

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

子どもの貧困と中学生の進路希望・教育期待
—JLPS-J を用いた分析—

The Relationship between Childhood Poverty and Educational Expectation
Basic Analysis Using Japanese Life-Course Panel Surveys-J

齊藤知洋

(東京大学大学院／日本学術振興会)

Tomohiro SAITO

August 2016

No.98

子どもの貧困と中学生の進路希望・教育期待 —JLPS-J を用いた分析—

The Relationship between Childhood Poverty and Educational Expectation
Basic Analysis Using Japanese Life-Course Panel Surveys-J

斉藤知洋（東京大学大学院／日本学術振興会）

要約

本稿の目的は、子ども期の貧困経験が中学生の進路選択や教育期待に及ぼす影響について基礎的分析を行うことである。具体的には、「中学生と母親パネル調査」(JLPS-J)の第1波調査データをもとに、貧困世帯の社会経済的属性と貧困世帯に属する中学3年生の(1) 中学卒業後の進路希望、(2) 進学希望高校の学科・偏差値、(3) 教育期待(将来の到達学歴希望)について、非貧困世帯との比較分析を通じて検討を行った。

分析の結果、得られた主要な知見は次の3点である。第1に、貧困世帯の世帯属性として①低学歴層、②子ども数が多い、③母子世帯であることが重要な特徴として挙げられる。また、母親が15歳時に家庭の暮らし向きが苦しかった場合、調査時点で貧困世帯に属する傾向にあった。第2に、貧困世帯に属する子どもは、非貧困世帯群と比較して、①普通科よりも職業学科や総合学科、②偏差値が相対的に低い高校への進学を希望する割合が高く、③教育期待水準(短大以上進学希望)も低い傾向にあった。第3に、貧困世帯が子どもの教育期待に及ぼす影響力は、母子世帯のそれよりも大きく、特に進学希望先の高校偏差値が媒介要因として強く作用していた。

謝辞

本研究は、JSPS 科研費 15H05397 の助成を受けた。データの使用にあたって、社会科学研究所パネル調査企画委員会からの許可を得た。なお、本稿は日本学術振興会科学研究費補助金(特別研究員奨励費 274894)の助成を受けた研究成果の一部である。記して謝意を表する。

1. 問題の所在

(1) 「子どもの貧困」と教育

2000年代後半に「子どもの貧困」問題（阿部 2008）が取り上げられて以来、子ども期の貧困経験が身体的・心理的発達や学力形成、就学行動に与える影響について社会的な関心が高まっている。「(相対的) 貧困」とは、ある社会で必要最低限の社会生活を営むうえで求められる所得／消費水準を下回り、さまざまな生活機会の享受が妨げられている状態を指す。この問題が注目されるようになった背景には、1990年代以降の(1) 雇用・労働市場の流動化（非正規労働者や無業者の増加）や(2) 有配偶離婚率の上昇によるひとり親世帯（特に母子世帯）の増加などが大きく挙げられる。

厚生労働省の「国民生活基礎調査」に基づく推計によれば、1985（昭和 60）年時点での子どもの貧困率¹は 9.6%であったのに対して、近年ほどその割合が上昇傾向にある。2012（平成 24）年時点では同貧困率は 12.4%に達している（厚生労働省 2014）。これは、8人のうち1人の子どもが貧困世帯のもとで育っている水準である。ひとり親世帯²については、同年（2012年）の相対的貧困率が 54.6%であり、問題の深刻さを窺わせる。国際的にみても、日本における子どもの貧困率は、上位を占めるアメリカやイギリス、カナダなどに次いで高く、北欧諸国や他のアジア諸国よりも高い水準にある（阿部 2008）。

ただし、「子どもの貧困」それ自体は近年になって新たに生じた社会問題ではない。終戦直後の日本社会は、食糧・生活必需品の不足や住宅の焼失、両親の死亡などによって貧困状態に陥る子どもは数多く存在した（相澤ほか 2016）。しかし、高度経済成長による国民所得水準の上昇や「福祉元年」宣言（1973年）以降の社会保障政策の飛躍的な発展により、人々の生命維持を脅かす絶対的貧困は大幅に改善された（橘木・浦川 2006）。そのことは、子どものいる世帯についても例外ではない。豊かな消費社会への転換は、貧困を極めて少数の子どものみが直面する問題へと変容させ、社会全体で注目されることがなくなった。ところが、1990年代以降の労働市場の変化に伴う世帯主の稼働力の低下や標準的な家族モデル（両親とその子どもから成る家族形態）の揺らぎは、等閑視されてきた「子どもの貧困」問題に再び目を向ける契機を人々に与えたのである。

所得格差と貧困に関する研究の中で子どもの貧困が取り上げられる理由のひとつは、それが社会階層と複雑に絡み合いながら、世代間で再生産される社会的メカニズムが働くからである（阿部 2008）。有子世帯のうち経済的貧困に直面するリスクが高いのは、言うま

¹ 18歳未満の子どものうち、等価可処分世帯所得が中央値の半分に満たない世帯で暮らす子どもの割合。

² 子どもがいる現役世帯のうち、大人が1人である世帯。

でもなく低所得・低学歴層の世帯である。子ども期の貧困経験は、学校教育上の成功を大きく左右し、その帰結として成人後の社会経済的地位達成を相対的に低下させる (Mayer 1997)。そのことが連続的に家族形成や婚姻関係・就業の安定性に影響を及ぼし、貧困経験が次世代に継承される。こうした貧困の連鎖を絶ち切る鍵として教育があり、貧困世帯の子どもに対する学習支援や経済的援助 (学校外教育バウチャー制・給付型奨学金の拡充など) の政策的重要性が指摘されている (阿部 2008, 2012)。

欧米諸国では、貧困世帯での生育経験がその後の社会経済的地位 (進学, 就業, 結婚, 収入など) に及ぼす影響について、同一個人を子ども期から成人期にかけて追跡したパネルデータを用いて盛んに検討されてきた。先行研究によると、子ども期の貧困経験が教育年数や高校卒業, 収入に及ぼす影響は、貧困状況に直面するタイミングによって大きく異なり、乳児期から幼児期 (0~5 歳) にかけてその効果が最も大きい (Duncan et al. 1998; Duncan et al. 2010)。幼少期の貧困経験の有無と教育達成の関連については、社会疫学や発達心理学による理論的説明が試みられている。出生後まもなく貧困を経験することは、子どもの言語習得や心理的発達を促す親の経済的・時間的資源の制約をもたらす。貧困によって生じる家庭環境の質 (学習機会・親子間の相互作用など) の低下は、結果として就学後の学力形成や学校適応の阻害に結びつきやすくなる (Smith et al. 1997)。

日本国内でも、子ども期の貧困と教育の関連について数多くの研究領域で注目されつつある。教育社会学の学力格差を扱った研究では、2000 年代以降に子どもの学力水準が総体的に低下しているのみならず、学力格差の階層差が拡大傾向にあることが指摘されている (荻谷ほか 2002)。そこで注目されるのは、世帯所得と子どもの学習行動との関連である。文部科学省の「全国学力・学習状況調査」を用いた分析では、世帯所得と子ども (小学 6 年生・中学 2 年生) の学力水準には正の相関がみられることが報告されている (国立大学法人お茶の水女子大学編 2014)。この関連は、他の諸要因を統制してうえでも確認されており、日本でも子ども期に貧困世帯で育つことが学力形成に負の影響を持つことが推察される。

