

Working Paper Series

No.77

子ども期の貧困経験履歴と大学進学
— 『21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）』を用いた分析—

Childhood Poverty Dynamics and Advancement of Higher Education in Japan:
Analysis of Longitudinal Survey of Newborns in the 21st Century (2001 Cohort)

斉藤知洋
Tomohiro SAITO

2024年9月

<https://doi.org/10.50870/0002000391>



国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3 日比谷国際ビル6階

<https://www.ipss.go.jp>

本ワーキング・ペーパーの内容は全て執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

子ども期の貧困経験履歴と大学進学
—『21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）』を用いた分析—

齊藤知洋（国立社会保障・人口問題研究所）

[要旨]

本稿では、日本国内で実施された大規模パネルデータである「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」を用いて、(1) 子ども期の貧困経験履歴がいかなるパターンに集約されるのか、(2) その貧困経験履歴によって子どもの教育達成の程度が異なるのか検討した。

調査対象子の出生から青年期にかけての貧困動態のパターン（0歳・3歳・6歳・9歳・12歳・14歳の計6時点）について潜在クラス分析を適用して検討した結果、子ども期の貧困経験履歴は「非貧困持続」群（全体の88.6%）、「貧困脱出」群（6.0%）、「貧困突入」群（2.9%）、「貧困持続」群（2.5%）の4クラスに集約された。そして多変量解析からは、「貧困脱出」群（幼児期のみ貧困）に属する子どもは、「貧困突入」群（青年期のみ貧困）および「貧困持続」群（出生から青年期にかけて貧困）と同様に大学進学率（短大以上）が低い傾向にあった。この結果は、進路選択時期における経済的困窮世帯への事後的な支援のみでは、子どもの貧困に起因する教育達成格差を縮小・是正することが困難であることを示唆するものである。

1. 問題の所在：子どもの貧困と成人後のライフコースの関連と方法論的課題

2008年に『子どもの貧困』が刊行されて以来（阿部 2008）、貧困が社会問題として再認識され、経済的困窮世帯の子どもに対する生活支援のあり方が重要な政策的論点となっている。日本の子どもの相対的貧困率は10.9～16.3%（1986～2022年）を推移し（厚生労働省 2023）、他の先進諸国の中でも決して低い水準ではない（OECD 2008, 2015）。同貧困率は2012年をピークに低下に転じたものの、現在でも9人に1人の子どもが厳しい経済状況に置かれており（2021年：11.6%）、「大人1人と子どもから成る世帯」の相対的貧困率が突出して高い状況が続いている（同年：44.5%）。

子ども期に貧困を経験することは、劣悪な住環境・心身の健康状態・学力不振・非行・社会的孤立・児童虐待をはじめとする種々の生活リスクを高める。そして、その貧困経験が成人後の社会経済的地位達成（教育・就業）に対しても中長期的な影響を及ぼし（Duncan and Brooks-Gunn eds.1997; 阿部 2008, 2011）、一連の社会的不利益が世代を越えて再生産される可能性も危惧されている（阿部 2008; 佐藤・吉田 2007）。子どもの貧困が社会科学研究的対象となる理由の一つは、貧困が当事者である子どもにその責任を帰属させることができない社会構造的な問題であり、民主主義社会の基本理念である「機会の平等」に反するからである。このような問題認識のもと、有子世帯の貧困リスクを左右する諸要因や、貧困が子どものライフコースにいかなる影響を与えるかを検討した実証研究が経済学や社会学を中心に蓄積されてきた（Duncan and Brooks-Gunn eds.1997; 阿部 2008, 2011; 大石

2007; Oshio et al. 2010; 齊藤 2017; 稲葉 2012, 2021; 山野編 2019).

2000年代以降の日本国内の研究動向を概観すると、子どもの貧困に関する実証分析は成人を対象とした横断的調査データに基づいたものが多くを占める。一連の分析では、出身家庭の経済状況がリッカート尺度をもとに測定され、下位カテゴリ（例：「貧しい」「やや貧しい」）を選択した回答者を貧困家庭出身者と操作的に定義することで、子ども期の貧困と最終学歴・個人所得・現職・生活意識との関連を見ていくことになる（大石 2007; 阿部 2011; Oshio et al. 2010）¹。主観的貧困を代理指標として成人後のライフコースに対する影響力を推計する方法は、調査コストの面でも便宜上有用であることは言うまでもない。しかしながら、一連の社会経済的地位達成後に当時の経済状況を評価する回答方式を採るがゆえに、得られる推計値には回顧バイアスをはじめとする測定誤差や内生性（endogeneity）といった問題が付きまとう（Hardt and Rutter 2004; Oshio et al. 2010）。

この問題に対しては、子どもを持つ親を調査対象として世帯所得を直接聴取した横断的調査を用いることで、経済的貧困と子どもの進学意欲やメンタルヘルスの関連を検討した研究が近年見られつつある（稲葉 2012, 2021; 齊藤 2017; 山野編 2019）。それにより、子世代からの回顧的回答に比べて世帯所得をより高い精度で測定することが可能となる。ただし、調査時点では学歴や職業といった子どもの地位達成は未確定であるため、貧困との諸関連は当然ながら分析することができない。

さらに、出身家庭の経済状況をある一時点の所得情報をもとに計測する従来の方法に対しても、いくつかの批判が加えられている（Duncan et al. 1998; Wagmiller et al. 2006）。それらの批判の中核は、世帯所得が稼得者の昇進や転職・離職、さらには結婚・離婚・出産などのライフイベントによって変動しやすい資源だということにある。事実、ある時点で貧困状態に置かれている世帯がその後も同じ状態に留まっている層は少数派であり、貧困層を構成する世帯は時間の経過とともに、相当数入れ替わりが生じていることがすでに明らかとなっている（岩田 1999; 岩田・濱本 2004; 濱本 2005; 石井・山田 2007; 林 2024 など）。子どもの視点に立てば、一連の知見は、ある時点で測定された静態的（static）な貧困が、生育期全体にわたる家庭の経済状況を必ずしも反映していないことを含意している（暮石・若林 2017）。以上の方法論的課題を踏まえると、子ども時代に経験する貧困が成人後のライフコース形成に及ぼす影響について詳細な検討を加えるには、出生から青年期に至るまでの世帯所得の経時的变化を長期間にわたり収集したパネル（縦断的）データによる分析が望ましい。

そこで本稿では、日本国内で実施・収集された大規模パネルデータを用いることで、子ども期における貧困経験のパターンを類型化したうえで、その貧困経験履歴が後の教育達成（大学進学）に及ぼす影響について新たに検討していく。

¹ たとえば、「日本版総合的社会調査（Japanese General Social Survey）」を用いた Oshio et al. (2010) は、「(当時の平均的な世帯と比べて) 15歳の頃の世帯の収入」を尋ねた調査項目に対して、「平均よりかなり少ない」・「平均より少ない」と回答した 35.9%を貧困家庭出身者と操作的に定義し、内生性バイアスを考慮した分析を行っている。

2. 先行研究と研究課題

2.1 パネルデータに基づく貧困動態の諸相

同一の世帯・個人が貧困状態をどの程度継続しているのかを把握・記述する試みは、PSID (Panel Study of Income Dynamics) に代表されるパネル調査が日本に先んじて実施された米国や西欧諸国において、長年にわたる研究蓄積が見られる (Bane and Ellwood 1986). 一連の研究群は、「貧困の動態 (ダイナミクス)」研究と呼ばれ、日本においても 1990 年代以降にパネルデータを用いた分析が徐々に蓄積されつつある (岩田 1999; 岩田・濱本 2004; 石井・山田 2007; 林 2024).

