

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

**2013 年度課題公募型二次分析研究会**

**高校生の進路意識の形成と**

**その母親の教育的態度との関連性**

**研究成果報告書**

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

2014（平成26）年5月



## はじめに

本報告書は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が毎年実施している課題公募型共同研究の、2013年度のプロジェクトの一つである「高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性」の研究成果をまとめたものである。

2002年11月に、大阪大学大学院人間科学研究科の川端亮教授を中心に「高校生とその母親の教育意識に関する全国調査」が実施された。この調査から10年が経過し、当時大阪大学に赴任したばかりの中澤（筆者）と、当時大阪大学の助教（現在東京大学社会科学研究所准教授）であった藤原翔氏を中心に、10年間の変化の比較可能性を考慮して、同様の枠組みで調査の設計を行った。調査は大阪大学大学院人間科学研究科のヒューマンサイエンスプロジェクトによる資金と、藤原氏の科学研究費によって実施され、調査設計には静岡大学の吉田崇氏、データのクリーニングには当時同志社大学大学院（現在日本学術振興会特別研究員）であった白川俊之氏に援助していただいた。

日本の教育社会学の調査にはいくつか重大な問題点があるが、ここでは2点ほど指摘しておきたい。一つは標本抽出にかかわる点、もう一つはデータ（変数や指標）の質にかかわる点である。前者は、伝統的に日本の教育社会学の量的調査は学校に依頼して行われることが多く、それも知り合いの教員や教育委員会などを通じて、ということが多い。したがって必然的にその標本は有意抽出となる。もちろん有意抽出すべてが問題あるわけではない。対象の範囲をきちんと決めて、特定の学校や地域の姿を克明に描き出しているものと考えれば、尾嶋（2001）が『現代高校生の計量社会学』（ミネルヴァ書房）で述べたような「計量的モノグラフ」としての価値を十分見出せるし、歴史的にも貴重なデータとなり得る。その一方で、手当たり次第に知り合いに調査を依頼し、ただサンプルサイズを一定程度集めるだけという想定母集団が何なのかははっきりしないようなデータ分析が、未だに散見される。いわば無作為を装った有意抽出である。こうしたデータによる分析結果は、データの質そのものを評価するのが困難であり、信頼性を維持するのが困難である。

また学校経由で依頼する調査の場合、特に近年は個人情報の問題もあり、社会学において必須とされる社会経済変数を聞くことが非常に困難になる。したがって直接的な階層変数というより、「朝食を食べているか」などの曖昧な生活習慣に関する変数で階層指標の代理変数とすることが多い。しかしこうした変数が階層変数の代理変数として適切なのかは、必ずしも結論が出ていない。また児童生徒が調査の対象であっても、その保護者とのかわりには非常に重要な要素となるので、どうしても保護者についての質問項目を含めざるを得ない。すると親子両方に尋ねてマッチング可能な調査設計をする必要があるが、そのような調査の依頼は（昨今の情勢を考えると）非常にハードルが高い。仮に社会経済変数を入れることが可能であっても、もし保護者への調査を行うことができない場合、社会経済変数に関して児童生徒が正確に把握しているかは若干心許ない。したがってデータの

信頼性はどうしても低くならざるを得ない、という問題がある。

こうした問題点を乗り越えるのは容易ではない。現実問題として、金銭的なコストの問題も無視できない。そこでこの調査の設計には、信頼できる調査会社に依頼し、その会社のモニターとして登録されているサンプルから無作為に抽出するという手続きをとった。もちろんこのモニターがどういった性質の人々なのか、という疑問は付きまとうが、私たちは調査設計の時点で、『学校基本調査』などの情報を参考に、集計されたデータの分布に偏りが無いのか、といったことも確認した。当時利用できる資源を可能な限り用いて、必要な手続きを経て集めた良質なデータであり、過去の教育社会学における調査データの問題点を一定程度クリアにしていると考えている。

そして重要なのは、このデータによって高校生本人と母親の意識が比較可能な形になっているということである。調査設計が複雑になること、手間がかかること、協力を得にくいことなどもあり、実はこうした親子間での比較可能なデータは驚くほど少ない。特に意識は、その調査時点に、本人に聞かなければ、意味のあるデータをとることができない。この調査では、一般的によく尋ねられている定番の社会的な価値観のほかに、近年ヨーロッパの階層研究で注目されている相対的リスク回避説 (relative risk aversion) に関連する意識項目が豊富に含まれている。また (プライバシーの問題から、データアーカイブにおいて公開は一定の制約がかけられているが)、両親の出身校、本人の高校に関するデータも (学校名を含めて) とっているため、学校の情報を変数化することで、かなり正確な分析が可能になる。

以上のような分析可能性を秘めた貴重なデータであるがゆえに、教育社会学を研究領域としている研究者のみならず、関連する領域 (家族社会学、ジェンダーの社会学、労働社会学、社会意識論など) に関心のある研究者が集い、夏からほぼ月に 1 回のペースで集まって議論を重ねた。新しい分析手法などが紹介されたりと、高度で刺激的な議論が繰り広げられたと自負している。そして年度末の 2014 年 3 月 29 日に、もう一つの課題公募型共同研究の「家庭環境と親と子の意識に関する研究」班と同時に報告会を開催し、お互い有益な情報交換ができたと考えている。

本研究会を実施するにあたって、東京大学社会科学研究所の境家史郎准教授をはじめ、スタッフの皆様には多大なご支援とご協力をいただいた。深く感謝申し上げたい。

2014 年 5 月

大阪大学大学院人間科学研究科 准教授  
中澤 渉

## 研究会の概要

### テーマ

高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性

### 使用データ

高校生と母親調査, 2012年

### 研究の概要

社会階層研究において、出身階層と進路選択との間には深い関連性があることがしばしば指摘されてきた。しかしその多くは両者の相関を指摘するにとどまり、そういった意識形成の行われる背景は深く問われないままであった。本研究の目的は、生徒とその母親の両方に配布された質問紙の回答を照らし合わせることで、生徒が日常的に多く接するであろう母親の態度や意識が、生徒自身の進路意識とどれほど関連しているかを確かめることにある。実際に親子間の意識を直接照合できるデータは稀であり、両者の関連性を精査することで、進路意識の形成される背景やそのメカニズムを推測できる可能性が出てくる。とりわけ欧米で流行となっている相対的リスク回避説の妥当性を検討できるような質問も、本調査には含まれており、この説について適切な変数を用いた数少ない実証研究例となるだろう。また進路希望に関してはかなり細かな質問が含まれているので、主として母親から集めた基本的な社会経済変数と進路希望との関連を見ることで、なぜ教育達成や進路選択に、依然として階層の影響が残るのかをより深く追究することが可能となる。母子の「意識」に類似性があることが予想されるが、母親の子の教育に対するコミットメントの強さには階層による違いがあり、言うまでもなく母親の子への教育に対する関与が弱ければ、親子間の意識の違いも大きくなることが予測されるだろう。

## 活動の記録

第1回研究会 (2013年6月8日): データ, 変数, 研究テーマの紹介

第2回研究会 (2013年7月6日): 研究関心の報告

第3回研究会 (2013年10月5日): 研究報告

第4回研究会 (2013年11月9日): 研究報告

第5回研究会 (2013年12月7日): 研究報告

第6回研究会 (2014年1月11日): 研究報告



**社会調査・データアーカイブ 共同利用・共同研究拠点事業**

**二次分析研究会 2013 課題公募型研究成果報告会**

2014 年 3 月 29 日 ( 土 ) 10:00 ~ 17:55 東京大学赤門総合研究棟 5 階センター会議室

**高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性**

**第二部会 ( 13:00 ~ 14:40 )** 司会:平沢和司(北海道大学)

- 高校生の学校適応—教育期待類型の分析  
報告者:古田和久(新潟大学)
- 進路選択に対する中等教育の設置者種別の影響  
報告者:西丸良一(同志社大学)
- 出身家庭の教育費負担と教育アスピレーション  
報告者:吉田崇(静岡大学)
- 混合ロジットモデルを用いた進路選択分析  
報告者:藤原翔(東京大学)

**第三部会 ( 14:45 ~ 16:00 )** 司会:稲葉昭英(首都大学東京)

- 母子間による価値観の伝達—性別役割分業意識とライフコース意識に焦点を当てた分析  
報告者:小川和孝(東京大学大学院)
- 高等教育の専攻分野選択にみられる性別分離と家族・階層の影響  
報告者:高松里江(大阪大学)
- 高校生の職業アスピレーションの構造  
報告者:多喜弘文(東京大学)

**第四部会 ( 16:15 ~ 17:55 )** 司会:卯月由佳(国立教育政策研究所)

- 母親の教育期待の規定要因—きょうだい構成に着目して  
報告者:苔米地なつ帆(東北大学大学院)
- 進路意識の母子間比較  
報告者:中澤渉(大阪大学)
- 高校生の学習に対する意識と行動  
報告者:野田鈴子(東京大学大学院)
- 世帯の経済状態が進路希望に与える影響  
報告者:斉藤裕哉(首都大学東京大学院)

**2013 年度課題公募型共同研究（二次分析研究会）  
 高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性  
 研究成果報告書**

**目次**

はじめに	中澤渉	i
高校生の学校適応・進路希望類型の分析 —学校適応的でない大学進学タイプに着目して—	古田和久	1
進路選択に対する中等教育の設置者種別の影響	西丸良一	15
家計の教育費負担と親子の教育アスピレーション	吉田崇	25
選択肢特性が高校生の職業期待に与える影響 —条件付きロジットモデルによる分析—	藤原翔	39
母子間における価値観の伝達 —性別役割分業意識に焦点を当てた分析—	小川和孝	57
進路選択におけるジェンダー・トラック —男女間・女子内の分化に着目して—	高松里江	75
高校生の職業希望とその規定要因 —高校生と母親調査を用いて—	多喜弘文	91
母親の教育期待を規定する要因の検討 —きょうだい構成に着目して—	苔米地なつ帆	107
進路意識の母子間における一致と齟齬	中澤渉	125
高校生の学校外学習時間の規定要因 —家庭学習時間と塾等学習時間の差異に着目して—	野田鈴子	139
世帯の経済状態が進路希望に与える影響 —所得と高校種別の媒介関係の検討—	斉藤裕哉	149
高校生の大学進学期待と社会階層 —合理的行為理論にもとづく親学歴効果の説明—	白川俊之	163





# 高校生の学校適応-進路希望類型の分析

## ——学校適応的でない大学進学タイプに着目して——

古田和久

(新潟大学)

本論文は、学校適応の程度が高ければ大学進学を希望するという一次元的パターンを再検討するために、高校生と母親から得られた調査データを潜在クラスモデルによって分析した。その結果、学校適応的で大学を志望するという従来想定されてきたタイプ（クラス1）に加えて、学校経験に否定的感情を抱きながらも大学進学を希望するタイプ（クラス2）の存在が観察された。加えて、いずれの学校適応-進路希望タイプにおいても、母親と高校生の進路希望の一致度は高かった。次に、学校適応-進路希望類型への所属にどのような要因が影響しているかを調べたところ、学校タイプや高校の学業成績が影響しており、学力水準が低いとみなされる生徒において、学校適応的でない大学進学タイプ（クラス2）になる傾向が強かった。学校適応の観点から多様な大学進学層が存在することが検証されたが、出身階層の効果については一部みられるにとどまった。

### 1 問題の所在

本稿は高校生の学校適応と進路希望との関連を探索的に分析し、学校適応が高ければ大学進学を希望するという一次元的なパターンを見直すことにある。具体的には、高校生の学校経験と進路希望、さらに子どもの進路に対する母親の希望の関連パターンを類型化し、学校適応的ではないが大学進学を希望する生徒が一定数存在することを示す。次に、この学校適応-進路希望類型と出身階層や学校タイプなどとの関連を調べることによって、高校生の進路希望の特徴やその出身階層間の格差について考える。

出身階層による教育達成の格差については、さまざまな理論的説明が提起されている（平沢 2014）。各説明はそれぞれの特徴を持つ一方で相互に重なりを持つのは、複雑な現代社会において、教育達成の格差を単一の理論で説明するのが難しくなっていることにあると考えられる（古田 2011）。そうした状況ではさまざまな可能性を念頭に置いて検証を進めることが必要だが、本稿はそのうち、家庭の文化的環境や学校適応に焦点あてるタイプの説明を検討する。例えば、IQ が上位 1/5 の階層中下位の高校生のうち大学を志望する者は半数にとどまるが、そのなかで大学進学を目指す生徒には、出世を重視する親からの圧力があることを見出した Kahl (1961) の研究など、古くからの研究は出身家庭による価値や規範の違いに注目してきた。また、家庭と学校との間に生じる文化的環境の齟齬に、出身家庭による教育達成の格差の原因を求めてきた (Bourdieu et Passeron 1970=1991, Willis 1977=1996)。出身階層が学校での経験や適応を媒介し、教育達成に影響を与えるとする説明が一定の支持を得てきたのである。

日本での研究状況をみれば、出身階層と学校適応との関係については明確な結論が得られていないものの、学校適応と進学希望は比較的はっきりした傾向が示されている。具体的には、学校適応が高い生徒ほど大学短大への進学を希望すること（荒牧 2001）、学校不適応の生徒ほど中退する傾向にあること（片山 2008）などが明らかにされている。それぞれ使っている指標は異なるが、学校での日常的経験によって進学意欲が促進されたり、逆に学業継続を断念することを示唆している。

しかし、学校適応的な高校生が大学進学を目指すといった一次元的な見方にも再検討の余地がある。それには2つの理由がある。1つは、進路多様校からの大学進学が注目されているように（荻谷ほか 2003, 酒井編 2007, 中村編 2010 など）、学力や意欲が必ずしも高くない高校生でも進学する傾向が強くなった可能性がある。もう1つは、階層間格差のメカニズムとも関係する。労働市場における学歴の重要性が増すなかで、進学に関する判断が学校文化の拒否／受容といった単純なものではなく、より複雑化しているとする指摘（Furlong and Cartmel 2007=2009）があるが、日本でも大学進学率が上昇しているので、家庭の文化的側面と学校経験との関係に変容が生じるかもしれない。このため、出身階層を含めて学校適応からより高い学歴取得へと至る過程には再検討の余地がある。

加えて、教育に対する親の価値や態度の影響が子どもの学校経験を左右する要因の1であるとするれば、親が子どもの教育や進学に対して実際にどのように考えているかも併せて調べる必要がある。したがって、本論は高校生の学校適応と進学希望だけでなく母親の希望も同時に検討することで、高校生の学校適応と進路希望とのパターンに母親の希望がどのように位置づくかを探る。例えば、学校適応が高く本人も大学進学を希望しているとき、母親の希望も本人と一貫する傾向にあるのか、あるいは高校生が学校適応は低い一方で進学を希望する場合、母親と本人の希望の間には齟齬が大きくなるのかどうか、など多様なパターンを念頭に置いて探索的に分析するのである。学歴の世代間関係については学歴移動表の分析もあるが（中澤 2010）、本稿での分析は進路希望の世代間関係のなかに、生徒の学校適応を位置づけるという言い方もできる。これにより、高校生の進路希望、自身の学校適応や母親の期待がどのように構成されているかを検討する。

## 2 データと変数

本稿で分析するデータは、高校生とその母親を対象とした「高校生と母親調査、2012」である（N=1,070）。

従属変数となるのは、高校生本人とその母親の進路希望、および高校生の学校経験に関するものである。この調査では高校生本人の進路希望と母親が高校生の子どもに対して希望する進路を質問しているので、これらを大学、短大・専門学校、就職の3つに分類した。一方の学校経験に関する項目は、学校生活や学習面での意識から構成される。学校生活につい

では、「全体的に見て、学校生活は楽しい」「学校にいるときよりも、学校の外での生活のほうが楽しい」の2つから学校内外の生活に対する普段の意識を捉えている。また、学習面は「授業に充実感がある」「学校で何か新しいことを学べたとき、うれしさを感じる」を学校の授業や学習に対する認識の指標とした。

他方の独立変数は、性、出身階層、学校タイプ、学業成績である。出身階層は父親の職業（専門管理／事務販売／ブルーカラーの3分類）と母親の学歴（大学／短大・専門学校／高校以下の3分類）、家計所得（0-450万円、450-600万円、600-850万円、850万円以上の4分類）から捉えている。また、学校タイプは普通科については偏差値によって対象者を2等分したものに、専門・総合学科を加え、普通科1（偏差値57超）、普通科2（偏差値57以下）、専門・総合学科の3分類とした。最後に、学業成績は現在の教科全体の成績を5段階で自己評価したものをを用いた。

### 3 分析結果

#### 3.1 進路希望と学校経験の傾向

はじめに、母親と高校生の進路希望を確認しておこう。表1はこれら2変数のクロス表である。周辺分布から明らかのように、母親と高校生ともに7割程度が大学への進学を希望している。短大・専門と就職についても母親と高校生の希望が類似しており、それぞれ15%前後である。よって、高校生および母親による進路希望の分布はかなり似通っており、大学進学希望が圧倒的に多いといえる。さらに両者を同時にみると、母親と高校生の一致度はかなり高いことが明らかとなる。具体的には、対角セルに全体の90%が集中しており、そのなかでも母子両者が大学進学希望のセル度数がきわめて大きい。これらのことから、母親と高校生の間で齟齬が生じるケースはわずかであり、調査対象となった大半の親子は高校卒業後の進路については一致をみている。

表1 母親と高校生の進路希望のクロス表 (N=1,000)

		高校生本人			N
		大学	短大・専門	就職	
母親	大学	667	19	19	705
	短大・専門	20	127	15	162
	就職	7	19	107	133
計		694	165	141	1000

$$\chi^2 = 1160.336, \text{d.f.} = 4, p < 0.001, \text{Cramer's } V = 0.762$$

$$\text{一致率} = (667+127+107) / 1000 = 0.901$$

注) 数値は度数

続いて、高校生の学校経験を生活面と学習面から示したものが表2である。全体では学校経験をネガティブに捉える生徒は多くない。実際、学校生活面の意識を確認すると、「学校生活は楽しい」と感じている生徒は「そう思う」と「ややそう思う」を合わせて8割を超える。これに対し、「学校の外での生活の方が楽しい」は中間的回答も多いが、学校外の方に楽しみをみつける生徒はおよそ35%である。一方、「授業に充実感がある」と「学校で何か新しいことを学べたとき、うれしさを感じる」については半数強が肯定的意見を表明している。この2つの項目には約3割が中間的回答をしており、各学習場面によって感じ方が異なるようだが、授業や学ぶことに対して明確に否定的感情を持っている生徒はそれほど多いわけではない。

表2 学校経験に対する認識の度数分布

	そう思う	やや そう思う	どちらとも いえない	あまりそう 思わない	そう 思わない	計 (N)
全体的にみて、学校生活は楽しい	46.3	36.2	10.9	4.2	2.5	100.0 (1055)
学校にいるときよりも、学校の外での生活の方が楽しい	17.7	17.9	43.9	17.0	3.5	100.0 (1052)
授業に充実感がある	16.0	36.4	32.8	9.3	5.6	100.0 (1053)
学校で何か新しいことを学べたとき、うれしさを感じる	22.1	37.0	28.8	8.3	3.8	100.0 (1053)

こうした彼ら・彼女らの日常的意識はこれまでの学校経験を反映していると考えられるが、以下では各項目の分布を考慮しつつ、相対的に学校適応的な層とそうではない層を区別して分析することにした。具体的には、これらの項目に関して、「そう思う」「ややそう思う」を「賛成」に、「どちらともいえない」「あまりそう思わない」「そう思わない」を「反対」に合併して2値の変数とした。次にこれらの学校経験項目と親子の進路希望がどのような関連パターンから構成されているかを探っていく。

### 3.2 学校適応と進路希望の類型化

学校経験と親子の進路希望との多様なパターンを探索的に捉えるために、潜在クラス分析を行った<sup>1)</sup>。表3は潜在クラスを1つから順に増やしていったときの適合度を示している。自由度が大きいため尤度比統計量 ( $G^2$ ) に対する  $p$  値は省略しているが、クラス数が多くなるにつれて、AIC や BIC が小さくなり、モデルのあてはまりが改善されていく。この結果をもとに、最終的には4クラスモデルを採用した。BIC がより小さい5クラスモデルを採用することも考えられるが、4クラスモデルとのBICの差が大きくないこと、結果の解釈の可能性、後の男女別の分析においても4クラスモデルが採用されること、本稿の主たる関心が学校適応と大学進学の間的一次元的関係を再検討することにある点などを考

表 3 潜在クラスモデルの適合度の比較 (N=772)

潜在クラス数	G <sup>2</sup>	d.f.	AIC	BIC	log-likelihood
1	1136.307	135	866.307	238.694	-3170.975
2	478.720	126	226.720	-359.052	-2842.181
3	330.277	117	96.277	-447.655	-2767.960
4	194.326	108	-21.674	-523.765	-2699.984
5	126.428	99	-71.572	-531.822	-2666.035
6	98.680	90	-81.320	-499.729	-2652.161

慮して、よりシンプルなモデルで検討を進めることにした。なお、5クラスモデルは、4クラスモデルにおいて構成比の小さい類型をさらに分割することが確認された<sup>2)</sup>。

