



労働政策研究報告書 No. 208

2021

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

仕事と子どもの育成をめぐる格差問題

労働政策研究・研修機構

仕事と子どもの育成をめぐる格差問題

ま え が き

子育て女性の社会進出が進んでいる。JILPT「子育て世帯全国調査」によれば、18歳未満の子どもを育てている有配偶女性の就業率が73%（2018年）に達し、7年前（2011年）よりも12ポイントも上昇した。しかしながら、女性のグループ内の雇用格差も同時に拡大傾向にある。専門的スキルや資格を身につけて正社員として働き続ける女性が増えている一方、出産・育児で職業を中断して、専門的スキルを学ぶ機会の乏しい非正社員として再就職する女性も大きく増加している。

雇用面の「男女格差」が拡大していく中、高収入の正社員同士の夫婦世帯と低収入のパート主婦の世帯、そして専業主婦世帯への二極分化が進んでおり、子どもたちの間でも広がりゆく経済格差に対する懸念も強まっている。こうした社会的背景を踏まえて、本報告書は独自のアンケート調査の結果に基づき、母親の雇用や子どもの育成をめぐる格差問題について、その現状と課題を示し、子育て世帯への支援策を検討している。

この報告書は、JILPTのプロジェクト研究「働き方改革の中の労働者と企業の行動戦略に関する研究」の一環として実施された「育児・介護期の就業とセーフティネットに関する研究」の2020（令和2）年度成果の一つとして取りまとめられたものである。本報告書のベースとなる各年のアンケート調査の結果速報は、JILPT調査シリーズ No.95（2012年）、No.109（2013年）、No.115（2014年）、No.145（2015年）、No.175（2017年）、No.192（2019年）として、すでに公表されている。本報告書と併せてご活用いただければ幸いです。

2021年3月

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
理事長 樋口 美雄

執筆担当者 (執筆順)

氏名	所属	執筆章
<small>しゅう えんぴ</small> 周 燕飛	JILPT 主任研究員	序章、第 6 章、第 8 章
<small>あべ あや</small> 阿部 彩	東京都立大学人文社会学部教授	第 1 章
James Raymo	プリンストン大学社会学部教授	第 2 章
Jia Wang	ウィスコンシン大学マディソン校 博士後期課程	第 2 章
<small>なかざと ひでき</small> 中里 英樹	甲南大学文学部教授	第 3 章
<small>みたらい ゆか</small> 御手洗 由佳	JILPT アシスタントフェロー	第 4 章、第 2 章の和訳
<small>にしむら じゅんこ</small> 西村 純子	お茶の水女子大学基幹研究院准教授	第 5 章
<small>いけだ しんごう</small> 池田 心豪	JILPT 主任研究員	第 7 章
<small>おおいし あきこ</small> 大石 亜希子	千葉大学法政経学部教授	第 9 章

「育児・介護期の就業とセーフティネットに関する研究（育児班）」
研究会メンバー（除く執筆者）

石水 喜夫 JILPT 統括研究員（2020 年 12 月まで）
何 芳 JILPT 研究員

目 次

まえがき

序章 仕事と子どもの育成をめぐる格差問題

—研究の趣旨、方法と主な内容—

1	研究の背景と目的	1
2	研究方法	1
3	各章の要旨	3
4	まとめと政策的示唆	9

第1章 母親の就業率の上昇と貧困確率の変化：

第1回（2011年）から第5回（2018年）調査を用いて

1	はじめに	12
2	データ	13
3	貧困状況別の就業率の変化	13
4	貧困となる確率の変化	16
5	考察	19

第2章 離婚母親の経済的 Well-being における学歴間格差

—就業経歴、私的援助と再婚の役割に注目して—

1	はじめに	21
2	背景	22
	（1）離婚の経済的コスト	22
	（2）就業中断、離婚と経済的 Well-being	23
	（3）経済的な支援と再婚	23
	（4）日本の状況	25
3	データと分析方法	27
	（1）データ	27
	（2）変数	27
4	分析の結果	29
5	議論	36

第3章 育児休業制度の発展と母親の就業継続可能性の変化

—雇用形態の違いに注目して—

1	はじめに	44
2	先行研究：女性の雇用形態の変化と出産後の就業パターン	45
	(1) 雇用形態と就業継続率	45
	(2) 女性の非正規雇用の増大	46
3	問題設定と調査の概要	46
4	子育て世帯全国調査による結果	46
	(1) 初職の雇用形態と妊娠後の就業パターンの関連の変化	46
	(2) 第1子妊娠時の雇用形態とその後の就業継続：格差の拡大	48
5	まとめと考察	50

第4章 仕事のフレキシブル性がワークライフコンフリクト意識に及ぼす影響

—育児期の正社員女性に着目して—

1	はじめに	52
2	先行研究	52
3	分析方法	54
	(1) データ	54
	(2) 変数	55
4	ワークライフコンフリクト意識に関する分析	57
	(1) 夫婦のワークライフコンフリクト意識の実態	57
	(2) 育児期の正社員女性におけるワークライフコンフリクト意識に関する分析	59
5	まとめ	62

第5章 ふたり親世帯・母子世帯の子どもの家事ときょうだいの世話

1	はじめに	65
2	先行研究と仮説	65
3	データと変数	68
	(1) データと分析対象	68
	(2) もちいる変数	68
	(3) 分析方法	69
4	分析結果	70
	(1) 記述統計	70
	(2) 年齢・性・世帯類型別の子どもの家事および世話の頻度	71
	(3) マルチレベル分析の結果	74

5	まとめ	79
第6章 外国にルーツを持つ小中学生の肥満問題		
1	外国ルーツ児童の深刻な肥満問題	83
2	背景：外国ルーツ児童の急増	84
3	分析方法	85
	(1) 過体重・肥満の指標	85
	(2) 原因仮説	86
	(3) 実証モデル	87
4	データ	88
5	実証分析の結果	88
	(1) 過体重・肥満率の単純比較	88
	(2) 外国ルーツ児童を取り巻く生育環境	90
	(3) 過体重・肥満の説明要因	91
6	まとめ	94
第7章 シングルマザーが稼げる仕事：看護や介護は最良の仕事か		
1	はじめに	97
2	母子世帯の勤務先業種と年収	98
3	勤務先業種の働き方	103
4	勤続・担当業務との関係－多変量解析	105
5	まとめ	109
第8章 離別親から養育費を確保するための条件		
1	養育費の確保が注目される理由	112
2	養育費の受取状況	113
3	養育費の確保が難しい理由－母親側の事情	115
4	養育費の確保が難しい理由－父親側の事情	117
	(1) 支払能力の問題	117
	(2) 支払意欲の問題	118
5	養育費を確保しているシングルマザーの特徴	119
6	終わりに：養育費の確保に向けて	122

第9章 民法改正と離別父子の交流 —2012年改正は交流回数を増加させたか?—

1	はじめに	124
2	民法改正と面会交流の実態	125
3	海外および国内の研究動向	127
4	実証分析	128
	(1) 使用データ	128
	(2) 父子交流の現状	129
	(3) 推定モデルの定式化	132
	(4) 推定モデルの選択	135
5	推定結果	136
6	頑健性の検討	137
7	考察と結論	139

序章 仕事と子どもの育成をめぐる格差問題

—研究の趣旨、方法と主な内容—

1 研究の背景と目的

2010年代の好景気により、日本の女性就業者数（15～64歳）は、2012年末から2019年末までの7年間で217万人も増えた。それと同時に、女性の就業率は空前の高さである。2018年は15～64歳女性の就業率が69.6%に達し、その2年前（2016年）から米国やフランス（ともに67%）を上回った。景気回復が始まった2012年からの6年間で9ポイントも上がり、世界的にみてもとても早いペースの上昇である¹。子育て中の女性に限定してみても、就業率と正社員比率が軒並み上昇していた（JILPT2019）。

女性雇用をめぐるのは明るい動向がある一方、女性のグループ内において持つ者と持たざる者の間に格差拡大のリスクも潜んでいる。例えば、一般的には高学歴の女性は高収入の男性、低学歴の女性は低収入の男性と結婚するという「同類婚」の傾向がある。また、学歴水準の低い女性ほど、離婚しやすく経済的困難に陥るリスクが高い。情報収集能力に長けてより多くの人的資本を持つ中高収入家庭の高学歴女性は、国の就業支援制度を積極的に利用して出産後もキャリアを継続したり、好況の労働市場で条件の良い再就職に就いたりする可能性が高い。一方、情報へのアクセス手段が乏しい貧困家庭の低学歴女性は、充実した支援制度や好景気の恩恵にうまくあずかれないことが多い。その結果、好景気と拡大した就業支援制度の陰で、女性内部の雇用格差がむしろ拡大していく恐れがある。

中高収入層に偏った女性の雇用改善は、家庭収入の二極化に拍車をかけることになりやすい。また、家庭の経済的困難は、子どもにおける学業成績の不振や、肥満などの健康問題、自己肯定感の低下等メンタルの問題を誘発することが指摘されている。そのため、女性内部の雇用格差の拡大は、子どもの間にも格差を広げてしまう可能性がある。言い換えれば、女性内部の格差拡大が家庭収入の二極化を加速させ、ひいては子どもの問題へと発展していく構図が垣間見える。

本報告書は、こうした時代的背景を踏まえながら、独自のアンケート調査の結果に基づき、2010年代に入ってから、日本の子育て女性の仕事と子どもの育成をめぐる格差拡大の実態やその背景などを探っている。また、経済的困難がとりわけ深刻であるひとり親世帯について、貧困解消の具体策を考えることとしている。

2 研究方法

本報告書に収録されている大部分の論文（除く第4章と第6章）は、JILPTが2011年か

¹ JILPT メールマガジン労働情報 1500号記念企画 第3回「過去最高の女性就業率：その裏を読む」（2019年6月28日）

ら 2018 年にかけて行った「子育て世帯全国調査」の個票データに対する二次分析の結果である。

「子育て世帯全国調査」は、18 歳未満の子どもを育てている全国 4,000 世帯（ふたり親世帯とひとり親世帯 2,000 世帯ずつ）に対する定点観測調査である。調査対象世帯（標本）は、住民基本台帳より層化二段無作為抽出法によって選ばれ、専門の調査員が戸別訪問して調査票の配付と回収を行った。また、調査票の回答者は、原則として、子どもの母親となるよう調査員が口頭で依頼した。原則として、それぞれの調査における 11 月 1 日（調査基準日）時点の状況を回答してもらった。

当該調査における最大の特徴は、ひとり親世帯が重点的に抽出されており、ふたり親世帯の状況と比較可能となっている点である。また、同じ調査の枠組みにより、8 年間にわたって 5 時点の定点観測データが収集されており、子育て世帯をとりまく社会経済状況の変容をダイナミックに捉えることが可能といった点も、このデータの強みである。なお、調査の方法および結果の詳細については、JILPT（2012、2013、2015、2017a、2019）を参照されたい。

図表序-1 本報告書の分析に用いられる主な調査データ

調査名	調査年	調査対象	標本抽出	調査方法	有効回収数	回収率	使用章
JILPT「第1回子育て世帯全国調査」	2011				2218（ふたり親1435、ひとり親783）	55.5%	第1章
JILPT「第2回子育て世帯全国調査」	2012				2201（ふたり親1508、ひとり親693）	55.0%	第1～2章、第8～9章
JILPT「第3回子育て世帯全国調査」	2014	末子が18歳未満の子育て世帯（ふたり親世帯 2,000、ひとり親世帯 2,000）	住民基本台帳から層化二段無作為抽出	訪問留置法	2197（ふたり親1416、ひとり親781）	54.9%	第1～2章、第8～9章
JILPT「第4回子育て世帯全国調査」	2016				2159（ふたり親1380、ひとり親779）	54.0%	第1～2章、第8～9章
JILPT「第5回子育て世帯全国調査」	2018				1974（ふたり親1267、ひとり親707）	49.4%	第1～2章、第3章、第5章、第7～9章
JILPT「職業キャリアと生活に関する調査」	2015	全国30～54歳の男女6000人とその配偶者	層化二段無作為抽出	訪問留置法	本人票2660件、配偶者票1398	44.3%	第4章
首都大学東京子ども・若者貧困研究センター「子どもの生活実態調査」	2016-17	東京都4自治体、千葉県松戸市の小中学校に在籍する小5と中2の児童とその保護者	全数調査	郵送法 & 学校配布・回収	東京都の調査では8265組の親子、松戸市の調査では6520組の親子	41.5%（東京都）、85.0%（松戸市）	第6章

一方、第4章の分析に用いたデータは、JILPTが2015年8～10月に行った「職業キャリアと生活に関する調査」である（JILPT2017b）。調査対象は、30～54歳の男女6,000人とその配偶者であり、有効回収数は2,660件（うち、1,398票は配偶者とのペア票）である。本人だけではなく、配偶者の雇用状況についても詳しくたずねている点は、この調査票の最大の特徴である。

そのほか、第6章の分析に用いたデータは、首都大学東京（現在の東京都立大学）子ども・若者貧困研究センターが2016年と2017年の8月～9月頃に行った「子どもの生活実態調査」である²。調査対象は、東京都4自治体（日野市、調布市、豊島区、墨田区）および千葉県松戸市の小中学校に在籍する全ての小5、中2、高2（東京都のみ）の児童とその保護者である。調査の実施に当たっては行政と連携体制を組むことで、大きな標本サイズ（約1万5千組の親子ペア）が得られている。子どもの育成状況等が細かく調べられている点や、外国ルーツ児童とその保護者の親子ペアが数多く収集されている点は、当該調査の強みである。

3 各章の要旨

本報告書は、大きく3つの部分に分けられる。第1～4章は、子育て女性の仕事の格差をめぐる議論である。第5～6章は、子どもの育成格差についての分析である。第7～9章は、ひとり親世帯の貧困解消策を探った研究である。各章が取り組む主なテーマと知見は、図表序-2の通りである。

図表序-2 各章が取り組む主なテーマと知見

仕事の格差	子どもの育成格差	ひとり親世帯の貧困解消策
2010年代の好景気で女性全体の雇用が改善されたものの、貧困世帯／一般世帯、ひとり親／ふたり親世帯の雇用格差がむしろ拡大(第1章)。	家事の性による不均衡な配分は、子どもにも存在。男子の家事頻度は、母親の家事時間よりも父親の家事時間に影響されている(第5章)。	母子世帯の就職先は、医療・福祉業のほか、「金融・保険・不動産業」も年収向上に期待できる業種の1つである(第7章)。
低学歴母親の職業中断と非正規就業は、低学歴／高学歴離婚母親の経済格差の拡大に拍車をかけている(第2章)。	外国ルーツ児童の肥満率が日本人児童の2.7倍である。不利な社会・経済的状況、家庭での食事環境が主な理由となっている(第6章)。	養育費の不払いは、父親側の「支払能力」のセーブと「支払意欲」の喚起不足が大きな原因。父子間の面会交流は養育費の支払いを促す効果がある(第8章)。
2010年以降の就業継続率の改善に、正規女性と非正規の格差が大きい。非正規女性は、なお就業継続が難しい(第3章)。		2012年の民法改正により、離婚届に面会交流のチェック欄が新たに設けられた。この法改正は父子間の面会交流という意味決定を11～12%増加させる効果が確認された(第9章)。
WLC意識に男女格差がある。仕事の柔軟性と夫の家事分担が女性のWLCを和らげる可能性がある(第4章)。		

出典：筆者による整理。

²調査の詳細については、東京都福祉保健局ホームページ『「子供の生活実態調査」の結果について』、松戸市ホームページ『松戸市子育て世帯生活実態調査実施結果』を参照されたい。

第1章 母親の就業率の上昇と貧困確率の変化：第1回（2011年）から第5回（2018年）調査を用いて（阿部彩）

【ポイント】2010年代の好景気は、女性全体の雇用改善につながったものの、貧困世帯／一般世帯の雇用形態による格差、ひとり世帯／ふたり親世帯の貧困格差がむしろ拡大した。

2010年代においては、女性全体の就業率と正規雇用率が同時に改善された。しかし、女性における就業率の増加と雇用形態の改善が、貧困世帯と一般世帯に同様の恩恵をもたらしたのかは不明である。また、ふたり親世帯の母親に比べて、母子世帯の母親が貧困に陥りやすいという不利が、女性の雇用改善に伴い緩和されたのかも重要なポイントである。

本章は、2011年から2018年にかけての子育て女性の雇用形態の変化について、貧困世帯と一般（非貧困）世帯、ふたり親とひとり親と間の比較を行った。その結果、子育て女性では全体的に就業率・就労形態の改善が見られたが、貧困世帯に比べて一般世帯の方が正規雇用率の増加が顕著であった。その結果、正規雇用率においては、貧困／一般の格差が2010年代にさらに拡大していることが分かった。

また、人的資本（学歴、所有資格など）と家庭状況（世帯タイプ、子ども数、末子年齢）が同じであると仮定すると、ふたり親世帯においては、2011年から2018年にかけて、貧困である確率が減少したものの、ひとり親世帯においては、その減少が見られないことが明らかになった。

第2章 離婚母親の経済的 Well-being における学歴間格差—就業経歴、私的援助と再婚の役割に注目して—（Raymo and Wang）

【ポイント】高学歴女性と比較して、低学歴女性が離婚後に経済的困難に陥りやすい。低学歴／高学歴離婚母親の経済格差が生まれる原因の1つとして、低学歴母親が第1子出産前後に就業中断したり、非正規就業したりする確率が比較的高いことが関係している。

離婚は、家族形成の両極化や子どもの「diverging destinies（広がりゆく格差）」をもたらす要因の1つとして、研究の関心を集めてきた。本章は、離婚歴のある母親が直面する経済的困難は、低学歴母親により顕著に現れていることに焦点を当て、離婚母親の経済的 Well-being における学歴間格差を縮小（あるいは拡大）させる要因とは何かを探った。具体的には、出産前後の就業継続や、元夫からの養育費、親との同居、再婚といった個人や家族特性の影響を調べた。

分析の結果、低学歴の離婚母親ほど、経済的 Well-being が低く、経済的困難に直面する確率が高いことが分かった。仮説の通り、第1子出産前後や調査時点での就業状況といった母親の就業経歴は、こうした学歴間経済格差の一部を説明している。一方、元夫からの養育費や親との同居は予想通りに離婚母親の経済状況に影響を及ぼしているものの、学歴間経済格

差に対してはさほど説明力を持っていないことが分かった。

第3章 育児休業制度の発展と母親の就業継続可能性の変化-雇用形態の違いに注目して- (中里英樹)

【ポイント】2010年以降に第1子を出産した女性の就業継続率が高まっている。ただし、就業継続率の改善をめぐっては、正規女性と非正規の格差が大きい。非正規雇用の女性は、なお就業継続が難しい。

2010年代以降第1子出産後に就業を継続している母親の割合は増えているものの、いくつかの問題点が同時に浮上している。1つ目の問題点は、第1子出産直後に就業継続できても、多くはその後離職しているということである。2つ目の問題点は、正規雇用と非正規雇用女性をめぐる就業継続率の格差問題である。初職が非正規の女性が増えている中、正規女性の就業継続の可能性が高まったとしても、女性の中での格差が広がる可能性がある。

そこで本章は、「第5回(2018)子育て世帯全国調査」を用いて、第1子を妊娠時から出産3年後までという比較的長期にわたる、女性の雇用形態変化を追い、正規雇用と非正規雇用女性における就業継続の格差を探った。

分析の結果、2000年以前に第1子を出産した女性に比べて、2010年以降に出産した女性は、第1子出産3か月後の就業継続率が、初職が正規雇用であった女性のグループでは4割から6割程度と大きく上がったのに対して、初職が非正規雇用だった女性のグループでは4割ほどで以前と大差がないことが分かった。

また、2010年以降、妊娠判明時に正規雇用されている女性にさらに限定してみると、出産を経ても7割が就業を継続しており、3年後をみても、過半数は正規雇用として就業を継続している。一方、妊娠判明時にパートであった女性の場合は、出産3か月後の就業継続率が2割しかない。就業継続率の改善をめぐっては、正規女性と非正規女性の格差が大きい。

第4章 仕事のフレキシブル性がワークライフコンフリクト意識に及ぼす影響-育児期の正社員女性に着目して- (御手洗由佳)

【ポイント】仕事と家庭の両立が困難だと感じている程度、いわゆる「ワークライフコンフリクト(WLC)意識」に男女格差が見られる。男性に比べて女性が高いWLCを感じているものの、仕事の柔軟性や、家事援助者が女性のWLCを和らげる可能性がある。

第1子出産前後では未だ過半数の人は出産1年後に就業を継続していないなど、育児期女性において、とりわけ正社員として働いた場合に仕事と家庭の両立には課題が残る。

本章では、育児期の正社員女性を対象に、仕事のフレキシブル性及び職種、家庭要因がワークライフコンフリクト意識に及ぼす影響について考察した。ワークライフコンフリクト意

識において、育児期の正社員女性は男性と比べ、「仕事→家事・育児コンフリクト意識」（仕事で家事・育児がおろそかになっている）及び「WLB両立コンフリクト意識」（仕事と家庭の両立が難しく悩むことがある）が有意に高く、半数以上の女性がワークライフコンフリクト意識を抱えていた。

それぞれのワークライフコンフリクト意識と仕事のフレキシブル性及び職種、家庭要因に関する分析を行った結果、それぞれにおいて一定の関連性が見られた。「締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない」、「一日の仕事に区切りがつけにくいことがある」といった仕事のフレキシブル性の低い人はワークライフコンフリクト意識の高い可能性が高い。一方、「始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる」ことや、「始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる」といった仕事のフレキシブル性の高い人が、ワークライフコンフリクト意識が低い可能性が高いことが確認された。

家庭要因においては、家事援助者がいることが、ワークライフコンフリクト意識を低下させている可能性が示された。また、職種においては、専門職、技術職、販売職でワークライフコンフリクト意識を持つ人が高い割合が見られ、個々の職種によっても異なる課題があることが推察された。

第5章 ふたり親世帯・母子世帯の子どもの家事ときょうだいの世話（西村純子）

【ポイント】家事の性による不均衡な配分は、子どもにも見られる。男子の家事頻度は、母親の家事時間よりも父親の家事時間と正の相関がある。母子世帯においてのみ、男子は母親の家事時間が長くなると、より頻繁に家事をおこなうようになる。

家事の性による不均衡な配分は、「大人」だけの問題ではない。子どもの間でも女子のほうが男子よりも、より多く家事を担っていることが、多くの社会で観察されている。また、子どもが家事を担うメカニズムは、世帯類型によって異なる可能性がある。

本章は、「第5回（2018）子育て世帯全国調査」を用いて、子どもの家事ときょうだいの世話をめぐって、男女間格差と世帯類型間格差の有無とその理由を探った。分析の結果、男子よりも女子のほうが、家事およびきょうだいの世話を、より頻繁におこなっており、その傾向はふたり親世帯、母子世帯に共通して確認された。

マルチレベル分析の結果、高学歴の母親をもつときには、女子の家事頻度は少ない傾向がみられた。ただし、女子の家事頻度に対する母親の学歴の効果は世帯類型によって異なっており、母親が高学歴であることは、ふたり親世帯の女子の家事頻度には負、母子世帯では正の関連をもっていた。このことは、高学歴の母親から娘に伝達される価値や態度が、ふたり親世帯と母子世帯とでは異なることを示唆している。

そして、ふたり親世帯においては父親の家事時間が長いと、男子の家事頻度が多くなる傾向も確認された。これは父親が家事をおこなうことによる、息子に対するモデリング効果と

解釈できる。興味深いことに、母子世帯においてのみ、母親の家事時間と男子の家事頻度が正の関連を示していた。ここから、母子世帯の男子はふたり親世帯の男子よりも、より世帯のニーズに反応して家事をおこなうようになるのではないかと推察される。

第6章 外国にルーツを持つ小中学生の肥満問題（周燕飛）

【ポイント】外国ルーツ児童の肥満率は日本人児童の2.7倍である。親自身の相対的肥満のほか、不利な社会・経済的状況に置かれている割合が高く、家庭での食事環境もあまり恵まれていないことが、外国ルーツ児童と日本人児童の肥満格差を引き起こす要因となっている。

増加していく外国ルーツ児童を巡っては、言葉や文化の壁によって学習や交友関係の面での困難性が認められ、何らかの支援が必要と各界ではコンセンサスが形成されつつある一方、過体重・肥満といった健康面の問題に対しては必ずしも十分に注目されてこなかった。

そこで本稿は、首都圏の小学5年生（11歳）と中学2年生（14歳）に対する大規模調査の個票データをもとに、外国ルーツ児童の肥満状況やその要因を探った。分析の結果、外国ルーツ児童の間では過体重・肥満問題が予想以上に深刻であることが分かった。外国ルーツ児童の平均BMIと過体重率は世界平均よりも高く、肥満率（7.0%）が日本人児童（2.6%）の2.7倍の高さとなっている。また、日本人児童の肥満率は中2になると半分以上減少するものの、外国ルーツ児童については改善がほとんど見られない。

外国ルーツ児童が過体重・肥満になる理由について、「社会・経済的要因仮説」、「生活スタイル仮説」と「遺伝的要因仮説」を統計的に検証したところ、いずれの要因も支持される結果となった。具体的には、ひとり親家庭、母親が低学歴の家庭では子どもが過体重・肥満になりやすい。また、「平日の朝食抜きが常態化」、「コンビニ弁当の食事が頻繁」、「毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ」と「体を動かす遊びをほとんどしない」といった食事・生活習慣も過体重・肥満になる確率を高めている。親が肥満ではない児童に比べて、親が肥満である児童は過体重・肥満になる確率が高いこともわかった。

本稿の分析結果によれば、外国ルーツ児童と日本人児童における肥満格差の約6割は、男女比や年齢構成の違いや、社会・経済的属性、生活スタイル属性および遺伝的属性の違いによって説明できる。

第7章 シングルマザーが稼げる仕事：看護や介護は最良の仕事か（池田心豪）

【ポイント】母子世帯の就業支援は、医療・福祉業に限定せず、もっと幅広い業種や職種の中から稼げる仕事を選ぶことが必要である。とりわけ、「金融・保険・不動産業」はシングルマザーの年収向上に期待できる業種の1つである。

シングルマザーへの就業支援は医療・福祉業への就職に集中しがちだが、賃金水準や個人

の適性の面でもっと良い仕事も考えられる。母子世帯の貧困解消には、労働市場を広く見渡して、多種多様な業種や職種の中から稼げる仕事を選ぶという発想が必要である。

本章は、「第5回（2018）子育て世帯全国調査」を用いて、子育て女性が従事する仕事の業種・職種・仕事特性と年収・暮らし向きとの関連性を調べ、シングルマザーが稼げる仕事とは何かを探った。分析の結果、業種別の平均年収は医療・福祉業が最も高いものの、学歴と労働時間をコントロールすると、医療・福祉業と金融・保険・不動産業、製造業は年収の差があるとはいえないことが分かった。雇用形態、勤続年数、仕事特性をさらにコントロールすると、「その他サービス業」を除くすべての業種においては、医療・福祉業との間に年収の差が消えていた。

医療・福祉以外の業種においては、「金融・保険・不動産業」はシングルマザーの年収向上に期待できる業種の1つである。労働時間の長さが際立っていたが、労働時間が同じでも「医療・福祉」と差がない年収を期待できる業種であるといえることが推計結果によって示唆している。

また、正規雇用であること、長期勤続していること、事業立案・対外折衝を担当していることは、シングルマザーの年収も引き上げる効果があり、離婚後にむやみに医療・福祉業への転職を探すのではなく、従来の仕事を生かし、将来を見据えてキャリアアップを図った方が合理的である場合もある。

第8章 離別親から養育費を確保するための条件（周燕飛）

【ポイント】 養育費の不払いに、母親側の「相手と関わりたくない」との拒絶心理に加え、父親側の「支払能力」の保留と「支払意欲」の喚起不足による部分が大きい。父親と子どもの面会交流を続けている場合、養育費の受取確率が高くなる。

日本では養育費の受取率がまだ低く、支払い能力があるにもかかわらず養育費を踏み倒している父親が多いことから、ひとり親世帯の貧困解消策として養育費の確保に寄せられている期待がとりわけ大きい。本章は、養育費の受取率を高めるための条件を探った。

その結果、養育費の取り決めをしていない母親側の理由として、「相手と関りたくないから」は最も多く挙げられていることが分かった。一方、父親側の理由として、「支払能力」と「支払意欲」の問題はいずれも重要であることが示唆されている。

単純集計によると、年収200万円未満で養育費を支払うほどの経済力を持っていない離別父親は2割程度に過ぎない。大半の父親は、養育費の支払い能力を保留しており、支払い責任から逃れているのが現状である。

また推定結果によれば、父親の年収（離婚時）、「末子の年齢」と「面会交流の頻度」は、いずれも養育費の受取に顕著な影響を与えている。具体的には、父親の年収が200万円未満層と比べ、父親の年収が400～500万円未満層における養育費の受取確率は7.8ポイント、

同 500 万円以上層では 16.1 ポイント高くなっている。また、親の年収が 200 万円未満層と比較して、年収 500 万円以上層では養育費の支払額が 34.0%高い。末子の年齢が 1 歳上がると、養育費が支払われる確率が 0.6 ポイント下がる、養育費の支払額が 2.7%減少する。「月 1 回以上」の面会交流を続けている家庭に比べて、面会交流が「全くない」家庭に養育費が支払われる確率が 9.1 ポイント低い。そのうち、「末子の年齢」と「面会交流の頻度」は「支払意欲」の代理指標とみなすことができるため、「支払意欲」の喚起は養育費の受取に貢献するものと考えられる。

第 9 章 民法改正と離別父子の交流：2012 年改正は交流回数を増加させたか？（大石亜希子）

【ポイント】2012 年に改正民法の施行により、離婚届に面会交流についてのチェック欄が設けられるようになった。この法改正は父子間の面会交流という意思決定を 11~12%増加させる効果が確認された。

面会交流が、養育費の支払いとの間に正の関連がある一方（第 8 章）、未だ離別父親と子どもの面会交流について取り決めをしている比率は 4 分の 1 程度にとどまっている。こうした中、2011 年に民法が改正され、離婚届に面会交流についてのチェック欄が設けられるようになった。法改正の効果がどれほどのものであるのかは、面会交流に影響を与える他の要因を含めて十分に検討されなければならない。

本章では代表性ある全国調査の個票を用いて 2012 年 4 月に施行された改正民法が父子交流に及ぼす影響を分析した。グラフによる単純な比較からは、「2012 年改正後に父子の交流が増加した」という主張を導くことはできない。しかし、母親の学歴や世帯の経済状況、子どもの年齢等の影響をコントロールした上で法改正の効果を推定すると、2012 年改正は父子交流するという意思決定を 11~12%増加させる効果をもつことが分かった。ただし、いったん交流することを決めた場合に、法改正は交流の回数を増加させる効果はない。

なお、推定方法においては、離別母子世帯の約半数は父子交流を実施しておらず、交流回数の分布はゼロの多い分布となっているといった特徴を考慮して、「負の二項分布回帰モデル（NB モデル）」と 2 段階推定の「ハードル・モデル」が用いられている。また、推定結果の頑健性をチェックするために、調査年ダミーを含めた推定や、処置群を離別後 7 年未満のサンプルに限定した推定等も行ったが、結論は変わらなかった。

4 まとめと政策的示唆

本報告書は、複数時点で行った大規模全国調査（主に「子育て世帯全国調査」）の個票データに対する二次分析の結果をもとに、2010 年代の好景気と女性全体の雇用改善の背後に潜んでいる、仕事と子どもの育成をめぐる格差拡大の実態とその背景を探った。

分析の結果、子育て女性の仕事をめぐっては、格差拡大の実態が浮き彫りになった。第 1

章（阿部論文）では、2010年代の好景気で女性全体の雇用が改善されたものの、貧困世帯／一般世帯、ひとり親／ふたり親世帯の雇用格差がむしろ拡大したことが分かった。第2章（Raymo and Wang 論文）では、低学歴／高学歴離婚母親における経済格差の拡大に、低学歴母親の就業中断と非正規就業が関連づけられている。第3章（中里論文）では、2010年以降の就業継続率の改善が、正規女性に偏っており、非正規女性はなお就業継続が難しい実態が明らかになった。第4章（御手洗論文）では、ワークライフコンフリクト（WLC）意識に男女格差の存在を指摘し、仕事の柔軟性と夫の家事分担が女性のWLCを和らげる可能性があることを示唆した。

特定のテーマに限定した分析ではあるものの、子どもの育成格差の存在も確認されている。第5章（西村論文）では、家事の性による不均衡な配分は、子どもにも存在していることを確認し、男子の家事頻度は、母親の家事時間よりも父親の家事時間に影響されていることを示した。第6章（周論文）では、急増傾向にある外国ルーツ児童の肥満率は日本人児童の2.7倍であるというショッキングな調査結果を明らかにし、不利な社会・経済的状況、家庭での食事環境が主な理由となっていることを突き止めた。

母子世帯の貧困解消策においては、仕事の業種や特性、養育費の確保と面会交流の促進といった視点から議論を展開している。第7章（池田論文）では、母子世帯の就職は、医療・福祉業のほか、「金融・保険・不動産業」も年収向上に期待できる業種の1つであることを示唆した。第8章（周論文）では、養育費の不払いに、父親側の「支払能力」の保留と「支払意欲」の喚起不足が大きな原因とし、父子間の面会交流は養育費の支払いを促していることを示した。第9章（大石論文）では、2012年の民法改正は父子間の面会交流という意思決定を11～12%増加させる効果があったことを確認した。

上記の分析から得られる政策的インプリケーションが大きく3つ挙げられる。まず、貧困家庭の低学歴女性も、就業支援制度の充実の波に乗れるよう、支援していくことが大切である。自らSOSを発することができない弱者層に、さまざまな手段を講じて支援情報を確実に届け、寄り添うような「伴走型」のワンストップ支援を展開する必要がある。次に、家庭内の経済的困難や不健康な養育環境が、子どもに及ぼす不利益を最小限に抑えるよう、学校や社会での支援プログラムの充実が求められる。例えば、朝食抜きが常態化している児童への無料朝食の提供や、課外での無料の学習支援、キャリア教育とカウンセリングサービスの強化等の支援を検討してはどうか。最後に、とくに大きな経済的困難を抱えているひとり親世帯に対して、就業支援の対象となる職域の拡大や、養育費の「支払意欲」を喚起するような取組み、養育費の強制徴収も視野に入れて検討すべきである。

なお、本報告書は2010年代の変化をとらえているが、2020年初頭から現在までに続くコロナ禍により、各章で分析された格差拡大やひとり親家庭の困窮はさらに進行している可能性が高い。背景には、コロナ禍において、女性、非正規雇用者、低収入層等、立場の弱い層に失業・休業者が多く、また労働時間や賃金の減少幅も大きかったことがあり、格差拡大に

拍車がかかっている（周 2020）。子育て女性自身の就業支援や能力開発支援がこれまで以上に重要となっているが、同時に、彼女たちは子育て上の課題や離婚後の生活の立て直しなどの問題も抱えており、これらの問題に対してワンストップ支援窓口を設置して対処する必要があるだろう。さらに、福祉政策、教育政策、法制上の問題等との連携が必要で、そこでどのような課題があり、どのような議論が進んでいるかという知見を持つことは、労働政策の展開や立案上にも有用だと思われる。

参考文献

- 周燕飛(2020)「コロナ禍の格差拡大と困窮者支援—女性、非正規労働者、低収入層に注目して—」『貧困研究』第25号、4-13
- JILPT(2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』JILPT 調査シリーズ No.95
- JILPT(2013)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2012（「第2回子育て世帯全国調査」）』JILPT 調査シリーズ No.109
- JILPT(2015)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2014（「第3回子育て世帯全国調査」）』JILPT 調査シリーズ No.145
- JILPT(2017a)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2016（「第4回子育て世帯全国調査」）』JILPT 調査シリーズ No.175
- JILPT(2017b)『企業の人材活用と男女のキャリア』JILPT 調査シリーズ No.169
- JILPT(2019)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2018（「第5回子育て世帯全国調査」）』JILPT 調査シリーズ No.192

第1章 母親の就業率の上昇と貧困確率の変化

：第1回（2011年）から第5回（2018年）調査を用いて

1 はじめに

近年において、子育て世帯に関する大きな変化の一つが母親の就労率の増加である。この傾向は、JILPT「子育て世帯全国調査」（第1回～第5回）においても確認することができ、第5回報告書（JILPT 2019）では、母親の就労率がふたり親では第1回（2011年）の61.2%から第5回（2018年）の73.1%に、母子世帯では84.0%から89.6%に上昇したことが報告されている（JILPT 2019：図5-3-1a）。ふたり親世帯においては、上昇幅が約12ポイント、母子世帯はそもそも就業率が高いものの、さらに約5ポイント上昇したこととなる。また、同報告書によると、母親における正社員比率も上昇しており、ふたり親世帯では第1回から第5回にかけて17.6%から23.5%へ、母子世帯では33.5%から43.0%へと上昇している（同：図5-3-1b.）。

このような就業率の上昇と雇用形態の改善は、貧困の子育て世帯にどのような変化をもたらしたのであろうか。単純に考えれば、雇用状況の改善は、所得の増加につながり、貧困やそれに付随するさまざまな問題（母親の抑うつ傾向や、子どもの学業の状況など）が改善すると考えられる。このような兆候は、報告書からも伺うことができる。例えば、第5回調査の報告書には、暮らし向きが「大変苦しい」とした割合は、ふたり親世帯、母子世帯ともに第1回から第5回にかけて少なくなっていることが報告されており（同、図5-2-1）、主観的生活感が特に悪い割合が少なくなっている。一方で、相対的貧困率でみると、ふたり親世帯では減少傾向が見られるものの、ひとり親世帯ではむしろ上昇傾向が見られる（同、図5-2-3a）。この間、母子世帯の内部格差が拡大したことも指摘されており（同：表5-2-2a）、母子世帯の中でも底辺の層における状況が2011年から2018年に向けてどのように変化したのかについては一概に結論づけられない状況である。また、これらの集計結果は、子育て中のふたり親世帯、母子世帯全体の状況の変化を捉えることに適しているものの、この間に、同時に、これらの集団の属性（例えば、子どもの数や、末子年齢、母親の年齢、学歴など）も変化しており、そのような変化を考慮した上で、2011年から2018年にかけて、貧困の子育て世帯の状況がどのように改善されたか、または、改善されなかったのかを明らかにすることは、政策を検討する上で欠かせないステップであろう。

そこで、本稿では、就業率の増加を背景とした、貧困の子育て世帯の状況の変化を明らかにすることを目的とする。用いるのは、JILPT「子育て世帯全国調査」の第1回から第5回の統合データである。本調査は、パネル調査ではなく、クロスセクション調査であるため、厳密な意味での就業率の増加と子育て世帯の状況の変化の因果関係は立証することはできない。しかしながら、第1回（2011年）から第5回（2018年）はどれも全国から無作為に抽出された調査対象であり、クロスセクションであっても、それらを比較することは意義があ

ると考えられる。

2 データ

用いたデータは、JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」の第1回（2011年）から第5回（2018年）の個票である。分析には、回答者が母親であり、末子が18歳未満のサンプルに限った。各年度における、標本サイズは以下の通りとなった。

表1-1 標本サイズ

	第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	計
ひとり親世帯	653	543	644	654	579	3,073
ふたり親世帯	1,281	1,322	1,253	1,282	1,096	6,234
計	1,934	1,865	1,897	1,936	1,675	9,307

3 貧困状況別の就業率の変化

まず、世帯タイプ別に貧困層と一般（非貧困）層の就労状況の変化から確認する。表1-2は、ふたり親世帯、表1-3はひとり親世帯の母親の就労状況を貧困世帯、一般世帯別に第1回から第5回にかけて集計したものである。貧困の判定のために、調査年から一番近い厚生労働省「国民生活基礎調査」大調査年の相対的貧困基準を、各世帯の等価可処分所得と比較し、基準を下回る場合を貧困と判定した。表1-2に示す通り、第1回から第5回にかけて、ふたり親世帯の母親全体の就業率は上昇しており、無業率が38.8%から27.2%への減少となっている。雇用形態別には、正規雇用が5.1%、非正規雇用が8.8%の増加である。

これを貧困世帯と一般世帯に分けてみると、興味深い結果が得られる。まず、就業率については、貧困世帯、一般世帯ともに増加の傾向が確認できるが、その増加は貧困世帯の方が大きい。そのため、2011年時点においては、ふたり親の貧困世帯の半数近く（47.6%）が「無職」であったのに対し、2018年ではそれが25.6%まで減っている。すなわち、周（2019）が問題提起をした「貧困専業主婦」世帯が貧困世帯に占める割合は減っており、むしろ「貧困共働き夫婦」が約4分の3を占めることとなる。一般世帯における母親の無業率も減っているものの、その減少幅は貧困世帯ほど大きくはない。結果として、第5回においては、貧困世帯と一般世帯の無業率はほぼ同等となっている。

また、雇用形態別の増加幅も、貧困世帯と一般世帯では異なる。両者ともに、就労の増加は非正規雇用に多いが、一般世帯では増加幅が10.2ポイントであるのに対し、貧困世帯では18.9ポイントと倍に近い数値となっている。また、貧困世帯の方が一般世帯よりも多かった「自営・自由業」の割合が、貧困世帯では若干ではあるが増加し、一般世帯では減少している。同時に、正規雇用の割合についても、そもそも一般世帯の方が貧困世帯よりも多いが、一般世帯の増加が、貧困世帯の増加を上回っているため、その差がさらに拡大している。す

なわち、ふたり親世帯においては、貧困世帯と一般世帯の母親の就業状況の違いが、就業・無業の格差というよりも、就労形態の差となって顕著に現れるようになった。

表 1-2 ふたり親世帯の母親の就業状況：全体、貧困、一般別

	第1回 2011年	第2回 2012年	第3回 2014年	第4回 2016年	第5回 2018年	第5回と 第1回の差
ふたり親全体						
就業						
正規	17.6%	21.6%	19.0%	22.9%	22.7%	5.1%
非正規	35.1%	35.7%	37.7%	39.9%	43.9%	8.8%
自営・自由業	8.1%	8.7%	9.9%	6.6%	6.1%	-2.0%
無回答	0.4%	1.6%	0.1%	0.3%	0.2%	-0.2%
計	61.2%	67.6%	66.7%	69.7%	72.8%	11.6%
無業	38.8%	32.4%	33.3%	30.3%	27.2%	-11.6%
ふたり親貧困						
就業						
正規	12.9%	19.9%	13.1%	18.6%	14.7%	1.8%
非正規	30.6%	39.5%	32.4%	37.3%	49.6%	18.9%
自営・自由業	8.9%	5.5%	16.8%	13.9%	10.2%	1.3%
無回答	0.0%	0.8%	0.0%	1.0%	0.0%	0.0%
計	52.4%	65.6%	62.3%	70.8%	74.4%	22.0%
無業	47.6%	34.4%	37.7%	29.2%	25.6%	-22.0%
ふたり親一般						
就業						
正規	22.8%	21.8%	20.8%	26.7%	26.4%	3.6%
非正規	32.9%	34.8%	39.6%	39.2%	43.0%	10.2%
自営・自由業	5.8%	9.4%	8.3%	5.3%	5.5%	-0.3%
無回答	0.2%	1.7%	0.0%	0.3%	0.0%	-0.2%
計	61.7%	67.7%	68.7%	71.5%	74.9%	13.2%
無業	38.3%	32.3%	31.3%	28.5%	25.1%	-13.2%

※ウェイト付集計（第3～第5回）

次に、ひとり親世帯の母親の就業状況の変化を見る。ひとり親全体で見ると、ふたり親と同様に、就業率の上昇、無業率の減少の傾向が確かめられるものの、就業形態別では、正規雇用の増加幅が大きく、逆に、非正規雇用が減少してことがわかる（表1-3）。この傾向については貧困世帯、一般世帯に共有されている。しかし、その増加幅、減少幅は、貧困世帯と一般世帯で大きく異なる。一般世帯においては、正規雇用率がそもそも6割近くであったが、第5回調査ではそれがさらに増え69.5%と約7割となっている。貧困世帯については、第1回の21.9%から見れば増えているものの、第5回調査にても28.1%である。また、非正規雇用率は、一般世帯では9.9ポイントの減少となっているが、貧困世帯においては6.5ポイントの減少に留まっている。

すなわち、ふたり親世帯においてもひとり親世帯においても、一般世帯のほうが貧困世帯より、正規雇用率の増加幅も、非正規雇用率の増減の幅も大きい。言い換えれば、労働市場による雇用の改善の傾向は、一般世帯の方が貧困世帯より顕著であり、これは、ふたり親世帯とひとり親世帯に共通して見られる点である。結果として、ふたり親世帯と同様に、ひとり親世帯の中での一般世帯と貧困世帯の母親の就労形態の差がより拡大したと言える。

図1-1と図1-2は、第5回の就労形態を世帯タイプ別に見たものである。これを見ると、ふたり親世帯、ひとり親世帯ともに、正規雇用率については、貧困世帯と一般世帯の間に統計的に有意な差があり(95%信頼区間)、貧困と正規就労に就くことができるのか否かが密接に関係していることがわかる。

表1-3 ひとり親世帯の母親の就労：全体、貧困、一般別

		第1回 2011年	第2回 2012年	第3回 2014年	第4回 2016年	第5回 2018年	第5回と 第1回の差
ひとり親全体							
就業	正規	33.5%	31.1%	37.1%	36.9%	42.4%	9.0%
	非正規	44.9%	47.7%	43.6%	44.4%	39.6%	-5.3%
	自営・自由業	4.9%	5.6%	4.9%	5.7%	6.0%	1.1%
	無回答	0.7%	1.4%	0.3%	0.2%	0.4%	-0.4%
	計	84.0%	85.8%	85.9%	87.1%	88.3%	4.4%
無業	無業	16.0%	14.2%	14.1%	12.9%	11.7%	-4.4%
ひとり親貧困							
就業	正規	21.9%	26.8%	24.5%	25.0%	28.1%	6.2%
	非正規	58.7%	60.7%	56.2%	64.0%	52.2%	-6.5%
	自営・自由業	5.2%	2.3%	4.0%	4.1%	6.8%	1.6%
	無回答	1.3%	0.8%	0.2%		0.9%	-0.4%
	計	87.1%	90.7%	84.9%	93.1%	88.0%	0.9%
無業	無業	12.9%	9.3%	15.1%	6.9%	12.0%	-0.9%
ひとり親一般							
就業	正規	56.6%	35.8%	67.7%	59.6%	69.5%	13.0%
	非正規	29.0%	36.4%	18.5%	27.5%	19.1%	-9.9%
	自営・自由業	6.2%	8.2%	4.9%	6.9%	5.0%	-1.2%
	無回答	0.7%	2.1%	0.6%	0.0%	0.0%	-0.7%
	計	92.4%	82.4%	91.7%	94.0%	93.6%	1.2%
無業	無業	7.6%	17.6%	8.3%	6.0%	6.4%	-1.2%

※ウエイト付集計(第3~第5回)

図 1-1 ふたり親世帯の母親の就労形態

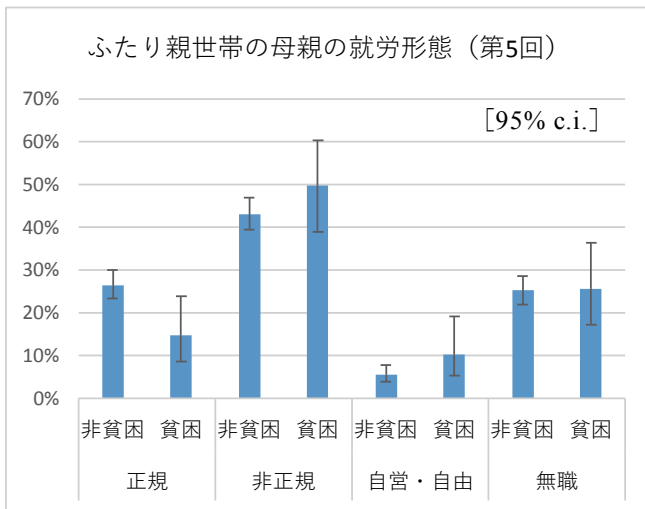
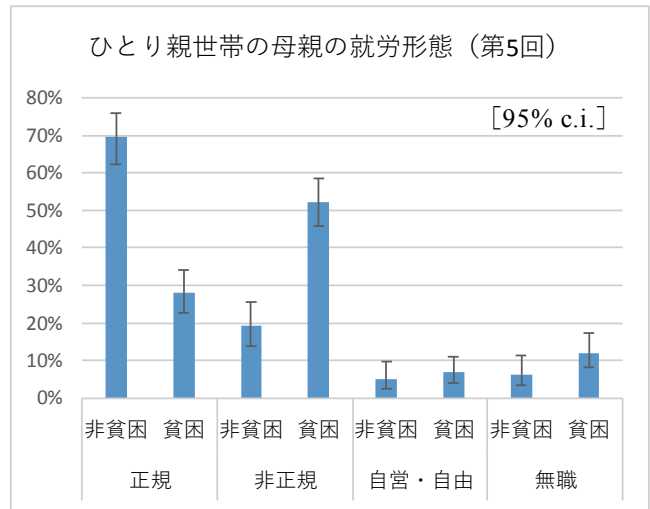


図 1-2 ひとり親世帯の母親の就労形態



4 貧困となる確率の変化

3節では、貧困世帯・一般世帯別に就業状況の変化を見たが、この結果を解釈するには留意が必要である。何故なら、就業状況が変わったことにより、貧困ステータスが変わった世帯も少なからず存在するであろうからである。3節の分析は、あくまでも、各年における「貧困世帯」「一般世帯」の就業状況がどうであったかと示している。貧困政策の立案という観点からは、この情報によって、貧困対策のターゲットとすべき人々がどのような働き方をしているのかが明確化されるため、重要である。

しかしながら、より興味深いのは、2011年から2018年の就業率の上昇や雇用形態の改善によって、子育て世帯が貧困となる確率が減少したのかという分析であろう。この問いには、二つのアプローチで答えることができる。一つ目のアプローチは、2011年時点で貧困であった子育て世帯が、2018年時点において貧困から脱却したかを分析するアプローチである。しかし、この分析には、パネル・データが必要であり、本稿で用いるデータはパネルではないため分析を行うことができない。二つ目のアプローチは、「同じような属性（年齢、世帯タイプ、子ども数、末子年齢、学歴、所有資格など）を持った子育て世帯の母親が、貧困となる確率が、2011年から2018年にかけて変化したのかを分析するアプローチである。本稿で用いる JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」は、第1回から第5回の5時点のクロス・セクション・データであり、このような分析が可能である。そこで、特に、ひとり親世帯が貧困となる確率がどのように変化したのかを主眼に、第1回から第5回のプールしたデータを用いて、以下の分析を行った。

被説明変数は、貧困か否かの二値変数である。貧困の定義は、各調査年から一番近い厚生労働省「国民生活基礎調査」の貧困線に基づいている。説明変数は、各年ダミー変数（基準=2011年）とひとり親世帯のダミー変数（基準=ふたり親世帯）、および、そのクロス項であ

