



青少年期の経験が健康・所得に与える影響とその経路 : 日本版総合的社会調査を用いた計量分析

岩本, 陽太
宮崎, 智視

(Citation)

神戸大学経済学研究科 Discussion Paper, 2304:1-34

(Issue Date)

2023-03

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100480354>



青少年期の経験が健康・所得に与える影響とその経路：
日本版総合的社会調査を用いた計量分析

岩本陽太
宮崎智視

March 2023

Discussion Paper No. 2304

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS
KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

青少年期の経験が健康・所得に与える影響とその経路： 日本版総合的社会調査を用いた計量分析*

岩本陽太^a

宮崎智視^b

概要

本稿では、子どもの貧困に関する長期的な影響について、計量経済学的手法を用いて分析する。その際、成人後の所得や健康に対する影響の経路に着目する。分析にあたっては、recursive な多変量プロビットモデルを用いる。用いるデータは、JGSS(Japan General Social Survey: 日本版総合的社会調査)の 2000 年から 2012 年の間の個票データである。まず、先行研究と同じ構造でデータを更新して推定したところ、成人期の所得や健康水準に対する影響に相違がみられた。これは、非正規雇用割合の増加など、社会情勢の変化が原因であると考えられる。一方、学歴を通した影響は頑健であることが確認できた。また、学歴の他に健康を介した経路を想定したモデルでは、健康も子どもの貧困の影響を媒介する重要な変数であることが明らかになった。これは、子どもの貧困によって生じた幼少期・青少年期の健康格差が、成人後も持続・蓄積され、各変数に影響を与えていることを示唆するものである。

第 1 節 子どもの貧困の現状・課題とこれまでの研究

1.1 子どもの貧困の現状と問題

昨今、日本においても、子どもの貧困が深刻な社会問題と認知されつつある。図 1 からわかるように、全体的な子どもの貧困率を見ると、政府の取り組みもあって 2012 年をピークに低下しているものの、国・地方の財政状況を踏まえるならば、子どもの貧困対策に用いる予算が今後削

* 本稿は岩本が神戸大学大学院に提出した修士論文に基づくものである。作成の過程でコメントを下さった佐野晋平先生と勇上和史先生、および宮崎ゼミ、勇上・佐野ゼミのメンバーに厚くお礼申し上げる。分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから〔「日本版 General Social Surveys <JGSS 累積データ 2000-2003, 2005, 2006, 2008, 2010, 2012>」(大阪商業大学)〕の個票データの提供を受けた。なお本稿は、科学研究費補助金(基盤研究(B), 課題番号: 22H00859)および労働問題リサーチセンター研究助成の成果の一部である。

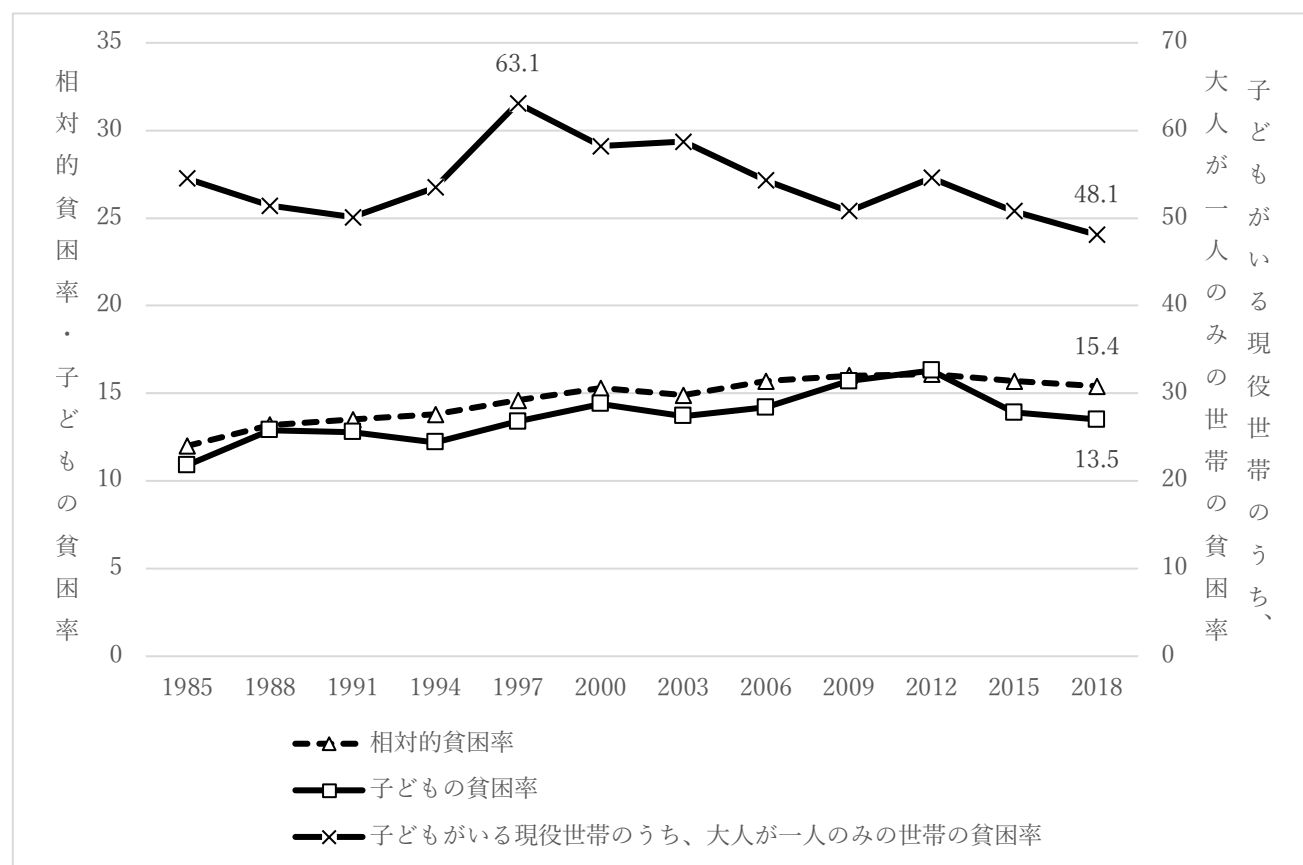
^a 神戸大学大学院経済学研究科修士課程, 204e602e@gsuite.kobe-u.ac.jp

^b 神戸大学大学院経済学研究科, miyazaki@econ.kobe-u.ac.jp

減される可能性は否定できない。すると、今後もこの低下傾向が続くかは不透明である¹。次に、子どもがいる現役世帯のうち、大人が一人のみの世帯の貧困率を見ると、貧困率は 48.1%と、当該世帯の約半数を占めていることがわかる²。このことは、子どもと大人一人のみの世帯で育つ子どもの多くが比較的貧しい暮らしを余儀なくされていることを示唆するものである。

国際比較で見ると、OECD 平均は 12.8%であり、日本の 14%という数値は OECD 平均を若干上回る水準となっており、低いとは必ずしも言えないことがわかる。また、子どもと大人一人世帯の貧困率については、日本は 48.3%となっており、OECD 平均である 31.9%を大きく上回っている³。

図 1 貧困率の動向 (%)



(出所) 厚生労働省『国民生活基礎調査』のデータをもとに筆者作成。

¹ 子どもの貧困率は、「等価可処分所得の中央値の 50%を貧困線として、17 歳以下子ども全体に占める、貧困線に満たない 17 歳以下の子どもの割合」と定義される。

² 現役世帯とは、世帯主が 18 歳以上 65 歳未満の世帯。

³ 国際比較のために挙げている数値は、OECD Family Database のデータをもとにしている。

高い子どもの貧困率は、様々な問題を引き起こすと考えられている。まず、格差や貧困が親から子に連鎖する可能性である。幼少期・青少年期は、人的資本形成の面で重要な期間であるが、そうした時期に家庭の所得などの問題で十分な人的資本投資ができなければ、成人後も所得や健康など様々な面で不利な状況に立たされるかもしれない。どの家庭に生まれるかで、人生の展望が変わってしまうのである。こうした状況は、人生のスタートラインを平等にすべきであるという機会の平等が損なわれることを通して、社会の分配の正当性を揺るがしかねない。

この点について、表 1 には分配についての代表的な 2 つの思想の理念と再分配への態度、機会の平等の捉え方についてまとめている。再分配に肯定的なロールズのみでなく(Rawls 1971)、消極的と言えるリバタリアンでも一定程度の機会の平等が必要であることを主張している(Friedman 1962)。したがって、子どもの貧困対策は機会の平等を確保するという観点からも重要であることが分かる。

表 1 分配の公正概念

	理念	再分配	機会の平等
リバタリアン (フリードマン)	自由市場の機能を 信頼	所得の再分配は 否定的	教育を受ける機会の拡大など、不 平等を生み出す根源に対する措 置は是認
ロールズ	最も恵まれない 人々の厚生を改善	肯定的	格差原理に基づき、貧しい者の利 益にならない不平等は認めない。 公正な機会均等を要請

加えて、子どもの貧困を放置することで発生する社会的費用も大きいと考えられる。McLaughlin and Rank (2018)は、アメリカにおいて、子どもの貧困によって発生している損失として、健康水準の悪化による医療支出の増加や収入の減少、犯罪抑制コストの増加などを挙げ、合計した社会的損失は約 1 兆ドル (GDP 比 5.4%) になると試算した。なお、子どもの貧困対策に必要な費用はその社会的損失の 1/7 ほどであるとして、対策の費用対効果の大きさを主張している。また、日本においては、子どもの貧困によってある 1 世代の合計の生涯所得と社会保障の純負担 (負担－給付) がどれだけ減少しているかを試算した研究がある (日本財団・三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング 2015)。この研究によると、貧困家庭の子どもの学歴・雇用形態が改善されることで、生涯所得と社会保障純負担合わせて 4 兆円の増加が見込まれるとされている。

このように、貧困家庭の子どもの支援は道義的側面だけでなく、リターンを生む投資として考えられることもある。こうした側面からも、子どもの貧困による影響を分析し、対策を考えていく意義があるだろう。

1.2 子どもの貧困対策の課題と本稿の目的

子どもの貧困の問題を解決するためにはどのような対策が必要だろうか。最も基本的な対策は、子どもがいる貧困家庭を経済的に手厚く支援することである。実際、アメリカにおいては2021年に新型コロナウイルスのパンデミックに端を発する経済危機対策の一環として、子ども税額控除(CTC: Child Tax Credit)の給付額を大幅に引き上げ、その結果子どもの貧困率が約16%から約12%に低下したと推計されている⁴⁵。現金給付は確かに子どもの貧困対策になることが分かる。しかし、現金給付の大幅な増額は相当の財政負担を伴う。特に財政状況の厳しい日本では、そうした政策は実現可能性が低い。したがって、対象を絞った効果的な政策が必要になるだろう。そのためには、子どもの貧困がどういった影響を及ぼしているのか分析し、有効な対策を考えるための足掛かりとする必要がある。

本稿ではこうした背景を踏まえて、子どもの貧困が成人期の諸変数に与える影響を分析する。成人期の諸変数の中でも、特に所得と健康に焦点をあてて分析を行う。青少年期の所得と成人期の所得との関係については、世代間移動性の問題として経済学や社会学の分野で長らく興味の対象となってきた。Corak (2013)においては、一時点の所得の不平等度が高いほど世代間移動性が低いことがデータで示され、所得の不平等に改めて関心が寄せられた。幼少期・青少年期に貧困であることで成人期の所得が低くなる傾向があるならば、子どもの貧困は世代間移動性を低める一因であると言える。こうした貧困の連鎖による格差の固定化を防ぐためにも、幼少期・青少年期の所得が成人期の所得に及ぼす影響やその経路を分析することは重要である。

また、近年は幼少期の状況と健康水準の関係も注目されている(Almond et al. 2018)。幼少期における健康へのショックは、貧困家庭の子どもに対して比較的大きな影響を与えており、そうしたショックにより生じた健康格差は成人期においても持続していると考えられている。さらに、健康水準は生産性を決定する一つの要因であるとされており、子どもの貧困により生じた健康格