国内外の「貧困の動態」研究の知見を簡潔に整理すると、それは二点にまとめられる。第一に、人々が経験する貧困にはライフサイクルによる規則性が観察されることである。これは一世紀以上前にイギリス・ヨーク市の労働者階級家庭を現地調査した B.S.ラウントリが指摘したように、貧困が幼児期・子育て期・高齢期に集中しやすいという経験的事実が現代社会でも当てはまることを示している (Bane and Ellwood 1986; 岩田 1999; 岩田・濱本 2004). そして第二の知見として指摘されているのは、貧困層の社会的流動性の高さである。パネルデータによる分析からは、貧困線 (poverty line) を境界として、「貧困への突入 (entry into poverty)」と「貧困からの脱出 (out of poverty)」という二つの社会移動を経験する人口群は、長期間にわたり貧困状態に滞留する群を大きく上回っていることが明らかとなっている (岩田・濱本 2004; 濱本 2005; 林 2024).

貧困の継続性・固定化の程度がそれほど高くないという傾向性は、子どもがいる世帯についても認められる。たとえば、「21 世紀出生時縦断調査 (平成 13 年出生児)」(厚生労働省) の個票データを用いた暮石・若林 (2017) によれば、3 年間隔の 5 期 (2001・2004・2007・2010・2013 年) のうち、3 期以上にわたり持続的貧困の状態にある子どもの割合は全体の 3.3% に過ぎない。その一方で、観察期間のうちに一度でも貧困を経験している子どもは 2 割程度にも上ることや、低学歴層や母子世帯を中心に貧困状態が長期化するリスクが高いことも同時に報告されている (暮石・若林 2017).

2.2 研究課題：子ども期の貧困経験履歴への着目

「貧困の動態」研究から得られた先述の諸知見は、子どもが出生から青年期に至るまでに経験する貧困のパターンには多様性が存在し、横断的調査から測定される一時点の所得情報のみでは、子どものウェルビーイングに対する貧困効果が過小に推計される可能性を示唆している (Mayer 1997; Wagmiller et al. 2006). そうした方法論的課題に 대응するために、国外の先行研究では子どもがライフコース上で経験する貧困動態を三つの側面——①時期 (period), ②期間 (duration), ③方向 (direction) ——に着目し、メンタルヘルスや教育的アウトカムとの関連について検討がなされてきた。

第一に、時期 (period) は、経済的貧困を経験するタイミングを表す。この指標に着目した研究群は、臨界期 (critical period) や人的資本形成の重要性を強調し、幼児期の経済的資源の欠如が将来のライフチャンスに左右する認知 (非認知) 能力や社会情緒的発達に不可逆的な影響を及ぼすと主張する (Heckman 2013=2015). 実証分析からは、貧困の発生時期による所得効果の異質性が指摘され、知能指数 (IQ) や成人後のメンタルヘルス、教育年

数・稼得賃金に対する貧困効果は幼児期に大きい傾向にある (Duncan et al. 1998; Johnson and Schoeni 2011). 一方, 教育や職業などの地位達成については, 青年期での貧困経験が決定的に重要であるとの指摘も見られる (Haveman et al. 1991; Mayer 1997).

第二に, 期間 (duration) は貧困状態に置かれる暴露期間を指し, 先に述べた貧困の継続性とも密接に関わる指標である. ライフコースにわたる持続的な経済的資源の欠如やそれに伴うストレスは, 累積的な不利 (cumulative disadvantage) として子どものウェルビーイングを著しく阻害する (McLeod and Shanahan 1996). 観察期間内における貧困経験の年数や割合を指標とした分析からは, 慢性的貧困状態 (chronic poverty) にあった子どもほど教育達成や健康水準が低いことが報告されている (Mayer 1997; Green et al. 2018).

最後に, 方向 (direction) とは, 貧困線を境界とした世帯所得の変化に相当する. その変動パターンは, 貧困層の流動化事象を表す「貧困への突入」と「貧困からの脱出」に区分され, 前者 (後者) はある時点間において貧困線を下回る (上回る) ほどの世帯所得の下落 (上昇) を表す. 頻繁な所得の変動は, ストレッサーとして家族生活への不適応や親子関係の不和を引き起こし (Conger et al. 1993; McLeod and Shanahan 1996), とりわけ貧困への下降移動を経験した子どもほどその悪影響が大きいとされる (Moore et al. 2002).

以上, 子ども期の貧困経験履歴がウェルビーイングや成人後の地位達成に及ぼす影響について国外では多くの実証分析が蓄積されている一方で, その知見は一貫していない. その背景には, 各々の先行研究によって注目する貧困動態の側面が異なり, 分析に用いられる貧困指標の標準化 (harmonization) がなされていないことが挙げられる. また, 従来の上記指標では, 経済的貧困の経年的変化を十分に考慮できないことも指摘されている. たとえば, 貧困の経験タイミングの効果を回帰モデルで推計する場合には, その貧困効果は残りの要素である貧困の持続期間や変動パターンによる影響が交絡している可能性がある² (Wagmiller et al. 2006). そのため, これら三要素を同時に考慮し, 各次元の独自効果を析出するにあたり, 潜在クラス分析 (latent class analysis) をもとに貧困経験履歴を類型化する試みがなされている (Wagmiller et al. 2006; Lee 2014; Wilson and Shuey 2016).

これらの研究動向を踏まえ, 本稿では日本国内で実施された大規模パネルデータを用いて, 新たに二つの研究課題を検討する. 第一に, 子ども期の貧困経験履歴がいかなるパターンに集約されるのかを記述する. そして第二に, その貧困経験履歴によって子どもの教育達成の程度 (大学進学率) に差異が見られるのかを明らかにする. 両者の関連を分析することは, 子ども期の貧困動態のどの側面 (時期・期間・方向) が成人後の生活機会格差を生み出しているのかといった社会的メカニズムへの接近が可能になるだけでなく, 教育保障をめぐる子どもの貧困対策パッケージの優先度 (貧困の事前予防か, 事後的保障か?) について判断材料の一つを提供し得る.

² 貧困動態のある次元は, 他の二つの次元と排他的な関係にあるわけではない. そのため, 貧困の①時期, ②期間, ③方向の各次元を表す指標を同時に回帰モデルに投入すると, 多重共線性 (multi-collinearity) の問題が生じるリスクが高まる. これに関連して, Lee (2014) はこれらの次元を反映した複数の貧困指標を個別に回帰モデルに投入し, モデル適合度の観点から説明力の高い指標を選択し, 解釈を行っている.

3. データと方法

3.1 使用データ

使用するデータは、厚生労働省および文部科学省が実施した「21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)」の調査票情報である。この調査は21世紀の初年に出生した子の生活実態やその経年的変化を把握することを目的とした一般統計であり、同一客体を継続的に追跡したパネル調査である。調査対象は、2001年1月10～17日または同年7月10～17日に生まれた子(双子・三つ子を含む)とその保護者であり、「人口動態調査」(厚生労働省)の出生票から調査客体が抽出されている。実査は郵送法によって年に一度行われ³、保護者に対して子どもの生活・学習状況や世帯の状況等について聴取している⁴。第1回調査の有効回収数(同回収率)は47,015票(87.8%)であり、それ以降の各回調査の有効回収率(第2～21回)は76.5～93.5%となっている。

本調査は、対象子の出生から青年期にかけての世帯の経済状況を保護者に対して継続的に聴取しており、本稿が注目する子ども時代の貧困動態と大学進学に関連を検討できる数少ないパネルデータである。以下の分析では、第1回(2001年)から第19回(2020年)までの調査票情報を使用する。

3.2 使用変数

(1) 相対的貧困

本稿では、ある時点における貧困経験の有無について、世帯の金銭的側面に着目した相対的貧困をもとに把握する。分析では、厚生労働省(2023)と同様に、相対的貧困を「貧困線(等価可処分所得の中央値の半分)に満たない状態」と定義する。等価可処分所得(equivalized disposable household income)とは、世帯全体の所得から税金や社会保険料等を差し引いた可処分所得(手取り収入)を世帯の人数に合わせて調整したものであり、可処分所得を世帯人数の平方根(等価弾力性 $e=0.5$)で割ることで算出される。