社会階層論や家族研究の分野では、子ども期の貧困経験が就学期の学力水準のみならず、実際の進学行動にも負の影響をもたらすことを示唆する研究がある。15 歳当時の暮らし向きが苦しかった場合、学歴水準が低く留まる傾向は数多くの実証研究で報告されている (大石 2007 など)。世帯の所得水準のみならず、子ども期の家族構造と教育達成の関連を指摘する研究もみられつつある。15 歳時にひとり親 (父不在/母不在) 世帯に属していた人々は、高等教育進学率 (短大・四年制大学以上) が相対的に低い傾向にある。その要因として同世帯 (特に母子世帯) の世帯所得水準や子どもの学力水準の低さが部分的に寄与していることが明らかにされている (稲葉 2011; 余田 2012; 斉藤 2014)。

(2) 分析目的と検討課題

先行研究より、日本でも子ども期の貧困経験が、子どもの学習行動や教育達成、学卒後の就業などに少なからず影響を持つことが予想される。そこで解明すべき課題は、(1) 貧困世帯と子どものアウトカムの関連がどの程度存在し、(2) 両者の関連がどのようなメカニズムによって生じているかを特定することである。

しかし、日本国内では欧米諸国と比較してパネルデータの構築が十分に進んでおらず、上記の問いを直接検証すること自体が困難である。国内の先行研究は、学齢期の子どもや成人を対象とした横断的データを用いて上記の問いを検証したものが多い³。しかし、先行研究で用いられてきた横断的調査の多くには、次のような問題点が含まれる。児童や学生を対象とした調査では、子ども自身の学力水準や学校生活や進学に関する意識を把握できる一方で、実際の進学行動や学卒後の就業などについては知り得ない。他方、成人を対象とした調査では、学卒後の社会経済的地位（到達階層）を把握することはできるが、親の所得⁴や学齢期の教育意識は遡及的な回答に基づく測定となってしまう。こうした問題は、(1) 子ども期の世帯所得や家庭環境・進路意識と (2) その後の地位達成指標（最終学歴・初職・収入など）を同一調査上で正確に測定することが困難であることに由来する。世帯の貧困状況が子どもの教育に対する意識や進学行動に及ぼす影響を正確に推定するためには、これら2つの情報を収集した調査データによる分析を行うことが望ましい。

本稿では、こうした諸問題に対処しつつ、3つの分析課題にアプローチする。第1に、調査時点で中学3年生である子どもとその母親を対象とした二者関係データ（JLPS-J）を用いて、子ども期の貧困経験と社会経済的属性の関連について記述的分析を行う。第2に、貧困世帯のもとで暮らす子どもとそれ以外の子どもとの間に、中学卒業後の進路希望に関する意識に差異がみられるかを検討する。第3の課題として、(1) 貧困世帯への所属を規定する諸要因と、(2) 貧困世帯で育つことが子どもの教育期待（現実的進路希望）に及ぼす影響とその規定構造について明らかにする。これらの分析を通じて、その後の進学行動を方向付けると想定される中学3年生の進路希望や教育期待に対して、子ども期の貧困経験が及ぼす影響について検討を試みる。

³ 国内で子どもを対象に実施されている数少ないパネルデータとして、「青少年期から成人期への移行についての追跡的研究」(Japan Education Longitudinal Study: JELS)が挙げられる。JELSは、関東・東北地方の3地区に居住する児童・生徒(小3・小6・中3・高3)を対象とし、職業生活に入るまで3年おきに同一個人を追跡している。詳細については、耳塚・牧野編(2007)を参照のこと。

⁴ 具体的には、(15歳時の)家庭の暮らし向きについて五件法(「1.上の方」～「5.下の方」)で尋ねた質問項目に対して、下位カテゴリに回答した人々を「貧困世帯」と仮定することが多かった(大石 2007; 阿部 2008)。

2. データと方法

(1) データ

本稿の分析で用いるデータは、東京大学社会科学研究所が実施した「中学生と母親パネル調査」(Japanese Life-Course Panel Surveys-J, 以下 JLPS-J と略す)である。JLPS-Jは、中学3年から高校2年にかけての家庭の社会経済的状況、生徒や母親の教育期待、学校生活、教育意識を把握することを目的としたパネル調査である(藤原 2016)。2015年8月時点で中学3年生である子どもとその母親を対象母集団とし、住民基本台帳から無作為抽出法により抽出された調査会社のモニターを対象としている。第1波調査は、2015年10月から2016年1月にかけて調査協力が得られた世帯に対して郵送調査によって実施された。調査票は子どもと母親のそれぞれに配布され、有効回収票数は1,854組(有効回収率は45.0%)である。

JLPS-Jの特長は、子ども票では自身の学校生活の状況や学校教育に対する考え、中学卒業後の進路希望を尋ね、母親票ではそれらに加えて世帯構成や家庭の社会経済的状況といった客観的指標について詳細に尋ねている点にある。子どもや成人を対象とした従来の社会調査データとは異なり、子ども期(今回は中学3年生時)の世帯所得について母親から直接情報を得ることができる。それにより、貧困世帯で育つことが子どもの進路行動や意識に及ぼす影響やその規定要因についてより詳細な検討を行うことができる⁵。

本稿では、これまでに(2016年7月時点で)実査が完了している第1波調査(Wave1)のデータを用いて分析を行う。なお、第2波調査(Wave2)はWave1の同一対象者に対して2017年秋に実施予定である。JLPS-Jの標本特性などの詳細については、藤原(2016)を参照されたい。

(2) 変数と方法

a. 「相対的貧困」の定義と算出方法

はじめに、本稿で重要な概念である「相対的貧困」について定義しておこう。本稿では、経済協力開発機構(OECD)や国内の各種官庁統計に従い、「等価可処分所得の中央値の50%に満たない世帯」を「相対的貧困世帯」(以下、貧困世帯と略す)とする。

⁵ JLPS-Jと同様に、中学3年生とその保護者を調査対象とした数少ない社会調査データとして、2011年の「親と子の生活意識に関する調査」(内閣府)がある。調査の概要については、内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室編(2012)を参照のこと。

JLPS-Jでは、母親票のなかで過去1年間の世帯年収(税込み)を尋ねている⁶。従来の社会調査データと異なり、15歳(中学3年生)時点の家庭の暮らし向きを回顧式ではなく、多くの世帯で家計管理を担っていると考えられる母親に尋ねている。そのため、世帯の所得・消費水準をより反映した変数をもとに、貧困世帯と非貧困世帯を識別することが可能である。

しかし、この質問項目から貧困世帯を取り出すことは容易ではない。母親票では、世帯所得の実数値ではなく、一定の間隔を持った階級値(例:「100万円～150万円未満」)のうち該当する項目を選択する形式をとっている。加えて、先述の貧困世帯の定義に含まれる「可処分所得」とは、収入から税金や社会保険料などを差し引き、他の社会保障給付を加えた手取りの所得を指す。母親票から得られるのは、厳密には手取り所得ではなく、課税前の世帯所得である点は注意すべきである。

