

首都大学東京 子ども・若者貧困研究センター

# 子どもの貧困と二重のジェンダー化

## —貧困の影響における性別の交互作用—

Working paper Series Vol.8

川口 遼

2020年3月31日

この Working Paper の内容は著者によるものであり、当センターおよび首都大学東京の見解を反映したものではありません。なお、一部といえども無断で引用、再録することを禁じます。

子ども・若者貧困研究センター



TOKYO METROPOLITAN UNIVERSITY  
首都大学東京

# 子どもの貧困と二重のジェンダー化

## 貧困の影響における性別の交互作用

首都大学東京子ども・若者貧困研究センター

川口遼

### 1 問題関心

子どもの貧困は景気動向を超えた構造的な問題である。具体的には、第一に労働の不安定化とその結果としての勤労世代における貧困の拡大、第二に子ども期を保障する社会的基盤の脆弱化、第三に子どもの養育・教育の家族依存といった構造的な背景が、子どもの貧困にはある[松本 2017]。第一の背景について、男性（正社員）中心的な雇用慣行が残り続けていることが逆説的に労働の不安定化を引き起こしていること、さらに第二、第三の背景について子どもの養育・教育責任を負うことが、経済的には父親、担い手の面では母親に期待されていることを踏まえると、これら子どもの貧困の構造的背景は「男性は有償労働、女性は無償労働」という性別分業と深く関わっているとと言える。端的に言って、子どもの貧困はジェンダー化された社会現象である。

生活保障システム論の分野では、子どもの貧困を生み出すジェンダー化された構造的背景を男性稼ぎ主型生活保障システムと称する[大沢 2017; 2014]。この議論では、日本社会においては、政府および非営利組織の取り組みが抑制される中で、男性（夫・父）の得る賃金と彼らが雇用されていることでアクセスを許される企業福祉および社会保障、さらには女性（妻・母）の無償労働を通じて家族生活の保障が図られていることが示されている。子どもの貧困の拡大は、賃金上昇の抑制や非正規雇用の増大といった雇用の不安定化が起きているにもかかわらず、既存の生活保障システムが延命したまま、代替的な保障が図られていないために起きている。

このように近年では、子どもの貧困のジェンダー化された性格に注目が集まりはじめ、中でも子どもの貧困を生み出すジェンダー化された諸構造については説得的な議論が展開されている。しかしながら貧困状態にあることが子どもたちにもたらす影響についてジェンダーの視点から分析したものの数は少ない。貧困がもたらす影響については、貧困の世代的再生産の視点から研究が行われているが、その男女差については十分な検討が未だ行われていない。子どもの貧困については 2013 年の関連法成立以降、種々の対策がとられるようになってきているが、仮に貧困の影響がジェンダー化されているならば、対策の取り方についてもジェンダーの視点から検討する必要があるだろう。

そこで本研究では、子どもの貧困が子どもたちに与える影響をジェンダーの視点から分

析する。具体的には、東京都『子供の生活実態調査』の個票データを用い、生活が困窮していることが子ども本人と親の教育期待に与える影響に性差があるかどうかを検討する。言うならば子どもの貧困が構造的背景と個人への影響という二重の意味でジェンダー化しているかどうかを検討することが本研究の課題である。

## 2 先行研究

### (1) 子どもの貧困と教育

近年の子どもの貧困に対する社会的・学術的関心の高まりの背景には、貧困状態にあるということが子どもに与える影響の深刻さへの懸念のみならず、その影響が長期間にわたることで貧困の世代的再生産が起きることへの懸念がある。

データの蓄積のある米国などと異なり、日本での子ども期の貧困の中長期的な影響の検討は緒についたばかりである。数は少ないもののパネルデータを用いて個人のライフコースにおける貧困のダイナミクス（貧困状態の継続性）を検討する研究が行われているが、データの捕捉年数が短く貧困の世代的再生産のメカニズムを明らかにするには至っていない[岩田 1999, 岩田・濱本 2004, 濱本 2005, 石井・山田 2007, OECD 2008 など]<sup>1</sup>。そこで貧困の世代的再生産に計量的にアプローチしようとする論者は、成人回答者に子ども時代の生活状況を回顧的に問う質問を独立変数として用いている[阿部 2007; 2011, Abe 2010, 大石 2007, Oshio, Sano & Kobayashi 2010]。

特に阿部[2011]は現在の生活困窮<sup>2</sup>に 15 歳時点の暮らし向きの主観的評価（「子ども期の貧困」<sup>3</sup>）が与える直接の影響と低学歴<sup>4</sup>、非正規労働、現在の低所得を媒介した影響を検討している。これらの関係性を図にしたものが図 1 である。年齢や婚姻状況などのコントロール変数を加えた上で分析したところ、子ども期の貧困は、実際に、現在の生活困窮のリスクを直接高めると同時に、低学歴、非正規雇用、現在の低所得を通じて間接的な影響も与えていた。さらに、低学歴も直接現在の生活困窮リスクを高めるとともに、低学歴が非正規雇用になる可能性、現在の低所得のリスクを高めることを通じて間接的にも影響を与えていたという。さらに、20 歳から 49 歳のコホートにおいては、子ども期の貧困変数とその他のコントロール変数を投入すると、男性であることが低学歴（高校中退もしくは中学卒）となる可能性を高める一方で、女性であることが非正規雇用となる可能性を高めていた。

<sup>1</sup> なお、これらパネルデータを用いた分析は、古典的な貧困研究が想定するような特定のライフコース時点（子ども期・育児期・高齢期）の貧困リスクの一般的な高まりは確認されなかったものの、標準的なライフコース（親世帯からの独立→就職→結婚→育児）から逸脱することが貧困リスクを高めていることを明らかにしている。序章で確認した貧困の構造的背景を傍証する結果だ。