る。分析方法は、ロジスティック分析を用いている。本分析においては、コントロール変数に含めたのは、母親の就業や就労形態に関連があると考えられる人的資本に関する変数として、年齢、学歴（基準=大卒以上）、初職が非正規（基準=正規・自営）、転職回数が3回以上（基準=3回未満）、所有資格である。所有資格は、第1回から第5回の調査票にて共通して把握している16資格¹のそれぞれについてダミー変数を設けた。また、世帯の状況として、子ども数、末子年齢、子どもに障害・重病あり（基準=なし）である。モデル1には、年ダミー、ひとり親世帯ダミーのほかに母親の年齢と学歴、世帯の状況を含めた。モデル2には、モデル1に加え、人的資本に関連がある変数を投入した。モデル3には、モデル2にひとり親世帯ダミーと年ダミーのクロス項を投入した。モデル1から3については、同じ属性をもった母親が、貧困となる確率が2011年から2018年にかけて変化したのかを見るため、あえて就業状況についての変数は含めていない。最後に、モデル4にて、就業形態を投入し、モデル3との比較を行う。結果を、表1-4に示す。

¹ 看護師、准看護師、社会福祉士、歯科衛生士、保健師、介護福祉士、ホームヘルパー、栄養士、保育士・幼稚園教諭、医療事務、簿記資格、パソコン関連資格、語学関連資格、普通自動車免許、大型・特殊自動車免許、その他。

表 1-4 Logistic 分析の結果

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年ダミー								
2012	0.128	0.112	-0.105	0.106	0.065	0.132	0.073	0.132
2014	0.047	0.098	0.043	0.111	-0.290	0.151 **	-0.312	0.151 **
2016	0.163	0.103	-0.296	0.114 ***	-0.613	0.157 ***	-0.617	0.158 ***
2018	-0.143	0.105	-0.177	0.116	-0.478	0.162 ***	-0.499	0.163 ***
ひとり親 (base=ふたり親)	1.954	0.070 ***	1.969	0.072 ***	1.720	0.168 ***	1.828	0.172 ***
ひとり親世帯×年ダミー								
2012 1					-0.415	0.204 **	-0.457	0.207 **
2014 1					0.715	0.221 ***	0.790	0.225 ***
2016 1					0.651	0.225 ***	0.675	0.228 ***
2018 1					0.609	0.229 ***	0.713	0.232 ***
母親年齢	-0.034	0.007 ***	-0.031	0.007 ***	-0.030	0.007 ***	-0.029	0.007 ***
母親最終学歴 (base=大卒以上)								
中学校	1.425	0.160 ***	1.112	0.169 ***	1.118	0.170 ***	0.956	0.173 ***
高等学校	1.240	0.111 ***	1.088	0.117 ***	1.081	0.118 ***	0.953	0.119 ***
専修・各種学校	0.853	0.127 ***	0.890	0.133 ***	0.900	0.134 ***	0.793	0.135 ***
短大・高等専門学校	0.593	0.121 ***	0.517	0.125 ***	0.510	0.126 ***	0.403	0.127 ***
子ども数	0.275	0.038 ***	0.284	0.038 ***	0.280	0.039 ***	0.264	0.039 ***
末子年齢	-0.014	0.009	-0.014	0.009	-0.017	0.009 **	-0.019	0.009 **
障害児あり	0.321	0.146 **	0.327	0.148 **	0.313	0.150	0.249	0.153
初職非正規 (base=それ以外)			0.206	0.082 **	0.205	0.082 **	0.180	0.083 **
転職3回以上 (base=3回未満)			0.129	0.069 **	0.149	0.069	0.103	0.070
資格 (16資格のうち統計的有意なもの)								
看護師			-0.573	0.182 ***	-0.839	0.179 ***	-0.786	0.177 ***
ホームヘルパー			0.321	0.124 **	0.295	0.123 **	0.286	0.122 **
簿記資格			-0.199	0.095 **	-0.209	0.094 **	-0.214	0.094 **
パソコン関連資格			0.243	0.106 **	0.200	0.104	0.190	0.103
語学関連資格			-0.483	0.192 **	-0.468	0.190 **	-0.429	0.189 **
その他資格			-0.363	0.094 ***	-0.392	0.093 ***	-0.400	0.092 ***
就労形態 (base=正規)								
非正規							0.873	0.086 ***
自営・自由業							0.676	0.147 ***
無職							0.577	0.103 ***
切片	-1.769	0.265 ***	-1.645	0.280 ***	-1.551	0.289	-2.047	-6.840 ***
n	6490		6490		6490		6490	
R2	-3074.5		-3031.21		-3003.65		-2950.09	
L.L.	0.1862		0.1977		0.205		0.2192	

***1% **5% *10%水準で統計的に有意。

注：モデル2からモデル4では、以下の保有資格のダミー変数を投入している：看護師、准看護師、社会福祉士、歯科衛生士、保健師、介護福祉士、ホームヘルパー、栄養士、保育士・幼稚園教諭、医療事務、簿記資格、パソコン関連資格、語学関連資格、普通自動車免許、大型・特殊自動車免許、その他。統計的に有意でないものは、表から省略している。

まず、年ダミー変数の係数は、モデル1においては、どれも統計的に有意な値になっていないものの、モデル2の人的資本関連の変数を投入したモデルにおいては、2016年のみ有意に負の値となっている。ひとり親世帯、ふたり親世帯の合わせた全体では、人的資本や家庭の状況をコントロールすると、2016年のみ2011年に比べ貧困となる確率が下がっていたことがわかる。

一方で、ひとり親世帯ダミーとのクロス項を加えた、モデル3では、2014年、2016年、2018年の係数の値が負で有意となっており、その係数の絶対値から2016年、2018年、2014年の順に、2011年に比べ、貧困となる確率が低くなっていることがわかる。しかしながら、ひとり親世帯ダミーとのクロス項が正で統計的に有意であり、その絶対値は、年ダミーより

も大きい。すなわち、全体では 2011 年に比べ、2012 年以降は貧困となる確率が低くなっているものの、ひとり親に限ってみると、2011 年のふたり親世帯に比べ、貧困となる確率が高くなっている。この傾向が、就労形態の違いによるものなのかを見るために、モデル 4 にて、就労形態を加えたところ、モデル 4 にても同じ傾向が確認され、むしろ、この傾向は若干強まっていることがわかった。ひとり親世帯のダミー変数については、モデル 1 から 4 に一貫して、1.7 から 1.9 で統計的に有意となっており、これはオッズ比にするとおよそ 6 倍にあたる。これに、年ダミーと年ダミーとのクロス項の影響を加えると、ひとり親世帯であると、ふたり親世帯に比べて、そもそも、貧困となる確率が高く、また、その格差が大きくなっていることが示唆される。

コントロール変数に着目すると、学歴が低いほど、初職が非正規であると、貧困となる確率が高くなる。家庭の状況では、子ども数が多い、末子年齢が低いと、ほかの変数をコントロールしても貧困となる確率が高い。所有資格については、看護師、簿記、語学関連および「その他」の資格を持っている場合は、貧困となる確率が低くなることと関連があることが確認された。逆に、ホームヘルパーの資格を持っていることと、貧困となる確率が高くなることと関連があった。ただし、これらのコントロール変数の係数は、2011 年から 2018 年の 5 時点調査の平均的な値であり、これらの影響がこの 7 年間にて変化している可能性は否めない。

5 考察

本稿では、JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」を用いて、2011 年から 2018 年にかけての就業状況の変化が、貧困世帯と一般（非貧困）世帯の間で異なるのか、また、子育て世帯、特にひとり親世帯が、貧困となる確率が 2011 年から 2018 年にかけてどのように変化をしたのかを検証した。その結果、就業率の上昇は、ふたり親世帯・ひとり親世帯の両方に見られるものの、両世帯タイプに共通して、一般世帯の方が貧困世帯に比べ正規雇用の上昇幅が大きく、貧困世帯と一般世帯の間において就労形態の格差が拡大したことが伺われた。また、第 1 回（2011 年）から第 5 回（2018 年）の pooled data を用いた分析においては、人的資本（学歴、所有資格など）を家庭状況（世帯タイプ、子ども数、末子年齢）が同じであると仮定すると、ふたり親世帯においては、2011 年から 2018 年にかけて、貧困である確率が減少したものの、ひとり親世帯においては、その減少が見られないことがわかった。これらを踏まえると、2011 年から 2018 年への好景気や、母親の就業率の上昇は、全体的には、子育て世帯の状況を改善させたものの、子育て世帯間の格差の拡大を伴ったと言える。

経済のトリクルダウン理論から考えれば、ふたり親世帯である等、状況のよい人々が、経済成長や雇用拡大の恩恵をまず受けることにより、一時的に格差が拡大することは、当然の結果であると言える。しかしながら、トリクルダウン理論が成立するためには、経済の恩恵

が社会の底辺層まで「トリクルダウン」する時間を要する。その意味において、本稿では 2018 年の状況までを分析の射程としているものの、少なくとも分析の範囲であった 8 年間において「トリクルダウン」の効果が検証できなかったことは懸念される。既に、本稿執筆の時点においては、2020 年 2 月から始まったコロナ禍の影響が深刻であり、特に、女性や特にひとり親世帯の人々の状況が急速に悪化していることが報告されている(周 2020; JILPT 2020)。すなわち、「トリクルダウン」が起こる前に景気が急降下してしまったこととなり、以前にも増して、経済的余裕がある層と、余裕がない層の格差が拡大している状況から、景気悪化のサイクルが始まってしまったこととなる。

本稿の課題は多い。2011 年から 2018 年にかけての、ひとり親世帯やふたり親世帯の貧困世帯の well-being は、所得で計測される貧困状況のみでは測ることができない。この間の、母親の雇用状況の改善は、母親の心身状態や、子どもの状況に何らかの変化をもたらしたはずであるが、本稿ではそれらを検証することができなかった。また、同時期に子どもの貧困対策も比較的拡充されてきており、これらをもたらした効果も視野に含めて検証しなくてはならない。本稿で用いた調査データは、ひとり親世帯の客体数も多く、これらの問いに答えることが可能であると考えられる。今後の研究課題として取り組んでいきたい。

参考文献

周燕飛 (2019) 『貧困専業主婦』新潮社。

周燕飛 (2020) 「JILPT リサーチアイ第 47 回 コロナショックの被害は女性に集中(続編)」
https://www.jil.go.jp/researcheye/bn/047_200925.html (アクセス日: 2020/12/14)

JILPT (2019) 「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2018 (第 5 回子育て世帯全国調査)」JILPT 調査シリーズ No.192.

JILPT (2020) 「新型コロナウイルス感染症のひとり親家庭への影響に関する緊急調査結果」
(2020 年 12 月 10 日プレスリリース)

第2章 離婚母親の経済的 Well-being における学歴間格差

—就業経歴、私的援助と再婚の役割に注目して—

1 はじめに

多くの国では学歴水準の低い女性ほど、離婚しやすいことが指摘されている (Leopold and Leopold 2016; Schwartz and Han 2014)。離婚は、母親の「経済的 Well-being (経済的豊かさ)」との間に強い負の相関がある(例えば、Amato 2000, 2010; Holden and Smock 1991)。それがゆえ、離婚は、家族形成の両極化や子どもの「Diverging destinies (広がりゆく格差)」をもたらす要因の1つとして、研究の関心を集めてきた(McLanahan 2004; McLanahan and Jacobsen 2015)。これら Diverging destinies や経済格差の世代間連鎖に関する一連の研究はアメリカにルーツがあるものの、多くの高所得国における家族行動と社会・経済的格差の関係を分析し、理解するための有意義な枠組みを提供している (McLanahan and Jacobsen 2015)。

そこで本稿は日本に焦点を当てて、2つの重要な視点から Diverging destinies の発生パターンの1つである離婚についての研究を深めていく。まずはじめに、Diverging destinies 研究でもう1つの重要なアウトカムとされる育児期の就業中断と離婚との複合的な関連性について考察する。次いで、母親の教育水準と相関する可能性のある他の個人や家族特性は、離婚歴のある母親の経済的 Well-being における学歴間格差をどこまで説明できるかを検討する。既存の理論は、子どもの Diverging destinies と一連の家族行動との関連性を強調しながらも、実証研究の多くは個別の家族行動に焦点を当てていることを考えると、第1の視点はとりわけ重要である。子育て女性の社会・経済的地位や、母子世帯の Well-being と密接な関係があると思われる家族特性の多くはまだ明示的に、Diverging destinies の研究文献に統合されていないという点を踏まえ、第2の視点も重要と考えられる。どのような家族特性(例えば元夫や祖父母からの支援)が、社会・経済的状況による家族行動の二極分化の影響を緩和する可能性があるかを調べることは、Diverging destinies の理論的枠組みの構築に貢献するものと考えられる。

本稿の問題意識は以下の4つである。(1)離婚歴のある母親が直面する経済的困難の学歴差がどの程度あるのか、(2)低学歴と高学歴の離婚母親の間に見られる経済的困難度の違いは、出産前後の雇用状況や就業の継続性とはどのような関連性があるのか、(3)離婚後の経済的困難における学歴間格差は、元夫からの養育費、親(子どもの祖父母)からの支援、再婚によってどこまで緩和(あるいは悪化)されるのか。(4)上記(1)~(3)への回答は、経済的困難度を測る指標に依存するのか。

上記の課題を研究するにあたっては、日本は興味深い環境の国である。日本では離婚率が比較的高いことや、低学歴女性ほど離婚する傾向が強いこと、所得格差と子どもの貧困が拡大していること、OECD 諸国の中では母子世帯の貧困比率がもっとも高い国の1つである

ことが主な理由である。日本はまた女性が第一子出産時に退職することが一般的で(しかもその後の経済的困難との関連性について十分な検証が行われてこなかった)、離婚後に母親による単独親権が主流である。また、離婚歴のある母親は、元夫との交流(同時に元夫からの養育費支援)も少なく、自分の親と同居するケースが多い。一方、学歴間再婚率の違いや再婚が経済的 Well-being に与える影響についての研究が少ない。

2 背景

(1) 離婚の経済的コスト

女性と子どもにおける離婚の負の経済的効果は、多くの研究によって指摘されている(例えば、Amato 2000, 2010; Holden and Smock 1991; Smock 1994; Smock et al. 1999)。多くの国では母子世帯が、高い貧困率(Christopher et al. 2002; Misra et al. 2012)や、家計収入の減少(Andress et al. 2006; Uunk 2004)、様々な物質的困難(Laftman 2010)など、多くの経済的困難に直面している。また、離婚は、母親の身体的・精神的健康、得られる支援、生活満足度や育児ストレス等の非経済的なアウトカムや資源との間にも負の相関関係がある(Leopold 2018; Osborne et al. 2012; Williams and Dunne-Bryant 2006)。離婚におけるこれらの非経済的な不利益は、母親の雇用や収入を直接的あるいは間接的に阻害し、経済的困難を増大させる。

研究者は女性(子どものいる母親を含む)における離婚後の経済的困難を説明するため、いくつかの仮説を立てた。一つ目の仮説は、限られた人的資本や元々経済的に恵まれない女性の方が離婚しやすいという「負の選択」を強調している(Härkönen and Dronkers 2006; Hogendoorn et al. 2019)。多くの先進国では、離婚率の学歴間格差が見られ、しかもこの学歴間格差は拡大し続けているようである(Martin 2006; Schwartz and Han 2014)。

このように学歴の低い母親の間で離婚が集中していることは、子どもの Diverging destinies を引き起こす中心的なパターンである(McLanahan 2004)。高学歴母親の結婚が比較的安定しているのに対して、低学歴母親における婚姻の相対的な脆弱性は、その子どもが経済的や非経済的資源へのアクセスを減少させている。

Diverging destinies の研究は、世代内や世代間の所得格差のトレンドに関する人口学者の理解を大いに深めたものの、構成的な変化(社会経済属性(学歴等)間の家族行動の差異が拡大)のみに注目する限界がある。これまでの Diverging destinies 研究は、離婚後の経済的 well-being における学歴間格差や、そのような格差に貢献しうる様々な行動に注目したものはほとんど見られない。低学歴母親の間で離婚が集中していることのインプリケーションは、明らかに、離婚後の経験の学歴差に左右される。例えば、学歴の低い母親ほど、離婚が子どもの資源へのアクセスに与える負の影響が軽微であれば、母子世帯の構成的変化は子ども間の広がりゆく格差(Diverging destinies)との繋がりが弱くなる。逆に、低学歴の母親ほど、離婚のコストが高いのであれば、子ども間の Diverging destinies が進むことになるだろう。

このように、離婚後の経済的状況をめぐる学歴間格差を考察し、それらの格差を引き起こす要因を検討することは、Diverging destinies の既存研究を進展させる上で重要な価値がある。

（２）就業中断、離婚と経済的 Well-being

離婚が女性に経済的困難をもたらすことと、婚姻内の性別役割分業との関連性はよく論じられているが、これに関する直接な実証研究は少ない。女性が結婚後、とりわけ出産育児期の就業中断は、離婚後の経済的 Well-being を左右する重要な要因になっているかもしれない。Diverging destinies の研究では、母親の労働参加をめぐる学歴間格差が拡大していることが強調されていた(McLanahan 2004)が、こうした労働参加の二極分化と離婚の学歴間格差の拡大との複合的關係について分析した研究は著者の知る限りまだ行われていない。

母親の就業経歴のパターンは、母親の学歴によって異なるならば、離婚後の経済的豊かさをめぐる学歴間格差を理解する上で特に重要になるかもしれない。既存研究は、学歴の低い母親ほど、労働参加の可能性が低く(Gangl and Ziefle 2009)、無職経験がより多く(Killewald and Zhuo 2019)、労働市場からの離脱や、出産後の就業中断を経験する可能性が高い(Hynes and Clarkberg 2005; Lu et al. 2017)とされる。人的資本の低さや、育児責任の重さもまた、幼い子どもを持つ低学歴母親の労働参加を一層困難にさせているかもしれない。彼女らは、安定した高賃金の仕事に就くことがなく、非正規で不安定な仕事やパートタイム労働に従事する可能性が高く、働くことで経済状況の改善を図るのが難しいのである(Kalleberg, Reskin, and Hudson 2000)。対照的に、高学歴母親の高い就業率や継続就業が人的資本や就業経験を蓄積しやすくし、離婚後の経済的自立を容易にしている可能性がある。高学歴(専門職)の女性は、子どもや家族の世話をするために出産前後で労働市場から引退するとのイメージが強いものの、米国の実証研究によれば、大卒母親の労働市場参加率がむしろ年々高まっており(Percheski 2008)、出産後の就業継続や(Hynes and Clarkberg 2005; Lu et al. 2017)、生涯を通じてキャリアを続けるケース(Weisshaar and Cabello-Hutt 2020)が増えている¹。こうした就業経験や軌跡の違いは、母親の離婚後の経済的 Well-being における学歴間格差に寄与する可能性がある。

（３）経済的な支援と再婚

米国を含む多くの国では、親（拡大家族）からの支援はシングルマザーが直面する経済的困難を和らげる効果について、考察する研究がかなりの数に上る(例えば DeLeire and Kalil 2002)。しかし、三世同居や親からの支援の役割は、Diverging destinies の研究に未だ統合されていない。この研究フィールドにおいて、三世同居や親の支援が、離婚歴のある母親

¹ もちろん、高学歴女性の中には、伝統的な性別役割分業や、家族の価値観に従い、労働市場から引退することを選ぶ人もいる。例えば、Killewald and Zhuo (2019)は伝統的な性別役割分業に賛成的な意見を持つ大卒女性ほど、就業経歴に非就業期間のある可能性が高いことを示している。

が持つ経済的資源の学歴間格差を縮小させているか、あるいは拡大させているかについての研究はない。親はしばしば、経済的困難や、離婚のような厳しい生活状況を経験している成人子をより多く支援しており (Fingerman et al. 2020)、離婚は親の家に戻る可能性を高め (Albertini et al. 2018; Kalmijn 2016; Murinko 2019)、その文脈で支援を受ける可能性を高める (Spitze et al. 1994)。

しかしながら、これらの支援関係における学歴間差異や、これらの差異が離婚母親の経済状況に与える影響についての既存研究は皆無に等しい。仮に低学歴の離婚女性がもっとも経済的に困難な状態にあり、彼女らが実家に帰ったり、親からのサポートを受けたりする可能性がもっとも高いとする。この場合、三世同居や親からの支援は、ある種のバッファーとなり、離婚歴母親の経済的困難をめぐる学歴間格差を縮小させる可能性がある。

同様に、元配偶者や、非同居父親からの養育費に関する研究は蓄積されており、養育費が離婚母子世帯における物質的な困難や貧困を緩和する上で、重要な役割を果たしていることが示されている (Bartfeld 2000; Cancian et al. 2011; Ha et al. 2011; Nepomnyaschy and Garfinkel 2011)。しかし、米国の研究によれば、子どもに養育費を定期的に支払えない父親も少なくない (Cancian and Meyer 2004)。低収入男性は教育水準の低い女性と結婚する可能性が高いという点を考えると、低学歴の離婚母親ほど、元配偶者から定期的で十分な養育費を受けられる可能性は低いと考えられる。対照的に、高学歴シングルマザーの子どもは、非同居父親との交流を続けるケースが比較的多く、父親からの養育費(現物支援を含む)をより受ける傾向がある (Cheadle et al. 2010; Garasky et al. 2010)。言い換えれば、養育費の受給確率や受給額が高学歴女性ほど高いという知見を考えれば、養育費は離婚母親の間に見られる経済的 Well-being の学歴間格差を拡大させる可能性がある。しかしながら、養育費の果たす役割を子どもの Diverging destinies の議論に体系的に組み入れようとする既存研究は見当たらない。

離婚母親と子どもにとって、再婚相手(新しいパートナー)はもう一つの重要な支え手になりえる。既存研究によれば、再婚や再パートナー化は、離婚が母子にもたらした経済的困難を改善させうる (Raley and Sweeney 2020; Sweeney 2010)。この再婚や再パートナー化の経済的 Well-being の改善への貢献は母親の再就職や労働時間の増加の貢献よりも大きいと指摘されている (Jansen et al. 2009)。

母親の社会経済的属性が、離婚や再パートナー化のパターンに与える影響を検討する研究が増えているが、これまでの知見は一致した結論を得ていない。例えば、米国女性の間で、学歴は再婚と正の関係があるとされるが (Sweeney 2002)、米国やヨーロッパの女性において、学歴と広義の再パートナー化(結婚と同棲の両方を含む)は、無相関または負の相関関係が指摘されている (De Graaf and Kalmijn 2003; Dewilde and Uunk 2008; Sweeney 2002)。より最近の研究では、学歴は女性の再婚確率に弱い影響しか与えていないとしている (Shafer and James 2013)。しかし、既存研究では、再婚相手や新パートナーの経済力やそれらがどのよう

に離婚した母子の経済的 Well-being に影響を与えうるかについてはほとんど言及していない。

(4) 日本の状況

日本において離婚率は 70 年代から上昇傾向にある。現在の粗離婚率は 1.7%である(国立人口問題・社会保障研究所 2020)。人口動態統計や国勢調査によれば、日本の総婚姻件数のうち、4分の1から3分の1が離婚に終わると予測されている(Raymo et al. 2004)。他の多くの先進国と同様に、日本においても離婚は学歴との間に強い負の相関関係が見られる(Ono 2009; Raymo et al. 2004, 2013)。離婚率の上昇は母子世帯の増加に寄与しており、離婚による母子世帯が母子世帯全体に占める割合は 1983 年の 49%から 2015 年の 80%に上昇している(厚生労働省 2016)。シングルマザーとその子どもの多くが、離婚によって厳しい経済状況に置かれている。離婚における経済的代償の高さや(Ezawa and Fujiwara 2005)、不十分な公的所得支援、共同親権が原則認められていないこと、非親権者である父親からの養育費支払いが限定的であること(周 2008)が主な原因である。日本の母子世帯の貧困率は OECD 諸国の中でも高く(Shirahase and Raymo 2014)、母子世帯の一人あたり所得は、子育て世帯全体の半分にすぎない(周 2008)。

シングルマザーの経済的困難においては、母親の就業中断や低賃金が原因との指摘が多いものの、実証研究がほとんど行われてこなかった。日本のシングルマザーの多くが雇用され、近年の就業率は 85%前後で OECD のほかの加盟国よりも高い。しかしながら、就業経歴にブランク期間があるシングルマザーが多く(田中 2011)、日本の既婚女性の 3 人に 1 人は第一子出産前後で一時的もしくは長期的に労働市場を退出している(この就業中断率は 1980 年代以降ほとんど変わっていない)(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。こうした就業中断が多く発生する理由として、強い性別役割分業の規範意識や、幼い子供への世話は母親が行うべきと強調されていることが関係している(Hirao 2001)。また、日本全国、特に大都市では、良質でアクセスしやすい公的保育サービスの不足も原因の 1つとされる(Wada 2007)。末子が学齢期に達した時に、ほとんどの母親が労働市場に戻るが、出産前と同じような正規・フルタイムの仕事に戻れている人は少ない。正社員としての中途採用の機会が限られていることや、母親のフルタイム労働を強く阻害する税制、家事・育児負担における男女間の非対称性が高いことなどから、多くの母親は低賃金で、福利厚生がなく、不安定雇用といったことに特徴づけられる、嘱託・契約・派遣社員やパート・アルバイトに戻っている(Ono 2010, Yu 2009)。

日本女性の就業中断をめぐる教育的格差およびその影響について、研究があまり行われていない。過去には、高学歴既婚女性の就業率が低いとされているが(Kohara 2008)、最近のデータでは、中学校・高校卒女性の方が就業中断の確率が高く、また彼女らは再就職しても、非コア的で、非正規、パートタイムとして働く人が増えていることが明らかになった(Lim

and Raymo 2014)。

高学歴母親の雇用パターンはより多様である。非大卒母親と比較して、大卒母親は労働市場に留まる可能性も退出する可能性も高い。高学歴の母親は、フルタイムのキャリア職に就いているグループもあるが、専業主婦を選んでいるグループもある(Brinton and Oh 2019; Raymo and Lim 2011)。低学歴の母親と比較して、高学歴の母親はキャリア職で賃金の高い正規雇用へ就きやすいため、就業中断のコストも相対的に高いものであるが、日本における離婚母親の就業中断のコストにおける学歴間格差を実証的に検証した既存研究は、管見の限りない。日本ではシングルマザーへの公的な所得支援が限られているため、シングルマザーの経済的困難を改善するには、家族や元夫からの私的な援助が特に重要であると考えられている。シングルマザーの約 3 分の 1 は親と同居しており(Raymo and Zhou 2012; Shirahase and Raymo 2014)、これは他の多くの国よりも高い割合である。日本の先行研究では、親との同居が離婚した母親にとって有益であり、三世同居による所得分配はシングルマザーの貧困をある程度緩和することを示唆している(Shirahase and Raymo 2014)。親(義理の親を含む)との同居が母親の就業を決める要因の 1 つであること(Sasaki 2002)は明らかであるが、離婚した女性が継続就業や正規フルタイム職への復帰をする上での、三世同居(または非同居親の育児支援)の役割については、未だ検討されていない。離婚母親において、親との同居や支援を受ける可能性における学歴間格差については解明されていない²。これらの関係への注目は、離婚母親の学歴間経済格差が子どもの *Diverging destinies* を形成しているという理解を進める上で重要である可能性がある。

離婚母親が元夫から受ける養育費をめぐる学歴間格差も同様である。日本において、離婚は、片親(一般的に母親)が単独で親権を持ち、子どもたちは一般に子どもの親権を持たない親との交流が少ないということが特徴的な親権の取り決めである。離婚母親が元夫から(限られた額の)養育費を受ける割合は低い(周 2008)。しかし、元夫からの養育費が低学歴と高学歴の離婚母親の間の経済格差を拡大させているかどうかは検討されていない。

また、日本では元夫からの養育費が限定的であるので、離婚歴のある女性間の経済格差を生み出す要因として、再婚の役割を検討することも重要である。日本において既婚女性の 17%が離婚歴があるにも関わらず、母親の経済的 Well-being と再婚との相関関係はあまり知られていない。離婚母親の負う経済的困難が顕著であり、男性の収入が女性よりも高いことを考えると、再婚が母親の経済的困難を緩和することは想像に難くない。しかしながら、再婚の可能性における学歴間格差や、再婚の経済的メリットが異なる学歴層の離婚女性の間で違いが見られるのかについては、未知である。

² Raymo and Zhou (2012) は日本のシングルマザーにおいて、高学歴は親との同居と強い関連がないとしている。

3 データと分析方法

(1) データ

分析に使われるデータは第2回から第5回までの「子育て世帯全国調査」(以下、NSHC)である³。NSHCは、労働政策研究・研修機構によって、2012、2014、2016、2018年の11月に行われた多時点の横断面調査である。18歳未満の未成年の子どもを育てているふたり親世帯とひとり親世帯を対象とした全国調査で、ひとり親世帯をオーバーサンプリングしている。4か年の調査データをプールしたデータにおいて、離婚を経験した母親は2,549人に上る。末子18歳以上や、主要変数が欠落したものを除き、2,317人の離婚歴のある母親を分析対象とした。

(2) 変数

・経済的困難

指標1「低収入ダミー」は、等価税込所得(世帯規模で調整したもの)が下位25%層に属している場合に1、それ以外の場合に0とするダミー変数である。この指標の利点は分かりやすく、既存研究で広く用いられていることである。欠点は、相当数の回答者(全体の24%)がこの質問に無回答だったことである。欠損値を代入しないかぎり、これらの所得不明の回答者が下位25%所得層ではないと仮定する必要がある。

指標2は、「お金が足りなくて、家族が必要とする食料(または衣料)を買えないこと」が「よくあった」または「ときどきあった」と回答した場合に1、それ以外の場合に0とするダミー変数である。この変数は、食料と衣類を尋ねた別の質問に基づくものである。

指標3は主観的経済的困難の尺度であり、家計が「大変苦しい」と答えた場合に1、「やや苦しい」、「普通」、「ややゆとりがある」、「ゆとりがある」と回答した場合に0としている。

最後に、指標4として、「全く貯蓄していない」、「ほとんど貯蓄していない」(「貯蓄なし」と回答した場合に1、「貯蓄している」場合に0とする「貯蓄なし」ダミーを用いる。この指標は広く使われているものではないが、同じデータを使った既存研究において、Well-beingを示す複数の指標と強い関連が確認されている(Raymo 2017)。

・母親の学歴

母親の最終学歴が、中学校、高校、専修・各種学校、短大・高等専門学校、大学・大学院、その他の6つに分類されている。中卒や高校中退者は少数であったため、高校卒と1つのカテゴリーに統合した。

³ 第1回調査は第一子出産後の就業状況の質問が含まれていないため、そのデータが用いられていない。

・就業経歴

2012年の第2回調査からは、第一子出産の出産前後のいくつかの時期について、母親の雇用状況を尋ねている⁴。本研究は、妊娠時と第一子出産1年後における就業状況を用いる。いくつかの選択肢を統合して、「無職」、「正社員・正規職員」、「非正規雇用（嘱託・契約・派遣社員）」、「パート・アルバイト」、「その他・無回答」の5つのカテゴリーとした。ほぼ全ての回答者が初職経験あり（一般に正規のフルタイム雇用）と回答しているため、この指標、特に「無職」は、第一子出産前後の二時点における雇用状況の変化を捉える上で重要な情報である。さらに、調査時点での就業状況を指標に含めることで、第一子出産前後の就業パターンがその後の就業状況との関連性をみることができると考えられる。それを通じて、母親の就業継続がその後の経済的 Well-being がどの程度影響されるのかを評価することも可能にする。

・離婚

初婚相手とは離婚に至った（再婚者を含む）と回答した場合に1、その他を0とするダミー変数である。

・私的援助

元夫からの経済的支援は、養育費を受けている場合に1、受けていない場合に0とするダミー変数である。ここでは養育費額ではなく、養育費の受給有無を説明変数として使うには、養育費の受給割合が低く、受給したとしても金額を回答した者が少ないことが主な原因である。一方、両親からの経済支援における代理変数として、両親との同居ダミーが用いられている。本調査では、両親からの経済的援助や家事・育児援助の有無について直に尋ねているが、予備的分析では両親との同居の有無は離婚母親の経済的 Well-being との間により強い相関が見られたため、同居ダミーを説明変数とした。

・再婚

離婚歴のある母親のうち現在結婚している場合に1、現在結婚していない場合に0とするダミー変数である。

・その他属性変数

モデルには母親の年齢（調査時点）、末子の年齢（末子が18歳以下に限定）、子どもの数、離婚期間も含めた。離婚期間（年数）は、離婚した年月の回答から算出し、無回答者を単独のカテゴリーに分類されている。すなわち、離婚期間が、「直近の離婚（5年未満）」、「直近でない離婚（5年以上）」および欠損値という3分類のカテゴリー変数となっている。

⁴ 本分析のサンプルの中では、母親の37%が子供1人、42%が子ども2人、21%が子ども3人以上を育てている。

最初の課題を検証するにあたって、離婚母親の経済的困難を表す4つの指標を被説明変数として、母親の学歴とその他属性変数のみを含む基本モデルを推定することから着手した。次に、基本モデルを拡張し、第一子出産前後や調査時点における母親の就業状況を説明変数に含めることで、2番目の課題を探る。さらに、3番目の課題を検証するため、元夫からの経済的な支援や、親との同居、再婚ダミーを被説明変数に追加する。経済的困難における4つの指標におけるそれぞれの推定結果を比較することで、4番目の課題を答えることが可能となる。なお、全てのモデルがOLS(線形確率モデル)で、推定されている。

4 分析の結果

表2-1は母親の学歴別、各属性の平均をまとめたものである。経済的困難を示す4つの指標については、いずれも顕著な学歴間格差がみられ、経済的困難を報告する割合は、高卒以下の母親の方が、大卒女性よりも約2倍多くなっている。専修・各種学校と短大を卒業した母親はその中間に位置しており、前者は低学歴者に、後者は高学歴者に近い。表2-1からも明らかなように、第一子出産前後における就業中断や、パートタイム労働は全ての女性に見られる一般的なキャリアパターンであるが、低学歴女性の間ではとくに顕著である。第一子出産前後の正規フルタイム雇用は大卒女性でもっとも多く、中学校・高校卒の女性でもっとも少ない。現在の雇用状況における学歴間格差はさらに顕著であり、大学卒母親の半数以上が正規雇用であるのに対し、中学校・高校卒母親の正規比率は3分の1にすぎない。嘱託・契約・派遣社員の割合は母親の学歴によって大きくは変わらないが、パート・アルバイトの割合には顕著な学歴間差異(3時点の就業状態のいずれにおいても)が見られる。

表 2-1 記述統計量（母親の学歴別） 単位：%

	中学校・高校	専修・各種学校	短大・高専	大学・大学院
<i>経済的なwell-being (% yes)</i>				
低収入	63	50	49	33
食料(または衣料)を買えない	26	19	13	12
家計が大変苦しい	29	25	22	15
貯蓄なし	45	35	27	21
<i>出産前の就業状況</i>				
正規/フルタイム雇用	22	37	34	36
無職	45	38	39	39
非正規雇用（派遣、契約等）	5	4	7	7
パート・アルバイト	16	11	8	5
その他/不明	12	10	13	13
<i>出産1年後の就業状況</i>				
正規/フルタイム雇用	12	21	20	28
無職	49	47	52	41
非正規雇用（派遣、契約等）	4	3	4	5
パート・アルバイト	19	18	8	7
その他/不明	16	11	17	20
<i>現在の雇用</i>				
正規/フルタイム雇用	29	43	47	56
無職	16	10	10	8
非正規雇用（派遣、契約等）	11	8	13	15
パート・アルバイト	38	31	25	10
その他/不明	6	9	4	11
<i>元夫からの支援</i>				
なし	90	86	80	76
あり	10	14	20	24
<i>親との同居</i>				
なし	74	67	66	64
あり	26	33	34	36
<i>再婚</i>				
なし	85	86	87	82
あり	15	14	13	18
<i>母親の年齢</i>				
	39.3	40.3	41.4	42.1
(s.d.)	-6.9	-6.1	-6	-6.2
<i>末子の年齢</i>				
	9.8	9.3	10.2	10.1
(s.d.)	-4.8	-4.9	-4.8	-4.8
<i>子ども数</i>				
	2.0	2.0	1.8	1.7
(s.d.)	-1.0	-0.9	-0.8	-0.8
<i>離婚からの年数</i>				
5年未満	32	41	42	47
5年以上	51	44	47	43
不明	18	15	11	10
標本サイズ	1,329	352	419	217
標本の構成比	57	15	18	9

また、元夫からの経済的支援や親との同居割合は共に、学歴との間に正の相関関係が見られた。興味深いことに、再婚は、学歴による違いはあまり見られず、大卒は高卒に比べて、再婚をする割合は 2~3 ポイント高い(ただし、大卒女性と高卒女性の再婚相手は経済力の面

で大きく異なる可能性が高い)。このことから、低学歴の母親(とその子どもたち)が直面する経済的困難を引き起こす原因の一部は、就業中断等により労働市場とのつながりが相対的に弱いこと(Diverging destiniesの研究では特に重視されている側面)、元夫や親からの経済的支援が限られていること(これまでのDiverging destiniesの研究ではあまり考慮されてこなかった要素)と予想される。表2-2～表2-5に示した結果に基づいて、これらの仮説を検証する。

表2-2 低収入における線形確率モデルの推定結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
<i>母親の学歴</i>					
中学校・高校 (ref)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
専修・各種学校	-0.12 **	-0.11 **	-0.11 **	-0.09 **	-0.09 **
短大・高専	-0.12 **	-0.12 **	-0.11 *	-0.09 **	-0.08 **
大学・大学院	-0.28 **	-0.27 **	-0.25 **	-0.20 **	-0.18 **
<i>出産前の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)		0.00	0.00	0.00	0.00
無職		0.06 *	-0.02	-0.04	-0.05
非正規雇用 (派遣、契約等)		0.11 *	-0.03	0.00	0.00
パート・アルバイト		0.05	-0.04	-0.06	-0.05
その他/不明		-0.02	-0.08 *	-0.08 *	-0.07
<i>出産1年後の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)			0.00	0.00	0.00
無職			0.18 **	0.13 **	0.13 **
非正規雇用 (派遣、契約等)			0.17 **	0.13 *	0.13 *
パート・アルバイト			0.25 **	0.19 **	0.18 **
その他/不明			0.17 **	0.12 **	0.11 **
<i>現在の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)				0.00	0.00
無職				0.05	0.10 **
非正規雇用 (派遣、契約等)				0.16 **	0.16 **
パート・アルバイト				0.21 **	0.21 **
その他/不明				0.00	0.02
<i>元夫からの支援</i>					
なし (ref)					0.00
あり					0.00
<i>両親との同居</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.13 **
<i>再婚</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.36 **
他の説明変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本サイズ	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317
R ²	0.05	0.05	0.07	0.10	0.16

注: *p<.05, **p<.01

表 2-2 は低収入(相対的貧困の近似値)における線形確率モデルの推定結果を示している。基本モデル(モデル 1)の推定結果をみると、母親の学歴が低ければ低いほど、低収入(等価世帯収入が下位 25%)になる確率が高いことが分かる。表 2-1 の結果と一致して、大卒者は中学校・高校卒よりも、低収入になる確率が 28%ポイント低い。モデル 2 の推定結果によれば、第一子出産前に無職や、嘱託・契約・派遣社員で働いていた離婚母親は、正規・フルタイムで働いた母親に比べて低収入になる確率が高い。モデル 3 からは第一子出産後の就業状況の影響がとりわけ大きく出ていることが分かる。

モデル 3 では、出産前の就業状況の影響がほぼ消え、第一子出産後 1 年後に正規・フルタイムで働いた離婚母親と比較して、無職やパート・アルバイト、嘱託・契約・派遣社員で働いていた母親は、調査時点で低収入になる確率が顕著に高い。2 時点の就業状況をクロス集計してみると、第一子出産前に正規雇用で働いていた母親に比べて、パートタイムや嘱託・契約・派遣社員で働いていた母親は第一子出産 1 年後に無職になった可能性が高いことが分かった。重要なのは、第一子出産前後の就業状況をコントロールしても、母親の学歴と経済的困難との関係はほとんど変わらないことである。

さらに、モデル 4 をみると、第一子出産 1 年後の労働市場とのつながりが比較的弱いこととその後の経済的困難との関係が単に現在の就業状況を反映しているわけではないことが分かる。モデル 4 では、出産 1 年後の無職、嘱託・契約・派遣社員、パート・アルバイトの正の係数がやや弱まったものの、まだ量的に大きく、統計的に有意な影響が残っている。また、調査時点において派遣・契約社員やパート・アルバイトで働く母親ほど、低所得である確率が有意に高いことも分かった。しかし、やや意外なことに、「調査時点で無職」の係数は統計的に有意ではない(つまり、無職者と正規・フルタイム雇用者との間に差が見られない)。3 時点の就業状況を考慮すると、学歴が低収入に与える影響はやや減退しているが、その影響は一定の大きさを保ち、統計的に有意である。

モデル 5 では、「調査時点で無職」の係数がモデル 4 で有意ではないことが、調査時点で無職である離婚母親の再婚確率が高く、その再婚によって低収入になる確率が下がるのが原因として考えられる。また、両親との同居も離婚母親が低収入になる確率を低めているが、元夫からの経済的援助は影響なしとなっている。これらの変数をモデルに含めても、第一子出産 1 年後の就業状況や調査時点での派遣・契約社員やパート・アルバイトの係数推定値に変化が見られなかった。これら全ての属性変数の影響を取り除いても、中学校・高校卒者と比較して、大卒者は低収入になる確率が 18%ポイント低く、高専・短大卒者は低収入になる確率が 8~9%ポイント低い。まとめて言うと、基本モデル(モデル 1)における学歴と低収入との負の関連性のうち、4 分の 1 から 3 分の 1 が、母親の職歴、私的支援および再婚の違いによって説明される。

表 2-3 「食料（または衣料）を買えない」における線形確率モデルの推定結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
<i>母親の学歴</i>					
中学校・高校 (ref)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
専修・各種学校	-0.07 **	-0.06 *	-0.06 *	-0.05 *	-0.05
短大・高専	-0.11 **	-0.11 **	-0.11 **	-0.10 **	-0.09 **
大学・大学院	-0.11 **	-0.11 **	-0.10 **	-0.08 *	-0.06
<i>出産前の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)		0.00	0.00	0.00	0.00
無職		0.02	0.02	0.01	0.01
非正規雇用（派遣、契約等）		0.04	0.03	0.02	0.02
パート・アルバイト		0.01	0.00	-0.01	-0.01
その他/不明		0.02	0.02	0.02	0.03
<i>出産1年後の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)			0.00	0.00	0.00
無職			0.01	-0.01	-0.01
非正規雇用（派遣、契約等）			0.03	0.02	0.02
パート・アルバイト			0.04	0.02	0.02
その他/不明			0.02	-0.01	-0.01
<i>現在の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)				0.00	0.00
無職				0.08 **	0.09 **
非正規雇用（派遣、契約等）				0.03	0.03
パート・アルバイト				0.10 **	0.10 **
その他/不明				-0.04	-0.03
<i>元夫からの支援</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.07 **
<i>両親との同居</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.06 **
<i>再婚</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.09 **
<i>他の説明変数</i>					
	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本サイズ	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317
R ²	0.04	0.04	0.04	0.05	0.06

注:*p<.05, **p<.01

表 2-3 は経済的ニーズを表す指標（「食料（または衣料）を買えない」）に対応したモデルの推定結果である。表 2-2 の低収入推定ほど顕著ではないものの、ここでもモデル 1 では母親の学歴が「食料（または衣料）を買えない」ことに負の影響を与えている。低収入推定の結果とは対照的に、モデル 2 と 3 では母親における第一子出産前後の就業状況は経済的困難に有意な影響を与えていない。モデル 4 では、正規・フルタイム雇用の母親と比較して、調査時点で無職またはパート・アルバイトで働く母親の方が「食料（または衣料）を買えない」確率が高くなっているが、嘱託・契約・派遣社員の母親との間に有意な差が見られない。高学歴の母親よりも低学歴の母親が無職やパート・アルバイトに就きやすいことが経済的困難に遭いやすいことをある程度説明するが、就業状況を統制しても専修・各種学校等中高程

度の学歴の母親は、低学歴の母親よりも経済的困難を感じる確率が低いのである。モデル5の結果によれば、元夫からの経済的な支援、親との同居、再婚は、いずれも母親が経済的困難になる確率を有意に低めていた。重要なことは、モデル5では専修・各種学校と大学といった学歴変数の係数はもはや5%の有意水準で統計的に有意ではなくなっている。第一子出産前後の就業状況より現在の就業状況の違いや、私的援助の違い、再婚確率の違いは、「食料（または衣料）を買えない」確率の学歴間格差を説明している。ただし、短大卒の母親は中学校・高卒の母親と比較して、この種の経済的困難を報告する確率がまだ有意に低い。

表2-4 「家計が大変苦しい」（主観的経済困難）における線形確率モデルの推定結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
<i>母親の学歴</i>					
中学校・高校 (ref)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
専修・各種学校	-0.03	-0.03	-0.02	-0.01	-0.01
短大・高専	-0.07 **	-0.06 *	-0.06 *	-0.04	-0.03
大学・大学院	-0.14 **	-0.13 **	-0.13 **	-0.10 **	-0.09 *
<i>出産前の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)		0.00	0.00	0.00	0.00
無職		0.07 **	0.07 *	0.05	0.05
非正規雇用（派遣、契約等）		0.12 **	0.12 *	0.10 *	0.10 *
パート・アルバイト		0.03	0.01	-0.01	0.00
その他/不明		0.03	0.01	0.00	0.01
<i>出産1年後の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)			0.00	0.00	0.00
無職			0.02	-0.02	-0.02
非正規雇用（派遣、契約等）			0.00	-0.03	-0.03
パート・アルバイト			0.05	0.02	0.02
その他/不明			0.04	0.00	0.00
<i>現在の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)				0.00	0.00
無職				0.13 **	0.14 **
非正規雇用（派遣、契約等）				0.09 **	0.09 **
パート・アルバイト				0.12 **	0.13 **
その他/不明				0.06	0.07
<i>元夫からの支援</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.07 *
<i>両親との同居</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.04 *
<i>再婚</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.06 *
<i>他の説明変数</i>					
	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本サイズ	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317
R ²	0.02	0.02	0.03	0.04	0.05

注: *p< .05, **p< .01

表 2-4 は主観的経済困難の指標（「家計が大変苦しい」）に関する結果を示している。低収入と物質的困窮の推定結果（表 2-2、表 2-3）においては、基本モデル（モデル 1）では短大や大学卒の離婚母親は経済的困難を示す確率が低い傾向が示されている。主観的経済困難指標を用いた推定結果（表 2-4）はそれらの結果と異なり、専修・各種学校卒業生と高校を卒業していない者の間に違いは見られない。モデル 2 と 3 は妊娠時に無職や非正規雇用で働いている人は経済的困窮とする可能性の高さと関連しているが、第一子出産後の就業状況は経済的困難の指標と関連がない。この傾向は、表 2-2 の低世帯所得モデルとは逆である。モデル 4 は母親の現在の就業状況が主観的な経済的困難と有意に関連していること、第一子出産前の非正規雇用は経済的困難に関連していること、就業状況を差し引いても、統計的に有意な教育格差は、大卒者と高校以下の教育を受けた者の間のみであることを示している。モデル 5 において、元夫からの支援、両親との同居、再婚はいずれも主観的経済困難になる確率を有意に低めている。これらの変数を含めることで就業状況の係数にあまり変化が見られず、大卒母親と中学校・高校卒母親との間の差がわずかに減っただけであった。

表 2-5 は「貯蓄できない」ことに関して推定結果を示している。モデル 1 は学歴は経済的困難指標に明確な負の影響があることを示し、最も低い学歴群は最も高い学歴群と比較して、22%ポイント高い確率で、定期的な貯蓄が出来ていないとしている。モデル 2 と 3 の結果は低収入に関する推定結果（表 2-2）と似ている。すべての指標において、正規でフルタイムで働く母親に比べて、労働市場とのつながりが弱い母親は「貯蓄がないこと」になる確率が有意に高い。一方、モデル 3 は、出産後の就業状況がその後の経済的 Well-being を大きく左右していることを示している。第一子出産 1 年後に無職やパートタイムで働いていた離婚母親は、調査時点で「貯蓄できていない」と回答する確率が高い。一方、第一子出産 1 年後に非正規雇用（派遣、契約社員等）の係数値は大きい（0.09）ものの、統計的に有意ではない。このカテゴリーに該当する母親の少なさが原因と推測される。モデル 4 の結果をみると、現在の就業状況の違いは、第一子出産後の就業状況とその後の経済的困難の関係を定める要因だと分かる。「貯蓄できないこと」を経済的困難の指標とした場合、正規でフルタイム雇用の離婚母親は、他のいずれの就業状況の母親よりも経済的に恵まれており、経済的困難になりにくいことが分かる。低収入、食料（または衣料）を買えない、主観的経済困窮を経済的困難の指標とする推定モデルの結果と同様に、元夫からの養育費、両親との同居、再婚はいずれも貯蓄が出来ない確率を低めている。ただし、これらの変数をモデルに含めても、現在の就業状況における係数推定値が変わるわけではない。また、第一子出産 1 年後のパート・アルバイト就業は、現在が「貯蓄できない」確率を有意に高めていた。重要なのは、「貯蓄できないこと」を経済的困難の指標とした表 2-5 の推定結果では、学歴の係数推定値は大きく、統計的に有意なままであったということである。中学校・高校卒者に比較して、専修・各種学校卒者の「貯蓄できていない」確率が有意に違わないが、短大卒や大学卒業者は「貯蓄できていない」確率が 11~13%ポイント低い。

表 2-5 「貯蓄なし」における線形確率モデルの推定結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
<i>母親の学歴</i>					
中学校・高校 (ref)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
専修・各種学校	-0.10 **	-0.09 **	-0.10 **	-0.06 *	-0.05
短大・高専	-0.16 **	-0.16 **	-0.17 **	-0.12 **	-0.11 **
大学・大学院	-0.22 **	-0.22 **	-0.21 **	-0.16 **	-0.13 **
<i>出産前の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)		0.00	0.00	0.00	0.00
無職		0.08 **	0.05	0.02	0.01
非正規雇用 (派遣、契約等)		0.11 *	0.07	0.04	0.05
パート・アルバイト		0.07 *	0.03	0.00	0.00
その他/不明		0.07 *	0.03	0.02	0.02
<i>出産1年後の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)			0.00	0.00	0.00
無職			0.08 *	0.02	0.02
非正規雇用 (派遣、契約等)			0.09	0.05	0.05
パート・アルバイト			0.13 **	0.08	0.08 *
その他/不明			0.11 **	0.05	0.04
<i>現在の就業状況</i>					
正規/フルタイム雇用 (ref)				0.00	0.00
無職				0.24 **	0.25 **
非正規雇用 (派遣、契約等)				0.15 **	0.15 **
パート・アルバイト				0.18 **	0.19 **
その他/不明				0.11 **	0.12 **
<i>元夫からの支援</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.11
<i>両親との同居</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.10 **
<i>再婚</i>					
なし (ref)					0.00
あり					-0.08 **
<i>他の説明変数</i>					
	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本サイズ	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317
R ²	0.05	0.05	0.06	0.09	0.11

注: *p<.05, **p<.01

5 議論

Diverging destinies の研究は家族行動の社会経済的な二極分化か子どもが利用できる資源の差をいかに拡大させているのかを説明する枠組みを提供する上で大きな影響力を持っている。本稿では、3つの重要な点においてこの研究を進展させた。第一に、家族行動の社会経済的な二極分化と子どもの Diverging destinies をめぐる理論的な期待について意見の分岐が見られ(Raymo and Iwasawa 2016)、関連研究が比較的限られる、日本に焦点を当てた。第二に、Diverging destinies 研究の中心となる2つの家族行動つまり、離婚と母親の就業という

複合的な視点に焦点を当てた。これによって、Diverging destinies に関する実証研究では、ほとんど取り上げられてこなかった、潜在的な関連性を持つ事象の集合（ここでは、離婚と母親の就業）に注目しながら、明確にその理論的重要性を認識させている点で重要な進展を遂げている。第三に、我々はいくつか重要だと考えられる属性（元夫からの養育費や親との同居）が離婚母親の学歴間経済格差を緩和する（あるいは悪化する）かについて、検討した。

主な結果は下記の通りである。離婚歴のある母親にとって、低学歴は現在の経済的困難に強い負の影響を与えている。このような学歴差は予想の通りであるが、異なる経済的困難の指標を用いて、学歴が経済的困難に与える影響が一定の大きさを保っていることを実証分析ではっきりと示したことは有益な貢献だと考えられる。また、第一子出産前後や調査時点での離婚母親の就業状況は、経済的困難を示す様々な指標との間に強い関連性が存在しており、母親の就業経歴は学歴間経済格差の一部を説明していることが明らかになった。無職とパート・アルバイト就業は経済的困難と特に関連しているように思われるが、結果は用いられる経済的困難の指標によってやや異なる。母親の様々な時期の就業経歴は、様々な経済的困難指標との間に関連性が見られているが、就業経歴が学歴間経済格差を説明できる度合いも用いられる経済的困難の指標によって異なる。最後に、Diverging destinies の研究でほとんど考慮されない他の特性（元夫からの養育費や親との同居）が予想通りに離婚母親の経済状況に影響を及ぼしているものの、学歴間経済格差に対してさほど説明力を持っていない。

もちろん、本稿の分析には限界がある。中でも重要な限界は母親の就業経歴を比較的単純化していることである。第一子出産前後を含めた複数時点の就業状況を比較可能である点は NSHC データの強みであるが、やれることはもっとある。例えば、2 時点それぞれの就業状況に比べて第一子出産前後の就業状況の変化を指標として用いた方が、より情報的価値の高いものになるだろう。また、両時点での経済的 Well-being と正規フルタイム雇用との関連は、追加効果的なもの（私たちのモデルが仮定した通り）であるのか、相乗効果的なものなのか。我々のデータでこれらの疑問を取り組むことができるが、サンプルサイズが小さいため、複数変数の交差項における正確な推定が難しい。今後の分析としては、母親の就業経歴を正確かつ簡潔に要約するための代替方法を探る価値がある。

第二の限界は、Diverging destinies 研究がもっとも注目している、子どもの経済的 Well-being ではなく、母親の経済的 Well-being に焦点を当てたことである。ただし、これは、Diverging destinies に関する他の研究にも共通した課題であり、子どもの Well-being に関する情報が限定的である NSHC のデータで効果的に対処できるものではない。最後に、観察されている学歴間経済格差の大部分を説明することができていないという限界がある。日本の低学歴の離婚母親が極度の経済的困難に陥るメカニズムを解明するため、残されている課題として、より詳細な職業特性を含めた分析が必要と考えられる。

これらの重要な限界はあるが、本稿の知見は、日本における離婚母親、とりわけ、低学歴の母親が経済的困難に陥る根源を理解するために、有意義な実証的根拠を提示することがで

きたと考えられる。母子世帯はその数が増加しており、所得格差が拡大しつつ日本社会では、経済的困難度がとりわけ高い層である。再婚も近年増加しているが、再婚と再婚後の家庭の経済環境の関係、離婚母親の学歴によって違いがあるのかについて、ほとんど知られていない。本稿は、これらの課題を解き明かすとともに、私的援助や再婚等の要因が子どもの間に広がりゆく経済格差にどのように寄与しているのかについて、全体的な理解を深めるための基礎を提供している。

参考文献

- Albertini, Marco, Michael Gähler, and Juho Härkönen. 2018. "Moving back to "mamma"? Divorce, intergenerational coresidence, and latent family solidarity in Sweden." *Population, Space and Place* 24(6): e2142.
- Amato, Paul R. 2000. "The Consequences of Divorce for Adults and Children." *Journal of Marriage and the Family* 62: 1269-1287.
- Amato, Paul R. 2010. "Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments." *Journal of Marriage and Family* 72: 650-666.
- Andreß, Hans-Jürgen, Barbara Borgloh, Miriam Bröckel, Marco Giesselmann, and Dina Hummelsheim. 2006. "The economic consequences of partnership dissolution—A comparative analysis of panel studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden." *European Sociological Review* 22(5): 533-560.
- Bartfeld, Judi. 2000. "Child Support and the Post-divorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children." *Demography* 37(2): 203-213.
- Belkin, Lisa. 2003. "The Opt-Out Revolution." *The New York Times*. October 26, 2003.
- Brinton, Mary C. and Eunsil Oh. 2019. "Babies, Work, or Both? Highly Educated Women's Employment and Fertility in East Asia." *American Journal of Sociology* 125(1): 105-140.
- Cancian, Maria, and Daniel R. Meyer. 2004. "Fathers of children receiving welfare: Can they provide more child support?." *Social Service Review* 78 (2): 179-206.
- Cancian, Maria, Daniel R. Meyer, and Eunhee Han. 2011. "Child support: Responsible fatherhood and the quid pro quo." *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 635 (1): 140-162.
- Cheadle, Jacob E., Paul R. Amato, and Valarie King. 2010. "Patterns of nonresident father contact." *Demography* 47(1): 205-225.
- Christopher, Karen, Paula England, Timothy M. Smeeding and Katherin Ross. 2002. "The Gender Gap in Poverty in Modern Nations: Single Motherhood, The Market, and the State." *Sociological Perspectives*, 45(3): 219-242.