そこで、内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室編(2012)の方法に基づいて貧困線に相当する世帯所得(税込み)を推定し、それを下回る世帯を貧困世帯とみなすことにする。具体的な算出方法は次のとおりである。第1に、「平成27年度国民生活基礎調査」における所得五分位階級をもとに、各階級の平均可処分所得に対する平均所得の比となる係数(a)を算出する。第2に、同調査を用いて世帯人数別に貧困線を算出し、それぞれに対応する係数(a)を乗じることで、貧困線に相当する世帯所得(b)を概算する。これらの手続きによって算出された(b)の値を下回る回答カテゴリに属する世帯を、本稿では「貧困世帯」とみなした。最終的に「貧困世帯」に分類されたのは、世帯所得と世帯人員数について有効回答が得られた1,751組のうち136組(7.7%)である⁷。

b. 進路希望・教育期待

本稿では、数多くの教育意識のなかでも、特に子ども側からみた「中学卒業後の進路希望」と「教育期待(現実的に希望する到達学歴水準)」の2つに着目する。第1の指標である中学卒業後の進路希望は、次の2種類の変数から成る。ひとつ目は、中学卒業後に希望している進路先(就職、普通科の高校、職業学科の高校など)である。もうひとつは、高校進学を希望する場合、子どもたちが志望する高校の偏差値⁸である。子ども票と母親票には、進学

⁶ 具体的な質問文は次のとおりである(「過去1年間のあなたのお宅(生計をともにしている家族)の収入は、税込みでいくらぐらいでしたか。他のご家族の収入も含めてお答えください(年金、株式配当や臨時収入、副収入などもすべて含めてください)」)。

⁷ この数値は、冒頭で紹介した子どもの貧困率(12.4%)を下回る。その背景には、子どもの年齢段階によって世帯の貧困状況が変化すること、経済的に不利な世帯層から回答が得られにくかったこと(藤原 2016)などが部分的に寄与していると考えられる。

⁸ 高校の偏差値については、「家庭教師のトライ」(株式会社トライグループ)が公表している「高校偏差値一覧」(<http://www.trygroup.co.jp/exam/high/list/>, 2016年4月20日アクセス)をもとにアフターコーディングを行った。

を希望する高校名とその学科・コース名を第1希望から第3志望まで尋ねられている。以下の分析では、子どもが回答した第1志望の高校に焦点を置く。

第2の指標である教育期待については、将来的に進むと考えられる学校について尋ねた質問項目を用いる。最終的に到達する可能性が最も高い学歴について、「中学校まで」「高校まで」「専門学校（高校卒業後に行く）まで」「短期大学・高等専門学校（短大・高専）まで」「（四年制）大学・大学院まで」の5カテゴリに集約した。

他にも、進学に伴う経済的負担感や学歴に関する意識変数などがJLPS-Jには豊富に盛り込まれている。これらの変数については、以下の基礎分析のなかで適宜説明を行う。

c. 他の共変量

他の共変量として、子ども数・家族構造・両親の学歴・祖父母学歴、母親の15歳時の家庭環境（家庭内不和）・家庭の暮らし向きを用いる。家族構造は、母親票に含まれる母親の婚姻上の地位に関する質問項目をもとに、「二人親世帯」（再婚世帯を含む）／「母子世帯」（死別・離別・未婚の母など）の2カテゴリに分類した。両親の学歴は、父親および母親が最後に通った学校を詳細に尋ねているが、祖父母学歴は母方の父親と母親が高等教育機関（短期大学・四年制大学）に通ったことがあるか否かを表す二値変数である。母親の15歳時の家庭環境（家庭内不和）は、分析対象者である母親自身が15歳時点での両親の関係性・婚姻状況に関する2つの質問項目（「父と母の間には口論や争いが絶えなかった」「ひとり親だった」）を使用する。これらの項目は多重回答から成る。15歳時の家庭の暮らし向き（母親）は、「1.豊か」～「5.貧しい」の5件法から成る変数である。

3. 分析結果

(1) 貧困世帯の社会経済的屬性

はじめに、先述の貧困ラインの算出方法をもとに抽出された貧困世帯の社会経済的屬性について非貧困世帯との比較分析をもとに確認する。

表1の第3・4列は、貧困世帯と非貧困世帯別にみた各変数の分布を示している。学歴についてみると、貧困世帯は非貧困世帯と比較して、父親学歴と母親学歴が「中学校」「高校・専修学校」に占める割合が大きく、「短期／四年制大学以上」の割合が小さい傾向にある。祖父学歴と祖母学歴についても、おおむね同様の傾向が看取される。また、家族構造については、貧困世帯のうち母子世帯が43.3%を占めており、非貧困世帯内の同割合は4.2%に過ぎない。つまり、貧困世帯は主に低学歴層や母子世帯によって構成されている傾向が確認できる。

表 1 貧困世帯と非貧困世帯の社会経済的属性

		(%)		
		貧困世帯 (N=136)	非貧困世帯 (N=1,615)	貧困発生率 (列%)
子性別	男子	48.5	49.1	
子ども数	平均値(S.D.)	2.76 (1.17)	2.39 (.79)	
家族構造***	二人親世帯	56.7	95.8	4.8
	母子世帯	43.3	4.2	46.4
父学歴***	中学校	9.6	2.1	27.6
	高校・専修学校	44.1	35.2	9.5
	専門学校	12.5	11.2	8.6
	短期／四年制大学以上	19.9	49.4	3.3
	無回答	14.0	2.1	35.9
母学歴***	中学校	2.2	0.4	33.3
	高校・専修学校	50.7	35.0	10.9
	専門学校	19.9	16.8	9.1
	短期／四年制大学以上	25.7	46.8	4.4
	無回答	1.5	1.1	10.5
祖父学歴*	高校以下	86.8	77.6	8.6
	短期／四年制大学以上	13.2	22.4	4.7
祖母学歴+	高校以下	94.1	89.1	8.2
	短期／四年制大学以上	5.9	10.9	4.3
母親・15歳時の家庭環境				
	両親の口論や争い(=1)	16.9	15.1	8.6
	ひとり親だった(=1)	8.1	5.8	10.5
母親・15歳時の家庭の暮らし向き*				
	上位層	22.1	25.7	6.7
	中位層	43.4	50.3	6.8
	下位層	34.6	24.1	10.8

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

次に、各変数別にみた貧困世帯の発生率をみてみよう（表1の第5列）。学歴についてみると、父親と母親が中卒者の場合には、それぞれ27.6%、33.3%が貧困世帯に分類される。他方で、高卒・大卒者の場合には、父親・母親ともに貧困世帯の発生率は大きく減少し、低学歴層と貧困世帯の発生率には強い関連があることがわかる。祖父母の学歴は、両親の学歴

ほど明確な相違はみられないが、学歴が高校以下の場合には貧困世帯の発生率がわずかに高く、祖父学歴については5%水準で有意差がある（祖母学歴は10%水準で有意傾向）。

ここで注目すべきは、家族構造によって貧困世帯の発生率が顕著に異なる点である。母子世帯132ケースのうち46.4%が貧困世帯に分類されているのに対し、二人親世帯はわずか4.8%に過ぎない。先行研究の指摘通り、世帯の主たる稼得役割を期待される父親が家庭内に不在である母子世帯は、経済的貧困に陥るリスクが高いことが見受けられる。

これらの客観的な指標に加えて、母親自身が中学3年（15歳）時点での家庭の経済状況や両親の関係良好度（家庭内の不和）による貧困世帯の発生率の違いについて確認する。これらの変数は、あくまで回答者の主観的判断に基づくものであるが、先行研究で指摘されている貧困や家族の不安定性の再生産をミクロデータからでも検証できる点で注目してみる意義がある。