調査では、昨年1年間の世帯の収入について、第1回(2001年)・第2回(2002年)・第4回(2004年)・第5回(2005年)・第8回(2008年)・第11～19回(2011～2019年)で尋ねている。分析では各時点の世帯収入を可能な限り等間隔となるように、調査対象子が0歳(生後6ヶ月)・3歳(3歳6ヶ月)・6歳(5歳6ヶ月)⁵・9歳(小学3年生)・12歳(小学6年生)・14歳時点(中学2年生)の計6時点の貧困経験の有無をもとに子ども期の貧困経験履歴を集計することにした(表1)。集計にあたっては、たとえば、子どもが0歳(2001年)のときの世帯所得は、翌年の第2回調査(2002年)の回答情報をもとに計測した。

³ 第7回調査(2008年)については、前回調査(第6回)から一年半後に実施された。各調査の調査日は、第1～6回調査では1月生まれが8月1日、7月生まれは2月1日であったが、第7回以降は調査日がそれぞれ1月18日、7月18日に後ろ倒しとなった。なお、調査実施主体は第1回から第15回調査までは厚生労働省、第16回以降は文部科学省となっている。

⁴ 第11回調査(2012年)より、保護者のみならず調査対象の子どもに対しても別途調査票が配布され、家庭や学校での生活状況について聴取されている。

⁵ 第6回調査の実施時点での調査対象子の年齢は5歳6ヶ月であるが、当時の世帯収入は、その1年6ヶ月後に実施された第7回調査の回答情報を使用することから、6歳と表記している(注釈3を参照)。

表1 相対的貧困の操作化

調査回	調査年	対象子年齢	所得情報 の有無	所得情報 (前年)	貧困線* (課税前所得)	貧困線** (等価可処分所得)
		出生1年前			150.5	137
第1回	(2001)	0歳(月齢6ヶ月)	○	②	146.2	
第2回	(2002)		②		143.8	
第3回	(2003)				143.3	130
第4回	(2004)	3歳(3歳6ヶ月)	○	⑤	140.1	
第5回	(2005)		⑤		139.9	
第6回	(2006)	5歳(5歳6ヶ月)		⑦	138.5	127
第7回	(2008)		⑦		138.1	
第8回	(2009)				131.6	
第9回	(2010)	9歳(小学3年生)		⑩	135.3	125
第10回	(2011)		⑩		132.7	
第11回	(2012)				134.5	
第12回	(2013)	12歳(小学6年生)	○	⑬	134.7	122
第13回	(2014)		⑬		131.0	
第14回	(2015)	14歳(中学2年生)	○	⑮	135.3	
第15回	(2016)		⑮		135.3	122
第16回	(2017)		○		140.6	
第17回	(2018)		○		134.6	
第18回	(2019)		○		139.9	127

(出典)*「国民生活基礎調査」(厚生労働省)の公表値(2所得票第007表)および暮石・若林(2017), **「2022(令和4)年国民生活基礎調査の概況」(文部科学省)をもとに報告者作成。「所得情報」欄の○の数値は調査回を表す。第7回調査は、第6回調査から1年6ヶ月後に実施。

しかしながら、本調査では世帯収入を「母親の収入」「父親の収入」「その他の収入」⁶の三項目のみで尋ねており、さらに可処分所得の算出に必要な税・社会保険料の額面は把握することができない。そのため、同データを用いて相対的貧困率を試算した暮石・若林(2017)の方法に倣って、式(1)のとおり等価世帯収入を算出する。世帯人数は分子の世帯収入に合わせて、母親・父親・子どもの数の合計人数とし、他の同居世帯員(祖父母・叔父叔母など)は除外している。

$$\text{等価世帯収入} = \frac{\text{昨年1年間の世帯の収入(母親・父親・その他の収入)}}{\sqrt{\text{母親と父親と子どもの数の合計人数}}} \quad (1)$$

式(1)から算出される等価世帯収入は、課税前の収入であることから、先述の定義に基づく貧困線を設定できない。そこで、暮石・若林(2017)に従い、「国民生活基礎調査(所得票)」の公表値をもとに税込み収入ベースの貧困線を算出した(表1)⁷。算出された貧困

⁶ 「その他の収入」には、親からの援助、家賃・地代等の財産収入、児童手当・出産育児一時金等の社会保障給付金等が含まれる。

⁷ 世帯収入変数の作成にあたり、継続調査拒否によるパネル脱落(panel attrition)と収入項目の無回答

線（課税前所得）は、可処分所得ベースで設定される従来の貧困線と比較すると、額面では約 1.1 倍高い水準で設定されている。こうした測定上の課題はあるものの、課税前の世帯総収入を用いることに関しては、分析上大きな問題にはならないことが指摘されている（石井・山田 2007）。それは、日本の税・社会保険料はそれほど累進性が高くなく、課税前後の所得指標間でその分布に顕著な差異が生じないためである。

(2) 子どもの教育達成と他の共変量

従属変数である子どもの教育達成は、大学進学の有無を表す二値変数を用いる。第 19 回調査（2020 年）における調査対象子の在学状況について尋ねた質問項目をもとに、現在通っている学校が「短大以上（短期大学・高等専門学校・四年制大学）」と回答した場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数を作成した。

後述する多変量解析では、調査対象子の性別と世帯・両親の社会人口学的属性を共変量として統計モデルに投入する。具体的には、調査対象子が出生した時点の属性として、母親年齢、父母の就業状況（出生 1 年前）と学歴、居住地（地域ブロック）を用いることとし、これらは第 1 回調査（2001 年）の回答情報を用いる（両親の学歴は第 2 回調査で聴取）。そして、貧困リスクと密接な関連がある世帯属性としてきょうだい数と世帯構造（母子世帯発生・父子世帯発生、祖父母および他の世帯員同居の有無）を用いる。きょうだい数と母子・父子世帯の発生状況については、第 1～14 回調査の回答情報を使用し、対象子が 14 歳時点までのきょうだい数（最大数）、および母子・父子世帯への移行経験の有無を表す二値変数を作成した⁸。祖父母および他の世帯員同居の有無については、統制目的として第 1 回調査（2001 年）の回答情報をもとに測定する。以上の諸変数の記述統計量は、表 2 のとおりである。

3.3 分析方法：潜在クラス分析による貧困経験履歴の類型化

子ども期の貧困経験履歴を類型化するにあたり、本稿では「潜在クラス分析（latent class analysis）」と呼ばれる統計手法を用いる⁹。潜在クラス分析は、名義尺度（・順序尺度）から成る観測変数間の諸関連をその背後にある潜在クラス（潜在変数）によって説明する統計モデルである。本稿の分析目的に照らせば、数ある貧困経験履歴を少数のパターンに集約すると同時に、先に述べた貧困動態の三つの側面——①時期（timing）、②期間（duration）、③方向（direction）——の情報を網羅したグループ（潜在クラス）を抽出することが可能と

（item nonresponse）に起因するサンプルサイズの減少に対処するために、収入項目と世帯人数について欠測が生じている場合には以下のような補完を行った。まず世帯収入を構成する「その他の収入」のみが無回答となっている場合には 0 の値を割り当て、「母親の収入」と「父親の収入」の合計値を世帯収入とした。また、ある時点（ t 期）の世帯人数が欠測の場合には、その前後の調査時点（ $t-1$ 期および $t+1$ 期）で父母の同居状況、同居する兄弟姉妹数に変化がない場合には欠測が見られる時点（ t 期）の世帯員情報はその前後で同一と見なして補完した。これらの処理を行っているため、同データ（第 1～14 回調査）を用いた暮石・若林（2017）が算出した相対的貧困率と必ずしも値が一致しない。