⁴ The Economist "The social experiment; Child allowance." *The Economist*, 2 Apr. 2022, p. 20(US). (最終アクセス日 2022年12月20日)

⁵ Center on Poverty and Social Policy, Columbia University "Monthly Poverty Data" URL: <https://www.povertycenter.columbia.edu/forecasting-monthly-poverty-data> (最終アクセス日 2022年12月20日)
算出はParolin et al. (2022)による。

差が成人期の健康格差につながり、所得格差が生じるという経路も考えられるだろう。

本稿の目的は、子どもの貧困が現在の所得や健康にどういった経路でどのような影響を与えているのか明らかにすることである。特に健康を介した所得への影響に注目し、青少年期に生じる健康格差が成人後も継続し、所得格差を引き起こしているか検証する。

分析にあたっては、Oshio et al. (2010)を参考にして、子どもの貧困の重層的影響を捉えることができるモデルを用いる。まず、Oshio et al. (2010)が利用したデータに新たに 2008 年から 2012 年の間のデータを加えて同様の分析を行う。追加するデータの特徴として、日本経済の停滞を背景に非正規雇用をはじめとする比較的立場の弱い労働者の割合が高くなっている点がある（図 4）。具体的には、就業者数に占める非正規の職員・従業員の割合は 2000 年から 2006 年の平均で 23.6%であったが、2008 年から 2012 年の平均では 28.2%と 4.6%増加している。非正規雇用は一般的に低賃金で雇用も不安定であるため、貧困に陥りやすい。2008 年から 2009 年にかけての年末年始には、リーマンショックによる景気悪化のあおりを受けて解雇された契約社員を支援する「年越し派遣村」には多くの人が集まり、非常に注目された⁶。非正規雇用の増加によって子どもの貧困と成人期の貧困・健康水準の関係も変化している可能性があるため、新たなデータを用いて分析を行う意義があると考ええる。

次に、健康を介した子どもの貧困の影響を把握するモデルを用いて、子どもの貧困によって生じた健康格差が所得格差を引き起こしているかを検証する。その際、学歴を通した影響と比べて、健康を通した影響がどの程度重要であるかも明らかにする。

⁶ 「年越し派遣村」に 300 人超、厚労省が講堂解放。日本経済新聞。2009 年 1 月 3 日、朝刊、p.34

第 2 節 先行研究

子どもの貧困がもたらす様々な影響については、多くの研究で関心が寄せられている（包括的なサーベイとして、National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine 2019 Ch.3, Almond et al. 2018 などがある）。特に、子どもの貧困がテストスコアや幼少期・青少年期の問題行動、健康水準に及ぼす影響については、多くの研究が分析を行っている。こうした短期的な影響についての分析は、用いるデータの収集が比較的容易であるため取り組みやすい。一方で、子どもの貧困が成人期の諸変数に及ぼす長期的な影響を分析する研究は、データの制約上それほど多くない。長期的影響の把握のためには、同一個人を対象とした長期にわたるパネルデータを必要とするためである。以下では、そうした長期的影響について分析を試みている先行研究を中心に整理する。なお、表 2 に先行研究の一覧をまとめている。

まず、幼少期・青少年期と成人期の所得の関係について分析した研究では、幼少期の家庭の所得水準が低いほど成人期の所得が低い傾向にあることが明らかになっている（Duncan et al. 2010）。また、幼少期・青少年期の所得や利用可能な資源の増加が成人期の所得水準を向上させることが確認されている（Aizer et al. 2016, Bastian and Micheltore 2018, Hoynes et al. 2016）。所得の他には、成人期の健康水準についても幼少期の家庭所得との負の関係が認められており（Duncan et al. 2010）、幼少期・青少年期の現金給付や現物給付が成人期の健康水準を改善することを指摘する研究もある（Aizer et al. 2016, Hoynes et al. 2016）。なお、こうした子どもの貧困の影響は、貧困状態を経験する子どもの年齢によっても効果が異なる可能性が指摘されており、出生から 5 歳ごろまでの幼年期における経験が成人期の所得や健康水準に最も影響を及ぼすのではないかと考えられている（Almond et al. 2018, Duncan et al. 2010, Hoynes et al. 2016）。しかし、12 歳ごろ以降の青少年期の家庭所得についても、学歴や収入を向上させる効果が確認されていることから（Bastian and Micheltore 2018）、子どもの貧困は各年齢段階においてそれぞれ異なる経路で成人期の所得や健康水準に影響を及ぼしていると考えられる。

こうした海外の研究に比べ、日本では幼少期から個人を追跡したようなパネルデータはいまだ構築途上のため、子どもの貧困の長期的影響についての研究は多くない。本稿が主に参考にする Oshio et al. (2010) は、クロスセクションデータを用いて分析を行っている。Oshio et al. (2010) では、青少年期の家庭所得についての情報を、15 歳時点の所得水準について尋ねた項目に対する回答で補っている。こうした回顧的回答はしばしば測定誤差バイアスを生じさせるため、Oshio et al. (2010) では親の学歴や雇用形態、回答者の 15 歳時点の居住地などで青少年期の家庭所得を推定することでバイアスに対処している。分析の結果、子どもの貧困は学歴・成人期の貧困・

幸福度・健康水準に直接的に影響を与えている可能性が示唆されており、子どもの貧困の影響を分析する際に一般的に考えられてきた学歴などを通した諸変数への間接的な影響と共に、直接的影響についても考慮する必要があることを指摘している。阿部（2011）は Oshio et al.（2010）と同様の分析を行い、非正規雇用や婚姻状況なども成人期の貧困や生活困難に影響を与える重要な媒介変数となりうることを示している。また、子どもの貧困が成人期の健康行動に影響を与えるか分析した研究では、青少年期に貧困であることは、成人期での喫煙・運動不足・不適切な食習慣など健康を害する行動をとる確率を直接引き上げることが分かっている（Umeda et al. 2015）。

幼年期・青少年期の家庭所得と成人期の健康水準の関係については、健康行動への影響に加えて、幼少期・青少年期に生じた健康格差が生涯にわたって継続・蓄積し、成人期の健康水準を引き下げるという可能性も考えられる。貧困家庭は、子どもに対する健康ショックに十分に対応できずに、子どもの健康格差を生じさせ、それが年齢を経てもなかなか改善されない（Case et al. 2002）。こうして生じた幼少期・青少年期の健康格差がライフコースを通じて連鎖あるいは蓄積されていき、成人期の健康水準を低下させるのではないかとということが指摘されている（Berkman and Kawachi 2014, Glymour et al. 2014）。

健康水準は、ウェルビーイングの指標の一つであるとともに、生産性を決める変数でもあったと考えられる。健康水準が高いほど生産性は高く、高い所得を得ると考えられるが、健康と所得の因果関係は自明ではなく、所得が高い者はより多くの健康に対する投資を行うと考えられる（黒田 2018）。しかしながら、そうした複雑な因果関係に統計的手法によってできるだけ対処したうえで、健康水準の向上によって賃金が上昇することが明らかになっている（Jäckle and Himmeler 2010）。

以上のように、先行研究では子どもの貧困が成人期の所得・健康に影響を与えており、特に健康への影響は幼少期・青少年期の健康格差から連鎖・蓄積して発生している可能性があることが明らかになっている。こうした子どもの貧困による健康水準の低下は生産性にも影響し、貧困が連鎖する一つの経路となっている恐れがある。しかしながら、日本においては長期のパネルデータが整備途上であり、子どもの貧困の長期的な影響を分析した研究は多くない。また、数少ない日本の先行研究でも、筆者の知る限りで、子どもの貧困が健康水準の低下を通して成人期の貧困に与える影響を明示的にモデルに組み込んで分析したものはない。そこで本稿では、Oshio et al.（2010）と同様の分析を新しいデータを加えて行いつつ、「子どもの貧困→健康水準の低下→成人期の貧困」という経路の存在を検証し、一般的な「子どもの貧困→低学歴→成人期の貧困」という経路と比較してどの程度重要と言えるのか考察したい。

表 2 参考にした主な先行研究

先行研究	用いているデータ	分析手法	主な結果
Aizer et al. (2016)	• MP record • Social Security Death File (DMF) • 1940 Census record • World War II enlistment records	1911~1935 年に実施された Mother's Pension Program(MP)で、プログラムの対象となった受給家庭の男性を処置群、プログラムに申し込んだものの拒否された家庭の男性を統制群として、現金給付の効果を比較。	寿命：約 1 年長い。最も貧しい家庭で育った男性は 1.5 年長い。 低体重の確率：50%低い 学歴：0.34 年増加 成人早期の所得：14%増加
Bastian and Micheltore (2018)	Panel Survey of Income Dynamics (PSID) 1968-2013	Earned Income Tax Credit (EITC)の「潜在受取額」を計算し、内生性を制御したうえで学歴や収入に回帰	EITC が母親の就労を促し、母親の就労により家庭所得が増えることで、学歴や収入に有意な正の影響。 特に 13~18 歳時の EITC 潜在受給額の効果が大きい。 \$1000 の EITC 受給可能額の増加が、 高校卒業確率: 1.3%上昇 大学卒業確率: 4.2%上昇 成人早期の就業確率: 1%上昇 成人早期の収入： 2.2%上昇させた。
Case et al. (2002)	• National Health Interview Survey (NHIS) • Child Health Supplement to the NHIS (NHIS-CH) • PSID 1997 Child Development Supplement (PSID-CDS) • Third National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES)	健康についての詳しいデータを用いて、年齢ごとの健康格差について分析	家庭の所得と子どもの健康には負の相関があり、年齢が上がると共に強くなる。 慢性疾患の一部は家庭の所得が低いほど患する確率が高く、そうした疾患による健康水準悪化の影響は家庭の所得が低いほど緩和しにくい。

表 2 参考にした主な先行研究（続き）

Duncan et al. (2010)	Panel Survey of Income Dynamics 1968-2005	幼少期・青少年期の所得を年齢別に分け、それぞれで低所得世帯とそれ以外に育った人を比較。大規模なパネルデータで様々なコントロール変数を加え、欠落変数バイアスに対処。	幼少期の家庭所得は、25 歳～37 歳の所得・労働時間・健康に有意な影響を与えている。 幼少期でも特に年齢の若い時期（0～5 歳）の影響が顕著。 貧困線の 2 倍以上の所得がある世帯で育った子供に比べ、貧困世帯で育った子供は、 学歴：2 年短い 労働時間：451 時間/年少ない 収入：50%少ない 健康水準：低い確率または心理的ストレス度が高い確率が 2 倍以上である。
Hoynes et al. (2016)	PSID サンプルは高卒以下の学歴の親を持つ家庭で育った者	フードスタンプの導入が州ごとに徐々に行われたことを利用して、差の差分分析を用いて効果を推定。	5 歳までの経済資源の増加（フードスタンプの利用）は、 ・成人後のメタボリックシンドローム指数（肥満や高血圧など）を引き下げる。 ・女性では経済状況指数（学歴や成人期の所得）が改善した。 という結果が得られた。
Jäkle and Himmler (2010)	German Socio-Economic Panel (GSOEP)	直近の 3 か月間の診察回数を操作変数として内生性を制御。その他パネルデータを用いた固定効果モデルや特定の分析手法を用いて健康・貧困の関係から生じるバイアスを可能な限り除去。	健康状態は男性の賃金に影響を及ぼしているものの、女性の賃金に対する影響は観察できなかった。健康状態の良い男性は悪い男性より 1.3～7.8%賃金が高かった。
阿部（2011）	社会保障実態調査 2007 （現：生活と支え合いに関する調査）	Oshio et al. (2010)を参考に、食料困窮などデプリベーション指標に対する影響を分析。 媒介変数として非正規雇用や結婚を組み込み、さらに経路を詳しく分析。	子どもの貧困が非正規労働を通じて現在の低所得や生活困難に影響する可能性を指摘。
Umeda et al. (2015)	まちと家族の健康調査（Japanese Study of Stratification, Health, Income, and Neighborhood; J-SHINE）	青少年期の状況を親の社会経済的要因で推定。内生性を制御し、成人後の健康行動に回帰。	喫煙・運動不足・不適切な食習慣に対して子どもの貧困が直接の影響を及ぼしている。