- De Graaf, Paul M., and Matthijs Kalmijn. 2003. "Alternative Routes in the Remarriage Market: Competing-Risk Analyses of Union Formation after Divorce." *Social Forces*, 81(4): 1459-1498.
- DeLeire, Thomas, and Ariel Kalil. 2002. "Good things come in threes: Single-parent multigenerational family structure and adolescent adjustment." *Demography* 39 (2): 393-413.
- Dewilde, Caroline, and Wilfred Uunk. 2008. "Remarriage as a Way to Overcome the Financial Consequences of Divorce: A Test of the Economic Need Hypothesis for European Women." *European Sociological Review*, 24(3): 393-407.
- Ezawa, Aya, & Fujiwara, Chisa. 2005. "Lone Mothers and Welfare-to-Work Policies in Japan and the United States: Towards an Alternative Perspective." *Journal of Sociology & Social Welfare* 32(4):41-63.
- Fingerman, Karen L., Meng Huo, and Kira S. Birditt. 2020. "A Decade of Research on Intergenerational Ties: Technological, Economic, Political, and Demographic Changes." *Journal of Marriage and Family* 82(1): 383-403.
- Gangl, Markus and Andrea Ziefle. 2009. "Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States." *Demography* 46(2): 341-369.
- Garasky, Steven, Susan D. Stewart, Craig Gundersen, and Brenda J. Lohman. 2010. "Toward a fuller understanding of nonresident father involvement: An examination of child support, in-kind support, and visitation." *Population Research and Policy Review* 29(3): 363-393.
- Ha, Yoonsook, Maria Cancian, and Daniel R. Meyer. 2011. "The regularity of child support and its contribution to the regularity of income." *Social Service Review* 85 (3): 401-419.
- Härkönen, Juho and Jaap Dronkers. 2006. "Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A Comparison of Seventeen Countries." *European Sociological Review* 22(5): 501-517.
- Hirao, Keiko. 2001. Mothers as the Best Teachers: Japanese Motherhood and Early Childhood Education. In *Women's Working Lives in East Asia*, edited by M. C. Brinton. Palo Alto, CA: Stanford University Press. 180-203
- Hogendoorn, Bram, Thomas Leopold, and Thijs Bol. 2019. "Divorce and Diverging Poverty Rates: A Risk-and-Vulnerability Approach." *Journal of Marriage and Family*. DOI:10.1111/jomf.12629
- Holden, Karen C. and Pamela J. Smock. 1991. "The Economic Costs of Marital Dissolution: Why Do Women Bear a Disproportionate Cost?" *Annual Review of Sociology* 17: 51-78.
- Hynes, Kathryn and Marin Clarkberg. 2005. "Women's Employment Patterns During Early

- Parenthood: A Group-Based Trajectory Analysis.” *Journal of Marriage and Family* 67: 222-239.
- Jansen, Mieke, Dimitri Mortelmans, and Laurent Snoeckx. 2009. “Repartnering and (re) Employment: Strategies to Cope with the Economic Consequences of Partnership Dissolution.” *Journal of Marriage and Family* 71(5): 1271-1293.
- Kalleberg, Arne L., Barbara F. Reskin, and Ken Hudson. 2000. “Bad Jobs in America: Standard and Nonstandard Employment Relations and Job Quality in the United States.” *American Sociological Review* 65(2): 256-278.
- Kalmijn, Matthijs. 2016. “Children’s Divorce and Parent–Child Contact: A Within-Family Analysis of Older European Parents.” *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 71 (2): 332-343.
- Killewald, Alexandra and Xiaolin Zhuo. 2019. “U.S. Mothers’ Long-Term Employment Patterns.” *Demography* 56: 285-320.
- Kohara, Miki. 2008. “Is the Full-Time Housewife a Symbol of a Wealthy Family?” *Japanese Economy* 34(4):25-56.
- Låftman, Sara Brolin. 2010. “Family Structure and Children’s Living Conditions. A Comparative Study of 24 Countries.” *Child Indicators Research* 3(1): 127-147.
- Leopold, Thomas. 2018. “Gender Differences in the Consequences of Divorce: A Study of Multiple Outcomes.” *Demography* 55: 769-797.
- Leopold, Liliya, and Thomas Leopold. 2016. “Maternal Education, Divorce, and Changes in Economic Resources: Evidence from Germany.” SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 836, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.
- Lim, So-Jung and James M. Raymo. 2014. “Nonstandard Work and Educational Differences in Married Women’s Employment in Japan.” *International Journal of Sociology*, 44(3): 84-107.
- Lu, Yao, Julia Shu-Huah Wang, and Wen-Jui Han. 2017. “Women’s Short-Term Employment Trajectories Following Birth: Patterns, Determinants, and Variations by Race/Ethnicity and Nativity.” *Demography* 54: 93-118.
- Martin, Steven P. 2006. “Trends in Marital Dissolution by Women’s Education in the United States.” *Demographic Research* 15: 537-560.
- McLanahan, Sara. 2004. “Diverging Destinies: How Children are Faring Under the Second Demographic Transition.” *Demography* 41(4): 607-627.
- McLanahan, Sara, and Wade Jacobsen. 2015. “Diverging destinies revisited.” In *Families in an era of increasing inequality*, Springer:3-23.
- Misra, Joya, Stephanie Moller, Eiko Strader, and Elizabeth Wemlinger. 2012. “Family Policies, Employment and Poverty among Partnered and Single Mothers.” *Research in Social*

- Stratification and Mobility* 30(1): 113-128.
- Murinkó, Livia. 2019. "Housing consequences of divorce and separation in a 'super home ownership' regime." *Demographic Research* 40: 975-1014.
- Nepomnyaschy, Lenna, and Irwin Garfinkel. 2011. "Fathers' involvement with their nonresident children and material hardship." *Social Service Review* 85 (1): 3-38.
- Ono, Hiromi. 2009. "Husbands' and Wives' Education and Divorce in the United States and Japan, 1946-2000." *Journal of Family History* 34(3): 292-322.
- Ono, Hiromi. 2010. "Women and Children in Japan: Comparisons with the USA." *International Journal of Law, Policy and the Family* 24(2): 151-176.
- Osborne, Cynthia, Lawrence M. Berger, and Katherine Magnuson. 2012. "Family Structure Transitions and Changes in Maternal Resources and Well-Being." *Demography* 49: 23-47.
- Percheski, Christine. 2008. "Opting out? Cohort differences in professional women's employment rates from 1960 to 2005." *American Sociological Review* 73 (3): 497-517.
- Raley, Kelly R. and Megan M. Sweeney. 2020. "Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review." *Journal of Marriage and Family* 82: 81-99.
- Raymo, James M. 2017. "The Well-being of Single Mothers in Japan" in *Happiness in Japan. Life Course Perspectives*, edited by Barbara Holthus and Wolfram Manzenreiter. New York: Routledge.
- Raymo, James M., Miho Iwasawa, and Larry Bumpass. 2004. "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Differentials" *Demographic Research* 11: 395 – 419.
- Raymo, James M., Setsuya Fukuda, and Miho Iwasawa. 2013. "Educational differences in divorce in Japan." *Demographic Research* 28: 177-206.
- Raymo, James M., and So-jung Lim. 2011. "A new look at married women's labor force transitions in Japan." *Social Science Research* 40(2): 460-472.
- Raymo, James M., and Yanfei Zhou. 2012. "Living arrangements and the well-being of single mothers in Japan." *Population Research and Policy Review* 31(5): 727-749.
- Sasaki, Masaru. 2002. "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women." *Journal of Human Resources*: 429-440.
- Schwartz, Christine R., and Hongyun Han. 2014. "The Reversal of the Gender Gap in Education and Trends in Marital Dissolution." *American Sociological Review* 79 (4): 605-629.
- Shafer, Kevin, and Spencer L. James. 2013. "Gender and Socioeconomic Status Differences in First and Second Marriage Formation." *Journal of Marriage and Family* 75(3): 544-564.
- Shirahase, Sawako and James M. Raymo. 2014. "Living Arrangements and Poverty among Single Mothers in Japan." *Social Forces* 93:545 – 569.

- Smock, Pamela J. 1994. "Gender and the Short-Run Economic Consequences of Marital Disruption." *Social Forces* 73(1): 243-262.
- Smock, Pamela J., Wendy D. Manning, and Sanjiv Gupta. 1999. "The Effect of Marriage and Divorce on Women's Economic Well-Being." *American Sociological Review* 64(6): 794-812.
- Spitze, Glenna, John R. Logan, Glenn Deane, and Suzanne Zerger. 1994. "Adult children's divorce and intergenerational relationships." *Journal of Marriage and the Family* 56(2): 279-293.
- Sweeney, Megan M. 2002. "Remarriage and the Nature of Divorce: Does it Matter Which Spouse Chose to Leave?" *Journal of Family Issues* 23(3): 410-440.
- Sweeney, Megan M. 2010. "Remarriage and Stepfamilies: Strategic Sites for Family Scholarship in the 21st Century." *Journal of Marriage and Family* 72(3): 667-684.
- Tanaka, Sigeto. 2011. "The Economic Situation of Those Who Have Experienced Divorce: The Gender Gap in Equivalent Household Income" in *Second Report on the National Family Research of Japan, 2008 (NFRJ08) Volume 1: Work and Family*, edited by Sigeto Tanaka and Akiko Nagai. Committee on the National Family Research of Japan (NFRJ), The Japan Society of Family Sociology.
- Uunk, Wilfred. 2004. "The economic consequences of divorce for women in the European Union: The impact of welfare state arrangements." *European Journal of Population*, 20(3): 251-285.
- Wada, Junichiro. 2007. The Political Economy of Daycare Centers in Japan. in *The Political Economy of Japan's Low Fertility*, edited by F. M. Rosenbluth. Palo Alto, CA: Stanford University Press: 155-169
- Weisshaar, Katherine and Tania Cabello-Hutt. 2020. "Labor Force Participation Over the Life Course: The Long-Term Effects of Employment Trajectories on Wages and the Gendered Payoff to Employment." *Demography* 57: 33-60.
- Williams, Kristi and Alexandra Dunne-Bryant. 2006. "Divorce and Adult Psychological Well-Being: Clarifying the Role of Gender and Child Age." *Journal of Marriage and Family* 68: 1178-1196.
- Yu, Wei-hsin. 2009. *Gendered Trajectories: Women, Work, and Social Change in Japan and Taiwan*. Palo Alto, CA: Stanford University Press.

厚生労働省 (2016) 「平成 28 年度全国ひとり親等調査結果報告」. <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000188147.html> アクセス日 2020 年 10 月 18 日

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報告書』 東京、国立社会保障・人口問題研究所

国立社会保障・人口問題研究所(2020)「人口統計資料集」東京、国立社会保障・人口問題研究所、<http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/Popular2020.asp?chap=0>、アクセス日 2020年10月18日

周燕飛(2008)「母子世帯の「今」一増加要因・就業率・収入等」労働政策研究・研修機構『「母子家庭の母への就業支援に関する研究」労働政策研究報告書』No.101 (pp. 26-38)、東京、日本、労働政策研究・研修機構

第3章 育児休業制度の発展と母親の就業継続可能性の変化

—雇用形態の違いに注目して—

1 はじめに

1986年の男女雇用均等法施行、1992年の育児休業制度の導入を経ても、長らく出産後の女性の就業継続率は大きく変化していないといわれてきたが、2000年代半ば以降の第1子出産者に関する調査結果が出始めると、出産後に就業継続をする女性の割合が大きく高まったことが明らかになってきている。例えば、複数回の出生動向基本調査（夫婦調査）から変動を見ると、2010～2014年に第1子を出産した女性とそれまでに第1子を出産した女性で状況に大きな差がある。1980年代後半から1990年代までは、育児休業利用率は年々高まりつつも、第1子出生後1年の時点で就業を継続している母親がおよそ4人に1人に過ぎないという状況が続いていた。また2000年代に入っても、就業継続の割合の上昇はわずかで3割に満たない。ところが、2010～2014年に第1子を出産した女性では、就業継続者の割合が38.2%と、4割に近づいているのだ。

この変化の背景として、育児休業制度の継続的な改正と2005年からの計画策定を企業に要請した次世代育成支援対策推進法の施行など、就業継続の促進を意図した制度改正とそれに伴う企業の取組みの変化があげられるだろう。

育児休業制度の改正については、特に2000年代に入ってから男性の取得率上昇を目標とし、改正の効果が議論されることが多いが（Nakazato 2019:100-101）、休業給付金の休業前賃金に対する割合の上昇、非正規雇用の場合の取得条件の緩和、保育所に入れなかった場合の延長期間の増加など、女性の就業継続の可能性を高める改正も継続的になされてきている。

一方で、妊娠・出産を期に退職する女性の割合も依然として高く、それ以前に結婚等で退職するケースを加えると、なお過半数を占めることになる。それは、女性の出産後の就業継続を可能にする制度が整っていく反面で、安定した就業継続の困難な雇用形態が増加するという変化が進んできたことを反映している可能性がある。非正規雇用の際の育児休業取得可能性を高める改正がなされたとはいえ、長期的な雇用が見込めない状況でその活用が進むかどうか問題となり得るのである。

そこで、本稿では、全国サンプルの大規模調査の結果を用いて、第1子出産後の女性の育児休業の取得の有無や期間を含む、出産後の女性の就業継続のパターンを雇用形態別に明らかにし、女性の就業継続に向けての課題を明らかにしていきたい。

2 先行研究：女性の雇用形態の変化と出産後の就業パターン

（1）雇用形態と就業継続率

すでに見た出生動向基本調査でも示されているように、2000年代までは第1子出産後に就業を継続している母親の割合は3割に満たず、この傾向は正規雇用と非正規雇用で大きな違

いはなかった。例えば、今田・池田（2006）は、「仕事と生活調査」（労働政策研究・研修機構 2005）のデータから、「均等法前世代」と1971-1975年生まれまでの「均等法後世代」を比較して、「均等法後世代」は出産1年前から出産までの間の退職が多く、出産まで雇用継続する女性は「均等法前世代」より増えておらず、妊娠期の退職はむしろ若い世代の方が増えていること、またこの低い就業率は出産2年後になっても上昇しないことを明らかにしている。そして、その背景として、有期雇用労働者の雇用継続が難しくなっていることと併せて、正規雇用労働者においても女性の職域拡大によって長時間労働や深夜業の負担による退職が増えている可能性を指摘している。

一方、2010年以降の状況については、出生動向基本調査から、2010-14年に第1子を出産した女性について、従業上の地位別（正規職員とパート／派遣など）の育休利用率や子が1歳までの就業状態を知ることができる（国立社会保障・人口問題研究所 2017: 54-55）。

妊娠時に正規の職員だった妻のうち、子どもが1歳時においても正規の職員であった割合は62.2%、うち育児休業を利用した割合は54.7%ポイントであった（正規職員継続者に占める育児休業取得率は88.0%）。また、妊娠時に正規の職員であった妻の6.3%は、第1子1歳時にパート・派遣として就業している。妊娠時にパート・派遣として就業していた妻については、74.8%が第1子1歳時に職に就いていない。職に就いているのは25.2%であるが、うち22.5%ポイントはパート・派遣として就業している。更にその中で育児休業制度を利用した者は10.6%ポイントと、パート・派遣継続者の半数を下回る（パート・派遣継続者に占める育児休業取得率は46.9%）。

正規職員では、2000年代以降継続率が大きく上昇し、2010-2014年出生の第1子の1歳時点、6割ほどが地位継続で就業している。たが、パート・派遣の場合、就業継続の上昇はわずかで地位継続で就業しているのは2割ほどに過ぎない。

このように、正規雇用の女性で就業継続割合が高まっていることを示す調査がある一方で、正規雇用で育休を取得していても、多くがその後（調査時点までに）離職しているとする研究もある。三具（2015:79）は、2011年に首都圏の短大高専卒以上の女性に対して実施された調査を用いて、このような可能性を指摘している。

初職が正規雇用であって育児休業を取得した332人のうち、調査時点まで初職を継続しているのは121人で、6割以上にあたる残りの211人は正規の初職で育休を取得したあと辞めてしまったと考えられる、というのである。これは、第1子が1歳の時点では就業継続していてもその後の継続が難しいことを意味するのだろうか。

（2）女性の非正規雇用の増大

出産後の女性の就業継続の状況の変化を捉えるうえで、雇用形態別の就業継続率とあわせて重要なのは、女性全体の中で雇用形態別の割合の推移である。

初職が非正規である女性の割合が90年代に増加していったことは、多くの調査で明らかにされている（鈴木 2015:123-124）。そのことは、正規雇用の女性の就業継続の可能性が高

まったとしても、その恩恵に受けられない女性の割合も増加し、女性の中での格差が広がることを意味するのである。

3 問題設定と調査の概要

前節で検討した先行研究では、2000年代に入って、正規雇用の女性に関しては育児休業を取得して就業継続でき可能性が高まったことがうかがえる一方で、増大する非正規雇用の女性については、2010年代に入っても出産後の就業継続が難しいこと、また正規雇用についても、育児休業を取得後、長期的に見ると正規雇用を継続していない可能性が示されていた。

本稿では、2018年に実施された「第5回子育て世帯全国調査」の母親サンプルを用いて、第1子の妊娠時から出産3年後までという比較的長期にわたる、育児休業取得や就業状況の移行を、雇用形態の違いに目配りしながら、第1子出生の時期によって比較する。時期区分は、育児休業制度の改正内容に着目して、育児休業給付導入初期まで（～2000年）、給付金増加期（2001～2009年）、パパママ育休＋導入以降（2010～2018年）の3つに分けている。

また雇用形態については、これまでの研究で着目されていた初職と第1子妊娠時それぞれが持つ意味の違いにも注目したい。

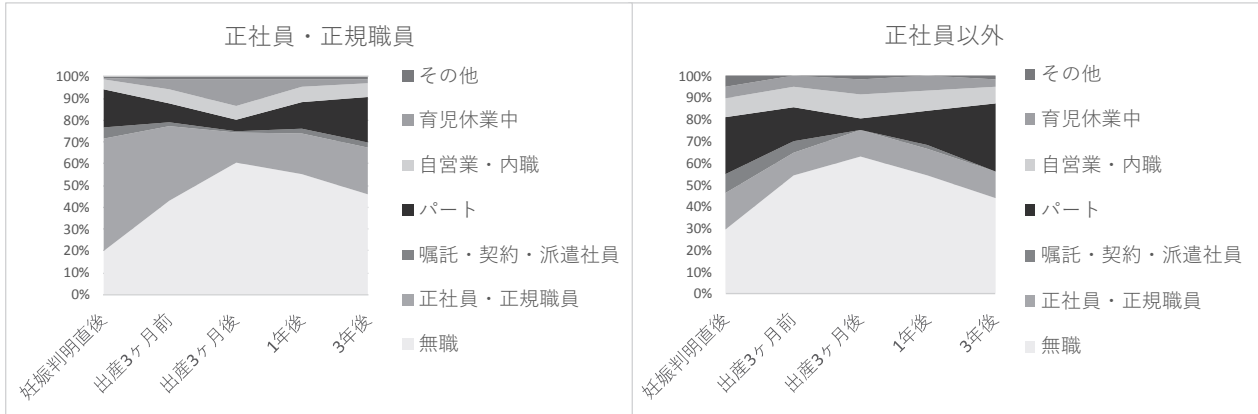
4 子育て世帯全国調査による結果

（1）初職の雇用形態と妊娠後の就業パターンの関連の変化

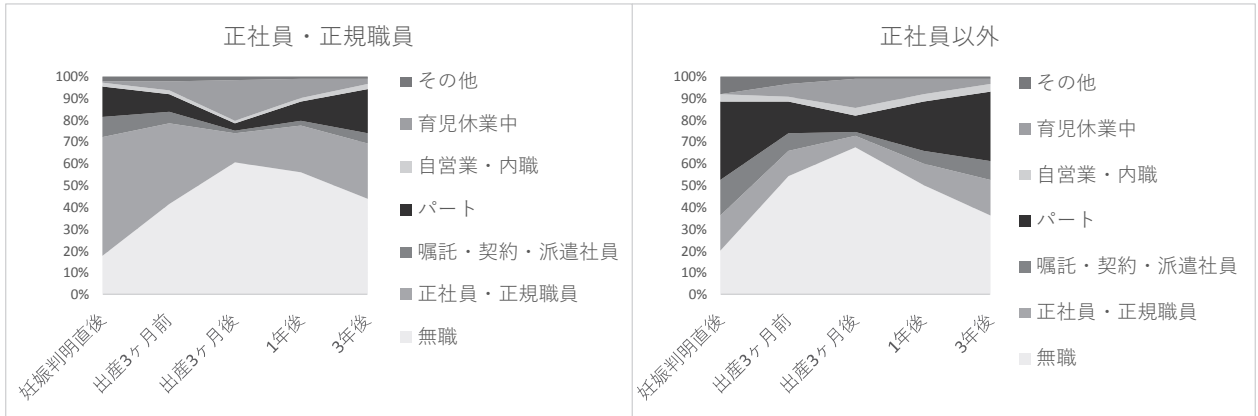
まず、初職が正社員・正規職員か、それ以外（無職を含む）によって、第1子出産後の就業変化のパターンにどのような違いがあるかを、第1子出産時期ごとに比較していく（図3-1）。

図 3-1 第 1 子出生コーホート別、初職の雇用形態と妊娠後の就業状況

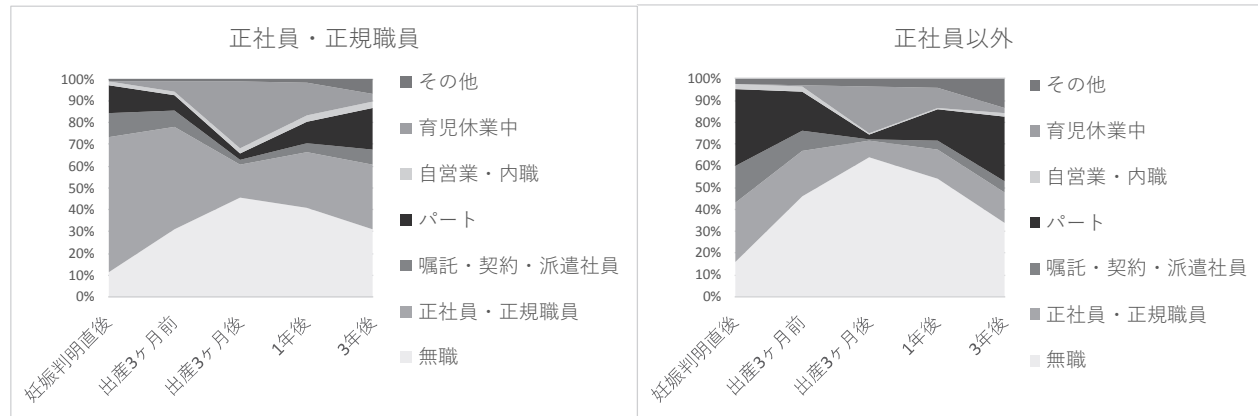
育児休業給付導入初期まで（～2000）



給付金増加期（2001～2009年）



パパママ育休+導入以降（2010～2018年）



出産 3 ヶ月後の時点に着目すると、2000 年までに第 1 子を出産したグループでは、初職が正社員かどうかにかかわらず、無職の割合が 6 割ほどとなっており、初職の就業による違いは少ないが、2010 年以降に第 1 子を出産したグループでは、初職が正規雇用であった人とそれ以外の人との無職割合に明確な違いが見られる。出産 3 ヶ月後に無職となっている割合

は、正社員・正規職員で4割程度と大きく下がり、育児休業中あるいは正社員・正規職員として就業中の割合が高くなっている。一方、正社員以外では、育児休業中の割合は増えたものの無職となっている人は6割ほどで以前と大きな差はない。

ただし、2010年以降であっても、初職が正規雇用でありながら、妊娠判明直後の時点で無職あるいは非正規雇用になっている割合が3割を超えることも分かる。したがって、初職時点以上に第1子妊娠時の雇用形態に注目する必要があるといえるだろう。そこで次節では第1子妊娠判明直後の雇用形態をさらに細かく区分し、出産後の就業パターンを比較していく。

(2) 第1子妊娠判明直後の雇用形態とその後の就業継続：格差の拡大

前項で、初職が正規雇用であっても、第1子妊娠時まで無職になったり非正規に転職したりしているケースが2010年代以降においても3割程度あることを確認し、妊娠時の雇用形態に注目することがより重要であることを指摘した。

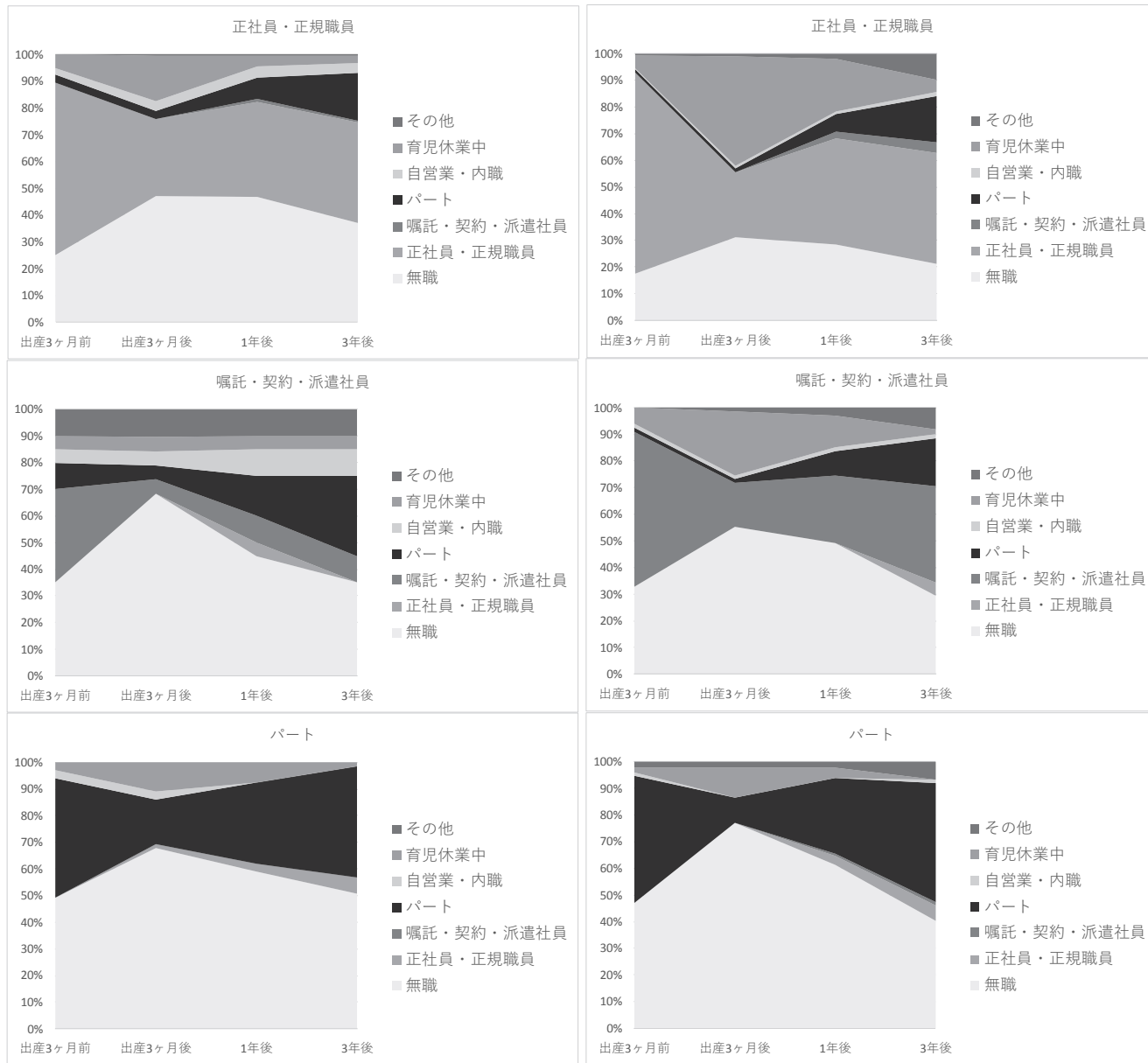
ここでは、対象者を第1子妊娠判明直後の雇用形態によって「正社員・正規職員」「嘱託・契約・派遣社員」「パート」という3つのグループに分け、それぞれの就業形態が出産3年後までの間にどのように変化していくかを見ていく。近年の状況がこれまでと比較してどのような特徴を持つかを把握するために、2000年までに第1子を出産した女性たちとの対比で、2010年以降に第1子を出産した女性たちの状況を詳しく見ていく。ただし、2000年までのグループでは、妊娠判明時に嘱託・契約・派遣の人数が20人と少ないため、参考程度にとどめる必要がある。また、前項で見たように初職が正社員であっても、妊娠時まですでに退職しているケースが2000年までの方でより多く見られるため、第1子妊娠時に正社員であったケースはより選別された存在であることにも注意が必要だ。

こうした点を意識しつつ、妊娠判明時に正社員・正規職員であった女性についてのグラフを2つの時期で比較してみると、出産3ヶ月前の段階、出産3ヶ月後の段階それぞれで、無職に移行する割合が2010年以降では少ないことが分かる(図3-2)。2000年までのグラフでは、妊娠判明時に正規雇用であっても、出産3ヶ月前、出産3ヶ月後までにそれぞれ25%ポイントずつ無職の割合が増え半数が無職となっているが、2010年以降では出産3ヶ月前で2割弱が無職に移行するが、出産3ヶ月後の時点になっても無職は3割程度である。出産後1年には育休を終えて正社員・正規職員として就業している割合が高くなり、無職割合の増加はなく、逆に幾分低下している。ただしパートの割合が1割ほどあり、出産3ヶ月後から1年の間に、出産時無職であった女性のパートとしての復職、または正社員からの転職・雇用形態の切り替えがあったことをうかがわせる。3年後までの間には、育児休業取得者の割合が減る一方で正社員として就業中の割合の増加はほとんど見られない。正社員が育児休業から復帰せずパートに転職していった可能性も考えられるが、「その他」の中の多くは、まだ第1子出産後3年が経過しておらず、その時点の情報がない対象者であるため、正社員として継続している割合はこの結果よりも多い可能性がある。

図3-2 第1子出生コーホート別、妊娠判明直後の雇用形態と出産3年後までの就業状況

育児休業給付導入初期まで（～2000）

パパママ育休+導入以降（2010年～）



次に、妊娠判明時に非正規雇用であった女性たちのその後の就業パターンを確認していく。すでに言及したように 2000 年までに第1子を出産した女性では、嘱託・契約・派遣のサンプルが 20 人と少ないが、出産を挟んで無職となる割合が 7 割ほどと多く、パートも同様に出産 3 ヶ月後には 7 割程度が無職となっている。

2010 年代では、嘱託・契約・派遣社員で出産 3 ヶ月後は無職である割合が 6 割を切っており、残りの大半は同じ嘱託・契約・派遣社員として就業中または育児休業中となっている。とはいえ、妊娠判明時に正規雇用であった人と比較すると、無職になっている比率は遙かに高い。また、出産 1 年後、3 年後には、嘱託・契約・派遣社員からパートに変わっている場合も多く、正社員となる人はほとんどいない。パートの場合は出産後を挟んで無職になる割

合がさらに高く、出産3ヶ月後には8割に達する。育児休業中は1割程度に過ぎない。その後、1年後、3年後と、育児休業から復帰、あるいはパートとして復職する人は増えていくが、正社員となるのはごくわずかである。

このように見てくると、2010年以降、妊娠判明時に正規雇用されていれば、就業を継続できる人が多数派になっているのに対し、非正規雇用、特にパートの場合は、なお継続は難しいということがうかがえる。嘱託・契約・派遣の場合は、パートと比べると継続の割合が高いが、正社員とは格差がある。

5 まとめと考察

本稿における分析によって、先行研究に対して、どのような知見を付け加えることがききたらうか。

2000年代以降、正社員の就業継続の可能性が高まったとするデータがある一方で、初職で正規雇用の職に就いて育児休業を取得しても過半数がその後離職していた可能性を示唆する先行研究（三具 2015）もあった。

そこで、本稿で2010年以降に第1子を出産した女性の出産後3年までの就業状況の移行を分析した結果、次のことが明らかになった。初職が正規雇用であっても、妊娠時点までに、非正規あるいは無職に移行していることはまれではない。そして、妊娠判明時に非正規である場合、特に嘱託・契約・派遣社員では育児休業を取得するケースは一定割合あるものの、無職になる割合も高かった。

一方、妊娠判明時に正規雇用であった女性たちは、出産を経ても7割が就業を継続しており、3年後を見ても、パートに移行する人たちは一部いるものの、過半数は正社員・正規職員としての就業を継続している。正規雇用の場合の継続率の上昇は、出生動向基本調査からうかがえたが、本稿では、3年後まで見ても就業が継続されていることが明らかになった。このことは、初職での雇用形態以上に、妊娠時の雇用形態が就業継続に重要であることをうかがわせる知見である。

本稿ではまた、妊娠時点での正規雇用と非正規雇用の違いだけでなく、嘱託・契約・派遣社員とパートの間のその後の就業継続の違いや、そのような雇用形態の間の移行パターンも明らかになった。

育児休業を初めとする両立支援策の拡充は、妊娠時に正社員・正規職員である人たちの就業継続の可能性は高めたものの、90年代に女性の中での割合が高まった非正規雇用の場合、特にパート雇用の場合には、就業継続の可能性を大きく高めるものではなかった。2017年施行の育児・介護休業改正に見られるような非正規雇用への両立支援策の拡充、さらには出産時まで正規雇用として就業が可能になる機会の増大が必要であるといえるだろう。

参考文献

- 今田幸子・池田心豪(2006),「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題(特集 少子化と企業)」『日本労働研究雑誌』48(8):34-44.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2017)『2015年 社会保障・人口問題基本調査(結婚と出産に関する全国調査) 現代日本の結婚と出産― 第15回出生動向基本調査(独身者調査ならびに夫婦調査)報告書 一』国立社会保障・人口問題研究所.
- 三具淳子(2015)「初職継続の隘路」岩田正美・大沢真知子・日本女子大学現代女性キャリア研究所編『なぜ女性は仕事を辞めるのか：5155人の軌跡から読み解く』青弓社, 51-89.
- 鈴木陽子(2015)「非正規女性たちのキャリアのゆくえ」岩田正美・大沢真知子・日本女子大学現代女性キャリア研究所編『なぜ女性は仕事を辞めるのか：5155人の軌跡から読み解く』青弓社, 121-48.
- Nakazato, Hideki(2019)"Japan: Leave policy and attempts to increase fathers' take-up." pp. 91-109 in *Parental leave and beyond: recent developments, current issues, future directions*, edited by P. Moss, A.-Z. Duvander, and A. Koslowski: Policy Press.

第4章 仕事のフレキシブル性がワークライフ コンフリクト意識に及ぼす影響 —育児期の正社員女性に着目して—

1 はじめに

少子高齢化や人口減少社会の進展により、働き方に関する議論が活発化している。また、「労働力調査」によれば、共働き世帯は「男性雇用者と無業の妻からなる世帯」を1990年代に逆転し、直近の2019年調査において、「男性雇用者と無業の妻からなる世帯」の2倍近くに及んでいる。このように、共働き社会化が進む一方で、特に、育児期女性においては、仕事と家庭の両立に困難を感じ、労働市場を退出するケースや、一時的に労働市場を退出し、パートタイムで仕事に復帰するケースが多く見られ、正社員としての雇用が一般的ではない。正社員に求められる長時間労働や休日勤務、転勤等の勤務条件に応じられない女性が多いことがその背景にある。実際に、第1子出産前後では未だ過半数の女性が出産1年後に就業を継続していないなど、育児期女性において、とりわけ正社員として働いた場合に仕事と家庭の両立には課題が残る。

また、働き方改革法案にて、労働時間規制や、フレキシブルワークが進められるなど、働き方改革が行われている。労働時間とワークライフコンフリクト意識の関係性については、先行研究の蓄積（原・佐藤 2008、高見 2012、周・内藤 2007 等）があるが、既存研究において、育児期女性における仕事のフレキシブル性とワークライフコンフリクト意識の関係は示されていない。

そこで、本稿では、育児期の正社員女性に焦点を当て、ワークライフコンフリクト意識に関する実態把握及び、仕事のフレキシブル性や職種、家庭要因がワークライフコンフリクト意識に影響するのかについて検証を行う。

2 先行研究

ワークライフコンフリクト（WLC）という概念は、仕事役割と家庭役割の間で葛藤が生じるという意味として、心理学から広まってきた。心理学では、仕事役割と家庭役割との間の葛藤として、「ワーク・ファミリー・コンフリクト（WFC）」を用いることが多く、これは、「仕事（家庭）役割における要求が家庭（仕事）役割における要求と両立できないことで生じる役割間葛藤の一形態」（Greenhaus and Beutell, 1985）と定義されている。また、金井（2006、2002）はワーク・ファミリー・コンフリクトを家庭からの要求が職場での達成を阻害する葛藤である「家庭→仕事葛藤」、職場からの要求が家庭での達成を阻害する葛藤である「仕事→家庭葛藤」、仕事と家事・育児等とで時間がなく慌ただしいことへの葛藤である「時間葛藤」に分類している。この分析の結果、共働き女性には、仕事時間関与と、仕事時間関与及び仕事過重による時間葛藤がもたらす仕事うつ傾向と、家事過重がもたらす家庭うつ傾向がストレ

インを高める要因であるとしている（金井 2006）。近年においてもワークライフコンフリクトに関する研究は心理学で蓄積されているものの（例えば、加藤・富田・金井 2018）、仕事のフレキシブル性といった仕事の特性においての実態に関する要素が考慮されていない。

心理学以外の分野において、国内では、ワークライフコンフリクトを独立変数として取り入れた研究が多く蓄積されている（例えば、坂口 2013、周・内藤 2007）。周・内藤(2007)は、労働時間の柔軟性が労働者の WLB スコア（睡眠時間、家族や友人と過ごす時間、趣味や学習に費やす時間がそれぞれ十分に取れているかを得点化）を高めているとしている。また、JILPT の「子育て世帯全国調査」を利用した坂口（2013）は、母親が仕事と家庭のコンフリクトを感じているほど、ディストレスは高いとしている。このように、ワークライフコンフリクト意識を独立変数とする既存研究は蓄積されているものの、ワークライフコンフリクト意識を従属変数とした研究は少ない。

心理学を除いた、ワークライフコンフリクト意識に関する既存研究は、①労働時間との関連性、②仕事のフレキシブル性との関連性、③夫婦間のクロスオーバーの視点等に大別できる。特に、労働時間との関係性について、研究の蓄積がされてきた（原・佐藤 2008、高見 2012、周・内藤 2007 等）。原・佐藤（2008）は男女含めた雇用者のデータを分析した結果、労働時間が 50 時間以上である者がワークライフコンフリクトに直面している可能性が高い等との結果を示している。仕事の裁量性に関しては、高見（2012）が、出産退職を抑制する効果があるとした上で、労働時間の長さ自体は出産退職に影響しておらず、週当たりの労働時間の総量よりもその労働時間を自身でコントロールできるか否かが重要であるとする。ただし、ワークライフコンフリクト意識との関係については十分に検証されていない。

また、仕事の要求度と仕事の裁量権の組み合わせについて分析された研究（藤本 2009、藤本・脇坂 2008）が見られる。藤本（2009）によれば、仕事要求度が低く、コントロールが高い「低ストレインジョブ」において WLB 満足感が高く、仕事要求度が高く、コントロールの低い「高ストレインジョブ」において WLB 満足感が低いとする。ただし、このモデルは、家庭要因の影響が考慮されていないこと、WLB の時間的満足感のみに着目されている点が指摘できる。

このように、既存研究において、ワークライフコンフリクト意識に家庭要因や仕事の裁量性や職種がどのような影響を与えているのかという点に関しては、十分に明らかにされていない。一方で、海外ではワークライフコンフリクトに関する研究が盛んに行われてきたが、仕事の自律性がワークライフコンフリクトに負の影響を及ぼすかについては統一的な見解が得られていない。海外における複数の研究（例えば、Batt and Valcour,2003;Clark,2001 等）では仕事の自律性とワークライフコンフリクトとの関係が見られない¹とする一方、いくつか

¹ それぞれモデルが異なる。Batt and Valcour（2003）は、全体の雇用政策などをコントロールしたモデルでの自律性について分析しており、雇用者をコントロールしたモデルでは、自律性と有意となっている。また、

の研究（例えば、Grzywacz and Marks,2000;Maume and Houston,2001 等）では仕事の自律性と負の関係性を指摘している。例えば、Baxter and Alexander（2008）には、オーストラリアでの生活時間調査のパネルデータを用いて、WFCに関する要因分析を行った結果、6歳未満児を持つふたり親においては、貧困、サポートがない、労働時間が長い、自律的な仕事をしている、フレキシブルな時間がWFCを高めるという(Baxter and Alexander 2008)。また、Grzywacz, Almeida,and MacDonald(2002)は、仕事→家族コンフリクトと学歴は正の関連があり、男性であることと黒人であることは女性や黒人以外よりも仕事→家族コンフリクトが低いとする。このように国内においては先行研究が見られないこと及び、海外ではいくつかの知見はあるものの統一的な見解が得られていないことが指摘できる。

そこで、本稿では、育児期の正社員女性に焦点を当て、第一に、ワークライフコンフリクト意識に関する実態把握として、夫と妻におけるワークライフコンフリクトの実態及び夫妻における有意差が見られるのかについて、検証を行う。第二に、ワークライフコンフリクト意識は仕事のフレキシブル性によって影響されるのか、職種や家庭要因による影響も見られるのかについて分析を行う。

3 分析方法

(1) データ

本稿では、(独)労働政策研究・研修機構によって実施された「職業キャリアと生活に関する調査」に関する個票データを用いる。

この調査は、男女がともに仕事と生活の調和を図りながら、職業キャリアを形成することのできる就業環境や社会的支援を明らかにすることを目的としている。

調査対象者は全国30～54歳の男女6,000人とその配偶者（2015年4月1日現在）である。調査方法としては、層化二段無作為抽出法、留置法で、株式会社インテージリサーチによって行われた。実施時期は2015年8月29日～10月13日であり、回収数は本人票2,660件、配偶者票1,398件（回収率44.3%）である²。

「労働力調査」と性別、年齢構成、就業状態、雇用形態を比較したところ、概ね大きな違いは見られないが、労働力調査と比較して、男性がやや少ない、50～54歳が多い、就業者が多い、正規従業員が多少少ないといった特徴（労働政策研究・研修機構2017）が確認されている。本稿では、主に育児期女性に焦点を当てるため、これらの差が与える影響は限定的であると考えられる。

本稿では、育児期を末子12歳以下とし、末子12歳以下における正社員の女性及びその夫を対象とした。休業中や、介護を行っている人は分析から除いた。対象となる女性は151人

Clark(2001)は心理的尺度を用いた分析を行っている。

² 調査に関する詳細は労働政策研究・研修機構(2017)を参照されたい。

であり、その配偶者である夫は 120 人である。

(2) 変数

基本的な統計量を表 4-1 に示した。それぞれの変数については以下の通りである。

従属変数をワークライフコンフリクト意識とし、独立変数に、家庭要因、仕事のフレキシブル性、現在の職種を挙げ、個人属性に関する項目をコントロール変数として扱った。

① ワークライフコンフリクト意識

ワークライフコンフリクト意識に関する変数として、金井(2006、2002)の3葛藤の分類に従い³、「ふだんの仕事について、あなた自身どのように考えていますか」という設問において、WLC1「仕事のために、家事・育児・介護がおろそかになっている」、WLC2「家事・育児・介護のために、仕事の責任を果たせていない」、WLC3「仕事と家庭生活の両立が難しく悩むことがある」を用いた。WLC1は仕事→家事・育児コンフリクト、WLC2は家事・育児→仕事コンフリクト、WLC3はWLB両立コンフリクトとして捉えられる。なお、変数の作成にあたっては、選択肢における「あてはまる」、「どちらかといえばあてはまる」を1、「あてはまらない」「どちらかといえばあてはまらない」を0としたダミー変数を使用している。また、WLC1～3のいずれかにあてはまる人を1とした1、0の二値変数として、WLC4も作成した。なお、「わからない」は欠損値として取り扱った。また、今回の対象者は介護を行っている人が少ないこと及び介護に関する要因を取り除き、育児に焦点化をするため、介護をしていると回答した者を除いて集計した⁴。

② 家庭要因

家事援助者の有無：育児期の女性にとって、家事援助者がいることはワークライフコンフリクト意識を低下させることが予測される。そこで、「ご夫婦以外の方がふだんお宅の家事をすることがありますか」という設問に対し、家事援助者がいることを1とした、0、1の二値変数を作成し、投入した。

夫婦の家事分担比率：夫婦における家事分担割合を尋ねており、その妻における家事分担割合を用いた。末子が6歳未満児であると家事負担が増すことが予測されることから、交差項も投入した。

³ 金井(2002、2006)では「仕事→家事葛藤」「家事→仕事葛藤」「時間葛藤」の3種類に分類しているが、「時間葛藤」よりも、より原因を明確化させるため、WLB両立コンフリクトを用いる。

⁴ 介護者を除いても、潜在的に介護することを希望する人が存在する可能性が考えられる。しかし、今回の調査においては介護者の数が少ないこと、また育児期に限定しており、若年層が中心を占めることから、この影響は限定的であると判断した。

