



労働政策研究報告書 No. 234

2025

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

母子世帯の階層的分断の実相と趨勢

—経済的自立と子どものウェルビーイングの課題—

労働政策研究・研修機構

母子世帯の階層的分断の実相と趨勢

—経済的自立と子どものウェルビーイングの課題—

ま え が き

本報告書は、労働政策研究・研修機構（JILPT）第5期プロジェクト研究における「女性の多様なキャリアとライフコースに関する研究」（2022年度～2026年度）の主たる成果の一つである。本報告書では、JILPTが2011年から継続して実施している「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」（子育て世帯全国調査）の2次分析を行っている。また、その基礎的な集計を調査シリーズ No.239 として昨年度公表しており、本報告書はその詳細分析版である。

JILPT は、2000 年代のひとり親世帯政策における「福祉から就労へ」の政策転換を背景に、2000 年から特に母子世帯の経済的自立に関わる調査研究を実施してきた。そして、2000 年初頭から今日に至るまで様々な社会経済の変動や政策的な変化が生じており、2023 年のこども家庭庁の発足をもってひとり親世帯政策は再び大きな転換期を迎えようとしている。本報告書は、2011 年から 2022 年にかけて実施された子育て世帯全国調査の分析を通して、2000 年代以降の約 20 年にわたる「福祉から就労へ」の軌跡のうち特に後半の 10 年間の動向に迫っている。

多角的な視点からの分析の結果、母子世帯内部には決して無視できない階層的分断が存在していることが明らかになった。その階層的分断の実相についてはぜひ各章の分析結果を参照いただきたい。経済的・非経済的側面を含めた、総合的な意味での「自立」を母子世帯が達成するためには、社会保障（福祉）と労働政策（就労）のバランスや、家族政策の新たな展開を踏まえた総合的な枠組みの中で検討していく必要があるだろう。

本報告書が、そうしたひとり親世帯政策の総合的枠組みの検討の一助になれば幸いである。

2025 年 3 月

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
理事長 藤 村 博 之

執筆担当者（執筆順）

氏 名	所 属	担 当
田上 皓大	労働政策研究・研修機構 研究員	序章、第 4 章、 第 6 章、終章
阿部 彩	東京都立大学 教授	第 1 章
稲葉 昭英	慶應義塾大学 教授	第 2 章
大石 亜希子	千葉大学大学院 教授	第 3 章
池田 心豪	労働政策研究・研修機構 副統括研究員	第 5 章
周 燕飛	日本女子大学 教授	第 7 章
余田 翔平	国立社会保障・人口問題研究所 室長	第 8 章、第 9 章
James M. Raymo	プリンストン大学 教授	第 9 章
夏 天	労働政策研究・研修機構 アシスタントフェロー (慶應義塾大学 社会学研究科 後期博士課程)	第 10 章

目 次

序章 研究の概要	1
1 研究の背景と目的	1
2 ひとり親世帯研究の展開と本章の論点	2
3 研究の方法	8
4 各章の要約	10
 第1章 貧困の母子世帯の何が変わったか	19
1 はじめに	19
2 貧困に陥る確率の経年変化	20
3 貧困母子世帯の質的变化	25
4 ひとり親世帯に対する施策の変容	28
5 まとめ	31
 第2章 母子世帯をめぐる格差の趨勢的变化とライフステージによる差異	33
1 はじめに	33
2 先行研究	33
3 方法	35
4 年次別・ライフステージ別にみた所得のパターン	37
5 年次別・ライフステージ別にみた暮らし向きについての主観的評価のパターン	41
6 OLS による回帰分析の結果	42
7 結論	48
 第3章 児童扶養手当の2018年改正と母子世帯の母の就労および貧困	51
1 問題意識	51
2 児童扶養手当の概要	52
3 先行研究	53
4 使用データと分析枠組み	54
5 分析結果	55
6 考察	64
7 結論	66

第4章 シングルマザーの階層分化と就業構造	69
1 問題意識—シングルマザー内の異質性	69
2 シングルマザーの学歴階層差	71
3 問いと分析方法	73
4 シングルマザーの学歴別就業構造	74
5 シングルマザーの出生コーホート・学歴別の職業とキャリア類型	80
6 シングルマザー内の学歴間賃金格差	83
7 議論と政策的示唆—シングルマザーの労働市場の二重構造	85
 第5章 正社員シングルマザーの収入とキャリア—父親・ふたり親マザーとの比較分析—	91
1 はじめに	91
2 シングルマザーの働き方と年収格差	92
3 就労収入の規定要因	96
4 まとめ	99
 第6章 シングルマザーの能力開発意欲にみる学歴階層差—自己啓発と公的職業訓練に注目して—	101
1 問題意識—労働市場におけるセカンド・チャンス	101
2 自己啓発の世帯間比較	103
3 シングルマザーの学歴別自己啓発	106
4 自己啓発と公的な職業能力開発の関連	109
5 議論と政策的示唆	112
 第7章 公的職業訓練が母子世帯の所得に及ぼす効果—高等職業訓練促進給付金事業に注目して—	115
1 はじめに	115
2 既存研究による知見	117
3 制度の説明	119
4 分析手法	124
5 データ	125
6 訓練受講の効果	126
7 高等職業訓練事業の課題とその対策	131
8 まとめ	133

第8章	母子世帯のウェルビーイングの学歴間格差	139
1	はじめに	139
2	母子世帯のウェルビーイングと社会階層	140
3	データと変数	144
4	分析結果	146
5	結論	152
第9章	家族と格差—離婚・再婚・子育て—	157
1	はじめに	157
2	先行研究	158
3	データと変数	162
4	分析結果	163
5	結論・考察	168
第10章	母子世帯の母親の就労と子どものウェルビーイング—子どもへの加虐 経験に着目して—	175
1	問題の所在	175
2	先行研究と分析課題	176
3	データと変数	178
4	分析結果	180
5	結論と考察	186
終章	ひとり親世帯政策の総合的枠組みの構築に向けて	189
1	各章の主な知見と示唆	189
2	政策的示唆と課題	196

序章 研究の概要

1 研究の背景と目的

本報告書は、労働政策研究・研修機構（JILPT）第5期プロジェクト研究における「女性の多様なキャリアとライフコースに関する研究」（2022年度～2026年度）の主たる成果の一つである。

当該プロジェクト研究においては、JILPTが2011年から継続して実施している「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」（以下、子育て世帯全国調査）の第6回目を2022年度に実施した。子育て世帯全国調査は、特に社会経済的に不利な状況に陥ってしまっているひとり親世帯（主に母子世帯）¹に着目して、日本全国から無作為に抽出される子育て世帯に対して、子どものいる世帯の生活状況やその保護者（主に母親）の仕事の実態や要望などを明らかにすることを目的としている。全6回分の子育て世帯全国調査を用いた基礎的な集計結果は昨年度労働政策研究・研修機構（2024）として公表済みである。その主要な知見をまとめると以下の通りである。

第1に、母子世帯とふたり親世帯の構造的な違いについてである。ふたり親世帯の女性の高学歴化が進んでいる一方で、母子世帯では高学歴化の傾向がほとんど見られず、結果として世帯間の学歴格差が拡大している。第2に、両世帯の母親の職業生活についてである。母子世帯の母親は、有業率が高く正規雇用としての労働参加が多い。一方でふたり親世帯の母親では、有業率が相対的に低く非正規雇用やパートタイムの割合が高い。母子世帯の母親の個人年収は極端に低いわけではない。ただし、職域には若干違いが現れており、母子世帯の母親は比較的服務職寄り、ふたり親世帯の母親では専門・技術職寄りとなっている。第3に、両世帯の家計と生活状況についてである。現在も母子世帯の半数が相対的貧困に陥り、経済的な余裕がほとんどない状況にあるが、長期的には貧困や貯蓄状況の改善傾向が見られる。しかし、ふたり親世帯の世帯年収の増加により、世帯間の経済格差は拡大している。第4に、母子世帯に対する政策的支援のニーズについてである。過去10年間にわたり、両立支援プログラムの認知度と利用が増加しているが、特に子の看護休暇や短時間勤務制度の利用はまだ限定的である。特に母子世帯を対象とする能力開発に関する制度の認知度が低い。

以上の知見を踏まえ、労働政策研究・研修機構（2024）では検討すべき政策的議論の方向性として以下の2点をあげた。母子世帯は中学卒や高校卒の低学歴出身が多いため、従来の女性労働政策が想定する「女性労働者像」とは異なっている。女性の高学歴化とともに展開してきた女性労働政策は、大卒女性が高学歴であるにも関わらず未活用・未活躍の状態にあることを特に問題視してきた。したがって、第1に、非大卒層における女性活躍・男女均等・両立支

¹ 子育て世帯全国調査は調査設計上まれに父子世帯も調査対象となることがあるが、非常にケース数は少なく分析において使用することは難しい。そうしたことから、本報告書を含め、過去の調査シリーズや報告書においても主に母子世帯に注目した分析を行っている。調査の理念としてはひとり親世帯全体における実態把握を掲げているが、現実的な分析上の都合によって主に母子世帯に注目していることに注意されたい。

援という側面から女性労働政策のあり方を再検討し、母子世帯の経済的自立に向けた政策を議論することが重要である。

第 2 に、職業生活における政策的介入のみによる経済的自立だけでは母子世帯とふたり親世帯間の経済的不平等が縮小しない可能性があることを踏まえた議論が重要である。上述のように、この 10 年間ではふたり親世帯の所得の向上によって世帯間の経済的不平等は拡大傾向にある。そもそも職業生活における政策的介入は世帯の類型を問わず女性一般に影響を与えるものであるし、また現状の女性労働政策の影響が大卒女性の待遇改善に対して大きいとすれば、低学歴出身が多い母子世帯の母親（女性）への影響は相対的に小さいだろう。後述するように、2000 年代以降のひとり親世帯政策は「福祉から就労へ」というスローガンのもと就労による経済的自立が強調されてきた。しかし、ふたり親世帯の所得も向上しているという背景を踏まえると、職業生活における政策的介入による経済的状況の改善のみでは、母子世帯が置かれている相対的な貧困状態の解消を行うことは難しい可能性もある。

本報告書の目的は、上述の論点を視野に入れつつ、JILPT が過去 10 年間継続的に行っている子育て世帯全国調査を用いて、これからの母子世帯の経済的自立に関する政策のあり方を議論することである。本報告書は序章と終章を除いて全 10 章から構成されているが、それぞれは①社会保障制度と貧困の視点（第 1 章～第 3 章）、②女性労働と就業支援の視点（第 4 章～第 7 章）、③離婚と親子関係の視点（第 8 章～第 10 章）に位置づけられている。次節ではこの 3 つの研究視点について述べる。

2 ひとり親世帯研究の展開と本章の論点

上述の 3 つの研究視点はひとり親世帯研究の展開と密接に関わっている。本節では、湯澤（2005; 2007）と藤原（2010）をもとにひとり親世帯研究の展開を簡単に整理する。

（1）終戦～80年代までのひとり親世帯政策の展開

ひとり親世帯の問題が政策的に注目されるようになった歴史的なきっかけの一つには太平洋戦争の影響がある。厚生労働省によると、太平洋戦争において戦没者は約 310 万人で、そのうち軍人・軍属は約 230 万人とされている²。戦没者の性別は明らかではないが、その多くが男性の兵士であったことを考えると、太平洋戦争による戦争未亡人の増加を通じて母子世帯の増加が生じたことは想像に難くない。なお、この頃から 1980 年代ごろまで、夫がいない母子世帯は「稼働能力の喪失・制限」状態にあり、労働による稼働所得の確保が期待できないと捉えられていた（湯澤 2007）。

こういった歴史的な文脈から終戦直後のひとり親世帯政策は、戦争未亡人である母子世帯の経済的困窮が深刻であったため、特に生活保護による対応を中心としていた。また、就労に

² 厚生労働省（2022）『厚生労働』8月号を参照されたい。

よる経済的自立の意欲がある母子世帯の母親については、生活保護への転落防止のための軽微な貸付を行う、母子福祉資金の貸付等に関する法律（1952 年制定）によって対応が行われていた³。しかし、注意しなければならないのは、その法律の制定当時であっても母子世帯の母親の就労率は約 9 割と非常に高い水準にあったということである。

1950 年後半以降は、戦争によって多くの男子を失ったことによる女子の相対的過剰がもたらした 20 代女性の結婚難と、（特に女性の）死別・離別者の急増と再婚難という背景で、母子世帯が増加していた。そうしたなかでは、戦争未亡人という特殊事情に着目した対応よりも、「稼働能力の喪失・制限」という点から労働による稼働所得の確保が期待できないという事情が注目されるようになり、社会保障制度による所得の再分配、つまり福祉政策の拡充・強化に舵が切られる。例えば、1959 年には国民年金の成立に伴い母子年金制度や母子福祉年金制度が創設され、1961 年には国民年金の遺族年金を補完する制度として児童扶養手当法が制定された。こうして 1960 年代以降も社会保障の枠組みによる所得保障制度が充実した。そして、1970 年代には生別母子世帯数⁴が死別母子世帯数を上回り、今日のひとり親世帯に近い形態がマジョリティになった。

（2）社会保障制度と貧困の視点

上述のように終戦後から 1980 年直前にかけて、ひとり親世帯の経済的困窮を救済すべく様々な社会保障制度が整備されてきた。こうした背景から 1980 年代になると、社会保障制度に注目してひとり親世帯の貧困や経済的困窮を分析する研究が登場した（城戸 1985；篠塚 1986；都村 1989）。この研究視点は、今日でもひとり親世帯研究の王道テーマの一つでもあり（例えば、阿部・大石 2005）、後述する 2000 年代以降のひとり親世帯政策の転換後の社会保障制度もひとり親世帯の貧困や経済的困窮の完全な解消にはつながっていないことを指摘している（湯澤ほか 2012；藤原 2011）。本報告書においては、第 1 章から第 3 章がこの研究視点から分析を行っている。

政策的には、1980 年代の安定成長期・高齢社会への移行を背景に日本の社会保障制度は縮小再編期に突入した。1980 年代以降のひとり親世帯政策については、それまでの「ひとり親世帯（母子世帯）≡稼働能力の喪失・制限」という位置づけを修正し、「稼働能力層のいるケース」として、ひとり親（母親）自身の稼働能力を活用することによる自立促進を重視するようになる。1985 年には児童扶養手当法が改正され、目的条項に新たに「家庭の生活の安定」と「自立の促進」という文言が加えられ、さらに所得制限の導入によって 2 段階制（全部支給

³ この法律の目的は「配偶者のいない女子であって現に児童を扶養している者に対し、資金の貸付を行う等により、その経済的自立の助成と生活意欲の助長を図り、あわせてその扶養している児童の福祉を増進すること」とされていた。また、この貸付金の目的は「家庭の再生、転落防止」であったことから、この制度が、「生活意欲の助長によるシングルマザーの就労自活を前提として、生活保護への転落の防止のための軽微な貸付を用意する仕組み」と評価されている（湯澤 2007）。

⁴ 生別母子世帯とは「離婚等にともない、夫が生きている状態で母子世帯となったもの」を意味している。

／一部支給）となり、自立支援を目的とする福祉制度へと変容した⁵。

このような社会保障制度の転換の歴史から、この視点の研究群は、「社会保障費用の削減」という政治的な思惑も感じさせるような社会保障制度の縮小・再編がひとり親世帯の経済的困窮を悪化させているのではないかという問題意識を持っている。

（3）福祉制度・雇用慣行とジェンダー・フェミニズムの視点

上述のように日本におけるひとり親世帯の実態としてそのほとんどが母子世帯から構成されていた。1990年代以降からはジェンダーやフェミニズムの視点から母子世帯の問題を女性世帯一般に通ずる問題として位置づける研究が登場した（杉本 1997；中田ほか 1997）。こうした研究が登場する背景には「雇用（労働）の女性化」（大沢 1993；竹中 2012）と呼ばれる現象も関連している。戦後の女性の労働市場は1970年代ごろまでは未婚若年女性労働者を短期的な雇用契約で活用する「若年短期未婚型」であったが、1970年代から1980年代にかけて育児を終えた既婚中高年女性を補助的労働力として活用する「中高年既婚型」へと移行した（大沢 1993；竹中 2012）。このとき特に中長期的に非正規雇用として就労する女性が増加し、労働市場における女性労働者のウェイトが高まった。また、1985年には男女雇用機会均等法も制定され、経済社会においてジェンダーやフェミニズムの視点が広く知れ渡ることになった。このような背景のなかで労働問題についてジェンダーやフェミニズムの視点から分析を行う研究が日本でも増加してくる（例えば、大沢 1993）。そして、同様の視点は社会保障制度や福祉社会のあり方に関する分析にも援用されるようになり、中田ほか（1997）や杉本（1997）などでは、「貧困の女性化」という現象に着目し、現代国家の福祉制度が抱える構造的問題が、特にひとり親世帯の母親／女性において顕著に表れていることを指摘している。

直近では中園（2021）が、日本的雇用慣行が内包しているジェンダー構造に注目し、母子世帯の経済的自立の課題を分析している。それによると、性別役割分業を前提とする雇用社会の枠組みのままでシングルマザーの経済的自立を進めるのは、「一方では家計保持者として男性並みの労働を求められ、もう一方では女性として専業主婦並みの子育てを求められるという、まさに無理難題を押しつけている事に他ならない」（中園 2021: p.304）とされ、メンバーシップ型の労働・雇用社会の恩恵を与えられない典型例がシングルマザーであることが指摘されている。中園（2021）は、既存の男性稼ぎ主的な働き方を前提とした就業支援を進めるのではなく、まずその男性稼ぎ主的な働き方を見直し、日本的雇用慣行の改革を通して、女性労働者一般の待遇向上を達成することがシングルマザーの経済的自立においては重要であると述べている。既存の雇用社会の制度的改革を主張するという点において、この研究群は次に述べる労働政策と就業支援の視点からのひとり親世帯研究と近い位置づけにもある。

⁵ 児童扶養手当制度の詳細については第3章で詳しく論じている。

(4) 労働政策と就業支援の視点

2002 年の母子家庭等自立支援対策大綱策定や母子及び寡婦福祉法等の改正によって、ひとり親世帯に対する就労による経済的自立が制度的に強化されるようになり、ひとり親世帯政策は 2000 年代以降大きく変化する。2002 年には児童扶養手当法が改正され、自立への努力義務が明記されるとともに求職活動の履行が手当受給の基礎的要件として位置づけられ、受給期間が 5 年を超える場合には手当が一部減額されるという条件が設けられることになった。こうした背景には「福祉から就労へ」という世界的な社会福祉・社会保障政策の転換の流れがあり、日本においても労働行政による政策的介入の重要度が増加した。

2000 年に JILPT の前身である日本労働研究機構（旧 JIL）が、労働省（当時）の要請をうけて、母子世帯の母親の経済的自立に資する就業支援に関する施策の検討のために「母子家庭等就業支援に関する研究会」を設置した。そこでは、「全国母子世帯等調査（全国ひとり親世帯等調査の前身）」「就業構造基本調査」「人口動態社会経済面調査—離婚家庭の子ども—」といった政府統計の二次分析に加えて、子育て世帯全国調査の前身となる独自調査「母子世帯の母への就業支援に関する調査（2001 年）」⁶やインタビュー調査が実施された。「母子世帯の母への就業支援に関する調査」では、「全国母子世帯等調査」などの公的統計では収集されていなかったひとり親世帯の学歴を収集することで、ひとり親世帯の経済的困窮においては学歴階層が重要な影響を与えていることを明らかにした（日本労働研究機構 2003）。本報告書の一つの着眼点に母子世帯内の学歴階層という異質性への着目があるが、その研究視点の契機となったのがこの調査研究である。

2007 年には再度厚生労働省の要請を受けて、JILPT において「母子家庭の母への就業支援に関する研究会」が設置された。この研究会では、2002 年以降に着々と整備されてきた就業支援施策に関する自治体での取り組みの課題を明らかにするという視点から、自治体へのヒアリング調査と支援センターを通じたシングルマザーへのアンケート調査⁷が実施された。ここでは、一部の自治体では就業支援を効果的に進めるために独自の工夫を行っている例も見られるが、就労支援施策とシングルマザーのニーズの不一致や制度周知に関する課題も見られており、母子家庭の母の事情を配慮したきめ細かな支援の必要性が指摘されている（労働政策研究・研修機構 2008）。

2011 年にはこれら 2 つの研究会を発展させる形で子育て世帯全国調査の第 1 回目が実施された。公的統計である「全国ひとり親世帯等調査」や上記の研究会で行っている独自のアンケート調査はいずれも母子世帯（ひとり親世帯）のみを対象としているものである。母子世帯の

⁶ 調査対象は 60 歳未満の母親と 20 歳未満の子どものみで構成されている 5000 世帯である。住民基本台帳からの無作為抽出を行い、郵送法によって調査を行っている。回収数などの詳細については日本労働研究機構（2003）を参照されたい。

⁷ 調査の手順としては、まず、就業支援の比較的実績をあげている自治体のうち、アンケートへの協力要請に応じた全国 20 の自治体の母子家庭等就業・自立支援センター等が保有している名簿登録者に協力要請はがきを送付した。6226 世帯が調査対象者であった。詳細は労働政策研究・研修機構（2008）を参照されたい。

みを対象とする調査では、その実態については詳しく知ることができるものの、他の世帯と比較したときの相対的な状況については十分に把握することはできない。特に 2000 年代後半以降は、阿部（2008）などが指摘しているように、子どもの貧困への世代間連鎖という視点からひとり親世帯とふたり親世帯間の相対的貧困の格差が重要な論点となった。子育て世帯全国調査はこうした背景から、ひとり親世帯とふたり親世帯の母親それぞれを調査対象として共通の調査票を用いることによって、両世帯の生活状況や母親の就業構造を比較することを目的としている。子育て世帯全国調査の詳細については後述するが、その後 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2022 年に実施している。

JILPT が関わった調査研究に基づきシングルマザーの経済的自立に資する就業支援のあり方を論じている代表的な研究として周（2014）が挙げられる⁸。そこでは、「福祉から就労へ」の政策転換の過程で拡充された様々な就業支援施策は確かに一定の効果はあるが、その施策を利用しているシングルマザーは限られており、「母子世帯全体の貧困解消と経済的自立の実現には焼け石に水の状態である」（周 2014: p.11）と指摘されている。また、シングルマザーの経済的自立の実現のためには例えば正社員としての就業を促すことが重要であるが、実はシングルマザーの 8 割弱が将来的には正社員を希望しながらも今後 3～5 年の間は正社員として就業することを望んでいないという矛盾した状況にある（周 2014: 第 7 章）。この背景には、日本における正社員は慢性的な長時間労働や転勤などを期待されるため、子育て中のひとり親にとっては受け入れがたいという事情がある。したがって、周（2014）は、就労支援などの積極的労働市場政策の拡充だけではなく、柔軟な働き方の選択が可能となるような雇用社会への移行によってワーク・ライフ・バランス型の経済的自立を達成することも重要であると述べている。

このように、既存の雇用社会の制度的改革の必要性を主張する周（2014）の研究視点は、一つ前に述べた、日本の雇用慣行における男性稼ぎ主的働き方の見直しを主張する中園（2021）の研究視点と類似している。本報告書においては、「福祉制度・雇用慣行とジェンダー・フェミニズムの視点」と「労働政策と就業支援の視点」の研究視点を合わせて「女性労働と就業支援の視点」として再編し、第 4 章から第 7 章がこの視点から分析を行っている。

（5）離婚と親子関係の視点

「福祉から就労へ」という大きな制度的転換から 20 年以上が経過した今日、ひとり親世帯政策は再び新たな展開を迎えようとしている。2023 年 4 月には「こどもまんなか社会」の実現に向けてこども家庭庁が発足した。「こどもまんなか社会」とは次のように定義されている。

「こどもまんなか社会」とは、全てのこども・若者が、日本国憲法、こども基本法及び

⁸ 周（2014）は 2001 年の旧 JIL の調査及び 2007 年の JILPT の調査、2011 年と 2012 年の子育て世帯全国調査など複数のデータを用いている。

こどもの権利条約の精神にのっとり、生涯にわたる人格形成の基礎を築き、自立した個人としてひとしく健やかに成長することができ、心身の状況、置かれている環境等にかかわらず、ひとしくその権利の擁護が図られ、身体的・精神的・社会的に将来にわたって幸せな状態（ウェルビーイング）で生活を送ることができる社会である。（こども家庭庁 2023: p.7）

2023 年以降のひとり親世帯（家庭）の支援に関する施策においても「子どものウェルビーイングの向上」が重要なキーワードとなっている。子どものウェルビーイングが重要な政策的アウトカムの一つに位置づけられるということは、今後の政策的研究においては子どものウェルビーイングに影響を与える親子関係や家族関係に関する調査研究が重要な役割を担うようになると考えられる。

もっとも、ひとり親世帯における親子関係や家族関係に着目するという視点は決して新しいものではない。代表的には母子世帯の養育費に関する下夷（2008; 2015）などの家族社会学的研究が挙げられる。下夷（2008）では、母子世帯の母親と元夫との関係性によって離婚後の養育費の受取やそれに関する取り決めが異なっていることを明らかにしており、母子世帯における家族関係に注目している。また、本節でこれまでに述べてきた研究群が経済的自立や貧困など「ひとり親世帯になった後」の状況に焦点を当てることが多いのに対して、家族社会学においては「ひとり親世帯の形成過程」つまり離婚が生じる過程や要因に関する研究（三輪 2007; 加藤 2005; 林・余田 2014; 福田 2005; 2009）が多いことが特徴的である。これらの研究においては、離婚リスクを高める（どのような人々において離婚が発生しやすいかの）要因として、低学歴であることやブルーカラー職であることなど社会階層が重要であることが指摘されている。

これまでに述べたように、多くの社会保障研究や労働政策研究がひとり親世帯における貧困や経済的困窮を指摘しており、さらに上記のように家族社会学では、低階層に離婚リスクが集中しているという知見が示されている。これらの知見を踏まえると、親子関係や家族関係の側面から子どものウェルビーイングを考察するうえで重要な示唆を得られる。すなわち、家族のあり方が階層的地位や社会的資源の世代間移動・連鎖に影響を与えているのではないかという問いである。実際に、ひとり親世帯出身の子どもはふたり親世帯出身の子どもに比べて教育達成に不利を抱えていることが指摘されている（余田 2012; 稲葉 2011）。そして、教育達成における不利が将来的には労働市場での地位達成においてもネガティブな影響を与えることを踏まえれば、ひとり親世帯における貧困や経済的困窮が子世代へと連鎖しうる可能性があることは容易に想像できる。なお、「子どもの貧困」という視点からひとり親世帯の子どもに着目する研究（阿部 2008; 2014）も上記の研究群に類似するものである。

ちなみに、こうした視点は、国際的にも、社会階層が低い女性ほど子世代に不利となる家族行動（離婚など）を行いやすく、逆に社会階層が高い女性ほど子世代に有利となる家族行動（安

定的な結婚）を行いやすいことを意味する「Diverging destinies 論」として 2000 年代以降注目を集めている（McLanahan 2004; Raymo & Iwasawa 2017）。

本報告書においては、第 8 章から第 10 章までがこの研究視点から分析を行っている。

以上のように、本報告書では、これまでのひとり親世帯研究においては①社会保障制度と貧困の視点、②女性労働と就業支援の視点、③離婚と親子関係の視点が特に重要であると考え、この 3 つの視点から JILPT が過去 10 年間継続的に行った子育て世帯全国調査を用いて、母子世帯の経済的自立に関する課題を明らかにする。

3 研究の方法

本報告書のそれぞれの章は 3 つの異なる視点に基づいているが、いずれも子育て世帯全国調査の結合データ（2011 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2022 年）を用いた二次分析を行っている。ただし、子育て世帯全国調査は標本設計や抽出方法は各年で共通しているものの、調査項目は年々拡充しているため、必ずしもすべての章で同じ期間のデータが用いられているわけではないことに注意されたい。各章の分析においては問題関心に応じて可能な限り複数時点のデータを用いている。

複数時点のデータを用いることのメリットは、第 1 に時系列分析によってこの約 10 年の間に母子世帯（シングルマザー）の経済的自立を巡る課題が変化しているのか／していないのかを明らかにすることができる点である。公的統計を用いても時系列分析を行うことは可能であるが、利用できる変数に制限があり、なにより他世帯との比較を行うことは非常に難しい。その点、子育て世帯全国調査は、ふたり親世帯と母子世帯両方について共通のフォーマットで母親の就業状態から世帯の経済状況や親子関係まで幅広く継続的に調査しているため、特にふたり親世帯と比較したときの母子世帯の経済的自立を巡る課題の長期的趨勢を捉えることができる。

第 2 に、複数時点のデータをプールすることで、単一のデータによる分析では難しい母子世帯内部の詳細な特徴を捉えることができる点である。戦後の長期的な趨勢でみれば母子世帯の数は増加しているが、それでも社会全体でみるとマイノリティである通常の社会調査で補足することは難しい。国勢調査や就業構造基本調査などの非常にサンプルサイズの大きい公的統計を用いれば補足することも可能であるが、上述のようにやはり使用できる変数には制限があり、その詳しい実態を把握することは難しい。後述するが、子育て世帯全国調査は母子世帯をオーバーサンプリングしており、他の社会調査と比べると母子世帯のサンプル数は大きい。それでも例えば単年度のデータで母子世帯内の属性ごとの分析を行うには分析対象数が十分ではない。そこで、時点間の変化の情報は取捨することになるが、複数時点のデータをプールすることによって十分な分析対象数を確保することができる。

子育て世帯全国調査の標本設計と調査方法は各年で共通して以下の通りである。また、各年

の回収率については図表序-4-1 の通りである。

1. 調査対象：全国の以下の世帯
 - ① ひとり親世帯：末子が 18 歳未満のひとり親世帯（親族等との同居世帯を含む）
 - ② ふたり親世帯：末子が 18 歳未満のふたり親世帯（親族等との同居世帯を含む）
2. 標本数：合計 4,000
 - ① ひとり親世帯：2,000
 - ② ふたり親世帯：2,000
3. 調査方法：訪問留置法
4. 調査実施時期：各年 10 月～12 月
5. 標本抽出法：住民基本台帳から、ひとり親世帯とふたり親世帯それぞれ 2,000 世帯を層化二段無作為で抽出

図表序-4-1 子育て世帯全国調査の調査年と回収率

調査年	有効回収数
2011	ふたり親：1435（71.6%）
	ひとり親：783（39.2%）
2012	ふたり親：1219（61.0%）
	ひとり親：982（49.1%）
2014	ふたり親：1221（61.1%）
	ひとり親：976（48.8%）
2016	ふたり親：1190（59.5%）
	ひとり親：969（48.5%）
2018	ふたり親：1090（54.8%）
	ひとり親：878（43.9%）
2022	ふたり親：1163（58.2%）
	ひとり親：879（44.0%）

出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より
筆者作成

なお、住民基本台帳によるひとり親世帯の抽出においては、単身赴任等によって住民票上はひとり親世帯にみえてしまうケースを一定数抽出してしまうことがある。そのため、2012 年以降の調査については調査実施後に調査票情報からひとり親世帯かどうかの確認を行っている⁹。したがって、各年の回収数は実際に分析において使用するそれぞれの世帯数とは異なっ

⁹ この作業の詳細は各年の調査シリーズを参照されたい（労働政策研究・研修機構 2012; 2013; 2015; 2017; 2019; 2024）。また、この作業によって、データ上は抽出時の世帯類型とクリーニング後の世帯類型の 2 つが存在することになるが、本報告書における分析ではすべて後者のクリーニング後の世帯類型によって母子世帯とふたり親世帯を識別している。

ていることに注意されたい¹⁰。さらに、データ上は父子世帯も含まれているが、分析に使用できるケース数ではないため、本報告書の分析においては母子世帯のみを分析対象としている。

4 各章の要約

(1) 社会保障制度と貧困の視点

第1章「貧困の母子世帯の何が変わったか」(阿部彩)では、母子世帯の経済状況の2011年から2022年への変化と、それに伴う「貧困母子世帯」の属性変化に関する分析を行っている。近年、ひとり親世帯を含め、子育て世帯の経済状況が改善されていることが指摘されている。しかし、子育て世帯における経済状況の改善は実はふたり親世帯において特に顕著にみられている。近年のこうした変化は母子世帯における貧困を本当に改善しているのだろうか。第1章では、こうした問題意識に基づいて次の3つの問いを検討している。第1に、この間の貧困率の減少は、子育て中の母親において、学歴の上昇など労働市場において有利となる属性が増加したからによるものだろうか。第2に、母子世帯の貧困率が改善しているとすれば、この10年間ににおける貧困母子世帯の属性には違いがあるのではないか、言い換えれば、貧困に陥っている母子世帯は特定の属性に偏っているのではないか。第3に、貧困母子世帯の属性の偏りがみられる場合、政策はそれに対応しているのか。

分析の結果次のことがわかった。まず、時系列や高齢者も含めた社会全体との比較でみると母子世帯の経済状況は改善しているが、子育て世帯の中における相対的位置でみると母子世帯の経済状況はむしろ悪化している。また、この間の子育て世帯全体における貧困率の改善は母親の属性変化によるものではなく、様々な要因を統制してもなお貧困率の改善がみられる。しかし、この貧困率の改善が当てはまるのはふたり親世帯のみであり、母子世帯においては様々な要因を統制すると貧困率の改善は観察されない。母子世帯の母親(シングルマザー)における属性の変化が貧困率の改善と関連しているということは、貧困に陥る母子世帯の属性が偏っている可能性を示唆している。近年の貧困母子世帯においては初職が非正規雇用である人の割合が特に増えているという偏りがみられた。既存のひとり親世帯政策はこうした属性の偏りを必ずしも考慮しているとは評価できない面もあり、貧困母子世帯の変化を踏まえた改革が求められる。

第2章「母子世帯をめぐる格差の趨勢的变化とライフステージによる差異」(稲葉昭英)では、ライフサイクル上の所得の推移に注目し、ふたり親世帯と母子世帯の所得格差の趨勢とライフステージ上での変化を分析している。母子世帯の所得の低さはよく知られている事実であるが、特にライフステージ上の変化について詳しく論じている研究は少ない。しかし、伝統的に貧困研究はライフサイクルの視点から論じられることが多いように、世帯の経済状況は生活周期と密接な関連を持っている。ふたり親世帯と母子世帯における経済状況はライフス

¹⁰ ほとんどの場合ひとり親世帯を多く抽出してしまうことになるため、各年で分析に使用できるひとり親世帯の数は回収数よりも小さくなりがちである。

テージ（末子年齢）に伴ってどのように変化し、またその変化はどのような趨勢を辿っているのだろうか。第2章では、こうした問題意識に基づいて次の3つの仮説を検証している。第1に、ライフステージ後半になるほどふたり親世帯と母子世帯間の所得格差は大きくなる（のか）。第2に、子育て世帯への支援が年々拡充していることを鑑みると、そうした所得格差は近年ほど小さなものになっている（のか）。第3に、これらの傾向は所得のみならず主観的な暮らし向き評価についても観察される（のか）。

分析の結果次のことがわかった。まず、仮説1を支持するように、ふたり親世帯ではライフステージに伴って所得が向上していく傾向がある一方で、母子世帯ではそうした傾向がほとんど観察されず、世帯間の所得格差はライフステージ後半において大きくなることが確認された。次に、仮説2の予想とは反対に、ふたり親世帯の所得は近年増加しているが、母子世帯における所得はほとんど変化しておらず、世帯間の所得格差は近年拡大していることが確認された。そして、仮説3の予想とは反対に、主観的な暮らし向き評価についても世帯間での格差が生じているが、所得ほど明確にライフステージ上で変化があるわけではなく、世帯間の格差の程度もこの間変わっていないことが確認された。このように所得・暮らし向き評価いずれにおいてもふたり親世帯と母子世帯間に大きな差異があるため、実際の所得格差を縮小する施策の継続とともに、主観的な暮らし向き評価に影響しうる現物給付的な政策のあり方も検討する必要がある。

第3章「児童扶養手当の2018年改正と母子世帯の母の就労および貧困」（大石亜希子）では、2018年の児童扶養手当の改正（全部支給の所得限度額の引き上げ）が母子世帯の母の働き方や貧困に与えた影響を分析している。児童扶養手当の全部支給の所得限度額は2002年に引き下げられた以降長らく据え置かれていたが、政府は2018年と2024年の数年間に相次いで引き上げを行った。しかし、直近の制度改正はもちろんのこと2018年の改正がひとり親世帯の経済的自立や働き方に与えた影響を検討する研究はほとんどなく、2024年の所得限度額の引き上げの効果を予測するという意味においても、まず2018年改正の効果検証を行うことが重要である。そこで、第3章では、2018年と2022年の子育て世帯全国調査のデータを用い、差の差分析（Difference-in-differences）を行い、2018年の児童扶養手当の全部支給の所得限度額の引き上げが母子世帯の経済状況にどのような影響を与えたのかを分析している。

分析の結果次のことがわかった。まず、制度変更前と比較して、母子世帯では、就労収入と世帯収入ともに制度変更後の全部支給の所得限度額内に入る確率が上昇しており、結果的に全部支給を受けられる母子世帯は増加している。ただし、実際の収入や労働時間の値でみると、母子世帯全体において制度改正前後で働き方が大きく変わっているわけではなく、また貧困率にも大きな変化はない。また、制度改正の効果をより強く受けたと考えられる母子世帯（改正前は限度額超の所得だが改正後は限度額内の所得の層）に注目すると、ほとんど影響を受けていない層（改正前も改正後も限度額内の所得の層）よりも賃金がやや高く労働時間がやや長い。したがって、児童扶養手当の全部支給の所得限度額の引き上げは、より高い稼働収入を得

ている一部の層も全部支給を得られるようになったことには寄与したものの、母子世帯全体の貧困率や働き方の改善にはつながっていないと結論づけられる。

(2) 女性労働と就業支援の視点

第4章「シングルマザーの階層分化と就業構造」(田上皓大)では、学歴階層に注目して、シングルマザーの経済的自立の状況を就業構造の視点から分析している。昨今、多くのデータから女性の働き方に関する課題は改善傾向にあることが示されている。しかし、既存の女性労働政策は、女性の高学歴化を背景にしているがゆえに、暗黙のうちにその主たる介入対象者として大卒者などの高学歴層を想定してしまっている。シングルマザーには短大卒以上の高学歴層も決して少なくないが、その多くが高卒以下の低学歴層出身である。つまり、政策が想定する典型的な女性労働者像とシングルマザーの実態には乖離がある。第4章ではこうした問題意識から、シングルマザーの学歴ごとの就業構造(雇用形態・勤続年数・職業・産業・キャリア類型)と賃金格差について分析を行っている。

分析の結果次のことがわかった。まず、高卒以下と短大卒以上のシングルマザーでは就業構造が異なっており、特に雇用形態・職業・キャリア類型における違いが大きい。女性労働政策の効果は世代間の職業キャリアの違いとして現れるため、世代ごとに学歴間の比較を行ったところ、高卒以下は特に顕著に「非典型一貫」キャリアが増加している一方で、短大卒以上は「正規継続」キャリアが増加している。さらに、こうした学歴間の就業構造の違いは当然賃金格差にも結びついている。また、賃金格差に関する特に重要な傾向として、2018年から2022年の間に高卒以下の賃金が低下しており、より経済的困窮が深刻になっていることが示唆されている。以上のように、シングルマザーの就業構造と経済的自立は学歴ごとに大きく状況が異なっており、そうした異質性に対応した施策を検討する必要性がある。

第5章「正社員シングルマザーの収入とキャリアー父親・ふたり親マザーとの比較分析」(池田心豪)では、第4章で明らかになったシングルマザーの学歴間の就業構造と経済的自立の格差に関する理解を深めるために、正社員シングルマザーに注目した分析を行っている。第4章では、シングルマザーの経済的自立のためには正社員(正規雇用)としての就業や正社員への転換が重要であることが示されている。しかし、正社員として就業できれば、経済的自立を達成できる十分な収入を確保できるといえるのだろうか。そのような問題意識から、第5章では、シングルマザー・ふたり親マザー・父親の働き方と収入の関連性を比較し、正社員の人事管理においてシングルマザーの収入を高めるための課題を明らかにしている。

分析の結果次のことがわかった。まず、父親と比べて、シングルマザーとふたり親マザーの職域は、事務職や専門職比率が高く、医療・福祉・教育セクターでの就業率が高い一方で、管理職比率が低く、製造業や公務員での就業率が低く、一社継続型キャリアの割合が低いという特徴がある。そして、同じ学歴階層・職業階層・産業セクター・長期勤続状況であっても、シングルマザーとふたり親マザーは父親より年収が低い。つまり、シングルマザーは、「シング

ルであることによる不利」だけではなく「母親であることの不利」も抱えていることがわかる。後者に着目した場合、正社員における男女間賃金格差を解消していくことも重要である。二人親マザーや父親と比較して、シングルマザーが十分な経済的自立を達成するためには、企業において勤続を積み上げ管理職昇進をするというキャリア形成を行うことができる環境整備が重要である。

第 6 章「シングルマザーの能力開発意欲にみる学歴階層差—自己啓発と公的職業訓練に注目して—」（田上皓大）では、労働者の主体的な能力開発の重視が労働市場におけるセカンド・チャンスの整備につながるというロジックに基づいて、シングルマザーの能力開発意欲を分析している。日本の労働市場は、企業主体の能力開発を継続的に受けられる「生え抜き社員」のキャリア形成上のメリットが非常に大きいという特徴があるが、近年労働者の主体的・自立的な能力開発を重視する動きがみられる。こうした労働者の主体的な能力開発を重視する傾向は、その企業の生え抜き社員ではない中途採用者のような人々にも中核的人材として活躍できるチャンスを与えることに繋がるという意味で、労働市場におけるセカンド・チャンス整備のきっかけとなる可能性がある。第 6 章ではこうした問題意識に基づいて、第 4 章で示唆した労働市場におけるセカンド・チャンス整備の重要性を改めて確認するために、シングルマザーの学歴別の自己啓発の実施率と公的職業訓練との関連について分析を行っている。

分析の結果次のことがわかった。まず、就業形態と学歴の違いを考慮しても、ふたり親マザーと比べてシングルマザーの自己啓発実施率は高い。高卒以下よりも短大卒以上の有業シングルマザーの自己啓発実施率は高く、それは働き方に関する要因を統制しても有意である。自己啓発と公的職業訓練の関連にも学歴間で差異が見られる。短大卒以上のシングルマザーにおいては自己啓発と公的職業訓練の利用経験や利用意向との関連が相対的に弱い。労働者の主体的な能力開発の活用という点では短大卒以上のシングルマザーは有利な位置におり、近年の自己啓発等を重視する傾向と相性が良いものの、公的職業訓練においてはこうした意欲の高さを活用できていない。一方で、自己啓発実施率が低い高卒以下のシングルマザーにおいては、労働者の主体的な能力開発の重視という施策から得られる恩恵は相対的に小さく、専門的な職業能力開発の前提となる基礎的な能力の開発に関するプログラムの整備が重要である。

第 7 章「公的職業訓練が母子世帯の所得に及ぼす効果—高等職業訓練促進給付金事業に注目して—」（周燕飛）では、高等職業訓練促進給付金事業が母子世帯の所得に及ぼす影響の分析を行っている。高等職業訓練促進給付金事業は、高度専門資格の取得を通してひとり親世帯の経済的自立を支援するものであるが、その他の就業支援施策のなかでも支給される給付金額が非常に大きい。しかし、この制度の利用者は非常に少数であるため既存調査による効果検証は困難であった。そこで、第 7 章では、ひとり親世帯をオーバーサンプリングしており継続的なデータの蓄積があるという子育て世帯全国調査の利点を活用し、傾向スコアマッチングによって、高等職業訓練促進給付金事業の効果検証を行っている。

分析の結果次のことがわかった。母子世帯における経済的自立の一つの目安とされる年収

300 万円以上を得る確率は、訓練受講者の方が非受講者に比べて 9.5%ポイント高い。しかし、訓練受講が全体の就労年収に及ぼす影響は確認されなかった。この背景には、推計約 15%の受講者が資格取得に至らずに脱落していることや、多くの訓練受講者が資格取得という段階にとどまり、経済的自立に結びついていない実態がある。この事業の総効果を上げるためには、受講動機を事前相談で丁寧に確認したり、給付金の一部を現金から「訓練バウチャー」（実物支給）にしたりすること、地域の需要に即した「需要駆動型訓練」を確立すること、「カスタマー本位」のサービス体系を構築することといった改革が急務である。

（3）離婚と親子関係の視点

第 8 章「母子世帯のウェルビーイングの学歴間格差」（余田翔平）では、学歴階層の違いに着目して母子世帯のウェルビーイングの分析を行っている。有子世帯に占める母子世帯の割合は 1980 年の 3.6%から 2010 年の 10.2%までに増加している。この母子世帯の量的拡大を背景に、母親と子ども双方のウェルビーイングをめぐる、母子世帯とふたり親世帯との間にどれほどの格差が存在するのかについて多くの実証研究が行われている。しかし、多くの研究が母子世帯とふたり親世帯との境界線を強調するあまり、ひとり親世帯内部の階層性に対する視座は弱い。第 8 章ではこうした問題意識から、学歴階層に注目して、母子世帯内部にどのようなウェルビーイングの格差があるのかを明らかにしている。主なウェルビーイングの指標としては、学歴と社会経済的属性を始め、子どもへの時間的投資・子どもへの教育投資・子どものケア役割に注目している。

分析の結果次のことがわかった。有配偶女性と比べてシングルマザーでは高学歴化が緩やかである。シングルマザーの就業率は有配偶女性のそれよりも一貫して高い一方で、世帯収入には母子世帯内部で学歴階層による差異があり、高学歴母子世帯の世帯収入は相対的に高い。母子世帯では、学歴にかかわらず子どもへの時間的投資が少ないが、子どもへの教育投資については学歴による差異がある。また、子どものケア役割については世帯や学歴による違いはみられなかった。ふたり親世帯と母子世帯の間には厳然たる経済的格差が存在しつつも、母子世帯内部には学歴階層によって経済水準にグラデーションが存在する。その一方で、子どもへの時間的投資の少なさは母子世帯が学歴階層によらず経験している困難である。世帯や子どものウェルビーイングという視点からは、母子世帯の生活時間や子どもへの時間的投資、そしてそれらが中長期的に子どものライフコースに及ぼす影響に注意を向けることが重要である。

第 9 章「家族と格差—離婚・再婚・子育て—」（余田翔平／James M. Raymo）では、離婚と再婚が親の子どもと過ごす時間にどのように関連しているかを分析している。低学歴・低所得の親に離婚が多いなどの、家族行動の社会経済的格差が拡大する結果子どものライフコースが二極化していると主張する「分岐する運命」論がアメリカを中心に近年注目を集めている。先行研究の多くが経済的なアウトカムに注目している一方で、世帯や子どものウェルビーイングを扱う研究は少ない。また、離婚がもたらす子どもへのネガティブな影響についてはよく

知られているものの、再婚が子どもに対してどのような帰結をもたらすかは十分に明らかになってはいない。第9章ではこうした背景から、子どもへの時間的投資を初婚（ふたり親）世帯・離死別（母子）世帯・再婚（ふたり親）世帯で比較し、「分岐する運命」論を日本の文脈で検証している。

分析の結果次のことがわかった。他の共変量を統制しない場合、子どもへの時間的投資（時間的貧困）について学歴間格差はほとんど見られなかったが、母親の年齢やライフステージ（末子年齢）などを統制するとむしろ高学歴層の母親の方が低学歴層の母親よりも子どもへの時間的投資が少ない傾向がある。また、高学歴層において子どもへの時間的投資に関する初婚世帯と離死別世帯の格差が特に大きい。さらに、初婚世帯と比べて再婚世帯のほうが子どもへの時間的投資が少ない。子どもへの時間的投資という点に関しては高学歴層のほうが多くの資源に恵まれているとは言えず、社会経済的地位が高い層の子どもほど多くの資源に恵まれているとする「分岐する運命」論は適合しない。子どもへの時間的投資は初婚世帯＞再婚世帯＞離死別世帯という順で差異があり、親子間のステップ関係の有無など婚姻歴も重要な影響を与えているという意味では、社会経済的格差の拡大の帰結は家族行動との関連を踏まえて検討することが重要である。

第10章「母子世帯の母親の就労と子どものウェルビーイング—子どもへの加虐経験に着目して—」（夏天）では、子どもへの加虐経験に着目して、母親の就労状況および家族構造の影響を分析している。子どもへの身体的・性的暴力、ネグレクト、心理的虐待などの児童虐待は、子どものウェルビーイングにネガティブな影響を与える不利な経験の一つである。近年児童相談所における児童虐待相談件数は年々増加しており、児童虐待に関する社会的関心が高まっている。しかしながら、児童虐待やその経験を把握している社会調査は非常に稀であり、その実態に関する量的研究は少ない。第10章ではこうした問題意識から、児童虐待を捉える一つの側面として子どもへの加虐経験（行き過ぎた体罰・育児放棄）に注目し、母親の就労と家族構造の影響を分析している。

分析の結果次のことがわかった。無業と比べて就労している母親ほど育児放棄の経験がわずかに多いが、雇用形態や職業キャリアによる違いはない。ふたり親世帯と比べて母子世帯では行き過ぎた体罰と育児放棄の経験が多い。統計的に十分に有意な結果とはならなかったが、数値上は有業の母子世帯における行き過ぎた体罰の経験が高くなっている。世帯類型に関わらず、就労している母親にわずかに高い育児放棄の経験がみられたことは、やはり日本において強く内面化されている母親の育児役割が、就業によってコンフリクトに陥り、育児放棄の経験へと繋がりがやすいということが考えられる。さらに、母子世帯における行き過ぎた体罰経験の高さは、家族構造上配偶者からの育児サポートを得ることが出来ず、孤立した環境に陥りやすい母子世帯の育児における困難を反映していると考えられる。子どもへの加虐経験は育児上の困難が極端な形で発現した帰結であり、女性の育児負担を軽減することが子どもへのウェルビーイングへの影響という点でも重要である。

参考文献

- 阿部彩（2008）『子どもの貧困—日本の不公平を考える』岩波新書.
- 阿部彩（2014）『子どもの貧困Ⅱ—解決策を考える』岩波新書.
- 阿部彩・大石亜希子（2005）「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会，pp.143-161.
- 稲葉昭英（2011）「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 [1] 格差と多様性』東京大学出版会，pp.239-252.
- 大沢真理（1993）『企業中心社会を超えて—現代日本を「ジェンダー」で読む』時事通信社.
- 加藤彰彦（2005）「離婚の要因—家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究—全国調査「戦後日本の家族の歩み」（NFRJ-S01）報告書 No.2』，pp.77-90.
- 城戸喜子（1985）「母子世帯と生活保護（Ⅰ）」『社会保障研究』21(3)，pp.247-261.
- こども家庭庁（2023）「こども大綱」.
- 篠塚英子（1986）「日米の貧困の比較」『日本経済研究』6，pp.48-64.
- 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.
- 下夷美幸（2015）『養育費政策の源流—家庭裁判所における履行確保制度の制定過程』法律文化社.
- 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.
- 杉本貴代栄（1997）『女性化する福祉社会』勁草書房.
- 竹中恵美子（2012）『女性の賃金問題とジェンダー』明石書店.
- 都村敦子（1989）「女性と社会保障」オザワ・マーサ・N，木村尚三郎，伊部英男編『女性のライフサイクル—所得保障の日米比較』東京大学出版会，pp.95-126.
- 中園桐代（2021）『シングルマザーの貧困はなぜ解消されないのか—「働いても貧困」の現実と支援の課題』勁草書房.
- 中田照子・杉本貴代栄・森田明美（1997）『日米のシングルマザーたち』ミネルヴァ書房.
- 日本労働研究機構（2003）『母子世帯の母への就業支援に関する研究』.
- 林雄亮・余田翔平（2014）「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』101，pp.51-62.
- 福田節也（2005）「離婚の要因分析」財団法人家計経済研究所編『リスクと家計—消費生活に関するパネル調査 平成 17 年版』国立印刷局，pp.49-63.
- 福田節也（2009）「配偶者の別れと再びの出会い—離別と死別、再婚」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族』有斐閣，pp.72-84.
- 藤原千沙（2010）「ひとり親世帯をめぐる社会階層とジェンダー」木本喜美子・大森真紀・室住眞麻子編『社会政策のなかのジェンダー』明石書店.
- 藤原千沙・湯澤直美・石田浩（2011）「母子世帯の所得分布と児童扶養手当の貧困削減効果—

- 地方自治体の児童扶養手当受給資格者データから」『貧困研究』6, p.54-66.
- 三輪哲 (2007) 「なぜ離婚リスクは社会階層により異なるのか」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, pp.29-43.
- 湯澤直美 (2005) 「ひとり親家族政策とワークフェア—日本における制度改革の特徴と課題」『社会政策学会誌』13, pp.92-109.
- 湯澤直美 (2007) 「日本における母子家族政策の展開—福祉と労働の再編」埋橋孝文編『ワークフェア—排除から包摂へ?』法律文化社, pp.143-169.
- 湯澤直美・藤原千沙・石田浩 (2012) 「母子世帯の所得変動と職業移動—地方自治体の児童扶養手当受給資格者データから」『社会政策』4(1), pp.97-110.
- 余田翔平 (2012) 「子ども期の家族構造と教育達成格差—二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較」『家族社会学研究』24(1), pp.60-71.
- 労働政策研究・研修機構 (2008) 『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.
- 労働政策研究・研修機構 (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.
- 労働政策研究・研修機構 (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.
- 労働政策研究・研修機構 (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.
- 労働政策研究・研修機構 (2017) 『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.
- 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・研修機構 (2024) 『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 2022—第1回 (2011年)～第6回 (2022年) 子育て世帯全国調査の基礎的集計』JILPT 調査シリーズ No.239.
- Mclanahan, S (2004) “Diverging destinies: How children are faring under the second demographic transition,” *Demography*, 41(4), pp.607-627.
- Raymo J., & Iwasawa M. (2017) *Diverging destinies: The Japanese case*, Springer.

第1章 貧困の母子世帯の何が変わったか

1 はじめに

近年、子どものいる世帯の経済状況が改善しており、ひとり親世帯においてもその傾向が報告されている。厚生労働省「国民生活基礎調査」の推計によると、子どものいる世帯のうち、大人が一人の世帯の貧困率は2012年の54.6%から2021年には44.5%¹となり（厚生労働省2023）、大人が二人以上の世帯に比べると未だに高い水準であるものの、減少傾向が続いている。また、厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査」においても、令和3年の母子世帯の平均年間世帯収入は373万円と、前回（平成28年度）の348万円から25万円の上昇となっている（厚生労働省2022）。同調査によると、母子世帯の母の就労収入は同期間に200万円から236万円に上昇しており、母子世帯の世帯収入の増加が就労収入の増加によって牽引されていることが示唆される。

このように、本章で用いる子育て世帯全国調査の第1回（2011年）から第6回（2022年）の期間において、母子世帯を取り巻く経済環境は改善していると考えられ、これは第6回調査の報告書（労働政策研究・研修機構2024）においても確認することができる。母子世帯の正規雇用率は40.2%から48.9%となり、世帯年収（手取り）でも167万円（2012年）から246万円（2022年）、等価可処分所得では98万円から144万円、相対的貧困率は66%から52%となっている（労働政策研究・研修機構2024）。一方で、ふたり親世帯においては、世帯年収（手取り）では429万円（2012年）から574万円（2022年）となっており、上昇幅で見ると、母子世帯に比べ約2倍である。等価可処分所得の平均値で見ても、母子世帯の46万円の上昇に比べ、70万円の上昇となっており、母子世帯以上に増加している（労働政策研究・研修機構2024: p.37）。

ここから、3つの問いが引き出される。1つ目の問いは、この間の貧困率の減少は、子育て中の母親において、労働市場において有利となる属性が増加したからによるものだろうかという問いである。例えば、学歴の上昇や、少子化による子ども数の減少、末子年齢の上昇などである。近年は、結婚や出産などのライフ・イベントについても社会経済階層による偏りが見られるようになってきていることが報告されており（石田・佐藤2019）、「子どものいる母親」という属性自体の労働市場における優位性が高まっている可能性がある。その一方、「子どものいる母親」の属性は、経年的に変化していないが、景気回復や人手不足により労働市場そのものが改善している可能性もある。その場合は、属性の経年変化をコントロールした上でも、貧困から脱却する確率が高まっているはずである。

2つ目の問いは、母子世帯の中での「貧困世帯」が減少したのであれば、2011年の貧困母子世帯と、2022年の貧困母子世帯の間に質的な差があるのではないかという問いである。換

¹ ただし、2021年は新基準を用いた推計であり2012年値と完全には比較できない。

言すると、景気回復によるクリーム・スキミングが起こったのではないか、という問いとなる。クリーム・スキミング（Cream Skimming）とは、企業活動や福祉政策などにおいて、収益性の高い顧客のみターゲットとする戦略をいう。生乳から、上澄みのクリームを抜き取る（スキムする）製法から名づけられている。2010年代の景気回復は、「戦略的」ではないにせよ、意図せずに、効果が高い層のみに恩恵をもたらした可能性がある。もし、そうなのであれば、取り残された2022年時の貧困の母子世帯は2011年時の母子世帯よりもより様々な不利が蓄積している可能性がある。

3つ目の問いは、もし、クリーム・スキミングが起こっているとすれば、母子世帯に対する政策はそれに対応しているのであろうか、ということである。そもそも、母子世帯は、その形成段階から階層性があることが指摘されており（湯澤 2020）、離婚というイベント自体が低階層に偏っていることが指摘されている（三輪 2006）。ならば、貧困の母子世帯に対する施策は、貧困のふたり親世帯に対する施策とは異なる工夫が必要である。2010年代の好景気によって貧困の母子世帯の属性がますます偏ってきているのであれば、政策もそれに対応して変化する必要があるはずである。

本章では、この3つの問いについて、順に答えを得ることを試みる。用いるのは、子育て世帯全国調査の第1回（2011年）から第6回（2022年）のプール・データである。まず、2節にて、3つの貧困の定義を用いて、母子世帯そしてふたり親世帯の貧困率の2011年から2022年の推移を確認する。また、貧困に陥る確率が、労働市場における制約要因をコントロールしても、減少したのかを、それぞれの世帯タイプにて検証する。3節では、取り残された貧困の母子世帯の属性が2011年から2022年にどのように変化したのかを概観する。最後に、令和5年に閣議決定された「こども未来戦略」などから、近年のひとり親世帯に対する政策の動向を本章での分析結果を交えながら論じる。なお、本章で用いるデータにおいては、父子世帯の標本数が少ないため、ひとり親世帯の分析は母子世帯に限って行う。

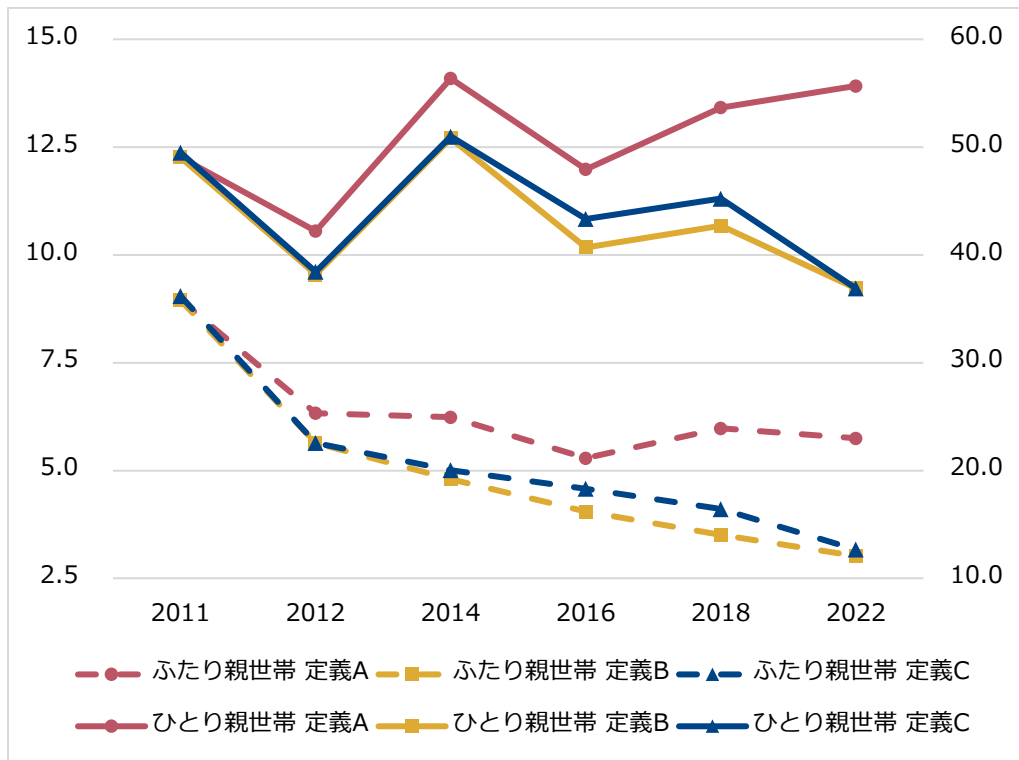
2 貧困に陥る確率の経年変化

(1) 貧困率の推移

まず、母子世帯の貧困率は本当に改善しているのであろうか。この問いに答えるために、本章では3つの貧困の定義を用いて母子世帯およびふたり親世帯の貧困率の動向を確認する。3つの定義とは、(A) 各年度のデータ内の等価世帯所得の中央値の50%未満、(B) 2012年のデータ内の等価世帯所得の中央値の50%未満を実質化²した値（各年度の所得は等価世帯所得の実質値）、(C) 厚生労働省「国民生活基礎調査」の各年の全世帯の等価世帯所得の中央値の50%未満を、それぞれ貧困線と設定したものである。(A)は、各年代の子育て世帯の中で相対的に低所得の層、(B)は調査期間の初期の「低所得」を基準として、それ以下の所得の層、(C)

² 各年度の名目値を2020年基準の消費者物価指数で調整した。

図表 1-2-1 貧困率の推移(定義 A～C):世帯タイプ別



注：ふたり親世帯の値は左軸、ひとり親世帯の値は右軸を基準にしている

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

は各年の全世帯からみた相対的に低所得の層を把握することとなる。3つの定義を用いて、母子世帯、ふたり親世帯別に貧困率を推計した結果が図表 1-2-1 である。

ここから、ふたり親世帯については、どの定義を用いても 2011 年から 2022 年にかけて貧困率が総じて減少していることがわかる。定義 B（固定貧困線）と定義 C（社会全体の相対的貧困線）はほぼ同様の減少傾向にあり、景気回復の中においては、ふたり親世帯は時系列で見ても相対的に見ても貧困である割合が少なくなっている。また、定義 A（子育て世帯の中での相対的貧困線）で見てもふたり親世帯の貧困率は下がっている。すなわち、貧困率で表される分布の下半分に限って言えば、ふたり親世帯の格差は縮小していると言える。

一方、母子世帯については、定義 B と定義 C を用いると、総じて貧困率は下がっているものの、定義 A を用いると総じて上昇していることがわかる。すなわち、時系列や高齢者も含めた社会全体との比較で見ると、母子世帯の経済状況は改善しているものの、子育て世帯の中における相対的位置で見ると、母子世帯の状況は、むしろ悪化していると言える。母子世帯全体の平均収入は上昇していることが報告されている（労働政策研究・研修機構 2024）ため、これは子育て世帯全体の所得の上昇から、一部の母子世帯が取り残されていることを示している。

(2) 貧困に陥る確率の経年変化

図表 1-2-1 から、ふたり親世帯については 3 つの定義の貧困率のどれにおいても貧困率が減少、母子世帯については固定貧困率や社会全体の相対的貧困率では減少しているものの、子育て世帯の中での相対的貧困率ではむしろ上昇していることがわかった。この貧困率の変化は、労働市場における制約要因が経年的に変化してきたことによって起こっているのであろうか。制約要因とは、母親の学歴や初職の就労形態といった人的資本、また、子ども数や末子年齢などのワークライフバランス（WLB）制約である。ふたり親世帯の方が、ひとり親世帯よりも経済状況の改善の幅が大きいことも、これら制約要因の経年変化の幅の差によって説明できる可能性もある。

そこで、貧困か否かを被説明変数とし、説明変数を調査年、コントロール変数に労働市場における制約要因を投入したロジスティック回帰分析を、それぞれの世帯タイプにて行った。分析に用いたデータは 2011 年から 2022 年の 6 回分の統合データである。労働市場の制約変数には、母親の労働市場における稼得能力に影響すると考えられる【労働制約】として、（母親の）年齢、学歴、初職の就労形態、また【WLB 制約】として、6 歳未満の子どもの有無、子ども数、障害や重病の子どもの有無をモデル式に投入している。結果を図表 1-2-2 に示す。ここでは着目する調査年の係数のみ提示している。

まず、母子世帯の結果を見てみよう。定義 A については、図表 1-2-1 にも見られたように 2011 年に比べて 2014 年、2018 年、2022 年の係数がプラスで有意となっており、さまざまな労働市場の制約要因をコントロールしても貧困に陥る確率が高くなっている。特に 2014 年と 2022 年はその増加幅も大きい。これらの増加は、ふたり親世帯には見られておらず、母子世帯においてマクロ的ショックの影響がより大きく表れていると言えよう。定義 B と定義 C については、2012 年と 2022 年の係数はともにマイナスで有意となっており、2011 年に比べると貧困に陥る確率が低くなっている。

図表 1-2-2 貧困に陥る確率の推計: 係数

	母子世帯			ふたり親世帯		
	定義A	定義B	定義C	定義A	定義B	定義C
年(base=2011)						
2012	-0.158	-0.371 *	-0.370 **	-0.426 **	-0.567 ***	-0.580 ***
2014	0.560 ***	0.238	0.227	-0.271	-0.515 ***	-0.477 ***
2016	0.102	-0.241	-0.096	-0.566 ***	-0.856 ***	-0.738 ***
2018	0.359 **	-0.186	-0.074	-0.440 **	-1.009 ***	-0.836 ***
2022	0.546 ***	-0.427 ***	-0.420 ***	-0.340 *	-1.125 ***	-1.091 ***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：コントロール変数として、（母親の）年齢・学歴・初職の就労形態、また【WLB 制約】として、6 歳未満の子どもの有無・子ども数・障害や重病の子どもの有無を投入したロジスティック分析の結果を示している。

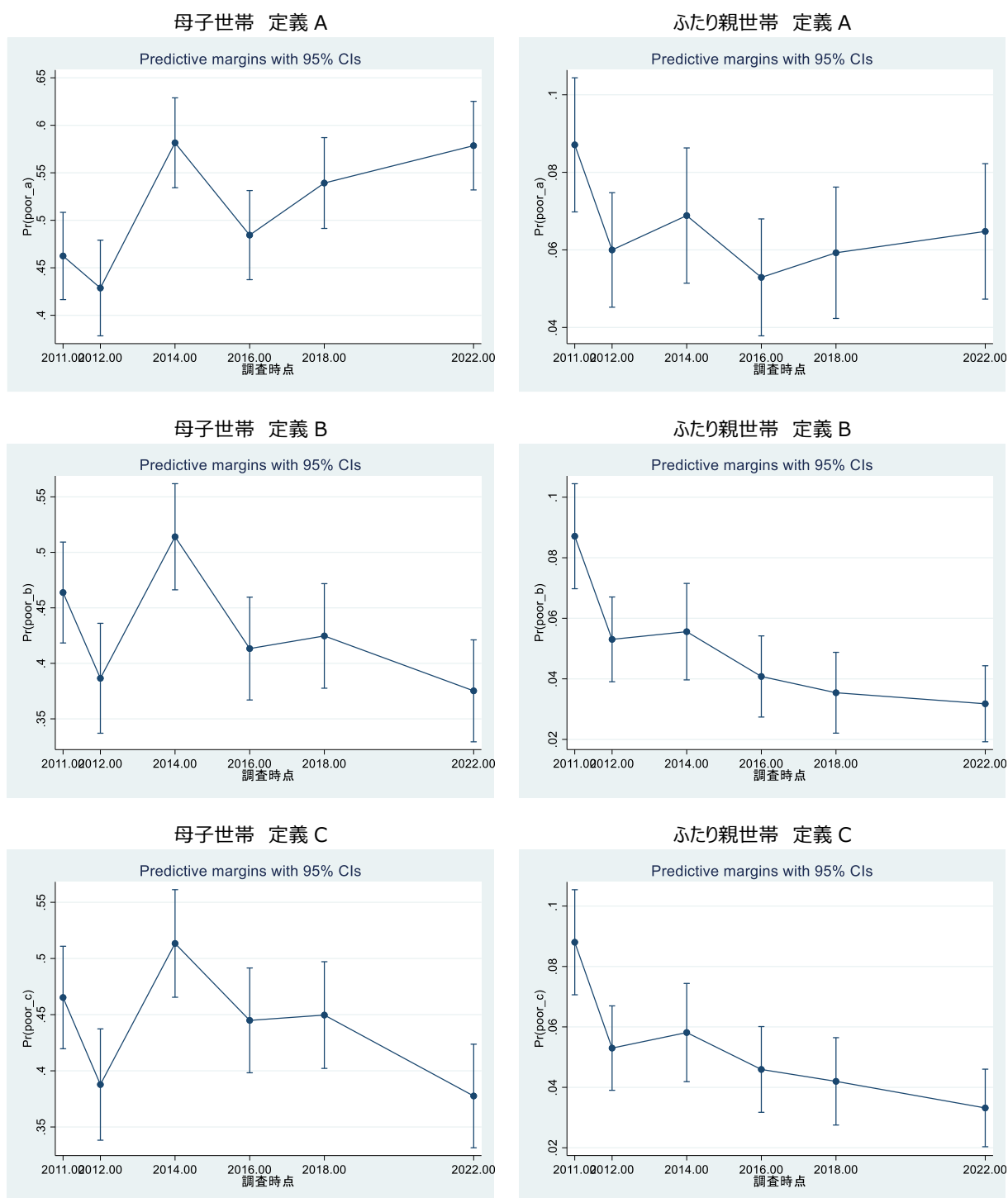
出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

ふたり親世帯については、係数がマイナスで有意になっている時点が多く、より顕著な減少の傾向が見て取れる。定義 B と定義 C については、2014 年を除いて、時点が新しいほど係数も大きくなっており、ほぼ一貫して貧困に陥る確率が減っている。さまざまな労働市場制約要因をコントロールしても状況が改善していることがわかる。また、定義 A については、定義 B と C のように減少幅が時点をおうごとに大きくなる現象は見られないものの、2011 年に比べて貧困に陥る確率が低くなっている。

この結果を可視化するために、他の変数を中央値に設定した上で、母子世帯／ふたり親世帯別に貧困に陥る確率の推計値をグラフ化したものが図表 1-2-3 である。まず、それぞれのグラフの Y 軸の値の範囲が母子世帯とふたり親世帯で大きく異なっていることからわかるように、貧困確率の水準はいずれの時点でも母子世帯で明らかに大きい。そして、時点間の変化についても、ふたり親世帯と母子世帯では明らかに異なる動きを見せていることがわかる。図には 95%信頼区間も示しているが、母子世帯については、定義 B と C の多くは信頼区間が重なっており、2011 年と 2022 年を比較しても明らかな推計値の減少は見られない。

この結果をまとめると、2011 年から 2022 年の貧困率の減少は、子育て中の母親において、労働市場における制約を抱える割合が経年的に変化したからではないと言えることができる。すなわち、これら制約要因を除いてもなお、貧困に陥る確率が改善している。しかしながら、この改善はふたり親世帯だけに見られ、ひとり親世帯においては制約要因をコントロールするとそれ以外の労働市場の改善は見られない。

図表 1-2-3 貧困に陥る確率の推計値：各年 世帯タイプ別（定義 A、B、C）



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

3 貧困母子世帯の質的变化

上記の分析から、定義 B と定義 C を用いると、母子世帯の貧困率は減少しているものの、それは労働市場制約をもつ母親属性の減少によるところが大きいことが推測される。だとすれば、定義 B と定義 C による「貧困の母子世帯」の属性が経年的に変化している可能性がある。そこで、本節では定義 B を用いて貧困母子世帯の属性の変化に注目する。定義 B を用いる理由は、(1)ひとり親世帯において貧困率が最も減少しており、「貧困層」の属性変化が起きている可能性が高いこと、(2)公的支援の援助の所得制限は通常「固定」されており、定義 B に最も近い、からである。

図表 1-3-1 ひとり親貧困世帯の属性変化:2011 から 2022

変数		2011	2012	2014	2016	2018	2022	X二乗検定
年齢	30歳未満	9.3	8.3	11.2	6.8	6.5	6.0	n.s.
	30～39歳	43.6	38.3	38.9	45.9	41.7	40.8	
	40～49歳	43.6	48.6	45.0	44.4	41.7	43.3	
	50歳以上	4.2	4.8	4.9	2.9	10.1	9.8	
学歴	高卒以下	62.4	60.2	66.3	66.2	65.2	64.9	n.s.
	専門卒	11.3	16.7	8.7	13.3	11.6	12.7	
	短大・高専卒	13.9	20.5	17.2	12.8	19.7	10.0	
	大学卒以上	7.8	2.0	5.5	5.9	2.4	8.8	
	その他・無回答	4.7	0.6	2.4	1.8	1.1	3.7	
就労状況	していない（就活なし）	5.5	4.0	7.2	4.7	4.4	7.1	***
	していない（就活中）	10.1	5.4	7.2	4.7	6.3	3.3	
	仕事をしている	84.3	90.6	82.8	90.7	89.4	88.5	
	無回答	0.0	0.0	2.5	0.0	0.0	1.1	
初職の 雇用形態	正規	70.9	70.6	64.6	56.4	54.7	56.8	**
	非正規	27.2	28.0	30.3	41.4	43.3	41.6	
	自営	1.9	1.4	5.1	2.2	2.0	1.7	
初婚年齢	20歳未満	6.3	5.6	10.6	9.0	8.8	10.7	n.s.
	20～24歳	46.4	42.7	42.9	41.6	43.5	39.1	
	25～29歳	32.8	33.2	33.3	38.2	31.2	38.0	
	30～34歳	11.8	16.9	12.5	9.6	15.6	10.1	
	35歳以上	2.7	1.6	0.7	1.7	0.9	2.1	
離婚からの 年数	1年以内	12.5	10.5	9.0	14.4	10.5	7.9	n.s.
	2年	11.0	11.0	14.5	13.6	10.7	11.7	
	3～5年	21.6	31.1	20.9	26.5	26.2	24.7	
	6～10年	32.6	24.8	35.8	26.6	27.2	24.4	
	11～20年	19.6	22.5	19.8	18.5	22.3	27.5	
	20年以上	2.9	0.0	0.0	0.5	3.2	3.8	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, n.s. p>=0.1

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 1-3-1 ひとり親貧困世帯の属性変化:2011 から 2022(続き)

変数		2011	2012	2014	2016	2018	2022	χ ² 乗検定
子ども数	1人	32.1	33.0	32.4	29.1	20.7	28.3	*
	2人	42.4	47.7	42.8	40.6	49.3	51.3	
	3人	24.1	14.4	19.8	24.4	22.8	14.2	
	4人以上	1.5	5.0	5.0	5.8	7.1	6.2	
居住地の都市規模	政令市		28.7	33.5	27.3	27.0	24.7	*
	人口20万以上		30.1	24.2	21.2	27.3	24.4	
	人口10万以上		15.9	16.9	19.9	15.8	18.1	
	人口10万未満 町村		16.2	18.3	23.7	23.1	24.9	
生活上の困難	食料困難あり	22.1	20.1	24.8	22.0	22.6	24.0	n.s.
	衣服困難あり	27.2	24.5	29.4	25.5	32.6	25.6	n.s.
負担できない割合	果物	14.9	20.9	20.3	19.8	22.2	15.7	n.s.
	習い事	25.3	24.3	34.8	23.7	28.3	28.2	n.s.
	学習塾	45.4	45.8	48.9	45.9	50.6	53.1	n.s.
	家族旅行	50.6	50.5	49.9	46.2	52.5	51.7	n.s.
現在の暮らし向き	大変苦しい	37.9	33.7	32.5	28.5	39.9	30.6	*
	やや苦しい	40.9	44.8	44.4	41.3	34.8	38.9	
	普通	20.3	16.8	20.0	25.4	23.5	26.8	
	ややゆとりがある	0.7	1.8	0.4	3.4	1.8	1.7	
	大変ゆとりがある	0.0	0.7	0.4	0.7	0.0	0.5	
	無回答	0.4	2.3	2.3	0.8	0.0	1.7	
5年前と比べた暮らし向き	5年前と同じ	43.2	37.3	53.9	54.3	47.8	52.0	***
	5年前から悪化	42.9	41.2	31.4	29.0	34.0	28.5	
	5年前から改善	13.9	21.5	14.7	16.8	18.0	19.5	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, n.s. p>=0.1