次に、潜在クラスの構成比と各質問項目に対する条件付き応答確率の結果から、各潜在クラスの特徴を検討しよう (表 4)。まず、全体の構成はクラス 1 から順に 54.4%, 18.7%, 12.0%, 14.9%となっており、クラス 1 が過半数を占め、それ以外は 10~20%弱である。

表 4 潜在クラス割合と条件付き応答率 (4 クラスモデル, N=772)

		クラス 1	クラス 2	クラス 3	クラス 4
潜在クラスの割合		0.544	0.187	0.120	0.149
各応答変数の条件付き確率 (学校経験項目は賛成率)					
母親	大学	0.962	0.963	0.000	0.002
	短大・専門	0.024	0.029	1.000	0.106
	就職	0.015	0.008	0.000	0.892
高校生	大学	0.963	0.903	0.000	0.000
	短大・専門	0.020	0.051	1.000	0.135
	就職	0.017	0.046	0.000	0.865
学校生活は楽しい		0.964	0.563	0.815	0.745
学校外生活の方が楽しい		0.253	0.558	0.420	0.464
授業に充実感がある		0.794	0.028	0.478	0.306
学ぼうれしさを感じる		0.716	0.296	0.593	0.474

各クラスにおける進路希望の回答分布 (条件付き応答確率) をみれば、どの類型においても母親と本人の進路希望の分布傾向は一致している。この点はクロス表でも観察されたように、親子間の一致度がかなり高かったことを反映しているとみられる。類型ごとに学校経験も含めて詳しくみていくと (学校経験項目は 2 値変数なので賛成率を表示)、クラス 1 は親子とも 95%以上が大学進学を希望しており、かつほとんどの生徒が「学校生活は楽しい」「授業に充実感がある」に賛成している。したがって、このクラスは学校適応的で大学進学を志望する典型的な大学進学タイプだといえる。これに対して、クラス 2 も親子とも 90%以上が大学進学希望なのだが、学校経験がクラス 1 とは明らかに違っている。「授業に充実感がある」に賛成した生徒がほとんどいないように、このクラス 2 の生徒の学校への認識は、

クラス 1 と比較して明らかに否定的である。クラス 2 は学校をネガティブに捉えているにもかかわらず大学進学を志望するタイプなのである。他方、クラス 3 は短大・専門に親子の進路希望が集中しているという際立った特徴を持つ。また、クラス 4 は就職希望者中心の類型である。

クラス 1 とクラス 3 やクラス 4 との学校に対する認識を比較すれば、確かに大学希望のクラス 1 において学校への適応度が高いので、肯定的な学校経験を持つ生徒ほど大学進学を志望しているといえる。しかし、クラス 2 は親子とも大学進学を希望しながら、クラス 3 やクラス 4 といった大学進学以外の類型よりも学校経験を否定的に考えていることが分かる。この結果は学校には否定的感情を持ちつつも、大学進学を希望する生徒が一定の規模で確認されるということであり注目に値する。加えて、クラス 2 では母親もほとんどが子どもの大学進学を希望していることから、学校に対する否定的感情は親子間の進路希望のズレを背景とするものではないことを示唆している。

### 3.3 男女別にみた学校適応-進路希望類型

このようにクラス 1 とクラス 2 の比較から、大学進学希望者は学校適応状況による分化が生じていることが認められるが、男女の違いも確認しておこう。親子の進路希望の一致／不一致には男女差があると報告されていること（片瀬 2005）や女性の方が学校への帰属意識が高いこと（古田 2012）を考慮すれば、進路希望と学校経験との関係が男女で異なっているかもしれないからである。表 5 は男女それぞれのサンプルに対して、複数の潜在クラスモデルをあてはめた結果である。BIC を基準とすれば、男女とも 4 クラスのモデルが採用される。

表 5 潜在クラスモデルの適合度の比較（男女別、N=772）

潜在クラス数	G <sup>2</sup>	d.f.	AIC	BIC	log-likelihood
男性 (N=386)					
1	561.607	135	291.607	-242.431	-1555.570
2	271.457	126	19.457	-478.979	-1410.495
3	193.907	117	-40.093	-502.926	-1371.719
4	134.036	108	-81.964	-509.195	-1341.784
5	80.927	99	-117.073	-508.701	-1315.229
6	67.330	90	-112.670	-468.695	-1308.431
女性 (N=386)					
1	656.837	135	386.837	-147.201	-1581.345
2	270.146	126	18.146	-480.289	-1388.000
3	196.544	117	-37.456	-500.289	-1351.199
4	127.734	108	-88.266	-515.497	-1316.794
5	92.394	99	-105.606	-497.234	-1299.124
6	74.758	90	-105.242	-461.268	-1290.306

そこで、表 6 には男女ごとに 4 クラスモデルの潜在クラス構成と条件付き応答確率を示している。まず、各タイプの条件付き確率をみると、女性の方が学校に肯定的傾向を示す箇所が部分的にあるが<sup>3)</sup>、表 4 で検討した解釈が男女両方にあてはまる。実際、男女ともクラス 1 は母親と本人のほとんどが大学進学希望であり、かつ学校に肯定的な意識を示す類型である。クラス 2 は大学進学を希望しつつも、そのほかの類型に比べて学校適応的ではないという上と同様の特徴がみられる。またクラス 3 は親子とも短大・専門希望が中心であること、クラス 4 は就職に集中していること、さらにこれらの類型における学校経験のパターンも男女一括の分析と似た傾向を示す。これらのことから、男女とも一貫した解釈を採用することができる。性にかかわらず、学校適応的で大学志望のタイプと学校適応的ではない大学志望のタイプの両者が観察されるのである。

他方、潜在クラス割合は男女で異なっている。具体的には、クラス 3 の割合が男性よりも女性において 10%ポイントほど多くなっている。短期の高等教育を志望する割合は親子とも女性の方が多いということであろう。

表 6 潜在クラス割合と条件付き応答率 (4 クラスモデル, N=772)

		男性 (N=386)				女性 (N=386)			
		クラス 1	クラス 2	クラス 3	クラス 4	クラス 1	クラス 2	クラス 3	クラス 4
潜在クラスの割合		0.593	0.158	0.085	0.164	0.487	0.200	0.178	0.135
各応答変数の条件付き確率 (学校経験項目は賛成率)									
母親	大学	0.968	0.982	0.119	0.028	0.968	0.935	0.009	0.024
	短大・専門	0.014	0.000	0.761	0.094	0.028	0.065	0.991	0.129
	就職	0.019	0.018	0.120	0.879	0.004	0.000	0.000	0.848
高校生	大学	0.959	0.927	0.000	0.000	0.986	0.935	0.000	0.028
	短大・専門	0.019	0.000	1.000	0.000	0.008	0.065	1.000	0.226
	就職	0.022	0.073	0.000	1.000	0.006	0.000	0.000	0.746
学校生活は楽しい		0.965	0.424	0.878	0.671	0.971	0.641	0.804	0.800
学校外生活の方が楽しい		0.344	0.626	0.271	0.462	0.151	0.485	0.474	0.493
授業に充実感がある		0.743	0.000	0.431	0.344	0.839	0.073	0.494	0.265
学ぶうれしさを感じる		0.661	0.247	0.563	0.495	0.776	0.333	0.593	0.474

条件付き応答確率や潜在クラス割合に、統計的な観点から性差がないとみなしてよいかどうかは、男女ごとにパラメーターを推定したモデルと、これに制約を付けたモデルとを比較することで厳密に検討することができる。表 7 はそれを行った結果である。

モデル 1 は各項目に対する条件付き応答確率が男女で異なることを仮定したもの、モデル 2 はこれが男女で同じだとする制約を付けたモデルである。両者を比較すると、BIC ではモデル 2 において大きく改善がみられ、より節約的なモデルでも十分にデータを記述でき

ることを示している<sup>4)</sup>。よって、全体では各質問項目に対する条件付き応答確率が男女で同じだとみなしてよいということである。さらにモデル3はモデル2の制約に加えて、潜在クラス割合も男女で同じと仮定したものだが、こちらはモデル2に比べて、適合度が悪化している。より詳細に検討すると、適合度の悪化はとくにクラス3の割合が男女で同じとしたときに生じるので ( $G^2 = 341.845$ ,  $df = 249$ ,  $AIC = -156.155$ ,  $BIC = -1313.752$ )、短期の高等教育を志望する割合は男女で明らかに違っているということであろう。

表7 男女間比較の適合度 (N=772)

	$G^2$	d.f.	AIC	BIC	log-likelihood
モデル1 (条件付き確率は男女で異なる)	261.769	216	-170.231	-1174.411	-3193.687
モデル2 (条件付き確率は男女で同じ)	316.545	248	-179.455	-1332.403	-3221.075
モデル3 (モデル2+すべての潜在クラス割合が男女で同じ)	344.583	251	-157.417	-1324.313	-3235.094
モデル1 vs モデル2	$\Delta G^2 = 54.776$ , $df = 32$ , $p = 0.007$				
モデル2 vs モデル3	$\Delta G^2 = 28.039$ , $df = 3$ , $p < 0.001$				

以上のように、母親と高校生の進路希望、および高校生の学校適応を検討した結果、学校適応的で大学進学を志望するといった従来想定されてきたタイプに加えて、学校生活や学習に否定的でありながらも大学進学を希望するタイプが、一定の割合で観察されることが明らかとなった。加えて、男女別の検討からはこうした解釈が男女ともに無理なくあてはまると判断できた。ここまでの検討で、学校適応の度合いが高ければ大学進学を希望するという一次元的なパターンを見直すという課題はある程度達成されたが、こうした進路希望および学校適応類型の分化がどのような要因によって生じているのかを探ることが、次の課題となる。

### 3.4 学校適応-進路希望類型に対する出身階層と学力水準の影響

以下では、出身階層と学力水準にとくに注目して、学校適応-進路希望類型がさまざまな変数とどのような関係にあるかを分析する。出身階層や高校ランクが高校卒業後に進学するか否か、あるいはどのタイプの機関を選択するかに影響していることはこれまでの研究でも明らかにされているが (三輪 2008, 荒牧 2011)、ここでは同じ大学進学希望でも学校適応的なクラス1と適応的でないクラス2の間に、出身階層や学校タイプ、学業成績面でどのような違いが生じているかに焦点がある。

仮に偏差値の高い高校や成績上位の生徒は学校適応的でないが大学進学を希望することが多ければ、受験や勉強に対するプレッシャーによって、学校生活や学習に肯定的感情を持つことができないう解釈が考えられる。反対に、いわゆる進路多様校や学業成績が低い生徒がクラス2に分類される傾向が強いなら、大学進学者の裾野が広がったことにより、適



応的ではない生徒も多く進学するようになった可能性がある。

他方、この2つのクラスの分化に出身階層が関与していれば、進路選択格差のメカニズムにも示唆を与える。例えば、出身階層の高い生徒がクラス1よりもクラス2に相対的に多いとすると、学校でのネガティブな経験を出身階層の高さが補うことで、大学進学にプッシュしているという見方ができるかもしれない。逆にクラス2の高校生の出身階層が低ければ、学校適応度も同時に低いにもかかわらず、アスピレーションに冷却が生じない要因を探る必要が出てくる。

こうした複数の可能性を念頭に置いて、出身階層や学校タイプ、学業成績の影響を明らかにするために、学校適応-進路希望類型の潜在クラスを従属変数とした多項ロジット潜在クラス回帰モデル (Yamaguchi 2000) を推定した (表8)<sup>5)</sup>。なおここでは潜在クラスと変数効果の推定を同時に行っている<sup>6)</sup>。また、学校適応的でない大学進学希望者のクラス2を基準カテゴリーに設定している。

表8 各変数の潜在クラス所属に対する効果 (N=772)

	クラス1 vs. クラス2		クラス3 vs. クラス2		クラス4 vs. クラス2	
	coef	se	coef	se	coef	se
性別 (0=女性, 1=男性)	-0.497 *	0.270	-1.540 ***	0.325	0.068	0.365
母学歴 (ref. 高校以下)	---	---	---	---	---	---
短大・専門学校	0.739 **	0.308	0.295	0.344	-0.501	0.396
大学	0.414	0.382	-2.764 **	1.082	-1.834 **	0.784
父職 (ref. 専門管理)	---	---	---	---	---	---
事務販売	0.313	0.314	0.006	0.415	0.372	0.512
ブルーカラー	0.463	0.389	0.782 *	0.458	1.041 **	0.530
無職・不在	0.239	0.697	0.318	0.743	0.396	0.843
家計所得	-0.010	0.141	-0.251	0.159	-0.513 ***	0.174
学校タイプ (ref. 普通科1)	---	---	---	---	---	---
普通科2	-0.653 **	0.290	3.489 ***	0.764	1.924 ***	0.672
専門・総合学科	-0.354	0.486	4.800 ***	0.829	4.601 ***	0.713
高校学業成績	0.417 ***	0.117	0.062	0.144	-0.087	0.163
切片	-0.581	0.719	-2.630 ***	1.021	-1.720 *	0.971

Log-likelihood = -7070.322

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

まず、性別の効果からは女性は男性よりもクラス3に所属する確率が高くなっていることが分かる。女性の方が短大・専門学校を希望しやすいということであり、これは男女で潜在クラス割合が異なることを示した先の結果と一致する。

次に、クラス1とクラス2との比較をみよう。出身階層の影響はそれほどはっきりしているわけではないけれども、母親学歴が高校以下に比べて、短大・専門の場合にクラス2よ

りもクラス 1 となる傾向がある<sup>7)</sup>。出身階層が相対的に高い方が学校適応的ということであり、階層変数のなかで母親学歴の影響が観察されるのは、出身家庭の文化的環境が作用しているといえるかもしれない。ただし、母大卒ダミーは統計的に有意な効果を示していないので、この点はさらなる検討が必要である。一方、学力水準の効果は明確である。普通科 1 に比べて偏差値の低い普通科 2 の生徒の方が、クラス 2 となる確率が大きくなっている。また学業成績が高い生徒ほど、クラス 1 になりやすい。逆にいえば、校内成績の低い生徒は、学校にネガティブな感情を持ちながらも大学進学を想定している場合が多いということである。さらに、性別のマイナス効果がみられるとおり、同じ大学進学希望でも男性の方が学校経験に否定的である。

続いて、クラス 2 を基準としてクラス 3 やクラス 4 への所属に影響する要因を確認しておこう。この対比は就職か大学進学か、短大・専門か大学かの選択とも重なる。このため、出身階層の影響がよりはっきりと観察される。実際、母親が高卒以下よりも大卒の家庭、ブルーカラー層よりも専門管理層において大学を希望する可能性が高い。家計所得の高い生徒ほど就職よりも大学進学を選択していることも示されている。学力面では普通科 1 に比べて、普通科 2 や専門・総合学科の生徒ほど、大学ではなく短大・専門への進学や就職を希望している。この結果は、これまで多くの研究蓄積と整合的である。これに加えて、学校タイプを統制すれば、クラス 2 とクラス 3 やクラス 4 との間に高校学業成績の差はみられないことにも注目したい。クラス 2 の生徒は大学進学希望だとはいえ、短大・専門希望者や就職希望者に比べて、学内成績は高くないということである。

ここまで、学力水準や出身階層と学校適応-進路希望類型との関係を分析してきた。大学進学希望者のなかでも対照的な学校経験を持つクラス 1 とクラス 2 は、学校タイプや学業成績において明確な違いを持っていた。偏差値が相対的に低い普通科、および高校の学業成績が低い生徒の方がクラス 2 に分類されやすかったからである。これとは対照的に、出身階層差については明確な結論を得ることができなかった。この点は、母親の進路希望も含めて類型化したことも関係していると思われる。なぜなら、母子の教育期待の相互関連を考慮すれば、家庭背景要因は高校生の教育期待に影響していないとする結果（藤原 2009）も得られているからである。また、高校生の教育期待に対する出身階層の効果は、親の教育期待を考慮すれば、有意な効果を持たないか、大幅に小さくなるという報告もある（荒牧 2012）。ただし、母親の学歴についてはクラス 1 とクラス 2 の違いが観察されたので、出身家庭の文化的環境が無関係であるとは断定できない。出身階層差に関するより詳細な検証が必要である。

#### 4 まとめと今後の課題

本稿は、学校適応が高ければ大学進学を希望するという一次元的パターンを再検討する

ことを目的として、高校生と母親から得られた調査データを分析した。その結果、第1に、学校適応的な大学進学タイプ（クラス1）だけでなく、学校経験に否定的感情を抱きながらも大学進学を希望する者（クラス2）が一定いることがデータから明らかになった。第2に学校適応-進路希望のいずれのタイプにおいても、高校生と母親の進路希望はほとんどが一致していた。第3に、クラス1とクラス2の分化において学校タイプや学業成績が重要な役割を果たしており、学力水準の低いとみなされる生徒がクラス2となる傾向が強かった。この点に関しては、クラス2の生徒の学業成績は短大・専門希望者（クラス3）や就職希望者（クラス4）と差がなかったことも付け加えておく。そして第4に、クラス1とクラス2の出身階層差は限定的であったが、これは母親の進路希望を組み込んだ類型を作成したことも関係があると推察された。

以上のことから、学校適応の観点から、多様な大学進学層が存在することを検証できたといえるが、本稿の分析結果は、家族の意向を含めて進路選択のメカニズムを改めて検討することの重要性を示唆している。というのも、クラス2の生徒の学校経験は短大・専門希望者（クラス3）や就職希望者（クラス4）よりもネガティブであったので、クラス2の生徒の学校経験が大学進学にプッシュする力は相対的に弱いはずである。にもかかわらず大学進学を希望している—進学アスピレーションが冷却されない—背景には、母親も子どもの大学進学を希望していたように、親の後押しあるいは圧力があることも考えられるからである。そうだとすれば、親子での相互作用にもっと注意を向けていく必要があるだろう。一方でクラス2の生徒の出身階層はクラス1と同等かそれよりも低かったので、学校での否定的経験を家庭の資源が補っているという可能性は少ないことも重要である。

もちろん結果の解釈については、本調査の進路希望が高校2年生時点のものであることにも注意しなければならない。クラス2に分類された生徒がその後、希望通りに進学するかどうかについては、高校2年生の時点では分からないことも多いからである。このようなことを考慮しつつ、出身階層、親の意向、子どもの希望およびそれらに影響するさまざまな要因を丹念に調べていくことが今後の課題となる。

#### [注]

- 1) 潜在クラス分析については McCutcheon (1987) や Collins and Lanza (2010) を参照した。また、LEM (Vermunt 1997) と R の poLCA パッケージ (Linzer and Lewis 2011) によって計算を行った。
- 2) 5クラスモデルの結果は付表1に示した。
- 3) 「学校生活は楽しい」や「学校外生活の方が楽しい」で賛成率に差が生じやすいのは、これらの項目の賛成率が他の2つに比べて大きい（小さい）ためだと考えられる。
- 4)  $G^2$  の差では両モデルの差が統計的に有意であり、AIC や BIC を参照した場合と判断が割れるけれども、Collins and Lanza (2010: 135) は複数集団に潜在クラスモデルをあてはめる

場合は、AIC や BIC の方がより役立つと解説しているので、これを参考にした。

- 5) 家計所得については小さい方から順に 1 から 4 の値を与えた。
- 6) 同時推定を行ったときの潜在クラス割合と条件付き応答確率は付表 2 に示した。ここからは、表 4 と同様の解釈が可能であることが分かる。
- 7) 学校タイプと学業成績を除外して推定しても、他の階層変数の効果は統計的に有意にはならなかった。

### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査, 2012 (2012 年高校生と母親調査研究会)」の個票データの提供を受けました。

### [参考文献]

- 荒牧草平, 2001, 「学校生活と進路選択——高校生活の変化と大学・短大進学」尾嶋史章編『現代高校生と計量社会学——進路・生活・世代』ミネルヴァ書房, 63-80.
- , 2011, 「教育達成過程における階層差の生成——『社会化効果』と『直接効果』に着目して」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, 253-66.
- , 2012, 「高校生の教育期待形成における文化資本と親の教育期待の効果——『文化資本』概念解体の提案」『九州大学大学院教育学研究紀要』14: 97-110.
- Bourdieu, Pierre et Jean-Claude Passeron, 1970, *La Reproduction: Éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris: Éditions de Minuit. (=1991, 宮島喬訳『再生産——教育・文化・社会』藤原書店.)
- Collins, Linda M. and Stephanie T. Lanza, 2010, *Latent Class and Latent Transition Analysis: With Applications in the Social, Behavioral and Health Sciences*, Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Furlong, Andy and Fred Cartmel, 2007, *Young People and Social Change Second Edition*, Maidenhead, Berkshire: Open University Press. (=2009, 乾彰夫・西村貴之・平塚眞樹・丸井妙子訳『若者と社会変容——リスク社会を生きる』大月書店.)
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2): 283-299.
- 古田和久, 2011, 「教育機会の階層差に関する理論的説明の検討」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』37: 193-213.
- , 2012, 「高校生の学校適応と社会文化的背景——学校の階層多様性に着目して」『教育社会学研究』90: 123-44.
- 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.
- Kahl, Joseph A., 1961, “‘Common Man’ Boys,” A. H. Halsey, Jean Floud and C. Arnold Anderson eds.,

- Education, Economy, and Society: A Reader in the Sociology of Education*, New York, the Free Press: 348-66.
- 苅谷剛彦・濱中義隆・大島真夫・林未央・千葉勝吾, 2003, 「大都市圏高校生の進路意識と行動——普通科・進路多様校での生徒調査をもとに」『東京大学大学院教育学研究科紀要』 42: 33-63.
- 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.
- 片山悠樹, 2008, 「高校中退と新規高卒労働市場——高校生のフリーター容認意識との関連から」『教育社会学研究』 83: 23-43.
- Linzer, Drew A. and Jeffrey B. Lewis, 2011, “poLCA: An R Package for Polytomous Variable Latent Class Analysis,” *Journal of Statistical Software*, 42(10): 1-29.
- McCutcheon, Allan L. 1987. *Latent Class Analysis*, Newbury Park, California: Sage.
- 三輪哲, 2008, 「教育達成過程にみられる出身階層の影響」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動——日本版総合的社会調査 JGSS による分析』 東京大学出版会, 225-36.
- 中村高康編, 2010, 『進路選択の過程と構造——高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ』 ミネルヴァ書房.
- 中澤渉, 2010, 「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』 61(2): 112-129.
- 酒井朗編, 2007, 『進学支援の教育臨床社会学——商業高校におけるアクションリサーチ』 勁草書房.
- Vermunt, Jeroen K, 1997. *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*, Department of Methodology and Statistics, Tubing University.
- Willis, Paul. E., 1977, *Learning to Labour: How Working Class Kids Get Working Class Jobs*, Westmead: Saxon House. (=1996, 熊沢誠・山田潤訳『ハマータウンの野郎ども』 筑摩書房.)
- Yamaguchi, Kazuo, 2000, “Multinomial Logit Latent-Class Regression Models: An Analysis of the Predictors of Gender-Role Attitudes among Japanese Women,” *American Journal of Sociology*, 105(6): 1702-40.

