

# 世帯所得と子どもの学歴

## —前向き分析と後向き分析の比較<sup>1</sup>—

平沢和司  
(北海道大学)

学歴を従属変数とする従来のほとんどの研究は後向き分析に基づいている。後向き分析とは、調査対象者が自らの親つまり定位家族の社会経済的な状況を出身階層として答えた分析である (Song and Mare 2015)。しかし子どもころの親の世帯所得を正確に答えられる対象者はほとんどいないため、この方法には限界がある。他方で、前向き分析では、対象者がその子どもの学歴を答え、自らの世帯所得を子どもの出身階層の情報として用いることができるという方法論的な利点がある。そこで本稿では、2015年SSM調査データの1987～1995年生まれの男女を対象に前向き分析を行い、対象者の世帯所得が他の出身背景を統制しても子どもの学歴に影響していることを確認した。この結果は、2013年ESSMデータを用いた前向き分析、ならびにSSMデータで15歳時の主観的な暮らし向きをもちいた後向き分析での傾向と基本的に一致していた。いずれの分析からも両親の学歴が低く、世帯所得が300万円以下、あるいは暮らし向きが「貧しい」か「やや貧しい」家庭出身者の学歴が低くなることが示された。

キーワード：世帯所得、暮らし向き、学歴、前向き分析

## 1. 問題関心

### 1.1 学歴に影響する経済的背景

出身階層が学歴に影響することは繰り返し検証されてきたが、出身階層を具体的にどのような変数で構成するかは、研究により異なる<sup>2</sup>。もっともオーソドックスな変数をひとつだけあげるとすれば、父親の職業であろう。ただし専門職や管理職に従事する父親をもつ子どもの学歴がなぜ高いかを説明しようとするならば、子どもの文化的背景と経済的背景をさらに知る必要がある。前者は子どもの学力といった認知的な能力や大学教育を受けることの効用に関する親の考え方を、後者は子どもに高等教育を受けさせる家庭の経済的な余裕をおもに指す。

---

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けた。また本稿は、平沢 (2018) と分析対象データは異なるものの方法論を共有しているため、記述の一部が重なっている。この点は同書の出版社の許可を得た。

<sup>2</sup> この分野の近年の既存研究については平沢・古田・藤原 (2013) を参照。

このように学歴に影響する変数は複数あり、単一要因での単純な説明は慎まなければならないというのが Boudon (1973=1983) の教えだが、要因の相対的な重要性は日本に限っても時代によって異なると考えられる。周知の通り近年、日本の大学・短大進学率は 50% を超え、大学進学希望者数と入学者数は接近しているので、学校を選び好みさえしなければ大学進学はかつてに比べて明らかに容易になっている。他方で、日本は高等教育を受ける費用の私的負担が大きな国として知られている。したがって、子どもの学力といった文化的背景はひとまず背後に退き、経済的背景が進学の制約要因として相対的な重要性を高めている可能性がある。もっとも、いずれの要因も学歴に影響していることはほぼ明らかなので、検討すべきなのは、家庭の文化的背景と経済的背景がどのように組み合わさって大学進学へ影響しているかである。

この点を検討するには両者を適切に測定する必要がある。測定にはいろいろな考え方があり得るが、文化的な背景については親の学歴が有力候補となる。それによって子どもの学力や教育への考え方に顕著な差があることが知られているからである。しかも、親学歴は調査で無回答がやや多いとはいえ、変化することはほとんどなく新制であれば区分も少ないので、かなり正確に測定できる変数である。他方で経済的な背景については、調査対象者の定位家族の所得や（可能であれば資産）を知る必要があるが、これを正確に測定するのはきわめて難しい。成人を対象とするクロスセクショナルな調査で、「あなたが大学に進学したころの親の所得を教えてください」と回顧的に尋ねてみても、正確に答えられる対象者はほとんどいないからである。

この問題に対して既存研究はどう対処してきたのであろうか<sup>3</sup>。第一は親を対象にパネル調査を行い、毎年の所得とともに子どもの進学状況を尋ねることである。結果が出るまでに時間がかかるのとさまざまコストが高いという難点はあるものの、これがもっとも確実な方法である。第二はクロスセクショナルな調査を組み合わせ、親の予測所得を推計することである。具体的には、分析するデータとは原則として別のデータで、教育達成を分析したい子どもの父親と同世代の者の所得を、年齢・学歴・職業・役職などに回帰させていわゆるミンサー型の所得関数を求める。つぎに分析するデータで、子どもの親の属性をさきの所得関数へ代入して、父親の予測所得を求める。こうすれば子どもの進学時の父の所得が直接測定できなくても、親の所得別に子どもの進学率を求めることができる。そして第三は、15 歳時の主観的な暮らし向きを 5 段階くらいで答えてもらうことである。

ただし、残念ながら日本ではある程度の年齢層を網羅したうえで、親の世帯所得と子どもの学歴を同時に知ることができるパネルデータはまだ存在しない。東京大学社会科学研究所が行う JLPS 若年壮年パネル調査は、対象者が 2007 年に 20~40 歳の男女なので、その子

---

<sup>3</sup> この点に関する既存研究については平沢（2018）を参照。

もの大半が大学進学を迎えるにはもう少し時間がかかる。また親の学歴や職業を統制した後の世帯所得が子どもの学歴に与える影響を知りたい場合に、予測所得を用いることはできない。なぜなら回帰式を用いて親所得を予測する段階で親学歴と職業をすでに使ってしまうっており、親所得と親学歴・職業は完全に相関しているからである。したがって、第一と第二の方法を本研究で用いることはできず、第三の方法に頼らざるを得ないのが実状である。ただし主観的な暮らし向きは、なにを測定しているのかいまひとつはっきりしないという問題がある。

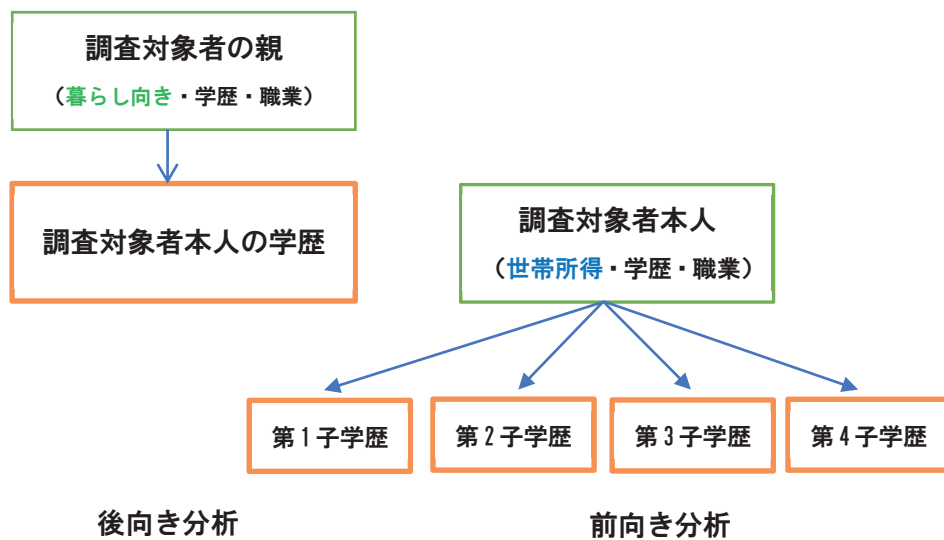


図1. 前向き分析と後向き分析

## 1.2 前向き分析から捉える経済的背景

それではどうすればよいのか。鍵は後向き分析（だけ）ではなく、前向き分析を試みることにある（図1参照）。後向き分析とは、調査対象者（の学歴）を分析対象としその親の情報を出身階層として扱う分析、前向き分析とは、調査対象者の子ども（の学歴）を分析対象とし、調査対象者の情報をその子どもの出身階層として扱う分析を指す。調査対象者を中心にいえば、後向き分析はその定位家族へ遡って、前向き分析はその生殖家族へ進んで観察する分析である。近年では Song and Mare (2015) が、人口学の視点から両者を区別し注目されている。

