

成人子のきょうだい構成と親からの育児支援

松 井 真 一

Abstract

本稿の目的は、成人子のきょうだい構成が親から育児支援を受ける際にどのような影響を及ぼすかについて明らかにすることである。親からの支援における理論仮説には資源理論を用い、親が成人子へ育児支援を行う際に、支援を受ける者の性別、出生順位、きょうだい人数のそれぞれが如何なる効果を持つのかについてマルチレベル二項ロジットモデルを用いて検証した。分析の結果、親からの育児支援は息子よりも娘が受け取りやすく、育児支援はきょうだいの間でも均一に提供されるものではないことが明らかとなった。

キーワード：きょうだい構成、育児支援、マルチレベル分析

1 はじめに

本稿の目的は、親から成人子へ提供される育児支援において成人子のきょうだい構成が如何なる影響を及ぼしているのかについて全国調査データを用いて明らかにすることである。

日本における子育て環境は依然として厳しい。国立社会保障・人口問題研究所による「第15回出生動向基本調査」(2015)によれば、理想子ども数から予定子ども数を引いた数は1980年代以降、常に予定子ども数が下回っており、理想の人数まで子どもを持つことができない状況が続いている¹⁾。また同調査による理想の子ども数を持たない理由の上位には、経済的理由(「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」)や、年齢・身体的理由(「高年齢で生むのはいやだから」)が挙げられている。さらに、前述の理由に続き上位を占めるのが育児負担(「これ以上、育児の心理的、肉体的負担に耐えられないから」)である。

上述の子どもを持たない理由は年齢によってもそれぞれ異なり、経済的理由がどの年齢層で

も上位の理由として挙げられるのに対して、年齢・身体的理由は高年齢層ほど支持される傾向にある。このようななかで、育児負担は年齢層にかかわらずどの年齢層にも支持されていることが特徴的である。そして育児負担がどの年齢層においても支持されるのは子育てにおける負担が家族に偏っていることから説明できるだろう。Esping-Andersen (1999 = 2000) は福祉国家の比較の中で日本を家族主義レジームと位置づけた。Esping-Andersen (1999 = 2000) によれば、日本や東アジア諸国、南欧諸国といった家族主義レジームに位置づけられる国々は福祉供給の大きな部分を家族に依存しており、ケア労働は家族の役割とされている。このような福祉供給構造のなかでは当然のことながら子育てにおいても親、特に母親の負担は諸外国に比べて大きく、年齢層にかかわらず子どもを持たない理由として心理的、肉体的理由が上位にくるのは肯首できる。

そしてケア労働の多くが家族によって担われるために、これまでケア労働の一端である子育ては親族、特に祖父母の関与が重視されてきた。例えば首都圏と愛知県で行われた乳幼児の世話ネットワークに関する調査によれば、首都圏及び愛知県ともに「親が外出するときの子どもの世話をしてくれる人」はいずれも親族を挙げる者が多く、そのなかでも祖父母を挙げた者は東京で約70%、愛知県で約80%と親族のなかでもひととき大きな割合を占める（松田 2010）。また北村（2008）によれば、祖父母が孫の子育てに関わる理由は、「孫がかわいいから」に続き「子どもや孫の生活をできる限り支えたいから」、「孫の親の子育てが大変そうだから」が上位に挙げられており、育児負担が家族に集中するなかで孫の親である自分の子どもたちの負担を少しでも減らしたいという祖父母の気持ちが行動に結びついていることを確認できる。

このように現代日本社会では、福祉供給に関わる構造的な特徴から子育てを祖父母に頼る部分が大きく、また親の負担が大きい故にそれを軽減させるために祖父母が子の育児を支援するといった様子が散見される。

