

成人期のきょうだい関係と家族 — NFRJ18 きょうだいダイアドデータによる マルチレベル分析 —

The sibling relationships in adulthood and their families: Multilevel analysis using NFRJ18 sibling dyadic data

吉原千賀

Chika Yoshihara

1. 問題の所在

日本の家族社会学において、成人期以降を対象としたきょうだい研究はながく見過ごされてきた。しかしながら、大衆長寿時代をむかえ、未婚化の進展と離婚、再婚の増加といった人々を取り巻く現代社会状況に目を向ける時、家族関係のなかでも親や配偶者、子どもとの関係性よりも長期にわたる可能性をもつきょうだいとの関係がクローズアップされてくる。きょうだいとは、幼少期から最も長期にわたってかかわり、同じ時代を生きてきた家族であると同時に、個人の人生物語のスタートとルーツを共有する家族でもある（吉原 2006b）。そして、そのきょうだいとの関係性は、加齢ともない規範的、義務的なものというよりも、ボランティアな絆やニーズにもとづく選択的なものになるといわれる。だが、誰もがきょうだいと頻繁に交流したり、サポートをし合ったり、きょうだいからのサポートに期待を寄せたりするわけではないだろう。だとすれば、それらを左右する要因は何なのであろうか。

きょうだい関係の選択を左右する要因として、きょうだい以外の関係性の有様に注目するのが Cantor (1979) である。Cantor は、ある関係がなかったり、あったとしてもサポートが得られにくかったりする場合に、それを補うために他の関係性が求められるという「ハイラーキー・代償 (the hierarchical-compensatory) 仮説」を示した。そしてその際、例えば親や配偶者、子どもと

いった第一義的な関係性の代わりに第二義的な関係性がクローズアップされることを指摘し、その第二義的な関係性としてきょうだい関係を挙げている。この Cantor の指摘は、きょうだい関係の分析において親、配偶者、子どもの存在の影響に注目する必要性を示唆する。すなわち、親や配偶者、子どもが存在しなかったり、これらの関係性からのサポートが期待できなかったりする場合に、もしきょうだいによるサポートやその期待が増加するならば、きょうだい関係がその代替となっていると考えられるということである。

では、親や配偶者、子どもなどの存在がきょうだい関係に及ぼす影響について、先行研究ではどのようなことが明らかにされてきたのだろうか。日本家族社会学会が実施している調査プロジェクトによって得られた全国家族調査（以下、NFRJ と略記）データを用いた分析からの知見をみてみよう¹。NFRJ データは、日本の成人期以降のきょうだい関係を継続的に調査している数少ない貴重なデータである。その第一回調査（NFRJ98）データを用いてきょうだい同士の「交流頻度」について分析した安達（2004）は、配偶者や子どもの有無はきょうだいとの交流頻度に有意な効果がみられないことを明らかにしている。第二回調査（NFRJ03）データを用いてきょうだいとの「会話（交流）頻度」を結婚経験者に限定して分析した西野（2009）も、子どもの有無は会話（交流）頻度に関係しないとしている。これらは、いずれもきょうだいとの関係性を「会話頻度」や「交流頻度」（1年間の話らしい話の回数）から捉えた分析である。

一方、きょうだいとの関係性を「サポート源としてきょうだいを頼る意識」から捉えた吉原（2006a）は、第二回調査（NFRJ03）データを用いて「ハイラーキー・代償（the hierarchical-compensatory）仮説」で示されているようなことが起こっているのかを検討している。その結果、中高年の離死別者や未婚者でサポート源としてのきょうだいの選択率がアップすること、離死別者よりも未婚者で、「女性」未婚者よりも「男性」未婚者でその効果が高いこと、若年女性に限ると子どもが少ないことも選択率アップにつながるなどが明らかになっている。

保田（2016）も「他の有力な家族成員が存在しない場合に、きょうだいとの交流が頻繁になるというようなことが起こっているのかどうか」（保田 2016：

銭的期待」には見られず、逆に「両親の死」や「子どもがいること」は「金銭的期待」にのみ効果があるというように、2つのサポート期待における代償関係の違いも明らかにされている。

本研究では更にきょうだい関係の多面性により踏み込んだ分析を行うため、先行研究での豊富な知見が存在する「交流頻度」に加えて「援助関係」についても、「ハイラーキー・代償仮説」で示されているようなことが起こっているのか否かを両者の異同に注目して検討する。具体的には、これまで検討されてきた婚姻状況（有配偶、離死別、未婚）や両親の死、子どもの有無といったきょうだい達を取り巻く家族関係の有りに加え、きょうだいガイド情報も組み込むことで、それらがきょうだいとの交流頻度やきょうだい間の援助関係にいかなる影響を与えているのかについても分析する。

以上のことを通じて、NFRJ データのもつ強みを活かしてきょうだいガイドデータからの情報を組み込みつつ、成人期におけるきょうだい間の交流頻度と援助関係に他の家族がもつ影響について分析、検討を試みるのが本研究での課題である。

2. 使用するデータと変数、分析方法

NFRJ18 データは、回答者の視点から複数のガイド関係を捉えるデータ構造をしている。本研究で焦点を当てるきょうだい関係についても、1人の回答者につき最大3人までの情報を収集している²。それらきょうだい関係の情報全てを用いてきょうだいガイド集積型データを作成（保田 2011）し、得られた2750人の回答者による4584きょうだいガイドが本研究での分析対象である。