付表 1 潜在クラス割合と条件付き応答率 (5 クラスモデル, N=772)

	クラス 1	クラス 2	クラス 3	クラス 4	クラス 5
潜在クラスの割合	0.524	0.192	0.129	0.065	0.089
各応答変数の条件付き確率 (学校経験項目は賛成率)					
母親 大学	0.962	0.972	0.000	0.112	0.054
短大・専門	0.023	0.028	0.905	0.240	0.048
就職	0.015	0.000	0.095	0.648	0.898
高校生 大学	0.968	0.956	0.000	0.030	0.000
短大・専門	0.020	0.044	1.000	0.189	0.000
就職	0.012	0.000	0.000	0.781	1.000
学校生活は楽しい	0.958	0.629	0.858	0.303	0.945
学校外生活の方が楽しい	0.253	0.519	0.396	0.648	0.399
授業に充実感がある	0.829	0.000	0.498	0.000	0.463
学ぼうれしさを感じる	0.718	0.336	0.588	0.000	0.787

付表 2 潜在クラス割合と条件付き応答率 (4 クラスモデル, N=772)

	クラス 1	クラス 2	クラス 3	クラス 4
潜在クラスの割合	0.464	0.217	0.171	0.149
各応答変数の条件付き確率 (学校経験項目は賛成率)				
母親 大学	0.988	1.000	0.090	0.088
短大・専門	0.011	0.000	0.810	0.076
就職	0.002	0.000	0.100	0.837
高校生 大学	0.996	0.962	0.088	0.049
短大・専門	0.000	0.025	0.886	0.028
就職	0.004	0.012	0.026	0.923
学校生活は楽しい	0.983	0.620	0.822	0.724
学校外生活の方が楽しい	0.240	0.518	0.411	0.456
授業に充実感がある	0.826	0.134	0.457	0.337
学ぼうれしさを感じる	0.735	0.346	0.565	0.499

# 進路選択に対する中等教育の設置者種別の影響

西丸良一

(同志社大学)

本研究は、生徒が在学してきた中等教育の設置者種別を、①公立中学から公立高校、②公立中学から私立高校、③私立中学から私立高校の3つのパターンに分類し、生徒本人の卒業後の進路選択と関連するかを検討した。分析の結果、私立校に在学する生徒は、一見、高い教育達成を目指す傾向を示すが、それは生徒自身の学力や出身階層、または在学する高校の学科によるものであった。つまり、進路希望に対する中等教育の設置者種別は、その効果を単独で確認することはできないのである。

## 1. 問題の所在

本研究は、中等教育の設置者種別と卒業後の進路選択の関連を検討する。これまでの学校間格差の研究は、学力や高校の学科を基準にしたトラッキングが出身階層と関連していること、トラッキングが教育達成・地位達成と関連していることに焦点を置き、高校が社会移動の媒介要因であることを明らかにしてきた(中西ほか1997など)。こうしたことは、高校進学の大衆化によって、高校と社会階層の関係がより密接になったことを示す。ただし、そうしたことを考えるのであれば、設置者種別という要因も含めて検討しなければならない。なぜなら、公立にくらべ、私立校は高い学校教育費を必要とし、より直接的に出身階層と結びつく可能性があるからだ。

図1は学校基本調査をもとに、高等教育進学率を高校の設置者別に示したものである。これをみると、公立より私立高校の方が一貫して5ポイント前後、高い進学率を示す程度であったが、第二次ベビーブーム世代の高等教育進学時期のころからその差は徐々に大きくなり、2012年は15.3ポイントとなっている。

こうしたことが生じる要因の一つとして、私立中学の存在が考えられる。私立中学は公立とは異なり、基本的に高校との一貫教育が前提である。この私立特有の学校形態が、設置者種別と進学率の差を生み出した要因となっているのかもしれない。

もちろん、私立中学の存在のみで私立校への進学そのものが、教育達成に有利だと判断することはできない。なぜなら、私立中学への進学は学力選抜を要することから、公立中学の生徒より、学力平均は高いことが推測できるからだ。また、子どもの中学受験に対し、出身階層が規定要因となっていることはさまざまな研究によって明らかにされている(樋田1993; 片岡2009など)。私立中学を含めた私立校への進学が、のちの教育達成に効果

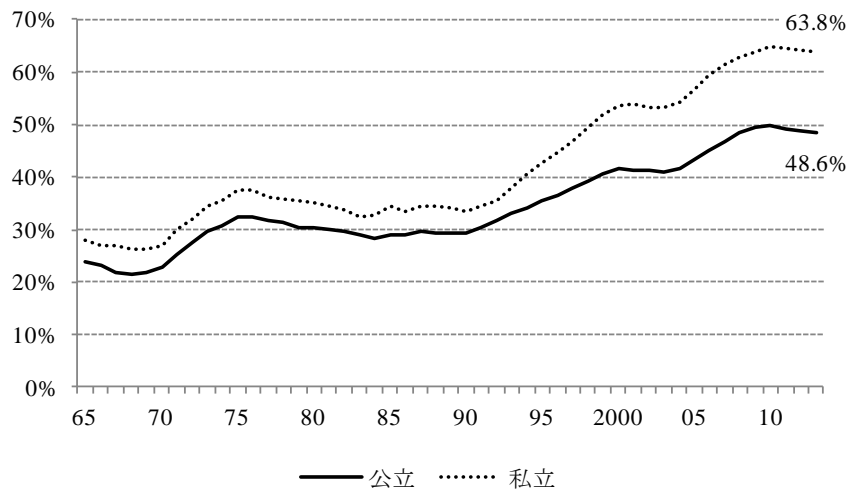


図1 高校の設置者ごとの高等教育進学率

※学校基本調査（各年）より作成

があるか否かは、生徒の学力や出身階層を統制した上で検討しなければならないだろう。

また、すべての私立校の生徒が、中学校から私立に在学していたわけではなく、その多くは、高校の段階から私立校へ進学した生徒である。また全国規模でみれば、私立高校は基本的に、公立高校を補完する位置づけとして存在してきた（潮木 1978; 松本 1992）。そのため、公立中学から私立高校へ進学した生徒は、公立高校へ進学した生徒より、低い学力にあるだろう。

さらに、そうしたことを踏まえた上で、公立より私立高校の生徒の方が高等教育へ進学していることが明らかとなったとしても、それは私立高校の生徒が高い学校教育費を支払える高い出身階層にあるからかもしれない。高校の設置者種別と出身階層の関連を検討した研究として、秦（1977）や香川・相澤（2013）などが挙げられる。秦によると、私立高校の生徒のホワイトカラー層が、公立より高く示されるのは都市県のみであるとし、当時、設置者種別による出身階層差が、必ずしも全国規模でみられるわけではないことを示している。香川・相澤の研究は、時代を経ることで私立高校へ進学するか否かが、家庭の経済力や家庭環境によって決まるようになってきていることを示す<sup>9)</sup>。

一方、本研究のような中等教育の設置者種別と卒業後の進路選択との関連を検討する研究は、あまり日本でおこなわれておらず、アメリカを中心におこなわれている。特に、公立校にないカトリック校における社会関係資本によって生徒が教育効果を得ていることを明らかにした Coleman and Hoffer（1987）の研究を再検討するものが多い。Morgan and Todd（2009）の研究は、公立にはないカトリック校における教育効果を確認しており、Coleman and Hoffer を支持するものと位置づけられる。また、Carbonaro and Covay（2010）は、カトリック校の教育効果を認めつつも、生徒が学校内で、どのコースを選択しているかを統制す



ると、その効果は減少することを示している<sup>2)</sup>。

当然ながら、これら研究は社会経済的要因を統制した上で、教育効果を検討した結果である。また、その教育効果を測るため、パネルデータによって生徒の学力得点が、時点間でどれほど上昇したかを従属変数としている。そのため、生徒のそもそも持つ学力が、統制された状態で学校独自の教育効果を示したといえるだろう。

ただ、のちにも述べるが、本研究の使用するデータは、パネルではなく一時点のみのものである。また調査対象者が高校2年生（とその母親）であり、卒業後の進路希望を教育達成の代替変数として用いるしかない。そのため、直接的に設置者別による教育効果の差や教育達成の差を明らかにすることはできない。しかし、図1で確認したように、日本における設置者ごとの高等教育進学率の差異を考慮すれば、データの制約上、間接的とはいえども、本研究の検討は重要だといえる。

## 2. データについて

使用するデータは、2012年11月に実施された「高校生と母親調査」である。このデータは、調査会社に登録されている母親とその子ども（高校2年生）から抽出された1560組に対して郵送調査を実施し、回答が得られた1070組から構成されている（回収率68.6%）<sup>3)</sup>。そのなかでも本研究の分析対象は、公立小学校出身者のみとした。なぜなら、本研究は出身小学校のなかでの相対的な位置を問う「小6時成績」を学力指標として用いるからだ。相対的な位置を問う質問を生徒の学力とするならば、当然、国立・私立小学校の出身者と公立小学校の出身者の成績を同じものとして扱うことはできない。また、国立・私立小学校の出身者はかなり少数であり、データでとらえることは難しい。出身中学・高校が国立である生徒も、少数であるという同じ事由により、今回は分析から除外した。

SSM調査を中心とした教育達成に関するこれまでの多くの研究は、「中3時成績」を本人の学力指標として用いてきた。だが、本研究の場合、中学校段階が私立であったか、公立であったかを考慮し、そうしたことが進路選択と関連するかを検討する。先と同じく、ある程度の学力選抜を経て入学した私立中学校の出身者と公立中学校の出身者の中3時成績を本人の学力とみなし、扱うことはできない。こうしたことも、本研究が「小6時成績」を学力指標として用いる事由である。

## 3. 分析

まず、中等教育における設置者種別をパターン化し、それが卒業後の進路希望に関連するかをクロス集計で検討する。中等教育の設置者別パターンの分類は、①公立中学から公立高校へ進学したならば「公→公」、②公立中学から私立高校へ進学したならば「公→私」、

表 1 設置者別パターン×進路希望

	進路希望					合計	N
	高(他・未)	専門	短大	大学	大学院		
公→公	18.6%	13.6%	4.2%	59.3%	4.4%	100.0%	597
公→私	11.4%	8.2%	4.4%	70.3%	5.7%	100.0%	158
私→私	9.3%	1.9%	0.0%	74.1%	14.8%	100.0%	54
合計	16.6%	11.7%	4.0%	62.4%	5.3%	100.0%	809

p<1%

表 2 設置者別パターン×小6時成績

	小6時成績					合計	N
	上	中の上	中の中	中の下	下		
公→公	24.1%	31.7%	31.3%	10.2%	2.7%	100.0%	597
公→私	20.3%	29.7%	33.5%	14.6%	1.9%	100.0%	158
私→私	51.9%	27.8%	16.7%	3.7%	0.0%	100.0%	54
合計	25.2%	31.0%	30.8%	10.6%	2.3%	100.0%	809

p<1%

③私立中学から私立高校へ進学したならば「私→私」とした。もちろん、私立中学から公立高校へ進学した生徒（「私→公」）もいるが、かなり少数（N=2）であるため、「公→公」へ含めて分析する。

分析結果である表 1 をみると、もっとも大学、または大学院の進学を希望している生徒は、中学・高校ともに私立である「私→私」の設置者別パターンであることが示され、その比率は 88.9%となっている。つづいて、大学・大学院への進学を希望しているのは、高校のみ私立である「公→私」の設置者別パターンであり、76.0%となっている。もっとも大学・大学院への進学希望の比率が低い設置者別パターンは中学・高校ともに公立である「公→公」であり、その比率は 63.7%であった。

「私→私」の生徒が、もっとも大学・大学院への進学を希望していることは、出身階層が高く、学力の高い生徒が私立中学へ進学し、その後、私立高校へ進学していることによるものと推察できる。だが、「公→公」より「公→私」の方が大学・大学院への進学を希望していることに、注意する必要がある。なぜなら、先述したように、公立中学から公立高校へ進学した生徒である「公→公」より、私立高校へ進学した「公→私」の生徒の方が、低い学力となっている可能性があるからだ。これを確認するため、中等教育の設置者別パターンごとに、生徒の小6時成績を示したものが表 2 である。

分析結果をみると、もっとも小6時成績が高いのは、やはり中学・高校ともに私立である「私→私」であり、51.9%の生徒が「上」となっている。ついで、小6時成績の高い設置者別パターンは「公→公」であり、「公→私」がもっとも低い小6時成績であることが示された。

表3 進路希望を規定する要因

	モデル1	モデル2	モデル3a	モデル3b	モデル4	モデル5
	B	B	B	B	B	B
(定数)	14.988 **	14.892 **	13.553 **	13.905 **	13.053 **	14.117 **
(基準:公→公)	—	—	—	—	—	—
公→私ダミー	.417 **	.395 **	.434 **	.199	.250 †	.057
私→私ダミー	.901 **	.884 **	.651 **	.516 *	.392 †	.080
男性ダミー		.010	.019	.021	.026	.090
都市10万人以上ダミー		.142	.171	.062	.092	.049
小6成績(5段階)			.361 **		.254 **	.162 **
父大卒ダミー				.625 **	.538 **	.384 **
父専・管・技ダミー				.330 **	.317 *	.172
(基準:~450万円)				—	—	—
450~850万円				.701 **	.652 **	.485 **
850万円以上				.934 **	.844 **	.705 **
職業科ダミー						-1.565 **
調整済み R <sup>2</sup>	.022	.022	.071	.130	.152	.307

N=809 \*\* p<1% \* p<5% † p<10%

では、学力の低い「公→私」が「公→公」より大学・大学院への進学を希望することは、どのような要因によるものであろうか。やはりこうした差は、公立より、高い学校教育費を必要とする私立校の生徒の方が、高い出身階層にあり、それが私立校の生徒の進路希望を大学、または大学院へ押し上げるように作用しているのであろうか。こうした問題点を明らかにするため、卒業後の進路希望を教育年数化し（高校：12，専門・短大：14，大学：16，大学院：18），それを従属変数とした重回帰分析をおこなう。

重回帰分析に用いる独立変数は、先ほど用いた中等教育の設置者別パターン、性別、都市規模、小6時成績、父学歴、父職業、所得、高校の学科である。中等教育の設置者別パターンは「公→公」を基準としたダミー変数を用いる。性別は男性に1，女性に0を与えたダミー変数である。都市規模は、現在の居住地（市町村）が人口10万人以上に1，10万人未満に0を与えたダミー変数を用いる。小6時成績は、出身小学校のなかでの生徒本人の相対的な位置を5段階（上：5～下：1）であらわしている。

父学歴は、最終学歴が大学・大学院であれば1，中学・高校・専門学校・短大であれば0を与えたダミー変数、父職業は、父親の職業が専門職・技術職・管理職であれば1，それ以外であれば0を与えたダミー変数を用いる。所得は、過去1年間の収入を「～450万円」「450～850万円」「850万円～」と3分類し、「～450万円」を基準としたダミー変数を使用する。高校の学科は、在籍する高校が普通科なら0，職業科なら1と数値を与えたダミー変数を用いる。

表3が分析結果である。モデル1は、生徒の進路希望と中等教育の設置者別パターンの関連を示したものであり、表1のクロス集計に相当する。基準である「公→公」にくらべ、「公→私」と「私→私」は、より高い教育達成を希望していることが示された。つぎに、性

別と都市規模を独立変数に加える。性別や都市規模が教育達成に関連することは、これまでの研究で明らかにされている。これら変数をコントロールした上で、進路希望に対する中等教育の設置者別パターンの効果を検討しよう。分析結果であるモデル2をみると、進路希望に対する性別と都市規模の効果は確認できない。本研究の用いる従属変数が、実際の教育達成でなく、あくまで希望であることが、こうした結果をもたらしたのかもしれない。

では、モデル2に対し、生徒の学力をコントロールした分析結果であるモデル3aを検討する。やはり、学力の指標として用いる小6時成績は、進路希望を規定している。そして、中等教育の設置者別パターンに目を転じると、進路希望に対する「私→私」の効果が低下していることがわかる。つまり、モデル2までに示された「私→私」の効果は、高い学力の生徒が「私→私」の設置者パターンであることによって、一部、示されていたといえよう。ただし、生徒の学力をコントロールしても「公→私」や「私→私」による独自の効果は示されたままである。

出身階層をコントロールすると、「公→私」や「私→私」の独自効果はどのように変化するのであろうか。モデル3bは、モデル2に出身階層をあらわす父学歴、父職業、所得をコントロールしたものである。分析結果をみると、出身階層の要因であるそれぞれの変数は、進路希望に対して効果を示すことが確認できる。その一方で、「公→私」と「私→私」の効果は小さくなっており、「公→私」に関しては統計的に有意な差が確認できない。こうした結果から、これまで進路希望に対して示されてきた「公→私」と「私→私」、特に「公→私」の効果は、生徒の高い出身階層によるものであることが明らかとなった<sup>4)</sup>。

生徒の学力と出身階層を同時にコントロールした場合、進路希望に対する「公→私」と「私→私」の効果はどうなるのであろうか。これを確かめるため、モデル4を検討する。モデル4は、モデル2に小6時成績と父学歴、父職業、所得を独立変数に入れたものである。先ほど、モデル3aと3bで確認したように、小6時成績と出身階層の各要因は、進路希望に対し、それぞれ効果を示している。それを踏まえ「公→私」と「私→私」をみると、進路希望に対する効果は、10%水準であるものの、確認することができる。

また、モデル4はモデル3bに小6時成績を加えたものにあたる。モデル3bで確認されない「公→私」の進路希望に対する効果は、小6時成績をコントロールすることで確認できた。こうしたことは、表2でも確認したが、「公→私」の生徒の学力が低いことによるものである。

しかし、モデル5に示したように、生徒が在学する高校の学科をコントロールすれば、進路希望に対する「公→私」と「私→私」の効果は確認できない。こうしたことは、普通科にくらべ、高等教育への進学が少ない職業科は私立によってあまり設置されていないことをあらわしており、ここまで示されてきた「公→私」と「私→私」の効果は、私立校に普通科が多い<sup>5)</sup>ことによるものだといえそうだ<sup>6)</sup>。

#### 4. まとめと課題

本研究は、中等教育における設置者種別に注目し、各設置者別パターンが進路希望に影響するかを検討した。分析の結果、私立校に在学する生徒は、一見、高い教育達成を目指す傾向を示したが、その効果は生徒自身の学力や出身階層、または生徒の在学する高校の学科によるものであった。進路希望に対する中等教育の設置者種別は、その効果を単独で確認することはできない。

その一方で、各設置者別パターンにどのような学力、出身階層の生徒が進学しているかが確認できた。中等教育において、中学、高校ともに公立校へ在学する生徒を基準とした場合、中学、高校ともに私立校へ在学した生徒は、高い学力・高い出身階層である。また中学は公立校へ、高校は私立校へ在学した生徒は低い学力・高い出身階層であった。日本において生徒の学力は、その生徒の在学する高校の入試難易度とほぼ対応することはよく知られている。そうしたことを踏まえるならば、基本的に中高一貫の私立校の多くは、高い高校ランクにあると推測される。