2 子育て支援研究ときょうだい研究

祖父母から育児期にある成人子へ提供される育児支援は、公的な福祉供給が比較的少ない日本社会においてその不足分を補完する重要な役割を担っている。一方で、当該の育児支援を親子関係に代表されるような親密な二者関係を背景として提供される「資源」と考えた場合には、関係依存的であるが故に安定的な資源としては脆弱性を併せ持つ。社会的養護のもとで養育された者や親と良好な関係を築くことができなかつた者たちにおいて当該の資源の提供が期待できそうにないことは想像に難くない。またより一般的な問題として、資源はその有限性が

ら選択的に投資されたり、希釈される恐れがあることも指摘できる。既に社会階層研究では、親が子どもたちに振り分ける資金、時間、注意が子どもたちのきょうだいの存在によって如何に影響を受けるかということについて議論が行われてきた。荒牧・平沢（2016）は、きょうだい構成が教育達成に与える影響を、「資源希釈仮説」と「選択的投資仮説」の側面から検証し、教育達成においてきょうだい数が多いほど学歴達成が低いことや出生順位が学歴達成に影響を与えた時代があること、親が高学歴の場合に祖父母の学歴も統計的に有意な効果を持つことを明らかにした。この知見は、後のコーホートほどきょうだい数の負の影響は弱くなっているものの、きょうだいが多いほど教育達成は相対的に低くなる（藤原 2012）、きょうだいの数が多いほど高い学歴を得にくい（苫米地 2015）といった知見と整合的である。これらの議論からは親を資源の保有者として見なす際には、そもそも資源が分配されない可能性や提供される際にも1人あたりの分配が希釈される可能性があること、については親からの資源分配であってもきょうだい間で如何に分配されるのかについては慎重に検討されなければならないことを指摘できる。

そこで本稿では、今日の育児で重要な役割を果たしている祖父母による育児支援、そのなかでも身体的制限からその希少性が特に高い世話的な性格を伴った世話的育児支援の提供が成人子のきょうだい構成によって如何に異なるのかについて明らかにする。前述の資源理論における資源希釈仮説と選択的投資仮説の区別に従い整理すれば、きょうだい数の増大により世話的育児支援が減少している場合には資源希釈仮説が支持される。一方で特定の性別の子どもや出生順位により世話的育児支援の受け取りに違いが生じている場合には選択的投資仮説が支持されることになる。

3 データと方法

3.1 分析対象者

分析に用いる調査データは、日本家族社会学会全国家族調査委員会が実施した「家族についての全国調査（第4回全国家族調査，NFRJ18）」である。本調査は日本国内に居住する1946～1990年生まれの日本国民を対象に、2019年1月～4月に訪問留置法によって実施された。回収数は3,033、回収率は55.15%である。本稿は、親から成人子へ提供される世話的育児支援が成人子のきょうだい構成によってどのような違いがあるのかについて解明することを課題としているため、2018年末の時点で48歳以上72歳かつ5歳までの孫がいると回答した者を分析対象とする。使用する変数に欠損があるケースを除いた結果、本稿で扱うケースは876名である。

3.2 標本構造と分析モデル

NFRJ18では回答者本人の視点から、配偶者、父母、養父母（配偶者の父母）、3人までの子ども、3人までのきょうだいを含んだ家族・親族との二者関係（dyadic relation）が調べられている。このような形式の家族調査は「ダイアド集積型調査」と呼ばれ、各関係を個別の観察ケースと見なした分析が可能である（保田 2016）。このうち本稿では親子間のダイアドに注目し、調査回答者を第一世代「親」、第一世代に連なる3人までの子どもを第二世代「成人子」、さらに第二世代「成人子」の子どもを第三世代「孫」と位置づけて、入れ子状になった親-成人子データを観察されたそれぞれのケースとみなして解析に用いる（図1）。解析に用いる第一世代「親」と第二世代「成人子」の関係を含んだケースは、第一世代「親」が回答した1つの調査票から成人子の数に応じて最大3ケースまで観察されるため、最も簡便な方法は成人子単位で集計された876名分の観察ケースを最小二乗法を用いて解析することであるが、この方法には問題がある。今回用いる調査データは親にあたる者がその子に対しての関係を回答しているため、親に連なる3人までの子の抽出はケースとして完全に独立しているとは言えないからである。このようにデータの標本構造が入れ子状（多水準）になっているデータは最小二乗法を用いる際の前提となる標本間の独立性に反しているため、多水準を考慮したモデルを使用しなければ適切な推定ができない。したがって今回のような標本構造を持つデータに対しては、抽出された各ケースが同じ親を持つことがあり得ることを考慮した、マルチレベル分析モデルを利用しなければならない。上述の事柄を考慮し本稿では、世話的育児支援を従属変数と