では、本研究で注目する2つの被説明変数について説明しよう。一つは、「きょうだいとの交流頻度」であり、もう一つは「きょうだいとの援助関係の有無」である。「きょうだいとの交流頻度」とは、問45の「ご健在のごきょうだい一人ひとりについて年上の方から順に、(ア)～(サ)の質問にお答えください。4人以上いる場合も3人目までで結構です。また、ご自分のことは除いてください。」

というきょうだいダイアドについての質問群のなかの「(ケ) この1年間に、この方と『話らしい話』をどのくらいしましたか。電話なども含めます。」という問いに対する6段階の回答を、西野(2009)や保田(2016)と同じ方法で年間の会話回数に変換したものである。具体的には、「ほぼ毎日」「週に3-4回」「週に1-2回」「月に1-2回」「年に数回」「まったくない」をそれぞれ、年間312回、182回、78回、18回、5回、0回とする量的変数である。

一方、「きょうだいとの援助関係の有無」とは、同じく問45のきょうだいダイアドについての質問群のなかの「(コ) この1年間に、この方から次のようなことをしてもらうことはありましたか。(○はいくつでも)」という問いで「4 いずれもなかった」に○がついているか否かを「きょうだいからの援助の有無」、 「(サ) この1年間に、この方に次のようなことをしてあげることはありましたか。(○はいくつでも)」という問いで「4 いずれもなかった」に○がついているか否かを「きょうだいへの援助の有無」とし、この2変数を組み合わせて作成したものである。具体的にいえば、きょうだいからの援助もきょうだいへの援助も共にない((コ)と(サ)ともに「4 いずれもなかった」に○がついている)場合を「きょうだいとの援助関係なし」とし、それ以外の((コ)か(サ)どちらかしか「4 いずれもなかった」に○がついていない、もしくはどちらにも「4 いずれもなかった」に○がついていない)場合は、きょうだいと何らかの援助関係があったということで「きょうだいとの援助関係あり」とする二値変数である³⁾。

そして、各きょうだいとのダイアド関係を第1水準とし、複数のダイアド関係をもつ回答者個人を第2水準とするマルチレベル分析を行う。ランダム切片モデルのみを検討し、傾きのランダム性は想定しないので、回帰係数の読み取り方は通常回帰分析と同様である。しかしながら、マルチレベルの設定によって回答者自身の属性と相手となる各きょうだいの属性、あるいは両者が共有する定位家族の状況のそれぞれが、きょうだい関係をどのように規定しているのかを適切に把握可能である(保田2016:264)。

説明変数は、第2水準の要因として、対象者本人の性別、年代⁴⁾、年収、婚姻状況、子どもの有無、健在の親の有無⁵⁾、健在のきょうだい数、第1水準の要

因としては相手きょうだいの性別、対象者本人との年齢差、家計状況、婚姻状況である。

なお、分析にあたっては回答者単位からダイアド単位に変換したデータを用いて、Stata13のxtregならびにxtlogitコマンドを実行する。

3. 分析結果

3.1 使用変数の単純集計結果

本研究で使用する変数についての単純集計結果を示したものが、表1である。表1に示したように、きょうだいとのこの1年間の交流頻度は平均約33回で、この1年間のきょうだいとの援助関係の有無については、有る人が約25%、無い人が約75%である。きょうだいとの援助関係が「有る人」について、より詳細に示せば、「きょうだいへ援助はしたがきょうだいからの援助はなかった人」が270人(6.1%)、「きょうだいからの援助はあったがきょうだいへ援助はしなかった人」は271人(6.0%)、「きょうだいへ援助もしたし、きょうだいからの援助もあった人」が556人(24.6%)という結果である。

続いて、説明変数について見てみると、回答者は男性が46.5%、女性が53.5%とやや女性が多い。回答者の年代は、若年(28-47歳)が38.2%、壮年(48-62歳)が30.8%、高年(63-73歳)が31.1%と3つの年代の割合でみればやや若年が多い。回答者本人の年収については、100万円未満が16.8%と最も多く、それに200~299万円台が14.4%、300~399万円台が12.7%と続いている。ハイラーキー・代償仮説を検討するにあたって中心的な変数となる回答者の婚姻状況は、有配偶が75.5%、離死別が10.7%、未婚が13.8%であり、回答者の子どもの有無については、子ども有りの人が78.7%、子ども無しの人が21.3%、健在の親の有無については父母共に健在な人が40.1%、どちらか一方のみ健在の人が28.9%、父母共に亡くなっている人が30.9%であった。健在きょうだいの数は、1人から8人の間に分布し、平均2.2人という結果であった。

続いて、ダイアドの相手となるきょうだいについて見てみよう。性別は男性50.7%、女性が49.4%、回答者との年齢差が1~3歳の人が47.6%、4歳以上の

人が52.4%である。きょうだいの家計状況は「ゆとりあり」が70.4%、「苦しい」が29.6%、きょうだいの婚姻状況は、有配偶が67.1%、離死別が13.7%、未婚が19.2%である。