最後に残された課題を述べておこう。先にも述べたが、本研究で使用したデータは、その対象を高校 2 年生としているため、進路希望を教育達成の代替変数として用いた。そのため、実際の卒業後の進路を踏まえた上で、中等教育の設置者種別と教育達成の関連を明らかにできたわけではない。希望していた進路と卒業後の進路が必ずしも一致しないことは十分考えられよう。また、進学した大学のランクの相違にも着眼する必要がある。教育達成を検討する際、大学ランクを考慮した研究は多い。そうした点を含め、再度検討した場合、各設置者別パターンの影響が何らかのかたちで確認できるかもしれない。

また、本研究はテーマやデータの制約上、生徒の学力をあらわす変数に小 6 時成績を用いた。当然ながら、この変数と調査時点である高校 2 年との間に大きな時間差があるため、小 6 時成績がどれほど高校 2 年の生徒の学力をあらわしているか、やや疑念が残る。PISA や TIMSS のような、より直接的な学力指標を用い、再度検討する余地はある。

[付表]

付表1 設置者別パターン×父学歴

	父学歴		合計	N
	その他	大・院		
公→公	55.9%	44.1%	100.0%	597
公→私	36.1%	63.9%	100.0%	158
私→私	29.6%	70.4%	100.0%	54
合計	50.3%	49.7%	100.0%	809

p<1%

付表2 設置者別パターン×父職業

	父職		合計	N
	その他	専・技・管		
公→公	68.5%	31.5%	100.0%	597
公→私	55.7%	44.3%	100.0%	158
私→私	44.4%	55.6%	100.0%	54
合計	64.4%	35.6%	100.0%	809

p<1%

付表3 設置者別パターン×所得

	所得(万円)			合計	N
	～450	450～850	850～		
公→公	16.4%	54.3%	29.3%	100.0%	597
公→私	13.9%	47.5%	38.6%	100.0%	158
私→私	5.6%	40.7%	53.7%	100.0%	54
合計	15.2%	52.0%	32.8%	100.0%	809

p<1%

付表4 進路希望を規定する要因 (モデル3c)

	モデル3c
	B
(定数)	15.465 **
(基準:公→公)	—
公→私ダミー	.126
私→私ダミー	.353 †
男性ダミー	.088
都市10万人以上ダミー	.078
小6成績(5段階)	
父大卒ダミー	
父専・管・技ダミー	
(基準:～450万円)	
450～850万円	
850万円以上	
職業科ダミー	-1.821 **
調整済み R <sup>2</sup>	.247

N=809 \*\* p<1% \* p<5% † p<10%

[注]

- 1) 各都道府県において、私立による高校の教育機会の提供がどの程度なされてきたかに関しては、潮木(1978)、香川編(2013)の研究で詳しく検討されている。
- 2) もちろんカトリック校に、そうした効果はみられないとする研究も存在する(Lubienski and Lubienski 2006 など)。

- 3) より詳しい調査概要は、次のウェブページを参照されたい（2014年3月17日取得、<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/gaiyo/0873g.html>）。
- 4) 中等教育の設置者別パターンと父学歴、父職業、所得の関連は、付表1～3に示した。「公→公」の生徒がもっとも低い出身階層にあることがわかる。
- 5) 事実、2012年の公立高校における職業科の在学率は23.4%であり、私立高校の職業科の在学率10.0%にくらべて多い（学校基本調査より）。
- 6) モデル2に対し、職業科ダミーを加えた分析結果であるモデル3cは、付表4に示す。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査、2012」の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Carbonaro, William and Elizabeth Covay, 2010, "School Sector and Student Achievement in the Era of Standards Based Reforms," *Sociology of Education*, 83(2): 160-82.
- Coleman, James S. and Thomas Hoffer, 1987, *Public and Private High Schools: The Impact of Communities*, New York: Basic Books.
- 秦政春, 1977, 「高等学校格差と教育機会の構造」『教育社会学研究』32: 67-79.
- 樋田大二郎, 1993, 「プライバタイゼーションと中学受験——英国の教育改革と日本の中学受験の過熱」『教育社会学研究』52: 72-91.
- 飯田浩之, 2007, 「中等教育の格差に挑む——高等学校の学校格差をめぐって」『教育社会学研究』80: 41-58.
- 香川めい編, 2013, 『高校教育機会提供の構造の総合的解明——地域と設置主体に着目して』2010-2012年度科学研究費補助金研究成果報告書, 立教大学.
- ・相澤真一, 2013, 「最低学歴としての「高卒」学歴の誕生と人々の高校進学先の変化——社会調査データに見る需要サイドの動き」香川めい編『高校教育機会提供の構造の総合的解明——地域と設置主体に着目して』2010-2012年度科学研究費補助金研究成果報告書, 立教大学: 30-46.
- 片岡栄美, 2009, 「格差社会と小・中学受験——受験を通じた社会的閉鎖, リスク回避, 異質な他者への寛容性」『家族社会学研究』21: 30-44.
- Lubienski, Sarah T. and Christopher Lubienski, 2006, "School Sector and Academic Achievement: A Multilevel Analysis of NAEP Data," *American Education Research Journal*, 43: 651-700.
- 松本康, 1992, 「高等学校の量的拡大と質的变化」門脇厚司・飯田浩之編『高等学校の社会史——新制高校の〈予期せぬ帰結〉』東信堂, 71-115.
- Morgan, Stephen L. and Jennifer J. Todd, 2009, "Intergenerational Closure and Academic Achievement in

High School: A New Evaluation of Coleman's Conjecture" *Sociology of Education*, 82(3): 267-85.

中西祐子・中村高康・大内裕和, 1997, 「戦後日本の高校間格差成立過程と社会階層——1985年

SSM 調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』60: 61-82.

潮木守一, 1978, 『学歴社会の転換』東京大学出版会.



# 家計の教育費負担と親子の教育アスピレーション

吉田 崇

(静岡大学)

「大学全入」という言葉がメディアで取り上げられる一方で、実際の大学進学率は100%にはほど遠く、むしろ近年は停滞をみせている。この背景には大学進学に対する家計の教育費負担の限界があるとみられる。本稿では、高校生と母親のデータを用い、出身家庭の社会経済的狀態を中心に高校生および母親の進学希望・期待に及ぼす要因を整理し、何が大学進学規模を促進・抑制するのかを検討した。分析の結果、先行研究でも指摘されているとおり、高校生、母親の双方において、親の学歴や収入といった階層変数や高校タイプ（トラッキング）によって強く規定されていることが明らかとなった。また、進路意識の規定構造の男女差、親子差についても検討を行った。

## 1 問題の所在

### 1.1 研究の目的

本稿の目的は、高校生と母親を対象として実施された調査を用いて、親・子それぞれの教育アスピレーション（進学希望、進学期待）がどのように規定されているのかを明らかにすることである。高校生の進路選択は、成績と出身階層という2つの要因によって大きく規定されていることが先行研究によって明らかにされているが、高校生を対象とした学校調査の多くは学校による許可を要するため、出身階層に関して十分な情報が得られないことも多い。本研究では、調査会社のモニターを利用して、全国の高校生と母親に対して行われた調査を使用する。この調査では親子をマッチすることが可能なため、母親を対象とした調査で得られた家計や家族の情報（高校生にとっての出身階層・出身家庭に相当）に関する情報を用いて、高校生の進路希望に対する出身階層の詳細な要因を検討することができる。母親にも独立して進路希望を尋ねているため、同様の分析を行うことで、親子の教育アスピレーションの規定要因の違いについても検討していく。

### 1.2 家計の教育費負担をめぐる状況

少子化（18歳人口の減少）および大学の新設や定員増の結果として、2000年代後半以降「大学全入」と呼ばれる状態となっている。これは、大学志願者数と大学入学定員の関係から、選り好みしなければ誰でも大学に入れる、という状況を指している。もちろん、これはあくまで数字の上での話にすぎず、実際の入学選抜の姿を表したものとはいえない。それでは実際の大学進学率を確認してみよう。本調査の行われた2012年11～12月に最も近い2013年の四年制大学の進学率（浪人を含む）は49.9%となっており（文部科学省「学校基本調査」）、「全入」という言葉から想起されるものとはほど遠いものとなっている。

ここで、近年の大学進学率の推移についても確認しておこう（図1）．1990年代から2000年代（00年代）の半ばにかけて一貫して上昇していたが、00年代後半から伸びが鈍化し、男子は2010年、女子は2011年をピークに微減している．この背景のひとつには、家計の教育費負担の問題がしばしば指摘されている．

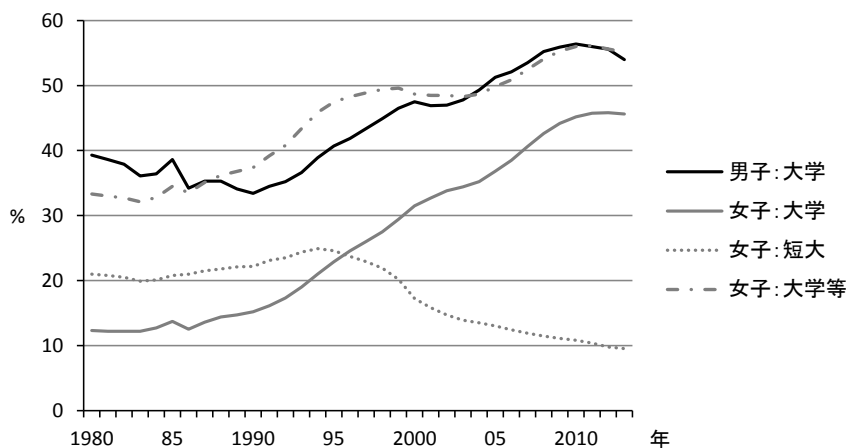


図1 大学等進学率の推移  
（出所）文部科学省「学校基本調査」

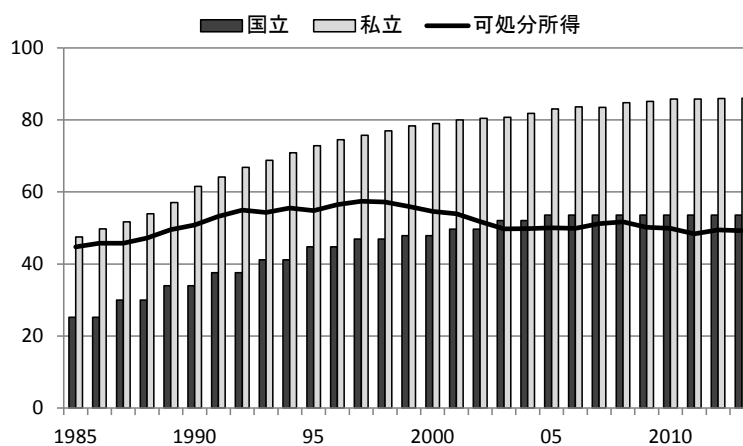


図2 大学授業料と可処分所得の推移（万円）

（出所）国立大学は標準額，私立大学は文部科学省「私立大学等の入学者に係る学生納付金調査」（平均値）．なお，授業料には入学金や施設設備費は含まれない．可処分所得は総務省「家計調査」の50～54歳（二人以上勤労者世帯）の月額．

（注）いずれも名目値で，物価水準で実質化はしていない．45～49歳を用いる研究もあるが傾向はほとんど変わらない．

大学の学費（授業料）についても確認しておこう（図 2）。大学の授業料（入学金は含まない）はほぼ一貫して上がり続けている。もちろん物価水準を考慮する必要があるが、近年はむしろ物価が下がるデフレ状態にある（2000 年を 100 とする消費者物価指数は 1990 年 95.9, 2000 年 103.1, となっている）。一方、大学学費を支える（支払う）側の家計については、高校生や大学生の親に相当する 50～54 歳の可処分所得（「家計調査」による）の推移も図 2 に示した。これによると、「失われた 20 年」とも呼ばれる長期不況の下で所得が目減りしていることがわかる。これらのことから、大学教育費に対する家計の相対的な負担がますます高まっているといえよう。

日本では大学等の高等教育費の私的負担割合が高い（公的負担割合が低い）ことが知られており、2010 年の私的負担割合は 65.6%（公的負担割合が 34.4%）と、OECD 平均の 31.6% の 2 倍以上の水準である（OECD 2013）。また、「文部科学白書」（平成 21 年度）でも指摘されているとおり、高等教育費の私的高等教育機関への公財政支出の対 GDP 比は 0.5% と OECD 諸国のなかで最下位となっている（図 3）。

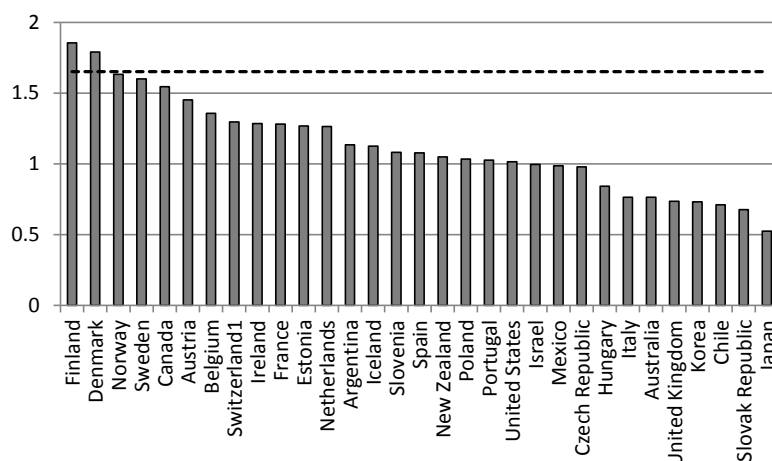


図 3 高等教育機関への公財政支出は対 GDP 比 (%) の OECD 比較 (2010 年)

(注) 破線は OECD 平均 (1.65%)

(出所) OECD, *Education at a Glance* 2013 (<http://dx.doi.org/10.1787/888932846899>)

このように、公的補助が十分とはいえないなかで、進学率が上昇し続けたのは家計の努力に支えられたからだとされる（矢野 1996）。

## 2 先行研究

### 2.1 進学希望の規定要因

進路選択は成績と出身階層という 2 つの要因によって大きく規定されていることは繰り返し明らかにされている。近年の研究でも、小林（2008）は、高校生の進路選択に影響を

与える最も大きな要因は、学力と家計の経済力であるとしている。ただし、学力はどの高校に進学したかによって層化されているため、学校での成績をそのまま用いることはできない。そこで、トラッキングを表す変数として学校タイプを区別する。藤田（1980）によると、トラッキングとは「複線型学校システムのように法制的に生徒の進路を限定することはないにしても、実質的にはどのコース（学校）に入るかによってその後の進路選択の機会と範囲が限定されること」を指す。分析では、普通高校か職業高校かという学校種別と普通科高校の中での入試難易度（学校ランク）によって区分した。

尾嶋（2002）は、1981年と1997年に兵庫県で実施された高校生調査を用い、出身階層、学校タイプ、高校成績、家計の経済状態を用いて男女別に進学希望の規定要因を分析し、男女とも出身階層による規定力が弱まり、学校タイプによって規定される度合いが強まったことを明らかにし、女子の進学希望においても「成績原理」が浸透し、進路決定構造が男子に接近してきたことを示している。

片瀬（2003a）は、1986年、1994年、1999年に仙台圏で実施された高校生調査（父母にも実施）を用い、教育アスピレーション（高等教育進学希望率）の出身階層（父職業）間格差は、3時点で縮小しながらも依然として大きいこと明らかにしている。さらに、3時点のパス解析によって、男子では出身階層は学校種別を経由してのみ教育アスピレーションに影響を及ぼすようになり、女子では出身階層の教育アスピレーションに対する直接効果は残るものの、その規定力は低下していることを示している。

家族的背景のひとつである、きょうだい数と出生順位について、片瀬（2003b）は同じく3時点の調査データを用いて父親の教育期待を分析している。これによると、きょうだい数の影響は男子については部分的であり、親の階層的地位を統制すると効果が消滅することが多い一方で、女子に関しては近年になるほど有意な負の効果を示し、長期不況と教育費の高騰で教育期待の傾斜配分がなされているとしている。また、高校生本人の教育アスピレーションを分析したものとして、中村・渡辺（2002）は日韓比較研究の中で、きょうだい数は階層（父教育年数）を統制しても有意な負の効果があることを示している。ここでは、中学生の教育アスピレーションは影響しないという結果も得られている。

## 2.2 家計の教育費負担

大学教育に伴う費用が、家計の所得の伸びを上回る形で上昇したことは、1991年までのマクロ統計を用いた樋口（1994）によって既に指摘されている。高校生を対象とした研究では、尾嶋（2001）は先述の2時点の高校生調査を用い、高校生が進学でなく就職を選択する際の動機（理由）を分析することで、経済的な理由から進学を断念するといった経済的理由が女子において増加していることを示し、進路希望に対する経済的要因の「復活」を指摘している。

小林（2008）は2005年と2006年（追跡調査）に全国規模で実施された高校生調査を用

い、中学時代の成績と家庭の経済力によって（実際の）進路が大きく異なり、成績の高いグループは所得にかかわらず高い進学率となっているが、成績が低いグループで所得階層による差が大きいことを明らかにしている。また、2005年に実施された「保護者調査」を用いて、親の子に対する大学進学希望についても、成績と所得階層によって規定されており、高校生の進路と同じ傾向を示している。さらに、教育費負担可能性に対する保護者意識の分析から、高等教育の学費についての親の支払い意志は強く、支払い意志・能力は家計所得と強く関連するものの、「全く負担できない」とする回答が低所得階層でも8%と目立って高い訳ではないことから、子供の教育のために親（家計）が無理していることを示している。

### 3 分析

#### 3.1 使用するデータと変数

使用するのは高校生と母親調査で、母子それぞれの進学希望について分析する。以下、使用する変数の概要について述べる（記述統計は付表参照）。

従属変数は、高校生と母親それぞれの進学希望で、さまざまな学校段階の情報を用いることができるが、ここでは大学（大学院を含む）進学だけに絞り、大学進学を1、それ以外（進学せずに就職する、専門学校、短期大学へ進学する）を0とする2値変数とする。なお、「その他」の自由記述をアフターコードした「未定」（全標本の1.2%）、「その他」（同0.5%）、無回答（同0.8%）は分析からは除外した。

独立変数の出身家庭の家族、階層、経済状態を表す客観変数は、すべて母親票によって得られたものである。きょうだい数は、親からみた子どもの年齢構成の質問から作成し、対象の高校生を含む合計人数を用いる。すなわちきょうだい数1は、ひとりっ子を意味する。最終的な分析に用いる高校生サンプル867ケースについて、きょうだい数の分布をみると、1人（ひとりっ子）7.4%、2人55.8%、3人31.4%、4人以上5.4%となっている。集計の際には3人以上を1つのカテゴリにまとめた。親の学歴は、父学歴に関しては大学とそれ以外、母学歴に関しては高校以下と短大、大学の3区分とし、専門学校については考慮していない。母就業については、経営者・役員、常時雇用されている一般従業者正規雇用、公務員をフルタイム、臨時雇用・パート・アルバイト・契約社員・派遣社員・嘱託をパートタイムとし、少数の自営業、家族従業者もパートタイムに含めた。世帯収入は標本が概ね4分割されるように区分した（Ⅰ：450万円未満、Ⅱ：450～550万円、Ⅲ：550～850万円、Ⅳ：850万円以上）。高校タイプは普通科については偏差値を元に60以上を普通科A、50以上を普通科B、50未満を普通科Cとし（偏差値不詳を含む）、職業高校（総合学科を含む）はこれらとは別に職業科として区分した。なお、職業科の偏差値は平均44.8（最小値36、最大値64）であった。最後に、主観的な家計水準の認知である暮らし向きは高校生、母親のそれぞれに尋ねており、1豊かでない～5豊か、となるように反転させている。

### 3.2 大学進学希望の分布

はじめに、母子それぞれの進学希望の分布を確認しておこう。進学希望のカテゴリをやや粗く就職、専門学校または短大、大学（大学院含む）の3カテゴリにしたものを男女別に集計すると表1のようになっている。

表1 母親と高校生の希望進路のクロス表（行%）

母親 \ 高校生	男子					女子				
	就職	専・短	大学	(N)	(列%)	就職	専・短	大学	(N)	(列%)
就職	87.0	5.8	7.2	69	16.7	72.1	25.6	2.3	43	10.2
専門・短大	17.6	67.6	14.7	34	8.3	7.1	80.6	12.2	98	23.3
大学	4.2	2.6	93.2	309	75.0	1.4	2.5	96.1	280	66.5
計	19.2	8.5	72.3	412	100.0	10.0	23.0	67.0	421	100.0

一致率：男子 90.0%，女子 90.0%

高校生の進学希望をみると、大学は男子 72%，女子 67%と男子の方が高いが、専門・短大をあわせた進学希望者は女子の方が高い。母親の進学期待も似たような分布をしている。対角セル上にあるものを一致とみなすと、親子の一致率は男女とも 9 割に達する。高校生の進学希望よりも親、とりわけ母親の教育期待の方が高いとする知見もあるが（片瀬 2003a）、本調査でのデータからはこうした傾向はほとんど認められず、概ね一致しているとみなす方が適当であろう<sup>1)</sup>。