表 2 参考にした主な先行研究（続き）

大石（2007）	国立社会保障・人口問題研究所 「実態調査」2006 調査対象は首都圏のある自治体に居住する、住民基本台帳から無作為抽出された 20 歳以上の成人男女	日本において、子どもの貧困が学歴や成人期の所得に与える影響を分析した先駆的研究。	子どもの貧困が低学歴につながっていることは統計的に確かめられたものの、成人期の貧困には統計的に有意な影響を及ぼしていなかった。
Oshio et al. (2010)	JGSS: Japan General Social Survey (日本版総合的社会調査)	15 歳時の世帯所得についての質問への回答を用いて多変量プロビットモデルで分析。 回顧的的回答による内生性に対処。	内生性に対処した結果、子どもの貧困の直接効果が上昇。 学歴を通じた成人期の貧困や幸福度に対する影響は大きく、統計的に有意。 健康に対して、子どもの貧困がある程度有意な影響を直接与えている可能性を確認。

第3節 分析手法とデータ

3.1 分析手法

分析手法は、Oshio et al. (2010)に倣い、多変量プロビットモデル(Multivariate probit model)を用いる。このモデルは、一つ目の式の被説明変数を次の式の説明変数とするリカーシブな構造をとることで、子どもの貧困の重層的影響を考慮に入れて、ある変数が他の変数に及ぼす直接の効果だけでなく、間接効果も推定できるという特徴を持つ。式で表すと、

$$\begin{aligned} y_1^* &= \mathbf{X}_1 \beta_1 + u_1 \\ y_2^* &= \alpha_{21} y_1 + \mathbf{X}_2 \beta_2 + u_2 \\ &\vdots \\ y_m^* &= \sum_{n=1}^{m-1} \alpha_{mn} y_n + \mathbf{X}_m \beta_m + u_m \end{aligned}$$

ただし、

$$y_g = 1 \quad \text{if} \quad y_g^* > 0; = 0 \quad \text{otherwise, for } g = 1, 2, \dots, m$$

である。ここで、 y_g^* は各2値変数 y_g のlatent variable、 $\mathbf{X}_g$ は y_g を説明する外生変数ベクトル、 $(u_1, \dots, u_5)'$ はそれぞれのプロビット回帰式の誤差項であり、5変量標準正規分布に従う。すなわち、

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ \vdots \\ u_m \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & & & & \\ \rho_{21} & 1 & & & \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 & & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \\ \rho_{m1} & \rho_{m2} & \rho_{m3} & \rho_{m4} & 1 \end{pmatrix} \right)$$

と想定する。

モデルは、Stata17を用いて最尤法により推定する。識別の問題から、誘導形の推定式に含まれる外生変数のうち少なくとも一つは、構造形の推定式から除外されなければならないことに注意する必要がある。

このモデルを用いて、まずOshio et al. (2010)と同様の分析を行う(ベースモデル)。すなわち、

内生変数をそれぞれ y_1 :子どもの貧困（15歳時低所得）、 y_2 :学歴（大卒以上）、 y_3 :成人期の貧困、 y_4 :幸福度、 y_5 :健康水準（健康の主観的評価）として分析する。ここで、子どもの貧困を内生変数として扱う理由は、回顧的回答による内生性を制御するためである。後述のように、この分析で用いる子どもの貧困の変数は、15歳時点の所得階層がどの程度であったかを5段階で回答者が評価したデータをもとにしているため、回答者の主観的判断に委ねられてしまう。その際、現在の状況も評価に影響すると考えられるため、回答内容をそのまま変数として用いると誤差項との相関が生じる可能性がある。この内生性に対処するため、15歳時点の親の学歴・就業形態や居住地の他、現在の状況を示す変数を操作変数として分析している。Oshio et al. (2010)の結果からも、子どもの貧困の直接の効果にバイアスがあることが示唆されており、この内生性への対処は妥当であると考えられる。

また、Oshio et al. (2010)と同様に、子どもの貧困を内生変数として扱った多変量プロビットモデル（ベースモデル1）の他に3つのモデルを推定して、子どもの貧困の内生性への対処の妥当性を確認するとともに、重層的影響を考慮した際の各変数の効果の違いを観察する。各モデルの違いは以下の表3にまとめている。他のモデルはそれぞれ、多変量プロビットモデル（ベースモデル2）、2変量プロビットモデル（ベースモデル3）、通常のプロビットモデル（ベースモデル4）で推定する。

表3 ベースモデル 各モデルの違い

	ベースモデル			
	1	2	3	4
子どもの貧困を内生変数として扱う	○	×	○	×
重層的影響を考慮する	○	○	×	×

次に、近年注目されている子どもの貧困と健康との関係に着目した分析を行う。先行研究でも挙げたように、子どもの貧困が長期的な健康水準の悪化を引き起こし、それが労働生産性を低下させ貧困が連鎖するという経路の存在が指摘されている。そこで第2の分析として、子どもの貧困による健康水準の低下が成人期の貧困に影響しているという構造をモデル化し、伝統的な学歴－貧困パスの影響と比較する（健康媒介モデル1）。

健康媒介モデルについては、4つの追加的な分析を行う。そのうちの2つは、サンプルをそれぞれ男性のみ・女性のみに分けて行う分析である。この分析を行う目的は、サンプルセレクショ

ン・バイアスへの対処である。健康水準が低い個人は労働市場から退出する可能性があり、その場合その個人の健康水準と世帯所得の関係性が薄くなる。そのため、健康水準が所得水準に与える影響を正しく推定できない可能性がある。特に、労働市場から退出する割合が男性に比べて多い女性は、健康水準の低下によって労働市場を退出する確率が高いと考えられる。したがって、サンプルを男性だけに絞ることで可能な限りバイアスを小さくする。

残り2つのうち1つ（モデル2）は、最終的な被説明変数を成人期の貧困から幸福度に変えたモデルである。健康と幸福度には高い正の相関があることが知られている。幸福度はウェルビーイングの指標の一つであり、健康を介した子どもの貧困の影響が所得以外にも及ぼされているのかを分析する。

もう1つ（モデル3）は、健康に関する変数を主観的健康評価から運動頻度に変えたモデルである。運動頻度は、健康資本投資行動の1つである。運動頻度を内生変数としたモデルの分析によって、健康を介した子どもの貧困の影響が、健康資本への投資行動に影響して生じているのかを検証する。

それぞれのモデルの具体的な推定式と係数値の予測は以下のようになる。また、推定式を図式化すると図5のようになる。

ベースモデル推定式

$$\text{子どもの貧困：} \quad y_1^* = X_1\beta_1 + u_1$$

$$\text{大卒以上：} \quad y_2^* = a_{21}y_1 + X_2\beta_2 + u_2$$

$$\text{成人期の貧困：} \quad y_3^* = a_{31}y_1 + a_{32}y_2 + X_3\beta_3 + u_3$$

$$\text{幸福度：} \quad y_4^* = a_{41}y_1 + a_{42}y_2 + a_{43}y_3 + X_4\beta_4 + u_4$$

$$\text{健康水準：} \quad y_5^* = a_{51}y_1 + a_{52}y_2 + a_{53}y_3 + X_5\beta_5 + u_5$$

（係数値の予測： $a_{21} < 0, a_{31} > 0, a_{32} < 0, a_{41} < 0, a_{42} > 0, a_{43} < 0, a_{51} < 0, a_{52} > 0, a_{53} < 0$ ）

健康媒介モデル1推定式

$$\text{子どもの貧困：} \quad y_1^* = X_1\beta_1 + u_1$$

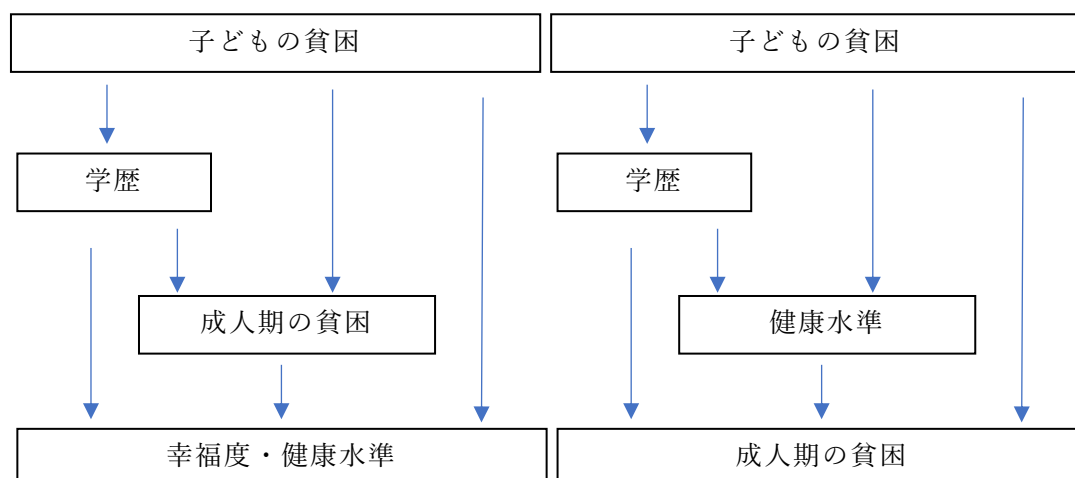
$$\text{大卒以上：} \quad y_2^* = a_{21}y_1 + X_2\beta_2 + u_2$$

$$\text{健康水準：} \quad y_3^* = a_{31}y_1 + a_{32}y_2 + X_3\beta_3 + u_3$$

$$\text{成人期の貧困：} \quad y_4^* = a_{41}y_1 + a_{42}y_2 + a_{43}y_3 + X_4\beta_4 + u_4$$

（係数値の予測： $a_{21} < 0, a_{31} < 0, a_{32} > 0, a_{41} > 0, a_{42} < 0, a_{43} < 0$ ）

図 2 ベースモデル（左）と健康媒介モデル1（右）の構造



3.2 データ

本分析では、大阪商業大学が実施する日本版総合社会調査(Japan General Social Survey: 以下 JGSS)の 2000 年、2001 年、2002 年、2003 年、2005 年、2006 年、2008 年、2010 年、2012 年の各データを用いる。JGSS は就業・世帯構成・余暇活動・健康水準・政治意識・家族規範など多岐にわたる項目を調査したクロスセクションデータである。調査項目の中には、回答者の「15 歳の頃の世帯収入レベル」を訪ねる設問が含まれており、この設問に対する回答を青少年期の世帯所得情報として用いることで、青少年期に経済的に不利な状況にあることがもたらす影響を分析する。

分析にあたっては、学生および 60 歳以上の回答者をサンプルから除く。前者については、青少年期の経験が健康・所得に与える長期的影響を分析するという本研究の趣旨から、十分にその影響を観察できないため除外している。後者は、教育システムの違いが理由の一つである。現在の日本の教育制度が確立したのは 1947 年のため、60 歳以上のサンプルを除くことで、15 歳時点の世帯収入は義務教育制度を終えた段階での家庭の経済状況を表すことになり、サンプルの代表性が確保できる。また、60 歳以上の回答者は退職者も多く、青少年期の経験の影響を正しく推定できないことも理由として挙げられる。

この他、重要な質問に回答していない回答者もサンプルから除いている。その結果、サンプルサイズは N=12874 となった。表 4 は各式の説明変数、表 5 は各変数の定義、表 6 は上記のデータ整理を行った後のサンプルの基本統計量である。なお、成人期の貧困の定義は必要な情報が得られる全てのサンプルを用いて相対的貧困の定義に準ずるものとしている。

表 4 分析に用いた説明変数（内生変数を除く）

被説明変数	説明変数
子どもの貧困 (15歳時低所得)	<u>15歳時点の状況</u> 母子世帯 父子世帯 父・母中卒 父・母大卒以上 父・母非正規 父・母 自営業 父・母無業 父・母その他（仕事） 大都市居住 町村居住 <u>人口動態要因及び現在の状況</u> 女性 30~39歳 40~49歳 50~59歳 未婚 離死別 子ども1人 子ども も2人 子ども3人以上 引退 家事 失業 大都市居住 町村居住 有 効求人倍率
大卒以上	女性 30~39歳 40~49歳 50~59歳 父・母中卒 父・母大卒以上 大 都市居住 町村居住
成人期の貧困	女性 30~39歳 40~49歳 50~59歳 大都市居住 町村居住 有効求人 倍率
幸福度	女性 30~39歳 40~49歳 50~59歳 未婚 離死別 子ども1人 子ども も2人 子ども3人以上
健康水準（健康に対 する主観的評価）	女性 30~39歳 40~49歳 50~59歳 未婚 離死別 （喫煙経験）