表1 使用変数の単純集計結果（ダイアド単位）

<被説明変数>	N	%
きょうだいとの年間交流回数（平均）	4491	33.06
きょうだいとの援助関係の有無	4468	
あり		24.55
なし		75.45
<説明変数>		
[level-1]		
きょうだい性別	4549	
男性		50.65
女性		49.35
きょうだい年齢差	4498	
1～3歳		47.60
4歳以上		52.40
きょうだい家計状況	4297	
ゆとりあり		70.40
苦しい		29.60
きょうだい婚姻状況	4512	
有配偶		67.11
離死別		13.72
未婚		19.17
[level-2]		
回答者性別	4584	
男性		46.51
女性		53.49
回答者年代	4584	
若年（28-47歳）		38.15
壮年（48-62歳）		30.78
高年（63-73歳）		31.06
回答者本人年収	4281	
収入はなかった		7.92
100万円未満		16.77
100～129万円台		9.48
130～199万円台		10.11
200～299万円台		14.37
300～399万円台		12.68
400～599万円台		14.60
600～799万円台		8.25
800～999万円台		2.90
1000～1199万円台		1.24
1200～1399万円台		0.61
1400万円以上		1.07
回答婚姻状況	4575	
有配偶		75.50
離死別		10.73
未婚		13.77
回答者子どもの有無	4582	
有り		78.68
無し		21.32
健在の親の有無	4430	
父母健在		40.14
どちらかのみ健在		28.94
父母共に死亡		30.93
健在きょうだい数（平均）	4567	2.16

3.2 交流頻度についてのマルチレベル分析

まず、ヌルモデルとして切片のランダム効果だけを投入したのが、表 2 の model-1 である。ヌルモデルで重要なのは、ICC（級内相関係数）を確認しておくことである。ICC が高ければ第 2 水準（対象者）の違いで説明できる割合が高い、つまり同一対象者できょうだいとの交流頻度が似ていることを示す。Model-1 では $ICC=0.395$ と算出されているので、交流頻度のばらつきの 39.5% は、第 2 水準（対象者）の違いに起因すると推定されている。ICC が 5%以上であることがマルチレベル分析を続ける 1つの目安になる (Heck et al. 2010) ことから、続いて説明変数を投入したモデルを検討していくことにする。なお、交流頻度は量的変数であるから、xtreg コマンドを実行した。

第 1 水準の要因だけを投入したモデルが表 2 の model-2 であり、それに第 2 水準の要因を追加投入したのが表 2 の model-3 である。これらを見ると、model-2、model-3 と一貫してきょうだいダイアドにおいて相手方となるきょうだいの性別が有意なプラスの効果を持っていることがわかる。つまり、相手方のきょうだいが男性の場合よりも女性の場合のほうが交流頻度が高まるという結果であり、これは先行研究においても繰り返し指摘されてきたことである。また相手方のきょうだいの要因として、そのきょうだいが未婚の場合に model-3 で少し係数の値は小さくなっているものの一貫して 0.1%水準で有意な効果がみられる。つまり、相手となるきょうだいが未婚の場合に交流頻度が高まるという結果である。

一方、きょうだいが離死別の場合の model-2 での有意な効果は第 2 水準の変数を投入すると弱まって model-3 では 10%水準での有意な傾向がみられるに留まっており、model-2 での離死別であることの有意な効果には、第 1 水準の要因に第 2 水準の要因が含まれていたことがうかがえる。他にも model-3 にあるように、第 2 水準の回答者が男性の場合に比べて女性でプラスの有意な効果がみられ、回答者が有配偶の場合に比べて、離死別者、特に未婚者できょうだいとの交流頻度にプラスの有意な効果がみられることがわかる。男性に比べて女性の方がきょうだいと交流する頻度が高いということも先行研究で繰り返し示されてきたことであるが、本研究でも同様の知見が得られた。また、健在なきょうだいが少ないほど交流頻度は増えるというマイナスの有意な効果がみられる。

表2 きょうだいとの交流頻度についてのモデル検討

固定効果 係数	model-1	model-2	model-3
切片	33.95***	17.15***	-4.37
【level-1】			
きょうだい性別 (男性)			
女性		15.79***	16.78***
きょうだい年齢差 (4歳以上)			
1～3歳		1.23	0.43
きょうだい家計状況 (苦しい)			
ゆとりあり		0.83	2.47
きょうだい婚姻状況 (有配偶)			
離死別		5.78*	5.73 ⁺
未婚		32.39***	27.14***
【level-2】			
回答者性別 (男性)			
女性			14.21***
回答者年代 (若年)			
壮年			0.58
高年			6.21
回答者本人年収			-0.69
回答者婚姻状況 (有配偶)			
離死別			15.33***
未婚			46.61***
回答者子どもの有無 (有り)			
無し			-3.39
健在の親の有無 (両親ともに健在)			
どちらか一方のみ健在			1.80
両親ともに死亡			-6.86
健在きょうだい数			-2.52*
ランダム効果 分散			
level-1 (ダイアド単位)	2876.18	2791.01	2843.02
level-2 (回答者単位)	1880.09	1604.00	1248.56
ICC	0.395	0.365	0.305
モデル適合			
-2 LL	50435.21	47534.39	43944.79
n (level-1)	4491	4258	3955
n (level-2)	2711	2588	2407

***p<.001, **p<.01, *p<.05, ⁺p<.10

注) 説明変数の横の () は、基準カテゴリーを示す。

3.3 援助関係についてのマルチレベル分析

今度はきょうだい間の援助関係についてのモデルを検討していこう。援助関係については先にも示したように、援助関係の有無による二値変数であることから、xtlogit コマンドを実行する。交流頻度の場合と同じく、まずはヌルモデルとして切片のランダム効果だけを投入したのが、表 3 の model-1 である。ロジットモデルでは第 2 水準のランダム効果は推定されるが、第 1 水準のランダム効果について分散を推定することが原理的にできない。そのため ICC も算出できないが、Stata のアウトプットで「rho」として示される値を疑似的な ICC として参考に示す。