けれども、これまでの日本における学歴を従属変数とする分析では、後向き分析が多かった。というのも、幅広い年齢層にわたる調査対象者に関して、その子どもの学歴を尋ねた調査が少なかったからである。SSM もその例外ではない。たしかに 1985 年以降の SSM 調査でも調査対象者の子どもの学歴が調べられてはいるものの、ひとりひとりの学歴を完全には特定できない。それに対して 2015 年 SSM では、調査対象者の上位子ども 4 人それぞれの性別・

年齢・学歴がはじめて分かるようになった<sup>4</sup>。したがって、調査対象者の世帯所得を用いた前向き分析が可能である。しかも当然、後向き分析も可能なので、同一年齢層に対して2つの方向からの分析を比較することが可能となった。

### 1.3 調査時点の世帯所得を用いる際の留意点

ただし、現在の所得を用いて前向き分析をする際には問題点と留意点がある。平沢（2018）で詳述したことだが、重要な論点なのでその一部を再述しておく。最大の問題点は、調査時点の所得しか把握できないという点である。そのため、多くの対象者で従属変数である子どもの大学進学（の時期）が、独立変数である親所得（の測定時期）より時間的に先行してしまう。これは時間順序によって因果の方向を判断する原則に反している。

しかし、時間順序の逆転は致命的な問題ではないとここでは考える。そもそも進学時の所得と一口に言っても、それはいつの所得のことなのであろうか。大学進学の意味決定をした時期であれば個人によって開きがあるだろうし、進学直前であれば17～18歳、高等教育を受けている数年間であれば22歳くらいまでが該当する。しかも多くの世帯では複数の子どもがおり、その平均出生間隔は約3年であるから、特定の子どもの特定の時期の世帯所得だけに特別な意味があるとは考えにくい。したがって長子が15歳くらいから、最長で末子が最後の学校を卒業する18～22歳くらいまでの数年間の当該家庭の経済状況という構成概念をまず措定し、それを特定の時期の世帯所得で測定していると想定しても、それほど無理はないだろう。

ただし留意すべき点がある。第一に、子どもの進学時期が調査時点から大きく乖離するのは望ましくない。他方で調査年に進学した子どもだけに限定すると、対象者が著しく少なくなるうえに、きょうだいの進学状況を個別に分析できるSSMデータの強みが活かされない。そこで次節で詳述するように、調査時に20～28歳であった子どもを分析対象とした。こうすれば子どもの大学進学時期と現在との時間的な乖離はそれほど大きくない。

第二に、対象者の所得は年次によって変化することが多いだろう。正規雇用された男性であれば、55歳前後をピークとする賃金プロファイルが想定される。したがって調査時点の個人所得や世帯所得の額をそのまま分析に投入することはさすがに憚られる。そこで世帯所得を4区分（詳細は後述）して用いることにした。これは調査時の所得と子どもの進学時期の所得が同じ区分に属している、と仮定していることにほかならない。もちろんこの仮定が一部の対象者では成り立たないであろうから、区分の一部を重複させて進学率を求めるなどの

---

<sup>4</sup> 2015年SSMデータの構造にもっとも近いのは1998年・2003年・2008年NFRJ（全国家族調査）データで、子どもの学歴も上位3人までわかる。しかしこれらの調査は基本的に生殖家族（調査対象者）に関心があるため、定位家族（調査対象者の出身階層）に関する情報が少なく、調査対象者は28歳以上に限られる。

方策を考えたが、今回はこのまま分析を進める。親の予測所得においても「学歴と職業などから所得が一義的に予測できる」というかなり強い仮定をおいている。それゆえ本稿での仮定も、一つの試みとしては許されるだろう。

ここであらためて本稿の分析目標を述べれば、第一に、調査対象者本人のうち 2015 年の調査時点で 20～28 歳の若年者の学歴を従属変数として、まずは伝統的な方法である後向き分析で、おもに 15 歳時暮らし向きと親の学歴の影響を確かめる。

第二に、同じく 20～28 歳だが、調査対象者の子どもの学歴を従属変数として、同じモデルながら今度は前向き分析で、調査対象者の世帯所得と学歴の影響を確かめる。

第三に、ESSM データでほぼ同じコーホートを対象に、同じ変数の構成で前向き分析を行った平沢（2018）と第二の結果を比較し、ここで観察された結果の頑健性を検討する。

そして第四に、第一と第二の結果を比較し、15 歳時暮らし向きという変数が何を測定しているのかを推察する。

これらを通して、1987～1995 年生まれという SSM 調査では今回はじめて標本に加わった若年層を対象に、子ども経済的背景が文化的背景と組み合わせさせて学歴にどう影響しているかが少しは明らかになるだろう。

## 2. データと分析対象者

### 2.1 データ

以上で述べた理由から、本稿では 2015 年 SSM データ（2017 年 2 月 27 日版、以下 SSM データという）を中心としながらも、比較の対象として 2013 年 ESSM データ（以下 ESSM データという）での分析結果を併記する。ESSM データの母集団は、2013 年 11 月 1 日現在で満 30 歳（1983 年生まれ）から 64 歳（1948 年生まれ）の男女計 4,800 人である。地域（10 地区）と都市規模（大都市・人口 10 万人以上の市・10 万人以下の市・町村）によって全国を層化したうえで 240 地点を選び、各地点から 20 名を住民基本台帳に基づき等間隔抽出した。実査は 2013 年 11 月～12 月に郵送配布・訪問回収による自記式調査で行われた。ただし一部の対象者については郵送回収を行った。有効回収数は 2,893（男性 1,377、女性 1,516）、有効回収率は 60.3%である。転居・長期不在・住所不明などをのぞいた有効抽出数 4,478 を分母とする回収率では 64.6%となる。

### 2.2 分析対象者

SSM データの分析対象者は、後向き分析では調査対象者本人（以下、本人ともいう）のうち、2015 年の調査時に 20～28 歳（1987～1995 年生まれ）で、性別・学歴・15 歳時の暮らし向きが有効な（不明や無回答でない）641 人である。前向き分析では、調査対象者本人の子どものうち 2015 年の調査時に 20～28 歳で、性別・学歴・きょうだい数が有効な 1371 人（以