（注）1. 以上の他、子どもの貧困・大卒以上の式には15歳時の居住地、子どもの貧困以外の式には調査年と現在の居住地を示すダミー変数を加えている。なお、結果報告の際にはこれらの変数は除いてある。
2. 健康水準の式には、識別の制約の関係から喫煙経験を説明変数として加えている。

表 5 変数の定義

変数	定義
子どもの貧困 (15歳時低所得)	15歳時点での世帯収入について、5段階のうち下位2段階(1.平均よりかなり少ない 2.平均より少ない)と答えた者。
大卒以上	最終学校が、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校・新制高専・新制短大・新制大学・新制大学院の場合。
高卒	最終学校が、旧制中学校・高等女学校・旧制実業学校・旧制商業学校・旧制師範学校・新制高校の場合。
中卒	最終学校が、旧制尋常小学校(国民学校)・旧制高等小学校・新制中学校の場合。
成人期の貧困	昨年1年間の世帯収入を、19段階で尋ねている。各階級の中央値を回答者の世帯収入とし、世帯収入を家族人数の平方根で割ったものを等価所得とみなす。等価所得が中央値の50%以下の者を、現時点で貧困であるとみなす。
幸福度	5段階評価のうち、上位2段階を選んだ者を幸福とみなす。
健康水準(健康に対する主観的評価)	5段階評価のうち、上位2段階を選んだ者を健康水準が高いとみなす。
正規雇用	常時雇用の職員・会社などの役員。
非正規雇用	パート・アルバイト・派遣社員・契約社員・嘱託・内職
自営業	自営業主・自営業者・家族従業者
運動頻度	運動やスポーツを週に1回以上行っている者を運動頻度が高いとみなす。 (JGSS-2000,2001については、スポーツを「よくする」「時々する」と答えた者を運動頻度が高いとみなす。)
喫煙経験	現在煙草を吸っていると答えた者を、喫煙経験があるとみなす。

表 6 基本統計量

変数名	平均値	標準偏差	変数名	平均値	標準偏差
大都市居住	0.221	0.415	15歳時低所得	0.341	0.474
中小都市居住	0.635	0.482	15歳時大都市居住	0.135	0.341
町村居住	0.144	0.352	15歳時中小都市居住	0.463	0.499
女性	0.523	0.499	15歳時町村居住	0.392	0.488
20代	0.118	0.323	父正規雇用	0.585	0.493
30代	0.257	0.437	父非正規雇用	0.007	0.082
40代	0.288	0.453	父自営業	0.329	0.470
50代	0.337	0.473	父仕事をしていない	0.010	0.099
正規雇用	0.521	0.500	母子家庭	0.060	0.238
非正規雇用	0.185	0.388	母正規雇用	0.161	0.367
自営業	0.097	0.296	母非正規雇用	0.241	0.428
その他の仕事	0.007	0.084	母自営業	0.282	0.450
仕事をしていない	0.190	0.392	母仕事をしていない	0.291	0.454
失業	0.021	0.143	父子家庭	0.017	0.128
退職	0.003	0.054	中卒	0.072	0.258
家事	0.149	0.356	高卒	0.494	0.500
子一人	0.165	0.371	大卒	0.432	0.495
子二人	0.403	0.491	父中卒	0.338	0.473
子3人以上	0.189	0.391	父高卒	0.319	0.466
既婚	0.779	0.415	父大卒	0.169	0.375
離死別	0.064	0.245	母中卒	0.346	0.476
未婚	0.157	0.363	母高卒	0.407	0.491
健康水準が高い	0.515	0.500	母大卒	0.096	0.295
幸福である	0.639	0.480			
成人期の貧困	0.090	0.286			
運動頻度が高い	0.303	0.459			
喫煙経験がある	0.252	0.434			

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
有効求人倍率	0.756	0.301	0.265	1.857

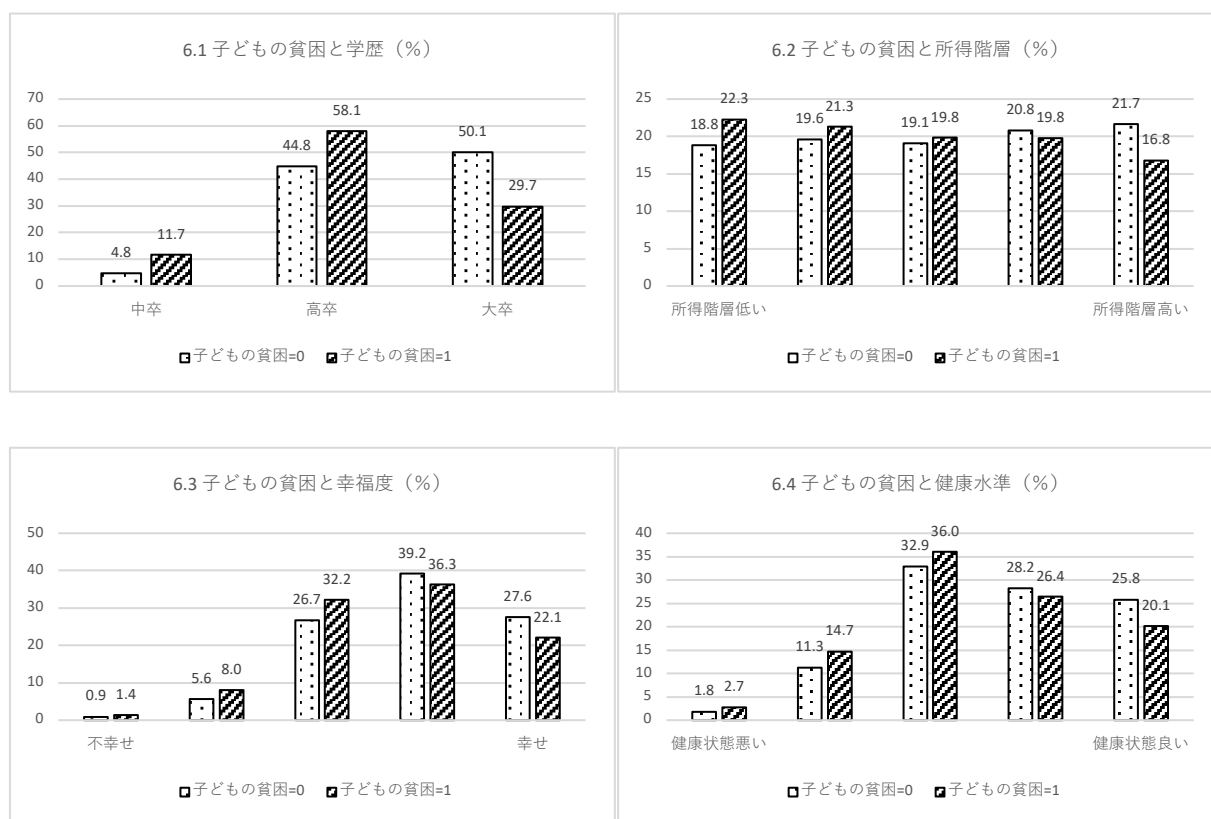
(注) 有効求人倍率以外の変数は 2 値変数である。したがって、最小値 0 最大値 1 をとる。

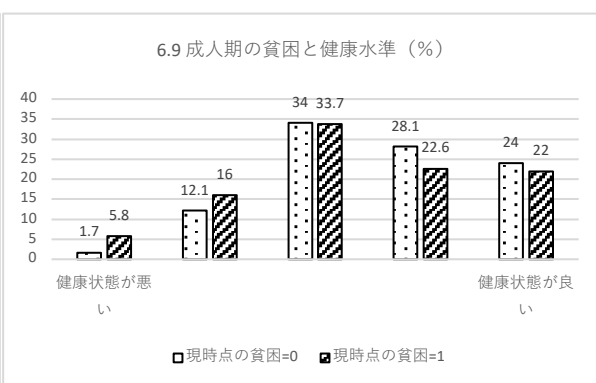
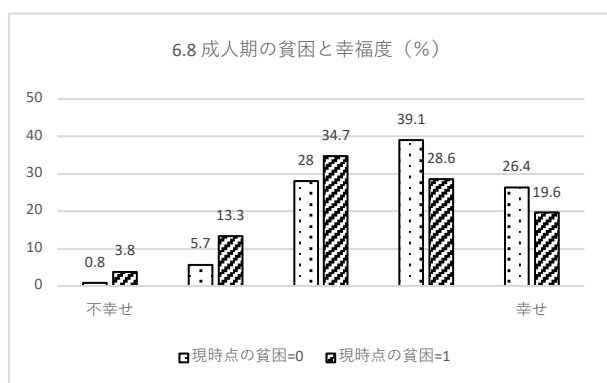
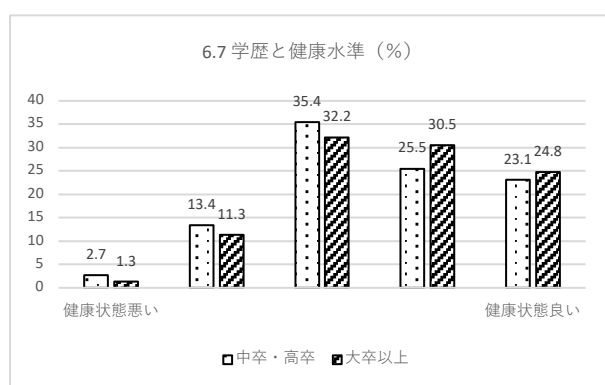
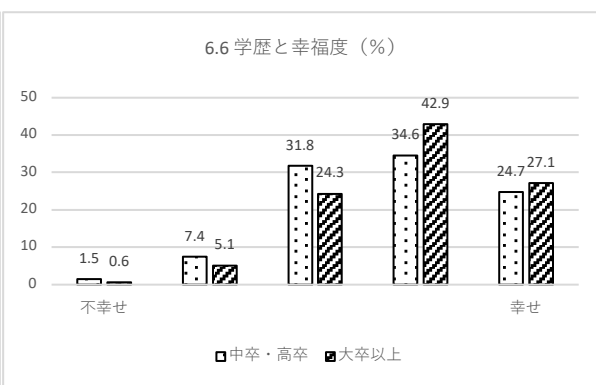
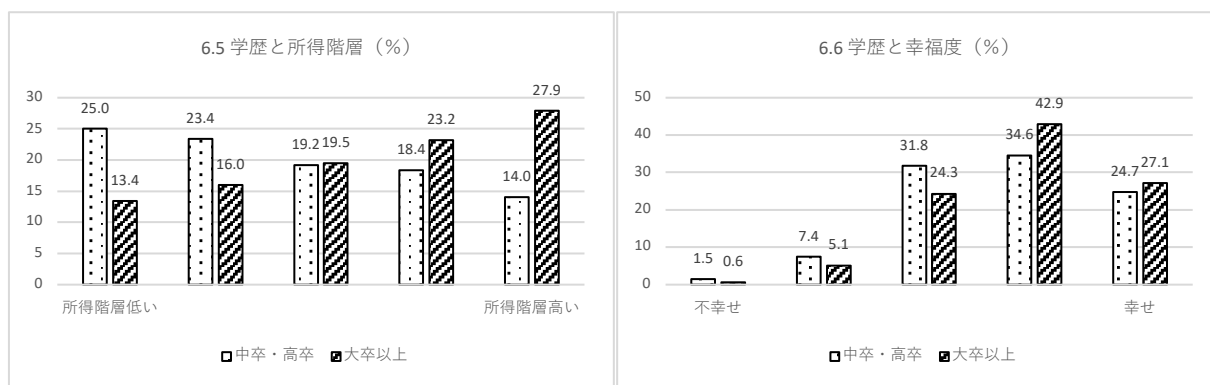
第4節 結果と考察