表 4 - 1 基本統計量

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
WLC1ダミー	148	0.649	0.479	0	1
WLC2ダミー	148	0.230	0.422	0	1
WLC3ダミー	145	0.566	0.497	0	1
WLC4ダミー	147	0.748	0.435	0	1
WLC1得点	148	2.709	0.905	1	4
WLC2得点	148	1.932	0.797	1	4
WLC3得点	145	2.586	1.018	1	4
家事援助者あり	131	0.275	0.448	0	1
妻家事分担比率	129	7.674	1.921	1	10
妻家事分担比率×末子6歳未満	116	1.319	1.753	0	7
妻就業時間	150	40.300	10.503	0	72
一日の仕事に区切りがつけにくいことがある	150	0.460	0.500	0	1
始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる	151	0.166	0.373	0	1
始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる	151	0.291	0.456	0	1
深夜（午後10時～午前5時の間）に就業することがある	151	0.199	0.400	0	1
締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない	151	0.384	0.488	0	1
職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映することができる	151	0.636	0.483	0	1
勤務時間外に電話・メール等で仕事関係の連絡を取ることが多い	151	0.179	0.384	0	1
仕事の裁量	151	0.450	0.499	0	1
職種:事務職(ref)	150	0.353	0.480	0	1
教師・保育士・看護師	150	0.287	0.454	0	1
専門的職業	150	0.107	0.310	0	1
技術者	150	0.067	0.250	0	1
管理的職業	150	0.047	0.212	0	1
営業職	150	0.020	0.140	0	1
販売職	150	0.027	0.162	0	1
介護職	150	0.047	0.212	0	1
サービス職	150	0.020	0.140	0	1
運輸・通信的職業	150	0.007	0.082	0	1
保安的職業	150	0.007	0.082	0	1
技能工・労務職	150	0.013	0.115	0	1
農林漁業作業	150	0.000	0.000	0	0
子ども数	151	1.980	0.787	1	4
末子年齢	151	6.033	3.567	0	12
学歴:中卒・高卒(ref)	151	0.238	0.428	0	1
短大・高専	151	0.457	0.500	0	1
大学・大学院	151	0.305	0.462	0	1

③ 仕事のフレキシブル性

仕事のフレキシブル性に関しては、「あなたの現在の仕事の進め方や労働時間について次のようなことはどの程度あてはまりますか」という質問項目において、「あてはまる」、「ややあてはまる」、「どちらかといえばあてはまらない」、「あてはまらない」の4件法で回答を求

めている。具体的には、「始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる」「始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる」「深夜（午後 10 時～午前 5 時の間）に就業することがある」「締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない」「職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映することができる」「勤務時間外に電話・メール等で仕事関係の連絡を取ることが多い」の 6 項目を用いる。また、多重共線性の検定から、「1 日の仕事量を自分で決めることができる」及び「仕事のスケジュールを自分で決めることができる」を同時投入することは望ましくないと考えられたため、「仕事の裁量」として、いずれかの項目に該当する場合は 1 とする 1、0 の二値変数に統合して用いた。

また、ふだんの仕事について尋ねた、「1 日の仕事に区切りをつけにくいことがある」という設問において、「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」「どちらかといえばあてはまらない」「あてはまらない」「わからない」の回答を求めた選択肢も用いた。この場合、「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」を 1、「どちらかといえばあてはまらない」「あてはまらない」を 0 とするダミー変数を用いた。

④ 現在の職種

現在の職種は事務職をベースとして、教師・保育士・看護師、専門的職業、技術者、管理的職業、営業職、販売職、介護職、サービス職、運輸・通信的職業、保安的職業、技能工・労務職、農林漁業作業者をそれぞれ 1 としたダミー変数を用いた。

⑤ 個人属性要因

個人属性要因として、本人の就業時間（本人が回答した週当たりの就業時間）、末子年齢（12 歳以下）、子どもの人数を投入した。

4 ワークライフコンフリクト意識に関する分析

（1）夫婦のワークライフコンフリクト意識の実態

育児期に正社員であり、現在就業中（育休等の休業中は除く）である末子が 12 歳以下の母親及びその夫におけるワークライフコンフリクト意識について考察を行う。まず、育児期に正社員であり、現在就業中（育休等の休業中は除く）である末子が 12 歳以下の母親のワークライフコンフリクトは、WLC 1（仕事→家事・育児コンフリクト）を持つ人は 64.8%と過半数を占め、WLC 2（家事・育児→仕事コンフリクト）を持つ人が 23.0%とこの中ではもっとも少なく、WLC 3（WLB 両立コンフリクト）を持つ人は 56.6%と過半数に及んだ。

図 4-1 12歳以下の末子のいる現在就業中（育休等休業中は除く）の正社員女性
におけるワークライフコンフリクト

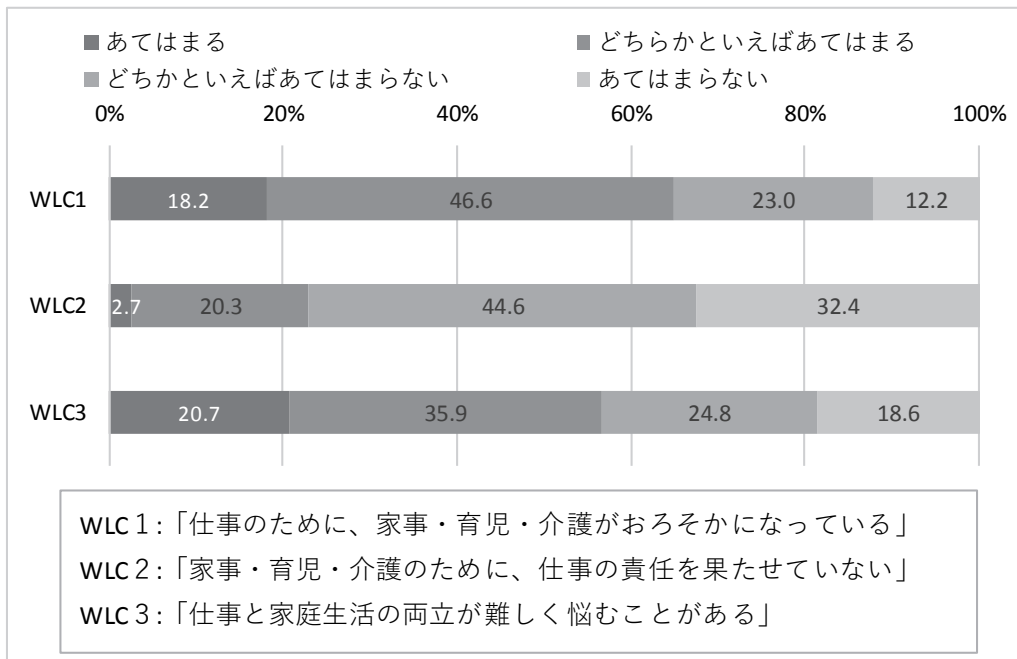
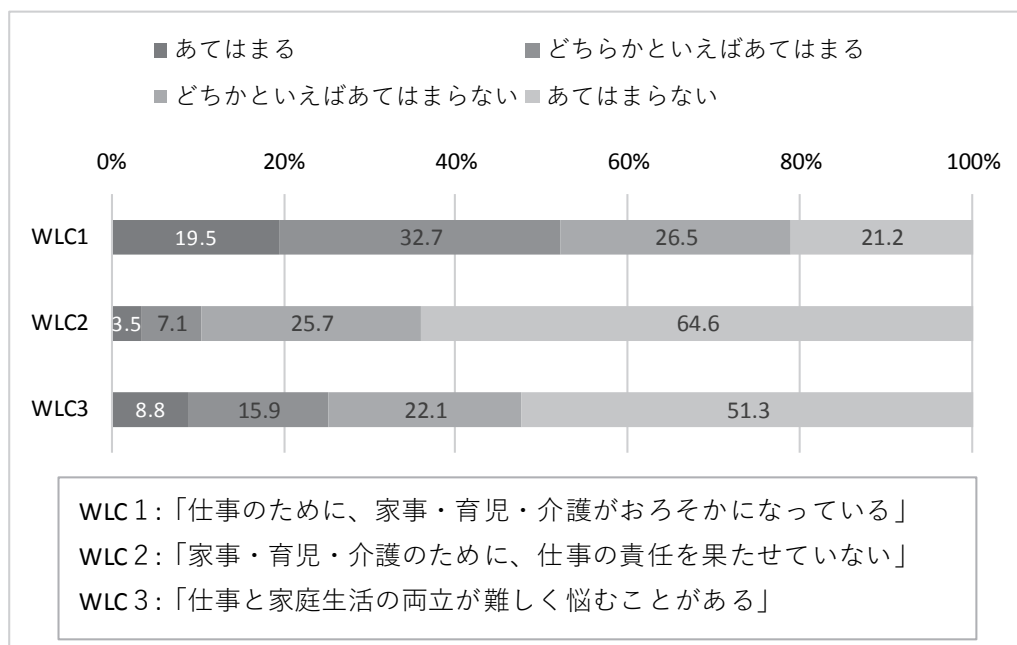


図 4-2 12歳以下の末子のいる現在就業中（育休等休業中は除く）正社員女性の夫
におけるワークライフコンフリクト



末子12歳以下の正社員で働く女性の夫におけるWLC1（仕事→家事・育児コンフリクト）は52.2%ともっとも強く、WLC2（家事・育児→仕事コンフリクト）は10.6%で約1割と弱い。WLC3（WLB両立コンフリクト）は24.7%である。男女ともに、仕事→家事・育児コ

ンフリクト、WLB 両立コンフリクト、家事・育児→仕事コンフリクト順にあてはまる（どちらかといえばあてはまるを含む）が多い傾向は同様であるといえる。全ての項目において女性の方がワークライフコンフリクト意識が強く、女性が仕事→家事・育児コンフリクトで 14.6%ポイント、家事・育児→仕事コンフリクトで 12.4%ポイント、WLB 両立コンフリクトで 31.9%ポイント高い。男女においてそれぞれのワークライフコンフリクト意識の有無ごとにカイ二乗検定を行った結果、WLC 1 は 10%水準で有意、WLC 2 は有意な関連は見られず、WLC 3 は 5%水準で有意となった。

（２）育児期の正社員女性におけるワークライフコンフリクト意識に関する分析

育児期（末子 12 歳以下）における正社員女性のワークライフコンフリクト意識は特に、仕事のフレキシブル性や職種との関連が見られるのかについて検討を行うため、WLC 1 ～ WLC 4 それぞれを従属変数としたロジスティック回帰分析を行った（表 4-2）。

WLC 1（仕事→家事・育児コンフリクト）は、「一日の仕事に区切りがつけにくいことがある」の正の有意な関係が見られるものの、他の仕事のフレキシブル性の項目は有意な関係が見られない。また職種に関しては、事務職と比べて専門職で有意に高いが、「教師・保育士・看護師」においては有意な関係が見られなかった。WLC 2（家事・育児→仕事コンフリクト）は、WLC 1 と同様に、「一日の仕事に区切りがつけにくいことがある」と正の有意な関連が見られ、「就業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる」は負の有意な関連が見られた。職種は事務職に比べて、技術職及び販売職で、WLC が高い傾向にある。

WLC 3（WLB 両立コンフリクト）に関しては、「一日の仕事に区切りがつけにくいことがある」及び「仕事のスケジュールに追われて余裕がない」で正の有意な関連が見られ、一方、「始業・終業の時刻を自分で決めることができる」と答えた人は WLB 両立コンフリクトを感じる人が少ない傾向が見られる。職種に関しては、WLC 2 と同様、事務職と比べて技術職及び販売職で、WLC が高い傾向が見られた。また、家事援助者がいる人の方が、このコンフリクトが少ないことが確認された。

WLC 4（いずれかの WLC あり）は、WLC 1 ～ 3 と同様に、「一日の仕事に区切りがつけにくいことがある」が正で有意であった。また、「勤務時間外にメールや電話等で仕事関係の連絡を取ることが多い」と正の有意な関連が見られ、「就業時間の途中で中抜けすることができる」ことは負の有意な関連が見られた。

頑健性を検証するため、表 4-2 と同対象者つまり、育児期における正社員女性におけるワークライフコンフリクト意識を従属変数として、「あてはまる」、「どちらかといえばあてはまる」、「どちらかといえばあてはまらない」、「あてはまらない」を順序変数として、順序ロジスティック回帰分析を行った（表 4-3）。

これによれば、WLC 1（仕事→家事・育児コンフリクト）に関しては、表 4-2 で見られたように、「1 日の仕事に区切りがつけにくいことがある」が正の有意な関連($p<.05$)が見ら

れ、職種においても、事務職と比べて専門職で高い傾向が見られた。WLC2（育児・家事→仕事コンフリクト）は、表4-2の分析と同じく、「1日の仕事に区切りがつけにくいことがある」が正の有意な関連、「始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる」で負の有意な関連が見られ、職種においても、事務職と比べて、技術職や販売職で多いことが確認された。

WLC3（WLB両立コンフリクト）は、表4-2と同じく、「1日の仕事に区切りがつけにくいことがある」及び「締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない」は正の有意な関連、「始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる」は負の有意な関連が確認された。現在の職種については有意な関連は確認されなかった。

表4-2 育児期の正社員女性におけるワークライフコンフリクト意識におけるロジスティック回帰分析

	WLC1		WLC2		WLC3		WLC4	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
家事援助者あり	0.010	0.099	0.069	0.081	-0.222	0.103 **	-0.066	0.090
妻家事分担比率	0.004	0.029	0.065	0.044	-0.022	0.030	0.025	0.023
妻家事分担比率×末子6歳未満	0.029	0.038	-0.044	0.053	-0.007	0.037	0.041	0.031
就業時間	0.002	0.004	-0.016	0.004 ***	-0.004	0.004	0.003	0.003
仕事のフレキシブル性								
始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる	-0.025	0.148	0.040	0.111	-0.341	0.143 **	-0.161	0.111
始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる	-0.091	0.099	-0.169	0.094 *	0.052	0.105	-0.160	0.082 *
深夜（午後10時～午前5時の間）に就業することがある	0.192	0.132	-0.145	0.137	0.177	0.121	0.020	0.102
締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない	0.107	0.099	-0.032	0.084	0.199	0.089 **	0.079	0.091
職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映することができる	-0.074	0.094	-0.052	0.116	-0.097	0.085	0.025	0.080
勤務時間外に電話・メール等で仕事関係の連絡を取ることが多い	0.081	0.120	-0.132	0.135	-0.018	0.112	0.184	0.103 *
仕事の裁量	-0.120	0.102	0.015	0.084	-0.017	0.097	-0.058	0.085
一日の仕事に区切りがつけにくいことがある	0.180	0.097 *	0.488	0.124 ***	0.378	0.075 ***	0.367	0.122 ***
職種（ref:事務職）								
教師・保育士・看護師	-0.100	0.144	0.046	0.114	-0.062	0.147	-0.072	0.117
専門的職業	0.333	0.182 *	0.129	0.113	0.167	0.146	0.124	0.135
技術者	0.212	0.213	0.541	0.212 **	0.436	0.207 **	0.323	0.238
管理的職業	0.137	0.219	0.190	0.218	0.203	0.332	-0.067	0.236
営業職	0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)	
販売職	0.189	0.278	0.537	0.249 **	0.531	0.262 **	0.038	0.188
介護職	0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		-0.167	0.207	0.000 (omitted)	
サービス職	-0.254	0.286	0.166	0.376	-0.128	0.241	0.000 (omitted)	
運輸・通信的職業	0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)	
保安的職業	0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)	
技能工・労務職	-0.325	0.274	0.000 (omitted)		-0.420	0.278	0.000 (omitted)	
農林漁業作業員	0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)	
子ども数	-0.116	0.067 *	-0.084	0.058	-0.055	0.061	-0.164	0.068 **
末子年齢	-0.036	0.016 **	-0.045	0.018 **	-0.025	0.016	-0.013	0.014
学歴(ref:中卒・高卒)								
短大・高専	-0.196	0.142	0.133	0.137	-0.251	0.126 **	-0.275	0.139 **
大学・大学院	-0.219	0.163	0.505	0.156 ***	-0.066	0.143	-0.235	0.168
N	101		99		104		95	
調整済みR ²	0.263		0.649		0.401		0.444	

*** p 値<0.01、**p 値<0.05、*p 値<0.1

表4-3 育児期の正社員女性におけるワークライフコンフリクト意識に関する
順序ロジスティック回帰分析

	WLC1		WLC2		WLC3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
家事援助者あり	-0.238	0.498	-0.473	0.517	-0.946	0.508 *
妻家事分担比率	-0.008	0.154	0.088	0.158	-0.046	0.153
妻家事分担比率×末子6歳未満	0.101	0.183	-0.298	0.199	-0.070	0.186
就業時間	0.011	0.019	-0.057	0.021 ***	-0.007	0.019
仕事のフレキシブル性						
始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる	-0.325	0.701	-0.337	0.679	-1.371	0.626 **
始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる	-0.937	0.521 *	-1.250	0.545 **	-0.193	0.525
深夜（午後10時～午前5時の間）に就業することがある	0.628	0.672	-0.021	0.689	1.352	0.675 **
締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない	1.150	0.504 **	0.241	0.487	1.057	0.462 **
職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映することができる	-0.896	0.457 *	-0.489	0.460	-0.761	0.467
勤務時間外に電話・メール等で仕事関係の連絡を取ることが多い	0.263	0.634	-0.119	0.630	-0.317	0.630
仕事の裁量	-0.617	0.546	1.051	0.548 *	0.178	0.528
一日の仕事に区切りがつけにくいことがある	1.169	0.514 **	1.723	0.535 ***	2.133	0.511 *
職種（ref:事務職）						
教師・保育士・看護師	0.046	0.747	0.531	0.762	-0.399	0.728
専門的職業	1.677	0.766 **	0.501	0.735	0.795	0.761
技術者	1.154	1.071	1.814	1.067 *	1.380	1.101
管理的職業	2.599	0.975 ***	1.278	0.988	1.392	1.016
営業職	0.589	1.605	0.508	1.510	-0.614	1.430
販売職	0.466	1.828	2.908	1.635 *	1.013	1.530
介護職	1.867	1.265	-0.332	1.198	-1.730	1.145
サービス職	-0.240	1.319	0.657	1.415	-0.163	1.462
運輸・通信的職業	-0.059	2.899	4.674	2.899	-2.183	2.551
保安的職業	-15.805	1292.982	-13.359	1166.887	-22.301	41994.920
技能工・労務職	-1.567	1.554	-0.458	1.780	-2.899	1.573 *
農林漁業作業	0.000 (omitted)		0.000 (omitted)		0.000 (omitted)	
個人属性要因コントロール						
		Yes		Yes		Yes
切片1	-4.329	2.140	-4.002	2.206	-3.486	2.144
切片2	-2.715	2.105	-0.943	2.179	-1.756	2.116
切片3	0.862	2.106	2.278	2.220	0.954	2.129
N		110		110		108
調整済みR ²		0.244		0.278		0.223

*** p 値<0.01、**p 値<0.05、*p 値<0.1

※個人属性要因として、子ども数、末子年齢、学歴をコントロールした。

5 まとめ

本稿では、育児期の正社員女性を対象に、仕事のフレキシブル性及び職種、家庭要因がワークライフコンフリクト意識に及ぼす影響について考察した。ワークライフコンフリクト意識において、育児期の正社員女性は男性と比べ、仕事→家事・育児コンフリクト意識及びWLB両立コンフリクト意識が有意に強く、半数以上の女性がワークライフコンフリクト意識を抱えていた。

それぞれのワークライフコンフリクト意識と仕事のフレキシブル性及び職種、家庭要因に関する分析を行った結果、それぞれにおいて一定の関連性が見られた。「締め切りや納期に追われてスケジュールに余裕がない」、「一日の仕事に区切りがつけにくいことがある」といった仕事のフレキシブル性の低い人はワークライフコンフリクト意識の強い可能性が高い。一方、「始業・終業時刻を自分の都合で決めることができる」ことや、「始業時間の途中で職場を離れる（中抜け）することができる」といった仕事のフレキシブル性の高い人が、ワークライフコンフリクト意識が弱い可能性が高いことが確認された。

家庭要因においては、家事援助者がいることがワークライフコンフリクト意識を弱める可能性が示された。また、現在の職種においては、専門職、技術職、販売職でワークライフコンフリクト意識を持つ人が高い割合で見られ、個々の職種によっても異なる課題があることが推察された。

本稿からの政策的インプリケーションとしては、これまで、フレックスタイム制や裁量労働制等が進められてきたが、今後は、個々の職種や多様なライフスタイルに対応可能な労働時間管理の柔軟性や、仕事のフレキシブル性を下げる要因を減らすような、物理的及び精神的サポートが求められるといえる。また、家事支援が進むような両立支援策を引き続き、拡大させていくことも重要である。

残された課題としては、本稿で取り上げたデータは一時点のクロスセクションデータであるため、今後はパネルデータを利用して個人の意識におけるバイアスをコントロールして分析することが望まれる。また、職種別における仕事のフレキシブル性とワークライフコンフリクト意識の関係についての分析や、育児援助要因を加えた分析については、今回はデータ数やデータの制約上行うことができなかったため、今後の課題としたい。

参考文献

- Batt,R., and Valcour,P.M.(2003). “Human resource practices as predictors of work family outcomes and employee turnover.”, *Industrial Relations*,42,189-220.
- Baxter, J., and Alexander, M.(2008). “Mothers work-to-family strain in single and couple parent families: the role of job characteristics and supports”, *Australian Journal of Social issues*,43-2,195-214.
- Clark.S.C.(2001). “Work cultures and work/family balance.”, *Journal of Vocational Behavior*, 58,348-365.
- Greenhaus,J.H. and Beutell,N.J.(1985). “Sources and Conflict between work and family roles.” *Academy of Management Review*,10,76-88.
- Grzywacz,J.G., and Marks.N.F.(2000). “Reconceptualizing the work-family interface”, *Journal of Occupational Health Psychology*,5,111-126.
- Grzywacz,J.G., Almeida,D.M., and MacDonald.D.A.(2002). “Work-family spillover and daily reports of work and family stress in the adult labor force”, *Family Relations*,51,28-36.
- Maume.D.J. and Houston.P.(2001). “Job Segregation and gender differences in work-family spillover among white-collar workers”, *Journal of Family and Economic Issues*,22,171-189.
- VanLaningham J., Johnson D.R, Amato P.(2001). “Marital Happiness, Marital Duration, and the U-shaped Curve :Evidence from a Five-Wave Panel Study”, *Social Force*,78(4),1313-1341.
- 稲葉昭英 (2004) 「夫婦関係の発達的变化」 渡辺俊樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, pp.261-276.
- 加藤容子・富田真紀子・金井篤子 (2018) 「仕事領域におえるワーク・ファミリー・コンフリクト対処プロセスの検討」『産業・組織心理学研究』31 巻, pp.128-138.
- 金井篤子 (2002) 「ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定因とメンタルヘルスの影響に関する心理学的プロセスの検討」『産業・組織心理学研究』11 巻, pp.107-202.
- 金井篤子 (2006) 「ワーク・ファミリー・コンフリクトの視点からのワーク・ライフ・バランス考察」『季刊家計経済研究』No.71, pp.29-35.
- 坂口尚文 (2013) 「シングルマザーの就業とディストレス」『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析』No.159, pp.178-195.
- 周燕飛・内藤朋枝(2017) 「労働時間の柔軟性とその便益」『日本労働研究雑誌』No.679, pp.81-94.
- 総務省統計局(2020) 「労働力調査」
- 高見具広(2012) 「仕事の裁量性が出産退職を抑制する効果」『年報 社会学論集』第 25 号, pp.108-119.

内閣府（2007）『国民生活白書』

原ひろみ、佐藤博樹（2008）「労働時間の現実と希望のギャップからみたワークライフコンフリクトーワーク・ライフ・バランスを実現するために」『季刊家計経済研究』No.79, pp.72-79.

藤本哲史（2009）「従業者の仕事特性とワーク・ライフ・バランス」『日本労働研究雑誌』No.583, pp.14-29.

藤本哲史・脇坂明(2008)「従業者のワーク・ライフ・バランス意識—仕事要求度とコントロールモデルに基づく検討」『学習院大学経済論集』第45巻3号, pp.223-267.

労働政策研究・研修機構(2017)『育児・介護と職業キャリア—女性活躍と男性の家庭生活』No.192.

第5章 ふたり親世帯・母子世帯の子どもの家事ときょうだいの世話

1 はじめに

家事の多くを女性が担っているという事実は、ジェンダー不平等の問題を象徴する現象として注目され、夫婦間の家事の不均衡な配分とその規定要因については、これまで多くの研究が蓄積されてきた (Bianchi et al 2000; Coltrane 2000; Ishii-Kuntz & Coltrane 1992; Shelton & John 1996)。日本においても、家事時間は圧倒的に女性に長い。近年女性の家事時間が減少傾向にあり、男性は増加傾向にあるものの、依然男女間での家事時間の差異は大きい (総務省統計局 2017)。そうした状況を背景に、男性の家事参加がどのようなときに促進されるかという問題関心から、多くの研究がなされてきた (乾 2016; Kamo 1994; 松田 2004; 永井 1992)。

このような家事の性による不均衡な配分は、「大人」だけの問題ではない。子どものあいだでも女子のほうが男子よりも、より多く家事を担っていることが、多くの社会で観察されている (Álvarez and Miles-Touya 2012; Evertsson 2006)。本章では、子どもによる家事やきょうだいの世話について、家族とりわけ親がどのような影響をもちうるかに焦点を当てて検討する。親は子どもに、社会で何が期待され、望ましいとされるかを直接的に伝えるという意味での社会化のエージェントでありうると同時に、子どもが日々の生活のなかで親の行動を観察することによって役割を学習し、模倣の対象となるという意味での「重要な他者」(Mead and Morris 1934=1973)でもありうる。子どもが家事やきょうだいの世話を担うことに関して、親と子のあいだでどのようなメカニズムが観察されるか、女子と男子には差異があるか、また、ふたり親世帯・母子世帯といった家族がおかれた文脈が、親が子どもに影響を及ぼすメカニズムに何らかの差異をもたらしているかを明らかにすることが、本章の課題である。

2 先行研究と仮説

子どもの家事遂行に関する先行研究は、家族とりわけ親が子どもの家事遂行にどのような影響を及ぼすかという点に焦点を当てて展開されてきた。先行研究によると、親の子どもの家事遂行への影響の与え方には、2つのプロセスがある。1つは、親から子どもへの直接的な働きかけによるもの、2つ目には、子どもが親の行動を観察することによるモデリング効果がある。

1つ目の考え方は、親が子どもに家事をするよう、直接的に働きかけることによって、子どもは家事をおこなうようになるという考え方である。そこでは、親は子どもに対する「教育」や「しつけ」の一環として、つまり意識的な社会化のプロセスとして、子どもに家事をさせると考えられる。親から子どもへの働きかけには、親の考え方や価値観が反映される。それは、親が男子よりも女子に、より多くの家事をさせようとする (Andersson, Hank, Rønsen, and Vikat, 2006; Bianchi and Robinson, 1997) ことにあらわれたり、親が食事の準備や後片

づけ、そうじなどの「女性的」な家事を子どもにまかせる (Blair 1992) 傾向としてあらわれ
たりする。

このような親による直接的な社会化効果は、先行研究においては主として親の学歴と子
どもの家事遂行との関連をみることによって検討されてきた。ただし親の学歴の効果は、高学
歴の親が子どもに生活スキルを身につけさせることに、より積極的であるために、子どもに
多くの家事をさせるという側面と、高学歴の親は子どもの学業面での達成に対してより熱心
であるために、子どもにはあまり家事をさせないという側面が考えられるため、その効果の
解釈は容易ではない。先行研究では、親（とりわけ母親）の学歴の効果は子どもの性別によ
ってあらわれ方が異なるという指摘が多い。たとえば Evertsson (2006) は、スウェーデンに
おいては母親が高学歴であると、女子の家事遂行は少なくなるが、男子には影響がないこと、
Cordero-Coma and Esping-Andersen (2018)、森中 (2019) では、ドイツと日本それぞれに
おいて高学歴の母親をもつときには男子の家事遂行は多くなるが女子には影響がないことを
指摘している。これらの指摘をふまえて本章では、以下の仮説を設定する。

仮説 1 : 母親の学歴は、子どもの家事やきょうだいの世話頻度に関連する

仮説 1a : 母親の学歴と子どもの家事やきょうだいの世話頻度との関連は、子どもの性別によ
って異なる

親が子どもの家事遂行に影響を与える第 2 の考え方として、子どもが親の家事遂行を観察
することによるモデリング効果がある。この考え方は社会的学習理論 (Bandura 1977) に基
づくもので、親が子どもに家事をするように、あるいはしないように直接的に働きかけずと
も、子どもは、自身のロールモデルである親の家事遂行の様子を観察することによって、ジ
ェンダーの文脈での社会的に「適切」とされる行動を学習し、それを模倣するというもので
ある。家事に関しては、モデリング効果は同性の親子のあいだでより顕著であると指摘され
ている (McHale et al. 1990)。

子どもの家事遂行に関するモデリング効果の検証は、親の家事遂行、家事分担の状況と子
どもの家事遂行との関連を検討することによっておこなわれてきた。同性の親子のあいだで
モデリング効果がより顕著にみられるという想定のもと、父親と息子の家事遂行の関連、母
親と娘の家事遂行の関連が検討されてきた。先行研究の知見からは、モデリングの効果は子
どもの性別によってあらわれ方が異なることが指摘されている。男子については、父親の家
事分担割合が高いほど、または父親の家事遂行頻度が高いほど、息子本人の家事遂行が多
くなることがしばしば指摘されてきた (Cordero-Coma and Esping-Andersen 2018;
Cunningham 2001; Dotti Sani 2016; Evertsson 2006; Hu 2015)。一方女子の家事遂行につ
いては、母親の家事分担割合や家事遂行頻度との関連ははっきりせず、母親の家事分担割合
が低くなると (=父親の分担割合が高くなると) 女子の家事頻度は、かえって高くなる

(Evertsson 2006)、母親・父親の分担割合とは関連しない (Cordero-Coma and Esping-Andersen 2018; Cunningham 2001; Hu 2015)、などの結果が得られている。

女子の家事遂行と親の家事遂行や家事分担割合との関連がはっきりしないのは、モデリング効果と代替効果が打ち消しあうことがその背景にあるからだという指摘がある (Hu 2015)。母親の家事時間の減少は、息子ではなく娘によって埋め合わされ、娘が母親の「代替者」として家事をおこなうようになるという側面ももつ。つまり母親の家事時間、あるいは家事分担割合の減少に対して、娘の家事遂行を少なくさせるモデリング効果と、娘の家事遂行を増加させる代替効果が同時に作用するため、親の家事遂行や家事分担割合と女子の家事遂行との関連には、はっきりとした傾向がみられなくなるのだと考えられる。さらに代替効果の存在は、母親の労働時間が長いときに、女子の家事遂行が多くなるという知見 (Cunningham 2001; Evertsson 2006) からも確認されている。以上をふまえて、下記の仮説を設定する。

仮説 2 : 父親の家事時間、母親の家事時間は、子どもの家事やきょうだいの世話頻度に関連する

仮説 2a : 父親の家事時間、母親の家事時間と子どもの家事やきょうだいの世話頻度との関連は、子どもの性別によって異なる。子どもの家事やきょうだいの世話頻度は、同性の親の家事遂行と、より強く関連する。ただし女子と母親の家事遂行とのあいだには、関連が見られない

仮説 3 : 母親の労働時間は、女子の家事やきょうだいの世話頻度と関連する

さらに先行研究では、親からの直接的な働きかけやモデリング効果は、その家族がどのような文脈におかれているかによって異なることが示唆されている。たとえば、共働き家族では、息子は家族のニーズに反応して家事をおこなう側面が強いため、結果的に父親の家事遂行のモデリング効果は、共働き家族よりも男性稼ぎ主タイプの家族に、より強くみられることが明らかにされている (Álvarez and Miles-Touya, 2012)。また中国においては、家事を外注するオプションが豊富な都市部においては、母親の家事分担割合が小さくなると、女子の家事遂行は少なくなるが、外注のオプションに乏しい農村部においては、そうした傾向がみられず、親の家事遂行のモデリング効果が、都市部においてより顕著であることが指摘されている (Hu 2015)。これらの研究から示されていることは、親からの直接的な働きかけやモデリング効果は、家族のおかれている文脈によって異なるということである。ここから、親からの直接的な働きかけやモデリング効果はふたり親世帯と母子世帯のあいだにおいても差異がみられると推測される。つまり、ふたり親世帯と母子世帯とのあいだでは、親の学歴や家事遂行状況、労働時間と子どもの家事遂行との関連に異なる傾向がみられると考えられる。

仮説 4：母親の学歴、母親の家事遂行、母親の労働時間と子どもの家事やきょうだいの世話頻度との関連は、ふたり親世帯と母子世帯で異なる

3 データと変数

(1) データと分析対象

本章で使用するデータは「第5回子育て世帯全国調査」である。この調査においては、第1子と第2子について、家事および年少のきょうだいを世話する頻度をたずねている。そのため本章では、ふたり親世帯および母子世帯で親と同居する第1子・第2子のうち、年齢が7～18歳のケースを分析対象とした。7～18歳は、小学・中学・高校生にあたる年齢層で、家事やきょうだいの世話を担うことが可能な年齢層であると考えられる。また、ふたり親世帯については、母親が回答しているケースのみを分析対象とした。欠損値を含むケースを除き、最終的に分析対象となったケースは、ふたり親世帯の子ども589人（女子281人、男子308人）、母子世帯の子ども294人（女子140人、男子154人）である。

(2) もちいる変数

従属変数は子どもの家事頻度、および年少のきょうだいを世話する頻度である。調査では第1子および第2子について「家事を手伝う頻度」「下の兄弟の世話を手伝う頻度」がふだん1週間にどのくらいあるかをたずねている。4節のマルチレベル分析においては、「ほぼ毎日」=6.5、「週に4、5日程度」=4.5、「週に2、3日程度」=2.5、「週に1日程度」=1、「ほとんどない」=0と、週あたりのおおよその回数に変換してもちいた。

おもな独立変数は、父親および母親の平日の家事時間（分換算）、母学歴（高校以下／短大／大学以上の3カテゴリー）、母の週あたり労働時間（時間換算）である。ふたり親世帯・母子世帯の双方を含む分析では、世帯類型（ふたり親世帯=0、母子世帯=1とするダミー変数）も含めた。これらはいずれも親レベルの変数である。

そのほかコントロール変数として、親レベルでは、母親の性別役割分業意識、同居子ども数、世帯年収（税込み）をもちいる。母親の性別役割分業意識については、「母親の就業は、未就学の子どもに良くない影響を与える」と「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」の2項目について、「賛成」=4、「まあ賛成」=3、「やや反対」=2、「反対」=1の値を与え、2項目の値の平均をとった。つまりこの変数は、これら2項目に「賛成」であるほど（性別役割分業に対して保守的であるほど）大きな値をとる。同居子ども数は、調査において詳細に情報を聞き取った第1子から第4子または末子の情報をもとに同居の子どもの数をカウントし、「1人」=1、「2人」=2、「3人」=3、「4人以上」=4の値を与えた。世帯年収（税込み）は、回答された数値を100で割った値をもちいた。

さらに、子レベルのいくつかの要因もコントロールした。子どもの年齢、子どもの年齢二乗、出生順位、下のきょうだいあり（ダミー変数）、6歳以下のきょうだいあり（ダミー変数）、

反対の性のきょうだい（女子であれば男子のきょうだい、男子であれば女子のきょうだい）あり（ダミー変数）である。子どもの年齢は、日本の子どもの「学年」に対応させるかたちで作成した。すなわち、2018年4月から2018年11月（調査時点）生まれを0歳、2017年4月～2018年3月生まれを1歳、…2000年4月～2001年3月生まれを18歳とした。子どもが家事やきょうだいの世話をおこなえる時間的余裕は、同じ12歳であっても小学生と中学生では異なると考えられるため、「学年」を基準とした年齢をもちいることとした。

（3）分析方法

まず、記述統計および性・年齢・世帯類型別の子どもの家事およびきょうだいの世話の頻度を確認する。次に、子どもの家事およびきょうだいの世話の頻度について、子どもの属性を第1水準、親にかかわる要因を第2水準とするマルチレベル分析をおこなう。「第5回子育て世帯全国調査」では回答者の第1子および第2子それぞれについての、家事、年少のきょうだいを世話する頻度がたずねられている。つまりデータは親（回答者）レベルと子レベルの情報という階層構造をもっており、同じ親をもつ複数の子どものデータを含むという点で、入れ子構造になっている。マルチレベル分析は、このようなデータの階層性を適切にとりあつかうのに適した方法であり、以下のようにモデルを設定することができる。

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + \beta_{1j}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij}$$

Y_{ij} はj番目のグループ（親）に属するi番目の子どものYの値を示す。 γ_{00} は Y_{ij} の全体平均、 γ_{01} は親レベルの独立変数 W_j の係数、 β_{1j} は子レベルの独立変数 X_{ij} の係数である。 $u_{0j} + r_{ij}$ は誤差項であるが、親レベルの誤差項 u_{0j} と子レベルの誤差項 r_{ij} に分かれている。子どもが家事やきょうだいの世話をおこなう頻度は、子どもの年齢やきょうだいの中での立ち位置など、それぞれの子どもの状況によって左右されうると同時に、親の家事遂行の状況や労働時間など、その家族が共有する状況にも影響されう。マルチレベルの設定によって、家族（親）レベルと子レベルの要因が、どの程度子どもの家事やきょうだいの世話頻度を規定しているかを、把握することができる。本章の分析では、切片のみにランダム効果を仮定する。つまりモデルの切片はある値（ γ_{00} ）を中心に家族ごとに異なる値を示す分布のなかから得られるものと考えると同時に、回帰係数は各家族で一定であると仮定する。

本章でのマルチレベル分析では、母子世帯のオーバーサンプリングを補正するウェイト変数による重みづけをおこなった。また、子どもの家事やきょうだいの世話に関連する要因は、女子と男子では異なることが想定されるため、女子と男子に分けて分析をおこなう。

4 分析結果

(1) 記述統計

表5-1は、分析にもちいた変数の記述統計である。世帯類型・子どもの性別に分けて示している。表5-1の上半分は子レベルの変数、下半分は親レベルの変数である。親レベルの変数については、7-18歳の同居子が2人（以上）いる場合には2倍に積み上げられている点には留意が必要である。

表5-1 記述統計

	ふたり親世帯		母子世帯	
	女子(n=281)	男子(n=308)	女子(n=140)	男子(n=154)
子レベル				
家事頻度	2.10(2.25)	1.96(2.35)	2.63(2.31)	2.13(2.53)
きょうだいの世話頻度	2.57(2.78)	2.07(2.58)	3.14(2.96)	1.96(2.67)
年齢	12.35(3.51)	12.19(3.51)	12.49(3.47)	13.25(3.23)
出生順位	1.42(0.49)	1.44(0.50)	1.41(0.49)	1.45(0.50)
下のきょうだいあり	0.63(0.48)	0.65(0.48)	0.50(0.50)	0.52(0.50)
6歳以下のきょうだいあり	0.27(0.44)	0.27(0.44)	0.13(0.34)	0.10(0.30)
反対の性のきょうだいあり	0.54(0.50)	0.51(0.50)	0.54(0.50)	0.51(0.50)
親レベル				
父親の平日家事時間（分）	21.71(39.95)	25.21(59.49)		
母親の平日家事時間（分）	204.95(102.39)	215.71(119.00)	147.57(80.54)	158.96(90.74)
母親学歴：中学・高校	47.33	38.96	72.86	73.38
：短大	24.56	32.79	17.14	21.43
：大学以上	28.11	28.25	10.00	5.19
母親の週あたり労働時間（時間）	23.38(16.40)	20.96(17.36)	35.38(14.78)	35.15(15.72)
性別役割分業意識	2.04(0.73)	2.00(0.73)	1.93(0.79)	2.06(0.77)
同居子ども数	2.18(0.65)	2.23(0.65)	2.01(0.75)	2.03(0.69)
世帯年収（万円）	770.9(364.31)	768.8(372.52)	327.29(222.19)	286.64(196.64)

注：表中の数値は平均値を示す（カッコ内は標準偏差）。母親学歴は各カテゴリーのパーセンテージを示す。世話頻度に回答があったケース数は、ふたり親世帯女子：198 ケース、ふたり親世帯男子：212 ケース、母子世帯女子：86 ケース、母子世帯男子：96 ケースであった。

子どもの家事頻度・きょうだいの世話頻度をみると、ふたり親世帯・母子世帯ともに男子より女子の頻度が高い傾向がみられる。また、ふたり親世帯の女子よりも母子世帯の女子のほうが家事・きょうだいの世話ともに頻度が高いが、男子にはそのような傾向ははっきりとはみられず、ふたり親世帯と母子世帯の男子の家事・きょうだいの世話頻度にはそれほど差異はみられない。

きょうだいの状況についてみると、ふたり親世帯の子どものほうが、母子世帯の子どもよ

りも下のきょうだい、6歳以下のきょうだいをもつ割合が若干多く、また親レベルの同居子ども数をみても、母子世帯に比べてふたり親世帯のほうがやや多い傾向がみられる。

親の家事時間・労働時間をみると、母親の家事時間は母子世帯よりもふたり親世帯のほうが長く、反対に労働時間については、母子世帯のほうが長い。また、母親の学歴は、ふたり親世帯の母親のほうが相対的に高学歴である。世帯年収もふたり親世帯のほうが高い。

(2) 年齢・性・世帯類型別の子どもの家事および世話の頻度

図5-1～図5-4は、ふたり親世帯の女子、ふたり親世帯の男子、母子世帯の女子、母子世帯の男子が家事をおこなう頻度を、年齢別に集計したものである。子どもの年齢は7-9歳、10-12歳、13-15歳、16-18歳に区分した。それぞれ小学校低学年、小学校高学年、中学生、高校生にあたる年齢である。図5-1～図5-4をみると、子どもの性別や世帯類型にかかわらず、子どもがもっとも家事をおこなう頻度が高いのは、10歳代の前半ごろであるということがわかる。10-12歳、13-15歳の年齢層では、子どもの性別・世帯類型にかかわらず週に4、5日以上家事をおこなう子どもが20%～30%程度を占めている。一方で子どもの性別や世帯類型による差異もみられる。女子と男子の家事頻度の差異は、ふたり親世帯・母子世帯ともに7-9歳から13-15歳のあいだはそれほどはっきりしないが、16-18歳では女子のほうが男子よりも家事を多くおこなう傾向が確認される。16-18歳で家事をおこなうことが「ほとんどない」男子の割合は、ふたり親世帯で61.3%、母子世帯で60.0%を占めるのに対して、16-18歳女子で家事を「ほとんどおこなわない」女子は、ふたり親世帯・母子世帯でそれぞれ42.3%、30.6%にとどまる。また世帯類型間の差異に着目すると、女子では母子世帯の子のほうが、ふたり親世帯の子よりも、家事を頻繁におこなう傾向が読み取れる。どの年齢層においても、週2、3日程度以上の頻度で家事をおこなう女子は、ふたり親世帯よりも母子世帯に多い。男子については、世帯類型間の差異はそれほど明瞭ではないものの、16-18歳で「ほぼ毎日」家事をおこなう男子がふたり親世帯では5.3%であるのに対して、母子世帯では17.8%を占めており、母子世帯16-18歳男子では家事をほとんどおこなわない子と頻繁におこなう子とに二極化する傾向が読み取れる。

図5-1 ふたり親世帯・女子の年齢層別家事頻度

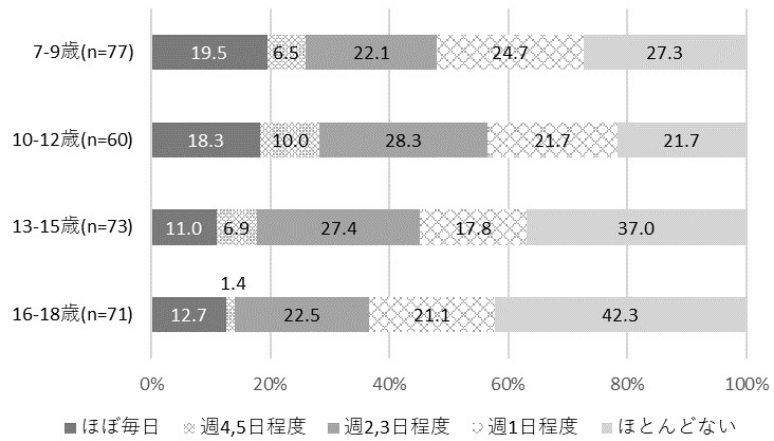


図5-2 ふたり親世帯・男子の年齢層別家事頻度

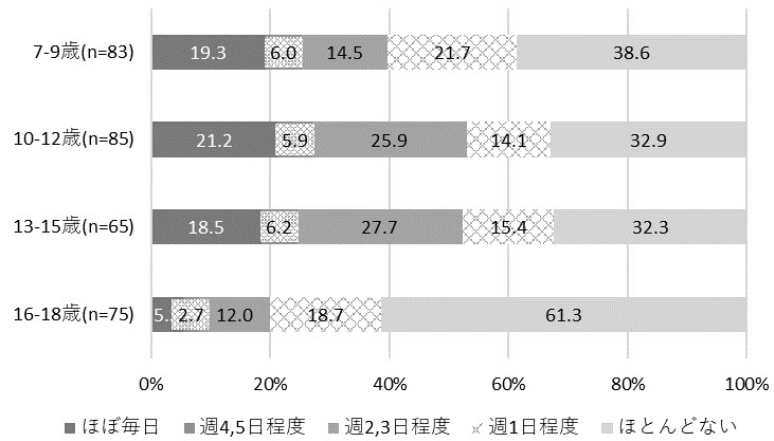


図5-3 母子世帯・女子の年齢層別家事頻度

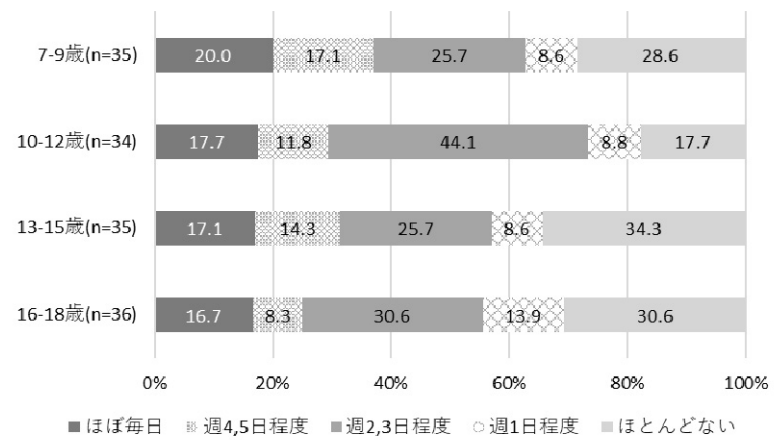
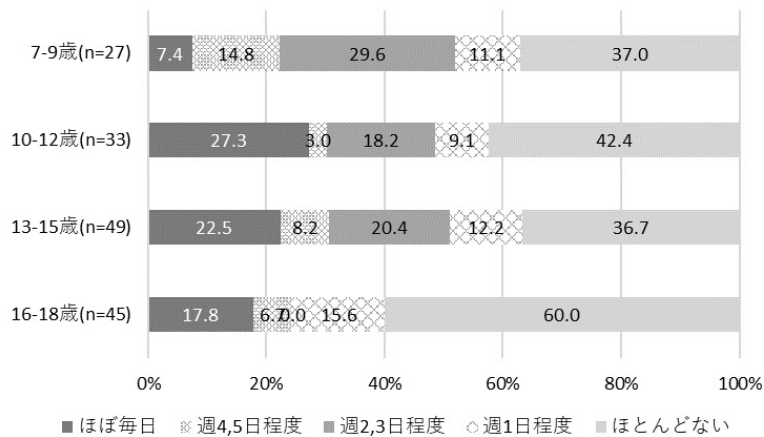


図5-4 母子世帯・男子の年齢層別家事頻度



次に図表5-6～図5-8では、年少のきょうだいの世話をおこなう頻度について、ふたり親世帯・母子世帯の女子および男子ごとに、年齢別に示している。きょうだいの世話は、年少のきょうだいがいない場合には回答できないため、回答を得られるケース数が少なくなる。そのため特に回答の得られたケース数の少ない母子世帯については、子どもの年齢区分を統合し、7-12歳と13-18歳の2区分とした。図表5-6～図5-8をみると、子どもの性別や世帯類型にかかわらず、年齢の低い子どものほうが年齢の高い子どもよりも、きょうだいの世話を頻繁におこなっている傾向が読み取れる。この背景のひとつには、子どもの年齢が上がるにつれて、その子の年少のきょうだいの年齢も上がり、年少のきょうだいが世話を必要とする度合いが少なくなってくる可能性があることと推測される。性別による差異に着目すると、ふたり親世帯の7-9歳から13-15歳の年齢層においては、男子よりも女子のほうがきょうだいの世話を頻繁におこなう傾向がみられる。16-18歳では、きょうだいの世話をおこなうことは「ほとんどない」という子が女子・男子ともに70%程度を占め、子どもの性別による差は大きくない。

図表5-6 ふたり親世帯・女子の年齢層別きょうだいの世話頻度

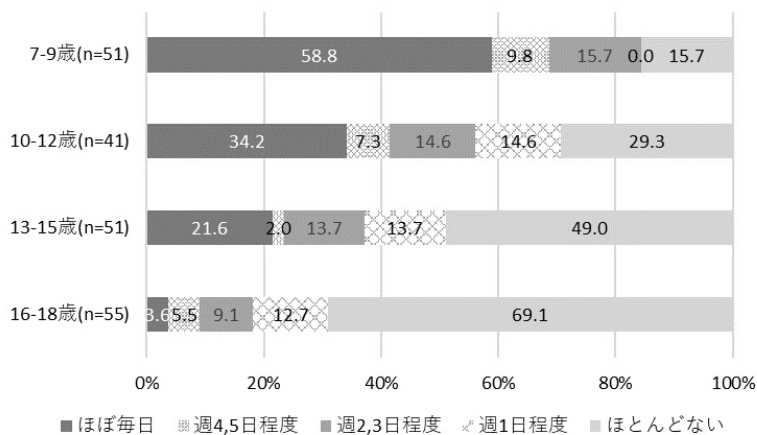


図5-6 ふたり親世帯・男子の年齢層別きょうだいの世話頻度

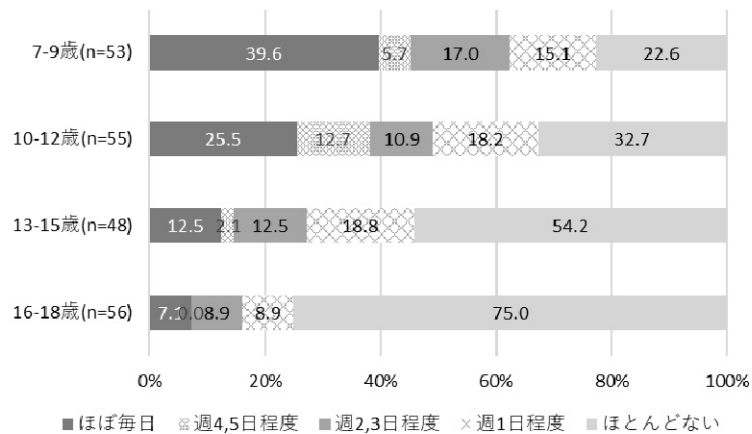


図5-7 母子世帯・女子の年齢層別きょうだいの世話頻度

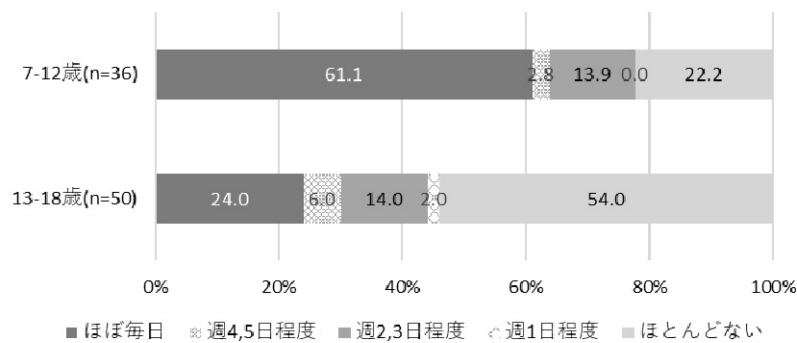
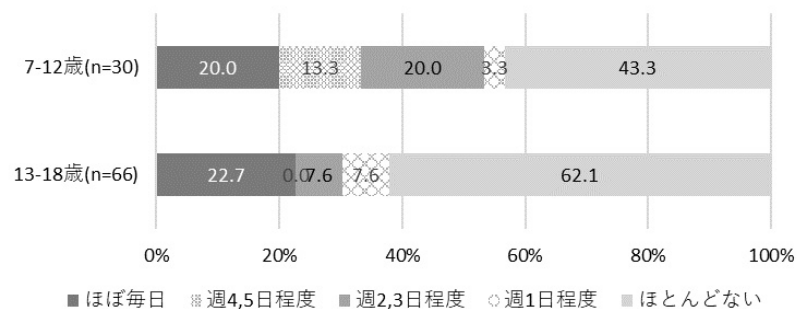