まず母親の15歳時点の家庭の暮らし向きと貧困世帯との関連をみてみよう。表1に示したのは、3つのカテゴリ別（「上位層（豊か・やや豊か）」「中位層（ふつう）」「下位層（やや貧しい・貧しい）」）にみた貧困世帯の発生率である。当時の家庭の経済状況を苦しいと答えた回答群ほど調査時点で貧困世帯に属する割合は微増しており、「下位層」では10.8%を占めている。これら二変数の関連はカイ二乗検定の結果、5%水準で統計的に有意である。やや粗い指標ではあるけれども、世代を越えて世帯の貧困状態が伝達される傾向がJLPS-Jでも確認できる。

続いて、母親が15歳時点の家庭内の不和に関する二変数（「父と母の間には口論や争いが絶えなかった」「ひとり親だった」）について確認する。これらの項目は多重回答から成り、表1の第3列・第4列の数値は該当すると回答した比率を意味する。家庭内の不和に関する二変数は、貧困世帯群に属する母親が「該当する」と回答する比率がわずかに高いが、いずれも統計的に有意な差異は看取されなかった。すなわち、世帯の暮らし向きと比べると、両親の不和やひとり親世帯での生活経験は、調査時点での世帯の貧困状態に直接的な影響を持つとは言い難い。

(2) 貧困世帯と中学生の進路希望・教育期待の関連

次に、貧困世帯と非貧困世帯との間で、子どもの進路希望や教育期待に差異がみられるかについてみていく。具体的な指標は、子どもの（1）中学卒業後の進路希望、（2）第一志望の高校のランク（偏差値）、（3）教育期待（将来、現実的に見込まれる到達学歴）、（4）学歴意識（進学に伴う経済的負担感など）の4つを用いる。以下では、貧困世帯と密接な関連を持つ家族構造（二人親世帯／母子世帯）に基づく比較分析の結果も補足的に示す。

a. 中学卒業後の進路希望

図 1 は、貧困ライン別・家族構造別にみた子どもの中学卒業後の進路希望の分布を示している。貧困世帯であるか否か、そして家族構造にかかわらず中学卒業後に就職を希望する割合は極めて低く（3%未満）、その 9 割以上が高校進学を選択している。

その一方で、進学先として選択する高校の学科・コースは、世帯属性によって大きく分布が異なる。貧困世帯に属する子どもは、非貧困世帯群と比べて職業学科の高校（農業・工業・商業・水産・家庭・看護・情報・福祉など）を選択する割合が 32.0%を占めており、非貧困世帯群のそれを 20 ポイント程度上回る。同様の傾向は、家族構造による区分からみても確認できる。母子世帯群は二人親世帯群よりも職業学科を希望する割合が 7.2 ポイント高い。ゼロ次の関連をみると、家庭の経済水準が相対的に低い貧困世帯や母子世帯の子どもは、専門技能の修得と学卒後の労働市場への参入が見込まれる職業学校への進学を希望する傾向にある。

なお、母親票でも中学 3 年生の子どもの進路希望について尋ねており、子どもと母親の進路希望の一致度⁹について把握することができる。貧困世帯と非貧困世帯別にみた一致度は、それぞれ 75.3%、84.7%である。いずれの世帯も 4 分の 3 以上の親子が進路希望について重なりがみられるが、貧困世帯では一致度が相対的にやや低い。

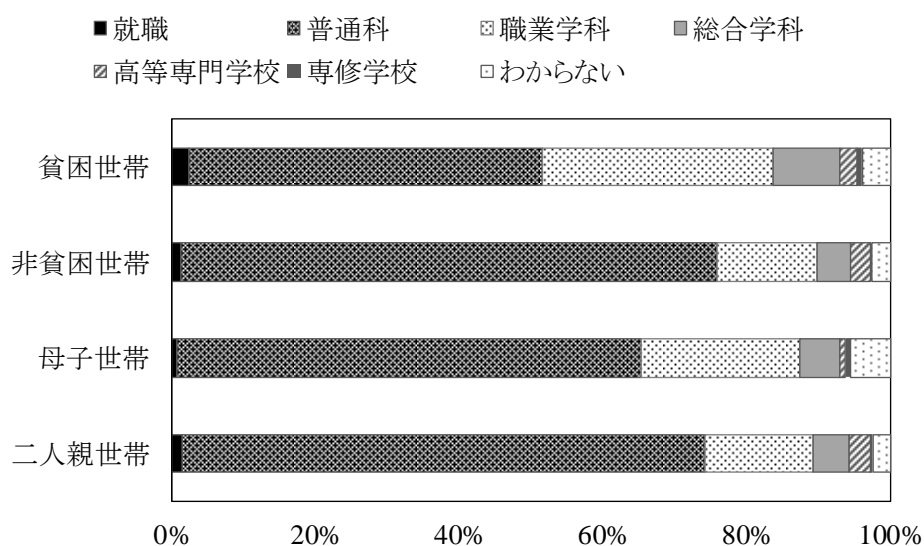


図 1 貧困世帯と子どもの学卒後進路希望の関連

⁹ 「一致度」は、子どもおよび母親の教育期待のクロス表をもとに、全体ケースに対する対角セル度数の比率をもとに算出している。

b. 進学希望の高校偏差値

次に、高校進学希望者に限定したうえで貧困世帯と第一志望の高校偏差値の関連をみる。高校偏差値は可能な限り等間隔になるように4つ（偏差値45未満／45～55未満／55～65未満／65以上）に区分した。

図2からわかることは、貧困世帯群が進学希望先とする高校の偏差値の低さである。貧困世帯に属する子どもは、非貧困世帯群と比較して偏差値ランクが「45未満」である高校を進学先として選択する傾向にあり、その割合はおよそ過半数（48.7%）を占める。他方、非貧困世帯群は同カテゴリに占める割合は22.7%にとどまり、「55～65未満」「65以上」の選択割合が過半数である。また、子どもと母親が望む第一志望の高校は高い割合で一致していることから（貧困世帯81.7%、非貧困世帯83.8%）、母親についても貧困世帯と進学希望高校の関連がみてとれる。家族構造別にみると、母子世帯群と二人親世帯群が進路希望高校として「45未満」を選択する割合はそれぞれ39.3%、23.7%であり、その差異は約16ポイントである。回答者である子どもの大部分が高校進学を望む一方で、その進学先は家庭の経済状況や父不在によって明確に区分されていることが窺える。

補足として、図3より高校偏差値と密接な関連がある子どもの学力水準をみておく。子ども自身の主観的な評価であるが、学年の中で位置づけられた成績は、貧困世帯・母子世帯群が非貧困世帯や二人親世帯よりも有意に低い（ $p<.001$ ）。これら2つの世帯では、自身の成績を「上の方」「やや上の方」と回答する割合がそれぞれ30.9%、36.4%であり、非貧困世帯や二人親世帯と比較して約13～20ポイント下回る。これらの傾向は、先に述べた「全国学力・学習状況調査」を分析した先行研究の知見とも整合的である。

