較し、先進国においてきょうだい間の一体感が欠如しがちであることを指摘し、先進国においてはきょうだい関係は自発的な関係だが、途上国では文化的規範によって制約された義務的な関係となっていると論じている。Lee,T.R., Mancini,J.A.,and Maxwell,J.W.,(1990:432)も先行研究から、成人期のきょうだい間の接触は個人の選択によって決定されるものであり、その決定を左右するのは接触したいという希望か、しなければならないと感じる義務か、あるいは、接触せざるを得ない条件のいずれかであると整理している。

本稿では、認知を左右する条件を①加齢およびコーホート効果、②規範的要因、③生活条件、④属性的要因、⑤経済的要因に整理した。すでに述べたように、若年コーホートにおいては、きょう代いはかなり多数の者に家族と認知されている。だが、年長になるほどその比率は低下している。それが単純に暦年齢にあらわれる加齢ないしはコーホートによる効果といえるのか、そうではなく、規範や生活条件、基本的属性、経済的属性によって認知率が低められているのかを確認しようというものである⁽⁵⁾。

認知率を低めることになる規範とは、きょうだい間が家族と認知されるべきではないという観念が集団内で共有されていることをさす文化的要因である。規範は、それを共有している集団によって内容に差が生じる。全国水準で共有できている規範としては、結婚後はきょう代いを別家族とする規範が想定される。そして、この規範を測定する指標として、

生殖家族の形成、すなわち、対象者本人の婚姻上の地位ときょうだいの婚姻上の地位に着目した。ほかに、姓が異なれば別家族とする規範も考えられるが、姓の共有は対象者本人の婚姻上の地位との相関が高く、本稿ではとりあげなかった。

生活条件は、生活を共有しているほど家族と認知しやすいという仮説に基づいている。すでに述べたように、これまで日本国内で実施されてきた研究では、同別居が指標に用いられることが多かった。同居していれば家族だが、していなければ別家族とするものである。しかしながら、きょうだいで同居している者はごく少数に限られている。生活の共有の程度を測定するものとして、NFR98の項目の中には、相互作用の頻度と援助関係の有無がある。兄弟姉妹となんらかの援助関係があった者はわずかであったので、本稿では相互作用の頻度を指標とした。

属性的要因としては、きょうだい関係が性によって異なるという先行研究の指摘をふまえて、きょうだいの性別をまずとりあげた。ほかに、現在の居住地の特性（農山村か地方都市か大都市か）、現住地の地方性（居住県）、出身地の特性（農山村か地方都市か大都市か）、学歴を含めた。また、経済的要因は世帯収入を指標とした。経済的要因の効果は必ずしも一方向的とは限らず、いくつかの仮説が考えられる。経済的に豊かなほど家族認知の範囲が広がる拡大仮説や、困窮しているほど支援を求めて認知度が高まる密着仮説などである。

5. 分析方法

上記の各要因と最年長のきょうだいに対する家族認知との関連をそれぞれ確認したところ、現住地に関する2変数との間には明確な関連を認めることができなかったが、他の変数とはある程度の関連を認めることができた。次に、これらの変数間の関連をみるために、多変量解析を行った。多変量解析の方法としては、最年長のきょうだいに対する認知を「家族の一員と思う」か否かという二値変数に加工し⁽⁶⁾、統計ソフト SPSS を用いて二項ロジスティック回帰分析を行った。この分析法は、被説明変数が二値のカテゴリの場合に用いられる多変量解析の手法で、説明変数にはカテゴリ変数と数値変数の両者を、さらに交互作用項も含めて回帰係数およびオッズ比を算出することができる。最終的に分析に用いた変数は、モデルで提示した①年齢およびコーホート効果として年齢、②規範要因として対象者自身の婚姻上の地位と、きょうだいの婚姻上の地位、③生活条件として相互作用の頻度、④属性要因として性別と出身地、学歴、⑤経済的要因として世帯収入、である。さらに、これらの変数間の想定される交互作用項として、年齢と婚姻上の地位、年齢ときょうだいの婚姻上の地位、対象者自身の婚姻上の地位ときょうだいの婚姻上の地位、年齢と相互作用頻度、年齢と学歴との交互作用項もそれぞれ検討したが、有意な交互作用項はなかったため、分析は主効果だけを取り扱うことにした。なお、用いたカテゴリは表2および表3の表側に示したとおりである。比較に際して参照したカテゴリを、()