⁸ 世帯構造の操作化にあたり、本調査では親の婚姻状況について把握することができないため、各調査年の父母の同別居の組み合わせによって母子・父子世帯であるか否かを表す変数を作成した。また、調査では、おおむね 3 ヶ月以上にわたって親が不在の場合には非同居と見なされる。ただし、親が単身赴任中であると回答されているケースについては、その親は「同居」として処理した。

⁹ 潜在クラス分析の詳細については、三輪（2009）を参照のこと。

表 2 記述統計量

	Mean	(S.D.)	Min.	Max.		Mean	(S.D.)	Min.	Max.
子性別(女性=1)	.483	(.500)	0	1	父親学歴(ref.短大以上)				
出生時の母親年齢(ref.25-29歳)					中学・高校	.543	(.498)	0	1
24歳以下	.063	(.243)	0	1	無回答	.012	(.109)	0	1
30-34歳	.428	(.495)	0	1	きょうだい数(ref.1人っ子)				
35歳以上	.175	(.380)	0	1	2人	.545	(.498)	0	1
出生1年前の母親・雇用形態(ref.正規雇用)					3人以上	.332	(.471)	0	1
パート・アルバイト	.159	(.366)	0	1	母子世帯発生(=1)	.098	(.297)	0	1
自営・家族従業者	.046	(.210)	0	1	父子世帯発生(=1)	.012	(.110)	0	1
無職	.451	(.498)	0	1	祖父母同居(=1, 2001年)	.207	(.405)	0	1
その他・不詳	.011	(.102)	0	1	その他同居(=1, 2001年)	.071	(.257)	0	1
出生1年前の父親・雇用形態(ref.正規雇用)					居住地(2001年, ref.関東)				
パート・アルバイト	.012	(.108)	0	1	北海道・東北	.108	(.311)	0	1
自営・家族従業者	.090	(.286)	0	1	中部	.195	(.396)	0	1
無職	.012	(.108)	0	1	近畿	.181	(.385)	0	1
その他・不詳	.019	(.135)	0	1	中国・四国	.092	(.289)	0	1
母親学歴(ref.短大以上)					九州・沖縄	.102	(.303)	0	1
中学・高校	.565	(.496)	0	1					
無回答	.005	(.069)	0	1					

(注)表3・4の分析対象(n=19,692)をもとに集計.

なる (Wagmiller et al. 2006 Lee 2014; Wilson and Shuey 2016). 分析では、複数時点にわたって測定された同一指標 (貧困状態の有無) を観測変数とすることから、「反復測定潜在クラス分析 (repeated measures latent class analysis: RMLCA)」 (Collins and Lanza 2010) に基づく推計を行う。RMLCA の基本モデルは、式 (2) のとおりである。

$$\pi_{ijklmnot}^{ABCDEFG|X} = \pi_{it}^{A|X} \pi_{jt}^{B|X} \pi_{kt}^{C|X} \pi_{lt}^{D|X} \pi_{mt}^{E|X} \pi_{nt}^{F|X} \pi_{ot}^{G|X} \pi_t^X \quad (2)$$

分析では、子ども期の貧困経験履歴は計 6 時点の貧困状態の有無を表す顕在変数 (変数 A~G) から構成され、いずれも二値変数であることから、原理的にはその回答パターンは 64 通り (=2⁶) 存在する。潜在クラス分析では、これらの回答パターンを潜在変数 X とし縮約することになる。なお、潜在変数 X のカテゴリの総数 t は、尤度比カイ二乗統計量 (G²) や情報量基準 (AIC・BIC など) などのモデル適合度指標をもとに判断される。

次節では、以下の手順に従って分析を進める。はじめに、観測変数にあたる各時点の貧困状態 (相対的貧困率) の経年的変化を確認する (4.1)。つぎに、潜在クラス分析をもとに子ども期の貧困経験履歴を集約し、析出された各クラスの特徴を記述していく (4.2)。そのうえで、潜在クラスを従属変数とした多変量解析を行い、子どもの貧困経験履歴を規定する世帯・両親の社会人口学的属性について検討する (4.3)。最後に、子どもの大学進学を従属変数、貧困経験履歴を表す潜在クラスを独立変数とした二項ロジットモデルによる推計を行い、子ども期の貧困経験のパターンによって教育達成にどの程度の差異が観察されるのかを評価する (4.4)。

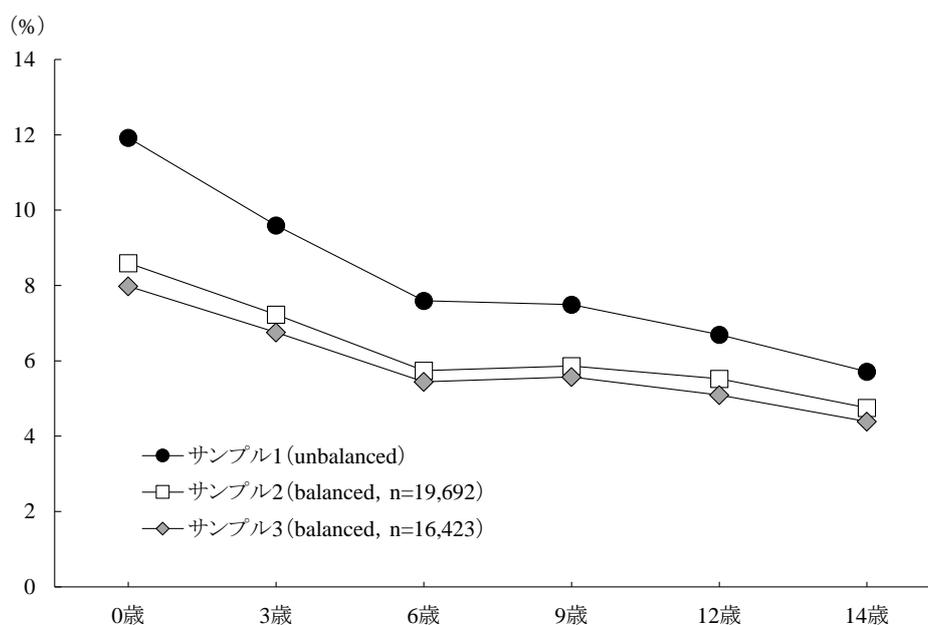
4. 分析結果

4.1 子ども期の相対的貧困率の経年的変化

はじめに、調査対象子（2001年生まれ）の出生から青年期にかけての相対的貧困率の経年的変化を確認する。図1では、計6時点における相対的貧困率を集計対象別に示している。サンプル1（unbalanced）の貧困率は、各時点で貧困状態の有無について有効回答が得られたケースをもとに集計しており、全ての時点間で集計対象数が異なる。そしてサンプル2（balanced）は、貧困状態に関する全時点情報と多変量解析で使用する諸変数（表4）について有効回答が得られたケース（n=19,692）、サンプル3（balanced）はさらに子どもの教育達成（第19回調査）についても有効回答が得られているケース（n=16,423）に集計対象を限定したものである。

サンプル1（unbalanced）をもとに貧困率の経年的変化を見ると、調査対象子が0歳時点（生後6ヶ月）における相対的貧困率は11.9%となっている。その後、同貧困率は低下しており、後の5時点ではそれぞれ9.6%（3歳）、7.6%（6歳）、7.5%（9歳）、6.7%（12歳）、5.7%（14歳）を推移している。「国民生活基礎調査」（厚生労働省）に基づく子どもの貧困率（2000～2015年）は14.9～16.3%であり、それと比べるとサンプル1の貧困率は2.5～9.6ポイント低い。両データ間で観察される貧困率の差異は、調査方法に起因するものであり、同一個体を追跡したパネルデータで計測した場合には、相対的貧困率は子どもの誕生時点で最も高く、加齢に伴って減少トレンドを描いていることがわかる。