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

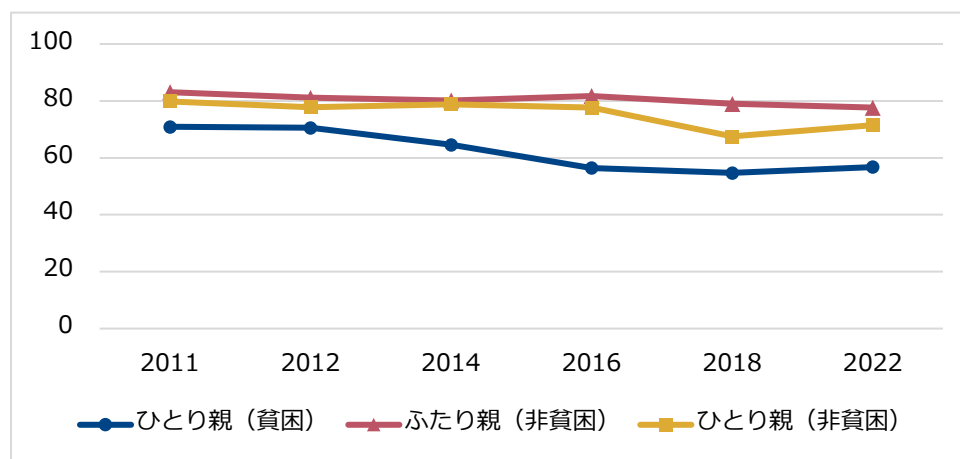
図表 1-3-1 に、ひとり親貧困世帯の年齢分布、学歴、就労状況、初職の雇用形態、初婚年齢、離婚からの年数、子ども数、居住地の都市規模、生活上の困難、負担できない割合（果物・習い事・学習塾・家族旅行）、現在の暮らし向き、5年前と比べた暮らし向き、を集計している。これらのうち、時点別にχ²乗分析によって統計的に有意な差が見られたのは「就労状況」「初職の雇用形態」「子ども数」「居住地の都市規模」「現在の暮らし向き」「5年前と比べた暮らし向き」であった。「就労状況」については、「仕事をしている」割合は大きな差はないものの、「していない（就活中）」の割合は10.1%から3.3%に減少している。子ども数については、3人および1人の減少と、2人と4人以上の増加、暮らし向きについては、「大変苦しい」「やや苦しい」の減少と「普通」の増加、5年前と比べた暮らし向きについては「悪化」の減少が見られた。

上記については、ふたり親世帯や、ひとり親の非貧困世帯においても、同様の変化が見られている事項である（表外）。しかし、ひとり親貧困世帯に特徴的に見られる変化もある。一つ

は、「初職の雇用形態」である。初職が正規の仕事に就いた割合の減少はひとり親（非貧困）だけではなく、ふたり親（非貧困）世帯にも見られる現象であるが（ふたり親貧困世帯は、標本数が少ないため集計していない）、ひとり親（貧困）世帯では 70.9%から 56.8%と他の層に比べて大きく減少している（図表 1-3-2）。関連して学歴を見ると、母親の学歴が高卒以下の割合は、ひとり親（貧困）世帯ではほぼ変化が見られないが、ふたり親（非貧困）世帯においては大幅な減少が見られる（図表 1-3-3）。ひとり親（非貧困）世帯では、すべての時点においてひとり親（貧困）世帯に比べると高卒以下の割合は低いが、ひとり親（貧困）世帯と同様に、長期的に見ると大きな変化はない。その結果ふたり親（非貧困）世帯との格差が拡大している³。同様の傾向は初婚の年齢でも見られ、初婚が 25 歳未満の割合は、ふたり親（非貧困）世帯については 29.7%から 20.6%の減少となっているが、ひとり親世帯については殆ど変化がない。ひとり親（貧困）世帯は、20 歳未満の割合も 6.3%から 10.7%と増加しており、初婚の若年化が起こっている（図表 1-3-4）。

これらの変化をまとめると、ひとり親（貧困）世帯においては、ふたり親（非貧困）世帯が大部分を占める子育て世帯全般に見られる晩婚化や高学歴化の現象から取り残された層に偏在化していると考えられる。初職が非正規であることに代表される労働市場への参入初期からの不利は、ひとり親（貧困）世帯に対する政策もより不利な層に焦点をあてる必要があることを示唆している。

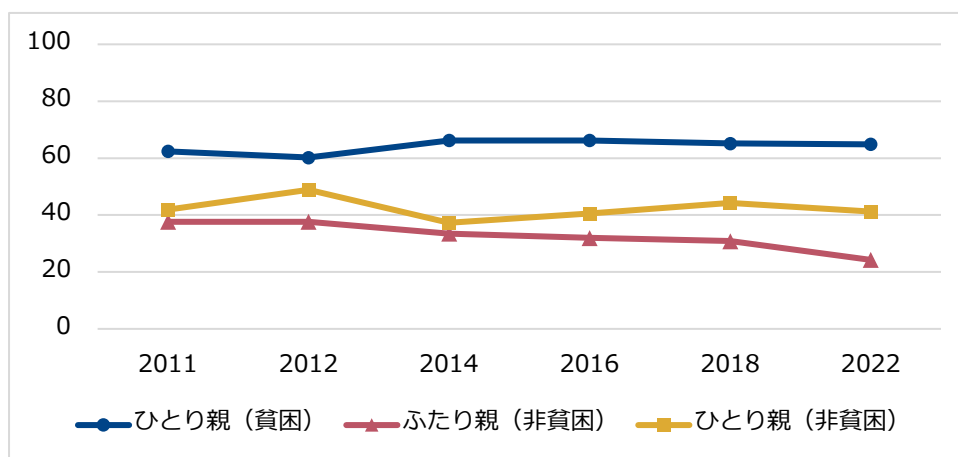
図表 1-3-2 母親の初職の雇用形態が「正規」の割合：世帯タイプ・貧困状況別



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

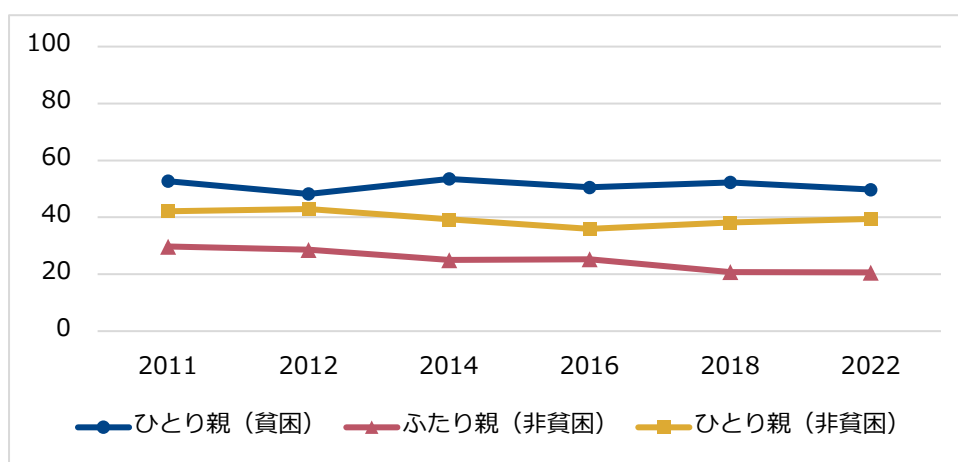
³ 同様の指摘は労働政策研究・研修機構（2024）においても触れられている。

図表 1-3-3 母親の学歴が「高卒以下」の割合：世帯タイプ・貧困状況別



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 1-3-4 母親の初婚の年齢が25歳未満の割合：世帯タイプ・貧困状況別



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

4 ひとり親世帯に対する施策の変容

それでは、現行におけるひとり親の貧困世帯に対する施策にはどのような変化が見られるのでしょうか。ここでは、令和5年12月に閣議決定された「こども未来戦略」や令和6年度予算編成などから、現行のひとり親の貧困世帯に対する政策を概観し、ここから読み取れる大きな流れと本分析から得られた知見を踏まえて、考察を述べる。

(1) 「こども未来戦略」以降のひとり親政策

まず、「こども未来戦略」において、ひとり親に対する政策は以下のように打ち出されている（下線は筆者追加）。

こども未来戦略(令和 5 年 12 月 22 日閣議決定)

(ひとり親の就労支援等を通じた自立促進や経済的支援等)

- 看護師・介護福祉士等の資格取得を目指すひとり親家庭の父母に対する給付金制度(高等職業訓練促進給付金制度)について、短期間で取得可能な民間資格を含む対象資格に拡大し、より幅広いニーズに対応できる制度とする。また、幅広い教育訓練講座の受講費用の助成を行う給付金(自立支援教育訓練給付金)について、助成割合の引上げ等を行うとともに、ひとり親に対する就労支援事業等について、所得等が増加しても自立のタイミングまで支援を継続できるよう、対象者要件を拡大する。
- ひとり親家庭の自立を促進する環境整備を進めるため、ひとり親を雇い入れ、人材育成・賃上げに向けた取組を行う企業に対する支援を強化する。
- 養育費の履行確保のため、養育費の取決め等に関する相談支援や養育費の受取に係る弁護士報酬の支援を行う、ひとり親家庭の生活の安定を図る。
- 児童扶養手当の所得限度額について、ひとり親の就労収入の上昇等を踏まえ、自立の促進を図る観点から見直すとともに、3 人以上の多子世帯についての加算額を拡充することとし、このための所要の法案を次期通常国会に提出する。

こども大綱および令和 6 年度予算にて、特に強調されるのが、児童扶養手当の所得制限を超えたひとり親世帯への各種支援の拡充である。具体的な施策としては、児童扶養手当の所得限度額を引き上げるとともに、「収入増加により児童扶養手当所得制限水準を超過した場合であっても、自立のタイミングまで支援を継続することで、より一層ひとり親の自立促進」(こども家庭庁 2024a)を図るため、高等職業訓練促進給付金等事業、ひとり親家庭高等職業訓練促進資金貸付事業、ひとり親家庭住宅支援資金貸付事業については所得制限を超えてから 1 年は継続して受給できるようになり、また、母子・父子自立支援プログラム策定事業、自立支援教育訓練給付金事業、ひとり親家庭高等学校卒業程度認定試験合格支援事業については所得要件が撤廃された。

これらは、ひとり親世帯の平均所得の上昇(厚生労働省 2023)や貧困率の減少(厚生労働省 2023)を根拠に、ひとり親世帯の経済状況が改善したという前提において行われていると考えられる。この背景には、103 万の壁や 130 万円の壁の議論が活発となってきたことに象徴される人手不足の解消が意図されているように見える。実際に、令和 6 年度の予算要求においても、児童扶養手当の所得制限の引上げについて、「ひとり親の就労収入の上昇等を踏まえ、働き控えに対応し自立を下支えする観点から」(こども家庭庁 2024a)といった理由が挙げられている。

政府の思惑は労働力不足の改善だとしても、このような「卒業間際」のひとり親世帯に対する支援の拡充は、ひとり親世帯の支援団体からも所得制限を超えたとたん様々な支援が途切れることに対して抗議する訴えがなされており(テレビ朝日 2024/12/13 配信)、当事者が

らも求められている制度改革と言えよう。しかしながら、これらの拡充は「クリーム・スキミング」の「クリーム」のひとり親世帯に対するものであり、本章の関心である残された貧困層のひとり親世帯への支援拡充にはなっていない。現状のように、ひとり親世帯全般の就労収入が上昇している段階においては、「次」となる政策において、上昇したとは言え、まだまだ厳しい状況の「クリーム層」にアプローチをするのか、または、上昇することができないより多くの困難を抱える層にアプローチするのか、という選択肢があり、その両岸を見据える必要があろう。令和 6 年度補正予算においては、民間企業と協働した「就労支援コーディネーター」など相談事業が組み込まれており（こども家庭庁 2024b）、これら相談事業において、後者の層も含めた支援が展開できるのかが注目される。

(2) 職業訓練

まず、ひとり親の就労支援については、高等職業訓練促進給付金制度の対象拡大が挙げられており、これまでは、看護師・介護福祉士等の資格がとれる 1 年以上のカリキュラムのものを、6 カ月から 1 年の短期のものも含むような措置を恒久化し、より幅広いカリキュラムを含むようにしたことである。しかし、本制度において、支給者のうち資格取得に至ったのは 3 割強（令和 4 年度の実績は、支給件数 8,093 件に対し、資格取得者数は 2,929 人）であり（こども家庭庁 2024c）、多くは資格取得にいたっていない。本制度の効果については、本報告書の第 7 章にて分析されており、受給者全体の所得改善には結びつかないものの、中高収入層の増加には貢献する部分もあると報告されている（山野 2023; 本報告書の第 7 章）。しかし、そもそも制度の利用者が少ない（中囿 2023; 本報告書の第 7 章）といった課題や、低学歴者に対しては入学試験対策などの個別サポートが必要（湯澤 2020）とも指摘されている。これは、「従来の女性労働政策が暗に想定しているのは高学歴（短大卒・大卒）の女性労働者像」（労働政策研究・研修機構 2024; p.60）であるという指摘にも重なる。ひとり親（貧困）世帯の学歴において高卒以下の割合が高止まりしている（図表 1-3-3）ことを踏まえると、短期のカリキュラムといった選択肢が増えるのはよいとしても、より積極的に低学歴層を念頭においた改革も検討されるべきであろう。

一方で、自立支援教育訓練給付金は、高等職業訓練促進給付金より利用率が高い（中囿 2023）ため、より広い層の母子世帯に届くと考えられる。令和 6 年度予算においては、本給付の支給割合の引上げが行われたほか、「母子・父子自立支援プログラム」の策定等を受けていることが条件として追加された。しかしながら、本給付金の正規就業や低所得脱却への効果は見られていない（周 2014; 山野 2023）。また、非大卒の母子世帯の母は正規雇用となっても貧困脱却の確率が低いこと（斉藤 2020）、母子世帯になる前の就業形態が母子世帯になってからの就業形態や低所得となる確率に学歴よりも大きな影響力を与えていること（山野 2023）も踏まえると、さらなる改善が必要であろう。支給割合の引き上げは訓練を受講するハードルを引き下げる効果があると考えられるが、より重要なのは受講後の所得を引き上げる効果である。今

回、義務付けられた「母子・父子自立支援プログラム」が、その効果を改善する一役となることが期待される。しかしながら、低学歴の母子世帯の所得改善を望むのであれば、最低賃金の増加（田宮 2019）やワークライフバランスの改善によって正社員就労への制約を緩和すること（周 2012）が必要であろう。

5 まとめ

本章では、ひとり親世帯（分析では母子世帯に限定）の経済状況の 2011 年から 2022 年への変化と、変化に伴う「貧困母子世帯」の属性変化に着目して分析を行った。その結果、子育て世帯全体の所得が上昇している中、相対的に母子世帯の状況が悪化していること、労働市場制約や、WLB 制約などの影響を取り除くと、母子世帯の貧困に陥る確率は改善していないこと、さらに、子育て世帯全体の属性が変化する中で、貧困の母子世帯の属性の偏りが顕著になり、初職が正規雇用の人への減少、学歴が高卒以下、初婚年齢が 25 歳未満の割合などの高止まりが「貧困の母子世帯」にて見られる。このような「貧困の母子世帯」の属性がますます厳しい状況に偏っている中で、近年打ち出されているひとり親世帯対策は、既存の支援パッケージから「卒業間際」また「卒業後」のひとり親への拡充が多く、彼女らへの支援策の拡充とともに取り残された困難層への支援拡充が必要であることが示された。

参考文献

石田浩（監修・編）・佐藤博樹（編）（2019）『格差の連鎖と若者 2 出会いと結婚』勁草書房。
厚生労働省（2023）「2022（令和 4）年 国民生活基礎調査 結果の概況」

（<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa22/index.html>、2025 年 1 月 31 日取得）。

厚生労働省（2022）「令和 3 年度 全国ひとり親世帯等調査 結果の概要」

（<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/86-1.html>、2025 年 1 月 31 日取得）。

こども家庭庁（2024a）「令和 6 年度予算の概要（こどもの貧困対策・ひとり親家庭支援関係）」
こども家庭庁支援局家庭福祉課

（https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/0a870592-1814-4b21-bf56-16f06080c594/2aa46bf3/20240902_policies_hitori-oya_60.pdf、2025 年 1 月 31 日取得）。

こども家庭庁（2024b）「令和 6 年度補正予算（案）の概要（社会的養護、ひとり親家庭支援、こどもの貧困対策関係）」こども家庭庁支援局家庭福祉課

（https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/8aba23f3-abb8-4f95-8202-f0fd487fbe16/5c5c6ee0/20241129_policies_shakaiteki-yougo_110.pdf、2025 年 1 月 31 日取得）。

こども家庭庁（2024c）「ひとり親家庭等の支援について」こども家庭庁支援局家庭福祉課

- (https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/0a870592-1814-4b21-bf56-16f06080c594/1a35e485/20240911_policies_hitori-oya_62.pdf、2025年1月31日取得).
- 斉藤知洋 (2020)「シングルマザーの正規雇用就労と経済水準への影響」『家族社会学研究』32(1), pp.20-32.
- 白波瀬佐和子 (1999)「階級・階層、結婚とジェンダー」『理論と方法』14(1), pp.5-18.
- 周燕飛 (2012)「母子世帯の母親における正社員就業の条件」『季刊・社会保障研究』48(3), pp.319-33.
- 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
- 田宮遊子 (2019)「母子世帯の貧困と低賃金に対する政策効果についての分析」『社会政策』10(3), pp.26-38.
- テレビ朝日 (2024)「『児童扶養手当の“所得制限の壁”緩和を』ひとり親家庭の支援団体が訴え」(<https://news.yahoo.co.jp/articles/f348e9522f7b2583aec778e73be88580becb0b93>、2024年12月18日取得).
- 中囿桐代 (2023)「シングルマザーの労働実態とキャリア支援の課題」『日本労働研究雑誌』750, pp.49-58.
- 林雄亮・余田翔平 (2014)「離婚行動と社会階層との関連に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』101, pp.51-62.
- 三輪哲 (2006)「離婚と社会階層との関連に関する私論的考察」『共同社会の到来とそれをめぐる葛藤—夫婦関係』(SSJDA Research Paper Series 34) 東京大学社会科学研究所, pp.45-60.
- 山野良一 (2023)「母子世帯における離婚前の母親の就業状況が現在の母親の経済的「自立」に与える影響—全国ひとり親世帯等調査データを用いて」『沖縄大学人文学部紀要』26, pp.25-33.
- 湯澤直美 (2020)「日本のひとり親家族支援政策」『法政大学大原社会問題研究所』746, pp.79-101.
- 労働政策研究・研修機構 (2024)『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 2022—第1回 (2011年)～第6回 (2022年) 子育て世帯全国調査の基礎的集計』JILPT 調査シリーズ No.239.

第2章 母子世帯をめぐる格差の趨勢的変化とライフステージによる差異

1 はじめに

本章は、日本の母子世帯の所得のライフサイクル上の推移に注目し、二人親世帯との所得格差の趨勢（年次的変化）およびライフステージ上の変化を検討するものである。

日本の母子世帯は就労率が 80%を超えるなど非常に高いにもかかわらず、貧困・低所得の問題が存在するという事実（日本労働研究機構編 2003; 吉武 2024）は研究者のみならず社会的にもほぼ共有されている知識といえる。貧困・低所得が生まれる原因は複数指摘されているが、なかでも有力な仮説は母子世帯が形成される主因である離婚が学歴の低い層、初婚年齢が早い層に多く発生し、こうした学歴の低さ、就労経験の少なさゆえに離婚後の再就労において周辺の労働に従事することが多いからだ、というものである（日本労働研究機構編 2003）。実際に離婚は非高学歴層に多く、そして 10 代の結婚は離婚確率が高いことが知られている。また、若年結婚の多くが妊娠従属婚であり（岩澤・鎌田 2013）、学校の中退を伴うことや就業経験のないまま生殖家族に移行することがしばしば見られるといった、再就労に不利なライフコースと連動していることも指摘されている（日本労働研究機構編 2003）。

しかし、こうした問題は 2000 年以前から指摘されており、その間何も政策的な対応が講じられなかったわけではない。母子世帯に限らず、子育て世帯全体を支援する方向での政策の拡充は一貫して続いており、幼児保育の無償化、児童手当の実質的な普遍主義化、高校授業料の無償化、所得制限はあるが高等教育の無償化、子どもの医療費の無償化など、現物給付的な方向での普遍主義的な支援が展開されている。こうした点からすれば、単純に所得だけを問題にするのではなく、生活の余裕や暮らし向きの満足度などの主観的な評価も指標として検討すべきであることがわかる（労働政策研究・研修機構 2019）。

本章はこうした観点から母子世帯の所得および暮らし向きについての主観的な評価の趨勢を年次別の比較を通じて検討する。これらはライフステージによって変化することも指摘されているため、子どもの年齢による差異にも注目する。比較対象は二人親世帯である。ただし、本章が扱うデータはクロスセクショナルなデータなので、厳密には個々の家族が時間的な経過の中でどのような変化をたどるのかはわからない。あくまでもクロスセクショナルなデータを用いて母子世帯・二人親世帯間の格差がライフステージ上でどのような差異を示すのか、それらが年次別にどのような変化を示しているのかを検討する。

2 先行研究

母子世帯の所得の低さやその問題を論じる研究は多いが、ライフステージ上の変化や年次別の変化を論じた研究は多くはない。稲葉（2015）は第 3 回全国家族調査データを用いて再帰的回帰（recursive regression）分析によって離別・死別母子世帯の所得の末子年齢別の推定を行い、小学校高学年から中学生にかけて母子世帯の貧困リスク（貧困線以下の所得となる

確率)が高まることを論じている。そこでは子どもが幼少期の時期には離婚による世帯収入の減少が大きいため離婚が控えられること、このためにそうした時期よりあとの時期に貧困の問題が生じるとしているが、サンプルサイズが小さいためにライフステージの差異を十分にはとらえきれておらず、そのことが大きな限界となっている。

暮石・若林(2017)は大規模パネルデータである21世紀出生児縦断調査データ(平成13年=2001年出生児)を用いて子どものいる世帯の所得をもとに相対的貧困率(以下貧困率とよぶ)の年次別の変化を分析した貴重な研究である。なお、この研究では年次(調査年:2001年から2013年まで)と子どもの年齢(0から13歳)は連動しており、母子世帯と母子世帯を含む全世帯との比較が行われている。その主要な知見は以下のように要約できる。(1)貧困率は子どもの誕生とともに上昇し、ピーク時は子ども1歳時で10.9%、その後緩やかに減少し13歳時点では6%程度になる。(2)母子世帯の貧困率は全期間で平均41.3%と高く、子ども1歳時で53.8%、ピークは2歳時の56.0%、その後は漸減して13歳時には32.2%と、やはりコブ状のパターンを示す。(3)持続的貧困の指標を測定対象となった5期中3期以上の相対的貧困状態とすると、全体では3.3%だが、5つの期間中1回でも母子世帯になった世帯では13.5%と高い数値を示し、この傾向は母親が無職・非正規雇用の世帯に高い。(4)所得については、全体では出産によって低下するがその後子どもの年齢の上昇とともに漸次的に増加、10歳時に出産前の所得を上回る。(5)母子世帯の所得は概して低く、子どもの年齢の上昇とともに漸次的に変化する傾向はほとんど見られない。

この研究はパネルデータを用いた点で大いに評価されるべきではあるが、一方でパネルデータならではの欠点も抱えているように思われる。というのは、21世紀出生児縦断調査は初期標本がその後のパネル調査で欠測していく確率が高く、とくに第1回調査で低所得、父または母が中学卒業の学歴、母親の年齢が若い者ほどその後データが失われる確率が高いことがわかっている。稲葉(2013)はこの点を検討し、父中卒の41.3%、母中卒の35.2%、第1回調査で年収250万以下の世帯の35%以上、第1回調査で15-24歳の母親の44.4%が第9回調査では欠測となっていることを報告している。換言すれば低所得世帯ほど、また離婚リスクのある世帯ほどその後の調査で大幅に標本から脱落しており、貧困率や所得の推定にはこうしたサンプルセレクションの効果を統制する必要があることを示している。ということは、おそらくは暮石・若林による母子世帯の貧困率や所得についての推定はライフステージの進展とともに過小な推定となっており、子どもが学齢期以降の時期の貧困率はもっと高く、所得が低いことが予想される。

本章が用いるクロスセクショナルなデータでもセレクションの問題は存在しないわけではないが、継続的に同一対象者に測定を繰り返すパネルデータよりはその影響は小さいと考えることができる。一方でクロスセクショナルなデータでは二人親世帯から離婚等によって移行してきたひとり親世帯がどのライフステージでも含まれるため、ひとり親世帯になってからの経過年数が異なる対象者が同一ライフステージの中に混在していることにも注意が必要

である。

なお、暮石・若林の研究では子どものいる世帯の貧困率などを求めることが目的となっていることから、母子世帯と二人親世帯を含む全世帯の比較が行われているが、本章では母子世帯と二人親世帯の所得の比較を中心とした格差についての分析を行う。

3 方法

(1) 研究課題と仮説

既述のように本章では母子世帯と二人親世帯の所得のライフステージ上の差異および年次間の差異に着目する。所得のほかに、暮らし向きについての主観的な評価についても同様な観点から検討を行う。ライフステージは末子年齢によって定義することとする。なお、暮石・若林(2017)では21世紀出生児縦断調査の対象となった子どもの年齢と調査年が重複しており、子どもは末子とは限らないことに注意が必要である。

稲葉(2015)および暮石・若林(2017)を参考に仮説を設定する。二人親世帯は子どもの年齢の上昇とともに所得が増加するのに対して母子世帯ではそうした傾向がわずかであることが予想されるために、(1)ライフステージ後半になるほど二人親世帯・母子世帯間の所得格差は大きくなると予測できる(仮説1)。また、社会的な対応は近年ほどとられているために、(2)そうした所得格差は近年ほど小さなものになっていると予測できる(仮説2)。(3)これらの傾向は所得のみならず暮らし向き評価についても観察されると予想できるだろう(仮説3)。

(2) データ

子育て世帯全国調査の2011年、2012年、2014年、2016年、2018年、2022年の6つのデータを結合させて用いる。いずれもクロスセクショナルなデータである。なお、データ中では18歳以上の子どもが同居する世帯は少ないため、対象世帯を18歳以下の同居子のいる世帯のみに限定した。さらにひとり親世帯のうち、父子世帯については標本数が十分に確保できないため、二人親世帯と母子世帯のみに対象を限定した。図表2-3-1に調査年別、家族構造別に見た末子年齢によるライフステージの構成を示す。なお、図表2-3-1は後述の所得に関する分析に用いたサンプルの構成であり、暮らし向きの主観的な評価についての分析に用いたサンプルはこれよりも大きい。粗所得については全11,308人のうち2,583人(22.84%)が欠損値となっており、等価世帯所得については2,683人(23.73%)が欠損値となっている。したがって、所得に関する分析では等価世帯所得のサンプルサイズ8,625(11,308-2,683)を用いる。これに対して暮らし向き評価の欠損値はわずかであり(73人、0.65%)、11,235人のサンプルサイズが利用可能であるため、このサンプルサイズを使用することにする。

図表 2-3-1 家族構造別・調査年別・末子年齢によるライフステージの構成
(調整所得・等価所得で分析に使用するサンプル)

母子世帯	末子0-3歳		末子4-6歳		末子7-9歳		末子10-12歳		末子13-15歳		末子16-18歳		合計	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
2011	39	8.69	67	14.92	75	16.70	103	22.94	103	22.94	62	13.81	449	100
2012	26	7.14	48	13.19	56	15.38	72	19.78	86	23.63	76	20.88	364	100
2014	38	8.24	57	12.36	84	18.22	110	23.86	116	25.16	56	12.15	461	100
2016	35	7.74	57	12.61	81	17.92	89	19.69	100	22.12	90	19.91	452	100
2018	50	11.24	57	12.81	94	21.12	89	20.00	78	17.53	77	17.30	445	100
2022	39	8.48	66	14.35	76	16.52	90	19.57	107	23.26	82	17.83	460	100
合計	227	8.63	352	13.38	466	17.71	553	21.02	590	22.42	443	16.84	2,631	100
二人親世帯														
2011	325	30.15	172	15.96	154	14.29	176	16.33	155	14.38	96	8.91	1,078	100
2012	317	28.41	167	14.96	167	14.96	185	16.58	171	15.32	109	9.77	1,116	100
2014	284	29.80	153	16.05	142	14.90	133	13.96	147	15.42	94	9.86	953	100
2016	329	33.07	156	15.68	133	13.37	141	14.17	144	14.47	92	9.25	995	100
2018	262	30.32	143	16.55	123	14.24	120	13.89	127	14.70	89	10.30	864	100
2022	223	22.57	163	16.50	148	14.98	178	18.02	175	17.71	101	10.22	988	100
合計	1,740	29.03	954	15.92	867	14.46	933	15.57	919	15.33	581	9.69	5,994	100

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

(3) 変数

従属変数

所得については世帯の粗所得およびそれに基づいた等価世帯所得を用いる。本来は粗所得ではなく可処分所得を用いることが望ましいが、2011年のデータにおいては税金・社会保険料などの情報が得られないため、粗所得を用いざるをえない。粗所得は世帯の年収について実数（万円）で測定されているが、年次間の物価の変動を考慮するために消費者物価指数の総合値を用いて金額の標準化を行い、2020年の所得水準を基準として各年の所得を調整したものを用いる（以下、調整所得とよぶ）。等価世帯所得はこの調整所得を世帯人数の平方根で除したものであるが、等価可処分所得との差異は大きくないことが報告されているため（石井・山田 2007）、分析に耐えうるものと判断した（以下、等価所得とよぶ）。

世帯の経済状態などを含む総合的評価の指標としては暮らし向きについての主観的評価（以下暮らし向き評価とよぶ）を用いた。これは、「あなたは現在の暮らし向きについて、総合的にみてどのように感じていますか」という教示によって、大変苦しい(1)、やや苦しい(2)、普通(3)、ややゆとりがある(4)、大変ゆとりがある(5)の5段階で評定を求めるもので、得点が高いほど生活にゆとりのあることを意味する。

独立変数

年次については調査の行われた年次である2011年、2012年、2014年、2016年、2018年、2022年の各年を用いた（以下調査年とする）。なお、回帰分析などにおいてはそれぞれダミー変数とし、レファレンスカテゴリーは最初期の2011年とする。ライフステージについては同居している末子の年齢を用いて、0-3歳、4-6歳、7-9歳、10-12歳、13-15歳、16-18歳の6

カテゴリーで区分を行った。ダミー変数として使用する場合には最初期の 0-3 歳をレファレンスカテゴリーとする。

家族（世帯）構造については二人親世帯・母子世帯の区分を用いる¹。これらの家族構造は直接回答者に質問する形で測定されており、「あなたのご家庭はつぎのどの世帯類型に一番あてはまりますか」の教示によって「母子・父子世帯」「ふたり親世帯」「親のいない世帯」の 3 カテゴリーによって回答が求められている²。なお、質問項目には「離婚に向けて手続きが進んでいる場合は母子・父子世帯」、「単身赴任などで一時的に別居や事実婚の場合はふたり親世帯」を選択するような教示が同時に示されている。家族構造をダミー変数として用いる場合には母子世帯をレファレンスとする。

本章ではまず所得の変化や格差を検討するために、基本的には調査年と末子年齢によるライフステージ上の差異を把握することが目的となる。そのうえで、家族構造による格差の調査年・ライフステージ上の変化を検討する。暮らし向き評価についても同様の方法をとるが、主観的评价であり回答者の性別による差異が想定しうるため、統制変数として性別（男性ダミー）を用いる。所得および所得格差の推定が目的であるため、統制変数は最小限とした。

（4）分析の方法

記述的な分析を行ったうえで、複数の回帰モデル（OLS）によって年次（調査年）の効果を検討する。なお、二人親世帯と母子世帯の格差は調査年と家族構造（二人親ダミー）、末子年齢によるライフステージ×家族構造の交互作用によって検討する。交互作用のパラメータ推定値から初期時点の格差がその後拡大・縮小するのかを知ることができる。

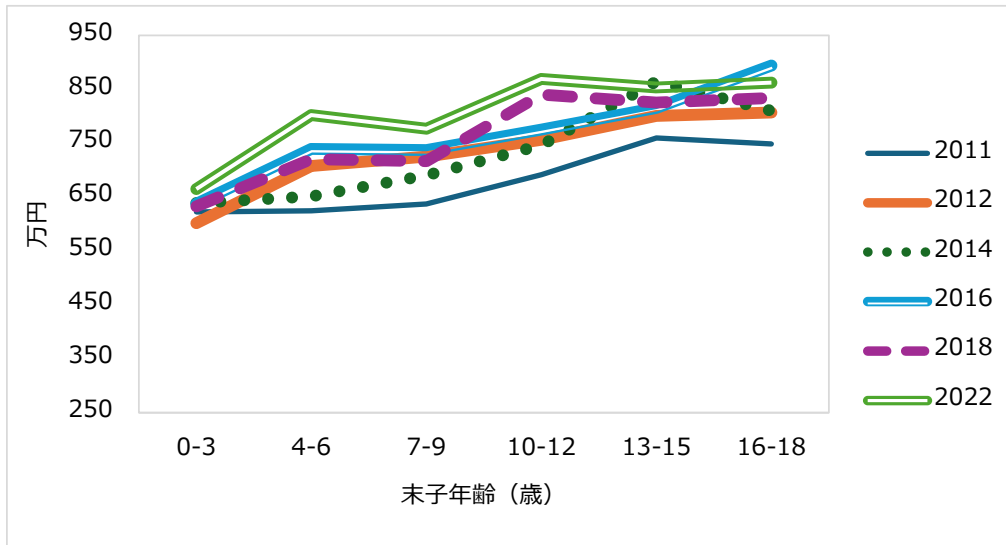
4 年次別・ライフステージ別にみた所得のパターン

年次別・ライフステージ別の調整所得の平均値を家族構造別に図表 2-4-1、図表 2-4-2 に示す。まずライフステージによる変化であるが、二人親世帯では子どもの年齢の上昇とともに世帯所得が増加する傾向が示されるのに対して、母子世帯にこの傾向はわずかにしか観察されない。この傾向は暮石・若林（2017）の結果とほぼ一致するが、彼らが貧困率について指摘する「こぶ型」は示されない。次に、年次別の変化は図上ではグラフが重なるために追にくいだが、二人親世帯では調査年次が近年になるほど全体的に所得が上昇しているのに対して、母子世帯では年次間の変化が見えにくく、近年ほど所得が上昇しているとはいえない。なお、こうした傾向については子育て世帯全国調査に関する研究成果である労働政策研究・研修機構（2019）でも言及されている。

¹ 従来母子世帯・二人親世帯といった区分は家族構造（family structure）と呼ばれてきたが、母子世帯において非同居父が家族でないとは必ずしも言えないように、この呼称には問題があるように思われる。本来は世帯構造と呼ぶべきであるように思われる。

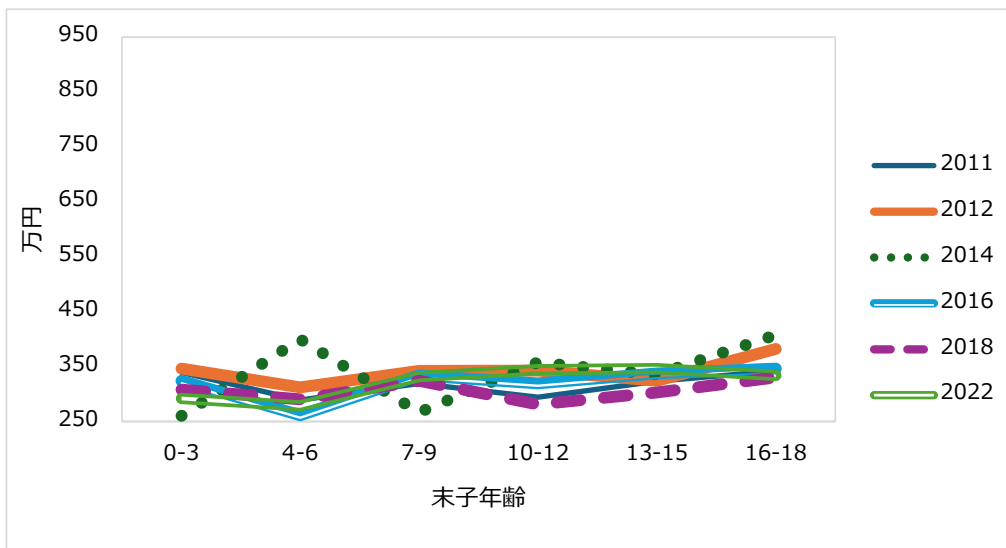
² 世帯類型については、序章の 3 節で述べているように、調査票情報に基づくクリーニングも行っている。

図表 2-4-1 二人親世帯の年次別・ライフステージ別調整所得の平均値



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

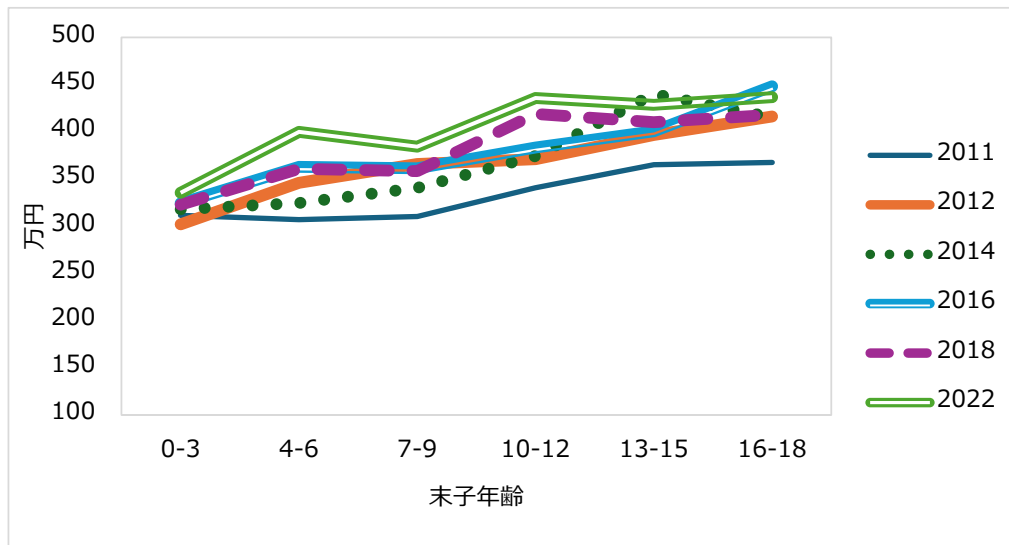
図表 2-4-2 母子世帯の年次別・ライフステージ別調整所得の平均値



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

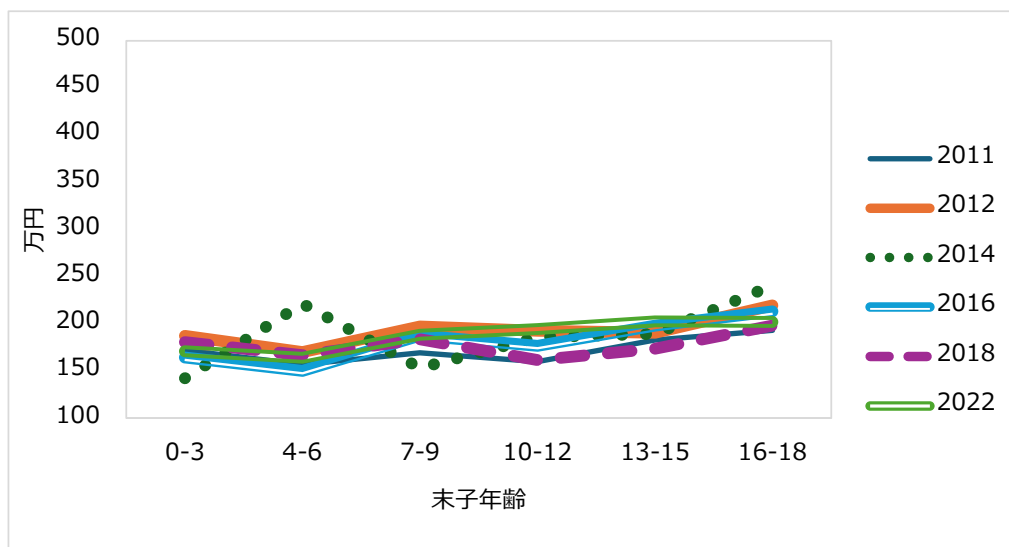
続いて等価所得についての年次別・ライフステージ別の比較を同様に図表 2-4-3、図表 2-4-4 に示す。調整所得との結果の違いはほとんどなく、同様の結果が得られている。二人親世帯では調査年次が近年になるほど全体的に等価所得が上昇している。母子世帯については等価所得のほうがライフステージの後半にわずかながら所得が上昇している傾向を見ることができ、上昇幅はわずかである。年次間の所得上昇は二人親世帯のライフステージ後半で顕著であり、ここでもライフステージ後半に二人親世帯と母子世帯の所得格差が大きくなっていることが推察できる。

図表 2-4-3 二人親世帯の年次別・ライフステージ別等価所得の平均値



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

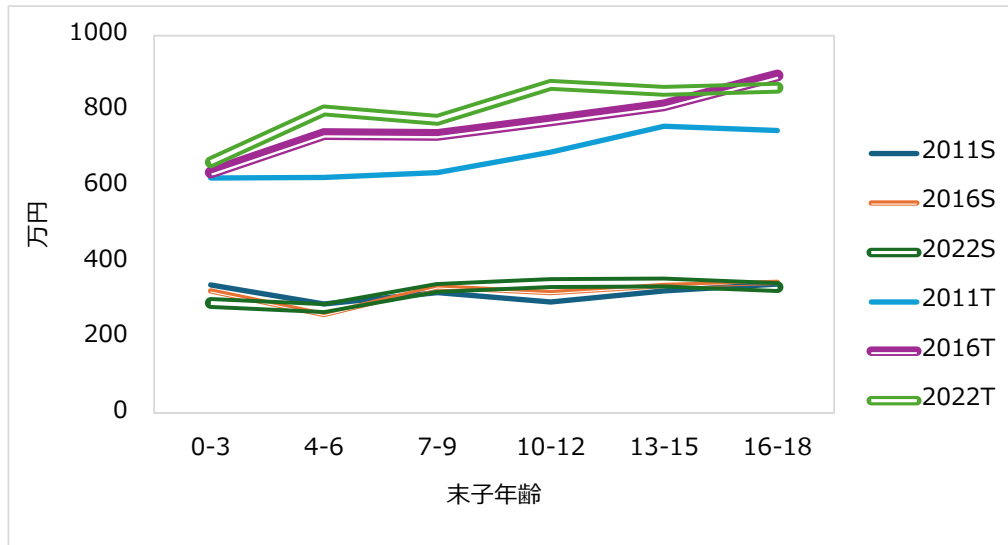
図表 2-4-4 母子世帯の年次別・ライフステージ別等価所得の平均値



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

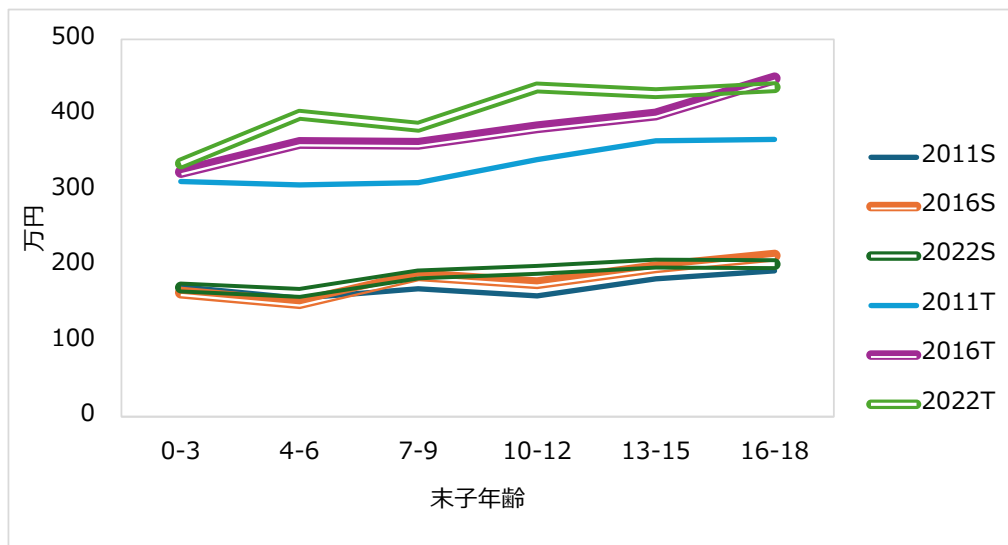
二人親世帯・母子世帯間の所得格差を考察するために、2011年・2016年・2022年のデータのみを利用して調整所得についての世帯構造別・ライフステージ別平均値を図表 2-4-5 に、等価所得については図表 2-4-6 にそれぞれ示した。まず二人親世帯については最近になるほど所得が上昇していること、ライフステージの進展に従って所得が上昇していくことを改めて確認することができる。一方、母子世帯では年次間の差異ははっきりせず、調整所得ではライフステージ上の変化は乏しく、等価所得ではわずかにライフステージ上に所得が上昇する傾向が示されるにとどまる。この結果としてライフステージ後半に所得格差が拡大するという仮説は支持されるといえそうだが、そうした所得格差が近年ほど縮小しているという仮説と

図表 2-4-5 世帯構造別にみた年次別・ライフステージ別調整所得の平均値
(S は母子世帯、T は二人親世帯の略称)



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 2-4-6 世帯構造別にみた年次別・ライフステージ別等価所得の平均値
(S は母子世帯、T は二人親世帯の略称)



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

は逆に、近年ほど所得格差の拡大傾向が示されている。これは、母子世帯の所得があまり増加していないこと、一方で二人親世帯の所得が上昇していることの結果として生じているように思われる。

5 年次別・ライフステージ別にみた暮らし向きについての主観的評価のパターン

暮らし向き評価の年次別・ライフステージ別の平均値を二人親世帯については図表 2-5-1 に、母子世帯については図表 2-5-2 に示す。

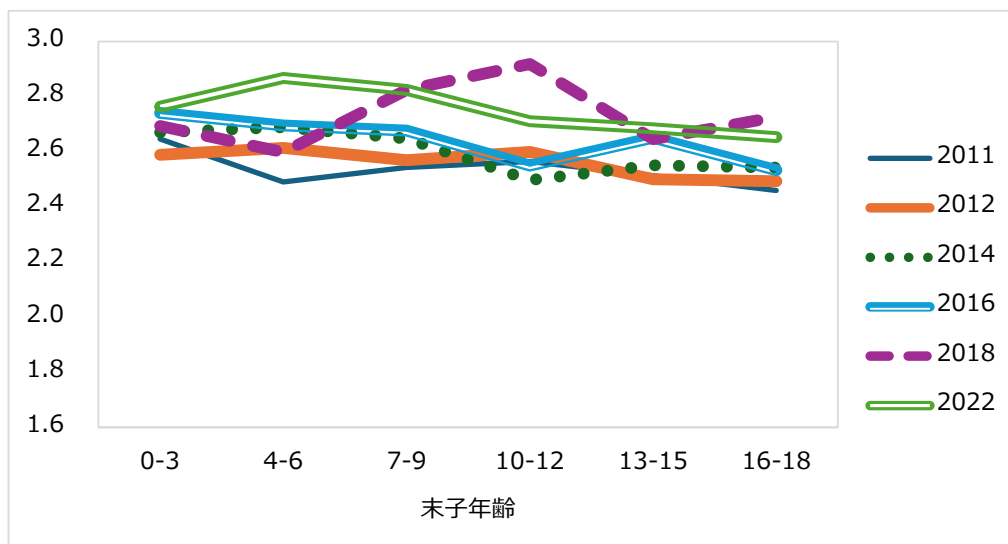
二人親・母子世帯ともに暮らし向き評価は世帯所得とは異なり、ライフステージ後半に上昇する傾向は明確にはみられない。例外もあるものの、総じて末子が未就学のようなライフステージ前半のほうが暮らし向きの評価が高い傾向も看取できる。年次別の変化についてはパターンを読み取ることが難しいが、二人親世帯・母子世帯ともに近年になるにつれて暮らし向きの評価が少しずつ上昇している傾向はあるようだ。

次に図表 2-5-3 に 2011 年、2016 年、2022 年の 3 時点について、二人親世帯・母子世帯の暮らし向き評価のライフステージ別平均値を示した。

図表 2-5-3 からはいずれの世帯も近年ほど暮らし向きの評価は良好な方向に上昇していることがわかるが、母子世帯に評価が低いというパターン、二人親世帯との格差自体はいずれの年次でもあまり変化が生じていないようだ。

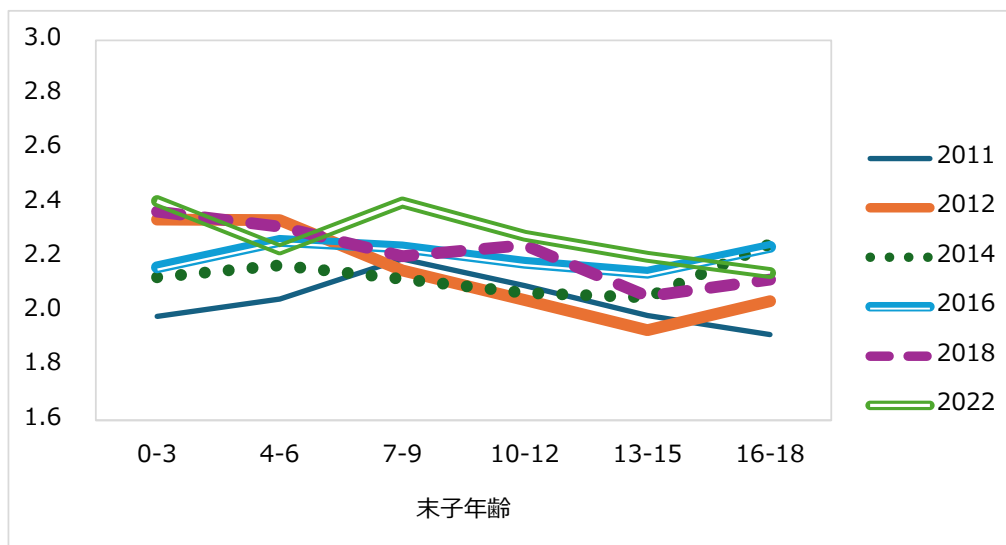
このように、暮らし向きの評価においても二人親世帯と母子世帯の格差が示されるが、ライフステージ上のパターンは所得とはかなり異なっていること、とくに母子世帯では所得の年次別の変化が明確には示されなかったのに対して、暮らし向き評価については変化が示されていることには注目すべきである。母子世帯ではライフステージ前半の所得は相対的に低いにもかかわらず、主観的評価は相対的に低くはなく、この点はこの後の分析でも重要な焦点となる。

図表 2-5-1 二人親世帯の年次別・ライフステージ別暮らし向き評価の平均値(X 軸は末子年齢)



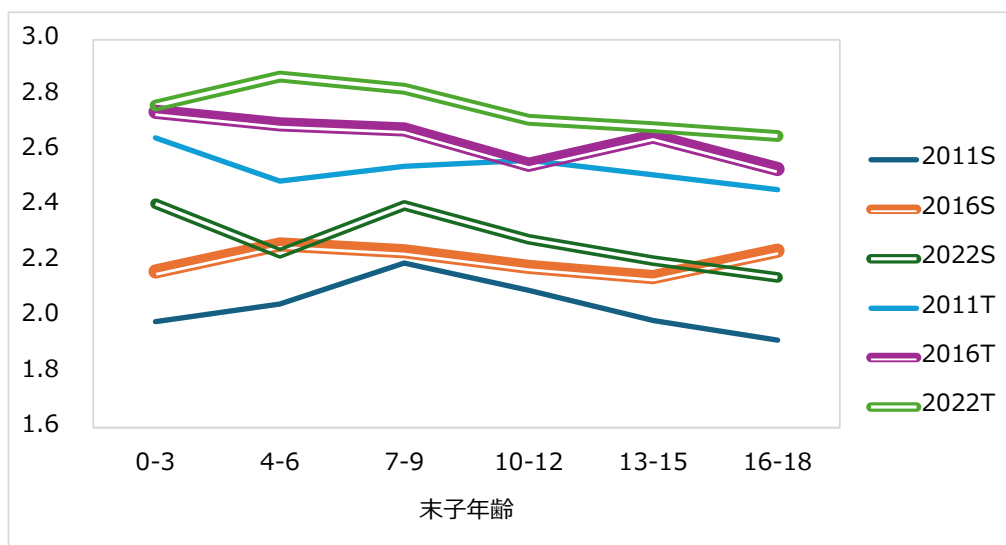
出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 2-5-2 母子世帯の年次別・ライフステージ別暮らし向き評価の平均値(X 軸は末子年齢)



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 2-5-3 世帯構造別にみた年次別・ライフステージ別暮らし向き評価の平均値
(X 軸は末子年齢、S は母子世帯、T は二人親世帯の略称)



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

6 OLSによる回帰分析の結果

(1) 調整所得についての結果

それでは回帰分析によって以上に見られたパターンをより詳細に検討してみよう。まず、分析に使用する変数の記述統計量を家族構造別に図表 2-6-1 に示す。なお、図表 2-6-1 に示した統計量は所得に関する分析（ $n=8,625$ ）のサンプルについて求めたものである。図表 2-6-1 からは調整所得、等価所得ともに母子世帯・二人親世帯間に大きな差異が存在することが理解できる。調整所得の平均値は各 325.21 万、726.33 万と 400 万円ほどの差が存在する。

図表 2-6-1 家族構造別・分析に使用する変数の記述統計量

変数名	母子世帯 (n=2,631)		二人親世帯 (n=5,994)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
調整所得	325.21	270.75	726.33	388.03
等価所得	184.62	151.58	361.92	197.99
暮らし向き	2.16	0.89	2.65	0.90
2011年調査	0.17	0.38	0.18	0.38
2012年調査	0.14	0.35	0.19	0.39
2014年調査	0.18	0.38	0.16	0.37
2016年調査	0.17	0.38	0.17	0.37
2018年調査	0.17	0.37	0.14	0.35
2022年調査	0.17	0.38	0.16	0.37
末子0-3歳	0.09	0.28	0.29	0.45
末子4-6歳	0.13	0.34	0.16	0.37
末子7-9歳	0.18	0.38	0.14	0.35
末子10-12歳	0.21	0.41	0.16	0.36
末子13-15歳	0.22	0.42	0.15	0.36
末子16-18歳	0.17	0.37	0.10	0.30
回答者男性	0.00	0.00	0.03	0.17

注：所得についての分析で使用するサンプルの記述統計量である。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

続いて、調整所得を従属変数とした重回帰分析(OLS)による推定結果を図表 2-6-2 に示す。

図表 2-6-2 のモデル 1 は調査年と家族構造の主効果のみを投入したモデルであり、モデル 2 は調査年と家族構造の交互作用を検討したモデル、モデル 3 はライフステージの主効果を調査年と家族構造を統制して求めたモデル、モデル 4 はライフステージと家族構造の交互作用を検討したモデル、モデル 5 は調査年と家族構造、ライフステージと家族構造の交互作用を同時に投入したモデルである。交互作用はいずれも二人親・母子世帯間の格差の存在を検討するもので、回帰係数のパラメータ推定値は初期時点の格差に対する当該年・当該ライフステージにおける格差の変化量を意味している。なお、調査年×末子年齢×家族構造という 3 要因の交互作用をモデルに投入することも考えられるが、モデルが複雑になること、解釈が複雑化することが予想されるためにここでは扱わない。なお、これらのモデルは等価所得を従属変数とした場合も同様に設定し、暮らし向き評価については統制変数に回答者の性別が加わるだけであとは同じモデルを設定している。

図表 2-6-2 調整所得に対する重回帰分析(OLS)の結果

独立変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
調査年	(ref=2011)									
	2012(=1)	37.78 12.39 **	28.86 16.03		34.00 12.23 **		34.43 12.21 **		25.87 15.92	
	2014(=1)	38.88 13.76 **	21.82 20.77		37.92 13.64 **		38.19 13.64 **		21.73 20.89	
	2016(=1)	48.48 12.59 ***	10.54 16.59		49.24 12.49 ***		49.97 12.47 ***		8.02 16.60	
	2018(=1)	42.88 12.41 ***	-9.52 15.66		44.23 12.30 ***		42.57 12.25 ***		-10.31 15.64	
	2022(=1)	90.45 12.76 ***	12.20 16.87		82.74 12.58 ***		81.62 12.55 ***		10.62 16.86	
家族構造	(ref=ひとり親)									
	二人親(=1)	402.20 7.28 ***	355.05 15.86 ***		432.23 7.76 ***		322.56 22.27 ***		275.54 26.81 ***	
調査年	2012×二人親		14.84 22.54						-8.95 26.31	
×家族構造	2014×二人親		23.08 27.22						6.59 23.94	
	2016×二人親		53.93 23.44 *						6.56 23.32 **	
	2018×二人親		76.10 22.88 ***						17.99 22.42 ***	
	2022×二人親		113.05 23.79 ***						42.51 24.08 ***	
ライフステージ	(ref=末子0-3歳)									
	末子4-6歳(=1)				70.00 12.67 ***		-7.40 26.47		14.27 22.29	
	末子7-9歳(=1)				80.04 12.51 ***		7.10 24.02		22.27 27.16	
	末子10-12歳(=1)				123.29 12.50 ***		9.40 23.49		59.69 23.31	
	末子13-15歳(=1)				152.98 12.78 ***		20.58 22.55		76.79 22.67	
	末子17-18歳(=1)				161.06 14.00 ***		42.15 24.18		102.48 23.55	
ライフステージ	末子4-6歳×二人親						82.91 30.19 **		83.64 30.06 **	
×家族構造	末子7-9歳×二人親						72.75 28.44 *		72.70 28.36 *	
	末子10-12歳×二人親						136.62 28.04 ***		138.72 27.93 ***	
	末子13-15歳×二人親						167.85 27.83 ***		169.35 27.74 ***	
	末子16-18歳×二人親						148.37 30.61 ***		147.04 30.47 ***	
定数		281.77 9.33 ***	315.06 11.38 ***		172.58 13.65 ***		269.74 21.92 ***		303.80 22.88 ***	
R ²		0.216	0.218		0.236		0.240		0.241	
n		8625	8625		8625		8625		8625	

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

注：SE はロバスト標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

表 2-6-2 モデル 1 では、調査年が最近になるにしたがって所得自体は上昇傾向にあることが読み取れる（2022 年は基準年の 2011 年に比較して 91 万円近く上昇している）が、一方で二人親・母子世帯間にきわめて大きな所得格差があること（402 万円強）を確認できる。モデル 2 で調査年と家族構造との交互作用を検討すると、パラメータ推定値（2011 年を基準とした格差＝355 万円強、からの所得格差の増分）から近年ほど二人親・母子世帯間の所得格差が大きくなっていることが確認できる。2012 年には 2011 年より 15 万円ほど増加した所得格差が、2022 年には 113 万円ほどの増加となっている。モデル 3 では末子年齢が年長になるほど所得が上昇する傾向を見ることができるが、モデル 4 の交互作用からは二人親・母子世帯間の所得格差がライフステージ後半に増大すること（ただし末子 16-18 歳よりも 13-15 歳で差異は大きく、基準の末子 0-3 歳の格差よりも 168 万円拡大している）がわかる。モデル 5 が最終モデルであるが、調査年と家族構造の交互作用、ライフステージと家族構造の交互作用はどちらも有意な効果が維持されており、近年になるほど、またライフステージ後半になるほど所得格差が大きくなることを確認できる。

(2) 等価所得についての結果

等価所得を従属変数とした結果を図表 2-6-3 に示す。モデルは図表 2-6-2 と同一である。結果は図表 2-6-2 とそれほど変わらないが、近年ほど、またライフステージの後半ほど二人親・母子世帯間の格差が大きくなる傾向を確認できる。

図表 2-6-3 等価所得に対する重回帰分析(OLS)の結果

独立変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
調査年	(ref=2011)									
	2012(=1)	25.16 6.49 ***	23.20 9.02 *		23.07 6.41 ***		23.22 6.41 ***		20.65 8.93 *	
	2014(=1)	26.62 7.02 ***	16.21 11.12		26.13 6.95 ***		26.29 6.95 ***		16.25 11.18	
	2016(=1)	31.10 6.46 ***	14.40 9.01		31.18 6.41 ***		31.46 6.42 ***		12.32 8.98	
	2018(=1)	30.69 6.45 ***	5.58 8.85		31.12 6.41 ***		30.45 6.39 ***		5.12 8.81	
	2022(=1)	54.37 6.68 ***	18.44 9.49		50.52 6.60 ***		50.04 6.59 ***		17.07 9.46	
家族構造	(ref=ひとり親)									
	二人親(=1)	178.03 3.90 ***	156.08 8.31 ***		192.91 4.14 ***		150.30 12.36 ***		127.97 14.41 ***	
調査年	2012×二人親		4.00 12.21						4.79 12.06	
×家族構造	2014×二人親		14.41 14.20						13.88 14.17	
	2016×二人親		23.71 12.32						27.22 12.25 *	
	2018×二人親		36.51 12.27 **						36.81 12.17 **	
	2022×二人親		51.91 12.84 ***						47.57 12.72 ***	
	(ref=0-3歳)									
	末子4-6歳(=1)				29.54 6.41 ***		2.08 14.70		1.27 14.64	
	末子7-9歳(=1)				35.59 6.58 ***		9.50 13.59		9.27 13.56	
	末子10-12歳(=1)				56.59 6.49 ***		9.41 13.01		8.10 12.93	
	末子13-15歳(=1)				73.10 6.52 ***		21.05 12.68		19.80 12.60	
	末子16-18歳(=1)				86.04 7.41 ***		39.81 13.93 ***		39.75 13.90 **	
ライフステージ	末子4-6歳×二人親						28.62 16.37		29.05 16.32	
×家族構造	末子7-9歳×二人親						24.80 15.74		24.78 15.71	
	末子10-12歳×二人親						57.75 15.23 ***		58.75 15.18 ***	
	末子13-15歳×二人親						66.20 15.10 ***		66.94 15.04 ***	
	末子16-18歳×二人親						57.70 16.95 ***		57.31 16.91 ***	
定数		156.43 4.90		171.93 6.07 ***		104.37 7.12 ***		142.13 12.14 ***		158.30 12.47 ***
R ²		0.169		0.171		0.189		0.192		0.193
n		8625		8625		8625		8625		8625

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

注：SE はロバスト標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

(3) 暮らし向き評価についての結果

暮らし向き評価についての結果を図表 2-6-4 に示す。図表 2-6-4 は図表 2-6-2、図表 2-6-3 とほぼモデルは同じだが、主観的評価であり回答者の性別による差異が想定しうるため、回答者の性別を統制変数に加えている。

まずモデル 1 では二人親・母子世帯間に大きな差（5 段階で 0.5 ほど）があることが確認できるが、暮らし向き評価自体は調査年が最近になるほど「余裕がある」方向に評価されていることが理解できる。モデル 2 では調査年と家族構造の交互作用項が投入されているが、有意な効果は示されていない。このことは、主観的な暮らし向き評価に関して基準年である 2011 年の二人親・母子世帯間の格差があまり変化せずに続いていることを意味している。モデル 3 ではライフステージの主効果が検討されているが、ライフステージ後半になるほど暮らし向

図表 2-6-4 暮らし向き評価に対する重回帰分析(OLS)の結果

独立変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
回答者性別	(ref=女性)									
	男性(=1)	-0.05 0.06	-0.05 0.06		-0.05 0.06		-0.05 0.06		-0.05 0.06	
調査年	(ref=2011)									
	2012(=1)	0.02 0.03	0.06 0.05		0.02 0.03		0.02 0.03		0.06 0.05	
	2014(=1)	0.06 0.03 *	0.07 0.05		0.06 0.03 *		0.06 0.03 *		0.07 0.05	
	2016(=1)	0.12 0.03 ***	0.16 0.05 ***		0.12 0.03 ***		0.12 0.03 ***		0.16 0.05 ***	
	2018(=1)	0.16 0.03 ***	0.16 0.05 **		0.16 0.03 ***		0.16 0.03 ***		0.15 0.05 **	
	2022(=1)	0.20 0.03 ***	0.21 0.05 ***		0.21 0.03 ***		0.21 0.03 ***		0.22 0.05 ***	
家族構造	(ref=ひとり親)									
	二人親(=1)	0.49 0.02 ***	0.51 0.04 ***		0.47 0.02 ***		0.46 0.05 ***		0.48 0.06 ***	
調査年	2012×二人親		-0.05 0.06						-0.05 0.06	
×家族構造	2014×二人親		-0.01 0.06						-0.01 0.06	
	2016×二人親		-0.05 0.06						-0.05 0.06	
	2018×二人親		0.01 0.06						0.02 0.06	
	2022×二人親		-0.02 0.06						-0.01 0.06	
ライフステージ	(ref=0-3歳)									
	末子4-6歳(=1)				-0.02 0.03		-0.01 0.06		-0.01 0.06	
	末子7-9歳(=1)				-0.01 0.03		-0.01 0.06		-0.01 0.06	
	末子10-12歳(=1)				-0.06 0.03 *		-0.08 0.06		-0.08 0.06	
	末子13-15歳(=1)				-0.12 0.03 ***		-0.16 0.06 **		-0.16 0.06 **	
	末子16-18歳(=1)				-0.11 0.03 ***		-0.11 0.06		-0.12 0.06	
ライフステージ	末子4-6歳×二人親						-0.02 0.07		-0.02 0.07	
×家族構造	末子7-9歳×二人親						0.01 0.07		0.01 0.07	
	末子10-12歳×二人親						0.03 0.07		0.03 0.07	
	末子13-15歳×二人親						0.07 0.07		0.07 0.07	
	末子16-18歳×二人親						-0.01 0.07		-0.01 0.07	
定数		2.06 0.02 ***	2.05 0.03 ***		2.12 0.03		2.13 0.05 ***		2.12 0.06 ***	
R ²		0.069	0.069		0.071		0.072		0.072	
n		11235	11235		11235		11235		11235	

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

注：SE はロバスト標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

き評価が低くなっている（正確に言えば末子 0・3 歳時と比較して末子 10 歳以降で暮らし向きに余裕がなくなっている）ことがわかる。モデル 4 ではライフステージと家族構造の交互作用が検討されているが、ここでも有意な交互作用は検出されていない。つまり、末子 0・3 歳時で示された暮らし向き評価の格差が、その後のライフステージで大きな変化を示す傾向が見られないのである。モデル 5 でもこの傾向は確認できる。つまり、暮らし向き評価に関しては調査年やライフステージによって二人親・母子世帯間の格差が変化する傾向は看取されない。ライフステージに関しては、末子 13・15 歳の主効果が示され、末子 0・3 歳時に比して有意に「余裕がない」結果となっている。

(4) 考察

回帰分析の結果からは、興味深い事実が示された。まず、調整所得・等価所得いずれも近年になるほど、ライフステージ後半になるほど家族構造による格差が拡大していることを確認できた。冒頭に提示した仮説 1「ライフステージ後半になるほど二人親世帯・母子世帯間の所得格差は大きくなる」は支持されたことになる。一方、仮説 2「二人親世帯・母子世帯間の所

得格差は近年ほど小さなものになっている」については支持されず、仮説と真逆の結果が示された。調査年と家族構造の交互作用は近年ほど大きな差異が存在することを明らかにしており、家族構造間の所得格差はむしろ拡大していた。これらの結果は労働政策研究・研修機構（2019）の記述的な分析と一致する。

暮らし向き評価についてはこれらとは違った傾向が示され、ライフステージ後半で格差が拡大するという仮説 1、近年ほど格差自体は縮小するという仮説 2 に対応した結果は得られず、両者をあわせた仮説 3 は支持されなかった。暮らし向き評価は世帯所得と同様に二人親世帯・母子世帯間に格差が示され、母子世帯のほう有意に「余裕がある」傾向が低かったが、初期時点のこうした格差が調査年やライフステージによる差異を示す傾向は認められなかった。すなわち、所得と暮らし向き評価は必ずしも連動せず、所得で見られたような格差の拡大傾向は示されなかったのである。

知見を整理してみよう。まず仮説 1 についての結果は、二人親世帯の就労者、とくに出産退職などをしない男性が年齢とともに所得を増大させること、出産退職をした女性がライフステージ後半に労働市場に復帰し共働き世帯となるといった理由からライフステージ後半に世帯全体の所得が高まるのに対して、母子世帯の女性の就労先は非正規雇用が多く、周辺のなものにとどまっていることが多いために（日本労働研究機構 2003）、そうした傾向が示されないものとして理解できる。

また仮説 2 については政策的な取り組みの結果として近年ほど格差が縮小すると予測したが、逆の結果となった。これは政策が効果をあげていないというよりも、男女共同参画の進展によって女性の出産退職が減少し、高学歴の共働き夫婦を中心に二人親世帯の所得が増大している（稲葉 2023; 2024）ことが一因ではないかと思われる。いわば男女共同参画の意図せざる結果として家族構造による子どものライフコース上の格差の拡大が生じていると推察できる。

仮説 3 は支持されなかったが、そもそも暮らし向き評価は所得との連動性は小さく、所得に見られるような格差の拡大傾向やライフステージ上の差異は看取されなかった。暮らし向き評価についての評価は 5 段階であり、かつ主観的な指標であるために所得に見られるような差異が反映されなかった可能性がないとはいえないが、図表 2-6-4 モデル 3 に見られるようにライフステージの主効果は末子年齢が年長になるにつれ有意な負の効果を示しており、「ライフステージが進展するほど暮らし向きの余裕が減少する」ことを意味している。交互作用が有意でないために家族構造をこえて主効果のみが成立していると仮定すると、子どもが幼い時期よりも成人に近づくころにどの世帯でも家計の余裕が低下していることが推察できる。これは、大学進学率の上昇によって子どもの学費や通塾を中心とした教育費の負担が多くの家族にとって大きくなっていることをうかがわせる（労働政策研究・研修機構 2019）。

一方で、所得が相対的に少ないライフステージ初期の暮らし向き評価が悪いわけではなかった。仮説に留まるが、この現象が幼児保育の無償化や自治体による子どもの医療費の無料化

といった普遍主義的な現物給付政策が導入されたことの結果である可能性は否定できない。二人親世帯・母子世帯間の格差自体は初期時点から増加も減少もしていないため、これらの政策が格差を縮小させたとはいえないが、所得格差の拡大傾向が存在するにもかかわらず暮らし向き評価の格差の拡大が示されないことは、少なくとも政策に一定の効果があつたことを示唆する。これらの点については別稿で詳細な検討を予定しているが、従来の議論は所得格差のみを問題にしてきたきらいがあり、所得に反映されないような現物給付的な政策の効果を含めて格差の問題は論じられるべきであろう。

7 結論

本章は、子育て世帯全国調査の2011年、2012年、2014年、2016年、2018年、2022年の6つのデータを用いて調整所得・等価所得と暮らし向き評価について、二人親世帯と母子世帯の格差の年次別およびライフステージ別の変化を検討した。調整所得、等価所得いずれにおいても二人親世帯と母子世帯の格差は近年ほど大きくなっており、またライフステージの後半に格差が大きくなる傾向が示された。他方、暮らし向き評価についてはこうした傾向は示されず、近年になるほど格差が拡大したり縮小したりする傾向は見られず、またライフステージ上の変化も看取されなかった。所得に見られる格差の拡大は母子世帯の貧困化というよりは、二人親世帯の所得の上昇、とくに大卒共働きカップルの増加から生じていることが推察された。暮らし向きの評価は所得の差異とは必ずしも連動せず、両者は異なったメカニズムによって作動していることがうかがわれた。本章では所得に反映されない現物給付的な政策の効果としてこれを解釈したが、もちろんこれは推測にすぎず、今後の研究で検証されるべき仮説である。

以上が主要な知見ということになるが、所得・暮らし向き評価いずれにおいても二人親世帯・母子世帯間に大きな差異があることは本章でも改めて確認された。そうした格差自体が縮小している傾向は示されなかったという点で、今後とも格差の縮小が目指されるべきであるが、二人親世帯の所得の増加が著しい（稲葉 2024）以上、所得面での格差の縮小は現実的には難しいと考えざるを得ない。相対的貧困率は等価（可処分）所得の全体の分布の変化によって変動する部分があり、正規雇用共働きを中心とした中高所得者が増加し低所得者の所得にそれほど変化がない場合には所得の中央値が上昇し、貧困線の基準が高まることで相対的貧困率が高くなることがある。本章が示したように、所得格差のみを問題にするのではなく、現物給付的な政策の効果も考慮した格差を検討していくべきだろう。

参考文献

- 石井加代子・山田篤裕（2007）「貧困の動態分析」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』,慶應義塾大学出版会, pp.101-129.
- 稲葉昭英（2013）「社会階層と母子世帯の発生についてのパネルデータ分析」吉田崇編『縦断

- 調査を用いた生活の質向上に資する少子化対策の研究』厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成 24 年度総括報告書,pp.97-106.
- 稲葉昭英（2015）「ライフサイクルと貧困：recursive regression を用いた母子世帯所得の推定」『社会イノベーション研究』10(2), pp.41-57.
- 稲葉昭英（2023）「出産退職の減少とその意味」株式会社マーケティング・コミュニケーションズ編『令和 4 年度 新しいライフスタイル, 新しい働き方を踏まえた男女共同参画推進に関する調査報告書』, pp.193-198
(https://www.gender.go.jp/research/kenkyu/pdf/lifestyle_r04/10.pdf、2023 年 10 月 1 日取得).
- 稲葉昭英（2024）「男女共同参画の進展と子どものライフコースの不平等」『福祉社会学研究』21, pp.13-29.
- 岩澤美帆・鎌田健司（2013）「婚前妊娠結婚経験は出産後の女性の働き方に影響するか？」『日本労働研究雑誌』638, pp.17-32.
- 暮石渉・若林緑（2017）「子どものいる世帯の貧困の持続性の検証」『社会保障研究』2(1), pp.90-196.
- 日本労働研究機構編（2003）『母子世帯の母への就業支援に関する研究』日本労働研究機構.
- 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 192）.
- 吉武理大（2024）『家族における格差と貧困の再生産—親の離婚経験からみた計量分析』生活書院.