内に表示している。

以上の手続きを経た上で、上記の8変数を説明変数として強制投入し、最年長のきょうだいへの家族認知を被説明変数とする二項ロジスティック回帰分析を行い、各変数の効果を標準化した上でどの変数が最年長のきょうだいへの家族認知を左右する大きな要因となっているかを調べた。その結果を、全体、男女それぞれについてあらわしたのが表2である。モデルのカイ2乗値は、いずれにおいても0.1%水準で有意であった。また、判別率⁽⁷⁾は全体で64.8%、男性で64.9%、女性で66.3%である。

さらに、1961-70年出生（調査時点で28-37歳：以下、若年と略称）、1941-60年出生（調査時点で38-57歳：以下、中年と略称）、1921-40年出生（調査時点で58-77歳：以下、高年と略称）の各出生コーホートについてもそれぞれ男女別で、上記と同じ分析を行った。コーホートの幅が均一ではないが、きょうだいへの認知率や既婚率等の傾向をふまえて設定したものである。その結果を表3にあらわした。いずれの出生コーホートにおいても、モデルのカイ2乗値は0.1%水準で有意であった。また、男性若年、中年、高年、女性若年、中年、高年の順に、判別率は70.1%、62.6%、68.1%、64.6%、65.2%、69.4%であった。

6. 結果

まず、全体を対象にした分析結果のオッズ比をみると、学歴を除くいずれの変数も有意であった。とりわけ、相互作用の頻度においてオッズ比がもっとも高く、他の説明変数で調整しても、相互作用が週に数回以上ある者は、年に数回以下しかない者に比べて約3倍も認知率が高い。月に1~2回でも、1.6倍である。また、対象者本人の婚姻上の地位でもオッズ比はかなり高く、離死別および未婚者の場合は、既婚者に比べて認知率が1.6倍である⁽⁸⁾。最年長のきょうだいを家族の一員と認知する要因として、相互作用の頻度と対象者自身の婚姻上の地位が重要であることがわかる。

これらに続いて、出身地が農山村ではないこと、世帯収入が低いことも、認知率を高める効果をもっていた。オッズ比をみると、出身地が地方小都市あるいは大都市の者は農山村出身者に比べて認知率が約1.5倍高い。世帯年収が399万円以下でも、1,000万円以上と非常に高い層に比べて認知率は約1.5倍である。都市出身者で認知率が高いこと、また現住地とは関連が認められなかったことから、出身地との関連はその後の移動にともなうきょうだいとの離別経験が関与しているものと推察される。また、世帯収入が低い層で家族認知が高かったことから、経済資源の豊富さが認知を促進するという仮説(山田,1994a)とは異なり、少なくともきょうだいに関しては経済的な必要が認知を高める方向に作用していることがうかがわれる。一方、年齢の効果は有意だがオッズ比はきわめて小さい。ただし、年齢は連続変数なので、年齢そのものが認知率を規定する効果が低いかどうかは、さらに検討を要する。

こうした傾向は、男性だけに限定した分析でも女性だけの分析でも同じように認められた。男性でも女性でも、もっともオッズ比が高かったのは相互作用の頻度で、ついで本人の婚姻上の地位が高かった。ただし、男性では婚姻上の地位と並んで出身地のオッズ比が高かったが、女性では相互作用頻度のオッズ比がきわめて高い一方で、出身地のオッズ比はむしろ低い。女性の方が日常生活を共有している効果が高くあらわれるためか、あるいは、男性の方が女性より移動経験が多いことが反映されている可能性が考えられる。また女性では、きょうだいの婚姻上の地位の効果が有意ではない。

さらにこれをコーホートごとにみると(表3)、いずれのコーホートでも有意な要因は相互作用の頻度だけであった。相互作用の頻度は、高年男性、若年女性を除いたいずれのコーホートでもオッズ比がもっとも高く、きょうだいへの認知を規定する大きな要因となっている。婚姻上の地位が有意であったのは若年および中年だけであり、逆に世帯収入という経済的要因は中高年においてのみ有意であった。