下、対象子という)である。ただし調査対象者の子どもがひとり(独子)の場合はその対象子が、2人の場合は2人とも、3人以上の場合は少なくとも2人が調査時に20~28歳である家族と子どもを分析対象とした。対象子がひとり(独子)の家族は132、2人は450、3人は105、4人は6なので、家族数の合計(つまり調査対象者本人の数)は693である。

他方、前向き分析のみのESSMデータの分析対象者は、調査対象者の子どものうち2013年の調査時に19~29歳(1984~94年生まれ)で、世帯所得・きょうだい数・性別・学歴が有効な1015人(対象子)である。対象子の条件は、SSMデータと同じである。対象子がひとりの家族は84、2人は338、3人は85なので、家族数の合計は507である<sup>5</sup>。

ESSMデータで対象子の年齢の下限が19歳になっているのは、学歴がほぼ確定した者のなかでできるだけ多くの分析対象者を確保するためである。他方、SSMデータの後ろ向き分析では調査対象者本人が分析対象者となるため、20歳が下限とならざるを得ない。また上限を28歳か29歳としたのは、それ以上になると大学進学や在学からの時間的な乖離が大きくなり、現在の所得で進学を説明するのに無理が生じると判断したからである。このようにSSMとESSMの両データは対象年齢が完全に同じではないもの、出生年はほぼ重なっているので、分析結果の比較は可能と考えた。

### 3. 分析

#### 3.1 変数と分布

SSMデータにおける各変数の作成方法は以下の通りで、分布は表1に示した<sup>6</sup>。表中で、本人の集計は家族単位しかないが、対象子の家族に関する変数には家族単位と対象子単位の集計が可能なので双方とも記した。家族単位とはいわゆるワイドデータでの、対象子単位とはロングデータでの集計を指す。ワイドデータでは1つの家族に対象子が何人いても1ケースだが、ロングデータでは対象子の数とその家族のケース数となって縦に積み重なるので、合計数が異なるのはもちろん分布もやや異なる。

本人の学歴・教育年数：調査対象者本人が在学した経験のあるもっとも高い学校段階を指す(面接票問18)。学校段階は中学・専修学校高等課程(教育年数は9)、高校(12)、短大・高専・専門学校(14)、大学(16)、大学院(18)に分け、カテゴリーとして扱うときは大学と大学院を大学として一括りにした。本稿では教育達成として学歴を用いるので、卒業のほか中退と在学中を含む(以下の学歴でも同様)。なお、分析対象者には(飛び級をのぞいて)大学院に入学できる下限(23歳)以下の年齢の者が含まれており、全員の最終的な学歴が確定していない。そこで大学院の区分を設けずに大卒者として扱い教育年数を16にするという

<sup>5</sup> ESSMデータでは、子どもの情報が第3子までしかないので、対象子が4人の家族はない。

<sup>6</sup> ESSMデータの変数と分布については平沢(2018)を参照。その変数の作り方はSSMデータの前向き分析と基本的に同じである。

考え方もある。しかし、そうしても大学院の比率がきわめて低いことから回帰分析の結果にはほとんど影響を与えないので、調査時点で大学院に進学（卒業）した者には18を与えた。

対象子の学歴・教育年数：調査対象者本人の第1子から第4子までの対象子が最後に行った学校段階を指す（留置票問13）。区分と教育年数は本人学歴・教育年数と同じである。

本人15歳時の暮らし向き：調査対象者本人が15歳のときの暮らし向きを指す。「中学3年生のときあなたのお宅のくらしむきは、この中のどれに当たるでしょうか。当時のふつうのくらしむきとくらべてお答えください」に対する回答で、「豊か、やや豊か、ふつう、やや貧しい、貧しい、わからない」から1つを選択してもらった（面接票問13）。表1の通り、全年齢では「ふつう」を中心に「貧しい」と「豊か」がほぼ対称的に分布しているが、分析対象の20～28歳では「ふつう」から「豊か」にかけてがほとんどで、「貧しい」と「やや貧しい」はあわせても6.7%に過ぎない。参考までに述べれば、この傾向は30歳代でも同じで、60歳代と70歳代は逆に「貧しい」「やや貧しい」が「やや豊か」「豊か」よりあきらかに多くなっている。

世帯所得：調査対象者とその配偶者・子どもなどから成る世帯の所得を指す。「過去一年間のあなたのお宅（生計をともにしている家族）の収入の総額は、税込みでいくらぐらいでしたか。他のご家族の方の収入も含めてお答えください。年金・株式配当などすべての収入について臨時収入・副収入も含めてお答えください。」に対する回答で、「なし」「25万円未満」「25～50万円未満」～「2000万円位」「2050万円以上」の30段階から選択してもらった（面接票問51）。区間を示した選択肢ではその中央値を、「〇万円位」はその額を、最後の選択肢では具体額をさらに尋ねているのでその額をもちいていったん数値化した。

ただし世帯収入が不明（「わからない」と回答）か無回答ケースは、調査対象者本人と配偶者の収入を用いて算出した。具体的には、本人（配偶者）の収入が有効で配偶者（本人）の収入が不明か無回答のケースは本人（配偶者）の収入を、本人が有効で配偶者がいないケースは本人の収入を、本人と配偶者の収入がいずれも有効なケースはそれぞれを数値化したうえで合算した額を、いずれも世帯収入額にした。本人・配偶者・世帯のすべてが不明か無回答のケースは「世帯所得不明」とした。

こうして確定した世帯収入額を表1の通り不明を含めて5つに区分し世帯所得とした。選択肢のカテゴリーがそれほど細くないため、区分も離散的になっている。「～313万円」の比率が、不明を除いた652ケースの17.5%と少なく、「325～688万円」の33.3%と比べてアンバランスだが、比較対象で選択肢の区分がより粗いESSMデータでの最下位区分（実質的に300万円以下）の比率16.6%に近付けるためにこうした。都市部での生活保護基準が夫婦と中学生の子ども2人でおおよそ200～240万円であることを勘案すると、子どものいる世帯で年収300万円以下は経済的に苦しいと考えられるので、この境界値は4分位からは外れているものの実質的な意味があると考えられる。

表1. 各変数の分布

学歴			父母学歴			
	本人	対象子	本人	対象子		
	家族単位	対象子単位	家族単位	家族単位	対象子単位	
中学	2.0	0.9	父母とも中卒か高卒	40.1	36.4	36.3
高校	29.0	24.1	父か母が短大・高専・専門学校卒	15.1	24.8	24.8
短大・高専・専門学校	23.7	23.8	父か母が大卒	25.3	28.7	29.5
大学	41.8	46.2	父母とも大卒	11.1	10.1	9.5
大学院	3.4	5.0	父母とも不明	8.4	-	-
計	641	1371	計	641	693	1371

性別			父職			
	本人	対象子	本人	対象子		
	家族単位	対象子単位	家族単位	家族単位	対象子単位	
男性	43.5	50.7	専門職・管理職	18.4	19.9	20.4
女性	56.5	49.3	それ以外	81.6	80.1	79.6
計	641	1371	計	641	693	1371