図5-8 母子世帯・男子の年齢層別きょうだいの世話頻度



(3) マルチレベル分析の結果

①ふたり親世帯の子ども家事・きょうだいの世話頻度の分析

表5-2は、ふたり親世帯の女子および男子の家事・きょうだいの世話の頻度に関するマルチレベル分析の結果である。ICC（級内相関）をみると、女子の家事頻度で0.654、男子の家事頻度で0.815、女子の世話頻度で0.929、男子の世話頻度で0.779となっている。つまり子どもの家事や世話頻度の分散のうち、65～90%程度は親つまり家族間の分散が占めており、

子どもの家事や世話頻度は家族間でのばらつきが大きいことが示唆される。

仮説1～3の検証にあたって、女子・男子それぞれの家事およびきょうだいの世話の頻度について、母親の学歴、母親と父親の家事時間、母親の労働時間との関連に注目する。母親の学歴は、女子の家事頻度と関連がみられる。母親が高校までの学歴である場合に比べて、短大、大学以上の学歴をもつ場合には、女子の家事頻度は少ない。このことは、母親が高学歴である場合には、娘をケア役割から解放するように向かわせる働きかけがおこなわれていることを示唆する。一方で母親が高学歴であることと、男子の家事やきょうだいの世話頻度とのあいだには、はっきりとした関連はみられない。ここから、仮説1、1aは支持される。次に母親および父親の家事時間の効果についてみると、父親の家事時間は男子の家事時間に正の効果をもつことが示されている。一方母親・父親の家事時間は、女子の家事およびきょうだいの世話頻度とは有意な関連を示さない。つまり、父親の家事遂行によるモデリング効果は男子にのみ確認される。また、母親の労働時間は女子・男子の家事ときょうだいの世話のいずれにも有意な関連を示していない。すなわち、仮説2、2aは支持され、仮説3は支持されなかった。

さらにそのほかの変数と女子・男子の家事ときょうだいの世話の頻度との関連も確認しておこう。女子の家事頻度は、男子のきょうだいをもつときに多くなり、男子の家事頻度は6歳以下のきょうだいがいるときに多くなる。また男子の家事頻度については年齢および年齢の二乗項も有意である。表5-2で得られた係数をもとに男子の家事頻度のピークの年齢を算出すると11.4歳となり、3節(2)で確認された傾向とも整合的である。加えて、男子の家事頻度は同居子ども数が多いと少くなる傾向も見られ、子どものなかで他に家事を担ってくれる人がいるときには、男子は家事をおこなわなくなることが示唆される。女子がきょうだいの世話をする頻度は、出生順位が後になるほど少なくなり、6歳以下のきょうだいがいる場合には多くなる。男子がきょうだいの世話をする頻度は、6歳以下のきょうだいがいるとき、また同居子ども数が多いほど、多くなる傾向が確認される(ただし同居子ども数の効果は10%水準で有意)。

表5-2 ふたり親世帯の子どもの家事およびきょうだいの世話の頻度に関する
マルチレベル分析の結果

	家事・女子	家事・男子	世話・女子	世話・男子
固定効果				
切片 (子レベル)	0.895	-1.123	2.301	-1.000
年齢	0.276	0.776 **	0.044	0.230
年齢二乗	-0.014	-0.034 ***	-0.013	-0.014
出生順位	0.028	0.231	-0.498 *	0.410
下のきょうだいあり	0.493	0.178	0.604 †	0.400
6歳以下のきょうだいあり	-0.237	1.198 **	1.612 **	1.918 ***
反対の性のきょうだいあり (親レベル)	0.702 *	0.223	-0.057	0.013
母学歴 (ref. 中学・高校)				
短大	-0.846 *	0.150	-0.509	0.665
大学以上	-0.940 **	0.539	-0.202	-0.160
父親の平日家事時間	0.0002	0.005 *	0.002	0.001
母親の平日家事時間	-0.002	-0.0001	0.002	-0.0001
母の週当たり労働時間	-0.004	-0.003	0.009	0.002
性別役割分業意識	0.197	-0.073	0.095	-0.221
同居子ども数	0.073	-0.708 *	0.436	0.647 †
世帯年収	-0.021	-0.045	-0.038	-0.052
変量効果				
子レベルの分散成分	1.557	0.940	0.335	1.017
親レベルの分散成分	2.937	4.143	4.387	3.590
ICC	0.654	0.815	0.929	0.779
パラメータ数	17	17	17	17
ケース数 (子レベル)	281	308	198	212
ケース数 (親レベル)	236	250	180	191

***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10

②ふたり親世帯・母子世帯の子どもの家事・きょうだいの世話頻度の分析

次に仮説4の検証にあたって、母親の学歴、母親の家事時間、母親の労働時間と子どもの家事・きょうだいの世話頻度の関連が、ふたり親世帯・母子世帯という世帯類型によって異なるかどうかを検討する。表5-3は、ふたり親世帯・母子世帯の女子および男子の家事頻度に関するマルチレベル分析の結果である。モデル1は主効果のみ、モデル2ではモデル1で考慮した変数に加えて、母子世帯ダミーと母親の学歴カテゴリーとの交互作用項、モデル3では母子世帯ダミーと母親の家事遂行との交互作用項、モデル4では母子世帯ダミーと母親の労働時間との交互作用項を投入している。交互作用項の効果に着目することで、母親の学歴、母親の家事時間、母親の労働時間と子どもの家事頻度との関連について、世帯類型間

で差異がみられるかどうかを検討することができる。

まず女子の家事頻度について、主効果のみを投入したモデル1をみると、母親の学歴が有意な効果を示している。母親が高校までの学歴である場合に比べて、短大、大学以上の学歴をもつ場合には、女子の家事頻度は少ない傾向がみられる。また母子世帯ダミーは符号は正であるものの有意ではない。本節(2)の記述的な分析では母子世帯の女子のほうがふたり親世帯の女子よりも家事を多くおこなう傾向がみられたが、多変量解析ではそうした傾向は必ずしも確認されなかった。続いて母親の学歴と母子世帯ダミーとの交互作用項を投入したモデル2をみると、母親学歴短大レベルおよび大学以上レベルの主効果は負で有意、母子世帯ダミーと母親大学以上との交互作用項が正で有意となっている。つまりふたり親世帯の女子は、母親の学歴が短大、大学以上であるときには、母親の学歴が高校までであるときに比べて家事頻度が少ない傾向がみられるが、母子世帯の女子については、母親の学歴が大学以上の場合には、家事頻度が多い傾向がみられる。モデル3では、母子世帯ダミーと母親の家事時間の交互作用効果は有意ではない。さらにモデル4で母子世帯ダミーと母親の労働時間の交互作用効果をみると、10%水準ではあるものの正の効果がみられており、母子世帯では母親の労働時間が長くなると、女子の家事頻度が多くなる傾向がみられる。

表5-3 ふたり親世帯・母子世帯の子どもの家事頻度に関する
マルチレベル分析の結果

	家事・女子				家事・男子			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果								
切片 (子レベル)	0.560	0.547	0.567	0.740	-1.424	-1.389	-1.382	-1.412
年齢	0.285	0.299	0.285	0.269	0.746 **	0.744 **	0.751 **	0.748 **
年齢二乗	-0.014	-0.015	-0.014	-0.014	-0.032 ***	-0.032 ***	-0.032 ***	-0.032 ***
出生順位	0.041	0.034	0.040	0.054	0.242	0.243	0.230	0.244
下のきょうだいあり	0.464	0.479	0.463	0.479	0.137	0.138	0.127	0.138
6歳以下のきょうだいあり	-0.115	-0.142	-0.115	-0.125	1.090 **	1.087 *	1.093 **	1.087 *
反対の性のきょうだいあり (親レベル)	0.572 †	0.606 †	0.570 †	0.564 †	0.150	0.148	0.144	0.151
母子世帯	0.218	-0.002	0.175	-0.746	-0.033	-0.073	-0.809	-0.189
母学歴 (ref. 中学・高校)								
短大	-0.841 *	-0.845 *	-0.839 *	-0.817 *	0.050	0.052	0.063	0.048
大学以上	-0.824 *	-0.949 **	-0.824 *	-0.828 *	0.565	0.536	0.553	0.563
母子世帯×母学歴：短大		-0.177				-0.055		
母子世帯×母学歴：大学以上		2.112 **				0.918		
母親の平日家事時間	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	0.001	0.001	0.0004	0.001
母子世帯×母親の平日家事時間			0.0002				0.005 †	
母の週当たり労働時間	-0.001	-0.001	-0.001	-0.004	0.003	0.003	0.003	0.002
母子世帯×母労働時間				0.029 †				0.005
性別役割分業意識	0.235	0.247	0.235	0.242	-0.082	-0.080	-0.065	-0.084
同居子ども数	0.034	0.041	0.034	0.018	-0.538 *	-0.540 *	-0.537 *	-0.540 *
世帯年収	-0.005	-0.008	-0.005	-0.005	-0.052	-0.052	-0.051	-0.052
変量効果								
子レベルの分散成分	1.671	1.667	1.672	1.667	1.000	0.999	1.000	1.000
親レベルの分散成分	2.931	2.889	2.931	2.918	4.319	4.315	4.296	4.318
ICC	0.637	0.634	0.637	0.636	0.812	0.812	0.811	0.812
パラメータ数	17	19	18	18	17	19	18	18
ケース数 (子レベル)	421	421	421	421	464	464	464	464
ケース数 (親レベル)	363	363	363	363	381	381	381	381

***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10

続いて男子の家事頻度について検討する。主効果のみを投入したモデル1では、母親の学歴、母親の家事遂行、母親の労働時間の効果はともに有意ではない。交互作用項を加えたモデル2~4をみると、モデル3の母親の家事時間と母子世帯ダミーが正で有意である（ただし有意水準10%）。母子世帯においては、母親の家事時間が長いほど、男子が多く家事をおこなう傾向がみられる。

次に、表5-4はふたり親世帯・母子世帯の女子および男子のきょうだいの世話の頻度に関するマルチレベル分析の結果を示している。モデル1より、母親の学歴、母親の家事時間、母親の労働時間の主効果は女子・男子ともに有意ではない。交互作用項を投入したモデル2

～4 においても母親の学歴、母親の家事時間、母親の労働時間と母子世帯ダミーの交互作用いずれも有意ではなく、きょうだいの世話については母親の学歴、母親の家事時間、母親の労働時間との関連はみられず、またそれらの要因ときょうだいの世話頻度に関する世帯類型間での差異も確認されなかった。

表 5-4 ふたり親世帯・母子世帯の子どものきょうだいの世話頻度に関する
マルチレベル分析の結果

	世話・女子				世話・男子			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果								
切片 (子レベル)								
年齢	0.019	0.006	0.020	0.035	0.253	0.238	0.252	0.253
年齢二乗	-0.012	-0.012	-0.012	-0.013	-0.015	-0.015	-0.015	-0.015
出生順位	-0.441 *	-0.439 *	-0.443 *	-0.439 *	0.385	0.369	0.381	0.384
下のきょうだいあり	0.822 *	0.765 †	0.816 *	0.832 *	0.630	0.665	0.630	0.625
6歳以下のきょうだいあり	1.458 **	1.431 **	1.455 **	1.487 **	1.771 ***	1.765 ***	1.762 ***	1.768 ***
反対の性のきょうだいあり (親レベル)	-0.021	-0.025	-0.022	-0.006	-0.078	-0.055	-0.075	-0.077
母子世帯	0.482	0.730	0.184	1.557 †	0.114	0.390	-0.417	-0.106
母学歴 (ref. 中学・高校)								
短大	-0.591	-0.500	-0.589	-0.630	0.501	0.633	0.505	0.500
大学以上	-0.291	-0.243	-0.297	-0.312	-0.172	-0.147	-0.182	-0.174
母子世帯×母学歴：短大		-0.956				-1.067		
母子世帯×母学歴：大学以上		-0.469				0.683		
母親の平日家事時間	0.002	0.002	-0.001	-0.002	0.0001	0.0001	-0.0001	0.001
母子世帯×母親の平日家事時間			0.002				0.003	
母の週当たり労働時間	0.007	0.006	0.007	0.011	0.004	0.004	0.004	0.004
母子世帯×母労働時間				-0.033				0.006
性別役割分業意識	0.208	0.212	0.208	0.215	-0.176	-0.176	-0.167	-0.177
同居子ども数	0.413	0.408	0.421	0.434	0.750 *	0.734 *	0.754 *	0.749 *
世帯年収	-0.029	-0.029	-0.028	-0.027	-0.051	-0.054	-0.051	-0.052
変量効果								
子レベルの分散成分	0.605	0.603	0.604	0.604	0.959	0.956	0.958	0.959
親レベルの分散成分	4.371	4.362	4.369	4.346	3.800	3.779	3.794	3.799
ICC	0.878	0.879	0.879	0.878	0.798	0.798	0.798	0.798
パラメータ数	17	19	18	18	17	19	18	18
ケース数 (子レベル)	284	284	284	284	312	312	312	312
ケース数 (親レベル)	255	255	255	255	276	276	276	276

***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10

5 まとめ

本章では、ふたり親世帯・母子世帯の7歳から18歳の子どもの、家事およびきょうだいの世話の頻度について検討した。分析から明らかになった点は以下のとおりである。

まず、記述統計レベルでは、ふたり親世帯・母子世帯ともに男子よりも女子のほうが、家

事およびきょうだいの世話を、より頻繁におこなっている傾向が確認された。また世帯類型間の差異に着目すると、女子では、ふたり親世帯より母子世帯の女子のほうが、家事・きょうだいの世話ともに頻繁におこなっている傾向がみられたが、男子では世帯類型間の差異はそれほど明瞭ではなかった。(ただし女子についても多変量解析では、世帯類型間の差異は統計的に有意ではなかった。) また、子どもの年齢との関連では、子どもの性別や世帯類型にかかわらず、子どもがもっとも家事をおこなう頻度が高いのは、10歳代の前半ごろであるということが明らかになった。10歳代後半では家事を「ほとんどおこなわない」子どもの占める割合が多くなり、特に男子はふたり親世帯・母子世帯ともに家事を「ほとんどおこなわない」が60%程度を占める。一方、きょうだいの世話については、子どもの性別や世帯類型にかかわらず、年齢の低い子どものほうが頻繁におこなう傾向がみられ、それは子どもの年齢が上がるにつれて、その子の年少のきょうだいの年齢も上がり、年少のきょうだいが世話を必要とする度合いが少なくなってくるためではないかと推察された。

次に本章では、ふたり親世帯の子どもの家事およびきょうだいの世話頻度について、親からの直接的な働きかけとモデリング効果を検証するため、母親の学歴、母親と父親の家事時間、母親の労働時間との関連を検討した。マルチレベル分析の結果、高学歴の母親をもつときには、女子の家事頻度は少ない傾向がみられた。高学歴であることは、性別分業に否定的な態度と関連が強いことがこれまでしばしば指摘されてきた(原・肥和野 1990; 山口 1999)ことをふまえると、高学歴の母親は娘に対して、ケア役割=家事から解放するような働きかけをおこなっていると考えられる。また、父親の家事時間が長いと、男子の家事頻度が多くなる傾向も確認された。これは父親が家事をおこなうことによる、息子に対するモデリング効果と解釈できる。家事をおこなう父親を息子が観察することによって、息子は家事を、自らも家族のなかで果たすべき役割として学習していく側面があると考えられる。親からの働きかけ、モデリング効果が子どもの性別によってあらわれ方が異なること、また、女子は母親、男子は父親と同性の親からの影響が強い点は先行研究とも整合的である。さらに、親からの働きかけやモデリング効果は、家事についてはみられたが、きょうだいの世話については確認されなかった。きょうだいの世話には、女子・男子ともに6歳以下のきょうだいの有無が強く関連していることから、子どもがきょうだいの世話をする頻度は、世帯のニーズと強く関連していると考えられる。

さらに本章では、家族がおかれた文脈、つまりふたり親世帯・母子世帯といった世帯類型によって親からの働きかけやモデリング効果に差異がみられるかどうかについても検討した。分析の結果、女子の家事頻度に対する母親の学歴の効果は世帯類型によって異なっており、母親が高学歴であることは、ふたり親世帯の女子の家事頻度には負、母子世帯では正の関連をもっていた。このことは、高学歴の母親から娘に伝達される価値や態度が、ふたり親世帯と母子世帯とでは異なることを示唆している。たとえば、ふたり親世帯と母子世帯の母親から、ともに「自立」という価値が娘に伝達される場合にも、母子世帯では自立=大人として

母親を助けるという意味合いで娘に伝えられるとするならば、それは娘の家事遂行を増やす方向に作用する可能性がある。

また、男子の家事頻度に関しては、母親の家事時間がふたり親世帯と母子世帯の間で異なる効果をもっており、母子世帯においてのみ母親の家事時間と男子の家事頻度が正の関連を示していた。母親の家事時間が長いことが、世帯の家事量の多さを反映している側面があるならば、母子世帯の男子は母親の家事時間が長くなると、母親を「助ける」ために、より頻繁に家事をおこなうようになるのではないかと推察される。つまり、分析結果からは、母子世帯の男子は、ふたり親世帯の男子よりも、より世帯のニーズに反応して家事をおこなうことが示唆される。

参考文献

- Álvarez, B., and D. Miles-Touya. 2012. "Exploring the relationship between parents' and children's housework time in Spain." *Review of Economics of the Household* 10(2):299-318.
- Andersson, G., K. Hank, M. Rønsen, and A. Vikat. 2006. "Gendering family composition: Sex preferences for children and childbearing behavior in the Nordic countries." *Demography* 43(2):255-67.
- Bandura, Albert. 1977. *Social learning theory*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Bianchi, S. M., M. A. Milkie, L. C. Sayer, and J. P. Robinson. 2000. "Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor." *Social Forces* 79(1):191-228.
- Bianchi, S. M., and J. Robinson. 1997. "What did you do today? Children's use of time, family composition, and the acquisition of social capital." *Journal of Marriage and Family* 59(2):332-44.
- Blair, S. 1992. "Children's participation in household labor: Child socialization versus needs for household labor." *Journal of Youth and Adolescence* 21(2): 241-258.
- Coltrane, S. 2000. "Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work." *Journal of Marriage and Family* 62(4):1208-33.
- Cordero-Coma, J., and G. Esping-Andersen. 2018. "The intergenerational transmission of gender roles: Children's contribution to housework in Germany." *Journal of Marriage and Family* 80(4):1005-19.
- Cunningham, M. 2001. "Parental influences on the gendered division of housework." *American Sociological Review* 66(2):184-203.
- Dotti Sani, G. M. 2016. "Undoing gender in housework? Participation in domestic chores by Italian fathers and children of different ages." *Sex Roles* 74(9-10):411-21.
- Evertsson, M. 2006. "The reproduction of gender: Housework and attitudes towards gender

- equality in the home among Swedish boys and girls." *British Journal of Sociology* 57(3):415-36.
- 原純輔・肥和野佳子, 1990, 「性別役割意識と主婦の地位評価」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造④女性と社会階層』東京大学出版会, 165-186.
- Hu, Y. 2015. "Gender and children's housework time in China: Examining behavior modeling in context." *Journal of Marriage and Family* 77(5):1126-43.
- 乾純子, 2016, 「有配偶女性からみた夫婦の家事分担」稲葉昭英他編『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, 295-310.
- Ishii-Kuntz, M., and S. Coltrane. 1992. "Predicting the sharing of household labor: Are parenting and housework distinct?" *Sociological Perspectives* 35(4):629-47.
- Kamo, Y. 1994. "Division of household work in the United States and Japan." *Journal of Family Issues* 15(3):348-78.
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事・育児参加」渡辺秀樹他編『現代家族の構造と変容—全国家族調査〔NFRJ98〕による計量分析』東京大学出版会, 175-200.
- 森中典子, 2019, 「核家族における子どもの家事遂行の規定要因」『日本家政学会誌』70(11): 728-738.
- McHale, S. M., W. T. Bartko, A. C. Crouter, and M. Perry - Jenkins. 1990. "Children's housework and psychosocial functioning: The mediating effects of parents' sex-role behaviors and attitudes." *Child Development* 61(5):1413-26.
- Mead, G. H., and C. W. Morris. 1934. *Mind, self & society from the standpoint of a social behaviorist*. Chicago: University of Chicago Press (稲葉三千男他訳, 1973, 『精神・自我・社会』青木書店) .
- 永井暁子, 1992, 「共働き夫婦の家事遂行」『家族社会学研究』4(4): 67-77.
- Shelton, B. A., and D. John. 1996. "The division of household labor." *Annual Review of Sociology* 22: 299-322.
- 総務省統計局, 2017, 「平成 28 年社会生活基本調査—生活時間に関する結果 結果の概要」(2020 年 11 月 16 日取得, <https://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/pdf/gaiyou2.pdf>)
- 山口一男, 1999, 「既婚女性の性別役割意識と社会階層」『社会学評論』50(2): 91-111.

第6章 外国にルーツを持つ小中学生の肥満問題

1 外国ルーツ児童の深刻な肥満問題

ファストフードの普及や、戸外運動時間の減少等に伴い、過体重や肥満問題を抱える子どもの割合は、世界的に増加傾向にある（Tremblay and Willms 2000, Krebs and Jacobson 2003）。世界保健機関（WHO）の発表によると、世界の肥満人口は1975年から2016年までの40年間で3倍に増加した。その中で、5-19歳の児童における過体重もしくは肥満者の割合は、4%から18%に上昇しており、過体重・肥満児童の総数は3.4億人に達している。また、子どもの肥満問題は先進国の問題に止まらず、発展途上国にも広がりを見せている¹。

一方、日本国内においては、子どもの肥満問題は海外に比べて、それほど大きな問題にはなっていない。日本は世界で成人肥満率をもっとも低い国の1つであり、児童の肥満率も総じて低く、近年においても増加傾向がみられていない。文部科学省「平成30(2018)年度学校保健統計調査」によれば、男子の肥満傾向児（文科省定義²）の割合は、11歳（小5）で10.0%、14歳（中2）8.4%、17歳（高2）10.5%。女子は11歳8.8%、14歳7.2%、17歳7.9%である。また、男女ともに2003年度あたりから、肥満傾向児の割合が減少傾向となっている。

こうした中で、新たな問題として浮上しているのが、父親と母親のどちらかまたは双方が外国籍である、いわゆる「外国にルーツを持つ子ども」（以下「外国ルーツ児童³」）の肥満問題である。あまり知られてはいないが、小中学校で外国ルーツ児童の肥満率は、日本人児童の2.7倍にあたるのが、最近の大規模調査によって明らかになった。外国ルーツ児童の過体重率は26.5%に達し、世界平均を上回る高い水準となっている（詳細は第5（1）節表6-2）。

子どもの肥満問題は、大人同様、重大な健康リスクが潜んでいる。子ども期に肥満だった人は、成人以降に心臓や血管の疾病、2型糖尿病など生活習慣病にかかりやすく、平均予期寿命は短いことが、多くの臨床研究によって明らかになっているからである（Reillyほか2003、Olshanskyほか2005）。また、青少年期に肥満だった人が後に障害年金の受給者になりやすいことを示唆する研究（Karnehed, Rasmussen and Kark 2007）や、肥満者がスティグマや偏見・差別の対象となる確率が高いといった報告もある（Lippa and Sanderson 2013）。

これに対して、外国ルーツ児童に対する政府の支援策は、これまでどちらかと言えば、学習や交友関係の形成に向けたものが多く、過体重・肥満といった健康問題に目を向けたものは必ずしも十分とは言えなかった。また、外国ルーツ児童の肥満率が高い理由や、肥満解消に向けた支援策の有効性に関しては、筆者の知る限り、信頼性の高い統計データに基づいた

¹ 出典：WHO “Obesity and overweight” (2020.4.1)。

² 以下の式から肥満度を算出し、これが20%以上の者を肥満傾向児としている。

〔肥満度の算出式〕 肥満度 = (実測体重 - 身長別標準体重) ÷ 身長別標準体重 × 100

³ 児童本人は日本国籍であるケースも一部含まれている。

実証研究がほとんど行われていない。

そこで、本稿は外国人が多く居住している首都圏（東京都4自治体、千葉県松戸市）の小中学校に在籍する小5（11歳）と中2（14歳）の児童とその保護者を対象とした全数調査のデータをもとに、外国ルーツ児童の肥満状況やその要因を探った。

具体的には、外国ルーツ児童の肥満度が高くなる原因として、(1)日本人児童と比較して、外国ルーツ児童が不利な社会・経済的状況に置かれている可能性（社会・経済的要因仮説）、(2)親の不健康な食事習慣や運動習慣が影響している可能性（生活スタイル仮説）、(3)日本人に比べて太りやすい遺伝的体質が関係している可能性（遺伝的要因仮説）を、先行研究を参考に仮説として提示し、その検証を行った。

2 背景：外国ルーツ児童の急増

文部科学省のまとめによれば、日本語指導が必要な児童は2018年5月時点で51,126人の上っており（うち40,755人が外国籍）、10年前（33,470人）に比べ52.8%も増加している⁴。2019年4月新たな在留資格「特定技能」が創設されたことにより、今後も更なる外国ルーツ児童の増加が見込まれる。

日本人児童の総数が少子化の影響で減少傾向にある中、小中学校における外国ルーツ児童の割合は徐々に増加している。もちろん、全国ベースで見れば、外国ルーツ児童が小中学校在籍児童総数に占める割合は2018年時点で0.5%⁵とまだ小さいものの、一部の地域では無視できないほどの大きさとなっている。本研究の分析対象である首都圏の小中学校調査では、外国ルーツ児童の割合は3.0%（東京都日野市と調布市2.0%、豊島区4.8%、墨田区4.2%、松戸市2.8%）に達しており、全国平均よりもだいぶ高い。

外国ルーツ児童の出身国構成をみると、ポルトガル語圏（ブラジル等）、中国語およびフィリピン語圏がもっとも多く、全体の約3分の2を占めている。また、外国ルーツ児童の親の出身国の成人肥満率も、総じて日本よりも高い。そのうち、中国語圏をはじめとするアジア諸国の成人肥満率が日本の1.1倍～1.5倍程度の高さであるのに対して、ポルトガル語圏、スペイン語圏（ペルー等）と英語圏（アメリカ等）の成人肥満率は日本の5倍～8倍もの高さとなっている（表6-1）。

⁴文部科学省「外国人児童生徒等の教育の充実に係る有識者会議報告書（概要）2020年3月」（資料5）。
www.mext.go.jp/kaigisiryu/content/20200521-mxt_tokubetu01-000007369_5.pdf（アクセス日：2020.6.1）

⁵全国の小中学校で日本語指導が必要な児童生徒数を児童生徒総数で除して得た割合である。なお、児童生徒総数（96.8万人）は文部科学省「平成30年度学校基本調査」によるものである。

表6-1 外国籍児童の母語別在籍状況（2018年5月）

	児童生徒数	構成比	当該国 ^注 の成人肥満率（日本に対する倍率）		
英語	1,106	2.7%	36.2%	(8.4倍)	・・・(例) アメリカ
ポルトガル語	10,404	25.5%	22.1%	(5.1倍)	・・・(例) ブラジル
スペイン語	3,788	9.3%	19.7%	(4.6倍)	・・・(例) ペルー
フィリピン語	7,919	19.4%	6.4%	(1.5倍)	・・・(例) フィリピン
中国語	9,712	23.8%	6.2%	(1.4倍)	・・・(例) 中国
韓国・朝鮮語	595	1.5%	4.7%	(1.1倍)	・・・(例) 韓国
ベトナム語	1,845	4.5%	不明		・・・(例) ベトナム
その他	5,386	13.2%	—		
合計	40,755	100.0%			
(再掲) 肥満率上位3か国	15,298	37.5%	※日本の成人肥満率が4.3%である		

出典：文部科学省「外国人児童生徒等の教育の充実に関する有識者会議報告書（概要）2020年3月」（資料5）、World Health Organization (WHO) "World Population Review-Most Obese Countries 2020"より筆者が作成。
注：「当該国」とは、当該言語を公用語とする在留外国人のもっともメジャーの出身国のことである。ただし、在留外国人の国籍構成比は、国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集(2020)」(表10-1 国籍別在留外国人人口：1950～2018年)を参考にしている。

移民の子どもと受入国の子どもの肥満格差は、他国の研究でも顕著である。例えば、Wahiほか(2014)によるカナダのデータに基づく分析によれば、家庭の社会・経済状況や生活スタイルの違いを考慮しても、アジア諸国等から移民した子ども⁶が過体重・肥満になる確率は、ネイティブの子どもより低い。

カナダとは逆に、日本では移民の子どもの方が、むしろ過体重や肥満リスクが高いが、その肥満格差が、受入国での居住期間が長くなっても解消されないという類似点がある。その意味でも、肥満格差の解消が難しい原因がどこにあるのか、外国ルーツ児童の肥満の原因をきちんと突き止め、必要な支援策を検討することが重要である。

3 分析方法

(1) 過体重・肥満の指標

一般的に、過体重・肥満の度合いを測る尺度としては、体重（キログラム）を身長²（メートル）で除算した「BMI（Body Mass Index）」が使われることが多い。大人の場合、年齢に関係なく、体重を増減しない限り一定のままであるため、BMIをそのまま肥満度の指標として利用できる。しかし、子供の場合、成長するにつれてBMIが変化したり、成長パターンが男子と女子で異なったりするため、BMIを見るときには、年齢と共に性別も考慮する

⁶ カナダにおける移民の出身国は、成人肥満率の低いアジア諸国（インド、中国、フィリピン）がもっとも多い。出典：Statistics Canada, "Immigrant population by place of birth, period of immigration, 2016 counts, both sexes, age (total), Canada, 2016 Census – 25% Sample data | Immigration and Ethnocultural Diversity Highlight Tables" (2017/10/25).

必要がある。このため、BMI の測定方法としては、大規模なサンプルを元に、子どもの身長と体重を同じ年齢や性別の標準人口と比較することによって、BMI 値を算出する方法が望ましいとされる(Mercedes de Onis ほか 2007、Shield 2006)。

本稿は、国際保健機関がウェブで提供している WHO Reference 2007 (5-19 歳児童向け) のデータベースと計量プログラム⁷を利用して、各児童の身長、体重、年齢、性別といった情報を元に、標準化した BMI z Score (平均 0、分散 1) を算出した。また、WHO の基準の従い、子どもが過体重または肥満と判定される基準を以下の通りとしている⁸。

過 体 重 : BMI z Score > +1 (BMI > 84th percentile / 大人の BMI > 25 に相当)

肥 満 : BMI z Score > +2 (BMI > 97.5th percentile / 大人の BMI > 30 に相当)

(2) 原因仮説

外国ルーツ児童の過体重・肥満に当たって、主に以下の三つの原因が考えられる。第一の原因は、生活スタイルにかかわる要因である。第二の原因は、社会・経済的要因である。第三の原因は、遺伝的体質的要因である。以下は、内外の研究成果に基づき、上記の三つの原因仮説について詳しく見てゆくことにする。

ア 社会・経済的要因

経済的に恵まれていない家庭の子どもは、家庭の食事が安価で高カロリーな食事に偏る傾向があるため、過体重・肥満のリスクが高くなることがしばしば報告されている。また、肥満防止の効果が高いとされる野菜と果物の摂取が、低所得家庭の子どもで少ないことも、過体重・肥満のリスクと関係していることが分かっている (Azagba and Sharaf 2011, Cooke 2013)。

さらに、親の教育レベルが子どもの過体重・肥満に関わっているという研究結果もある (Matthiessen ほか 2014)。一般的に、学歴などの親の教育レベルが高い家庭ほど、子どもの食育に熱心であり、テレビやビデオの聴取時間を制限する傾向が強いため、子どもの過体重・肥満のリスクも低下すると考えられる。

イ 生活スタイル要因

先行研究によれば、良好な運動習慣が子どもの過体重を減らす効果が認められる一方、テレビの視聴やビデオゲームの時間の長い子どもほど過体重と肥満のリスクが高いことが報告

⁷ WHO 公式サイト “Growth reference 5-19 years: BMI-for-age (5-19 years)”

https://www.who.int/growthref/who2007_bmi_for_age/en/ (アクセス日 : 2020/6/1)

⁸ WHO 公式サイト “Global Database on Child Growth and Malnutrition”。

<https://www.who.int/nutgrowthdb/about/introduction/en/index5.html> (アクセス日 : 2020/6/1)

されている (Oliver and Hayes 2005, Vaezgnsemi ほか 2012)。また、野菜や果物を多く摂取する等の健康的な食事習慣が、子どもの過体重・肥満を防ぐ効果があると広く認められている。

ウ 遺伝的体質要因

子どもが過体重・肥満になるかどうかは、遺伝的体質に依存していることを示唆する研究もある。例えば、Lenie ほか (2014)が同じに出生コホートの子どもを0歳から11歳までの状況を追跡調査したところ、同じような成長環境にいる児童間の比較では、肥満の親を持つ子どもほど、過体重になりやすいとの結果を得ている。

(3) 実証モデル

上記の仮説を検証する方法として、本稿は第(1)式の Probit モデルを用いる。具体的には、養育家庭の社会・経済的環境 (S)、児童の生活スタイル (L)、遺伝的要因 (H) および人口学的特徴 (X) を一定として、外国ルーツを持つこと ($Roots$) が、児童の過体重・肥満 (y^*) に与える影響を検証する。

$$y_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 Roots_i + X_i \beta_1 + S_i \beta_2 + L_i \beta_3 + \beta_4 H_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ただし、 $y_i = 1$ if $y_i^* > 0$

$y_i = 0$ otherwise

y_i^* は観察されない潜在変数であり、個人 i における過体重・肥満の傾向(連続変数)を表す。 y_i は実際観察される変数であり、過体重・肥満になっているに1、なっていない場合に0となるダミー変数である。

$Roots$ は外国のルーツを示すダミー変数である。 X は性別、年齢といった人口学的特徴、 S は社会・経済的属性を表す変数ベクター(世帯類型、祖父母との同居、公的経済支援の受給有無、母親の就業時間、母親の学歴)、 L は望ましくない生活習慣を表す一連のダミー変数(平日の朝食抜きが常態化、コンビニ弁当の食事が頻繁、野菜をあまり食べない、毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ、体を動かす遊びをほとんどしない)、 H は遺伝的要因の代理変数である親(主に母親)⁹の肥満ダミーである。 α_0 、 α_1 、 β_4 は係数、 $\beta_1 \sim \beta_3$ は係数ベクター、 ε は残差項である。

⁹ 保護者調査票に回答した親に関する数値である。なお、回答者の88.8%が母親であり、残りの11.2%が父親である。

4 データ

本研究で用いるデータは、首都大学東京（現在の東京都立大学）子ども・若者貧困研究センターが実施した「子どもの生活実態調査 2016（東京都 4 自治体）」および「子育て世帯生活実態調査 2017（千葉県松戸市）」の個票データである。なお、ここでの「東京都 4 自治体」とは、東京都日野市、調布市、豊島区および墨田区のことである。

調査名と調査年に若干のズレがあるものの、2 調査は同一の研究チームが企画・実施した極めて類似性の高い調査である。調査時期はいずれも 8 月～9 月頃となっており、調査項目もほぼ統一された様式が使われている。また、両調査とも実施に当っては行政（東京都と松戸市）と連携体制を組むことで、4 割を超える高い有効回収率を確保できている。

留意すべき点としては、調査の実施方法の違いによって生じている回収率の差異である。東京都 4 自治体の調査は、住民基本台帳により対象年齢層（小 5、中 2、高 2）の児童とその保護者をすべて抽出し、郵送法（一部ウェブ回答）で調査票を回収している。一方、松戸市の調査は各小中学校から在籍中の小 5 と中 2 の全児童に調査票を直接配布し、自宅にて記入後、学校において回収という調査方法を採用している。その結果、東京都の調査では 8,265 組(41.5%)の親子、松戸市の調査では 6,520 組の親子 (85.0%) から有効回答を得ており、後者が前者より高い回収率を達成している。こうした地域・学校間の回収率の違いによって標本に偏りが生じる可能性を考慮して、分析に当っては、サンプルウェイトを考慮した分析結果を中心に報告する¹⁰。

本稿の分析に用いられるのは、小 5 と中 2 の 9,994 組の親子票（高 2 票 2,576 組、保護者が児童の親ではない票 249 組、主要変数の欠損票 1,966 組を除く）である。その内訳は、小 5 児童 5,120 票（うち外国ルーツ児童 181 票）、中 2 児童 4,874 票（うち外国ルーツ児童 111 票）となっている。外国ルーツ児童とその保護者の回答が合計 292 票と、同種の調査としては多くのサンプルサイズを確保できている。両親の国籍別でみると、両親とも外国人が 68 票（23.3%）、日本人父と外国人母が 139 票（47.6%）、外国人父と日本人母が 85 票（29.1%）となっている。

5 実証分析の結果

（1）過体重・肥満率の単純比較

BMI z Score の平均値は、外国ルーツ児童が 0.17 (57 percentile)、日本人児童が -0.25 (40 percentile) となっており、両者の間に顕著な差が見られる。世界平均より、日本人児童の平均 BMI がやや低く、外国ルーツ児童の平均 BMI がやや高くなっている。

過体重 (BMI z Score > +1) の割合をみると、外国ルーツ児童が 26.5% であり、日本人児童

¹⁰ ウェイト付けなしの分析結果が省略されているが、基本的にウェイト付けの有無によって分析結果が大きく変わることはない。地域間・学校間の回収率の違いによる標本の偏りがあまり生じていないためと考えられる。

(11.7%) より 14.8 ポイントも高くなっている。肥満 (BMI z Score>+2) の割合について見ても、外国ルーツ児童 (7.0%) が日本人児童 (2.6%) を 4.4 ポイント上回り、日本人児童の 2.7 倍の高さとなっている (表 6-2)。

表 6-2 外国ルーツの有無別属性の比較 (%)

属性	日本人児童 (N=9,702)		外国ルーツ児童 (N=292)		p 値 カイニ乗検定
BMI (mean,sd)	18.1	(0.05)	19.0	(0.22)	0.000 ***
BMI z Score(mean,sd)	-0.25	(0.01)	0.17	(0.08)	0.000 ***
過体重である (BMI z Score>1、%)	11.7		26.5		0.000 ***
肥満である (BMI z Score>2、%)	2.6		7.0		0.000 ***
性別：女子 (%)	47.8		47.2		0.857
年齢 (歳、mean,sd)	12.5	(0.02)	12.2	(0.09)	0.009 ***
14歳 (中2) (%)	49.5		41.3		0.010 ***
11歳 (小5) (%)	50.5		58.7		0.010 ***
ひとり親世帯 (%)	12.0		16.8		0.023 **
三世代同居世帯 (%)	11.0		10.1		0.667
公的経済支援 ^a を受給 (%)	12.2		22.3		0.000 ***
生活保護を受給 (%)	1.4		5.7		0.000 ***
児童扶養手当を受給 (%)	9.9		19.7		0.000 ***
就学援助費を受給 (%)	11.5		18.6		0.001 ***
母親の就業時間：ゼロ時間 (%)	27.3		35.8		0.001 ***
週30時間未満 (%)	39.0		24.3		0.003 ***
週30時間以上 (%)	31.8		35.5		0.000
不明 (%)	1.9		4.5		0.214 ***
有業母親の平均就業時間 (時間/週、mean,sd)	27.5	(0.17)	31.4	(1.19)	0.007 ***
母親が中学校卒または高校中退 (%)	2.7		7.7		0.000 ***
平日の朝食抜きが常態化 ^b (%)	4.2		8.9		0.001 ***
コンビニ弁当の食事が頻繁：「週4~5日以上」 (%)	3.3		7.5		0.001 ***
野菜をあまり食べない：「週1日以下」 (%)	2.6		2.7		0.978
毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ (%)	15.0		19.2		0.068 *
体を動かす遊びをほとんどしない (%)	15.0		14.0		0.652
親が肥満 (BMI>30)である (%)	1.6		9.0		0.000 ***

注：ウェイト付の集計結果である。括弧の中の数値は標準偏差 (sd) である。

a 生活保護、児童扶養手当、就学援助費のいずれかを受給しているまたは受給したことがある。

b 平日に毎日、朝食を「食べない方が多い (週に1, 2日)」または「いつも食べない」

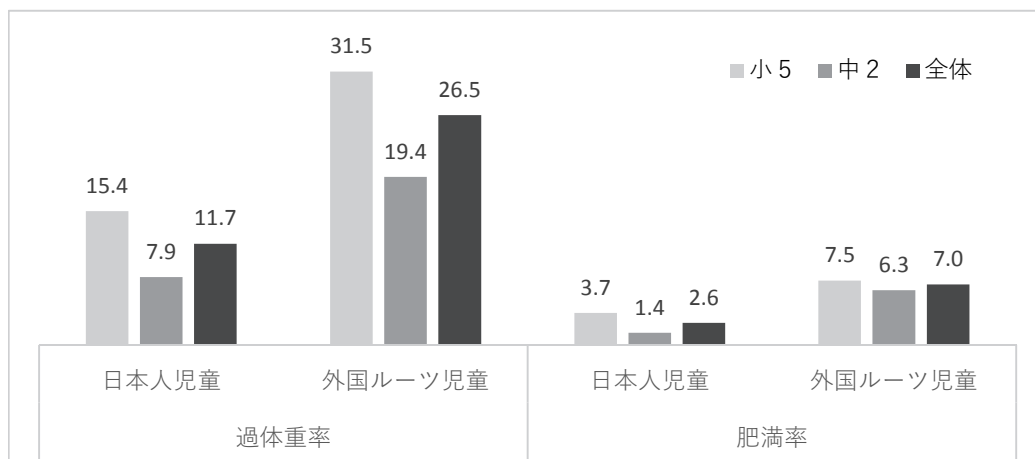
*** p 値<0.01、** p 値<0.05、* p 値<0.1

年齢別でみると、中2児童よりも小5児童の肥満問題の方が深刻である。小5に限ってみると、外国ルーツ児童の過体重率は 31.5% に達しているのに対し、中2では過体重率は 19.4%

に改善されている。日本人児童についても同様に、過体重率は年齢の上昇とともに大幅な改善がみられる（図6-1）。

ただし、肥満率については、日本人児童が中2で半減する一方（3.7%→1.4%）、外国ルーツ児童は中2になってもあまり下がらない（7.5%→6.3%）。

図6-1 年齢別子どもの過体重・肥満率（%）



注：ウェイト付の集計結果である。

（2）外国ルーツ児童を取り巻く生育環境

日本人児童と比較して、外国ルーツ児童を取り巻く生育環境には、いくつかの特徴がある。

まず、外国ルーツ児童は、不利な社会・経済的状況に置かれている割合が高い。外国ルーツ児童がひとり親家庭で育てられている割合は16.8%であるが、これは日本人児童より5ポイントも高い。また、生活保護、児童扶養手当または就学援助費といった公的支援を受けている外国ルーツ児童の割合も22.3%に上り、日本人児童（12.2%）よりも10ポイント高い。

次に、外国ルーツ児童の母親の労働時間は両極端に分かれる。パートタイム就業がもっとも多い日本人児童の母親とは対照的に、外国ルーツ児童の母親は就業時間ゼロ（専業主婦）のケース（35.8%）とフルタイム就業（週30時間以上就業）のケース（35.5%）の双方が多く、相半ばしている。

一方、外国ルーツ児童の家庭の食事環境はあまり恵まれていない。「平日の朝食抜きが常態化」、「コンビニ弁当の食事が頻繁」といった、子どもの発育・発達に不利と考えられる食事環境が、1割弱の外国ルーツ児童の家庭において報告されている。いずれも、日本人児童の家庭に比べて2倍以上の高さとなっている。

さらに、外国ルーツ児童の家庭はゲーム機遊びに比較的寛容的である。「毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ」割合は、外国ルーツ児童が19.2%となっており、日本人児童より4ポイント高い。

(3) 過体重・肥満の説明要因

第(1)式に基づく過体重と肥満の推定結果は、表6-3と表6-4の通りである。年齢と性別といった生物学的属性のみを考慮したモデル①をBaselineとして、社会・経済的属性、生活スタイル属性と遺伝的属性を、モデルに順次加えた結果を示している。第3(2)節の原因仮説が正しければ、外国ルーツが過体重・肥満に与える影響は、モデル①からモデル④まで徐々に小さくなることが予想される。

表6-3と4をみると、3つの原因仮説がいずれも子どもの過体重・肥満に一定の説明力を持っていることが分かる。

まず、社会・経済的属性要因について、子どもの過体重に有意な影響を与えているのが、ひとり親家庭、母親のフルタイム就業と低学歴である。ただし、子どもの肥満にも有意な影響を与えている社会・経済的属性は、母親の低学歴のみである。ふたり親家庭の子どもより、ひとり親家庭の子どもが過体重になる確率が1.6ポイント¹¹高いことがわかる。また、専業主婦の子どもに比べて、フルタイム就業母親の子どもが過体重になる確率が2.4ポイント高い。中卒／高校中退の母親を持つ子どもは、過体重になる確率が5.7ポイント高く、肥満になる確率が2.1ポイント高い(モデル②)。

次に、生活スタイル要因については、子どもの過体重と肥満に有意な影響を与えているのが、「平日の朝食抜きが常態化」、「コンビニ弁当の食事が頻繁」、「毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ」および「体を動かす遊びをほとんどしない」といった食事・生活習慣である。「平日の朝食抜きが常態化」の子どもは過体重になる確率が3.8ポイント高く、肥満になる確率が1.5ポイント高い。また、「コンビニ弁当の食事が頻繁」の子どもは過体重になる確率が3.3ポイント高く、肥満になる確率が1.3ポイント高い。さらに、「毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ」の子どもは過体重になる確率が4.2ポイント高く、肥満になる確率が1.8ポイント高い。「体を動かす遊びをほとんどしない」子どもは過体重になる確率が5.2ポイント高く、肥満になる確率が1.3ポイント高いことがわかる(モデル③)。

一方、遺伝的要因についても、親が肥満ではない児童に比べて、親が肥満である児童は過体重になる確率が16.0ポイント高く、肥満になる確率が5.5ポイントも高くなっている(モデル④)。

また、予測通り、Baselineモデルに比べて、社会・経済的属性、生活スタイル属性および遺伝的属性変数の順次投入によって、外国ルーツが過体重・肥満の確率に与える影響が徐々に低下していることが分かる(図6-2)。

具体的には、外国ルーツ児童と日本人児童における過体重率の差は、単純集計では14.8ポイント、Baselineモデルでは10.2ポイント、Fullモデルでは6.6ポイントとなっており、生物学的属性、社会・経済的属性、生活スタイル属性および遺伝的属性が格差全体の55.3%を

¹¹ “percentage point”の略称である。

説明できている。肥満率についても、観察されるこれらの属性変数をコントロールすることによって、61.5%の肥満格差（4.4ポイント→1.7ポイント）が説明されている。

なお、他の説明変数と比べて「親の肥満ダミー」の限界効果がとりわけ大きく、「外国にルーツあり」の限界効果が「親の肥満ダミー」をモデルに加えたことで急落したことから、3つの要因のうち、遺伝的属性要因の影響が特に大きいことが示唆される¹²。

表6-3 過体重の推定結果（Probitモデル）

	モデル①		モデル②		モデル③		モデル④	
	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.
外国にルーツあり	0.102	0.017 ***	0.095	0.017 ***	0.092	0.017 ***	0.066	0.020 ***
生物的 性別：女子 ※Ref=男子	-0.079	0.007 ***	-0.080	0.007 ***	-0.079	0.007 ***	-0.080	0.008 ***
属性 11歳（小5）※Ref=14歳（中2）	0.077	0.007 ***	0.077	0.007 ***	0.084	0.007 ***	0.075	0.008 ***
ひとり親世帯 ※Ref=ふたり親世帯			0.016	0.011 *	0.013	0.011	0.011	0.012
三世帯同居世帯			0.002	0.011	0.000	0.011	-0.007	0.012
社会・ 公的経済支援を受給			-0.007	0.011	-0.013	0.011	-0.011	0.012
経済的 母親の就業時間:週30時間未満			-0.012	0.009	-0.010	0.009	-0.006	0.010
属性 週30時間以上			0.024	0.009 ***	0.025	0.009 ***	0.031	0.010 ***
不明※Ref=ゼロ時間			0.011	0.023	0.014	0.023	0.037	0.028
母親が中卒/高校中退			0.057	0.018 ***	0.046	0.018 ***	0.031	0.020
平日の朝食抜きが常態化					0.038	0.015 ***	0.045	0.016 ***
生活ス コンビニ弁当の食事が頻繁					0.033	0.017 **	0.025	0.019
タイル 野菜をあまり食べない					-0.005	0.019	-0.014	0.022
属性 毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ					0.042	0.009 ***	0.042	0.010 ***
体を動かす遊びをほとんどしない					0.052	0.009 ***	0.049	0.011 ***
遺伝的属性:母親が肥満（BMI>30）							0.160	0.021 ***
地域ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes	
N	9,994		9,994		9,994		7,929	

注：ウェイト付の推定結果である。*** p 値<0.01、** p 値<0.05、* p 値<0.1

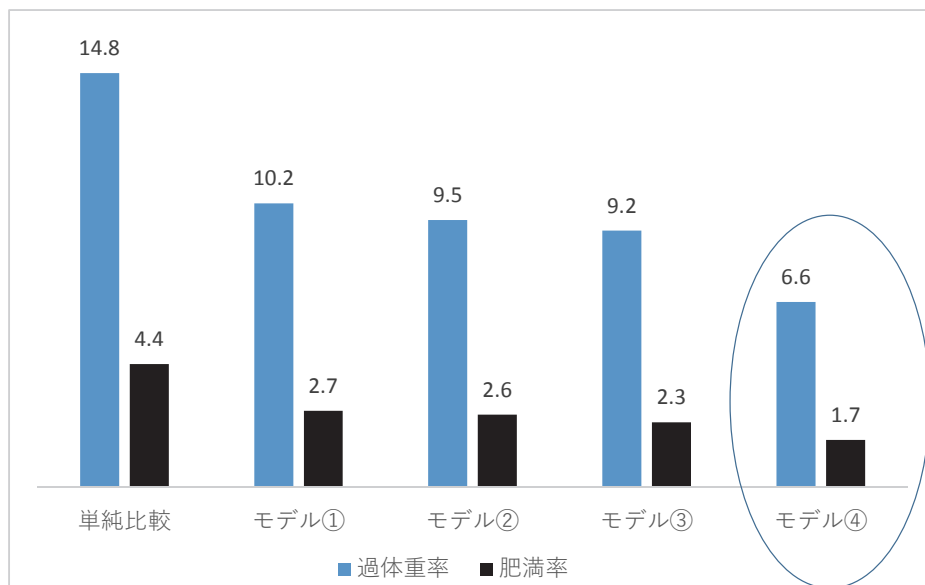
¹² 厳密に言うと、「親が肥満」には、遺伝以外の生活習慣の要因も含まれている。例えば、高カロリーの食事が常に食卓に並べられる家庭では、親も子どもも肥満になりやすい。データ上の制約により、これらの生活習慣的な要因をコントロールできていない。