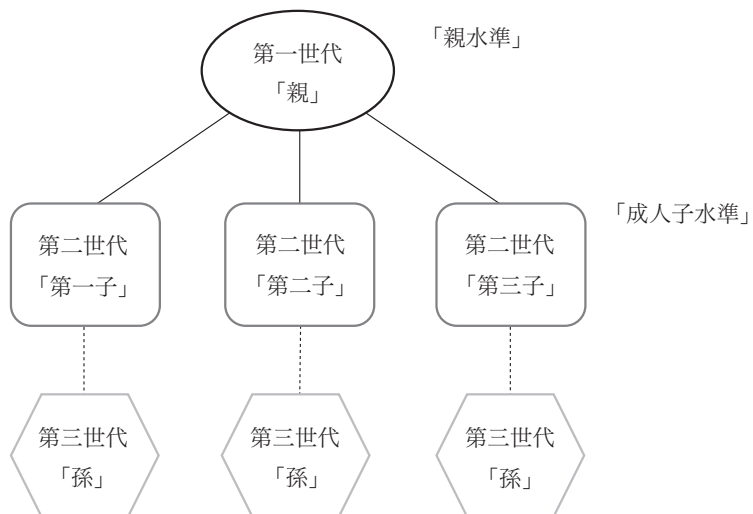


図1 入れ子状の親子データ

したマルチレベル二項ロジット分析を用いる。本モデルの採用により、それぞれの観察ケースごとの誤差（子ども水準の誤差）とは別に親が異なることによる誤差（親水準の誤差）を適切に推定できる。

3.3 変数

NFRJ18は回答者の年齢によって3種類の調査票が用いられている²⁾。このうち、中年者調査票（48–62歳対象）、高年者調査票（63–72歳対象）では、過去1年間に、看病や家事・育児などの手伝いがおこなわれたか否かについて尋ねている。本稿で従属変数となる世話的育児支援の有無は「この1年間に、この方の看病や家事・育児などの手伝いをしたことはありましたか」という問いに対する回答（「あった」、「なかった」）を用い、世話的育児支援を受けた経験がある者は360名（41.10%）であった。

独立変数は成人子水準と親水準の属性要因である。成人子水準に含まれるものは、年齢、女性ダミー（女性＝1）、長子ダミー（長子＝1）、学歴（中学校、高校・専門学校、短大・高専・専門・大学院卒）、就業状態（在学中、無職、週35時間未満、週35時間以上）、居住距離（同居・敷地内、30分–60分未満、1時間以上）、婚姻状況（有配偶、離死別、未婚）、子どもの有無（0–5歳、6–17歳、18歳以上）、世帯収入である。親水準に含まれるものは、母親ダミー（母親＝1）、親年齢、親就業状態（無職、有職）、子ども（きょうだい）人数、親の健康状態である。

本稿では成人子のきょうだい構成の違いによる親からの育児支援の違いに注目しているが、上述のうちきょうだい構成に関する変数は、被支援者の性別を示した「女性ダミー」、被支援者の出生順位を示した「長子ダミー」、被支援者のきょうだい人数を示した「子ども人数」である。

親の健康状態は「あなたのこの1年間の健康状態は、おおむね、いかがでしたか」という問いに対する回答から作成している。回答選択肢は「たいへん良好」、「まあ良好」、「どちらともいえない」、「やや悪い」、「たいへん悪い」から成り、本稿の分析では健康状態が良好であるほど高い数値となるように1～5までの数値を与えている。世帯収入は「収入はなかった」から「1400万円以上」までの間の12カテゴリーで尋ねられている。分析では「収入はなかった」を0万円、「1400万円以上」を1400万円として、その他のカテゴリーは各カテゴリーの中央値を与えている。分析に使用する変数の記述統計は表1のとおりである。