本人15歳時の暮らし向き			きょうだい数			
	家族単位	(参考)全年齢	本人	対象子		
	家族単位		家族単位	家族単位	対象子単位	
貧しい	1.7	6.4	1人(独子)	9.0	19.0	9.6
やや貧しい	5.0	14.8	2人	48.5	38.2	38.7
ふつう	52.7	57.1	3人	33.2	33.9	40.6
やや豊か	24.2	14.0	4人以上	9.2	8.8	11.1
豊か	16.4	7.7	計	641	693	1371
計	641	7796				

対象子の世帯所得				家族構造			
	家族単位	家族単位	対象子単位	本人	対象子		
	家族単位	家族単位	対象子単位	家族単位	家族単位	対象子単位	
～313万円	16.5	17.5	15.7	ひとり親	10.3	12.4	10.8
325～688万円	31.3	33.3	31.1	ふたり親	89.7	87.6	89.2
700～900万円	24.4	25.9	25.0	計	641	693	1371
938万円～	21.9	23.3	22.4				
不明	5.9	-	5.8				
計	693	652	1371				

居住地			
	本人15歳時	対象子の親	
	家族単位	家族単位	対象子単位
政令指定都市	21.1	19.8	18.9
それ以外	78.9	80.2	81.1
計	641	693	1371

(注)計は人数、それ以外は計を分母とする比率(%)を表す。

本人の父母学歴：調査対象者の父と母の学歴を指す（面接票問 22）。それらを組み合わせて「父母とも中卒か高卒」、「父か母が短大・高専・専門学校卒」、「父か母が大学・大学院卒（以下、大卒）」、「父母とも大卒」および「父母とも不明」に5区分した。父母いずれかの学歴が不明、およびひとり親の場合は、最初の3つのうち該当する区分に分類した。親学歴については、父か母のいずれか、または双方を回帰分析に投入する方法もあるが、いずれかの場合はひとり親のケースの対応が難しく、また双方を同時に投入すると偏回帰係数の解釈が難しくなる場合があるので、ここでは父母の学歴をあらかじめ組み合わせ、1つの変数として作成した。

対象子の父母学歴：調査対象者とその配偶者の学歴から、対象子の父と母の学歴を確定した（面接票問 18・問 30）。対象者が男性であれば父学歴は本人学歴、母学歴は配偶者学歴となる。離死別によって現在、配偶者がいないケースのうち、離死別した者の学歴が面接票問 38 から分かるケースは、それを配偶者学歴と見なして父母学歴を確定した。区分は対象者の



父母学歴と同様である。ただし父母とも不明なケースはなかった。

本人の父職：調査対象者本人が15歳のときの父親の職業（オープンアンサー）を、いったんSSM職業小分類にしたうえで大分類（8区分）に再分類し、「専門職または管理職」とそれ以外に分けた（面接票問21）。父職が不明・無回答および不在の場合は専門・管理以外に含めた。父職が専門・管理であると子どもの大学入学率が顕著に高いため、この2分法とした。SSM職業小分類による職業威信スコアを用いることも可能であるが、職業不明者もいるため上記の通りとした。また父と母では有職率も職業の分布もかなり異なるので、学歴のように父母を組み合わせることはしなかった。

対象子の父職：調査対象者とその配偶者の現職を、本人の父親と同様にSSM職業大分類にしたがって分類したうえで、対象子の父親（調査対象者が男性であれば本人、女性であれば配偶者）の現職を確定し、「専門職または管理職」とそれ以外に分けた（面接票問2・問29）。父職が不明や無回答および不在の場合は専門・管理以外に含めた。本人については職歴から子どもがたとえば15歳ころの職業を知ることができるが、（本人が女性の場合の）配偶者については職歴を尋ねていないので、結局、対象子の父親の職業としては現職を用いるほかない。

本人のきょうだい数：調査対象者が15歳のころのきょうだい数を指し、数値には本人を含む（面接票問10）。4人以上のケースは少数で、量的変数として投入するのに備えて一律に4人とした。

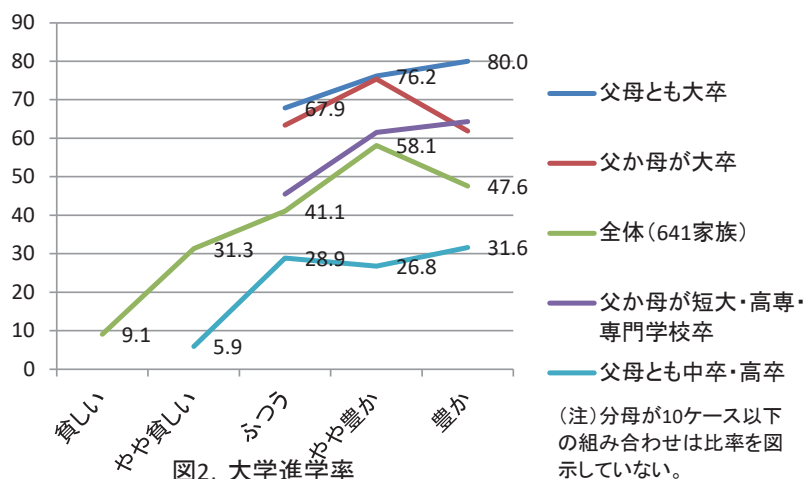
対象子のきょうだい数：調査対象者の子ども数を指す（留置票問12）。養子・継子・すでに死亡している子どもを含む。4人以上は一律に4人とした。3人以上の場合、本稿では20～28歳の子どものみが分析対象になっているが、子ども数にはこの年齢区間に含まれない子どもを含めている。

本人15歳時の家族構造：本人が15歳のころ離別・死別・その他の理由から「父はいなかった」または「母はいなかった」と答えたケースは「ひとり親」、それ以外は「ふたり親」とした（面接票問21）。本人学歴は離別に比べて死別が明らかに高いので、本来は両者を区別すべきだが、とくに死別のケース数が少ないため、やむを得ず分けていない。

対象子の家族構造：調査対象者に現在、配偶者がいる場合は「ふたり親」、離死別か未婚の場合は「ひとり親」とした（面接票問25）。

本人15歳時の居住地：中学を卒業していたときに住んでいた市町村が「政令指定都市」か「それ以外」に分けた。

対象子の親の居住地：調査対象者が現在、住んでいる市町村が、「政令指定都市」か「それ以外」に分けた。対象子が15歳のころどこに住んでいたかは尋ねていないため、その代理変数とみなした。



## 3.2 後向き分析

### 3.2.1 15歳時暮らし向き別の大学進学率

調査対象者本人の学歴を従属変数にした後向き分析の結果をまず示す。図2の縦軸は大学または大学院に進学した者の比率（以下、大学進学率という）を表している。いま注目する15歳時の暮らし向きと大学進学率のゼロ次の連関が、図中では緑線で示されている。性別を考慮した分析は後の回帰分析で行うことにして、ここでは男女を分けずに図示した。基本的には15歳時の暮らし向きが豊かだった者ほど大学進学率が高いが、もっとも進学率が高いのは「豊か」ではなく「やや豊か」である点が興味深い<sup>7</sup>。