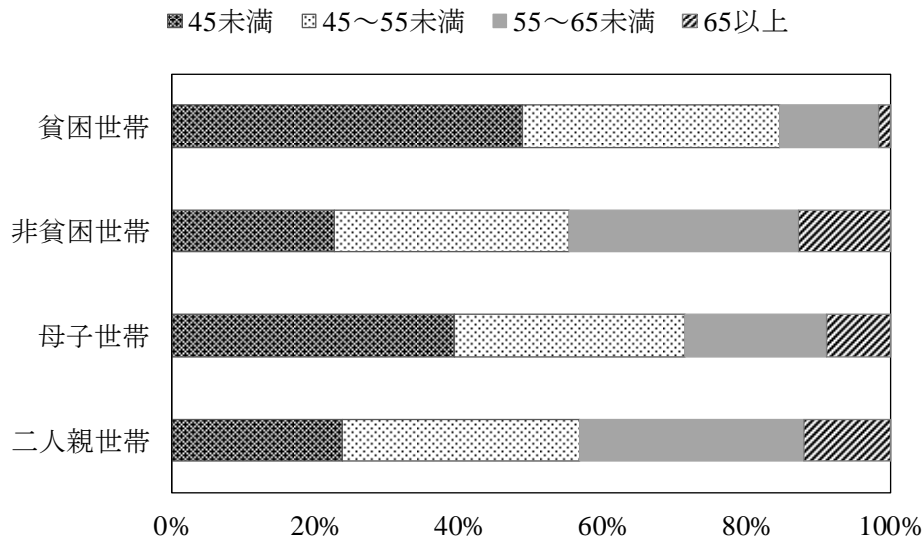


図2 貧困世帯と子どもの進学希望高校(偏差値)の関連

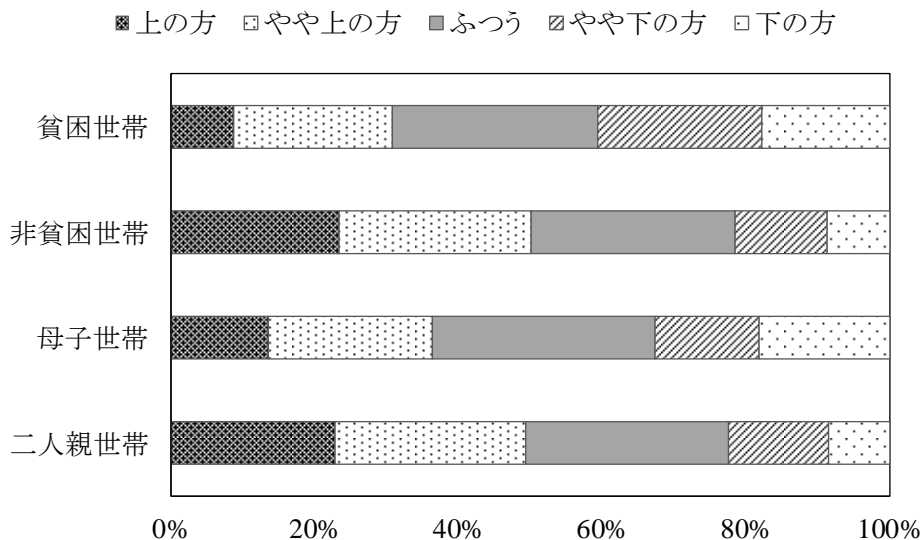


図3 貧困世帯と子どもの成績の関連

c. 教育期待（現実的な到達学歴希望）

図4では、子どもが将来、現実的に進むと考える最終学校（到達学歴）の分布を示している。

まず注目すべきは、高等教育進学（短大以上）希望割合の貧困世帯と非貧困世帯間の差異が極めて大きい点である。非貧困世帯群では、最終的な到達学歴として四年制大学・大学院と回答した子どもが65.0%存在しており、短期大学や高等専門学校を合わせるとおよそ70%を占める。その一方で、貧困世帯に属する子どもの大学進学希望率（短大以上）は40.0%に留まっており、到達学歴を高校や専門学校までと回答する割合が相対的に高い。実際の教育達成（進学行動）と同様に、中学3年時点での教育期待という意識の次元においても貧困世帯と非貧困世帯の間には大きな乖離がみられる。また、子どもと母親の教育期待の一致度は、貧困世帯では81.7%、非貧困世帯では83.8%であり、母親の教育期待についても同様の傾向が看取される。

他方、家族構造の視点からみると、母子世帯群は二人親世帯群よりも「短期大学」「四年制大学・大学院」と回答する割合が16.4ポイント低く、「高校」を到達学歴とする割合が相対的に高い。しかし、母子世帯群でも高等教育機関への進学を希望する子どもは過半数を占めており（52.9%）、貧困ラインによる分類に比べて家族構造間の差異は小さい。

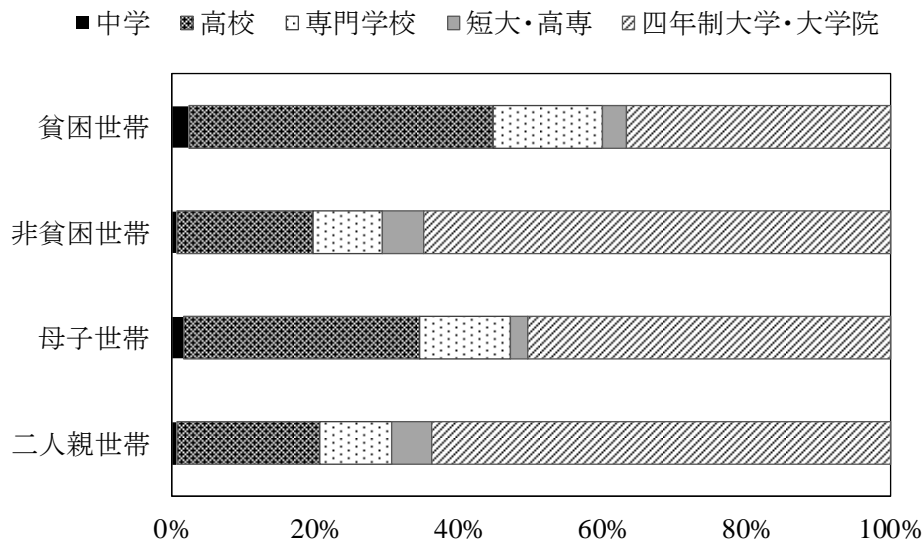


図4 貧困世帯と子どもの教育期待(現実的な到達学歴希望)の関連

d. 学歴意識

最後に、最終的に行く学校が「高校」または「(四年制)大学」であった場合の経済的負担感・学歴価値、卒業可能性に関する意見項目の分布をみる。これらの質問項目は、「1.まったくそう思わない」から「7.非常にそう思う」の7件法から成る。表2には「そう思う」に属するカテゴリ(5~7の回答群)の割合を貧困/非貧困世帯、家族構造別に示した。

まず経済的負担感についてみると、「A.入学から卒業までの経済的負担が大きい」に賛成した割合が貧困世帯や母子世帯で高い。高校進学に伴う経済的負担を感じる子どもは、非貧困世帯や二人親世帯ではいずれも25%前後であるのに対して、貧困世帯や母子世帯はそれぞれ40.4%、34.1%である。一方、大学までの進学については家庭の経済状況や家族構造にかかわらず、7割以上の子どもが家庭の経済的負担が大きいと回答している(家族構造については10%水準で有意な関連がみられる)。

続いて学歴取得の価値に関する5つの質問項目(B~F)をみる。高校までの進学については、いずれの項目も貧困世帯群は非貧困世帯よりも5~15ポイント程度、賛成割合が高い。「B.社会的な評価が得られる可能性が高い」と「C.親と同じくらいかそれ以上の地位の職業につける可能性が高い」の二項目では、1%水準で両群間に有意差がみられる。大学までの進学に関する同項目でも、貧困世帯の回答割合が非貧困世帯よりも高い傾向にある。しかし、Cを除くほとんどの項目について、両群間で有意な差異は看取されない。これらの結果を踏まえると、貧困世帯群について学歴取得による地位達成志向が著しく低いという傾向はみられず、むしろ社会的地位の上昇移動の手段的役割として高校や大学進学に価値を置いている。