表 6-4 肥満の推定結果 (Probit モデル)

	モデル①		モデル②		モデル③		モデル④	
	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.
外国にルーツあり	0.027	0.008 ***	0.026	0.008 ***	0.023	0.007 ***	0.017	0.008 **
生物的 性別：女子 ※Ref=男子	-0.029	0.004 ***	-0.029	0.004 ***	-0.027	0.004 ***	-0.027	0.004 ***
属性 11歳（小5）※Ref=14歳（中2）	0.023	0.004 ***	0.023	0.004 ***	0.025	0.004 ***	0.023	0.004 ***
ひとり親世帯 ※Ref=ふたり親世帯			0.006	0.005	0.005	0.005	0.006	0.006
三世帯同居世帯			0.004	0.005	0.002	0.005	0.001	0.006
社会・ 公的経済支援を受給			0.001	0.005	-0.002	0.005	-0.002	0.006
経済的 母親の就業時間:週30時間未満			-0.004	0.004	-0.003	0.004	0.000	0.005
属性 週30時間以上			0.006	0.004	0.006	0.004	0.007	0.005
不明※Ref=ゼロ時間			-0.015	0.012	-0.015	0.012	0.001	0.012
母親が中卒/高校中退			0.021	0.008 ***	0.016	0.007 **	0.015	0.008 **
平日の朝食抜きが常態化					0.015	0.006 **	0.020	0.007 ***
生活ス コンビニ弁当の食事が頻繁					0.013	0.008 *	0.010	0.009
タイム 野菜をあまり食べない					0.011	0.008	0.011	0.009
属性 毎日2時間以上ゲーム機で遊ぶ					0.018	0.004 ***	0.014	0.004 ***
体を動かす遊びをほとんどしない					0.013	0.005 ***	0.013	0.005 **
遺伝的属性:母親が肥満 (BMI>30)							0.055	0.008 ***
地域ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes	
N	9,994		9,994		9,994		7,929	

注：ウェイト付の推定結果である。*** p 値<0.01、** p 値<0.05、* p 値<0.1

図 6-2 肥満格差をどこまで説明できるのか (単位：ポイント)



注：「外国にルーツあり」の過体重・肥満に対する効果の大きさの比較である。表 6-2、6-3、6-4 の結果をもとにまとめたものである。

6 まとめ

日本で生活する外国人の増加により、小中学校で日本語指導が必要な児童数が 2018 年 5 月時点では 5 万人を超え、10 年前の 1.5 倍の規模となっている。外国にルーツを持つ小中学校の児童（以下「外国ルーツ児童」）を巡っては、言葉や文化の壁によって学習や交友関係の面での困難性が認められ、何らかの支援が必要と各界ではコンセンサスが形成されつつある一方、過体重・肥満といった健康面の問題に対しては必ずしも十分に注目されてこなかった。今のところ、児童の肥満問題は日本国内では大きな問題とはなっていないが、世界に目を向けると大きな政策イシューである。日本でも、外国ルーツ児童の間では肥満問題が看過できないものとなっている可能性が高い。

そこで本稿は、首都圏の小学 5 年生（11 歳）と中学 2 年生（14 歳）に対する大規模調査の個票データをもとに、外国ルーツ児童の肥満状況やその要因を探った。外国ルーツ児童の高い肥満度を引き起こす要因として、「社会・経済的要因仮説」、「生活スタイル仮説」および「遺伝的要因仮説」を提起し、その有効性を検証した。分析の結果から、以下の点が明らかになった。

第一に、外国ルーツ児童の間では過体重・肥満問題が予想以上に深刻である。外国ルーツ児童の平均 BMI と過体重率は世界平均よりも高く、肥満率（7.0%）が日本人児童（2.6%）の 2.7 倍の高さとなっている。また、日本人児童の肥満率が中 2 になると半分以上減少するものの、外国ルーツ児童については改善がほとんど見られない。

第二に、外国ルーツ児童が日本人児童に比べて、不利な社会・経済的状況に置かれている割合が高く、家庭での食事環境もあまり恵まれていない。外国ルーツ児童の 6 人に 1 人はひとり親家庭で育てられており、5 人に 1 人は就学援助費等公的支援を受けている。日本人児童の母親と比較して、外国ルーツ児童の母親は中学校卒の割合が高く（7.7%vs.2.7%）、親自身が肥満である割合も突出して高い（9.0%vs.1.6%）。また、外国ルーツ児童の約 1 割は、「朝食抜きの常態化」や「コンビニ弁当食に頼りすぎ」といった食事の問題を抱えている。

第三に、外国ルーツ児童が過体重・肥満になる理由について、「社会・経済的要因仮説」、「生活スタイル仮説」と「遺伝的要因仮説」を統計的に検証したところ、いずれの要因も支持される結果となった。具体的には、ひとり親家庭、母親が低学歴の家庭では子どもが過体重・肥満になりやすい。また、「平日の朝食抜きの常態化」、「コンビニ弁当の食事が頻繁」、「毎日 2 時間以上ゲーム機で遊ぶ」と「体を動かす遊びをほとんどしない」といった食事・生活習慣も過体重・肥満になる確率を高めている。親が肥満ではない児童に比べて、親が肥満である児童は過体重・肥満になる確率が高いこともわかった。

第四に、母親のフルタイム就業は子どもの肥満には影響しないものの、過体重になる確率を有意に高めている。外国ルーツ児童の母親の労働時間は「ゼロ」と「フルタイム」の 2 極端に分かれており、母親がフルタイム就業の場合には子どもの過体重問題がより深刻である。

本稿の分析結果によれば、外国ルーツ児童と日本人児童における肥満格差の約 6 割は、男

女比や年齢構成の違いや、社会・経済的属性、生活スタイル属性および遺伝的属性の違いによって説明できる。よって、外国ルーツ児童の肥満問題を解消するための政策的な対応も、まずはこれらの原因となる属性に注目すべきである。

具体的な施策としては、学校の定期健診で過体重・肥満と判定される児童を対象に、肥満解消に向けた支援プログラムを作ることが求められる。例えば、朝食抜きが常態化している児童に対する無料朝食の提供、コンビニ弁当食に頼らずに済むよう子ども食堂等の拡充といった支援を検討してはどうか。また、保護者の問題意識を高めるためには、小学校給食の試食会のような食育イベントの開催や、肥満問題に対するカウンセリングサービスの充実等の手段も考えられる。その際には、外国人親が言葉の壁やフルタイム就業による時間的制約に直面していることを考慮して、彼（女）らが参加しやすいよう、外国語通訳付きまたは土日開催などの工夫があれば良いと思われる。

参考文献

- Azagba S. and M. F. Sharaf (2011) “Disparities in the Frequency of Fruit and Vegetable Consumption by Socio-demographic and Lifestyle Characteristics in Canada”, *Nutrition Journal* 10, article number: 118
- Cooke, M. J., P. Wilk, K. W. Paul and S. L. H. Conneville (2013) “Predictors of Obesity Among Metis Children: Socio-economic, Behavioural and cultural Factors”, *Canadian Journal of Public Health*, 104(4), e298-e303
- Karnehed, N., F. Rasmussen and M. Kark (2007) “Obesity in Young Adulthood and later Disability Pension: A Population-based Cohort Study of 366,929 Swedish Men”, *Scandinavian Journal of Public Health*, 35(1), 48-54
- Krebs, N. F. and M.S. Jacobson (2003) “Prevention of Pediatric Overweight and Obesity”, *Pediatrics*, 112(2), 424-430
- Lenie, V. R., A. H. Wijga et al. (2014) “Overweight in Infancy: Which Pre- and Perinatal Factors Determine Overweight Persistence or Reduction? A Birth Cohort Followed for 11 Years”, *Annals of Nutrition & Metabolism*, 65(2/3), 211-219
- Lippa, N. C. and S. C. Sanderson (2013) “Impact of Informing Overweight Individuals about the Role of Genetics in Obesity”, *Human Heredity*, 75(2/4), 186-203
- Matthiessen, J., A. Stockmarr et al. (2014) “Trends in overweight and obesity in Danish children and adolescents: 2000-2008 -exploring changes according to parental education”, *Scandinavian Journal of Public Health*, 42(4), 385-392
- Mercedes, de Onis et al. (2007) “Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents” (https://www.who.int/growthref/growthref_who_bull.pdf?ua=1)

- Vaezgnsemi, M., E. Eurenus , M. Lindkvist and A. Ivarsson (2012) “Overweight and lifestyle among 13-15 years old: A cross-sectional study in northern Sweden”, *Scandinavian Journal of Public Health*, 40(3), 221-228
- Oliver, L. N. and M. V. Hayes (2005) “Neighborhood Socio-economic Status and the Prevalence of Overweight Canadian children and Youth”, *Canadian Journal of Public Health* 96(6), 415-420
- Olshansky, S. J., D. J. Passaro et al. (2005) “A Potential Decline in Life Expectancy in the United State in the 21st Century”, *The New England Journal Medicine*, 353(11), 1138-1145
- Reilly, J. J., E. Methven, Z.C. McDowell et al. (2003) “Health Consequences of Obesity”, *Archives of Disease in Childhood*, 88, 748-752
- Shield, M. (2006) “Overweight and Obesity among Children and Youth”, *Health Reports*, 17(3), 27-42
- Tremblay, M.S. and J. D. Willms (2000) “Secular Trends in the Body Mass Index of Canadian Children”, *Canadian Medical Association Journal*, 163(11), 1429-1933
- Wahi, G., M. H. Boyle, K. M. Morrison and K. Georgiades (2014) “Body Mass Index Among Immigrant and Non-immigrant Youth: Evidence from the Canadian Community Health Survey”, *Canadian Journal of Public Health*, 105(4), e239-e244

第7章 シングルマザーが稼げる仕事 ：看護や介護は最良の仕事か

1 はじめに

「母子世帯」というと「貧困」という言葉を連想する者は少なくないだろう。それは単なる先入観ではなく、実証研究でも確認されていることであるし、政策課題としても認識されている。当機構でも、厚生労働省の政策を踏まえて就業支援を中心とする母子世帯の母（シングルマザー）の経済的支援の研究を蓄積してきた。

その知見を集約した周（2014）は、シングルマザーの経済的自立のキーワードは「稼働能力」「育児負担」「就業支援」であるという（周 2014:59）。そして、シングルマザーの正社員就業支援の課題として（1）育児による制約を緩和するための支援策、（2）高年齢の母親に対する特別な支援、（3）（准）看護師や介護福祉士等の正社員就業に有利に働く専門資格に絞って、その取得を奨励・支援すべきであると提言している（周 2014:153）。就業支援との関連では資格取得にとどまらない職業能力開発の重要性が様々に指摘されており、パソコンの使用と技術習得を促すための無料講習会等の公的支援を充実することの重要性も説かれている（周 2014:59）。こうした提言は、厚生労働省の公的就业支援政策を踏まえたものである。

だが、世の中には医療・福祉業の仕事やパソコンを使う仕事だけでなく、様々な仕事がある。女性労働という文脈で考えてもシングルマザーの就業支援で想定されている職域は極端に狭いように思う。たとえば、女性比率の高い産業としては医療・福祉業だけでなく、小売業や宿泊・飲食サービス業、金融・保険業も有名である。製造業の中にも紡績や食品加工のように女性比率の高い業種はある。女性は看護や介護への適性を考慮して配偶者と離別や死別をするわけではない。そう考えるなら、もっと労働市場を広く見渡して、多種多様な業種や職種の中から稼げる仕事を選ぶという発想も必要ではないだろうか。そのような問題意識で、本章はシングルマザーの仕事と収入の関係を分析する。

留意したいのは、シングルマザーという断りをしなくても業種や職種と賃金の間には関連性があることである。その観点でいえば、医療・福祉は賃金の高い業種とはいえない。世の中にはもっと賃金の高い仕事はある。しかし、その仕事がシングルマザーに開かれているとは限らない。今日でもなお、性別による雇用機会の差はあるし、どの仕事も子育てをしながら働きやすいとはいえない。そうした制約条件の中で、シングルマザーにとっては医療・福祉が相対的に稼げる仕事になっている可能性はある。

だが、その一方で、見過ごされている仕事もあるのではないだろうか。医療・福祉分野の専門職、たとえば看護師や保育士は、これもシングルマザーに限らず、女性が家庭と両立しながらキャリア形成してきた伝統的な仕事である。法律でも公的部門の看護師と保育士は教師とともに1975年から特定職種育児休業法が適用されている。2000年施行の介護保険制度を機に広がった介護福祉士も公的性質の強いケアワークという意味で同じ系統の仕事である。

しかし、世の中には女性が経済的に自立できる仕事はほかにもたくさんあるのではないだろうか。

今日では、女性が家庭と両立しながらキャリアを形成できる職域は拡大している。仕事と子育ての両立という文脈でいえば、1992年の育児休業法施行から約30年の間に、短時間勤務制度等、子育てをしながら働きやすい両立支援制度を整備する企業は着実に増えている。特に、2005年の次世代育成支援対策推進法（次世代法）施行以降の企業の子育て支援策の充実が目覚ましい。稼働能力につながる賃金の確保という意味では、1986年に男女雇用機会均等法が施行されてから、男女間賃金格差の解消を目指して長期勤続と職域拡大を通じた女性の待遇向上が図られてきた。1999年施行の改正均等法によるポジティブアクションの規定や、2016年施行の女性活躍推進法は、その流れを加速させるものとしてみることができる。

こうした背景を踏まえるなら、たとえば、事務職や営業職のようなホワイトカラーで長期勤続していた女性が離死別によってシングルマザーになった場合、わざわざその仕事をやめて医療・福祉業の専門職に転職した方が良いといえるだろうか。もとの仕事で長期勤続をしながら責任のある仕事を任されることで、経済的に自立可能な収入を確保するという方向もあって然るべきではないだろうか。だが、そうした企業内の職務にまで踏み込んだ分析は、シングルマザーについては、これまであまりされていなかったようである。

要するに、「シングルマザーは特殊な女性」と先入観を持たず、女性一般の労働市場を広く見渡す中でシングルマザーが経済力をつけることのできる政策を考えることが重要ではないだろうか。そのような問題意識で、女性全体の待遇向上を図ってきた雇用均等政策の果実をシングルマザーも享受しているのか、それとも、女性一般とは区別された労働市場をシングルマザーは形成しており、その限定的な労働市場においては、稼げる仕事が先行研究の指摘する業種・職種に限定されているのかを検討したい。

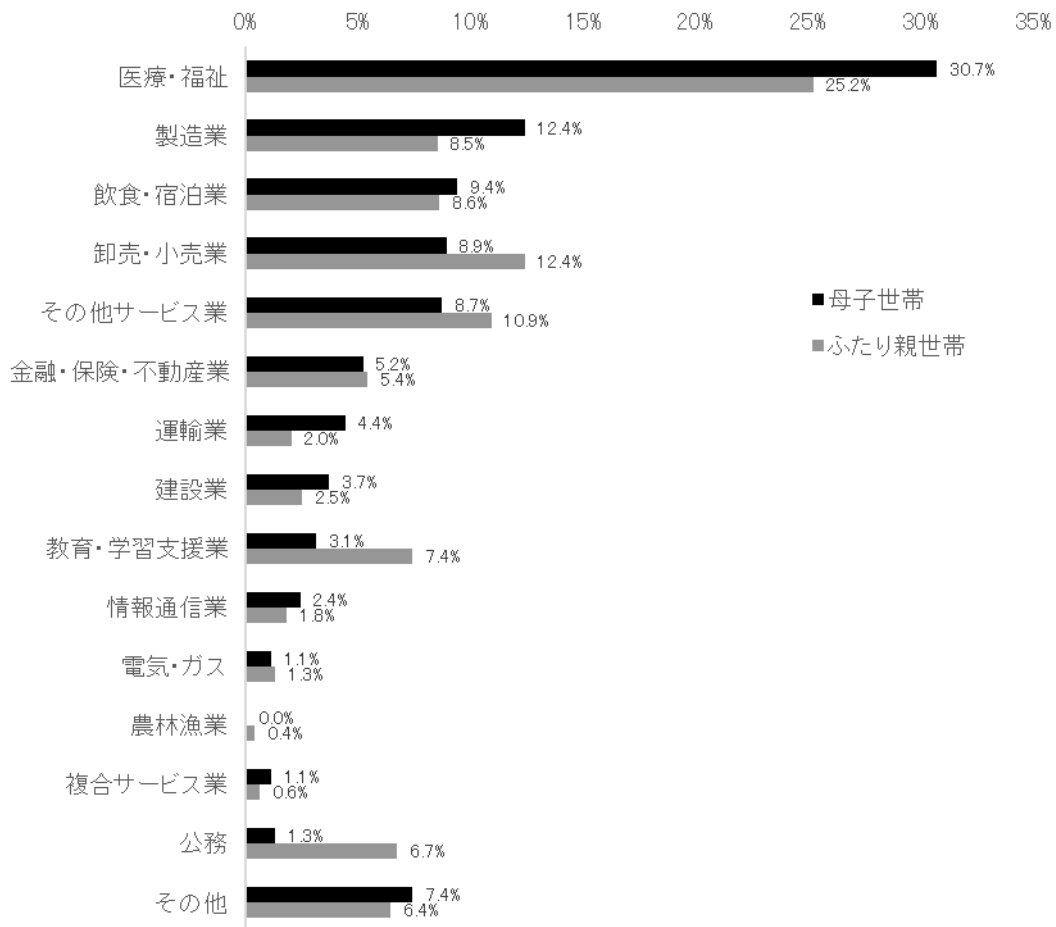
以下の分析には「第5回（2018年）子育て世帯全国調査」の個票データを使用する。この調査票の世帯類型において「母子世帯・父子世帯」に該当する「母親」（つまり、母子世帯の母）を、以下ではシングルマザーとみなす。就業形態については、自営業や自由業等は除き、正規従業員やパート・契約社員・派遣社員等の雇用就業を対象とする。

2 母子世帯の勤務先業種と年収

はじめにシングルマザーの勤務先の業種を確認しておこう（図7-1-）。同じ子育て期の女性でも配偶者のいるふたり親世帯の母とシングルマザーでは傾向がやや異なる。そこで、「ふたり親世帯」の「母親」と比較しながら結果をみていこう。以下のことが指摘できる。

第1に、「母子世帯」も「ふたり親世帯」も「医療・福祉」の割合が最も高いことである。特に「母子世帯」では突出して高い。この結果は先行研究の知見と整合的である。シングルマザーの就業先として医療・福祉業が重視されてきたことや、シングルマザーに限らず仕事と育児の両立支援の整備が進んでいることが、この結果に表れていると考えることができる。

図7-1 世帯類型別 母親の現職勤務先業種構成割合



しかし、第2として、2番目に比率の高い業種は「母子世帯」と「ふたり親世帯」で異なることにも目を向けたい。

「ふたり親世帯」では「卸売・小売業」が第2位であり、「その他サービス業」も僅差である。いわゆる「主婦パート」の就業先として小売業（スーパーや百貨店等）は有名である。

「その他サービス業」には生活関連の美容師や家事代行が含まれる。そうした事情を思い出せば違和感のない結果であろう。一方、「母子世帯」においては「製造業」が第2位である。

これは「ふたり親世帯」と「母子世帯」では「卸売・小売業」「その他サービス業」の持つ意味が異なることを示唆している。端的に言って、「卸売・小売業」「その他サービス業」は、

「ふたり親世帯」にとっては仕事と子育てを両立しやすい業種であるが、母子世帯にとっては両立しやすいといえない性質があるのではないだろうか。「母子世帯」の「卸売・小売業」

「その他サービス業」は「ふたり親世帯」のそれと比べても低い。「ふたり親世帯」か「母子世帯」かは固定的な状態ではなく、「ふたり親世帯」が離死別によって「母子世帯」になることもあり得る。そのときに、「卸売・小売業」「その他サービス業」から「製造業」や「医療・福祉」に移った方が合理的といえる要素があると推察できる。その一因として、以下では、

「母子世帯」と「ふたり親世帯」で決定的な違いのある稼得役割に注目し、収入との関係を掘り下げたい。

図 7-2 勤務先業種・世帯類型別 母親本人の平均年収

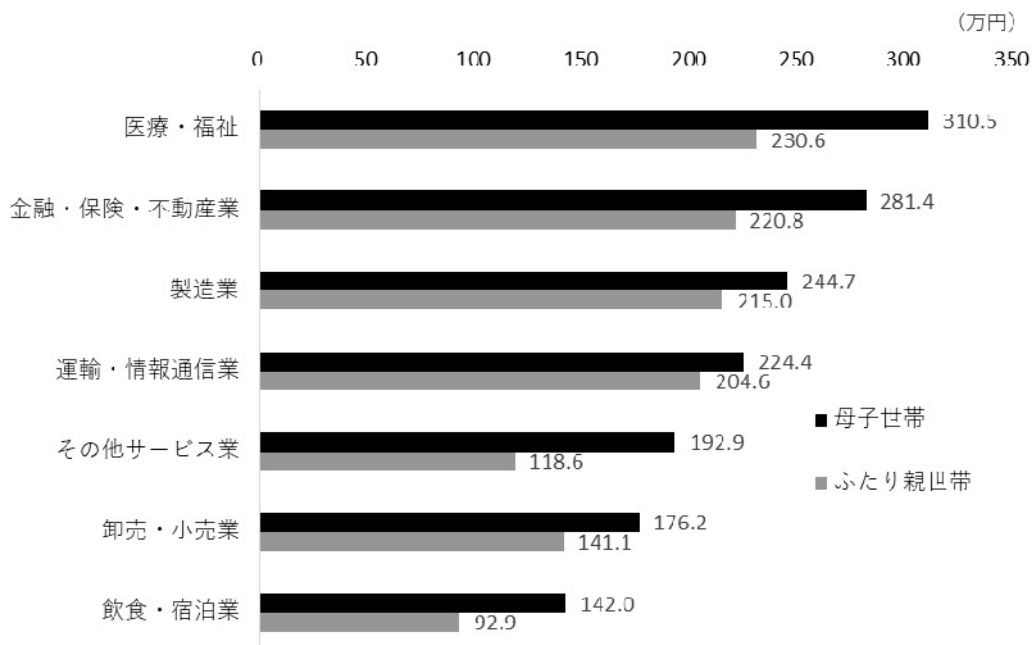


図 7-2-1 は本人年収の平均値を勤務先の業種別に示している。「母子世帯」「ふたり親世帯」とも「医療・福祉」の年収が最も高い。いずれの業種においても「母子世帯」の年収が高いのは、稼得役割の大きさによるものだろう。その中でも「医療・福祉」の年収が高く 300 万円を超えているという結果は、シングルマザーの経済的自立支援策としてこの分野での就業が重視されてきたことと整合的である。一方、「卸売・小売業」「その他サービス業」は 200 万円を下回っており、「医療・福祉」に比べて明らかに年収が低い。「母子世帯」にとってこの業種での就業は、金銭面で合理的な選択とはいえないだろう。

しかしながら、シングルマザーの勤務先において「医療・福祉」だけが突出して年収が高いわけでないことも指摘しておきたい。第 2 位の「金融・保険・不動産」も 300 万円に迫る高さである。「製造業」も年収 250 万円近くあり、相対的には高い方に入る。厚生労働省『平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査』によると母子世帯の平均年収は 243 万円であることを踏まえるなら、「製造業」(244.7 万円) までは平均以上の水準といえる。

その「製造業」について「母子世帯」と「ふたり親世帯」の差分に着目すると、その差は小さいといえる。つまり、ふたり親世帯(有配偶)の母が離死別によってシングルマザーになった場合に、業種や働き方を大きく変えなくても、母子世帯の平均年収レベルは確保できる可能性が高いといえる。これに対して、「医療・福祉」は「母子世帯」(310.5 万円)と「ふたり親世帯」(230.6 万円)には約 80 万円の差がある。「金融・保険・不動産」も「母子世帯」

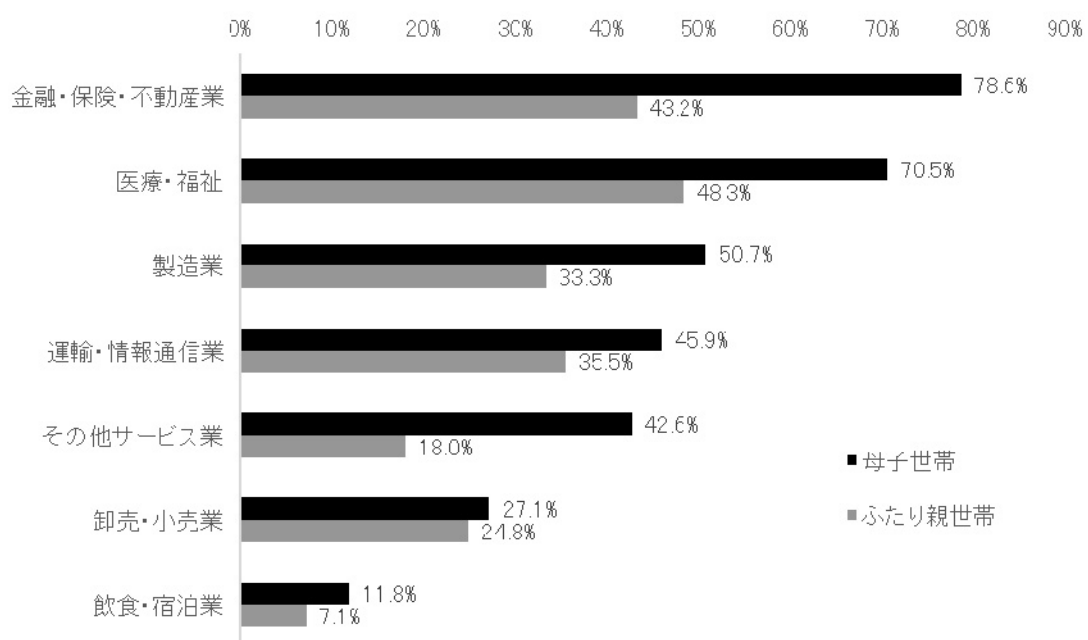
(281.4万円)と「ふたり親世帯」(220.8万円)に50万円以上の差がある。業種は同じであったとしても、50～80万円もの年収を新たに確保するためには、たとえばパート・アルバイト等の非正規雇用から正規雇用へに転換する等、働き方を変える必要があるだろう。

実際、図7-3-に示すように、「金融・保険・不動産業」と「医療・福祉」は正規雇用で就業している「母子世帯」の割合が高く、70%を超えている。「製造業」も正規雇用比率が50%あり、「運輸・情報通信業」がこれに続く。前述の平均年収と同じ順番である。相対的に年収の低い「卸売・小売業」や「飲食・宿泊業」は正規雇用比率も低い。一方、「ふたり親世帯」においては「金融・保険・不動産業」と「医療・福祉」でも正規雇用比率は50%を下回っている。つまり、離死別によって「ふたり親世帯」が「母子世帯」になった場合には、非正規雇用から正規雇用への転換が収入を増やす方法として有効であるといえる。

一方、「製造業」や「運輸・情報通信業」では「ふたり親世帯」の正規雇用比率が約30%であるのに対して「母子世帯」のそれは約50%であり、2つの世帯の差は小さい。図7-2に戻ってみると、この2つの業種は年収の面でも「母子世帯」と「ふたり親世帯」の差が小さい。つまり、離死別によって世帯類型が変わっても、働き方も年収も大きくは変化しない可能性が高いといえる。しかし「製造業」の年収水準は母子世帯全体の平均レベルである。「運輸・通信業」も「製造業」とほぼ同水準の年収である。そのように考えると、これらの業種では離死別による家庭生活の激変に直面した際に、働き方はあまり変えずに一定水準の収入を確保できるというメリットがあるといえそうである。

最後に主観的な暮らし向きの評価を図7-4に示す。全体の回答傾向として、「ゆとりがある」という割合は極めて低く、「大変苦しい」と「やや苦しい」に偏っている。そのため「ゆ

図7-3 勤務先業種・世帯類型別 正規雇用比率

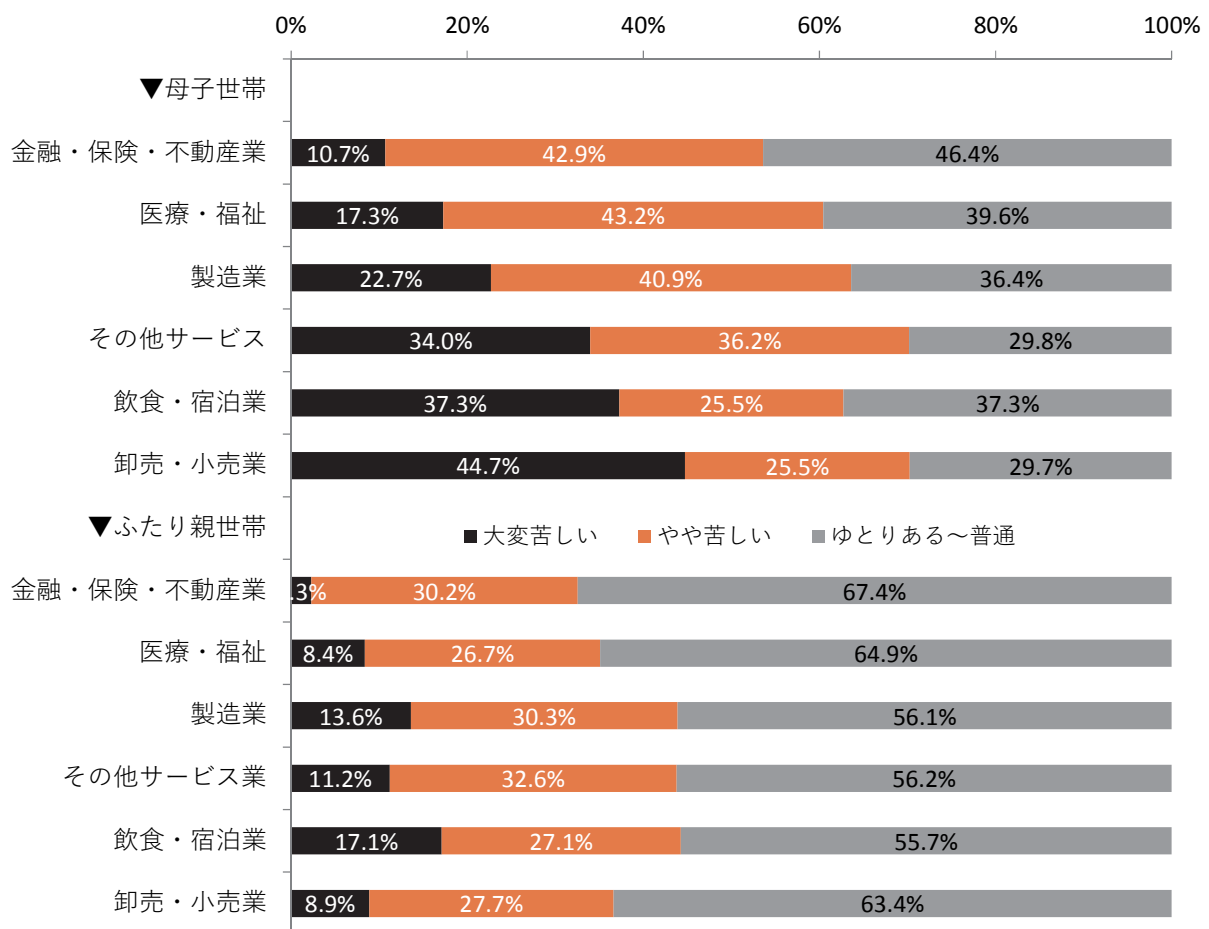


とりがある」から「普通」までは一括りにし、「大変苦しい」と「やや苦しい」の業種別の差に着目して結果を読んでいくことにしたい。

「母子世帯」において「大変苦しい」の割合が最も低いのは「金融・保険・不動産業」であり、「医療・福祉」がこれに続く。平均収入の面では「医療・福祉」の方が高いが、主観的な経済的苦しさを緩和するという意味では「金融・保険・不動産業」の方が良質であるといえる。つまり、「金融・保険・不動産業」の方が「大変苦しい」と感じるほど低い収入水準で働いているシングルマザーの割合が低いことがうかがえる。また、「ゆとりある～普通」を経済的に人並みの生活が送れているという主観的評価と考えるなら、相対的な収入の高さだけでなく、経済的自立という意味でもこの業種は良質な雇用機会を提供している可能性が高いといえる。

続いて3番目に「大変苦しい」が低いのは「製造業」である。年収や正規雇用比率において上位を占めていた3つの業種がここでも目立っている。「やや苦しい」を加えても、この3つが上位という順位は変わらない。

図7-4 世帯類型・勤務先業種別 現在の暮らし向き



反対に、「その他サービス業」「飲食・宿泊業」「卸売・小売業」はここでも「大変苦しい」の割合が高い。「やや苦しい」については「卸売・小売業」や「飲食・宿泊業」は他の業種に比べて低く、特に「飲食・宿泊業」については「ゆとりある～普通」の割合が「医療・福祉」や「製造業」と同水準であり、業種内のバラツキが大きいこともうかがえる。しかし、「その他サービス業」と「卸売・小売業」は「ゆとりある～普通」の割合も低い。その意味で、他の業種に比べて経済的に苦しい思いをしている割合が高いといえる。

「ふたり親世帯」は全体的に「母子世帯」より「大変苦しい」「やや苦しい」という割合が低い。だが、強調したいのはその業種別の順位が「母子世帯」と異なることである。「大変苦しい」が相対的に最も高いのは「飲食・宿泊業」であるが、次に高いのは「製造業」である。ここでも「医療・福祉」と「金融・保険・不動産業」は「大変苦しい」の割合が低い。だが、「卸売・小売業」も「医療・福祉」と同程度の割合であり、「医療・福祉」での就業が特に経済的な苦しみの緩和につながるとはいえない。「ふたり親世帯」の場合は配偶者の収入も暮らし向きの評価に反映されている可能性が高い。「母子世帯」との傾向の違いは配偶者の収入の影響によるものと考えられる。その意味では、「卸売・小売業」で経済的な苦しさをあまり感じずに働いていた有配偶女性が離死別によりシングルマザーになった場合には、とりわけ厳しい経済的な苦しさを味わうことになるといえる。

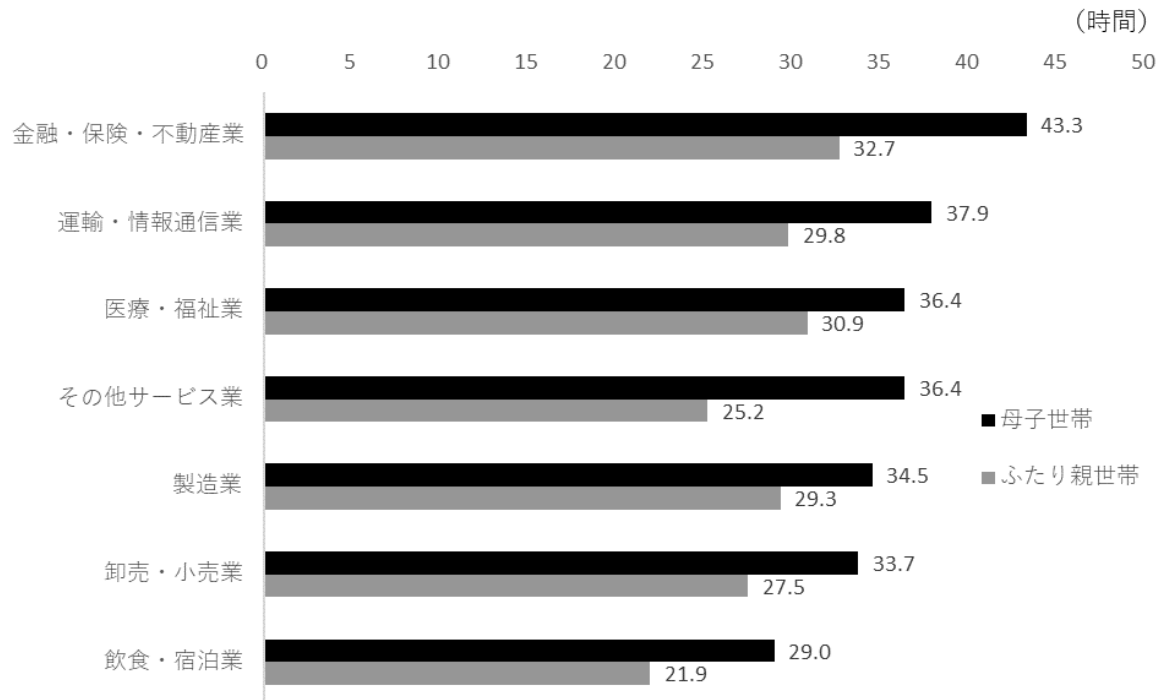
ここまでの結果を総括するなら、「医療・福祉」は、収入の確保という点でシングルマザーにとって良質な雇用機会を提供するものといえる。この点は先行研究と矛盾しない。だが、誰にとっても「医療・福祉」が最良といえるかは慎重な判断を要する。「製造業」や「金融・保険・不動産業」にもそれなりのメリットがある。その意味で、もう少し広い視野でシングルマザーの雇用の受け皿を考えても良いだろう。

3 勤務先業種の働き方

業種別の収入水準には、前述した正規雇用比率のような、具体的な働き方が関係している。同じ業種でも正規雇用と非正規雇用では収入水準が異なることを踏まえれば、業種の違いよりも、そうした個々人の働き方の方が重要であろう。

その観点から、まずは就業形態と関連の深い労働時間を業種別にみよう。図7-5に結果を示す。最も実労働時間（残業を含む実際の労働時間）が長いのは「金融・保険・不動産業」である。週の平均が43.3時間であるから法定の40時間を超えている。前述のように正規雇用比率が高く、年収も高いが、労働時間の長さは子育て期の女性にはデメリットであろう。一方、「医療・福祉」は最も年収の高い業種であるが、労働時間はそれほど長くない。前節では、同じく年収が相対的に高い業種として指摘した「製造業」も労働時間は長くない。収入と労働時間はバランスが重要である。「飲食・宿泊業」のように労働時間が短くても収入が低ければ、過少就業という意味で望ましいとはいえない。だが、「金融・保険・不動産業」のように収入が高くても労働時間が長ければ子育てに費やす時間の確保という意味で問題が生じ

図 7-5 勤務先業種・世帯類型別 週の平均実労働時間

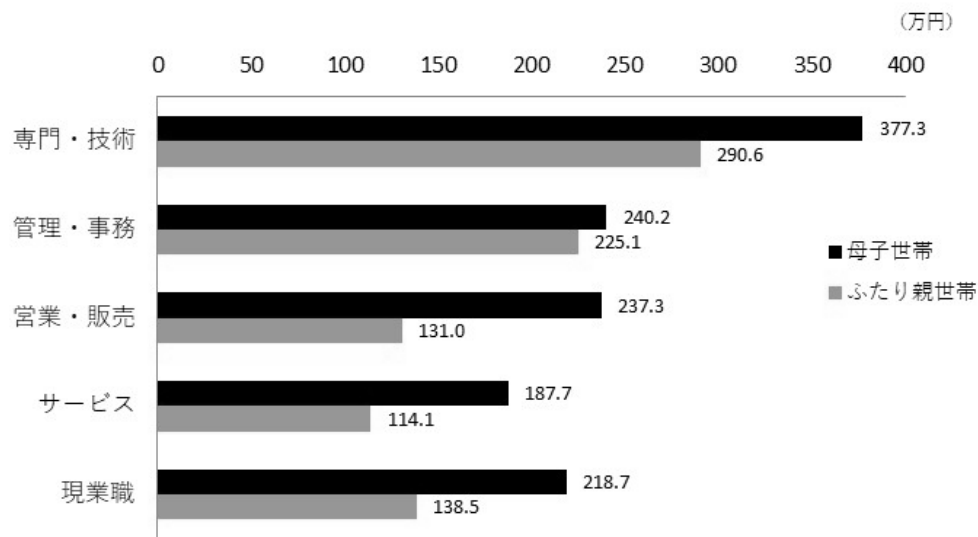


る。その意味で、「医療・福祉」や「製造業」は収入と労働時間のバランスが取れているといえる。

もう1つ、働き方の問題で重要なのが職業との関係である。社会階層研究が扱ってきたように専門・技術職は収入の高い職業として有名であり、これに加えて管理職や事務職といったホワイトカラー職種は年収が相対的に高い。シングルマザーについても、図7-6に示すように同様の傾向が確認できる。特に「専門・技術職」の年収は突出している。これに対して最も年収が低いのは「サービス」である。「現業職」は調査票の「技能工・生産工程」「運輸・通信」「保安」「農林漁業」を統合したものであるが、これと比べても「サービス」は低く200万円を下回っている。「ふたり親世帯」の平均年収も、職種別の順位は「母子世帯」と同じである。これが業種との関係で重要なのは、同じ業種の企業に勤めていた場合でも、たとえば「専門・技術」と「サービス」では年収に大きな差がある可能性を考えるとできるからである。シングルマザーの雇用の受け皿として「医療・福祉」が重視されるのも専門・技術職の比率の高さが関係している。同じ業種でも、「管理・事務」や「サービス」でも良質な雇用機会といえるかは改めて検討の必要があるだろう。

この点を踏まえて、表7-6において業種別の職業構成を示す。全体の職業構成は「専門」「管理・事務」「サービス」の割合が高く、この点について「母子世帯」と「ふたり親世帯」の間に大きな差はない。だが、業種別の職業構成には世帯類型による差がみられる。

図7-6 世帯類型・職種別 母親本人の平均年収



年収が最も高い「医療・福祉」は「母子世帯」「ふたり親世帯」とも「専門・技術職」の割合が高い。このことがこの業種の年収水準を引き上げていることは容易に想像がつく。だが、「母子世帯」は「サービス」の割合も相対的に高い。「ふたり親世帯」に比べて「母子世帯」の方が年収水準は高いが、これが同一産業内で「サービス」から「専門・技術」に職種転換（たとえばホームヘルパーから看護師になる等）することで可能になるなら、職業構成の結果は逆になるはずである。しかし実際はそのようになっていない。また、「製造業」は「母子世帯」の年収が相対的に高いことを指摘したが、職業構成をみると年収の低い「現業職」の割合も高い。

このように、業種・職種・年収の関係は一貫していない。仕事内容と収入の関係については、もう少し踏み込んだ視点から検討を加える必要があるだろう。

4 勤続・担当業務との関係—多変量解析

ここまでの分析から、勤務先の業種によって平均年収に差がみられるものの、業種別の正規雇用比率、実労働時間、職種と年収の関係は一貫していない。シングルマザーの就業支援先として先行研究が強調してきた「医療・福祉」は本調査のデータにおいても平均年収が他の業種に比べて高い。しかし、それは専門・技術職の比率の高さによって必ずしも説明されない。また、正規雇用率は高いが労働時間の長さが年収の高さに結びついているともいえない。そこで、働き方の内実に踏み込んだ分析を行ってみよう。

当然であるが、正規雇用の中にも賃金の高い人と低い人はいる。日本的雇用システムの特徴とされる年功的な長期雇用システムを念頭に置くなら、勤続年数が長いほど賃金は高くなる。また、担当職務の面では、単純作業や補助的な仕事に比べて、企業経営にとって重要な判断の一部を担う仕事は責任が重く、賃金も高い。シングルマザーに限った話ではなく、女

表 7-1 世帯類型・勤務先業種別 職業構成

	専門・ 技術	管理	事務	営業・ 販売	サービス	現業職	その他	N
母子世帯計	20.2%	0.8%	24.1%	13.0%	25.0%	8.7%	8.3%	531
医療・福祉	47.9%	0.6%	10.9%	0.0%	35.8%	0.0%	4.8%	165
金融・保険・不動産業	0.0%	0.0%	37.0%	63.0%	0.0%	0.0%	0.0%	27
製造業	4.5%	1.5%	41.8%	1.5%	3.0%	40.3%	7.5%	67
運輸・情報通信業	13.5%	2.7%	32.4%	8.1%	0.0%	32.4%	10.8%	37
その他サービス業	4.4%	0.0%	22.2%	15.6%	51.1%	4.0%	6.7%	45
卸売・小売業	0.0%	0.0%	21.3%	68.1%	6.4%	0.0%	4.3%	47
飲食・宿泊業	0.0%	0.0%	4.0%	6.0%	80.0%	0.0%	6.0%	50
その他	19.4%	1.1%	40.9%	6.5%	6.5%	5.4%	20.4%	93
ふたり親世帯計	22.8%	0.7%	27.4%	14.0%	20.4%	7.0%	7.7%	815
医療・福祉	56.9%	0.0%	17.2%	0.0%	21.1%	0.0%	4.9%	204
金融・保険・不動産	2.3%	0.0%	68.2%	29.5%	0.0%	52.2%	0.0%	44
製造業	1.4%	1.4%	33.3%	1.4%	4.3%	0.0%	5.8%	69
運輸・情報通信業	12.9%	0.0%	32.3%	6.5%	3.2%	25.8%	19.4%	31
その他サービス業	2.2%	1.1%	20.2%	23.6%	46.1%	4.0%	5.6%	89
卸売・小売業	2.0%	1.0%	25.0%	62.0%	4.0%	0.0%	2.0%	100
飲食・宿泊業	1.4%	0.0%	1.4%	10.0%	85.7%	1.1%	1.4%	70
その他	28.4%	1.4%	38.9%	3.8%	6.7%	3.8%	16.8%	208

性労働一般の問題として、伝統的な日本企業は長期雇用の対象として基幹的業務を担う労働力は男性、これに対して、女性は補助的で短期勤続という女性差別的な人事管理を行ってきた（今田 1996）。そのため、女性の待遇向上に当たっては、女性の勤続を延ばすことで勤続年数の男女差を縮小するとともに、女性が基幹的な業務を担うことで職域統合を進める、これによって男女間賃金格差の解消を目指すことに力点が置かれてきた（脇坂編 2001、武石 2006、川口 2007、大沢 2015、脇坂 2019）。

こうした一般的な人事労務管理を念頭に置くなら、シングルマザーの賃金だけが他の女性労働者と区別されて特別に決まっていると考えるのは不自然だろう。医療・福祉分野や専門職への関心の傾斜は、「女性活躍」に企業が取り組む前、女性が経済的に自立できる職域が限られていた時代の感覚を引きずっているようにもみえる。今日でも医療・福祉分野が女性の採用や管理職登用といった点で進んでいることは確かであるが、ほかにも様々な業種で女性が活躍できる仕事は増えている。そうした女性労働政策の広い文脈の中に、シングルマザーの稼得能力という問題を位置づけてみることで明らかになる課題があるのではないだろうか。

そのような問題意識で、シングルマザーの年収を規定する仕事の要因を明らかにする多変量解析を行ってみよう。表 7-2 に本人の年収を被説明変数とする重回帰分析（OLS）の結果を示す。

モデル 1 は学歴と労働時間をコントロールして業種と職種の効果を推計している。学歴は

労働市場参入前に雇用機会を規定する条件としてコントロールする。また、子育てとの両立においては高い年収を確保するために長時間労働が必要な仕事は望ましいといえない。その観点から「労働時間が同じであっても年収の高い仕事」を明らかにする目的で労働時間をコントロールする。

これに加えて、長期勤続に係る変数として勤続年数（連続変数）と雇用形態（正規雇用＝1、非正規雇用＝0）を投入したのがモデル2である。雇用形態は労働時間（パートタイム／フルタイム）だけでなく、雇用期間の長さ（有期契約／無期契約）にも関係している。正規雇用であることは勤続と労働時間のどちらの面で賃金を引き上げる効果があるかをこのモデルで検証したい。

表7-2 シングルマザーの年収の規定要因（OLS）

被説明変数	本人年収								
	モデル1			モデル2			モデル3		
	B	ベータ	標準誤差	B	ベータ	標準誤差	B	ベータ	標準誤差
(定数)	259.065		32.430 **	187.939		31.334 **	162.049		35.147 **
(BM:中学・高校卒)									
短大・専門卒	16.243	.041	18.160	18.181	.046	17.147	20.228	.051	16.964
大学・大学院卒	229.877	.343	31.004 **	200.769	.290	29.972 **	188.230	.271	29.738 **
(BM:医療・福祉)									
製造業	-13.032	-.023	32.972	5.019	.009	31.007	9.970	.017	31.028
金融・保険・不動産	-57.579	-.067	43.994	-33.471	-.039	40.861	-14.393	-.017	41.608
運輸・情報通信業	-79.281	-.098	38.602 *	-40.394	-.050	36.316	-23.243	-.029	36.618
飲食・宿泊業	-82.53	-.126	32.145 *	-35.138	-.052	31.315	-25.131	-.037	32.099
卸売・小売業	-126.504	-.189	38.053 **	-69.651	-.103	36.899	-55.047	-.081	37.129
その他サービス業	-111.459	-.166	31.993 **	-78.009	-.111	31.320 *	-67.457	-.096	31.973 *
その他の業種	-40.055	-.081	26.253	-23.355	-.047	24.853	-11.202	-.022	24.928
(BM:専門・技術)									
管理・事務	-61.301	-.141	27.745 *	-61.106	-.139	25.816 *	-47.317	-.108	27.899
営業・販売	-16.011	-.028	37.861	-19.141	-.034	35.269	-1.541	-.003	37.001
サービス	-93.994	-.213	27.426 **	-63.638	-.140	26.209 *	-45.451	-.100	26.588
現業職	-90.49	-.123	41.235 *	-74.160	-.100	38.747	-44.951	-.060	39.509
その他の職種	-118.595	-.166	36.318 **	-81.356	-.114	33.824 *	-59.380	-.083	35.139
週実労働時間	1.905	.135	0.598 **	.369	.026	.584	.175	.012	.572
勤続年数		—		6.058	.190	1.273 **	6.023	.189	1.257 **
現職雇用形態（正規雇用＝1）		—		118.458	.308	17.504 **	114.447	.297	17.356 **
事業立案（担当＝1）		—			—		160.556	.107	58.937 **
スタッフの管理（担当＝1）		—			—		41.028	.055	29.604
対外折衝（担当＝1）		—			—		169.646	.113	57.771 **
顧客訪問（担当＝1）		—			—		-28.170	-.041	30.756
補助的業務（担当＝1）		—			—		-11.402	-.020	22.879
職業資格必要（担当＝1）		—			—		33.829	.078	23.403
F値			11.960 **			17.362 **			14.717 **
R2乗			.302			.425			.463
調整済みR2乗			.277			.401			.431
N			417			417			417