同図には父母学歴ごとの進学率も示してある。たとえば図中もっとも右上の80.0%は、「父母とも大卒」でかつ「豊か」な家庭出身者のうち、大学へ進学した者の比率を表す。したがって、各点を上下に比べれば豊かさが同じ者間での親学歴の影響が、各線を左右に比べれば同じ学歴の親を持つ者間での暮らし向きの影響が、それぞれ分かる。父母学歴が高い者ほど進学率が高いことは明らかだが、各線が「豊か」を除いて右上がりなので、たとえ親の学歴が同じでも、15歳時の暮らし向きも進学に影響していることがうかがわれる。とくに「父母とも中卒か高卒」で「やや貧しい」だと進学率が顕著に低い(5.9%)。なお、「貧しい」「やや貧しい」など各点に該当するケース数の分母が10人未満の点は示していないため、線が途中で途切れている。

<sup>7</sup> この傾向は2005年SSMデータの1956～70年生まれの男性でも確認されている。平沢(2013:133)を参照。

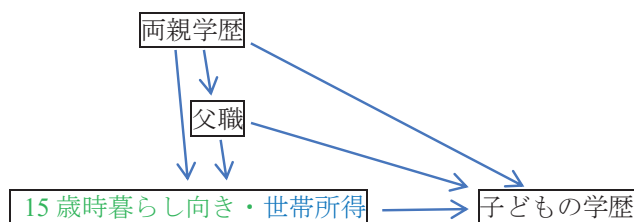


図3. 主要変数の因果関係モデル

表2. 本人の教育年数を従属変数とする回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
切片	14.781 ***	17.390 ***	16.992 ***	17.386 ***	17.501 ***
性別 女性		-0.471 **	-0.399 **	-0.442 **	-0.443 **
男性		0	0	0	0
15歳時暮らし向き 貧しい	-2.326 ***		-1.237 *	-1.198 *	-1.019 ~
やや貧しい	-1.468 ***		-0.833 *	-0.778 *	-0.726 *
ふつう	-0.618 **		-0.151	-0.107	-0.077
やや豊か	0		0	0	0
豊か	-0.304		-0.007	-0.034	-0.027
学歴 父母とも中卒・高卒		-1.727 ***	-1.866 ***	-1.651 ***	-1.588 **
父か母が短大・高専・専門学校卒		-0.620 *	-0.741 **	-0.618 *	-0.589 *
父か母が大卒		-0.387	-0.403	-0.363	-0.340
父母とも大卒		0	0	0	0
父母とも不明		-2.155 ***	-2.296 ***	-2.107 ***	-2.076 ***
父職 専門管理職以外		-0.634 **		-0.602 **	-0.578 **
専門管理職		0		0	0
きょうだい数		-0.515 ***	-0.485 ***	-0.498 ***	-0.500 ***
家族構造 ひとり親					-0.485 *
ふたり親					0
居住地 政令指定都市以外					-0.175
政令指定都市					0
調整済みR <sup>2</sup>	0.041	0.246	0.242	0.253	0.257
ケース数(家族レベル)	641	641	641	641	641

\*\*\*p<0.001,\*\*p<0.01,\*p<0.05,~p<0.10

### 3.2.2 回帰分析の結果

以上は父母学歴だけを考慮したときの15歳時暮らし向きが大学進学率に与える影響であるが、他の変数を統制しても同じ傾向がみられるかを回帰分析で確認する。その際、図2の分析を踏襲するならば、大学に進学したかどうかを従属変数とする2項ロジスティック分析か、学歴をたとえば3段階に分けて順序ロジット分析を行うのが定石である。しかしその場合は進学オッズの対数が従属変数となるため、回帰係数の正負は明快だが大きさが直観的に理解しにくい。そこで本章ではわかりやすさを優先して、従属変数である学歴を教育年数に変換して回帰分析をおこなった。こうすることによって、大学へ進学したかどうかを含めて教育を受けた期間の長さに対して、それぞれの独立変数がどの程度の影響を与えているかがイメージしやすくなる。

独立変数のうち出身階層を測定しているとみなした3変数（両親学歴・父職業・15歳時の

暮らし向き)の因果的な順序は、それぞれが生起した時間的順序や変数の内容を勘案して図3のように想定した。この想定のもとで以下では、因果順序が従属変数にもっとも近い15歳時暮らし向きの効果が擬似的でないかどうかを、交絡が疑われる変数を順次追加しながら確かめ、さらに各変数の影響の程度を非標準解から推測する。

まず表2のモデル1は、教育年数とのゼロ次の連関を確かめるために、15歳時暮らし向きだけを投入した。説明モデルとしての意味はないものの、各変数の係数に切片を加えた数値が各カテゴリーの平均値を表している。たとえば15歳時暮らし向きが「貧しい」者の平均教育年数は14.781-2.326で約12.5年である。つまりほぼ高卒に相当する。なお、「豊か」の係数が(有意ではないものの)マイナスであることから、図2で示したとおり平均教育年数をもっとも高いのは「豊か」ではなく「やや豊か」であることが分かる。そこで以下では「やや豊か」を基準カテゴリーとして係数を提示する。そのほかの変数でも、教育年数が(もっとも)長くなるカテゴリーを基準とした。

モデル3はモデル1に性別、両親学歴およびきょうだい数を加えたものである(モデル2については後述)。調整済みの決定係数( $R^2$ )は(投入する変数が増えたのでなかば当然とはいえ)24.2%と、モデル1の4.1%にくらべてかなり高くなっている。表中の係数は非標準解であり、各独立変数の分散は揃えられていないため厳密ではないものの、きょうだい数のをぞいていづれもダミー変数なので、独立変数の影響の程度をおおまかに比較しても許されるだろう。その結果、「父母とも中卒か高卒」の係数が約-1.9年とかなり大きいものの、15歳時暮らし向きが「貧しい」も約-1.2年と小さくはなく有意である。したがって15歳時暮らし向きに影響を与えたであろう父母学歴の影響を統制しても、またきょうだい数を勘案しても、暮らし向きが「貧しい」か「やや貧しい」家庭に育ったことは、学歴を下げる独自の影響を与えていると解釈される。ただし「豊か」と「やや貧しい」「貧しい」に差があるのは当然予想されることなので、念のため「貧しい」を基準にしても(係数の差から分かるとおり)「ふつう」以上とは有意な差がある。父職が専門職かどうかのダミー変数を加えたモデル4でも、その影響が有意であることには変わらず、「貧しい」「やや貧しい」の係数もモデル3より若干小さくなった程度である。

「父母とも中卒か高卒」で「貧しい」家庭に育った場合は、両方の効果が加算され約3.1年(=-1.237-1.866)も「父母ともに大卒」で「やや豊か」な家庭より教育年数が短くなるが、それらが組み合わさるとさらに不利さが増幅されるかどうかを確かめるために、15歳時暮らし向きと父母学歴の交互作用を投入したモデルを検討した。しかし、有意な交互作用項はなかったため、ここでは主効果のみの結果を示している。