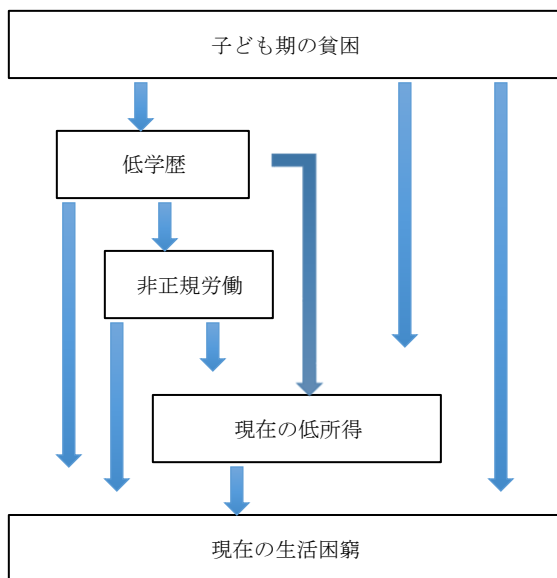
<sup>2</sup> 現在の生活困窮は、過去 1 年間に経済的な理由から家族に必要な食料を買えなかった経験の有無（食料困窮）、過去 1 年間に経済的な理由から家族に必要な衣服を買えなかった経験の有無（衣料困窮）、現在の暮らし向きについての主観的評価（生活意識）、過去 1 年間に病気にかかったが医療機関を受診しなかった経験の有無（受診抑制）から把握されている。

<sup>3</sup> 「15 歳時の暮らし向き」を 5 段階で回顧的に問う質問で「1.大変苦しい」とした場合が 1、そうでない場合が 0 とコーディングされている。

<sup>4</sup> 最終学歴が中卒か高校中退の場合に 1、それ以外の場合は 0 とコーディングされている。

また、子ども期の貧困が持つ現在の生活困窮に対する直接的な影響と間接的な影響の比率は表 1 の通り推計される。注目すべきは低学歴を媒介した影響の大きさである。食料困窮 51.5%、衣料困窮 23.9%、現在の生活意識 9.2%、受診抑制 55.1%を占めており、子ども期の貧困が直接的な影響とともに、特に低学歴を通じて現在の生活困窮に影響を与えている。

図 1 子ども期の貧困が成人期の生活困難に与える影響のモデル



出典：阿部[2011: 359]

表 1 現在の生活困窮に与える貧困要因の影響の内訳

	食料困窮	衣料困窮	生活意識	受診抑制
子ども期の貧困の影響	17.6%	51.4%	54.9%	4.0%
低学歴の影響	51.5%	23.9%	9.2%	55.1%
非正規労働の影響	3.1%	-9.4%	12.8%	51.2%
現在低所得の影響	27.8%	34.0%	23.2%	-10.3%
	100%	100%	100%	100%

出典：阿部[2011: 363]

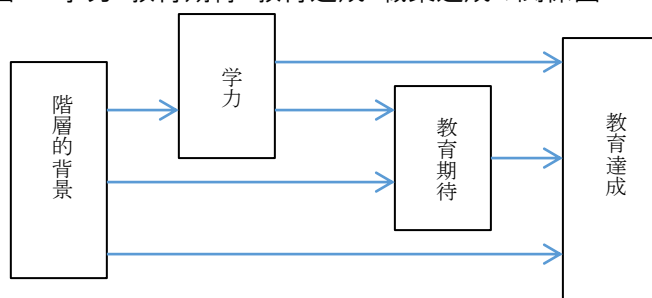
以上の結果からは、子ども期の貧困が与える中長期的な影響のうち、中でも子ども期の貧困と教育達成の関わりに焦点をあてることの意義が確認できる。残念ながら貧困研究においては子ども期の貧困が教育達成を低位に押しとどめるメカニズムについては十分に検討されていない。より詳細に個人の定位家族が持つ背景と教育達成について検討している社会階層研究の知見を参照しながら、この問題関心を追求する意義があるだろう。その際、子ども期の貧困状態を捉える変数の精緻も必要となるだろう。子ども時代の暮らし向きに

対する主観的評価は本人の学歴達成の影響を受けるという議論もあり（大石 2007）、捕捉期間の長いパネルデータの不在という研究条件上の制約を踏まえつつ、調査分析を設計する必要がある。

## （2）社会階層と教育

社会階層研究では、出身階層など生育家族的背景と地位達成（教育達成・職業達成）の関係、およびそれらにある媒介メカニズムについて、数多くの知見が蓄積されてきた。それらは大きく 1) 学力の規定要因に注目するもの、2) 教育期待の規定要因に注目するもの、3) 教育達成および職業達成の規定要因に注目するものに分けられる[森 2016]。つまり、従属変数として学力、教育期待、教育達成・職業達成が取り上げられてきた。ここで教育期待とは子どもたちがどのようなレベルの学歴を獲得したいと希望し、また期待するのかを表すものであり、その後の実際の教育達成と大きく関わってくることはもちろん、子どもたちの抱く社会移動意識のひとつともいえる[中山・小島 1979]。さらに、これら 3 つの概念は、個人のライフコースにおいて図 2 に示したような関係性をもつ。これは「子ども期の貧困と教育達成」という問題関心に引き付けられれば、両者の間に学力と教育期待という媒介変数を投入していることを意味する。なお、この分野で階層は社会的地位（親、特に父親の職業など）、経済的資源、文化資本（書物や美術品などの物理的なもの、習慣や価値観など身体化されたもの、学歴や資格など制度化されたもの）の 3 つの観点から把握されるのが一般的である[荒牧 2016]。

図 2 学力・教育期待・教育達成・職業達成の関係図



近年は高等教育へのアクセスの拡大という中長期的な趨勢を背景として、出身階層・家族背景と地位達成の関連に変化があるのかどうか問われるようになっている[平沢・古田・藤原 2013]。この分野には分厚い蓄積があり、用いるデータや概念・変数の不一致、さらには経年変化の影響もあり相互に矛盾する主張をするものも多い。それらの全てをまとめることは本研究の射程を超えるが<sup>5</sup>、本研究と関連して注目すべきことのみあげると 3 つにまとめられる。第一に高等教育のアクセスが拡大している現代においても、教育達成と職業達成のつながりは維持されているという点だ。近年の調査結果を見ても学歴、特に

<sup>5</sup> この分野の近年の動向をレビューしたものとして平沢・古田・藤原（2013）の他に中澤・余田（2014）がある。

大卒であることと職業的地位と所得との関連は中長期的に見て安定的に推移しており[近藤 1997, 原・盛山 1999, 島 1999 など]、さらには非正規雇用リスクとの関連に限っては 2000 年代以降関連の強まりがうかがえる[佐藤 2011]。確かに日本は学歴と職業的地位や所得の関連が諸外国と比べ小さいことが知られている[石田 1999, 矢野・島 2000, 有田 2011 など]が、同時にどのレベルまで教育を受けたかだけでなく、どのような学校で教育を受けたか(学校歴)の職業的地位、所得に対する規定力の強さ[平沢 2011 など]も報告されている。つまり、国際的に見た場合の、学歴の職業達成に対する規定力の相対的な弱さは、大学間の格差に起因していると考えられるべきであり、大学卒であることと高校卒であることに違いがないことを意味しているわけではない。さらに日本社会において学歴は職業達成への経路としてだけでなく、それ自体に強い地位表示機能があり、独自の価値を持つと考えられる[天野 1983; 刈谷 1993]。