表1 成人子水準変数の記述統計

成人子水準	
年齢	37.6
女性ダミー	55.9
長子ダミー	51.3
学歴	
中学校卒	2.1
高校・専門学校卒	46.2
短大・高専・専門・大学院卒	51.7
就業状況	67.1
在学中・無職	17.7
週35時間未満	15.3
週35時間以上	67.0
居住距離	
同居・敷地内	14.4
30分～60分未満	48.5
1時間以上	37.1
世帯収入	458.4
婚姻状況	
有配偶	92.0
離死別	7.8
未婚	0.2
子どもの有無	
0-5歳	53.8
6-17歳	54.6
18歳以上	10.6

注：年齢，世帯収入は平均。その他の変数は比率を表す。

表2 親水準変数の記述統計

親水準	
母親ダミー	55.6
親年齢	65.2
就業状況	
有職	38.0
無職	61.9
子ども（きょうだい）人数	2.4
親の健康状態	2.4

注：親年齢、子ども（きょうだい）人数，親の健康状態は平均。
その他の変数は比率を表す。

4 世話的育児支援におけるきょうだい効果の規定要因

4.1 きょうだい構成別の世話的育児支援

図2はきょうだい構成変数と世話的育児支援についてのクロス集計結果である。性別については、男性よりも女性において親からの世話的育児支援を受け取る者が多いことを確認できる。男女の被支援者比率では約30ポイントの違いが認められ、これは他のきょうだい構成変数の違いよりも大きい。次に出生順位では、出生順位が遅い者ほど支援を受け取る傾向がある。出生順位が遅い者ほど、他のきょうだいと比較して、子どもを持つことが遅くなると同時に子どもは低年齢であることが想定されるため、親からの世話的育児支援を受け取りやすくなるというのは妥当な結果であろう。最後にきょうだい人数では、きょうだいの人数が増えるほど支援を受け取りやすい傾向が見られるが、その違いは他のきょうだい構成変数と比べるとそれほど大きくない。以上の結果から、きょうだい構成変数と世話的育児支援の間には一定の関連が見られることが確認できた。しかし、本結果からは出生順位変数は順位そのものよりも本人年齢の影響を受けている可能性があること、きょうだい人数はその効果が他の変数と比べてはっきりとしないことも指摘できる。そして出生順位については、ここではその結果は省略するが、そもそも「きょうだいなし（本人のみ）」と答えた者の割合が調査対象者の約半数を占めることも併せて指摘しておきたい。一見すると出生順位が遅い者ほど支援を受けやすいように見えるが、実際にはきょうだいがいない者が多く含まれており、このことを考慮すれば出生順位については順位そのものよりも長子であるか否かの効果を慎重に検証する必要がある。