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

最後のモデル3は担当業務を加えている。重要な経営判断に係る業務として、意思決定にかかわる「事業立案」「スタッフの管理」、企業外の顧客等との協議・交渉にかかわる「対外折衝」と「顧客訪問」を基幹的業務とする。反対に他人の補助をする「補助的業務」と、スペシャリストとして「職業資格」の必要な仕事を投入する。均等法前の伝統的な女性労働は、短期勤続の「補助的業務」が一般的であり、長期的キャリアを展望するなら看護師や保育士のように資格を取ってスペシャリストになるという発想であった。しかし、今日では、企業の経営判断にかかわる「事業立案」「スタッフの管理」「対外折衝」「顧客訪問」といった業務にも女性の職域が拡大しつつある。そのことがシングルマザーの年収を引き上げることにも寄与しているかを検証したい。

結果をみよう。モデル1からみる。学歴、業種、職種、労働時間の効果はいずれも有意である。「中学・高校卒」に比べて「大学・大学院」は年収が高く、労働時間が長いほど年収が高いという結果は説明不要だろう。強調しておきたいのは、これらの影響をコントロールしても、業種と職種について前出のクロス集計と同じ関連性が確認できることである。業種の効果は、「医療・福祉」に比べて「運輸・情報通信業」「飲食・宿泊業」「卸売・小売業」「その他サービス業」は年収が低い。これに対して、「製造業」と「金融・保険・不動産業」は「医療・福祉」との間に有意な差がない。「金融・保険・不動産業」は労働時間の長さが際立っていたが、労働時間が同じでも「医療・福祉」と差がない年収を期待できる業種であるといえることをここでの推計結果は示唆している。職種の効果については、「専門・技術職」に比べて「管理・事務」「サービス」「現業職」「その他の職種」は年収が低い。この結果も前出のクロス集計と整合的である。

留意したいのは、職種と業種を相互にコントロールしても「医療・福祉」と「専門・技術職」は他の業種や職種に比べて年収が高いということである。つまり、「専門・技術職」という職種の効果が「医療・福祉」の収入を引き上げていたわけではない。職種と区別される業種に特有の効果として「医療・福祉」での就業は高い年収を期待できるといえる。

そのような問題意識で、次にモデル2の結果をみたい。「勤続年数」と「雇用形態」を投入したモデルであるが、この2変数はどちらもプラスの有意な効果を示している。つまり、勤続年数が長いほど、正規雇用であるほど年収は高い。このモデルにおいて労働時間の効果が有意でなくなっていることに留意したい。モデル1の労働時間の効果は正規雇用であることの効果であったと解釈できる。一方、勤続年数と雇用形態はそれぞれ独立に有意な効果を示していることから、正規雇用であることと長期勤続はシングルマザーの年収を考えるうえで別の問題という理解ができる。そして、もう1つ、これが最も重要なポイントであるが、勤続年数と雇用形態の効果をコントロールすると業種のうち「運輸・情報通信業」「飲食・宿泊業」「卸売・小売業」のマイナスの効果は有意でなくなる。裏返していえば、これらの業種に対する「医療・福祉」のメリットはなくなるといえる。つまり、モデル1が示していた「医療・福祉」の高い年収は正規雇用での就業機会と長期勤続の機会に恵まれているということ

で説明がつくことになる。同じく、職種の効果についても、モデル1では有意であった「現業職」のマイナスの効果がモデル2では有意ではない。そうであるなら、「運輸・情報通信業」「飲食・宿泊業」「卸売・小売業」あるいは「現業職」においても「医療・福祉」や「専門・技術職」と同じように正規雇用での就業機会と長期勤続の機会を整備することがシングルマザーの経済的自立支援につながるといえる。

さらにモデル3をみると、担当業務の効果において、「事業立案」と「対外折衝」があるほど年収が高いということを示唆する結果になっている。これに代わってモデル2で有意であった「管理・事務」「サービス」「その他の職種」のマイナスの効果がモデル3では有意ではなくなっている。つまり、これらの職種と「専門・技術」との年収の差は「事業立案」や「対外折衝」という担当業務の違いによって説明できるといえる。結果として、モデル3では職の効果は有意でなくなっている。シングルマザーの年収を高めるために「専門・技術職」という職業分類にこだわる必要はなく、それよりも、組織の意思決定と関係する事業立案や対外折衝という責任の重い仕事を任される立場で働くことが重要であるといえる。

なお、一般的に「事業立案」や「対外折衝」のような仕事は入社1年目の新人に任せるような仕事ではない。その意味で勤続と相関している。また、一般的に正社員が担う仕事であるといえる。だが、担当職務の効果をコントロールしても、勤続年数と雇用形態の効果は有意である。つまり、同じ正社員で同じ勤続年数であっても、担当業務によって年収に違いが生じるといえる。反対に、担当業務の責任の重さにかかわらず、正社員として長期勤続することはそれ自体としてシングルマザーの年収を高める効果があるといえる。

いずれにせよ、これらの分析結果は、一部の業種や職種と関連づけられて議論されてきたシングルマザーの経済的支援を、女性労働者一般を対象とした男女間賃金格差解消のための待遇向上という均等政策に包摂しうることを示唆している。正社員として長期勤続し、責任ある仕事を任されていた女性が配偶者との離死別した場合、シングルマザーとして仕事と子育てを両立できる別の仕事を探すのではなく、もとの仕事にとどまったまま子育てと両立できる道を模索した方が合理的であるといえる。

最後に業種の効果として「その他サービス業」が「医療・福祉」より有意に年収が低いという効果はモデル3でも残されている。この業種で働くよりは「医療・福祉」の方が良いとここでの分析結果からもいうことができる。そのような労働集約的なサービス労働の世界で外部労働市場を経由して経済的自立が可能な仕事に移ることを支援することの重要性も否定されるものではない。その意味で、従来のシングルマザーの就業支援政策の意義は、ここでの分析結果からも認められる。

5 まとめ

シングルマザーの経済的自立支援策として、医療・福祉分野の専門職のような特定の業種・職種での就業を促すことが合理的といえるか、女性労働者一般の待遇向上につながる均等政

策との接合を念頭に置いて、シングルマザーの年収を規定する仕事の要因を分析した。分析結果は以下のように要約することができる。

- 1) 業種別の平均年収は医療・福祉業が最も高い。だが、学歴と労働時間をコントロールすると、医療・福祉業と金融・保険・不動産業、製造業は年収の差があるとはいえない。
- 2) 職種別では専門・技術職の年収が最も高く、サービス職の年収は低い。医療・福祉業は専門・技術職とサービス職の比率が高い。医療・福祉業では正規雇用比率の高さは収入の高さにつながっている一方、年収を引き上げる効果のある労働時間は長いといえない。
- 3) 正規雇用であること、長期勤続していること、事業立案・対外折衝を担当しているという、女性労働者一般の男女間賃金格差の解消につながる人事管理には、シングルマザーの年収も引き上げる効果がある。
- 4) 上記 3) の雇用形態、勤続年数、担当業務をコントロールすると、職種によって年収の差があるとはいえず、業種との関係においても「その他サービス業」以外は医療・福祉業との間に年収の差があるとはいえない。

シングルマザーを「特別な女性」とみなして、医療・福祉業の専門・技術職（看護師や介護福祉士等）のような「特別な仕事」での就業を過度に強調することは、今日の労働市場とシングルマザーの実情に合っていない可能性がある。

女性一般を対象とした均等政策においては、男女間賃金格差の解消を目指して女性の長期勤続と職域拡大を推進してきた。1999年施行の改正均等法が企業に求めたポジティブアクションは象徴的である。さらに、2016年施行の女性活躍推進法においては女性管理職を増やすことに関心が集まっているが、これは職域の垂直分離を解消することにつながる。その目的も男女間賃金格差の解消である。つまり、シングルマザーに限らず、女性が稼げる仕事は確実に増えているという労働市場全体の趨勢を踏まえる必要がある。そうした女性全体の待遇向上の流れに乗ってキャリアを形成している女性は、配偶者との離死別によってシングルマザーになったからといって「特別な仕事」に経済的自立の活路を見出す必要はない。今までどおりの仕事で長期勤続して責任のある仕事を任されるようになることが稼得能力を向上させる近道である。

従来のシングルマザーの就業支援策は、労働市場の周辺に置かれた女性を念頭に置き、労働集約的なサービス業の中で比較的高い収入を確保できる医療・福祉業での就業が経済的自立につながるという発想であった。その前提に立てば本章の分析結果も従来のシングルマザーの就業支援策を否定する結果にはなっていない。「その他サービス業」が典型的であるが、経済的自立が難しい収入水準で働いているシングルマザーは本章の分析でも確認された。こうした女性の経済的自立支援として、先行研究が指摘するような医療・福祉業での資格取得支援はやはり重要であると考えられる。学歴が低く、非正規雇用で働いているような場合は、年収が高く、正規雇用の就業機会に恵まれた医療・福祉業への転職支援は経済的自立に向けた大きな一歩になるだろう。しかし企業の基幹的労働力として正規雇用で長期勤続し、事業の

企画立案や対外折衝を担う知識集約的な労働に従事している女性には従来の就業支援策はフィットしない。

要するに、今日のシングルマザーは多様化している。多様な女性が配偶者との離死別によってシングルマザーになっているといっても良いだろう。正社員として長期勤続しているシングルマザーの存在は、配偶者との離死別が、労働市場の周辺に置かれた「特別な女性」の特別な境遇ではなく、普通の女性が普通にキャリアを形成する中で直面するライフイベントになりつつあることを示唆している。

このように正社員として長期勤続する女性は、一見すると「恵まれた立場」にいたため、特段の支援を必要としないようにもみえる。しかし、実は、企業に内部化されたシングルマザーを支援する仕組みはそれほど整備されていないことに注意を向ける必要がある。

例えば、育児・介護休業法は、働きながら子育てをする親の支援制度として短時間勤務や子の看護休暇を企業に義務づけている。だが、これらの制度はノーワーク・ノーペイを原則としているため、仕事を休んだり、勤務時間を短くしたりすれば収入は減る。つまり仕事と子育ての時間はトレードオフの関係になっている。稼得とケアの役割を同時に担う必要がある一人親のニーズにフィットしているとはいえない。暗黙のうちに、配偶者がいて稼得とケアを分担できるという前提になっている面がある。今後は、このような発想を見直し、通常の仕事と育児の両立支援政策にシングルマザーを包摂していくことも重要だろう。

多様なシングルマザーの貧困を防ぐためには、誰であっても、女性が配偶者の稼得に頼ることなく子育てをしながら経済的に自立できる労働市場をつくることが重要であるといえる。

参考文献

今田幸子（1996）「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』No.433; 37-48.

大沢真知子（2015）『女性はなぜ活躍できないのか』東洋経済新報社

川口章（2008）『ジェンダー経済格差』勁草書房

周燕飛（2014）『母子世帯のワーク・ライフと経済的自立』労働政策研究・研修機構研究双書

武石恵美子（2006）『雇用システムと女性のキャリア』勁草書房

脇坂明編（2001）『大卒女性の働き方：女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』日本労働研究機構

脇坂明（2019）『女性労働に関する基礎的研究：女性の働き方が示す日本企業の現状と将来』

労働政策研究・研修機構（2020）『女性活躍と両立支援に関する調査』調査シリーズ No.196

第8章 離別親から養育費を確保するための条件

1 養育費の確保が注目される理由

母子世帯における貧困率の高さが、社会問題となって久しい。2016年の「国民生活基礎調査」（厚生労働省）に基づいた推計では、ひとり親世帯の相対的貧困率は50.8%となっており、貧困の度合いは30年ほど前¹と変わらぬ深刻さである。一方、日本の母子世帯の母親は、先進国の中で有数の働き者であることで知られている。2018年現在、シングルマザーの就業率は8割を超え、週30時間以上勤務のフルタイム就業者が7割近くに上る（JILPT 2019）。

就業率と就業時間を延ばす余地が乏しい中、残されている貧困解消策の切り札が、「正社員就業促進」、「社会保障給付の拡大」、「養育費の確保」といった少数の選択肢に限られてくる。

1つ目の貧困対策は、シングルマザーの正社員就業促進である。厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査2016」によれば、正社員の平均就業年収は非正社員の2.3倍（305万円対133万円）である。仮に有業シングルマザーの正社員比率が現在の44%から60%に上がった（16ポイントアップ）場合、母子世帯全体の貧困率が5ポイント下がる²。しかし、60%の正社員比率が、かなり難しい目標である。子育てとの両立が難しいとして、そもそも正社員になりたいと思わないシングルマザーは、非常に多いことが分かっているからである（周 2014）。

2つ目の貧困対策は、母子世帯に対する社会保障給付の拡大である。そのもっともダイレクトの方法は、児童手当や児童扶養手当など現金給付の増額である³。仮に実現されれば、2002年の「母子及び寡婦福祉法」改正で始まった、「福祉から就業へ」の母子世帯政策の転換を根本から見直すことになる。少子高齢化・経済低成長のいまの時代において、社会保障給付のさらなる拡大は、サステナビリティ（持続可能性）の面で懸念が大きい。

そして、3つ目の貧困対策は、養育費の確保である。諸外国に比べて、日本の養育費の受取率がまだ低く、養育費が可処分所得に占める割合が小さい。また、第4節で詳述するが、支払い能力があるにもかかわらず、養育費を踏み倒している父親が多い。仮に日本がアメリカ・ウィスコンシン州の養育費ガイドラインに従い養育費の強制徴収に乗り出した場合、母子世帯の貧困率を最大14.5ポイント低下させることが可能との推計結果もある（大石 2013）。

この3つの切り札のうち、貧困削減効果と公的支出の抑制の視点から、養育費の確保に寄せられている期待がとりわけ大きい。そこで本章は、マクロ統計やJILPT「子育て世帯全国調査」の個票データを元に、離別父親から養育費を確保することがどこまで現実的なのか、

¹ ひとり親世帯の貧困率は1986年の「国民生活基礎調査」では54.5%となっている（出典：厚生労働省「平成29年版厚生労働省白書」）。

² JILPT「子育て世帯全国調査2018」の集計値をもとに、正社員・母子世帯の貧困率が32.8%、非正社員・母子世帯の貧困率が69.3%、無職・母子世帯の貧困率が64.5%と仮定した場合の試算結果である（出典：JILPT 2019）。

³ 松本伊智朗「児童手当拡充で貧困率低減を」（毎日新聞、2020.1.9）。

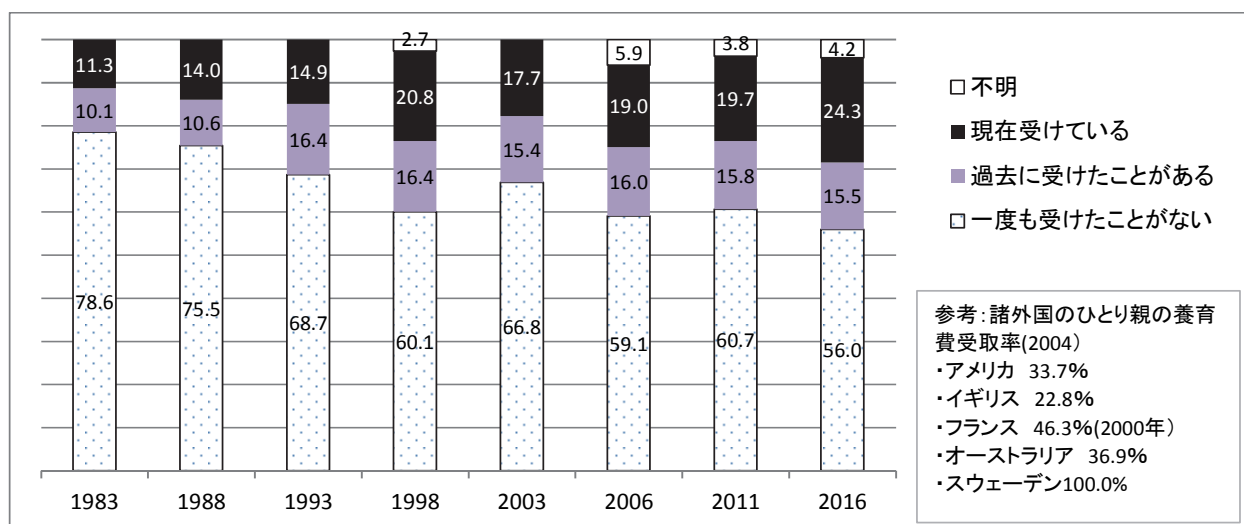
養育費の受取率を高めるための条件とは何かについて、探ってみたいと思う。

2 養育費の受取状況

2016 年現在、日本の離婚母子世帯のうち、養育費の取り決めをしている世帯は、全体の 4 分の 1 程度(24.3%)である。一方、離婚して以来一度も養育費を受け取ったことのない母子世帯が依然として全体の半数を超えている。養育費の受取率は、30 年ほど前に比べて上昇傾向にあるものの、諸外国と比べるとやはり低い部類に入る(図 8-1)。

例えば、50 年以上も前から(1975 年~)養育費の強制徴収制度を導入しているアメリカでは、監護親(未婚のひとり親を含む)における養育費の受取率が 33.7%(2004 年)、1988 年に類似の制度を導入したオーストラリアでは同 36.9%(2004 年)となっており、両国とも養育費の受取率が日本より高くなっている。

図 8-1 離婚母子世帯における養育費の受取状況(%)



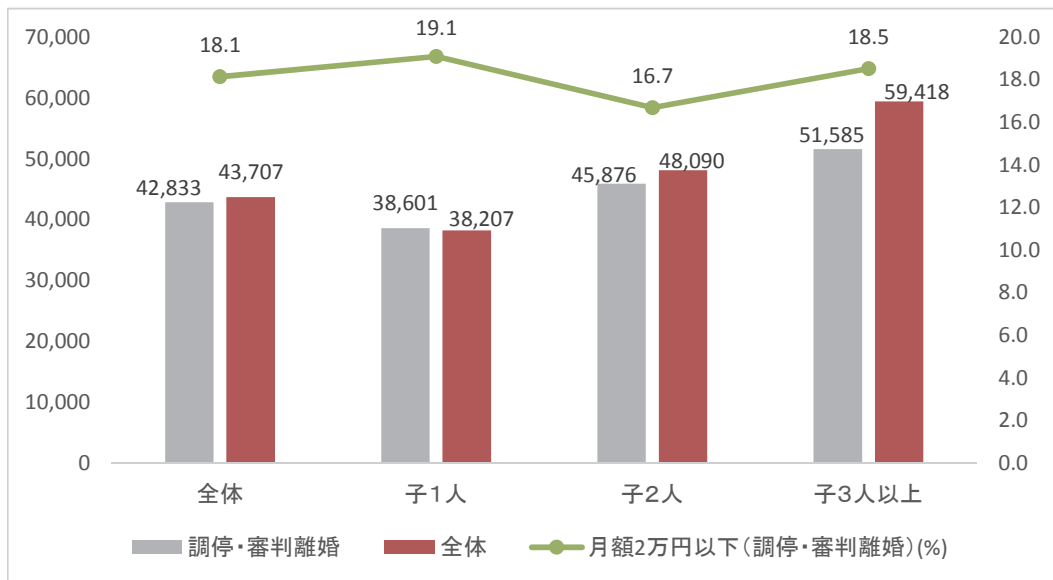
出典: 厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査結果報告 2016」、OECD Family database (PF1.5B: Child Support)
 注: 日本のデータは、離婚母子世帯についての集計結果である。諸外国のデータは、子どもの監護権を持つ母親または父親(未婚のひとり親を含む)についての集計結果である。

日本では受取率の低さに加え、養育費の金額が少ないことも大きな問題である。厚生労働省「全国母子世帯等調査 2016」によると、養育費の平均受取額は 4.4 万円である。一般的に協議離婚よりも養育費を確保しやすいと言われている調停または審判離婚についても、やはり養育費の平均支払額は、4.3 万円しかない。そのうち、調停・審判離婚では全体の 2 割弱(18.1%)は、支払額が 2 万円以下の少額ケースである(図 8-2)。

さらに、養育費の支払額は、子どもの数に応じて支払われるべき金額の通り、比例的に増加していかないのが現状である。世帯規模の経済性を考慮して、「子ども数の平方根」を等価尺度とした場合、支払われるべき養育費の金額は子 1 人が 1.0 倍、子 2 人が 1.4 倍、子 3 人が 1.7 倍となる。しかし、司法統計の調停・審判離婚では子 1 人が 1.0 倍、子 2 人が 1.2

倍、子3人以上が1.3倍に止まっている。厚生労働省の調査においても、養育費の支払額（全体）は子1人が1.0倍、子2人が1.3倍、子3人以上が1.6倍となっており、子ども数（の平方根）に比して増加していない。

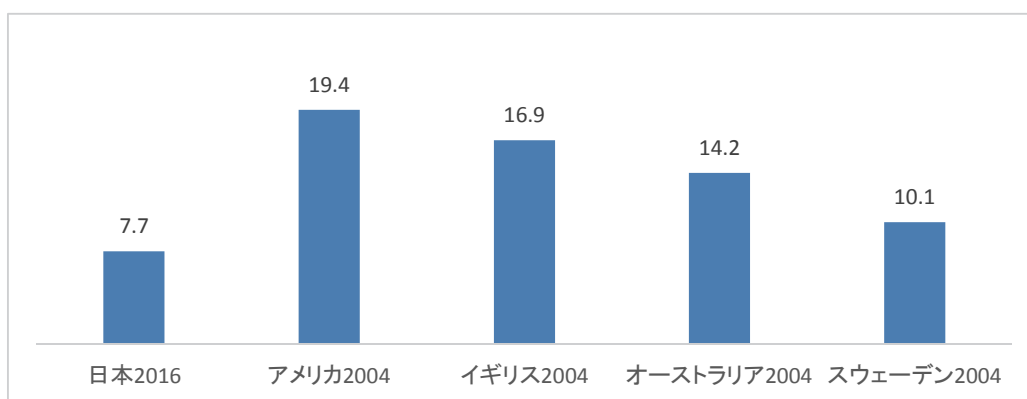
図8-2 養育費の平均月額（円、2016年）



出典：厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査結果報告2016」、最高裁判所『司法統計年報 家事編（2016年度）』（第25表）。

注：調停・審判離婚の養育費平均が掲載されていないため、ここでは公表されている養育費の階級ごとの決定件数をもとに大まかに算出。ただし、養育費の金額は、1万円以下では1万円とし、10万円以上では10万円とし、その他では階級ごとの中央値としている。

図8-3 養育費が母子世帯の可処分収入に占める割合(%)



出典：厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査結果報告2016」、OECD Family Database (Table PF1.5.C)

注：(1)日本は2016年の調査データ、それ以外の国は2004年 Luxembourg Income Study dataに基づく集計結果である。

(2)日本の割合(S)は以下の式に基づいて算出。 $S = 100 \times \text{養育費の受取割合} P \times (\text{養育費の平均月額} M \times 12 \text{ か月} / \text{平均可処分所得} Y)$ 。ただし、養育費の受取割合P(0.243)と養育費の平均月額M(43,707円)は厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査2016」より引用。平均可処分所得Y(156.9万円)は、「国民生活基礎調査2016」(所得票 第067表)の所得階層ごとの母子世帯数よりおおまかに算出。

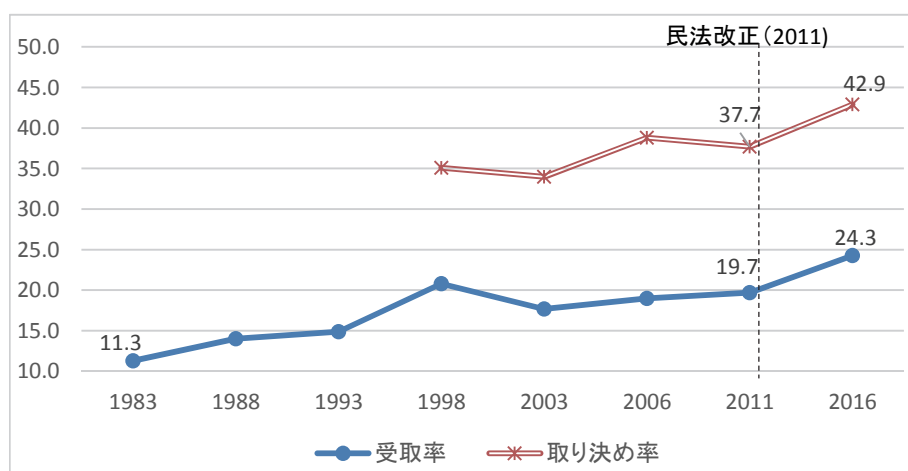
養育費の受取率と平均金額がともに低いため、母子世帯の総収入に占める養育費の割合はわずかなものとなっている。2015年現在、ひとり親世帯（核家族世帯のみ）の総収入に占める、仕送り・養育費等その他収入は、2%しかない（出典：厚生労働省「国民生活基礎調査2016」）。養育費が母子世帯の可処分所得（net disposable income）に占める割合で比較すると、日本が7.7%（2016年）であるのに対して、オーストラリアは14.2%（2004年）、アメリカは19.4%（2004年）となっている（図8-3）。

3 養育費の確保が難しい理由—母親側の事情

養育費の確保において、養育費の取り決めはあった方が有利だと考えられる。実際、養育費の受取率と取り決め率の推移をみると、両者がかなり連動していることが分かる。例えば、養育費の受取率と取り決め率はいずれも2000年代のもみ合い期を経て、2011-2016年の5年間に5ポイント程度の顕著な上昇が見られている（図8-4）。

この5年間に行った主な制度変更といえば、2011年の民法改正より、2012年4月から離婚届には面会交流と養育費のそれぞれについて、取り決めの有無のチェック欄を設けるようになったことである。チェックの有無にかかわらず、離婚届が受理されるため、この制度変更は事実上、法的拘束力のないものである。それにもかかわらず、チェック欄が導入されて1年間の状況を見ると、子どものいる離婚届のうち、養育費の「取り決めをしている」にチェックがあったのは56%に上った（法務省調査）⁴。民法改正の狙いと一致した形で、母子世帯全体における養育費の取り決め率と受取率が顕著に上がった。チェック欄の導入は一定の啓発効果があり、子どもの扶養責任に対する親の意識が高まったことは原因ではないかと推測される。

図8-4 養育費の受取率と取り決め率の推移 (%)



出典：厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査結果報告2016」。離婚母子世帯についての集計結果である。

⁴『読売新聞』2013年8月19日（東京朝刊）。

養育費の取り決め率が緩やかに上昇しているが、諸外国に比べると低い水準のままである。2016年現在、離婚母子世帯のうち、養育費の取り決めがあると答えた母親が全体の42.9%である。一方、アメリカは未婚や非婚のシングルマザーを含んでも、養育費の取り決め率が53.1%に達している（表8-1）。

表8-1 養育費の取り決め状況における日米比較（%）

	日2016		米2014
養育費の取り決め率	42.9		53.1
<u>養育費の取り決めをしていない理由</u>			
1位：相手と関わりたくない	31.4	1位：相手はできるだけのことをした	36.9
2位：相手に支払う能力がないと思った	20.8	2位：相手に支払う能力がない	36.4
3位：相手に支払う意志がないと思った	17.8	3位：必要がない※	36.4
4位：必要がない※	2.8	4位：相手に支払ってほしいと思わない	24.4
その他・不詳	27.2	5位：相手に関わりたくない	19.5

※日本の調査票では「自分の収入等で経済的に問題がない」、米国の調査票では「取り決めの必要がないと思った（Did not want other parent to pay）」という文言を使用している。

出典：厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査結果報告2016」、米国統計局“Custodial Mothers and Fathers and Their Child Support: 2013”（Child Support Supplement to the 2014 Current Population Surveyに基づく集計値）。

注：米国の調査は、複数選択（主な理由）であり、日本の調査は単一選択（もっとも大きな理由）であるため、割合値よりも、割合順を比較することに意義がある。

養育費の取り決めをしていない理由についても、日米に大きな違いが見られる。日本では、養育費の取り決めをしていない理由について、「相手と関わりたくないから」（31.4%）は1番目に多い理由として挙げられている。「養育費も慰謝料も一銭もない。とにかく早く別れたかった。養育費をもらうことで、父親の権利を主張されるのがイヤだった」（38歳千葉県母親）というような意見がその代表である。一方、アメリカでは、養育費の取り決めをしていない1番目に多い理由は、「相手はできるだけのことをした」（36.9%）である。「相手と関わりたくないから」は、アメリカではそれほど目立った理由ではない。

日米ともに、「相手に支払う能力がない」を2番目に大きな理由として挙げている。ただし、その比率に大きな開きがある。アメリカでは、「相手に支払う能力がない」（36.4%）は、1位の理由である「相手はできるだけのことをした」（36.9%）とほぼ同じくらいのウェイトを占めている。一方、日本では、2位の理由である「相手に支払う能力がない」（20.8%）は、1位の理由である「相手と関わりたくない」（31.4%）との間に、10ポイント以上の開きがある。

さらに、アメリカでは、1位や2位の理由とほぼ同程度のウェイトを占めているのは、3位の「必要がない」（36.4%）という理由である。それに対して、日本では、「必要がない」を理由として挙げている母親がわずか2.8%である。日本では3位の理由として浮上しているのは、「相手に支払う意志がないと思った」（17.8%）との理由である。

総じて言えば、アメリカの養育費確保は、「やれることはすべてやった」、養育費の取り決め率も受取率も天井に達しつつあるような見方ができる。一方、日本では養育費の確保が、取組み次第では将来的に大きく伸びる可能性を秘めている。端的に言えば、相手との関わり方の工夫や、相手の支払い意欲を喚起することにより、養育費を新たに確保できるケースも相当数いると考えられる。

4 養育費の確保が難しい理由—父親側の事情

(1) 支払能力の問題

経済状況の悪い夫婦間で離婚は生じやすいものの、実際に離別父親の大半は養育費を全く支払えない経済状況ではない(周 2012)。厚生労働省の調査では、「相手に支払う能力がない」ことを養育費の取り決めをしなかった理由として挙げる母親の少なさ（全体の2割）が1つの証拠である。

JILPT「子育て世帯全国調査 2012-18」によれば、年収（離婚時）が200万円未満で、養育費の支払いが困難だと考えられる離別父親は、全体のおよそ2割程度（18%~21%）である。この結果は、前出の厚生労働省の調査と一致したものと考えられる。つまり、いずれの調査も、約8割の離別父親は多少なりとも、養育費の支払能力を持っていることが示唆されている。

また、離別父親のうち、平均的な世帯主と同等または多くの収入（年収500万円以上）を得ており、ある程度の余裕を持って養育費を支払える者が4、5人に1人程度（19%~22%）の割合でいることも、興味深い結果である。総務省「家計調査」の結果と照らし合わせると、一般家庭の世帯主に比べて、離別父親が著しく低所得者に偏っているわけではないことが分かる（表8-2）。

表8-2 離別父親の年収分布（%）

	離別父親					2人以上の勤労者世帯の世帯主		
	2012	2014	2016	2018	合計	2007	2018	
～100万円未満	11.3	8.9	8.6	11.6	10.0	～120万円未満	7.4	8.4
～200万円未満	4.6	5.5	5.0	4.9	5.0	～240万円未満	10.7	13.7
～300万円未満	13.9	14.6	11.3	13.1	13.2	～300万円未満	8.9	9.8
～400万円未満	19.1	20.4	19.0	20.8	19.8	～420万円未満	24.0	23.7
～500万円未満	13.3	11.7	12.1	12.7	12.4	～540万円未満	21.3	19.7
500万円以上	15.5	17.2	14.4	14.4	15.3	540万円以上	27.7	24.7
所得不詳	22.3	21.7	29.7	22.5	24.3	所得不詳	—	—
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	合計	100.0%	100.0%
200万円未満※	20.5	18.4	19.2	21.3	19.8	240万円未満	18.1	22.1
500万円以上※	20.0	22.0	20.4	18.6	20.3	540万円以上	27.7	24.7
標本サイズ	503	506	585	466	2,060	総務省「家計調査」		
調査名	JILPT「子育て世帯全国調査」					注：所得階級が月額収入に12か月を乗じて計算した金額である。		

出典：JILPT「子育て世帯全国調査」、総務省「家計調査」。※所得不詳を除いた割合。
注：離婚歴がある母親による回答である。

では、年収の高い離別父親は、より高い確率で養育費を支払っているのか。また、支払っている場合には、その金額は父親の年収に比例して増加しているのであろうか。

年収の高い父親ほど、養育費を払っている割合は確かに高い。JILPT 調査（2012-18 年）によると、離婚母子世帯の養育費の受取割合は、離別父親の年収が 500 万円以上の層では 29.8%となっており、200 万円未満層よりその割合は 20 ポイントほど高い。しかし一方、この数字の裏返しは、年収 500 万円以上の離別父親でも、その 7 割は養育費を支払っていないという厳しい現実である。さらに驚くべきことに、年収 800 万円以上の高収入の離別父親ですら、3 人に 2 人は養育費を支払っていない（表 8-3）。

養育費の平均受取額が、おおむね離別父親の所得階層の上昇とともに増える傾向にある。年収 200 万円未満層の養育費の平均月額額は、3.5 万円前後であるのに対して、年収 200~500 万円未満層では 4~5 万円前後となっており、年収 500 万円以上では 7 万円を超えている。

表 8-3 離別父親の収入階層別、養育費の受取率と平均月額（2012-18 年）

	受取率(%)	平均月額(円)
200万円未満	8.4 (N=309)	37,239 (N=23)
300万円未満	14.4 (N=271)	45,639 (N=36)
400万円未満	13.0 (N=407)	44,313 (N=48)
500万円未満	20.7 (N=256)	43,833 (N=48)
500万円以上	29.8 (N=316)	75,145 (N=83)
うち、800万円以上	37.1 (N=62)	113,000 (N=20)
所得不詳	10.2 (N=501)	43,302 (N=43)
所得計	15.3 (N=2,060)	52,774 (N=281)

出典：JILPT「子育て世帯全国調査 2012、2014、2016、2018」より筆者が集計。

注：離別父親の年収（離婚・別居時）は、離婚歴がある母親による回答である。

（2） 支払意欲の問題

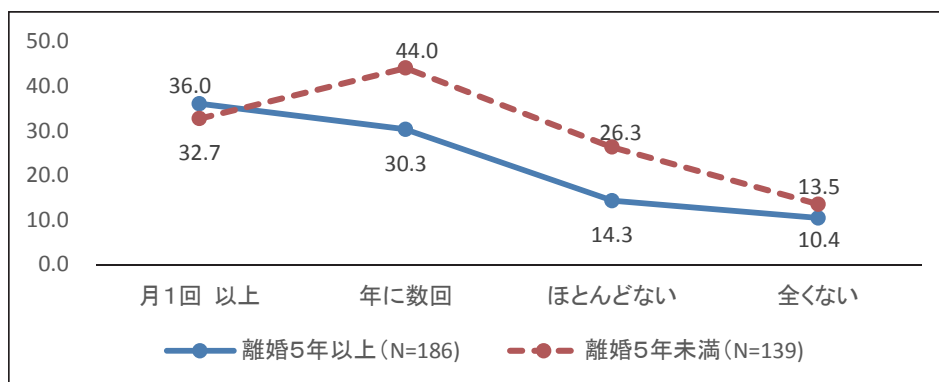
離婚夫婦間の絶縁・敵対関係が続くことで、離別父親と子どもとの交流が希薄なものになりがちである。父親の養育費支払意欲は、こうした絶縁・敵対関係によって大きく損なわれることとなる。とくに離婚後に子どもとの面会や交流が途絶えた場合には、父親としての責任感と使命感が次第に薄れてゆき、それが養育費の不払いにつながりやすいと考えられる。

JILPT 調査によれば、離別父親と子どもとの交流の頻度は、養育費の受取率とは正の比例関係にある。とくに、離婚 5 年以上の離別父親に限ってみると、交流頻度と養育費の受取率の相関が一層強まっている。養育費の受取率は、交流頻度が「月 1 回以上」では 36.0%、「年に数回」では 30.3%、「ほとんどない」では 14.3%、「全くない」では 10.4%となっており、交流頻度が低下するごとに養育費の受取率も下がっていく。離別父親と子どもとの交流を「年に数回」程度またはそれ以上を維持することは、養育費の確保に有利に働くと見ら

れる（図8-5）。

しかし残念なことに、離別父親と子どもの面会交流は、なかなか進んでいないのが現状である。厚生労働省「母子世帯等全国調査2016」によれば、46.3%の父親は離婚後に一度も子どもと面会交流していない。JILPT「子育て世帯全国調査2018」においても、離別父親の44.2%は子どもとの交流が「全くない」状態であり、そのうち離婚5年以上の離別父親の半数以上（51.6%）が子どもと交流なしの状態である（JILPT2019）。

図8-5 離別父親と子どもとの交流の頻度別、養育費の受取率(%、2018年)



出典：JILPT「子育て世帯全国調査2018」より筆者が集計。

そのほか、離別父親の再婚と第二家族の扶養義務の発生も、支払意欲を大きく低下させている可能性がある。大石(2012)が「国民生活基礎調査2007」と「社会保障実態調査2007」の接合データを用いて、離別有子男性の現在の婚姻状況を調べたところ、離別父親の再婚率は59.2%(169人中100人)に達していることが分かった。また、単身の離別父親に比べ、再婚した離別の父親は明らかに年収の高い層に偏っている。養育費の支払能力を持つ離別父親の多くは、その後再婚し、新しい家族の養育責任を優先して、離婚した元妻と子どもの生活を置き去りにする可能性も十分あるものと考えられる。

5 養育費を確保しているシングルマザーの特徴

上述の通り、養育費の不払いに、母親側の「相手と関わりたくない」との拒絶心理が働いていたり、父親側の「支払能力」や「支払意欲」に起因したりしている可能性が高い。

この節では、以上の原因仮説を確かめるべく、さまざまな属性や要因の影響を同時にコントロールしながら、養育費確保の決定要因を推計することにする。言い換えれば、養育費を確保しているシングルマザーとはどのような人々なのか、その属性を調べることにする。推計に用いるデータはJILPT「子育て世帯全国調査」(2012、2014、2016、2018)の個票である。なお、養育費の金額が支払われた場合のみに観察できるため、標本選択による偏りを補正するために、Heckman二段階推定法が用いられている。

表8-4では、養育費の確保に、父親の「支払能力」と「支払意欲」が関わっていること

を支持するような推定結果が得られている。ここでは、父親の「支払能力」を表しているのは、父親の年収（離婚時）である。父親の年収が 200 万円未満層と比べ、父親の年収が 400～500 万円未満層における養育費の受取確率は 7.8 ポイント、同 500 万円以上層では 16.1 ポイント高くなっている。また、親の年収が 200 万円未満層と比較して、年収 500 万円以上層では養育費の支払額が 34.0%高い。

表 8-4 養育費受取の決定要因 (Heckman 二段階モデル)

	式1: 受取の有無			式2: log(支払額)			平均値	
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差			
父親の年収 ^a								
200万円～300万円未満	0.2648	0.1703	0.0482	0.1234	0.1616		15.1%	
300万円～400万円未満	0.1913	0.1620	0.0320	0.0815	0.1555		21.2%	
400万円～500万円未満	0.3843	0.1715	**	0.0777	0.1660		13.6%	
500万円以上	0.6921	0.1601	***	0.1606	0.3397	**	18.3%	
所得不詳	0.1219	0.1728		0.0215	0.3774	**	16.8%	
末子の年齢	-0.0240	0.0112	**	-0.0055	0.0272	0.0105	***	10.3
子ども数	-0.0884	0.0539	*	-0.0202	0.2355	0.0479	***	1.9
面会交流の頻度 ^b								
年に数回程度	-0.0661	0.1171		-0.0265			17.3%	
ほとんどない	-0.2371	0.1595		-0.0886			11.4%	
全くない	-0.3045	0.1128	***	-0.0911			50.5%	
母子世帯経過5年未満	0.0585	0.1012		0.0134	0.2729	0.0929	***	43.1%
元配偶者からのDV被害経験あり	-0.1246	0.0949		-0.0356			28.9%	
母親の学歴 ^c								
-短大・高専	0.4014	0.1056	***	0.0982	-0.1216	0.1050		20.4%
-大学・大学院	0.4510	0.1415	***	0.1091	0.0424	0.1276		9.7%
母親の就業年 ^d								
100万円～200万円未満	-0.1959	0.1289		-0.0524	-0.0051	0.1150		25.2%
200万円～300万円未満	-0.1709	0.1338		-0.0442	0.0573	0.1170		22.4%
300万円以上	-0.2313	0.1358	*	-0.0575	0.0424	0.1202		23.5%
所得不詳	-0.4666	0.1886	***	-0.1040	0.3398	0.2015	*	10.0%
年ダミー ^e :2014年	0.0323	0.1222		0.0102	-0.0131	0.1115		26.2%
年ダミー:2016年	-0.0136	0.1225		0.0007	-0.2523	0.1112	**	27.3%
年ダミー:2018年	0.1709	0.1287		0.0409	-0.0814	0.1170		21.1%
常数項	-0.6861	0.2520	***		10.4636	0.3397	***	
ρ (式1残差項と式2残差項の相関係数)	-0.7706	0.1420	***					
σ (式2残差項の標準誤差)	0.6702	0.1083	***					
$\lambda = \rho \sigma$ (バイアス補正項)	-0.5165	0.1766	***					
N	1,292	(うち、Censored obs.受取なしの世帯数 1,074)						

注：(1) JILPT「子育て世帯全国調査(2012、2014、2016、2018)」の離婚歴がある母子世帯をブールしたデータセットより推定。

(2) 父親の年収は、離婚時に母親が把握した金額である。

(3) 対照群 a 200 万円未満 b 月 1 回程度 c 中学校・高校等 d 100 万円未満 e 2012 年

(4) * p 値<0.1、** p 値<0.05、*** p 値<0.01

そして、父親の「支払意欲」を表している変数は、「末子の年齢」と「面会交流の頻度」である。一般的に、子どもの年齢が低い場合には父親としての自覚が強く、また父親と子どもの面会交流を続けた場合には親子の絆が維持されやすいと言われている。そのため、こうした場合には養育費の支払率（額）が高くなると考えられる。推定の結果がこうした仮説と一致しているものである。具体的には、末子の年齢が1歳上がると、養育費が支払われる確率が0.6ポイント下がる、養育費の支払額が2.7%減少する。「月1回以上」の面会交流を続けている家庭に比べて、面会交流が「全くない」家庭に養育費が支払われる確率が9.1ポイント低い。

一方、養育費の確保に母親の「相手と関わりたくない」との拒絶心理が関係しているかについて、明確な結果が得られていない。本章ではデータ上の制約により、「相手と関わりたくない」という拒絶心理を表す間接的な指標として、「元配偶者からのDV被害経験の有無」が使われている。DV被害経験を持つシングルマザーの方は、養育費の受取率が低くなっているものの（係数の符号が負である）、被害者と非被害者の差が統計的に有意になっていない。

そのほか、養育費の確保に顕著な影響を与えているのは、「子どもの数」、「母子世帯経過年数」および母親の学歴と就業年収である。子どもが1人増えると、養育費の受取確率が2.0ポイント下がるが、受け取れた場合の金額は23.6%高くなる。母子世帯の経過年数が5年以上のグループに比べて、年数の浅い（5年未満）グループの受取額が27.3%高い。中学校・高校卒の母親に比べ、短大・高専卒の母親と大学・大学院卒の母親は、養育費受取確率がそれぞれ9.8ポイントと10.9ポイント高い。年収が100万円未満の母親に比べて、年収300万円以上の母親は、養育費受取確率が5.8ポイント低い。

まとめて言うと、父親側の支払能力と支払意欲が養育費の確保に重要であることが推定結果から確認できている。一方、母親側の「相手と関わりたくない」という拒絶心理の影響について、統計的に有意な結果が得られていない。また、子どもの多い場合や、離婚の年数が経過している場合、養育費の確保がより困難になる。高学歴の母親は、情報収集能力や交渉能力が高いため、養育費の確保に比較的に有利な状況にいることなどが分かった（表8-5）。

表8-5 養育費の支払いを決める要因（推定結果のまとめ）

要因	被説明変数 代理（説明）変数	事前予想		推定結果	
		受取確率	受取額	受取確率	受取額
支払能力	父親の年収	+	+	+	+
支払意欲	末子の年齢	-		-	+
	面会交流の頻度（全くない）	-		-	
母親の拒絶心理	元配偶者からのDV被害経験	-		- (N.S.)	
	子ども数		+	-	+
その他	母子世帯経過年数5年未満	+	+	N.S.	+
	母親の就労収入300万円以上	-	-	-	N.S.
	母親の学歴	+	+	+	N.S.