第3章 児童扶養手当の2018年改正と母子世帯の母の就労および貧困

1 問題意識

日本のひとり親世帯の貧困率は先進国の中でも際立って高く、子どものいる世帯全体の貧困率が 11.5%（2021 年）であるのに対し、ひとり親世帯の貧困率は 44.5%（同）となっている。これはひとり親世帯の貧困率が把握できる OECD（経済開発協力機構）加盟国 36 カ国中では 5 番目に高い（OECD *Family Database*）。

こうした状況を背景として、政府はこども未来戦略（加速化プラン）に基づき、ひとり親世帯の貧困を解消するために①児童扶養手当の拡充②就業支援の充実③養育費確保支援の 3 つを重点施策として進めている（こども家庭庁 2025）。これらの直近の施策の中でも注目されるのは児童扶養手当の所得限度額引き上げである。具体的には、政府は 2024 年 11 月から「ひとり親の就労収入の上昇等を踏まえ、働き控えに対応し自立を下支えする観点から所得限度額を引き上げ」ることとした（こども家庭庁 2025）。所得限度額の引き上げは 2018 年 8 月にも実施されている。全部支給の所得限度額が 2002 年に引き下げられてから 16 年間据え置かれたことと比較すれば、数年間に 2 度の引き上げが行われているのは顕著な政策変化と言える（こども家庭庁 2025: p.74-75）。しかしながら今回の所得限度額引き上げに先立ち、前回の所得限度額引き上げがひとり親の働き方にどのような影響を及ぼしたかについて十分に検討された様子はない。2018 年の所得限度額引き上げが「働き控えに対応し自立を下支えする」という政策目的に叶う影響をもたらしたかどうかを検討することは、今後の引き上げの効果を予測する上でも重要と考えられる。

標準的な労働供給モデルに基づけば、児童扶養手当のような所得制限付き給付（means-tested transfer programs）は、予算線に屈折（kink）や離断（notch）をもたらす。そのため、人々の労働供給は屈折や離断が生じる直前のあたりに集中しがちとなる（集群化（bunching））。この問題はいわゆるパートタイム労働者の「年収の壁」との関連で注目されることが多く、これまでも多数の研究が行われてきた（林 2024）¹。一方、児童扶養手当の所得限度額による就業調整の可能性については、これまでほとんど研究がなされてこなかった。数少ない例外として阿部・大石（2005）は、母子世帯の母の稼働収入関数に各年の児童扶養手当の所得限度額を説明変数として含めて推定し、これらの所得制限が稼働収入に有意な影響を及ぼしていないことを明らかにしている。ただし阿部・大石（2005）の分析対象期間は 2002 年の大幅な制度変更前であり、取り上げている制度変更は一部支給の所得限度額の引き下げである。2002 年改正後は給付スキームが据え置かれてきたこともあり、児童扶養手当と母子世帯の母の就労についての研究はほとんど行われていない。

本章は、2018 年の全部支給にかかわる所得限度額の引き上げに着目し、制度改正が母子世

¹ 現在の配偶者控除・配偶者特別控除の制度では 103 万円近辺での予算線の屈折・離断はほぼ解消されている。この点についての詳細な検討は林（2024）を参照されたい。

帯の母の働き方や母子世帯の貧困にどのような影響を及ぼしたかを DD（差の差分：Difference-in-differences）分析を用いて検討する。本章の構成は以下の通りである。第 2 節では児童扶養手当の制度概要を説明する。第 3 節では本章の分析に関連する先行研究をレビューする。第 4 節ではデータの解説と分析枠組みを提示し、第 5 節では分析を行う。第 6 節では分析結果に基づく考察を行う。第 7 節は結論である。

2 児童扶養手当の概要

児童扶養手当は、ひとり親家庭等の生活の安定と自立の促進に寄与することを目的とした社会手当であり、18 歳を迎える最初の年度末までの児童を監護するひとり親等が支給対象である。給付額は世帯の所得水準によって異なるが、全部支給の場合は月額 45,500 円、一部支給の場合は月額 45,490～10,740 円で、児童数に応じた加算がある（いずれも 2024 年 4 月時点の給付額）。

図表 3-2-1 児童扶養手当の制度変遷

年月	改正内容	所得制限の見直し	手当額の見直し	加算の見直し
1961年	児童扶養手当制度創設（母子福祉年金の補完的制度として発足、全額国庫負担）			
1985年8月～	母子福祉年金の補完的制度から、母子家庭の生活の安定と自立の促進を通じて児童の健全育成を図る福祉制度に改正	手当額の2段階制（所得による手当額の一部支給停止）を導入		
1998年8月～	所得制限の引き下げ	受給者本人（2人世帯：収入ベース） 全部支給：204.8万円 → 従来どおり 一部支給：407.8万円 → 300.0万円		
2002年8月～	給付体系全体の見直し	受給者本人（2人世帯：収入ベース） 全部支給：204.8万円 → 130.0万円 一部支給：300.0万円 → 365.0万円	全部支給：42,370円 → 従来どおり 一部支給：28,350円 → 42,360円～10,000円	
2003年	受給期間が5年等を経過したときは、政令の定めにより手当の一部支給停止措置の導入（2008年4月から適用）			
2010年8月～	父子家庭への児童扶養手当の支給拡大			
2014年12月～	公的年金給付等との併給制限見直し			
2018年8月～	所得制限の引き上げ	全部支給：130万円 → 160万円（扶養親族等の数が1人の場合）		第2子加算額：5,000円 → 10,000円～5,000円 第3子以降加算額：3,000円 → 6,000円～3,000円
2019年11月～	支払回数：年3回→年6回			
2021年3月～	障害年金との併給制限見直し			
2024年11月～	所得制限の引き上げ・加算増加	全部支給：160万円 → 190万円 一部支給：365万円 → 385万円（扶養親族等の数が1人の場合）		第3子以降加算額：6,450円～3,230円 → 10,750円～5,380円

出所：こども家庭庁 HP「児童扶養手当について」より筆者作成
（<https://www.cfa.go.jp/policies/hitori-oya/fuyou-teate>、2025 年 1 月 31 日取得）

児童扶養手当が発足した当初は単一の所得制限に基づく定額給付であったが、1985 年改正で 2 段階の所得制限が設けられ、これに対応して給付額も全部支給と一部支給の 2 段階となった。全部支給の所得制限は 2002 年改正まで實際上据え置かれたが、一部支給の所得制限は 1998 年に 407.8 万円から 300 万円へ引き下げられた（扶養親族等が 1 名のケース）。

2002 年には給付体系の大幅な見直しが行われ、全部支給の所得制限が 130 万円へと大幅に引き下げられる一方で、一部支給の所得制限は 300 万円から 365 万円へと引き上げられた。さらに、一部支給の所得制限内では、所得に応じて給付額が段階的に減額されるスキームが導入された。つづく 2003 年改正では、児童扶養手当の受給期間が 5 年を超える場合に、政令により給付額を 2 分の 1 に減額できる措置が導入された（いわゆる「5 年ルール」）。

2018 年 8 月から実施された全部支給の所得限度額引き上げと第 2 子以降の加算額引き上げは、16 年ぶりの実質的な給付水準引き上げとなった。具体的には、全部支給の所得制限が 160 万円へ引き上げられ、第 2 子以降の加算額も増額された。さらに、直近の 2024 年 11 月には、全部支給の所得制限が 190 万円へ、一部支給の所得制限も従来の 365 万円から 385 万円へと引き上げられ、第 3 子以降の加算額も増額されている。その意味で 2018 年改正は、給付抑制から拡大への大きな転換点であったと言える。

3 先行研究

本章の分析は、大別して 3 つの先行研究の流れの中に位置づけることができる。

その第 1 は、所得制限付き給付と労働供給についての研究である。一例としては、アメリカの EITC（Earned Income Tax Credit）の制度変更に母子世帯の母の就業率がどのように変化したかを、子どものいない独身女性をコントロール・グループとする DD 分析から把握した Meyer and Rosenbaum（2001）がある。この研究では 1984 年から 1996 年の間の母子世帯の母の就業率上昇のうち 6 割は EITC の拡充によってもたらされていると結論している。同時期の EITC の拡充が子どものいる既婚女性の労働供給に及ぼした影響については、Eissa and Hoynes（2004）の研究がある。子どものいない既婚女性や EITC の受給資格のない既婚女性をコントロール・グループとする DD 分析の結果では、EITC の拡充が子どもをもつ既婚女性の非労働力化を促したことが明らかにされている。

これと関連して第 2 には、日本における配偶者控除・配偶者特別控除と有配偶女性の労働供給に関する多くの研究蓄積がある。その最近の研究成果である近藤・深井（2023）は、複数年の税務データを用いて、いわゆる 103 万円や 130 万円の壁による就労調整について実態把握をしている。税務データから得られる給与収入の情報を用いてヒストグラムを描いた結果では、103 万円や 130 万円の壁の近辺で明らかな **bunching** が観察され、就労調整が行われていることが強く示唆される。さらに、有配偶女性をトリートメント・グループ、無配偶女性をコントロール・グループとする DD 分析の結果では、2018 年に実施された配偶者控除・配偶者特別控除の制度変更によって、103 万円以下に年収を調整する有配偶女性の割合が減少した

ことが示唆されている。

第 3 は、所得制限付き給付と母子世帯の貧困に関する研究の流れである。たとえば Baker et. al (2023) は、カナダにおける Canadian Universal Child Care Benefit (UCCB) の拡充と 2016 年に導入された Canada Child Benefit (CCB) を対象に、これらの制度が子どもの貧困率と母子世帯の母の労働供給に及ぼす影響を、子どものいない無配偶女性をコントロール・グループとする DD 分析で把握している。その結果、両制度ともに子どもの貧困率を改善する効果をもつことが明らかになる一方で、母子世帯の母の労働供給には有意な変化がみられないとしている。

以上のように、所得制限付き給付の制度変更の影響を分析する上では、先行研究でも DD 分析が多用されている。コントロール・グループに何をを用いるかは DD 分析を行う上で重要なポイントであるが、後述するように本章で用いるデータは子どもがいる世帯に限定されるため、児童扶養手当の支給対象とならないふたり親世帯の母をコントロール・グループとする。

4 使用データと分析枠組み

(1) データ

本章では子育て世帯全国調査のうち、第 2 回 (2012 年) 調査以降の 5 回分の調査個票を使用する。同調査の最大の特徴は、通常の調査では出現率が低いひとり親世帯をオーバーサンプリングしていることで、これによってひとり親世帯の回答数が確保されている²。注意が必要なのは、各回の就労や世帯収入は、前年のものを調査しているという点である。すなわち、収入関係の情報は第 1 回 (2010 年)、第 2 回 (2011 年)、第 3 回 (2013 年)、第 4 回 (2015 年)、第 5 回 (2017 年)、第 6 回 (2021 年) となる。これに合わせて、調査前年の就業状態についても質問が設けられており、年間を通して就業していたかどうか、また、就業していた場合の週平均労働時間について把握することができる。

本章の分析では、ふたり親世帯と母子世帯の比較を行うが、子育て世帯全国調査における母子世帯の定義は他の公的統計と必ずしも一致するものではない。子育て世帯全国調査では、子の母親である回答者の配偶者がいない場合は母子世帯とみなしており、さらに、そうした配偶者がいる場合でも、離婚協議中や別居中の場合は母子世帯としている (労働政策研究・研修機構 2024)。また、そのような母子世帯には祖父母が同居している場合も含まれる。

² 具体的な調査方法や各回の回収率は序章の「3 研究方法」を参照されたい。なお、第 6 回調査から得られたひとり親世帯の属性を厚生労働省が実施する「全国ひとり親世帯等調査」の直近年 (2021 年) のものと比較すると、子育て世帯全国調査は子ども数が多く、親と同居している世帯が多いという特徴がある (労働政策研究・研修機構 2024)。また、一連の調査の詳細については労働政策研究・研修機構 (2012; 2013; 2015; 2017; 2018; 2024) も参照のこと。

(2) 分析枠組み

本章では、2018 年の児童扶養手当制度改正を自然実験とみなし、改正前後で母子世帯の収入分布に変化がみられるかどうかを、母子世帯の母をトリートメント・グループ、ふたり親世帯の母をコントロール・グループとする DD 分析で検討する。

分析は以下のように進める。まず、分析対象とする母子世帯の母について、制度改正前後の就労収入分布を 10 万円刻みのヒストグラムで観察する。つぎに、制度改正前後で収入が全部支給や一部支給の所得限度額内になる確率に変化が生じているかどうかを線形確率モデルで検討する。さらに、同様の線形確率モデルを用いて制度改正前後で母子世帯の母の働き方や母子世帯の貧困率に変化が生じているかどうかを検討する。

児童扶養手当の所得限度額は扶養する子どもの人数によって異なる（図表 3-4-1）。そこで、子育て世帯全国調査から得られる 18 歳未満子ども数に基づき、それぞれの母子世帯にとっての全部支給・一部支給の所得限度額を各調査年について設定する。本来、給付額は諸控除後の所得ベースで決定されるが、子育て世帯全国調査で報告されている税・社会保険料については欠値も多いことから、収入ベースの所得限度額を用いる。

図表 3-4-1 全部支給となる所得制限限度額（収入ベース）（円）

扶養する児童の数	全部支給の所得制限		一部支給の所得制限
	～2018年7月	2018年8月～	（変更なし）
1人	1,300,000	1,600,000	3,650,000
2人	1,717,000	2,157,000	4,130,000
3人	2,271,000	2,700,000	4,600,000
4人	2,814,000	3,243,000	5,080,000

出所：こども家庭庁 HP「児童扶養手当について」より筆者作成

(<https://www.cfa.go.jp/policies/hitori-oya/fuyou-teate>、2025 年 1 月 31 日取得)

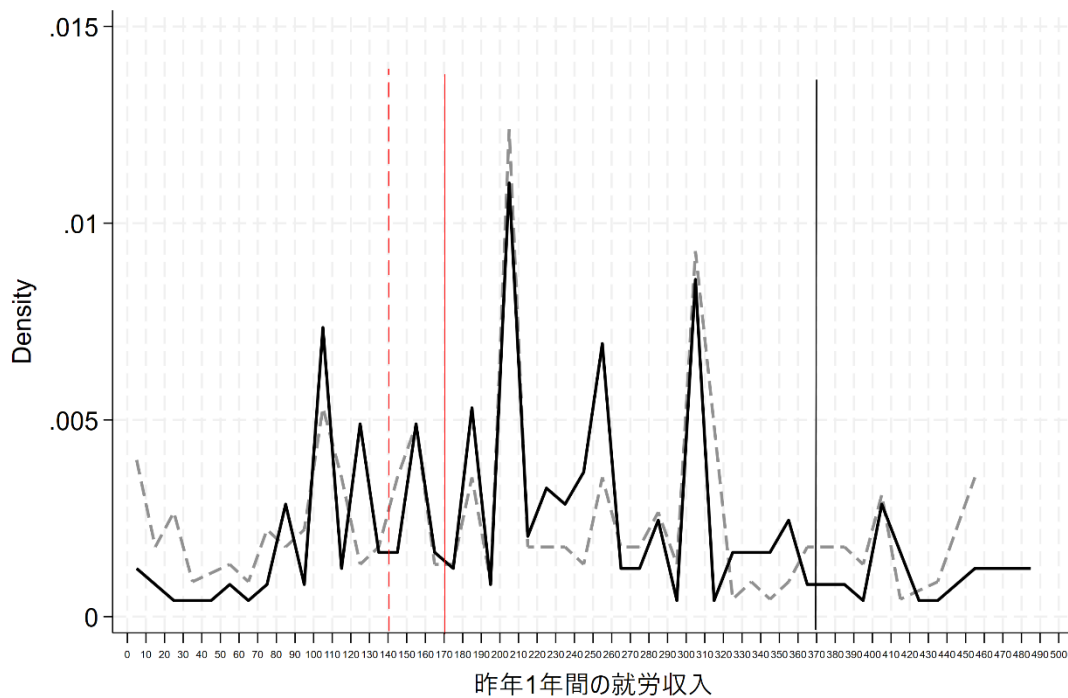
5 分析結果

(1) 制度改正前後の収入分布の変化

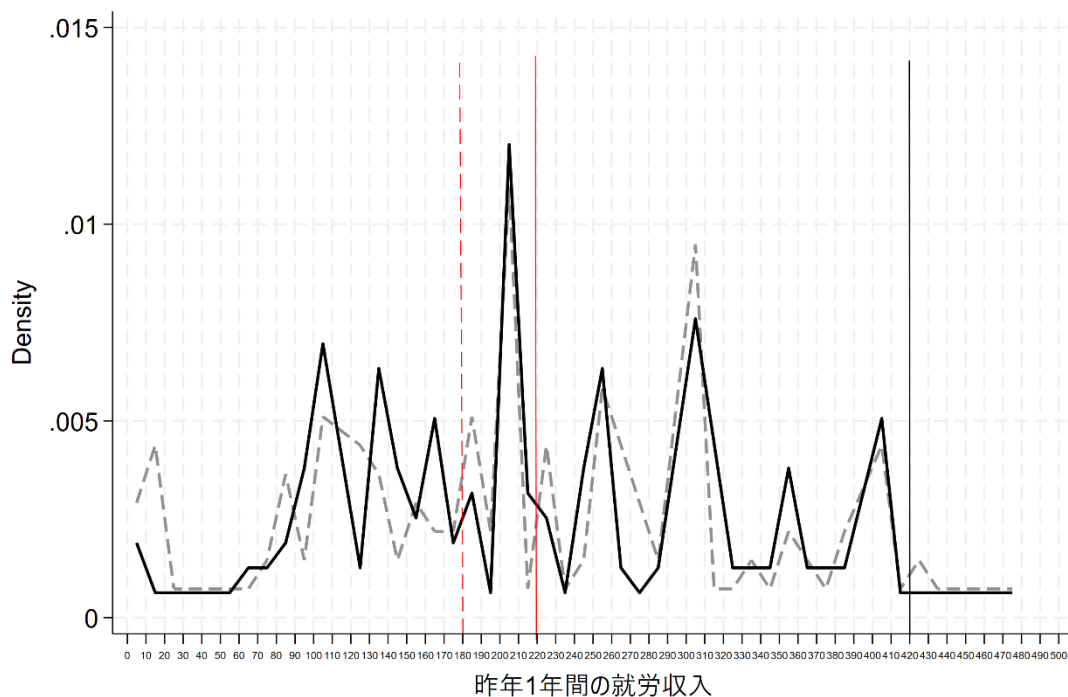
図表 3-5-1 は、母子世帯の母について、2018 年の改正前後の就労収入の分布をヒストグラムで示したものである。図では就労収入 500 万円以下の母子世帯に限定しているが、この収入範囲に 90%以上の母子世帯が入る。子育て世帯全国調査の収入は自己申告なので、10 万円刻みのヒストグラムにしても、100 万円や 200 万円などのきりのいい数字に回答が集中しがちである。子どもが 1 人の母子世帯については、引き上げられた後の全部支給の所得限度額の直前に就労収入が集中する傾向は見られない。一方、子ども 2 人の世帯では、引き上げ後の所得限度額に達する直前の 200～220 万円近辺の分布がやや厚くなっている。

図表 3-5-1 母子世帯の母の就労収入分布の変化(2017 年と 2021 年)

(a) 18 歳未満の子ども 1 人



(b) 18 歳未満の子ども 2 人

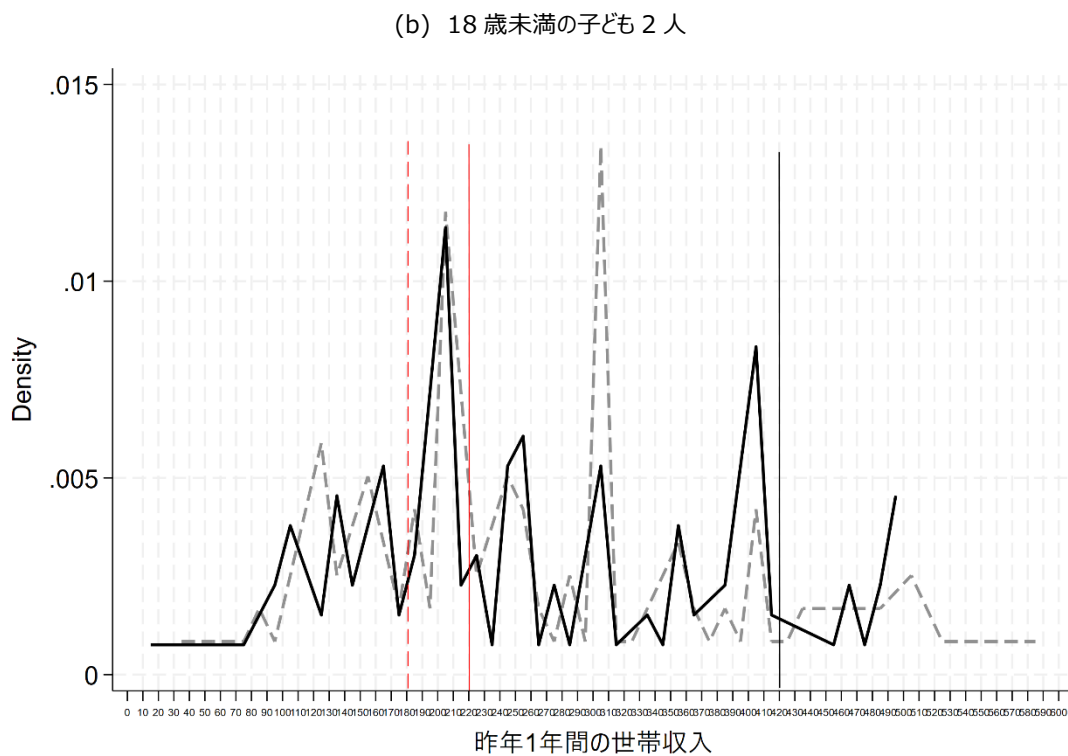
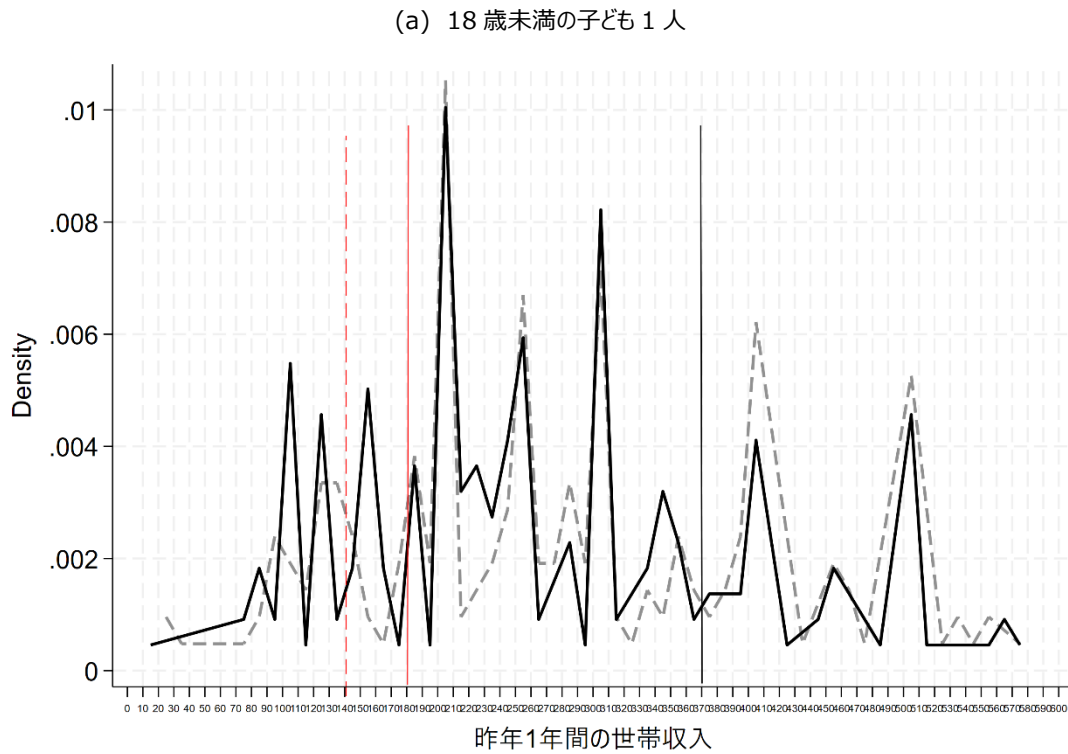


注：就労収入 500 万円以下の母について。グレーの破線の折れ線：2017 年、黒の実線の折れ線：2021 年。

図中の縦線は左から制度変更前の全部支給限度額、改正後の全部支給限度額、一部支給所得限度額。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 3-5-2 母子世帯の世帯収入分布の変化(2017 年と 2021 年)



注：世帯収入 600 万円以下の世帯について。グレーの破線の折れ線：2017 年、黒の実線の折れ線：2021 年。

図中の縦線は左から制度変更前の全部支給限度額、改正後の全部支給限度額、一部支給所得限度額。

出所：子育て世帯全国調査（2012・2022）より筆者作成

図表 3-5-2 は、養育費なども含めた世帯収入の分布を示している。世帯収入については、新旧の所得限度額の間で所得範囲の分布が厚くなっている。また、一部支給の所得限度額は 2018 年改正で変更がなかったにもかかわらず、子ども 2 人世帯の場合は、2021 年には支給停止になる直前の所得範囲で分布が厚くなっている。

(2) 集計表による単純な差の差分析

ここで分析対象とするのは、就労収入のある母で、次節の回帰分析で用いる説明変数に欠値がないオブザベーションである。各年の標本数は図表 3-5-3 の通りである。

前述したように子育て世帯全国調査は母子世帯をオーバーサンプリングしていることから、以下の集計や分析ではウェイトバックを行っている。図表 3-5-4 は、2018 年改正によって、就労収入と世帯収入が全部支給の所得制限内である割合が変化したかどうかを単純な集計表を用いた差の差分析で把握したものである。コントロール・グループであるふたり親世帯の母と比較しても、2018 年改正によって、全部支給の所得限度額内に入る母子世帯の割合が上昇したことが確認できる。

図表 3-5-3 分析に用いるサンプルサイズ

	2011年	2013年	2015年	2017年	2021年	合計
ふたり親世帯	688	546	629	563	758	3,184
母子世帯	356	340	401	384	394	1,875
合計	1,044	886	1,030	947	1,152	5,059

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 3-5-4 単純な差の差分析

	就労収入 ≤ 全部支給所得制限			世帯収入 ≤ 全部支給所得制限		
	2017年	2021年	差	2017年	2021年	差
ふたり親世帯	0.60	0.57	-0.03	0.01	0.01	0.00
母子世帯	0.31	0.39	0.08	0.17	0.26	0.09
差の差			0.11			0.09

注：数値は分析対象サンプルのうち、各収入が全部支給の所得制限以下である世帯の割合。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

(3) 回帰分析

つぎに、2018 年の制度改正が母子世帯の経済状態に及ぼす影響を検討するため、以下のような DD 推定を行う。

$$Y_{it} = \sum_{t \neq 2017} (\alpha_t Year_t + \beta_t Year_t Singlem_{it}) + \gamma Singlem_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

ここでアウトカムとなる Y_{it} には、①母 i の t 年の就労収入が全部支給ないし一部支給の所得限度額内かどうかを示すダミー変数、②母 i が属する世帯の t 年の世帯収入が全部支給ないし一部支給の所得限度額内かどうかを示すダミー変数、③母 i の t 年の就労収入および週労働時間、④母 i の属する世帯が t 年に貧困であるかどうかを示すダミー変数の 4 種類を用いる。

$Year_t$ は年ダミー変数、 $Singlem_{it}$ は t 年の母 i が母子世帯の母であることを示すダミー変数、 X_{it} は個人および世帯属性（母の年齢、18 歳未満の子ども数、学歴、祖父母同居の有無、末子年齢階層）である。 β_{2021} は制度改正前である 2017 年と比較した場合の、2021 年のアウトカム変数の変化幅を示す DD パラメーターである。

貧困であるかどうかについては、厚生労働省「国民生活基礎調査」所載のデータから計算される平均世帯人員数と世帯所得の中央値を用いて等価世帯所得に基づく貧困ラインを計算する（図表 3-5-5）。これは、等価可処分所得を求めるために税や社会保険料の欠値がある世帯を除外すると、分析対象となる標本数がさらに減少することに対応したものである。

ここでは総世帯ベース（貧困ライン①）と児童のいる世帯ベース（貧困ライン②）の 2 通りの貧困ラインによって、分析対象世帯が貧困であるか否かを示すダミー変数を作成する。それぞれの指標による相対的貧困率の推移は図表 3-5-6 に示す通りである。

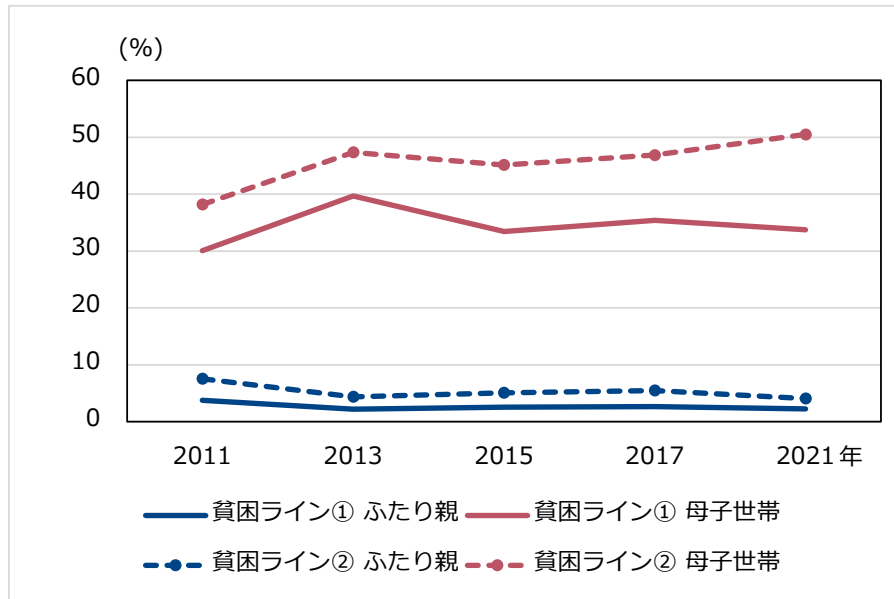
図表 3-5-5 等価世帯所得に基づく貧困ラインの算出

調査年	2012	2014	2016	2018	2022
総世帯					
1世帯当たり平均所得金額(万円) a	548.2	528.9	545.4	551.6	545.7
世帯人員1人当たり平均所得金額(万円) b	208.3	205.3	212.2	222.1	235.0
中央値(万円) c	432.0	415.0	427.0	423.0	423.0
平均世帯人員数 d=a/b	2.6	2.6	2.6	2.5	2.3
等価世帯所得に基づく貧困ライン (万円) e = c/(2*√d)	133.1	129.3	133.2	134.2	138.8
児童のいる世帯					
1世帯当たり平均所得金額(万円) a	697.0	696.3	707.6	743.6	785.0
世帯人員1人当たり平均所得金額(万円) b	170.0	167.3	173.2	180.7	194.8
中央値(万円) c	619.0	627.0	637.0	663.0	710.0
平均世帯人員数 d=a/b	4.1	4.2	4.1	4.1	4.0
等価世帯所得に基づく貧困ライン (万円) e = c/(2*√d)	152.9	153.7	157.6	163.4	176.8

注：所得は調査前年のもの。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」各年版より筆者作成

図表 3-5-6 分析対象サンプルの貧困率の推移



注：貧困ライン①は総世帯ベース、貧困ライン②は子どものいる世帯ベースの貧困率。母に就労収入がある世帯に限定。

出所：子育て世帯全国調査（2012・2022）より筆者作成

ふたり親世帯の貧困率は低位で推移しており、とくに 2021 年は低い。一方、母子世帯の貧困率は、総世帯ベースの貧困ラインを用いた場合は 2011 年から 2013 年にかけて上昇し、その後は 33～35%前後で推移しているのに対し、子どものいる世帯ベースの貧困ラインを用いた場合には 2015 年以降貧困率が上昇している。両者のトレンドに乖離が生じているのは、総世帯ベースの貧困ラインがわずかな上昇にとどまる一方で、子どものいる世帯ベースの貧困ラインが顕著に上昇しているためである。つまり、全世帯のなかで子どものいる世帯の経済状況が相対的に改善したことが影響している。そのなかで、母子世帯は経済状況の改善が進まなかったり、改善のペースが緩やかであったりするために、他の子どものいる世帯との比較では貧困率が上昇していると解釈される。

母の就労収入と、母が属する世帯の世帯収入についての DD 分析の結果は、図表 3-5-7 に要約される（詳細な結果は付表 1 参照）。母子世帯については、制度変更前の 2017 年と比較して、就労収入、世帯収入ともに引き上げ後の全部支給の所得限度額内に入る確率がそれぞれ 12.1 ポイント、9.3 ポイント上昇している。また、一部支給の所得限度額は変更されなかったにもかかわらず、その範囲内に就労収入が入る確率は 7.1 ポイント上昇している。

なお、母に調査前年の就労収入がない、あるいは不詳の場合も含めたサンプルで、同様の DD 分析をした結果は図表 3-5-8 の通りである（詳細な結果は省略）。全部支給の所得限度額が引き上げられた 2021 年には、制度変更前の 2017 年と比較して、母子世帯の世帯収入が全部支給の所得限度額内に入る確率が 5.4 ポイント上昇している。変更がなかった一部支給の所得制限については、有意な変化は観察されない（結果は省略）。

図表 3-5-7 DD 分析の結果の要約(就労収入>0 のサンプル)

	全部支給 所得制限内		一部支給 所得制限内	
	就労収入	世帯収入	就労収入	世帯収入
2021年 x 母子世帯	0.121*** (0.045)	0.093*** (0.032)	0.071** (0.034)	0.038 (0.040)
N	5059	5059	5059	5059

*** p<0.01, ** p<0.05

注：各モデルの従属変数は、就労収入もしくは世帯収入が全部支給もしくは一部支給の所得制限内であるかどうかを示すダミー変数である。線形確率モデルによる推定。丸括弧内は頑健標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 3-5-8 DD 分析の結果の要約(就労収入なしを含むサンプル、世帯年収のみ)

	全部支給 所得制限内	一部支給 所得制限内
	世帯収入	世帯収入
2021年 x 母子世帯	0.054** (0.026)	0.036 (0.035)
N	9001	9001

** p<0.05

注：各モデルの従属変数は、世帯収入が全部支給もしくは一部支給の所得制限内であるかどうかを示すダミー変数である。線形確率モデルによる推定。丸括弧内は頑健標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 3-5-9 母の就労収入と週労働時間についての DD 推定結果の要約(就労収入>0 のサンプル)

	働き方の変化	
	就労収入(万円)	週労働時間
2021年 x 母子世帯	-35.196* (18.755)	-2.465* (1.409)
N	5059	5059

* p<0.1

注：各モデルの従属変数は就労収入と週労働時間である。最小二乗法による推定結果。丸括弧内は頑健標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

つぎに、改正前後で母の働き方に変化が生じているかどうかを、就労収入と週労働時間についての DD 推定から把握する。推定結果は図表 3-5-9 に要約される。制度変更後の 2021 年には就労収入と週労働時間はともに減少したという結果であるが、推定された係数は 10%水準で有意であるにとどまる。ここからは、母子世帯全体としてみると、改正前後で母の働き方に明確な変化が生じているとまでは言えない。

さらに、制度改正前後で母子世帯の貧困率に変化が生じているかどうかを 2 通りの貧困ラインを用いて同様のモデルで DD 推定をした結果が図表 3-5-10 である。就労収入のある母に限定したケース（表中の（A））と就労収入のない母も含めたケース（同（B））のいずれについても、母子世帯の貧困率に有意な変化は観察されない。

ほかの変数と貧困との関係についてみると、まず、母子世帯はふたり親世帯と比較して 30 ポイント程度貧困である確率が高い。母の学歴が貧困リスクを低める関係は、就労収入のない母も含めたサンプル（B）でのみ観察される。子ども数が増加するほど貧困リスクが高まる関係は、サンプル（A）と（B）のいずれについても有意である。ただし、末子の年齢と貧困リスクとの関係は有意ではない。

図表 3-5-10 貧困についての DD 分析の結果

	総世帯ベース		子どものいる世帯ベース	
	(A)	(B)	(A)	(B)
年ダミー（基準：2017年）				
2011年	0.005 (0.011)	0.006 (0.008)	0.009 (0.015)	0.008 (0.010)
2013年	-0.010 (0.009)	-0.002 (0.007)	-0.023* (0.013)	-0.009 (0.009)
2015年	0.000 (0.010)	-0.002 (0.007)	-0.003 (0.013)	0.003 (0.009)
2021年	0.002 (0.009)	0.001 (0.007)	-0.007 (0.012)	0.001 (0.009)
母子世帯	0.313*** (0.027)	0.274*** (0.022)	0.378*** (0.029)	0.333*** (0.024)
母子世帯 x 2011年	-0.057 (0.038)	-0.075** (0.030)	-0.086** (0.041)	-0.099*** (0.032)
母子世帯 x 2013年	0.070* (0.039)	0.021 (0.030)	0.049 (0.041)	-0.006 (0.032)
母子世帯 x 2015年	-0.015 (0.037)	-0.028 (0.029)	-0.004 (0.040)	-0.039 (0.032)
母子世帯 x 2021年	-0.022 (0.037)	-0.019 (0.030)	0.051 (0.040)	0.041 (0.033)
年齢	-0.002* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.002*** (0.001)
（右側に続く）				
母の学歴（基準：中学・高校卒）				
短大・高専卒	-0.043 (0.008)	-0.038*** (0.006)	-0.058 (0.010)	-0.054*** (0.007)
大卒以上	-0.049 (0.009)	-0.047*** (0.006)	-0.078 (0.011)	-0.070*** (0.008)
18歳未満子ども数（基準：1人）				
2人	0.026*** (0.007)	0.017*** (0.005)	0.027*** (0.009)	0.020*** (0.006)
3人	0.033*** (0.012)	0.027*** (0.008)	0.055*** (0.015)	0.045*** (0.010)
4人	0.070** (0.035)	0.088*** (0.029)	0.138*** (0.050)	0.143*** (0.036)
末子年齢（基準：0～2歳）				
3～5歳	0.021* (0.013)	-0.003 (0.008)	0.020 (0.016)	-0.017 (0.010)
6～8歳	0.008 (0.012)	-0.008 (0.008)	0.012 (0.016)	-0.012 (0.011)
9～11歳	0.010 (0.014)	-0.004 (0.009)	0.011 (0.017)	-0.012 (0.012)
12～14歳	-0.005 (0.014)	-0.013 (0.009)	-0.001 (0.018)	-0.018 (0.013)
15～17歳	0.002 (0.016)	-0.008 (0.010)	0.019 (0.020)	0.000 (0.014)
自分もしくは配偶者の親と同居	0.010 (0.009)	0.004 (0.006)	0.033*** (0.011)	0.030*** (0.008)
定数項	0.099*** (0.029)	0.089*** (0.021)	0.175*** (0.038)	0.166*** (0.027)
N	5,059	9,001	5,059	9,001
決定係数	0.198	0.142	0.221	0.152

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：従属変数は貧困であるかどうかを示すダミー変数。線形確率モデルによる推定。（A）は母に就労収入のある世帯に限定した推定、（B）は就労収入のない母も含めた推定。丸括弧内は頑健標準誤差を示している。
出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 3-5-10 の推定では、母子世帯全体についての就労収入や週労働時間などの変化に着目していたが、制度変更の影響を受けるグループは、母子世帯の中でも比較的低所得のグループなはずである。そこで、2018 年改正前の基準では全部支給の対象ではないが、改正後の基準では対象となる世帯の母と、どちらの基準でも全部支給の対象となる母とを比較して、どのような労働市場アウトカムの違いがあるかを把握する。ここでは 2017 年と 2021 年の母子世帯をプールし、週労働時間と賃金を比較する。推定するモデルは以下の通りである。

$$Y_{it} = \alpha \text{Year2021} + \beta_1 \text{ThresOld}_{it} + \beta_2 \text{ThresNew}_{it} + \gamma (\text{ThresOld}_{it} \cdot \text{ThresNew}_{it}) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} には母の週労働時間と対数賃金の 2 通りを用いる。 ThresOld_{it} と ThresNew_{it} はそれぞれ、母 i の属する世帯の世帯収入が t 年に 2018 年改正前の基準で全部支給の範囲内であることを示すダミー変数、2018 年改正後の基準で世帯収入が全部支給の範囲内であることを示すダミー変数である。 X_{it} は個人および世帯属性で、内容は DD 分析と同様である。ここで注目するのは、新旧両方の基準のクロス項の係数からなるベクトル γ である。

推定結果は図表 3-5-11 に要約してある。2017 年と 2021 年のいずれの基準でも世帯収入が全部支給の範囲内となる母子世帯の母と比較して、改正後の基準でのみ全部支給の対象となる母子世帯の母の労働時間は 6 時間程度長く、時間あたり賃金は 32%ほど高い。ただし、労働時間についての係数の有意水準は 10%である。一方、2017 年と 2021 年の基準のいずれにおいても全部支給の収入範囲を超えている母子世帯の場合は、労働時間は 6.5 時間ほど長く、時間あたり賃金は 71%高い。つまり、改正後の基準でのみ全部支給の対象となる母子世帯の母の労働時間は、改正前・改正後いずれの基準でも全部支給の対象となる母子世帯の母と比較して、やや高い賃金でより長時間働くことによって、収入を高めているということになる。

図表 3-5-11 母子世帯の母の労働市場アウトカムの比較

	週労働時間	対数賃金
2017年限度超・2021年限度内・母子世帯	6.209* (3.377)	0.316*** (0.103)
2017年限度超・2021年限度超・母子世帯	6.475*** (1.651)	0.710*** (0.090)
N	778	778

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：基準は世帯収入が 2017 年基準および 2021 年基準の両方で全部所得限度額内となる母子世帯の母。対数賃金は、稼働収入を（週労働時間×4×年間就労月数）で除して対数をとったもの。丸括弧内は頑健標準誤差を示している。最小二乗法による推定。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 3-5-12 Falsification テストの結果の要約

	就労収入	世帯収入
母子世帯 x 2011年	0.090** (0.045)	-0.084*** (0.025)
母子世帯 x 2013年	0.042 (0.046)	0.058* (0.032)
母子世帯 x 2015年	0.041 (0.044)	0.035 (0.029)
母子世帯 x 2021年	0.082* (0.045)	0.012 (0.029)

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

注：丸括弧内は頑健標準誤差を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

（４）頑健性チェック

DD 推定では、制度変更前の期間において平行トレンドの仮定が成立していることが必要である。そこで、2018 年改正前のサンプルに限定し、年ダミーと母子世帯ダミーとのクロス項を含めた推定を行い、係数の有意度をチェックするとともに、3 つの年ダミーとのクロス項が同時に有意であるかどうかを検定したところ、それぞれの年ダミーと母子世帯ダミーのクロス項については、2018 年ダミーと母子世帯のクロス項のみ 5%水準で有意となった ($p=0.042$) が、ほかの年ダミーと母子世帯のクロス項は有意とはならなかった。また、F 検定の結果は、3 つのクロス項の係数が同時に 0 となるという帰無仮説を棄却しなかった ($F=1.38$, $p=0.248$)。したがって、平行トレンドの仮定は成立していると考えられる。

つぎに、図表 3-5-7 の DD 分析の頑健性チェックのために、制度変更前の全部支給所得限度額が 2021 年にも継続して適用されていたと仮定して、falsification test（いわゆる偽薬テスト）を行った。図表 3-5-12 のうち、母子世帯×2021 年の部分が偽の DD 推定量であるが、就労収入と世帯収入のどちらについても、推定された係数は 5%有意水準を満たしていない。したがって、図表 3-5-7 の DD 分析の結果が見せかけの関係をとらえている可能性は低いと考えられる。

6 考察

以上の分析から、2018 年に実施された児童扶養手当の全部支給所得限度額の引き上げは、全部支給を受けられる母子世帯を増加させたことが確認された。その一方で、母子世帯全体としては、母の就労収入や週労働時間について改正前後で統計的に有意な働き方の変化は観察されなかった。ただし、引き上げによって世帯収入が全部支給の対象となる母子世帯の母の労働市場アウトカムに注目すると、引き上げ前の基準でも全部支給対象となる母子世帯の母と比較して、週労働時間が長く賃金が 3 割ほど高い。引き上げの目的どおり、より高い稼働収入

を得ている層も全部支給を得られるようになっている。

その一方で、引き上げ前後の貧困率について 2 種類の貧困ラインを用いて DD 分析をした結果では、母子世帯の貧困が改善したという有意な結果は得られなかった。2018 年改正前後の期間、子育て世帯全体としては貧困率が改善しているが、母子世帯の経済状況はふたり親世帯と同じ程度には改善しなかったとみられる。ふたり親世帯の場合、2018 年から 2022 年にかけて母の有業率と正規就業率の上昇が顕著にみられる（労働政策研究・研修機構 2024）。母子世帯の母についても正規就業率はこの間にやや上昇しているが、そもそも有業人員が母ひとりであるケースが大半であるため、増収を図るにも限界があるものと考えられる³。

全部支給の対象が拡大され、児童扶養手当の満額を受給する母子世帯が増加したにもかかわらず母子世帯の貧困率に改善がみられない点については、いくつかの解釈と注意すべきポイントがある。

第 1 に、本章で使用しているデータはクロスセクション・データであるため、同一の世帯が、制度改正前後で労働時間や収入を増加させたのか、あるいは減少させたのかを把握することはできない。制度改正に合わせて母子世帯が就業調整を行ったために貧困率が改善しなかったのかどうかを解明するには、改正前後の時期を含むパネル・データが必要である。

第 2 に、子育て世帯全国調査の母子世帯は、厚生労働省の「全国ひとり親世帯等調査」と比較して子ども 1 人の世帯が少なく、祖父母との同居率が高いという特徴がある（労働政策研究・研修機構 2024）。厚生労働省「国民生活基礎調査」における、ひとり親世帯に相当する「子どもがいる現役世帯のうち大人が一人の世帯」の貧困率は 2018 年から 2021 年にかけて低下しており、本章の図表 3-5-6 で示されるトレンドとは異なる。これには両調査の標本設計や標本抽出、回収率の違いや、貧困率の算出に等価可処分所得ではなく等価世帯所得を用いていることが影響している可能性も考えられる。

第 3 に、分析対象期間である 2021 年のデータは、コロナ禍の影響を受けている可能性がある。母子世帯の母はコロナ禍での子どものケアのために不本意ながら労働供給を減少させたり、離職したりしたかもしれない。その場合、全部支給の対象拡大がなければ、母子世帯の貧困率はいっそう上昇した可能性もある。したがって、全部支給の限度額引き上げ前後で母子世帯の貧困率に改善がみられないとしても、制度改正が貧困対策として無意味なものであったと判断するのは早計であろう。

最後に、2018 年の制度改正が、「働き控えに対応し自立を下支えする」という政策目的に合致した結果をもたらしたかどうかについては、さらに慎重な検討が必要である。本章の分析では、改正前後で母子世帯の母の就労収入や週労働時間が減少したことが示唆されたが、推定された係数の有意度は低く（10%水準で有意）、全部支給の所得制限引き上げが働き控えを招いたとまでは言えない。本来、制度変更の影響は所得限度額前後の収入範囲にある母子世帯に限

³ 厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票を用いて子どもの貧困率の変化要因を分析した小林・平・横山（2023）も同様の指摘をしている。

定されるはずであるが、母子世帯全体について就労収入や週労働時間が減少したことが示唆されるのは、前述したようにコロナ禍の影響が母子世帯でとくに強く現れたことが考えられる。

7 結論

ひとり親家庭の貧困解消を目的として、政府は 2018 年以降、児童扶養手当の拡充を行っており、2024 年 11 月にもさらに給付拡充が行われたばかりである。こうした政策が、ひとり親世帯の収入や働き方に及ぼす影響を検討することは重要な政策トピックである。本章では、2018 年の制度改正に注目して、母子世帯が児童扶養手当の全部支給を受ける確率や、母の就労収入や週労働時間、さらに貧困率にどのような変化が生じたかをふたり親世帯の母をコントロール・グループとする差の差分（Difference-in-differences）分析を用いて把握することを試みた。

分析の結果、母子世帯が児童扶養手当の全部支給を受ける確率は制度改正後に 5～12%程度上昇していた。母子世帯の母の働き方については、改正後に就労収入と週労働時間はともに減少していることが示唆されたが、統計的有意度は低い。また、制度改正によって全部支給の受給確率が上昇したにもかかわらず、母子世帯の貧困率には変化はみられなかった。

ただし本章の分析はクロスセクション・データを用いたものであり、改正前後での母子世帯の行動変化を追跡して把握してはいない。また、2021 年はコロナ禍ということもあり、差の差分推定の前提となる共通ショックの仮定が満たされていない可能性も考えられる。制度改正が、ひとり親世帯の「働き控えに対応し自立を下支え」したかどうかについて正確な評価を行うには、パネル・データを用いたより詳細な分析が望まれる。

謝辞

本研究は学術変革領域研究（A）「ジェンダー視点を取り入れた子どもの貧困研究」（22H05100）の助成を受けている。

参考文献

阿部彩・大石亜希子（2005）「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会，pp.143-161.

こども家庭庁（2025）「ひとり親家庭等の支援について」

（https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/0a870592-1814-4b21-bf56-16f06080c594/7cf5dd42/20250107_policies_hitori-oya_73.pdf、2025 年 1 月 31 日取得）。

小林庸平・平安乃・横山重宏（2023）『『子どもの貧困率』はなぜ下がっているのか？—統計的要因分析』三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング

(https://www.murc.jp/library/report/seiken_230814_02/、2025 年 1 月 13 日閲覧)。

近藤絢子・深井太洋 (2023) 「市町村税務データを用いた既婚女性の就労調整の分析」 RIETI Discussion Paper Series 23-J-049.

林正義 (2024) 『税制と経済学 その言説に根拠はあるのか』中央経済社.

労働政策研究・研修機構 (2024) 『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 2022—第 1 回 (2011 年) ～第 6 回 (2022 年) 子育て世帯全国調査の基礎的集計』 JILPT 調査シリーズ No.239.

Baker, M., Messacar, D., & Stabile, M. (2023) “Effects of Child Tax Benefits on Poverty and Labor Supply: Evidence from the Canada Child Benefit and Universal Child Care Benefit,” *Journal of Labor Economics*, 41(4), pp.1129-1182.

Eissa, N., & Hoynes, H. W. (2004) “Taxes and The Labor Market Participation of Married Couples: The Earned Income Tax Credit,” *Journal of public Economics*, 88(9-10), pp.1931-1958.

Meyer, B. D., & Rosenbaum, D. T. (2001) “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and The Labor Supply of Single Mothers,” *The Quarterly Journal of Economics*, 116(3), pp.1063-1114.

付表 1 DD 推定の結果

	全部支給所得制限内		一部支給所得制限内	
	就労収入	世帯収入	就労収入	世帯収入
年ダミー (基準: 2017年)				
2011年	-0.044 (0.027)	-0.004 (0.006)	-0.049** (0.020)	0.027 (0.019)
2013年	0.005 (0.028)	-0.010** (0.005)	0.004 (0.020)	0.020 (0.019)
2015年	-0.022 (0.028)	-0.008* (0.005)	-0.001 (0.020)	-0.005 (0.018)
2021年	-0.024 (0.027)	-0.002 (0.006)	-0.019 (0.020)	-0.040*** (0.015)
母子世帯	-0.343*** (0.033)	0.155*** (0.021)	-0.106*** (0.026)	0.515*** (0.030)
母子世帯 x 2011年	0.092** (0.045)	-0.084*** (0.025)	0.113*** (0.034)	-0.057 (0.043)
母子世帯 x 2013年	0.043 (0.046)	0.058* (0.032)	-0.001 (0.036)	-0.015 (0.042)
母子世帯 x 2015年	0.041 (0.044)	0.035 (0.029)	0.014 (0.036)	0.002 (0.041)
母子世帯 x 2021年	0.121*** (0.045)	0.093*** (0.032)	0.071** (0.034)	0.038 (0.040)
年齢	-0.006*** (0.002)	-0.001 (0.000)	-0.008*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
(右側に続く)				

	全部支給所得制限内		一部支給所得制限内	
	就労収入	世帯収入	就労収入	世帯収入
母の学歴 (基準: 中学・高校卒)				
短大・高専卒	-0.123*** (0.017)	-0.015*** (0.004)	-0.062*** (0.010)	-0.081*** (0.013)
大卒以上	-0.286*** (0.021)	-0.017*** (0.005)	-0.255*** (0.017)	-0.131*** (0.014)
18歳未満子ども数 (基準: 1人)				
2人	0.153*** (0.018)	0.015*** (0.004)	0.089*** (0.014)	0.045*** (0.011)
3人	0.240*** (0.026)	0.027*** (0.007)	0.084*** (0.019)	0.098*** (0.020)
4人	0.313*** (0.051)	0.064** (0.025)	0.073* (0.042)	0.222*** (0.061)
未子年齢 (基準: 0～2歳)				
3～5歳	0.059** (0.029)	0.012* (0.007)	0.038* (0.021)	-0.016 (0.022)
6～8歳	0.121*** (0.031)	0.008 (0.008)	0.036* (0.022)	-0.009 (0.023)
9～11歳	0.136*** (0.031)	0.003 (0.009)	0.037 (0.023)	-0.036 (0.023)
12～14歳	0.141*** (0.034)	-0.003 (0.008)	0.064** (0.026)	-0.033 (0.025)
15～17歳	0.162*** (0.038)	-0.003 (0.009)	0.104*** (0.029)	-0.010 (0.026)
自分もしくは配偶者の親と同居	-0.017 (0.018)	-0.010* (0.005)	0.015 (0.012)	-0.018 (0.013)
定数項	0.762*** (0.061)	0.041** (0.016)	1.175*** (0.043)	0.371*** (0.048)
N	5,059	5,059	5,059	5,059
決定係数	0.124	0.151	0.111	0.265

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注: 丸括弧内は頑健標準誤差を示している。

出所: 子育て世帯全国調査 (2012-2022) より筆者作成

第4章 シングルマザーの階層分化と就業構造

1 問題意識—シングルマザー内の異質性

本章では女性労働と就業支援の視点からシングルマザーの階層分化と就業構造について分析を行う。

昨今は、女性の働き方に関する課題の一部が改善していることが指摘されている。例えば、国立社会保障・人口問題研究所の「第16回出生動向基本調査」によると、第1子の妊娠時点と出産1年後の就業状態のパターンを第1子出生年コーホートで比較すると、「1985～89年」では就業継続が約3割であったが「2015～19年」では約5割まで増加している。また、正規雇用での就業継続に注目した場合は、「1985～89年」の35.5%から「2015～19年」の74.8%へと増加している。また、内閣府男女共同参画局の「令和6年度版 男女共同参画白書」によると、民間企業の課長級の役職に占める女性比率は1989年の2%から2023年の13.2%へと増加しており、さらに男性一般労働者の所定内給与に占める女性一般労働者の所定内給与の割合は1989年の60.2%から2023年の74.8%へと増加している。このように、現状の女性活躍にも未だ課題はあるものの、多くのデータではトレンドとして女性の働き方に関する課題は改善傾向にあるということが示されている。

労働政策研究・研修機構（2024）や序章でも指摘したように、典型的な女性労働政策が想定している女性労働者像はシングルマザーの実態とは異なっている。1985年に制定された男女雇用機会均等法は職業生活における男女平等の実現を目指している。女性労働政策の主要な理念の一つは男女平等であるが、それだけが女性労働政策の進展を支えてきた要因ではない（伊岐 2011）。均等法制定後の女性労働政策では、徐々に「女性の活用」や「女性の活躍」といった理念が前面に出てくるようになった。この変化の背景には、1960年代以降続いている女性の高学歴化にも関わらず、職業生活での男女不平等が依然として解消されていない現状がある。この状況は、高学歴化によって向上した女性の能力が適切に活用されないままであることを一層際立たせている。経済学的観点から見ると、女性がライフイベントを理由に就業を中断したり職を失ったりすることは、教育によって得た人的資本が活かされない結果となり、個々の労働者にとどまらず、企業や経済社会全体にとっても大きな損失をもたらすといえる。

すなわち、従来の女性労働政策が暗黙のうちに想定しているのは高学歴（短大卒や大卒）の女性労働者である。そして、そこで注目されている課題の一つは、「高学歴であるにも関わらず、その能力が活用されず、十分に活躍していない女性が存在している」という点である。

政策が想定する典型的な女性労働者像と低学歴出身が多いというシングルマザーの実態が乖離していることを踏まえれば、昨今の女性の働き方に関する課題の改善がシングルマザーに対しても影響があるのかどうかは必ずしも自明ではない。果たして、冒頭で述べたような改善はシングルマザーの職業生活においても影響のあるものなのであろうか。本章ではそうした問題意識からシングルマザーの経済的自立の状況を明らかにする。

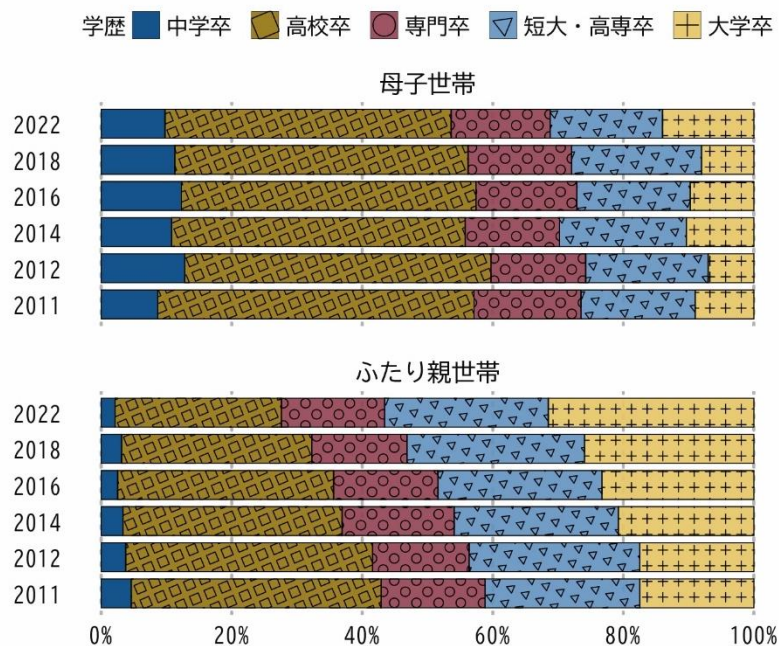
家族形成の側面から見たときシングルマザーには低学歴出身が多いという特徴がある。図表 4-1-1 に子育て世帯全国調査における世帯類型別の学歴分布を示した。まず、母子世帯ではいずれの時点においても高校卒の割合が最も高く、この 10 年間で大きく変化はしていない。今日においても母子世帯の過半数以上の最終学歴は高校卒以下となっており、そのなかでも中学卒の割合が各年で 1 割程度存在しているという事実も無視できない。しかし、2018 年から 2022 年にかけて大学卒の割合がわずかに増加しており、いずれの時点でも短大・高専卒と大学卒を合わせると 3 割程度は存在している。つまり、母子世帯のすべてが低学歴出身であるとはいえない。

それに対して、ふたり親世帯では明確な高学歴化の傾向が観察される。2011 年では高校卒の割合が最も高かったものの、2022 年では大学卒の割合が最も高いという結果になっている。2022 年においては高校卒以下の学歴の人は約 3 割であり、過半数以上の人が短大・高専卒以上となっている。

以上のように、母子世帯においては、女性の高学歴化が観察されておらず、今日でも高校卒以下が多いが、その一方で短大・高専卒や大学卒の割合も 3 割程度存在しているという特徴がある。すなわち、学歴という視点から見たとき母子世帯には、マジョリティは低学歴出身だが、短大卒以上の人々も一定数存在しているという異質性が存在している。

本章においては、こうした学歴階層の異質性に注目して、シングルマザーの経済的自立の状況を就業構造の視点から明らかにする。上述のように典型的な女性労働政策では、女性の高学歴化を背景に男女均等や両立支援に関する様々な施策を整備して女性の職業生活の改善に取

図表 4-1-1 世帯類型別の学歴



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

り組んできた。こうした施策が特に高学歴女性において影響が強いものであるとすれば、それは高学歴シングルマザーにも当てはまるものなのであろうか。逆にいえば、高学歴層を対象とする施策は、シングルマザーのマジョリティである低学歴層には影響が小さいのではないか。シングルマザーの高学歴層と低学歴層でそうした影響に違いがあるとするれば、両者の職業生活にも違いが見られるはずである。本章では、こうした問題意識から特に学歴階層に注目して、シングルマザーの就業構造について分析を行う¹。

2 シングルマザーの学歴階層差

シングルマザー内部における学歴階層に注目するという視点はひとり親世帯研究の歴史においては相対的に新しいものである。それまでの学術研究においてもひとり親世帯（特に母子世帯）における経済的困窮の深刻さについては指摘されていたものの（城戸 1985；篠塚 1986；都村 1989）、その要因としては、シングルマザーが抱える仕事と子育ての二重の役割負担や「女性」であるがゆえの低賃金問題が指摘されることが多く、その内部の異質性については十分に注目されてこなかった（藤原 2010）。序章においてひとり親世帯の研究史を簡単にレビューしているが、シングルマザー内部における学歴階層は 2000 年代以降になって「労働政策と就業支援の視点」と「離婚と親子関係の視点」が登場する中で注目されるようになった。そのきっかけとなったのが日本労働研究機構（2003）である。この報告書は、2000 年に JILPT の前身である日本労働研究機構（旧 JIL）において設置された「母子家庭等就業支援に関する研究会」の成果物である。この報告書においては、独自調査の実施から公的統計の二次分析まで多様な分析が行われているが、以下の 2 つの点において重要な意義がある。第 1 に、就業構造基本調査の二次分析を行うことによってひとり親世帯の学歴分布を定量的に明らかにしていることである。第 2 に、学歴階層に着目してシングルマザーの就業構造の実態を明らかにする独自調査「母子世帯の母への就業支援に関する調査（2001 年）」を実施していることである。

この報告書が作成された当時ひとり親世帯の学歴階層に着目した調査研究・学術研究を行うことは非常に困難であった。今日も同様であるが、国勢調査や就業構造基本調査といった主要な公的統計の集計表において、ひとり親世帯の学歴分布を把握することはできない。もちろん、国勢調査については世帯員全員の最終学歴、就業構造基本調査については世帯主の最終学歴を把握しているので、これらの個票データを再集計することでひとり親世帯の学歴分布を明らかにすることはできる。しかし、2007 年の統計法改正以前においては、こうした公的統計の個票データを利用できるのは原則的に公的機関に限られており、一般の研究者が利用することは困難であった。また、「全国母子世帯等調査（平成 28 年度以降は全国ひとり親世帯等調査）」は、1949 年からほぼ 5 年毎に行われているひとり親世帯の実態把握において重要な調

¹ なお、第 8 章と第 9 章では、本章と同じように学歴階層に注目して、母子世帯におけるウェルビーイングの分析を行っている。

査であるが、平成 23 年度（2011 年度）以前の調査報告書においては標本抽出や調査方法、回収率などの基礎的な情報の記載が不十分であり、そもそも統計調査としての信頼性にかけているという批判があった（藤原 2015）。さらに、同調査の調査票は当時一般的に公開されておらず、日本労働研究機構（2003）の付録として初めて明らかになった平成 5 年度（1993 年度）と平成 10 年度（1998 年度）の調査票によると、ひとり親本人の学歴については尋ねていない。同調査でひとり親本人の学歴が尋ねられるようになったのは平成 23 年度（2011 年度）以降であり、この年度の報告書からひとり親の学歴分布も公表されるようになった。

このような背景において、主に平成 9 年の就業構造基本調査の再集計を行い、さらにシングルマザー内部の異質性に注目するという視点から学歴階層に注目した独自調査を行った日本労働研究機構（2003）はひとり親世帯研究史において重要な貢献を果たしている。それによると、有配偶有子世帯の父母と比べて、独立・同居²を問わずひとり親世帯の母親と父親は高校卒以下の割合が高く、短大・高専卒以上の割合が低いことが指摘されている（日本労働研究機構 2003: p.134）。また、その報告書の一つの章として就業構造基本調査（平成 9 年）の再分析を行った永瀬（2003）によると、もっとも経済状況がよいシングルマザーは若い頃（出産・育児期）に正社員として就業継続を行った女性であるが、こうした女性のごく一部に限られている。ちなみに、一般的に低学歴であるほど労働市場における初期キャリアの形成が不安定になる傾向があるといわれており（石田 2021）、シングルマザーにおいても高学歴であるほど安定的な初期キャリア（正社員としての就業継続）を形成できると思われる。さらに、この独自調査の分析を行った藤原（2007）では、所得保障に関わる社会保障制度を利用しているのは相対的に低学歴出身のシングルマザーが多く、制度の利用状況は学歴階層によって異なっていることが指摘されている。これらの先行研究からは、確かにシングルマザーの多くは低学歴に偏っているものの、少なくとも経済的自立という側面から見たときに、シングルマザー内部には学歴や初期キャリア形成という要素においても異質性が観察されるということがわかる。

なお、序章でも述べているが、シングルマザーやひとり親世帯の学歴の重要性は離婚行動に関する研究からも指摘されていた。すなわち、日本におけるひとり親世帯はそのほとんどが離別によるものであるが、低学歴であるほど離婚リスクが高いため（三輪 2007；加藤 2005；林・余田 2014；福田 2005；2009）、結果的にひとり親世帯においては低学歴出身が多くなるという特徴が現れる。

学歴階層に注目した比較的新しい研究として斉藤（2018；2020）がある。平成 4 年（1992 年）と平成 19 年（2007 年）の就業構造基本調査の匿名データの分析を行った斉藤（2018）

² 独立母子・父子世帯は「世帯主が未婚または離死別で、世帯主と 20 歳未満の未婚の子どものみで構成された世帯」であり、同居母子・父子世帯は「a.世帯主が未婚または離死別であって、20 歳未満の子どもとそれ以外の世帯員から構成されている世帯」、「世帯主との続柄『子』が離死別であって、世帯主との続柄『孫』で 20 歳未満の未婚の子どもがいる世帯、またはその孫とそれ以外の世帯員から構成される世帯のうち、世帯主との続柄『子の配偶者』がいない世帯」を指している（日本労働研究機構 2003: p. 131）。

によると、この 15 年間に於ける世帯間の学歴分布の違い（ひとり親世帯に於ける低学歴の偏り）は安定的に維持されており、学歴間の所得格差はひとり親世帯内においてわずかに拡大している傾向がある。そして、平成 19 年（2007 年）の就業構造基本調査の匿名データの分析を行った齊藤（2020）では、シングルマザーの経済状況の向上に対しては正規雇用としての就業が重要であるが、そうした正規雇用就業の効果が低学歴層では限定的であると指摘されている。

3 問いと分析方法

以上の先行研究を踏まえ、本章では、シングルマザーの学歴階層に注目して彼女らの就業構造の実態を分析する。本章冒頭でも述べたように、今日の女性労働政策が暗黙のうちに高学歴の女性労働者を介入対象として想定しているのであれば、シングルマザーにおいても学歴によって経済的自立の状況が異なっているかもしれない。彼女らの経済的自立を達成するための労働政策的介入は、当然労働市場全般や彼女らの就業構造が対象となってくる。しかし、学歴階層に注目してシングルマザーの就業構造を明らかにする研究は意外にも多くない。学歴ごとにシングルマザーの経済状況が異なっていることは明らかになっているが、それがどのような就業構造に起因するものなのかは十分に明らかになっているとは言えない。

本章では、シングルマザーの学歴別の就業構造を分析するために、雇用形態・勤続年数・職業・産業・キャリア類型（初職から現職）に着目する。最初に、2012 年から 2022 年までの全 5 回分の子育て世帯全国調査のデータを用いて、この 10 年間に於けるこれらの職域変数の学歴別の分布の共通の傾向や変化を記述的に確認する³。学歴変数は上述の図表 4-1-1 も参考にし、「高卒以下」「専門卒」「短大・高専・大学卒」とした。

なお、「専門卒」については学歴階層でいうと中間に位置しているため本章では独立のカテゴリーとして扱っているが、分析対象となっているケース数はやや少ないため（各年で 60 件前後）、結果の解釈に関しては注意が必要であることに留意されたい。「専門卒」のシングルマザーを学歴階層上どのように位置づけるかという点は今後の研究課題として、本章では主に「高卒以下」と「短大・高専・大卒以上」の違いに注目する。女性の大学進学率が上昇しているという背景においてはこの両者の差異が特に重要だからである。

キャリア類型を除いて、いずれも現職の状況について尋ねている。職業と産業については分析に使用できるケース数を確保するため次のようにカテゴリー化を行った。職業は「管理、専門・技術」「事務」「営業・販売」「サービス」「技能工・生産工程」「その他（運輸・通信、保安、農林漁業、建設、労務など）」である。産業は「建設、製造、インフラ」「運輸、情報通信、金融・保険・不動産」「卸売・小売、飲食、宿泊」「医療・福祉、教育」「その他サービス業」「公務」「その他、農林漁業」である。キャリア類型は、初職と現職の雇用形態の組み合わせ

³ 2011 年調査に関しては、初職の状況を尋ねておらずキャリア類型変数を作成できないため、分析から除外した。

をもとに、「正規継続（初職が正規雇用で転職経験なし）」「正規→正規（初職が正規雇用で、転職を経験しており、現職も正規雇用）」「非典型→正規（初職が正規雇用以外で、転職を経験しているが、現職は正規雇用）」「正規→非典型（初職が正規雇用で、転職を経験しているが、現職は正規雇用以外）」「非典型一貫（初職が正規雇用以外で転職経験なし、もしくは、転職を経験しており現職も正規雇用以外）」としてカテゴリー化を行った。

次に、これらの要因がシングルマザーの経済状況へ与える影響を確認するために、賃金を従属変数とする回帰分析を行う。賃金は個人年収を週労働時間の 52.143 倍で除して求めた⁴。まず、すべての時点のデータをプールして、各職域変数が学歴間の賃金格差をどの程度説明するのかを分析する。具体的には、賃金を従属変数、学歴・時点・年齢を独立変数とするベースラインモデルにおける学歴別の賃金の予測値が、各職域変数を統制したモデルにおける学歴別の賃金の予測値とどのように異なるかを比較する。そして、学歴間の賃金格差の趨勢を分析するために、学歴と時点変数の交互作用項を投入してベースラインモデルの予測値とすべての職域変数を統制したモデルの予測値を比較する。

分析対象はシングルマザーで現在有業の者である。また、賃金の外れ値の影響を除くために、年収がゼロのケースを分析から除外し、さらに賃金分布の上位・下位 2%も除外した。使用する変数に欠損値のあるケースも除外した。分析対象となるケース数は、2012 年が 383 件、2014 年が 387 件、2016 年が 422 件、2018 年が 393 件、2022 年が 417 件である。

4 シングルマザーの学歴別就業構造

図表 4-4-1 に学歴別雇用形態のトレンドを示した。図表の解釈については、まず各時点で共通の傾向について確認し、次に時点間の変化について確認する。上記でも述べたが、専門卒の結果については図表中に掲載しているが、分析対象数が非常に少ないため、詳しい説明は行わず、参考として特徴を確認する程度に留める。

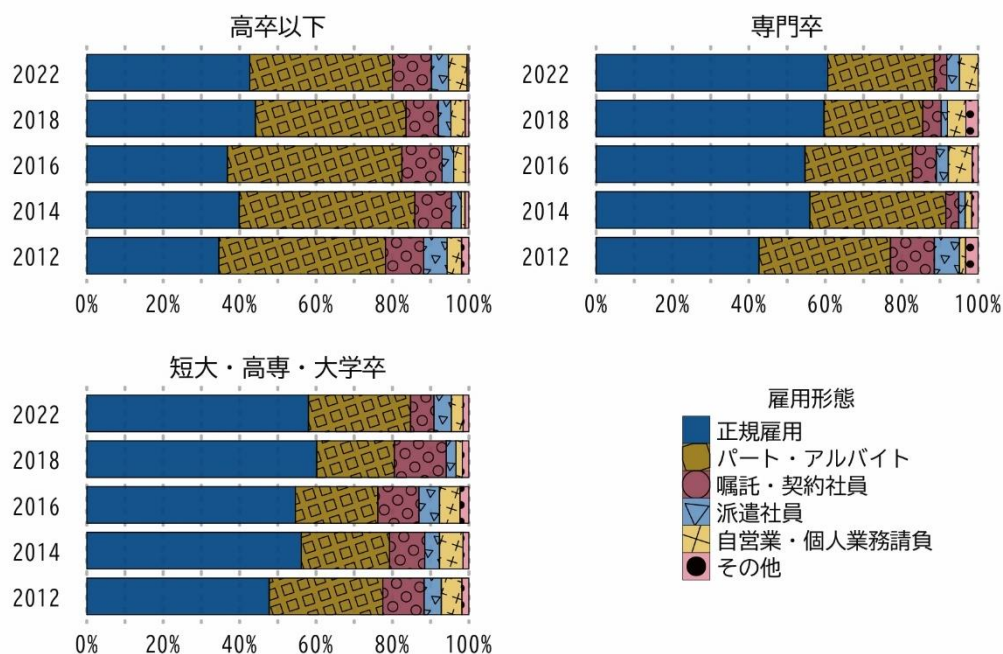
いずれの時点でも高卒以下では相対的に「パート・アルバイト」の割合が多く、短大・高専・大学卒では「正規雇用」の割合が多い。「パート・アルバイト」「嘱託・契約社員」「派遣社員」の 3 つを非正規雇用としてまとめると、高卒以下では非正規雇用率は 5 割強から 6 割弱となっている。なお、女性労働者全体に占める非正規雇用率が 5 割弱であることを踏まえると、高卒以下のシングルマザーの非正規雇用率の高さが特徴的である。対して、短大・高専・大学卒の非正規雇用率は 4 割前後となっている。

いずれの学歴においてもこの 10 年間で「正規雇用」の割合が増加している。「正規雇用」の割合は、高卒以下では約 35%から約 43%へと増加し、短大・高専・大学卒では約 48%から約 58%へと増加している。反対に非正規雇用率は、高卒以下では約 60%から約 52%へと減少し、短大・高専・大学卒では約 45%から約 37%へと減少している。高卒以下と短大・高専・大学

⁴ 賃金は個人年収を年間労働時間で除することによって求めている。年間労働時間は週労働時間を 52.143 倍（1 年 365 日 ÷ 1 週間 7 日 ÷ 52.143）して計算した。

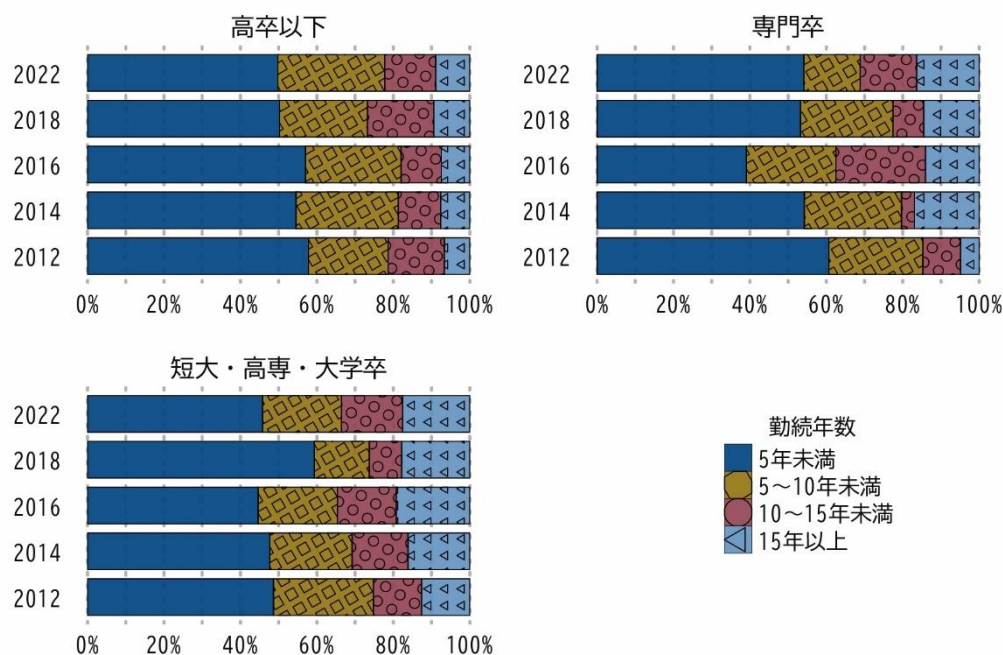
卒における正規雇用化のトレンドはほぼ同程度であるため、この間の学歴間の雇用形態の差異は大きくは変化していない。

図表 4-4-1 シングルマザーの学歴別雇用形態のトレンド



出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

図表 4-4-2 シングルマザーの学歴別勤続年数のトレンド



出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

専門卒については、「正規雇用」の割合が短大・高専・大学卒と同程度である。この10年間に於ける正規雇用化の程度は他の学歴と比べると約13ポイントと大きい。

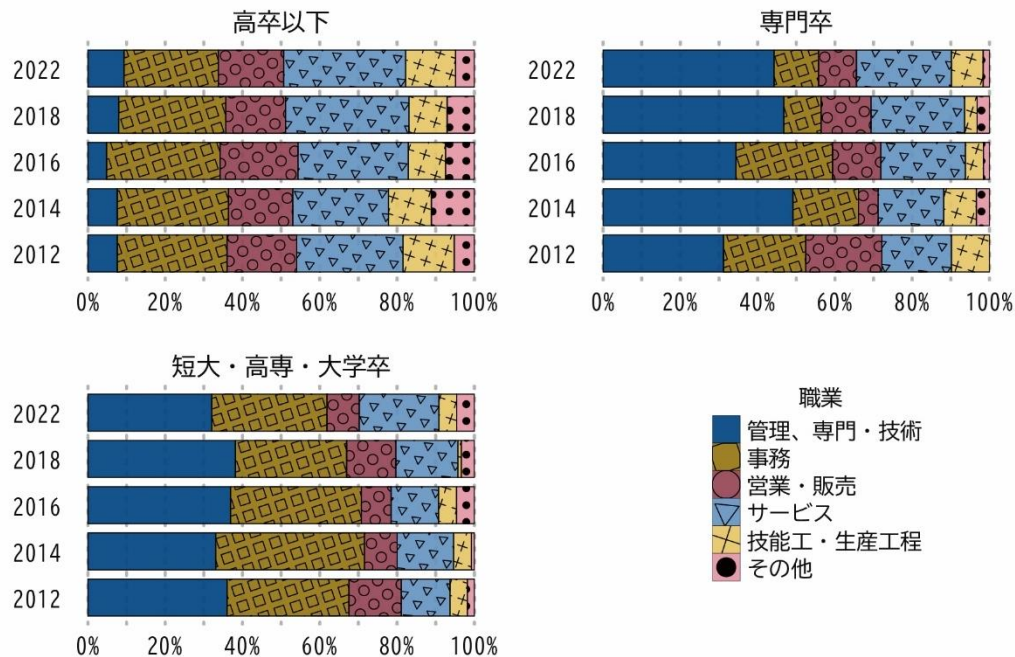
図表4-4-2に学歴別勤続年数のトレンドを示した。なお、短大・高専・大学卒の2018年についてはやや特殊な傾向があり解釈には注意が必要である。高卒以下では、「5年未満」が5割から6割弱、「5～10年未満」が2割から3割弱、「10～15年未満」が1割から2割弱、「15年以上」が1割未満となっている。対して、短大・高専・大学卒では、「5年未満」が4割強から6割弱、「5～10年未満」が1割強から2割強、「10～15年未満」が1割弱から1割強、「15年以上」が1割強から2割弱となっている。特に「15年以上」の割合に注目すると、高卒以下よりも短大・高専・大学卒のほうが勤続年数が長いことがわかる。また、高卒以下では勤続年数が長いカテゴリーほどその割合が小さくなるという傾向があるが、短大・高専・大学卒は「10～15年未満」と「15年以上」の割合が同程度か後者のほうが大きいという傾向があり、このことから短大・高専・大学卒のシングルマザーでは長期勤続という特徴があることがわかる。ただし、短大・高専・大学卒のシングルマザーにおいてもマジョリティは「5年未満」であり、長期勤続が可能になっているのは一部に限られている。