第二に、高等教育の機会拡大を経た現代においても、出身階層・家族背景と教育達成の関係は解消していないという点だ。この点については教育機会の不平等が中長期的に縮小したとする知見[近藤・古田 2009; 2011 など]と安定的に推移しているとする知見[荒牧 2000; 2016 など]が混在している。また、マクロデータを用いた地域間格差の拡大を指摘するものもある[上山 2011, 2012 など]。さらに、近年では階層とは別の家族背景として子ども期の家族構成に注目し、SSM 調査、JGSS、PISA のデータを用いて、ひとり親世帯(中でも母子家庭)で育った子どもの学力や教育達成が低位にとどまる強い傾向を報告する研究もある[三輪 2005; 白川 2010; 稲葉 2011]。これらについて、統一的な見解を出すことは難しいが、それでも教育機会の不平等が解消したとする分析結果が管見の限り存在しない。第一、第二の点を踏まえると、大学進学率が 50%を超える現在においても高等教育のアクセスと出身階層・家族背景の関係は検討すべき課題であり続けていると言える。

第三に、出身階層が教育達成に影響を与えることを踏まえた上で、そのメカニズムを問う研究群がある。この分野には先にあげた階層の三要素(社会、経済、文化)のうちどれの影響力を大きく見積もるか、また階層的背景が個人の教育達成のプロセスのどの時点で特に影響力を持つのかを巡って様々な論争が行われている。日本の選抜システムの独自性を踏まえた上で、近年の議論では、経済的な資源の多寡の影響とは別に、文化資本と親の職業的地位の違いがうむ学歴の便益の差に注目が集まっている[平沢・古田・藤原 2013]。前者は、教育達成と適合的な習慣や価値観、さらにそれらを形成するために必要な文化財などが親から子へと引き継がれることで階層の再生産が行われるとするもので、文化的再生産仮説と呼ばれる。後者は、相対的リスク回避仮説と呼ばれ、全ての階層の親と子どもが階層(特に父親の職業)の下降移動を避けようとする結果、親の社会的地位の高い子どもはより高い学歴が必要となる一方、親の社会的地位が高くない子どもは必ずしも高い学歴を必要としなくなり、階層の再生産が起こると考える。階層によって教育選択が異なる理由を、前者は階層特有の文化的な価値・規範から説明するのに対し、後者は合理的選択理論を前提に階層によって学歴の便益が異なることから説明する。

両仮説の日本における妥当性を検討したものは多くあるが、中でも本研究の問題関心に照らして興味深いのは荒牧[2016]の議論である。まず荒牧[2016]は、「社会階層と移動調査」(SSM) データを用いて、初期の学力形成(中学三年時の成績)への社会階層・家族背景(父職業、父学歴、客体化された文化資本の多寡、経済的資源の多寡など)の影響が限定的であるのに対し、中学卒業後の進路選択、高校卒業後の進路選択には相対的に大きな影響を直接与えていることを明らかにした。ただし、父親の職業・学歴の子どもの教育達成への影響は一貫しておらず、相対的リスク回避仮説が支持されるという結果にはならなかった<sup>6</sup>。さらに、階層的背景のうち経済的資源の多寡は中学卒業後の進路選択には影響を与えていたが、高校卒業後の進路選択には影響を与えていなかった。このことから荒牧[2016]は、少なくとも今までは高校進学を果たせる程度の相対的に豊かな(より正確には貧しくない層)は経済的な理由では大学進学を諦めてこなかったと解釈し、経済的資源はある一定のライン、いわば貧困線を越えるかどうか教育達成の観点からは問題になる可能性を示唆している。

さらに、荒牧[2016]は、高校生に対する別の調査<sup>7</sup>に基づき、高校生の地位達成志向と自己実現志向の両方が、子ども本人の教育期待(大学進学を希望するかどうか)、学習時間、内発的学習態度に概ね正の影響を与えているものの、これらの志向性が親の学歴による影響を受けていないことを示した。つまり、子ども本人が持つ教育達成に適合的な価値観や志向性は、出身階層とは関連がなく、文化的再生産仮説が想定するように、高階層の親から家庭内で長期にわたって子へと伝達されているわけではないことが示唆された。一方で親の学歴は子ども本人の教育期待に直接の影響を与えていることから、文化的再生産仮説に代わる説明が求められた。そこで、荒牧[2016]は、親の「志向性」「地位」「資源」という3要素から学歴達成過程における階層差の生成メカニズムを捉える教育的地位志向モデルを提示した。実際に、別の高校生と保護者に対する調査<sup>8</sup>を基に、子ども本人の教育期待について階層的背景(親の職業的地位、親の学歴)と子どもの通う高校のランクや成績、子どもの性別などその他コントロール変数とともに、親の教育期待を独立変数として投入してところ、親の教育期待が最も強い説明力を持つことが示された。さらに、親の教育期待は、親の学歴、職業的地位、子どもの通う高校のランク、子どもの性別によって規定されていた。つまり、親の学歴や職業的地位が親の教育期待を形成し、この教育期待が子ども本人の教育期待に影響を与えていると推測される。

以上の議論を踏まえると、貧困の教育を通じた世代的再生産の可能性という本研究の問題関心においても貧困状態と親及び子ども本人の教育期待について検討する意義があると言えるだろう。

<sup>6</sup> 荒牧[2016]は後述する高校生を対象とした調査から高校生が主観的なレベルでは必ずしも職業希望と教育期待を結びつけていないという結果からも、子どもが父親の職業を参照基準として進路選択を行うとする相対的リスク回避仮説を退ける。

<sup>7</sup> 2001年に実施された東京都内にある27の高校に在籍する3年性を対象とした質問紙調査のこと。

<sup>8</sup> 2007年に仙台圏(名取市と多賀城市を含む)から抽出された12の高校の2年性とその保護者を対象とした「教育と社会に対する高校生の意識—第6次調査」のこと。

### (3) 教育期待・教育達成とジェンダー

これまでジェンダー視点に立つ教育研究は、学校教育が生徒を性役割に沿って社会化することでジェンダーの不平等を再生産してきたと論じてきた[中西・堀 1997]。特に女性の地位達成を構造化するものとして、選抜の度合いによって序列化されるアカデミック・トラックとは別に、出身学校（特に女子教育機関）がもつ歴史的背景や組織構造（良妻賢母教育か、専門職輩出を旨とするかなど）を意味するジェンダー・トラックの存在が指摘されてきた[中西 1998]。