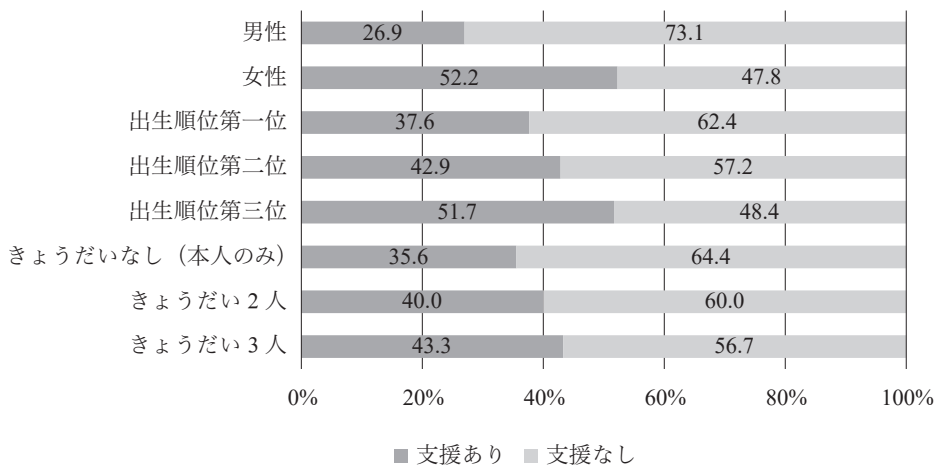


図2 きょうだい構成変数と世話的育児支援

4.2 世話的育児支援に関する多変量解析

表3は祖父母からの世話的育児支援の授受におけるきょうだい効果の多変量解析結果を示したものである。従属変数となる世話的育児支援は「支援なし」を参照カテゴリーとしているため、本結果は「支援あり」の確率について示している。

はじめに成人子水準の変数のみを投入したモデル1の結果を確認すると、年齢が高いほど支

表3 世話的育児支援に関するマルチレベル二項ロジット分析の推定結果

	Model 1		Model 2	
	β	exp (β)	β	exp (β)
固定効果				
切片	-6.6477		1.482	
(成人子水準)				
年齢	-.145	.865 **	-.287	.751 **
女性ダミー	3.486	32.646 ***	3.430	30.891 ***
長子ダミー	-.6132	.5416	-.078	.9245
学歴 (ref: 中学校卒)				
高校・専門学校卒	.496	1.641	.473	1.604
短大・高専・専門・大学院卒	.668	1.949	.639	1.894
就業状況 (ref: 在学中・無職)				
週35時間未満	1.847	6.342 *	1.689	5.416 *
週35時間以上	.473	1.604	.430	1.537
居住距離 (ref: 同居・敷地内)				
30分～60分未満	-1.945	.0143 **	-2.009	.1341 **
1時間以上	-4.393	.0124 ***	-4.467	.0114 ***
婚姻状況 (ref: 有配偶)				
離死別	.450	1.517	.338	1.401
未婚	-1.641	.197	-2.828	.590
子どもの有無				
0-5歳	2.519	12.4199 ***	2.355	10.541 ***
6-17歳	.556	1.743	.424	1.528
18歳以上	-1.649	.1926	-1.642	.1935
世帯収入	.002	1.002 *	.002	1.001
(親水準)				
母親ダミー			1.861	6.4301 ***
親年齢			.1469	1.1583
就業状況 (ref: 無職)				
有職			-.5585	.57203
子ども (きょうだい) 人数			.4161	1.5161
親の健康状態			-.2460	.7818
ランダム効果				
家族水準の誤差分散	17.96		16.78	
擬似 ICC	.845		.836	

注: n (本人水準) = 876, n (親水準) = 579

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

援を受ける確率は減少する。また同様に居住距離が遠くなるほど顕著に支援を受ける確率が減少している。一方で、成人子の性別が女性（娘）であること、就業状況が週35時間未満の就業であること、0-5歳の子どもがいることは支援を受ける確率を増大させることが確認された。モデル1からは、本稿で注目した成人子の性別による育児支援の違いが認められたものの出生順位による違いは、長子ダミー変数が有意でないことから、違いが認められないことが示された。

次に成人子水準の変数に加え、親水準の変数を同時に投入したモデル2を確認すると、年齢が高いほど支援を受ける確率は減少し、居住距離も遠くなるほど支援を受ける確率が減少していることを確認できる。一方で、モデル1同様に、女性であること、就業状況が週35時間未満の就業であること、子どもの年齢が0-5歳に該当することは親からの支援を受ける確率を増大させている。親水準の変数からは、親が有職であること、親の健康状態が良くないことが世話的育児支援を減少させているように見えるが、これらの値はいずれも有意な値ではない。親水準で有意な値として確認できるのは、親が母親であることのみであり、母親は父親よりも子どもに対して世話的育児支援を行いやすいことを確認できる。