続いて第 1 水準の説明変数を投入したのが表 3 の model-2 であり、さらに第 2 水準の変数もあわせて投入したのが model-3 である。相手方のきょうだいの性別が男性である場合に比べて女性である場合に、また回答者の性別の効果についても回答者が男性である場合に比べて女性である場合に、それぞれ援助関係が有意に高まるという結果である。そして、相手方のきょうだいとの年齢差が 4 歳以上の場合に比べて 1~3 歳差である場合に援助関係が高まるということがわかる。配偶状況については、model-2 では有意なプラスの効果をもっていた「きょうだい未婚である」ということが、model-3 では有意な効果を持たなくなっている一方、「回答者が離死別している」ということがプラスの有意な効果を持っている。そして、健在なきょうだいが少ないほどきょうだい間の援助関係が増えるというマイナスの効果がみられる。

以上、きょうだい関係における「交流頻度」と「援助関係」について、きょうだいガイド情報を入れたマルチレベル分析を行い、モデルの検討を進めてきた。その結果、2 つの関係側面において、例えば、相手方となるきょうだいと回答者本人の性別が有意、つまり女きょうだい同士である場合には「交流頻度」と「援助関係」も UP するという共通点がある一方、両者による違いも見られることが明らかになった。しかし、ハイラーキー・代償仮説のなかで例えば、子どもがいることや相手方のきょうだいとの年齢差が持つ意味や効果が回答者の年代や性別によって異なることも考えられる。そこで、次では年代と性別を組み合わせ「若年男性」「壮年男性」「高年男性」「若年女性」「壮年女性」「高年女性」の 6 グループ別の分析を行っていくことにしよう。

表3 きょうだいとの援助関係の有無についてのモデル検討

固定効果 exp (b)	model-1	model-2	model-3
切片	0.0975***	0.0308***	0.0048***
【level-1】			
きょうだい性別 (男性)			
女性		5.43***	5.56***
きょうだい年齢差 (4歳以上)			
1～3歳		1.43**	1.34*
きょうだい家計状況 (苦しい)			
ゆとりあり		0.89	0.92
きょうだい婚姻状況 (有配偶)			
離死別		1.32	1.40
未婚		1.60*	1.30
【level-2】			
回答者性別 (男性)			
女性			6.15***
回答者年代 (若年)			
壮年			0.75
高年			0.87
回答者本人年収			0.96
回答者婚姻状況 (有配偶)			
離死別			2.43**
未婚			1.74
回答者子どもの有無 (有り)			
無し			1.63
健在の親の有無 (両親ともに健在)			
どちらか一方のみ健在			1.11
両親ともに死亡			0.89
健在きょうだい数			0.66***
ランダム効果 分散			
level-2の誤差分散	9.21	10.13	7.95
疑似ICC	0.74	0.76	0.707
モデル適合			
-2 LL	4558.45	4232.69	1878.58
n (level-1)	4468	4235	3938
n (level-2)	2698	2578	2401

***p<.001, **p<.01, *p<.05

注) 説明変数の横の () は、基準カテゴリーを示す。

3.4 交流頻度についての6グループ別マルチレベル分析

対象者本人の年代と性別を組み合わせ、「若年男性」「壮年男性」「高年男性」「若年女性」「壮年女性」「高年女性」の6グループ別に交流頻度について分析した結果を示したのが表4である。

第一に目を引くのは、どのグループにおいても一貫して回答者本人、ならびに相手方のきょうだい未婚であることのプラスの効果の大きさである。第二に、相手方のきょうだいの性別の効果はプラスの有意な効果を持つのは女性の3グループであり、男性では3グループのいずれにおいても有意な効果は見られないというように、相手となるきょうだいの性別の効果において男女による違いがみられる。先行研究でも繰り返し指摘されてきたきょうだいの性別の効果について、より詳細な知見が得られたことになる。

第三に、両親が亡くなるときょうだいとの交流頻度が低下することや、健在きょうだいが少ないときょうだいとの交流頻度が増加するというように、親やきょうだい全般の様相についての有意な効果がみられるのは高齢女性(model-6)のみだということである。

第四に、回答者が離死別者であることがプラスの効果を持っているのは、若年男性(model-1)と高年女性(model-6)であるというように、男女で有意な効果をもつ年代が異なっている点である。本研究では、ケース数の関係で「離死別者」というように、離別者と死別者をひとくくりしているが、この結果から、若年男性の場合は主として「離別者」としての効果、高年女性の場合は「死別者」としての効果なのではないかと推察される。

第五に、若年女性(model-4)で回答者本人の年収がマイナスの有意な効果を持つ一方、高年女性(model-6)で相手方のきょうだいの家計状況が苦しい場合よりもゆとりがある場合にきょうだいとの交流頻度が高まるというプラスの有意な効果がみられる点である。つまり、回答者本人の収入やきょうだいの家計状況などの経済的要因がきょうだいとの交流頻度に有意な効果を持つのは女性のみであり、男性ではいずれの年代でも有意な効果がみられないということである。

表4 きょうだいとの交流頻度(性別*年代の6グループ別)