一方で 1990 年代を通じて女性の短期大学進学率は下がり続け、反対に四年制大学進学率は上昇した。これは、かつては仮に選抜度の高い高校に通っていたとしても短大に進学していた層が四年制大学に進学するようになったことも意味する。2017 年 4 月時点の大学進学率<sup>9</sup>は男子 55.9%、女子 49.1%、合わせて 52.6%であり、少なくとも高等教育へのアクセスという点においては平準化が進んでいる [文部科学省 2017]。また、大学進学率は都道府県による格差も大きく、最も高い東京都（72.8%）と最も低い大分県（36.9%）では 35 ポイント以上の差がある。さらに男女間の格差の程度も地域によって異なり、最新の東京都の大学進学率は女子の方が僅かながら高くなっている（女子 73.2%、男子 72.4%）。これに伴い、教育達成の規定要因の男女の共通化が報告されるようになっている[尾嶋 2001, 片瀬 2005]。一方で、地域によって異なる大学進学率の違いをマクロデータの分析を通じて男女別に説明しようとする研究もあるが、ここでも地域の労働市場など社会経済的な要因が男女に共通して影響していることが指摘されている[朴澤 2012, 2014 など]。ただし、先に確認した荒牧[2016]など多くの研究で特に女子に対する親の教育期待は、他の変数をコントロールしても有意に低くなる傾向が報告されている。この点を踏まえると、たとえ男女で規定要因が共通していたとしてもその影響の強弱には違いがある可能性を検討する余地はあるだろう。

## 3 分析課題

先行研究レビューを通じて明らかになったように、教育機会の階層的不平等が縮小傾向にあるように見える現在においても、教育達成と職業達成には関連があり、出身階層など家族背景と教育達成の間にも関連が残り続けている。また、教育機会の男女間不平等が縮小傾向にあるように見える現在においても、家族背景が教育達成に与える影響やそのメカニズムがジェンダー化されていることもうかがえる。ただし、階層研究において問題となるのはあくまで家族の階層的背景であり、子ども期の貧困状態ではない。さらに、貧困研究においても子ども期の貧困状態を適切に操作化できていない。一方、階層研究の最新の知見では、教育を通じた階層再生産において教育期待が果たす重要性が示されている。

そこで、本研究では阿部[2017]が提案する世帯所得、物と経験の剥奪、家計の切迫の 3

<sup>9</sup> ここでいう大学進学率は 18 歳人口のうち、4 年制大学に進学した者の割合を指す。具体的には当該年春の大学入学者数を 3 年前の中学校及び中等教育学校前期課程卒業生数で除して算出している。



軸で把握する生活困難度変数を子ども期の貧困状態を示す変数として用いた上で、この変数が親の教育期待と子どもの教育期待に与える影響及びその性別との交互作用を明らかにすることを分析課題とする。

#### 4 データ・変数

本分析では東京都から委託され、首都大学東京子ども若者貧困研究センター（現 東京都立大学）が2016年8月に行った「子供の生活実態調査【小中高校生等調査】」の個票データを用いる。調査の概要は以下のとおりである。

表2 東京都「子供の生活実態調査」概要

調査対象	都内の4自治体（墨田区・豊島区・調布市・日野市）に在住の小学5年生、中学2年生、16-17歳（高校2年生及び高校に在籍していない同年齢の子供を含む）の子供本人とその保護者
調査対象数	1万9929世帯
抽出方法	住民基本台帳により、対象年齢層の者すべてを抽出
調査方法	郵送法（一部ウェブ回答）
有効回答数	子ども 8367票（有効回答率42.0%）
	保護者 8429票（有効回答率42.3%）
調査期間	2016年8月5日から9月7日まで

本分析ではこれら有効回答数のうち、16-17歳で親子マッチングが可能であった2576票を分析に用いる。調査結果全体については、東京都保健福祉局「子供の生活実態調査」を参照されたい[東京都2017]。

分析に用いる変数は表3のとおりである。なお、従属変数である「子ども本人の教育期待」は今後進学を希望する学校を聞いた質問、「親の教育期待」は子どもに期待する学歴を聞いた質問に対して、「大学」「大学院」と答えた者を「1=大学以上」とし、それ以外の者を「0=大学未満」とした。また独立変数としては性別と生活困難度の他、コントロール変数として先行研究でその影響力が示されている子ども期の家族構成を表す「世帯タイプ」と子ども本人の「成績」、さらに階層的背景を表す「親の学歴」を投入する。なお「親の学歴」はふたり親世帯とひとり親世帯のうち父子家庭については父親の最終学歴を採用し、母子家庭の場合は母親の最終学歴を採用した。

表 3 分析に使用する変数一覧

変数名		変数の構成	度数	平均値	標準偏差
従属変数	子どもの教育期待	(0)大学未満 (1)大学以上	2605	0.800	0.399
	親の教育期待	(0)大学未満 (1)大学以上	2422	0.851	0.356
独立変数	性別	(0)男性 (1)女性	2560	0.514	0.500
	生活困難度 <sup>*1</sup>	(1)困窮層 (2)周辺層 (3)一般層	2066	2.689	0.597
	世帯タイプ	(0)ふたり親世帯 (1)ひとり親世帯	2625	0.158	0.365
	成績 <sup>*2</sup>	(1)「下」 (2)「やや下」 (3)「真ん中」 (4)「やや上」 (5)「上」	2552	3.553	0.907
	親の学歴 <sup>*3</sup>	(1)「中学校卒」 (2)「高校卒」 (3)「短大・専門学校等卒」 (4)「大学・大学院卒」	2567	3.337	0.866

\*1 「一般層」をベースカテゴリーとするダミー変数として投入

\*2 「下」をベースカテゴリーとするダミー変数として投入

\*3 「高校卒」をベースカテゴリーとするダミー変数として投入

## 5 結果・考察

### (1) 単純集計とクロス集計

まず、単純集計を確認すると子ども本人の 80.0%、親の 85.1%が大学以上の学歴を期待していた（表 4）。さらに、子ども本人の教育期待、親の教育期待とも生活困難度別、世帯タイプ別に見ると有意な違いが確認された（表 5 および表 6）。子ども本人、親ともに「一般層→周辺層→困窮層」の順に大学以上の学歴を期待しない層の割合が高くなる。また、子ども本人、親ともにふたり親世帯よりもひとり親世帯の方が大学以上の学歴を期待しない層の割合が高かった。より困難な家庭背景をもつ親子の教育期待が、そうでない親子にくらべ低くなる傾向があることがわかる。他方、性別とのクロス集計については、子ども本人の教育期待においては有意な差は見られなかったが、親の教育期待においては女子に対する教育期待が有意に低かった（表 5 および表 6）。