また、男性では相互作用頻度のオッズ比が年長のコーホートほど低い傾向が認められた。相互作用が週に数回以上の者の年数回以下の者に比べたオッズ比をみると、若年男性では4.8倍ときわめて高いが、中年では2.5倍であるし、月に1~2回の者のオッズ比は中年では1.6倍、高年では1.4倍である。高年男性では、差は顕著ではないものの、相互作用頻度のオッズ比より出身地および世帯収入の一部のオッズ比の方がむしろ高い。若年男性ではきょうだいの婚姻上の地位、中年男性では本人の婚姻上の地位が相互作用頻度につぐ大きな要因となっているが、高年男性ではオッズ比がきわめて高い要因はない。一方、女性では、相互作用頻度のオッズ比がいずれのコーホートでもきわめて高いが、若年においてのみ、相互作用頻度より本人の婚姻上の地位のオッズ比の方が高い。若年女性では、自身の結婚を機にきょうだいとは別の家族になるという意識が強く、その効果は相互作用頻度という日常生活のあり方より強いようだ。若年者では、実際に結婚を経験して間もない者が多いだけに、その効果が顕著にあらわれてくるものと推察される。

7. 結果の考察と今後の課題

いずれの分析においても、相互作用の頻度という生活条件と、婚姻上の地位(生殖家族の形成)を指標とした規範的要因とが認知を左右する大きな要因となっていることが確認された。ただし、若年層では生殖家族の形成効果が大きい、高年層ではその効果は認められず、とりわけ女性では相互作用の効果が大きかった。性別と出身地という属性的要因、および世帯収入を指標とした経済的要因は、婚姻上の地位や生活条件ほど強くはないが、ある程度の効果をもっており、とりわけ高年層においては出資地と経済的要因の相対的な重要度が大きくなっていった。そして学歴は、最年長のきょうだいへの認知を左右する有意な要因にはなっていなかった。

相手親族を自分の家族の一員と思うかどうかという主観的な親族のつながりは、単純に、

年をとればとるほど疎遠になるわけでも、年長の世代がとくに淡白というわけでもない。経済状況や出身地によっておおかた決まってしまうものでもない。相手親族とどれほど頻りに接触しているかと、自身および相手が結婚をしているかどうかということともっとも大きく関連していた。本稿でとりあげたのは、具体的で個別な親族に対する家族認知であった。日常生活を共有している程度と密接な関連にあるという結果から、測定した認知の水準が規範的水準とは異なる性質のものであることが裏付けられる。また、この水準の認知は、規範的水準で測定した認知データと比較して家族認知率が高い。しかしながら、生殖家族の形成という規範要因との関連からは、この水準の家族認知が日常生活だけによって規定されるわけではなく、社会全体で共有されている文化と連動していることが確認される。人々は、日々の生活状況と社会構造とのほざまで、誰のことを自分の家族と認めるかどうかをいう意識を形成している。ここであらためて、家族の一員であるという認知の意味するところが問われる。人々の実感を汲み取った親族関係の新たな次元として本稿では取り上げたが、この意識は社会全体で共有されている規範とどのような関連にあるのかが、さらに検討されなければならない。あわせて、親族関係の心理的側面、すなわち愛着（アタッチメント）や親密性といった概念との関連について検討しておく必要があるだろう。

もちろん、分析の方法論的な洗練がさらに必要である。各変数の操作化、とりわけ規範要因をどのような指標によって測定するかは大きな問題として残されている。本稿では最年長のきょうだいに対する認知のみを取り上げたので、生殖家族の形成を規範要因に読み替えたが、分析の対象とする親族カテゴリーによっては、長男をあととりとする伝統的な直系家族規範を考察に含める必要も出てくる。また、本稿では年齢およびコーホートの指標として年齢を用いたが、そもそも年齢およびコーホートには、内面化された規範が反映されている。こうした交絡した変数を扱う手法を洗練させていく必要がある。

さらに、本稿では、過去の生活共有の体験や、そうした共有体験からの経過時間を分析に含めていない。とりあげている意識が生活体験や生活史に根ざしたものである以上、これらの変数を含むことができるデータセットが待たれるところである。本稿の分析は、家族の具体的な認知という新たな水準の意識をとりあげ、その条件について探索的に分析を試みたものである。さらなる検討を積み重ねて、家族の認知が家族研究においてもつ意味を明らかにすることは今後の課題としたい。