	男性			女性		
	若年 (28-47歳) model-1	壮年 (48-62歳) model-2	高年 (63-72歳) model-3	若年 (28-47歳) model-4	壮年 (48-62歳) model-5	高年 (63-72歳) model-6
固定効果 係数	6.65	13.28	29.68 ⁺	35.24 ^{**}	15.22	28.16 ⁺
切片						
[level-1]						
きょうだいの性別 (男性)						
女性	3.22	7.66	1.38	40.84 ^{***}	17.76 ^{***}	21.64 ^{***}
きょうだいの年齢差 (4歳以上)						
1~3歳	-0.92	-4.66	2.48	0.48	-1.42	2.71
きょうだいの家計状況 (苦しい)						
ゆとりあり	7.33	4.07	3.95	-7.51	2.89	16.51 ^{**}
きょうだいの婚姻状況 (有配偶)						
離婚別	15.34 ⁺	11.75 ⁺	1.22	-4.36	11.33	5.55
未婚	25.80 ^{***}	42.13 ^{***}	21.83 ^{**}	18.35 ^{**}	35.32 ^{***}	32.74 ^{***}
[level-2]						
回答者本人年収	-1.29	-0.33	-0.32	-3.14 [*]	-0.37	2.29
回答者婚姻状況 (有配偶)						
離婚別	26.91 [*]	15.31	13.39	15.85	9.31	16.21 [*]
未婚	50.76 ^{***}	33.73 ^{**}	44.04 ^{**}	56.87 ^{***}	49.45 ^{**}	53.21 [*]
回答者子どもの有無 (有り)						
無し	-7.43	-16.60 ⁺	-3.11	-3.71	16.70	5.12
健在の親の有無 (両親ともに健在)						
どちらか一方のみ健在	11.62 ⁺	-2.53	-15.98	-6.24	10.88 ⁺	-14.39
両親ともに死亡	-25.04	-0.27	-16.15	-16.57	1.03	-28.43 [*]
健在きょうだいの数	0.46	0.00	-0.24	-2.58	-4.02	-5.35 ^{**}
ランダム効果 分散						
level-1 (ダイアド単位)	2498.8	2204.11	1830.31	4147.42	3082.68	2477.79
level-2 (回答者単位)	1570.99	1018.44	657.72	1486.13	1110.05	651.86
ICC	0.386	0.316	0.264	0.264	0.265	0.208
モデル適合						
-2 LL	7810.49	6156.17	6071.57	9580.43	7502.97	6548.14
n (level-1)	704	566	572	837	673	603
n (level-2)	479	375	289	541	425	298

***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.10
注) 説明変数の横の () は、基準カテゴリーを示す。

3.5 援助関係についての6グループ別マルチレベル分析

では、援助関係についてはどうであろうか。交流頻度の場合と同じく年代と性別を組み合わせて「若年男性」「壮年男性」「高年男性」「若年女性」「壮年女性」「高年女性」の6グループ別に援助関係について分析した結果を示したのが表5である。

まず、若年男性(model-1)と壮年男性(model-2)についてのモデルが有意ではないことから、女性や高齢男性と若年、壮年男性とでは援助関係の有無を規定する要因が異なることが考えられる。この点に留意しつつ、結果の詳細を見ていくことにする。

第一に、ダイアドの相手となるきょうだいの性別がプラスの有意な効果を持つのは、女性の3グループ(model-4,model-5,model-6)と高齢男性(model-3)である。つまり、相手が女きょうだいであることが援助関係にプラスの有意な効果をもつのは、3つの年代の女性と高齢男性だということである。

第二に、婚姻状況(離死別であること、未婚であること)の効果について、男女とも「高年」でプラスの有意な効果があるものの、そこには違いも見られる。具体的には、高年男性(model-3)では「回答者自身が」離死別者や未婚者であることが援助関係の有無に有意な効果を持っているのに対し、高年女性(model-6)では「ダイアドの相手となるきょうだいが」離死別者や未婚者であることが援助関係の有無に有意な効果を持っているという違いである。

第三に、健在の親の有無がマイナスの有意な効果をもつのは6グループのうちで高年女性(model-6)だけであった。すなわち、両親がともに亡くなるときょうだいとの援助関係が低下するのは高年女性のみであり、同じ高年でも男性であったり、同じ女性でも若年・壮年であったりする場合にはそのような親の効果は見られないということである。

第四に、健在きょうだい数について、高年男性(model-3)ならびに壮年女性(model-5)でマイナスの有意な効果、高年女性についてはその傾向がみられるということである。つまり、高年男性や壮年女性では健在きょうだい数が減ると援助関係が増え、高年女性でもその傾向がみられるということである。

表5 きょうだいとの援助関係の有無（性別×年代の6グループ別）

固定効果 exp(b)	男性			女性		
	若年 (28-47歳) model-1	壮年 (48-62歳) model-2	高年 (63-72歳) model-3	若年 (28-47歳) model-4	壮年 (48-62歳) model-5	高年 (63-72歳) model-6
切片	0.0004***	.053 ⁺	0.09	0.14**	0.20**	0.38
【level-1】						
きょうだい性別 (男性)		女性 2.00			5.45***	6.66***
きょうだい年齢差 (4歳以上)		1.82	3.10*	13.52***		
きょうだい家計状況 (苦しい)		0.72	2.08 ⁺	1.56 ⁺	1.07	1.21
きょうだい婚姻状況 (有配偶)		0.52	1.20	0.70	1.07	1.19
離婚死別		1.52	2.51 ⁺	0.63	1.03	2.63*
未婚		2.38	2.82	0.84	1.46	10.20***
【level-2】						
回答者本人年収		1.29	0.91	0.94	0.91	1.19
回答者婚姻状況 (有配偶)		15.74+	8.70*	1.40	2.33 ⁺	1.28
離婚死別		0.84	31.63*	2.10	2.05	1.14
未婚						
回答者子どもの有無 (有り)		8.65*	0.49	0.97	2.92	2.53
無し						
健在の親の有無 (両親ともに健在)		0.62	1.10	1.94 ⁺	0.84	0.14
どちらか一方のみ健在		4.56	0.45	0.48	1.39	0.06*
両親ともに死亡		0.78	0.43*	0.91	0.68*	0.69 ⁺
健在きょうだい数						
ランダム効果 分散						
level-2の誤差分散		26.6	9.19	5.17	4.08	7.81
疑似ICC		0.890	0.736	0.611	0.554	0.704
モデル適合						
-2 LL		542.54	415.98	951.32	721.88	564.87
n (level-1)		702	572	835	665	598
n (level-2)		478	289	540	423	296