これらを踏まえ全体として指摘できるのは、親の教育期待が子どもよりも高い傾向にあったことである。生活困難度のそれぞれのカテゴリー別、世帯タイプのカテゴリー別、子どもの性別のカテゴリー別にみても、すべてのカテゴリーにおいて親の教育期待の方が子どもの教育期待よりも高かった。なかでも注目すべきは、ひとり親世帯の子ども本人と親の教育期待の差、子どもが女子である場合の本人と親の教育期待の差である。ひとり親世帯においては親が大卒以上の学歴を期待する割合は、74.9%であるのに対し、子どもは 65.6%とその差が 9.3 になる。一方、子どもが女子の場合、親が大卒以上の学歴を期待する割合は 81.9%であるのに対し、子ども本人は 79.8%であり、その差はわずか 2.1 ポイントにまで縮まる。ひとり親世帯であることは親子の教育期待を下げるが、特に子どもに対する影響の方が相対的に強い可能性があると言えよう。また、子どもが女子であることは子ども本人の教育期待を下げることはない（子ども本人の性別による教育期待の違いは有意ではない）が、親の教育期待を有意に下げる（男子との差 6.6 ポイント）ということになる。

男女平等の観点から注視すべき結果である。

表 4 子ども本人・親の教育期待

	子ども本人の教育期待		親の教育期待	
	度数	%	度数	%
大学未満	520	20.0	360	14.9
大学以上	2,085	80.0	2,062	85.1
計	2,605	100	2,422	100

表 5 子ども本人の教育期待(性別・生活困難度・世帯タイプとのクロス集計)

		大学未満	大学以上	計
性別 (X)	男性	240 19.3%	1,003 80.7%	1,243 100%
	女性	266 20.2%	1,051 79.8%	1,317 100%
生活困難 (***)	困窮層	49 34.5%	93 65.5%	142 100%
	周辺層	87 25.6%	253 74.4%	340 100%
	一般層	241 15.8%	1,288 84.2%	1,529 100%
世帯タイプ (***)	ふたり親	364 17.0%	1,781 83.0%	2,145 100%
	ひとり親	140 34.4%	267 65.6%	407 100%

\*p<0.1 \*\*p<0.05 \*\*\*p<0.01

表 6 親の教育期待(性別・生活困難度・世帯タイプとのクロス集計)

		大学未満	大学以上	計
性別 (***)	男性	130 11.6%	996 88.5%	1,126 100%
	女性	215 18.1%	971 81.9%	1,186 100%
生活困難 (***)	困窮層	40 32.3%	84 67.7%	124 100%
	周辺層	72 22.4%	250 77.6%	322 100%
	一般層	167 11.3%	1,306 88.7%	1,473 100%
世帯タイプ (***)	ふたり親	258 12.7%	1,781 87.4%	2,039 100%
	ひとり親	92 25.1%	275 74.9%	367 100%

\*p<0.1 \*\*p<0.05 \*\*\*p<0.01

この性別の特徴をより深く検討するため、生活困難度の各カテゴリ別に性別と親子の教育期待の連関を見た（表 7 および表 8）。すると子ども本人においては、どの生活困難度カテゴリにおいても子どもの性別による違いは確認されなかった。つまり、確かに生活が困窮することで子ども本人の教育期待が下がる傾向がうかがえるが、その傾向に男女差はないと推測される。他方、親においてはすべての生活困難度カテゴリにおいて子どもが女子である場合、男子である場合よりも教育期待を有意に下がっている。具体的にみると困難層においては男子に対して大卒以上の学歴を期待する親の割合は 78.2%であるのに対し、女子は 58.3%にとどまる（5%水準で有意）。周辺層においては男子 82.9%、女子 70.6%（5%水準で有意）、一般層においては男子 90.4%、女子 87.4%となる（10%水準で有意）。つまり、どのような生活困難度にあろうと親は女子よりも男子に高い教育期待を持つが、その性差は生活が困窮すればするほど高まることになる。

表 7 性別・生活困難度別の子ども本人の教育期待

	困窮層 (X)		周辺層 (X)		一般層 (X)	
	大学未満	大学以上	大学未満	大学以上	大学未満	大学以上
男性	20 30.8%	45 69.2%	38 22.2%	133 77.8%	123 17.2%	594 82.9%
女性	27 38.0%	44 62.0%	47 28.5%	118 71.5%	114 14.5%	675 85.6%
計	47 34.6%	89 65.4%	85 25.3%	251 74.7%	237 15.7%	1269 84.3%

\*p<0.1 \*\*p<0.05 \*\*\*p<0.01

表 8 性別・生活困難度別の親の教育期待

	困窮層 (**)		周辺層 (**)		一般層 (*)	
	大学未満	大学以上	大学未満	大学以上	大学未満	大学以上
男性	12 21.8%	43 78.2%	28 17.1%	136 82.9%	64 9.6%	604 90.4%
女性	25 41.7%	35 58.3%	43 29.5%	103 70.6%	94 12.7%	649 87.4%
計	37 32.2%	78 67.8%	71 22.9%	239 77.1%	158 11.2%	1253 88.8%