また、全ての時点で世帯の経済状況について有効回答が得られているケースに限定すると（サンプル2・3）、相対的貧困率はサンプル1（unbalanced）のそれよりも低く算出されている。サンプル2および3の貧困率はそれぞれ4.8～8.6%、4.4～8.0%となっており、サンプル1に比べて最大3.9ポイント低い値を示している。この結果は、世帯の経済状況が



(注) サンプル1は各対象子年齢時で世帯所得情報が有効回答であったケース、サンプル2は計6時点の世帯所得情報および表4の使用変数について有効回答が得られたケース、サンプル3はサンプル2のうち子どもの教育達成（第19回調査）について有効回答が得られたケースをもとに算出。

図1 相対的貧困率の経年的変化

より深刻な低所得・貧困層ほど複数時点にわたり継続調査に協力しておらず、パネル脱落 (panel attrition) の傾向性が強いことを示唆している。そのため、以下の統計モデルから得られる推計値は、サンプル・セレクションによる影響を受けている可能性がある点には留意する必要がある。また、6 時点のうち 1 度でも貧困状態に陥ったことがあるケースは、およそ 2 割 (18.7%・サンプル 2) に達しており、子どもにとって貧困が身近なライフイベントであることを物語っている。

4.2 子ども期の貧困経験履歴の類型化：潜在クラス分析

つぎに、潜在クラス分析 (RMLCA) をもとに、子どもが出生から青年期に至るまでの計 6 時点の貧困経験のパターンを類型化する。集計対象は、各時点で有効回答が得られた 19,692 ケース (サンプル 2) である¹⁰。

表 3 潜在クラス数別に見たモデル適合度

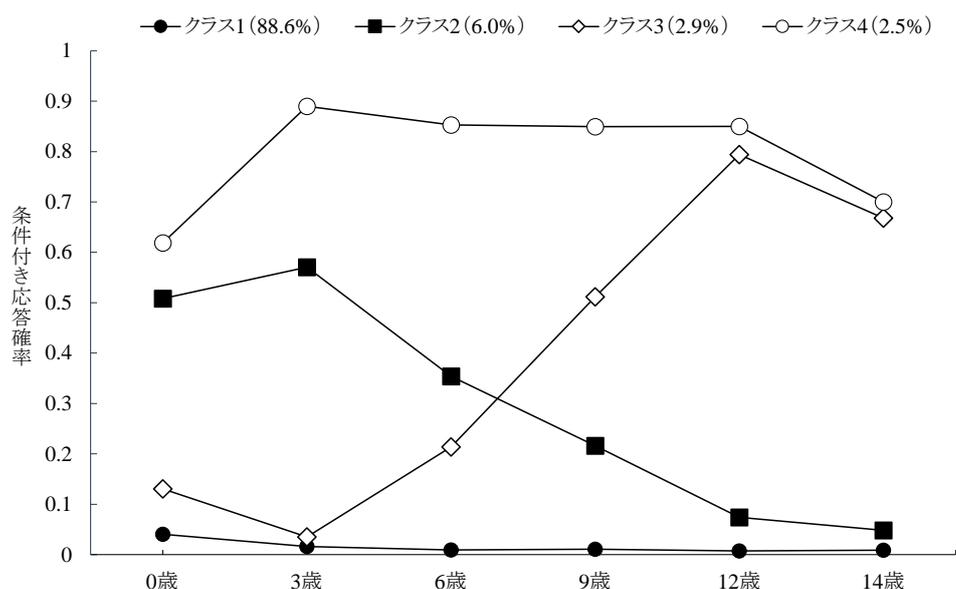
クラス数	尤度比統計量 G^2	d.f.	基準モデル	ΔG^2	p値	BIC
1 (M1)	55143.36	6	—	—	—	55,202.69
2 (M2)	43960.78	13	M1	11182.6	<.001	44,089.32
3 (M3)	43213.86	20	M2	746.9	<.001	43,411.61
4 (M4)	42704.84	27	M3	509.0	<.001	42,971.81
5 (M5)	42652.64	34	M4	52.2	<.001	42,978.95

(注) 計6時点の世帯所得情報および表2の変数について有効回答が得られたケース(n=19,692)をもとに推計。

表 3 は、潜在クラス数別に見たモデル適合度を示したものである。尤度比カイ二乗統計量 (G^2) に基づくモデル間比較 (ΔG^2) の結果を見ると、クラス数を増やすほど推計モデルの改善が見られ、クラス数を 5 つと仮定したモデルが最適と判断される。他方、ベイジ情報量基準 (Bayesian Information Criterion: BIC) によると、クラス数を 4 つと仮定したモデルにおいて BIC の値が最も小さく、同モデルが最良と見なされる。参照する適合度指標によって採択されるモデルが異なるが、ここでは子ども期に経験する貧困パターンを可能な限り集約することに分析上の関心がある。さらに尤度比カイ二乗統計量に基づくモデル間比較 (ΔG^2) では、サンプルサイズが大きいほど統計的有意差が検出され、多様な貧困経験パターンを許容したモデルが採択されやすい。それらを勘案し、本稿ではクラス数を 4 つと仮定したモデルを採択することにした。

抽出された 4 つの貧困経験パターンの特徴とそれらの構成割合を示したものが、図 2 である。ここでは、クラス別に推計された条件付き応答確率 (conditional response probability) の水準を読み解くことで、各クラスの貧困経験確率の経時的変化とそのパターンを把握することになる。最も構成割合が高いクラス 1 (88.6%) を見ると、全ての観察時点で条件付

¹⁰ 子どもの教育達成についても有効回答が得られたサンプル 3 (n=16,423) に集計対象を限定したとしても、推計結果に大きな変化はなく、潜在クラス数の決定やその特徴・解釈に変わりはない。



(注)計6時点の世帯所得情報および表3の使用変数について有効回答が得られたケース(n=19,692)をもとに算出。凡例の括弧内数値は各クラスの構成割合。

図2 各クラスの条件付き応答確率と構成割合

き応答確率が他のクラスに比べて低く、その値は 0.1 を下回っている。これは、出生から青年期にかけて貧困経験確率が一貫して低いことを意味しており、クラス1は「非貧困持続」群と位置付けられる。それに次いで構成割合が高いクラス2 (6.0%) では、0歳および3歳時点で条件付き応答確率が総じて高く (それぞれ.501, .570)、その後は一貫して同確率が低水準を維持するようになっている (.048~.354)。したがって、クラス2は幼児期に貧困状態に陥るリスクが高いものの、その後は貧困状態を抜け出すグループであると判断できる (「貧困脱出」群)。残るクラス3とクラス4は、いずれも構成割合が相対的に小さく、それぞれ 2.9%、2.5%となっている。クラス3は、0歳から6歳にかけて条件付き応答確率が相対的に低いものの (.035~.214)、9歳以降では同確率が上昇するトレンドを示している (.512~.794)。それゆえ、クラス3は青年期に世帯収入の減少 (下降移動) を経験する「貧困突入」群と言える。一方、クラス4はクラス1 (「非貧困持続」群) とは対照的に、ライフコースを通じて条件付き応答確率が他のクラスよりも一貫して高く (.619~.890)、「貧困持続」群と判断できよう。

以上の推計結果からは、子ども期に貧困を経験する者の中では、幼少期にのみ貧困状態にある「貧困脱出」群が多くを占めており、一貫して貧困状態を維持している「貧困持続」群は極めて少数であることがわかる。なお、計6時点のうち貧困状態にある平均経験時点数をクラス別に算出したところ、「貧困持続」群 (4.9 時点)、「貧困突入」群 (2.7 時点)、「貧困脱出」群 (2.4 時点)、「非貧困持続」群 (0.1 時点) の順で多い¹¹。

¹¹ 「非貧困経験」群に属するケースのうち、貧困経験時点数が0時点である割合は89.0%であり、残る1割程度が貧困を1時点 (10.9%) または2時点 (0.1%) 経験している。