4.1 主要変数の関係

まず、主要な変数間の関係をヒストグラムで概観したものが図6である。子どもの貧困（15歳時低所得）と各変数の関係を見ると、青少年期に相対的に所得が低い家庭で育った者は、そうでない者に比べて学歴・成人期の所得階層・幸福度・健康水準が低い傾向にあるのが分かる(6.1, 6.2, 6.3, 6.4)。また、学歴と成人期の所得階層、幸福度、健康水準の関係を見ると、大学・大学院で学んだものほど成人期の所得階層・幸福度・健康水準が高い(6.5, 6.6, 6.7)。特に学歴と成人期の所得階層の関係(6.5)は傾向が顕著であり、強い関連性があると言える。最後に、成人期の貧困と幸福度、健康水準との関係を見ると、成人期に貧困であると考えられる者ほど幸福度・健康水準が低くなっている(6.8, 6.9)。これらの傾向はおおむね第3節3.1で示した係数値の予測と整合的であると言える。

図3 ヒストグラムで見た各変数の関係





4.2 ベースモデルの推定結果

表 7 と表 8 は Oshio et al. (2010)と同様の分析を行った推定結果である⁷。以下では、ベースモデル 1 の結果を中心に推定結果を述べる。主要な変数の限界効果 (表 8) を見ると、まず 15 歳時に低所得であることは、大卒以上である確率を 21.8%低下させることが分かる。この影響はどのモデルで推定した場合も有意水準 1%で統計的に有意であるが、15 歳時低所得を内生変数として扱った場合 (ベースモデル 1,3)、外生変数として扱った場合 (ベースモデル 2,4) に比べて限界

⁷ データ以外の相違点として、マクロ経済の状況をコントロールする変数に一人当たり県民所得ではなく都道府県別有効求人倍率を用いている。

効果が大きくなっている。他の主要変数（成人期の貧困・幸福度・健康水準）に対する 15 歳時低所得の限界効果も同じような傾向がおおむね認められるが、この結果は Oshio et al. (2010) と整合的であり、内生変数として扱うことでバイアスを除いた結果であると考えられる。

成人期の貧困に対する主要変数の限界効果を見ると、大卒以上であることは、成人期に貧困である確率を 6.4% 引き下げており、その効果は有意水準 1% で統計的に有意である。一方、15 歳時低所得の限界効果は小さく、統計的にゼロと変わらない。この結果は、ある程度の限界効果が観察された Oshio et al. (2010) とは対照的で、15 歳時に低所得であることの成人期の貧困に対する効果が確認できなくなっている。一方、15 歳時低所得の各変数を通した間接的影響を考慮していないベースモデル 3 においては、15 歳時低所得の限界効果が大きくなっており、大卒以上の限界効果がベースモデル 1 に比べて小さくなっている。このことから、15 歳時に低所得であることは成人期に貧困である確率を上げるものの、その効果は主に学歴を通した間接的な影響であると考えることができる。この結果は、青少年期の所得が主に教育年数の増加を促したとする Bastian and Micheltmore (2018) と整合的である。

幸福度に対する各主要変数の限界効果は Oshio et al. (2010) と整合的である。15 歳時に低所得であることは、幸福であると答える確率を 4.1% 引き下げる。また、大学を卒業していると、幸福であると答える確率が 12.4% 高くなる。さらに、現在貧困であることは、幸福度を 15.7% 引き下げる。

健康水準に対する各主要変数の限界効果については、まず、15 歳時に低所得であることは現在健康水準が高いと答える確率を 5.3% 引き下げる。また、大学を卒業していると、現在の健康水準が高いと答える確率が 6.2% 上昇する。さらに、成人期に貧困であることは、健康水準が高いと回答する確率を 21.9% 引き下げる。現在の健康水準に対して 15 歳時の低所得と成人期の貧困が与える影響は、Oshio et al. (2010) と比べてかなり異なる。具体的には、先行研究では 15 歳時低所得の効果が成人期の貧困の効果を上回っていたのに対して、本分析ではその効果の大きさが逆転しており、成人期の貧困と健康水準の関係のほうが強いと言える。しかしながら、15 歳時低所得の直接的影響も有意水準 10% で統計的に有意であり、影響がないと結論付けることはできない。

本稿の分析と Oshio et al. (2010) の分析との違いはどこから生じているのだろうか。本稿では、Oshio et al. (2010) が用いたデータに加えて、新たに 2008 年、2010 年、2012 年のデータも含めて分析している。この 2000 年代後半から 2010 年代前半の特徴の一つとして、非正規雇用労働者の割合がさらに上昇したことが挙げられる。労働力調査によると、就業者数に占める非正規の職員・従業員の割合は 2000 年から 2006 年の平均で 23.6% であったが、2008 年から 2012 年の平均

では 28.2%と 4.6%増加している。したがって、まず子どもの貧困の成人期の貧困に対する直接の影響が観察されなかったことについて、低学歴の者が比較的賃金の低い非正規雇用として就業する傾向が強くなり、相対的に学歴の成人期の貧困に対する影響が強くなった結果であると考えることができる。また、現在の健康水準に対する子どもの貧困と成人期の貧困のそれぞれのインパクトの違いは、多様な働き方が現れる中でいわゆるワーキングプアの状況に陥った者などが心身共に不調をきたす傾向が強くなった結果ではないかと推察する。

では、子どもの貧困が成人期の所得に影響を及ぼす経路として、学歴がほとんど唯一重要なのだろうか。先行研究でも指摘されているとおり、子どもの貧困は健康格差を引き起こす恐れがあり (Case et al. 2002)、子どもの頃に起こった健康格差は、大人になっても持続・蓄積されていく可能性がある (Berkman et al. 2014, Ch.1,2)。また、子どもの貧困が成人後の健康行動に影響を与え、健康資本への投資水準が低下する (Umeda et al. 2015)。そうした健康水準の低下が成人期の生産性を低下させ (Jäckle and Himmler 2010)、所得を低下させると考えることもできる。したがって、健康水準はウェルビーイングとしての結果変数となるだけでなく、学歴と同様成人期の貧困を引き起こす媒介変数として捉える必要もあるであろう。次の項では、子どもの貧困→健康水準の低下→成人期の貧困という経路を構造として想定し、健康を介した経路が存在するか、存在するのであれば学歴を介した経路と比較してどの程度重要かについて分析する。

表 7 ベースモデル 推定結果

	ベースモデル1		ベースモデル2		ベースモデル3		ベースモデル4	
	N=12874		N=12874		N=12874		N=12874	
変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15歳時低所得	内生変数		外生変数		内生変数		外生変数	
被説明変数：15歳時低所得								
母子家庭	0.274	(0.050) ***						
父子家庭	0.164	(0.059) ***						
父大卒	-0.123	(0.015) ***						
父中卒	0.049	(0.013) ***						
母大卒	-0.054	(0.020) ***						
母中卒	0.063	(0.012) ***						
父正規雇用	-0.113	(0.044) ***						
父非正規雇用	0.288	(0.070) ***						
父無職	0.325	(0.064) ***						
父自営業	-0.052	(0.043)						
母正規雇用	0.054	(0.047)						
母非正規雇用	0.132	(0.047) ***						
母無職	0.023	(0.045)						
母自営業	0.023	(0.046)						
15歳時大都市居住	-0.017	(0.016)						
15歳時町村居住	0.016	(0.010)						
女性	-0.033	(0.009) ***						
30～39歳	0.052	(0.017) ***						
40～49歳	0.084	(0.017) ***						
50～59歳	0.110	(0.018) ***						
未婚	-0.017	(0.018)						
離死別	0.013	(0.019)						
子ども1人	-0.004	(0.017)						
子ども2人	-0.019	(0.016)						
子ども3人以上	-0.021	(0.017)						
退職	0.081	(0.074)						
家事	-0.014	(0.013)						
失業	0.019	(0.034)						
大都市居住	0.000	(0.011)						
町村居住	0.007	(0.013)						
有効求人倍率	0.019	(0.016)						
被説明変数：大卒以上								
15歳時低所得	-0.218	(0.020) ***	-0.114	(0.009) ***	-0.336	(0.021) ***	-0.114	(0.009) ***
女性	-0.052	(0.008) ***	-0.050	(0.009) ***	-0.051	(0.008) ***	-0.050	(0.009) ***
30～39歳	0.014	(0.015)	0.010	(0.015)	0.018	(0.013)	0.009	(0.015)
40～49歳	0.031	(0.014) **	0.023	(0.015)	0.038	(0.013) ***	0.022	(0.015)
50～59歳	-0.041	(0.015) ***	-0.056	(0.015) ***	-0.020	(0.014)	-0.057	(0.015) ***
父大卒以上	0.213	(0.015) ***	0.242	(0.015) ***	0.160	(0.015) ***	0.227	(0.014) ***
父中卒	-0.037	(0.012) ***	-0.043	(0.013) ***	-0.027	(0.011) **	-0.043	(0.013) ***
母大卒以上	0.146	(0.018) ***	0.159	(0.019) ***	0.120	(0.016) ***	0.151	(0.018) ***
母中卒	-0.081	(0.012) ***	-0.096	(0.013) ***	-0.055	(0.012) ***	-0.095	(0.012) ***
15歳時大都市居住	0.048	(0.015) ***	0.052	(0.016) ***	0.037	(0.014) ***	0.049	(0.016) ***
15歳時町村居住	-0.050	(0.010) ***	-0.055	(0.010) ***	-0.039	(0.009) ***	-0.054	(0.010) ***

変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
被説明変数：成人期の貧困								
15歳時低所得	0.002	(0.011)	0.004	(0.006)	0.206	(0.043) ***	0.007	(0.005)
大卒以上	-0.064	(0.009) ***	-0.061	(0.008) ***	-0.047	(0.007) ***	-0.053	(0.006) ***
女性	0.039	(0.005) ***	0.039	(0.005) ***	0.048	(0.006) ***	0.040	(0.005) ***
30~39歳	-0.066	(0.007) ***	-0.066	(0.007) ***	-0.079	(0.008) ***	-0.074	(0.009) ***
40~49歳	-0.070	(0.007) ***	-0.071	(0.007) ***	-0.089	(0.008) ***	-0.078	(0.009) ***
50~59歳	-0.048	(0.008) ***	-0.048	(0.008) ***	-0.069	(0.009) ***	-0.048	(0.008) ***
大都市居住	0.019	(0.008) **	0.019	(0.008) **	0.021	(0.009) **	0.018	(0.008) **
町村居住	-0.007	(0.008)	-0.007	(0.008)	-0.010	(0.009)	-0.007	(0.008)
有効求人倍率	-0.058	(0.025) **	-0.058	(0.025) **	-0.063	(0.026) **	-0.054	(0.022) **
被説明変数：幸福である								
15歳時低所得	-0.041	(0.023) *	-0.041	(0.010) ***	-0.075	(0.034) **	-0.049	(0.009) ***
大卒以上	0.124	(0.021) ***	0.129	(0.019) ***	0.087	(0.010) ***	0.089	(0.009) ***
成人期の貧困	-0.157	(0.038) ***	-0.155	(0.039) ***	-0.080	(0.017) ***	-0.077	(0.016) ***
女性	0.034	(0.009) ***	0.034	(0.009) ***	0.028	(0.009) ***	0.028	(0.009) ***
30~39歳	-0.071	(0.017) ***	-0.071	(0.017) ***	-0.065	(0.017) ***	-0.066	(0.016) ***
40~49歳	-0.160	(0.017) ***	-0.159	(0.017) ***	-0.155	(0.017) ***	-0.155	(0.016) ***
50~59歳	-0.155	(0.017) ***	-0.153	(0.017) ***	-0.155	(0.018) ***	-0.157	(0.017) ***
未婚	-0.320	(0.020) ***	-0.319	(0.020) ***	-0.327	(0.020) ***	-0.308	(0.018) ***
離死別	-0.162	(0.018) ***	-0.162	(0.018) ***	-0.163	(0.019) ***	-0.155	(0.017) ***
子1人	-0.027	(0.018)	-0.027	(0.018)	-0.030	(0.019)	-0.029	(0.019)
子2人	-0.009	(0.016)	-0.009	(0.016)	-0.010	(0.017)	-0.009	(0.017)
子3人以上	-0.001	(0.018)	-0.001	(0.018)	-0.002	(0.019)	-0.002	(0.018)
被説明変数：健康水準が高い								
15歳時貧困	-0.053	(0.028) *	-0.045	(0.011) ***	-0.090	(0.035) ***	-0.053	(0.010) ***
大卒以上	0.062	(0.025) **	0.066	(0.023) ***	0.040	(0.010) ***	0.043	(0.010) ***
成人期の貧困	-0.219	(0.045) ***	-0.218	(0.047) ***	-0.072	(0.018) ***	-0.073	(0.018) ***
女性	0.041	(0.010) ***	0.041	(0.010) ***	0.032	(0.010) ***	0.034	(0.009) ***
30~39歳	-0.089	(0.017) ***	-0.089	(0.017) ***	-0.076	(0.017) ***	-0.080	(0.017) ***
40~49歳	-0.145	(0.018) ***	-0.145	(0.018) ***	-0.133	(0.018) ***	-0.139	(0.017) ***
50~59歳	-0.161	(0.018) ***	-0.162	(0.017) ***	-0.156	(0.018) ***	-0.163	(0.017) ***
未婚	-0.054	(0.014) ***	-0.054	(0.014) ***	-0.053	(0.015) ***	-0.053	(0.015) ***
離死別	-0.006	(0.019)	-0.006	(0.019)	-0.006	(0.020)	-0.007	(0.020)
ρ								
2_1 (大卒__15低)	0.241	(0.038) ***	—	—	0.580	(0.051) ***	—	—
3_1 (大貧__15低)	0.011	(0.038)	—	—	-0.537	(0.108) ***	—	—
4_1 (幸福__15低)	-0.003	(0.036)	—	—	0.044	(0.059)	—	—
5_1 (健康__15低)	0.013	(0.040)	—	—	0.063	(0.057)	—	—
3_2 (大貧__大卒)	0.064	(0.032) **	0.062	(0.032) *	—	—	—	—
4_2 (幸福__大卒)	-0.082	(0.038) **	-0.097	(0.034) ***	—	—	—	—
5_2 (健康__大卒)	-0.048	(0.039)	-0.056	(0.035)	—	—	—	—
4_3 (幸福__大貧)	0.109	(0.049) **	0.106	(0.049) **	—	—	—	—
5_3 (健康__大貧)	0.212	(0.059) ***	0.209	(0.061) ***	—	—	—	—
5_4 (健康__幸福)	0.406	(0.014) ***	0.407	(0.014) ***	—	—	—	—