注

- (1) ただし、NFR98では、親族関係にある者だけに家族認知を問うており、親族関係にあることが認知の前提とされている。
- (2) 両者の相違については、拙稿を参照（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』25、40-53）。

- (3) 田淵自身は、本稿でいうところの認知の水準の相違に細心の注意を払った上で「主観的家族」という用語を提示したのだが、現在のところ、まだ研究者らの間で共通の理解を得ているとは言いがたい。
- (4) NFR98の詳細については、日本家族社会学会・全国家族調査研究会編『家族生活についての全国調査』(2000)を参照。
- (5) 全対象者を生活段階によって集計し、認知率の差を生活段階によって説明する手法も考えられる。だが、その手法では、年齢およびコーホートによる差はないことが所与とされている。本稿では、認知のような意識は、年齢およびコーホートによる差を分析に組み込むべきだという前提にたっているため、生活段階による分析という手法をとっていない。
- (6) 調査での回答肢は、「家族の一員と思う」「思わない」「どちらともいえない・わからない」の3値である。分布の偏りを考慮し、これを「思う」を1、「思わない」ないしは「どちらともいえない・わからない」を0とする二値変数に加工した。
- (7) ここでの判別率は、モデルで予想される値と実際の観測値との一致率である。
- (8) 離死別者と未婚者が最年長のきょうだいへの認知に対して同じ方向でそれほど大きな変わらない効果をもつことを確認した上で、分布の問題から両者を統合している。

謝辞

本稿では、全国家族調査研究会の許可を得て、NFR98を利用した。調査の実施に尽力された研究会のメンバーの方々にこの場を借りて御礼申し上げます。なお、NFR98は、平成10～12年度文部省科学研究費補助金「基盤研究A(1)」(課題番号10301010)の助成を得て実施されたものである。

付記

本稿は、第10回日本家族社会学会(於東北学院大学)におけるテーマセッション報告「家族認知の条件」の一部をもとにしているが、その後の検討を経て、分析手法を大幅にあらためている。

参考文献

- Abramovitch,R., Pepler,D. and Corter,D., 1982, "Patterns of Sibling Interaction Among Preschool-age Children," in Lamb,M.E. and Sutton-Smith,B(eds.), Sibling Relationships: Their nature and Significance across the Life span, Hillsdale, NJ:Lawrence Erlbaum Associates.
- Adams,B., 1968, Kinship in an urban Setting, Chicago:Markham.
- Brody,G.H., Stoneman,A., Smith,T. and Gibson,N.M., 1999, "Sibling Relationships in Rural African American Families," Journal of Marriage and the Family, 61, 1046-1057.
- Cicirelli,V.G., 1982, "Sibling Influence Throughout the Lifespan," in Lamb,M.E. and

- Sutton-Smith, B. (eds.), Sibling Relationships: Their nature and Significance across the Life span, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cicirelli, V.G., 1989, "Feelings of Attachment to Siblings and Well-being in Later Life," psychology and Aging, 4, 211-216.
- Cicirelli, V.G., 1994, "Sibling Relationships in Cross-cultural Perspective," Journal of Marriage and the Family, 56, 7-20.
- Connidis, I.A., 1992, "Life Transitions and the Adult Sibling Tie: A Qualitative Study," Journal of Marriage and the Family, 54, 972-982.
- 藤見純子, 1980, 「地域間移動システムと親族関係」, 『社会科学討究』 26, 早稲田大学社会科学研究所, 1-41.
- Goetting, A., 1986, "The Developmental Tasks of Siblingship Over the Life Cycle," Journal of Marriage and the Family, 48, 703-714.
- Gubrium, J.F. and Holstein, J.A., 1990, What is Family?, Mayfield Publishing Company.
(中河伸俊・湯川純幸・鮎川潤訳, 1997, 『家族とは何か』, 新曜社.)
- 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, 日本家族社会学会, 2-13.
- Lamb, M.E. and Sutton-Smith, B. (eds.), 1982, Sibling Relationships: Their Nature and Significance Across the Life Span, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Lee, T.R., Manchini, J.A. and Maxwell, J.W., 1990, "Sibling Relationships in Adulthood: Contact Patterns and Motivations," Journal of Marriage and the Family, 52, 431-440.
- 長山晃子・石原邦雄, 1990, 「家族員として意識する範囲——居住形態との関係から」, 『家族研究年報』 16, 家族問題研究会, 65-76.
- 西岡八郎・才津芳昭, 1996, 「「家族とは何か」——有配偶女子から見た家族認識の範囲」, 『家族研究年報』 21, 家族問題研究会, 28-42.
- Peterson, J.T., 1990, "Sibling Exchanges and Complementarity in the Philippine Highlands," Journal of Marriage and the Family, 52, 431-440.
- Rosenberg, G.S. and Anspach, D.F., 1973, "Sibling Solidarity in the Working Class," Journal of Marriage and the Family, 35: 108-113.
- Scott, J.P., 1983, "Siblings and Other Kin," in Brubaker, T.H. (ed.), Family Relationships in Later Life, Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- 田淵六郎, 1996, 「主観的家族論——その意義と問題」, 『ソシオロゴス』 20, 19-38.
- 田淵六郎, 1998, 「『家族』へのレトリカル・アプローチ——探索的研究」, 『家族研究年報』 23, 家族問題研究会, 71-83.
- 上野千鶴子, 1991, 「ファミリー・アイデンティティのゆくえ」, シリーズ「変貌する家族」