いずれの学歴でもこの10年間で長期勤続化の傾向があるが、その傾向の現れ方は学歴間でやや異なっている。高卒以下で最も大きく変化したカテゴリーは、約58%から約50%へと減少した「5年未満」と、約21%から約28%へと増加した「5～10年未満」である（「10～15年未満」は約2ポイントの減少、「15年以上」は約2ポイントの増加）。対して、短大・高専・大学卒で最も大きく変化したカテゴリーは、イレギュラーな変化をしている2018年を除けば、約26%から約21%へと減少した「5～10年未満」と、約13%から約18%へと増加した「15年以上」である（「5年未満」は約3ポイントの減少、「10～15年未満」は約3ポイントの増加）。すなわち、高卒以下では勤続5年前後を境に長期勤続化の傾向があり、短大・高専・大学卒では勤続10年前後や15年前後での長期勤続化の傾向がある。結果的に、高卒以下に相対的に勤続年数が短い人が多く、短大・高専・大学卒では相対的に勤続年数が長い人が多いという傾向に大きな変化はない。

専門卒の勤続年数の特徴は、大まかにみれば高卒以下と短大・高専・大学卒の中間のような傾向があるが、時点間でのイレギュラーな変化も大きく、明確な特徴を捉えづらい。

図表4-4-3に学歴別職業のトレンドを示した。雇用形態と勤続年数と比べると、学歴間の分布の違いはかなり大きくなっている。高卒以下では「サービス」が多く、短大・高専・大学卒では「管理、専門・技術」が多い。高卒以下では、「管理、専門・技術」が1割未満、「事務」が2割強から3割弱、「営業・販売」が2割弱、「サービス」が3割弱から3割強、「技能工・生産工程」が1割弱から1割強、「その他」が1割弱未満となっている。短大・高専・大学卒では、「管理、専門・技術」が3割強から4割弱、「事務」が3割弱から4割弱、「営業・販売」が1割弱から1割強、「サービス」が1割強から2割、「技能工・生産工程」と「その他」が1割未満となっている。「営業・販売」と「技能工・生産工程」の割合は高卒以下でわずかに多

図表 4-4-3 シングルマザーの学歴別職業のトレンド



出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

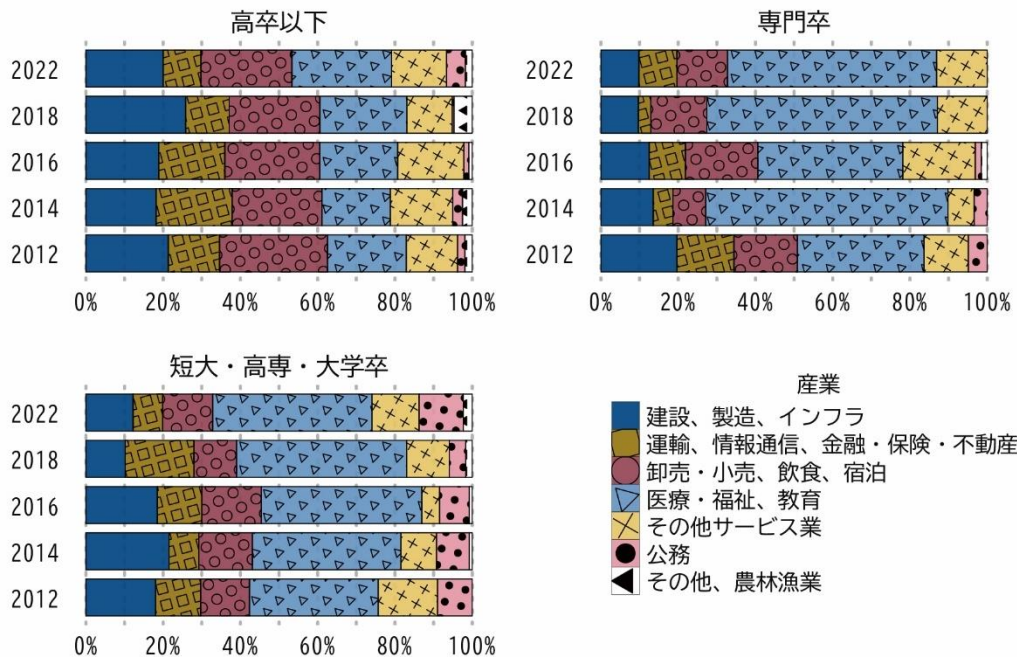
く、「事務」については短大・高専・大学卒でやや多い。つまり、職業分布の特徴に関しては、高卒以下のシングルマザーでは現業職（「サービス」「営業・販売」「技能工・生産工程」）に就いている人が多く、短大・高専・大学卒のシングルマザーではホワイトカラー職（「管理、専門・技術」「事務」）に就いている人が多い。

職業分布の時間点の変化は高卒以下では比較的小さい。「管理、専門・技術」は約 1 ポイントの増加、「事務」は約 4 ポイントの減少、「営業・販売」は約 1 ポイントの減少、「サービス」は約 4 ポイントの増加となっている（「技能工・生産工程」と「その他」の変化量は 0 ポイントである）。短大・高専・大学卒については、「管理、専門・技術」が約 4 ポイントの減少、「事務」が約 2 ポイントの減少、「営業・販売」が約 6 ポイントの減少、「サービス」が約 8 ポイントの増加となっている（「技能工・生産工程」の変化量は 0 ポイント、「その他」は約 3 ポイントの増加である）。この 10 年間に於いては、短大・高専・大学卒のシングルマザーでサービス職がやや増加しているという傾向がある。

専門卒については、やはり時点間の変化がイレギュラーであり明確な特徴が読み取りづらいが、他の学歴と比べると、「事務」と「営業・販売」の割合が相対的に少なく、特に直近では「管理、専門・技術」と「サービス」に二極化しているという特徴がある。

図表 4-4-4 に学歴別産業のトレンドを示した。高卒以下では、「建設、製造、インフラ」が 2 割弱から 2 割強、「運輸、情報通信、金融・保険・不動産」が 1 割弱から 2 割弱、「卸売・小売、飲食、宿泊」が 2 割強から 3 割弱、「医療・福祉、教育」が 2 割弱から 2 割強、「その他サービス業」が 1 割強から 2 割弱、「公務」と「その他、農林漁業」が 1 割未満となっている。

図表 4-4-4 シングルマザーの学歴別産業のトレンド

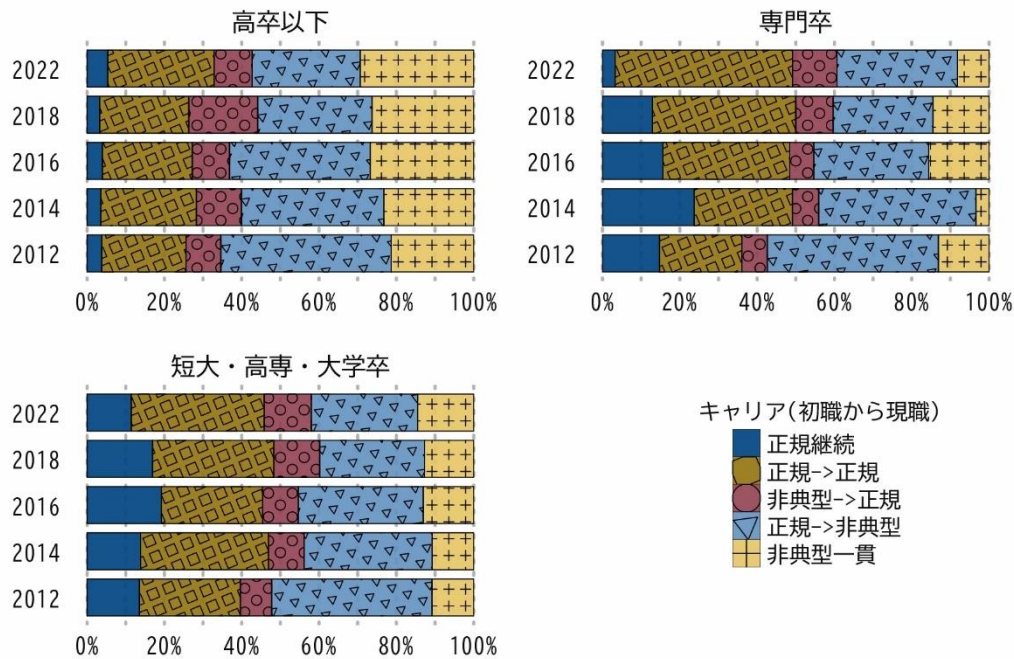


出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

短大・高専・大学卒では、「建設、製造、インフラ」が1割から2割強、「運輸、情報通信、金融・保険・不動産」が1割弱から2割弱、「卸売・小売、飲食、宿泊」が1割強、「医療・福祉、教育」が3割強から4割強、「その他サービス業」が1割弱から2割弱、「公務」が1割弱から1割強、「その他、農林漁業」が1割未満となっている。両者の特徴をまとめると、高卒以下では「建設、製造、インフラ」「卸売・小売、飲食、宿泊」「医療・福祉、教育」「その他サービス業」がそれぞれ同程度の割合となっているが、短大・高専・大学卒では「医療・福祉、教育」の割合が特に多くなっている。すなわち、高卒以下の産業分布は第2次産業からサービス産業まで広く均等になっているのに対して、短大・高専・大学卒ではサービス産業のなかでも「医療・福祉、教育」に偏っているという特徴がある。

産業分布の変化についても学歴間で違いが見られる。高卒以下については、「運輸、情報通信、金融・保険・不動産」が約3ポイントの減少、「卸売・小売、飲食、宿泊」が約4ポイントの減少、「医療・福祉、教育」が約6ポイントの増加となっている。短大・高専・大学卒については、「建設、製造、インフラ」が約6ポイントの減少、「運輸、情報通信、金融・保険・不動産」が約4ポイントの減少、「医療・福祉、教育」が約8ポイントの増加、「その他サービス業」が約3ポイントの減少となっている。両者ともに「医療・福祉、教育」が増加するという傾向は共通しているが、その増加の代わりに、高卒以下については「卸売・小売、飲食、宿泊」の減少がやや大きく、短大・高専・大学卒については「建設、製造、インフラ」の減少が大きいという違いがある。短大・高専・大学卒において、第2次産業が減少し「医療・福祉、教育」が増加するというサービス産業化の傾向が見られる。

図表 4-4-5 シングルマザーの学歴別キャリアタイプのトレンド



出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

専門卒については、他の学歴よりも特に「医療・福祉、教育」が多いという傾向がある。

図表 4-4-5 に学歴別キャリアタイプのトレンドを示した。端的に言えば、短大・高専・大学卒のほうがより安定的なキャリアの割合が多くなっている。高卒以下では、「正規継続」が1割未満、「正規→正規」が2割強から3割弱、「非典型→正規」が1割弱から2割弱、「正規→非典型」が3割弱から4割強、「非典型一貫」が2割強から3割弱となっている。短大・高専・大学卒では、「正規継続」が1割強から2割弱、「正規→正規」が3割弱から3割強、「非典型→正規」が1割弱から1割強、「正規→非典型」が3割弱から4割強、「非典型一貫」が1割から1割強となっている。特に明確な違いに注目すれば、高卒以下では「非典型一貫」が相対的に多く、短大・高専・大学卒では「正規継続」が相対的に多い。図表 4-4-1 で見たように短大・高専・大学卒のシングルマザーには現職で正規雇用が多いが、上記によると、その中でも初職から正規雇用を継続している人が相対的に多いという特徴がある。反対に、高卒以下のシングルマザーにおいては、単に現在非正規雇用の人が多いだけではなく、初職時点ですでに正規雇用以外であった人が多いという特徴がある。

この10年間におけるキャリア類型の変化についても学歴間で比較的共通している。高卒以下では、「正規継続」が約4%から約5%へと増加し、「正規→正規」が約22%から約28%へと増加し、「非典型→正規」が約9%から約10%へと増加し、「正規→非典型」が約44%から約28%へと減少し、「非典型一貫」が約21%から約29%へと増加した。短大・高専・大学卒では、「正規継続」が約14%から約11%へと減少し、「正規→正規」が約26%から約34%へと増加し、「非典型→正規」が約8%から約12%へと増加し、「正規→非典型」が約41%から約27%

へと減少し、「非典型一貫」が約 11%から約 15%へと増加した。ただし、短大・高専・大学卒では「正規継続」の割合は 2012 年から 2016 年にかけては増加し、2016 年から 2022 年にかけては減少するという非線形な傾向もある（その非線形な関係と対応しているのは「正規→正規」である）。高卒以下と短大・高専・大学卒どちらも、この 10 年間で「正規→非典型」の割合が大きく減少し、その代わりに「正規→正規」が増加しているという点は共通している。また、その一方で「非典型一貫」の割合も増加しているという点も両方で共通している。ただし、この結果自体から職業キャリアのトレンドを厳密に把握することは出来ない。後述するが、厳密な意味での職業キャリアのトレンドを明らかにするには出生コーホートごとに分析する必要がある。

専門卒については、2014 年以前と以降で非線形的な変化がみられている。「正規→正規」の割合が増加しており、直近ではその割合が他の学歴よりもかなり大きいことが特徴的である。

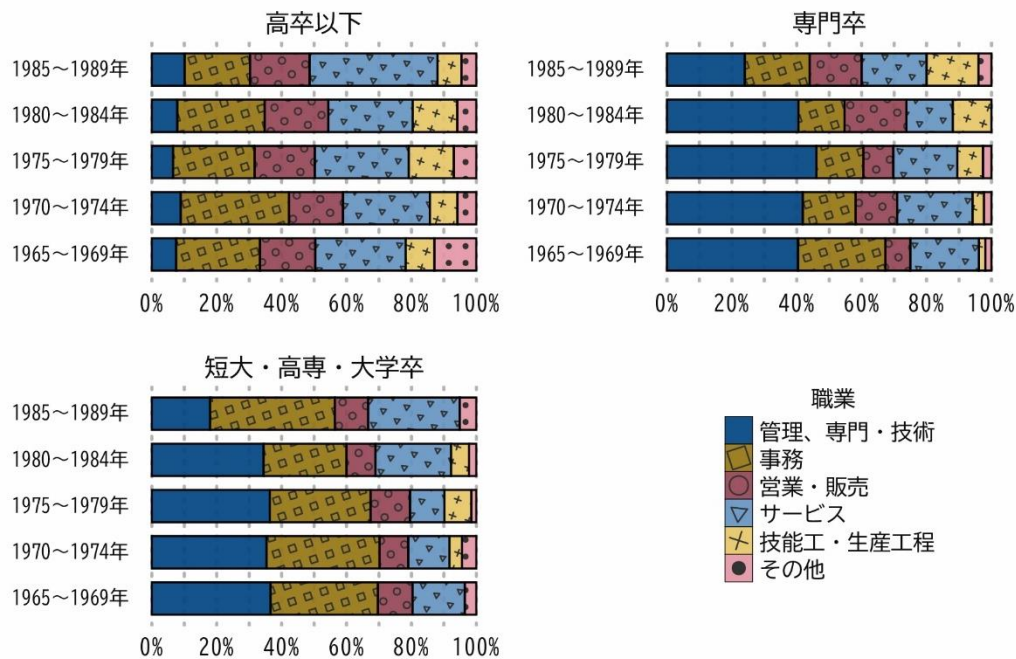
5 シングルマザーの出生コーホート・学歴別の職業とキャリア類型

次に、上記の分析で特に時点間の変化が大きかった職業とキャリア類型について出生コーホート別の変化も確認する。職業キャリアの変化を捉えるには出生コーホートごとに分析するのが一般的である。特に均等政策や両立支援政策は年々充実しており、そうした様々な制度を利用するキャリア上のタイミングも重要である。ちなみに、上記の分析においては産業分布も時点間の変化が大きかったが、職業の結果からわかることと重複する部分もあり、後述の分析でわかるように、シングルマザーの経済的自立に関しては産業よりも職業のほうが重要であるため、ここでの分析では職業に注目することとする。なお、以下では 1964 年以前コーホートと 1990 年以降コーホートについてはケース数が少ないため分析から除外している。そのため、4 節の図表とは分析対象数が異なっている。専門卒の結果の解釈については省略する。

図表 4-5-1 に出生コーホート・学歴別の職業分布を示した。学歴間の職業分布の差異については図表 4-4-3 でみたものとほとんど同様である。すなわち、高卒以下については現業職（「サービス」「営業・販売」「技能工・生産工程」）に就いている人が多く、短大・高専・大学卒についてはホワイトカラー職（「管理、専門・技術」「事務」）に就いている人が多い。ただし、短大・高専・大学卒においてもより若いコーホートでは相対的に「サービス」の割合が高くなっている。また、短大・高専・大学卒の 1985～1989 年コーホートでは特に「事務」の割合が高くなっている。

次に世代間の職業分布を比較する。一番古いコーホートと若いコーホートを比べると、高卒以下では「サービス」が約 11 ポイント増加しており、短大・高専・大学卒でも約 12 ポイント増加している。ただし、高卒以下では「事務」が約 6 ポイント減少している一方で、短大・高専・大学卒では「管理、専門・技術」が約 19 ポイント減少しており、「事務」は約 5 ポイント増加している。図表 4-4-3 の時点間比較でみた場合にはどちらの学歴も職業分布の変化はそれほど大きくはなかったが、出生コーホートでみると高卒以下と短大・高専・大学卒ともにサー

図表 4-5-1 シングルマザーの出生コホート・学歴別の職業分布



注：「～1964 年」と「1990 年～」についてはケース数が少ないため分析から除外している
 ので、4 節の図表とは分析対象数が異なっている。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

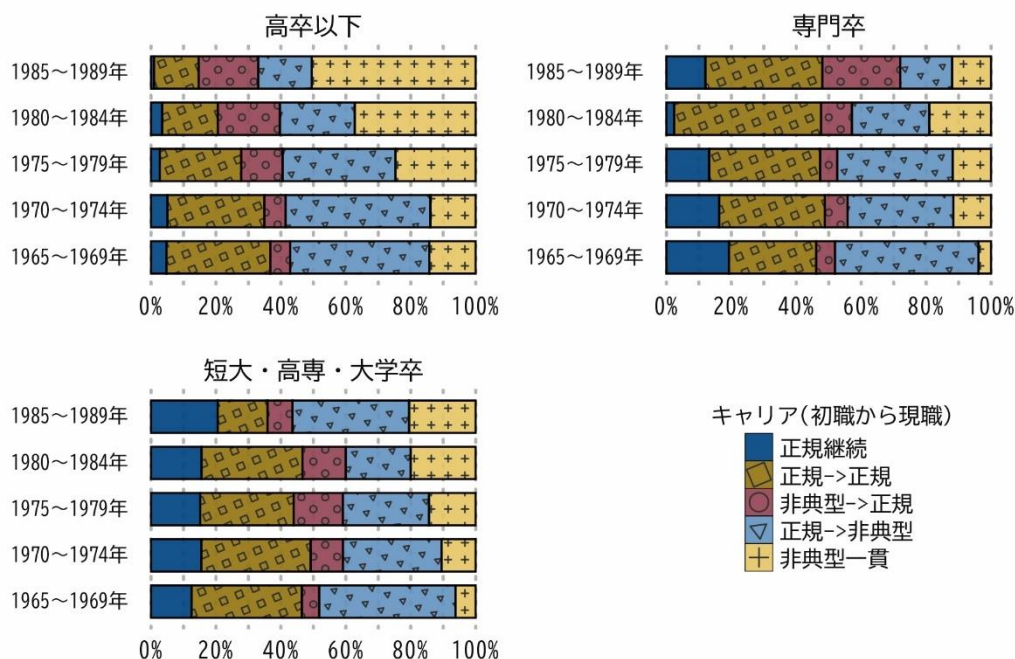
ビス職化しているという傾向がみられる⁵。少子高齢化の影響で若いコホートの数が少ないため、時点ごとの平均で比較した場合にはこの傾向が顕著には現れていないと考えられる。

図表 4-5-2 に出生コホート・学歴別のキャリア分布を示した。ここでも学歴間の差異は図表 4-4-5 でみた時点間の比較の結果と概ね同じであるが、両者の差異がより顕著になっている。高卒以下では「非典型一貫」が相対的に多く、短大・高専・大学卒では「正規継続」が相対的に多いという特徴は維持されているものの、そうした違いはより若いコホートで顕著になっている。1985 年～1989 年コホートに着目すると、高卒以下では「正規継続」がわずか約 1%である一方で「非典型一貫」が約 50%となっているのに対して、短大・高専・大学卒では「正規継続」が約 21%である一方で「非典型一貫」が約 21%となっている。つまり、キャリア形成における学歴間格差はより若いコホートで拡大しているといえる。

ただし、若いコホートにおける短大・高専・大学卒のシングルマザー全員が安定的なキャリア形成を行えているわけではない。1985 年～1989 年コホートにおいて、少なくとも「正規継続」と「非典型一貫」の割合はほとんど同じであるし、何よりも「正規→非典型」の割合が約 36%と最も多くなっている。つまり、初職が正規雇用であっても、それを継続した層としなかった（あるいは、できなかった）層に分化していることには注意が必要である。

⁵ 詳細な結果は省略するが、「短大・高専」「大学卒」にわけて同様の分析を行ったところ、それぞれにおいてサービス職化の傾向が観察された。

図表 4-5-2 シングルマザーの出生コホート・学歴別のキャリア分布



注：「～1964年」と「1990年～」についてはケース数が少ないため分析から除外している
 ので、4節の図表とは分析対象数が異なっている。

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

キャリア類型の世代間の変化もそれぞれの学歴ごとに特徴がある。一番古いコホートと若いコホートを比べると、高卒以下では、「正規→正規」と「正規→非典型」がそれぞれ約18ポイントと約26ポイント減少している一方で「非典型→正規」と「非典型一貫」がそれぞれ約12ポイントと約36ポイント増加している。後者は初職が非典型（≡非正規雇用）であることを意味しているので、総じて、高卒以下のシングルマザーは若いコホートほど初職が非典型の人が増えていることがわかる。「非典型→正規」と「非典型一貫」は初職が非典型である点では同じであるが、現職が正規雇用か非典型かで異なっている。若い高卒以下のシングルマザーにおいてこの両者が増加しているということは、初職が不安定であってもその後正規雇用という安定的なキャリアに移動できた層とそうではない層に分化していることを示している。

短大・高専・大学卒において、一番古いコホートと若いコホートを比べると、「正規継続」と「非典型一貫」がそれぞれ約7ポイントと約15ポイント増加している一方で、「正規→正規」が約19ポイント減少している。「正規→非典型」も全体的には減少傾向にあるものの、1965～1969年と1980～1984年を比べると約12ポイントの減少、1965～1969年と1985～1989年を比べると約8ポイントの減少とやや非線形の傾向になっている。つまり、初職から現職まで安定している層が拡大していると同時に、不安定的なキャリアに留まっている層も増加しているという世代間の変化がみられる。また、「正規→正規」と「正規→非典型」のど

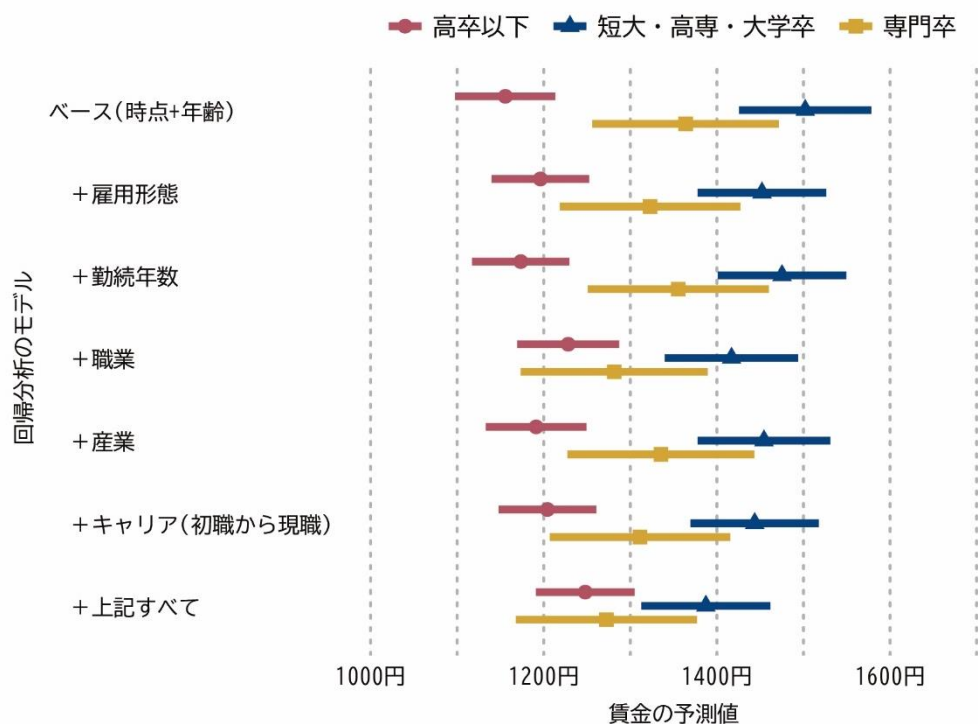
ちらも減少しているという傾向は、若い短大・高専・大学卒のシングルマザーにおいては初職が正規雇用であった場合にはそこから離職することが少なくなっている（初職継続が多くなっている）ことを示唆している。

6 シングルマザー内の学歴間賃金格差

これまでの分析結果からもわかるようにシングルマザーの就業構造は学歴間で異なっている。この差異は経済的自立の状況にどのように関連しているだろうか。それを明らかにするために、ここでは上記でみた職域変数がシングルマザーの賃金に対してどのような影響を与えているかを回帰分析によって確認する。なお、ここでも専門卒については参考程度として解釈を省略する。

図表 4-6-1 にはシングルマザーの学歴間賃金格差の要因を示した。この分析では 2012 年から 2022 年のデータをプールとして共通の傾向について確認している。まず、ベースとなる時点と年齢のみを統制したモデルによると、高卒以下の賃金は約 1160 円で、短大・高専・大学卒の賃金は約 1500 円となっており、この差は統計的に有意である。つまり、この 10 年間ににおけるシングルマザーの学歴間の平均的な賃金格差は約 340 円である。

図表 4-6-1 シングルマザーの学歴間賃金格差の要因



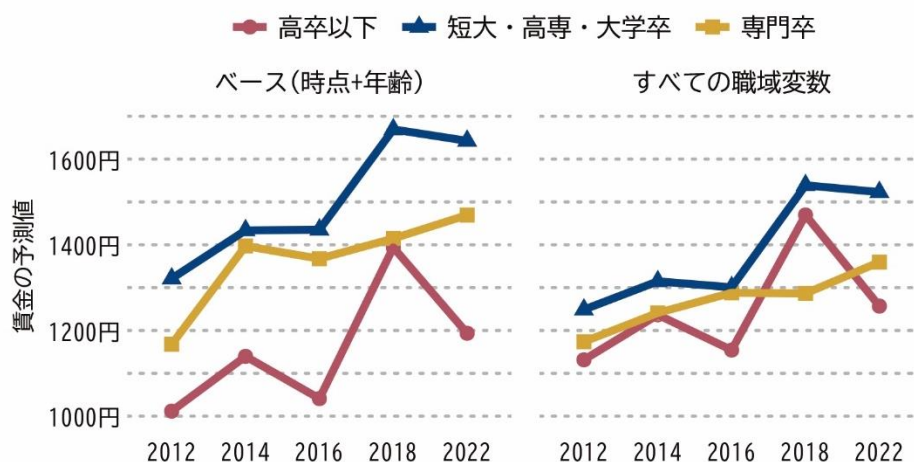
注：回帰モデルから推定された予測値とその 95%信頼区間を示している
出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

次にこの学歴間賃金格差が職域変数を追加で投入したときにどのように変化するかを確認する。賃金格差が最も小さくなるモデルで投入した職域変数が、シングルマザーの学歴間の賃金格差を説明する上では重要な要因となる。各職域変数を投入したときの賃金格差の大きさは、雇用形態で約 250 円、勤続年数で約 310 円、職業で約 190 円、産業で約 260 円、キャリア類型で約 240 円となっており、このすべてが統計的に有意である。これによると、職業、キャリア類型、雇用形態、産業、勤続年数の順に学歴間の賃金格差の要因としての重要度が高いことがわかる。いずれの職域変数を投入した場合でも、高卒以下の賃金の予測値は高くなり、短大・高専・大学卒の賃金の予測値は低くなるという関係がある。つまり、高卒以下のシングルマザーの低賃金は、彼女たちの職域が相対的に低賃金なもの（非正規雇用や現業職、非典型一貫など）に偏っていることが一つの要因である。詳細な表については省略するが、すべての職域変数を統制したモデルで各職域変数の限界効果を確認すると、現職が正規雇用であるほど、また職業が「管理、専門・技術」であるほど賃金が高くなる。ただし、これらすべての職域変数を統制したとしても（図表 4-6-1 の「+上記すべて」）、高卒以下と比べて、短大・高専・大学卒の賃金は約 140 円統計的に有意に高くなっており、シングルマザーにおける学歴間賃金格差の要因のすべてが職域に帰するわけではない。

ここまでは 2012 年から 2022 年を通した平均的な傾向について確認したが、シングルマザーの学歴間賃金格差が年次とともに変化している可能性もある。最後に、シングルマザーの学歴間賃金格差の趨勢について分析を行う。図表 4-6-2 にシングルマザーの学歴間賃金格差のトレンドを示した。ここでは、上記の図表 4-6-1 のベースモデルとすべての職域変数を投入したモデルにおいて学歴と時点の交互作用を追加で投入し予測値の比較を行っている。ただし、高卒以下の賃金のトレンドがややイレギュラーな動きをしている点には注意が必要である。

まず「ベース（時点+年齢）」のパネルから確認する。高卒以下の賃金の予測値は 2012 年

図表 4-6-2 シングルマザーの学歴間賃金格差のトレンド



注：回帰モデルから推定された予測値を示している

出所：子育て世帯全国調査（2012-2022）より筆者作成

の約 1010 円から 2022 年の約 1190 円へと 180 円分増加している。短大・高専・大学卒では、2012 年の約 1320 円から 2022 年の約 1640 円へと約 320 円増加している。2012 年と 2022 年の単純な比較でみると、どちらの学歴においても賃金は増加しているが、短大・高専・大学卒の増加分のほうが大きいと、結果的に学歴間の賃金格差は拡大している。

高卒以下の賃金のトレンドがイレギュラーであるため、各年で学歴間賃金格差を確認すると、2012 年では約 310 円、2014 年では約 290 円、2016 年では約 400 円、2018 年では約 280 円、2022 年では約 450 円となっている。なお、各年の学歴間賃金格差はすべて統計的に有意である。2012 年から 2014 年にかけて格差はやや縮小傾向にあるが、2016 年以降は拡大や縮小を繰り返している。変動が大きい 2016 年・2018 年・2022 年の賃金格差の値を平均すると約 380 円となるため、少なくとも 2010 年代後半以降のシングルマザーの学歴間賃金格差は 2010 年代前半と比べると拡大傾向にあるといえるだろう。特に 2018 年から 2022 年に関しては、高卒以下と短大・高専・大学卒のどちらの賃金も減少しているなかで、特に高卒以下における減少の程度が大きい。

ただし、この傾向は各職域変数を統制した場合（「すべての職域変数」のパネル）では異なる。各年での学歴間賃金格差は、2012 年で約 120 円、2014 年では約 70 円、2016 年では約 150 円、2018 年では約 70 円、2022 年では約 260 円となっているが、統計的に有意であるのは 2022 年のみである。つまり、高卒以下と短大・高専・大学卒の職域の違いを統制した場合、ほとんどの時点では両者の賃金に統計的な有意差はないが、2022 年のみ学歴間の職域の差異に還元できない学歴間賃金格差が残っている。つまり、2012 年から 2022 年の平均的な傾向について分析した図表 4-4-8 では職域の差異に還元できない学歴間賃金格差が観察されることを示したが、これは特に 2022 年の特徴を強く受けたものであるといえる。シングルマザーの学歴間賃金格差の要因は、2016 年以前はほぼすべてが学歴間の職域の違いによって説明できるというものであったが、2018 年以降は職域以外の要因も現れており、格差の構造が変化していることが示唆される。これがこの間のコロナ禍の影響によるものかを明らかにすることは本章の分析の範疇を超えてしまうが、高卒以下のシングルマザーの経済的自立の状況についてはより深刻なものになっているという可能性に留意する必要があるだろう。

7 議論と政策的示唆—シングルマザーの労働市場の二重構造

本章では、シングルマザーの学歴階層に注目して、雇用形態・勤続年数・職業・産業・キャリア類型といった側面から、彼女らの就業構造の実態を分析してきた。主な知見をまとめると以下の通りである。

- ① 高卒以下のシングルマザーの職域の特徴：現在非正規雇用であるものが多いだけでなく、初職から現職まで一貫して非典型（≡非正規）雇用であるものが多い。産業については第 2 次産業からサービス産業まで幅広く分布しているが、現業職系（サービス職、営業・販売職、生産工程職）に就いている人が多い。相対的に短期勤続者が多い。

- ② 短大・高専・大学卒のシングルマザーの職域の特徴：現在正規雇用であるものが多いだけでなく、正規雇用での就業継続や同じ正規雇用への転職が多い。産業については「医療・福祉、教育」に偏っているが、ホワイトカラー職系（管理、専門・技術職、事務職）に就いている人が多い。相対的に長期勤続者が多い。
- ③ 高卒以下と短大・高専・大学卒ともに若いコーホートほどサービス職化している。また、どちらにおいても若いコーホートほど「非典型一貫」キャリアが増加する傾向があるが、特に高卒以下で顕著である。さらに、高卒以下では若いコーホートほど「非典型→正規」が増加しているが、短大・高専・大学卒では「正規継続」が増加している。
- ④ シングルマザーの学歴間賃金格差は職域の違いによって説明できる。高卒以下と短大・高専・大学卒の賃金はどちらも上昇しているが、後者において上昇分が大きい。しかし、職域の違いを統制した場合には 2012 年から 2018 年にかけて学歴間賃金格差が拡大した傾向はみられない。2018 年から 2022 年にかけて、特に高卒以下のシングルマザーの賃金が低くなっており、職域の違いに還元できない学歴間賃金格差が現れるようになっている。

短大・高専・大学卒の職域は、女性労働政策が想定する典型的な女性労働者像と一致しているといっていよう。ホワイトカラー職が多く、正規雇用での就業継続や長期勤続も進んでいる。不安定なキャリア形成に陥ってしまっている人も一部存在していることに注意は必要であるが、基本的には今日の女性活躍推進によって経済的自立の達成が期待できるであろう。その一方で、職域からみれば高卒以下のシングルマザーは均等法や育児法が想定している正規雇用としての就業継続キャリアの外側におり、こうした層に対して今日の女性活躍推進が貢献できる部分は相対的に小さいだろう。

短大・高専・大学卒でキャリアが不安定になる契機としては初職が正規雇用かどうか重要なカギを握っており、安定的な初期キャリア形成が重要である。高卒以下においても初職が正規雇用以外のケースが圧倒的に多い。ただし、ほとんどのシングルマザーに当てはまると考えられるが、学卒後の初職時点ですでにひとり親になっているケースは非常に少ない。その意味では不安定な初期キャリアを歩んでしまったことの不利がひとり親化することによってより深刻なものになっていると理解できる。それを踏まえると、安定的な初期キャリアを形成できなかった場合においても、その後正規雇用として就業できるなどのセカンドチャンスも重要である。興味深いことに、「非典型→正規」のキャリアは高卒以下においては増加しているが、短大・高専・大学卒ではほとんど変化していない。こうした傾向から、意外にも高卒以下の層において不安定な初期キャリアを挽回するセカンドチャンスが拡大していることが読み取れる。

そして、このような学歴間の職域の違いは賃金へも重要な影響を与えている。経済的自立という側面からみてもシングルマザー内部では学歴階層によって大きく状況が異なっているわけであるが、そのほとんどが学歴間の職域の違いが媒介している。簡潔に言えば、高卒以下

のシングルマザーは相対的に「悪い」労働市場に位置づけられており、短大・高専・大学卒のシングルマザーは相対的に「良い」労働市場に位置づけられている⁶。このようなシングルマザー内部における労働市場の二重構造が彼女たちの経済状況に強く関連している。この意味で特に高卒以下のシングルマザーにおいては就業構造（職域）を改善するための介入が重要である。冒頭で示したように、シングルマザーの過半数は高卒以下であるので全体でみれば「悪い」労働市場に位置づけられていることの影響が色濃く現れる。しかし、少なくとも学歴という点でみれば職域と経済状況についてシングルマザー内部には異質性が存在しており、それぞれの層に対応した施策の整備が求められるだろう。

さらに、賃金に関する分析では、2018年から2022年にかけてシングルマザーの学歴間職域分離と賃金格差の構造に変化があることを示した。この点に関する本章の課題は2つある。第1に、なぜシングルマザーの学歴間賃金格差の構造が2018年から2022年にかけて変化したのかを明らかにすることである。当然この間の大きな社会変動としてはコロナ禍が考えられるが、本章の着眼点に即してみれば、例えばコロナ禍後に特に高卒以下のシングルマザーの経済的自立の状況が悪化しているのかという問題を明らかにしていくことが重要である。第2に、こうしたシングルマザーにおける学歴間賃金格差が、ふたり親世帯のそれと比較したときにどのような特徴があるのかを明らかにすることである。本章では、シングルマザーの経済的自立の問題に対して学歴間格差の視点からアプローチしているが、そもそも本章で明らかにした知見が女性における一般的な学歴間格差と同じなのかについては検討していない。これらの点については今後の研究課題としたい。

最後に、上記の知見と考察を踏まえ、具体的な政策的示唆について述べる。高卒以下のシングルマザーにおける就業構造（職域）を改善するための政策的介入の1つ目として、専門・技術職や事務職とサービス職の間に存在する賃金の差異を縮小し、必要以上に差が広がらないようにすることが重要である⁷。上述のように、低学歴層のシングルマザーが経済的に自立することが困難である背景には、相対的に賃金が低い職業で働いていることが挙げられる。そして職業は学歴間の賃金格差を説明する要因の最も重要なものである。仮に学歴間で職業に違いがあったとしても、職業によって賃金が異なっていなければ経済的自立という側面では問

⁶ ここでの「良い」「悪い」とはいわゆる二重労働市場論にみられる第一次労働市場と第二次労働市場の違いを意味している。すなわち、第一次労働市場では、仕事における教育・訓練機会が豊富で、雇用・賃金体系が制度化されており、労働条件の「良い」仕事が多い一方で、第二次労働市場では、学習機会が乏しく、雇用・賃金体系が十分に制度化されておらず、労働条件の「悪い」仕事が多い、と考えられている。

⁷ 「職業ごとの賃金が職業ごとの限界生産性によって決定されている」と想定する場合、「職業間賃金格差はある程度妥当なものであり、職業間の限界生産性の拡大によって賃金格差も拡大することが自然」と考えることもできる。本章では、仮に職業間賃金格差が限界生産性の違いを反映しているとしても、その差は十分に説明可能な程度に留まるべきであると考えている。同一労働同一賃金における均衡待遇では雇用形態間の不合理な待遇差を禁止しており、全く同じ議論とはいえないが、このロジックは職業間賃金格差にも援用できるのではないだろうか。特に日本の労働市場においては一般的に転職によって賃金を向上できる機会が乏しいからこそ、労働者の待遇向上という点においては、コロナ禍におけるケア労働者の賃上げのような、職業自体の労働条件を改善する所得再分配機能も合わせた介入が重要である。さらに、企業別に労働組合が組織されている日本においては、集団的な労使交渉によって個別職業の労働条件を改善することが難しく、政府の役割がより重要になると考えられる。

題は小さいだろう。この政策的介入の具体例としては、コロナ禍におけるケア労働者の賃上げなど、サービス職の賃金を増加させる施策が求められる。

また、職業間の移動を妨げる障壁を減らすことも、高卒以下のシングルマザーにおける就業構造（職域）を改善するための政策的介入として重要である。職業間に賃金格差があったとしても、専門・技術職や事務職への移行が可能になれば経済的不利が軽減される可能性がある。異なる職業への移動には、なんらかの職業能力の開発が不可欠であり、現在の施策としては自立支援教育訓練給付金事業や高等職業訓練促進給付金等の制度の活用が重要である。しかしながら、これらの制度の認知度は依然として低く、シングルマザーの約 4 割がこれらの制度を認知していないことが明らかになっている（労働政策研究・研修機構 2024：参考資料）。特に低学歴層における制度の周知と利用の促進が求められる。

次に、シングルマザーのキャリア形成に関しては、第 1 に初職の正規雇用率を高めること、第 2 に初職が正規雇用ではなかった場合においてもその後正規雇用へ移行できる機会を設けることが重要である。前者についてはそもそもひとり親になる以前の問題であるので、実際にはシングルマザーに関わらず若年女性労働者全般の初期キャリアの安定化を意味する。後者についても厳密にはシングルマザーかどうかによって変わるわけではなく、非正規女性労働者全般について同一企業内での正社員転換や転職を通じた正社員化を促進する施策を意味する。理想的には、ホワイトカラー職の正社員への転換が経済的自立のためには最も良いが、パート・アルバイトから直接正社員へ移行するのは現実的には大きな障壁がある。その点を考慮すれば、労働条件が相対的に正社員に近い派遣社員や契約社員を経て正社員へ移行するルートを確保することが有効である。特に職業を変更するケースでは、仕事内容における正社員との差異が小さい派遣などを経由することが移行をスムーズにする入り口として効果的である。

参考文献

- 伊岐典子（2011）『女性労働政策の展開』労働政策レポート No.9、労働政策研究・研修機構。
- 石田賢示（2021）「初期キャリアの格差は縮小してゆくのか—『間断のある移行』の影響に着目して」渡邊勉・吉川徹・佐藤嘉倫編『少子高齢社会の階層構造 2—人生中期の階層構造』東京大学出版会。
- 加藤彰彦（2005）「離婚の要因—家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究：全国調査「戦後日本の家族の歩み」（NFRJ-S01）報告書 No.2』pp.77-90。
- 城戸喜子（1985）「母子世帯と生活保護（Ⅰ）」『社会保障研究』21(3)，pp.247-261。
- 斉藤知洋（2018）「ひとり親世帯の所得格差と社会階層」『家族社会学研究』30(1)，pp.44-56。
- 斉藤知洋（2020）「シングルマザーの正規雇用就労と経済水準への影響」『家族社会学研究』32(1)，pp.20-32。
- 篠塚英子（1986）「日米の貧困の比較」『日本経済研究』6，pp.48-64。

- 都村敦子（1989）「女性と社会保障」オザワ・マーサ・N、木村尚三郎、伊部英男編『女性のライフサイクル—所得保障の日米比較』東京大学出版会、pp.95-126.
- 永瀬伸子（2003）「母子世帯の母のキャリア形成、その可能性—『就業構造基本調査平成9年』を中心に」日本労働研究機構編『母子世帯の母への就業支援に関する研究』pp.239-289.
- 日本労働研究機構（2003）『母子世帯の母への就業支援に関する研究』.
- 林雄亮・余田翔平（2014）「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』101, pp.51-62.
- 福田節也（2005）「離婚の要因分析」財団法人家計経済研究所編『リスクと家計—消費生活に関するパネル調査 平成17年版』国立印刷局、pp.49-63.
- 福田節也（2009）「配偶者の別れと再びの出会い—離別と死別、再婚」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族』有斐閣、pp.72-84.
- 藤原千沙（2007）「母子世帯の階層分化—制度利用者の特徴からみた政策対象の明確化」『季刊家計経済研究』73, pp.10-20.
- 藤原千沙（2010）「ひとり親世帯をめぐる社会階層とジェンダー」木本喜美子・大森真紀・室住眞麻子編『社会政策のなかのジェンダー』明石書店.
- 藤原千沙（2015）「ひとり親世帯に関する統計調査の特徴と課題」『社会と調査』14, pp.28-35.
- 三輪哲（2007）「なぜ離婚リスクは社会階層により異なるのか」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房、pp.29-43.
- 労働政策研究・研修機構（2024）『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2022—第1回（2011年）～第6回（2022年）子育て世帯全国調査の基礎的集計』JILPT 調査シリーズ No.239.

第5章 正社員シングルマザーの収入とキャリア —父親・ふたり親マザーとの比較分析—

1 はじめに

本章では、第4章で明らかになったシングルマザーの学歴間の就業構造と経済的自立の格差に関する理解を深めるために、正社員シングルマザーに注目した分析を行う。また、シングルマザーの働き方の課題を明確化するために、本章では父親（男性）の回答との比較も行う。

シングルマザーといえば、貧困というイメージが定着している。確かに、本調査で把握している世帯収入においても、ふたり親世帯が812万円に対して、母子世帯は333万円と半分以下である。しかし、シングルマザーにも多様性がある。シングルマザーの中でも正社員として働く母は相対的に収入が高い。

図表5-1-1に集計結果を示すが、シングルマザー同士を比較するとパートの就労収入が163万円であるのに対し、正社員は357万円であり、2倍以上の収入がある。この正社員シングルマザーの就労収入は、正社員として働くふたり親世帯の母（以下、ふたり親マザーと呼ぶ）の364万円より低い年収で10万円程度の差であり、シングルマザーの方が明らかに低いとはいえない。したがって、シングルマザーの貧困対策として正社員での就業を増やすこと、つまり非正社員から正社員への転換を促すことと、正社員から非正社員への転落を防止することは重要な課題であるといえる。だが、さらに踏み込んだことをいえば、正社員として就業できれば、十分な収入を確保できるとまではいえない。図表は割愛するが、同じデータの父親の平均年収は582万円である。シングルマザーは父親が担う稼得役割も担っているが、正社員であっても男性より200万円以上低い年収に留まっている。その意味で、シングルマザーとふたり親マザーとの働き方の同質性は逆に問題であるという見方もできる。世帯単位でみたとき、父親という稼得者がいるふたり親マザーと同じ働き方では経済的に困窮する可能性があるからである。

そこで、本章ではシングルマザー、ふたり親マザー、父親の働き方と収入の関連性を比較し、正社員の人事管理においてシングルマザーの収入を高めるための課題を明らかにしたい。この分析を通じて、労働政策としてのシングルマザーの就業支援の課題を明らかにすることが本章の目的である。以下では正社員の男女を分析対象にする。

図表 5-1-1 正社員とパートの就労収入の平均(万円)

	シングルマザー	ふたり親マザー
正社員	356.9	364.4
パート	163.4	111.8

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

2 シングルマザーの働き方と年収格差

「父親は仕事、母親はケア」という伝統的な性別役割に沿って考えるなら、シングルマザーは家計を支える稼得役割を負っているが、同時にケア役割も負っている。それゆえ、シングルマザーは父親より長い時間働くことが難しい。我々のデータにおいても、父親の週実労働時間の平均は 47.3 時間 (N=89) であるのに対し、シングルマザーは 40.5 時間 (N=269) である。これはふたり親マザーの平均 41.3 時間 (N=411) よりも短い。つまり、週 40.5 時間ということは、ほぼ法定どおりの労働時間であり、残業はしていないことになる。一方、父親は週 7.3 時間の時間外労働になる。単純に解釈すれば、残業手当がない分だけシングルマザーは収入が低くなっていると理解できる。だが、それだけで 200 万円以上もの年収差がつくのは不自然だろう。労働時間以外の面での男女間賃金格差がシングルマザーの低収入の原因になっている面がないだろうか。裏返していえば、男女間賃金格差を是正すべく、女性の賃金向上に取り組むことがシングルマザーの支援にもなるという可能性はないだろうか。そのような問題意識で、分析を進めたい。

人的資本という観点で考えるなら、学歴や専門的なスキルの面で低い賃金に甘んじざるを得ない事情があるからという仮説が即座に思いつく。

実際、図表 5-2-1 が表すように、調査対象の学歴構成においてシングルマザーは「大学・大学院卒」の割合が男性より低い。それどころか、ふたり親マザーよりも低い。反対に、「高校卒」の割合が高い。その意味で、同じ正社員の中でもシングルマザーは学歴が低めであるといえる。だが、同じ「大学・大学院卒」の中でも、シングルマザーは父親より年収が低いという問題もある。図表 5-2-2 に結果を示すが、シングルマザーは、どの学歴階層においても、同じ学歴の父親より年収が低い。ふたり親マザーとの差は小さいことから、シングルか否かにかかわらず、母親であることが父親と比べた場合の低収入につながっているといえる。

また、職業との関係においては、管理職比率の低さが低収入につながっているといえそうである。図表 5-2-3 に結果を示すが、シングルかふたり親であるかにかかわらず、母親は父親より管理職比率が低い。反対に、母親は、シングルか否かにかかわらず、事務職の割合が高い。職域の垂直分離が母親と父親の年収差につながっている可能性があるといえる。一方で、「専門・技術的職業」の割合も母親は父親より高い。そのことが母親の収入を押し上げている面はあるだろう。しかし図表 5-2-4 において、「専門・技術職と管理職」(専門・管理)の男女を比較するとやはり父親より母親の方が年収は低い。父親が 708 万円に対して、シングルマザーは 443.6 万円、ふたり親マザーは 430.8 万円に留まる。なお、「事務」「販売・サービス」「労務」といった他の職業階層においても一貫して父親より母親の方が年収は低い。

図表 5-2-1 性別・世帯類型別父母の学歴構成

	中学校	高等学校	専修学校	短大・高専	大学・ 大学院	その他	N
シングルマザー	3.0%	40.4%	17.6%	20.6%	18.4%	0.0%	267
ふたり親マザー	1.4%	21.3%	17.2%	19.6%	40.0%	0.5%	418
父親	3.4%	31.0%	12.6%	5.7%	47.1%	0.0%	87

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

図表 5-2-2 父母の学歴別平均年収（万円）

	シングルマザー	ふたり親マザー	父親
中学・高校	288.3	294.8	453.1
(N)	(101)	(83)	(30)
短大・専門	377.5	349.4	506.0
(N)	(90)	(140)	(15)
大学・大学院	464.4	417.8	715.6
(N)	(46)	(155)	(39)

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

図表 5-2-3 性別・世帯類型別 父母の職業構成

	専門・技術	管理職	事務	営業・販売	サービス
シングルマザー	28.9%	2.6%	29.3%	11.7%	19.0%
ふたり親マザー	40.2%	1.4%	29.8%	9.2%	13.2%
父親	19.8%	16.5%	13.2%	14.3%	15.4%

	生産工程	運輸・通信	保安	農林漁業	その他	N
シングルマザー	6.2%	0.0%	1.5%	0.4%	0.4%	273
ふたり親マザー	4.7%	0.5%	0.5%	0.2%	0.2%	423
父親	7.7%	4.4%	2.2%	6.6%	0.0%	91

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

図表 5-2-4 父母の職業別平均年収（万円）

	シングルマザー	ふたり親マザー	父親
専門・管理	443.6	430.8	708.0
(N)	(75)	(156)	(30)
事務	345.8	349.7	698.3
(N)	(72)	(116)	(12)
販売・サービ	294.7	279.5	453.7
(N)	(71)	(87)	(19)
労務	291.3	308.5	471.8
(N)	(19)	(23)	(25)

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

勤務先の業種との関係においても、同じことがいえる。図表 5-2-5 に示すように、母親は、シングルマザーもふたり親マザーも「医療・福祉・教育」の割合が高いのに対し、父親は「製造・建設」の割合が高い。ほかにも、「卸売・小売・飲食・サービス」や「公務」は父親の方が高い。また、「情報・運輸・金融・郵便」は父親とふたり親マザーに比べて、シングルマザーだけが低いという関係になっている。しかし、やはりいずれの産業セクターにおいても、シングルマザーかふたり親マザーにかかわらず、母親の年収は父親に比べて低い。図表 5-2-6 に結果を示すが、特に「製造・建設」では父親が 601.5 万円に対して、シングルマザーは 298.9 万円と約半分である。「医療・福祉・教育」の父親は、サンプルサイズが小さいため参考に留めたいが、490 万円であり「製造・建設」より低い。だが、それでもシングルマザーの 343.6 万円に比べると高い。なお、シングルマザーの「製造・建設」と「医療・福祉・教育」を比べると後者の方が年収は高い。父親では前者の方が高いのに、母親では後者の方が高いというねじれが生じている。

図表 5-2-5 性別・世帯類型別父母の勤務先業種構成

	医療・福祉 ・教育	卸売・小売・ 飲食・サービス	製造・建設	情報・運輸・ 金融・郵便	公務	その他	N
シングルマザー	46.4%	17.5%	16.4%	10.9%	7.3%	1.5%	274
ふたり親マザー	41.9%	17.3%	15.6%	14.5%	8.3%	2.4%	422
父親	13.2%	23.1%	31.9%	15.4%	13.2%	3.3%	91

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

図表 5-2-6 父母の産業別平均年収(万円)

	シングルマザー	ふたり親マザー	父親
製造・建設	298.9	320.5	601.5
(N)	(39)	(58)	(29)
情報・運輸・金融・郵便	353.0	369.4	577.5
(N)	(29)	(56)	(12)
卸売・小売・飲食・サー	337.6	336.4	518.6
(N)	(38)	(67)	(21)
医療・福祉・教育	343.6	368.3	490.0
(N)	(112)	(161)	(10)
公務	628.8	487.5	733.6
(N)	(17)	(32)	(11)

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

要するに、母親は、学歴階層、職業階層、産業セクターにおいて収入が低くなるポジションに置かれているだけでなく、同じ学歴階層、職業階層、産業セクターの中でも父親に比べて収入が低いという二重の賃下げ圧力によって収入が低くなっている。そうした状況で、ふたり親マザーは、配偶者である父親の稼得に頼ることで世帯単位では経済的に豊かな生活を享受しうる。しかし、シングルマザーはそうではない。にもかかわらず、労働市場で置かれている立場は父親よりふたり親マザーに近い。そのことがシングルマザー世帯の経済生活を苦しめていることは想像に難くない。

では、なぜ、同じ正社員、同じ学歴階層、同じ職業階層、同じ産業セクターでも、父親と母親の年収に顕著な差が生じるのだろうか。一つ可能性として考えられるのは長期勤続傾向の違いである。男性が女性よりも高い収入を得られる要因の 1 つが、新卒採用で入社した初職企業に長期勤続する傾向が女性よりも強いからである。反対に、男性の中でも転職経験者は長期勤続者より収入が低くなる傾向がある。特に子育てとの関係において、女性は就業を中断する可能性があるのに対して、男性は仕事をし続ける可能性が高い。そのことが男女間賃金格差を生む原因になっている。しかしながら、このデータにおいては、長期勤続傾向の違いが父親と母親の年収格差につながっているとは言い切れない面もある。図表 5-2-7 において自身に近いキャリアの型をみると、「一社継続型」が該当する割合はシングルマザーこそ 19.9%と低いものの、ふたり親マザーは父親と差がない。父親においても「一社継続型」がマジョリティとはいえない。最も割合が高いのは転職継続型である。シングルマザーに関して言えば、ふたり親マザーと比べても「退職復帰型」が高く「一社継続型」が低いことから、雇用流動性の高い女性が多く含まれているといえる。しかし、ふたり親マザーとの年収の差は、はじめに表 1 でみたとおり、それほど顕著ではない。つまり、女性同士の比較においては、シングルマザーの雇用流動性は収入で大きな不利を招くとはいえない。反対に、ふたり親マザーと父親との比較においては「一社継続型」の割合に差がない。にもかかわらず、ふたり親マザーの年収は父親よりも低い。

図表 5-2-7 性別・世帯類型別父母のキャリアパターン

	一社継続型	転職継続型	退職復帰型	その他	N
シングルマザー	19.9%	35.1%	45.0%	0.0%	271
ふたり親マザー	39.8%	37.9%	22.4%	0.0%	420
父親	39.8%	59.1%	0.0%	1.1%	88

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

図表 5-2-8 父母のキャリア別平均年収(万円)

	シングルマザー	ふたり親マザー	父親
一社継続型	447.7	425.9	729.7
(N)	(46)	(148)	(33)
転職継続型	362.9	344.1	491.3
(N)	(81)	(144)	(49)
退職復帰型	317.4	294.4	-
(N)	(108)	(86)	-

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

実は同じ「一社継続型」「転職継続型」であっても、母親の年収はシングルマザーか否かにかかわらず、父親より低い。つまり、学歴、職業、産業セクターと同じことが、キャリアとの関係でも確認することができる。図表 5-2-8 に結果を示すが、「一社継続型」も「転職継続型」もシングルマザーの方がふたり親マザーよりわずかに年収が高い。しかしそれよりも父親との差の方が大きい。

3 就労収入の規定要因

ここまでみてきたように、学歴、職業、産業、キャリア（勤続状況）等、労働者において待遇を規定するいずれの要因においても、母親は父親より年収が低い。だが、学歴と職業は相互に関連し合っている。企業の職業構成や勤続傾向には産業ごとの違いがある。こうした相関をコントロールし、要するにどのような要因に着目することが重要なのかを明らかにするための多変量解析を行ってみよう。分析方法は最小二乗法（OLS）とする¹。被説明変数は本人の就労収入、説明変数はこれまでみてきた学歴、職業²、産業、キャリア（勤続状況）、週実労働時間（残業を含む）を投入する。なお、産業セクターとの関係においては、父親の年収が高い産業（製造・建設）と母親の年収が高い産業（医療・福祉）は異なる。また、産業、学歴、職業、勤続状況のいずれにおいても、父親と母親の年収には、カテゴリー間の格差だけでなく、同一カテゴリー内部の格差もある。その意味で父親と母親の労働市場は異質であるといっていよい面がある。以下の分析では、学歴や職種、業種等、クロス集計でみた属性をコントロールしても、父親と母親の間には収入格差があるといえるか、改めて多変量解析で確認したい。その実態を踏まえて、これまでのクロス集計と同様に、シングルマザーとふたり親マザー、父親を分けて比較する。

結果を図表 5-3-1 に示す。はじめに全サンプルの結果をみよう。分析結果は、最終学歴が「中学・高校卒」に比べて「短大・専門学校卒」か「大学・大学院卒」である場合、職種が「労務職」に比べて「専門職・管理職」である場合、勤務歳の業種が「医療・福祉・教育」に比べて、

¹ 就労収入「0」のケースは分析から除外している。

² 「生産工程」「運輸・通信」「保安」「農林漁業」はそれぞれサンプルサイズが小さいため「労務」として括り、これをベンチマークとする。

「情報・運輸・金融・郵便」「卸売・小売・飲食・サービス」「公務」である場合、キャリアが「転職継続型」に比べて「一社継続型」である場合に就労収入は高くなることを示している。係数値をみると学歴との関係では「大学・大学院卒」の収入がとりわけ高く、業種との関係では「公務」の収入がとりわけ高くなるといえる。

しかし、そうした諸要因にかかわらず、「父親」より「シングルマザー」と「ふたり親マザー」つまり母親は就労収入が低いことを分析結果は示している。学歴や職業、業種、キャリアが同じカテゴリーであっても母親の収入は父親より低いことをクロス集計の結果は示していた。ここでも整合的な結果を示しているといえる。

そこで、ベンチマークとして、父親の収入の規定要因を確認しておこう。父親の結果は学歴が「大学・大学院卒」であることと、キャリアが一社継続型であることが有意な関連性を示している。Nが82と小さいため留意が必要であるが、職種や業種との関係は有意ではない。その意味で、職種や業種より、長期勤続が収入の高さにつながっているといえる。

一方、シングルマザーの結果をみると、キャリアによる有意な差はなく、学歴、職種、業種が有意な関連性を示している。学歴については「中学・高校卒」に比べて「短大・専門卒」「大学・大学院卒」の年収が有意に高く、職種との関係では「労務職」に比べて「専門・管理」の年収が有意に高く、業種については「医療・福祉・教育」に比べて「公務」の年収が有意に高いことを分析結果は示している。厚生労働省はシングルマザーへの就業支援として看護師等、医療・福祉分野の専門職への就職に力を入れてきた。だが、それよりも正職員の公務員になる方が高い年収を得られることを分析結果は示している。また、ふたり親マザーの結果をみると、やはり学歴、職種、業種が有意な関連性を示しており、キャリアによる有意な差はみられない³。

つまり、シングルマザーとふたり親マザーは、年収を規定する要因に共通性がみられるが、父親とは異なる。その意味で、母親の労働市場は父親のそれとは異質であるといえる。そのことが父親に比べて母親の収入を低くしていると考えられることができる。

³ ただし、ふたり親マザーは学歴との関係において「短大・専門卒」が有意でなく、シングルマザーは「短大・専門卒」が有意であるという違いがある。クロス集計の結果においてもシングルマザーの方が「短大・専門卒」の収入は高く、「中学・高校卒」との差も大きかった。その理由については今後の研究で明らかにすべき課題としたい。

図表 5-3-1 本人の就労収入の規定要因(OLS)

	全サンプル			父親		
	B	標準誤差	ベータ	B	標準誤差	ベータ
(定数)	335.789	47.903	**	205.477	114.343	
最終学歴 (BM:中学・高校卒)						
短大・専門学校卒	47.032	18.850	.100 *	104.120	62.943	.160
大学・大学院卒	111.161	20.241	.233 **	213.288	54.572	.433 **
職種 (BM:労務職)						
専門・管理	145.669	30.824	.314 **	98.701	60.306	.192
事務	27.589	29.467	.055	45.832	94.876	.066
販売・サービス	18.185	30.967	.035	-94.013	73.741	-.155
業種 (BM:医療・福祉・教育)						
製造・建設	24.202	23.945	.042	59.376	67.852	.116
情報・運輸・金融・郵便	59.296	24.604	.090 *	47.201	82.389	.068
卸売・小売・飲食・サービス	49.334	22.357	.084 *	40.556	72.244	.068
公務	177.784	30.807	.219 **	79.935	101.397	.111
週の平均就業時間 (残業含む)	1.148	.631	.060	2.791	1.710	.141
キャリア (BM:転職継続型)						
一社継続型	66.335	17.954	.138 **	162.283	47.103	.323 **
退職復帰型	-12.262	18.670	-.025	-	-	-
属性 (BM:父親)						
シングルマザー	-153.622	26.384	-.326 **	-	-	-
ふたり親マザー	-183.273	24.286	-.408 **	-	-	-
F値		24.109 **			6.781 **	
調整済みR2乗		.332			.440	
N		652			82	

	シングルマザー			ふたり親マザー		
	B	標準誤差	ベータ	B	標準誤差	ベータ
(定数)	180.229	69.693	*	210.273	70.256	**
最終学歴 (BM:中学・高校卒)						
短大・専門学校卒	67.265	25.432	.170 **	14.025	30.363	.031
大学・大学院卒	115.450	32.371	.230 **	74.906	31.159	.168 *
職種 (BM:労務職)						
専門・管理	145.292	51.280	.352 **	144.348	53.215	.326 **
事務	15.246	46.570	.036	32.850	50.046	.069
販売・サービス	35.787	49.576	.084	10.034	53.992	.019
業種 (BM:医療・福祉・教育)						
製造・建設	18.328	37.416	.036	4.368	38.165	.007
情報・運輸・金融・郵便	66.063	38.501	.107	59.462	35.266	.096
卸売・小売・飲食・サービス	59.619	33.942	.113	44.930	32.894	.079
公務	266.965	49.542	.365 **	150.742	44.953	.183 **
週の平均就業時間 (残業含む)	.957	1.051	.053	.820	.907	.045
キャリア (BM:転職継続型)						
一社継続型	34.184	32.712	.070	48.317	25.164	.108
退職復帰型	-17.176	24.538	-.044	-27.397	28.393	-.053
F値		9.368 **			7.807 **	
調整済みR2乗		.309			.192	
N		226			344	

** p<0.01, * p<0.05

出所：子育て世帯全国調査（2022）より筆者作成

4 まとめ

シングルマザーが貧困を回避するためには、パートのような非正社員ではなく、正社員として就業することが重要である。正社員の母親を増やすことが離別や死別でシングルマザーになったときに貧困への転落の予防につながる。だが、現状は正社員であってもシングルマザーの年収は高いとはいえない。ふたり親マザーに比べてシングルマザーの収入が低いとはいえないが、父親に比べれば明らかに低い。シングルマザーが経済的に豊かな生活を送れるようにするためには、稼得役割を担う父親の水準に賃金を近づけていく必要がある。そのような問題意識でシングルマザーの収入をふたり親マザーおよび父親と比較した。

分析結果から、1) シングルマザーはふたり親マザーや父親より学歴が低いこと、2) シングルマザーとふたり親マザーは父親より事務職比率と専門職比率が高く、管理職比率は低いこと、3) シングルマザーとふたり親マザーは父親より医療・福祉・教育セクターでの就業率が高く、製造業や公務員での就業率は低いこと、4) シングルマザーはふたり親マザーや父親に比べて一社継続型キャリアの割合が低いこと、5) 同じ学歴階層、職業階層、産業セクター、長期勤続状況であっても母親は父親より年収が低いことが明らかになった。そして、6) シングルマザーの年収を高めるためにはなるべく高い学歴を得ることとホワイトカラーとして専門職や管理職としてのキャリアを形成することが重要であることを多変量解析の結果は示唆している。

正社員として働くシングルマザーの収入を低く抑える要因には「シングルであることによる不利」と「母親であることの不利」という二つの側面がある。ふたり親マザーに比べて学歴が低いことは「シングルであること」の特徴であるといえる。特に学歴はシングルマザーの年収と関連しており、シングルマザー内部での学歴格差への対応が正社員においても重要であることを分析結果は示唆している。

だが同時に、父親との比較による「母親であることの不利」を克服していくこともシングルマザーの年収を高めるためにも重要であることを分析結果は示唆している。日本は正社員と非正社員の待遇格差のみならず、正社員における男女間賃金格差も大きい。そのことがシングルマザーを経済的に苦しめている面がある。

正社員の男女間賃金格差は、勤続年数と役職昇進に規定されているところが多い。本稿でも父親の収入は長期勤続と関連していることが確認できた。一方、母親においては、シングルマザーとふたり親マザーとも、長期勤続より専門職や管理職としてのキャリア形成が重要であることを分析結果は示唆している。つまり、女性活躍施策として行われている女性のキャリア支援はシングルマザーの経済的支援としても重要であるといえる。女性活躍推進法は 2025 年に新たな 10 年をスタートすることになる。この法律が対象とする「女性」にシングルマザーも含まれることを意識して取り組むことが重要であるといえる。

最後にもう 1 つ。本稿では正社員のシングルマザーの待遇がふたり親マザーに比べて低いという結論を示しているが、ここにはサンプルセレクションバイアスがある。つまり、正

社員での就業が難しい女性、正社員での就業を望まない女性はサンプルから除外されている。実際、正社員での就業を望まない女性は少なくないことを先行研究は指摘している。だが、このような実態も、正社員の人事労務管理がシングルマザーの長期勤続やキャリアアップを前提にしていないこと、それゆえに正社員として就業しても高い年収を得られる見込みが小さいことを考慮すれば納得できるだろう。それよりケアに時間を割ける非正社員を選ぶことも本稿の結果と矛盾しない。

シングルマザーが子育てをしながら正社員としてキャリアアップできる人事制度を構築することが重要である。

第6章 シングルマザーの能力開発意欲にみる学歴階層差 —自己啓発と公的職業訓練に注目して—

1 問題意識—労働市場におけるセカンド・チャンス

第4章では、特に高卒以下のシングルマザーの多くは初職非正規雇用などの不安定な初期キャリアを経験しており、初職が正規雇用ではなかった場合においてもその後正規雇用へ移行できる機会を設けることが政策的に重要であることが指摘されている。言い換えれば、これは労働市場におけるセカンド・チャンスの整備が重要ということを示している。

しかし、典型的な日本的雇用慣行においては、新卒一括採用や長期雇用慣行が重視されており、初職を継続して長期的に形成されるキャリアが重視されがちである。企業内において長期的に形成されるキャリアが好まれる一つの理由には、日本企業が企業内人的資本の育成を重視しており、企業主体の能力開発をキャリア形成の主軸に据えているということがある。日本の労働市場においては、若年期のキャリア形成、いわばファースト・チャンスが特に重要であり、そこでの不利を若年期以降に挽回するセカンド・チャンスは限定的であった。こうした特徴は、日本の労働市場においては転職市場があまり活発ではないということにも現れている。日本の労働市場では、いわば「生え抜き社員」のキャリア形成上のメリットが非常に大きい。

こうした背景のなかで近年新たな動きが見られる。それが、企業主体の能力開発だけではなく、労働者の主体的・自立的な能力開発（以下、主体的な能力開発）の重視である。少子高齢化や健康寿命の延伸による職業人生の長期化を背景に、2010年代後半頃から政府は労働者の主体的な能力開発によるキャリア形成を重要視している（人生100年時代構想会議 2018）。直近では2022年に厚生労働省が「職場における学び・学び直し促進ガイドライン」において、同じく労働者の主体的な能力開発が重要であることを指摘している。今日では高齢者雇用政策の拡充にも現れているように、従来の60歳定年や引退という規範も薄れてきており、職業人生が長期化している。長期化する職業人生すべてにおける職業能力開発を企業頼みにすることはもはや現実的ではなく、労働者自身が主体的に能力開発を行い、キャリア形成を行うことが求められている。労働者の主体的な能力開発として期待されているのが、自己啓発などの「企業の指示ではなく、個人が自発的に行う仕事に関わる教育訓練」である。

もちろん労働者の主体的な能力開発を企業の人事管理上どのように扱うかということは十分に議論の余地がある。しかし、仮に労働者の主体的な能力開発が既存の人事管理と整合的な形で評価されるようになれば、その企業の生え抜き社員ではない、中途採用者のような人々にも中核的人材として活躍できるチャンスが訪れるかもしれない。つまり、労働者の主体的な能力開発を適切に評価する仕組みを整えることが、日本の労働市場におけるセカンド・チャンスを整備することの一つのきっかけになりうるのではないだろうか。

このような問題意識から、就業中断女性の女性活躍のあり方について議論しているのが田上（2023）である。これまで就業中断女性は女性労働政策の介入対象として検討されることが

少なく、特に就業中断を経験した女性がその後どのような職業生活を経ているかということに対する関心は小さい。田上（2023）では、就業中断女性の職業能力開発意欲に着目し、就業中断女性における自己啓発の実施率を分析し、その結果、就業中断女性は中高年期において他者と交流しながら行う形の自己啓発の実施割合が高いことが確認された。このことから、政策的には中高年期の就業中断女性の能力開発への意欲に注目することの重要性が示唆されている。つまり、労働者の主体的な能力開発を評価する仕組みを整えることが、就業中断女性の初期キャリア形成における不利を緩和し、再び中核的人材として活躍できるセカンド・チャンスとなりうるのである。

本章では、この労働者の主体的な能力開発の重視が労働市場におけるセカンド・チャンスの整備につながるというロジックに基づいて、シングルマザーの自己啓発を分析する。労働者の主体的な能力開発を重視する場合、実際に人々の能力開発意欲が高いことを確認する必要がある。田上（2023）では就業中断を経験した女性労働者の中高年期について自己啓発実施率が高いことを示している。シングルマザーにおいてもすでに自己啓発の実施率が高いとすれば、就業中断女性と同様にそうした能力開発を評価する土壌形成がより重要になる。反対に、シングルマザーの自己啓発の実施率がそれほど高くないとすれば、彼女らの経済的自立の達成に対する、労働者の主体的な能力開発を重視する政策の貢献度は小さいものになるだろう。

さらに、シングルマザーの就業支援政策において、自立支援教育訓練給付金事業や高等職業訓練促進給付金事業などの公的職業訓練¹の追加が重視されていることを踏まえると、彼女らの自己啓発の分析を通して主体的な能力開発意欲を明らかにすることは特に重要である。第1に能力開発の対象となる人々の訓練・学習意欲は公的職業訓練制度の利活用に関わる。訓練・学習意欲が高い場合、制度を整えるだけで自ずと利活用が進むかもしれないが、そもそも訓練・学習意欲が低い場合、制度の利活用に向けて積極的に働きかける必要があるだろう。第2に、シングルマザーを対象とする公的職業訓練の多くが就職をゴールとする資格取得に焦点を当てているが、就職後のキャリア形成に関する能力開発の視点は十分ではない。特に労働市場のセカンド・チャンスという視点においては、就職後であっても特に訓練・学習意欲が高いシングルマザーが存在するかに注目することが重要である。

以上の問題意識に基づき、本章ではシングルマザーの自己啓発を分析する。分析においては、第4章で明らかになったシングルマザー内部の異質性を捉えるために学歴にも注目する。自己啓発変数は、「あなたは、過去の1年間で会社等の業務としてではなく、職業に関する能力を高めようと次のア～イのような自己啓発を行いましたか」という設問で「ア 専門知識の勉強」「イ 資格取得のための学習」について、「あり」と回答した場合に1となるダミー変数で

¹ 「公的職業訓練」とは一般的に狭義では、ハローワークトレーニングとも呼ばれるが、主として雇用保険の受給者等を対象とする公共職業訓練と、雇用保険の受給者以外を対象とする求職者支援制度のことを指す。両者の詳細及び日本の公共職業訓練事業の体系については労働政策研究・研修機構（2019：第4章）を参照されたい。本章では、シングルマザーの就業支援に特化しているものとして、主に自立支援教育訓練給付金事業や高等職業訓練促進給付金事業を念頭において「公的職業訓練」という用語を用いていることに注意されたい。

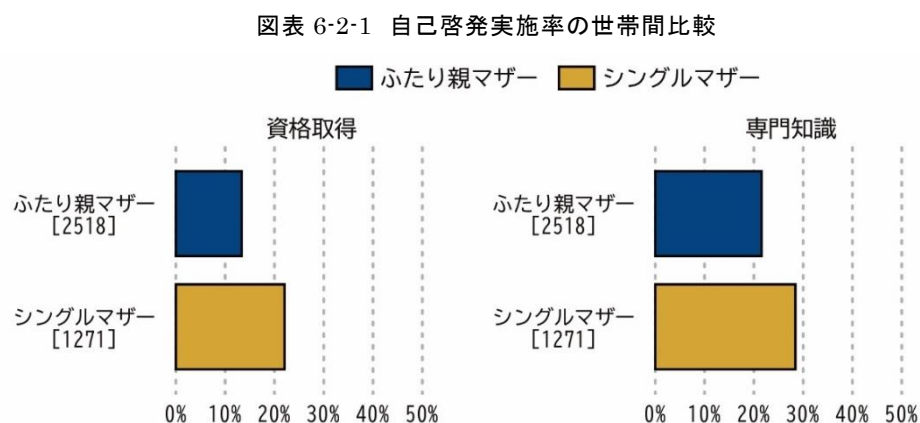
ある。前者を「専門知識」、後者を「資格取得」として 2 つの自己啓発変数を作成した。調査票上はさらに「学校に通った」「講習会に参加した」「通信教育を受講」「独学した」「その他」と自己啓発の形態を尋ねているが、本章ではそれらを区別していない。自立支援教育訓練給付金事業や高等職業訓練促進給付金事業などの公的職業訓練の一環として専門学校や大学に通っている場合もあると想定されるが、本章の分析ではこのケースも自己啓発の実施として含まれている。自己啓発の定義として特に重要視しているのは、企業主導ではなく労働者の主体的な能力開発という側面であり、公的職業訓練の受講も労働者の主体的な選択の結果としてみなせるからである。自己啓発変数を共通の形式で利用できるデータは 2018 年と 2022 年のみである。分析に耐えうる十分なケース数を確保するために本章では 2 時点のデータをプールして用いる。