\*p<0.1 \*\*p<0.05 \*\*\*p<0.01

## (2) ロジスティック回帰分析

続いて子どもの教育期待と親の教育期待について以下の通りモデル推定する。

子ども・親の教育期待モデル 1 性別 生活困難度 世帯タイプ 成績

子ども・親の教育期待モデル 2 性別 生活困難度 性別・生活困難度の交互作用項

世帯タイプ 成績

子ども・親の教育期待モデル 3 性別 生活困難度 性別・生活困難度の交互作用項  
世帯タイプ 成績 親の学歴

男女別子ども・親の教育期待モデル 4 生活困難度 世帯タイプ 成績 親の学歴

子どもの教育期待モデル 1、モデル 2、モデル 3 の推定結果は以下の通りである（表 9）。

表 9 子ども本人の教育期待のロジスティック回帰分析

	子ども本人の教育期待（モデル1）***		子ども本人の教育期待（モデル2）***		子ども本人の教育期待（モデル3）***	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別（基準 男性）						
女性	0.039	0.121 X	0.244	0.147 *	0.227	0.151 X
生活困難度						
困窮層	-0.717	0.212 ***	-0.423	0.304 X	-0.052	0.321 X
周辺層	-0.442	0.152 ***	-0.083	0.223 X	0.093	0.232 X
性別・生活困難度の交互項						
女性・困窮層			-0.553	0.406 X	-0.664	0.426 X
女性・周辺層			-0.691	0.302 **	-0.652	0.314 **
世帯タイプ（基準 ふたり親）						
ひとり親	-0.598	0.158 ***	-0.622	0.159 ***	-0.491	0.170 ***
成績（基準 下）						
やや下	0.864	0.307 ***	0.860	0.307 ***	0.906	0.318 ***
真ん中	1.200	0.314 ***	1.204	0.315 ***	1.261	0.326 ***
やや上	1.586	0.287 ***	1.588	0.288 ***	1.576	0.298 ***
上	1.636	0.381 ***	1.618	0.381 ***	1.569	0.394 ***
親の学歴（基準 高校）						
中学					-1.060	0.421 **
専門・短大など					0.539	0.177 ***
大学など					1.153	0.149 ***
切片	0.397	0.286 X	0.296	0.288 X	-0.462	0.315 X
N	1954		1954		1925	
McFadden' R <sup>2</sup>	0.0501		0.0534		0.0951	
-2loglikelihood	-878.25084		-875.142		-820.43404	

\*p<0.1 \*\*p<0.05 \*\*\*p<0.01

モデル 1 では性別、生活困難度、世帯タイプ、成績を投入したところ、性別以外は全て 1%水準で有意な結果となった。具体的には、一般層に比べ周辺層、困窮層は大学以上の進学を希望しなくなる傾向にあった。また、それぞれの係数に注目すると困窮層の方がその傾向が強いと考えられる。次にモデル 2 でモデル 1 の独立変数と同時に性別と生活困難度の交互作用項を投入したところ、10%水準ではあるものの、女性の方が男性よりも大学以上の進学を希望する傾向が確認された。またモデル 1 で確認された生活困難度の有意な影響は消失した一方、性別・生活困難度の交互作用項においては女性の周辺層のみ、男性の周辺層よりも大学以上の進学を希望しない傾向が確認された。女性全体としては、男性よりも教育期待が高い傾向にあったが、こと周辺層に限るとむしろ女性の方が教育期待が低いということになる。さらに、モデル 3 ではモデル 2 の変数に加え、出身階層変数として親の学歴を投入した。その結果、再び女性の有意な影響が消失したものの、周辺層に限ると引き続き女性の教育期待が低くなる傾向が確認された。

親の教育期待についても同じモデルを推定した（表 10）。

表 10 親の教育期待のロジスティック回帰分析

	親の教育期待 (モデル1) ***		親の教育期待 (モデル2) ***		親の教育期待 (モデル3) ***	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別 (基準 男性)						
女性	-0.482	0.142 ***	-0.273	0.176 X	-0.325	0.184 *
生活困難度						
困窮層	-1.025	0.240 ***	-0.661	0.372 *	-0.188	0.389 X
周辺層	-0.757	0.168 ***	-0.425	0.259 X	-0.155	0.273 X
性別・生活困難度の交互項						
女性・困窮層			-0.610	0.471 X	-0.742	0.498 X
女性・周辺層			-0.574	0.338 *	-0.587	0.355 **
世帯タイプ (基準 ふたり親)						
ひとり親	-0.373	0.185 **	-0.395	0.186 **	-0.221	0.197 ***
成績 (基準 下)						
やや下	0.370	0.347 X	0.377	0.348 X	0.468	0.370 X
真ん中	0.786	0.357 X	0.803	0.358 **	0.878	0.381 **
やや上	1.342	0.330 ***	1.359	0.331 ***	1.381	0.352 ***
上	1.839	0.485 ***	1.844	0.486 ***	1.827	0.508 ***
親の学歴 (基準 高校)						
中学					-0.764	0.451 *
専門・短大など					0.520	0.192 ***
大学など					1.682	0.176 ***
切片	1.331	0.331 ***	1.195	0.337 ***	-0.462	0.315 X
N		1817		1817		1794
McFadden' R <sup>2</sup>		0.0749		0.0775		0.1558
-2loglikelihood		-686.76488		-684.82144		-619.14491

子どもの教育期待と比較しながら独立変数ごとに結果を確認すると、まず性別については子どもの教育期待とは逆の方向性で有意な違いが確認された。具体的にはモデル 1 においては 1%水準、モデル 3 においては 10%水準で女子に対する親の教育期待が男子に対する教育期待よりも低くなる傾向が確認された。生活困難度についてはモデル 2 においても困窮層の親の教育期待が 10%水準ながら一般層よりも低くなる傾向が残り続けた。しかしながらモデル 3 においては子ども本人の教育期待同様、有意な影響は消失した。また、性別・生活困難度の交互作用項については子どもの教育期待同様、モデル 2 (10%水準)、モデル 3 (5%水準) で周辺層において女子に対する親の教育期待が男子よりも低くなる傾向が確認された。さらに、成績については子どもの教育期待においては全てのカテゴリーで「下」との有意な違いが確認されたが、親の教育期待においては、モデル 1 においては「やや下」「真ん中」、モデル 2 と 3 においては「やや下」で有意な差が確認されなかった。成績の向上は子どもの教育期待を直線的に高めるが、親の教育期待についてはある一定の成績レベルにまで到達しないと影響を及ぼさないことが推測される。親の学歴については子どもの教育期待についても、親の教育期待についても有意な影響を与えていたが、親が中学卒であることの教育期待へのマイナスの影響は子どもの方が強く、大学以上の学歴を持っていることのプラスの影響は親の方が強かった。

続いてモデル 3 つについて、その他の変数の影響を一定にした上で、性別・生活困難度ごとに教育期待の予測値をプロットしたところ図 3、図 4 の結果が得られた。どちらも一般層と周辺層の間で男女の回帰直線の傾きに違いがあることが確認できる。