表2 貧困世帯と子どもの学歴意識の関連

(%)

	貧困世帯 (n=136)	非貧困世帯 (n=1,615)		二人親世帯 (n=1,686)	母子世帯 (n=132)	
高校						
A. 入学から卒業までの経済的負担が大きい	40.4	24.9	***	25.6	34.1	*
B. 社会的な評価が得られる可能性が高い	27.2	15.8	**	16.3	24.2	*
C. 親と同じくらいかそれ以上の地位の職業につける可能性が高い	25.0	15.1	**	15.6	19.7	
D. 就きたい職業に就ける可能性が高い	22.1	17.1		17.6	18.2	
E. 収入のよい仕事につける可能性が高い	17.6	12.6	+	12.6	17.4	
F. 評判のよい仕事につける可能性が高い	16.2	11.6		11.3	15.1	
G. 高校での勉強は難しくてついていけない	30.1	20.5	**	21.1	22.7	
H. 高校を卒業するのは難しい	22.1	11.3	***	11.9	14.4	
大学						
A. 入学から卒業までの経済的負担が大きい	78.7	73.3		73.5	80.3	+
B. 社会的な評価が得られる可能性が高い	81.6	79.7		79.2	85.6	+
C. 親と同じくらいかそれ以上の地位の職業につける可能性が高い	82.3	71.2	**	71.2	78	+
D. 就きたい職業に就ける可能性が高い	81.6	75.5		75.1	81.1	
E. 収入のよい仕事につける可能性が高い	79.4	74.8		74.5	80.3	
F. 評判のよい仕事につける可能性が高い	77.9	70.7	+	70.7	77.3	
G. 大学での勉強は難しくてついていけない	66.2	51.5	**	52.2	62.1	*
H. 大学を卒業するのは難しい	63.2	44.4	***	45.3	62.1	***

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

しかし、高校や大学の卒業可能性に関する質問項目 (G と H) については貧困／非貧困世帯や家族構造による分布の違いが確認できる。「G.高校 (大学) での勉強は難しくてついていけない」「H.高校 (大学) を卒業するのは難しい」と回答する割合が貧困世帯群では約 10～20 ポイント程度高く、その傾向は統計的に有意である。他方、母子世帯については、大学までの進学に関して学習行動に不安を抱く割合が二人親世帯と比較して高い。この結果は、高校や大学での学習や学力不振に対する不安感を抱く子どもが貧困世帯や母子世帯群で顕著であることを示唆している。

(3) 「貧困世帯」の形成要因

これまでの記述的分析をもとに、分析対象である世帯が経済的貧困に陥る規定要因を多変量解析より検討する。分析手法は、調査時点で貧困世帯であるか否かを表す二値変数を従属変数とした二項ロジットモデルである。

分析結果は表3に示した。モデル1は、母親が中学3年（15歳）時点の家庭の暮らし向きと、家庭内の不和、(母方)祖父母の学歴を独立変数として投入している。その中で、15歳時点の暮らし向きを表す「下位層」ダミーのみが5%水準で有意な正の効果を呈する。オッズ比をみると、貧困経験者は非経験者と比較して、1.54倍(=e^{.430})ほど貧困世帯に所属しやすい。回顧法による主観的な変数である点は一定の留保が必要であるが、母親が15歳時点の家庭の暮らし向きが悪い(5件法のうち「やや下の方」「下の方」と回答した群は、調査時点で貧困世帯に属する傾向が高い。他方で、祖父母の学歴(短大以上)や母親15歳時の家庭環境を表す2つのダミー変数(「父と母の間には口論や争いが絶えなかった」「ひとり親だった」)は統計的に有意な効果を持っていない。この結果は、子ども期の両親の不和や家族構造が、現在の貧困状態に直接的な影響を与えることを支持しない。

モデル2は、調査時点の世帯の社会経済的属性(子性別・家族構造・子ども数・親学歴¹⁰)を独立変数として投入した。その結果、親学歴が低いほど、子ども数が多いほど、二人親世帯よりも母子世帯であることが貧困世帯への所属確率を有意に高めている。これは、低学歴層や扶養義務を持つ子どもの絶対数が多い世帯ほど経済的貧困に陥りやすいことを示唆する。とりわけ、家族構造を表す母子世帯ダミーの効果は他の諸要因よりも著しく大きい。オッズ比でみると、母子世帯では二人親世帯と比べて、貧困世帯への所属リスクが18.3倍(=e^{2.907})となる。世帯の主な稼得役割が期待される父親が不在であることは、母親や子どもを貧困状態に陥らせるよう強く作用している。

モデル3では、先の2つのモデルで用いた独立変数を同時に投入し、変数間の影響度を比較している。興味深いことに、モデル1で確認された貧困経験ダミーは、両親の学歴や世帯属性を考慮すると、もはや有意な効果を呈していない。その一方、親の学歴水準や子ども数、母子世帯ダミーは依然として統計的に有意であり、その効果の頑健性が見て取れる。厳密な直接比較はできないけれども、母親15歳時暮らし向きを表す「下位層」ダミーの係数は.430から.147に減少している。それにより、「下位層」ダミーの効果はモデルに追加された親の社会経済的属性や調査時点の世帯属性によって、その大部分が説明できるといえる。

¹⁰ 父親と母親の学歴を個別にモデルに設定しなかったのは、母子世帯について父親学歴の欠損が多いためである。ここでは、二人親世帯については父親と母親のうち学歴が高い一方を、母子世帯では母親自身の学歴を用いている。

表3 「貧困世帯」を従属変数とした二項ロジットモデル

	モデル1		モデル2		モデル3	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
母親15歳時・家庭の暮らし向き (ref.中位層)						
上位層	.075	(.235)			.006	(.265)
下位層	.430	(.217) *			.147	(.249)
母親15歳時・家庭環境						
両親の口論や争い(=1)	.001	(.252)			.054	(.285)
ひとり親だった(=1)	.100	(.363)			-.111	(.412)
祖父学歴(短大以上=1)	-.468	(.296)			-.516	(.339)
祖母学歴(短大以上=1)	-.415	(.437)			-.097	(.473)
子性別(男子=1)			-.011	(.203)	-.028	(.204)
家族構造(ref.二人親世帯)						
母子世帯			2.907	(.236) ***	2.965	(.243) ***
子ども数			.548	(.102) ***	.545	(.104) ***
親学歴(短大以上=1)			-.762	(.209) ***	-.627	(.219) **
定数項	-1.118	0.308 ***	-1.113	(.321) **	-4.034	(.366) ***
-2LL	922.790		728.800		728.801	
Pseudo R ²	.013		.220		.220	
N			1,711			

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

基礎分析の結果を考慮すれば、過去の貧困経験が地位達成上の不利や母子世帯の発生をもたらす、その帰結として次世代に同様の貧困経験をもたらすと解釈できる。

(4) 子どもの「教育期待」の規定要因

次に、将来の進学行動を方向付けると推測される子どもの教育期待の規定要因について検討する。ここでは、(1) 貧困世帯に属することが子どもの教育期待に及ぼす効果とその程度、(2) 貧困世帯と教育期待の間に関連がある場合、その関連を説明する媒介要因について検討する。分析手法は、高等教育への進学を望むか否かを表す二値変数(短大・四大以上=1、を従属変数とした二項ロジットモデルである。分析対象は、モデル内で使用する変数について有効回答が得られた1,298組(貧困世帯100組)に限定する。

a. 貧困世帯と母子世帯の相対的効果

分析結果は表4のとおりである。モデル1では、独立変数として貧困世帯ダミー・子性別・子ども数・親学歴の4つを設定している。基礎分析(図4)で確認されたように、貧困世帯ダミーは、他の共変量を統制したうえでも子どもの教育期待に対して1%水準で有意な