以下では、まずふたり親世帯（ふたり親マザー）と母子世帯（シングルマザー）で自己啓発実施率がどのように異なるのかを比較する。次にシングルマザーに限定して学歴別に自己啓発の実施率を確認する。最後に、自己啓発と公的職業訓練の関連について分析を行う。

2 自己啓発の世帯間比較

図表 6-2-1 に自己啓発実施率の世帯間比較を示した。資格取得に関する自己啓発の実施率は、ふたり親マザーで約 13%、シングルマザーで約 22%となっている。また、専門知識に関する自己啓発の実施率は、ふたり親マザーで約 22%、シングルマザーで約 28%となっている。資格取得と専門知識のどちらにおいてもシングルマザーのほうが自己啓発実施率が高くなっており、また資格取得よりも専門知識に関する自己啓発の実施率のほうが高い。

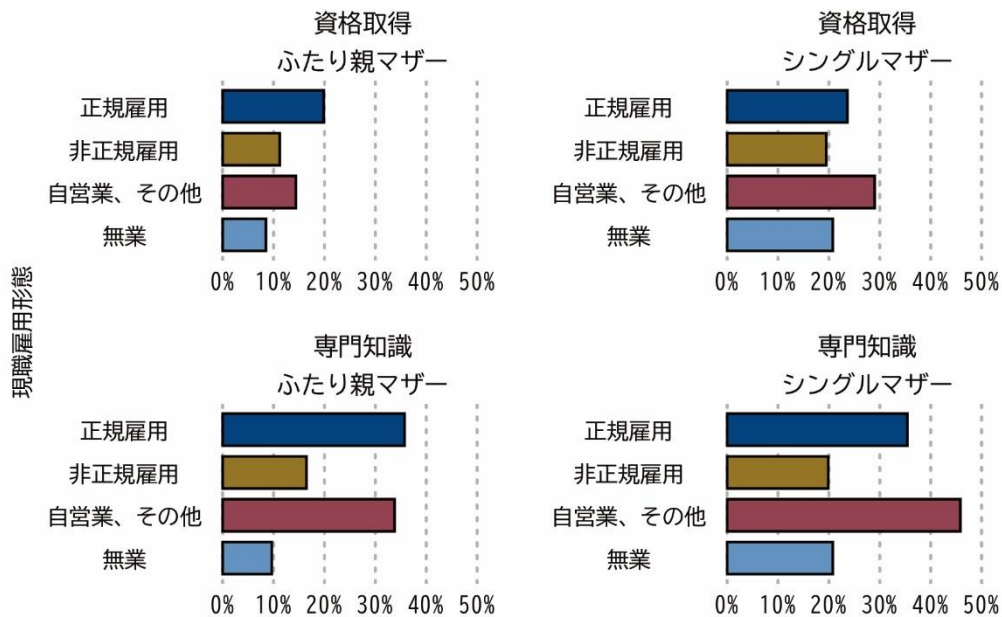
図表 6-2-2 に自己啓発実施率の世帯・就業形態間比較を示した。先述の図表をさらに就業形態ごとに分割したものである。資格取得に関する自己啓発の就業形態間のパターンは世帯ごとに異なっている。ふたり親マザーにおいては、「正規雇用」の実施率が約 20%と最も高く、次に「自営業、その他」の約 14%となっているが、シングルマザーにおいては「自営業、その



注：括弧の中は N 数を示している

出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

図表 6-2-2 自己啓発実施率の世帯・就業形態間比較



出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

他」の実施率が約 29%と最も高く、次に「正規雇用」の 24%となっている。両世帯において「非正規雇用」と「無業」の自己啓発実施率はほとんど差がない。いずれの就業形態においても、ふたり親マザーよりもシングルマザーのほうが資格取得に関する自己啓発実施率が高い。

次に専門知識に関する自己啓発の実施率について確認する。就業形態間のパターンは資格取得の結果と類似している。ふたり親マザーにおいては、「正規雇用」の実施率が約 36%と最も高く、次に「自営業、その他」の約 34%となっているが、シングルマザーにおいては、「自営業、その他」の実施率が約 46%と最も高く、次に「正規雇用」の 35%となっている。「自営業、その他」のシングルマザーの専門知識に関する自己啓発は特に高い。また、ふたり親マザーにおいては「非正規雇用」の実施率は約 6 ポイント「無業」よりも高いが、シングルマザーにおいては「非正規雇用」と「無業」の実施率は同程度である。「自営業、その他」と「無業」においてはふたり親マザーよりもシングルマザーのほうが専門知識に関する自己啓発実施率が高い。

ふたり親マザーとシングルマザーのどちらにおいても「自営業、その他」で特に専門知識に関する自己啓発の実施率が高いという点は、労働者の主体的な能力開発をとらえているという点で整合的である。自営業者の場合、自分自身の職業能力を開発するためには自らが主体的に新しいスキルや知識を学ぶことが求められる。これを踏まえると、従来企業主導の能力開発が一般的である「正規雇用」において専門知識に関する自己啓発の実施率が高いことは注目に値する。特にシングルマザーに関しては、このように主体的な能力開発を行っている労働者をうまく活用することが経済的自立の達成において重要である。

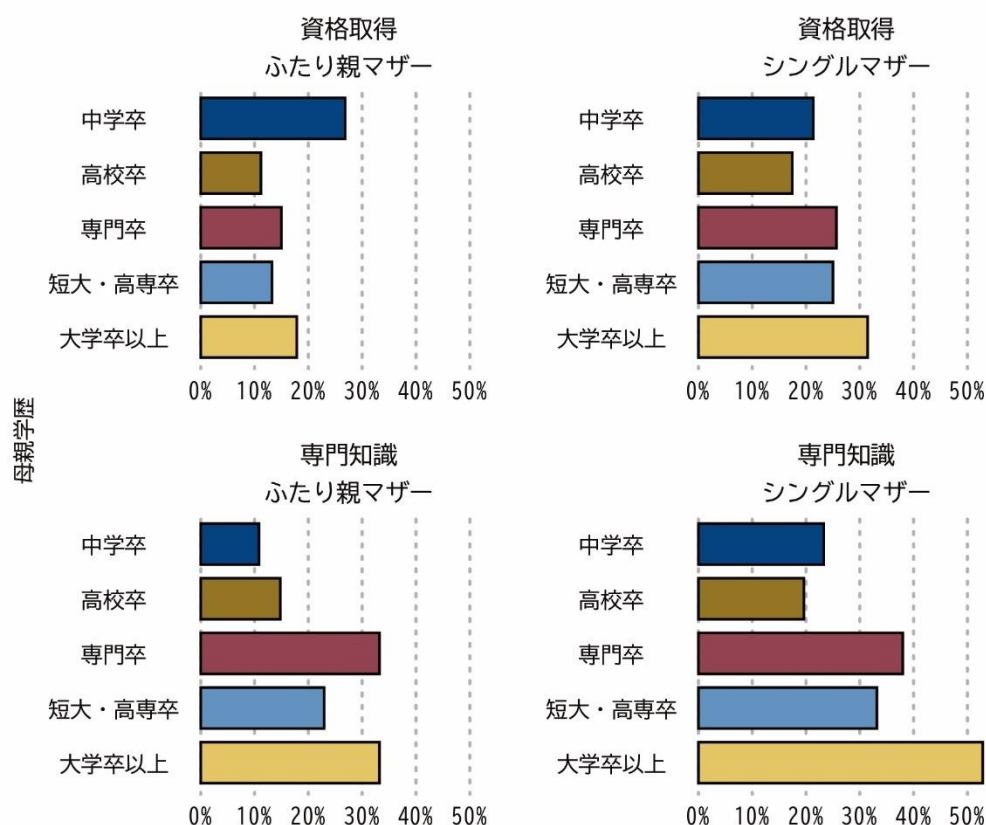
また、資格取得に関する自己啓発は別の職業への転職や雇用形態の転換のきっかけになり

うる。「非正規雇用」のシングルマザーにおいて相対的に資格取得の自己啓発の割合が高いことは、そうした転職や正規雇用への転換の志向性と関連していると読み取れる。

さらに、「無業」のシングルマザーにおいて相対的に自己啓発実施率が高いのは公的職業訓練の影響が想定される。例えば、自立支援教育訓練給付金事業や高等職業訓練促進給付金事業は一定期間の間通学や講座の受講が必要であるが、その間は無業となることもあるだろう。こういったケースはまさに就職のために自己啓発（主体的な職業能力開発）を行っていると考えられる。冒頭でも述べたように、本章の一つの焦点は、就職後のキャリア形成との関連を想定した自己啓発（主体的な職業能力開発）であるため、これ以降の分析では有業者に限定する。

図表 6-2-3 に、有業者における自己啓発実施率の世帯・学歴間比較について示した。まず資格取得に関する自己啓発の結果を確認する。ふたり親マザーでは、ケース数が少ないため解釈には注意が必要であるが、「中学卒」の実施率が約 27%と高い。また、「高校卒」の約 11%、「専門卒」の約 15%、「短大・高専卒」の約 13%、「大学卒以上」の約 18%の順に高くなっている。シングルマザーでは、「高校卒」の約 17%が最も低く、次いで「中学卒」の約 21%、「短大・高専卒」の約 25%、「専門卒」の約 26%、「大学卒以上」の約 31%の順に高くなっている。「中学卒」を除いて、いずれの学歴カテゴリーにおいてもシングルマザーのほうが資格取得の自己啓発の実施率が高くなっている。

図表 6-2-3 自己啓発実施率の世帯・学歴間比較（有業者）



出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

次に専門知識に関する自己啓発の結果を確認する。ふたり親マザーでは、「中学卒」の約 11%と「高校卒」の約 15%が低く、「短大・高専卒」の約 23%が中程度、「専門卒」と「大学卒以上」の約 33%が最も高くなっている。シングルマザーにおいても、「高校卒」の約 20%と「中学卒」の約 23%が低く、「短大・高専卒」の約 33%と「専門卒」の約 38%が中程度、「大学卒以上」が約 53%と最も高くなっている。驚くべきことに、「大学卒以上」の有業シングルマザーの約半数が専門知識に関する自己啓発を実施しているという結果になっている。この詳細については次節で分析を行う。資格取得と同様に、いずれの学歴カテゴリーにおいてもシングルマザーのほうが専門知識に関する自己啓発をより実施している。

学歴ごとの違いでみれば、高卒以下かどうかで傾向が大きく異なっており、この違いは特に専門知識の自己啓発について顕著に表れている。シングルマザーに関して大まかにみれば、資格取得と専門知識の実施率は「中学卒」と「高校卒」は 2 割弱で同水準になっている。「専門卒」と「短大・高専卒」、「大学卒以上」では資格取得よりも専門知識の実施率のほうが高いという結果になっている。こうした学歴間の自己啓発の実施率の差にはどのような要因が関連しているのだろうか。次節でシングルマザーの学歴別自己啓発についてより詳細な分析を行う。

3 シングルマザーの学歴別自己啓発

本節以降の分析においては、十分なケース数を確保するために学歴区分を「高校卒以下」「専門卒」「短大・高専・大学卒」の 3 類型とする。第 4 章での議論も踏まえ、扱いが難しくケース数が若干少ない「専門卒」については、「高校卒以下」と「短大・高専・大学卒」の中間の位置づけとして参考程度に結果の解釈を行う。

本節では回帰分析を用いてシングルマザーの学歴間の自己啓発の実施率の差の要因を検討する。まず、ベースラインとなるモデルとして、時点と過去 1 年以内に就業したかを統制したモデルから学歴ごとの自己啓発実施率の予測値を比較する。本章で使用している自己啓発変数は過去 1 年間について尋ねたものであり、現在就いている仕事を獲得するために行った転職活動なども含まれる。冒頭で述べたように、本章の焦点は就職後のキャリア形成との関連を想定した自己啓発（主体的な職業能力開発）であるため、過去 1 年以内に就業したか（ダミー変数）を統制する。

2 つ目のモデルとして、仕事満足度と今後の就業希望をモデル 1 に追加で統制する。これまでに行ってきた自己啓発が過去 1 年間の新たな仕事の獲得には結びついていないとしても、今後の仕事の獲得（転職）に結びつく可能性もある。現在の仕事に不満を抱いているほど転職の希望は強くなると想定されるため、現在の仕事における満足度（5 件法）を統制する。また、より将来の転職の可能性についてとらえるため、今後の就業希望²についても統制する。

² カテゴリーは次の通りである。「現在の会社・組織で、正社員の形で働き（続け）たい」「現在の会社・組織で、契約社員等、正社員以外の形で働き（続け）たい」「別の会社・組織に転職して、正社員の形で働きたい」「別の

3つ目のモデルとして、キャリア類型（初職現職）と職業をモデル2に追加で統制する。職業能力開発の必要性は職業ごとに異なっていると考えられる。昨今は技術革新が急速化するなかで、仕事に必要とされるスキルや知識の新陳代謝が職業ごとに大きく異なっている。こうした職業の特性による影響にも注目する。また、冒頭では典型的な日本的雇用慣行においては、特に初職継続者に対して企業主導の能力開発が手厚いことを指摘した。言い換えれば、初職継続を行えなかったものほど、企業主導の能力開発を受けられなかったことを補うために主体的な能力開発を行うかもしれない。こうした影響をとらえるためにキャリア類型も統制する。なお、職業とキャリア類型については第4章で使用したものと同様である³。

最後に4つ目のモデルとして、収入（年収）と労働時間（週あたり）をモデル3に追加で統制する。労働者自らが主体的な能力開発を行う場合、当然それに費やすお金と時間が必要である。単にお金と時間といった資源に余裕があることを理由に行われている自己啓発は、職業能力開発というよりも一般的な学習活動に近いだろう。こうした影響を統制してもなお学歴間の自己啓発の実施率の違いが見られるかを確認する。

分析対象は有業のシングルマザーで使用する変数に欠損値のない820ケースである。

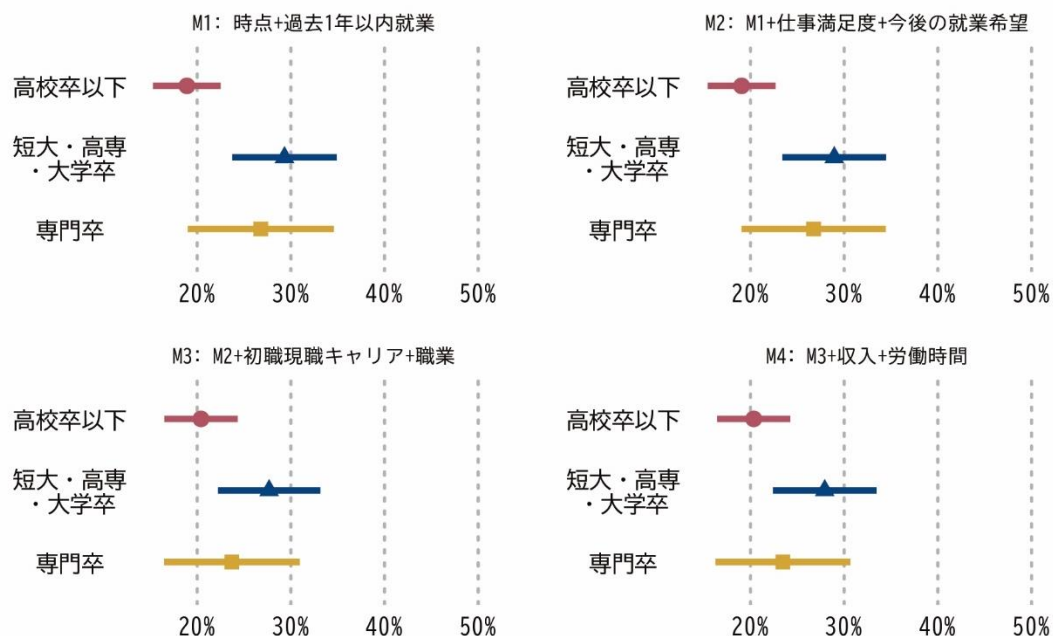
図表6-3-1に、学歴別の資格取得に関する自己啓発実施率の予測値を示した。モデル1(M1)の結果から確認する。「高校卒以下」が約19%、「短大・高専・大学卒」が約29%、「専門卒」が約27%となっている。「高校卒以下」と「短大・高専・大学卒」の差のみ統計的に有意となっている。また、モデル2(M2)でも学歴ごとの予測値はほとんど変化していない。さらにモデル3(M3)とモデル4(M4)でそれぞれキャリア類型と職業及び収入と労働時間を統制した場合、予測値は1ポイント程度微少な変化がみられる。しかし、モデル3とモデル4においても、「高校卒以下」と「短大・高専・大学卒」の差は統計的に有意のままであり、モデル2からモデル3・4への変化が統計的に重要であるとはいえない。つまり、図表6-2-3でみた学歴間の資格取得に関する自己啓発実施率の差異は、過去の転職活動や将来的な転職の志向性、職業やキャリアの特性、金銭・時間のゆとりの影響によるものではない。これらを統制してもなお「短大・高専・大学卒」のシングルマザーにおける資格取得の自己啓発の実施率は高い。

図表6-3-2に学歴別の専門知識に関する自己啓発実施率の予測値を示した。モデル1(M1)では「高校卒以下」が約21%、「短大・高専・大学卒」が約42%、「専門卒」が約39%となっている。「高校卒以下」と「短大・高専・大学卒」の差は約21ポイントとかなり大きく、また統計的に有意である。モデル2(M2)でも予測値に変化は見られない。

会社・組織に転職して、正社員以外の形で働きたい」「独立して事業を始めたい」「仕事をしばらくやめたい」「その他、特に考えていない」である。

³ 職業は「管理・専門・技術」「事務」「営業・販売」「サービス」「技能工・生産工程」「その他（運輸・通信、保安、農林漁業、建設、労務など）」である。キャリア類型は、「正規継続」「正規→正規」「非典型→正規」「正規→非典型」「非典型一貫」である。

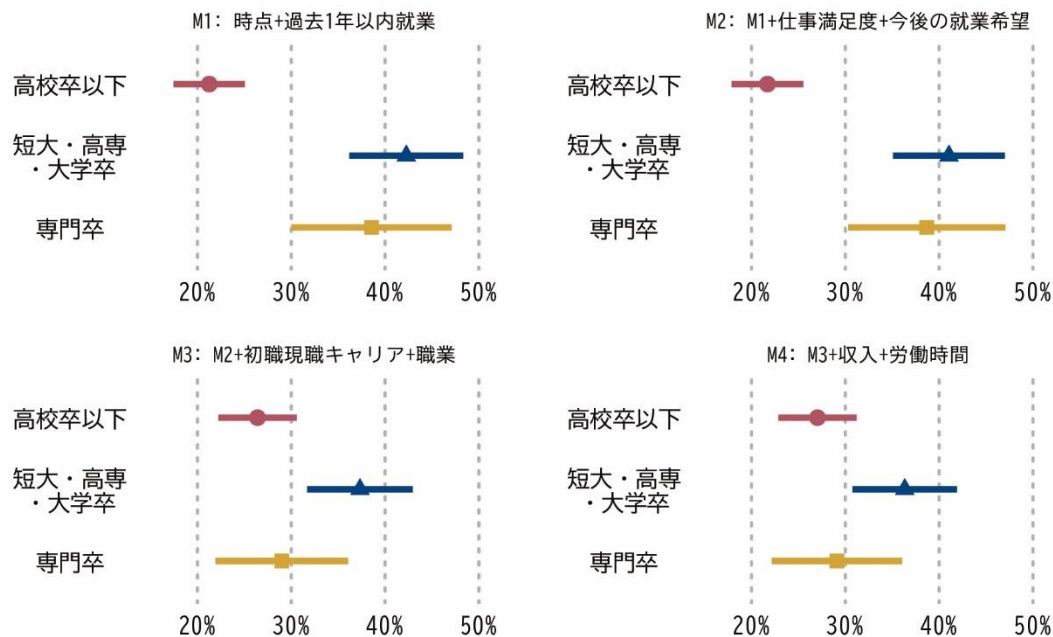
図表 6-3-1 学歴別の資格取得に関する自己啓発実施率の予測値



注：回帰モデルから推定された予測値とその95%信頼区間を示している

出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

図表 6-3-2 学歴別の専門知識に関する自己啓発実施率の予測値



注：回帰モデルから推定された予測値とその95%信頼区間を示している

出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

モデル 3 (M3) でキャリア類型と職業を統制すると、「高校卒以下」が約 26%、「短大・高専・大学卒」が約 37%、「専門卒」が約 29%と予測値にわずかに変化が見られる。「高校卒以下」と「短大・高専・大学卒」の差は統計的に有意のままではあるが、「高校卒以下」の実施率は 5 ポイント増加し、「短大・高専・大学卒」の実施率は 5 ポイント減少している。詳細な結果は省略するが、モデル 3 の分析において職業変数の効果を確認すると「管理、専門・技術職」で実施率が最も高くなっている。第 4 章でシングルマザーの学歴別の職業分布を分析した結果「短大・高専・大学卒」で「管理、専門・技術職」が多いことが示されているが、こうした学歴間の職業分布の偏りが、部分的には専門知識に関する自己啓発の実施と関連していることがわかる。すなわち、「短大・高専・大学卒」のシングルマザーの自己啓発実施率の高さの一部は、その職業特性上自己啓発を頻繁に行っている「管理、専門・技術職」に就いているものが多いことによって説明できる。キャリア類型については自己啓発の実施について統計的に有意な影響を与えておらず、重要な要因ではなかった。

モデル 4 (M4) で収入と労働時間を統制した場合、「高校卒以下」の値が 1 ポイント増加し、「短大・高専・大学卒」の値が 1 ポイント減少するという変化が見られるが統計的に重要なものではない。このモデルにおいても、「短大・高専・大学卒」のシングルマザーのほうが専門知識に関する自己啓発の実施率が統計的に有意に高いという結果は変わらない。

本節の結果を簡単にまとめよう。まず、記述的分析（図表 6-2-3）で確認した学歴間の自己啓発実施率の差異は様々な要因を統制しても統計的に有意であった。専門知識に関する自己啓発でその一部が学歴間の職業分布の違いによって説明可能であったが、それ以外は過去の転職活動や将来的な転職の志向性、職業やキャリアの特性、金銭・時間のゆとりを統制してもなお、「高校卒以下」の自己啓発の実施率は相対的に低く、「短大・高専・大学卒」の実施率は相対的に高いという結果である。第 4 章の分析と同様に、主体的な能力開発という側面からみてもシングルマザー内部の異質性は十分に大きいといえる。

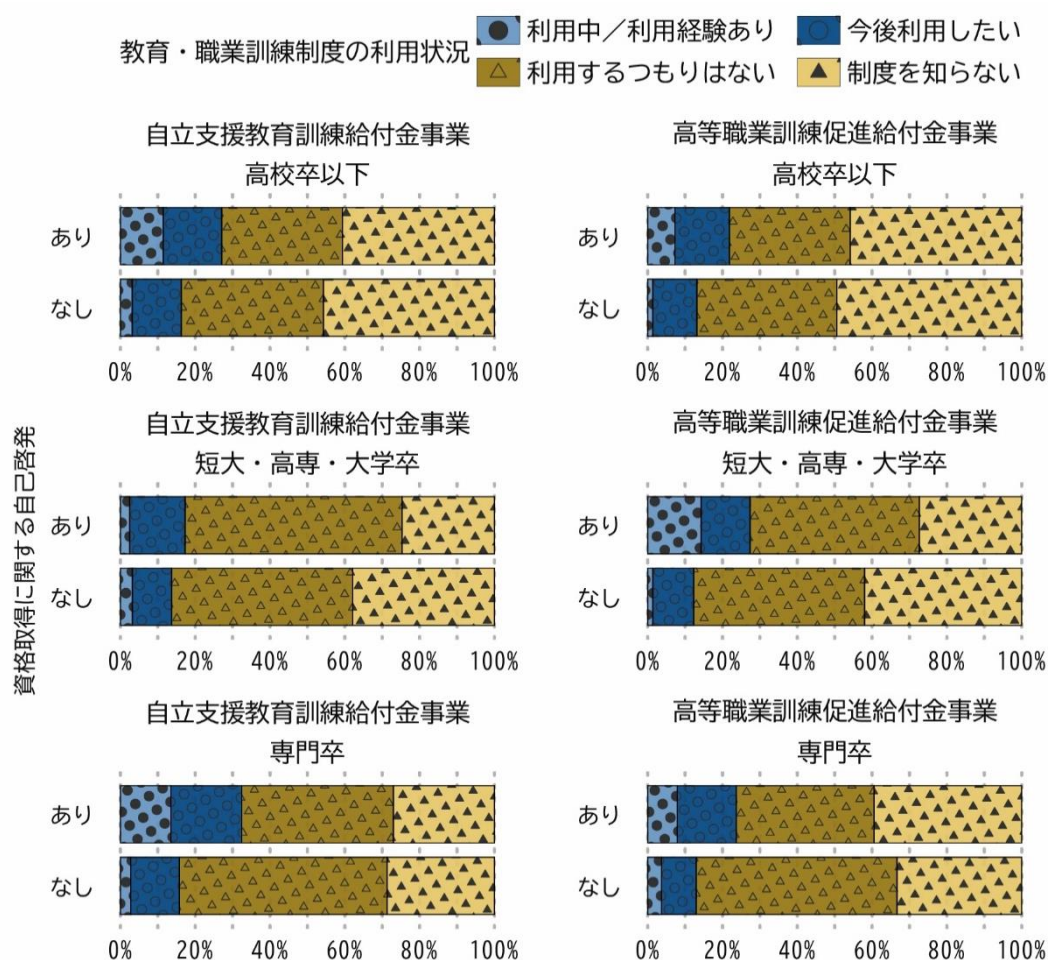
4 自己啓発と公的な職業能力開発の関連

最後に、主体的な能力開発の重要性を確認するために公的職業訓練との関連を分析する⁴。シングルマザーを対象とする主な公的職業訓練としては、自立支援教育訓練給付金事業と高等職業訓練促進給付金事業がある。子育て世帯全国調査では、この 2 つの制度の利用状況等を尋ねている。本節ではこの設問を用いて、2 つの自己啓発の実施状況と公的職業訓練の利用状況との関連を学歴別に分析する。ここでも専門卒の結果は参考程度に掲載するのみとする。

図表 6-4-1 に学歴別の資格取得に関する自己啓発と公的職業能力開発の関連を示した。左列と右列について共通していえるのは、自己啓発の実施状況を問わず、自立支援教育訓練給付金事業と高等職業訓練促進給付金事業は「利用するつもりはない」と「制度を知らない」の割合

⁴ なお、シングルマザーにおける公的職業訓練の効果検証の分析については第 7 章を参照されたい。

図表 6-4-1 学歴別の資格取得に関する自己啓発と公的職業能力開発の関連



出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

が非常に高いということである。相対的に、「高校卒以下」では「制度を知らない」の割合が高く、「短大・高専・大学卒」では「利用するつもりはない」の割合が高いという傾向がある。また、自立支援教育訓練給付金事業については「高校卒以下」と「専門卒」、高等職業訓練促進給付金事業についてはすべての学歴で、資格取得に関する自己啓発を実施しているほど「利用中／利用経験あり」の割合が高いという傾向がある。ただし、冒頭で説明したように本章の自己啓発変数はその定義上公的職業訓練の実施も含まれてしまっているため、このような関連がみられることはある種当たり前である。

より注目すべきは、自己啓発の実施状況によって「今後利用したい」「利用するつもりはない」「制度を知らない」の割合が変わるかどうかである。まず左列の自立支援教育訓練給付金事業については、資格取得に関する自己啓発を実施しているほど、「高校卒以下」では「今後利用したい」が約3ポイント高く、「利用するつもりはない」「制度を知らない」がそれぞれ約6ポイントと約5ポイント低い。「短大・高専・大学卒」でも、資格取得に関する自己啓発を実施しているほど、「今後利用したい」が約4ポイント高く、「制度を知らない」が約13ポイ

ント低くなっている一方で、「利用するつもりはない」は約 10 ポイント高い。

次に右列の高等職業訓練促進給付金事業についてである。「高校卒以下」ではほとんど同様の傾向で、資格取得に関する自己啓発を実施しているほど、「今後利用したい」が約 3 ポイント高く、「利用するつもりはない」「制度を知らない」がそれぞれ約 5 ポイントと約 3 ポイント低い。「短大・高専・大学卒」では、資格取得に関する自己啓発を実施しているほど、「今後利用したい」が約 2 ポイント高く、「利用するつもりはない」「制度を知らない」がそれぞれ約 1 ポイントと約 18 ポイント低い。

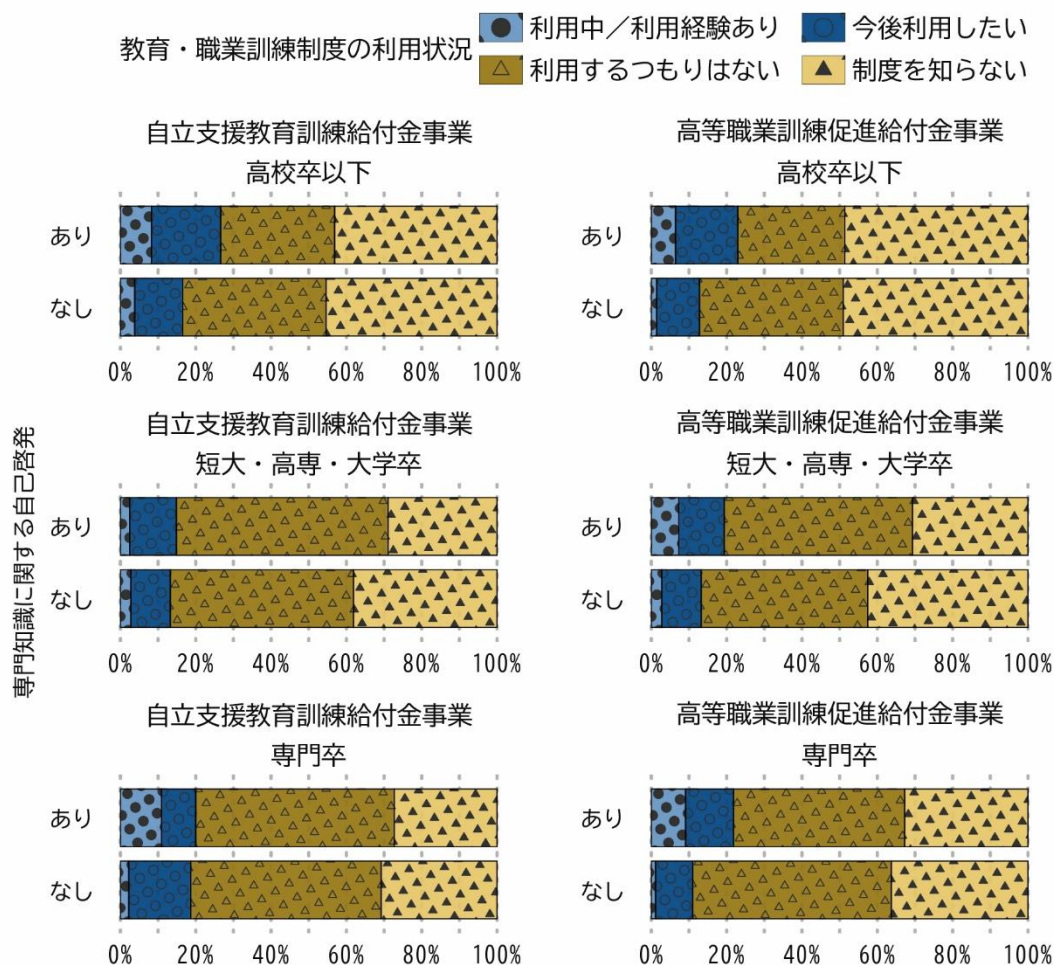
これらの結果を整理すると次のようになる。ほとんど大きな違いはないが、「高校卒以下」では、資格取得に関する自己啓発実施が公的職業訓練の利用意向の高さにわずかに関連している。「短大・高専・大学卒」で資格取得に関する自己啓発実施を行っている人々では、2 つの制度に関する認知度は相対的に高いものの、自立支援教育訓練給付金事業については過去・現在の利用実績と今後の利用意向が低く、高等職業訓練促進給付金事業については過去・現在の利用実績は高いという結果になっている。

図表 6-4-2 に学歴別の専門知識に関する自己啓発と公的職業能力開発の関連を示した。「高校卒以下」の専門知識に関する自己啓発に関しては上記と同様の結果が得られている。「高校卒以下」では、専門知識に関する自己啓発を実施しているほど、自立支援教育訓練給付金事業と高等職業訓練促進給付金事業どちらについても、「今後利用したい」が高く、「利用するつもりはない」「制度を知らない」が低いか同程度である。しかし、「短大・高専・大学卒」では、専門知識に関する自己啓発を実施しているほど、自立支援教育訓練給付金事業と高等職業訓練促進給付金事業どちらについても、「制度を知らない」が低い一方で「利用するつもりはない」が高くなっている。

さらに全体として、専門知識に関する自己啓発の実施は、資格取得に関する自己啓発ほどは 2 つの制度の「利用中／利用経験あり」の高さとはほとんど結びついていない。「高校卒以下」と「短大・高専・大学卒」どちらにおいても、専門知識に関する自己啓発を実施していたとしても 2 つの制度の利用実績は 1 割未満である。これは、既存の公的職業訓練で準備されているプログラムのなかには、専門知識に関する自己啓発意欲を活かせるようなものが少ないことを示唆しているのかもしれない。

2 つの自己啓発と 2 つの公的職業訓練の学歴別の関連を改めてまとめると次のようになる。まず、前提としていずれの制度も認知度の低さに大きな課題がある。「短大・高専・大学卒」では制度の認知度は自己啓発の実施により相対的には向上しているものの、将来的にも利用するつもりはない割合が高く、利用ニーズと制度メニューのミスマッチがうかがえる。そして、「高校卒以下」では、資格取得や専門知識に関する自己啓発の実施は、過去・現在の制度の利用実績や今後の利用意向の高さにわずかにつながっている。また、「短大・高専・大学卒」では、資格取得に関する自己啓発の実施と高等職業訓練促進給付金事業の制度の利用実績には関連がみられたものの、それ以外については特に関連はみられず、自立支援教育訓練給付金事業については自己啓発を実施しているほどむしろ今後利用するつもりがない傾向が強くなる。

図表 6-4-2 学歴別の専門知識に関する自己啓発と公的職業能力開発の関連



出所：子育て世帯全国調査（2018-2022）より筆者作成

5 議論と政策的示唆

本章では、近年注目が集まっている労働者の主体的な能力開発が労働市場におけるセカンド・チャンスとして機能するかという視点から、シングルマザーの自己啓発を学歴別に分析した。主な知見をまとめると以下の通りである。

- ① 就業形態と学歴の違いを考慮しても、ふたり親マザーと比べてシングルマザーの自己啓発実施率が高い。特に大学卒以上の有業シングルマザーにおける専門知識に関する自己啓発の実施率が高い。
- ② 有業シングルマザーの自己啓発実施率は「高校卒以下」で低く「短大・高専・大学卒」で高い。シングルマザーの学歴間の自己啓発実施率の差異は、一部を除いて、過去の転職活動や将来的な転職の志向性、職業やキャリアの特性、金銭・時間のゆとりによって説明できるものではない。
- ③ 自己啓発と公的職業訓練の関連について、「高校卒以下」では、資格取得や専門知識に関する自己啓発の実施が、過去・現在の制度の利用実績や今後の利用意向の高さにわず

かにつながっている。「短大・高専・大学卒」では、資格取得に関する自己啓発の実施と高等職業訓練促進給付金事業の制度の利用実績には関連がみられたものの、それ以外については特に関連はみられず、自立支援教育訓練給付金事業については自己啓発を実施しているほどむしろ今後利用するつもりがない傾向が強くなる。

まず、ふたり親マザーよりもシングルマザーのほうが自己啓発実施率が高いという知見は注目に値する。本章では、労働者の主体的な能力開発の重視が労働市場におけるセカンド・チャンスの整備につながるというロジックに基づいて議論しているが、セカンド・チャンスを整備するに当たってはシングルマザーの高い自己啓発実施率を活用することも重要である。田上（2023）が就業中断女性について明らかにしたことと同様に、シングルマザーの活発な主体的な能力開発を企業が生かし、その利益を労働者へと還元することができれば、その企業の成長とともにシングルマザー自身の経済的自立にも貢献することができる。その意味で、女性活躍推進のもう一つのシナリオとして、労働市場のセカンド・チャンスを整備し、労働者の主体的な能力開発の重視による中核的人材の育成を検討することも重要である。

ただし、シングルマザーの自己啓発も学歴によって大きく実施率が異なるという点には注意が必要である。労働者の主体的な能力開発を重視するという戦略は、シングルマザーの学歴によって異なる作用をする。短大卒以上の比較的高学歴層のシングルマザーは特に自己啓発の実施率が高く、企業における主体的な能力開発の活用を通じた経済的自立という点では有利な位置にいる。第 4 章で示したように短大卒以上のシングルマザーは相対的に賃金が高いため、主体的な能力開発の評価によって企業の中核的人材として活躍することができれば、より経済状況は安定すると思われる。

一方で高校卒以下の比較的低学歴層のシングルマザーにおいては、主体的な能力開発の重視が経済的自立に有利に働く余地は相対的に小さい。第 4 章で示したように高校卒以下のシングルマザーは不安定な初期キャリアを経験している割合も高く、セカンド・チャンスを生かして経済的自立を達成することがより重要になるが、短大卒以上と比べると自己啓発の実施率が相対的に低く、主体的な能力開発がそれほど活発であるわけではない。すなわち、高校卒以下のシングルマザーは、不安定な初期キャリアを経験したことによって十分な企業主導の能力開発を享受できなかったという不利と、その後の職業生活においても主体的な能力開発が相対的に非活性の状態にあるという不利の 2 つを抱えていることが示唆される。より困難な状況に置かれているシングルマザーへの対応が重要である。

本章の分析ではこの学歴間の主体的な能力開発の差異の要因を十分に説明できていない。しかし、いくつかの仮説が考えられる。例えば、高等教育機関での学習経験の有無が、職業能力に関する主体的な教育・学習の積極性と関連しているかもしれない。高等教育機関の卒業生ほど、大学の入試や学期内試験に向けた学習・勉強経験があるため、自己啓発などについても積極的に行いやすくなる可能性もあるだろう。また、そもそも職業能力に関する主体的な教育・学習を行う前提として、高等教育機関卒業レベルの能力が必要であるということも考えられ

る。実際に、ひとり親世帯支援の現場レベルにおいては、低学歴層のシングルマザーの中には社会的な常識や社会人としての基礎的な能力に欠けている人もおり、これらの人々には特定の職業の専門性を高めるような能力開発は届きにくいという指摘もある（田中 2016）。こうした仮説や現場での指摘を踏まえると、今日シングルマザーの就業支援として公的職業訓練が重視されているが、その職業訓練を受講する前提となるような、高等教育機関卒業レベルの能力を開発するようなプログラムも必要である。

そのような意味では、自立支援教育訓練給付金事業と高等職業訓練促進給付金事業などの公的職業訓練は、実は高等教育機関卒業レベルの能力を備えている高学歴層のシングルマザーに最も適合しているといえる。しかしながら、本章の分析においては、短大卒以上のシングルマザーにおいてはこの 2 つの制度の利用意向が特段高いわけではないことも明らかになっている。つまり、職業に関する専門性を高める準備が整っている層のニーズと制度のメニューにミスマッチが生じている可能性がある。今後ヒアリング調査等で詳しく調べる必要はあるが、第 4 章で明らかにしたようにシングルマザーにおいても学歴別に職業分布が異なっており、高学歴層のシングルマザーがより開発したいと求めている職業の専門性が既存の制度のメニューと異なっているのかもしれない。

以上の議論と政策的示唆をまとめると次のようになる。高学歴層のシングルマザーの経済的自立に関しては、労働者の主体的な能力開発を重視し、企業の人事管理において適切に評価し、中核的人材として活躍できる仕組みを整備することが重要である。また、公的職業訓練を活用する際は、高学歴層のシングルマザーが開発したいと求めている職業の専門性を踏まえ、それに応じた制度メニューを構築する必要がある。低学歴層のシングルマザーの経済的自立については、現状高学歴層ほど主体的な能力開発に積極的ではないということを踏まえ、既存の公的職業訓練の利用の前提となる、高等教育機関卒業レベルの能力を開発するようなプログラムの整備が重要である。

参考文献

人生 100 年時代構想会議（2018）『人づくり革命 基本構想』

（<https://www.kantei.go.jp/jp/content/000023186.pdf>、2025 年 1 月 1 日取得）

田上皓大（2023）「就業中断女性の女性活躍への道筋—中高年期の女性の自律的・主体的な能力開発意欲に注目して」『日本労働研究雑誌』 760, pp.88-101.

田中恵子（2016）「母子・父子自立支援員から見たシングルマザーのキャリア開発」『Business Labor Trend』 2016 年 6 月号, pp.10-12.

労働政研究・研修機構（2019）『OECD Database による公共職業訓練政策の国際比較—公共職業訓練費に注目して—』 JILPT 資料シリーズ No.220.

第7章 公的職業訓練が母子世帯の所得に及ぼす効果 —高等職業訓練促進給付金事業に注目して—

1 はじめに

日本の母子世帯は、「働いても貧困」という特殊な状況に置かれている。厚生労働省「令和3（2021）年度全国ひとり親世帯等調査」によると、母子世帯の母親（以下シングルマザー）の就業率は86.3%に上る。これは、OECD加盟国平均（71%）を大きく上回り、北欧のスウェーデンやデンマークよりも高い水準である。しかし、ひとり親世帯¹の相対的貧困率を見ると、OECD平均が31.9%であるのに対して、日本は44.5%（2021年）である（Asahi Shinbun 2023; OECD 2024）。「働いても貧困」という現象の背後には、日本のシングルマザーの半数以上が非正規雇用であり、その平均年収が正社員の半分程度しかないことなどが挙げられる（周 2014）。

こうした状況の中、母子世帯の収入アップを目指す施策として、「高等職業訓練促進給付金事業」（以下、「高等職業訓練事業」）が注目されている。2003年度に創設されたこの事業は、看護師、准看護師、保育士等の専門資格を目指して養成機関に入学した者に対し、所得制限付きで月額10万円、最長4年間（2024年度時点）の経済支援を行うものである。これまでに累計で4万人以上がこの制度を利用して専門資格を取得している。高度専門資格の取得に重点を置き、高い就業効果を得ようとする点が当該制度の最大の特徴である。実際、海外の研究（Elliott *et al.* 2001; Lindley *et al.* 2006）によれば、専門資格を持つ女性は、無業や失業になりにくく、好条件の仕事にアクセスする確率が高いことが示されている。

高度専門資格を得るための助成金として、1人当たりの給付総額は、一定の条件で返済不要となる貸付を含むと最大603万円とされている（返済不要の条件や金額の内訳等については第3節を参照）。その金額は、同時期に創設されたひとり親向け「自立支援教育給付金事業」（総支給額最大4年240万円²）や雇用保険の「専門実践教育訓練給付」（総支給額最大4年224万円³）、ハローワークの「求職者支援制度」（総支給額最大2年240万円）など、他の公的教育訓練事業に比べて格段に高い。

しかしながら、実際に高等職業訓練事業は、シングルマザーの正社員化と所得向上に、効果を発揮しているのだろうか⁴。厚生労働省「ひとり親家庭等の支援について（各年）」によれば、これまで訓練後に資格を取得し、就業に結びついた者のうち、常勤⁵の仕事に就いた者の割合

¹ 厚生労働省「ひとり親家庭等全国調査 2021」によれば、母子世帯総数（119.5万世帯）がひとり親世帯総数（134.4万世帯）の88.9%に当たる。

² 雇用保険の「専門実践教育訓練給付」の対象となる講座を受講し、修了後1年以内に資格取得し、就職等した場合に支給される上限額である。

³ 2024年10月以降に受講を開始する場合、訓練修了後の賃金が受講開始前に比べて5%超の上昇があった者に対して、教育訓練経費の10%（年間上限8万円）が追加で支給される。その際の総支給額が最大で256万円（＝224万円＋8万円／年×4年）となる。

⁴ シングルマザーの能力開発意欲と公的職業訓練の関連の分析については第6章を参照されたい。

⁵ 常勤とは、勤務先の定めた勤務時間（所定労働時間）のすべてを勤務する者をいう。一部の非正規（フルタイム

は 8～9 割に上るとされている。また、厚生労働省が三菱 UFJ リサーチ&コンサルティングに委託して行った「高等職業訓練促進給付金の効果に関する調査 2023」によれば、高等職業訓練事業を通じて専門資格を取得した者のうち、7 人に 1 人が訓練前の無職または非正規雇用状態から正規雇用への転換に成功しており、4 人に 1 人は訓練後の年収が訓練前に比べて 100 万円以上アップしたとされる（三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング 2024）。

しかし、厚生労働省の調査は、訓練受講者のうち「資格を取得し、就職に結びついた者」に限った結果であり、資格を取得できずに脱落した者や、資格取得後に就職しなかった者に関する情報が欠落している。これらの情報不明者を含めると、実際の事業効果はもっと低くなる可能性がある。三菱 UFJ リサーチ&コンサルティングの調査も同様な問題を抱えている。当該調査の対象は、「2021 年度以降に訓練を受け、資格を取得した者」に限定しているため、厚生労働省の調査と同様に事業効果を過大に評価している恐れがある。

事業効果を正しく計測するためには、脱落者などを含むすべての訓練受講者における訓練前後の就業状況を比較する必要がある。さらに、厳密に言えば、計測結果が訓練受講の効果なのか、受講者がもともと持っている能力のおかげなのか、区別されるべきである。そのためには、同じような社会経済環境下に置かれ、学歴、職種、勤続年数などの属性も同じ母親の間で、訓練受講者の就業が非受講者より優位にあるかどうかを調べることで、事業効果を評価すべきである。

ただし、誰が訓練受講の対象となるかはランダムに決まるものではなく、母親個人によるセレクション（自己選択）の結果である。一般的に、学習能力が高くキャリア志向の強い母親ほど、訓練受講を選びやすくなると考えられる。しかし、学習能力やキャリア志向は観察可能な要因であるため、学歴等観察可能な属性を考慮しても、訓練受講者（処置群）と非受講者（対照群）の間に見られる賃金や正規雇用比率の差異が、訓練の効果なのか、自己選択によるものなのかを識別することは難しい。これは、職業訓練の就業成果への影響を測定する際に、常に指摘される「内生性」の問題である。

内生性の問題に加え、高等職業訓練事業の効果検証に当たって、十分な分析用サンプルを得ることも非常に困難である。給付金の受講経験者がシングルマザー全体に占める割合は約 3% に過ぎず、通常のアンケート調査から統計的に有効なサンプルサイズを確保することは極めて難しい。このような理由から、筆者が行った初期の研究（周 2012; 2019）を除き、高等職業訓練事業の効果に関する統計的検証はほとんど行われていないのが現状である。

そこで本章は、上記の問題点を鑑み、以下 3 点を改善している。まず、本章では、JILPT が 6 度（2011 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2022 年）にわたって実施した子育て世帯全国調査の個票データをプールして、反復横断面データを作成して 200 人弱の訓練受講者のサンプルを確保することに成功した。2007 年調査を用いた周（2012）や 2011～2016 年

パート等）も含まれているが、正社員と同義と捉えられることが多い。

の 4 時点調査を用いた周（2019）に比べて、本章は標本サイズが大幅に増えているだけでなく、観測年数も増加したことで、訓練直後の受講者だけでなく、一定期間経過後の受講者の訓練成果も観察可能となっている。

次に、本章のサンプルには、訓練を受けたものの資格が得られず脱落した者や、資格取得後も就職に至らなかった者が含まれているため、政策効果を過大に評価するバイアスが生じにくいと考えられる。

さらに、本章では準実験的手法を用いて「内生性の問題」に対処している。具体的には、アンケート調査を通じて収集された訓練受講者と非受講者の情報を使用し、傾向スコアマッチング（Propensity Score Matching: PSM）モデルによる訓練効果の推定を行った。

2 既存研究による知見

職業経験の少ない若者や女性、長期失業者など、労働市場での就業が難しい人々は、職業訓練において「情報欠如」（どこで何の訓練を受ければよいか分からない）や「流動性制約」（訓練期間中の学費や生活資金を調達できない）といった問題に直面していることが多い。そのため、彼らが自発的に、最適な職業能力を開発することは困難である。公的支援の職業訓練は、こうした情報欠如と流動性制約を緩和し、就業が困難な人々を効果的に支援できる制度と考えられる（周 2014）。

では、公的職業訓練は本当に狙った通りの雇用効果を持っているのだろうか。Heinrich *et al.* (2013) は政府の行政データ、いわゆる「業務統計」を用いた PSM 分析を行い、アメリカの「人材投資法案（Workforce Investment Act: WIA）」のもとで行われた公的職業訓練が、成人受講者、特に女性受講者の所得を顕著に高めていたことを報告している。また、その所得効果は、追跡できる受講から少なくとも 4 年後まで続いたことが明らかとなっている。同じくアメリカの行政データ（個人と企業のマッチング情報）を用いた Andersson (2024) の研究でも、同様な結論が得られている。Decker (2011) が行った文献サーベイによれば、準実験的手法を用いる実証論文は概ね公的職業訓練の有効性を支持する結果を示している。

実験的手法を用いた既存研究としては、米国労働省が 2017 年に行った委託研究（Fortson *et al.* 2018）の結果が特に興味深い。当該研究では、WIA 事業の参加者をランダムに Full-WIA 群（職業訓練＋徹底的なカウンセリング＋コアサービス）、Core-and Intensive 群（徹底的なカウンセリング＋コアサービス）と Core 群（コアサービスのみ）という 3 つのグループに分け、職業訓練の効果を調べている。Core 群（対照群）に比べ、Full-WIA 群と Core-and Intensive 群は、いずれも事業の利用後に顕著な所得上昇が確認されている。職業訓練だけではなく、徹底的なカウンセリングが高い所得効果につながったことも指摘されている。

Card, Kluve and Weber (2015; 2018) は、207 の実証論文から 857 の推定結果（実験的手法と準実験的手法の両方を含む）を整理し、ドイツ、デンマーク、アメリカ等 47 か国で実施された様々な積極的雇用対策の効果評価に関するメタ分析を行っている。その分析結果によ

れば、職業訓練事業の所得効果は総じて高く、またその効果は短期的なものにとどまらず、生涯賃金にもプラスの影響を及ぼしている。そして、実験的手法と準実験的手法を用いた分析結果の間に、結論に有意な違いは見られていない。

一方、日本で行われた公的職業訓練の効果分析はすべて非実験的手法によるものである。公的職業訓練の所得効果を認めた既存研究としては、黒澤（2003）や Hara（2022）が代表的である。黒澤（2003）は都内にある公共職業訓練校の修了生調査などを用いて、訓練受講者における訓練前後の収入比較や、訓練受講者と非受講者の中途採用者の収入比較を行っている。分析の結果、女性のみには訓練の所得効果が確認されている（10%水準で有意、ただし45歳以上の女性には効果なし）。Hara（2022）は、総務省統計局『就業構造基本調査』の個票データを用いて PSM モデルによる離職者訓練⁶の効果を推定している。その結果は黒澤（2003）と同様であり、職業訓練が男性の所得には有意な影響を与えない一方、女性には有意な正の効果が確認されている。

一方、公的職業訓練の所得効果が確認されないと指摘する既存研究も少なくない。例えば、Yokoyama *et al.*（2019）は、慶応義塾大学「日本家計パネル調査（KHPS）」を用いて分析を行い、雇用保険の教育訓練給付を受給して専門学校や大学・大学院などに通っても、時間あたり賃金に有意な影響がなかったことを報告している。また、連合総合生活開発研究所の「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート 2006」を用いた高橋（2015）の分析では、教育訓練給付事業が受給者の所得増減に明確な影響を与えていないことが報告されている。さらに、阿部・黒澤・戸田（2004）は、リクルートワークス研究所の「ワーキングパーソン調査」を用いて教育訓練給付の賃金効果を調べているが、やはり全体として効果を確認できていない。子育て世帯全国調査を用いた周（2012; 2019）の分析でも、高等職業訓練促進給付金事業の利用者と非利用者の就業年収には有意な違いが見られず、訓練受講による所得上昇効果は確認されていない。

公的職業訓練事業の対象や事業内容等が大きく異なるため、異なる国や異なる事業の分析結果を直接比較することは難しいものの、総じて言えば、海外では公的職業訓練事業の所得効果を示唆する研究が多い一方、日本国内では訓練の所得効果が顕著ではないとの結果が比較的多いようである。ただ、これが日本の公的職業訓練事業固有の問題に関係しているのか、それとも、信頼性の高い大規模な行政データやランダム化実験データの入手が難しいことや、内生性への対処が不十分なために生じているのかは不明である。

⁶ ハローワークの求職者が受けられる3か月～2年（標準6か月）の職業訓練である。受講料は無料（テキスト代等は実費負担）であり、訓練受講中は基本手当（月額10万円、所得要件あり）と通所手当等が支給される。

3 制度の説明

(1) 制度の沿革と利用実績

「高等職業訓練促進給付金」（旧名称「高等技能訓練促進費」）は、2002年に改正された「母子および寡婦福祉法」の施行に伴い、2003年度に母子世帯への就業支援制度として導入されたものである。訓練給付の条件（ただし、過去の受給者は対象外）は大きく3つある。第1に、児童扶養手当の支給を受けている者と同等の所得水準（子ども1人の場合、年収が365万円未満）にあること、第2に、養成機関において6か月以上のカリキュラムを修業し、対象資格の取得が見込まれること、第3に、就業又は育児と修業の両立が困難で経済支援が必要であることである。

そのうち、第2と第3の条件は基礎要件に過ぎず、実質的な制約となるのは第1の所得要件のみである。厚生労働省「全国ひとり親家庭等調査」によれば、母子世帯の約7割（2016年では73.0%、2021年では69.3%）が児童扶養手当を受給している。児童扶養手当を受給していないものの、同等の所得水準にある者も含むと、高等職業訓練事業の対象範囲は母子世帯全体の約8割に及ぶ（子育て世帯全国調査より集計）。

高等職業訓練事業の給付期間と給付金額は幾度も変更されてきたが、2024年度現在では最大4年間、月額10万円（最終年は14万円）が支給されている。訓練修了後には一時金として5万円が支給され、これにより最大533万円の補助を受けることができる。また、一定の条件⁷を満たせば、返済不要の資金として70万円（入学準備金50万円＋就職準備金20万円）を別途借りることができ、支給総額は最大で603万円にも達する。制度の創設初期（2003～2008年度）に比べ、給付期間の上限が大幅に引き上げられ、対象資格と最短修業年数の制限も大きく緩和された。現在の高等職業訓練事業は、給付総額と使い勝手の両面でかなり好条件となっている（図表7-3-1）。

利用実績を見ると、導入2年後の2005年度には755件の支給があり、そのわずか3年後の2008年度には支給件数が2,000件程度に増加し、順調な滑り出しとなった。特に2008年度から2011年度までの4年間に支給件数が大幅に伸び、2011年度には初めて1万件を超えている。その後、支給件数はやや落ち込んだが、2014年度以降は年間7,000～8,000件程度で安定的に推移している。2005年度から2022年度までの18年間においては、累計支給件数は111,411件に達する（図表7-3-2）。同時期に導入された「自立支援教育訓練給付金事業」（2022年度支給件数2,005件）と比べると、高等職業訓練事業の利用実績は際立っていると言える。

支給件数が大きく伸びた2008～2011年度は、有効求人倍率が1未満であり、労働市場が求人数よりも求職数の方が多い「買い手市場」であった。条件の良い雇用機会が少なく、訓練期間中の逸失所得（機会コスト）が低下したことが、多くのシングルマザーたちが高等職業訓練事業を選んだ背景なのであろう。

⁷ 一定の条件とは、貸付を受けた者が1年以内に就職し、就労を1年間継続したことである。

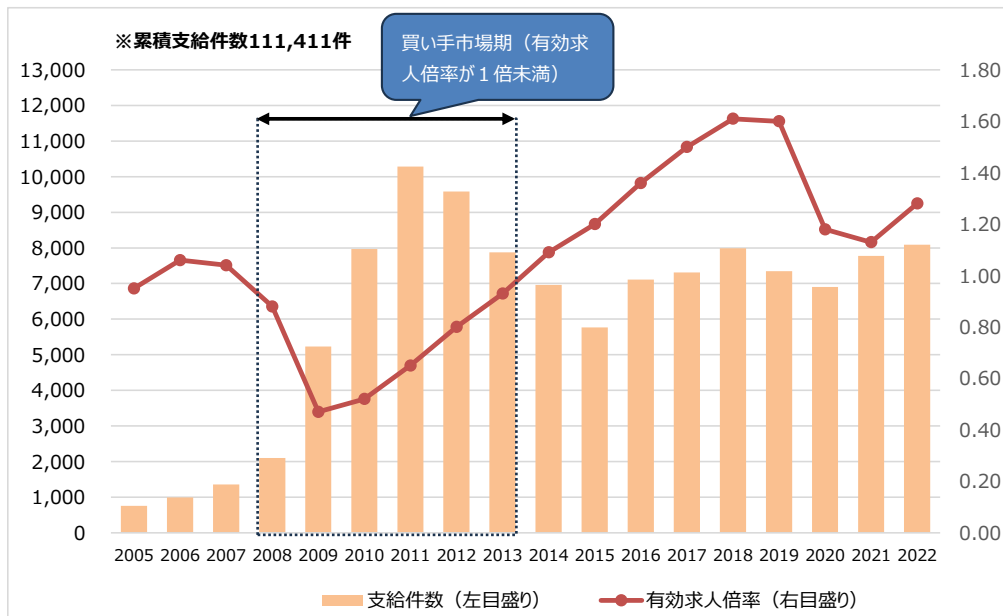
図表 7-3-1 高等職業訓練促進給付金の支給期間と支給額等の沿革

修業開始時期	最短修業年数	給付対象となる修業期間	給付期間の上限	月あたり支給額	終了支援給付金（1回のみ）	最大総支給額	備考
2003年4月～ 2009年1月	2年～	後半1/3期間	12ヶ月	10.3万円 (5.15万円)	0円	123.6万円	2003～2014年度は「高等技能訓練促進費」という事業名を使用
2009年2月～ 2009年5月	2年～	後半1/2期間	18ヶ月	10.3万円 (5.15万円)	5万円 (2.5万円)	190.4万円	
2009年6月～ 2012年3月	2年～	全期間	36ヶ月	14.1万円 (7.05万円)	5万円 (2.5万円)	512.6万円	
2012年4月～ 2013年3月	2年～	全期間	36ヶ月	10.0万円 (7.05万円)	5万円 (2.5万円)	365万円	2013年度より父子家庭の父も対象に追加
2013年4月～ 2016年3月	2年～	全期間	24ヶ月	10.0万円 (7.05万円)	5万円 (2.5万円)	245万円 + 70万円免除つき貸付	2015年度より返済免除つき貸付事業（入学準備金50万円、就職準備金20万円）を実施。
2016年4月～ 2019年3月	1年～	全期間	36ヶ月	10.0万円 (7.05万円)	5万円 (2.5万円)	365万円 + 70万円免除つき貸付	2016年度より修業期間の緩和（2年以上→1年以上）
2019年4月～ 2021年3月	1年～	全期間	48ヶ月	10.0万円 (7.05万円)	5万円 (2.5万円)	533万円 + 70万円免除つき貸付	2019年度より最終年度には4万円の加算
2021年4月～	6か月～	全期間	48ヶ月	10.0万円 (7.05万円)	5万円 (2.5万円)	533万円 + 70万円免除つき貸付	2021年度より修業期間の緩和（1年以上→6か月以上）と対象資格の拡充

注：括弧の中の金額は市民税課税世帯の支給額である。全額支給の対象となるのは、市民税非課税世帯（子ども1人の場合、年収入が204万円未満）である。

出所：厚生労働省「ひとり親家庭等の支援について（各年）」等より筆者が整理。

図表 7-3-2 高等職業訓練促進給付金事業の利用状況（2005～2022年度）



出所：厚生労働省「母子家庭の母の就業の支援に関する年次報告（2005～08年度）」、「母子家庭等対策の実施状況（2009～11年度）」、「母子家庭の母及び父子家庭の父の自立支援施策の実施状況（2012～16年度）」、「令和2（2020）年度母子家庭の母及び父子家庭の父の自立支援施策の実施状況」、こども家庭局「ひとり親家庭等の支援について（各年）」、厚生労働省「職業安定業務統計（各年）」より筆者作成

支給件数の伸びは、給付金の増額とも関連している。2009 年度には、6 月の制度改定（2012 年 3 月までの暫定措置）により、支給期間が 18 か月から 36 か月に、月あたり支給金額が 10.3 万円から 14.1 万円に引き上げられた。その結果、支給総額が 190.4 万円から 512.6 万円へと、約 3 倍に膨れ上がった（図表 7-3-1）。こうした給付条件の大幅な改善も、2009～2011 年度の利用急増につながった一因と考えられる。

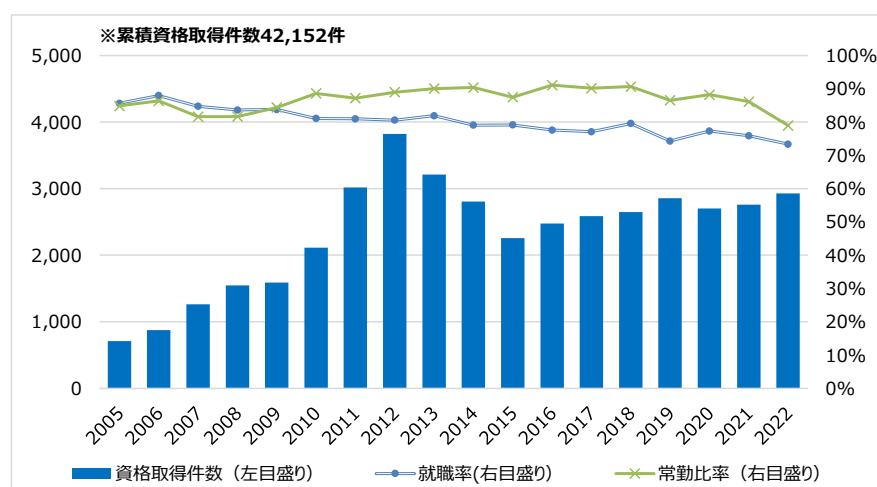
一方、2012 年度以降、支給件数は徐々に減少し、2014 年度からは概ね横ばいで推移している。2012 年の第 2 次安倍政権以降の景気回復に伴い、有効求人倍率が 1 以上に回復し、労働市場が再び求職者数よりも求人件数の方が多い「売り手市場」に戻ったことが、その背景にあると考えられる。

興味深いことに、2016 年度と 2019 年度にも給付期間の延長と給付総額の増額が行われたものの、支給件数に顕著な伸びは見られていない。同時期の労働市場は「売り手市場」状態にあり、訓練受講の機会コストが上昇したことが影響しているかもしれない。

（2）専門資格の取得

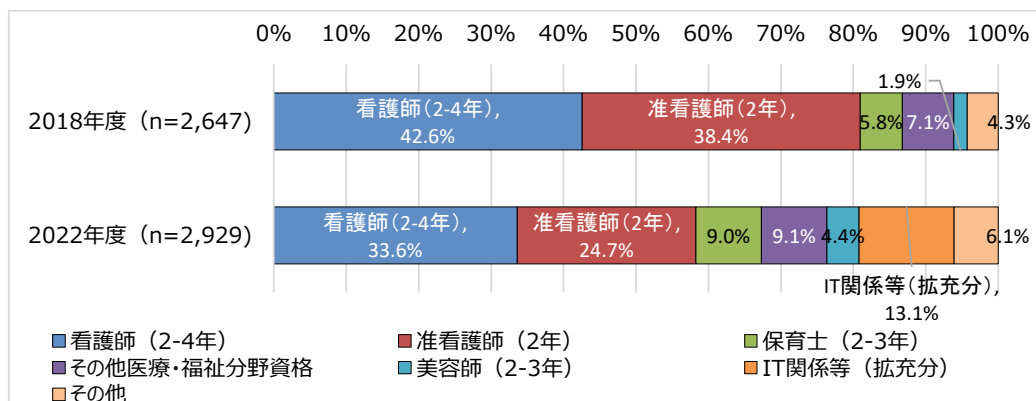
高等職業訓練促進給付金の対象資格は全国一律ではなく、各自治体が地域の実情に応じて定めており、これまでに看護師、准看護師、保育士、介護福祉士などの国家資格が主な対象となっている。近年は、国家資格だけでなく、修業期間の比較的短い IT 関係などの民間資格も対象に追加するという「拡充措置」（2021 年度から 1 年間の時限措置として開始し、2024 年度に恒常化）が取られている。2005 年度から 2022 年度までの 18 年間に於いて、累計で 42,152 人のひとり親が高等職業訓練促進給付金を受けて資格を取得している。ピーク時の 2012 年度には 4 千人弱が資格を取得したが、近年は概ね年間 3 千人規模で推移している（図表 7-3-3）。

図表 7-3-3 給付金利用者の資格取得件数、就職率と常勤比率(2005～2022 年度)



出所：厚生労働省「ひとり親家庭等の支援について（各年）」等より筆者が整理。

図表 7-3-4 ひとり親が取得した資格の構成(2018 年度 vs. 2022 年度)



注：括弧の中の年数は、それぞれの資格における標準的な修業期限である。「その他医療・福祉分野資格」に、介護福祉士（2-4 年）、作業療法士（3-4 年）、理学療法士（3-4 年）、歯科療法師（3-4 年）、社会福祉士（2-4 年）が含まれている。

出所：厚生労働省調べ、こども家庭局「ひとり親家庭等の支援について」（各年）より筆者作成。

取得した資格の内訳を見ると、看護師、准看護師、保育士といった医療・福祉分野の国家資格が依然として人気を保っているものの、「拡充措置」の導入後にその割合はやや低下している（図表 7-3-4）。例えば、措置導入前の 2018 年度では、ひとり親が高等技能訓練で取得した資格の約 9 割（86.8%）が、看護師（42.6%）、准看護師（38.4%）、保育士（5.8%）といった「三大資格」であった。しかし、措置導入後の 2022 年度には、三大資格の比重が 67.3%に低下し、代わりに IT 関係などの民間資格（13.1%）の比重が大きく上昇している。

(3) 就職率と常勤比率

資格取得者のうち、就業に結びついた者の割合（就職率）は、約 8 割と安定的に推移している。また、就業に結びついた者のうち、常勤就業の割合（常勤比率）は概ね 8～9 割の水準を保っている⁸。これは、母子世帯全体の就業者に占める常勤比率（「全国ひとり親等調査 2021」では 48.8%）を大きく上回る数値である（図表 7-3-3）。もっとも、上記の厚生労働省の調査は、資格を取得できた者に限定した就業実績であることに注意が必要である。

では、厚生労働省の公表データから、資格を取れずに脱落した者の規模とその比率を推測することは可能であろうか。脱落率に関する正確な数値は得られないものの、一定の仮定に基づく事業実施期間中の「粗脱落率」は算出可能である。給付金による修業年数は 6 か月から 4 年間で、資格によって異なるものの、ここでは「標準 2 年⁹」と仮定し、粗脱落率を推計してみる。すなわち、給付金支給開始と資格取得との間に 2 年のタイムラグがあるため、2005～2020

⁸ 就職率と常勤比率のいずれも、近年はやや低下する傾向にあり、直近の 2022 年度ではそれぞれ 73.4%と 79.0%と過去最低の水準となっている。拡充措置による影響かどうかは、注視が必要である。

⁹ 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティングの 2023 年調査によれば、資格取得者の平均受講期間は、2.4 年（28.8 か月）となっており、脱落者の平均受講期間はそれよりも短いので、全体において標準 2 年という受講期間の仮定が、合理的だと考えられる。

図表 7-3-5 脱落者を含めての就職率と常勤比率

	件数	人数（換算値）	支給対象者に占める割合
支給対象（2005-20）	95,544	47,772	100.0%
資格取得（2007-22）	40,570	40,570	84.9%
就職（2007-22）	32,031	32,031	67.0%（ 79.4% ※厚生労働省調べ）
常勤就職（2007-22）	28,003	28,003	58.6%（ 87.0% ※厚生労働省調べ）

注：修業期間が標準 2 年と仮定。厚生労働省調べでは、就職率が「就職数／資格取得数」、常勤比率が「常勤就職数／就職数」とされている。

出所：筆者作成

年度の累積支給件数と 2007～2022 年度の累積資格取得件数を利用すれば、その期間中の粗脱落率が算出できる。

試算の結果（図表 7-3-5）を見ると、2005～2020 年度累積支給件数が 95,544 件（人数換算では 47,772 人）であるのに対して、2007～2022 年度の累積資格取得件数は 40,570 件である。したがって、推計脱落人数は概算で 7,202 人であり、粗脱落率は 15.1%（＝脱落者 7,202 人／支給対象者数 47,772 人）となる。就業効果が顕著とされるアメリカの WIA 職業訓練事業（Full-WIA）でも、訓練受講者の資格取得率が 60%（4 割脱落）に過ぎないことから（Fortson *et al.* 2018）、日本の高等職業訓練事業の脱落率は特に高いとは言えない。

ただし、脱落者を考慮した就職率と常勤比率は、前出の厚生労働省調べより大幅に低くなる。図表 7-3-5 に示した通り、給付金の支給対象者 47,772 人のうち、就職に結びついた者は 32,031 人（就職率 67.0%）、常勤就職に結びついた者は 28,003 人（常勤比率 58.6%）である。言い換えれば、脱落者を含めた全支給対象者の就職率と常勤比率は、厚生労働省調べに比べてそれぞれ 12 ポイント、24 ポイント低い。

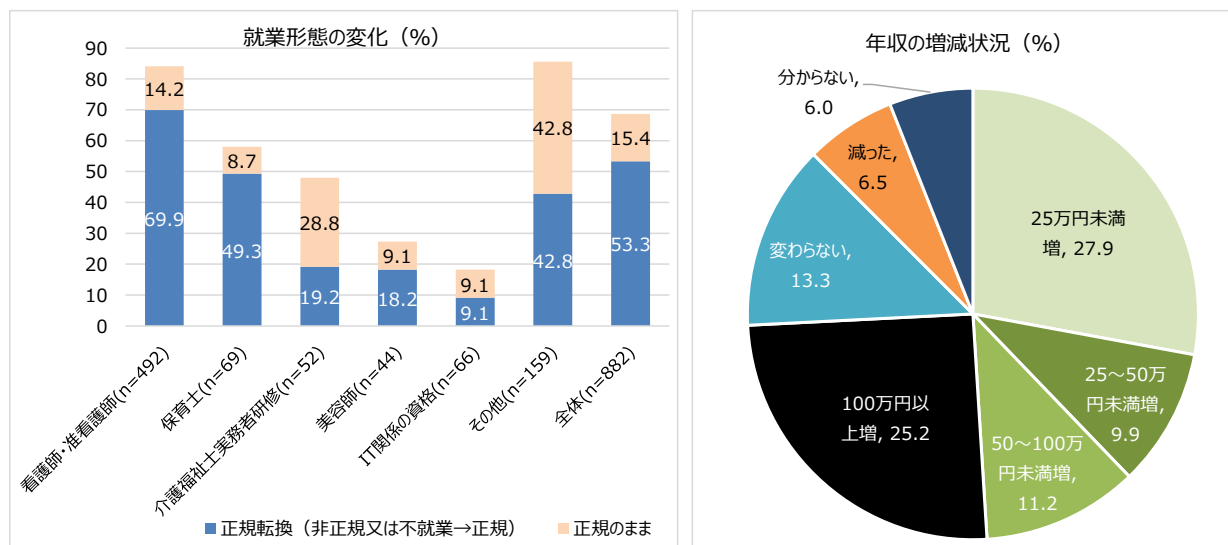
（4）正社員化と訓練後の所得増加

上記の業務統計のほか、厚生労働省は 2023 年 8 月～9 月に三菱 UFJ リサーチ&コンサルティングに委託して「高等職業訓練促進給付金の効果に関する調査」（以下「三菱 UFJ 調査」）を行い、雇用形態と所得の変化について調べている。

調査結果によれば、正社員化と所得改善のいずれにおいても、高等職業訓練事業は高い成果を挙げているとされる。正社員化の達成状況を見ると、利用者の 53.3%が非正規雇用または不就業の状態から抜け出して正規雇用転換に成功している。訓練前も訓練後も正規雇用を維持している者と合わせると、利用者の 68.7%が訓練後に正規雇用に就いている。看護師・准看護師の資格取得者に至っては、正規雇用率は 8 割を超えている。訓練後の年収増加も同様に顕著である。利用者の 4 人に 3 人が年収の増加を報告しており、4 人に 1 人（25.2%）は 100 万円以上の大幅な年収アップを達成している（図表 7-3-6）。

もっとも、三菱 UFJ 調査は、厚生労働省の調査と同様に過大評価バイアスを生じている可能性が高い。その主な理由として次の 2 点が挙げられる。1 つ目は、資格を取得できなかった

図表 7-3-6 就業形態と収入の変化:「給付金利用開始時点」vs.「現在(利用終了時点)」



注：拡充措置の対象者（n=141）がやや多めに抽出されている。

出所：三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング「令和 5（2023）年度子ども・子育て支援等推進調査研究事業ひとり親家庭等への支援等に関する調査研究報告書」、「高等職業訓練促進給付金の効果に関する調査 2023」（n=882）の集計結果をもとに筆者が作成。

脱落者が調査対象から除外されている点である。2 つ目は、「訓練前の通常状態」ではなく、「給付金利用開始時点」を比較のベンチマークとしている点である。高等職業訓練促進給付金は、市民税課税世帯に対して 3 割カットという減額装置があるため、訓練利用の前年度に就労をわざと控えて、収入を非課税範囲内に収めようとするインセンティブが働くと考えられる。また、試験勉強の時間を確保するために「給付金利用開始時点」では、時間が比較的自由的な不完全就労状態にある利用者も多いと考えられる。実際、付表 1 の記述統計からも分かるように、訓練受講者のうち、受講中のグループは、就業率、正社員率、就労年収のいずれにおいても非受講者のグループより顕著に低い水準にある。そのため、「給付金利用開始時点」を基準点とした訓練事業の評価に上方バイアスがかかりやすい。

4 分析手法

公的職業訓練における効果検証の方法は、大きく実験的手法（experimental design）と準実験的手法（quasi-experimental design）に分類できる。実験的手法は、訓練対象をランダムに割当ててことで内生性による推定バイアスを回避できるため、最も標準的な分析手法と言える。しかしながら、倫理的な問題などから、実験的手法が先進国で実施されるケースは稀であり、筆者の知る限り日本では実施例が存在しない。そこで、代わりに多く用いられるのが準実験的手法である。内生性の問題はある程度残るものの、政府の業務統計やアンケート調査データに基づいて分析できるため、圧倒的に多くの既存研究がこの準実験的手法を用いている。

準実験的手法の代表例としては、傾向スコアマッチング法（Propensity Score Matching:

PSM) が挙げられる。簡単に言えば、就業のアウトカム（年収等）に影響を与える複数の共変量を用いて、比較群（非受講者）の中から介入群（訓練受講者）に類似したサンプルをマッチングさせて比較する方法である。

具体的には、第1段階において、各個人が介入（訓練受講）を受ける確率、つまり「傾向スコア（Propensity Score）」の推定を行う。ここでは、第(1)式の通り、訓練受講の確率（P）を被説明変数とし、学歴等の観察可能な属性（ $X_1, X_2, \dots, X_k$ ）を共変量としたロジスティックモデル（Logistic Model）を当てはめ、係数パラメータ（ $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ ）を推定する。各個人の持つ実際の属性値をモデルに代入することで得られる各個人の受講確率を傾向スコアとして使用する。傾向スコアは、いわゆる2群（訓練受講群と非受講群）に充てられる確率を予測するスコアとなる。

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (1)$$

第2段階では、介入群と比較群が類似したサンプルであることをバランステスト（balance test）で確認した上で、両群のアウトカムを直接比較することで因果効果を推定する。

5 データ

本章は子育て世帯全国調査の2011年から2022年の個票データをプールし、反復横断面データ（Repeated Cross-sectional Data）として使用する。

本章の研究対象は労働年齢（20歳～64歳）のシングルマザーであるため、高年齢女性、有配偶女性、父親は分析対象から除外されている。また、給付金の所得要件¹⁰を満たさない標本や主要変数が無回答であった標本を除き、2,899票（訓練受講なし 2,719票、受講あり 180票）を分析対象とした。そのうち、「受講終了」と確認できたのは103票である。なお、本件データにおける高等職業訓練事業の利用率（利用経験者数／世帯総数）は、通年平均で3.3%となっており、厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査」の結果と近い値となっている（図表7-5-1）。