次に、基本的な独立変数と大学進学希望との関係について確認しておこう。図 4 は高校生の大学進学希望比率を、高校タイプと所得四分位ごとに男女別に示したものである。

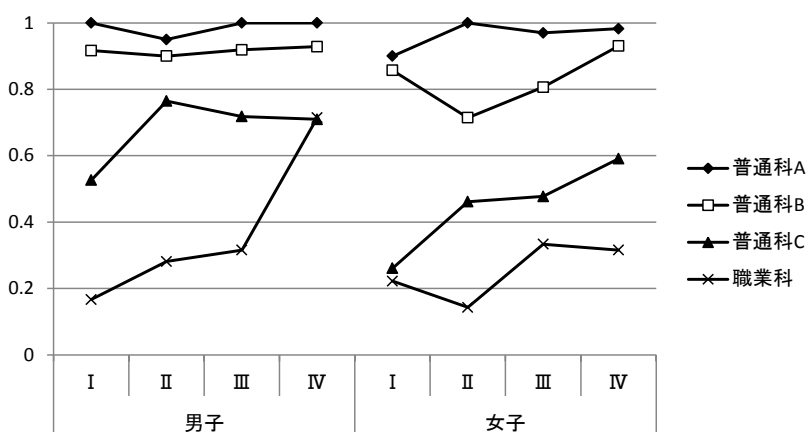


図 4 高校タイプごとの所得四分位と大学進学希望（高校生）

これによると、いずれの高校タイプにおいても、概ね出身家庭の所得水準が高くなるほど大学進学を希望する傾向にある。この傾きが高校タイプによって異なることから、普通科 A では所得によらず大学進学を希望するが、普通科 C や職業科では進路希望が所得水準に大きく左右されると考えられる。こうした傾向は小林（2008）で報告された結果とも一致している。なお、結果は省略するが、母親票についても同様に集計したところ同じような結果が得られた。

### 3.3 分析結果（1）高校生の進路希望

高校生の大学進学希望の規定要因について、大学進学希望を 1、それ以外を 0 とするロジスティック回帰分析を行った。モデル 1 は性別と出身家庭に関する変数、具体的にはきょうだい数および高校生にも把握可能と考えられる階層変数（親学歴および母就業）を用いたものである。モデル 2 はモデル 1 にトラッキング（高校タイプ）を加えたものである。モデル 3 は高校生による家庭の経済状況の把握として 5 件法の暮らし向き（5.豊かである～1.豊かでない）を、モデル 4 は家計の経済状態についてより客観的な指標と考えられる母親票より得られた世帯収入（四分位）を加えたものである。最後のモデル 4 に関しては男女別の推定も行った。

それぞれのモデルについてみていこう。モデル 1 では、女子ダミー、きょうだい数、父学歴、母学歴はいずれも統計的に有意で、女子よりも男子が、きょうだい数は少ない方が、親学歴が高い方が、より大学進学を希望することを示している。これらの結果は、先行研究で得られたものとも整合的である。なお、母就業に関しては無職（専業主婦）と比べてとき、就業の効果はフルタイム、パートタイムともにみられなかった。次に、高校タイプを加えたモデル 2 をみると、普通科 C と比べていずれの学校タイプも統計的に有意な結果を示しており、偏差値ランクのより高い方が大学進学を希望し、職業高校は大学進学を希望しないことを示している。またモデル 1 とモデル 2 を比べると、父学歴の係数が大きく値を減らしていることから、どのようなタイプの学校に進学するかが父学歴によって大きく規定されていることも分かる。モデル 2 に、出身家庭の経済状態について高校生による暮らし向きの評価および母親票による世帯収入を加えたモデル 3、4 についてみると、モデル 3 から豊かであると答える方が大学進学を希望する傾向にあり、モデル 4 から客観的な所得水準を加えても暮らし向きの判断の効果は残ることがわかる。すなわち高校生の進路意識には、主観的であっても暮らし向き認知が意味をもつことが確認できる。最後に、モデル 4 の結果の男女差についてみてみよう。ほとんどの係数が同じような値となっており、大学進学希望の規定構造に大きな男女差はなさそうである。きょうだい数の係数が女子でのみ有意となっているため、女子の方が資源希釈モデルに適合的で、より家計の教育費負担を勘案した進路希望をもちやすいのかもしれない。後述するように、これは親の教育期待についても成り立つ傾向であり、親の期待の傾斜配分（片瀬 2003b）を反映

しているのかもしれない。また、父学歴の係数は女子で強く、男子では統計的に有意ではない。これは、男子の方が進路希望に成績原理が浸透しており、女子では階層によって決まる部分が男子に比して大きいといえそうである。一方で、母学歴の効果が男子に強く出ているため、文化資本が重要であるという解釈ができるのかもしれない。また、統計的には有意ではないものの、母就業の係数の符号が男子では負、女子では正の値となっている。ただし、この傾向は後述する母親の進学期待についてはみられない。なお、モデル4において、性別との交互作用が有意となる変数はなかった。

### 3.4 分析結果 (2) 母親の進学期待

母親についても、高校生の分析と同様の変数を用いた分析を行った。使用する変数のほとんどは母親票のものであり、性別と学校タイプのみ高校生票の変数を用いた。高校生の分析に用いたきょうだい数は母親の分析では子ども数と表記し、同じく父学歴、母学歴も配偶者学歴、本人学歴のように表記しているが、測定している内容は同じものである。モデルについても高校生の分析と同様に4つのモデルを推定した。モデル4の男女別の推定はもちろん高校生の性別で、男子は男子高校生の母親、女子は女子高校生の母親の教育期待の規定構造を表していることになる。

モデル1では、女子ダミー、子ども数、配偶者学歴、本人学歴はいずれも統計的に有意という高校生と同様の結果が得られた。また、ここでも本人就業は効果をもたなかった。次に、高校タイプを加えたモデル2をみると、すべての高校タイプが統計的に有意となっており、これも高校生の結果と同様である。親の教育期待も、高校へのトラッキングで形成されているということを示している。モデル1とモデル2を比べると、ここでも配偶者学歴の係数が大きく値を減らしており、配偶者（高校生の父）学歴によって子どもの高校タイプが大きく規定されていることが分かる。家庭の経済状態について暮らし向きの評価および世帯収入を加えたモデル3、4についてみると、モデル3では豊かであると答える方が大学進学を期待しているが、モデル4で客観的な世帯収入を入れると暮らし向きの効果は消滅する。これは母親データではほとんど同じものを測定しているため当然といえよう。また、本人学歴が短大の場合の効果が統計的に有意ではなくなっている。さいごに、ここでもモデル4を高校生の性別ごとについてみてみると、ほとんどの係数は男女で同じような値を取っているが、配偶者学歴の係数は男子のみで有意となっている。これは高校生とは逆の結果である。また、子ども数の負の効果は女子でより明瞭であり、子ども数が多い場合、母親は女子に対する進学期待を目減りさせていることがうかがえる。



表2 高校生の進学希望のロジスティック回帰分析 (大学進学希望=1)

	男女				男子	女子
	Model1	Model2	Model3	Model 4	Model 4'	Model 4'
女子 [男子]	-0.293+	-0.542**	-0.522**	-0.530**	---	---
	(0.159)	(0.197)	(0.199)	(0.200)		
きょうだい数 [1人]						
2人	-0.937*	-0.969*	-1.013*	-1.095*	-0.852	-1.275*
	(0.375)	(0.430)	(0.439)	(0.449)	(0.737)	(0.580)
3人以上	-1.224**	-1.095*	-1.092*	-1.183**	-0.898	-1.367*
	(0.380)	(0.439)	(0.448)	(0.457)	(0.748)	(0.593)
父学歴 [非大卒]						
大卒	1.013**	0.605**	0.544**	0.482*	0.310	0.582*
	(0.169)	(0.207)	(0.210)	(0.214)	(0.329)	(0.294)
母学歴 [中学・高校]						
短大	0.809**	0.779**	0.738**	0.710**	0.978**	0.558+
	(0.186)	(0.226)	(0.230)	(0.231)	(0.369)	(0.303)
大学	1.862**	1.780**	1.837**	1.692**	1.836**	1.564*
	(0.390)	(0.430)	(0.435)	(0.436)	(0.585)	(0.693)
母就業 [無職]						
フルタイム	-0.143	-0.015	-0.003	-0.084	-0.526	0.312
	(0.269)	(0.331)	(0.335)	(0.340)	(0.514)	(0.469)
パートタイム	-0.098	-0.107	-0.085	-0.081	-0.485	0.176
	(0.211)	(0.258)	(0.262)	(0.264)	(0.418)	(0.352)
高校タイプ [普通C]						
普通科A		3.526**	3.469**	3.437**	2.750**	4.027**
		(0.479)	(0.480)	(0.483)	(0.639)	(0.749)
普通科B		1.681**	1.682**	1.674**	1.708**	1.671**
		(0.258)	(0.261)	(0.263)	(0.435)	(0.339)
職業科		-1.142**	-1.162**	-1.109**	-1.473**	-0.759*
		(0.231)	(0.234)	(0.236)	(0.348)	(0.333)
暮らし向き			0.405**	0.334**	0.357*	0.334*
			(0.115)	(0.119)	(0.181)	(0.161)
収入四分位 [I]						
II				0.317	0.307	0.354
				(0.296)	(0.443)	(0.412)
III				0.508+	0.436	0.596
				(0.287)	(0.444)	(0.388)
IV				0.692*	0.628	0.755+
				(0.323)	(0.498)	(0.437)
定数	1.170**	0.882+	-0.401	-0.444	-0.227	-1.190
	(0.409)	(0.480)	(0.607)	(0.627)	(0.955)	(0.827)
N	867	867	867	867	428	439
McFadden's R <sup>2</sup>	0.129	0.379	0.390	0.395	0.410	0.390
-2対数尤度	942.3	672.3	659.4	654.2	302.0	345.2

+ p&lt;0.1, \* p&lt;0.05, \*\* p&lt;0.01, ( )内は標準誤差, [ ]内は基準カテゴリ

(注) きょうだい数, 親学歴, 母就業, 世帯収入は母親回答による。

表3 母親の進学期待のロジスティック回帰（大学進学期待=1）

	男女				男子	女子
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 4'	Model 4'
女子 [男子]	-0.422*	-0.707**	-0.704**	-0.713**	---	---
	(0.164)	(0.202)	(0.202)	(0.204)		
子ども数 [1人]						
2人	-0.998*	-1.014*	-1.003*	-1.123*	-0.967	-1.269*
	(0.410)	(0.460)	(0.463)	(0.472)	(0.801)	(0.596)
3人以上	-1.392**	-1.322**	-1.297**	-1.439**	-1.342+	-1.504*
	(0.415)	(0.469)	(0.472)	(0.481)	(0.811)	(0.612)
配偶者学歴 [非大卒]						
大卒	1.134**	0.755**	0.704**	0.644**	0.874**	0.443
	(0.175)	(0.212)	(0.214)	(0.218)	(0.333)	(0.297)
本人学歴 [中学・高校]						
短大	0.548**	0.396+	0.380+	0.324	0.408	0.253
	(0.187)	(0.226)	(0.228)	(0.230)	(0.370)	(0.299)
大学	2.464**	2.356**	2.324**	2.156**	1.985**	2.751*
	(0.529)	(0.561)	(0.563)	(0.564)	(0.691)	(1.082)
本人就業 [無職]						
フルタイム	-0.337	-0.428	-0.420	-0.560	-0.821	-0.430
	(0.276)	(0.340)	(0.343)	(0.351)	(0.531)	(0.486)
パートタイム	-0.074	-0.154	-0.104	-0.138	-0.286	-0.083
	(0.219)	(0.264)	(0.268)	(0.271)	(0.435)	(0.360)
高校タイプ [普通C]						
普通科A		3.723**	3.722**	3.649**	3.938**	3.588**
		(0.530)	(0.532)	(0.533)	(1.046)	(0.628)
普通科B		1.823**	1.818**	1.809**	1.873**	1.817**
		(0.270)	(0.272)	(0.275)	(0.460)	(0.347)
職業科		-0.951**	-0.906**	-0.879**	-0.889**	-0.800*
		(0.230)	(0.232)	(0.236)	(0.340)	(0.336)
暮らし向き			0.310*	0.130	0.277	0.034
			(0.140)	(0.157)	(0.241)	(0.212)
収入四分位 [ I ]						
II				0.380	0.483	0.209
				(0.300)	(0.450)	(0.412)
III				0.506+	0.601	0.361
				(0.299)	(0.474)	(0.390)
IV				0.900**	0.922+	0.820+
				(0.345)	(0.540)	(0.451)
定数	1.456**	1.239*	0.314	0.582	0.022	0.371
	(0.443)	(0.512)	(0.662)	(0.687)	(1.036)	(0.923)
N	862	862	862	862	427	435
McFadden's R <sup>2</sup>	0.148	0.387	0.392	0.399	0.413	0.385
-2対数尤度	896.4	644.5	639.5	632.6	284.7	343.9

+ p&lt;0.1, \* p&lt;0.05, \*\* p&lt;0.01, ( )内は標準誤差, [ ]内は基準カテゴリ

(注) 高校タイプは高校生回答による。

#### 4 まとめと今後の課題

本稿では高校生と母親のそれぞれについて、大学進学希望の規定要因を出身階層に関する詳細な情報を用いて分析した。以下、得られた結果をまとめておこう。高校生、母親それぞれの進路希望の一致率は9割と高い。教育アスピレーションの規定要因は、出身階層（親学歴）、学校タイプによるところが大きく、家計の経済水準またはその認知（暮らし向き）やきょうだい数（子ども数）も影響している。これらの結果の男女差も検討したが、男女で大きな違いは認められなかった。これは、女子の進路選択にも成績原理が浸透することで、教育アスピレーションの規定要因の男女の類似性が高まったという尾嶋（2002）の知見とも整合的である。さいごに、調査法の観点から1点述べると、高校生調査では得ることが困難な家計の経済水準は、暮らし向きという高校生による主観的評価でも十分代理できることが示された。

以上、得られた知見は、必ずしも目新しいものではないが今後はこれらの知見をベースとして、さらなる検討を進めてきたい。今後の課題に向けて本稿の限界を整理すると、次の2点が大きい。第1に、進路希望・期待の中身を大学だけに限定している点である。これに関しては、家計の教育費負担およびジェンダートラックの観点から、専門学校、短大という選択肢についても考慮していく必要がある。第2に、家族の情報を十分に生かし切れていない点がある。本稿では資源希釈の観点からきょうだい数のみを取り上げたが、資源の傾斜配分あるいは選択的投資の観点からは、きょうだい順位やきょうだい構成についても考慮する必要がある。さらに、ひとり親といった世帯構成の問題も無視できない。これらの点については今後の課題としたい。

また、教育費負担と進路意識をとの関係性をさらに深く検討するために、費用負担をめぐる意識項目についても更に検討する必要があるだろう。予備的な分析では、こうした意識についての親子での一致率は、教育アスピレーションほどには高い値を示さない。すなわち、親子で教育費負担に関する認知のずれが少なからずあるということである。本調査は親子のペアデータであり同一の調査項目が多数あるため、親子間での意識・認知の齟齬を検討することで、進路意識形成の解明につなげていきたい。

付表 記述統計（パーセント）

	高校生	母親
<b>進路希望/期待</b>		
大学（大学院含む）	68.4	70.1
それ以外	31.6	29.9
<b>性別</b>		
男子	49.4	49.5
女子	50.6	50.5
<b>きょうだい/子ども数</b>		
1人	7.4	7.1
2人	55.8	56.0
3人以上	36.8	36.9
<b>父学歴/配偶者学歴</b>		
非大卒	49.1	49.1
大卒	50.9	50.9
<b>母学歴/本人学歴</b>		
高校	57.0	56.8
短大	29.8	29.7
大学	13.3	13.5
<b>母就業/本人就業</b>		
フルタイム	16.7	16.8
パートタイム	63.1	63.3
無職	20.2	19.8
<b>高校タイプ</b>		
普通科A	28.1	28.4
普通科B	24.1	23.9
普通科C	25.5	25.6
職業科	22.3	22.0
<b>暮らし向き（反転）</b>		
1. 豊かでない	1.6	3.3
2.	8.3	17.9
3.	56.8	60.2
4.	18.8	16.7
5. 豊か	14.5	2.0
平均値 (s.d.)	3.36 (0.89)	2.96 (0.74)
<b>収入四分位</b>		
I（～450万円）	16.3	16.4
II（～550万円）	22.2	20.9
III（～850万円）	30.6	30.5
IV（850万円～）	31.0	32.3
<b>N</b>	<b>867</b>	<b>862</b>

（注）ゴシック体の変数のみ高校生，母親それぞれの調査票で得られた回答である。

## [注]

- 1) 片瀬 (2003) は 1986 年に仙台圏で行われた高校生と父母に対する調査結果に基づいている。高校生の進学希望よりも親の進学期待の方が高いという傾向は、本稿で使用したデータでは非常に弱いものの男子のみに認められ、女子ではむしろ高校生の進学希望よりも親の教育期待の方が低い。ただしいずれも非常に弱いものである (表 1)。

## [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査, 2012 (2012 年高校生と母親調査研究会)」の個票データの提供を受けました。

## [参考文献]

- 藤田英典. 1980. 「進路選択のメカニズム」山村健・天野郁夫編『青年期の進路選択』有斐閣: 105-29.
- 樋口美雄. 1994. 「大学教育と所得分配」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会: 245-78.
- 片瀬一男. 2003a. 「教育アスピレーションの変容」『東北学院大学論集 人間・言語・情報』135: 1-18.
- . 2003b. 「きょうだいと教育期待・教育投資」『社会学年報』32: 113-30.
- 小林雅之. 2008. 『進学格差—深刻化する教育費負担—』筑摩書房.
- 中村高康・渡辺達雄. 2002. 「家族構造・家族環境と教育」中村高康・藤田武志・有田伸編『学歴・選抜・学校の比較社会学—教育からみる日本と韓国—』東洋館出版社: 155-73.
- 尾嶋史章. 2001. 「進路選択はどのように変わったのか」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.
- . 2002. 「社会階層と進路形成の変容—90 年代の変化を考える—」『教育社会学研究』70: 125-41.
- 矢野眞和. 1996. 『高等教育の経済分析と政策』玉川大学出版部.