- (注) 1. 標準誤差は不均一分散修正済み。
2. 2つの多変量プロビット回帰式について、全ての $\rho_{gk} = 0$ という帰無仮説は、ともに有意水準1%で棄却できる。
3. ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%で有意。
4. 2変量プロビットの結果については、15歳時低所得を被説明変数とした1段階目の推定結果を省略して、別々に推定した2段階目の結果を掲載している。

表 8 ベースモデル 主要変数の推定結果

	ベースモデル1		ベースモデル2		ベースモデル3		ベースモデル4	
	N=12874		N=12874		N=12874		N=12874	
変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15歳時低所得	内生変数		外生変数		内生変数		外生変数	
被説明変数：大卒以上								
15歳時低所得	-0.218	(0.020) ***	-0.114	(0.009) ***	-0.336	(0.021) ***	-0.114	(0.009) ***
被説明変数：成人期の貧困								
15歳時低所得	0.002	(0.011)	0.004	(0.006)	0.206	(0.043) ***	0.007	(0.005)
大卒以上	-0.064	(0.009) ***	-0.061	(0.008) ***	-0.047	(0.007) ***	-0.053	(0.006) ***
被説明変数：幸福である								***
15歳時低所得	-0.041	(0.023) *	-0.041	(0.010) ***	-0.075	(0.034) **	-0.049	(0.009) ***
大卒以上	0.124	(0.021) ***	0.129	(0.019) ***	0.087	(0.010) ***	0.089	(0.009) ***
成人期の貧困	-0.157	(0.038) ***	-0.155	(0.039) ***	-0.080	(0.017) ***	-0.077	(0.016) ***
被説明変数：健康水準が高い								***
15歳時貧困	-0.053	(0.028) *	-0.045	(0.011) ***	-0.090	(0.035) ***	-0.053	(0.010) ***
大卒以上	0.062	(0.025) **	0.066	(0.023) ***	0.040	(0.010) ***	0.043	(0.010) ***
成人期の貧困	-0.219	(0.045) ***	-0.218	(0.047) ***	-0.072	(0.018) ***	-0.073	(0.018) ***

- (注) 1. 標準誤差は不均一分散修正済み。
2. ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%で有意。

表 9 (参考) Oshio et al. (2010) 推定結果

	ベースモデル1		ベースモデル2		ベースモデル3		ベースモデル4	
	N=7002		N=7002		N=7002		N=7002	
変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15歳時低所得	内生変数		外生変数		内生変数		外生変数	
被説明変数：大卒以上								
15歳時低所得	-0.208	(0.036) ***	-0.125	(0.014) ***	-0.461	(0.037) ***	-0.128	(0.015) ***
被説明変数：成人期の貧困								
15歳時低所得	0.030	(0.014) **	0.004	(0.007)	0.163	(0.040) ***	0.004	(0.007)
大卒以上	-0.049	(0.011) ***	-0.052	(0.013) ***	-0.047	(0.008) ***	-0.053	(0.007) ***
被説明変数：幸福である								
15歳時低所得	-0.061	(0.033) *	-0.023	(0.013) *	-0.093	(0.029) ***	-0.035	(0.013) ***
大卒以上	0.132	(0.026) ***	0.145	(0.025) ***	0.084	(0.013) ***	0.090	(0.013) ***
成人期の貧困	-0.143	(0.065) **	-0.150	(0.066) **	-0.091	(0.023) ***	-0.092	(0.023) ***
被説明変数：健康水準が高い								
15歳時貧困	-0.101	(0.050) **	-0.058	(0.015) ***	-0.111	(0.037) ***	-0.063	(0.014) ***
大卒以上	0.063	(0.041)	0.085	(0.034) **	0.039	(0.014) ***	0.043	(0.014) ***
成人期の貧困	-0.054	(0.077)	-0.059	(0.077)	-0.082	(0.024) ***	-0.082	(0.024) ***

- (注) 1. 標準誤差は不均一分散修正済み。
2. ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%で有意。
(出所) Oshio et al. (2010)の表を日本語にして再掲。変数名は本稿と比較しやすいように変更を加えてある。

4.3 健康媒介モデルの推定結果

表 10 と表 11 は健康媒介モデルの推定結果である。最も左の列が、モデル 1 の推定結果である。モデル 1 では、学歴については、15 歳時に低所得であることが大学を卒業する確率を 16.1% 下げることが分かり、ベースモデルの結果と同様子どもの貧困は学歴に対して強い影響があることが示されている。また、健康水準について見ると、15 歳時に低所得であることは、成人期の健康水準が高いと答える確率を 7.6% 引き下げる直接的な効果があると分かる。このことから、子どもの貧困は何らかのかたちで学歴を通さずに現在の健康水準を直接低下させていることが分かる。学歴の健康水準に対する影響も有意水準 5% で有意であり、大学を卒業した者は健康水準が高いと答える確率が 6.8% 高い。さらに、成人期の貧困に対する各主要変数の限界効果を見ると、15 歳時低所得の影響が統計的に有意でないことや、大学を卒業した者のほうが貧困である可能性が低い（成人期に貧困である確率を 6.1% 引き下げている）ことはベースモデルの結果と同じである。それに加えて、健康水準が高いと答えた者は成人期に貧困である確率が 5.2% 低いことが示されている。この結果は、健康水準の低下が生産性の低下を引き起こし、所得が低下している可能性を示唆している。

モデル 1 の分析結果から、次のことが言える。まず、15 歳時低所得が、低学歴による健康資本投資の生産性の低下（Grossman 2000）という間接的な経路に加えて、学歴を通さない直接的な経路でも成人期の健康水準に影響を及ぼしている。つまり、子どもの貧困によって生じた健康格差が成人期も持続している、あるいは子どもの貧困が成人期の健康資本投資行動（適切な運動や食事など）を阻害している可能性がある。また、そうした健康水準の低下は生産性を低下させ、成人期の貧困につながっている恐れがある。こうした健康を介した貧困の連鎖・格差の継承は、一般的に考えられてきた子どもの貧困→低学歴→成人期の貧困という学歴を通した経路と比べても小さくない影響であると考えられる。

左から 2 番目の列が、モデル 1 を男性のみのサンプルで推定した結果である。この推定は、健康水準が生産性、すなわち所得水準に与える影響にサンプルセレクション・バイアスが生じている可能性に対処したものとなっている。問題の健康水準が所得水準に及ぼす影響の限界効果を見ると、健康水準が高いことは成人期に貧困である確率を 5.3% 引き下げると推定されている。これは男女合わせて推定したモデルの限界効果とほとんど同じであり、バイアスはごく小さかったと考えることができる。また、男性のみの分析でも健康を介した貧困の連鎖の経路が存在していることが示唆されている。

一方で、モデル 1 を女性のみのサンプルで推定した結果が左から 3 番目の列である。女性のみ

のサンプルの場合、健康水準が所得水準に与える影響は絶対値で見ても他のモデルより小さくなっており、バイアスが生じている可能性がある。また、15歳時の低所得が健康水準に与える直接的な影響は、女性のみのサンプルの場合限界効果が小さく、統計的に有意ではなかった。男性と女性でこの点に差が生じる理由は不明である。可能性としては、男性と女性で健康水準に長期的に影響する要因が異なっていることが考えられるが、本稿の分析の枠組みを超えるためここでは議論しない。

次に、左から4番目の列には、最終的な被説明変数を成人期の貧困から幸福度に変更したモデル2の推定結果を掲載している。モデル2は、子どもの貧困の重層的影響がウェルビーイングの変化にどう関わっているのか分析するためのものである。モデル2においても、モデル1と同様に子どもの貧困が健康を介して幸福度に影響を与える経路が確認された。詳しく見ると、15歳時に低所得であることは、成人期の健康水準が高いと答える確率を7.3%下げている。そして、健康水準が高いと答えた者は幸福であると答える確率を24.9%引き上げる。すなわち、青少年期の低所得が成人期の健康水準を低下させ、そのために幸福度が低くなる可能性がある。

最後に、最も右の列には健康の主観的評価の代わりに運動頻度を内生変数として用いたモデル3の推定結果を示している。まず、15歳時の低所得が運動頻度に与える影響は統計的に有意ではない。したがって、「青少年期に低所得であったものは運動習慣が身につかず、それによる健康水準の悪化が所得水準を低下させる」という経路は確認できなかった。しかし、大学卒業以上の学歴であれば運動頻度が高い確率が25.5%上がると推定されており、学歴を通じた影響はかなり大きいとみられる。この点は、学歴の向上が健康資本投資を促進するとしたGrossman (2000)の理論と整合的であるが、Umeda et al. (2015)の結果とは異なっている。分析手法や変数の定義でも相違点があるが、子どもの貧困が健康を介して成人期の所得に与える影響を考慮したモデルでは、健康行動と各変数の関係が変わってくる可能性が考えられる。

健康媒介モデルの各モデルの推定結果を総括すると、以下のとおりである。まず、モデル1では子どもの貧困→健康水準の悪化→成人期の貧困という経路が存在することが確認された。また、成人期の所得水準に及ぼす影響の大きさは、学歴を通じた従来の経路と同等である。健康を介した経路での影響は、男性だけにサンプルを絞った場合も同じ程度であった。次に、幸福度を最終的な被説明変数としたモデル2でも、健康を介した影響が観察された。これは、子どもの貧困が健康水準の低下を招き、様々な変数に影響を与えている可能性を示しており、健康を介した影響の頑健性を確認できたと言える。さらに、運動頻度を内生変数としたモデル3では、子どもの貧困が直接運動習慣に影響しているわけではないという結果となった。このことから、モデル1で