子育て世帯全国調査の強みとして、(1)訓練受講者と非受講者の両方のサンプルが得られていること、(2)捕捉が難しいとされる訓練受講者180人（うち、受講終了103人）のサンプルを確保できたこと、(3)就業のアウトカムに影響を与える共変量が豊富に含まれていることが挙げられる。それにより、訓練効果のマッチング推定のバイアスを小さく抑えるための条件を概ね満たしている（Smith and Todd 2005）。

¹⁰ 児童扶養手当を受給している者や、世帯年収（税込み）が児童扶養手当の所得制限限度額未満の者、生活保護を受給している者のいずれかを指している。ただし、現在は所得要件を満たさないが、かつては高等職業訓練を利用していた者が分析対象に含まれている。

図表 7-5-1 各調査年の分析対象数

調査年	合計	受講なし	総数	受講あり		【参考】母子世帯全体	
				受講中	受講終了	制度利用率(%)	制度認知率(%)
2011	507	482	25	不詳	不詳	2.4 (1.5)	64.5 (49.5)
2012	432	402	30	不詳	不詳	3.1	63.9
2014	500	470	31	6	25	3.0	60.9
2016	511	469	42	5	37	4.0 (3.2)	59.3 (50.3)
2018	493	468	25	5	20	3.5	61.4
2022	453	428	27	6	21	3.7 (3.2)	58.9 (55.5)
合計	2,899	2,719	180	22	103	3.3	61.5

注：括弧の中の数値は、厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査（各年）」による結果である。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

6 訓練受講の効果

(1) 訓練受講者と非受講者の単純比較

平均属性の違い

本章末尾の付表 1 は、訓練受講の有無別に分析対象の平均属性をまとめたものである。属性変数のうち業種・職種・企業規模・勤続年数については調査時点の（受講中または受講終了後）現在の勤務先についての情報である。まず、訓練終了者と非受講者の比較（パネル A）を見ると、2 群の間では、学歴、業種、職種、企業規模、勤続年数、子ども数において統計的に有意な差が検出されている一方、母親の年齢、末子が未就学児かどうか、初職の就業形態、親からの世話的援助といった属性においては統計的な差はない。

具体的には、非受講者に比べて、訓練受講者は短大（46.6% vs. 33.3%）または大学（15.5% vs. 7.2%）といった高学歴層の割合が高くなっている。また、訓練受講者の約 5 割が「医療・福祉」産業に勤務しているのに対し、非受講者は製造業、卸売・小売業、複合・その他サービス業など多岐にわたる産業に分布している。訓練受講者が専門・技術的職業に従事する割合（38.8%）は、非受講者（11.9%）の 3 倍以上の高さである。また、非受講者に比べて、訓練受講者の勤続 1 年未満の新人比率（26.2% vs. 15.3%）が高く、勤続 10 年以上のベテラン比率は低い（5.8% vs. 15.9%）。さらに、訓練受講者の平均子ども数は 1.796 人で、非受講者（1.946 人）よりもわずかに少ない（この差は 10%水準で有意）。

総じて言うと、訓練受講者は確かに高学歴層、医療福祉産業、専門・技術的職業に傾いているが、子育て負担が軽い層や親の世話的支援を得られやすい層に偏在しているとは言えない。参考として、付表 1 では、受講中の者も含む全訓練受講者（パネル B）の平均属性を示しているが、全体として同様の傾向が見られる。

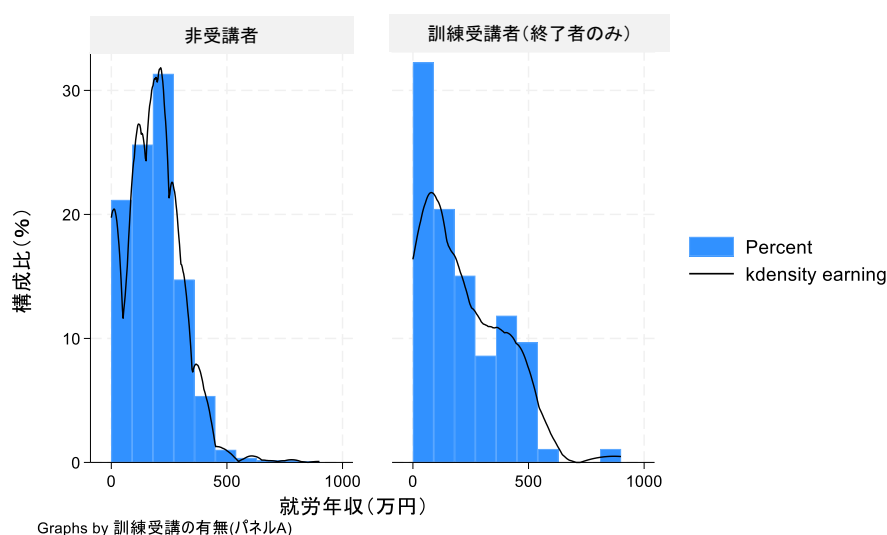
アウトカムの違い

アウトカムのうち、まず最も注目している就労年収を見ると、就労年収の平均値は非受講者が 187.0 万円、訓練受講者（終了者のみ）が 224.3 万円であり、受講者の方が 40 万円ほど高い（5%水準で有意）。ただし、標準偏差で比較すると、訓練受講者の方が年収のばらつきが大きい。

就労年収のヒストグラム図（図表 7-6-1）を比較すると、非受講者の年収は 200～300 万円近辺に集中し、左右非対称で右に裾を引く典型的な所得分布の形を呈している。一方、訓練受講者の年収は 100 万円近辺に大きな山があり、400～500 万円近辺にも集中が見られる。言い換えれば、訓練受講者の年収は二極化しており、低所得層が多い一方、中高所得層も相当数存在している。この点を確認するため、年収 300 万円以上の比率を調べたところ、訓練受講者が 26.6%であり、非受講者（11.7%）を大きく上回っていた（付表 1）。

その他のアウトカム（付表 1 パネル A）を見ると、訓練受講者と非受講者の間に顕著な違いが見られるのは、正社員比率と専門資格の保有率である。一方、就業率、仕事に満足している者の割合、ワークライフコンフリクト（Work-life Conflict）割合については有意な差がない。具体的には、訓練受講者のうち、現在正社員として働いている比率は 50.5%に上り、非受講者（35.0%）や全国平均¹¹よりも高い。また、訓練受講者の 90.3%¹²が何らかの専門資格を保有しており、非受講者（58.3%）よりも顕著に高い。

図表 7-6-1 訓練受講の有無別、就労年収のヒストグラム図



注：図を見やすくするため、年収 1,000 万円以上の区間を非表示。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

¹¹ 厚生労働省「全国ひとり親世帯等調査 2021」によれば、母子世帯の母総数（1,195,128 人）に占める正社員（503,380 人）の比率は 42.1%である。

¹² この数値から訓練受講者の脱落率が 10%以上であると推測できる。ただし、訓練受講前に保有済みの資格もこの 90.3%という数値に含まれているため、正確な脱落率を求めることは難しい。

(2) 所得効果の推定

前節では、訓練受講者と非受講者における属性とアウトカムについて、記述統計を中心に議論した。しかし、こうした記述統計だけでは因果関係を推論することは難しい。本節では、学歴、職種、勤続年数、内生性などの影響を排除するために、PSM による推定結果で高等職業訓練事業の所得効果を検証する。なお、上記でも述べたが、業種・職種・企業規模・勤続年数については調査時点（受講中または受講終了後）の勤務先についての情報である。

まず、第 1 段階の推定結果（図表 7-6-2 パネル A）を見ると、受講確率に有意な影響を与えるのは、学歴、業種、職種、企業規模、勤続年数、初職の就業形態といった属性である。まず、中卒者に比べ、高校卒、短大卒、大学卒の受講確率はそれぞれ 4.2%ポイント、4.9%ポイント、6.9%ポイント高い。製造業に従事する者に比べ、医療・福祉産業に従事する者の受講確率は 5.6%ポイント高い。一方、専門・技術的職業の従事者に比べて、事務的な仕事、サービスの職業の従事者の受講確率はそれぞれ 5.5%ポイント、7.4%ポイント低い。また、勤続年数 1 年未満の者に比べて、勤続年数 10 年以上の者の受講確率は 6.5%ポイント低い。「300 人以上大企業勤務」や「初職が正社員」といった属性も、受講確率をそれぞれ 4.2%ポイントと 1.8%ポイント引き下げている。なお、受講中の者を含むパネル B の推定結果も概ね同様の結果と言える。

以上の結果から、高学歴者や、専門資格が重要視される産業（医療・福祉など）に従事する者、勤続年数が浅い者、中小企業勤務者、初職非正規である者など、従来の仕事のマッチングが良くない（転職を考えている）者が訓練を受けやすいことがわかる。

この第 1 段階の推定結果をもとに 2 群のマッチングを行った結果、就労年収が把握されている訓練受講者 94 人のうち 93 人に非受講者の中からよく似たマッチング対象が見つかった。バランステストの結果、全共変量の平均値において、訓練受講者（介入群）と非受講者（対照群）の間に有意な差は検出されなかった（付表 2）。

PSM 推定の結果（図表 7-6-3 パネル A）を見ると、訓練受講ダミーの係数推定値は「正」であるが統計的に有意ではない。パネル B を用いた推定でも同様に訓練受講の所得効果は確認できていない。ちなみに、内生性問題を考慮しない OLS や Heckman 二段階推定では、訓練受講ダミーの係数推定値は統計的に有意ではないか、負の値となっている。つまり、記述統計とは逆に、OLS 推定では訓練受講者の年収が有意に低いという結果となっている。これは、受講前の平均収入が低い者ほど比較的受講を選びやすいなど、選択バイアス¹³が影響しているものと考えられる。言い換えれば、PSM 推定とは違って、OLS 推定では「年収の低い層が訓練受講しやすい」という選択バイアスを適切に統制できていない可能性が高い。

¹³ 受講前の収入は不明であるため、選択バイアスの大きさを直接確認することは難しいが、非受講者の平均年収（187 万円）に比べて、訓練効果を享受する前の受講者の平均年収（105 万円）が著しく低いことから、その一端をうかがうことができる（詳細は付表 1）。

図表 7-6-2 訓練受講における確率推定 (Logit モデル)

	パネル A: 訓練受講 (終了者のみ)			パネル B: 訓練受講 (受講中を含む)		
	限界効果(dy/dx)	標準誤差(SE)		限界効果(dy/dx)	標準誤差(SE)	
本人の年齢 (歳)	0.0005	(.001)		-0.0007	(.001)	
最終学歴 (Base=中学校)						
高校	0.0422	(.011)	***	0.0373	(.010)	***
短大・高専・各種学校等	0.0492	(.012)	***	0.0471	(.012)	***
大学・大学院	0.0692	(.022)	***	0.0975	(.023)	***
業種 (Base = 製造業)						
卸売・小売業	0.0050	(.018)		0.0103	(.016)	
医療・福祉	0.0559	(.019)	**	0.0702	(.018)	***
複合・その他サービス業	0.0141	(.019)		0.0136	(.016)	
その他・不詳	0.0264	(.014)	*	0.0312	(.012)	***
職種 (Base = 専門・技術的職業)						
事務的な仕事	-0.0549	(.024)	**	-0.0466	(.020)	**
サービスの職業	-0.0741	(.022)	***	-0.0703	(.019)	***
その他・不詳	-0.0682	(.025)	***	-0.0563	(.022)	***
300人以上大企業	0.0417	(.013)	***	0.0389	(.012)	***
勤続年数 (Base = 1年未満)						
1年～3年未満	-0.0386	(.018)	**	-0.0311	(.016)	**
3年～5年未満	-0.0408	(.019)	**	-0.0463	(.016)	***
5年～10年未満	-0.0185	(.020)		-0.0255	(.016)	
10年以上	-0.0653	(.017)	***	-0.0555	(.015)	***
その他・不詳	-0.0020	(.027)		0.0394	(.026)	
末子が6歳未満	0.0170	(.015)		0.0181	(.012)	
子ども数	-0.0061	(.007)		0.0021	(.005)	
初職が正社員	-0.0182	(.011)	*	-0.0059	(.010)	
月に1回以上親から世話的援助	-0.0053	(.011)		0.0013	(.009)	
調査年 (Base = 2011年 or 2014年)						
2012年				0.0346	(.016)	**
2014年				0.0146	(.014)	
2016年	0.0137	(.016)		0.0298	(.015)	**
2018年	-0.0137	(.014)		0.0069	(.014)	
2022年	-0.0108	(.015)		0.0099	(.014)	
標本サイズ (うち、訓練受講者)	1,767	94		2,645	159	
擬似決定係数 (Pseudo R2)	0.1440			0.1212		
尤度比検定 (LR chi2)	105.770	***		143.850	***	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：第2段階 PSM 推定に使われている標本（就労年収が把握されている者）が対象。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 7-6-3 訓練受講が就労年収(対数値)に与える影響

パネルA: 訓練受講 (終了者のみ) vs. 非受講(Base)			
	(1)OLS	(2)Heckman	(3)PSM
訓練受講	-0.4411 *	-0.2014	0.0643
	(.265)	(.192)	(.383)
標本サイズ	1,767	2,021 (Selected=1,767)	1,747
パネルB: 訓練受講 (受講中を含む) vs. 非受講(Base)			
	(1)OLS	(2)Heckman	(3)PSM
訓練受講	-0.6951 ***	-0.5563 ***	-0.3481
	(.203)	(.159)	(.277)
標本サイズ	2,645	2,904 (Selected=2,645)	2,645

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：係数推定値とその標準誤差（括弧中の数値）を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

(3) その他のアウトカムの推定

訓練受講が全体の所得に及ぼす効果は確認できなかったものの、年収 300 万円以上になる確率には有意にプラスの影響を与えている。図表 7-6-4 で示した通り、母子世帯の経済的自立の目安とされる年収 300 万円基準に達する確率は、訓練受講者が非受講者よりも 9.5%ポイント高い。言い換えれば、高等職業訓練事業は受講者全体の所得改善には結びつかないものの、経済的自立が可能な中高収入層の増加には一定の貢献をしている。

また、正社員として就業する確率についても、訓練受講者は 13.6%ポイント高くなっている。さらに、訓練受講者は専門資格の保有確率も 36.3%ポイント高い。一方で、就業確率、仕事への満足度、ワークライフコンフリクトに関しては、訓練受講者と非受講者の間に有意な差は見られなかった。

図表 7-6-4 訓練受講がその他のアウトカムに与える影響

	a. 就労年収300万円以上		b. 就業者		c. 正社員	
	Logit	PSM	Logit	PSM	Logit	PSM
訓練受講	0.0946 ***	0.0952 *	0.0110	0.0415	0.1159 ***	0.1356 ***
	(.026)	(.051)	(.034)	(.028)	(.045)	(.049)
標本サイズ	1,767	1,767	1,938	1,938	1,938	1,938
	d. 専門資格あり		e. 仕事に満足		f. ワークライフコンフリクト	
	Logit	PSM	Logit	PSM	Logit	PSM
訓練受講	0.3629 ***	0.3406 ***	0.0571	0.0963	0.2858	0.0158
	(.072)	(.028)	(.054)	(.071)	(.214)	(.054)
標本サイズ	1,938	1,938	1,728	1,728	1,728	1,728

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：パネル A を対象とした推定結果。その他の共変量は付表 1 で示した通りである。Logit 推定は、限界効果とその標準誤差（括弧中の数値）を示している。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

7 高等職業訓練事業の課題とその対策

結論として、高等職業訓練事業は、経済的自立層の増加にはある程度寄与しているものの、受講者全体に対する所得効果は限定的と言える。それでは、上記の推定結果をどのように解釈すれば良いのか。本節では、三菱 UFJ 調査における自治体側と利用者側の自由記述を参考にしながら、高等職業訓練事業の総合的な効果を妨げる以下の 3 つの要因について触れておきたい。

(1) 要因①: 給付金目的で内発的動機に欠ける者を排除できていない。

三菱 UFJ 調査では、利用者側に制度利用のきっかけを尋ねている（複数回答）。それによると、「資格取得にかかる訓練期間中の生活費を受給したかったから」が最も多く、全体の 40.9% を占めている。一方で、「より良い条件の職場に転職する等のために資格が必要だと考えたから（38.3%）」や「就業するために資格が必要だと考えたから（32.3%）」など、事業目的に沿った回答の割合はそれよりも低い。したがって、給付金目的とまでは言えないものの、稼ぐ力の向上やキャリアアップへの内発的動機に乏しい受講者も少なくないと推察される。

【関連の自由記述】

- ・「要綱上、養成機関に所属していれば給付の対象となり、出席日数が数日でも支給することになる…」（A 自治体）
- ・「通信制講座において、資格の取得に向けた勉強の進捗具合の客観的な確認が難しい。極論、勉強せずとも給付金を受給できてしまうような制度となっている。…」（B 自治体）
- ・「片親として資格取得し、前向きに行動するきっかけとなった。隣の市で同じ給付を利用していた人が「お金もらえるから」と勉強もせず飲み歩いたり、育児も親任せにしていた、学校を中退していた。税金を使うのであれば適正検査なども行って良いのでは?…」（受講者 A）

(2) 要因②: 訓練内容が需要側のニーズとかい離している。

現在、訓練講座の種類は、母親自身の興味や関心、近隣の養成機関の有無、修業年数、資格試験の難易度など、供給側の都合で決定される「供給駆動型訓練」が主流である。そのため、資格を活かせる仕事が地域に存在するか、収入アップが見込めるか、継続的に働けるかなど、市場調査が不十分なケースが多く見受けられる。

【関連の自由記述】

- ・「〇〇資格の意味も就職先の候補もわからないまま、〇〇資格を取りたいと希望をしてきた者もいた」(C 自治体)
- ・「(IT 関連資格について) 基礎的なスキルが多く、この資格が無くても就職後に現場で習得するケースも多いため、増収する見込みが少ないと考えられる。」(D 自治体)
- ・「資格はとれても、自分の希望する就業条件ではほぼ皆無で、結局資格を活かせていない。」(受講者 B)

(3) 要因③: 資格取得後の就職サポートが不足している。

自治体側は、事業の周知や資格審査、給付金支給・貸出し等の事務作業で手一杯であり、資格取得後の就職サポートに手が回っていない場合が多い。また、ハローワークや母子家庭等自立支援センターによる求職支援事業は存在するものの、各事業が独立して行われ、連携が進んでいない。その結果、資格を活かせるかどうかは、受講者本人に任されているのが現状である。

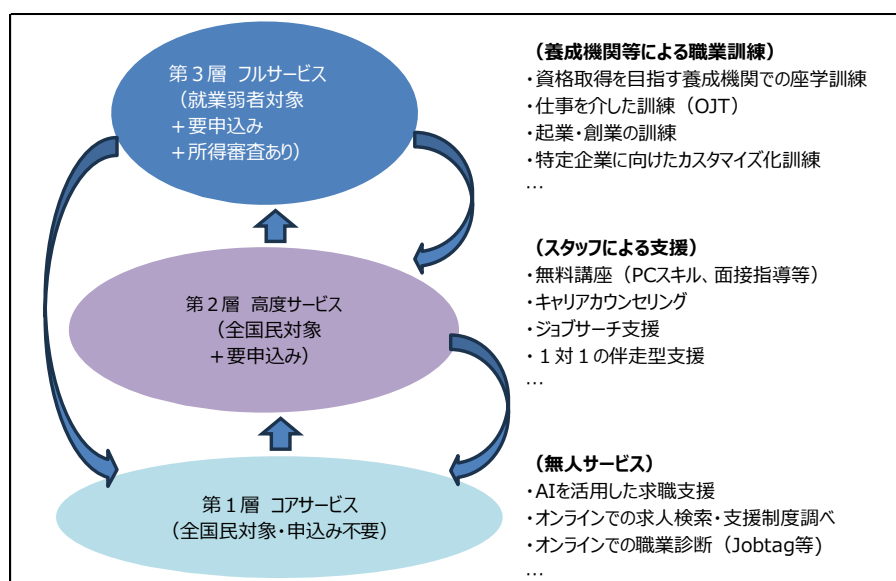
【関連の自由記述】

- ・制度が毎年のように変更され、複雑（自立支援教育訓練給付金との併給、支給期間の延長、拡充等）なため、対象者への説明や要綱やパンフレットの変更が大変。(E 自治体)
- ・「給付金の支給が資格の取得、就労、自立へと本来つながるはずであるが、資格の取得で止まってしまうケースが多いように感じられる。」(F 自治体)
- ・「免許を取得して正規として勤務したが、現実的に厳しい環境で継続できなかった。」(受講者 C)

要因①の対策として、受講動機を事前相談で丁寧に確認したり、給付金の一部を現金から「訓練バウチャー」（実物支給）にしたりすることが有効と考えられる。要因②の対策としては、地域に実需に即した「需要駆動型訓練」の確立が重要である。具体的には、地元企業の意見を取り入れるための委員会設置や、特定企業向けのカスタマイズ化された訓練を行うことが考えられる。

一方、要因③の対策としては、「カスタマー本位」の改革が急務である。現在バラバラに運営されている公的事業（ハローワークの公共職業訓練・求職者支援制度、雇用保険の教育訓練給付制度、ひとり親向け高等職業訓練事業、自立支援教育訓練給付金、母子・父子自立支援プログラム等）を、支援マップで整理し、「ワンストップ仕事センター」（仮名）でのパートナーシップ登録を義務付けるべきである。アメリカの WIA 事業のように、バラバラにある支援事業をワンストップ仕事センターの三層構造型サービス体系に組み込み、国民に対して漏れなく支援を届ける仕組みが必要である（図表 7-7-1 参照）。

図表 7-7-1 三層構造型サービス体系（イメージ図）



出所：Fortson *et al.* (2018)を参考に筆者作成

8 まとめ

ひとり親向け就業支援策の1つとして、「高等職業訓練促進給付金事業」(2003年度～)は、シングルマザーの「働いても貧困」という問題の対策として高い注目を集めている。当該事業は、看護師や保育士等の高度専門資格を得るための助成金であり、1人当たりの給付総額は、返済不要の貸付等を含むと最大603万円という破格の金額である。これまでに延べ11万件以上の給付実績があり、累計で4万人以上が訓練受講の末に専門資格を取得している。また、厚生労働省の委託調査によると、資格を取得した者のうち、7人に1人が正社員化に成功しており、4人に1人は100万円以上の年収アップを実現している。

しかしながら、厚生労働省の調査は、資格を取得できずに脱落した者の情報が含まれていない。また、訓練受講者には高学歴層や医療・福祉分野の専門職が多いといった属性の偏りが見られるが、これによる影響や、訓練受講群と非受講群との異質性に起因する内生性の問題についても全く考慮されていない。そこで、本章は、JILPT「子育て世帯全国調査(2011-2022年)」の受講資格を持つシングルマザーを対象に、訓練受講の効果をより厳密に検証した。具体的には、脱落者を含む全ての訓練受講者180人(うち、受講終了が判明された者103人)と非受講者2,719人の情報を使い、傾向スコアマッチング(Propensity Score Matching: PSM)モデルによる訓練効果を推定した。

記述統計では、訓練受講者(終了者のみ)の平均就労年収は224.3万円で、非受講者より40万円ほど高いことが分かった。同時に、訓練受講者の年収のばらつきは非受講者に比べてかなり大きい。非受講者群の年収は200-300万円近辺に集中し、左右非対称で右に裾の長い典型的な所得分布を示すのに対して、訓練受講者の年収は100万円付近に大きなピークがあり、400-500万円付近にも一定の集中が見られる。

学歴、業種、職種、勤続年数等の個人属性の影響や内生性の問題を考慮した PSM 推定の結果、母子世帯の経済的自立の目安とされる年収 300 万円基準に達する確率は、訓練受講者が非受講者より 9.5%ポイント高いことが明らかになった。しかし、高等職業訓練が受講者全体の就労年収に及ぼす影響は統計的に有意ではない。要約すると、高等職業訓練事業は経済的自立を果たした層を増やすことには寄与しているものの、総合的な所得効果は観察されない。

その背景には、推計（詳細は第 3 節(3)を参照）で約 15%の受講者が資格取得に至らずに脱落していることや、多くの訓練受講者が資格取得にとどまり、経済的自立に結びついていないことがある。その制度的要因として、①給付金目的で内発的動機に欠ける者を排除できないこと、②訓練内容が需要サイドのニーズとかけ離れていること、③資格取得後に十分な就職支援が得られないことが挙げられる。よって、事業の総合効果を上げるべく、①受講動機を事前相談で丁寧に確認したり、給付金の一部を現金から「訓練バウチャー」（実物支給）にしたりすること、②地域の需要に即した「需要駆動型訓練」を確立すること、③「カスタマー本位」のサービス体系を構築することといった改革が急務である。

なお、本章はデータの制約により、訓練の短期的効果と長期的効果を区別せずに分析している。訓練受講者の収入状況を長期的に追跡調査することで、高等職業訓練事業の長期的な所得効果が明らかになる可能性がある。また、本章は、高等職業訓練事業が就労年収に及ぼす効果に焦点を当てており、専門資格の取得がもたらす雇用の安定性や転職の自由度の向上など、所得以外の効果に関する分析は今後の課題である。最後に、準実験的手法による本章の推定結果は、ランダム化比較試験（RCT）のように内生性問題によるバイアスを完全に排除したわけではない点にも留意が必要である。

参考文献

阿部正浩・黒澤昌子・戸田淳仁（2004）「資格と一般教育訓練の有効性—その転職成功に与える効果」RIETI DP 04-J-028.

黒澤昌子（2003）「公共職業訓練の収入への効果」『日本労働研究雑誌』No.514, pp.38-49.

周燕飛（2012）「公的就業支援はどこまで有効か」『シングルマザーの就業と経済的自立』（第 9 章），労働政策研究報告書 No.140.

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，pp.1-22, pp.64-78.

周燕飛（2019）『シングルマザーへの就業支援事業の効果—高等職業訓練促進給付金に注目して—』JILPT ディスカッションペーパー 19-04.

三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング（2024）「ひとり親家庭等への支援等に関する調査研究」

（https://www.murc.jp/wp-content/uploads/2024/04/koukai_240426_02_08.pdf、2025 年 1 月 31 日取得）.

- 高橋勇介 (2016)「教育訓練給付制度の効果と課題—雇用保険制度の失業防止・能力開発機能」
『財政と公共政策』 38(1), pp.41-51.
- Asahi Shinbun (2023) “Survey: Almost half of homes with one parent live in poverty”
(<https://www.asahi.com/ajw/articles/14949058>、2025 年 1 月 31 日取得).
- Andersson, F., H. J. Holzer, J. I. Lane, D. Rosenblum and J. Smith (2024) “Does Federally Funded Job Training Work? Nonexperimental Estimates of WIA Training Impacts Using Longitudinal Data on Workers and Firms”, *Journal of Human Resources* 59 (4) , pp.1244-1283.
- Card, D., J. Kluve, and A. Weber (2015) “What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations,” NBER Working Paper 21431.
- Card, D., J. Kluve, and A. Weber (2018) “What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations,” *Journal of the European Economic Association* 16, No.3, pp.894-931.
- Decker, P. T. (2011), “Ten Years of WIA Research,” in *The Workforce Investment Act: Implementation Experiences and Evaluation Findings*, ed. Douglas J. Besharov and Phoebe H. Cottingham (Kalamazoo, MI: Upjohn Press).
- Elliott, J., A. Dale and M. Egerton (2001) The influence of qualifications on work histories, employment status and earnings at age 33, *European Sociological* 17, pp.145-68.
- Fortson K. et al. (2018) Providing Public Workforce Services to Job Seekers: 30-Month Impact Findings on the WIA Adult and Dislocated Worker Programs, Social Policy Research Associates and Mathematica Policy Research
(<https://www.dol.gov/sites/dolgov/files/OASP/legacy/files/WIA-30mo-main-rpt.pdf> 、2025 年 1 月 31 日取得).
- Hara, H. (2022) “The effect of public-sponsored job training in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economies* Vol. 64, pp.101-187.
- Heinrich, C. J., P. R. Mueser, and K. R. Troske (2013) “Do Public Employment and Training Programs Work?,” *IZA Journal of Labor Economics* 2, No.6.
- Lindley, J. K, A. Dale, S. Dex (2006) Ethnic Differences in Women's Employment: The Changing Role of Qualifications, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol.58, No.2, pp.351-378.
- OECD (2024) “LMF1.3 Maternal employment by partnership status,” *OECD Family Database*.
(https://webfs.oecd.org/Els-com/Family_Database/LMF_1_3_Maternal_employment_by_partnership_status.pdf、2025 年 1 月 31 日取得).
- Smith, J. A. and P. E. Todd (2005) “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of

Nonexperimental Estimators?,” *Journal of Econometrics*, 125(1-2), pp.305-353.

Yokoyama, Y., N. Kodama, Y. Higuchi (2019) “Effects of State-sponsored Human Capital Investment on the Selection of Training Type”, *Japan and The World Economy*, Vol. 49, pp.40-49.

付表 1 訓練受講の有無別、主要変数の平均値

	パネルA		訓練受講者 (受講中)		パネルB		
	非受講者	訓練受講者 (終了者のみ)			非受講者	訓練受講者 (受講中を含む)	
属性／共変量							
本人の年齢（歳）	40.5 (6.9)	40.3 (6.5)	37.3 (6.4)	**	40.2 (6.9)	39.5 (6.5)	
最終学歴：中学校	0.124 (.329)	0.019 (.139)	*** 0.045 (.213)		0.118 (.323)	0.033 (.180)	***
高校	0.471 (.499)	0.359 (.482)	** 0.227 (.429)	**	0.480 (.500)	0.378 (.486)	***
短大・高専・各種学校等	0.333 (.471)	0.466 (.501)	*** 0.636 (.492)	***	0.334 (.472)	0.433 (.497)	***
大学・大学院	0.072 (.258)	0.155 (.364)	*** 0.091 (.294)		0.068 (.251)	0.156 (.363)	***
業種：製造業	0.116 (.320)	0.049 (.216)	**		0.122 (.327)	0.044 (.207)	***
卸売・小売業	0.111 (.314)	0.049 (.216)	**		0.112 (.316)	0.056 (.230)	***
医療・福祉	0.219 (.414)	0.456 (.501)	*** 0.364 (.492)	*	0.211 (.408)	0.400 (.491)	***
複合・その他サービス業	0.120 (.325)	0.058 (.235)	*		0.125 (.331)	0.050 (.219)	***
その他・不詳	0.435 (.496)	0.388 (.490)	0.636 (.492)	**	0.430 (.495)	0.450 (.499)	
職種：専門・技術的職業	0.119 (.324)	0.388 (.490)	*** 0.136 (.351)		0.119 (.324)	0.311 (.464)	***
事務的な仕事	0.217 (.413)	0.204 (.405)			0.216 (.412)	0.183 (.388)	
サービスの職業	0.248 (.432)	0.175 (.382)	* 0.227 (.429)		0.239 (.427)	0.150 (.358)	***
その他・不詳	0.415 (.493)	0.233 (.425)	*** 0.636 (.492)	**	0.426 (.495)	0.356 (.480)	*
300人以上大企業	0.108 (.311)	0.252 (.437)	*** 0.091 (.294)		0.111 (.314)	0.200 (.401)	***
勤続年数：1年未満	0.153 (.360)	0.262 (.442)	*** 0.045 (.213)		0.146 (.354)	0.217 (.413)	***
1年～3年未満	0.201 (.401)	0.175 (.382)	0.136 (.351)		0.202 (.402)	0.172 (.379)	
3年～5年未満	0.148 (.355)	0.117 (.322)	0.091 (.294)		0.153 (.360)	0.089 (.285)	**
5年～10年未満	0.189 (.391)	0.233 (.425)			0.192 (.394)	0.183 (.388)	
10年以上	0.159 (.366)	0.058 (.235)	*** 0.091 (.294)		0.151 (.358)	0.078 (.269)	***
その他・不詳	0.151 (.358)	0.155 (.364)	0.636 (.492)	***	0.155 (.362)	0.261 (.440)	***
末子が6歳未満	0.173 (.379)	0.223 (.418)	0.227 (.429)		0.172 (.378)	0.256 (.437)	***
子ども数	1.946 (.903)	1.796 (.784)	* 2.000 (1.026)		1.915 (.881)	1.878 (.830)	
初職が正社員	0.618 (.486)	0.650 (.479)	0.636 (.492)		0.648 (.478)	0.683 (.466)	
月に1回以上親から世話的援助	0.391 (.488)	0.388 (.490)	0.455 (.510)		0.399 (.490)	0.450 (.499)	
調査年：2011年					0.177 (.382)	0.139 (.347)	
2012年					0.148 (.355)	0.183 (.388)	
2014年	0.256 (.437)	0.243 (.431)	0.273 (.456)		0.173 (.378)	0.167 (.374)	
2016年	0.256 (.436)	0.359 (.482)	0.227 (.429)		0.172 (.378)	0.233 (.424)	**
2018年	0.255 (.436)	0.194 (.397)	** 0.227 (.429)		0.172 (.378)	0.139 (.347)	
2022年	0.233 (.423)	0.204 (.405)	0.273 (.456)		0.157 (.364)	0.139 (.347)	
アウトカム							
就労年収（万円）	187.0 (168.4)	224.3 (272.7)	** 105.0 (109.4)	**	177.8 (154.6)	178.6 (230.0)	
就労年収300万円以上	0.117 (.322)	0.266 (.444)	*** 0.059 (.243)		0.107 (.309)	0.195 (.397)	***
就業中	0.890 (.312)	0.913 (.284)	0.409 (.503)	***	0.879 (.326)	0.783 (.413)	***
正社員	0.350 (.477)	0.505 (.502)	*** 0.091 (.294)	***	0.332 (.471)	0.367 (.483)	
専門資格あり	0.583 (.493)	0.903 (.298)	*** 0.591 (.503)		0.569 (.495)	0.867 (.341)	***
仕事に「まあまあ」満足	0.560 (.497)	0.628 (.486)	0.444 (.527)		0.548 (.498)	0.638 (.482)	**
ワークライフコンフリクト	0.433 (.496)	0.511 (.503)	0.667 (.500)		0.435 (.496)	0.496 (.502)	
標本サイズ	1,835	103	22		2,719	180	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：括弧中の数値は標準偏差である。2群（受講者群と非受講者群）間のt検定結果が報告されている。「ワークライフコンフリクト」とは、「この1年間に仕事で疲れ切ってしまい、しなければならない家事や育児等ができなかった頻度」が「ほぼ毎日」または「週に何回かある」と回答したケースを指す。業種・職種・企業規模・勤続年数については調査時点の（受講中または受講終了後）現在の勤務先についての情報である。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

付表 2 共変量のバランスチェック

変数名	平均値		%bias	t検定	
	訓練受講者 (介入群)	非受講者 (対照群)		t値	p> t
本人の年齢（歳）	40.265	39.912	5.3	0.38	0.70
最終学歴（Base=中学校）					
高校	0.363	0.422	-12	-0.86	0.39
短大・高専・各種学校等	0.471	0.422	10.1	0.70	0.48
大学・大学院	0.147	0.157	-3.1	-0.19	0.85
業種（Base＝製造業）					
卸売・小売業	0.049	0.049	0	0.00	1.00
医療・福祉	0.451	0.422	6.4	0.42	0.67
複合・その他サービス業	0.059	0.059	0	0.00	1.00
その他・不詳	0.392	0.402	-2	-0.14	0.89
職種（Base＝専門・技術的職業）					
事務的な仕事	0.206	0.196	2.4	0.17	0.86
サービスの職業	0.176	0.225	-12	-0.87	0.39
その他・不詳	0.235	0.206	6.4	0.50	0.62
300人以上大企業	0.245	0.225	5.2	0.33	0.74
勤続年数（Base＝1年未満）					
1年～3年未満	0.176	0.147	7.5	0.57	0.57
3年～5年未満	0.118	0.137	-5.8	-0.42	0.68
5年～10年未満	0.235	0.284	-12	-0.80	0.43
10年以上	0.059	0.029	9.6	1.02	0.31
その他・不詳	0.157	0.118	10.9	0.81	0.42
末子が6歳未満	0.225	0.216	2.5	0.17	0.87
子ども数	1.794	1.716	9.3	0.72	0.47
初職が正社員	0.657	0.676	-4.1	-0.30	0.77
月に1回以上親から世話的援助	0.392	0.422	-6	-0.43	0.67
2014.year	0.245	0.196	11.3	0.84	0.40
2016.year	0.353	0.353	0	0.00	1.00
2018.year	0.196	0.225	-7	-0.51	0.61
2022.year	0.206	0.225	-4.7	-0.34	0.74

注：パネル A を用いた就労年収（対数値）の PSM 推定についてのバランステストである。

パネル B のテスト結果が省略されている。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

第8章 母子世帯のウェルビーイングの学歴間格差

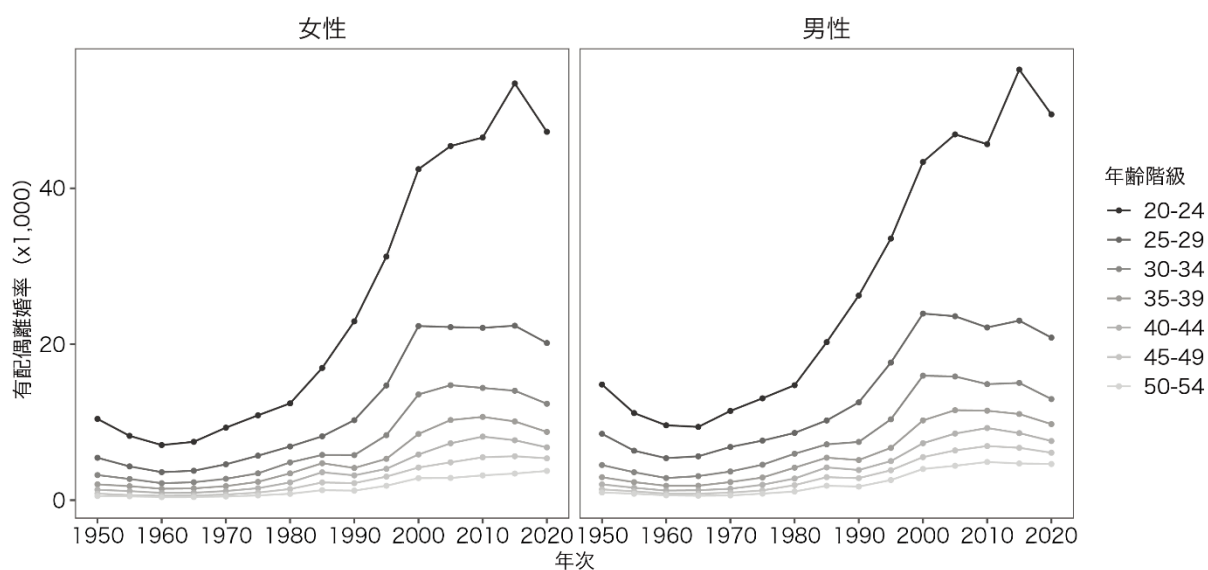
1 はじめに

20 世紀後半の日本における人口学的変化の一側面として離婚の増加が挙げられる。図表 8-1-1 には、年齢階級別の有配偶離婚率（有配偶人口からの離婚の発生頻度）の推移を示した。男女ともにいずれの年齢階級においても 2000 年代に入るまで離婚率はほぼ一貫して上昇基調にあり、その後は横ばいに推移している¹。期間離婚率がピークに達していた時期のデータを用いた Raymo, Iwasawa, and Bumpass（2004）によると、2002 年の仮説結婚コーホートにおける結婚 20 年後の離婚経験確率はおおよそ 30%と推計されている。

こうした離婚の増加の帰結のひとつが母子世帯の増加である。その定義は統計によって若干のばらつきがあるものの、母子世帯とは「無配偶の母とその未婚子を構成員として含む世帯」を指す。『国勢調査』の調査票情報を集計した余田・斉藤（2020）によれば、有子世帯に占める母子世帯の割合は 1980 年の 3.6%から 2010 年の 10.2%までに増加している。世帯ベースではなく子ども数ベースの集計でも類似の傾向が見られ、18 歳未満人口のうち母子世帯に属する人口割合は 1980 年以降一貫して上昇し 2020 年には 10.1%に達している（斉藤 2023a）。

母子世帯の量的拡大に伴い、その社会的帰結にも関心が寄せられている。具体的には、母親と子ども双方のウェルビーイングをめぐり、母子世帯と二人親世帯との間にどれほどの格差が存在するのかについて実証研究が重ねられてきた。その詳細については次節で既存研究の知見をまとめていくが、先行研究の課題・限界のひとつに母子世帯の中の異質性の問題がある。

図表 8-1-1 有配偶離婚率の推移



出所：「国勢調査」と人口動態統計より筆者作成

¹ 20 代前半では 2000 年以降も離婚率が上昇傾向にあるが、この背景の一つとして、社会全体で晩婚化が進展した結果、20 代前半で生じる婚姻がよりセレクティブ（すなわち相対的に早婚）なものになったことが挙げられる。

すなわち、母子世帯が増加するにつれ、その社会経済的地位の異質性が増してきているが、そうした構成変化を加味した実証研究は限られている。その背景として、ほとんどの標本抽出調査においては、統計分析に耐えうるだけの母子世帯の客体数を確保できたとしても、さらに母子世帯を下位グループに細分化することまでは難しかったことが挙げられる。

そこで本章では、母子世帯をオーバーサンプリングしているという子育て世帯全国調査の強みを活かし、母子世帯の中の社会経済的地位の異質性、特に学歴階層の違いに着目しつつ、母子世帯のウェルビーイングを記述することを目的とする。言い換えると、母子世帯と二人親世帯との間の格差(between-group differences)に加えて、母子世帯内部の階層間格差(within-group differences)まで描き出すことが本章のねらいである²。

2 母子世帯のウェルビーイングと社会階層

本節ではシングルマザーとその子どものウェルビーイングおよびそこに見られる階層差について定量的研究を中心に概観する。なお、離婚や母子世帯の増加を日本よりも早く経験したアメリカにおいては 1960 年代から研究の蓄積が進んでいるが、以下では国内の研究動向を把握することを優先させ、アメリカの研究動向に関する言及は最低限にとどめる。関心のある読者は McLanahan and Percheski (2008)、McLanahan, Tach, and Schneider (2013)、Raley and Sweeney (2020) などのレビュー論文、あるいは本報告書の第 9 章を参照されたい³。

(1) 母子世帯の貧困

母子世帯の経済的困窮は、長年にわたり社会福祉の分野では広く認識されてきた事実である。しかし、阿部(2008)の『子どもの貧困』の刊行を契機に、他分野やアカデミア外の領域でも母子世帯における貧困問題が広く知られるようになった。2022(令和4)年の『国民生活基礎調査』によれば、子どもがいる現役世帯のうち、「大人が二人以上」の世帯の相対的貧困率は 10.6%であるのに対して「大人が一人」(すなわちひとり親世帯)のそれは 44.5%にのぼる(厚生労働省 2023)。

日本のひとり親世帯(特に母子世帯)の貧困率は OECD 加盟国の中でも最も高いグループに分類される(内閣府男女共同参画局 2024)。加えて、日本の母子世帯の特徴として国際的に見ても際立っているのはシングルマザーの就労率の高さであり、戦後一貫して 8 割を超えている(Ezawa and Fujiwara 2005)。すなわち、「高い就労率にもかかわらず貧困率が高い」というのが日本の母子世帯の特徴と言える。

² なお、第 9 章でも類似した問題意識で分析を行っているが、ふたり親世帯と母子世帯の比較に加え、再婚世帯との比較に注目しているという違いがある。

³ 米国・欧州に比べるとアジア圏では母子世帯のウェルビーイングに関する研究は限られているものの、Jean Yeung and Park (2016) のレビュー論文が参考になる。

(2) 母子世帯の子どもへの着目

従来、母子世帯が抱える困難は、シングルマザーの就労やそこから派生する貧困問題として、母親あるいは世帯の視点から捉えられることが多かった。その結果、母子世帯で育つことが子どもにどのような影響をもたらすのかという問題への関心は弱かった。また、母子世帯の子どものウェルビーイングに関する定量的分析を可能にする公開データが存在しなかったことも別の背景要因として指摘できる。

しかしながら、2000年代に入ると、大規模標本調査の個票データへのアクセス環境が整備され始めたことと相まって、母子世帯の子どものウェルビーイングやライフコースに関する計量的研究が着手され始める（斉藤 2023a）。その中でも最も研究の蓄積が厚いものが学力と教育達成である。OECD による PISA データを用いた研究では、二人親世帯の子どもに比べて母子世帯の子どもは読解力が平均的に低いこと（白川 2010）、さらに数学リテラシーについては学力分布の下位層において家族構造による学力格差がより顕著に見られることが報告されている（Tobishima 2018）。さらに、母子世帯の子どもは、教育アスピレーション（将来どれほどの教育を受けたいと思うか）（稲葉 2012a; 余田 2012b）や教育期待（自身が実際にどのような学歴を獲得することを予期しているか）（稲葉 2012a; 余田 2014）のいずれも低いことが明らかにされている。最後に、教育達成について言えば、『社会階層と社会移動全国調査』（SSM）、『日本版総合社会調査』（JGSS）、『全国家族調査』（NFRJ）、『全国家庭動向調査』などの複数の全国標本調査を用いた分析の結果から、母子世帯出身者の大学進学率の低さが一貫して指摘されている（稲葉 2011, 2016; 斉藤 2021; 余田 2012a）。

このように、母子世帯のウェルビーイングを「子ども」の視点から考察する際に最も注目を集めてきたのは教育的アウトカムであると言える。その最たる理由は、教育機会の格差はそれ自体が問題であるだけでなく、その後のライフコース、例えば職業達成や家族形成を強く規定する要因にもなっているためである⁴。すなわち、母子世帯出身者がライフコースを通じて長期的に経験する不利を見通すためにも、家族構造と教育達成格差との関連は注意深くモニタリングされるべき事象である。

(3) 非経済的アウトカム

他方、当然のことながら、母子世帯の構成員（母と子）には、教育機会という中長期的なライフコース上の不利のみならず、より日常的な場面において直面する困難も存在する。その全てをここで概観することは紙幅の都合上難しいため、以下では国内で定量的研究に基づく知見が比較的多い身体的・精神的健康と生活時間の2点について取り上げたい。

⁴ これ以外の理由として、学力や教育達成に関する変数を含んだ公開データがすでに存在していたことも大きい。

身体的・精神的健康

離別女性あるいはその下位集団としてのシングルマザーは、有配偶女性と比較して抑うつ傾向が強いことが報告されている（大日 2021；稲葉 2002, 2012b）。婚姻上の地位とメンタルヘルスのこうしたパターンは、（1）離婚によって女性の社会経済的状況が悪化すること（斉藤 2023b；村上 2011）、（2）その帰結のひとつとして母子世帯の貧困率が極めて高いこと、（3）そして低所得・貧困とメンタルヘルスとの間には負の相関関係が存在すること（Umberson and Thomeer 2020）、を勘案すればある程度は事前に想定される知見であろう。

一方で、家族（世帯）構造と子どものメンタルヘルスとの関連については研究の蓄積が少ない。中学3年生を対象とした無作為標本データを分析した稲葉（2012b）によれば、母子世帯や父子世帯といった家族構造そのものが直ちに子どもの低いメンタルヘルスに直結するわけではない。すなわち、世帯の貧困が子どものメンタルヘルスに直接的な影響を及ぼしているというよりは、貧困が親の抑うつを引き起こし、親の抑うつ傾向が子どものメンタルヘルスを悪化させるという間接効果の可能性が示唆されている⁵。

生活時間

母子世帯の生活時間構造について指摘されている問題のひとつとして、母子が共に過ごす時間の短さが指摘されている。子育て世帯全国調査の第1回調査（2011年）を分析した Raymo et al.（2014）によれば、二人親世帯の母親に比べてシングルマザーは、「平日に子どもと過ごす時間」や「子どもと一緒に夕食を取る回数（週あたり）」が有意に少ない。さらに、シングルマザーとその子どものこうした日常的なインタラクションの少なさは、同居母子世帯（祖父母と同居する母子世帯）でも観察され、多世代同居によってシングルマザーの生活時間様式が大きく変わるわけではない可能性が指摘されている。

Raymo et al.（2014）も指摘するように、シングルマザーが子どもと過ごす時間の短さの背景には、長時間労働とそれに起因する仕事上のストレスが挙げられる。総務省『社会生活基本調査』にもとづく知見を整理すると、シングルマザーの労働時間の長さは1990年代初頭から2010年代半ばにかけて一貫して確認されている（田宮・四方 2007；余田 2022）。こうしたシングルマザーの労働時間の長さを反映して、夫婦世帯と母子世帯との間の育児時間の格差が拡大しつつあり、母子世帯の子どもが親から受け取る時間的インプットの少なさが際立っている（大石 2019）。

労働時間という量的側面だけでなく、いつ働くのかという労働時間帯（労働の「タイミング」）

⁵ しかしながら、同データを用いて貧困と子どものメンタルヘルスとの関連を検討した稲葉（2021）では、女子では貧困層で最もディストレスが高いことが報告されている。これら2つの研究の知見を踏まえると、一時点の横断調査データによる分析であるがゆえにその解釈は慎重になされるべきであるが、「世帯構造（母子世帯）→貧困→子どものメンタルヘルス」のように世帯構造が貧困を媒介して子どものメンタルヘルスに影響を及ぼすのではなく、「世帯構造（母子世帯）←貧困→子どものメンタルヘルス」というダイアグラムで示されるように貧困が交絡要因になっている可能性を指摘できる。ただし繰り返しになるが、こうした因果経路を精査するためには母子世帯形成前後の経済状況の変化を捉えたデータによる検証が必要である。

においても、二人親世帯と母子世帯との間には相違が見られる。具体的には、非典型時間帯労働（早朝や深夜の労働）が有配偶女性よりもシングルマザーで顕著に見られる（Oishi 2017; 大石 2017）。

（4）母子世帯内部の階層性

ここまで整理してきたように、母子世帯という世帯構造は、経済的貧困をはじめとする多くの日常的な困難やライフコース上の不利と結びついていることが明らかにされている。しかしながら、ここで注意を要するのが母子世帯と社会階層との関係である。ひとり親世帯に関する研究がマイノリティ研究の一端として着手されてきたことも相まって、かつての家族研究は二人親世帯とひとり親世帯との境界線を強調するあまり、ひとり親世帯内部の階層性に対する視座は弱かった（斉藤 2018）。斉藤も指摘するように、その背景として、例えば学歴階層によってひとり親世帯を細分化してもなお統計的分析に耐えうるだけの規模の確率標本調査が限られていたことが挙げられる。

ところが 2000 年代に入ると、ひとり親の階層的地位から生活機会格差を捉え直した研究群が現れ始める。まず、シングルマザーの就労に関して言えば、高学歴層ほど就業率あるいは正規就業率が高い（藤原 2005）。学歴階層による母子世帯内部の格差は所得にも見られ、1990 年代から 2000 年代にかけて緩やかに拡大している（斉藤 2018）。加えて、シングルマザーの就業行動は学歴によって異なるのみならず、就業から得られる便益にも学歴差があることが示されている。『就業構造基本調査』の匿名データを用いた斉藤（2020）によれば、正規雇用就労による賃金上昇や貧困リスク低減の効果は低学歴層ほど小さく、正規雇用就労を達成したとしても、非大卒のシングルマザーはその半数以上が自身の就労所得のみでは貧困状態を脱していない。

福祉制度へのアクセスについても母子世帯の階層性が実証されている。例えば、日本労働研究機構の『母子世帯の母への就業支援に関する調査』を用いた藤原（2007）では、母子世帯の中でも母親の学歴が低いほど生活保護制度や児童扶養手当制度の利用割合が高いことが示されている。相対的貧困層の母子世帯に分析対象を絞った吉武（2019）においても、シングルマザーの学歴と生活保護受給割合との間には同じような負の相関が見られている。

（5）本章の目的

以上の研究動向を踏まえ、本章では母子世帯の社会経済的地位、特に学歴階層の違いに着目しつつ、母子世帯のウェルビーイングを明らかにすることを目的とする。欧州や米国に比べ、日本では母子世帯に関する定量的研究への着手が遅れたと言われてきたものの、すでに見てきたように 2000 年代以降は着実に研究が重ねられてきたと評価して良いだろう。その一方で、多くの研究は二人親世帯と母子世帯との差異に焦点を当てており、母子世帯内部の異質性についてはデータの制約もあって十分に解明されていない。そこで、母子世帯がオーバーサンプ

リングされている子育て世帯全国調査の特性を活かして、母子世帯全体に共通する不利や困難が存在するのか、あるいはシングルマザーの学歴によってそれらが緩和または悪化するのかを検討する。

なお本章では、母子世帯のウェルビーイングに関する特定の指標に限定せず、子育て世帯全国調査が提供する豊富な情報量を活かし、探索的かつ記述的なアプローチを取る。そのため、特定の理論や仮説の検証を目的とした研究ではないことに留意されたい。

3 データと変数

(1) データ

分析に用いられるのは子育て世帯全国調査の第1回調査（2011年）から第6回調査（2022年）である。本章の主たる目的は母子世帯のウェルビーイングの学歴間格差にあるため、図表8-3-1には調査年・世帯類型・母学歴別の客体数を示した（世帯類型と母学歴の操作化については次項を参照。また、子どもの母親が回答者である世帯に限定している）。6時点のプールドデータを用い、最終学歴が判明している7,983名の有配偶女性（中学・高校：2,911、大学・短大・高専：5,072）と4,163名のシングルマザー（中学・高校：2,349、大学・短大・高専：1,814）を集計対象とする。なお、ここでは他の使用変数にもとづくリストワイズはかけていないため、次節で示していく集計結果に用いられた客体数はより小さくなることに注意されたい。

図表 8-3-1 調査年・世帯類型・母学歴別にみた客体数

調査年	二人親世帯						母子世帯					
	中学・高校		大学・短大・高専		不詳		中学・高校		大学・短大・高専		不詳	
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)
2011	590	(41.1)	786	(54.8)	59	(4.1)	411	(52.5)	312	(39.8)	60	(7.7)
2012	587	(40.3)	825	(56.7)	44	(3.0)	391	(56.4)	262	(37.8)	40	(5.8)
2014	496	(35.0)	835	(58.9)	87	(6.1)	393	(50.4)	311	(39.9)	75	(9.6)
2016	480	(34.8)	858	(62.2)	42	(3.0)	430	(55.2)	317	(40.7)	32	(4.1)
2018	399	(31.5)	829	(65.4)	39	(3.1)	372	(52.6)	287	(40.6)	48	(6.8)
2022	359	(26.9)	939	(70.4)	35	(2.6)	352	(49.7)	325	(45.9)	31	(4.4)
計	2911	(35.1)	5072	(61.2)	306	(3.7)	2349	(52.8)	1814	(40.8)	286	(6.4)

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

(2) 変数

母親の学歴

母親の最終学歴を4カテゴリ（中学／高校／短大・高専（専修学校・各種学校含む）／大学）にした変数と2カテゴリに再分類（中学・高校／大学・短大・高専（専修学校・各種学校含む））した変数とを作成した。

母親の就業の有無および従業上の地位

調査時点の母親の就業の有無を示すダミー変数を作成した。さらに就業者については、従業上の地位を「正規就業」と「非正規就業／自営業」の2カテゴリに分類した。前者には「正社員・正規職員」が、後者には「嘱託・契約社員」「派遣社員」「パート・アルバイト」「日雇い」「自営業」「個人業務請負」「内職」がそれぞれ含まれる。

等価世帯所得

世帯所得を同居世帯員の平方根で除して等価世帯所得を算出した。同居員が成人か否かでウェイトは変えていない。また、子育て世帯全国調査では同居世帯員のうち生計を別にしている同居者も特定可能であるが、この項目は考慮していない。

子どもと家庭内で生活を共にする頻度

子育て世帯全国調査では母親と子どもが家庭内で生活を共にする頻度についていくつかの変数が測定されており、以下では2つの変数を用いる。ひとつは平日に1日あたり何時間程度、子どもと一緒に過ごしているか（「1：6時間以上」「6：ほとんどない」の6件法）、もうひとつは子どもと一緒に夕食を取る頻度（「1：ほぼ毎日」～「5：ほとんどない」の5件法）である。

子どものケア役割

子育て世帯全国調査には、子どもが家庭内で担うケア役割の指標として2つの項目が含まれている。ひとつは子どもが家事を手伝う頻度、もうひとつは子どもが下のきょうだいの世話を手伝う頻度である。後者については、きょうだいがいる世帯（子ども数が2人以上の世帯）に集計対象を限定する。いずれの項目も「1：ほぼ毎日」～「5：ほとんどない」の5件法で測定されている。

子どもへの将来の教育投資

子育て世帯全国調査では回答者のそれぞれの子ども（最大で4人まで）について、どの教育段階までの学費を出す予定（あるいは出していたか）を質問している。この項目には、子どもに対する母親の教育期待（どこまでの教育を獲得してほしいか）と、子どもの進学希望に対して経済的にどこまで支援できるかという予期の双方が反映されていると考えられる。子どもへの教育投資は世帯類型だけでなく出生順位の影響も受けるため、分析は第1子に限定する。

その他の共変量

母親の調査時年齢を算出するにあたり、出生月が不詳の場合は「6月」で補填している。

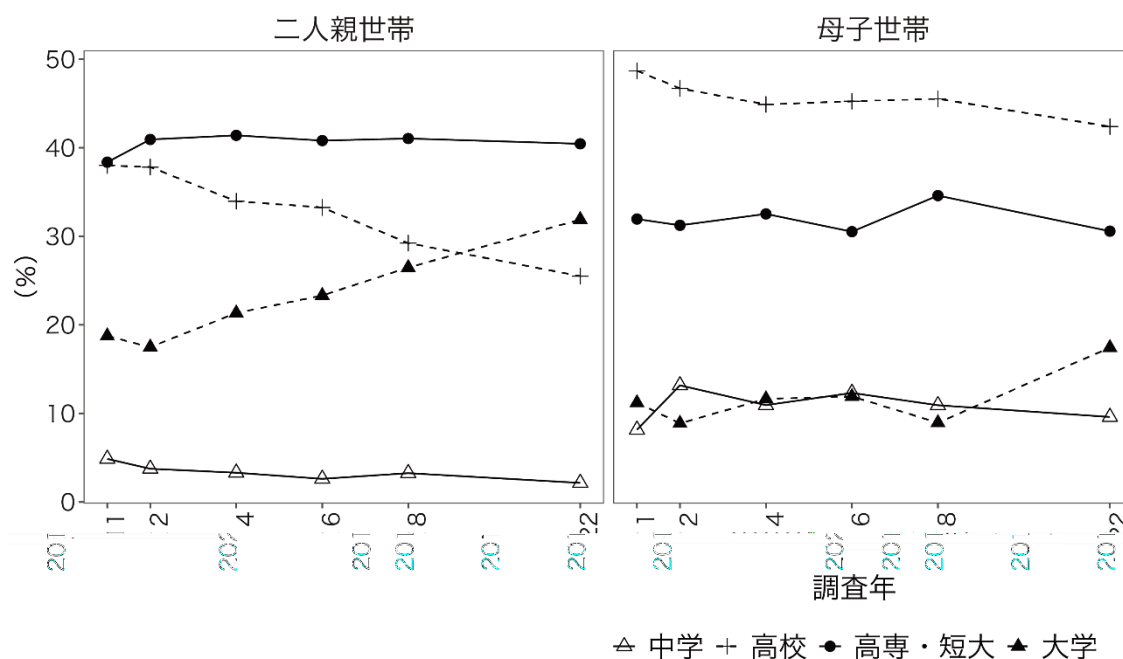
4 分析結果

(1) 母子世帯の学歴

はじめに、図表 8-4-1 には調査年・世帯類型別に母学歴の分布を示した。二人親世帯の母親、すなわち有配偶女性の学歴は「高専・短大」が最頻値であることは一貫しているものの、「大学」の割合は 18.8%から 31.9%までに上昇しており、高学歴化が進展していることがわかる。一方で、有配偶女性の学歴分布と比較すると、シングルマザーのそれは時点間変化に乏しく、「中学」および「高校」の割合が相対的に大きい（2022 年調査において「大学」の割合が増加しているが、これが一時的な変動に過ぎないのかを判断するためには今後の調査データの蓄積を待つ必要がある）。

なお、先行研究ではシングルマザーの高学歴化が指摘されてきたが、上述の通り子育て世帯全国調査のシングルマザーの学歴は調査年を通じてあまり変化していない。これについては以下の 2 点について述べておく。第 1 に、シングルマザーの「高学歴化」というのは、まず中学層から高校層へのシフトとして生じたことである。斉藤（2018）によると 1990 年代初頭にはシングルマザーの中核を占めていたのは中学層であったが、2000 年代には高校層が拡大している。同期間に大学に進学するシングルマザーも増加しているものの、高校層と比較すると、その増加分は小さい。これは同期間の二人親世帯にとって「高学歴化」が大学層の増加を意味していたのと対照的である。第 2 に、子育て世帯全国調査がカバーしているのはおおよそ 2010 年代の 10 年間に相当し、（焦点を合わせる事象にも依存するものの）社会変動を論じる上で必ずしも十分に長い期間とは言えない。そのため以下では、6 回の子育て世帯全国調査が実施

図表 8-4-1 調査年・世帯類型別にみた、母親の学歴



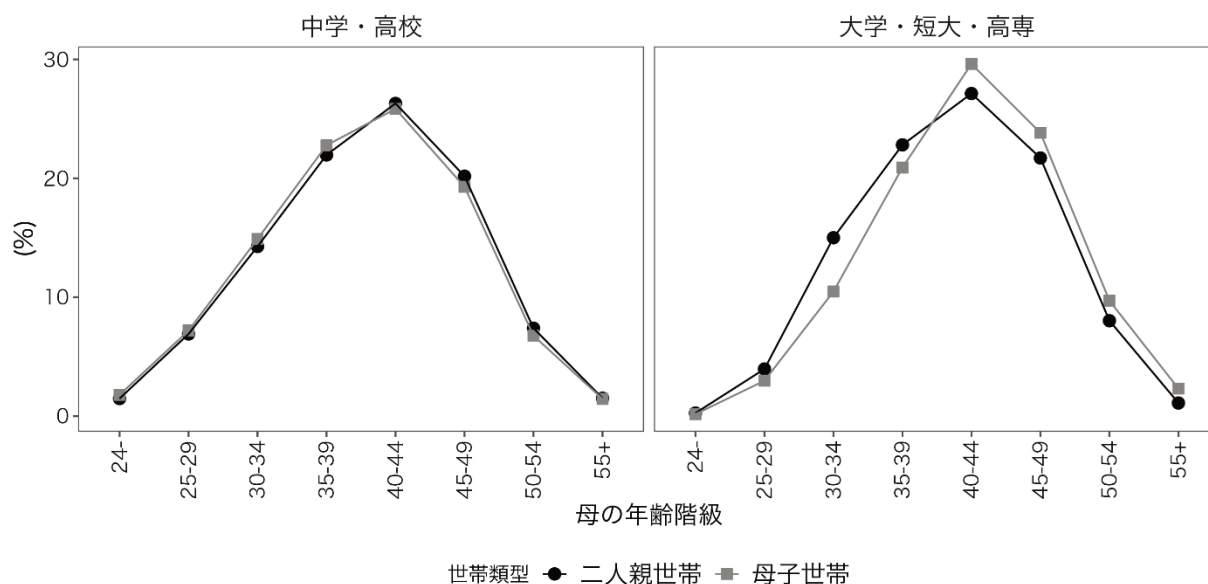
出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

された時期においては二人親世帯と母子世帯との間の格差構造は安定的であるという仮定を置いた上で、全調査年のデータを合併し、二人親世帯と母子世帯との差異を学歴階層別に比較していく。

(2) 母子世帯の社会経済的属性

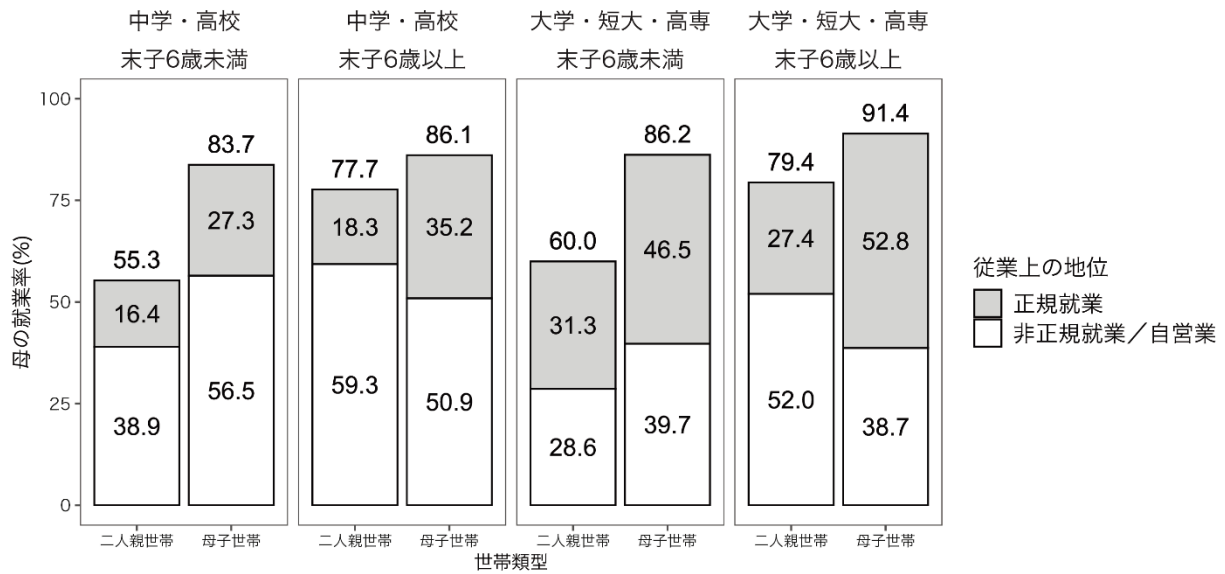
つづいて、世帯類型および学歴階層別に基本的な社会経済的属性を比較していく。母親の年齢についてみると（図表 8-4-2）、低学歴層（「中学・高校」）では有配偶女性とシングルマザーとの間に年齢分布の違いはほぼ見られない。一方で、高学歴層（「大学・短大・高専」）では、シングルマザーの方がやや高年齢層に偏っている。このような年齢分布の違いが生じている理由を子育て世帯全国調査のみから説明することは容易でないが、ひとつの要因として、結婚年齢と結婚持続期間別離婚率における学歴差が考えられる。高学歴層は低学歴層に比して結婚のタイミングは遅く、結婚後の離婚ハザードが低いことはよく知られている。そのため、高学歴層では、結婚、出産、離婚をいずれも経験した個人は相対的に高年齢になる傾向があると予想される。しかしながら、有子世帯を母集団とする子育て世帯全国調査からは、こうしたメカニズムを直接評価することはできない。

図表 8-4-2 世帯類型・母学歴別にみた、母の年齢階級分布



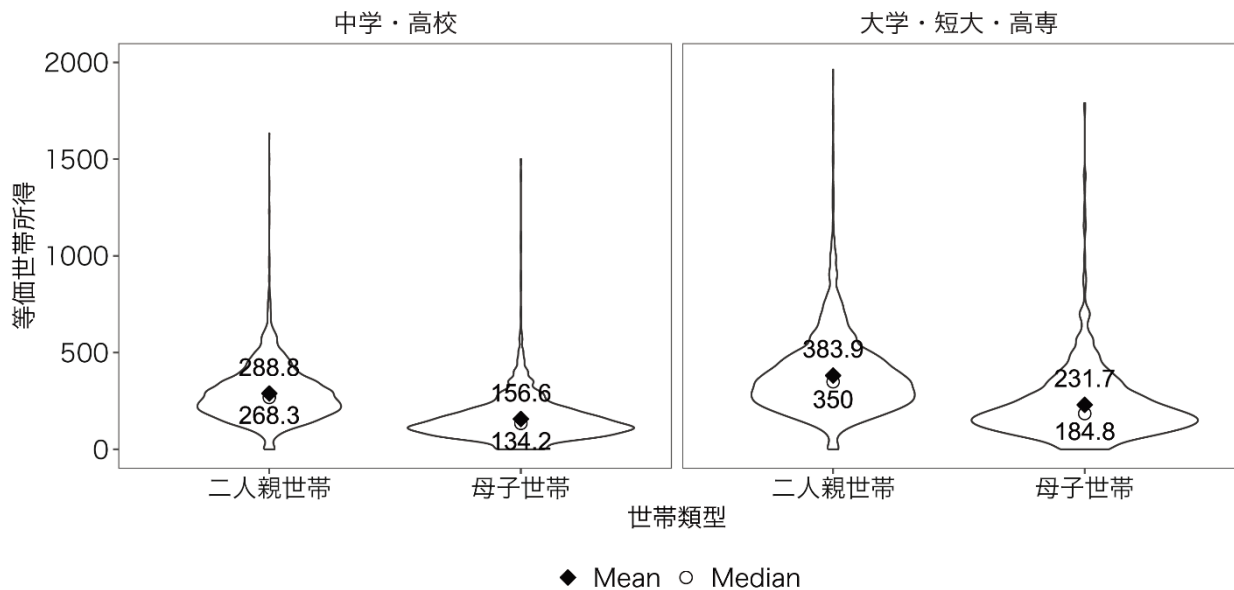
出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 8-4-3 世帯類型・母学歴・末子年齢別にみた、母の就業率



注：各バーの上部の数値は「正規就業」と「非正規就業／自営業」とを合計した場合の就業率を示している
 出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より筆者作成

図表 8-4-4 世帯類型・母学歴別にみた、等価世帯所得



出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より筆者作成

図表 8-4-3 には調査時点での母親の就業率を示した⁶。ここでは、世帯類型と母学歴に加え、末子年齢に基づいてサンプルを分割している。この図から、学歴階層やライフステージ（末子年齢）によらずシングルマザーの就業率が一貫して高いことが分かる。対照的に、二人親世帯

⁶ なお、シングルマザーにおける学歴別の就業構造の分析については第 4 章を参照されたい。

ではライフステージの影響が大きく、末子が未就学の場合、母親の就業率が低く抑えられている。また、有配偶女性における就業率の学歴差は、末子年齢の影響と比較すると相対的に小さいことが分かる。

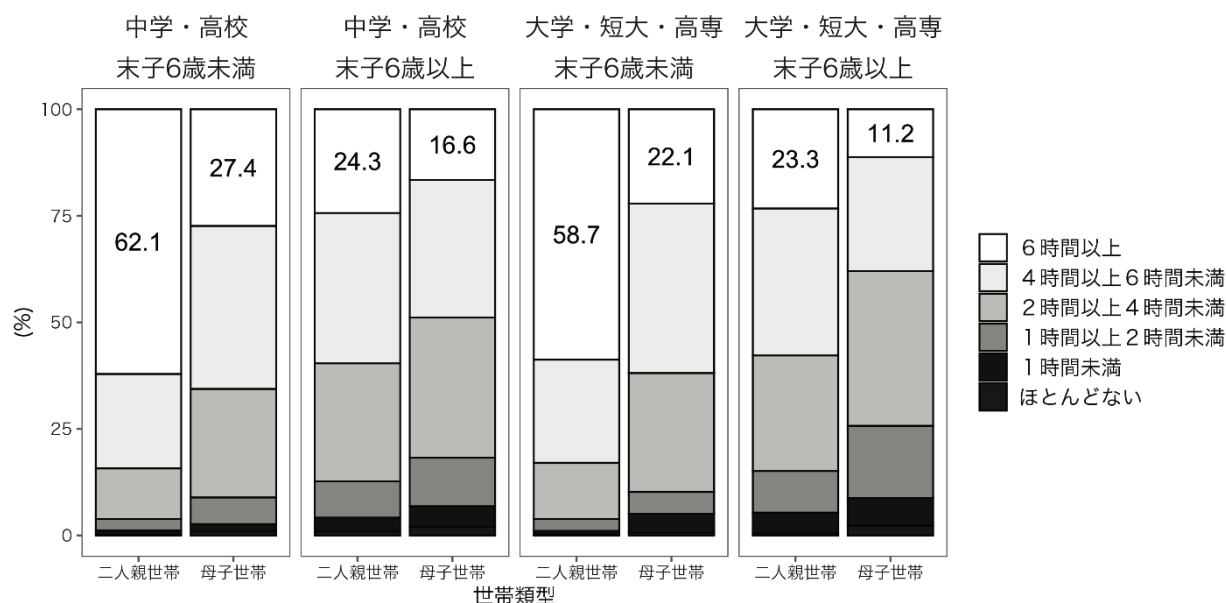
図表 8-4-4 には、世帯類型・母学歴別の等価世帯所得の分布を示した。ここからは、世帯類型と母学歴の両方が世帯の経済状況とそれぞれ相関していることが分かる。具体的には、第 1 に、母親の学歴階層にかかわらず、二人親世帯の平均世帯所得は母子世帯のそれよりも高い。第 2 に、母親の学歴が高いほど世帯所得も総じて高く、そうした傾向は二人親世帯・母子世帯ともに共通している。

(3) 子どもと家庭内で生活を共にする頻度

図表 8-4-5 は、平日に母親が子どもと一緒に過ごす時間を、世帯類型・母学歴・末子年齢別に比較したものである。まず「末子 6 歳未満」のグループに着目すると、母親と子どもが共に過ごす時間は世帯類型によって大きく異なる。二人親世帯では、学歴階層によらず最頻値は「6 時間以上」となっている（「中学・高校」：62.1%、「大学・短大・高専」：58.7%）。一方で、「6 時間以上」子どもと時間を共にするシングルマザーの割合は「中学・高校」で 27.4%、「大学・短大・高専」で 22.1%にとどまる。

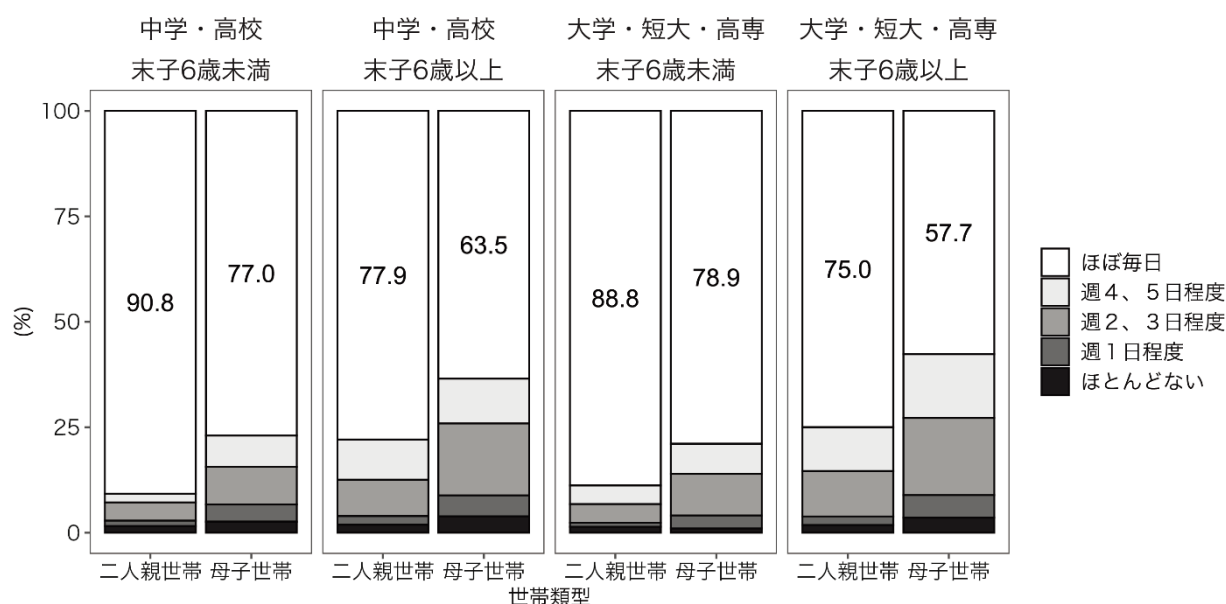
つづいて、「末子 6 歳以上」のグループを見ると、「末子 6 歳未満」と比較して世帯類型による差は小さくなっている。これは主に、二人親世帯において「6 時間以上」子どもと共に過ごす母親の割合が末子 6 歳以上のグループで大幅に減少しているためである。その結果、平日に母子が共に過ごす時間には世帯類型による差は残っているものの、末子が未就学のグループ