表 4 「子どもの教育期待」(短大以上)を従属変数とした二項ロジットモデル

	モデル1		モデル2		モデル3	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
子性別(男子=1)	.024	(.129)	.023	(.128)	.024	(.129)
相対的貧困(ref.非貧困世帯)						
貧困世帯	-.986	(.227) ***			-.930	(.246) ***
家族構造(ref.二人親世帯)						
母子世帯			-.537	(.236) *	-.153	(.264)
子ども数	-.302	(.080) ***	-.341	(.079) ***	-.308	(.081) ***
親学歴(短大以上=1)	1.326	(.130) ***	1.354	(.130) ***	1.318	(.131) ***
定数項	.901	(.223) ***	.937	(.225) ***	.926	(.227) ***
-2LL	1431.473		1445.511		1431.138	
Pseudo R ²	.100		.091		.100	
N			1,298			

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

効果を示している。係数の符号が負であることから、貧困世帯に属する子どもは、非貧困世帯群と比較して短期大学や四年制大学への進学期待が低い傾向にある。

モデル 2 は、貧困世帯ダミーではなく、代わりに家族構造を表す母子世帯ダミーを独立変数としてモデルに投入したものである。貧困世帯と母子世帯の間には強い相関が見られることから、このモデルはベースラインとなる母子世帯の主効果を確認する意味を持つ。その結果、母子世帯ダミーは 5%水準で子どもの教育期待に対して負の影響を与えている。二人親世帯と比較して、母子世帯のもとで生活する子どもの教育期待水準が低いという傾向は、図 4 とも整合的である。

モデル 3 では、貧困世帯ダミーと母子世帯ダミーを同時にモデルに投入し、両者の相対的影響度を比較する。その結果、母子世帯ダミーの主効果はモデル 2 と比較して大幅に減少し、もはや統計的に有意な効果を呈していない。その一方、貧困世帯ダミーは家族構造を考慮したとしても、係数自体に大きな変化はみられず依然として 1%水準で統計的に有意である。表 1 で示したとおり、母子世帯のうち貧困ラインを下回る世帯は 46.4%を占めている。モデル 3 の結果は、世帯の貧困状態(経済的暮らし向き)を統制すると、母子世帯の家庭状況は、子どもの教育期待に対して何ら影響を持たないことを示唆する¹¹⁾。すなわち、母子世帯群については、世帯の経済的剥奪を介して子どもの教育期待に負の影響を与えてい

¹¹⁾ 同様に、家族構造が中学 3 年生の教育期待(短大以上)に及ぼす影響とその要因を検討した研究として余田(2014)が挙げられる。本稿の分析結果とは異なり、離別母子世帯出身者の教育期待の低さは等価世帯所得を統制した上でも統計的に有意のままであることが指摘されている(余田 2014)。使用データによって得られる知見が混在していることから、本分析の結果の頑健性については一定の留保を置く必要がある。

るとする解釈がおおむね妥当である。ただし、この母子世帯の効果は、世帯所得を統制した際の平均的な効果であり、その効果は貧困ラインを下回る場合に限り観察されるケースも想定できる。そこで、家族構造と貧困世帯の交互作用項をモデル3に追加し、母子世帯の効果が貧困状態にある場合にのみ局所的に観察されるかを検討した（表は非掲載）。しかし、投入した交互作用項は統計的に有意ではなく、母子世帯の効果は貧困世帯であるか否かにかかわらず大きく変化しなかった。

b. 貧困世帯と子どもの教育期待の関連を説明する要因

それでは、貧困世帯に属することが子どもの教育期待水準を相対的に低下させる要因は何であろうか。以下では、両者の関連を説明する媒介変数として、(1) 子どもの成績、(2) 進学希望の高校学科・コース、(3) 進学希望の高校偏差値の3つを設定し、各変数の説明力を比較する¹²。

分析結果は表5に示した。表5のモデル4からモデル6は、上記3つの変数を媒介要因として個別に投入したものである。モデル7では、3つの媒介変数候補を同時にモデルに追加している。ベースラインモデルは、表4のモデル3である。また、表5には貧困世帯の直接効果が追加投入した媒介変数によってどの程度説明されるかをみるために、KHB法（Karlson et al. 2012）による推定の結果を各モデルに示している。

モデル4からモデル6において追加された個々の変数はおおむね統計的に有意な効果を呈している。すなわち、子ども自身の成績がよいほど、進学先として普通科や偏差値が高い高校を選択する者ほど短大・四年制大学への進学を期待する傾向にある。回帰係数の変化に着目すると、表4のモデル3の結果と比較して、いずれのモデルも貧困ダミーの効果を表す係数は減少している。モデル3と比較すると、モデル4とモデル5では依然として5%水準で有意である一方で、モデル6では10%水準で有意傾向へと変化している。

続いて、KHB法の推定結果をもとに各媒介変数の説明力を比較してみよう。モデル4からモデル6の中で、貧困世帯ダミーの主効果を最も説明しているのは、進学希望の高校偏差値を投入したモデル6である。モデル6の結果は、貧困世帯の全体効果のうち、63.7%が進学希望の高校偏差値を介した間接効果であることを意味する。モデル適合度の観点からみても、モデル6はベイズ情報量基準（BIC）がこれら3つのモデルの中で最もよい。

これらより、貧困世帯と子どもの教育期待の関連を捉えるうえで、進学先の高校偏差値が

¹² これら三変数はいずれも意識に関する変数であるため、子どもの教育期待を従属変数としたモデルでは内生性（endogeneity）の問題が含まれる可能性がある。ここでは、子どもが自身の学力や高校進路、家庭状況を踏まえたうえで、最終的に将来的な到達学歴を判断する（「学力・高校進路・家族状況」→「教育期待」の因果の向き）と仮定する。内生性の問題については、モデルの改良を含めて今後の課題としたい。

表 5 「子どもの教育期待」(短大以上)を従属変数とした二項ロジットモデル(続き)

	モデル4		モデル5		モデル6		モデル7	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
子性別(男子=1)	.111	(.145)	.137	(.145)	.031	(.150)	.117	(.161)
相対的貧困(ref.非貧困世帯)								
貧困世帯	-.698	(.283) *	-.552	(.281) *	-.480	(.279) +	-.247	(.305)
家族構造(ref.二人親世帯)								
母子世帯	-.103	(.300)	-.234	(.294)	-.114	(.309)	-.198	(.329)
子ども数	-.243	(.093) **	-.231	(.090) *	-.238	(.096) *	-.153	(.104)
親学歴(短大以上=1)	1.252	(.148) ***	1.192	(.146) ***	.879	(.152) ***	.914	(.165) ***
子どもの成績	.974	(.070) ***					.521	(.085) ***
進学希望の高校学科・コース (ref.普通科)								
職業学科			-2.687	(.203) ***			-1.625	(.221) ***
総合学科・高専・専修学校 わからない			-.853	(.228) ***			-.621	(.272) *
わからない			-1.387	(1.238)			-.232	(1.250)
進学希望の高校偏差値 (ref.55~65未満)								
45未満					-3.197	(.238) ***	-1.840	(.279) ***
45~55未満					-2.069	(.226) ***	-1.495	(.241) ***
65以上					2.220	(1.024) *	2.027	(1.028) *
定数項	-2.482	(.348) ***	1.294	(.254) ***	2.699	(.326) ***	.438	(.488)
KHB法(貧困世帯)	38.6%		50.0%		63.7%		82.1%	
-2LL	1181.056		1212.024		1092.630		983.788	
Pseudo R ²	.257		.238		.312		.381	
BIC	1231.236		1276.541		1157.147		1076.980	
N					1,298			