# 選択肢特性が高校生の職業期待に与える影響

## ——条件付きロジットモデルによる分析——

藤原翔

(東京大学)

職業期待を対象とした進路選択分析においては、性別、社会経済的背景、高校ランク・タイプ、成績といった個人特性の影響をみることはあっても、従属変数として注目する職業の特性自体が、選択に与える影響を検討することはなかった。本稿は職業期待の分析において、個人特性と選択肢特性の影響を条件付きロジットモデル (conditional logit model) から同時に検討する方法を提案し、高校2年生の職業期待を対象とした分析に適用した。「高校生と母親調査, 2012年」の高校生データ (N = 887) の分析から、(1) 各職業に対する高校生の評価は異なること、(2) ある職業について社会的評価が高いと考えるほど、また生活水準を維持できると考えるほど、高校生はその職業を選択する傾向があること、(3) これらの職業に対する評価は、性別、出身階層、成績という個人特性の職業期待に対する効果をほとんど媒介していないことが明らかになった。

### 1 研究の背景

職業は様々な格差・不平等を関連する。職業がもたらす地位、報酬、機会に格差が存在すること、そしてその職業へ到達する機会が不平等であることから、職業についての研究は社会階層研究の中心的なテーマであった。職業は社会階層システムにおける位置づけを示すものであり、社会階層研究はこのような職業的地位の世代間の継承や類似性を指摘してきた (石田・三輪 2009)。それではどのようにして職業的地位の世代間の継承や類似性が生じるのだろうか。Blau and Duncan (1967) は、出身背景が職業的地位達成に与える過程をパスモデルで示し、教育の重要性を示した。また、出身背景と地位達成が関連するより詳細なプロセスを明らかにする上で、重要な他者の期待のもと、教育期待や職業期待の形成メカニズムが検討されてきた (Sewell et al. 1969)。このようなウイスコンシンモデルの基本的なアイディアは日本の研究にも適用され、直井・藤田 (1978)、中山・小島 (1979)、岩永 (1990)、相澤 (2008) などが成人を対象とした社会調査から、そのプロセスを検証してきた。どのようにして人々の職業は決定されるのか、そしてその過程にどのように出身階層が影響を与えているのかという点を見る上で、職業が決定する以前の教育期待や職業期待の形成要因の分析が行われてきた。

このような社会階層論の伝統的なアプローチを背景としながら、そしてまた中学生や高校生の進路意識の実態を明らかにする目的から、日本の教育社会学は教育期待や職業期待がどのように形成されているのかを、社会階層だけではなく、成績、学校ランク・タイプ、そして意識・志向性との関連から明らかにしてきた。このような期待形成メカニズムを考え

る上で、本稿は職業期待に注目する。それは、古くは Duncan et al. (1968)、近年では Xie and Goyette (2003)、Morgan et al. (2013) などの研究が、職業期待が教育期待に先行するものとして位置づけていることが理由としてあげられる。教育選択についての(社会的)合理的選択モデルも教育の職業的リターンに注目しており (Breen and Goldthorpe 1997)、そこではまず社会経済的背景を受けつつ個人が何らかの職業を希望し、そこに到達する上で必要な学歴を得ようとするというストーリーが描かれている。このような「職業期待→教育期待→教育達成→職業達成」(Xie and Goyette 2003) というパスをたどる上で、まずその出発点にある職業期待がどのように形成されるのかを詳細に検討する必要があるというのが筆者の考えである。もちろん、2つの期待の因果の方向についてはパネルデータや操作変数を用いたデータ分析で検証されるべきである。

それでは日本の教育社会学は職業期待や職業アスピレーション<sup>2)</sup>に関してどのようにアプローチし、何を明らかにしてきたのだろうか。職業期待に対する出身階層の影響をみた荒牧(2001)は、高い社会階層の子どもが社会経済的地位の高い職業を希望する傾向があること、そして1981年と1997年の間でそのパターンに変化はみられないことを明らかにした。また、Breen and Goldthorpe (1997)の議論に基づき、荒牧(2011)は子どもは親と同程度の職業につきたいと考えるという仮説をPISAデータから検証した。管理職、専門職(4年制大学レベル)、準専門職(短大・専修学校レベル)、その他(初中等レベル)の4つの職業カテゴリを用いて、父職と高校生の職業期待の関連について分析した結果、全体として専門職を期待する者が多いこと、また、父親が専門職であると高校生が専門職を期待する傾向が高くなり、また父親が管理職であると高校生が管理職を期待する傾向が高くなることが示された。ただし、父親の職業が準専門職である場合は、父親と同じ職業を期待する傾向はみられない。さらに荒牧(2011)は学力や学校のランク・学科そして父職に加え、文化資本の多寡が職業期待に影響を与えていることを示した。また、父親の学歴は職業期待に影響しないことも明らかになっている。

一方、片瀬(2005)は、専門職希望については、父職業の影響は1986年から1999年にかけて弱まり、学校種別や学業成績といったメリトクラティックな要因の影響がより鮮明になってきたことを明らかにした<sup>3)</sup>。つまり、進学校に通う高校生のほうが、そして成績の高い高校生のほうが、専門職を希望しやすいのである。中学生の将来の社会的地位達成の可能性について分析した荻谷(1986)も、大学進学したいかどうかの影響を考慮しても、成績自己評価が高いほど、医者、弁護士、大学教授になることができると考える傾向や、大きな会社につとめることができるという肯定的な評価をもつ傾向があることを示した。また、学歴をあまり必要としない職業的地位達成の可能性についても、成績自己評価が高ければ、その可能性を高く評価する傾向が示されている。

以上のように、職業期待に対する、出身階層、文化資本、学校タイプ、成績などの個人レベルの特性に関する変数の効果は明らかになったものの<sup>4)</sup>、なぜそのような職業が選択さ



れるのかについては、直接的に検討されてはこなかった。つまり、個人が職業についてどのように考え、そしてそれが選択という行為における違いに結びつくのかはほとんど問われていないのである。

職業選択の基準について検討した荒牧(2001)の研究は、個人の職業に対する考え方が選択に与える影響に注目した研究といえる。荒牧は、社会経済条件志向、他者志向、自己実現志向という職業選択基準が高校生の職業希望が関連していることを明らかにし、高校生にとっての職業希望を理解する上で有効な分析枠組みを提示した。一方で、荒牧とは若干異なるアプローチから、職業選択のメカニズムを検討した研究がある。アジア系アメリカ人の職業期待と教育期待との関連を分析した Xie and Goyette (2003) は、それぞれの職業におけるアジア人比率や平均収入が高ければ、よりアジア系の若者がその職業を期待しやすいことを明らかにした。彼らは、個人の社会的属性や志向性のような個人特性だけではなく、選択肢として目の前にある職業の特性が期待と結びつくという視点から、職業期待形成メカニズムを検討している。職業選択だけではなく、中等教育のタイプやカリキュラムの選択のような教育選択についても各選択肢の特徴を含めた分析が海外でみられるようになっている (Gabay-Egozi et al. 2010; Stocké 2007)。

しかし、個人が選択肢をどのように評価し、その結果、選択するのか(あるいはしないのか)については日本ではほとんど(少なくとも計量モデルの水準では)検討されていない。職業達成や教育達成が何らかの選択という行為を伴う以上、選択肢の特徴あるいはその特徴についての評価を含めたモデルを考え、選択のメカニズムを検討する必要があるだろう。そこで本稿は、高校生の職業期待形成メカニズムを、個人特性(case-specific characteristics)だけではなく選択肢特性(alternative-specific characteristics)の影響を含めたモデルから検討する。

## 2 理論枠組み

### 2.1 個人特性と選択肢特性

まず、個人特性と選択肢特性について改めて明確にしておきたい。個人特性とは選択する個人に関する特性であり、性別、人種、年齢、社会経済的背景といった基本的には不変なものから、学業成績や教育や職業に対する意識といった可変なものも含まれる。家族レベルの変数や地域レベルの変数についてもここでは個人特性と呼ぶことにする。

選択肢特性とは、ある実行可能な選択肢に関する特性である。例えば、通勤手段として、徒歩、自家用車、タクシー、バス、電車を考え、そのうちのどれを選び、実行するのかを考える。これらの選択肢は、費用、時間、労力、安全性などの面で異なる。もちろんこれらは、個人間で一定ではなく、居住地、年齢、性別などに関連しながら個人間で変化する可能性がある。特に労力や安全性などについては、主観的に異なる可能性もある。

より社会学的なトピックを例にあげるとすれば、配偶者選択においては、複数の相手と

なると考えられる人の年齢、学歴、職業、収入、容姿、性格、宗教、人種などが選択肢特性としてあげられる。学歴や進路の選択については、それぞれの選択肢に対する興味や、それぞれの選択肢の威信、必要な学費、入学に必要な学力や、卒業に必要な勉強量や期間などを考えることができる。職業選択については、収入、威信、権力、自律性、複雑性、必要なトレーニングの量などが選択肢特性となる。すでに述べたようにこれらの選択肢特性は個人間で同一とは限らない。むしろ、社会階層研究にとって重要なのは、ある特性について選択肢間の差異が社会経済的な地位や背景によって異なり、それが選択の差と結びつくことで格差を生成・維持するという点である。つまり、選択肢特性が個人特性と関連しつつ、選択に与える影響が問題となるのである。

## 2.2 リサーチクエスチョン

職業期待の形成メカニズムに対して個人特性だけではなく選択肢特性を考慮してアプローチする上で、以下の3つのリサーチクエスチョンをたてた。

RQ1：職業についての評価はどのように異なるのか。

RQ2：どのような職業についての評価が職業期待に影響を与えるのか。

RQ3：職業の特性は職業期待に対する個人の特性の効果をどの程度媒介しているのか。

1つ目は職業に対する評価の分布に、2つ目は職業に対する評価が職業期待に与える影響に、そして3つ目は、社会経済的背景が職業に対する評価を媒介として職業期待に与える影響に注目したものである。

## 2.3 合理的選択理論によるアプローチ

選択肢に対する評価が個人の選択に結びつくという枠組みで分析する上で、合理的選択理論からアプローチする。合理的選択理論とは、「人々の行為を合理的に選択されたものとして説明することを通じて、人々の行為の結果として生じている社会現象を説明しようとする、という形式を持つ理論的試み一般」(盛山 1997, 137)である。このような理論枠組みは、Boudon (1974) を代表として多くの社会階層研究者に適用されている。例えば、Jonsson and Erikson (2000) は、合理的選択理論から教育選択のモデルを次のように定式化している。まず、実現可能な選択肢 (feasible set) を  $j$  とし、その選択から得られる便益 (benefit) を  $B_j$ 、選択に伴う負担 (cost) を  $C_j$ 、その選択肢についての成功の見込み (probability of success) を  $P_j$  とする。よって失敗の見込みは  $(1 - P_j)$  となる。中途退学などで失敗すれば、コストが  $C_j$  で一定のまま、便益  $B_j$  が 0 となるとする。すると、 $j$  を選択することで期待される効用  $U_j$  は次のように示すことができる。

$$U_j = P_j(B_j - C_j) + (1 - P_j)(0 - C_j),$$

よって,  $U_j = P_j B_j - C_j.$

そして個人は最も期待される効用  $U$  が高くなる選択を行うのである。もちろん、実際にこれらを正確に計算することはできないが、効用について選択肢の順序付けができれば十分である。また、便益 ( $B$ ) は金銭的なものでも非金銭的なものでもありうる。例えば、Goldthorpe (1996) や Breen and Goldthorpe (1997) は、親の社会・経済的地位によって教育の便益が異なることが、教育選択の差異に結びつくことを相対的リスク回避仮説によって説明するが、そこでの便益とは親の社会的地位からの下降移動回避という非金銭的なものである。

#### 2.4 職業期待に影響を与える選択肢特性に関する仮説

上記の合理的選択理論の分析枠組みに基づき、職業に対する評価で注目するのはその職業がもたらす便益、職業につく上で必要な負担、そして成功の見込みである。便益についてはその職業の社会的地位は高いかどうか、また Breen and Goldthorpe (1997) の相対的リスク回避仮説からその職業は現在の生活水準を維持できるかどうかという2点について検討する。職業に就く上で必要な負担については、教育投資の経済的負担感を用いる。成功の見込みに関しては、その職業につくことが可能かどうかを検討する。これら選択肢特性が職業期待に与える影響は以下のような仮説として示すことができる。

仮説 B1：社会的評価が高いと考える職業を選択しやすい

仮説 B2：現在の生活水準を維持できると考える職業を選択しやすい

仮説 C：必要な教育投資の経済的負担が大きいと考える職業を選択しにくい

仮説 P：職業につく上での難易度が高いと考える職業を選択しにくい

### 3 方法

#### 3.1 データ

分析には2012年11月～12月にかけて高校2年生とその母親に対して行われた「高校生と母親調査, 2012」のデータを用いた。1,560の高校生と母親ペアに調査票を送付し、1,070有効ペア(68.6%)からの有効回収が得られている。このデータには、高校生の職業希望だけでなく、各職業についての評価が含まれている。なお、各職業についての評価は高校生と母親の両方に聞いているが、本稿では高校生の評価についてのみ分析を行う。分析の対象となったのは887ケースである。

### 3.2 変数

従属変数となるのは、高校 2 年生が学校を卒業した後につきたいと思っている職業である。調査票では、(1) 事務職、(2) 販売職、(3) サービス職、(4) 生産現場職・技能職、(5) 運輸、(6) 保安職、(7) 専門職・技術職、(8) 管理職、(9) その他の選択肢の中から 1 つ選択する形式となっている。欠損値をできるだけ減らすために、その他についてはその内容からプリコードに再割当てを行った。また、この質問の後に自由回答で具体的な仕事の内容を記述するようになっている。そこで、プリコードで無回答の場合も自由記述をもとに該当する値を与えた。最終的にはその他や無回答を除いた、(1) ~ (8) の選択を対象として分析を行った。

独立変数は選択肢特性変数と個人特性変数である。選択肢特性変数は 4 つの選択肢についての評価を用いた。社会的評価、生活水準の維持可能性、難易度については、「仮にあなたが以下の (ア) ~ (ク) の仕事につくとしたら、以下の a~d のことがらについてどう思いますか。実際の希望とは別に、イメージでもかまいませんので、(ア) ~ (ク) [(1) 事務職、(2) 販売職、・・・、(8) 管理職] の全ての職業について、a~d それぞれについてお答えください。」([ ] 内は筆者追加) という問から回答が得られている。8 つの職業について、社会的評価については「b. 社会的な評価が高い」、現在の生活水準の維持可能性については「c. 今と同じ生活水準を維持できる」、そして難易度については「a. その仕事につくことは難しい」という問いに対して、それぞれ「1. そう思う」から「5. そう思わない」の 5 点尺度で回答してもらっている。

ただし、職業達成に伴う負担についての評価は調査票には含まれていない。そこで、職業に到達するために必要な学歴の評価と各教育に伴う経済的負担の評価を組み合わせることで、経済的負担感を間接的に求めた。まず、「次の (1) 事務職、(2) 販売職、・・・、(8) 管理職の仕事につくためには、少なくともどの学校を出る必要があると考えますか」という項目からそれぞれの仕事に必要なと考える学歴水準（高校まで、専門学校まで、短大まで、大学まで、大学院までの 5 カテゴリー）を求めた。次に、最後に行く学校が大学、短大、専門学校、高校だとしたら経済的負担が大きいかという質問に対する回答から、各学校に進学することに伴う経済的負担感を求めた。このように、必要となる学歴水準をもとにして各職業につく上での経済的負担感を求めた。

個人特性変数は、性別（女性ダミー）、階層（職業 8 分類+母子家庭、母親学歴、父親学歴、現在の収入、3 年前の収入、預貯金額、21 の所有財の有無、本の冊数、高校生の主観的暮らし向き、母親の主観的暮らし向きに対する多重対応分析から作成）、そして成績（小学校と中学校の成績の自己評価と親の評価をもとにした単純加算の合成得点、Cronbach's  $\alpha = 0.869$ ) である。

表1 個人特性変数の平均値と標準偏差

	平均値	標準偏差
女性ダミー	0.510	0.500
階層	0.000	1.000
成績	0.000	1.000

N = 887.

### 3.2 条件付きロジットモデル

分析には条件付きロジットモデル (Conditional logit model) を用いた。条件付きロジットモデルは、個人特性変数と選択肢特性変数が選択に与える影響を推定可能なカテゴリカル従属変数の分析モデルである。個人を  $i$ 、選択肢を  $j (= 1, 2, \dots, m, \dots, J)$  とする。また個人特性変数と  $\mathbf{x}_i$ 、選択肢特性変数を  $\mathbf{z}_{ij}$  とする。なおここで、 $\mathbf{z}_j$  ではなく  $\mathbf{z}_{ij}$  となっているのは、選択肢特性が個人間で異なるためである。条件付きロジットモデルでは、個人  $i$  が選択  $m$  を選ぶ確率は次のように表される (Long and Freese 2006)。

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_{ij}) = \frac{\exp(\alpha_m + \mathbf{x}_i \beta_m + \mathbf{z}_{im} \gamma)}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j + \mathbf{x}_i \beta_j + \mathbf{z}_{ij} \gamma)}$$

ここで、 $\beta_m$  は個人特性変数  $\mathbf{x}_i$  の係数、 $\gamma$  は選択肢特性変数  $\mathbf{z}_{ij}$  の係数である。 $\beta_m$  は基準となるカテゴリと比較した場合に選択肢  $m$  を選択する確率に与える影響であり、1 つの変数につき「選択肢の総数-1」個のパラメータが推定される。これは個人特性変数の効果に注目した通常の多項ロジスティック回帰モデルと同様である。一方、 $\gamma$  は選択肢の特性がある選択肢を選ぶ確率に与える影響であり、1 つの選択肢特性変数につき 1 つのパラメータが推定される。このパラメータが本稿が注目する選択肢特性の効果であり、仮説から、職業期待に対して社会的評価の高さと生活水準の維持可能性は正の効果 ( $\gamma$  はプラス) を、経済的負担感と難易度は負の効果 ( $\gamma$  はマイナス) を持つと予想される。

## 4 分析結果

### 4.1 職業期待の分布と各職業に対する評価の平均値

まず、高校生の職業期待の分布を表2より男女別に確認する。男女ともに最も期待する割合が大きいのは専門職・技術職である。過去の高校生調査<sup>5)</sup>と同様に、高校生の専門職希望が高いといえる (片瀬 2005 ; 片瀬・元治 2008 ; 尾嶋 2001)。専門職・技術職の次に多いのは、男子については生産現場職・技能職や事務職である。女性については事務職とサービス職が多い。男性については販売職、サービス職、保安職、管理職が4~5%となっているが、女性については販売職が5.3%であることを除けば、希望する割合は2%未満と低い。

表2 職業期待の分布

職業期待	男性		女性	
	分析対象	全体	分析対象	全体
(1) 事務職	14.7	14.3	15.7	15.8
(2) 販売職	4.6	4.4	6.0	5.3
(3) サービス職	5.8	5.1	11.1	12.1
(4) 生産現場職・技能職	21.2	18.4	1.8	1.7
(5) 運輸	1.4	1.3	0.0	0.0
(6) 保安職	3.9	4.0	1.8	1.7
(7) 専門職・技術職	43.9	41.4	63.1	56.4
(8) 管理職	4.6	4.4	0.7	0.9
無回答・不明	—	6.7	—	6.1
合計	100.0	100.0	100.0	100.0
N	435	526	452	544

表3 選択肢特性変数の記述統計

職業	社会的評価の高さ		生活水準維持の可能性		経済的負担感		難易度	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
(1) 事務職	2.460	0.985	2.488	0.940	2.612	1.228	2.514	1.090
(2) 販売職	1.924	0.839	2.078	0.834	2.130	1.352	2.000	1.078
(3) サービス職	2.160	0.869	2.037	0.835	2.488	1.275	2.267	1.103
(4) 生産現場職・技能職	2.147	0.900	2.110	0.864	2.422	1.306	2.463	1.104
(5) 運輸	1.782	0.891	1.828	0.885	1.822	1.354	2.072	1.194
(6) 保安職	3.062	0.999	2.637	1.067	2.657	1.279	3.158	1.067
(7) 専門職・技術職	3.126	0.898	2.828	0.971	2.983	1.053	3.212	0.997
(8) 管理職	3.080	0.966	2.850	0.990	3.083	0.992	3.245	0.971
全体	2.468	1.054	2.357	0.996	2.525	1.296	2.619	1.182

N = 897.

表3は、各職業に対する4つの評価の平均値を示したものである。表3より、各職業に対する社会的評価の高さ、生活水準の維持可能性、経済的負担感、難易度についての評価は異なる。高校生は、保安職、専門職・技術職、管理職の社会的評価は高く、販売や運輸の社会的評価は低いと考えている。生活水準維持の可能性については、専門職・技術職、管理職で高く、販売職、サービス職、生産現場・技能職、運輸で低いと考えている。また経済的負担感は、管理職で最も高く、次いで専門職・技術職で高い。サービス職や運輸では低いと考えている。職業につく上での難易度は専門職・技術職、管理職で高く、販売職、サービス職、運輸で低いと考えている。

同一の職業に対する評価の関連を表4の相関係数より検討する<sup>6)</sup>。例えば事務職についての社会的評価の高さと生活水準維持可能性という2つの評価の相関は0.567となる。社会的評価の高さと生活水準維持可能性の相関はどの職業についても高く、最小でも0.551、最

大で0.666となる。つまり、社会的評価が高いと考えている職業については生活水準維持の可能性も高いと高校生は考えている。同様に、社会的評価の高さと難易度の相関はどの職業についても高く、これは高校生に社会的評価が高いと考えられている職業は、その到達難易度も高いと考えられていることを意味する。次いで相関が高い傾向にあるのは、生活水準維持の可能性と難易度であり、生活水準維持の可能性が高い職業はその到達難易度も高いと考えられる傾向がある。なお、経済的負担感と他の3つの評価の関連は比較的小さい傾向がある。

表4 同一の職業に対する評価の相関

	社会的評価の高さ			生活水準維持の可能性		経済的負担感
	生活水準維持の可能性	経済的負担感	難易度	経済的負担感	難易度	難易度
(1) 事務職	0.567	0.233	0.659	0.115	0.398	0.276
(2) 販売職	0.551	0.235	0.571	0.187	0.329	0.278
(3) サービス職	0.605	0.275	0.584	0.197	0.410	0.320
(4) 生産現場職・技能職	0.631	0.245	0.593	0.234	0.425	0.302
(5) 運輸	0.666	0.280	0.542	0.230	0.438	0.209
(6) 保安職	0.612	0.147	0.625	0.129	0.397	0.251
(7) 専門職・技術職	0.615	0.149	0.595	0.098	0.362	0.203
(8) 管理職	0.624	0.212	0.659	0.159	0.459	0.290

#### 4.2 選択肢特性が職業期待に与える影響

選択肢特性が職業期待に与える影響を条件付きロジットモデルから検討する。表4でみたように、4つの評価の相関関係は高い。そこで、Model 1からModel 4までは、性別、階層、性別の3つの個人特性変数をコントロールした状態で、4つの選択肢特性の効果をひとつずつ検討した。このようにして推定した選択肢特性の効果を表5に示した（個人特性変数の推定値については省略）。このように単独で投入した場合、社会的評価の高さと生活水準維持の可能性は職業期待に対して有意な正の効果を持つことがわかる。社会的評価が高いと考えているほど、そしてまた生活水準維持の可能性が高いと考えているほど高校生はその職業を選択しやすいといえる。経済的負担感や難易度については、単独では職業期待に対して有意な効果を持たなかった。これらの選択肢特性変数を同時に投入したのがModel 5である。Model 5の結果をみると、社会的評価の高さと生活水準維持の可能性は職業期待に正の効果を持っており、また難易度は負の効果を持っていた。つまり、他の選択肢条件が同じであれば、高校生はより難易度が低いと考える職業を希望する傾向がある。なお、社会的評価の高さと生活水準維持の可能性の効果は単独で投入した時とほぼ同様の値をとっているため、相関が高いことによる係数の大きな変動は生じていない。

表 5 条件付きロジットモデルによる選択肢特性変数の効果の推定結果

	<i>Coef.</i>	<i>S.E.</i>	<i>p</i>
<b>Model 1</b>			
社会的評価の高さ	0.173	0.056	0.002
<b>Model 2</b>			
生活水準維持の可能性	0.259	0.051	0.000
<b>Model 3</b>			
経済的負担感	-0.048	0.040	0.230
<b>Model 4</b>			
難易度	-0.073	0.047	0.123
<b>Model 5</b>			
社会的評価の高さ	0.181	0.076	0.018
生活水準維持の可能性	0.260	0.062	0.000
経済的負担感	-0.060	0.043	0.162
難易度	-0.226	0.063	0.000

個人特性変数の推定値については省略。

都道府県をクラスタとしたロバスト標準誤差を推定。

N (observations) = 7096, N (cases) = 887.