5 世話的育児支援の規定要因に関する考察

ここでは推定結果から有意性が確認された変数を中心に世話的育児支援の規定要因に関する考察を進める。はじめに成人子水準の変数について確認しよう。成人子水準において有意な効果を持つ変数はモデル1、モデル2ともに同様で、年齢、女性ダミー、就業状況、居住距離、子どもの有無である。

年齢についてはいずれのモデルでも年齢が高くなるほど親からの世話的育児支援を受ける確率を減少させていた。一般的に年齢が高くなるほど生活の安定性は高くなり、それに伴い親以外からの様々な支援を受ける機会が増大することを考慮すればこの結果は不思議なものではない。むしろここでは本人年齢が低い場合に親の支援が増大していることに注目したい。若年層における出産が経済的リスクを伴うことはよく知られているが、今回の分析では本人年齢とは別に世帯収入に関する変数を投入しているため年齢の効果と世帯収入の効果は区別して検証されている。そのうえで両者を見比べると年齢の値が有意であるのに対して世帯収入の値は有意でないため、親からの世話的育児支援が低収入によるものではなく年齢そのものに起因していることがわかる。今日の育児期の女性にとって親からの育児支援が有効なのは公的機関による支援では満たされない需要を満たすためであるが、本稿の結果は公的機関による支援の不足が経済的要因にとどまらないことを示唆している。

次に性別については、支援を受ける子どもが女性（娘）であることは被支援確率を増大させていた。これまでも中期親子関係における情緒的側面で母-娘関係が他の組み合わせよりも関係が良好であることが知られている（田中・島崎 2016）。それに加えて本研究では世話的育児支援の面でも子どもが女性の場合に支援を受けやすいことが示された。この結果の理由として様々な事柄が考えられるが、その1つに子どもは性別によって異なる心理的価値と役割を持つということが挙げられるだろう。守泉（2008）は、日本における子どもの性別選好を明らかにするなかで、理想・希望子ども数1人の場合、有子・無子の双方において妻は女兒を望む傾向があること、女兒を望む傾向にある者の子どもを持つ理由として「子どもがいると生活が楽しく豊かになるから」、「子どもは夫婦関係を安定させるから」、「子どもは老後の支えになるから」の選択率が高くなっていることを指摘している。今回の分析に老後の介護役割の見通しや関係の良好度は含んでいないものの、世話的育児支援提供の前提となる母娘間の良好な情緒的關係が娘に対する心理的価値の増大と介護への期待をもたらし、娘にとっては親からの世話的育児支援を受ける確率を増大させている可能性が考えられる。

就業状態は週35時間未満の場合、在学中・無職の場合よりも世話的育児支援を受けやすい。週35時間に該当する者は短時間労働者と考えられるが、そもそも子どもを抱えながらこのような就業状態で働く者は育児の必要性から短時間労働を選択していると考えられるため、他の状態よりも親からの世話的育児支援を受けやすい傾向にあることに矛盾はないだろう。

居住距離は同居・敷地内、30分～60分未満、1時間以上の順に支援を受ける確率が減少している。世話的育児支援は直接的に家事や育児を手伝うことであるため居住地が近いことでその確率が増大することは納得できるものである。とくに1時間以上の地域に居住している者は同居・敷地内居住の者と比べてオッズ比で0.1倍となっており、支援を受けにくい状況にあることが明確に示された。身体的関与を伴う親からの支援において居住距離が重要なことは本研究より10年前のデータを用いた西村・松井（2016）の研究でも示されており、この10年の間に変化が見られないことも確認された。

最後に親水準の変数では、祖父よりも祖母のほうが子どもへの支援を行いやすい傾向がある。既に成人子水準の変数の効果を検証するなかで、息子よりも娘のほうが親の支援を受けやすいことを指摘したが、親子関係では母子関係において特に支援傾向が高いことが確認された。

6 結論

本稿では、親から成人子へ提供される世話的育児支援がきょうだい構成によって如何に異な

るかについての検証を行った。検証の際には、親から提供される世話的育児支援を資源とみなし、きょうだい構成によって資源が希釈されるのか否か、または特定の子どもに選択的に資源が提供されるのかについてを検証課題とした。