図表 8-4-5 世帯類型・母学歴・末子年齢別にみた、母親が子どもと一緒に過ごす時間(平日 1 日あたり)



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 8-4-6 世帯類型・母学歴・末子年齢別にみた、母親が子どもと夕食を一緒に取る頻度



出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より筆者作成

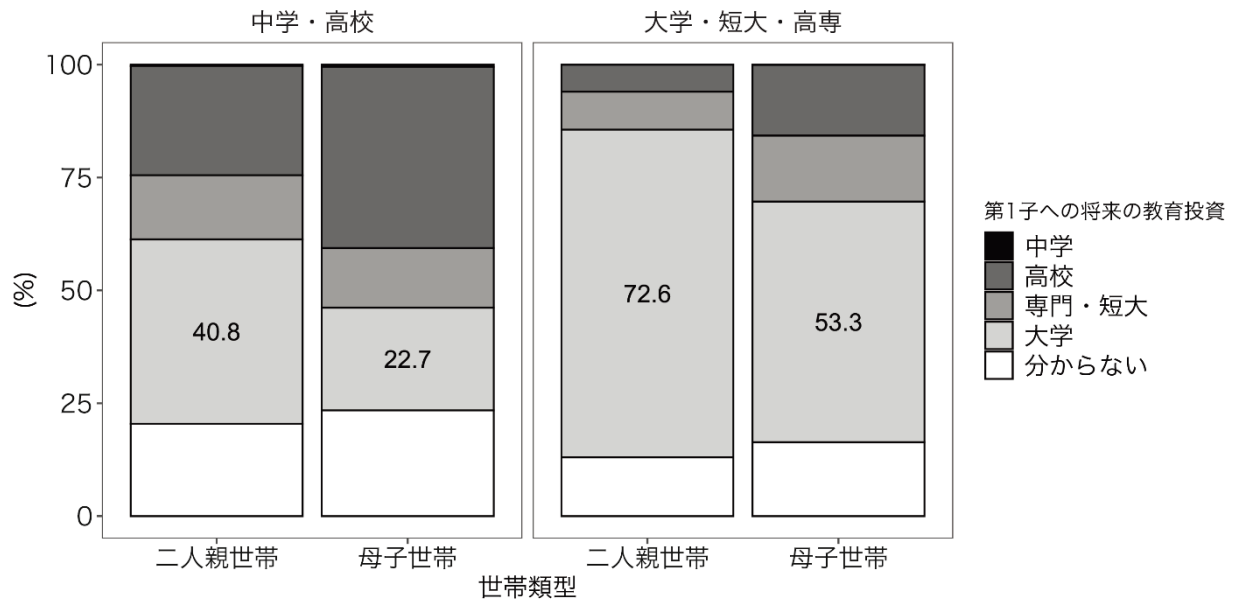
プと比較すると、その差は縮小していることが分かる。

図表 8-4-6 は、母親が子どもと夕食を共にする頻度を、世帯類型・母学歴・末子年齢別に比較したものである。すべてのグループにおいて最頻値は「ほぼ毎日」であるが、その割合は母子世帯では相対的に低い。末子が未就学の世帯と比べて、末子が就学している世帯では母子が夕食を共にする頻度は少なくなる傾向があり、そうしたパターンは世帯類型や母学歴にかかわらず観察される。母子世帯内部の学歴間格差に着目すると、二人親世帯／母子世帯の間のグループ間格差に比べ、シングルマザーの学歴による差異（グループ内格差）は小さいことがわかる。

（4）子どもの教育意識

つづいて、子どもへの将来の教育投資、すなわち母親がどの教育段階まで子どもの教育費を負担することを見込んでいるのかについて見ていく。図表 8-4-7 には第 1 子についての集計結果を示している。世帯類型と母学歴の組み合わせで構成される 4 グループのうち、「中学・高校」のシングルマザーのみ最頻値が「高校」、つまり高等教育への進学費用を負担しないことを見込んでいる世帯が多数派を占めている。その他の 3 つのグループでは最頻値が「大学」であり、その割合は低学歴二人親世帯＜高学歴母子世帯＜高学歴二人親世帯の順に高くなっている。

図表 8-4-7 世帯類型・母学歴別にみた、第1子への将来の教育投資



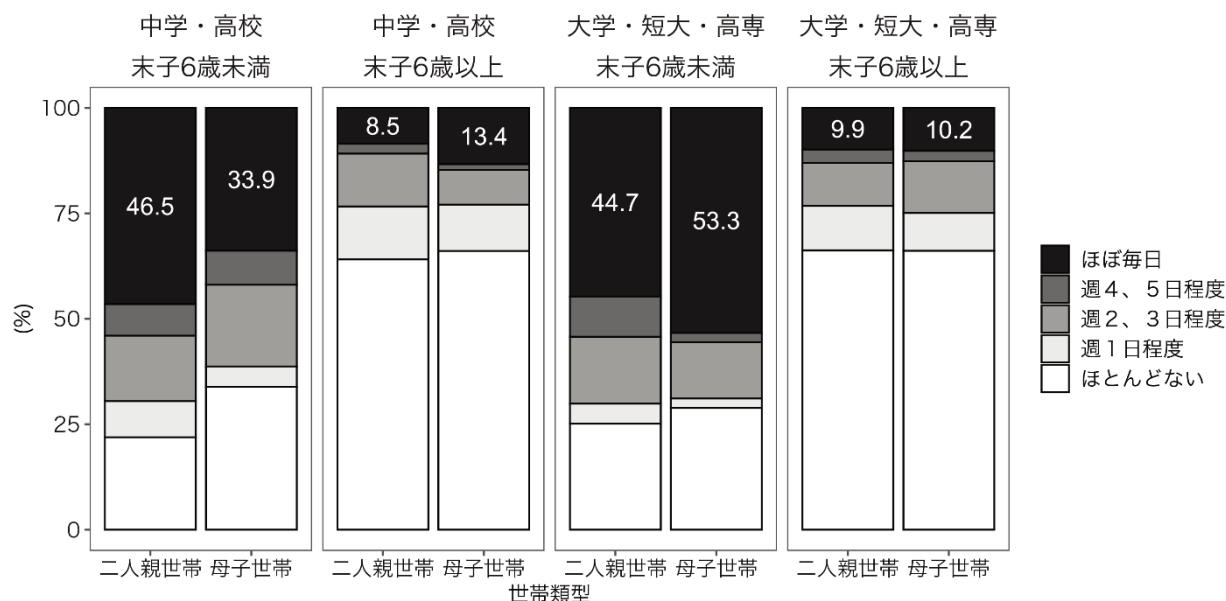
注：いずれのグループでも「中学」の割合は極端に小さく図表上はほとんど表示されていない。
 出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より筆者作成

(5) 子どものケア役割

最後に、世帯内で子どもが担っているケア役割について、世帯類型および母学歴別に比較する。図表 8-4-8 は第1子がきょうだいの世話をする頻度を示したものであり、同居している子どもが2人以上の世帯に限定して集計している。まず、末子年齢によって長子がきょうだいの世話をする頻度が大きく異なることが明らかである。「末子6歳未満」のグループでは、すべての世帯類型・母学歴の組み合わせにおいて、「ほぼ毎日」が最頻値となっている。このライフステージにおける母子世帯内部の差異に着目すると、「中学・高校」卒のシングルマザー世帯では、高学歴シングルマザー世帯に比して「ほぼ毎日」が少なく、「ほとんどない」が相対的に多い。ただし、同居子ども数が2人以上の世帯に集計を限定したことで客体数が少なくなっているため、ここでは母子世帯内の学歴差については保守的に判断すべきであろう。「末子6歳以上」のグループでは、長子が年少のきょうだいの世話をする頻度が全体的に低くなり、その分布は世帯類型や母学歴にかかわらず類似している。

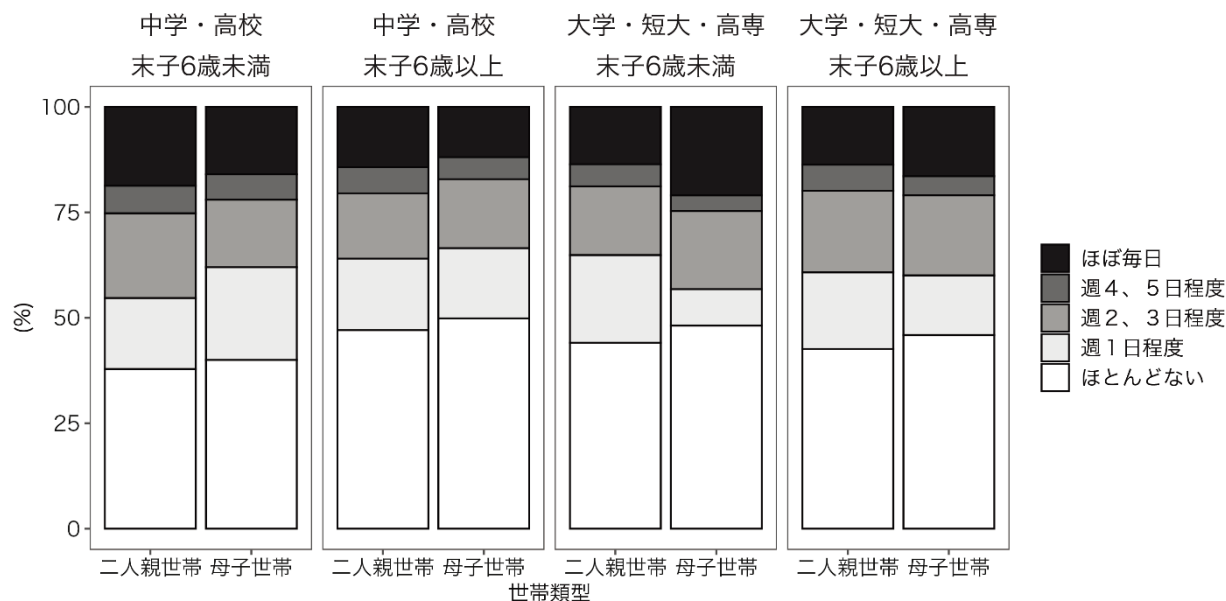
図表 8-4-9 は、第1子が家事の手伝いをする頻度を示している。世帯類型、母学歴、末子年齢の組み合わせによって分布に若干の差異は見られるものの、全体的に長子による家事遂行のパターンは安定していると言える。「末子6歳未満」の母親が高学歴の世帯では、第1子が「ほぼ毎日」家事の手伝いをする割合が母子世帯の方が高いように見えるが、この差は統計的には有意ではない。

図表 8-4-8 世帯類型・母学歴別・末子年齢にみた、第1子がきょうだいの世話をする頻度



出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より筆者作成

図表 8-4-9 世帯類型・母学歴・末子年齢別にみた、第1子が家事の手伝いをする頻度



出所：子育て世帯全国調査（2011・2022）より筆者作成

5 結論

本章では、母子世帯内部の異質性、特に学歴階層の違いに着目し、母子世帯のウェルビーイングを探索的に記述することを目的とした。以下では得られた知見について要約する。

まず、子育て世帯全国調査がカバーする 2010 年代の母親の学歴分布の変化を見ると、有配偶女性の大卒割合が着実に増加している一方で、シングルマザーの高学歴化は緩やかであり、

両者の学歴分布の違いがより顕著になっている。しかし、かつては母子世帯の中でかなりのシェアを占めていた中学卒の割合は 8~13%にまで低下しており、依然として高校卒層が最も大きな割合を占めるものの、40%以上のシングルマザーが高卒後に高等教育機関に進学している。

母子世帯の社会経済的属性については、まず学歴階層やライフステージ（末子年齢）にかかわらず、シングルマザーの就業率は有配偶女性のそれよりも一貫して高い。一方で、世帯収入には母子世帯内部で学歴階層による差異があり、高学歴母子世帯の世帯収入は相対的に高い。しかしながら、高学歴層の中でも二人親世帯と母子世帯との所得格差は色濃く残っており、シングルマザーにとっての高学歴が二人親世帯との間の格差を解消するまでに至っているわけではないことには注意が必要である。

子どもへの時間的投資という観点からは、母子世帯における親子間のインタラクションの少なさが確認された。特に未就学児を抱える母子世帯において、平日に子どもと共に過ごす時間や夕食と共にする頻度が低かった。さらに、こうした傾向は学歴階層によらず母子世帯全体に見られた。

子どもへの教育投資については、母子世帯の中で学歴階層による差異が見られた。大学以上の教育機関への進学費用を負担する意思のあるシングルマザーは、低学歴層では 23%程度であったのに対して、高学歴層では 50%を超えていた。一方で学歴階層にかかわらず、二人親世帯と母子世帯との間で子どもへの将来の教育投資に関する格差は残っており、こうしたパターンは世帯所得において見られたものと類似している。

最後に、子どもが家庭内で果たすケア役割については、世帯類型や母学歴よりもライフステージの影響が大きく（きょうだいの世話）、またはこれらの要因との相関が弱い（家事の手伝い）ことが明らかになった。少なくとも本章からは、母子世帯の中で子どもが家庭内のケア役割を補完しているとは言えない。

以上を総括すると、母子世帯全体に共通する傾向は、母親の高い就労率と子どもへの時間的投資の少なさである。ただし、これらは学歴階層によって異なる経路を通じて発露している可能性が示唆される。高学歴シングルマザーは就労から相対的に高い経済的リターンを享受しているが、それは生活時間を労働に投下するインセンティブが高いことの裏返しでもあり、結果として時間的貧困に陥るリスクも高い。同時にこの層は子どもの高等教育費を負担する意向を強く持っており、彼女らの高い就労率と長時間労働の背後には単に世代内での貧困状態からの脱却（あるいは貧困状態への転落の防止）のみならず、子世代の教育達成を通じて世代間の貧困の再生産の連鎖を断ち切るという戦略の現れかもしれない。他方で、低学歴シングルマザーは就労から得られる経済的リターンが相対的に小さいが故に、労働供給を緩めると直ちに極度の経済的貧困に陥るリスクが高い。これが親子間の日常的なインタラクションを制限している要因のひとつとして考えられる。

二人親世帯と母子世帯の間には厳然たる経済的格差が存在しつつも、母子世帯内部には学

歴階層によって経済水準にグラデーションが存在する。一方で、子どもへの時間的投資の少なさは母子世帯が学歴階層によらず経験している困難であり、その背景にはすでに述べたように母親の高い就労率に加えて、シングルマザーが世帯内にケアを分担するパートナーを持たないことが挙げられよう。さらに、本章の分析からは、母子世帯の子どもが二人親世帯の子どもよりも家庭内のケアを遂行しているわけではないことが示されたが、こうした結果からも、子どもにケア役割のしわ寄せが及ばないようにシングルマザーが奮闘する様子が想起される。しかし皮肉なことに、そうしたシングルマザーの役割過重が可処分時間の低下を引き起こし、子どもに対する時間的投資の低さに帰結していると考えられる。母子世帯に関する既存の研究は経済的貧困に目が向きがちであったが、今後は母子世帯の生活時間や子どもへの時間的投資、そしてそれらが中長期的に子どものライフコースに及ぼす影響に注意を向けることが求められるであろう。

参考文献

- 阿部彩（2008）『子どもの貧困—日本の不公平を考える』岩波書店。
- 厚生労働省（2023）『2022(令和 4)年 国民生活基礎調査の概況』
- 大石亜希子（2017）「24 時間週 7 日経済におけるワーク・ライフ・バランス」『大原社会問題研究所雑誌』 701, pp.24-39.
- 大石亜希子（2019）「子どもをケアする時間の格差」松本伊智朗・湯澤直美編 『シリーズ 子どもの貧困 1 生まれ、育つ基盤—子どもの貧困と家族・社会』明石書店, pp. 132-49.
- 大日義晴（2021）「婚姻上の地位とディストレス」稲葉昭英・佐々木尚之編『第 4 回家族についての全国調査（NFRJ18）第 2 次報告書 第 4 巻—ライフコースの変容』pp.92-112.
- 稲葉昭英（2002）「結婚とディストレス」『社会学評論』 53(2), pp.69-84.
- 稲葉昭英（2011）「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, pp. 239-52.
- 稲葉昭英（2012a）「ひとり親世帯と子どもの進学期待・学習状況」内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室編『親と子の生活意識に関する調査報告書』, pp. 191-98.
- 稲葉昭英（2012b）「貧困・低所得とメンタルヘルス及びその世代的再生産」内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室編『親と子の生活意識に関する調査報告書』, pp. 230-34.
- 稲葉昭英（2016）「離婚と子ども」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009 全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, pp.129-44.
- 稲葉昭英（2021）「貧困と子どものメンタルヘルス」『家族社会学研究』 33(2), pp.144-56.
- 斉藤知洋（2018）「ひとり親世帯の所得格差と社会階層」『家族社会学研究』 30(1), pp.44-56.
- 斉藤知洋（2020）「シングルマザーの正規雇用就労と経済水準への影響」『家族社会学研究』 32(1), pp.20-32.
- 斉藤知洋（2021）「親との離死別と教育機会の不平等—階層再生産への人口学的影響」『人口問

- 題研究』77(3), pp.241-58.
- 斉藤知洋 (2023a) 「ひとり親世帯の社会学的研究」『精神科』42(5), pp.625-31.
- 斉藤知洋 (2023b) 「離婚に伴う女性の経済状況の変化—長期パネルデータを用いた再検討」『人口問題研究』79(1), pp.64-84.
- 白川俊之 (2010) 「家族構成と子どもの読解力形成—ひとり親家族の影響に関する日米比較」『理論と方法』25(2), pp.249-65.
- 田宮遊子・四方理人 (2007) 「母子世帯の仕事と育児—生活時間の国際比較から」『季刊社会保障研究』43(3), pp.219-31.
- 内閣府男女共同参画局 (2024) 『男女共同参画白書 令和6年版』内閣府男女共同参画局.
- 藤原千沙 (2005) 「ひとり親の就業と階層性」『社会政策学会誌』13, pp.161-75.
- 藤原千沙 (2007) 「母子世帯の階層分化—制度利用者の特徴からみた政策対象の明確化」『家計経済研究』73, pp.10-20.
- 村上あかね (2011) 「離婚による女性の社会経済的状況の変化」『社会学評論』62(3), pp.319-35.
- 余田翔平 (2012a) 「子ども期の家族構造と教育達成格差」『家族社会学研究』24(1), pp.60-71.
- 余田翔平 (2012b) 「母子世帯の高校生の教育達成過程—家族構造とジェンダーによる不平等の形成」『社会学研究』90, pp.55-74.
- 余田翔平 (2014) 「家族構造と中学生の教育期待」『社会学年報』43, pp.131-42.
- 余田翔平 (2022) 「ひとり親世帯の生活時間：構造と趨勢—『社会生活基本調査』個票データを用いた分析」*IPSS Working Paper Series* (57), pp.1-14.
- 余田翔平・斉藤知洋 (2020) 「ひとり親世帯の居住形態の趨勢と地域性—『国勢調査』個票データを用いた分析」*IPSS Working Paper Series (J)* (34), pp.1-13.
- 吉武理大 (2019) 「貧困母子世帯における生活保護の受給の規定要因」『福祉社会学研究』16, pp.157-78.
- Ezawa, Aya, and Chisa Fujiwara (2005) “Lone Mothers and Welfare-to-Work Policies in Japan and the United States: Towards an Alternative Perspective,” *The Journal of Sociology & Social Welfare*, 32(4).
- Jean Yeung, Wei-Jun, and Hyunjoon Park (2016) “Growing Up in One-Parent Families in Asia,” *Marriage & Family Review*, 52, 1-2, pp.1-14.
- McLanahan, Sara, and Christine Percheski (2008) “Family Structure and the Reproduction of Inequalities,” *Annual Review of Sociology*, 34(1), pp.257-76.
- McLanahan, Sara, Laura Tach, and Daniel Schneider (2013) “The Causal Effects of Father Absence,” *Annual Review of Sociology*, 39(1), pp.399-427.
- Oishi, Akiko Sato (2017) “Effect of Mothers’ Nonstandard Work Hours on Children’s Wellbeing in Japan,” pp. 151-75 in *Family, Work and Wellbeing in Asia*, edited by M.-

- C. Tsai and W. Chen. Singapore: Springer.
- Raley, R. Kelly, and Megan M. Sweeney (2020) "Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review," *Journal of Marriage and Family*, 82(1), pp.81-99.
- Raymo, James M., Miho Iwasawa, and Larry L. Bumpass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, 11(14), pp.395-420.
- Raymo, James M., Hyunjoon Park, Miho Iwasawa, and Yanfei Zhou (2014) "Single Motherhood, Living Arrangements, and Time With Children in Japan," *Journal of Marriage and Family*, 76(4), pp.843-61.
- Tobishima, Shuji (2018) "Family Structure and Children's Academic Achievement in Japan: A Quantile Regression Approach," *Educational Studies in Japan*, 12, pp.107-19.
- Umberson, Debra, and Mieke Beth Thomeer (2020) "Family Matters: Research on Family Ties and Health, 2010 to 2020," *Journal of Marriage and Family*, 82(1), pp.404-19.

第9章 家族と格差—離婚・再婚・子育て—

1 はじめに

過去 30 年間、日本では離婚と再婚が着実に増加してきた。これらの人口学的変化に関する全般的な趨勢はよく知られているものの、それが個々人、特に子どもの *well-being* に及ぼす影響については日本では十分に明らかにされていない。これは、離婚の子どもへの影響、または結婚行動の変化が世代間の格差の再生産に果たす役割について長い研究の歴史を持つアメリカや他の先進諸国と対照的である。これらの研究では一般的に、親の離婚が子どもに対して、経済的資源の減少 (Tach & Eads 2015)、諸環境が良好でない地域や学校への転居 (Amato 2010)、ライフコース上の長期的な格差 (Bloome 2017) といった数々の不利と関連していることが示されている。一方、再婚の帰結に関する知見は一貫していない。その考えられる理由のひとつとして、親の再婚によって世帯の経済状況が改善されるといったメリットが、再婚家族における家族関係の不安定さや親と過ごす時間の減少、そして継親との関係構築の難しさなど、再婚に付随する困難によって相殺されてしまうためである (Arat, Poortman, and van der Lippe 2022; Sweeney 2010)。本章では、離婚と再婚が親の子どもと過ごす時間にどのように関連しているかに焦点を当てる。これは、特に家族の不安定性を経験しやすい、社会経済的地位の低い親を持つ子どもたちが直面する多くの不利を説明する上で極めて重要である (Guryan, Hurst, and Kearney 2008; Kalil, 2015; Kalil et al. 2012)。

アメリカの離婚に関する最近の研究は、社会経済的地位とパートナーシップの解消との間に強い負の相関がある—低学歴・低所得の親に離婚が多い—ことを明らかにしている。こうした現象は、「分岐する運命 (“diverging destinies”)」という概念を基に、世代間の不利の再生産において重要な役割を果たすと考えられている。この枠組みは、家族行動の社会経済的格差が拡大する結果、親の社会経済的地位によって子どもがアクセス可能な資源が規定され、その結果として子どものライフコースがどのように二極化していくかについて、理論的および実証的な洞察を提供するものである (Cherlin 2010; McLanahan 2004; McLanahan and Jacobsen 2015)。「分岐する運命」論の枠組みから家族行動の変化を実証した研究において、離婚と比較すると再婚に関する知見は限られている (Raley and Sweeney 2020)。再婚における階層差が離婚のそれよりも明確でないこと (McNamee and Raley 2011; Shafer and James 2013) に加え、先述の通り、再婚が子どもに及ぼす影響も不明瞭な点が残されている。

しかしながら、離婚や再婚をめぐるこのような研究は、日本の人口学的変化とその帰結を見通すうえで特に重要になってくる。離婚が低学歴の夫婦に多いことはすでにいくつかの実証研究で明らかにされている (林・余田 2014; 三輪 2007; Raymo, Fukuda, and Iwasawa 2013)。また、日本のひとり親世帯、特に母子世帯が OECD 諸国の中でも最も経済的に不利な状況にあることも広く認識されている (阿部 2008; OECD 2024; Shirahase and Raymo 2014)。離婚やひとり親世帯の形成の経済的帰結に関する研究は数多くあるものの (例えば、阿部 2008;

Raymo and Wang 2021)、育児や子どもの well-being をはじめとする非経済的なアウトカムについては、離婚やひとり親世帯の形成が及ぼす影響はほとんど明らかにされていない。離婚した母親は、仕事と家庭の両立により高いストレスを抱え (Raymo 2014)、子どもと過ごす時間が短く、夕食を共にする頻度も低いこと (阿部 2008; Raymo et al. 2014) が報告されている。また、親が離婚することで、子どもは親権を持たない親 (通常は父親) と接触する機会を大幅に失う (Zhou 2008)。阿部 (2008) のインタビュー調査によると、離婚は母親の身体的および精神的健康、そして子どもの行動的・情緒的・学業上のアウトカムに対して負の影響を持つことが示唆されている。さらに、日本ではステップファミリーの育児に関する研究は極めて限られており、そのほとんどが野沢慎司の一連の研究 (野沢 2008; 2015) に依拠している。野沢によると、再婚した夫婦は多くのストレスを抱えており、その背景として育児方法に一貫性を持たせることが難しいことや、子どもと継親の関係性の悪化などが関与していることが示唆されている。

本章では、特徴的な標本調査データ (詳細は後述する) を用いて、「分岐する運命」論を日本の文脈で検証することを目的とする。家族の変容とその社会的帰結の理解を試みるこの枠組みはアメリカに端を発するものであるが、これまで東アジアを含む他の様々な地域でも実証研究の俎上に上げられてきた (Raymo and Iwasawa 2016; Raymo, Park, and Yu 2023)。本章では、子どもがアクセス可能な資源の代理指標として親子のかかわり方、あるいは子どもへの時間的投資に注目したうえで、主に 2 つの点でこれらの先行研究に新たな知見を追加することを目指す¹。第 1 に、親の再婚がひとり親世帯の子どもの限られた資源を補うのか否かについて検証する。第 2 に、家族形態によって社会経済的地位 (SES) の分布が異なること (特に離婚やひとり親が低学歴の母親に集中していること) だけでなく、親子のかかわり方に対して離婚や再婚が及ぼす影響が社会階層によって異なる (すなわち、離婚や再婚の影響の異質性) 可能性も考慮する。このアプローチは、離婚と母親の就業中断が有子世帯の経済的不利とどのように関連するかを探った Raymo and Wang (2021) のそれに類似するものである。

2 先行研究

(1) 離婚、再婚、子育て、子どもの「分岐する運命」

離婚がもたらす影響に関するこれまでの膨大な研究によると、離婚によって母子の経済状況が悪化することが明らかにされている (Christopher et al. 2002; Misra et al. 2012; Leopold 2018; Uunk 2004)。離婚はまた、母親の健康、生活満足度、ストレスに負の影響を与えることが知られている (Osborne et al. 2012; Williams and Dunne-Bryant 2006)。経済的必要性に応じた労働時間の増加、共同養育者の不在、およびそれに伴うストレスは、離婚後に母親が

¹ 本章は第 8 章と一部同様の変数を用いた分析を行っているが、第 8 章がふたり親世帯と母子世帯の比較及び母子世帯内部の異質性に注目しているのに対して、本章では、後述するように、初婚ふたり親世帯・母子世帯・再婚ふたり親世帯の比較及び、学歴にみるそれぞれの内部の異質性に注目している。

子どもと過ごす時間の減少にもつながる (Amato and Sobolewski 2004; Manning and Brown 2006)。多くの国で観察される学歴と離婚リスクの負の相関関係 (Härkönen and Dronkers 2006; Leopold and Leopold 2016; Lundberg, Pollak, and Stearns 2016; Schwartz and Han 2014) を考慮すると、子どもの「分岐する運命」に関する研究で離婚が中心的なテーマとなってきた背景には、上述のような離婚後の母子の生活上の困難が存在することが挙げられる (McLanahan 2004)。本章では、子どもと親が夕食を共にすることをはじめとする、親が子どもと過ごす時間に焦点を当てる。このようなアウトカムは、これまで数多くの先行研究で子どもの well-being と関連付けられてきた (Musick and Meier 2012)。しかしながら、管見の限り既存の研究では、初婚の母親、シングルマザー、再婚の母親を区別してこの問題を検討した例はない。

「分岐する運命」論の基本的な前提は、SES の下位層に偏在する家族行動 (例えば離婚) が、子どもが利用できる資源に負の影響を及ぼすことで、子どもの well-being やその後のライフコース上のアウトカム (すなわち「運命」) の格差が拡大するというものである。親の離婚と子どもの well-being との間に負の関係があることは、すでにかんがりのエビデンスが存在する (Amato 2010)。「分岐する運命」論にもとづく研究では、離婚に加えて、低 SES 層に集中する家族行動として、婚外出産、若齢出産、複数のパートナーとの生殖、意図しない (「計画外の」または「望まない」) 出産などが含まれる。一方、高 SES 層に多い家族行動としては、晩産、安定した雇用、父親の育児への積極的な関与が挙げられる (McLanahan 2004; McLanahan & Jacobsen 2015)。

しかし、これらの研究は再婚 (広義での離死別後のパートナーシップの形成 (repartnering) も含む。以下、簡便のため断りがない限り「再婚」と表記) にほとんど注意を払ってこなかった (Raymo and Wang 2021)。その背景のひとつとして、再婚リスク (再婚率) の社会経済的格差や、再婚が子どもの福祉や資源に及ぼす影響について、一貫した知見が得られていないことが挙げられる (Raley and Sweeney 2020)。例えば、初期の研究では、アメリカの女性において学歴と再婚 (率) との間に正の関連があることが示されていたが (Sweeney 2002)、より最近の研究ではその関連が弱まっていることが示されている (Shafer and James 2013)。また、広義のパートナーシップ (結婚または同棲) の再形成と学歴は無相関あるいは負の相関であったと報告する研究もある (De Graaf and Kalmijn 2003; Dewilde and Uunk 2008)。家族行動における社会経済格差の拡大は「分岐する運命」論の枠組みの中核をなすため、母親の SES と再婚行動との関係を丁寧に記述することは極めて重要である。

再婚率と SES との関係を実証的に明らかにするだけでなく、再婚が子どもの資源にどのように関連するかを明らかにすることも重要である。そうすることで、世代間を通じた不利の再生産が再婚によって緩和されるのか、あるいは反対に増幅させられるのかを明らかにできるためである。再婚は、離婚に伴う経済的困難や育児ストレスを緩和する戦略となりうる (Sweeney 1997; 2010)。事実、先行研究では、再婚が結婚解消に伴う母子の経済的不利を緩

和する可能性が示されている (Dewilde and Uunk 2008; Jansen et al. 2009; Sweeney 2010)。

一方で、再婚と育児との関係については結果が一貫していない。継親に育てられた子どもと二人の実親に育てられた子どもとの間で、適応、行動、幸福などの指標において差異は小さいか統計的に有意でない場合が多い (Artis 2007; Breivik and Olweus 2006; Brown 2004)。これらの差異は主に、家族構造による影響というよりも、離婚とその後のステップファミリーの形成におけるセレクションを反映したものであると指摘する研究もある (Björklund et al. 2007)。夫婦ともに子どもの実親である家庭に比べてひとり親家族やステップファミリーでは子どもへの時間的投資が大幅に少ないという知見 (Kalil et al. 2014) に照らし合わせると、子どもの *well-being* が家族構造によってさほど大きな差異はないという結果は興味深い。一方または両方の親が再婚することは、住居の移動、友人の喪失、新しい地域社会への適応、新たな生活基準や家族成員、日常生活への順応など、子どもにとって重要な生活の変化を伴う可能性がある (Sanner et al. 2022)。これらの変化は子どもに適応上の問題を引き起こす可能性があり、ステップファミリーの子どもが二人の実親を持つ子どもに比べて情緒的・行動的な問題を経験しやすいこと、身体的な健康状態が悪いこと (Listl 2011; Sisson et al. 2014)、学業成績が低いこと (Tillman 2007; Turunen 2014) などが指摘されている。

Raymo and Wang (2021) が指摘するように、「分岐する運命」論に関する多くの研究は、以下の二つの重要な課題を抱えている。第 1 に、ある単一の家族行動 (例として離婚) のみに焦点を当てる傾向があり、子どものアウトカムに関連する、複数の相互に関連しうる家族経験を同時に考慮していない。例えば、離婚の生起率やその影響に焦点を当てた研究はこれまでも広く取り組まれてきたものの、離婚後の再婚が子どもに及ぼす影響まで同時に分析の射程に含めた、「分岐する運命」論に依拠した研究は我々の知る限り存在しない。こうした限界から、特定の家族イベントの組み合わせ (この場合は離婚と再婚) が子どもの資源にどのような影響を与えるかを評価することが難しい。

既存研究の第 2 の限界は、子どもが利用可能な資源に関連する家族行動における社会経済的な差異 (例えば、離婚経験者割合の学歴差) に主に焦点を当て、家族行動と子どもの福祉との関係が社会経済的地位によって異なるのか (例えば、離婚と子どものアウトカムとの関連が学歴階層によって異なるのか) という点にあまり注意を払っていない点である。その結果、離婚の影響 (またはその他の家族行動の影響) が社会階層によって異なることで、離婚率の階層差の影響が助長されるのか緩和されるのかを評価することが難しい。この課題に取り組んだ最近の研究によると、オランダにおける学歴と母親の貧困率との間の負の相関関係が、低学歴の母親の離婚リスクが高いだけでなく、彼女らが離婚後に高学歴の母親よりも貧困に陥りやすいことを反映したものであると報告されている (Hogendoorn et al. 2020)。著者たちは、(学歴で近似される) 人的資本の低さが離婚リスクと離婚後の経済的困難の両方と相関しており、こうしたセレクションの結果として学歴と母親の貧困率の負の相関が生じていると解釈している。

(2) 日本の文脈

日本における家族、育児、子どもの *well-being* に関する研究は、明示的または暗黙裡に初婚に焦点を当てることが多い（稲葉 2011）。これは、初婚が全婚姻の大多数を占めていること、また再婚に焦点を合わせた定量的な研究を可能にするデータが依然として限られていることを反映している。しかしながら、離婚および再婚がいまや無視できない割合にまで増加してきた現状を踏まえると、初婚のみを研究対象とすることには再考の余地がある。

日本における離婚とその影響に関する研究は、「分岐する運命」論のシナリオと概ね一致している。離婚は低学歴層に多く（Raymo et al. 2023）、子どもの資源に重大な負の影響を与えるため、離婚率のトレンドは近年の日本の格差拡大に寄与していると考えられる。最近の研究では、約 4 分の 1 の結婚が離婚に終わることが示されており（岩澤 2019）、学歴と離婚率との負の相関関係が報告されている（福田 2005; 加藤 2005; 斉藤 2021）。他の東アジア諸国と比較して相対的に高い日本の離婚率は、母子世帯の増加につながり、12%の子どもがひとり親世帯で生活している（OECD 2023）。日本の母子世帯の貧困率は 2023 年で 48%と OECD 諸国の中でも最も高い水準にあり（OECD 2024）、母子世帯の一人当たりの平均所得は、子どものいるすべての世帯のその半分を下回る（厚生労働省 2022; 田宮・四方 2007; Zhou 2008）。これは、日本の母子世帯の労働力参加率が近年約 85%と OECD 諸国の中でも高い水準にあるにもかかわらずである（OECD 2024）。日本のシングルマザーの長時間労働のひとつの帰結として、子どもと過ごす時間が二人親世帯の母親や他の先進国のシングルマザーと比べて少ないことが挙げられる（田宮・四方 2007）。離婚と母子世帯の子どもの *well-being* との関連はよく知られている（例えば阿部 2008）が、離婚と子どもの資源、特に親子のかかわり方における社会経済的格差（特に学歴間格差）を体系的に分析した研究はまだ存在しない。

日本の母子世帯とその子どもが直面する深刻な経済的不利は、離婚率に学歴間格差があることで部分的には説明される（阿部 2008）。そのため、再婚がその不利をどの程度緩和するかを理解することは重要である。しかし、前述のように、日本における再婚に関する研究は限られている。永井（2010）は『日本版総合的社会調査（JGSS）』を用いて、離婚歴のある男性の約半数が再婚しているのに対し、女性では 30%にとどまることを示した。余田（2014a）は同調査データを用いて、再婚率（再婚ハザード）のトレンドとそれが性別や教育水準とどのように関連しているかを分析し、全体として再婚率が時代とともに低下していることを指摘している（同様のパターンは岩澤（2019）でも確認されている）。さらに、余田（2014a）によると、学歴は男性の再婚率と正の相関がある一方で、女性の再婚率には学歴差が見られない。本章と同じデータを用いた別の研究は、再婚における学歴差が比較的小さいことを示した上で、学歴と母親の経済的福祉との間の正の相関関係に対して再婚はほとんど媒介効果を持たないと結論づけている（Raymo and Wang 2021）。

再婚と子どもの福祉との関係に関する実証研究となると、さらに限られてくる。稲葉（2011; 2016）は、ステップファミリーの子どもの方が二人の実親を持つ子どもよりも、親子関係上の

問題を抱えやすいと報告している。他の研究では、再婚した親を持つ子どもは、教育期待（余田 2014b）や学業達成（平沢 2021；稲葉 2011）が低いことが示されている。ただし、これらの研究では、親の結婚が初婚なのか再婚なのかではなく、親子間にステップ関係（継親子関係）が存在することが子どもの教育上のアウトカムと負の関連を持つことが示されている（平沢 2021；余田 2014b）。また、離婚（および再婚）と子どもの教育上のアウトカムとの負の関連が、親の教育水準を統制した後も統計的に有意であると報告する研究もある（平沢 2021；余田 2012；2014b）。これらの知見は、離婚や再婚と子どものアウトカムとの関係はセレクションや構成効果だけでは完全には説明できず、離婚と再婚が子どもに与える影響の異質性を考慮する必要があることを示している。

日本における親の離婚、再婚、子どもの **well-being** に関する研究は、主に子どもの教育成果に焦点を当てているが、他のアウトカムはほとんど注意を払われてきていない。しかし、本章と同じデータを用いた Raymo et al. (2024) によると、再婚の母親は初婚の母親よりも子どもと過ごす時間がやや少なく、毎日子どもと夕食を共にする頻度も低い（Raymo et al. 2024）。しかし、概してこれらの差異は小さく、親や子どもの年齢などの共変量を統制しない単純な集計結果にとどまっている。加えて、再婚と子どもとの時間との関連が社会経済的地位によって異なる可能性も検討されていない。したがって、離婚歴のある親の間で再婚は高 SES 層に多いのか、あるいは反対に低 SES 層に偏在しているのか、また再婚が子どもの資源を増加させるのか減少させるのかなど、多くの重要な疑問が依然として残されている。

3 データと変数

(1) データ

分析に用いられるのは子育て世帯全国調査の第 1 回調査（2011 年）から第 6 回調査（2022 年）である。本調査は、18 歳未満の子どもを持つ世帯を母集団としており、ひとり親世帯をオーバーサンプリングしていることが大きな特徴のひとつである。本章では、6 時点の調査データ（2011 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2022 年）を合併して用いる。分析対象は、子どもの母親が回答者であり、かつ末子が 18 歳未満の世帯とした。また以下に示す変数に欠測値のないケースに限定した結果、10,489 名の母親が分析対象として残った。さらに、すべての集計には、世帯類型（二人親世帯／ひとり親世帯）の分布を母集団のそれに補正するためのウェイト変数を用いている。

(2) 変数

母親の婚姻歴

以下の手順に従い、母親の婚姻歴は「初婚」「離死別」「再婚」の 3 カテゴリに分類した。子育て世帯全国調査では、結婚経験がある回答者に対して「初婚相手との現在の状況」を尋ねている。回答選択肢は（1）現在も婚姻継続中、（2）別居・離婚調停中、（3）離別、（4）死別で

ある。このうち、「離別」あるいは「死別」と回答し、かつ調査時点で二人親世帯に分類されている回答者を「再婚」として定義した。

母親の学歴

母親の最終学歴を「高校・中学」、「大学・短大・高専」（専修学校・各種学校含む）の2カテゴリに再分類した。

子どもへの時間的投資／子どもとのかかわり方

本章では、子どもに対する母親のかかわり方、特に親子間の相互作用の量的側面を表す指標として以下の2つの変数を用いる。ひとつは、平日に1日あたり何時間程度子どもと一緒に過ごしているか、である。連続変数として用いるため、「1：6時間以上」に「7」、「2：4時間以上6時間未満」に「5」、「3：2時間以上4時間未満」に「3」「4：1時間以上2時間未満」に「1.5」「6：ほとんどない」に「0」を割り当てた。

もうひとつの指標は、子どもと一緒に夕食を取る頻度である。この変数も連続変数として処理するために、「1：ほぼ毎日」に「7」、「2：週4、5日程度」に「4.5」、「3：週2、3日程度」に「2.5」、「4：週1日程度」に「1」、「5：ほとんどない」に「0」をそれぞれ割り当てた。

その他の共変量

以下で示す回帰モデルの中では、調査年、母親の調査時年齢、末子年齢を含めた。

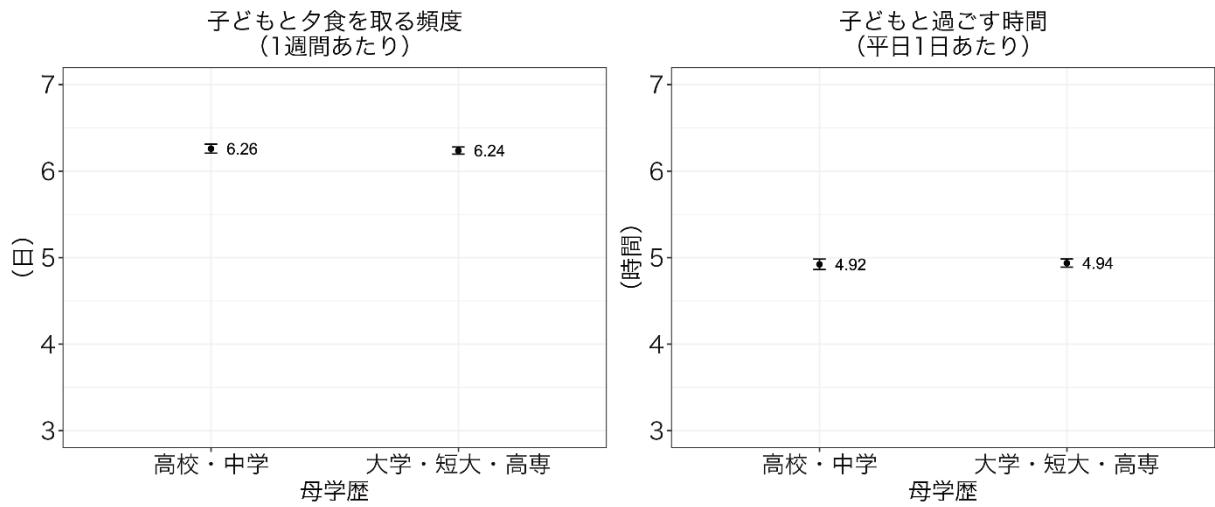
4 分析結果

(1) 記述統計量

図表9-4-1には、2つの従属変数について、母親の学歴別の平均値をプロットした。子どもと夕食を取る頻度や平日に一緒に過ごす時間のいずれについても、母親の学歴による違いはほとんど見られない。これらの差は統計的にも有意ではない（ $p > .05$ ）。

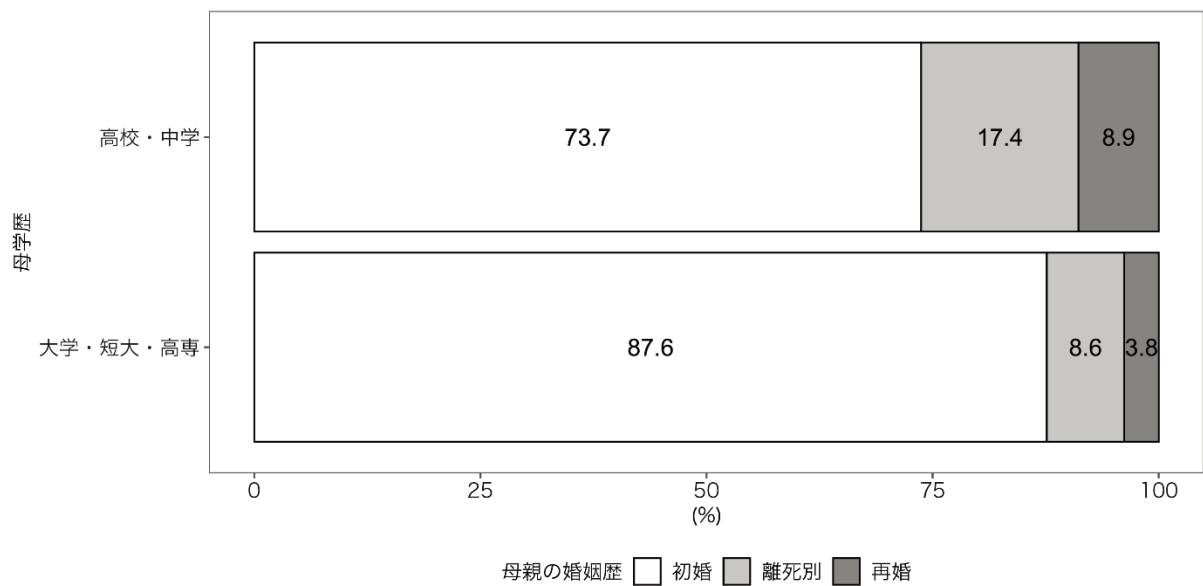
図表9-4-2には、母親の学歴別に見た配偶関係の分布を示した。低学歴層に比べて高学歴層では初婚女性が相対的に多く、シングルマザーは少ないことが確認できる。このパターンは、第2節でも言及したように、学歴と離婚率との間に負の相関があるという既存の知見と一貫している。

図表 9-4-1 母親の学歴別に見た子どもとのかかわり方



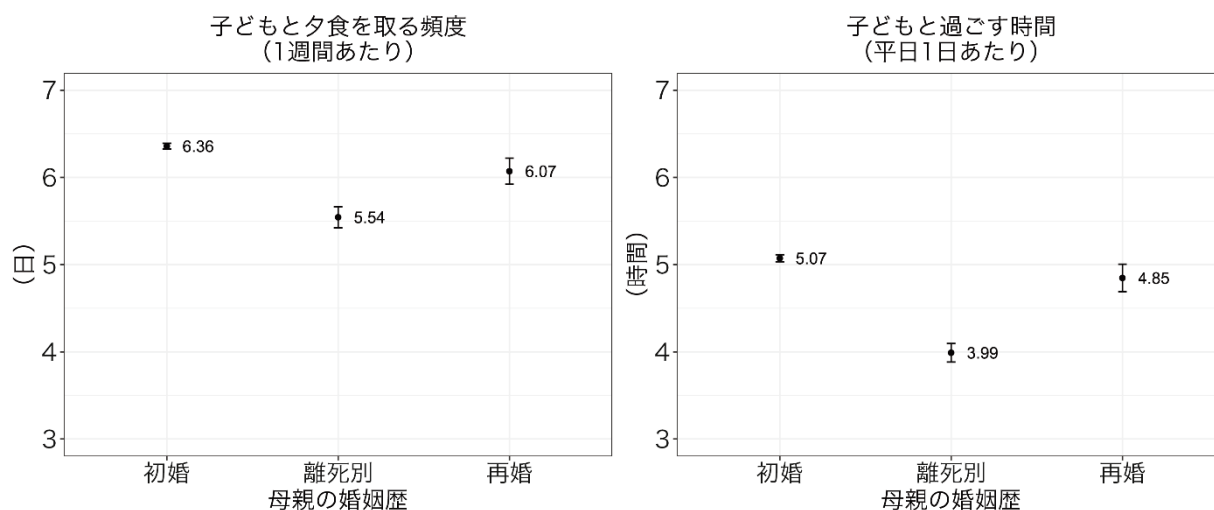
出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 9-4-2 学歴別に見た母親の婚姻歴



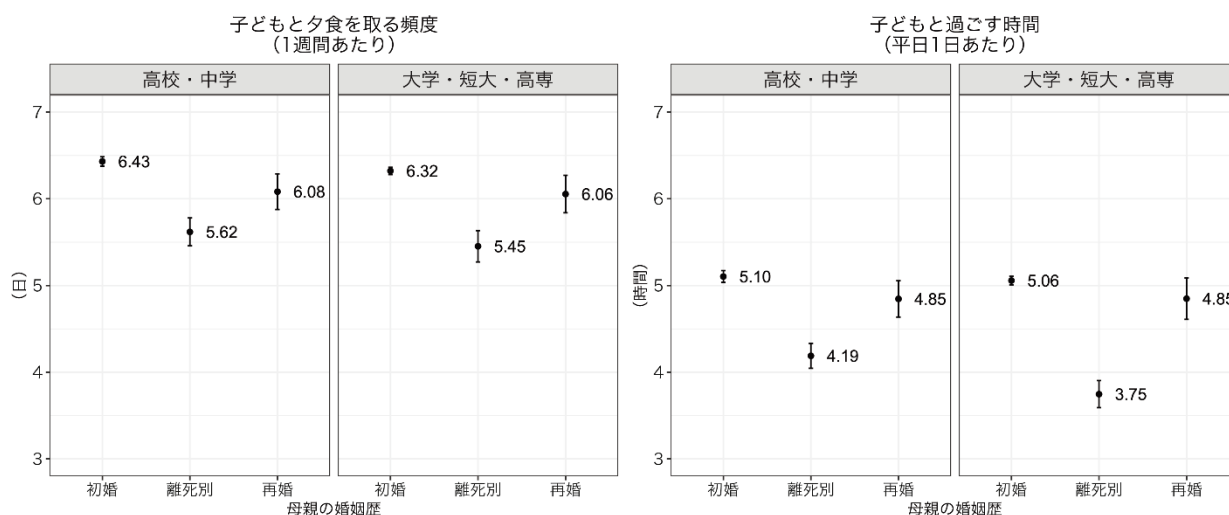
出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 9-4-3 母親の婚姻歴別に見た子どもとのかかわり方



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 9-4-4 母親の学歴、婚姻歴別に見た子どもとのかかわり方



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 9-4-3 は、母親の婚姻歴別に見た、母子の生活時間上のアウトカムの平均値を示している。子どもと夕食を取る頻度（左図）と子どもと過ごす時間（右図）のいずれにおいても、二人親世帯の母親（初婚および再婚）に比べ、シングルマザーは子どもと共に過ごす時間が短いことが明らかである。また、再婚の母親も初婚の母親に比べて親子間のインタラクションが少ない傾向が見られるが、シングルマザーと比べると日常的な子どもへの時間的投資は多い。

図表 9-4-4 は、母親の学歴および婚姻歴の組み合わせごとに 2 つの従属変数の平均値をプロットしたものである。子どもと夕食を取る頻度（左図）については、図表 9-4-3 で確認したように、シングルマザーは二人親世帯の母親よりも子どもと夕食を共にする頻度が少ないものの、その傾向は学歴階層で大きく変わらない。一方、平日に子どもと過ごす時間（右図）では、

シングルマザーが子どもへの時間的投資が少ないことが再確認されるだけでなく、二人親世帯と母子世帯との間の格差が低学歴層よりも高学歴層でより顕著であることが示されている。

なお、興味深いのは、母親の婚姻歴を統制すると、高学歴層よりも低学歴層の母親の方が、子どもと夕食や時間を共にする頻度が平均的に高いことである。例えば、夕食を共にする頻度（左図）において、低学歴層は高学歴層に比べ、初婚の母親で 0.11 日、シングルマザーで 0.17 日、再婚の母親で 0.02 日、それぞれ高い。これらの差は測定尺度を考慮すればさほど大きなものではないかもしれないが、図表 9-4-1 で観察された学歴と親子の生活時間上のアウトカムとの関連と比較すると、母親の婚姻歴を統制することで学歴差がより顕在化していることがわかる。

(2) 回帰モデル

つづいて、子どもとのかかわり方を従属変数にした重回帰モデル（OLS モデル）の結果に移る。図表 9-4-5 には、子どもと夕食を取る頻度を従属変数にしたモデルの推定結果を示した。ここでは 3 つのモデルが提示されており、いずれのモデルでも母親の調査時年齢、末子年齢、調査年が統制されている。Model1 は統制変数に加えて母親の学歴のみを説明変数として投入したモデルである。このモデルから、「高校・中学」の母親に比べて「大学・短大・高専」の母親は、子どもと夕食を共にする頻度が 1 週間あたり平均して 0.103 日少ないことが分かる。Model2 では、母親の婚姻歴を説明変数として追加した。このモデルからは、シングルマザーが子どもと夕食を取る頻度が特に低いことが明らかであり、初婚の母親と比べて 1 週間あたり平均して 0.666 日少ない。また、再婚の母親も、シングルマザーほどではないものの、初婚の母親と比較すると子どもと夕食を取る頻度が少なく、その差は 1 週間あたり 0.340 日である。最後に Model3 では、母親の学歴と婚姻歴との交互作用効果を追加したが、これらの交互作用効果は有意ではなかった。ここから、シングルマザーや再婚の母親が子どもへの時間的投資において相対的に不利であることが学歴階層によって異なるとは言えない。

つぎに、平日 1 日あたりに子どもと共に過ごす時間を従属変数にした OLS モデルの推定結果を図表 9-4-6 に示した。ここでも Model1 および Model2 については、子どもと夕食を取る頻度を従属変数とした図表 9-4-5 とほぼ同じようなパターンが再現されている。一方で、図表 9-4-5 とは異なり、Model3 では母親の学歴と婚姻歴との交互作用効果が有意であった。その結果を読み解くと、まず低学歴層（「高校・中学」）では、シングルマザーや再婚の母親は初婚の母親に比べて平日 1 日あたりの子どもとの時間がそれぞれ 0.623 時間、0.367 時間少ない。そして高学歴層（「大学・短大・高専」）では、シングルマザーが子どもと過ごす時間がさらに少なく、初婚の母親と比較すると、1 日あたり $0.860 (=0.623+0.237)$ 時間少ない。

図表 9-4-5 子どもと夕食を取る頻度(日／1 週間あたり)を
従属変数にした OLS モデル

	Model1	Model2	Model3
母学歴			
高校・中学	-	-	-
大学・短大・高専	-0.103** (0.034)	-0.164*** (0.034)	-0.174*** (0.038)
世帯類型			
初婚		-	-
離死別		-0.666*** (0.051)	-0.674*** (0.070)
再婚		-0.340*** (0.070)	-0.397*** (0.093)
母学歴×世帯類型			
大学・短大・高専:離死別			0.014 (0.100)
大学・短大・高専:再婚			0.130 (0.140)
Num.Obs.	10489	10489	10489
R2	0.057	0.073	0.073
R2 Adj.	0.056	0.072	0.072
Control Covariates	Yes	Yes	Yes

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 9-4-6 子どもと共に過ごす時間(時間／平日 1 日あたり)を
従属変数にした OLS モデル

	Model1	Model2	Model3
母学歴			
高校・中学	-	-	-
大学・短大・高専	-0.120*** (0.036)	-0.184*** (0.036)	-0.163*** (0.040)
世帯類型			
初婚		-	-
離死別		-0.734*** (0.054)	-0.623*** (0.075)
再婚		-0.309*** (0.074)	-0.367*** (0.099)
母学歴×世帯類型			
大学・短大・高専:離死別			-0.237* (0.106)
大学・短大・高専:再婚			0.150 (0.149)
Num.Obs.	10489	10489	10489
R2	0.204	0.218	0.219
R2 Adj.	0.203	0.217	0.218
Control Covariates	Yes	Yes	Yes

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

5 結論・考察

本章では、アメリカの人口学者 Sara McLanahan によって提唱された「分岐する運命」論に依拠し、日本において子どもが利用可能な資源に社会経済的格差が存在するのか、母親の学歴と婚姻歴という 2 つの要因に着目して分析を行った。以下ではまず、得られた知見を要約する。

まず、子どもがアクセス可能な資源の学歴間格差という観点からすると、「分岐する運命」論からの予測とは異なるパターンが確認された。他の共変量を統制しない場合、母親が子どもと日常的に過ごす時間や夕食を共にする頻度といったアウトカムについて学歴間格差はほと

んど見られなかった。さらに、母親の年齢やライフステージ（末子年齢）などを統制すると、むしろ高学歴層の母親の方が低学歴層の母親よりも子どもへの時間的投資が少ない傾向が見られた。こうしたパターンが観察されたひとつの理由は、高学歴の母親の方が正規就業率が高く、結果として労働時間が長いことが挙げられる（本報告書第 8 章の図表 8-4-3 も参照）。以上の傾向は、社会経済的地位が高い層の方が低い層よりも子どもがより多くの資源に恵まれているとする「分岐する運命」論が、親から子どもへの時間的投資については当てはまらないことを示唆している。

母親の婚姻歴による差異に着目すると、まずシングルマザーが子どもとの日常的なインタラクションにおいて時間的な制約を受けている傾向が明らかになった。これは子育て世帯全国調査の第 1 回調査データを分析した Raymo et al. (2014) の結果を再確認するものである。一方で、本章では子どもとのかかわり方における母親の婚姻歴の影響について、新たな 2 つの知見を提示することができた。第 1 に、シングルマザーにおける学歴階層による異質性である。子どもと過ごす時間について、初婚の母親とシングルマザーとの格差は、低学歴層よりも高学歴層の方でより顕著であった。つまり、シングルマザーであることの不利が、高学歴層においてむしろ助長されていたと言える。第 2 に、二人親世帯における初婚と再婚の違いである。母親の年齢や学歴、末子年齢などを統制してもなお、再婚の母親は初婚の母親と比較して子どもへの時間的投資が少ない。このような差異が生じる背景として、親子間のステップ関係の有無など、本章では考慮できていない媒介変数や交絡変数が存在する可能性があり、今後の研究で検討が必要である。

以上の結果を踏まえると、子どもとのかかわり方、あるいは子どもへの時間的投資という観点から、日本の文脈に「分岐する運命」論は符号するのか。結論から言えば、少なくとも本章で示された分析結果は「分岐する運命」論から導出される予測とは適合しないものであった。その説明のためには、時間的アウトカムに対する（1）学歴の直接効果と（2）学歴→婚姻歴を媒介した効果とに分けて整理する必要がある。まず後者から始めたい。学歴と婚姻歴との間に関連があることは本章でも観察され、高学歴層の母親には初婚が多く、低学歴層の母親にはシングルマザーや再婚が多い。また、初婚の母親は他の婚姻歴の母親よりも子どもへの時間的投資が概して多い。これら 2 つの連関パターン（学歴→婚姻歴、婚姻歴→アウトカム）があることで、学歴は婚姻歴を媒介して子どもへの時間的投資にプラスの影響を持つ（高学歴層に初婚の母親が多いことで、子どもと過ごす時間が平均的に長い）。しかしながら、こうした媒介効果を統制すると、学歴と子どもへの時間的投資との間には負の連関が現れる。すなわち、「分岐する運命」論が主張するところとは異なり、（母親の婚姻歴を統制すると）低学歴層の母親の方が高学歴層の母親よりも、子どもと日常的に生活時間を共にすることが多い。このように、学歴と子どもへの時間的投資との間には直接効果と媒介効果とが相反する方向に作用しており、これらの効果が相殺される結果、他の変数の影響を統制しない分析においては学歴間格差がほとんど見られない。

本章の結果が「分岐する運命」論と適合しなかったことは興味深い。これはアメリカに端を発する「分岐する運命」論が、少なくとも親子のかかわり方という側面では日本の状況を説明するものではない可能性を示唆している。ただし同時に、本章の結果のみをもって日本の文脈における「分岐する運命」論を棄却することは早計である。他の標本調査データを用いた近年の研究の中には、親子のかかわりの学歴階層による差異を強調するものもある（西村 2022）。また、インタビュー調査にもとづく研究では、母親の教育水準によって子育ての方法に連続的な（すなわち学歴階層による分断というよりも、よりグラデーションを伴った）差異が存在するとする本田（2008）や、大卒層と非大卒層との断絶を強調する額賀・藤田（2022）などがある。しかしながら、これらの研究は主に学歴階層による違いに重きを置いており、世帯類型による子育ての差異まで検討したものではない。今後は、他の標本調査データも活用しつつ、社会経済的地位と家族行動との交差性を考慮した上で「分岐する運命」論を検証していく必要がある。そうすることで、日本における社会経済的格差と人口学的変化が世代間の不利の再生産にどのように寄与しているのかについて、より深い理解が得られるだろう。

参考文献

- 阿部彩（2008）『子どもの貧困—日本の不公平を考える』岩波書店。
- 稲葉昭英（2011）「NFRJ98/03/08 から見た日本の家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1), pp.43-52.
- （2016）「離婚と子ども」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009 全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, pp. 129-144.
- 岩澤美帆（2019）『「結婚・離婚・再婚の動向と日本社会の変容に関する包括的研究」（平成 25～29 年度）について』『社会保障研究』4(1), pp.142-145.
- 厚生労働省（2022）「令和 3 年度 全国ひとり親世帯等調査結果の概要」
（https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/fl1dc19f2-79dc-49bf-a774-21607026a21d/9ff012a5/20230725_councils_shingikai_hinkon_hitorio_ya_6TseCaln_05.pdf、2025 年 1 月 31 日取得）。
- 永井暁子（2010）「未婚化社会における再婚の増加の意味」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, pp. 172-182.
- 額賀美紗子・藤田結子（2022）『働く母親と階層化—仕事・家庭教育・食事をめぐるジレンマ』勁草書房。
- 野沢慎司（2008）「ステップファミリー研究の動向」『家族社会学研究』20(2), pp.71-76.
- 林雄亮・余田翔平（2014）「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』101, pp.51-62.
- 平沢和司（2021）「親の離婚・再婚と子どもの学歴」西村純子・田中慶子編『第 4 回全国家族調査 (NFRJ18) 第 2 次報告書 第 2 巻「親子関係・世代間関係」』日本家族社会学会, pp.73-

- 本田由紀 (2008) 『「家庭教育」の隘路—子育てに強迫される母親たち』 勁草書房。
- 三輪哲 (2007) 「なぜ離婚リスクは社会階層により異なるのか」 永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』 勁草書房, pp. 29-43.
- 西村純子 (2022) 「親子のかかわりの学歴階層間の差異」『社会学評論』 72(4), pp.522-39.
- 余田翔平 (2014a) 「再婚からみるライフコースの変容」『家族社会学研究』 26(2), pp.139-50.
- (2014b) 「家族構造と中学生の教育期待」『社会学年報』 43, pp.131-42.
- Raymo, James M. and Jia Wang (2021) 「離婚母親の経済的 Well-being における学歴間格差—職業経歴、私的援助と再婚の役割に注目して」『仕事と子どもの育成をめぐる格差問題』 労働政策研究報告書 No.208, pp. 21-43.
- Amato, P. R. (2010) “Research on divorce: Continuing trends and new developments,” *Journal of Marriage and Family*, 72(3), pp.650-666.
- and Sobolewski, J. M. (2004) “The Effects of Divorce on Fathers and Children: Nonresidential Fathers and Stepfathers,” in M. E. Lamb (ed.) *The role of the father in child development* (4th ed), John Wiley & Sons, Inc., pp. 341-367.
- Arat, E., Poortman, A. R. and van der Lippe, T. (2021) “Parental involvement in stepfamilies: Biology, relationship type, residence, and gender,” *Journal of Marriage and Family*, 84(3), pp.773-790.
- Artis, J. E. (2007) “Maternal cohabitation and child well - being among kindergarten children,” *Journal of Marriage and Family*, 69(1), pp.222-236.
- Björklund, A., D. K. Ginther and M. Sundström (2007) “Family structure and child outcomes in the USA and Sweden,” *Journal of Population Economics*, 20(1), pp.183-201.
- Bloome, D. (2017) “Childhood family structure and intergenerational income mobility in the United States,” *Demography*, 54(2), pp.541-569.
- Breivik, K. and D. Olweus (2006) “Adolescent’s adjustment in four post-divorce family structures: Single mother, stepfather, joint physical custody and single father families,” *Journal of Divorce & Remarriage*, 44, 3-4, pp.99-124.
- Brown, S. L. (2004) “Family structure and child well - being: The significance of parental cohabitation,” *Journal of Marriage and Family*, 66(2), pp.351-367.
- Cherlin, A. J. (2010) “Demographic trends in the United States: A review of research in the 2000s,” *Journal of Marriage and Family*, 72(3), pp.403-419.
- Christopher, K., P. England, T. M. Smeeding and K. Ross (2002) “The Gender Gap in Poverty in Modern Nations: Single Motherhood, The Market, and the State,” *Sociological Perspectives*, 45(3), pp.219-242.
- De Graaf, P. M., and M. Kalmijn (2003) “Alternative Routes in the Remarriage Market:

- Competing-Risk Analyses of Union Formation after Divorce,” *Social Forces*, 81(4), pp.1459-1498.
- Dewilde, C., and W. 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), pp.393-407.
- Guryan, J., E. Hurst and M. Kearney (2008) “Parental education and parental time with children,” *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), pp.23-46.
- Härkönen, J. and J. Dronkers (2006) “Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A Comparison of Seventeen Countries,” *European Sociological Review*, 22(5): pp.501-517.
- Hogendoorn, B., T. Leopold and T. Bol (2020) “Divorce and Diverging Poverty Rates: A Risk- and-Vulnerability Approach,” *Journal of Marriage and Family*, 82(3), pp.1089-1109.
- Jansen, M., D. Mortelmans, and L. Snoeckx (2009) “Repartnering and (re) Employment: Strategies to Cope with the Economic Consequences of Partnership Dissolution,” *Journal of Marriage and Family*, 71(5), pp.1271-1293.
- Kalil, A. (2014) “Inequality begins at home: The role of parenting in the diverging destinies of rich and poor children,” in *Families in an era of increasing inequality: Diverging destinies*, Cham: Springer International Publishing, pp.63-82.
- , R. Dunifon, D. Crosby and Su, J. Houston (2014) “Work hours, schedules, and insufficient sleep among mothers and their young children,” *Journal of Marriage and Family*, 76(5), pp.891-904.
- , R. Ryan and M. Corey (2012), “Diverging destinies: Maternal education and the developmental gradient in time with children,” *Demography*, 49, pp.1361-1383.
- Leopold, T. (2018) “Gender Differences in the Consequences of Divorce: A Study of Multiple Outcomes,” *Demography*, 55, pp.769-797.
- Leopold, L., and T. 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.
- Lundberg, S., R. A. Pollak and J. Stearns (2016) “Family inequality: Diverging patterns in marriage, cohabitation, and childbearing,” *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), pp.79-102.
- Manning, W. D. and S. Brown (2006) “Children’s economic well - being in married and cohabiting parent families,” *Journal of Marriage and Family*, 68(2), pp.345-362.
- McNamee, C. and K. Raley (2011) “A note on race, ethnicity and nativity differentials in remarriage in the United States,” *Demographic Research*, 24, pp.293-312.

- McLanahan, S. (2004) “Diverging Destinies: How Children are Faring Under the Second Demographic Transition,” *Demography*, 41(4), pp.607-627.
- and Wade Jacobsen (2015) “Diverging destinies revisited,” in *Families in an era of increasing inequality*, Springer, pp. 3-23.
- Misra, J., S. Moller, E. Strader and E. Wemlinger (2012) “Family Policies, Employment and Poverty among Partnered and Single Mothers,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(1), pp.113-128.
- Musick, K. and A. Meier (2012) “Assessing causality and persistence in associations between family dinners and adolescent well-being,” *Journal of Marriage and Family*, 74, pp.476-493.
- Nozawa, S. (2015) “Remarriage and stepfamilies,” in S. R. Quah (ed.) *Routledge handbook of families in Asia*, New York: Routledge, pp. 345-358.
- OECD (2024) OECD Family Database
(<https://www.oecd.org/en/data/datasets/oecd-family-database.html>, 2025 年 1 月 31 日 取得).
- Raley, K. R. and M. M. Sweeney (2020) “Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review,” *Journal of Marriage and Family*, 82, pp.81-99.
- Osborne, C., L. M. Berger, and K. Magnuson (2012) “Family Structure Transitions and Changes in Maternal Resources and Well-Being,” *Demography*, 49, pp.23-47.
- Raymo, J. (2014) “Single motherhood and work-family conflict in Japan,” Tokyo: Japan Institute for Labour Policy and Training (<http://www.jil.go.jp/english/reports/visiting.html>).
- , S. Fukuda and M. Iwasawa (2013) “Educational Differences in Divorce in Japan,” *Demographic Research*, 28, pp.177-206.
- and M. Iwasawa (2016) *Diverging destinies: The Japanese case*, Singapore: Springer.
- , H. Park, M. Iwasawa and Y. Zhou (2014) “Single Motherhood, Living Arrangements, and Time with Children in Japan,” *Journal of Marriage and Family*, 76, pp.843-861.
- , Park, H. and Yu, J. (2023) “Diverging destinies in east Asia,” *Annual Review of Sociology*, 49(1), pp.443-463.
- , E. Teramoto, S. Yoda, M. Iwasawa and S. Fukuda (2024), forthcoming, *The Demography of Remarriage in Japan*, Singapore: Springer.
- Sanner, C., L. Ganong, M. Coleman and S. Berkley (2022) “Effective parenting in stepfamilies: Empirical evidence of what works,” *Family Relations*, 71(3), pp.884-899.

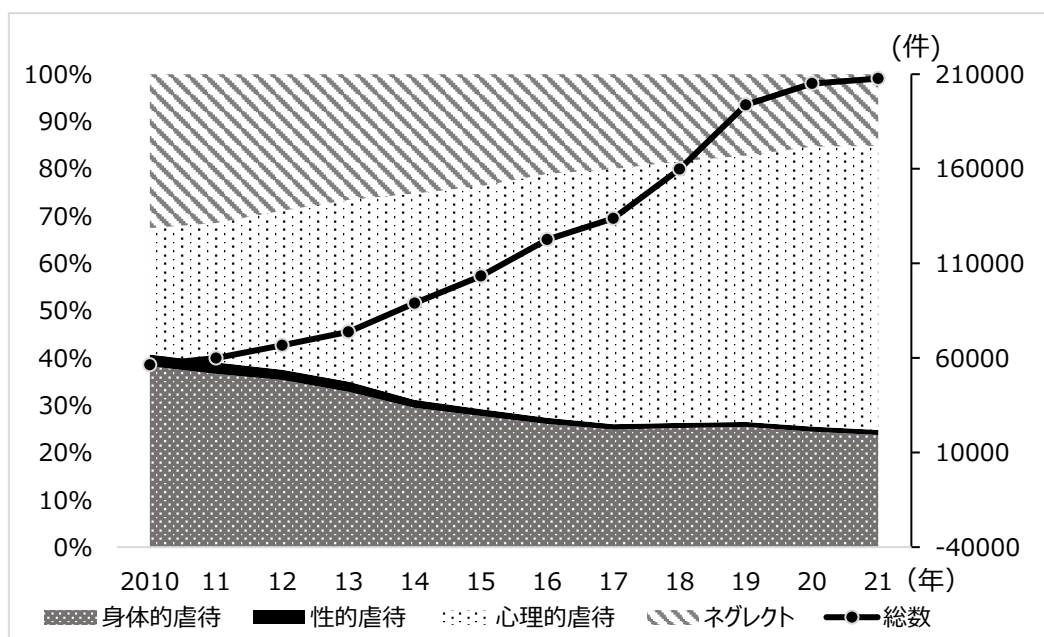
- Schwartz, C. R. and H. Han (2014) "The reversal of the gender gap in education and trends in marital dissolution," *American Sociological Review*, 79(4), pp.605-629.
- Shafer, K. and S. L. James (2013) "Gender and Socioeconomic Status Differences in First and Second Marriage Formation," *Journal of Marriage and Family*, 75(3), pp.544-564.
- Shirahase, S. and J. M. Raymo (2014) "Living Arrangements and Poverty among Single Mothers in Japan," *Social Forces*, 93, pp.545-569.
- Shafer, K. and S. L. James (2013) "Gender and socioeconomic status differences in first and second marriage formation: Comparing first and second marriage formation," *Journal of Marriage and Family*, 75(3), pp.544-564.
- Stewart, S. D. (2010) "The characteristics and well-being of adopted stepchildren," *Family Relations*, 59(5), pp.558-571.
- Sweeney, M. M. (1997) "Remarriage of women and men after divorce: The role of socioeconomic prospects," *Journal of Family Issues*, 18(5), pp.479-502.
- (2002) "Remarriage and the Nature of Divorce: Does it Matter Which Spouse Chose to Leave?" *Journal of Family Issues*, 23(3), pp.410-440.
- (2010) "Remarriage and stepfamilies: Strategic sites for family scholarship in the 21st century," *Journal of Marriage and Family*, 72(3), pp.667-684.
- Tach, L. M. and Eads, A. (2015) "Trends in the economic consequences of marital and cohabitation dissolution in the United States," *Demography*, 52(2), pp.401-432.
- Tamiya, Y. and Shikata, M. (2007) "Work and childrearing in single-mother households: An international comparison of time use," *Quarterly Journal of Social Security Research*, 43, pp.219-231.
- Tillman, K. H. (2007) "Family structure pathways and academic disadvantage among adolescents in stepfamilies," *Sociological Inquiry*, 77(3), pp.383-424.
- Turunen, J. (2014) "Adolescent educational outcomes in blended families: Evidence from Swedish register data," *Journal of Divorce & Remarriage*, 55(7), pp.568-589.
- Uunk, W. (2004) "The economic consequences of divorce for women in the European Union: The impact of welfare state arrangements," *European Journal of Population*, 20(3), pp.251-285.
- Williams, K. and A. Dunne-Bryant (2006) "Divorce and Adult Psychological Well-Being: Clarifying the Role of Gender and Child Age," *Journal of Marriage and Family*, 68, pp.1178-1196.
- Zhou, Y. (2008) "Single Mothers Today: Increasing Numbers, Employment Rates, and Income," in Japan Institute Labour Policy and Training (eds.) *Research on employment support for single mothers*, JILPT Research Report no. 101, pp.26-38.