#### 4.2 個人特性が職業期待に与える影響

それでは、性別、階層、成績という3つの個人特性変数は職業期待にどのような影響を与えているのだろうか。表6には、Model5から得られた個人特性変数の効果の推定値を示したものである。性別の効果については、女性のほうが専門職・技術職と比較して、生産現場・技能職、運輸、保安、管理職を選びにくい傾向がある。階層の効果については、階層が高いほうが専門職・技術職と比較して、生産現場・技能職を選びにくい。なお、階層の効果については成績を投入する前のモデルでも検討した。その結果、出身階層が高いほうが、専門職・技術職と比較して、販売職、サービス職、生産現場・技能職を選びにくく、管理職を選びやすいことが分かる（付録1を参照）。つまり、階層の効果を成績が大きく媒介し<sup>7)</sup>、職業期待に影響を与えている。

#### 4.3 選択肢特性の媒介効果

選択肢特性が職業期待に影響を与えることが明らかになったが、それではこのような選択肢に対する評価は、高校生の個人特性の職業期待に対する効果をどの程度媒介しているのだろうか。間接効果を推定する上では、通常Model5から選択肢特性変数を取り除いたモデルから得られる係数とModel5から得られる係数を比較するという方法が取られているが、ロジットモデルのような非線形のモデルの場合、このような手続きで間接効果を求めることはできない。そこで、KHB法(Karlson et al. 2012)を用いて、条件付きロジットモデルにおける個人特性変数の効果が選択肢特性変数を媒介して職業期待に与える効果を推定した。表7の2行目は、媒介の割合を示したものである。階層の効果が有意であった生産現場



職・技能職についてみると、選択肢特性変数は 9.1%ほど職業期待に対する階層の効果を媒介している。成績をコントロールしない場合についても、職業期待に対する階層効果を選択肢特性変数が媒介する割合は大きくない<sup>8)</sup>。また成績の効果が有意であった販売職、サービス職、生産現場職・技能職、運輸についてみると、それぞれ-0.6%、3.3%、1.2%、0.7%ほど職業期待に対する成績の効果を媒介している。

表 6 条件付きロジットモデルによる選択肢特性変数（再掲）と個人特性変数の効果の推定結果 (Model 5)

	<i>Coef.</i>	<i>S.E.</i>	<i>p</i>
選択肢特性変数			
社会的評価の高さ	0.181	0.076	0.018
生活水準維持の可能性	0.260	0.062	0.000
経済的負担感	-0.060	0.043	0.162
難易度	-0.226	0.063	0.000
個人特性変数			
(1) 事務職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-0.354	0.246	0.150
階層	0.037	0.087	0.668
成績	-0.136	0.107	0.202
切片	-1.051	0.182	0.000
(2) 販売職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-0.154	0.250	0.538
階層	-0.074	0.098	0.448
成績	-0.569	0.218	0.009
切片	-2.238	0.271	0.000
(3) サービス職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	0.244	0.236	0.300
階層	-0.178	0.144	0.219
成績	-0.648	0.140	0.000
切片	-2.037	0.173	0.000
(4) 生産現場職・技能職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-2.816	0.401	0.000
階層	-0.287	0.118	0.015
成績	-0.540	0.142	0.000
切片	-0.727	0.123	0.000
(5) 運輸 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-14.786	0.542	0.000
階層	-0.058	0.485	0.904
成績	-1.368	0.311	0.000
切片	-4.080	0.816	0.000
(6) 保安職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-1.179	0.392	0.003
階層	-0.055	0.191	0.773
成績	-0.172	0.251	0.493
切片	-2.392	0.233	0.000
(8) 管理職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-2.269	0.620	0.000
階層	0.292	0.244	0.230
成績	0.477	0.348	0.171
切片	-2.550	0.313	0.000

N (observations) = 7096, N (cases) = 887.

都道府県をクラスタとしたロバスト標準誤差を推定.

表 7 KHB 法による個人特性変数の効果が選択肢特性変数を媒介する程度の推定 (Model 5)

	Confounding ratios	Percentage reduction due to confounding	Rescale factor
(1) 事務職			
切片	1.03	3.3	1.00
女性ダミー	0.96	-4.2	1.15
階層	1.40	28.6	1.18
成績	0.81	-23.4	0.84
(2) 販売職			
切片	1.04	4.3	1.01
女性ダミー	0.83	-20.9	1.48
階層	1.07	6.3	0.84
成績	0.99	-0.6	0.99
(3) サービス職			
切片	1.07	6.9	1.01
女性ダミー	1.11	10.3	0.86
階層	1.01	1.3	0.94
成績	1.03	3.3	0.98
(4) 生産現場職・技能職			
切片	1.17	14.7	1.01
女性ダミー	1.03	2.5	1.02
階層	1.10	9.1	1.00
成績	1.01	1.2	1.00
(5) 運輸			
切片	1.04	3.6	1.00
女性ダミー	1.00	0.1	1.00
階層	1.36	26.6	1.01
成績	1.01	0.7	0.99
(6) 保安職			
切片	1.01	0.9	1.01
女性ダミー	1.01	1.4	1.03
階層	1.15	12.7	0.98
成績	1.03	3.0	0.89
(8) 管理職			
切片	1.00	-0.1	1.00
女性ダミー	1.02	1.7	1.02
階層	1.04	3.6	1.07
成績	1.06	5.3	1.05

## 5 結論

これまでの進路選択研究は、個人の客観的な特徴や主観的な意識（地位達成志向など）が進路選択に与える影響を明らかにしてきたが、それぞれの進路がどのような特徴を持っているのかについては検討してこなかった。本稿のモデルでは個人特性としての意識ではなく、選択肢特性に対する個人の評価に注目し、行為のダイナミズムを明らかにするモデルを提案した。そして、「高校生と母親調査、2012年」の分析から、職業選択に対して、性別、階層、成績のような個人特性だけではなく、それぞれの職業についての社会的評価、生活水

準の維持可能性、難易度についての評価が影響を与えていることが明らかになった。

本稿の結果をまとめると次のようになる。まず(1)各職業に対する社会的評価の高さ、生活水準の維持可能性、経済的負担感、難易度についての高校生の評価は異なる。(2)各職業に対する評価と職業期待は結びついている。ある職業について、社会的評価が高いと考えるほど、また生活水準を維持できると考えるほど、高校生はその職業を選択する確率が高くなる(仮説 B1, 仮説 B2 を支持)。また、難易度については単独では効果がなかったが、他の変数を考慮すれば効果を持っていた(仮説 P を支持)。つまり、他の評価が一定であれば難易度の低いものを選択する傾向がある。なお、経済的負担感の効果を持たなかったことから、職業期待については経済的負担の影響は小さいと考えられる(仮説 C を棄却)。職業選択に伴う負担感の影響については、トレーニングに必要となる経済的負担感だけではなく、非経済的な負担感(例えば心理的な負担感)にも注目する必要があるだろう。(3)個人特性に関しては、性別、階層、成績が職業期待に対して効果をもっていた。階層の直接効果は小さくみられるが、成績を通じた間接効果がみられた。また、(2)と(3)の結果をふまえ、個人特性が職業期待に与える効果を職業に対する評価がどの程度媒介しているのかについて、KHB法を用いた直接効果と間接効果の分解から検討した。その結果、(4)性別、階層、成績が職業に対する評価を媒介として職業選択に対して与える影響は小さかった。

ただし、以上のように職業に対する評価が選択に与える影響は明らかになったものの、それが階層の効果を大きく媒介することはなかった。つまり、職業選択の階層間格差を説明する上では、本稿が用いた職業に対する評価をモデルに組み込んだとしてもその効果は限定的であったといえる。なお、教育選択に関する Breen and Goldthorpe (1997) のモデルを、本稿のように選択肢に対する評価や意識項目を投入した分析から検証しようとした海外の研究は、評価、意識、選好が選択に与える影響を示しているものの、それらが社会経済的背景の効果を大きく説明していないことを示している(Breen et al. 2014; Gabay-Egozi et al. 2010; 藤原 2011; Stocké 2007; Van de Werfhorst and Hofstede 2007)。これは、評価や意識の違いが選択に影響を与えるものの、社会経済的背景によって大きくは異なることを示している。一般的に職業や学歴の評価の階層的偏りは、その後の職業や教育選択を説明するほど十分には大きくないといえる。もちろん、それは職業選択や教育選択の階層間格差を説明する職業や教育に対する評価を測定できていない可能性もある。社会経済的背景によって異なり、そして選択に影響を与える職業や教育についての評価とは何かをさらに検討していく必要があるだろう。

なお、本稿は職業期待を対象としたが、教育期待についても選択肢特性を考慮した同様の分析が可能であり、教育選択のモデルに対しても本稿の枠組みは有効である。

## [注]

- 1) Morgan et al. (2013) は期待する職業に必要とされる学歴に対する「信念」が、その後の大学進学に影響を与えるというモデルを用いている。
- 2) 高校生の多くが進学する状況では、職業希望には文字通り希望が多く含まれていると予想されるが(荒牧 2001), 本稿では職業アスピレーションではなく、職業期待という言葉を用いる。
- 3) 一方、荒牧(2001)は、学校タイプによる職業希望の差はみられるものの、その関連は弱まってきたことを明らかにした。
- 4) 性別による職業希望の差異に注目した研究としては片瀬・元治(2008)を参照。
- 5) 片瀬(2005)の宮城県の高校生を対象とした調査データの分析からは、1986年から1999年の間で、男女ともに専門職志望率が高まっていることが示されており、1999年において、男子についても女子についても約40%が専門職を希望している。また片瀬・元治(2008)によれば2003年でも同様の傾向がみられる。尾嶋(2001)も、1997年の兵庫県の高校生について、男子の約24%が技術者・教員・記者といった専門職を希望していることを明らかにしている。女子については30%以上が栄養士・看護婦・保母・デザイナーといった専門職を、また10%以上が技術者・教員・記者といった専門職を希望している。ただし女子については、サービス職(理容師・美容師・ウェイター・コック・スチュワーデス)を希望している者も10%をこえている。なお、荒牧(2011)のPISAデータの分析によれば、ドイツ、オランダ、デンマークでも専門職希望率が高いことが分かっており、専門職希望が高いという現象は日本だけではなく西欧でもみられるといえる。
- 6) 実際には8つの職業に対してそれぞれ4つの評価があり、32の変数間の相関係数(496の相関係数)を算出できる。
- 7) 媒介の程度については付録2を参照。付録1で有意な効果のあったカテゴリについて、成績が階層の効果をどの程度媒介して職業期待に影響を与えているのかをみると、販売職は70.7%、サービス職は53.8%、生産現場職・技能職は37.1%、管理職は34.4%となった。よって、職業期待に対する階層効果の多くは成績を媒介としたものであるといえる。
- 8) 成績を投入しない状態で媒介効果を推定すると、階層効果の有意であった販売職、サービス職、生産現場職・技能職、管理職について、選択肢特性が階層効果を媒介する割合はそれぞれ2.2%、3.4%、7.1%、5.7%であった。

## [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査、2012」(2012年高校生と母親調査研究会)の個票データの提供を受けました。本稿の内容については、課題公募型研究会、課題公募型研究会成果報告会、社研セミナー、移動レジーム研究会、関西計量社会学研究会においてコメントを受け

た。記して感謝いたします。

#### [参考文献]

- 相澤真一, 2008, 「日本人の「なりたかった職業」の形成要因とその行方: JGSS-2006 データの分析から」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [7] JGSS で見た日本人の意識と行動 JGSS Research Series No.4』, 81-92.
- 荒牧草平, 2001, 「高校生にとっての職業希望」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, 81-106.
- 荒牧草平, 2011, 「高校生の職業・教育期待における階層差の生成メカニズム: PISA データによる検討」『九州大学教育社会学研究集録』12:1-17.
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley & Sons.
- Boudon, Raymond, 1974, *Education, Opportunity, and Social Inequality*, Wiley.
- Breen, Richard and John H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, 9:275-305.
- Breen, Richard, Herman G. van de Werfhorst, and Mads Meier Jæger, 2014, “Deciding under Doubt: A Theory of Risk Aversion, Time Discounting Preferences, and Educational Decision-making,” *European Sociological Review*. DOI:10.1093/esr/jcu039, available online at [www.esr.oxfordjournals.org](http://www.esr.oxfordjournals.org).
- Duncan, Otis Dudley, Archibald O. Haller, and Alejandro Portes. 1968. “Peer Influences on Aspirations: A Reinterpretation.” *American Journal of Sociology*, 74(2):119-137.
- 藤原翔, 2011, 「Breen and Goldthorpe の相対的リスク回避仮説の検証: 父親の子どもに対する職業・教育期待を用いた計量分析」『社会学評論』62(1):18-35.
- Gabay-Egozi, Limor, Yossi Shavit, and Meir Yaish, 2010, “Curricular Choice: A Test of a Rational Choice Model of Education,” *European Sociological Review*, 26(4):447-463.
- Goldthorpe, John H., 1996, “Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: The Case of Persisting Differentials in Educational Attainment,” *British Journal of Sociology*, 47:481-505.
- 石田浩・三輪哲, 2009, 「階層移動から見た日本社会: 長期的趨勢と国際比較」『社会学評論』59(4):648-662.
- 岩永雅也, 1990, 「アスピレーションとその実現: 母が娘に伝えるもの」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造4 女性と社会階層』東京大学出版会, 91-118.
- Jonsson, Jan O. and Robert Erikson, 2000, “Understanding Educational Inequality: The Swedish Experience,” *L'Année sociologique* 50(2):345-382.
- 荻谷剛彦, 1986, 「閉ざされた将来像: 教育選抜の可視性と中学生の「自己選抜」」『教育社会学研究』41:95-109.

- Karlson, Kristian Bernt, Anders Holm, and Richard Breen, 2012, “Comparing Regression Coefficients Between Models using Logit and Probit: A New Method,” *Sociological Methodology*, 38:463-481.
- 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.
- 片瀬一男・元治恵子, 2008, 「進路意識はどのように変化したのか：ジェンダー・トラックの弛緩？」海野道郎・片瀬一男編『＜失われた時代＞の高校生の意識』有斐閣, 119-141.
- Long, J. Scott and Jeremy Freese, 2006, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata Second Edition*, StataCorp LP.
- Morgan, Stephen L., Theodore S. Leenman, Jennifer J. Todd, and Kim A. Weeden, 2013. “Occupational Plans, Beliefs about Educational Requirements and Patterns of College Entry,” *Sociology of Education*, 86(3):197-217.
- 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.
- 直井優・藤田英典, 1978, 「教育達成過程とその地位形成効果」『教育社会学研究』33:91-105.
- 盛山和夫, 1997, 「合理的選択理論」井上俊・上野千鶴子・大澤真幸・見田宗介・吉見俊哉編『岩波講座 現代社会学：別巻 現代社会学の理論と方法』岩波書店, 137-156.
- Sewell, William H., Archibald O. Haller, and Alejandro Portes, 1969. “The Educational and Early Occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, 34:82-92.
- Stocké, Volker, 2007, “Explaining Educational Decision and Effects of Families’ Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment,” *European Sociological Review*, 23(4):505-519.
- 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.
- 尾嶋史章, 2002, 「社会階層と進路形成の変容：90年代の変化を考える」『教育社会学研究』70, pp. 125-42.
- Van de Werfhorst, Herman G. and Saskia Hofstede. 2007. “Cultural Capital or Relative Risk Aversion? Two Mechanisms for Educational Inequality Compared.” *British Journal of Sociology*, 58(3):391-415.
- Xie, Yu and Kimberly A. Goyette. 2003. “Social Mobility and the Educational Choices of Asian Americans.” *Social Science Research*, 32(3):467-498.

付録1 条件付きロジットモデルによる選択肢特性変数（再掲）と個人特性変数の効果の推定結果（Model 5 から成績を除いた）

	<i>Coef.</i>	<i>S.E.</i>	<i>p</i>
選択肢特性変数			
社会的評価の高さ	0.185	0.077	0.016
生活水準維持の可能性	0.276	0.060	0.000
経済的負担感	-0.054	0.044	0.226
難易度	-0.225	0.061	0.000
個人特性変数			
(1) 事務職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-0.357	0.246	0.148
階層	-0.001	0.087	0.993
切片	-1.052	0.182	0.000
(2) 販売職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-0.180	0.244	0.460
階層	-0.237	0.108	0.028
切片	-2.150	0.243	0.000
(3) サービス職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	0.215	0.232	0.354
階層	-0.359	0.143	0.012
切片	-1.910	0.161	0.000
(4) 生産現場職・技能職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-2.835	0.395	0.000
階層	-0.444	0.114	0.000
切片	-0.653	0.115	0.000
(5) 運輸 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-15.542	0.491	0.000
階層	-0.468	0.505	0.354
切片	-3.370	0.552	0.000
(6) 保安職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-1.187	0.396	0.003
階層	-0.102	0.175	0.558
切片	-2.397	0.232	0.000
(8) 管理職 vs. (7) 専門職・技術職			
女性ダミー	-2.282	0.625	0.000
階層	0.413	0.211	0.050
切片	-2.384	0.288	0.000

N (observations) = 7096, N (cases) = 887.

都道府県をクラスタとしたロバスト標準誤差を推定.