検証の結果、きょうだい構成の効果は当該の成人子が女性（娘）である場合に認められ、子どもが娘であることは息子であることよりも被支援確率を増大させていた。この結果は性別による選択投資仮説を支持するものである。また本知見は、松井（2016）による第3回全国家族調査（NFRJ08）の分析結果とも整合的である³⁾。全国家族調査は調査票の構造を維持しながら原則10年ごとに実施されているが、NFRJ08とNFRJ18で得られたデータの分析結果が同様であることは、この10年間に世話的育児支援の傾向に変化がないことを示している。変化が見られない理由についての考察では、先に示した守泉（2008）の知見や田中・嶋崎（2016）による、親族関係の中心（Kin Keeper）は女性であること、女性が世代間の架け橋の位置を占める、という指摘が参考になるだろう。田中・嶋崎（2016）は、中年期の親子関係良好度は母-娘関係で高く、その関係は必ずしも互酬的な関係を前提としていないことを明らかにしたが、本稿で示された祖父母から娘への世話的育児支援の供与も世代を超えた親族関係形成の一端とみることができる。

一方で、出生順位によって世話的育児支援の供与に違いが見られなかったことから、選択的投資は出生順位ではなく性別によって生じていることが確認できた。クロス表集計では出生順位が遅いほど世話的育児支援の被支援確率が増大する傾向が見られたが、他の変数を統制した検証結果からはそのような傾向は確認できなかった。またきょうだい数によって世話的育児支援の被支援率に違いが見られなかったことから、資源希釈仮説も支持されない。したがって今日の成人子親子関係における世話的育児支援の供与については、出生順位による異なる扱いやきょうだいが多くなることによる関わりの減少はみられないことが明らかになった。

今日の子育てにおいて親からの支援が大きな役割を果たすことは様々な先行研究で指摘されてきた。そのような中で、今回の分析は親から成人子へ提供される世話的育児支援を被支援者本人のみならずそのきょうだいも考慮に入れながら検討したことに特色があった。そしてその結果からは、これまでの先行研究と整合的であること、さらに少なくともこの10年間において親からの世話的育児支援の提供傾向に変化がないことを明らかにした。また今回の分析で、主題としたきょうだい構成の効果ではないものの、居住距離によって支援の程度が大きく異なり、居住距離が遠いほど世話的支援を受けにくいことも明らかになった。今日の祖父母からの世話的育児支援が性別を除いてきょうだい構成の影響を受けないことは、長子相続や老親扶養規範を背景にした伝統的家族観に基づく資源分配とは異なる点で、一定程度きょうだいの取扱いの公平性を示すものである。しかし一方で居住距離といった現実的な問題が親からの世話的

育児支援の有無に大きな影響を与えていることも併せて示されており、育児において親に頼ることの限界も垣間見られた。1970年代に提言された「家族は福祉の含み資産」とは子が親を介護する高齢者介護福祉における言葉であったが、今日では子育てにおいて親が子どもの子育てを支援する意味でも通じるものがある。今回の分析では、同じきょうだいであっても家族を含み資産として利用できる者がいる一方でそれを期待できない者が存在することも明らかになった。今日の同居率の低下や核家族世帯、一人親世帯の増加を考慮すれば、親をはじめとした家族に福祉の供給を過度に期待することなく、家族の状況によらずに育児を実現できる環境が求められている。

最後に今後の課題について述べる。今回の分析では第4回全国家族調査で得られたデータのみを利用した。全国家族調査は10年ごとに実施されているため詳細にその変遷を把握するためには過去のデータを統合した分析が必要である。また今回の分析では義理親からの支援については検証がされていない。子どもから親への世代間援助に関する研究では、実親・義理親に対する援助は独立しておらず相互に関連していることが報告されている（田淵 2009）。この知見を世話的育児支援に援用するならば、実親からの支援と義理親からの支援も相互に関連し、一方の親からの支援が他方の親からの支援に影響している可能性もある。また今回の分析では測定尺度の問題から世話的育児支援は有り／無しの別で検証されているが、支援が有るか無いかだけではなく、支援の程度も考慮した分析の可能性も残されている。いずれの課題も親子間の支援関係を詳細に明らかにするためには重要な視点であり、今後さらなる検証が必要である。