第10章 母子世帯の母親の就労と子どものウェルビーイング —子どもへの加虐経験に着目して—

1 問題の所在

子ども期に虐待を受けた経験は、メンタルヘルス (Reis de Oliveira et al. 2017; 三谷 2019)、貧困 (Currie and Widom 2010)、自己制御能力の発達 (Zhang et al. 2023) など、成人後の不利につながる事が明らかにされている。児童虐待には、子どもへの身体的・性的暴力だけでなく、ネグレクトや心理的虐待も含まれる (『児童虐待の防止等に関する法律』第2条)。子ども期の不利な経験として児童虐待を取り上げ、その影響要因を検討することは、子どもの不平等研究における重要なテーマの一つである。図表 10-1-1 に示すように、児童相談所における児童虐待相談件数は年々増加する傾向にあり (厚生労働省 2024) ¹、これは児童虐待に対する社会的関心の高まりを反映している。しかしながら、日本において児童虐待の影響要因を検討する実証的調査研究はまだ十分とはいえない。児童虐待に関する計量的な研究が少ない理由として、児童虐待の実態に関する計量分析を可能にする社会調査データが不足していることが挙げられる。

図表 10-1-1 虐待種別にみた児童相談所における児童虐待相談件数の推移(2010～2021 年)



出所：『福祉行政報告例』（厚生労働省）を基に筆者作成

¹ 児童虐待相談件数の増加が、必ずしも児童虐待そのものの増加を意味するわけではないことに留意されたい。相談件数の増加には、「児童虐待」に含まれる行為の範囲が拡大したことや、親自身の子育てに関する考え方の変化が影響している側面がある (田中 2011 ; 成澤・毛塚・藤間 2024)。

本章は、児童虐待の影響要因について、母親の就労状況および家族構造（母子世帯・二人親世帯）の間における就労の効果の差異を明らかにすることを目的とする。日本の人口のトレンドの一つとして、離婚率の上昇および母子世帯の増加が挙げられる（Raymo et al. 2004）。また、有配偶女性の就業率も上昇しており、とくに母子世帯の母親の就業率は 80%以上という高い水準を維持している（厚生労働省 2022）。一方で、ひとり親世帯の貧困率は 2021 年に 44.5%と依然として高いレベルである（厚生労働省 2024）。すなわち、日本の母子世帯の母親は貧困の問題を抱えながら、就労と育児の困難に直面している可能性がある。

アメリカの先行研究では、ひとり親世帯に児童虐待が多いこと、また、二人親世帯の専業主婦に比べて母子世帯の有職母親に多いことが明らかにされている（Berger 2004）。その解釈として、二人親世帯に比べて母子世帯は時間的・経済的な子育て資源が少ないこと、さらに母子世帯の母親は稼得役割と育児役割を同時に担うため、就労と子育てにおける選択を迫られることが指摘されている（Berger 2004）。なお、近年の日本の研究では、「時間の貧困」、すなわち労働時間が長いため家庭生活に最低限必要な家事・育児などの時間が不足する状態に注目が集まっている（石井・浦川 2018）。先述のように、とくに母子世帯の母親が「時間の貧困」のような状況に陥りやすいと考えられる。

一方で、ひとり親世帯や母親の就労状況に着目することは、対象者をラベリングしてしまうという批判がありうるが、本章では、その背後にある社会的な文脈に注目したい。すなわち、社会制度上の何らかの問題がある特定の社会において、「虐待」もしくは「要保護」とみなされるような状況に置かれる個人が生み出されている（成澤・毛塚・藤間 2024）という立場に基づく。現在の日本社会における児童虐待の影響要因をデータによって適切に把握するうえで、家族形態の多様化や女性の就業継続の増加といった背景に対応した政策の検討が重要であると考ええる。

以上により、本章では子育て世帯全国調査の個票データを用いて、母親の就労が子どもへの加虐経験に対する影響について、身体的虐待（行き過ぎた体罰）およびネグレクト（育児放棄）の 2 つの側面から検討する。また、母親の就労が子どもへの加虐経験に対する効果が、母子世帯と二人親世帯で異なるかについても検討する。

2 先行研究と分析課題

(1) 子どもへの虐待に対する就労の効果

子どもへの虐待（Child Maltreatment）は、虐待（狭義、Abuse）とネグレクト（Neglect）に大別されている。狭義的な虐待（Abuse）は子どもに身体的または心理的な危害を与えうる行為を指し、ネグレクトは子どもを長時間放置するなど保育責任を果たさないことを指す。子どもへの虐待が生じる要因は多岐にわたり、虐待的な育児の世代間転移と呼ばれる子ども期の被虐経験や、アルコール・薬物の使用、貧困、年齢・婚姻状況などの人口学的要因、育児負担感、夫婦関係の悪さなどが挙げられる（Petersen ed. 1993）。

米国の先行研究では、母親の不安定な就労やそれに伴う経済的な困難がとくにネグレクトに影響を与えるという (Schneider et al. 2024)。Schneider et al. (2024) は、子どもへのネグレクトを防ぐためには、親の時間的・経済的資源の獲得に注目する必要性や、母親が安定した収入を得られる仕事に就き、標準的な時間帯に働くことが重要であると指摘している。日本のデータを用いて母親の就労と子どもへの虐待経験を検討した研究は管見の限り存在しないが、児童虐待の発生要因を検討した周 (2019) の研究がある。周 (2019) の研究では、ひとり親であることがネグレクトに有意な影響を与えることが明らかにされている。日本の既存研究には、少なくとも 2 つの分析上の限界がある。1 つ目は、Schneider et al. (2024) が指摘したような有職母親の内部の違いが十分に検討されていない点である。2 つ目は、ひとり親世帯と二人親世帯で母親の就労の効果に違いがあるかどうかは明らかにされていない点である。

(2) 母親役割意識とワークライフバランス

母親がネグレクト経験を自ら報告する背景には、仕事と育児の葛藤が反映されている側面があると考えられる。2000 年代以降の日本社会では、男女共同参画の推進の結果、女性の出産退職が徐々に減少し、乳幼児を抱えた女性が就労を継続しやすい環境が整えられてきた (稲葉 2024)。一方で、女性のケア役割規範が強く維持される中、女性の就労を支援しつつも、女性に子育てと家事の責任を担わせる状況が続いている。近年、有償労働時間と無償労働時間における夫婦間の格差が緩やかに縮小する傾向が見られるものの、家庭内の無償労働は妻に大きく依存するという性役割構造が依然として残されていることが確認されている (余田 2024)。この背景には、子ども中心主義的な母親役割意識の内面化があると考えられる (石野 2007; 額賀・藤田 2022; 児島 2024)。インタビュー調査による実証研究には、仕事をしている母親が子どもの日々の成長を身近で守れないこと、子どもと向き合う余裕が十分でないことについて罪悪感を抱いていることが示されている (額賀・藤田 2022)。母親として子どもの世話を十分に行えないときに生じる罪悪感は、子ども中心主義的な母親役割により強くコミットする非正規雇用で働く母親のほうが強いことが指摘されている (石野 2007)。このような罪悪感は、時に「育児放棄」(ネグレクト) 経験として解釈される可能性があると考えられる。

また、上述のような育児に対する罪悪感は、ひとり親世帯でより顕著に見られる可能性がある。日本の母子世帯の母親は就業率が高いだけでなく、労働時間も長い。国際比較研究によると、アメリカおよびヨーロッパ諸国と比較して日本の母子世帯の母親は仕事時間が長く、育児時間が短いという、仕事に偏った生活時間の配分になっていることが明らかになっている (四宮・四方 2007)。また、母子世帯の母親の仕事時間が同様に長いアメリカと比較しても、6 歳未満の子どもを持つ世帯において、日本のほうが二人親世帯と母子世帯の母親で仕事時間の差が大きいことが指摘されている (四宮・四方 2007)。日本では社会全体で育児時間が増加す

る傾向にあるが（稲葉 2024）、育児の担い手であり、家計の稼ぎ手でもある母子世帯の母親たちは、子育て時間を十分に確保できないことで、二人親世帯の母親よりも罪悪感を覚え、「育児放棄をしているのではないか」と感じる可能性がある。

（3）分析課題

以上により、本章では、母親自身が回答する加虐経験について、身体的虐待の経験（行き過ぎた体罰）およびネグレクトの経験（育児放棄）の2つの側面から検討する。とくに母親の就労はネグレクトの経験に影響すると予測する。全国規模の反復横断調査データを用いて、以下の3つの仮説を検討する。第1に、母親に対する育児役割期待が強い社会では、母親自身が職業役割よりも育児役割を重要視することがある。そのため、専業主婦に比べて就労時間が長く、育児時間が短い有職の母親は、「育児放棄をした経験がある」と回答しやすい（仮説1）。第2に、非正規雇用で働く母親は収入が少ないため、正規雇用で働く母親に比べて育児資源を外部から調達しにくいことや（Schneider et al. 2024）、育児役割のアイデンティティを比較的強く持つことから、「育児放棄をした経験がある」と回答しやすい（仮説2）。第3に、有職のひとり親世帯の母親は、有職の二人親世帯の母親よりも就労時間が長く、就業時間の調整が難しいため（Schneider et al. 2024; 四宮・四方 2007）、育児時間が不足していると感じ、「育児放棄をした経験がある」と回答しやすい（仮説3）。

3 データと変数

（1）データと分析対象

分析に用いるデータは2011年から2022年の子育て世帯全国調査の合併データである。本調査は、児童虐待の発生要因に関する計量分析に利用可能な、日本国内の数少ない社会調査データの一つである。

この調査は、2011年の第1回調査から2022年の第6回調査まで、子どもへの加虐経験について、身体的虐待（行き過ぎた体罰）の経験およびネグレクト（育児放棄）の経験を尋ねている。児童虐待は全体的な発生率が低く、本データで観察された加虐経験の発生率は1割未満と低い。6回の調査の合併データを用いることで、計量分析に耐える十分なケース数を確保できるというメリットがある。

子どもへの加虐経験は過去の経験を尋ねており、児童虐待が子どもの小さい頃に発生しやすいことを考慮し、現在の生活状況や就労状態とのずれを最小限に抑えるため、対象サンプルを末子年齢が12歳以下のケースに限定した。分析対象は、母子世帯および母親回答の二人親世帯で、末子年齢が12歳以下、使用する変数に有効回答が得られた7,619ケース（うち被雇用者は5,022ケース）である。父子世帯および父親回答の二人親世帯は分析から除外した。

(2) 使用する変数

本章が注目する独立変数である就労状況について、①就労の有無（有職＝1、無職＝0）、②正規雇用就労者であるかどうか（正社員・正規職員＝1、嘱託・契約社員、派遣社員、パート・アルバイト＝0）、③職業キャリアコースが一社継続型であるかどうか（一社継続型＝1、転職継続型・退職復帰型・職業中断型・その他＝0）の3つの変数をそれぞれ用いる。①と②は現在の就業形態を表している。また、③を用いる理由として、今回使用するデータは虐待発生時点の就業形態を特定することができないため、現在の就業形態に加え、長期的なキャリアを反映する職業キャリアコースから、育児期においても就業を継続していたと推測できる「一社継続型ダミー」を作成した。

もう一つ注目する独立変数は、母子世帯ダミー（母子世帯＝1、母親回答の二人親世帯＝0）である。このデータでは、離婚に向けて手続きが進んでいる場合も「ひとり親世帯」として分類されるため、母子世帯の中に離婚が成立していないケースが含まれていることに留意する必要がある。分析の対象となる母親回答の二人親世帯は 5,485 ケース（71.7%）、母子世帯は 2,164 ケース（28.3%）である。

従属変数となる子どもへの加虐経験は、①身体的虐待を表す「行き過ぎた体罰の経験」、および②ネグレクトを表す「育児放棄の経験」をそれぞれ使用する。①行き過ぎた体罰の経験は、「子どもに行き過ぎた体罰を与えたことがある」と回答したか否かを表す二値変数である。②の育児放棄の経験は、「育児放棄になった時期がある」と回答したか否かを表す二値変数である。行き過ぎた体罰の経験があると回答している割合は約 6.8%で、育児放棄の経験があると回答している割合は約 2.4%である。これら変数では、実際の加虐行動の有無や、虐待の頻度、深刻度を考慮して測定しているわけではないが、母親の主観的な虐待経験に注目することには意義があると考えられる。なぜなら、子どもへの加虐経験があると母親自身が回答することは、子育てに対する罪悪感を含めて「自分が子どもを虐待していた」という認識を持っていることが前提と考えられるからである。

統制変数は調査時点、母親の年齢、子ども数、母親の学歴、および母親のメンタルヘルスである。調査時点は、2011 年を基準カテゴリーとした。母親の年齢は 20～57 歳に分布しており、平均年齢は約 38.2 歳である。母親の学歴は高卒以下ダミー（高校以下＝1；短大、大卒以上＝0）の二値変数を作成した。高校以下の学歴を持つ母親の割合は約 40.7%である。母親のメンタルヘルスは、「出産や育児でうつ病になった時期がある」と回答した者を 1、回答していない者を 0 とする「出産・育児うつダミー」を使用する。出産や育児期にうつ病になった時期があると回答した者の割合は約 8.8%である。

分析について、まず、母子世帯の母親の特徴を把握するために、加虐経験、就労状況、学歴、メンタルヘルス等を二人親世帯の母親と比較しながら記述的に検討を行う。次に、子どもへの加虐経験を従属変数とした二項ロジット分析を行う。なお、行き過ぎた体罰および育児放棄の 2 つの加虐経験についてそれぞれ検討を行う。「主効果モデル」では、調査時点、年齢、子ど

も数、学歴、メンタルヘルスを統制したうえで、就労状況と家族構造（母子世帯）の効果を検討する。「交互作用効果モデル」では、就労状況の効果が家族構造によって異なるかどうかを検討するために、就労状況と母子世帯ダミーの交互作用項を追加で投入する。モデル 1 では有職の効果（N=7,649）、モデル 2 では正規職の効果（N=5,022）、モデル 3 では一社継続型の職業キャリアの効果（N=7,339）について検討する。モデル 2 では、被雇用者以外の者（無職、自営業、自営業の手伝い、日雇い、個人業務請負、内職、その他等）を分析対象外とした。また、二項ロジットモデルを行う際には、ひとり親世帯のオーバーサンプリングと回答率を考慮したウェイトをつけている。

4 分析結果

(1) 記述的分析

図表 10-4-1 は、二人親世帯の母親と母子世帯の母親の 2 群に区分し、それぞれの記述統計量を示している。その結果、母子世帯では、行き過ぎた体罰の経験および育児放棄の経験があると回答する割合が高い傾向が示された。また、母子世帯は有職率および正規職の割合が高い一方で、職業キャリアコースが一社継続型である割合が低い傾向も確認された。これは、既存

図表 10-4-1 記述統計量

	二人親世帯の母親 (N=5,485)	母子世帯の母親 (N=2,164)	Test
行き過ぎた体罰の経験ダミー	0.06 (0.24)	0.09 (0.29)	<0.001
育児放棄の経験ダミー	0.02 (0.13)	0.04 (0.20)	<0.001
有職ダミー	0.66 (0.47)	0.88 (0.33)	<0.001
就業形態			
正規	1,287 (23.8%)	784 (36.6%)	<0.001
非正規	1,946 (36.0%)	1,005 (46.9%)	
自営・その他	329 (6.1%)	90 (4.2%)	
専業主婦	1,841 (34.1%)	263 (12.3%)	
最も近い職業キャリアコース			
一社継続型	1,037 (19.2%)	194 (9.1%)	<0.001
転職継続型	1,470 (27.2%)	692 (32.5%)	
退職復帰型	1,763 (32.7%)	1,051 (49.4%)	
就業中断型	992 (18.4%)	140 (6.6%)	
その他	134 (2.5%)	52 (2.4%)	
年齢	38.42 (6.00)	37.74 (6.29)	<0.001
子ども数	2.01 (0.71)	1.77 (0.74)	<0.001
高卒以下ダミー	0.34 (0.48)	0.56 (0.50)	<0.001
出産・育児うつダミー	0.08 (0.27)	0.12 (0.32)	<0.001

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：N=7,649。量的変数の場合は平均値（標準偏差）、質的変数の場合はケース数（パーセンテージ）を示している

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

の研究で指摘されているように、母子世帯の母親は基本的に働いているものの、職業的地位が高く安定しているとされる一社継続型のキャリアコースが少ないという特徴を示している。そのほか、二人親世帯の母親に比較して、母子世帯の母親は年齢が比較的若く、子どもの数が少なく、高卒以下の学歴の割合が高い傾向があり、さらに、出産・育児うつを経験する割合も比較的高いことが示された。

(2) 子どもへの加虐経験に対する母親の就業および家族構造の効果

次に、子どもへの加虐経験を従属変数とした二項ロジット分析の結果を確認する。

図表 10-4-2 は、行き過ぎた体罰の経験に関する分析結果を示している。まず、モデル 1-1 の主効果のみのモデルでは、統制変数として調査時点、年齢、子ども数、学歴、出産・育児うつダミー、独立変数として有職ダミーと母子世帯ダミーを使用している。その結果、母子世帯ダミーに正の有意な効果が示されたが、有職ダミーには有意な効果が示されなかった。なお、モデル 1-2 の交互作用項を含めたモデルにおいて、有職ダミーと母子世帯ダミーの交互作用を投入したが、有意な効果が示されなかった。次に、モデル 2-1 の主効果のみのモデルでは、独立変数として正規職ダミーと母子世帯ダミーを使用している。その結果、母子世帯ダミーに正の有意な効果が示されているが、正規職ダミーに有意な効果は示されなかった。モデル 2-2 の交互作用項を含めたモデルにおいて、正規職ダミーと母子世帯ダミーの交互作用に有意な効果が示されなかった。最後に、モデル 3-1 の主効果のみのモデルでは、独立変数として一社継続型ダミーと母子世帯ダミーを使用している。その結果、母子世帯ダミーにおいて正の有意な効果が示されたが、一社継続型ダミーに有意な効果は示されなかった。モデル 3-2 の交互作用項を含めたモデルにおいて一社継続型ダミーと母子世帯ダミーの有意な交互作用効果が示されなかった。以上の分析結果から、ひとり親世帯において行き過ぎた体罰の経験率が有意に高いことが示されたものの、母親の就労状況による体罰経験の有意な差は確認できなかった。

図表 10-4-3 は、育児放棄の経験に関する分析結果である。モデル 4-1 の主効果のみのモデルでは、統制変数として調査時点、年齢、子ども数、学歴、出産・育児うつダミーを投入し、独立変数として有職ダミーと母子世帯ダミーを使用している。その結果、有職ダミーと母子世帯ダミーに有意な正の関連が見られた。すなわち、有職であるほど、また母子世帯であるほど育児放棄と回答する割合が高いことを意味する。次に、モデル 4-2 の交互作用項を含めたモデルでは、有職ダミーと母子世帯ダミーの交互作用を投入したが、有意な効果が示されなかった。育児放棄の経験においても、有職の効果の大きさは家族構造によって異なるとはいえない。モデル 4-1 の主効果モデルにおいて有職の有意な効果が示されたため、図表 10-4-4 ではロジットモデルの平均限界効果 (AME) によって、有職と母子世帯のそれぞれの効果の大きさを確認した。その結果、無職に比べて母親が有職の場合に育児放棄の経験ありと回答する確率が 0.8% 高く、二人親世帯に比べて母子世帯の母親が育児放棄の経験ありと回答する確率が 1.2% 高いことが示された。

図表 10-4-2 行き過ぎた体罰の経験を従属変数とした二項ロジット分析の結果

	モデル1：（有職）		モデル2：（正規職）		モデル3：（一社継続型）	
	(1-1) 主効果	(1-2) 交互作用効果	(2-1) 主効果	(2-2) 交互作用効果	(3-1) 主効果	(3-2) 交互作用効果
有職ダミー	0.213 (0.123)	0.191 (0.131)				
正規職ダミー			-0.220 (0.142)	-0.313 (0.172)		
一社継続型ダミー					-0.212 (0.162)	-0.239 (0.173)
母子世帯ダミー	0.420*** (0.114)	0.141 (0.276)	0.463*** (0.132)	0.284 (0.169)	0.474*** (0.114)	0.446*** (0.119)
調査時点(ref: 2010年)						
2012年	0.013 (0.173)	0.013 (0.173)	-0.109 (0.228)	-0.105 (0.228)	0.087 (0.177)	0.088 (0.177)
2014年	0.027 (0.185)	0.027 (0.185)	0.239 (0.247)	0.240 (0.246)	0.067 (0.194)	0.067 (0.194)
2016年	-0.229 (0.179)	-0.229 (0.179)	-0.170 (0.231)	-0.166 (0.231)	-0.223 (0.185)	-0.223 (0.185)
2018年	-0.119 (0.182)	-0.120 (0.182)	-0.013 (0.232)	-0.018 (0.232)	-0.035 (0.187)	-0.035 (0.187)
2022年	-0.654** (0.200)	-0.653** (0.200)	-0.435 (0.247)	-0.431 (0.247)	-0.551** (0.203)	-0.552** (0.203)
年齢	0.017 (0.009)	0.017 (0.009)	0.019 (0.011)	0.018 (0.011)	0.024** (0.009)	0.024** (0.009)
子ども数	0.424*** (0.077)	0.425*** (0.077)	0.400*** (0.095)	0.400*** (0.095)	0.399*** (0.080)	0.399*** (0.080)
高卒以下ダミー	0.095 (0.116)	0.096 (0.116)	0.263 (0.145)	0.262 (0.144)	0.094 (0.120)	0.095 (0.120)
出産・育児うつダミー	1.278*** (0.136)	1.282*** (0.136)	1.316*** (0.174)	1.320*** (0.174)	1.248*** (0.141)	1.249*** (0.141)
有職x母子世帯		0.320 (0.300)		0.474 (0.254)		0.349 (0.381)
定数	-4.499*** (0.387)	-4.490*** (0.387)	-4.397*** (0.492)	-4.339*** (0.496)	-4.596*** (0.401)	-4.590*** (0.402)
N	7,649		5,022		7,339	
Mcfaddenの疑似R ²	0.046	0.047	0.053	0.054	0.046	0.046

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

注：ウェイトバック済み。モデル2のサンプルは被雇用者のみ。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 10-4-3 育児放棄の経験を従属変数とした二項ロジット分析の結果

	モデル4：（有職）		モデル5：（正規職）		モデル6：（一社継続型）	
	(4-1) 主効果	(4-2) 交互作用効果	(5-1) 主効果	(5-2) 交互作用効果	(6-1) 主効果	(6-2) 交互作用効果
有職ダミー	0.443* (0.215)	0.528* (0.245)				
正規職ダミー			-0.012 (0.248)	0.030 (0.297)		
一社継続型ダミー					-0.384 (0.339)	-0.335 (0.354)
母子世帯ダミー	0.704*** (0.178)	1.177*** (0.352)	0.479* (0.208)	0.539* (0.253)	0.777*** (0.180)	0.804*** (0.184)
調査時点(ref: 2010年)						
2012年	0.107 (0.295)	0.108 (0.296)	-0.224 (0.380)	-0.225 (0.381)	0.043 (0.302)	0.043 (0.302)
2014年	-0.196 (0.311)	-0.199 (0.311)	-0.192 (0.388)	-0.193 (0.388)	-0.174 (0.325)	-0.174 (0.325)
2016年	-0.069 (0.305)	-0.070 (0.305)	-0.071 (0.362)	-0.074 (0.362)	-0.121 (0.322)	-0.120 (0.322)
2018年	-0.382 (0.332)	-0.380 (0.332)	-0.740 (0.406)	-0.736 (0.406)	-0.350 (0.337)	-0.351 (0.337)
2022年	-0.896* (0.373)	-0.904* (0.373)	-0.927* (0.434)	-0.930* (0.433)	-0.798* (0.378)	-0.794* (0.378)
年齢	-0.020 (0.014)	-0.020 (0.014)	-0.010 (0.016)	-0.010 (0.016)	-0.012 (0.014)	-0.012 (0.014)
子ども数	0.321** (0.117)	0.316** (0.117)	0.281* (0.140)	0.281* (0.140)	0.308** (0.117)	0.308** (0.117)
高卒以下ダミー	0.491* (0.193)	0.485* (0.193)	0.679** (0.234)	0.682** (0.235)	0.407* (0.204)	0.406* (0.204)
出産・育児うつダミー	2.484*** (0.187)	2.476*** (0.187)	2.620*** (0.229)	2.620*** (0.229)	2.522*** (0.197)	2.520*** (0.197)
有職x母子世帯		-0.583 (0.399)		-0.193 (0.427)		-0.705 (0.810)
定数	-4.868*** (0.594)	-4.904*** (0.599)	-4.640*** (0.729)	-4.663*** (0.735)	-4.796*** (0.623)	-4.800*** (0.622)
N	7,649		5,022		7,339	
McFaddenの疑似R ²	0.154	0.154	0.170	0.170	0.157	0.157

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

注：ウェイトバック済み。モデル2のサンプルは被雇用者のみ。

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 10-4-4 育児放棄の経験に対する有職、母子世帯の平均限界効果(AME)

	平均限界効果	標準誤差
有職ダミー	0.008*	0.004
母子世帯ダミー	0.012***	0.003
子ども数	0.006**	0.002
高卒以下ダミー	0.009*	0.003
出産・育児うつダミー	0.044***	0.005

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

モデル 5-1 の主効果のみのモデルでは、独立変数として正規職ダミーと母子世帯ダミーを投入している。その結果、母子世帯ダミーのみに正の有意な効果が示され、正規職ダミーには有意な効果は示されなかった。また、モデル 5-2 の交互作用項を含めたモデルでは、正規職ダミーと母子世帯ダミーの交互作用を投入したが、有意な効果が示されなかった。最後に、モデル 6-1 の主効果のみのモデルでは、独立変数として一社継続型ダミーと母子世帯ダミーを投入している。その結果、母子世帯ダミーのみに正の有意な効果が示され、一社継続型ダミーには有意な効果は示されなかった。また、モデル 6-2 の交互作用項を含めたモデルでは、一社継続型ダミーと母子世帯ダミーの交互作用を投入したが、有意な効果が示されなかった。

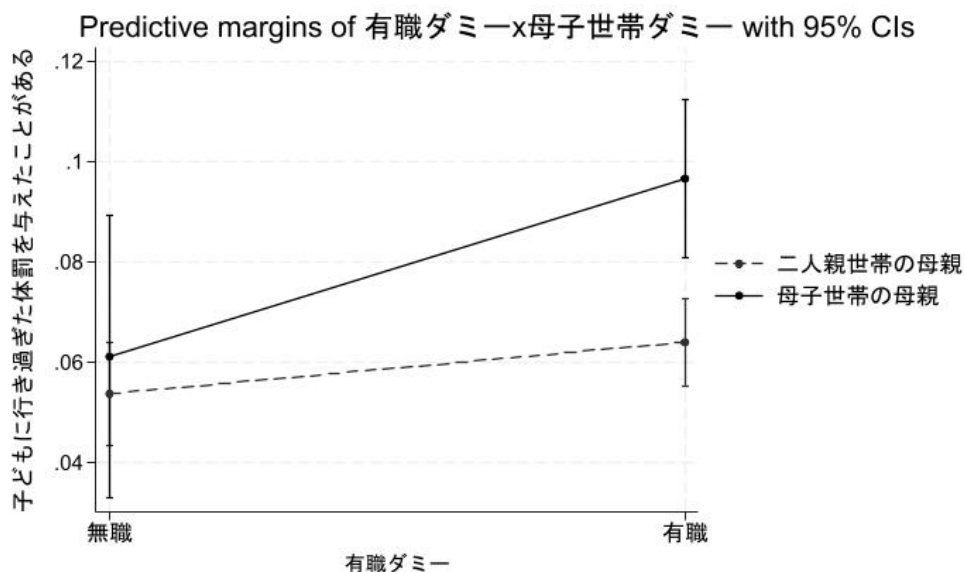
以上の分析結果をまとめると、まず、二人親世帯と比較して母子世帯では加虐経験が有意に高く、周（2019）の分析結果と整合的である。また、母親の就労状況は育児放棄の経験にのみ有意な効果を示した。一方で、母親の就労状況によって行き過ぎた体罰の経験率に有意な効果があるとはいえない。育児放棄の経験については、正規就労であるかどうかや一社継続型の職業キャリアコースであるかどうかによって有意な差は見られなかったが、専業主婦に比べて母親が有職の場合、育児放棄になった時期があると回答する確率が高いことが明らかになった。

図表 10-4-5 は、モデル 1-2 の交互作用項を含めたロジットモデルにおいて、横軸に「無職」（有職ダミー＝0）および「有職」（有職ダミー＝1）、縦軸に「行き過ぎた体罰をしたことがある」と回答する確率の予測値（限界効果）を二人親世帯、母子世帯別にプロットしたものである。ここでは、母子世帯において有職の場合、行き過ぎた体罰の経験の予測確率が高いように見えるが、回帰分析では有意な交互作用が示されなかったため、本章では慎重に期して交互作用に関する解釈を控える。なお、分析結果の頑健性を確認するために、二項ロジット分析に代えて線形確率モデルを用いた分析を行った。その結果、ロジットモデルと同様に、有職ダミーと母子世帯ダミーの交互作用項には有意な効果が示されなかった。さらに、母子世帯および二人親世帯にサンプルを分けて有職ダミーの効果を検討したが、いずれの場合も有意な効果は示されなかった。ひとり親世帯と有職の交互作用については、今後、他のデータを用いた再検証が必要であると考えられる。

図表 10-4-6 は図表 10-4-5 と同様に、横軸の「無職」および「有職」のときに、縦軸の「育

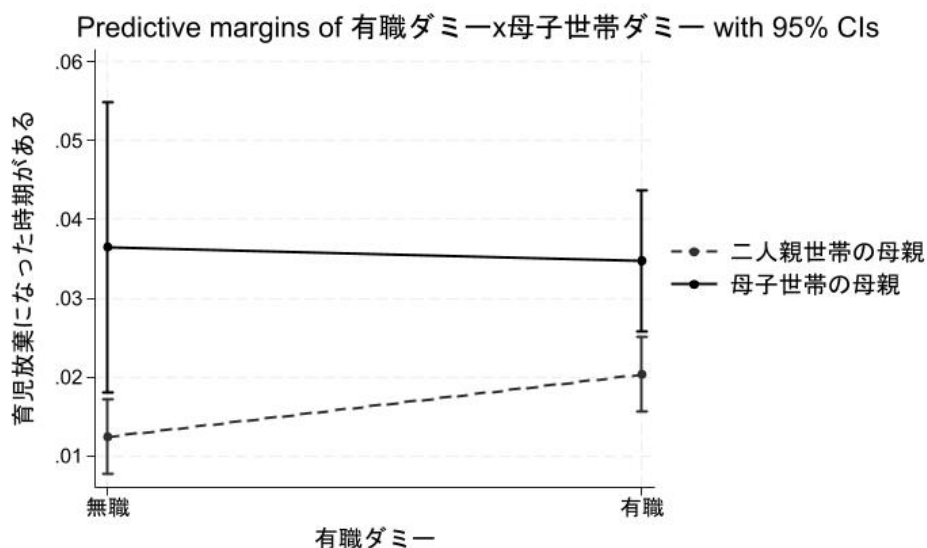
児放棄になった時期がある」と答える確率の予測値（限界効果）を二人親世帯、母子世帯別にプロットしたものである（モデル 4-2）。育児放棄の経験の場合とくに交互作用効果が示されていない。母親が有職であるかどうかにかかわらず、母子世帯の場合に育児放棄の経験の予測確率が高い傾向が示された。

図表 10-4-5 行き過ぎた体罰の経験に対する「有職ダミーx 母子世帯ダミー」の限界効果



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

図表 10-4-6 育児放棄の経験に対する「有職ダミーx 母子世帯ダミー」の限界効果



出所：子育て世帯全国調査（2011-2022）より筆者作成

5 結論と考察

本章では、母親の就労が子どもへの加虐経験に及ぼす影響について、母子世帯と二人親世帯における違いに着目して検討した。分析の結果、以下の知見が得られた。

第1に、母親の就労はネグレクト経験にのみ有意な関連が示された。仮説1は支持された。専業主婦に比べて、有職母親が「育児放棄の経験がある」と回答する確率は約0.8%高かった。一方で、正規就労および一社継続型の職業キャリアコースでは、育児放棄の経験に有意な影響は示されなかった。正規就労や一社継続型就労がネグレクトに不利な効果をも与えるわけではないため、仮説2は部分的に支持された。有職の母親が「育児放棄の経験がある」と回答しやすいという分析結果から、以下のような示唆が得られる。

日本では、男性が稼ぎ役割、女性が家事育児役割を担うという性別役割分業体制が強固に維持されている（余田 2024）。また、近年では子育て期の女性の出産退職が減少している一方で、育児時間が増加している傾向が指摘されている（稲葉 2024）。母親の家庭責任意識は、就業の有無にかかわらず社会規範によって内面化されており、働く母親たちは、就業することで子育てを十分にできないと感じ、「罪悪感」を抱く可能性がある。一方で、正規就労や一社継続型の職業キャリアコースのような比較的安定した雇用形態で働く母親たちは、育児サービスを外部から調達することで子育ての質を維持しながら働くことができる。そのため、育児時間が少ないことで「育児放棄をしている」と感じにくい可能性がある。したがって、ネグレクトを防ぐためには、経済的支援介入を通じて家族で解決できない物質的ニーズに対処する必要がある。また児島（2024）は、共働き世帯において女性が中心的に利用している短時間勤務制度が母親の育児責任を内包し、父親の長期間労働を成り立たせる社会構造を継続させていると指摘している。女性の育児負担を軽減するためには、男女ともに育児期の短時間勤務制度などの育児支援政策を利用しやすい環境を整えることが重要である。

第2に、母子世帯では加虐経験が有意に高いことが示されているが、就業が加虐経験に与える効果がとくに母子世帯で大きいとは言えない。仮説3は支持されない。二項ロジットモデル（図表 10-4-2・図表 10-4-3）において、母子世帯ダミーと就業変数の有意な交互作用効果は示されなかった²。しかし、図表 10-4-2 のモデル 1-2 の限界効果を確認すると（図表 10-4-5）、有職の母子世帯が他の3つのグループよりも「行き過ぎた体罰を与えたことがある」と回答する割合が高く見える。ひとり親世帯において、有職の母親は就労時間が長い一方で、育児サポートを得ることが難しく、孤立した環境に陥りやすい可能性がある。しかし、今回の分析ではロジットモデルの限界効果と回帰モデルの結果が一致しなかったため、この交互作用についての解釈は保留した。今後、他のデータを用いたさらなる検証が必要である。

最後に、本章に残された分析上の限界と今後の課題について述べる。まず、父親からの回答サンプルが少なかったため、父親の虐待の影響要因について検討することができなかった。今

² 線形確率モデルを用いても交互作用効果が検出されない。

後は、他のデータを用いて父親の虐待傾向を詳しく検討する必要がある。また、今回の分析では主に虐待経験の有無に着目したが、今後は虐待の頻度や深刻度を詳細に把握し、それらを考慮しながら児童虐待の要因を綿密に検討することが求められる。

参考文献

- 石井加代子・浦川邦夫（2018）「所得と時間の貧困からみる正規・非正規の格差」阿部正浩・山本勲編『多様化する日本人の働き方—非正規・女性・高齢者の活躍の場を探る』第3章、慶應義塾大学出版会。
- 石野陽子（2007）『母親が子どもに抱く罪障感の心理学的研究』風間書房。
- 稲葉昭英（2024）「男女共同参画の進展と子どものライフコースの不平等—計量家族研究からみた福祉社会学研究の課題」『福祉社会学研究』21, pp.13-29.
- 大石亜希子（2019）「子どもをケアする時間の格差」松本伊智朗・湯澤直美編『生まれ、育つ基盤—子どもの貧困と家族・社会（シリーズ子どもの貧困1）』第4章、明石書店。
- 児島あゆみ（2024）「共働き家庭における「食事作り」の役割分担意識の形成過程—高学歴女性の短時間勤務制度利用を中心に」『家族研究年報』49, pp.73-90.
- 厚生労働省（2022）『令和3年度全国ひとり親世帯等調査結果の概要』
(https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/fldc19f2-79dc-49bf-a774-21607026a21d/9ff012a5/20230725_councils_shingikai_hinkon_hitorioya_6TseCaln_05.pdf、2024年8月24日取得)。
- 厚生労働省（2024）『福祉行政報告例』政府統計の総合窓口（e-Stat）
(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450046&tstat=000001034573&cycle=8&tclass1=000001213480&tclass2=000001213488&tclass3val=0>、2024年8月24日取得)。
- 厚生労働省（2024）『令和4年国民生活基礎調査』政府統計の総合窓口（e-Stat）
(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/database?statdisp_id=0002042989、2024年8月24日取得)。
- 田宮遊子・四方理人（2007）「母子世帯の仕事と育児—生活時間の国際比較から」『季刊・生活保障研究』43(3), pp.219-31.
- 田中理絵（2011）「社会問題としての児童虐待—子ども家族への監視・管理の強化」『教育社会学研究』88, pp.119-38.
- 成澤雅寛・毛塚和宏・藤間公太（2024）「児童虐待の計量的研究に関するレビュー—今後の展開に向けての課題整理と示唆」国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series, pp.1-20.
- 日本国政府（2000）『児童虐待防止等に関する法律』（令和6年4月1日施行）
(https://laws.e-gov.go.jp/law/412AC1000000082/20240401_504AC0000000102、2024

年 9 月 24 日取得).

三谷はるよ (2019) 「社会的孤立に対する子ども期の不利の影響—「不利の累積仮説」の検証」
『福祉社会学研究』 16, pp.179-99.

周燕飛 (2019) 「母親による児童虐待の発生要因に関する実証分析」『医療と社会』 29(1), pp.1-16.

余田翔平 (2024) 「夫婦の生活時間に見るジェンダー格差の趨勢」『日本労働研究雑誌』No.769, pp.39-49.

Anderson, L. Kristin (2010) "Conflict, Power, and Violence in Families," *Journal of Marriage and Family*, 72(3), pp.726-42.

Berger, M. Lawrence (2004) "Income, Family Structure, and Child Maltreatment Risk," *Children and Youth Services Review*, 26, pp.725-48.

Currie, Janet, and Cathy S. Widom (2010) "Long-Term Consequences of Child Abuse and Neglect on Adult Economic Well-Being," *Child Maltreatment*, 15(2), pp.111-20.

Petersen, Anne C. ed. (1993) *Understanding Child Abuse and Neglect*, Washington, D.C. : National Academy Press.(多々良紀夫監訳、門脇陽子・森田由美訳 (2010) 『子ども虐待・ネグレクトの研究：問題解決のための指針と提言』 福村出版).

Raymo, M. James and Miho Iwasawa (2017) *Diverging Destinies: The Japanese Case*, Springer.

Reis de Oliveira, Irismar, Ana C. Matos-Ragazzo, Yuning Zhang, Nina M. Vasconcelos, Michella L. Velasquez, Daniela Reis, Monica G. Ribeiro, Marina Monzani da Rocha, Maria C. Rosario, Paul Stallard, and Charlotte A. M. Cecil. (2018) "Disentangling the Mental Health Impact of Childhood Abuse and Neglect: A Replication and Extension Study in a Brazilian Sample of High-Risk Youth," *Child Abuse & Neglect*, 80, pp.312-23.

Schneider, William, Megan Feely and Jeehae Kang (2024) "Maternal Employment Patterns and the Risk for Child Maltreatment," *Social Service Review*, 98(1), pp.34-92.

Zhang, Ying, Fei Shen, Jean Paredes, Danielle Lindsay, Qingyang Liu, Nabiha Madre, Alan Penna, Tatum Morris (2023) "Exploring the Complex Links between Childhood Exposure to Intimate Partner Violence, Maltreatment, and Self-regulation: A Three-Wave Cross-lagged Study," *Child Abuse & Neglect*, 146, pp.1-15.

終章 ひとり親世帯政策の総合的枠組みの構築に向けて

最後に、本章では、各章から得られた知見と示唆をもとに、シングルマザーの経済的自立に関する本報告書の総括的な政策的示唆について述べる。第 1 節で各章の主な知見とその示唆について簡単にまとめ、第 2 節でそれぞれの知見から導かれる政策的議論について述べる。

1 各章の主な知見と示唆

(1) 第1章 貧困の母子世帯の何が変わったか

第 1 章の主な知見は以下の通りである。

- ① 2010 年代以降、子育て世帯全体において所得が上昇している。しかし、相対的にみれば母子世帯の経済状況が大きく改善しているわけではない。さらに、労働市場制約や WLB 制約などの影響を取り除くと、母子世帯の貧困に陥る確率はこの間ほとんど改善していない。
- ② 2010 年代以降、貧困の母子世帯における属性の偏りが顕著になっている。具体的には、貧困母子世帯において、初職が非正規雇用の人の割合が増加し、学歴が高卒以下や初婚年齢が 25 歳未満の割合も高止まりしているなど、より厳しい社会経済状況におかれている人々のウェイトが高まっている。
- ③ 近年のひとり親世帯政策は、経済的困窮状態から「卒業間際」であったり、すでに「卒業」した人々を対象とするものが多く、取り残されている困難層への支援が十分ではない。

記述的分析では母子世帯においても経済状況のわずかな改善がみられるが、労働市場制約や WLB 制約などの影響を取り除くとその改善がみられなくなるということは、母子世帯においても属性によっては貧困から脱出している層もいるということを示唆している。したがって、貧困から抜け出せていない母子世帯の属性に偏りが現れ始めている。母子世帯においても属性ごとに経済状況が異なっているという事実はひとり親世帯政策を検討するうえで重要な示唆がある。つまり、政策として、より貧困からの脱出の段階に近い層を対象とするのか、反対に、より貧困からの脱出が難しくなっている層を対象とするのかは大きく異なるということである。例えば、近年議論になった児童扶養手当の所得制限の引上げに関していえば、それは現状でも所得制限近傍の水準で稼働能力の高い層には効果的であるが、そもそもその水準に至っていない層に対する恩恵は少ないだろう。今後のひとり親世帯政策においては、貧困からの脱出が難しくなっている層を対象とする支援の拡充も重要である。

(2) 第2章 母子世帯をめぐる格差の趨勢的变化とライフステージによる差異

第 2 章の主な知見は以下の通りである。

- ① ライフステージ後半に（末子年齢が高く）なるほど、ふたり親世帯では所得が上昇する傾向があるが、母子世帯ではそうした傾向がみられない。世帯間の所得格差はライフス

テージ後半で特に大きくなる。

- ② 近年ほど、ふたり親世帯では所得が増加している傾向があるが、母子世帯ではそうした傾向がみられない。世帯間の所得格差は拡大している。
- ③ 主観的な暮らし向き評価でみた場合も世帯間の差異は現れている。ただし、その程度は所得格差よりも小さい。また、格差の縮小にはつながっていないものの、母子世帯の暮らし向き評価は近年向上している。

世帯間の所得格差はライフステージ後半で特に大きくなる背景には、世帯間の家族構造の違いが影響していると考えられる。ふたり親世帯では、出産退職などをしない男性（夫）が年齢とともに所得を増大させることなどが世帯全体の所得を特に高めている。しかし、母子世帯の女性の就業先は、たとえ正規雇用が多かったとしても、労働条件が良いとはいえない周辺的なものにとどまっていることが多いために（本報告書の第4章も参照）、そうした傾向が観察されなかったと考えられる。また、近年の子育て世帯に対する支援の拡充のなか、世帯間の所得格差がむしろ拡大しているということは政策の意図せざる結果として読み取れる。すなわち、男女共同参画や女性労働政策の進展によって女性の出産退職が減少し、高学歴の共働き夫婦を中心にふたり親世帯の所得が増大したことが、むしろ家族構造による経済状況の格差の拡大につながってしまった可能性がある。もっとも、主観的な暮らし向き評価でみた場合、母子世帯においても確かに改善がみられるため、母子世帯の経済状況が劣悪になったというわけではなさそうである。それよりも近年の政策による恩恵が、従来でも相対的に良い状況にあったふたり親世帯に対して特に大きかった結果、母子世帯が取り残されてしまっているといえるだろう。今後も世帯間の所得格差の縮小は当然目指すべきであるが、本章で示したようにふたり親世帯における所得の向上も相当程度大きいいため、現物給付的な施策も考慮した格差縮小の政策を検討することが重要である。

(3) 第3章 児童扶養手当の2018年改正と母子世帯の母の就労および貧困

第3章の主な知見は以下の通りである。

- ① 2017年と2021年の就労収入と世帯収入で比較すると、母子世帯では2021年において全部支給の所得限度額内に入る確率が上昇している。
- ② しかし、母子世帯全体において、2017年と比べて2021年の収入や労働時間、貧困率が明確に変化しているわけではない。
- ③ 改正前も改正後も全部支給対象の層（A）、改正前は対象外で改正後のみ全部支給対象の層（B）、改正前も改正後も対象外の層（C）で、働き方の違いを分析すると、Aと比べてBとCでは労働時間が長く賃金が高い。つまり、制度改正の影響を特に強く受ける層（B）では、ほとんど影響を受けない層（A）よりも、やや高い賃金でより長時間働くことによって収入を高めている。

1つ目の知見は、2018年の児童扶養手当の全部支給の所得限度額の引き上げが全部支給を

受けられる母子世帯を増加させたことを意味している。2017 年時点ではそれほど大きなボリュームがみられなかった所得分布のエリアにおいて、2021 年でボリュームが大きくなっており、その所得分布エリアの母子世帯が増加したことを示している。そして、3 つ目の知見からは、その影響は制度改正の影響を特に強く受ける層において、やや高い賃金でより長時間働くことによって収入を高めたという傾向として表れていると考えられる。しかしながら、2 つ目の知見からは、この制度改正が母子世帯全体の経済的自立の達成に顕著に貢献したわけではなかったといわざるを得ない。もちろん、この間コロナ禍の影響も大きく、本章の分析もクロスセクション・データに留まっているという限界も踏まえれば、児童扶養手当の全部支給の所得限度額の引き上げについては引き続き慎重な検証が求められる。

(4) 第4章 シングルマザーの階層分化と就業構造

第4章の主な知見は以下の通りである。

- ① 学歴間でシングルマザーの就業構造は異なっており、特に職業とキャリア種類の違いが重要である。高卒以下では初職から現職まで一貫して非典型（≒非正規）雇用であるものが多く、現業職系（サービス職、営業・販売職、生産工程職）に就いている人が多い。短大卒以上では、正規雇用での就業継続が多く、ホワイトカラー職系（管理、専門・技術職、事務職）に就いている人が多い。
- ② 高卒以下と短大卒以上ともに若いコーホートほど「非典型一貫」キャリアが増加しているが、特に高卒以下で顕著である。その一方で、短大卒以上では「正規継続」が若いコーホートにおいて増加している。
- ③ シングルマザーの学歴間の就業構造の違いは賃金格差に寄与している。また、高卒以下と短大卒以上ともにこの10年間で賃金は上昇している。ただし、2018年から2022年にかけて、特に高卒以下のシングルマザーの賃金が低くなっており、職域の違いに還元できない学歴間賃金格差が現れるようになっている。

短大卒以上の高学歴層のシングルマザーでは、ホワイトカラー職が多く、正規雇用での就業継続や長期勤続も進んでいる。その意味で女性労働政策が想定する典型的な女性労働者像と一致しており、今日の女性活躍推進によって経済的自立の達成が期待できるであろう。高卒以下のシングルマザーは、均等法や育介法が想定している正規雇用としての就業継続キャリアの外側におり、既存の女性労働政策から享受できる恩恵は相対的に小さいだろう。就業構造からみて、シングルマザーには学歴階層に対応するように労働市場の二重構造が存在しており、彼女たちの経済的自立を達成するための政策もそうした二重構造の存在を考慮する必要がある。また、学歴間の就業構造の違いが賃金格差を生み出しているということは、特に高卒以下のシングルマザーに対しては就業構造へと介入することが重要であることを示している。具体的な政策的示唆としては以下の通りである。第1に、専門・技術職や事務職とサービス職の間に存在する賃金の差異を縮小する。第2に、職業間の移動障壁を小さくする。第3に、初職

正規雇用率を高め、初職が正規雇用でなかった場合にもその後の正規雇用への転換ルートを整備する。

(5) 第5章 正社員シングルマザーの収入とキャリア—父親・ふたり親マザーとの比較分析—

第5章の主な知見は以下の通りである。

- ① 父親と比べて、シングルマザーとふたり親マザーの職域は、事務職や専門職比率が高く、医療・福祉・教育セクターでの就業率が高い一方で、管理職比率が低く、製造業や公務員での就業率が低く、一社継続型キャリアの割合が低い。
- ② 同じ学歴階層、職業階層、産業セクター、長期勤続状況であっても、シングルマザーとふたり親マザーは父親より年収が低い。

シングルマザーの経済的自立のためには正社員としての就業や正社員への転換が重要であることは周知の事実である。しかし、今日の日本の労働市場における男女不平等の構造を鑑みれば、正社員就業が即座に経済的自立を達成できる十分な収入の確保につながるという前提には疑う余地がある。実際に分析から明らかになったように、シングルマザーとふたり親マザーはともに母親として、父親よりも収入が低くなる労働市場のポジション（学歴階層・職業階層・産業セクター）に位置づけられている。性別役割分業を前提としてそれに賛同する限り—今日ほとんど望まれていないことではあるが—において、ふたり親マザーは、配偶者である父親の稼得に頼ることで世帯単位では経済的に豊かな生活を享受しうる。家族構造上そうした戦略が取りづらいシングルマザーは、「シングルであることによる不利」だけではなく「母親であることの不利益」も抱えているといえる。後者については、シングルマザーのみに限定されるわけではなく、広く母親一般について当てはまることではあるが、仕事と育児の両立支援政策は主として有配偶女性を念頭において展開されてきた。「母親であることの不利益」を克服していくためには当然のことながら、勤続年数と管理職比率の差異を主要因とする正社員における男女間賃金格差の解消が重要である。さらに、付け加えて、シングルマザーの長期勤続キャリアの形成を目指した両立支援についても議論を深める必要がある。

(6) 第6章 シングルマザーの能力開発意欲にみる学歴階層差—自己啓発と公的職業訓練に注目して—

第6章の主な知見は以下の通りである。

- ① 就業形態と学歴の違いを考慮しても、ふたり親マザーと比べてシングルマザーの自己啓発実施率は高い。
- ② 有業シングルマザーの自己啓発実施率は高卒以下で低く短大卒以上で高い。この学歴間の差異は働き方に関する要因で説明できるものではない。
- ③ 自己啓発と公的職業訓練の関連について、高卒以下のシングルマザーでは自己啓発の実施が制度利用や利用移行をわずかに促す傾向があるが、短大卒以上はそのような関連が

あまりみられない。

全体的に言えば、「労働市場のセカンド・チャンスを整備し、労働者の主体的な能力開発の重視による中核的人材の育成を行う」という戦略は、主体的な能力開発を活発に行っているシングルマザーに対しては有利に働く可能性がある。ただし、その有利さの程度はシングルマザーの学歴階層によって異なっている。より活発に自己啓発を行っている高学歴層のシングルマザーにとっては、上記の戦略の重視によって企業における中核的人材として活躍が期待でき、より経済状況は安定すると思われる。一方で、労働市場におけるセカンド・チャンスは、第4章で指摘したように、より不安定なキャリアを経験している低学歴層のシングルマザーにとってこそ重要なものであるが、彼女たちにおいては、専門的な職業能力の開発以前に、労働者としての基礎的な能力を育成することがまず重要である。公的職業訓練においてもこのような自己啓発にみる労働者の主体的な能力開発の意欲を活用していくことが重要であるが、分析結果からみて本来最も親和的である高学歴層のシングルマザーにおいては、必ずしも利用意向が高いわけではない。つまり、既存の制度メニューが職業に関する専門性を高める準備が整っている層のニーズと乖離している可能性が示唆される。

(7) 第7章 公的職業訓練が母子世帯の所得に及ぼす効果—高等職業訓練促進給付金事業に注目して—

第7章の主な知見は以下の通りである。

- ① 記述的分析によると、非受講者と比べて訓練受講者の平均年収は高く、年収分布においても高い方への集中がみられる。
- ② 傾向スコアマッチングによると、母子世帯における経済的自立の一つの目安とされる年収300万円以上を得る確率は、訓練受講者の方が非受講者に比べて高い。しかし、年収全体への影響でみると、訓練受講は統計的に有意な効果を持っていない。
- ③ 公表データからの推計によると、訓練を受講したにも関わらず資格を取れずに脱落したものは約15%程度であると推測される。また、制度的要因として、a)給付金目的で内発的動機に欠ける者を排除できないこと、b)訓練内容が需要サイドのニーズとかけ離れていること、c)資格取得後に十分な就職支援が得られないことが挙げられる。

分析結果からは、高等職業訓練促進給付金事業は、経済的自立を果たした層を増やすことには寄与しているものの、所得分布全体を向上させる効果はないと結論づけられる。推計で約15%が訓練途中で脱落している可能性があり、すべての訓練受講が必ずしも完遂されないことがこの背景にある。またそれだけではなく、訓練を受講し無事に資格を取得できたとしても、関連する職業への就職につながっていないケースもあるだろう。制度を利用した者の動機やニーズを改めて分析したところ、制度のサービス体系に課題があることもわかっている。対応としては、第1に稼ぐ力の向上やキャリアアップへの内発的動機を受講者と事前に確認すること、第2に地域ごとの仕事の需要状況などを調査し柔軟な制度とすること、第3に資格取

得後の就職サポートなどを手厚く行い「カスタマー本位」のサービスを構築することがそれぞれ重要である。

(8) 第8章 母子世帯のウェルビーイングの学歴間格差

第8章の主な知見は以下の通りである。

- ① シングルマザーの就業率は有配偶女性のそれよりも一貫して高い一方で、世帯収入には母子世帯内部で学歴階層による差異があり、高学歴母子世帯の世帯収入は相対的に高い。
- ② ふたり親世帯と比べて母子世帯では、学歴にかかわらず、子どもと一緒に過ごす時間が短く、子どもと夕食を一緒に取る頻度が少ない。
- ③ 第1子に対する教育費の負担段階に関して、低学歴層のシングルマザーでは高校までが最も多いのに対して、高学歴層のシングルマザーでは大学までが最も多い。

母子世帯全体に共通する傾向は、母親の高い就労率と子どもへの時間的投資の少なさ（時間的貧困）である。高学歴シングルマザーは就労から相対的に高い経済的リターンを享受しているが、生活時間を労働に投下するインセンティブが高いことの裏返しとして、時間的貧困に陥るリスクも高くなっている。同時にこの層は子どもの高等教育費を負担する意向を強く持っており、彼女らの高い就労率と長時間労働の背後には単に世代内での貧困状態からの脱却のみならず、子世代の教育達成を通じて世代間の貧困の再生産の連鎖を断ち切るという戦略の現れ可能性がある。他方で、低学歴シングルマザーは就労から得られる経済的リターンが相対的に小さいが故に、労働供給を緩めると直ちに極度の経済的貧困に陥るリスクが高く、これが親子間の日常的なインタラク션을制限している要因のひとつとして考えられる。このように、母子世帯が共通して直面している時間的貧困は母親の役割過重が要因であるものの、可処分時間の低下を引き起こすメカニズムは学歴階層によって異なっている。母子世帯のウェルビーイングに関しても学歴階層による違いがあることを踏まえ、母子世帯の時間的貧困、そしてそれが中長期的に子どもへのライフコースに及ぼす影響を検討することが重要である。

(9) 第9章 家族と格差—離婚・再婚・子育て—

第9章の主な知見は以下の通りである。

- ① 他の共変量を統制しない場合、子どもへの時間的投資（時間的貧困）について学歴間格差はほとんど見られなかったが、母親の年齢やライフステージ（末子年齢）などを統制するとむしろ高学歴層の母親の方が低学歴層の母親よりも子どもへの時間的投資が少ない。
- ② 子どもへの時間的投資は、学歴に関わらず、初婚世帯＞再婚世帯＞離死別世帯という順で多い。
- ③ 子どもへの時間的投資に関する初婚世帯と離死別世帯の格差は高学歴層において特に

大きい。

子どもへの時間的投資の学歴間格差という観点からすると、「分岐する運命」論からの予測とは異なるパターンが確認された。親の年齢やライフステージ（末子年齢）などを統制すると、むしろ高学歴層の母親の方が低学歴層の母親よりも子どもへの時間的投資が少ない傾向が見られており、社会経済的地位が高い層の方が低い層よりも子どもがより多くの資源に恵まれているとする「分岐する運命」論の予測とは反対の結果が示されている。さらに、子どものかかわり方における母親の婚姻歴の影響について、第 1 にシングルマザーであることの不利が高学歴層において助長されている、第 2 にふたり親世帯においても初婚と再婚で差異があるという、2 つの新たな知見が提示された。特に後者に関して、再婚世帯は家族構造上は初婚ふたり親世帯と大きな違いはないと考えられるが、子どもへの関わり方には差異が見られており、この点については親子間のステップ関係の有無などを考慮してさらなる検討が必要である。

(10) 第10章 母子世帯の母親の就労と子どものウェルビーイング—子どもへの加虐経験に着目して—

第 10 章の主な知見は以下の通りである。

- ① 無業と比べて就労している母親ほど育児放棄の経験がわずかに多いが、雇用形態や職業キャリアによる違いはない。
- ② ふたり親世帯と比べて母子世帯では行き過ぎた体罰と育児放棄の経験が多い。
- ③ 統計的に十分に有意な結果ではないが、有業の母子世帯において行き過ぎた体罰の経験が高い。

就労している母親が「育児放棄の経験がある」と回答しやすいという結果は次のことを示唆している。近年では子育て期の女性の出産退職が減少している一方で、女性の育児時間も増加しており、女性がケア役割を担うという性別役割分業体制が維持されたままである。働く母親たちは、就業することで子育てを十分にできないと感じ、「罪悪感」を抱いている可能性がある。ふたり親世帯に限定されるが、男性においても両立支援施策の利用を促進し、女性の育児負担を軽減する必要がある。母子世帯では子どもへの加虐経験が多く、数値上は有業者においてふたり親世帯と比べて母子世帯で行き過ぎた体罰経験が大きくなっている。この差異は統計的には有意ではないため今後さらなる検証は必要であるが、有業シングルマザーは労働時間が長い一方で育児サポートを得ることが難しいなど育児における困難が特に大きい可能性があり、その結果子どもへの加虐経験という深刻な状況にも陥りやすいのかもしれない。そういった意味においては、育児に関して配偶者のサポートを得ることが出来ない母子世帯については、男性の育児参加を促すのとは別の方法によって育児負担を軽減する施策が必要である。

2 政策的示唆と課題

(1) 女性労働と就業支援の視点

第4章から第7章は、女性労働と就業支援の視点から、シングルマザーの就業構造や能力開発、公的職業訓練の効果検証を行っている。各章の知見から導かれる重要な示唆として、まず政策的介入においては「シングルマザーの多くは高卒出身である」という特徴を踏まえることが重要であるといえる。もちろんこの事実は以前からよく知られているが、重要であるのは「女性労働者一般では高学歴化が進んでいる一方で、シングルマザーの多くは高卒出身である」という事実である。この10年間のみならず、1985年の男女雇用機会均等法以降、女性の働き方の課題を解決すべく様々な政策が整えられてきているが、そうした政策は実は女性の高学歴化を背景にしている。第4章で明らかにしたように、「初職非正規やサービス職が多い」という低学歴層シングルマザーの職域の特徴は、均等・両立・女性活躍施策が典型的に想定する「大卒・初職正規・ホワイトカラー」というイメージと明確に乖離している。均等・両立・女性活躍施策は広く女性労働者の待遇改善に貢献することが期待されているが、実は低学歴層出身者が過半数を占めるシングルマザーの経済的自立には貢献しにくい側面があるだろう。そういった意味において、低学歴層出身の女性に対する均等・両立・女性活躍施策の強化がシングルマザーの経済的自立に貢献しうるといえる。さらに、第5章でも述べているように、男性（父親）の経済水準との比較という点では、日本の労働市場の特徴を踏まえた場合、ホワイトカラーとして管理職昇進をすることが重要である。一方で、こうしたキャリア形成のルートは多くの場合大卒に限られてしまっていることも事実である。「企業において長期勤続キャリアを形成することが重要である」という政策的示唆は今日の女性労働政策において共通認識であるが、本報告書では、それが学歴階層に関わらず、シングルマザーを含むすべての女性労働者を対象とすることが特に重要であることを強調したい。

低学歴層出身の女性に対する均等・両立・女性活躍施策の強化の一つのあり方としては、労働市場におけるセカンド・チャンスの整備が考えられる。学歴階層によるキャリアの初期時点での不利を解消することが難しかったとしても、キャリアの後半の段階で可能な限りその不利が挽回できるチャンスを設けることが重要である。最も典型的なセカンド・チャンスとしては、例えばより良い条件の仕事への転職のしやすさが考えられる。異なる仕事への移行においては移行先の職業に関する能力を身につけている必要があるが、問題は、当該職業能力が十分ではない場合にどのようにしてそれを開発するかである。

第6章では、その一例として、自己啓発実施にみる労働者の主体的能力開発に注目して分析を行った。分析結果からは、全体的にみればシングルマザーの自己啓発意欲は実は高く、労働者の主体的能力開発を重視する近年の労働政策の動向と相性が良いことがわかっている。ただし、第6章においてもその相性の良さは彼女らの学歴階層によって異なっていることも指摘されている。自己啓発の実施率が相対的に高い高学歴層のシングルマザーについては、主体的な能力開発を企業のキャリア形成において評価していくことで、中核的人材として活躍

の道がひらけ、経済的自立の達成へとより近づく。また、第 6 章の分析の範疇を超えているが、おそらく高学歴層において自己啓発実施率が高いという傾向は女性労働者一般についても適用される知見だと考えられる。したがって、女性労働政策の一つとして労働者の主体的な能力開発を評価していくことは、高学歴層のシングルマザーの経済的自立を後押しするという点でも重要である。その一方で、セカンド・チャンスによる初期キャリアの不利を挽回することがより重要である低学歴層のシングルマザーでは、自己啓発があまり活発ではなく、この戦略とはそれほど相性が良いわけではない。低学歴層のシングルマザーにおいても職業能力の教育・訓練を重視するのであれば、本人たちの主体的な能力開発意欲は十分に活発ではないという事情を念頭において、そのインセンティブを刺激するという介入から始める必要があるだろう。また、低学歴層のシングルマザーにおいて主体的な能力開発意欲は十分に活発ではない背景には、高等教育機関での学習経験の有無が影響している可能性もあり、専門的な職業能力の開発以前に、高等教育卒業レベルの能力や知識を身につけるプログラムの整備も重要である。

自らが主体的に不足している職業能力を開発しようとする自己啓発には、単独で学習を進める独学・自習型から、民間企業のセミナーや公的職業訓練の受講等まで含まれている。シングルマザーの就業支援においては特に公的職業訓練の活用が重視されている。その一つである高等職業訓練促進給付金事業は、専門的な職業資格の取得を支援し、より良い条件の仕事の獲得や移行を促すという目的がある。第 7 章の効果検証によると、この制度は一定の経済的自立を達成する効果があることが確認された。しかし、所得分布を向上させる効果はなく、総合的な所得向上効果があるわけではない。さらに、そもそもその制度の利用者においても資格取得に至らないケースも決して少なくなく、制度に対する利用者の不満も多く指摘されている。また、第 6 章の分析においては、自己啓発の実施率が高い高学歴層シングルマザーにおいてはこの制度の利用実績や利用意向が相対的に低いことも指摘されている。そういった点から考えると、高等職業訓練促進給付金事業は、経済的自立の達成に一定の効果があるものの、制度の利用が非常に限定されているという点に課題がある。第 6 章や第 7 章では制度の利用が限定的である要因について直接分析しているわけではないが、利用ニーズと制度メニューにミスマッチが生じていることが指摘されている。職業能力開発を重視するうえでは、この制度が抱えているミスマッチを解消することは急務であり、その際に本報告書の着眼に即せば、シングルマザーの能力開発意欲が学歴階層ごとに異なっていることを考慮するのが重要である。

総合的にみれば 2000 年代以降の「福祉から就労へ」の過程で重視されるようになった、就業支援によるシングルマザーの経済的自立は少なくとも高学歴層のシングルマザーについてはポジティブに作用していたと評価できるのではないだろうか。しかしながら、シングルマザーの多くは低学歴層出身であり、そうした政策から得られるメリットが少ない労働市場上のポジションに制度的・構造的に位置づけられている。「福祉から就労へ」という政策転換の背

景に女性の高学歴化があったかは定かではないが、本報告書で示したシングルマザーの階層的分断の実相を鑑みれば、就労のみによる経済的自立の達成が困難な層も存在していることは認識すべきである。こうした層においてはやはり福祉による支援も必要なのではないだろうか。

(2) 社会保障制度と貧困の視点

社会保障制度と貧困の視点から分析を行っている第1章から第3章の知見は、上述の示唆をさらに説得力のあるものにしている。トレンドとしてはこの10年において母子世帯の貧困リスクは低下傾向にある。しかし、第1章及び第2章で分析しているように、それ以上にふたり親世帯における貧困リスクの改善や所得の向上の程度が大きく、そういった点では世帯間の格差は拡大している。近年は子育て世帯に対する支援が拡充傾向にあり、その影響は世帯類型によらず共通しているはずである。第2章の分析で主観的な暮らし向きに関して世帯間の格差が拡大している傾向は認められなかったため、確かに現物・現金支給が多い子育て世帯への支援施策の影響が世帯間で異なっているようには思えない。母子世帯の経済状況が全般的に悪化したというよりも、ふたり親世帯における経済状況の改善の程度がより大きいのが要因だと考えられる。貧困母子世帯の属性の変化を分析した第1章からは、母子世帯全体の貧困リスクも平均的には改善しているなかで貧困母子世帯の特徴は近年より経済状況が困難な方へと偏りをみせていることが指摘されている。すなわち、母子世帯において貧困からの脱出が可能になっている層とそうではない層への分化がみられているということである。この第1章の知見は上述で議論した母子世帯（シングルマザー）における階層的分断をより説得的に示している。社会保障という視点からみても、母子世帯の階層的分断を踏まえ、貧困からの脱出により近い層と貧困からの脱出が困難である層のそれぞれに対して異なるアプローチを採用することが重要である。

社会保障制度においても母子世帯の階層的分断を考慮するという点から、母子世帯の所得保障制度の一つとして位置づけられている児童扶養手当の近年の改正はどのように評価できるであろうか。2018年の全部支給の所得限度額の引き上げの効果検証を行った第3章の分析に基づけば、その改正は母子世帯のなかでも貧困からの脱出により近い層を対象にしていると評価できる。2018年改正の影響は、その制度改正の影響を特に強く受ける層においてやや高い賃金でより長時間働くことによって収入を高めたという傾向として表れているが、母子世帯全体の貧困率の改善には寄与していない。つまり、もともと相対的に所得が高い母子世帯が児童扶養手当の全部支給の所得限度額の引き上げに合わせるように稼働所得を増やした可能性があるということである。かつて全部支給の対象外であった場合には所得限度額の引き上げによって新たに全部支給の対象になったり、限度額ギリギリで就業調整をしている場合には追加で稼働所得を増加させたり、という形で貧困からの脱出の最後の一押しとして作用していると解釈できる。こうした分析結果を踏まえれば、実際に検証されているわけではない

が、2024 年 11 月に行われた所得限度額のさらなる引き上げも貧困からの脱出により近い層に対しての影響が大きいと考えられる。上記のようにふたり親世帯と母子世帯の所得格差が拡大しているなかでは、貧困からの脱出に大きな困難を抱えている母子世帯層に対する所得保障や社会保障制度のあり方を改めて考えることが重要である。

後述する離婚と親子関係の視点でも議論しているように貧困や格差は世代間で連鎖することもあり、母子世帯とふたり親世帯における格差拡大は子世代の格差としても認識する必要がある。もちろん母子世帯単独の経済的自立の達成という視点も重要であるが、世帯間の格差の縮小という視点からの政策的介入も求められる。世帯間の格差を捉えるうえでは、ライフステージに着目することが重要である。世帯が直面する貧困リスクはライフステージによって変化することが知られているが、第 2 章の分析からは、ふたり親世帯ではライフステージに伴って所得が上昇していくが、母子世帯ではライフステージに伴う所得上昇傾向が観察されないことが指摘されている。つまり、世帯間の所得格差はライフステージ後半においてより深刻になるのである。子どもの年齢段階によって育児の課題は異なっており、特に大学進学率が高まっている今日においては子どもが中高生になる段階での教育負担も非常に大きい。ふたり親世帯においてはライフステージ後半に所得が上昇する傾向があるため、増加する教育負担にも対応しやすいだろう。なお、ふたり親世帯でのライフステージに伴う所得上昇傾向がみられるのは、配偶者である男性が日本的雇用慣行におけるメリットの一つである年功賃金を享受しており—それは同時に日本における性別役割分業の強固さを示しているものであるが—、それが世帯のライフステージの変化と対応しているからであると考えられる。第 5 章で議論しているように、「母親としての不利」も同時に抱えているシングルマザーは、家族構造上は主たる稼得者としての役割を担わざるを得ないにも関わらず、日本的雇用慣行におけるメリットを享受できる労働市場のポジションの周辺に位置づけられている。そうしたことが、母子世帯におけるライフステージの変化に伴う貧困リスクへの対応を困難にしている。世帯間の経済的格差の縮小を目的とする所得再分配等の社会保障制度は、ライフステージ後半で母子世帯の経済状況がより深刻になるということを踏まえる必要がある。

(3) 離婚と親子関係の視点

子世代へと連鎖する格差は経済的なものだけではない。第 8 章から第 10 章においては、非経済的な側面として世帯や子どものウェルビーイングに注目した分析を行っている。第 8 章と第 9 章の分析からは、母子世帯は共通して子どもへの時間的投資の不足に直面していることが指摘されている。上述の就業構造や経済状況からみた母子世帯の階層的分断の知見を踏まえると次の事実が重要である。すなわち、低学歴層の母子世帯においては経済的貧困だけではなく時間的貧困にも直面しているというものである。母子世帯の階層的分断は、就業や経済的側面だけではなく、子どもと過ごす時間という時間的なもの、より広義では世帯や子どものウェルビーイングという側面でも現れているといえる。上述の議論に基づけば高学歴層の母

子世帯は比較的経済的貧困からの脱出が近い層として位置づけられるが、時間的貧困からの脱出はそれほど簡単ではないようである。第 9 章の分析では、いくつかの要因を統制した場合、時間的貧困はむしろ高学歴の母子世帯で深刻であることが指摘されている。第 8 章や第 9 章ではこのメカニズムについて直接検証するには至っていないが、一つの仮説として、高学歴の母子世帯においては子どもへの教育投資へ注力する傾向があり、そのために就労を優先するトレードオフとして子どもと過ごす時間が不足している可能性がある。就労による経済的自立の達成の裏側で時間的貧困を受け入れざるを得ないような状況があるとすれば、「福祉から就労へ」の政策転換に潜む構造的な限界を疑う必要があるだろう。もちろん、現状これは一つの仮説に留まっており、今後さらなる調査や検証を行ったうえで議論していく必要がある。

そのような限界はありつつも、本報告書で示した離婚と親子関係の視点からの知見は 2023 年以降のひとり親世帯政策の新たな展開においては重要な意義がある。序章で述べているように、2023 年 4 月のこども家庭庁発足以降、子どものウェルビーイングの向上が重要な政策課題となっている。ふたり親世帯かひとり親世帯かを問わず、世帯や家族が直面する経済的貧困や時間的貧困は、当然のことながら子どもとの関わり方の量や質に影響する。第 10 章で示されているように、世帯類型に関わらず、就労している母親ほど子どもの加虐経験が高いといった形で、親子関係に深刻な問題が生じている傾向が多いことが示されている。そのような背景には、世帯類型に関わらず、母親が共通して稼得役割とケア役割という 2 つの役割負担に直面していることが影響しているだろう。女性が 2 つの役割負担に直面しているという議論は古くからされているものであるが、ふたり親世帯においてはやはり父親の育児参加等によって母親が抱えるケア役割の負担を軽減することが重要である。一方で、家族構造上配偶者の育児参加による役割負担の軽減が不可能である母子世帯については異なる対応が必要である。論理的には、稼得役割の負担軽減を重視する場合は、よりケア役割に時間を割けられるよう今以上に十分な所得保障を行う必要があるが、ケア役割の負担軽減を重視する場合は、配偶者のサポートが得られないことを前提として両立支援政策の拡充を行う必要がある、と考えられる。本報告書の分析結果のみをもってどちらの方針が良いかを議論するには限界があるが、少なくとも母子世帯が経済的自立を達成する裏側で親子関係が犠牲にならないよう、家族福祉の視点からの支援も必要であるといえる。

労働政策研究報告書としての本報告書の性質を超えてしまう議論ではあるが、本節の最後に所得補償という点で母子世帯の経済的自立にも関連のある養育費に関する施策について述べる。母子世帯における稼得役割やケア役割の負担軽減に対する根本的な施策としては、離別した父親の貢献を確保していくことも必要である。母子世帯の稼得役割に対する離別父親の貢献¹としては、やはり養育費を確実に支払うことで母子世帯の経済状況を支えることが重要

¹ 母子世帯におけるケア役割の負担軽減としては離別父親が育児にかかわることが重要であるが、こうした問題は親権や離婚後の親子交流として司法制度によって決められた規則に規定される部分が大きいと考えられる。本報告書では特に母子世帯の経済的自立に注目しているため、母子世帯における稼得役割の負担軽減としての養育費について言及することとする。母子世帯におけるケア役割の負担軽減のあり方については今後の研究課題とする。

である。日本では長らく養育費の不払いが問題となっており、不払いの養育費の履行確保として民事上の強制執行制度と家庭裁判所の履行確保制度の 2 つの司法制度²があるものの、こうした司法制度を利用して履行確保するのは母親自身であり非常に負担が大きいという限界がある（下夷 2014; 2015）。2024 年 5 月に成立した民法等改正法では法定養育費³が導入されるなどによって、養育費問題の緩和／解消が期待されているが、法定養育費は「あくまでも養育費の取り決めをするまでの暫定的・補充的なもの」で「父母の協議や家庭裁判所の手続により、各自の収入などを踏まえた適正な額の養育費の取り決め」が重要であると認識されており（法務省民事局 2024）、養育費確保の実務は母親に委ねられていることに変わりはないだろう。こうした問題意識は以前から指摘されており（下夷 2008）、母親の負担なく養育費を確保する仕組みとして、アメリカやスウェーデンでみられる行政による養育費確保システムを導入することが有効であろう（下夷 2014; 2015; 梅澤 2019）。例えば、日本においては兵庫県明石市が、調停調書や公正証書などの債務名義で養育費の取決めをしており且つ養育費の支払いがなかった場合に、市がその一定額を立て替え、さらに支払者に対して市から督促を行う「こどもの養育費立替支援事業」を 2022 年 8 月から実施している。この取り組みをリーディングケースとして、埼玉県さいたま市も 2024 年 4 月から類似の仕組みの「養育費立替支援事業」を開始している。これらの取り組みのように、養育費の履行確保においては、それが可能となる制度的な枠組みだけではなく、それを行う実務的なプロセスにおいても母親の負担を軽減することが重要である。離別した父親との関係性があまりよくない場合、母親自身が養育費の督促などを通して相手と連絡を取ることを躊躇ってしまうことも指摘されており（下夷 2008）、行政が養育費の徴収や督促を行うことによって母親の負担を増やすことなく養育費を確保することができる。このように、母子世帯の稼得役割に対する離別父親の貢献として期待されている不払い養育費問題については行政的な介入も検討する必要があるだろう。

（4）おわりに

本報告書では、母子世帯の仕事と子育ての状況を 2011 年から 2022 年にかけて継続的に調査している子育て世帯全国調査の分析を通して、2000 年代以降の約 20 年にわたる「福祉から就労へ」の軌跡のうち特に後半の 10 年間の動向に迫った。子育て世帯全国調査はひとり親世帯をオーバーサンプリングしているという特徴があり、ひとり親世帯に関する詳細な分析を行うことができる貴重なものであるが、それでも父子世帯についてはより数が少なく本報告書においても分析することが出来なかった。父子世帯における経済的自立の課題について

² 民事上の強制執行制度は給与等財産の差し押さえによって養育費を確保するものであるが、公正証書や調停調書、審判所などの債務名義という公的文書が必要であり、利用のハードルは高い。家庭裁判所の履行確保制度は家庭裁判所による履行勧告と履行命令を行うもので強制執行よりも簡易に利用できるが、家庭裁判所の調停や審判、離婚判決及び裁判上の和解などで養育費を決定している場合に限られており、履行勧告に法律上拘束力がないなど実効性に限界がある。2 つの制度の限界についての詳細は下夷（2014; 2015）を参照されたい。

³ 今回の法改正で、離婚時に養育費の取り決めを行っていない場合でも法定養育費の請求が可能となる。詳細は法務省民事局（2024）を参照されたい。

は引き続き調査研究を行う必要がある。

そういった限界がありながらも、本報告書ではこの10年間のひとり親世帯政策について次のような結論を導き出せると考えている。すなわち、この10年間の政策については、就労による経済的自立の達成に全く効果がなかったというよりも、階層的分断が拡大する母子世帯全体で経済的自立を達成するためには「馬力」が十分ではなかったといえるのではないだろうか。上述のように、職業能力開発の重視という形での就業支援施策が効率的に作用する層は限定的であり、経済的貧困以外の時間的貧困の解消については就業支援施策が貢献できる余地は限られている。また、母子世帯の経済的自立をめぐる議論においては次のことも忘れてはならない。すなわち、ふたり親世帯と母子世帯の経済的格差が拡大していく今日において、ふたり親世帯並みの生活水準が可能となるような経済的自立や所得確保（養育費確保）の責務を、母子世帯の稼得者（母親）ひとりに求めるのはあまりにも非現実的で過酷な期待ではないか、という問題意識である⁴。経済的・非経済的側面を含めた、総合的な意味での「自立」を母子世帯が達成するためには、社会保障（福祉）と労働政策（就労）のバランスや、家族政策の新たな展開を踏まえた総合的な枠組みの中で検討していく必要があるだろう。

繰り返しになるが、2000年代に「福祉から就労へ」という転換を経験したひとり親世帯政策は2023年のこども家庭庁の発足をもって20年ぶりに新たな展開を迎えている。こども家庭庁の発足は、「労働政策（就労）の一馬力だけではなく、社会保障（福祉）も合わせた二馬力、新たな家族政策も考慮した三馬力」といった形で、ひとり親世帯政策の総合的な枠組みを検討するきっかけになるのではないだろうか。本報告書がそういったきっかけの一助になることを期待して、結びとする。

参考文献

- 梅澤彩（2019）「日本における養育費履行システムとその可能性—ニュージーランドにおける養育費制度を参考に」『社会保障研究』，4(1)，pp.79-91.
- 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.
- 下夷美幸（2014）「離別した父親の扶養義務の履行確保について—日本とアメリカの養育費政策」『貧困研究』，12，pp.71-81.
- 下夷美幸（2015）「『家族』への支援—養育費政策の現状と課題」『ジェンダーと法』，12，pp.123-134.
- 法務省民事局（2024）「父母の離婚後の子の養育に関するルールが改正されました—親権・養育費・親子交流などに関する民法等改正の解説」.

⁴ 同様のことは父子世帯についても当てはまると考えられる。

労働政策研究報告書 No.234

母子世帯の階層的分断の実相と趨勢

—経済的自立と子どものウェルビーイングの課題—

発行年月日 2025年3月31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 株式会社コンポーズ・ユニ

©2025 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/>)