図 3 子ども本人の教育期待に対する生活困難度と性別(子ども)の交互作用の効果

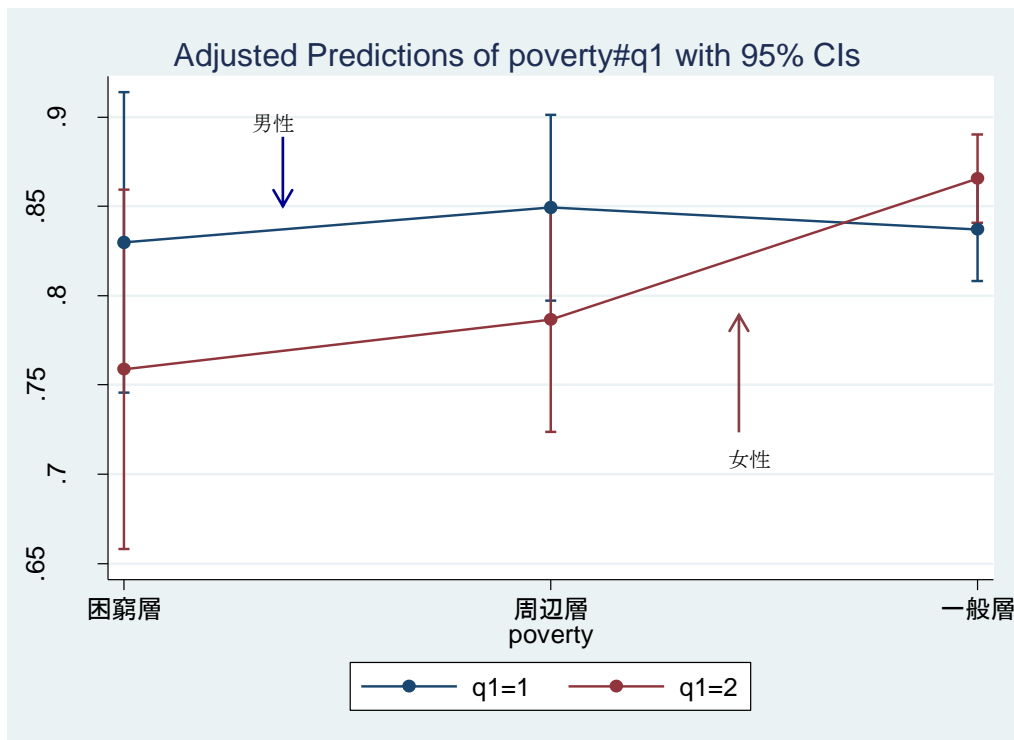
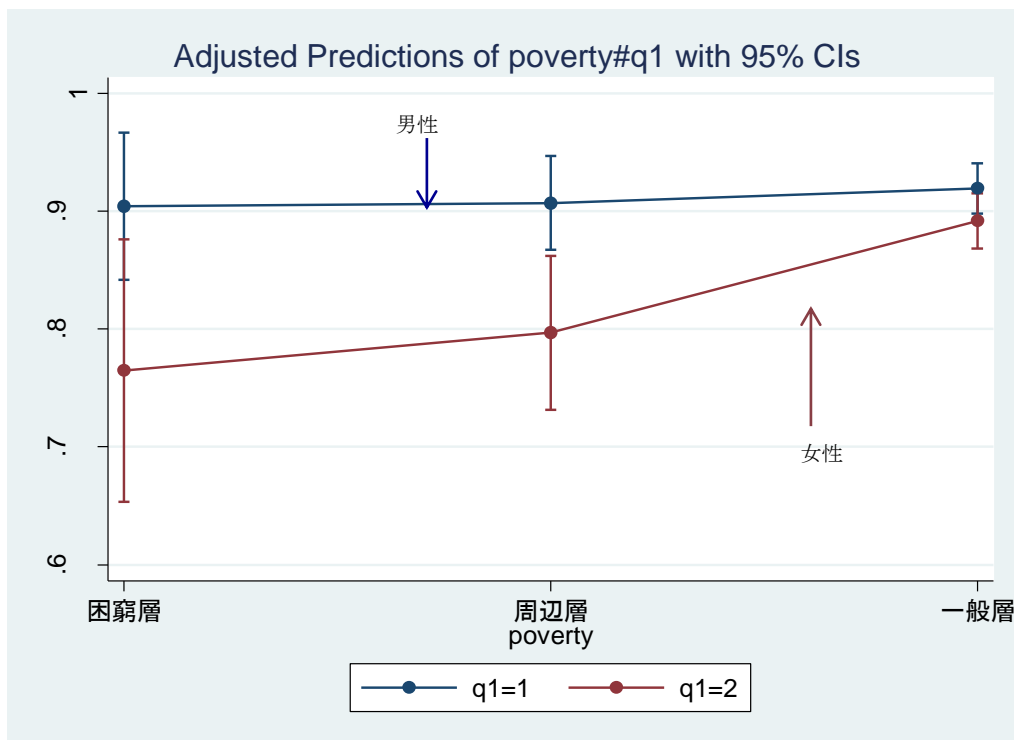


図 4 親の教育期待に対する生活困難度と性別(子ども)の交互作用の効果



最後に男女別に子どもと親の教育期待それぞれに対して、生活困難度、世帯タイプ、成績、親の学歴を独立変数とするロジスティック回帰分析を行なったところ、親と子ども両方において女子のみ生活困難度に有意な違いが確認された（表 11 モデル 4・女子のみ）。つまり、全体としては生活困難度の有意な影響は確認されなかったが、それは様々な変数をコントロールすると男子の教育期待に対する生活困難度の直接の影響が確認されなかったためだと考えられる。

表 11 子ども本人・親の教育期待のロジスティック回帰分析(女子のみ)

	子ども本人の教育期待 (モデル4) ***		親の教育期待 (モデル4) ***	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
生活困難度				
困窮層	-0.792	0.316 **	-0.913	0.334 ***
周辺層	-0.581	0.224 ***	-0.733	0.233 ***
世帯タイプ (基準 ふたり親)				
ひとり親	-0.273	0.306 ***	-0.333	0.251 X
成績 (基準 下)				
やや下	0.988	0.462 **	0.550	0.509 X
真ん中	1.038	0.466 **	0.733	0.516 X
やや上	1.510	0.432 ***	1.332	0.483 ***
上	1.324	0.571 **	1.574	0.672 **
親の学歴 (基準 高校)				
中学	-1.090	0.653 *	-1.327	0.675 **
専門・短大など	0.469	0.256 **	0.505	0.256 **
大学など	1.076	0.214 ***	1.580	0.228 ***
切片	-0.123	0.436 X	-0.040	0.496 X
N	1000		928	
McFadden' R <sup>2</sup>	0.0953		0.1554	
-2loglikelihood	-422.31483		-354.96402	