モデル5は、モデル4に家族構造と15歳時の居住地を加えたものである。居住地が政令指定都市かどうかは、このモデルでは影響していない。他方、ひとり親であることの不利な影

響は有意である<sup>8</sup>。なお、モデル5では、「貧しい」の係数はモデル4とほとんど変わらないものの、ここには示していない標準誤差が大きいために5%水準では有意でなくなっている。ただし、「やや貧しい」は有意な効果を維持している。

以上を総合すると、きょうだい数が少なく、学歴が高く専門職か管理職の父をもつふたり親のもとで育った者は教育年数がもっとも長くなる、というこれまでによく知られた傾向を確認したことになる。それ自体は新しい知見ではないが、そうした変数を統制しても、15歳の暮らし向きが「貧しい」か「やや貧しい」家庭で育った者は、学歴が低くなることが示されたと言ってよいだろう。

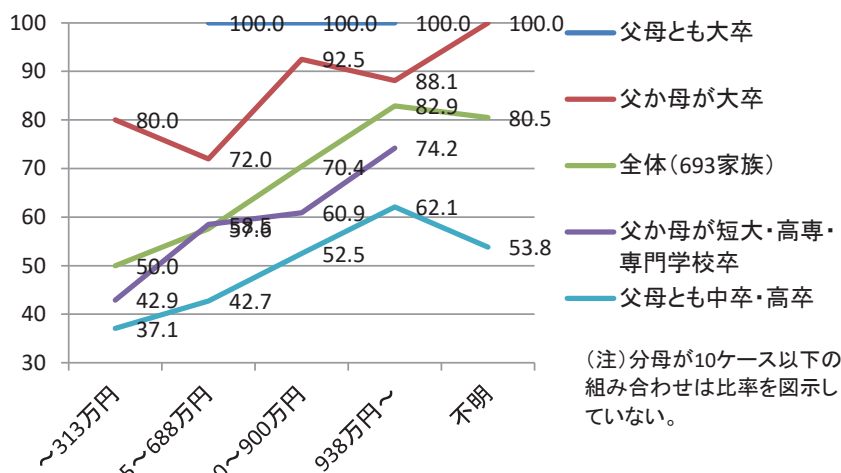


図4. 少なくとも子ども1人が大学へ進学した家族の比率

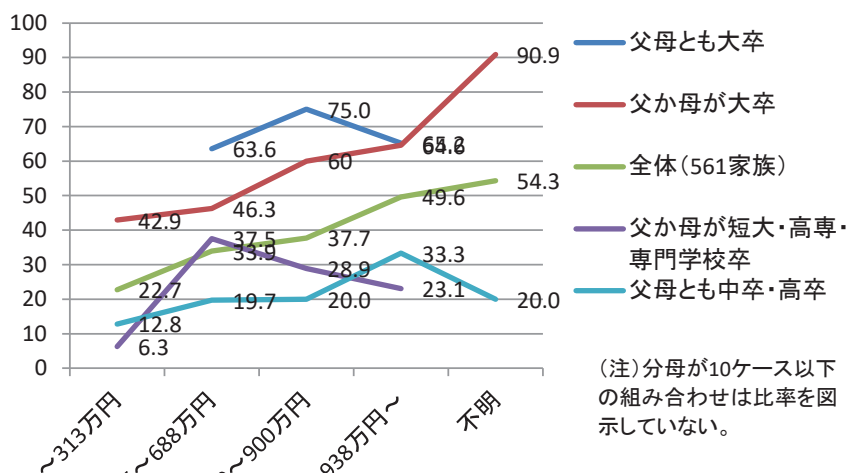


図5. 少なくとも子ども2人が大学へ進学した家族の比率

<sup>8</sup> これは暮らし向き、父母学歴および父職などを統制した後の効果であるから、その理由を貧困や親が教育に熱心でないこと（だけ）に求めることはできない。本稿の主旨からは外れるのでこれ以上の解釈は行わないが、統制後のこの係数が何を意味するかは従来から論点になっている。

### 3.3 前向き分析

#### 3.3.1 世帯所得別の大学進学率

以上のいわば伝統的な後向き分析の結果が、前向き分析で再現されるのかを確かめてみる。今度は調査対象者本人が親に該当し、その世帯所得が（15歳時暮らし向きに代わって）対象子の大学進学にどう影響するかを吟味することになる。その際、同じ親の元で育った複数の子どもの学歴が分かるので、まずは家族を単位として、つまりワイドデータを用いて（独子を含めて）子どものうち少なくとも1人が大学に進学した家族の比率を図示したのが図4である。図中の緑線が世帯所得階級別の大学進学率で、所得不明を除いて所得が高くなるほど進学率も高くなることが明瞭に示されている。ついで親の学歴を統制した各線を見ると、どの所得階級でも親の学歴が高い家庭ほど進学率が高いが、同時に「父か母が大卒」「父母とも大卒」を除いて各線が右上がりなので、親学歴が同じでも世帯所得が高い家庭ほど進学率が高いことも分かる。他方で、「父母とも大卒」の家庭では、世帯所得にかかわらずすべての家族で少なくとも1人は進学しており、その高さが際立っている（「父母とも大卒」で313万円以下の世帯は少ないので比率を示していない）。

もっとも、（きょうだいがいる家庭に限って）子ども2人以上が大学に進学した家族の比率となると傾向が異なる（図5）。今度は、親の片方か双方が大卒であっても、1人以上が大学に進学した家族の比率（図4）に比べて、各点の比率はかなり下がっている。しかも「父か母が短大・高専・専門学校卒」を除いて各線が右上がりなので、世帯所得が影響していることが見て取れる。教育熱心な親であっても、やはり所得による「制約」を免れることは難しいようだ。他方で、経済的な制約がほとんどないか弱いと考えられる「938万円～」の世帯でも父母学歴よる違いが顕著なことから、父母学歴は親（と子ども自身）が子どもの学歴を「選択」している状況を表しているようにみえる。そこには世帯所得による制約とは対照的なメカニズムがあるように思える。

この図4と図5は、さきの「父か母が短大・高専・専門学校卒」などごく一部を除いて、ESSMデータを用いた同様の図と傾向がほぼ同じである（平沢2018を参照）。したがって、ここで示された結果はそれなりに頑健だと考えられる。ただし、ここでは父母学歴しか考慮していないので、父職やきょうだい数などを統制しても世帯所得が学歴に影響しているかを以下で確認する。そのために対象子をケースの単位としたロングデータで回帰分析を行うが、以上の結果から家族の違いが子どもの学歴に影響することがとうぜん予想される。したがってそれを適切に反映した分析モデルが必要である。

表3. 対象子の教育年数を従属変数とする回帰分析(マルチレベルモデル)