***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.10

注) 説明変数の横の () は、基準カテゴリーを示す。

最後に、はじめにも注意を促したようにモデル全体としては有意ではなかったが、健在きょうだい数のマイナスの効果が壮年男性 (model-2) にも見られたり、6 グループのなかで唯一若年男性 (model-1) においてのみ回答者の子どもの有無のプラスの効果 (子どもがいる人よりもいない人のほうがきょうだいとの援助関係が増える) が見られたりする点は、今後、若年、壮年男性のきょうだいとの援助関係についてのモデルを検討していくうえでポイントとなる点であろう。

4. 考察

本研究では、きょうだい関係の多面性により踏み込んだ分析を行うため、先行研究での豊富な知見が存在する「交流頻度」に加えて「援助関係」についても、「ハイラーキー・代償仮説」で示されているようなことが起こっているのか否かについて検討してきた。その際、NFRJ データのもつ強みを活かしてきょうだいダイアドデータからの情報を組み込みつつ、回答者本人の性別と年代を組み合わせた 6 つのグループ別にマルチレベル分析を行った。その結果明らかになった知見のうち、ここでは特に先行研究でも関心の寄せられてきた婚姻状況 (有配偶、離死別、未婚) や両親の死、子どもの有無、健在きょうだい数といったきょうだい達を取り巻く家族関係の有りに加え、今回新たに組み込むことのできたダイアドの相手方のきょうだいの影響について、6 つのグループにおける結果を整理しつつ、きょうだい間の交流頻度と援助関係の異同に注目しながら考察してみたい。

4.1 6 グループ別の分析にみる本研究からの知見

まず若年、壮年男性についての知見を整理すると、自分も相手も「未婚」であるときょうだいとの交流頻度が高まり、若年男性では「離死別」の場合にも交流頻度が高まるが、壮年男性ではそのような有意な効果は見られなくなっている。きょうだいとの援助関係については、モデル自体が有意でないことから、若年から壮年期の男性については他のグループとは異なる別の要因が重要な効

果を持つのかかもしれない。本研究で検討した説明変数以外の要因を検討する必要性が示唆される。

高年男性では、自分も相手も「未婚」であるときょうだいとの交流頻度が高まるということは若年、壮年男性と共通する。しかし、きょうだいとの援助関係については自分が「未婚」であったり、「離死別」をしていたり、相手が「女」きょうだい、健在のきょうだい数が少なかつたりする場合に増加するという点で、同じ男性であっても他の2つの若い年代とは異なる点も見られる。

では、女性についてはどうであろうか。若年女性については自分の年取が低く、自分も相手も「未婚」であり、相手が「女」きょうだいであると交流頻度が高まり、同じく相手が「女」きょうだいであると援助関係も増加する。活発な姉妹関係の様相がうかがえる結果である。ただ、6グループのなかで若年女性のみ「自分の年取」がマイナスの有意な効果を持っている点には注目したい。壮年女性においても活発な姉妹関係の様相は変わらず、さらに自分も相手も「未婚」であると交流頻度が高まる。援助関係についても相手が「女」きょうだいであり、健在きょうだい数が少ないほど増加している。

さらに年を重ねて高年女性でも特に未婚者や健在きょうだい数が少ない場合に活発な姉妹関係の様相が見られる一方、自分が「離死別」したという要因や、相手のきょうだいの家計状況に「ゆとり」がある場合にきょうだいとの交流頻度が高まるという点、両親がともに亡くなると交流頻度は減少する点など、6グループで高年女性のみ相手のきょうだいの経済状況、親の存在がきょうだいとの交流関係に有意な効果を持つことが注目される。援助関係については、相手が「女」きょうだいで、「未婚」や「離死別」していると増加するものの、両親が共に亡くなると援助関係は減少するという結果であり、援助関係においても6グループで高年女性のみ親の存在の有意な効果が見られる点も興味深い。

4.2 交流頻度と援助関係における異同

続いて、きょうだいとの交流頻度と援助関係における異同について検討していきたい。援助関係があるといっても、本研究では、お互いにやり取りがある場合と、与えるのみの場合、受けるのみの場合が含まれることに注意が必要で

ある。まず、交流頻度と援助関係において共通していたこととして次の2点がある。1つに、すべての年代の女性で「ダイアドの相手方がきょうだいであること」がプラスの有意な効果をもつということ、つまり姉妹関係の活発さである。これは先行研究でも繰り返し確認されてきたことであるが、本研究の結果からはそれがきょうだいとの交流のみならず援助関係においても示されたことになる。2つに、高年女性の交流頻度でのみ「親が亡くなること」や「健在なきょうだい数」が有意な効果をもつことである（援助でもみられるもののその有意な効果が弱い）。これは、「高年」といっても60代、70代であるから、それまで女性たちが親のケアのことできょうだいと交流（「話らしい話」）をしてきたからなのかもしれない。