観察された健康の経路は子どもの貧困によって生じた健康格差が成人期まで持続することで影響を及ぼしている可能性が示唆されている。

表 10 健康媒介モデル 推定結果

	健康媒介モデル1		健康媒介モデル1 男性のみ		健康媒介モデル1 女性のみ		健康媒介モデル2		健康媒介モデル3	
	N=12874		N=6138		N=6736		N=12874		N=12874	
変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15歳時低所得	内生変数		内生変数		内生変数		内生変数		内生変数	
被説明変数：15歳時低所得										
母子家庭	0.277	(0.049) ***	0.302	(0.067) ***	0.232	(0.071) ***	0.280	(0.050) ***	0.274	(0.050) ***
父子家庭	0.150	(0.060) **	0.123	(0.083)	0.178	(0.081) **	0.149	(0.059) **	0.149	(0.060) **
父大卒	-0.126	(0.015) ***	-0.154	(0.022) ***	-0.093	(0.020) ***	-0.125	(0.015) ***	-0.125	(0.015) ***
父中卒	0.048	(0.013) ***	0.061	(0.018) ***	0.031	(0.017) *	0.048	(0.013) ***	0.049	(0.013) ***
母大卒	-0.057	(0.020) ***	-0.031	(0.028)	-0.073	(0.027) ***	-0.055	(0.020) ***	-0.057	(0.020) ***
母中卒	0.065	(0.012) ***	0.047	(0.018) ***	0.079	(0.017) ***	0.065	(0.012) ***	0.064	(0.012) ***
父正規雇用	-0.105	(0.044) **	-0.094	(0.060)	-0.138	(0.063) **	-0.102	(0.044) **	-0.107	(0.044) **
父非正規雇用	0.297	(0.071) ***	0.342	(0.100) ***	0.238	(0.097) **	0.301	(0.071) ***	0.295	(0.071) ***
父無職	0.328	(0.064) ***	0.378	(0.085) ***	0.253	(0.091) ***	0.329	(0.064) ***	0.325	(0.064) ***
父自営業	-0.048	(0.043)	-0.029	(0.059)	-0.080	(0.061)	-0.046	(0.043)	-0.049	(0.043)
母正規雇用	0.056	(0.048)	0.016	(0.064)	0.092	(0.067)	0.056	(0.048)	0.056	(0.048)
母非正規雇用	0.133	(0.048) ***	0.087	(0.064)	0.171	(0.066) ***	0.133	(0.048) ***	0.133	(0.048) ***
母無職	0.027	(0.047)	-0.001	(0.063)	0.043	(0.064)	0.028	(0.046)	0.027	(0.047)
母自営業	0.024	(0.047)	-0.006	(0.064)	0.044	(0.065)	0.025	(0.047)	0.024	(0.047)
15歳時大都市居住	-0.018	(0.016)	-0.007	(0.024)	-0.024	(0.022)	-0.017	(0.016)	-0.018	(0.016)
15歳時町村居住	0.017	(0.010) *	0.033	(0.015) **	0.001	(0.013)	0.017	(0.010) *	0.017	(0.010) *
女性	-0.033	(0.009) ***					-0.033	(0.009) ***	-0.032	(0.009) ***
30~39歳	0.053	(0.017) ***	0.071	(0.023) ***	0.034	(0.023)	0.054	(0.016) ***	0.053	(0.017) ***
40~49歳	0.086	(0.017) ***	0.119	(0.024) ***	0.051	(0.024) **	0.087	(0.017) ***	0.086	(0.017) ***
50~59歳	0.111	(0.018) ***	0.156	(0.025) ***	0.065	(0.025) ***	0.111	(0.018) ***	0.111	(0.018) ***
未婚	-0.019	(0.019)	-0.026	(0.025)	-0.004	(0.028)	-0.019	(0.018)	-0.019	(0.019)
離死別	0.007	(0.020)	0.002	(0.030)	0.017	(0.031)	0.008	(0.018)	0.007	(0.020)
子ども1人	-0.007	(0.017)	-0.028	(0.024)	0.024	(0.025)	-0.008	(0.017)	-0.007	(0.017)
子ども2人	-0.025	(0.016)	-0.047	(0.022) **	0.015	(0.022)	-0.025	(0.016)	-0.025	(0.016)
子ども3人以上	-0.026	(0.017)	-0.060	(0.025) **	0.028	(0.024)	-0.026	(0.017)	-0.025	(0.017)
退職	0.088	(0.075)	0.107	(0.089)	0.079	(0.141)	0.090	(0.074)	0.086	(0.074)
家事	-0.015	(0.013)	0.141	(0.128)	-0.019	(0.014)	-0.015	(0.013)	-0.016	(0.013)
失業	0.015	(0.034)	0.046	(0.043)	0.001	(0.050)	0.014	(0.033)	0.013	(0.034)
大都市居住	0.001	(0.012)	-0.012	(0.017)	0.010	(0.016)	0.001	(0.012)	0.002	(0.012)
町村居住	0.009	(0.013)	0.013	(0.019)	-0.001	(0.017)	0.009	(0.013)	0.009	(0.013)
有効求人倍率	0.018	(0.016)	0.016	(0.024)	0.019	(0.022)	0.018	(0.016)	0.017	(0.016)
被説明変数：大卒以上										
15歳時低所得	-0.161	(0.023) ***	-0.210	(0.027) ***	-0.199	(0.025) ***	-0.160	(0.023) ***	-0.160	(0.023) ***
女性	-0.051	(0.009) ***					-0.051	(0.009) ***	-0.052	(0.009) ***
30~39歳	0.011	(0.015)	0.056	(0.021) ***	-0.029	(0.019)	0.012	(0.015)	0.010	(0.015)
40~49歳	0.026	(0.015) *	0.096	(0.021) ***	-0.039	(0.019) **	0.027	(0.015) *	0.024	(0.015) *
50~59歳	-0.051	(0.015) ***	0.052	(0.021) **	-0.143	(0.019) ***	-0.049	(0.015) ***	-0.051	(0.015) ***
父大卒以上	0.229	(0.015) ***	0.217	(0.022) ***	0.220	(0.020) ***	0.229	(0.015) ***	0.229	(0.015) ***
父中卒	-0.040	(0.013) ***	-0.038	(0.018) **	-0.044	(0.017) ***	-0.041	(0.013) ***	-0.041	(0.012) ***
母大卒以上	0.151	(0.019) ***	0.119	(0.026) ***	0.175	(0.024) ***	0.155	(0.019) ***	0.151	(0.019) ***
母中卒	-0.091	(0.013) ***	-0.082	(0.018) ***	-0.085	(0.017) ***	-0.090	(0.013) ***	-0.091	(0.013) ***
15歳時大都市居住	0.048	(0.016) ***	0.068	(0.023) ***	0.020	(0.020)	0.050	(0.016) ***	0.048	(0.015) ***
15歳時町村居住	-0.053	(0.010) ***	-0.071	(0.014) ***	-0.026	(0.013) **	-0.053	(0.010) ***	-0.054	(0.010) ***

変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
被説明変数：健康水準が高い									被説明変数：運動頻度が高い	
15歳時貧困	-0.076	(0.028) ***	-0.073	(0.036) **	-0.021	(0.036)	-0.073	(0.028) ***	-0.003	(0.022)
大卒以上	0.068	(0.027) **	0.080	(0.034) **	0.097	(0.031) ***	0.063	(0.027) **	0.135	(0.021) ***
女性	0.031	(0.010) ***					0.017	(0.010) *	-0.039	(0.009) ***
30～39歳	-0.075	(0.017) ***	-0.111	(0.024) ***	-0.042	(0.024) *	-0.075	(0.017) ***	-0.017	(0.016)
40～49歳	-0.132	(0.017) ***	-0.145	(0.025) ***	-0.126	(0.025) ***	-0.134	(0.017) ***	0.036	(0.016) **
50～59歳	-0.154	(0.018) ***	-0.162	(0.025) ***	-0.151	(0.025) ***	-0.157	(0.018) ***	0.091	(0.016) ***
未婚	-0.070	(0.015) ***	-0.063	(0.020) ***	-0.076	(0.024) ***	-0.063	(0.014) **	0.021	(0.014)
離死別	-0.044	(0.023) *	-0.018	(0.033)	-0.047	(0.037)	-0.019	(0.019)	-0.063	(0.019) ***
喫煙経験							-0.049	(0.012) ***		
被説明変数：成人期の貧困										
15歳時低所得	-0.002	(0.012)	0.022	(0.013) *	0.003	(0.025)			0.000	(0.012)
大卒以上	-0.061	(0.009) ***	-0.038	(0.011) ***	-0.061	(0.016) ***			-0.060	(0.009) ***
健康水準（運動頻度）が高い	-0.052	(0.012) ***	-0.053	(0.012) ***	-0.041	(0.024) *			-0.039	(0.010) ***
女性	0.041	(0.005) ***							0.037	(0.005) ***
30～39歳	-0.069	(0.007) ***	-0.073	(0.009) ***	-0.061	(0.012) ***			-0.067	(0.007) ***
40～49歳	-0.075	(0.008)	-0.068	(0.009) ***	-0.080	(0.012) ***			-0.070	(0.008) ***
50～59歳	-0.055	(0.008) ***	-0.058	(0.009) ***	-0.049	(0.013) ***			-0.046	(0.008) ***
大都市居住	0.019	(0.008) **	0.031	(0.011) ***	0.006	(0.012)			0.019	(0.008) **
町村居住	-0.007	(0.008)	0.002	(0.010)	-0.017	(0.011)			-0.008	(0.008)
有効求人倍率	-0.063	(0.025) **	-0.055	(0.035)	-0.070	(0.036) **			-0.062	(0.025) **
被説明変数：幸福である										
15歳時低所得							-0.003	(0.022)		
大卒以上							0.128	(0.020) ***		
健康水準が高い							0.255	(0.023) ***		
女性							0.021	(0.009) **		
30～39歳							-0.042	(0.016) ***		
40～49歳							-0.115	(0.017) ***		
50～59歳							-0.108	(0.017) ***		
未婚							-0.313	(0.019) ***		
離死別							-0.175	(0.017) ***		
子1人							-0.025	(0.018)		
子2人							-0.007	(0.016)		
子3人以上							0.000	(0.018)		
ρ										
大卒_15低	0.105	(0.043) **	0.219	(0.051) ***	0.197	(0.050) ***	0.104	(0.043) **	0.104	(0.043) **
健康_15低	0.046	(0.040)	0.042	(0.054)	-0.039	(0.053)	0.039	(0.040)	0.026	(0.037)
大貧_15低	0.015	(0.040)	-0.089	(0.050) *	0.004	(0.075)	—	—	0.017	(0.040)
幸福_15低	—	—	—	—	—	—	-0.049	(0.038)	—	—
健康_大卒	-0.039	(0.042)	-0.048	(0.053)	-0.102	(0.051) **	-0.039	(0.042)	-0.118	(0.037) ***
大貧_大卒	0.063	(0.034) *	-0.004	(0.045)	0.009	(0.056)	—	—	0.066	(0.034) *
幸福_大卒	—	—	—	—	—	—	-0.109	(0.038) ***	—	—
大貧_健康	0.099	(0.040) **	0.139	(0.048) ***	0.046	(0.075)	—	—	0.057	(0.040)
幸福_健康	—	—	—	—	—	—	-0.022	(0.041)	—	—

- (注) 1. 標準誤差は不均一分散修正済み。
2. 全ての多変量プロビット回帰式について、全ての $\rho_{gk} = 0$ という帰無仮説は、それぞれ有意水準 1%で棄却できる。
3. ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%で有意。
4. モデル 3 のみ健康水準の変数として運動頻度を用いている。その他は健康に対する主観的評価。