	モデル0	モデル1	モデル2	モデル3
<b>固定効果</b>				
切片	14.622 ***	15.129 ***	16.695 ***	16.562 ***
(対象子レベル)				
子どもの性別 女子			-0.337 ***	-0.339 ***
男子				0
(家族レベル)				
世帯所得 ~313万円		-1.067 ***		-0.547 **
325~688万円		-0.774 ***		-0.336 *
700~900万円		-0.377 *		-0.056
938万円~		0		0
不明		-0.017		0.213
学歴 父母とも中卒・高卒			-1.725 ***	-1.730 ***
父か母が短大・高専・専門学校卒			-1.049 ***	-1.080 ***
父か母が大卒			-0.363 ~	-0.375 ~
父母とも大卒			0	0
父職 専門管理職以外			-0.408 **	
専門管理職			0	
子ども数(=きょうだい数)			-0.244 ***	-0.237 **
<b>変量効果</b>				
対象子レベルの分散成分	1.804 ***	1.786 ***	1.800 ***	1.784 ***
家族レベルの分散成分	1.667 ***	1.094 ***	1.528 ***	1.075 ***
パラメータ数	3	9	7	12
-2LL	5405.871	5225.769	5365.922	5218.130
ケース数(対象子レベル)	1371	1371	1371	1371
ケース数(家族レベル)	693	693	693	693
	モデル4	モデル4	モデル5	モデル5
<b>固定効果</b>				
切片	16.716 ***	(参考)ESSMデータ 16.583 ***	16.954 ***	(参考)ESSMデータ 16.853 ***
(対象子レベル)				
子どもの性別 女子	-0.338 ***	-0.249 **	-0.338 ***	-0.246 **
男子	0	0	0	0
(家族レベル)				
世帯所得 ~313万円	-0.465 *	-0.839 ***	-0.320 ~	-0.739 **
325~688万円	-0.264	-0.377 *	-0.218	-0.309 ~
700~900万円	-0.014	-0.063	-0.037	-0.033
938万円~	0	0	0	0
不明	0.258		0.276	
学歴 父母とも中卒・高卒	-1.631 ***	-1.650 ***	-1.529 ***	-1.583 ***
父か母が短大・高専・専門	-1.000 ***	-1.143 ***	-0.920 ***	-1.099 ***
父か母が大卒	-0.331	-0.305	-0.287	-0.285
父母とも大卒	0	0	0	0
父職 専門管理職以外	-0.320 *	-0.156	-0.284 *	-0.135
専門管理職	0	0	0	0
子ども数(=きょうだい数)	-0.244 ***	-0.283 **	-0.260 ***	-0.268 **
家族構造 ひとり親			-0.559 **	-0.432 *
ふたり親			0	0
両親の居住地 大都市以外			-0.329 *	-0.440 **
大都市			0	0
<b>変量効果</b>				
対象子レベルの分散成分	1.784 ***	1.879 ***	1.782 ***	1.888 ***
家族レベルの分散成分	1.060 ***	0.955 ***	1.022 ***	0.894 ***
パラメータ数	13	12	15	14
-2LL	5213.293	3866.248	5198.248	3858.587
ケース数(対象子レベル)	1371	1015	1371	1015
ケース数(家族レベル)	693	507	693	507

\*\*\*p<0.001,\*\*p<0.01,\*p<0.05,~p<0.10

(注)ESSMデータの結果は平沢(2018)からの引用。世帯所得の区分など変数の作成方法も同書を参照。

### 3.3.2 マルチレベル分析の結果

そこでマルチレベルモデルに基づく回帰分析を試みた。その際、3.2.2 で述べた理由から、大学進学を従属変数とする2項ロジスティック分析ではなく、教育年数を従属変数とする回帰分析で係数を推計した。その結果は表3の通りで、モデル0では独立変数に切片のみを投入した。そこで算出された級内相関係数 ICC は 0.480 ( $=1.667/1.667+1.804$ ) と高い。つまり同じ親のもとで育ったきょうだいの学歴は似る傾向があり、標本間の独立が成り立たないため、家族という区分を無視して分析するのは望ましくないことが分かる。

したがって以下ではマルチレベルもでるによる結果を示す。独立変数のうち、子どもひとりひとりの特性を表す変数（性別、出生順位、出生年）が対象子レベル、きょうだいに共通の変数（世帯所得、父母学歴、父職業、きょうだい数、ふたり親かひとり親か、居住地）が家族レベルに位置づけられる。ただしほとんどの家族で子どもは2人か3人なので、言い換えれば家族数は多いものの、家族内の人数はきわめて少ないので、ランダムスロープモデルの推定には無理がある。そのため切片だけに変量効果を仮定するランダム切片モデルでパラメータを推定した。分析対象子には独子をふくみ、推定は ML で行った。

モデル1は独立変数として世帯所得のみを投入したモデルで、世帯所得がもっとも高い「938万円以上」はそれ以下のどのカテゴリーよりも教育年数が有意に長いことが示されている。この世帯所得の効果が、他の変数を統制しても有意かどうかを以下で確かめる。

モデル3は、モデル1に父母学歴、きょうだい数、子どもの性別を、モデル4はモデル3に父職を加えたものである。モデル4では「父母とも大卒」の子どもと「父か母が大卒」の子どもの教育年数に有意な差はないが、「父か母が短大・高専・専門学校卒」であると平均して約1.0年、「父母とも中卒か高卒」であると約1.6年短くなる。ただし、この父母学歴をはじめほかの変数の影響を統制しても、世帯所得がもっとも低い「313万円以下」の家庭の子どもの学歴が有意に低くなる傾向は変わらなかった。「～313万円」を基準にしても「700～900万円」「938万円～」とは有意な差があった。モデル5は、モデル4に家族構造と両親の居住地を加えたもので、世帯所得の効果は、有意水準を10%にすれば有意な効果を維持していた。

先述の後向きモデルと同様に、世帯所得と父母学歴の交互作用も試してみたが、有意な組み合わせはやはりなかった。また対象子のコーホートで大学進学率が上昇しているのでその影響を統制するために子どもの年齢を、また後に生まれたきょうだいは教育年数が短いとの報告を踏まえて出生順位を、モデル4に同時に追加してみた。しかしいずれも有意な効果が認められなかった<sup>9</sup>。

以上から分かることは、世帯所得が教育年数に与える影響は、父母学歴・父職という階層

---

<sup>9</sup> ただし出生順位だけを追加したモデルでは、負の有意な効果（出生順位の遅いきょうだいの学歴が低い）が認められた。この点に関しては荒牧・平沢（2016）を参照。



を構成する主要な変数やきょうだい数を統制しても、いちおう有意だということである。ただし世帯所得の多寡にしたがって線型的に教育年数が短くなるのではなく、もっとも所得が高い層と比べて年収が「313 万円未満」であると教育年数が短くなるというように、世帯所得が 300 万円くらいのところに閾値があると考えられる。大学進学したかどうかの 2 項ロジスティック分析をすれば、よりシャープに世帯所得の効果が取り出せるであろう。