4.3 子ども期の貧困経験履歴の規定要因

つづいて、潜在クラス分析によって抽出された4つの貧困経験パターンが、いかなる世帯および両親の属性によって規定されているのかを多変量解析によって検討する。具体的には、貧困経験履歴（潜在クラス）を従属変数とした潜在クラス多項ロジットモデル (latent class multinomial logit model) による推計を行う。

その推計結果が表4であり、基準カテゴリを「貧困脱出」群（クラス2）としている。出生から青年期にかけて貧困リスクが一貫して低い「非貧困持続」群（クラス1）に着目

表4 「子ども期の貧困経験履歴（潜在クラス）」を従属変数とした多項ロジットモデル

基準カテゴリ: 貧困脱出群(クラス2)	非貧困持続群(クラス1)		貧困突入群(クラス3)		貧困持続群(クラス4)	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
子性別(女子=1)	-0.073	(.079)	-0.004	(.121)	-0.020	(.120)
出生時の母親年齢(ref.25-29歳)						
24歳以下	-0.569	(.121) ***	-0.638	(.207) **	-0.111	(.178)
30-34歳	.233	(.094) *	-0.012	(.145)	-0.078	(.149)
35歳以上	.552	(.135) ***	.614	(.190) **	.537	(.192) **
出生1年前の母親・雇用形態(ref.正規雇用)						
パート・アルバイト	-0.476	(.120) ***	.216	(.189)	.389	(.188) *
自営・家族従業者	-0.442	(.176) *	.425	(.265)	.855	(.253) **
無職	-0.533	(.098) ***	.283	(.156) +	.516	(.159) **
その他・不詳	-0.540	(.341)	.985	(.501) *	.887	(.455) +
出生1年前の父親・雇用形態(ref.正規雇用)						
パート・アルバイト	-1.367	(.229) ***	-0.873	(.441) *	.469	(.297)
自営・家族従業者	-1.166	(.109) ***	-0.248	(.171)	.070	(.168)
無職	-1.861	(.208) ***	-0.842	(.351) *	-0.068	(.292)
その他・不詳	-0.846	(.209) ***	-1.056	(.356) **	.120	(.248)
母親学歴(ref.短大以上)						
中学・高校	-0.439	(.097) ***	.030	(.147)	.141	(.154)
無回答	.759	(.525)	1.421	(.941)	-0.487	(.763)
父親学歴(ref.短大以上)						
中学・高校	-0.837	(.107) ***	-0.461	(.156) **	-0.100	(.172)
無回答	-1.997	(.258) ***	-3.069	(.691) ***	.152	(.298)
きょうだい数(ref.1人っ子)						
2人	.030	(.129)	.404	(.199) *	-0.227	(.179)
3人以上	-0.447	(.130) **	.177	(.203)	-0.281	(.180)
母子世帯発生(=1)	-2.012	(.092) ***	1.534	(.131) ***	1.031	(.132) ***
父子世帯発生(=1)	-0.162	(.316)	-0.141	(.553)	.423	(.443)
祖父母同居(=1, 2001年)	-0.400	(.102) ***	-0.260	(.161)	.046	(.152)
その他同居(=1, 2001年)	-0.298	(.138) *	-0.211	(.241)	.084	(.201)
居住地(2001年, ref. 関東)						
北海道・東北	-0.725	(.127) ***	-0.627	(.211) **	.175	(.200)
中部	.111	(.132)	.102	(.192)	.369	(.203) +
近畿	-0.365	(.124) **	-0.082	(.182)	.222	(.195)
中国・四国	-0.661	(.142) ***	-0.649	(.236) **	.232	(.220)
九州・沖縄	-0.937	(.129) ***	-0.147	(.195)	.430	(.198) *
切片	5.597	(.191) ***	-0.925	(.293) **	-1.555	(.299) ***
-2LL			11455.907			
McFadden's R ²			.246			
N			19,692			

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

すると、出生時の母親年齢、父母の雇用形態（出生1年前）・父母学歴、きょうだい数、母子世帯の発生、祖父母・その他世帯員の同別居、居住地（2001年）がいずれも統計的に有意な効果を示している。回帰係数の符号の向きからは、出生時の母親年齢が若いこと、父母の雇用形態が正規雇用以外であること、親の最終学歴が非大卒であること、多子世帯や母子世帯であること、そして出生時点での祖父母やその他世帯員との同居は「非貧困持続」群への所属確率を低減させている。これらの推計結果からは、子どもの誕生による世帯可処分所得の変化とそれに伴う貧困経験が、世帯や両親の社会人口学的属性や居住地特性と密接な関連にあることが読み取れる。なお、基準カテゴリを他の貧困群（クラス3・4）に変更しても同様の傾向性が観察され、これらの諸属性が子ども期に経済的貧困を経験するか否かを左右する要因として作用している。

つぎに、貧困経験群の中でその履歴パターンを分化させる諸要因について検討する。「貧困持続」群（クラス4）と「貧困脱出」群（基準カテゴリ）を比較すると、母親の雇用形態と世帯構造の変化（母子世帯の発生）が統計的に有意な効果を示している。すなわち、子の出生1年前に母親が非正規雇用や無職であるケースや母子世帯での生活を経験した者では、「貧困脱出」群よりも「貧困持続」群への所属確率が高く、貧困状態の長期化を経験しやすい。一方、「貧困突入」群（クラス3）との比較では、出生時の母親年齢、父親の雇用形態（出生1年前）と学歴の効果が統計的に有意であり、青年期での貧困経験の有無に差異をもたらしている。世帯構造については、母子世帯ダミーが統計的に有意であり、男性稼得者（父親）の喪失が青年期での貧困状態への移行を促進する要因として寄与している。

4.4 子ども期の貧困経験履歴と大学進学

図3は、貧困経験履歴（潜在クラス）別に見た大学進学率を示したものである¹²。貧困リスクが一貫して低水準にある「非貧困持続」群（クラス1）の短大以上への進学率は63.4%

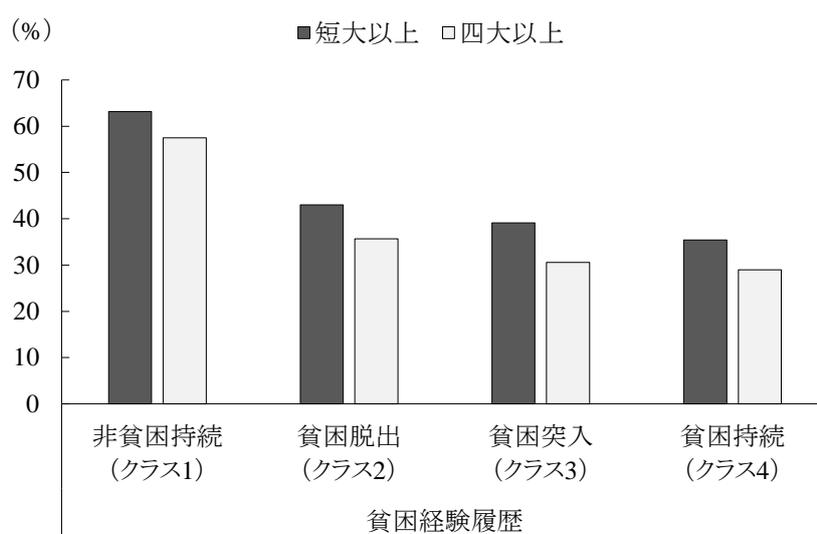


図3 子ども期の貧困経験履歴（潜在クラス）別に見た大学進学率

¹² 貧困経験の時期・時点数別に見た大学進学率については、付表を参照のこと。

と最も高い一方で、複数時点にわたり貧困状態を経験している残り3つのクラスでは、子どもの大学進学率は「非貧困持続」群よりも20.1~27.8%ポイント低い。その内訳は、「貧困脱出」群(クラス2)で43.0%、「貧困突入」群(クラス3)で39.1%、「貧困持続」群(クラス4)で35.4%となっており、貧困経験群の中でも青年期に貧困を経験している二つのクラスで大学進学率が低い。同様の傾向は、四年制大学への進学率に限定しても認められる。