表 11 健康媒介モデル 主要変数の限界効果

	健康媒介モデル1		健康媒介モデル1 男性のみ		健康媒介モデル1 女性のみ		健康媒介モデル2		健康媒介モデル3	
	N=12874		N=6138		N=6736		N=12874		N=12874	
変数名	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15歳時低所得	内生変数		内生変数		内生変数		内生変数		内生変数	
被説明変数：大卒以上										
15歳時低所得	-0.161	(0.023) ***	-0.210	(0.027) ***	-0.199	(0.025) ***	-0.160	(0.023) ***	-0.160	(0.023) ***
被説明変数：健康水準が高い									被説明変数：運動頻度が高い	
15歳時貧困	-0.076	(0.028) ***	-0.073	(0.036) **	-0.021	(0.036)	-0.073	(0.028) ***	-0.003	(0.022)
大卒以上	0.068	(0.027) **	0.080	(0.034) **	0.097	(0.031) ***	0.063	(0.027) **	0.135	(0.021) ***
被説明変数：成人期の貧困										
15歳時低所得	-0.002	(0.012)	0.022	(0.013) *	0.003	(0.025)			0.000	(0.012)
大卒以上	-0.061	(0.009) ***	-0.038	(0.011) ***	-0.061	(0.016) ***			-0.060	(0.009) ***
健康水準が高い	-0.052	(0.012) ***	-0.053	(0.012) ***	-0.041	(0.024) *			-0.039	(0.010) ***
被説明変数：幸福である										
15歳時低所得							-0.003	(0.022)		
大卒以上							0.128	(0.020) ***		
健康水準が高い							0.255	(0.023) ***		

- (注) 1. 標準誤差は不均一分散修正済み。
2. ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%で有意。
3. モデル 3 のみ健康水準の変数として運動頻度を用いている。その他は健康に対する主観的評価。

第 5 節 結論

本稿では、青少年期の経験が現在の健康水準や所得水準に与える影響を計量分析によって明らかにした。まず、Oshio et al. (2010)が用いたデータに新しいデータを加えて行った分析では、おおむね同様の結果が得られた。主な相違点としては、まず子どもの貧困の成人期の貧困に対する直接的影響が観察されなかったことが挙げられる。新しく加えたデータの特徴から、この相違が生じた一つの理由は、非正規雇用の増加に伴い学歴と所得水準の関連性が強くなった結果、学歴を通じた間接的影響が相対的に大きくなったためだと考えられる。また、成人期の健康水準に対する影響は、子どもの貧困の直接的影響が小さくなり、成人期の貧困を通じた間接的影響が大きくなった。これは、雇用形態の多様化に伴い、いわゆるワーキングプアの増加などによって所得水準と健康水準の関連性が強くなったためであると考えられる。

次に、子どもの貧困が健康水準の低下を通して所得水準の低下につながっている可能性を考え、その経路の存在と学歴を介した経路と比較した際の重要度について検証した。分析の結果、子どもの貧困→健康水準の低下→成人期の貧困という経路が存在することが確認された。したがって、幼少期・青少年期に生じた健康格差が成人期も持続している可能性、または幼少期・青少年期の貧困の経験が成人期の健康資本投資行動を阻害している可能性がある。成人期の健康水準の低下

は貧困に陥る確率を上げるため、子どもの貧困が健康水準を通して成人期の所得水準に影響を及ぼしている恐れがあることが明らかになった。さらに、貧困の世代間連鎖において、この健康を介した経路は学歴を介した経路と同じくらい重要なのではないかとということが分かった。加えて、幸福度に対しても子どもの貧困が健康を介して影響を与えていることも示され、子どもの貧困の健康を介した影響が頑健であることを確認できた。また、内生変数を主観的健康評価から健康資本投資行動の一つである運動頻度に変えて分析を行うと、子どもの貧困が運動頻度に影響を与えて所得水準を引き下げる経路の存在は確認できなかった。ただし、運動頻度の場合は学歴を通じた影響が大きかった。このことから、少なくとも子どもの貧困によって運動習慣がつかずに健康水準が低下しているとは言えず、子どもの貧困が他の健康資本投資行動に影響しているか、健康格差が持続・蓄積されていることが他のモデルで得られた結果に繋がると考えられる。

以上の分析をまとめると、子どもの貧困研究における本稿の貢献は次の 2 点である。第一に、数の少ない日本における子どもの貧困の長期的影響の分析を、データを更新して行った点である。社会情勢の変化などにより、先行研究との差異が見られたものの、子どもの貧困が学歴を通して成人期の貧困に与える影響は頑健であり、健康水準や幸福度にも大きな影響を及ぼしていることを確認した。第二に、近年の研究動向に基づき、子どもの貧困が健康を介して所得水準に与える影響を明示的にモデルに組み込んだ分析を行った結果、日本においても健康を介した経路が存在する可能性を指摘した点である。従来の学歴を介した経路に加え、健康水準を通して貧困の連鎖が生じている恐れを念頭に今後の研究と政策形成を進めていく必要がある。

本稿の結果から推進すべき政策として、二つを挙げたい。一つは、ベースモデルで得られたように、子どもの貧困が学歴を通して与える影響は大きく、頑健である。したがって、家庭の経済状況に関わらず子どもが学べる機会を提供することは、これからも貧困の連鎖を防ぐために子どもの貧困対策として重要である。OECD (2018)によると、教育に対する公的な支出の GDP 比が高い国ほど学歴の世代間移動性が高い。日本の教育に対する公的支出対 GDP 比は諸外国と比較しても高くなく、特に高等教育については非常に低いため、今後も充実させていく必要があるだろう。もう一つは、日本のデータでも健康を介して貧困の連鎖が生じている可能性が明らかになった点である。子どもの貧困によって生じた健康格差は、学歴に影響を及ぼすのみならず、それが成人期の健康水準にも持続している恐れがある。このことから、貧困家庭の子どもの健康水準の改善についても今まで以上に対策に力を入れる意義があると言える。Currie (2003)によれば、幼少期の所得格差から健康格差が生じる要因として、第一に所得が低いほど健康水準に対するショックを緩和できていない可能性、第二に所得が低い家庭の子どもはそうしたショックが起きや

すい可能性があることを主張している。本稿の分析が一つ目の要因により生じているならば、公的医療保険による金銭的補助のみでなく、子どもが病気である際に休みやすい環境を作る、あるいは休まなくても病気の子どもの預けられる体制を作ることが、健康格差を生み出さないための対策になるだろう。また、二つ目の要因による健康格差であれば、日々の健康的な食事を促す食育の推進など生活習慣への介入が対策の一つとして考えられるが、さらに踏み込んだ対策にはより詳細な分析が必要であろう。

今後の課題として挙げられるのは、まず幼少期から成人期の情報を得られるパネルデータによる分析である。本稿や Oshio et al. (2010)で確認されたように、回顧的回答によるバイアスはクロスセクションデータの場合避けられない。パネルデータであれば、過去の正確な所得を把握することができ、そうしたバイアスは発生しない。また、パネルデータの構築と関連するが、幼少期・青少年期の健康についての情報を変数として健康を介した経路を分析することも必要であろう。一時点の所得水準と健康水準は負の相関があることは知られているものの、双方向の因果効果の大きさを推定するのは難しい。幼少期・青少年期の健康水準・健康行動についての変数が成人期の変数にどのような影響を及ぼしているかについて分析をすることで、より関係が明らかになると考えられる。

参考文献

- 阿部彩 (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』第 46 巻第 4 号, 354-367 頁。
- 石川経夫 (1991)『所得と富』岩波書店。
- 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』第 43 巻第 1 号, 54-64 頁。
- 黒田祥子 (2018)「健康資本投資と生産性」『日本労働研究雑誌』第 695 号, 30-48 頁。
- 日本財団・三菱 UFJ リサーチ & コンサルティング (2015)「子どもの貧困の社会的損失推計」
- Aizer, Anna; Eli, Shari; Ferrie, Joseph; and Lleras-Muney, Adriana (2016) “The Long-Run Impact of Cash Transfers to Poor Families,” *American Economic Review*, Vol.106, No.4, pp.935-971.
- Alomond, Douglas; Currie, Janet; and Duque, Valentina (2018) “Childhood Circumstances and Adult Outcomes: Act II,” *Journal of Economic Literature*, Vol.56, No.4, pp.1360-1446.
- Bastian, Jacob; and Micheltore, Katherine (2018) “The Long-Term Impact of the Earned Income Tax Credit on Children’s Education and Employment Outcomes,” *Journal of Labor Economics*, Vol.36, No.4, pp.1127-1163.
- Berkman, Lisa; and Kawachi, Ichiro (2014) “A Historical Framework for Social Epidemiology: Social Determinants of Population Health,” in Berkman, Lisa; Kawachi, Ichiro; and Glymour, M. Maria eds (2014).
- Berkman, Lisa; Kawachi, Ichiro; and Glymour, M. Maria eds. (2014) *Social Epidemiology*, New York: Oxford University Press. (高尾総司・藤原武男・近藤尚己監訳 (2017)『社会疫学』大修館書店)
- Case, Anne; Lubotsky, Darren; and Paxson, Christina (2002) “Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient,” *American Economic Review*, Vol.92, No.5, pp.1308-1334.
- Case, Anne; Fertig, Angela; and Paxson, Christina (2005) “The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance,” *Journal of Health Economics*, Vol.24, No.2, pp.365-389.
- Corak, Miles (2013) “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.27, No.3, pp.79-102.
- Currie, Janet; and Stabile, Mark (2003) “Socioeconomic Status and Child Health: Why is the Relationship Stronger for Older Children?,” *American Economic Review*, Vol.93, No.5,

pp.1813-1823.

- Duncan, Greg J.; Ziol-Guest, Kathleen M.; and Kalil, Ariel (2010) “Early-Childhood Poverty and Adult Attainment, Behavior, and Health,” *Child Development*, Vol.81, No.1, pp.306-325.
- Duncan, Greg J.; Kalil, Ariel; and Ziol-Guest, Kathleen M. (2018) “Parental Income and Children’s Life Course: Lesson from the Panel Study of Income Dynamics,” *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.680, No.1, pp.82-96.
- Friedman, Milton; and Friedman, Rose D. (1962) *Capitalism and Freedom*, Chicago: University of Chicago Press. (村井章子訳 (2008) 『資本主義と自由』 日経 BP 社)
- Glymour, M. Maria; Avendano, Mauricio; and Kawachi, Ichiro (2014) “Socioeconomic Status and Health,” in Berkman, Lisa; Kawachi, Ichiro; and Glymour, M. Maria eds (2014).
- Grossman, Michael (2000) “The Human Capital Model,” in Culyer, Anthony J.; and Newhouse, Joseph p. (2000) *Handbook of Health Economics*, Vol.1, Amsterdam: North Holland.
- Hoynes, Hilary; Schanzenbach, Diane Whitmore; and Almond, Douglas (2016) “Long-Run Impacts of Childhood Access to the Safety Net,” *American Economic Review*, Vol.106, No.4, pp.903-934.
- Jäckle, Robert; and Himmeler, Oliver (2010) “Health and Wages: Panel Data Estimates Considering Selection and Endogeneity,” *Journal of Human Resources*, Vol.45, No.2, pp.364-406.
- McLaughlin, Michael; and Rank, Mark Robert (2018) “Estimating the Economic Cost of Childhood Poverty in the United States,” *Social Work Research*, Vol.42, pp.73-83.
- National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine (2019) *A Roadmap to Reducing Child Poverty*, Washington, DC: The National Academies Press.
- OECD (2018) *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, Paris: OECD Publishing
doi: <https://doi.org/10.1787/9789264301085-en>.
- Oshio, Takashi; Sano, Shinpei; and Kobayashi, Miki (2010) “Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidences from Nationwide Surveys in Japan,” *Social Indicators Research*, Vol.99, No.1, pp.81-99.
- Parolin, Zachary; Curran, Megan; Matsudaria, Jodan; Waldfogel, Jane; and Wimer, Christopher (2022) “Estimating Monthly Poverty Rates in the United States,” *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.41, No.4, pp.1177-1203.
- Rawls, John (1971) *A Theory of Justice*, Cambridge, Mass.: Belknap Press of Harvard University Press. (川本隆史・福岡聡・神島裕子訳 (2010) 『正義論』 紀伊國屋書店)

Umeda, Maki; Oshio, Takashi; and Fujii, Mayu (2015) “The Impact of the Experience of Childhood Poverty on Adult Health-Risk Behaviors in Japan: a Mediation Analysis,” *International Journal for Equity in Health*, Vol.14, No.145.