第1巻『家族の社会史』, 岩波書店.

White, L.K. and Riedmann, A., 1992, "When the Brady Bunch Grows Up: Step/Half-and Fullsibling Relationships in Adulthood," Journal of Marriage and the Family, 54, 197-208.

山田昌弘, 1986, 「家族定義論の検討」, 『ソシオロギス』 10, 52-62.

山田昌弘, 1994a, 「脱青年期の家族意識——家族と非家族との間——」, 『「脱青年期」の出現と親子関係——経済・行動・情緒・規範のゆくえ』, 家計経済研究所.

山田昌弘, 1994b, 『近代家族のゆくえ』, 新曜社

山田昌弘他, 1997, 『感情の社会学』, 世界思想社

表1 最年長のきょうだいを家族と思っているかどうか (N=全体)

	N	家族の一員 と思う	思わない	どちらとも いえない	健在なきょうだ いはいない	不明
男性						
1966-70年(28-32歳)	321	63.9	12.8	12.5	10.9	-
1961-65年(33-37歳)	349	54.7	18.6	14.9	10.6	1.1
1956-60年(38-42歳)	325	46.2	25.5	20.3	7.4	0.6
1951-55年(43-47歳)	369	41.2	27.1	24.1	6.0	1.6
1946-50年(48-52歳)	433	37.2	32.6	20.3	8.5	1.4
1941-45年(53-57歳)	358	38.5	38.5	15.4	5.0	2.5
1936-40年(58-62歳)	329	32.8	46.2	14.9	5.2	0.9
1931-35年(63-67歳)	327	29.1	44.0	17.7	8.3	0.9
1926-30年(68-72歳)	317	26.5	42.6	21.8	7.9	1.3
1921-25年(73-77歳)	195	29.7	40.5	14.4	14.4	1.0
女性						
1966-70年(28-32歳)	358	67.6	10.1	15.9	6.1	0.3
1961-65年(33-37歳)	382	49.7	18.3	22.3	8.9	0.8
1956-60年(38-42歳)	353	41.6	26.9	26.9	4.5	-
1951-55年(43-47歳)	406	38.7	31.8	24.1	4.9	0.5
1946-50年(48-52歳)	460	43.5	38.3	12.8	4.3	1.1
1941-45年(53-57歳)	417	35.0	42.4	16.5	5.5	0.5
1936-40年(58-62歳)	354	28.8	45.5	18.4	6.8	0.6
1931-35年(63-67歳)	343	30.3	51.6	12.8	5.2	-
1926-30年(68-72歳)	326	27.6	43.3	17.2	10.4	1.5
1921-25年(73-77歳)	263	24.0	44.1	15.6	14.8	1.5