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

重要な要素であることが推測される。しかし、これらの結果は、それ以外の要因が全く重要でないことを意味しない。子どもたちが選択する高校の学科や偏差値は家庭の経済状況のみならず、子ども自身の学業達成が少なからず影響を持つからである。表 5 の分析結果からさらに考えねばならないのは、複数の変数間(貧困世帯・学力水準・進学希望高校・教育期待)の複雑な因果関係の経路である。

4. 結論

本稿は、中学 3 年生とその母親を対象とした二者関係データをもとに、相対的貧困世帯で育つ子どもの進路希望や教育期待(現実的到達学歴)について、非貧困世帯との比較分析を通じて検討を進めてきた。

分析結果より得られた知見を要約すると次の 3 点である。第 1 に、貧困世帯の世帯属性として(1)低学歴層、(2)子ども数(きょうだい数)が多い、(3)母子世帯であることが重要な特徴として挙げられる。また、母親が 15 歳時の家庭の暮らし向きが苦しかった場合、

調査時点で貧困世帯に属する傾向にあった。これは、JLPS-Jでも貧困の世代間連鎖が想定する経路パスがおおむね支持されたことを示している。ただし、この関連は先述の貧困世帯の諸特性を統制するとみられなくなった。そのため、貧困が世代間で伝達されるプロセスを把握するためには、地位達成や家族形成・解消といったライフコースに対して、子ども期の貧困経験がいかなる影響を及ぼすかについてより詳細な分析が必要であることが示された。

第2に、貧困状況と子どもの進路希望や教育期待との関連を検討したところ、貧困世帯と非貧困世帯の間には明確な差異が見出された。貧困世帯に属する子どもは、非貧困世帯群と比較して、(1)普通科よりも職業学科や総合学科、そして(2)偏差値が相対的に低い高校への進学を希望する割合が高かった。教育期待についても、貧困世帯群では到達学歴として「高校まで」と回答する割合が高く、高等教育進学(短大以上)への進学希望は低い傾向にあった。しかし、両世帯間で子どもの進路希望に差異がみられる背景を子どもが抱く学歴意識の違いに還元させることは難しい。貧困世帯の子どもは、進学による社会的地位の上昇移動やよりよい就業の可能性について比較的肯定的な意見を持っており、学歴のリターンを低く見積もっているわけではない。他方で、進学に伴う経済的コストや学業不振・卒業可能性について貧困世帯の子どもはとりわけ不安を持つ傾向にあった。同様の傾向は母子世帯群についても部分的に確認された。

第3に、貧困世帯が子どもの教育期待(短大以上への進学希望)に及ぼす影響とその規定構造について多変量解析をもとに検討した結果、基礎分析と同様に貧困世帯と教育期待の間には負の関連がみられた。しかし、母子世帯の効果は、貧困世帯を統制すると有意ではなくなり、貧困世帯との交互作用効果も看取されなかった。今回の分析では、母子世帯群の教育期待の相対的低さは、家庭の経済的要因(貧困状況)によっておおむね説明された。また、貧困世帯と教育期待の関連を最も説明する要因は第1志望高校の偏差値であった。換言すれば、貧困世帯の子どもは、選抜性が相対的に低い高校への進路選択を所与として、非貧困世帯よりも教育期待を低下させていた。これらの知見は、貧困世帯出身者の教育機会の閉鎖性を考慮する際には、大学進学による経済的コストのみならず、それ以前の高校選択をめぐる価値観やその異質性に注目する必要性を示唆する。

本稿では、連続的な尺度である世帯収入ではなく、貧困/非貧困の分断線に着目することで、貧困世帯で育つ中学生が直面する進路選択の問題についてアプローチした。しかし、本稿で用いたデータはあくまで第1波調査のみであり、世帯収入の測定を除いて従来の横断的調査と大きな違いはない。貧困世帯で育つことが子どもの進路選択に及ぼす因果的効果については、今後の第2波調査の結果を踏まえながら慎重に議論を行う必要がある。例えば、高校進学後に貧困状態に陥ることがその後の大学進学希望に及ぼす影響や、貧困世帯が子どもの教育意識に及ぼす影響が高校入学前後で異なるか、といった縦断的な問いはパネルデータの分析によって初めて検討することができる。

子ども期の貧困がその後の進学行動や意識に及ぼす影響とそのメカニズムの検証をより精緻に行うためにも、JLPS-Jと同様の児童や学生を対象としたパネルデータの設計と収集が今後期待される。

文献

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困—不公平を考える』岩波書店.
- , 2014, 『子どもの貧困Ⅱ—解決策を考える』岩波書店.
- 相澤真一・土屋敦・小山裕・開田奈穂美・元森絵里子, 2016, 『子どもと貧困の戦後史』青弓社.
- Duncan, Greg J., Brooks-Gunn, Jeanne, Yeung, Jean W., and Smith, Judith R., 1998, “How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children?,” *American Sociological Review*, 63(3): 406-23.
- , Ziol-Guest, Kathleen M., and Kalil Ariel, 2010, “Early-Childhood Poverty and Adult Attainment, Behavior, and Health,” *Child Development*, 81(1): 306-25.
- 藤原翔, 2016, 「中学生と母親パネル調査の設計と標本特性」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』95: 1-14.
- 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, 239-52.
- 苅谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子, 2002, 『調査報告「学力低下」の実態』岩波ブックレット.
- Karlson, Kristian B., Anders Holm, and Richard Breen, 2012, “Comparing Regression Coefficients Between Models Using Logit and Probit: A New Method,” *Sociological Methodology*, 38:463- 81.
- 国立大学法人お茶の水女子大学編, 2014, 『平成 25 年度全国学力・学習状況調査（きめ細かい調査）の結果を活用した学力に与える要因分析に関する調査研究』.
- 厚生労働省, 2014, 『平成 25 年国民生活基本調査の概況』
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/>, 2016 年 7 月 1 日取得).
- Mayer, Susan, 1997, *What Money Can't Buy: The Effect of Parental Income on Children's Outcomes*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 耳塚寛明・牧野カツコ編, 2007, 『学力とトランジションの危機—閉ざされた大人への道』金子書房.
- 内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室編, 2012, 『親と子の生活意識に関する調査報告書』.

- 大石亜希子, 2007, 「子どもの貧困の動向とその帰結」『季刊・社会保障研究』43(1): 54-64.
- 斉藤知洋, 2014, 「家族構造と教育達成過程——JGSS を用いたひとり親世帯出身者の分析」
『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集』14: 11-23.
- Smith, Judith, Jeanne Brooks-Gunn, and Pamela Klebanov, 1997, “Consequences of Growing Up Poor for Young Children,” G. Duncan and J. Brooks-Gunn eds., *In Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage.
- 橘木俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』東京大学出版会.
- 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): 60-71.
- , 2014, 「家族構造と中学生の教育期待」『社会学年報』43: 131-42.