逆に、交流頻度と援助関係との相違点としてどのようなことがみられるだろうか。1つに、本人の収入状況（若年女性）やダイアドの相手方のきょうだいの家計状況（高年女性）など経済的要因が有意な効果をもっていたのは女性の交流頻度のみであったことである。経済的要因はむしろ具体的な援助関係の有無に有意な効果を持っていそうな気がするが、交流頻度の方にのみ有意な効果があったことは興味深い。もう1つは、交流頻度においては男女とも全てのグループで本人もダイアドの相手方のきょうだいも「未婚であること」が大きな効果を持っていたが、援助関係では男女とも「高年のみ」有意な効果を持っていたという違いである。加えてその有り様も、男性では「回答者自身が」未婚であることであるのに対し、女性では「ダイアドの相手方のきょうだいが」未婚であること、というより詳細な違いも新たに明らかになった。

ここで、「話らしい話をする」という交流と、何らかの援助関係があるということに対する「未婚要因」の作用の仕方における大きな違いがとりわけ「高年者」に見られた点に注目してみたい。すなわち、高年期のきょうだいとの援助関係において、男性では「自分が未婚である」ということがポイントであるのに対し、女性では「ダイアド関係の相手方のきょうだいが未婚である」ことがポイントであるという違いである。交流頻度においてはそういった様相は見られないことから、「話らしい話をする」という交流と、実際に何らかの援助関係が有るか無いかということとの間にみられる違いが浮かび上がってきたといえよう。

では、その違いは何を示しているのだろうか。考察の手がかりを与えてくれるのが、質的データである。幸いなことに、この NFRJ18 調査プロジェクトでは、初めての試みとして本研究での分析データの対象者を含む NFRJ18 調査の対象者で協力を得られた方に対して、2019 年 7 月からインタビューなどの質的調査が実施されている。現在、研究会内で一部データの利用が開始されたところである。今回利用共有された 74 名のインタビューデータの中できょうだい関係について言及されている部分に注目し、その内容をトピックスとして試行的に分類、整理したなかから⁶ 本研究の知見に関連する語りを少し紹介してみることしよう。

「きょうだいへのアンビバレントな心理」についての語りとして分類、整理したのは、独身で引きこもり傾向にある妹への援助にかんする 70 代の女性による次のような語りである。

「そんな勝手に物事進めて」って怒りだしちゃって。でも、本人は何にもできないから、こっちでそういう段取りしてあげないと。で、それが気に入らなかつたらしいんですね。

お伺いを立てて、こう、こうこう、こうこうっていう説明をちゃんとしろっていうわけなんですよ。だから、何にもできない癖に、言うことが生意気なんですよ、そういうね。

きょうだいだから、言いますけどね。「じゃ、自分でやんなさい」って言って、そこで、ああ、じゃあ、もうこの話はなしっていうことで。

だけど、やっぱり心配で。収入がないわけですから。ほっといたら、どうなるか分かんないから、お金だけはちょっと送ってるんですよ。(中略)

【亡くなった】(筆者注) 妹と弟のほうの、あの一家族はもう他人ですからね。うん。だから、その人たちにどうこうっていうのもちょっと申し訳ないしね。

また、「きょうだいとうまく付き合う秘訣」として分類、整理した語りのなかでは「対等であること」が強調されたものがいくつか見られる。そのなかで、

対等であるためには、「きょうだいそれぞれが経済的に自立していること」が大切であると主張するのは、孫が4人いる50代女性である。

特に心掛けてることはないんですけど、多分、多分、私、思うんですけど、みんなちゃんと仕事を持ってて、経済的に自立してて、自由に使えるお金があるっていうのが、一番大きいんじゃないかなと思いますね。(中略)

【インタビュー：それが、そのごきょうだいともスムーズに付き合える。】

(筆者注) 対等に。はい、はい。

経済的自立によって、きょうだいがお互いに気兼ねなく交流できるというのである。本研究の交流頻度の分析において、女性だけに経済的要因が有意な効果を持っていたことを想起させる語りである。

逆に、仕事の関係もあって自分の妻子とは離れて独身の姉と同居する60代男性は、相続関係で「口利かないよって感じの時もあった」姉とうまく付き合う秘訣として「距離感」が重要だとして次のように語る。

そうね。まあ、まあ、ずっとね、一緒だっていうのは、ある程度離れたりしてて、初めて、うん、よさが分かんのかなっていうさ、気もするし。うん。俺も、家を1回出たことによって、うん、またそんなに、あのね、姉とも、うん、あの、あんまりあの、ね、敵対することもなく、うん。たまにいらっとするぐらい。

他にもきょうだい関係において、相続や介護といったかかわり方によっては互いの関係性に影を落とすといわれるライフイベントがある。特に若年、壮年男性ではきょうだいとの交流においてそのことを意識しつつも、しばしば「まだ先のことだからと考えないようにしている」といった内容の語りが見られる。その背後には、とりわけ男性に対しては依然として「長男であること」がそれらのライフイベントをきょうだい間で考えようとする時に浮かび上がってくるかと思えば「きょう代いは均分相続、平等」という価値観もあるなかで、きよ