## 6 まとめ

以上の分析結果をまとめると第一に子どもが男子の場合に比べ、女子の場合は親の教育期待は有意に下がる傾向にあることが明らかになった。第二に生活困難度は様々な変数をコントロールすると親子の教育期待に直接的な影響を与えていないと推測される。第三に、ただし、一般層と比較した際の周辺層については生活困難度の影響に性差があると考えられる。具体的には周辺層の男子よりも、周辺層の女子は生活が困難であることの影響を受けている。これは親子両方に確認される傾向である。実際に男女別に分けて回帰分析を行なったところ、女性のみ生活困難度が高まるほど教育期待が低下する有意な傾向が確認された。男子は生活上の困難が深まっても本人と親の教育期待に直接の影響を受けないが、女子は生活上の困難が増すことが、教育期待に直接、負の影響を与えることが明らかになった。東京都のように大学進学率に性差がない地域においても、生活困難度の教育期待に与える影響には性差があると言えるだろう。子どもの貧困はその原因だけでなく、結果においてもジェンダー化している現象だ。



## 7 参考文献

- 阿部彩, 2007, 「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1): 27-40.
- , 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」『社会保障研究』46(4): 354-367.
- 阿部彩, 2017, 「日本版子どもの剥奪指標の開発」『第135回社会政策学会大会テーマ別分科会(E)』
- Abe, Aya, 2010, "The Myth of Egalitarian Society: Poverty and Social Exclusion in Japan", Saunders, Peter and Sainsbury, Roy eds., *Social Security, Poverty and Social Exclusion in Rich and Poor Countries*, Morsel: Intersentia Publishing: 175-199.
- 天野郁夫, 1983, 「教育の地位表示機能について」『教育社会学研究』38, pp. 44-49.
- 荒牧草平, 2016, 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房.
- 有田伸, 2011, 「東アジアの社会階層構造比較—報酬・地位の違いを生み出す変数はなにか?」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2—階層と移動の構造』東京大学出版会, pp.273-287.
- 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 2—格差と多様性』東京大学出版会, pp.239-252.
- 朴澤泰男, 2012, 「大学進学率の地域格差の再検討——男子の大学教育投資の都道府県別便益に着目して」『教育社会学研究』91: 51-71.
- , 2014, 「女子の大学進学率の地域格差——大学教育投資の便益に着目した説明の試み」『教育学研究』81(1): 14-25.
- 濱本知寿香, 2005, 「収入からみた貧困の分析とダイナミックス」岩田正美・西澤晃彦編著『貧困と社会的排除—福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房, pp. 71-94.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層——豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 林明子, 2016, 『生活保護世帯の子どものライフストーリー——貧困の世代的再生産』勁草書房.
- 平沢和司, 2011, 「大学の学校歴を加味した教育・職業達成分析」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会&階層と移動の構造』東京大学出版会, 155-170.
- 平沢和司・古田和久・藤原翔, 2013, 「社会階層と教育研究の動向と課題—高学歴化社会における格差の構造」『教育社会学研究』93: 151-191.
- 石田浩, 1999, 「学歴取得と学歴効用の国際比較」『日本労働研究雑誌』472: 46-58.
- 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 I』慶應義塾大学出版会, pp.101-129
- 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・岩田正美編著『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.
- 岩田正美・濱本知寿香, 2004, 「デフレ不況下の『貧困経験』」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社.
- 苅谷剛彦, 1993, 『大衆教育社会の行方—学歴主義と平等神話の戦後史』中央公論社.
- 片瀬一男, 2005, 『夢の行方—高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.
- 近藤博之, 1997, 「教育と社会移動の趨勢」『行動計量学』24(1): 28-36.
- 松本伊智朗編, 2017, 『「子どもの貧困」を問いなおす—家族・ジェンダーの視点から』法律文化社.
- 三輪哲, 2005, 「父不在・無職層の帰結:将来の地位達成格差とその意味」尾嶋史章編『現代日本におけるジェンダーと社会階層に関する総合的研究』科学研究費補助金研究成果報告書, 同志社大学, 223-234.
- 文部科学省, 2017, 学校基本調査.
- 森いづみ, 2016, 「教育拡大期における学力と教育期待—第 1 回国際数学教育調査(FIMS)の基礎分析」『応用社会学研究』58: 183-197.
- 中西祐子・堀健志, 1997, 『ジェンダーと教育』研究の動向と課題—教育社会学・ジェンダー・フェミニズム』『教育社会学研究』61: 77-100.
- 中西祐子, 1998, 『ジェンダー・トラック—青年期女性の進路形成と教育組織の社会学』東洋館出版社.
- 中山慶子・小島秀夫, 1979, 「教育アスピレーションと職業アスピレーション」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 293-328.
- OECD, 2008, *Growing Unequal? Income distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD.
- 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(3): 27-40.
- 尾嶋史章, 2001, 「進路選択はどのように変わったのか—16 年間にみる進路選択意識の変化」尾嶋史章編『現代高校生の計量社会学—進路・生活・世代』ミネルヴァ書房, 21-61.
- 大沢真理, 2007, 『現代日本の生活保障システム—座標とゆくえ』岩波書店.
- , 2014, 『生活保障のガバナンス—ジェンダーとお金の流れで読み解く』有斐閣.
- Oshio, T., S. Sano & M. Kobayashi, 2010, "Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidence from Nationwide Surveys in Japan." *Social Indicators Research*, 9: 81-89.
- 佐藤香, 2011, 「学校から職業への移行とライフチャンス」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, 65-79.
- 島一則, 1999, 「大学進学行動の経済分析—収益率研究の成果・現状・課題」『教育社会学研究』64: 101-112.

- 白川俊之, 2010, 「家族構成と子どもの読解力形成——ひとり親家族の影響に関する日米比較」『理論と方法』 25(2): 249-265.
- 多賀太, 2016, 『男子問題の時代? ——錯綜するジェンダーと教育のポリティクス』学文社.
- 上山浩二郎, 2011, 「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容——多母集団パス解析による4時点比較」『教育社会学研究』 88: 207-227.
- 上山浩二郎, 2012, 「「大学立地政策」の「終焉」の影響に関する政策評価的研究——「高等教育計画」での特定地域における新增設の制限に注目して」『教育社会学研究』 (91): 95-116.
- 矢野眞和・島一則, 2000, 「学歴社会の未来像——所得からみた教育と職業」近藤博之編『日本の階層システム3—戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 105-126.