注

- 1) 第15回出生動向基本調査によれば、理想子ども数は2.32人、予定子ども数は2.01人である。この値は第9回調査（1987年）の理想子ども数2.67人、予定子ども数2.23人を頂点として両者ともに漸減している。
- 2) 第4回全国家族調査は回答者の年齢に応じて、「若年者調査票」（2018年末時点で28-47歳）、「中年者調査票」（2018年末時点で48-62歳）、「高年者調査票」（2018年末時点で63-72歳）の3種類の調査票が用いられている。このうち中年者調査票、高年者調査票では回答者の子どもについて尋ねる設問のなかで、子どもの有無（回答者からみた孫の有無）と当該人物の年齢も尋ねている。したがって、子育て支援について扱う本稿では、中年者調査票と高年者調査票の回答者を対象としている。
- 3) 松井（2016）と異なるのは、NFRJ08では学歴が高いほど支援を受けやすい一方で、NFRJ18では週35時間未満の就業で支援を受けやすいことが示された点である。この違いは調査票の構造の違いからNFRJ18では当該変数のカテゴリーを細分化したことが原因と考えられる。NFRJ08では、学歴は大卒か否かのダミー変数、就業状況は有職か無職かのダミー変数として投入している。NFRJ18では調査票の段階で詳細な区分ができたこともあり、当時よりも細分化した変数を用いている。

【謝辞】

本研究で用いている NFRJ18 は日本家族社会学会・NFRJ18 研究会（研究代表：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ます。

文献

- 荒牧草平・平沢和司, 2016 「教育達成に対する家族構造の効果——「世代間伝達」と「世代内配分」に着目して」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』東京大学出版会, 93-112.
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成——キョウダイデータに対するマルチレベル分析による検討」『ソシオロジ』57: 41-57.
- 北村安樹子, 2008 「子育て世代のワーク・ライフ・バランスと“祖父母力”——祖父母による子育て支援の実態と祖父母の意識」『ライフデザインレポート2008年5-6月号』16-27.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, 『現代日本の結婚と出産：第15回出生動向基本調査』（2022年12月5日取得 https://www.ipss.go.jp/psdoukou/j/doukou15/NFS15_reportALL.pdf）
- 西村純子・松井真一, 2016, 「育児期の女性の就業とサポート関係」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』東京大学出版会, 163-185.
- 松田茂樹, 2010, 「子育てを支える社会資本」『揺らぐ子育て基盤——少子社会の現状と困難——』, 91-113.
- 松井真一, 2016, 「実親からの育児支援に対するきょうだい構成の効果」『社会学研究』99: 37-55.
- 守泉理恵, 2008, 「日本における子どもの性別選好：その推移と出生意欲との関連」『人口問題研究』64(1): 1-20.
- 田淵六郎, 2009, 「結婚した子と実親・義理の親とのつながり——子から見た親子関係」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』有斐閣, 166-185.
- 田中慶子・嶋崎尚子, 2016, 「中期親子関係の良好度——発達の過程と相互援助」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』東京大学出版会, 219-233.
- 苫米地なつ帆, 2015, 「教育達成における性別間格差——家族環境ときょうだい構成が与える影響——」『社会学研究』東京大学出版会, 95: 101-123.
- 保田時男, 2016, 「補章 マルチレベル分析による家族研究」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』347-359.
- Esping-Andersen, G., 1999, *Social Foundations of Postindustrial Economies*. Oxford University Press. (渡辺雅男・渡辺景子訳, 『ポスト工業経済の社会的基礎——市場・福祉国家・家族の政治経済学』桜井書店.)