他の共変量を統制したうえでの貧困経験履歴の効果を検討するために、大学進学(短大以上=1)を従属変数とした二項ロジットモデルによる推計を行った(表5)。モデル1では、子どもの性別と出生時点の居住地(2001年)のみを統制したうえでの貧困経験履歴の主効

表5 「大学進学(短大以上=1)」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	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
貧困経験履歴(ref. 貧困脱出)				
非貧困持続	.791	(.086) ***	.408	(.091) ***
貧困突入	-.208	(.137)	-.263	(.142) +
貧困持続	-.328	(.139) *	-.297	(.144) *
子性別(女子=1)	.256	(.033) ***	.257	(.033) ***
居住地(2001年, ref. 関東)				
北海道・東北	-.480	(.057) ***	-.270	(.059) ***
中部	-.218	(.046) ***	-.162	(.048) **
近畿	.002	(.048)	-.013	(.050)
中国・四国	-.252	(.061) ***	-.187	(.063) **
九州・沖縄	-.230	(.059) ***	-.142	(.061) *
出生時の母親年齢(ref.25-29歳)				
24歳以下			-.391	(.074) ***
30-34歳			.124	(.039) ***
35歳以上			-.034	(.050)
母親学歴(ref. 短大以上)				
中学・高校			-.516	(.037) ***
無回答			-.236	(.263)
父親学歴(ref. 短大以上)				
中学・高校			-.661	(.037) ***
無回答			-.615	(.179) **
きょうだい数(ref. 一人っ子)				
2人			-.177	(.055) **
3人以上			-.392	(.058) ***
母子世帯発生(=1)			-.204	(.064) **
父子世帯発生(=1)			-.416	(.163) *
切片	-.235	(.090) *	.964	(.114) ***
-2LL	21484.306		20453.480	
McFadden's R ²	.020		.067	
N	16,423			

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

果を確認する。その結果、「貧困脱出」群を基準とすると、「非貧困持続」群を表すダミー変数は統計的に正の効果を示しており、オッズ比に換算すると 2.21 倍 ($=\exp(.791)$) に相当する。残る 2 つのダミー変数については、「貧困持続」群が統計的に有意な負の効果を示しており ($b=-.328$)、「貧困脱出」群に比べて持続的に貧困状態にあることが教育達成に対してより大きな負の影響を及ぼしている。しかしながら、「貧困突入」群の効果を表すダミー変数は非有意であり、「貧困脱出」群の間に明確な差異は認められない。

モデル 2 では、世帯および両親の社会人口学的属性（出生時の母親年齢・母親学歴・父親学歴・きょうだい数・世帯構造）を統制したうえでも、貧困経験履歴の主効果が観察されるかを検討する。追加した共変量はいずれも統計的に有意な効果を呈しており、母親の年齢が若いこと、父母の最終学歴が非大卒であること、きょうだい数が多いこと、そして母子世帯や父子世帯の発生を経験した子どもほど大学進学率が低い傾向にある。貧困経験履歴の主効果を見ると、「非貧困持続」および「貧困持続」群の回帰係数（絶対値）はモデル 1 に比べてともに減少しているものの、その効果は統計的に有意のまま残存している（それぞれ $b=.408$, $-.297$ ）。すなわち、一連の世帯・両親の諸属性を考慮したとしても、子ども期の貧困経験履歴パターンが大学進学に対して独自の影響を与え続けていると言える。

5. 結論と考察

本稿では、日本国内の大規模パネルデータである「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年 出生児）」を用いて、(1) 子ども期の貧困経験履歴がいかなるパターンに集約されるのか、(2) その貧困経験履歴が子どもの教育達成（大学進学）に及ぼす影響について新たに検討した。一連の分析から得られた主たる知見は、以下のとおりである。

第一の問いについては、調査対象子（2001 年生まれ）の出生から青年期（0～14 歳）にかけての貧困動態のパターンについて検討した。潜在クラス分析に基づく推計からは、子ども期の貧困経験履歴は「非貧困持続」群（全体の 88.6%）、「貧困脱出」群（6.0%）、「貧困突入」群（2.9%）、「貧困持続」群（2.5%）の 4 つのクラスに集約された。貧困経験群に相当する後者 3 つのクラスの構成割合を見ると、「貧困脱出」群の割合は残り 2 つの群（貧困突入・貧困持続）の割合の合計を上回っており、子どもの半数以上が幼児期のみ貧困状態にさらされていた¹³。さらに、子どもが経験するこれらの貧困経験パターンは世帯や両親の社会人口学的属性によって分化されており、世帯内で稼得役割が期待される父親の喪失（すなわち、母子世帯の形成）や両親の雇用形態（出生 1 年前）等が貧困状態の長期化、または青年期における貧困リスクを高める要因として作用していた。

第二に、子ども期の貧困経験履歴と大学進学に関連を検討したところ、大学進学率（短大以上）は「非貧困持続」群で 63.4%と最も高く、貧困経験群の進学率はそれよりも 19.0～28.2%ポイント低かった。貧困経験群の中では、長期間にわたり貧困状態にさらされた「貧困持続」群の大学進学率が最も低く（35.4%）、幼児期にのみ貧困を経験した「貧困脱出」群では同進学率は 43.0%であった。ただし、多変量解析の結果からは「貧困脱出」群

¹³ 同様の貧困経験群内部の分布は、米国の PSID を用いた Wagmiller et al. (2006) でも観察されている。

の進学率は、青年期に貧困状態を経験する「貧困突入」群との間に明確な差異は観察されなかった。

貧困動態の諸側面（時期・期間・方向）を識別した本稿の推計結果からは、「貧困持続」群の不利が他の貧困経験群に比べて相対的に大きく、長期間にわたる貧困状態が子どもの教育達成に対して、より否定的な影響を与えていた。しかしながら、進路選択時期にあたる青年期に貧困状態に陥ることや、幼児期に貧困を経験することも子どもの教育水準を低下させていることから、将来的な地位達成に対して貧困動態の二側面（時期・方向）も重要な規定要因として寄与していると言えよう。

さらに一連の分析結果は、貧困世帯の発生を抑制させるための初期予防策の重要性を示唆するものである。出生から青年期に至るまでの子どもの貧困経験履歴全体で見ると、貧困経験群の中で多数を占めているのは幼児期のみ貧困を経験する「貧困脱出」群であった。そして、幼児期に貧困を経験した者のうち、青年期も貧困状態に留まるか否かを左右する要因として、母親の雇用形態が強く寄与していた（表3）。それらを勘案すると、子どもの貧困率を全体として押し下げるうえでは、子どもの出産前後の世帯所得の減少を最小限に留めると同時に、幼い子どもがいる労働者のケア役割を保障する就労支援策（産前・産後休業、育児就業など）や、児童手当・扶養者控除の拡充が一定の効果を持つことが見込まれる。

これらの施策の拡充は、長期的には子どもの教育達成に対しても影響を及ぼしうる。分析からは、幼児期のみ貧困状態にある「貧困脱出」群についても大学進学上の不利が観察された。このグループに属する子どもの大学進学率は、青年期に貧困を経験する者に比べれば高いものの、その不利は無視できるほど小さくはなかった（表5）。この結果は、進路選択時期における経済的困窮世帯への事後的な支援のみでは、子どもの貧困に起因する教育達成格差を縮小・是正することが困難であることが示唆しており、就学以前における貧困予防策ならびに貧困世帯への経済的支援の双方が重要であることを裏付けるものである。