表 3 には、ESSM データでの分析結果を比較のため掲出しておいた。もちろん厳密な比較は難しいが、平沢（2018）は ESSM データのほぼ同じ出生コーホートの対象者に対して、同じ変数から成るモデルで前向き分析をしており、各変数の分布も似ているので、SSM データの結果といちおう比較可能だと考えられる。それによると各変数の係数は、とくに父母学歴やきょうだい数で SSM データとかなり近い値が多いものの、肝心の世帯所得の効果は、ESSM データのほうが明瞭で、係数の絶対値も SSM データより大きくなっている<sup>10</sup>。ただし、ここには示していないが、世帯所得が「～313 万円」「325～688 万円」の 95%信頼区間は、ESSM データの該当する係数の信頼区間と重なっているので、ほぼ同じ傾向を捉えていると理解してよいだろう<sup>11</sup>。言い換えれば、両データとも標本調査なので係数の大きさが完全に一致することはないものの、類似の傾向が確認されたことは、ここでの結果が頑健であることのひとつの根拠になるはずである。

### 3.4 前向き分析と後向き分析の比較

最後に、いずれも SSM データを用いた前向き分析と後向き分析の結果を比較しておく。すでに述べたように、両者の対象年齢は 20～28 歳で共通であり、変数の作成方法も同じである。まず独立変数を性別・父母学歴・父職およびきょうだい数として完全に揃えた表 2（後向き分析）と表 3（前向き分析）のいずれもモデル 2 の結果を見比べてみる。それぞれの係数は異なるものの、分布は表 1 に示したとおりよく似ており、（ここには示していない）95%信頼区間も重なっているので、ほぼ同じ傾向を捉えていると言ってよいだろう。したがって、SSM データでは、後向き分析と前向き分析で同様の結果が得られたといえる。

そこで出身階層に関わる主要な変数を過不足なく投入したと考えられるモデル 4 での比較に進む。唯一の違いは経済的背景を、後ろ向き分析（表 2）では 15 歳時の暮らし向きで、前向き分析（表 3）では現在の世帯所得で捉えている点だけある。その結果、父母学歴の「父母とも中卒・高卒」「父母とも大卒」、父職は係数が近い。他方できょうだい数と性別の係数はやや異なっているものの、ここでの目的は係数を比較すること自体ではなく、そこから 15

<sup>10</sup> ESSM で父職の効果が有意でないことには、同調査が留置法のため職種を測定する精度が、訪問面接法による SSM 調査に比べてやや低いことが影響している可能性がある。

<sup>11</sup> ESSM の所得区分は「375 万円以下」（300 万円以下がほとんど）「400～675 万円」「700～925 万円」「1125 万円以上」の 4 カテゴリーで、選択肢の区分が粗いため離散的になっている。所得不明者はごく少数のため分析に含まれていない。詳細は平沢（2018）を参照。

歳時暮らし向きという変数が何を測定しているのかを推測することである。そこで強いて言えば、後向き分析の15歳時暮らし向きで「貧しい」「やや貧しい」は、前向き分析の世帯所得で「～313万円」に相当すると考えられる。ただし、表3に示したとおり、対象者のうち「貧しい」「やや貧しい」と答えたのは6.7%であるのに対して、「～313万円」は対象者の15.7%なので、「貧しい」「やや貧しい」のほうが範囲は狭く、より経済背景が厳しい家族出身者を指している可能性がある。

要するに、15歳時暮らし向きは、少なくともここでの分析から推測する限り、つまり調査時に20歳代という若年者に限れば、出身家族の経済的背景がかなり厳しい者を判別することができる変数だと考えられる。

#### 4. 結論

以上の分析から得られた結論は以下の通りである。

第一に、2015年SSM調査の対象者本人のうち調査時点で20～28歳の若年者の学歴を従属変数として、まずは伝統的な方法である後向き分析で、15歳時暮らし向きの影響を確かめた。その結果、両親の学歴・父職・きょうだい数を統制しても、「貧しい」「やや貧しい」家庭出身者は「やや豊か」「豊か」な者と比べて学歴が有意に低かった。

第二に、同じく20～28歳だが、調査対象者の子どもの学歴を従属変数として、同じモデルながら今度は前向き分析で、調査対象者の世帯所得の影響を確かめた。その結果、第一と同じ変数を統制しても、世帯所得が「～313万円」の家庭出身者の学歴は「700～900万円」「938万円～」より有意に低かった。

第三に、ESSMデータでほぼ同じコーホートを対象に、同じ変数の構成で前向き分析を行った平沢（2018）と第二の結果を比較したところ、ほぼ同じ傾向が確認された。したがって第二の結果はひとまず頑健だと考えられる。

第四に、第一と第二の結果を比較した結果、15歳時暮らし向きで「貧しい」や「やや貧しい」を選択した者は、世帯所得が300万円以下の家庭出身であることが示唆された。

世帯所得が子どもの学歴に影響するということが自体はきわめて常識的で容易に予想されることとはいえ、出生コーホートが同じ者の学歴について、前向き分析と後向き分析の双方からの検討は従来なされてこなかったように思える。その意味で、いずれの分析からもほぼ同じ傾向が確認されたことはひとつの収穫であろう。ただし、世帯所得が両親の学歴と組み合わせると子どもの学歴になぜ影響するか、親と子どもが所得などによる制約のもとで学歴をどのように選択しているのかについては更なる検討が必要である。さらに、どうすれば親の学歴が低く経済的にも恵まれない（が、学力は高い）子どもが、今より大学へ進学しやすくなるのか。依然として残された課題は多い。

[文献]

- 荒牧草平・平沢和司. 2016. 「教育達成に対する家族構造の効果：「世代間伝達」と「世代内配分」に着目して」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009：全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会.
- Boudon, R. 1973. *L'Inegalite des Chances*. Librairie Armand Colin (=1983. 杉本一郎ほか訳『機会の不平等：産業社会における教育と社会移動』新曜社).
- 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.
- 平沢和司. 2014. 『格差の社会学入門：学歴と階層から考える』北海道大学出版会.
- 平沢和司. 2018. 「世帯所得・親学歴と子どもの大学進学：1984～94年生まれのきょうだいに着目してー」中村高康・平沢和司・荒牧草平・中澤渉編『教育と社会階層：学歴・学校・格差』東京大学出版会.
- Song, Xi and Robert D. Mare. 2015. 'Prospective Versus Retrospective Approaches to the Study of Intergenerational Social Mobility,' *Sociological Methods & Research*, 44(4):555-584.

# **Effects of Household Income on Educational Attainment**

## **A Comparison of Prospective and Retrospective Approaches**

**HIRASAWA Kazushi**  
**(Hokkaido University)**

Most educational attainment studies are based on a retrospective approach as Song and Mare (2015) discussed, wherein respondents report socioeconomic information regarding their families of orientation. This approach, however, does not explain their household income during their childhood because they cannot report it precisely. Conversely, the prospective approach wherein respondents report their children's educational attainment possesses methodological advantages because it distinguishes respondents' household income as their children's economic background. SSM data for 2015 indicates that respondents' household income affects the educational attainment of children born between 1987 and 1995, controlling other social background variables. This is consistent with retrospective approach results, employing subjective living standards during childhood.

Keywords: household income, subjective living standard, educational attainment, prospective approach