注：+正の影響 -負の影響 N.S.統計的に有意ではない

6 終わりに：養育費の確保に向けて

日本では、養育費不払い問題といえば、養育費を踏み倒す父親が強者で、それに泣き寝入りする母親と子どもが弱者ということになる（下夷 2008）。これは、労働市場における男女間の賃金格差が依然として大きい故の結果ともいえる。父親に比べて稼働能力の低い母親が子どもの親権を持つことが圧倒的に多いため、養育費は多くの母子世帯に付きまとう問題となる（周 2014）。

本章の分析結果より、養育費の確保には、離別父親の「支払能力」と「支払意欲」の問題がとりわけ大きいことが分かった。離別父親の約2割は、年収200万円未満の低所得層であり、養育費を支払うほどの経済力を持っていない。残りの8割の父親は、多少なりとも養育費を支払う能力を持っているにもかかわらず、その大多数は養育費を払っていない。そこで、養育費の確保に当っては、「支払意欲」の向上が肝心となる。

養育費の支払意欲を高めるためには、言うまでもなく父親との絶縁・敵対関係の解消が大切である。家庭裁判所が作成した「面会交流のしおり」を広く配布するなど、啓発活動による絶縁・敵対関係の解消が1つの手段である。そのほか、絶縁・敵対関係が著しく、当事者本人の話し合いでは面会交流の実現が難しい場合等には、NPO や公的機関が間に入って、父親と子どもとの定期的な面会交流をセッティングすることも考えられる。

また、面会交流の他、離別父親の家に子どもを定期的に宿泊させたり、学校行事に参加させたり、病時の看護等子どもの世話を父親に任せたりする等の交流も、父親の支払意欲を高められると期待されている。

そのほか、米豪等の先進国では一般的になっている「離婚後の共同親権制度」を導入することも、父親の支払意欲を高める1つの手段だと考えられる。現在子どもの親権を持たない離別父親が、母親と親権を分け合うようになれば、養育者としての自覚が高まり、それは養育費の支払意欲と責任へとつながると考えられる。

なお、さまざまな理由により、「支払意欲」の喚起に応じる見込みの低い父親が相当数いるものと考えられる。それに対しては、養育費の強制徴収にも視野に入れて検討すべきである。そのためには、父親の所得に関する正確な情報の収集⁵、養育費不払いに対する罰則の強化⁶、養育費徴収の第三者機関の設立等、新たな政策手段も検討すべきではなかと思われる。

⁵ 国民一人一人に番号を割り振って所得や納税実績、社会保障に関する個人情報をも一つの番号で管理する共通番号「マイナンバー」制度の関連法が、2013年5月25日の参院本会議で可決・成立し、2016年1月からは、行政手続における個人番号の利用が開始された。これまでに把握が難しいとされている父親（とくに自営業の父親）の所得情報が、「マイナンバー」制度の導入により、今後その把握は比較的容易になると考えられる。

⁶ 2003年の民事執行法の改正により、養育費の滞納があれば一度の申し立てで、将来分について給与等の差し押さえができるなど、特例が設けられた。しかし、その実際の利用事例は非常に限られている。例えば、東京地方裁判所民事執行センターには2004年度、約5万件の強制執行の申し立てがあったが、養育費の事例は191件と極めて少なかった。強制執行に至るまでのハードルが高いこと（公正証書など債務名義の文書の確保、父親の勤務先と給与の確認など）が主な理由だと下夷（2008）は指摘する。

参考文献

- 大石亜希子(2012)「離別男性の生活実態と養育費」西村周三監修・国立社会保障・人口問題研究所編『日本社会の生活不安 自助・共助・公助の新たなかたち』慶應義塾大学出版会、221-246
- 大石亜希子(2013)「シングルマザーは働いていてもなぜ貧困か」JILPT 労働政策研究報告書 No.159『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析』(第7章)、145-177
- 下夷美幸(2008)『養育費政策にみる国家と家族—母子世帯の社会学』勁草書房
- 周燕飛(2008)「養育費の徴収と母子世帯の経済的自立」JILPT ホームページ(コラム)、2008年2月8日掲載
- 周燕飛(2012)「養育費の徴収に秘策はあるのか」JILPT 労働政策研究報告書 No.140『シングルマザーの就業と経済的自立』(第10章)
- 周燕飛(2014)『母子世帯のワークライフと経済的自立』、労働政策研究・研修機構 研究双書 JILPT (2019)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2018 (第5回子育て世帯全国調査)』JILPT 調査シリーズ No.192

第9章 民法改正と離別父子の交流 —2012年改正は交流回数を増加させたか?—

1 はじめに

2012年4月の改正民法施行により、協議離婚の際には、子どもの監護者（親権者）を決めるだけでなく、面会交流や養育費の分担についても「子の利益を最も優先して」定めることとされた。これに伴い、離婚届に養育費や面会交流についての取り決めをしているかどうかのチェック欄が設けられ、離婚届を出す際には、義務ではないものの、「子の養育に関する合意書」の作成が勧められるようになった。

面会交流を巡ってこのような動きが生まれた背景には、監護する側の親が子の非監護親との面会交流を拒絶したり、父母間で面会交流や親権を巡る争いがこじれて、父母による子どもの連れ去りや面会後の返還拒否などのトラブルが生じたりすることが少なくないという実情がある（法務省 2011）。

法改正後に実施された厚生労働省「平成28年度全国ひとり親世帯等調査」によると、母子世帯の母が面会交流の取り決めをしている比率は改正前（2011年）の23.4%から24.1%（2016年）に微増し、現在も面会交流をしている比率は同期間に27.7%から29.8%へと上昇している。とくに母子世帯になってからの年数が0~2年未満の世帯では37.9%が面会交流の取り決めをしており、法改正が効果を上げているようにも見受けられる。

しかしながら、法改正の効果がどれほどのものであるのかは、面会交流に影響を与える他の要因を含めて十分に検討されなければならない。たとえば、面会交流を実施していない理由として「相手が面会交流を求めてこない」、「子どもが会いたがらない」などの理由を上げる母子世帯が少なからず存在するが、子どもの年齢や性別の構成変化によって見かけ上、面会交流が進んでいる結果が得られている可能性もある。

そこで本章では、プログラム評価でしばしば用いられる「差の差推定（difference-in-differences:DD推定）」の方法で2012年改正が母子世帯の面会交流に及ぼす影響を把握する。アメリカでは養育費支払いと子の面会交流についての研究が多数蓄積されているが（Nepomnyaschy 2007 ; Nord and Jill 1996）、日本では養育費についての実証研究が少ないうえに、面会交流についての実証分析はほとんど行われてこなかった。とくに、代表性ある全国規模のデータを用いた分析はほとんどなされていない。しかし、面会交流のありかたは子どもの well-being にも深くかかわる問題であり、政策の影響を把握することは重要である。

本章で使用する「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」（労働政策研究・研修機構）は全国の子育て世帯を対象として層化二段階抽出法により標本抽出を行っており、代表性ある大規模データである。また、同調査は母親の年齢や学歴、子ども数や年齢などの個人・世帯属性に加えて、（元）配偶者からのドメスティック・バイオレンスの経験の有無など、離別に関わる豊富な情報が含まれているため、面会交流に影響する様々な要

因を検討することが可能となる。

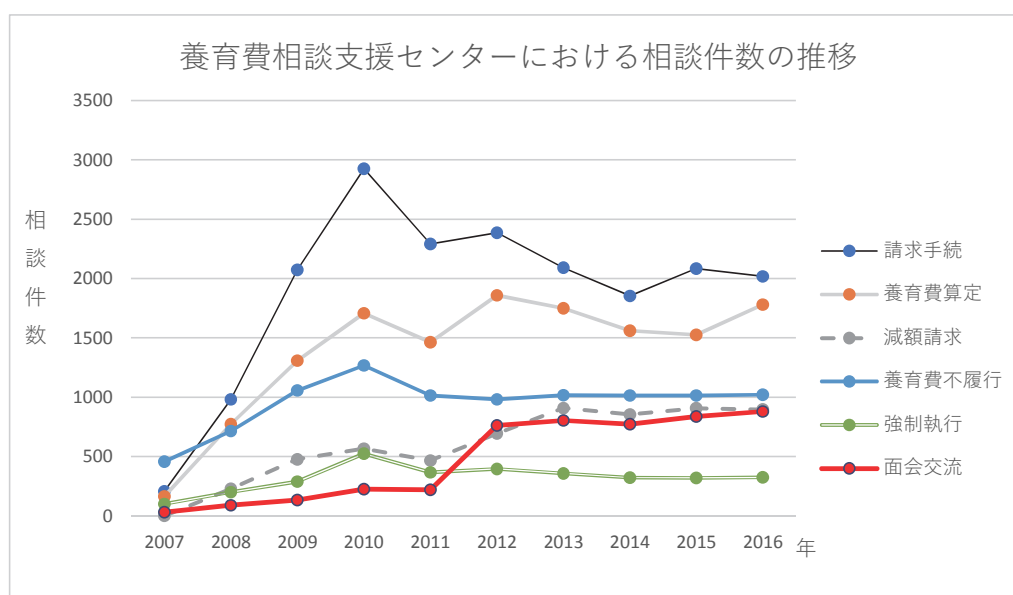
本章の構成は以下の通りである。第 2 節では面会交流を巡る施策の沿革と論点を解説し、第 3 節では国内外の研究動向をサーベイする。第 4 節では実証分析を行う。第 5 節は推定結果を示し、第 6 節では頑健性チェックを行う。第 7 節は考察と結論である。

2 民法改正と面会交流の実態

2011 年の改正まで、民法には離婚などの際の親子の面会交流に関する明文規定はなかったが、第 766 条の解釈によって認められてきた。面会交流は同条の子の監護に関する事項に含まれ、父母の協議により定めることができるとされてきた。また、協議が調わない場合は家庭裁判所が定めることとされてきた。もし家事審判・家事調停などで面会交流についての取り決めがなされたにもかかわらず不履行となる場合は、法的手段による救済もできる。しかし、そうした取り決めや救済措置が用意されても、監護親の側からの一方的な面会拒絶や、非監護親からの面会交流後の子の返還拒否や子の連れ去りなどが起こることがあり、専門家からも問題視されてきた（法務省 2011）。

この第 766 条は 2011 年に改正されて協議離婚の際に面会交流と養育費の取り決めることが明文化され、2012 年 4 月からは協議離婚届にこれらの取り決めの有無のチェック欄が設けられた。厚生労働省からの事業委託を受けて 2007 年に開設された養育費支援相談センターでは、それまで養育費の相談に付随する範囲でのみ面会交流に関する相談に乗っていたが、民法改正以降、面会交流に限った相談にも対応するようになった。そのため、面会交流を巡る相談が 2012 年以降急増している（図 9-1）。

図9-1 養育費相談支援センターにおける相談件数の推移



(出所) 原 (2018)

前節で述べたように、面会交流の取り決めをしている比率は 2012 年改正以降、微増している。しかし面会交流の実態をみると、2016 年時点で母子世帯（未婚を含む）の 46.3%が面会交流を行ったことがないと回答している。「現在も行っている」「過去に行ったことがある」と回答した世帯にその頻度を尋ねたところでは、月 1 回以上 2 回未満が最も多い（表 9-1）。また、このような頻度の分布は 2011 年調査と比較してもほとんど変化がない（図 9-2）。

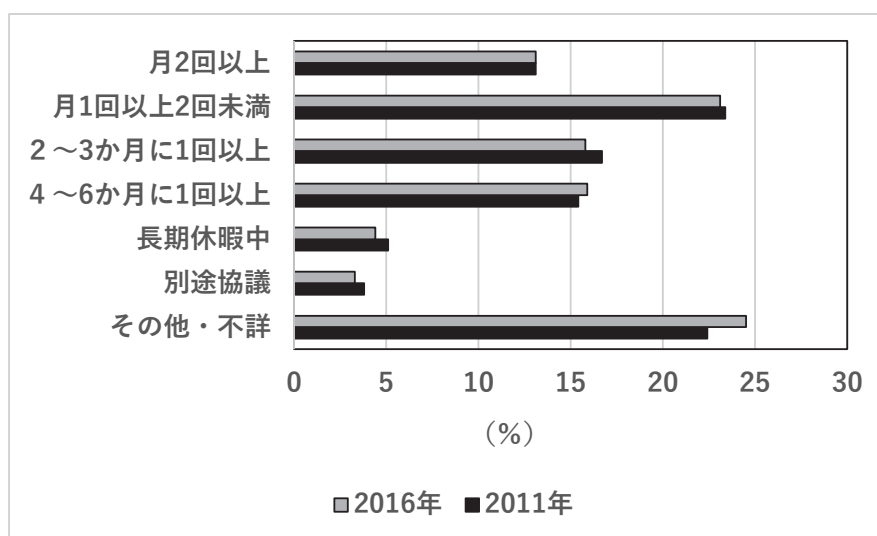
表9-1 母子世帯の母の面会交流の実施頻度(2016年)

			月2回以上	月1回以上 2回未満	2～3か月 に1回以上	4～6か月 に1回以上	長期休暇中	別途協議	その他・ 不詳
総数	1817	(100.0)							
現在も行っている	541	(29.8)	116	205	140	141	39	29	218
過去に行ったことがある	347	(19.1)	(6.4)	(11.3)	(7.7)	(7.8)	(2.1)	(1.6)	(12.0)
行ったことがない	842	(46.3)							
不詳	87	(4.8)							

(注) 実数は回答数、() 内は全体に対するシェア(%)。

(資料) 厚生労働省「平成 28 年全国ひとり親世帯等調査」より筆者作成

図9-2 母子世帯の母の面会交流の実施頻度の分布の変化



(注) 「現在も行っている」「過去に行ったことがある」の合計に対するシェア。2011 年は 45.3%が、また、2016 年は 48.9%が「現在も行っている」「過去に行ったことがある」と回答。

(資料) 厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査」平成 23(2011)年、平成 28 (2016) 年より筆者作成。

面会交流を阻む要因は多様である。まず、母子世帯の側からみて、面会交流の取り決め自体をしていない理由としては、「相手と関わり合いたくない」が最も多い。また、現在面会交流を実施していない理由としては、「相手が面会交流を求めてこない」「子どもが会いたがらない」という回答が多い（厚生労働省「平成 28 年全国ひとり親世帯等調査」）。弁護士の片山（2018）は、面会交流が養育費支払いを巡る紛争とリンクしがちであることや、監護親や非

監護親の再婚による生活環境の変化にもなって面会交流に影響が生じることを指摘している。

3 海外および国内の研究動向

子どもにとって親の離婚後も双方の親との関係を維持することはアタッチメント形成において重要であり、健全な成長に役立つとされている (Bowlby1955; Amato & Keith 1991)。面会交流の重要性を支持する研究として日本でしばしば引用される Wallerstein & Lewis (2004)は、カリフォルニア州北部の離別家庭の子どもを 25 年に渡り追跡調査した結果、定期的な面会交流を維持したグループの子どもが最も心理的に健康であるとの知見を得たとしている。ただし、この研究の調査対象は 131 人と少なく、内容も質的調査 (インタビュー)にとどまっている。英文ジャーナルや政府報告書に掲載された 60 の研究のメタ分析を行った Nielsen (2018)によると、34 の研究が単独養育よりも共同養育のほうが、行動・心理・学業などの面で良好な発達を遂げていると報告している。

法律的には面会交流と養育費支払いは別の問題であり、子の最善の利益の観点から定められるべきものとされている。たとえば、親の再婚によって養育費の減額等が生じる場合でも、そのことが面会交流頻度に影響する仕組みにはなっていない¹。しかし海外の研究では、面会交流と養育費支払いの関係に着目した理論的・実証的研究が多数存在する。

たとえば経済学的な観点では、面会交流と養育費の関係が代替的か補完的かが 1つのポイントとなる。親にとって時間は有限であり、子どもに関わる時間とお金 (養育費) が代替財である場合は、子どもと交流する時間の増加は子どもに投じるお金の減少をもたらすと予想される。これを裏返せば、養育費などの経済的負担を担うことができない父親は、その分を子どもと過ごす時間の増加で埋め合わせようとする可能性がある。

これに対し、親が子育てから喜び (効用) を得ており、離別による子どもとの交流減少が効用低下をもたらすのであれば、面会交流の時間的減少に伴って非監護親は養育費を支払う意欲を失うと予想される (Weiss and Willis 1985)。Carlson et al. (2017) は、養育費を多く負担する父親は離別母子からも「良い父親」との評価を得やすく、それが金銭的な面だけでなく子どもとの交流を増やす方向に作用すると指摘している。アメリカのパネル・データを用いた Nord and Jill (1996)の研究では、養育費支払いはその後の面会交流を増やす効果をもつ一方で、面会交流をもったことがその後の養育費の支払い履行を促す効果は観察されないと結論している。同様の手法を用いた Nepomnyaschy (2007)でも、面会交流が養育費支払いを促進する効果は否定されている。

面会交流の頻度に関する研究で本研究と類似した手法を用いたものとしては Huang(2009)がある。使用されたデータは米国 Current Population Survey の特別調査個票

¹ ただしこのことが同居親が面会交流への不満を持つ要因ともなることは片山 (2018) で指摘されている。

で、分析対象は 23,253 人の監護母親である。カウントデータの分析に適した Zero-inflated Poisson モデルで面会交流頻度の要因を検討したところ、養育費の支払い額が多いことは面会交流をする確率には影響するものの、回数には影響を与えていないと結論している。ただし Huang(2009)が用いたデータはクロスセクション・データであり、養育費支払いと面会交流との因果関係を明らかにしたものではない。

一方、日本においては養育費に関する実証研究は周 (2014) などごく少数を除きほとんど行われていない。離別した父親についての情報を得ることが困難なことも、研究を阻む要因となっている (大石 2012)。面会交流については、制度改正からの年数が浅いこともあり、全国規模での実証研究は筆者の知る範囲では行われていない。

4 実証分析

(1) 使用データ

本章で使用するデータは、労働政策研究・研修機構が 2011 年から 5 回にわたり実施した「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」(以下、「子育て世帯全国調査」)の第 2 回から第 5 回の個票である²。「子育て世帯全国調査」は 18 歳未満の子どものいる全国の世帯を対象としており、第 2 回は 2012 年、第 3 回は 2014 年、第 4 回は 2016 年、第 5 回は 2018 年に実施されている。この調査ではひとり親世帯のサンプルを確保するために、いずれの回もひとり親世帯とふたり親世帯を分けて各 2,000 世帯を住民基本台帳から層化二段階無作為抽出して調査が行われている。これは他の既存調査に見られない特徴である。第 2 回調査 (2012 年) の有効回収数は 2,201 票 (ふたり親世帯 1,508 票、母子世帯 621 票、父子世帯 65 票、その他世帯 6 票) で有効回収率は 55.0%であった。第 3 回調査 (2014 年) の有効回収数は 2,197 票 (ふたり親世帯 1,416 票、母子世帯 724 票、父子世帯 53 票、その他世帯 4 票) で有効回収率は 54.9%であった。第 4 回調査 (2016 年) の有効回収数は 2159 票 (ふたり親世帯 1,380 票、母子世帯 693 票、父子世帯 86 票、その他世帯 0 票) で有効回収率は 54.0%であった。第 5 回調査 (2018 年) の有効回収数は 1974 票 (ふたり親世帯 1,096 票、母子世帯 653 票、父子世帯 54 票、その他世帯 0 票) で有効回収率は 49.4%となっている。調査概要の詳細と各回の標本の代表性については労働政策研究・研修機構(2019)を参照されたい。

本章では「差の差推定 (difference-in-differences:DD 推定)」の方法で 2012 年改正の影響を把握する。DD 推定における処置群 (treatment group) は離別母子世帯の母親で、離別した時期が制度改正の実施された 2012 年 4 月より前か後かによって「介入前」と「介入後」に分けられる。制度改正の影響を受けない対照群には、父親が単身赴任をしている世帯の母親を用いる³。分析には第 2 回調査 (2012 年) から第 5 回調査 (2018 年) までのサンプルを

² 第 1 回調査 (2011 年) では父親との交流頻度についての設問がないため利用していない。

³ 「子育て世帯全国調査」では、「あなたは現在、子ども (たち) の父親と一緒に暮らしていますか」という質問がある。ここで「いいえ」を選択した回答者には「父親と一緒に暮らしていない理由は何ですか」という質

プールして用いる。各回の標本数は表 9-2 の通りである。

表9-2 年次別、分析に使用する標本数

	2012年	2014年	2016年	2018年	合計
単身赴任世帯	104	110	129	112	455
離別母子世帯					
2012年改正前に離別	534	455	383	346	1,718
2012年改正後に離別	19	82	163	173	437
合計	657	647	675	631	2,610

2012年改正が離別親子の面会交流に及ぼす影響を検討するには、交流の頻度を把握する必要がある。「子育て世帯全国調査」では、調査時点で子どもたちの父親が同居していない世帯について、父親との交流頻度を尋ねている（父親が行方不明または他界しているケースを除く）ので、これを利用する。具体的には、「この1年間、子ども（たち）は父親とどの程度会ったり、話したりしていますか」という質問があり、回答者は「1. ほぼ毎日、2. 週に3～4回くらい、3. 週に1回くらい、4. 月に1回くらい、5. 年に数回、6. ほとんどない、7. まったくない」の7つの選択肢から1つを選ぶよう指示される。この質問への回答に基づき、1年間を52週として年間交流回数を算出している。なお、この質問では父親との交流の方法を直接の面会に限定していないので、回答には電話などで父親と話す頻度も含まれている。また、ここでの交流頻度の報告は、母親による回答である点にも注意が必要である⁴。

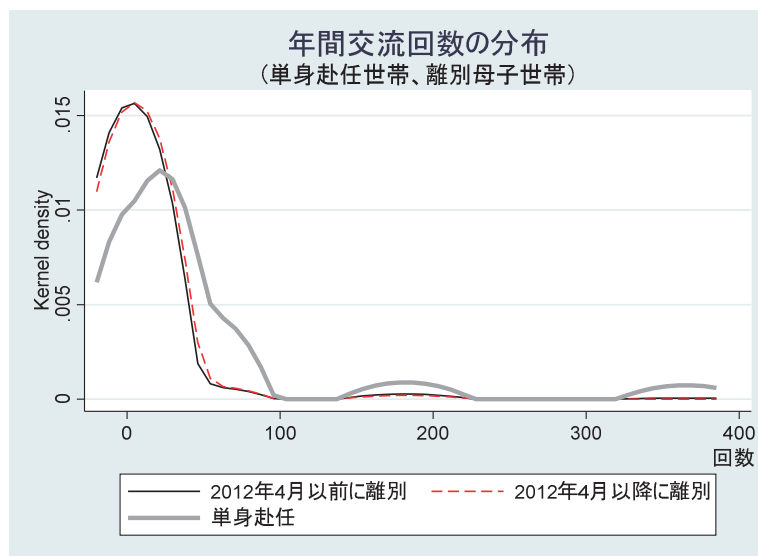
（2）父子交流の現状

図9-3は、4回分の調査をプールしたサンプルを用いて、父子の年間交流回数の分布を示したものである。2012年改正前か後かを問わず、離別母子世帯の子どもは離別父親との交流がまったくないケースが多く、ゼロ付近に分布のピークがある。離別母子世帯の中では、2012年改正後に離別した世帯の交流回数の分布が、改正前に離別した世帯の分布よりもわずかながらではあるが右側に位置している。一方、単身赴任世帯の交流回数の分布は離別母子世帯の分布よりも明らかに右側に位置しており、年間200回をやや下回るあたりと350回を超えたあたりにも小さなピークが観察される。単身赴任世帯でありながら交流回数が多い世帯は、おそらく電話などで父子が日常的に会話する機会を維持していると推測される。

問があり、「1. 父親が単身赴任中、2. 父親とは別居・離婚協議中、3. 父親とは離婚、4. 父親は行方不明または他界」の中から1つを選択するようになっている。この質問で「父親とは離婚」を選択した母親を処置群、「父親が単身赴任中」を選択した母親を対照群としている。

⁴ 父親との交流頻度を母親が回答すると過少申告になりやすく、父親本人が回答すると過大申告になりやすいことが知られている（Braver et al. 1991; Lerman & Sorensen 2000）。

図9-3 年間交流回数の分布

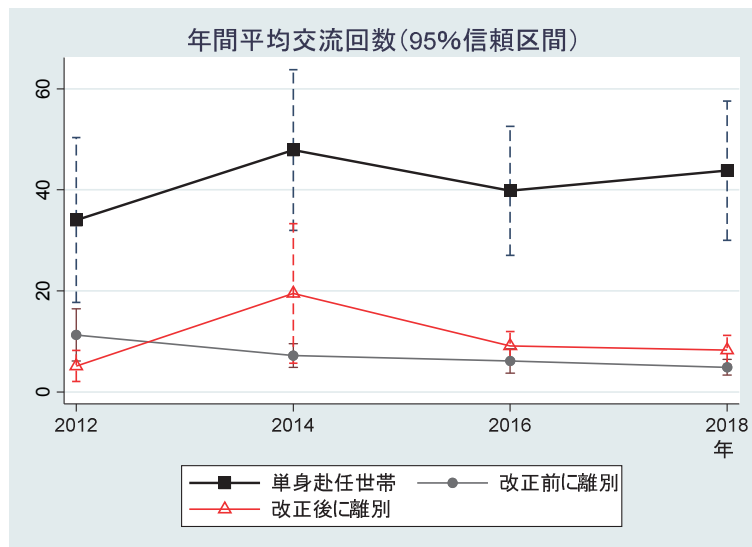


(資料)「子育て世帯全国調査」第2回～第4回データに基づき筆者作成.

つぎに、調査年ごとの年間平均交流回数の推移をみると、図9-4のようになる。図中で破線は95%信頼区間を示している。年による上下動はあるものの、単身赴任世帯の父子交流回数は年間40回前後で推移している。その一方で、2012年改正前に離別した母子世帯の父子平均交流回数は年々ゆるやかに減少しており、離別から時間が経過するとともに父子が疎遠になっていく傾向がみられる。改正後に離別した母子世帯の父子平均交流回数は、2012年から2014年にかけて増加したのち減少傾向を示している。

対照群と処置群の平均交流回数の差は、全ての年次で統計的に有意である。これに対して処置群の中でも2012年改正前に離別した世帯と、改正後に離別した世帯の父子平均交流回数の差は、95%信頼区間の重なりにもみられるように、改正初年度である2012年を除いて有意ではない。

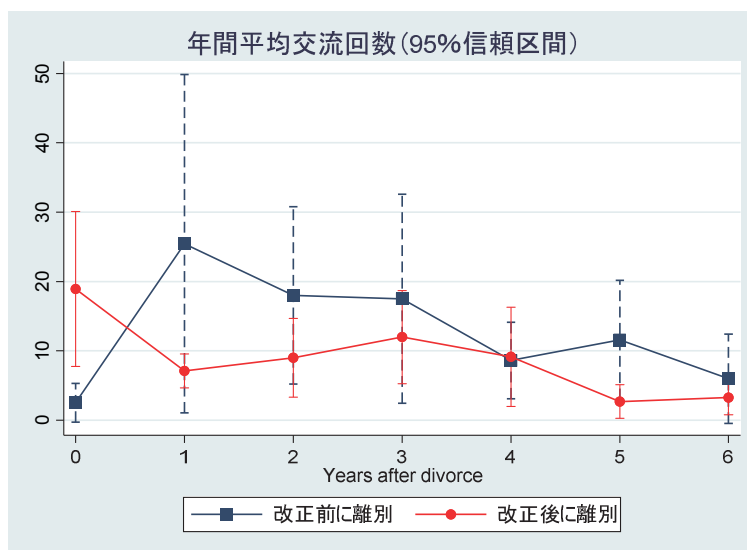
図9-4 年間平均交流回数の推移



(注) 破線は95%信頼区間。平均値はサンプリング・ウエイト付き。

図9-5では、2012年改正前に離別した母子世帯と、改正後に離別した母子世帯とで平均交流回数の経年変化が異なるかどうかを検討している。どちらのグループについても、離別からの年数とともに平均交流回数が減少する傾向が観察されるが、興味深いのは、改正後に離別した母子世帯の平均交流回数のほうが、改正前に離別した母子世帯よりも全体的に少ないことである。ただし、両グループの95%信頼区間は重複しており、平均交流回数の差は0年目を除き有意ではない。離別した年(0年目)については、改正後に離別した母子世帯のほうが有意に交流回数が多い。

図9-5 離別からの年数別、年間平均交流回数



(注) 破線は95%信頼区間。平均値はサンプリング・ウエイト付き。

このように、グラフによる単純な比較からは、「2012年改正後に父子の交流が増加した」という主張を導くことはできない。しかしながらこれには母親の学歴や世帯の経済状況の違い、あるいは子どもの年齢の違いなども影響しているとみられる。グループ間でこれらの世帯属性や個人属性の分布に偏りがあったり、そうした属性の経年変化の方向が異なっていたりするために改正の効果が識別されていない可能性がある。

(3) 推定モデルの定式化

DD推定においては、仮に政策変更がなければ対照群と同じように処置群が変化しているはずであるという、「共通トレンド(common trend)の仮定」が成立している必要がある。そこで推定モデルでは、政策変更以外の要因で交流回数に影響を与えそうな要因を説明変数に含めることにより、共通トレンドの仮定が成立しやすいような定式化を試みる。具体的には、以下のようなモデルを推定する。

$$Y_i = \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \alpha_1\textit{After} + \alpha_2\textit{Treatment}_i + \alpha_3\textit{After} \times \textit{Treatment}_i + \varepsilon_i$$

ここで Y_i は父子の年間交流回数、*After*は2012年改正後に離別したことを示すダミー変数、*Treatment*は処置群(離別母子世帯)であることを示すダミー変数で、対照群は単身赴任世帯である。2012年改正の影響は係数 α_3 で識別される。 \mathbf{x}_i は個人属性・世帯属性を表す変数ベクトルであり、 i は個人を表す。 ε_i は誤差項である。 \mathbf{x}_i に含まれる説明変数は、母の年齢、学歴、就業の有無、6歳未満児の有無、末子の性別、子供数、祖母との同居、貧困かどうか、健康状態、ドメスティック・バイオレンス(DV)の経験、子どもを虐待した経験、である。さらに、離別からの年数の違いが交流回数に及ぼす影響をとらえるために、処置群ダミーと離別からの年数の交差項を説明変数に含める。推定の際はサンプリング・ウェイトで重みづけしている。

前節で指摘したように、母親の学歴によって面会交流の取り決め率には違いがある。これは制度についての認知が学歴によって異なるためと考えられる。就業の有無や子供の年齢、子供数、祖母との同居の有無は育児負担の大きさに関わる要因であり、育児負担が重い場合には、離別後も高い頻度で父子の交流を持つことで育児負担の軽減を図る可能性がある。同様に、経済的に切迫している場合も、父子の交流による育児負担の軽減を図りながら母親は働く時間や休息する時間を確保しようとするかもしれない。DV経験は、「全国ひとり親世帯等調査」でも面会交流をしない理由として挙げられており、本分析では「(元)配偶者から暴力をふるわれたことがある」という質問への回答を用いている。子どもを虐待した経験については、「子どもに行き過ぎた体罰を与えたことがある」という質問への回答を用いているが、このような場合、発覚を恐れて父子の交流を避ける可能性がある。その反面、育児負担の重さから子どもを虐待している場合には、負担軽減を図るためにむしろ父子交流に積極的にな

る可能性もあり、どちらの影響が強いかは先験的には不明である。

経済状態の指標として本章では貧困であるかどうかのダミー変数を用いている。その基準となる貧困線は、各回共通で等価世帯所得 155 万円に設定し、これを下回る場合を貧困としている⁵。なお、養育費は世帯所得に含まれており、本章では別建てで養育費の支払い額を説明変数に含めることはしない。これは養育費支払いと交流頻度の因果関係についての先行研究からの知見に基づいている。

表 9-3 は、処置群と対照群との記述統計を示している。処置群はさらに、2012 年改正前に離別したグループと、改正後に離別したグループに分けられている。対照群である単身赴任世帯の母親は、処置群の離別母親と比較して年齢が高く、学歴も高学歴層に偏っており、世帯所得も高い。就業率は離別母親より低い一方で、子ども数は多く、祖母との同居率は低く、DV（ドメスティック・バイオレンス）を経験した割合も低い。

離別母親に限定して、改正前に離別した母親と改正後に離別した母親を比較すると、改正後に離別した母親は年齢が若く、高専・短大卒の割合が高く、末子が 6 歳未満である割合が高い。就業率には有意な差が見られないものの、改正後に離別した母親は世帯所得が低く、貧困率が高い。祖母との同居率については有意な差は観察されない。

⁵ 厚生労働省「国民生活基礎調査」によると等価可処分所得に基づく貧困線は 2012 年と 2015 年が 122 万円、2018 年が 127 万円である。労働政策研究・研修機構（2015）では、児童のいる世帯の中位税込み所得と平均世帯員数税込み所得ベースの貧困線を 153.2 万円（2012 年）、152.1 万円（2014 年）と試算している。これ以降の「国民生活基礎調査」では児童のいる世帯の中位税込み所得が明らかでないため、推計が困難であるが、2012～2018 年の間は等価可処分所得に基づく貧困線の変動幅も小さいことから、本稿では税込み所得ベースでの貧困線をいずれの年次についても同じ 155 万円とした。

表9-3 記述統計

	単身赴任世帯	制度改正前	制度改正後	(A) - (B)
		離別世帯 (A)	離別世帯 (B)	平均値の差の 検定 (t 値)
離別後年数		8.933 (1.425)	1.972 (0.079)	29.15 ***
年間交流回数	42.382 (3.772)	8.217 (0.749)	10.572 (1.507)	-1.41
年齢	42.848 (0.299)	39.639 (0.164)	37.947 (0.335)	4.60 ***
中卒	0.006 (0.003)	0.122 (0.008)	0.085 (0.013)	2.17 **
高卒	0.236 (0.021)	0.450 (0.012)	0.419 (0.024)	1.17
高専・短大卒	0.425 (0.026)	0.301 (0.011)	0.391 (0.023)	-3.63 ***
大卒・院卒	0.309 (0.024)	0.072 (0.006)	0.098 (0.014)	-1.88 *
学歴不詳	0.024 (0.008)	0.056 (0.006)	0.007 (0.004)	4.39 ***
就業	0.671 (0.024)	0.874 (0.008)	0.890 (0.015)	-0.90
末子6歳未満	0.237 (0.022)	0.123 (0.008)	0.352 (0.023)	-11.74 ***
末子女児	0.471 (0.026)	0.448 (0.012)	0.458 (0.024)	-0.36
子ども1人	0.216 (0.021)	0.397 (0.012)	0.350 (0.023)	1.80 *
子ども2人	0.537 (0.026)	0.406 (0.012)	0.435 (0.024)	-1.08
子ども3人	0.214 (0.021)	0.152 (0.009)	0.162 (0.018)	-0.55
子ども4人以上	0.033 (0.009)	0.045 (0.005)	0.053 (0.011)	-0.69
祖母同居	0.184 (0.020)	0.308 (0.013)	0.323 (0.024)	0.11
貧困	0.020 (0.007)	0.355 (0.014)	0.420 (0.026)	-2.30 **
不健康	0.102 (0.015)	0.223 (0.010)	0.146 (0.017)	3.53 ***
DV経験あり	0.034 (0.009)	0.266 (0.011)	0.265 (0.021)	0.02
子どもを虐待	0.053 (0.011)	0.092 (0.007)	0.092 (0.014)	0.03

(注) 平均値はサンプリング・ウエイトでウエイト付けをしている。()内は標準偏差。
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

(4) 推定モデルの選択

分析の対象とする交流頻度はゼロを含む非負の整数として把握されており、このような変数はカウント変数と呼ばれている。被説明変数がカウント変数の場合、通常最小二乗法を用いて線形モデルを推定すると予測値が負値となることもあり、適切ではないことが指摘されている。また、カウント変数にはゼロが多く含まれるため、対数線形モデルを用いることもできない。こうしたケースへの対処の仕方としてはポワソン回帰モデルの使用が考えられるが、ポワソン回帰モデルでは平均と分散が等しいというポワソン分布の制約を満たす必要がある。ところが実際のカウント・データでは分散が平均を上回る *overdispersion* がしばしば生じる。

Overdispersion が生じる際には、「負の二項分布回帰モデル (Negative Binomial Model:以下 NB モデル)」の利用が考えられる。このモデルはポワソン回帰モデルと異なり、平均と分散が等しいという条件に縛られないので適用範囲が広い。ただし、ポワソン回帰モデルや NB モデルでは、被説明変数が 0 となる場合も正值をとる場合も、同じデータ生成過程を仮定している点に注意が必要である。交流頻度の分析にこれらのモデルが適切かどうかは検討の余地がある。

たとえば、離別後に子どもを非監護父親に合わせるかどうかの意思決定は、どの程度の頻度で面会交流するかという意思決定とは異なっている可能性がある。離別母子世帯の約半数が非監護父親との面会交流を一切行っていないという日本の現状に照らすと、はじめに面会交流をするかしないかを決めたのちに、面会交流の頻度を決定するという、2 段階の意思決定プロセスが存在するとも考えられる。このような場合には、被説明変数が 0 をとる場合と正值をとる場合とで異なるデータ生成過程を仮定するハードル・モデルが適している。具体的には、被説明変数 y が 0 になるデータ生成過程を $f_1(\cdot)$ とし、 $y > 0$ となるデータ生成過程を $f_2(\cdot)$ とするとハードル・モデルは以下のようなになる。

$$f(y) = \begin{cases} f_1(0) & \text{if } y = 0, \\ \frac{1 - f_1(0)}{1 - f_2(0)} f_2(y) & \text{if } y \geq 1 \end{cases}$$

ハードル・モデルでは第 1 段階をロジット・モデルで推定し、第 2 段階はポワソン回帰モデルあるいは NB モデルを用いることが多い。NB モデルの場合、 y が正值の標本だけを用いて推定するので、ゼロ切断 NB(zero truncated NB)モデルとなる。本分析では、通常の線形モデルに加えて、ポワソン回帰モデル、NB モデル、ハードル・モデルの 4 つのモデルを推定して比較検討を行う。

5 推定結果

推定結果は表9-4にまとめられている。表中の数値は、モデル間で比較可能なように各変数の平均値における限界効果で示されている。はじめにハードル・モデルを除く3つのモデルの推定結果を検討しよう。線形モデルの結果では、対照群である単身赴任世帯と比較して、離別母子世帯は父子の交流回数が35回少ない。一方、ポワソン回帰モデルの場合は24.4回、NBモデルでは22.2回少ないという結果になっている。注目されるDDパラメーター(2012年改正後離別ダミーの係数)は、線形モデル、ポワソン回帰モデル、NBモデルのいずれでも有意ではない。なお、NBモデルで計算されたoverdispersionのパラメーターは3.06と大きく、帰無仮説を棄却するので、ポワソン回帰モデルよりもNBモデルが選択される。

他の説明変数に注目すると、末子が6歳未満であることはいずれのモデルでも父子の交流回数を10回から21回の範囲で有意に引き上げている。一方、DV経験がある場合、交流回数は5回前後減少する。離別後年数はポワソン回帰モデルとNBモデルでは有意であり、1年経過するごとに0.85回から1.12回、交流回数が減少する。祖母との同居はNBモデルでのみ有意で、交流回数を4.3回減少させる。

つぎに、ハードル・モデルの推定結果を検討する。ハードル・モデルでは、父子の交流をするかどうかの意思決定をLogitモデルで、交流する場合に年間何回交流するかを意思決定をゼロ切断NBモデルで推定している。第1段階と第2段階の推定結果を比較すると、この2つの意思決定プロセスに対する各説明変数の影響が異なることが分かる。具体的には、母の年齢、末子が女兒であること、子ども数、祖母との同居、貧困であることは、交流するかどうかの意思決定には有意に影響するが、交流回数には有意な影響を及ぼしていない。一方、末子が6歳未満であることは、交流するか否かの意思決定には有意に影響しない半面、交流することを所与とした場合に交流回数を15.2回増加させる効果を持っている。

ハードル・モデルの推定結果では、離別母子世帯は単身赴任世帯よりも父子交流をしない確率が50%高く、交流する場合でも、交流回数が平均して17.5回少ない。注目されるDDパラメーターについてみると、2012年改正は父子交流するという意思決定を11%増加させる効果をもつ半面、いったん交流することを決めた場合に、その回数を増加させる効果はないという結果となっている。

表9-4 交流回数の推定結果

	線形モデル (OLS)		ポワソン回帰モデル		NBモデル		ハードル・モデル			
							Logitモデル(※)		ゼロ切断NBモデル	
離別母子世帯	-34.99	[4.99] ***	-24.41	[3.70] ***	-22.20	[3.29] ***	-0.50	[0.02] ***	-17.49	[4.80] ***
2012年改正後離別	-2.07	[2.39]	0.30	[3.24]	1.01	[2.88]	0.11	[0.02] ***	-7.12	[4.47]
離別母子世帯×離別後年数	-0.17	[0.15]	-0.85	[0.36] **	-1.12	[0.26] ***	-0.01	[0.00] ***	-0.99	[0.43] **
年齢	-0.03	[0.33]	-0.04	[0.24]	0.09	[0.17]	0.00	[0.00] ***	-0.15	[0.26]
高専・短大卒	-3.19	[3.94]	-2.36	[2.75]	-3.97	[2.27] *	-0.02	[0.02]	-6.16	[3.65] *
大卒・院卒	0.35	[5.99]	-1.13	[2.99]	-1.88	[2.67]	0.03	[0.03]	-3.85	[4.26]
就業	6.02	[4.75]	3.77	[2.63]	2.22	[2.29]	0.00	[0.02]	4.19	[3.55]
末子6歳未満	20.74	[6.40] ***	10.31	[3.10] ***	11.19	[2.71] ***	0.02	[0.02]	15.20	[3.91] ***
末子女児	-1.24	[3.46]	-1.04	[2.20]	-1.32	[1.86]	-0.03	[0.02] *	-1.53	[2.99]
子ども2人	-1.66	[4.26]	-0.61	[2.73]	1.12	[2.19]	0.07	[0.02] ***	-2.85	[3.55]
子ども3人	-3.73	[5.52]	-2.01	[3.67]	4.74	[3.24]	0.05	[0.03] **	-0.16	[4.94]
子ども4人以上	-6.93	[5.61]	-4.97	[4.56]	1.29	[4.52]	0.10	[0.04] **	-7.36	[6.44]
祖母と同居	-2.29	[4.29]	-1.65	[3.02]	-4.34	[2.17] **	-0.06	[0.02] ***	-2.18	[3.70]
貧困	1.04	[3.46]	1.81	[4.02]	0.15	[2.36]	0.04	[0.02] **	-2.51	[3.89]
不健康	-2.96	[3.43]	-3.30	[3.26]	-3.81	[2.44]	-0.02	[0.02]	-6.12	[3.91]
DV経験	-4.68	[2.06] **	-5.92	[2.88] **	-5.43	[2.55] **	-0.04	[0.02] *	-6.84	[3.84] *
子ども虐待経験	-0.91	[7.12]	-0.10	[5.77]	2.97	[3.75]	0.04	[0.03]	2.24	[6.65]

(注) []内は標準誤差。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.線形モデルを除いて、推定結果は平均値における限界効果 (dy/dx) で示されている。線形モデルの場合は係数。推定にはサンプリング・ウェイトを用いている。

Cameron and Trivedi (2009)に基づき、これら4つのモデルの適合度を比較すると、カウント・データの分析に適さない線形モデルを除き、ハードル・モデルが対数尤度とAICおよびBICの観点から選択される(表9-5)。

表9-5 モデル適合度の比較

	自由度	対数尤度	AIC	BIC
線形モデル (OLS)	18	-1.E+04	3.E+04	3.E+04
ポワソン回帰モデル	18	-2.17E+08	4.35E+08	4.35E+08
NBモデル	19	-2.68E+07	5.36E+07	5.36E+07
ハードル・モデル	37	-2.58E+07	5.16E+07	5.16E+07

(注) AIC : Akaike Information Criteria, BIC: Bayes Information Criteria.

6 頑健性の検討

前節の推定結果の頑健性をチェックするために、いくつかの推定を行う。まず、調査年ダミーを含めてハードル・モデルを推定した結果が表9-6である。ここで調査年ダミーを説明変数に含める理由は、年次間の経済状況の違いや、情報通信技術の発展でオンライン会話が容易になるといった技術変化のもたらす影響をとらえるためである。表の左側は前節におけるハードル・モデルの推定結果と比較するために再掲している(ただしゼロ切断NBモデ

ルの推定結果は限界効果ではなく係数であることに注意されたい)。DD パラメーターは若干大きくなり、2012 年改正は交流の意思決定をする確率を 12%引き上げる効果を持っていることを示している。ほかの説明変数については、推定結果にほとんど変化は生じていない。

表9-6 頑健性チェック(1)調査年ダミーを追加

	Logitモデル		ゼロ切断NBモデル		Logitモデル		ゼロ切断NBモデル	
	限界効果	標準誤差	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差	係数	標準誤差
離別母子世帯	-0.50	[0.02]***	-0.76	[0.19]***	-0.50	[0.02]***	-0.78	[0.20]***
2012年改正後離別	0.11	[0.02]***	-0.31	[0.19]	0.12	[0.02]***	-0.29	[0.20]
離別母子世帯×離別後年数	-0.01	[0.00]***	-0.04	[0.02]**	-0.01	[0.00]***	-0.04	[0.02]**
年齢	0.00	[0.00]***	-0.01	[0.01]	0.00	[0.00]***	-0.01	[0.01]
高専・短大卒	-0.02	[0.02]	-0.27	[0.16]*	-0.02	[0.02]	-0.26	[0.16]*
大卒・院卒	0.03	[0.03]	-0.17	[0.18]	0.03	[0.03]	-0.18	[0.18]
就業	0.00	[0.02]	0.18	[0.15]	0.00	[0.02]	0.17	[0.15]
末子6歳未満	0.02	[0.02]	0.66	[0.17]***	0.02	[0.02]	0.67	[0.17]***
末子女児	-0.03	[0.02]*	-0.07	[0.13]	-0.03	[0.02]*	-0.05	[0.13]
子ども2人	0.07	[0.02]***	-0.12	[0.15]	0.07	[0.02]***	-0.12	[0.15]
子ども3人	0.05	[0.03]**	-0.01	[0.22]	0.05	[0.03]**	0.00	[0.21]
子ども4人以上	0.10	[0.04]**	-0.32	[0.28]	0.10	[0.04]**	-0.33	[0.27]
祖母と同居	-0.06	[0.02]***	-0.09	[0.16]	-0.06	[0.02]***	-0.10	[0.16]
貧困	0.04	[0.02]**	-0.11	[0.17]	0.04	[0.02]**	-0.11	[0.17]
不健康	-0.02	[0.02]	-0.27	[0.17]	-0.02	[0.02]	-0.27	[0.17]
DV経験	-0.04	[0.02]*	-0.30	[0.16]*	-0.04	[0.02]**	-0.27	[0.17]*
子ども虐待経験	0.04	[0.03]	0.10	[0.29]	0.04	[0.03]	0.08	[0.29]
2014年					-0.04	[0.03]	0.06	[0.19]
2016年					-0.05	[0.03]	-0.11	[0.20]
2018年					-0.01	[0.03]	0.01	[0.20]

(注) []内は標準誤差。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. Logit モデルの結果は限界効果 (dy/dx) で示されている。ゼロ切断 NB モデルの結果は係数。推定にはサンプリング・ウェイトを用いている。

つぎに、処置群を離別後 7 年未満のサンプルに限定した推定と、対照群を「別居・離婚協議中」に変更した推定を行い、表 9-7 に結果をまとめている。処置群を離別後 7 年未満にすることで、標本数は 2610 から 2016 まで減少する。また、「別居・離婚協議中」の標本は少ないため、標本数は 2610 から 2336 に減少する。

離別後 7 年未満に限定した推定では、DD パラメーターはいぜんとして有意ではあるが、交流の意思決定に与える効果は小さくなっている。2 段階目のゼロ切断 NB モデルでは、DD パラメーターは交流回数を減らす方向に影響している。ただし有意水準は 10%である。一方、対照群を変更したモデルでは、もとの単身赴任世帯を対照群に用いた推定と同様に、DD パラメーターは Logit モデルでのみ有意で、ゼロ切断 NB モデルでは有意ではない。

以上から、2012 年改正は交流の意思決定を促す効果を持つものの、いったん交流することを決定したのちに交流回数を増やす効果は有意には認められないという前節の結果が確認された。

表9-7 頑健性チェック(2)

	離別後7年未満				対照群：別居・離婚調停中			
	Logitモデル		ゼロ切断NBモデル		Logitモデル		ゼロ切断NBモデル	
	限界効果	標準誤差	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差	係数	標準誤差
離別母子世帯	-0.34	[0.02]***	-0.82	[0.21]***	-0.43	[0.07]***	-1.42	[0.26]***
2012年改正後離別	0.09	[0.02]***	-0.34	[0.21]*	0.21	[0.04]***	-0.14	[0.20]
離別母子世帯×離別後年数	0.00	[0.00]	0.02	[0.05]	-0.01	[0.00]***	-0.04	[0.02]**
年齢	0.00	[0.00]**	-0.01	[0.01]	0.01	[0.00]***	0.00	[0.01]
高専・短大卒	-0.02	[0.02]	-0.32	[0.17]*	-0.03	[0.03]	-0.20	[0.19]
大卒・院卒	0.04	[0.02]*	-0.23	[0.18]	0.00	[0.05]	-0.29	[0.22]
就業	0.00	[0.02]	0.17	[0.16]	0.04	[0.04]	-0.06	[0.21]
末子6歳未満	0.01	[0.02]	0.56	[0.17]***	0.02	[0.04]	0.37	[0.20]*
末子女児	-0.02	[0.01]	-0.04	[0.14]	-0.05	[0.03]*	0.17	[0.15]
子ども2人	0.04	[0.02]***	-0.17	[0.16]	0.10	[0.03]***	-0.05	[0.18]
子ども3人	0.02	[0.02]	-0.20	[0.22]	0.07	[0.04]	0.42	[0.26]
子ども4人以上	0.04	[0.03]	-0.31	[0.29]	0.16	[0.07]**	-0.08	[0.35]
祖母と同居	-0.04	[0.01]***	-0.08	[0.18]	-0.09	[0.03]***	-0.43	[0.16]***
貧困	0.04	[0.01]***	-0.11	[0.19]	0.07	[0.03]**	-0.26	[0.17]
不健康	-0.01	[0.02]	-0.28	[0.18]	-0.02	[0.03]	-0.54	[0.18]***
DV経験	-0.02	[0.02]	-0.36	[0.17]**	-0.05	[0.03]	-0.44	[0.17]**
子ども虐待経験	0.00	[0.03]	-0.05	[0.33]	0.07	[0.05]	0.20	[0.28]
2014年	-0.03	[0.02]	0.09	[0.20]	-0.08	[0.04]*	-0.07	[0.24]
2016年	-0.04	[0.02]*	-0.13	[0.20]	-0.12	[0.04]***	-0.21	[0.25]
2018年	-0.02	[0.02]	0.08	[0.21]	-0.04	[0.04]	-0.36	[0.25]

(注) []内は標準誤差。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. Logit モデルの結果は限界効果 (dy/dx) で示されている。ゼロ切断 NB モデルの結果は係数。推定にはサンプリング・ウェイトを用いている。

7 考察と結論

本章では代表性ある全国調査の個票を用いて 2012 年に施行された改正民法が父子交流に及ぼす影響を分析した。離別母子世帯の約半数は父子交流を実施しておらず、交流回数の分布はゼロの多い分布となっている。そうした特徴を考慮した分析手法を採用した結果、2012 年改正は父子交流の意思決定を促進する効果をもつ半面、交流頻度の増加には影響を及ぼしていないことを明らかにした。

交流の意思決定と回数の決定を別のプロセスととらえるハードル・モデルが最も適合度が高かった背景のひとつには、日本では裁判所が決定する面会交流の頻度が、子どもの年齢に関わりなく月 1 回数時間程度というように一律に決定されていることがあると考えられる (小田切・町田 2020)。母子の社会経済的属性の影響が交流の意思決定については大きく、交流頻度については小さいという結果は、アメリカについての Huang(2009)の研究と整合的である。

日本では母子世帯の約 3 割が祖母と同居しているが、祖母の存在が面会交流の意思決定にマイナスに影響している点は注目される。Raymo and Zhou (2012)、青木(2020)で指摘されているように、日本の母子世帯の母親は三世代同居によって育児負担の軽減を図っているた

めに、交流を通じた父親の育児参加を必要としない傾向があるのかもしれない。また、三世代世帯の子どもは母親以外の大人として祖母とのアタッチメント形成も行われるので、父親とのアタッチメント形成の重要性を母親が意識しないことも考えられる。データの制約から本章では父子世帯の分析はできなかったが、日本では父子世帯もまた祖母同居が多いという特徴があるので、父子世帯の子の母子交流についても同様の結果が出る可能性はある。三世代世帯が多いという日本のひとり親世帯の特徴を踏まえれば、他の大人ではなく「父親（母親）」との交流が子どもの成長に重要であることを離別する父母に教育することも検討されるべきである。

本章の分析の留保点は以下の通りである。第1に、本章では2012年改正前に離別した母子世帯の交流回数は改正によって影響されないと仮定しているが、法改正に向けた動きに影響されて既に離別した世帯が交流回数を変えた可能性もある。この点については、2012年前後の時期をカバーした大規模なパネルデータによる分析が今後行われるべきである。第2に、本章の分析は直接的に子どものアウトカムやwell-beingを計測したものではない。どのような頻度や形態での父子交流が子どもにとって最善かは、別途検討されるべき課題である⁶。第3に、本章は、養育費施策への示唆を意図したものではない。しばしば、養育費確保施策と合わせて面会交流のあり方が議論されるが、両者の関係については、信頼しうるパネルデータを用いて厳密に検証されることが望ましい（大石 2020）。

参考文献

- Amato, P. R., & Keith, B. (1991). Parental divorce and the well-being of children: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110(1), 26.
- Attar-Schwartz, S. (2008). Emotional, behavioral and social problems among Israeli children in residential care: A multi-level analysis. *Children and Youth Services Review*, 30(2), 229-248.
- Bowlby, J. (1955). (b) The growth of independence in the young child. *Journal (Royal Society of Health)*, 76(9), 587-591.
- Braver, S. L., Fitzpatrick, P. J., & Bay, R. C. (1991). Noncustodial parent's report of child support payments. *Family Relations*, 40(2), 180-185.
- Cameron, C. A. and Trivedi, P. K. (2009) *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press.
- Carlson, M.J., VanOrman, A.G. and Turner, K.J. (2017), Fathers' investments of money and time across residential contexts. *Family Relations*, 79: 10-23. <https://doi.org/10.1111/jomf.12324>

⁶ たとえば諸外国では発達心理学的知見に基づき、子どもの年齢に応じて面会交流の頻度や時間が決定されている（小田切・町田 2020）。

- Huang, C. C. (2009). Mothers' reports of nonresident fathers' involvement with their children: Revisiting the relationship between child support payment and visitation. *Family Relations*, 58(1), 54-64.
- Lerman, R., & Sorensen, E. (2000). Father involvement with their nonmarital children: Patterns, determinants, and effects on their earnings. *Marriage & Family Review*, 29(2-3), 137-158.
- Nepomnyaschy, L. (2007). Child support and father-child contact: Testing reciprocal pathways. *Demography*, 44(1), 93-112.
- Nielsen, L. (2018). Joint versus sole physical custody: Outcomes for children independent of family income or parental conflict. *Journal of Child Custody*, 15(1), 35-54.
- Nord, C. W., & Zill, N. (1996). *Non-custodial parents' participation in their children's lives: Evidence from the Survey of Income and Program Participation* (Vol. 2). Department of Health and Human Services.
- Raymo, J. M. & Zhou, Y. 2012. Living arrangements and the well-being of single mothers in Japan, *Population Research and Policy Review* 31: 727 – 749. PMID: PMC3490400
- Wallerstein, J. S., & Lewis, J. M. (2004). The unexpected legacy of divorce: Report of a 25-year study. *Psychoanalytic Psychology*, 21(3), 353-370.
- Weiss, Y. & Willis, R. J. (1985). Children as collective goods and divorce settlements., *Journal of Labor Economics* 3, no. 3: 268-292.
- 青木聡 (2020) 「面会交流と養育費の実態—未成年の子どもがいる離婚経験者へのインターネット調査から—」『大正大學研究紀要』(105), 166-145.
- 大石亜希子 (2012) 「離別男性の生活実態と養育費」西村周三監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『日本社会の生活不安—自助・共助・公助の新たなかたち』慶應義塾大学出版会 221-246.
- 大石亜希子 (2020) 「養育費制度の論点と海外の研究動向—EBPM に基づく改革のために—」『週刊社会保障』No.3086, 44-49.
- 小田切紀子・町田隆司編 (2020) 『離婚と面会交流—子どもに寄りそう制度と支援』金剛出版
- 片山登志子 (2018) 「良質で円滑な面会交流の継続的実現に向けた多様な支援の必要性」養育費相談支援センター『養育費・面会交流に関する制度的諸問題』公益社団法人家庭問題情報センター, 91-105.
- 周燕飛 (2014) 『母子世帯のワーク・ライフと経済的自立』労働政策研究・研修機構.
- 原千恵子 (2018) 「養育費相談支援センターにおける相談の概要」養育費相談支援センター『養育費・面会交流に関する制度的諸問題』公益社団法人家庭問題情報センター, 5-21.
- 法務省 (2011) 「親子の面接交流を実現するための制度等に関する調査報告書」平成 23 年 2

月 10 日、法務省 <http://www.moj.go.jp/content/000076562.pdf>

労働政策研究・研修機構 (2015) 「子育て世帯のウェルビーイングー母親と子どもを中心にー」 JILPT 資料シリーズ No.146.

労働政策研究・研修機構 (2019) 「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2018 (第 5 回子育て世帯全国調査)」 JILPT 調査シリーズ No.192

労働政策研究報告書 No. 208

仕事と子どもの育成をめぐる格差問題

発行年月日 2021年3月22日

編集・発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

(照会先) 研究調整部研究調整課 TEL:03-5991-5104

印刷・製本 有限会社 太平印刷

©2021 JILPT

Printed in Japan

* 労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。(URL: <https://www.jil.go.jp/>)