表2 最年長のきょうだいに対する認知の二項ロジスティック回帰分析の結果：全体と男女別

変数項	カテゴリー	全体			男性			女性		
		B	Wald 値	オッズ比	B	Wald 値	オッズ比	B	Wald 値	オッズ比
【年齢】		-0.031	151.748	0.970**	-0.029	65.869	0.971**	-0.033	83.260	0.968**
【婚姻上の地位】	(既婚)									
	離死別・未婚	0.460	34.474	1.584**	0.506	16.873	1.658**	0.473	19.728	1.605**
【きょうだい婚姻】	(既婚)									
	離死別・未婚	0.177	6.794	1.194**	0.290	8.630	1.336**	0.072	0.587	1.075
【相互作用の頻度】	(年数回以下)									
	週に数回以上	1.055	149.045	2.872**	0.891	41.579	2.437**	1.256	118.037	3.510**
	月に1～2回	0.477	51.040	1.611**	0.438	19.594	1.550**	0.589	39.503	1.803**
【きょうだい性別】	(女性)									
	男性	0.222	14.614	1.249**	0.236	8.195	1.266**	0.254	9.030	1.289**
【出身地】	(農山村)									
	地方小都市	0.380	31.622	1.463**	0.446	20.943	1.562**	0.325	11.814	1.385**
	大都市	0.368	23.787	1.444**	0.453	18.129	1.573**	0.286	7.053	1.331**
【学歴】	(高等教育)									
	初等教育	0.017	0.034	1.018	0.052	1.162	1.053	0.029	0.041	1.029
	中等教育	-0.048	0.483	0.953	0.036	1.138	1.036	-0.060	0.333	0.942
【世帯収入】	(1,000万円以上)									
	399万円以下	0.387	17.870	1.473**	0.413	9.664	1.512**	0.375	8.622	1.455**
	400～599万円	0.209	5.495	1.233*	0.381	9.109	1.464**	0.031	0.060	1.032
	600～799万円	0.252	7.599	1.287**	0.155	1.432	1.167	0.347	7.065	1.415**
	800～999万円	0.285	8.517	1.330**	0.258	3.616	1.294	0.315	4.909	1.371*
	定数	0.365	5.564	1.440*	0.273	1.510	1.313	0.372	2.836	1.451
	モデルカイ2乗値		603.646**			299.600**			338.825**	
	自由度		14			14			14	
	ケース数		5624			2734			2890	

* $p < .05$; ** $p < .01$

注：カテゴリー変数の対比参照カテゴリーは表側の（ ）内に表示。

表3 最年長のきょうだいに対する認知の二項ロジスティック回帰分析の結果：コーホート別

変数項	カテゴリー	1961-70年出生 (28-37歳)男性	1941-60年出生 (38-57歳)男性	1921-40年出生 (58-77歳)男性	1961-70年出生 (28-37歳)女性	1941-60年出生 (38-57歳)女性	1921-40年出生 (58-77歳)女性
【年齢】		0.983	0.992	0.983	0.882**	0.993	0.998
【婚姻上の地位】	(既婚)						
	離死別・未婚	1.566	1.799**	1.322	3.751**	1.524*	1.081
【きょうだい婚姻】	(既婚)						
	離死別・未婚	3.045**	1.137	0.870	1.330	1.140	0.869
【相互作用の頻度】	(年数回以下)						
	週に数回以上	4.769**	2.500**	1.592	2.976**	4.040**	2.866**
	月に1~2回	1.566	1.642**	1.418*	1.621*	1.976**	1.583**
【きょうだい性別】	(女性)						
	男性	1.655*	1.197	1.0260	1.065	1.285*	1.291
【出身地】	(農山村)						
	地方小都市	1.628*	1.351*	2.013**	1.128	1.362*	1.519*
	大都市	1.553	1.373*	1.847**	1.365	1.174	1.521*
【学歴】	(高等教育)						
	初等教育	0.508	0.967	1.427	0.664	1.034	1.067
	中等教育	1.037	0.886	1.435	0.897	0.994	0.941
【世帯収入】	(1,000万円以上)						
	399万円以下	1.878	1.435	1.539	1.558	1.253	1.857*
	400~599万円	1.713	1.319	1.720*	1.396	0.955	1.170
	600~799万円	1.190	1.109	1.468	1.658	1.562*	1.434
	800~999万円	1.932	1.389	0.955	1.987	1.377	1.367
	定数	0.600	0.593	0.554	29.577**	0.403	0.183
	モデルカイ2乗値	87.063**	72.202**	42.423**	88.128**	104.632**	52.979**
	自由度	14	14	14	14	14	14
	ケース数	516	1287	961	573	1370	947

* $p < .05$; ** $p < .01$

注：カテゴリー変数の対比参照カテゴリーは表側の（ ）内に表示。オッズ比のみを表示。

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