うだい達がお互いにかかわり方を探りあっている様相が見え隠れする。加えて、幼少期から続く親とそれぞれのきょうだいとの関係性、独身であったり介護職の「専門家である」きょうだいの存在など、きょうだい達を取り巻く家族との関係性やケアに対する意識や規範の変化のなかで、やはり自分たちきょうだいのかわり方の方向性を手探りしているような語りも見られる。壮年期や高年期にあつては、相続や親の介護を、親との関係含めてどのように乗り越えたのか（乗り越えられずに関係が切れてしまったのか）がきょうだい関係の様相とともに語られている点はとても興味深い。このような語りは、これから相続や介護というライフイベントを迎える世代の交流頻度や、とりわけ本研究にて課題として残された若年、壮年男性のきょうだいとの援助関係を規定する要因について検討していく際にも、大きなヒントを与えてくれるものであろう。

5. おわりに

本研究では、成人期のきょうだい関係における多面性について明らかにするため、先行研究の多くで取り上げられてきた交流頻度と援助関係に焦点を当て、性別と年代により6グループに分けてその異同について検討してきた。その結果、例えばこれまで先行研究で強調されてきた女きょうだいの関係性をとってみても、新たにきょうだいガイド関係における相手方のきょうだいを含めたより詳細な様相が浮かび上がってきた。一方、若年、壮年男性の援助関係については、他のグループとは異なる別の要因を検討する必要性が示唆された。

本研究で得られた知見について考察するなかで少し紹介したように、今回の分析対象者のなかで協力を得られた方に対する質的調査の結果には、本研究で得られた知見から、より深い考察へと導いてくれる興味深い語りが多々ある。きょうだい関係についての量的データと質的データそれぞれの強みが発揮されるよう両者を組み合わせつつ、多角的・複眼的にきょうだい研究を展開させていくことが、今後の課題である。

【謝辞】

本研究は JSPS 科研費 JP17H01006 の助成を受けている。NFRJ18 は日本家族社会学会・NFRJ18 研究会（研究代表者：田淵六郎）が企画・実施した調査で、本研究では ver.2.0 データを利用している。また、本文で言及したインタビューデータは、日本家族社会学会会員によって組織された「全国家族調査質的調査研究会」が実施した調査によって得られたもので、本研究では ver.1 データを利用している。調査の実施には、「現代家族の過程と実践をめぐる質的研究に対する組織的取り組み」（基盤研究(B)17H02596 研究代表者：木戸功）の助成を受けた。

注

- 1 日本家族社会学会が実施している調査プロジェクト全国家族調査 (NFRJ) についての詳細は調査プロジェクトのサイト <https://nfrj.org/>を参照のこと。
- 2 きょうだい関係について、健在のきょうだい一人ひとりについて自分を除いて年上の方から順に答えてもらっている。きょうだいが 4 人以上いる場合も年上の人から 3 人目までについての情報になるため、きょうだい数が多い人ほど年下のきょうだいとの関係性が反映されないということには注意が必要である。
- 3 「きょうだいとの援助関係あり」には、細かく見れば「きょうだいからの援助は受けたが援助を与えてはない」人、逆に「きょうだいを援助したが援助をしてもらってはない」人、そして「きょうだいからの援助も受けたし、きょうだいを援助もした」人が含まれることになる。
- 4 NFRJ18 調査は回答者の年齢に応じて、3 つの調査票を用意している。その調査票の区分、つまり、28～47 歳を若年、48～62 歳を壮年、63～73 歳を高年に合わせて 3 つの年代にリコードしたものである。
- 5 父母がそれぞれ健在か亡くなったかを問うた変数をもとに、父母とも健在の場合を 1、父母のどちらかが健在の場合を 2、両方とも亡くなっている場合を 3 とリコードしたものである。
- 6 質的データを用いた分析については稿を改めて論じる予定である。

参考文献

- 安達正嗣 2004 「高齢者のきょうだい関係」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編著『現代家の構造と変容 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版, 310-323。

- Cantor, M., 1979, "Neighbors and friends: An overlooked resource in the informal support system," *Research on Aging*, 1, 434-463.
- Heck, Ronald H., Thomas, Scott L., and Tabata, Lynn N., 2010, "Multilevel and Longitudinal Modeling with IBM SPSS," Routledge.
- 西野理子 2009 「兄弟姉妹とのつながり」 藤見純子・西野理子編著『現代日本人の家族 NFRJ からみたその姿』有斐閣ブックス, 188-198。
- 保田時男 2011 「マルチレベル・モデリングによる NFRJ データの分析方法—ダイアド集積型家族調査の有効活用—」 稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査 (NFRJ08) 第2次報告書 4 階層・ネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 1-19。
- 2016 「成人期のきょうだい関係：交流頻度のマルチレベル分析」 稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009 全国家族調査[NFRJ]による計量社会学』259-274。
- 吉原千賀 2006a 「情緒的サポート源としてのきょうだいと家族」『奈良女子大学社会学論集』13：195-208。(澤口恵一・神原文子編『第2回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第2次報告書 No.2 親子・きょうだい・サポートネットワーク』日本家族社会学会全国調査委員会, 195-207, 2006年発行に転載)
- 2006b 『長寿社会における高齢期きょうだい関係の家族社会学的研究』学文社。
- 2018 「きょうだいへのサポート期待と家族関係：NFRJ08-Panel データによる分析」『奈良女子大学社会学論集』25：54-68。