最後に、残された分析上の課題について言及しておきたい。まず、本稿では子世代の教育達成の程度には、貧困経験履歴による差異が見られることを明らかにしたが、両者の関連がなぜ生じるのかという社会的メカニズムについては検討できていない。今後は、貧困と教育達成を繋ぐ複数の経路（大学進学以前の進路プロセス、親の育児方法、親族資源の有無、子ども学力・メンタルヘルス、生活行動など）に着目した分析が必要である。

方法論の観点からは、パネル調査の一般的問題である調査脱落（panel attrition）への対応も求められる。図1で示したように、多変量解析に含まれる分析対象は、6時点の世帯所得情報について有効回答が得られたケースに限定されており、貧困経験パターン（潜在クラス）の構成割合や子の教育達成に対する貧困効果の過小推計に繋がっている可能性は否定できない。パネルデータに対する調査脱落や項目無回答に対する補正方法はいくつか考えられるが（完全情報最尤法・多重代入法など）、その具体的な手続きについてはコンセンサスが取れているのではない。複数の補正方法を試行したうえで、分析結果の頑健性を確認するとともに、推計値の精度を高めることが今後の課題となる¹⁴。

¹⁴ この点について本稿では、逆確率重みづけ法（Inverse Probability Weighting: IPW）を用いて子どもの

[付記]

本研究は、JSPS 科研費（基盤研究 C 22K01851）の助成を受けた。「21 世紀出生児縦断調査（平成 13 年出生児）」の調査票情報は、統計法第 33 条の規定に基づき利用申請を行い、厚生労働省（第 1～15 回）および文部科学省（第 16～19 回）より提供を受けた。

[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.
- , 2011, 「子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析」『季刊社会保障研究』46(4): 354-67.
- Bane, M. J., and D. T. Ellwood, 1986, “Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells,” *The Journal of Human Resources*, 21(1): 1-23.
- Collins, L. M., and S. T. Lanza, 2010, *Latent Class and Latent Transition Analysis: With Applications in the Social, Behavioral, and Health Sciences*, Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Conger, R. D., F. O. Lorenz, G. H. Elder, Jr., R. L. Simons, and X. Ge, 1993, "Husband and Wife Differences in Response to Undesirable Life Events," *Journal of Health and Social Behavior*, 34(1): 71-88.
- Duncan, G. J., and J. Brooks-Gunn, eds., 1997, *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation.
- , W. J. Yeung, J. Brooks-Gunn, and J. R. Smith, 1998, “How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children?,” *American Sociological Review*, 63(3): 406-23.
- Green, M. J., H. Stritzel, C. Smith, F. Popham, and R. Crosnoe, 2018, "Timing of Poverty in Childhood and Adolescent Health: Evidence from the US and UK," *Social Science and Medicine*, 197: 136-43.
- 濱本知寿香, 2005, 「収入からみた貧困の分布とダイナミックス——パネル調査にみる貧困変動」岩田正美・西澤晃彦編『講座・福祉社会 9 貧困と社会的排除——福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房, 71-93.
- Hardt, J. and M. Rutter, 2004, "Validity of Adult Retrospective Reports of Adverse Childhood Experiences: Review of the Evidence," *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 45(2): 260-73.
- Haveman, R., B. Wolfe, and J. Spaulding, 1991, “Childhood Events and Circumstances: Influencing High-School Completion,” *Demography*, 28(1): 133-57.
- 林雄亮, 2024, 「貧困の経験とセカンドチャンスとしての貧困からの脱出」石田浩・石田賢示編『格差社会のセカンドチャンスを探して——東大社研パネル調査にみる人生挽回の可能性』勁草書房, 130-49.

教育達成と貧困の関連について補足分析を行った。具体的には、第 19 回調査の回答の有無を従属変数、表 4（母子・父子世帯ダミーを除く）の共変量を予測因子とした二項ロジットモデルを推計し、そこから得られた予測確率で重みづけを行った。その結果、表 5 で得られた貧困効果を表す一連の回帰係数に大きな変化はなく、分析結果および結論が揺るがないことを確認した。

- Heckman, J. J., 2013, *Giving Kids a Fair Chance*, The MIT Press, Cambridge. (=2015, 古草秀子訳『幼児教育の経済学』東洋経済新報社.)
- 稲葉昭英, 2012, 「貧困・低所得とメンタルヘルス及びその世代的再生産」『親と子の生活意識に関する調査報告書』内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室, 230-34.
- , 2021, 「貧困と子どものメンタルヘルス」『家族社会学研究』33(2): 144-56.
- 石井加代子・山田篤裕, 2007, 「貧困の動態分析——KHPSに基づく3年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズムⅢ——経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, 101-29.
- 岩田正美, 1999, 「女性と生活水準変動——貧困のダイナミックス研究」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性——結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, 171-91.
- ・濱本知寿香, 2004, 「デフレ不況下の貧困の経験」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社, 203-33.
- Johnson, R. C., and R. F. Schoeni, 2011, "The Influence of Early-life Events on Human Capital, Health Status, and Labor Market Outcomes over the Life Course," *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 11(3): 1-57.
- 厚生労働省, 2023, 「2022(令和4)年年度国民生活基礎調査の概況」, 厚生労働省ホームページ, (2024年6月8日取得, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa22/index.html>) .
- 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): 90-106.
- Lee, D., 2014, "Age Trajectories of Poverty during Childhood and High School Graduation," *Sociological Science*, 1: 344-65.
- Mayer, S., 1997, *What Money Can't Buy: The Effect of Parental Income on Children's Outcomes*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLeod, J. D., M. J. Shanahan, 1996, "Trajectories of Poverty and Children's Mental Health," *Journal of Health and Social Behavior*, 37(3): 207-20.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』24(2): 345-56.
- Moore, K. A., D. A. Gleib, A. K. Driscoll, M. J. Zaslow, and Z. Redd, 2002, "Poverty and Welfare Patterns: Implication for Children," *Journal of Social Policy*, 31(2): 207-27.
- OECD, 2008, *Growing Unequal?: Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, , OECD Publishing.
- , 2015, *How's Life?: Measuring Well-being*, Paris, OECD Publishing.
- 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.
- Oshio, T., S. Sano, and M. Kobayashi, 2010, "Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidence from Nationwide Surveys in Japan," *Social Indicators Research*, 99(1): 81-99.
- 斉藤知洋, 2017, 「子どもの貧困と中学生の教育期待形成」『社会学年報』46: 127-38.

佐藤嘉倫・吉田崇, 2007, 「貧困の世代間連鎖の実証研究」『日本労働研究雑誌』 563: 75-83.

Wagmiller, Jr. R. L., M. C. Lennon, L. Kuang, and L. J. Aber, 2006, "The Dynamics of Economic Disadvantage and Children's Life Chances," *American Sociological Review*, 71: 847-66.

Wilson, A. E., and K. M. Shuey, 2016, "Life Course Pathways of Economic Hardship and Mobility and Midlife Trajectories of Health," *Journal of Health and Social Behavior*, 57(3): 407-22.

山野則子編, 2019, 『子どもの貧困調査——子どもの生活に関する実態調査から見えてきたもの』明石書店.

付表 貧困経験時期・時点数別に見た大学進学率

A. 貧困経験時期					B. 貧困経験時点数			
対象子年齢	短大以上		四年制大学		時点数	短大以上	四年制大学	(n)
	非貧困群	貧困群	非貧困群	貧困群				
	(%)				(%)			
0歳	62.9	43.1	57.2	36.0	0	64.8	59.4	(13,520)
3歳	62.7	43.1	56.9	35.7	1	49.5	41.9	(1,579)
6歳	62.5	40.5	59.8	33.3	2	44.4	36.5	(572)
9歳	62.6	39.2	56.9	31.4	3	39.6	31.2	(298)
12歳	62.5	39.0	56.8	31.6	4	35.2	30.6	(196)
14歳	62.3	40.5	56.5	33.7	5	32.3	25.6	(164)
					6	35.1	26.6	(94)
					全体	61.3	55.5	(16,423)