付録2 KHB法による成績の効果が階層の効果を媒介する程度の推定 (Model 5)

	Confounding ratios	Percentage reduction due to confounding	Rescale factor
(1) 事務職			
切片	0.96	-4.2	0.96
女性ダミー	1.04	3.8	1.03
階層	-0.08	1329.3	3.99
(2) 販売職			
切片	0.96	-4.0	1.00
女性ダミー	1.27	21.5	1.09
階層	3.41	70.7	1.07
(3) サービス職			
切片	0.96	-4.1	1.02
女性ダミー	0.76	-31.4	0.87
階層	2.16	53.8	1.07
(4) 生産現場職・技能職			
切片	0.90	-11.1	1.00
女性ダミー	1.02	1.6	1.01
階層	1.59	37.1	1.03
(5) 運輸			
切片	0.97	-3.3	1.17
女性ダミー	1.00	0.2	0.95
階層	8.49	88.2	1.05
(6) 保安職			
切片	0.99	-0.8	0.99
女性ダミー	1.02	2.4	1.02
階層	1.92	47.9	1.04
(8) 管理職			
切片	1.01	0.6	1.08
女性ダミー	0.99	-1.4	0.98
階層	1.52	34.4	1.08



# 母子間における価値観の伝達

——性別役割分業意識に焦点を当てた分析——

小川和孝

(東京大学)

本稿の目的は、母子間における性別役割分業意識の世代間の伝達が存在するかどうかについて検証を行うことである。高校生とその母親についての情報が含まれたデータを用いて、母親の性別役割分業意識が伝統的であることが、子どもの性別役割分業意識の伝統性を強めるのかどうかを分析した。また、母子間のコミュニケーションの頻度が価値観の伝達を強める媒介プロセスとして働いているのかどうかを検証した。分析においては、母子間の意識の内生性を考慮し、誤差項の相関を認めるモデルを使用した。結果として、母親の性別役割分業意識の伝統性は、男子の場合には一般的な次元と個人的な選択の次元の双方の性別役割分業意識の伝統性を強め、女子の場合には個人的な選択の次元においてのみ性別役割分業意識の伝統性を強める傾向があることが確認された。また、女子においては母子間のコミュニケーションの強さが、母親の価値観をより伝える程度を強めることが明らかになった。これらの結果は、男女間の不平等の問題を考える上で、労働市場入職以前において、親の社会化による無視できないメカニズムが存在することを示唆する。

## 1 問題設定

### 1.1 男女間の不平等における性別役割分業の問題

男女間の不平等の問題は、社会学において主要な研究領域の1つである。日本社会の男女間賃金格差は現代でもかなり大きいことが知られており、Blau and Kahn (2003) の研究によると比較されている22カ国の中で最大となっている。

労働市場における男女間の経済的格差を生む構造としてしばしば注目されるのが、性別役割分業である。宮本 (2008) は、これまで日本においては人々の生活を成り立たせるための仕組みとして男性世帯主の雇用保障に重きが置かれてきたと述べている。すなわち、世帯の稼ぎ主たる男性の失業率を低く抑え、企業が家族を養うための賃金を与える一方、福祉については家族に任せることで人々の生活を成り立たせる仕組みが機能してきたとする。すなわち、家事や育児、介護などの負担を世帯内の女性に依存する性別役割分業を用いることで、人々の生活保障を成り立たせてきたということである。

岩井・真鍋 (2000) は、子育て期にあたる30代において、女性の労働力率が落ち込む、「M字型就労」の国際比較を行い、1970年にはアメリカ・ドイツ・スウェーデンでも25-34歳女性の労働力率の落ち込みが見られたが、1980年、1990と近年になるにつれて、それが解消していることを確認している。一方、日本の場合は落ち込みが浅くなっているものの、解消はされていないことを論じている。

また、厚生労働省が2010年に行った出生動向基本調査によれば、第一子出産後に退職し

ている女性が4割以上、第一子出産前から無業の女性が2割以上おり、これらを足した割合は、育児休業法制定されて20年が経過しているものの大きく変化をしていない。

また、家庭内の分業である家事の負担に着目した場合にも、国際的に見て、日本における家事の役割分担は、妻に大きく偏っている (Fuwa 2004)。以上のように、日本における性別役割分業の程度は今なお根強いことが確認できるのである。

## 1.2 性別役割分業意識に注目する意義

性別役割分業が維持される仕組みとして、「男性稼ぎ主型」を標準とするような様々な社会制度や、雇用差別というものがあることが要因として考えられる (大沢 2007) が、そうした制度や労働需要側の要因のみで捉えてしまうのは問題があると考えられる。実際には、個々人の教育的背景、キャリアに対する期待や選好、家族の社会経済的地位などの、広い意味での供給側の要因があり、需要と供給の相互作用の中で生じている男女間の格差を捉える必要があると考えられるためである (Xie and Shauman 2003: 2)。

本稿ではそうした供給側の要因の1つとして考えられる、性別役割分業への人々の支持に注目する。性別役割分業意識は、実際の分業の度合いとも関連していることが指摘されている (Kamo 1988)。

意識を説明要因とするのは、因果メカニズムを考える上ではしばしば忌避されることがある。その理由として挙げられるのは、測定誤差や内生性の問題である。しかしながら、Hakim (2003) は、意識や態度は男女間の不平等を考える上で無視できない要因であると指摘する。本稿ではこの Hakim の指摘を捉えた上で、かつ内生性についての批判に応えるため、因果関係をより頑健に捉えうるモデルを採用する。これについては後に詳述する。

また、本稿では労働市場における格差の事前の要因となり得る、高校生時点での性別役割分業意識に注目する。Marini and Brinton (1984) は、性別役割についての社会化 (sex-role socialization) を通じて労働市場に入る以前に性別によって異なる職業意識が生じるとしている。また、Rindfuss, Cooksey, and Sutterlin (1999) のように、職業意識はライフコースを通じてかなり変わりうるものであるという指摘はある。しかしながら、若年期における格差の生成要因は蓄積的な影響を持つということも考えられる (DiPrete and Eirich 2006)。よって、高校生時点における性別役割分業意識に注目することは一定の意義があると考えられるだろう。

## 1.3 本稿の構成

本稿の続く構成は、以下の通りである。続く2節では、先行研究を参照しながら、理論的枠組みの検討および実証研究の課題を確認する。3節では、分析課題をより焦点化して提示を行う。4節では、データと方法について論じる。5,6節では、分析の結果を提示する。7節では、分析結果の要約および、そこから得られる理論的含意・今後の課題について確認する。

## 2 先行研究の検討

### 2.1 理論的枠組みの検討

人々がどのようにして性別役割分業意識を抱くようになるのか、その規定要因には様々な理論的な議論が行われている。Bolzendahl and Myers (2004)は、性別役割分業意識が interest-based と exposure-based の説明の関数であるとしている。interest-based な説明とは、ある個人がジェンダー平等な状態から利益を受けるならば、そのような考え方に賛意を示すということである。他方、exposure-based な説明とは、ジェンダー平等的な考え方にふれることで、個人の性別役割分業意識が形成されたり、変わったりするということである。ただし、これらは相互に排他的ではなく、同じ変数がどちらの説明にも用いられることもあり、どちらのメカニズムがより重要かというのはしばしば難しい問題であるという。

本稿の枠組みで言えば、母親の性別役割分業意識に触れるということ自体が、社会化の影響として子どもに影響するかもしれない。これは、exposure-based な説明と考えられる。一方で、母親の性別役割分業意識が子どもの効用の計算に影響するかもしれない。例えば、母親の性別役割分業意識が伝統的であることで、男子はより男女不平等な社会構造から利益を得ようと思うかもしれないし、女子は労働市場における経済的な利得の可能性を低く見積もるようになるかもしれない。これは interest-based な説明である。

いずれにせよ、理論的な枠組みからすると、母親の性別役割分業意識の伝統性は、子どもの性別の性別役割分業意識の伝統性を強める傾向があることを予測する。しかしながら、これが実際にそうであるのか、またどの程度の強さとして確認されるのかはデータによる検証が行われる必要があると言える。

### 2.2 母親の性別役割分業意識への注目

本稿では、子どもの性別役割分業意識に影響する要因として、母親の性別役割分業意識を主要なものとして注目する。これまで、日本の高校生の性別役割分業意識に注目した研究はあるが（吉川 2001, 木村 2009）、親の影響に注目した分析は行われていない。しかしながら、労働市場における経験および、離家経験をほとんど持っていない高校生段階においては、両親が価値観の形成に及ぼす影響は無視できないだろう。

実際、海外の文献では、世代間で性別役割分業意識の伝達があることが指摘されており、また特に母親が社会化の担い手として重要であるという（Davis and Greenstein 2009）。親は男女で異なった教育期待をとりわけ強く持っている指摘されてきた日本社会において（Brinton 1993）、世代間で性別役割分業意識の伝達があるかどうかを検証することは実証的な意義があることだと思われる。

## 3 分析の焦点化

### 3.1 性別役割分業意識の異なる次元の区別

性別役割分業意識を概念的にどのように捉えるかということを次に検討する。ここで主張するのは、性別役割分業についての、一般的な価値観と個人的な選好は区別して考えるべきであるということである。Hakim (2003) は、個人の価値観と選択は異なっており、しばしば関連が小さいと指摘する。例えば、ある女性が、子どもが小さい時に母親は自由に仕事に戻れるようにすべきだと考えていたとしても、自分自身は働きたくないと考えることがありうる。これらが母親の持つ価値観によって異なった影響のされ方をするのか、というのは興味深い問いになりうる。

よって、次節で詳しく述べるが、従属変数として注目する子どもの性別役割分業意識については、一般的な意見への支持と、個人的なライフコース選択における選好という次元を区別する。また、母親については上記の区別においては一般的な価値観の次元にしか注目をしないが、より頑健な結果を得るために、複数の質問を用いて異なったモデルを設定する。

### 3.2 母子のコミュニケーションによる媒介

次に、本稿では母子における性別役割分業意識が伝達されるプロセスについても踏み込んだ分析を行う。仮に母親の性別役割分業意識の伝統性が、子どものそれを強めるという関係が見られたとしても、自動的に伝達が行われるということはないだろう。そこには両者をつなぐ何らかの振る舞い、すなわち伝達のプロセスがあるはずである。本稿では、そこで考えられるプロセスの 1 つとして、母子の進路選択に関するコミュニケーションの度合いに注目をする。母親の性別役割分業意識の伝統性が強い場合に、同時に母親が子どもの進路について相談に乗ることがよくある場合には、母親の価値観がより伝わりやすくなるという仮説である。

### 3.3 問いの設定

以上より、本稿における分析の問いを次のように設定する。第一に、母親の性別役割分業意識の伝統性は、子どもの性別役割分業意識の伝統性を強めるかどうかである。また、男女でその関連の仕方が異なるかどうかを検証する。第二に、母子の性別役割分業意識の関連が、コミュニケーションによって媒介されているのかどうかである。

## 4 分析の戦略

### 4.1 データ

本稿で用いるデータは、2012年11月から12月に行われた、「高校生と母親調査」である。本データの調査対象は、日本全国における、調査時点で全日制本科2年制にあたる高校生とその母親である。サンプリングは、イプソス株式会社に登録されている母親のいる高校2年生のモニタリストを抽出台帳とし、地域ブロック（「学校基本調査」による）、都市規模（「住民基本台帳」による）、性別による層化を行い、抽出されている。調査は郵送法で行われ、

高校2年生とその母親 1560 ペアに対して調査票を郵送し、1070 ペアからの有効回答を得た（回収率 68.6%）。

本データは、高校生とその母親についての情報が同時に得られており、母子間における価値観の伝達という、本稿の問いを検証する上で適したデータである。また、本データは親の学歴や世帯年収などの社会階層に関する情報を、子どもからではなく母親から得ており、これらの変数についてより正確な情報が得られていると考えられるという利点が挙げられる。

#### 4.2 分析に使用する変数

分析において注目する変数は、次の通りである。従属変数は2つ用いる。第一の従属変数は、子どもの持つ性別役割分業意識についての一般的支持であり、これは、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」という質問によって操作化し、1=「そう思わない」、2=「あまりそう思わない」、3=「どちらともいえない」、4=「ややそう思う」、5=「そう思う」となる順序変数として設定した。

第二の従属変数は、子どもの持つ性別役割分業の個人的な選択への選好である。これは、結婚後の就業継続希望の変数によって操作化する。具体的には、「【女性の方へ】あなたは結婚しても仕事を続けたいと思いますか。結婚相手がどう希望するかは別にして、次の1~6の中から、あなた自身の考えにもっとも近いもの1つに○をつけてください。【男性の方へ】あなたが結婚した場合、妻が働くことをどう思いますか。結婚相手がどう希望するかは別にして、次の1~6の中から、あなた自身の考えにもっとも近いもの1つに○をつけてください。」という質問を用いた。回答はの選択肢は、1=「結婚後もずっと仕事を続ける」、2=「出産時に退職し、しばらくしてから再就職する」、3=「出産時に退職し、その後は仕事をしない」、4=「結婚時に退職し、しばらくしてから再就職する」、5=「結婚時に退職し、その後は仕事をしない」、6=「結婚しないでずっと仕事を持つ」である。選択肢1を「1」、選択肢2~5を「0」、選択肢6を欠損値とし、二値変数として設定した。

注目する独立変数は、母親の性別役割分業意識である。これは3つの変数を用いて操作化し、1つは子どもの従属変数の1つとして用いるものと同じ、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」という質問である。これは、1=「そう思わない」、2=「あまりそう思わない」、3=「どちらともいえない」、4=「ややそう思う」、5=「そう思う」となる順序変数として設定した。

また、「男子も身の回りのことや炊事をすべき」、「子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき」という変数も用いる。これらは、「賛成」、「どちらかといえば賛成」、「どちらかといえば反対」、「反対」で捉えられている。1から4の順序変数として、「男子も身の回りのことや炊事をすべき」は、4=「反対」となるようにした。一方で、「子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき」は、4=「賛成」となるようにした。すなわち、これらについては数値が大きいほどより伝統的な態度となるように設定した。

統制変数として用いるのは、高校の偏差値、父親・母親がそれぞれ大卒かどうか、母親の結婚時の就業の有無、母親の現在の就業の有無、子どものきょうだい数、世帯収入の対数値である。

### 4.3 分析のモデル

本稿では母親と子どもの性別役割分業意識の関連について注目するが、その際に問題になるのは内生性の問題である。本稿では以下のような内生性を考慮したモデルを用いる。なお、モデルの記述は Miranda and Rabe-Hesketh (2006) に従い、推定は Roodman (2011) による、Stata の `cmp` コマンドを用いる。

$$Y_i^* = \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} + \theta S_i + U_i$$

$$S_i^* = \mathbf{Z}_i' \boldsymbol{\gamma} + V_i$$

ここで、 $Y_i^*$  は従属変数の潜在値であり、また  $S_i^*$  は、母親の性別役割分業意識の潜在値である。 $\mathbf{X}_i$  と  $\mathbf{Z}_i$  はそれぞれ  $Y_i^*$  と  $S_i^*$  に対する共変量ベクトルである。 $Y_i^*$  および  $S_i^*$  は、閾値を超えた時にのみ観察値が実現する。従属変数は前項で述べたとおり 2 つ用いるが、子どもの持つ性別役割分業意識についての一般的支持については順序プロビットモデルを、子どもの持つ性別役割分業の個人的な選択への選好については、二項プロビットモデルが用いられる。

前項で述べた統制変数のうち、 $\mathbf{X}_i$  には高校の偏差値、父親・母親がそれぞれ四年制大学卒であるかどうか、母親が現在就業しているかどうか、および子どものきょうだい数を用いた。また、 $\mathbf{Z}_i$  には父親・母親がそれぞれ四年制大学卒であるかどうか、母親が結婚時に就業していたかどうか、および世帯年収の対数値を用いた。

また、 $\text{cov}(\mathbf{X}_i, U_i) = 0$  および、 $\text{cov}(\mathbf{Z}_i, U_i) = 0$  を仮定する。しかし、 $\text{cov}(S_i, U_i) \neq 0$  であり、母親の性別役割分業式は内生的であることを想定する。

また、誤差項  $U_i$  および  $V_i$  は、下記のように表される。

$$U_i = \lambda \varepsilon_i + \tau_i$$

$$V_i = \varepsilon_i + \zeta_i$$

ここで、 $\varepsilon_i, \tau_i, \zeta_i$  はそれぞれ独立に標準正規分布に従う。そして、 $U_i$  および  $V_i$  は次のような、パラメータ  $\rho$  を通じた相関が認められる。

$$\rho = \frac{\lambda}{\sqrt{2\lambda^2 + 1}}$$

以下の分析は、子どもの性別によって、母親から異なる影響を受ける可能性を考慮し、男女別に分析を行う。例えば、女子の場合には母親をロールモデルとして意識し、その期待の影響をより強く受ける可能性があることが考えられるためである。Rosen and Aneshensel(1978)の研究においても、同性の親は子の期待への影響をより強く持つとされている。

## 5 記述統計

分析に使用する変数の記述統計量について表 1 に示す。子どもの一般的性別役割分業意識および、結婚相手／自分の結婚後の就業継続希望については、男子の方がより伝統的な態度を持ちやすい傾向がある。母親の意識変数に注目すると、「男は外で働き、女は家庭を守るべき」という一般的性別役割分業意識は、男子の場合にやや伝統的な態度を持ちやすい傾向があるが、「男子も身の回りのことや炊事をすべき」、「子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき」については、子どもの性別によってほとんど差は見られない。一方で、子どもが中学生の頃に進路の相談に乗ったかどうかという、母子のコミュニケーションの程度は、娘に対してより頻繁である傾向が見られる。

表1 記述統計量

	男子(N=423)		女子(N=439)	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.
子ども・一般的性別役割分業意識(1-5)	2.733	1.078	2.212	1.006
結婚相手/自分の結婚後の就業継続希望	30.50%		33.49%	
母親・一般的性別役割分業意識(1-5)	2.232	.999	2.100	1.003
母親・男性も身の回りのことや炊事をすべき(1-4)	1.442	.525	1.431	.548
母親・子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき	2.998	.783	2.986	.797
母親・子どもが中学生の頃に進路の相談に乗った	3.474	.831	3.690	.821
子ども・高校の偏差値	53.391	10.241	53.88	9.09
父親・四大	50.35%		50.80%	.501
母親・四大	15.60%		11.85%	.324
母親・現在就業	79.90%		81.38%	.390
きょうだい数	1.393	.737	1.342	.714
母親・結婚時に退職	43.53%	.496	46.21%	.499
世帯収入の対数	6.467	.483	6.475	.492

※ダミー変数についてはパーセンテージを示した

## 6 分析結果

### 6.1 性別役割分業の一般的な支持の分析

本項では、子どもの持つ、性別役割分業への一般的な支持の分析を行う。すなわち、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」という質問に対する支持を従属変数とした分析を

行う。

表2は、子どもが男性である場合の結果である。まず、モデル1は、鍵となる独立変数について、母親が、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」と思っているかどうかとして設定したものである。係数は.425であり、1%水準で正に有意であったり。これは母親が、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」と思っているほど、子どももそのように思うという、傾向を示しており、伝統的な性別役割分業について母子で正の関連があることを示している。

表2 子どもの性別役割分業意識の分析結果(サンプル:男性)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
母親・一般的な性別役割分業肯定	.425 **	.163				
母親・男性も身の回りのことや炊事をすべき			.394	.246		
母親・子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき					.244	.196
子どもの高校の偏差値	-.005	.006	-.001	.006	-.001	.006
父親・四大	.015	.116	.057	.117	.048	.116
母親・四大	.056	.161	-.074	.155	-.016	.161
母親・現在就業	.111	.139	.021	.137	.019	.138
きょうだい数	-.092	.074	-.087	.073	-.084	.074
<b>内生変数の推定結果</b>						
父親・四大	.005	.118	-.181	.138	-.067	.122
母親・四大	-.208	.158	-.053	.184	-.098	.161
母親・結婚時に退職	.141	.113	.230 †	.129	.073	.116
世帯収入の対数	.107	.118	.222	.140	.016	.123
第1段階しきい値1	.119	.749	1.613 †	.888	-1.667 *	.780
第1段階しきい値2	.982	.750	4.046 ***	.934	-.769	.781
第1段階しきい値3	1.995 **	.753			.721	.779
第1段階しきい値4	3.173 ***	.780				
第2段階しきい値1	-.481	.497	-.642	.507	-.495	.685
第2段階しきい値2	.458	.488	.233	.495	.391	.681
第2段階しきい値3	1.438 **	.482	1.169 *	.486	1.353 *	.682
第2段階しきい値4	2.309 ***	.479	2.011 ***	.480	2.224 **	.686
ρ	-.105	.184	-.197	.165	-.020	.173
Log Likelihood	-1075.6		-840.8		-995.1	
N	423		423		423	

†p<0.1 \*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001

※内生変数→順序プロビット、従属変数→順序プロビット

モデル2とモデル3では、それぞれ鍵となる独立変数について、「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」、「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」を用いた。これらは数値が大きいほど非伝統的な態度を示すように設定してある。符号条件としては正であるので、モデル1と同様に伝統的な性別役割分業について母子で正の関連を示す傾向にあるが、統計的に有意な結果は得られなかった。

また、母親の内生的な意識変数と、子どもの性別役割分業についての支持についての誤差項間の相関の程度を示す、パラメータ ρ についてはいずれも統計的に有意な結果は得られ



なかった。これは、母親の意識が子どもの意識に与える影響が、内生的とは言えないということを示している。

次に表3は、子どもが女性である場合の、性別役割分業への一般的な支持の分析である。男性の場合と同様に、モデル1,2,3でそれぞれ、母親が「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」、「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」、「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」と思っているかどうかを注目する独立変数として設定した。

表3 子どもの性別役割分業意識の分析結果(サンプル:女性)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
母親・一般的性別役割分業肯定	.156	.155				
母親・男性も身の回りのことや炊事をすべき			.187	.291		
母親・子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき					.265	.195
子どもの高校の偏差値	-.012 †	.006	-.011 †	.006	-.013 *	.006
父親・四大	.101	.120	.061	.115	.097	.116
母親・四大	-.247	.176	-.245	.176	-.244	.175
母親・現在就業	.028	.140	.007	.138	-.065	.137
きょうだい数	.086	.075	.073	.075	.064	.076
<b>内生変数の推定結果</b>						
父親・四大	-.166	.116	-.091	.132	-.206 †	.118
母親・四大	-.011	.188	.068	.209	.000	.189
母親・結婚時に退職	.173	.109	-.164	.123	.091	.111
世帯収入の対数	-.078	.121	.206	.142	.150	.121
第1段階しきい値1	-.913	.769	1.493 †	.905	-.674	.770
第1段階しきい値2	-.103	.769	3.194 **	.918	.117	.767
第1段階しきい値3	.858	.770	4.070 ***	.967	1.592 *	.770
第1段階しきい値4	1.842 *	.785				
第2段階しきい値1	-.722	.507	-.792	.541	-.383	.703
第2段階しきい値2	.143	.510	.073	.549	.483	.699
第2段階しきい値3	1.114 *	.519	1.040 †	.564	1.455 *	.699
第2段階しきい値4	2.020 ***	.541	1.950 **	.594	2.350 **	.708
ρ	.065	.172	.146	.198	-.034	.178
Log Likelihood	-1068.6		-851.4		-998.5	
N	438		439		439	

†p<0.1 \*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001

※内生変数→順序プロビット、従属変数→順序プロビット

結果は、符号条件としては男子の場合と同様に、母親の性別役割分業意識の非伝統性が強まるほど、子どももそれに影響されるという正の関連の傾向が見られる。しかしながら、いずれも統計的に有意な結果ではなかった。モデル1とモデル3では母親の意識が有意な関連を持っていた男子の場合とは異なる結果である。また、母親の内生的な意識変数と、子どもの性別役割分業についての支持についての誤差項間の相関の程度を示す、パラメータ ρ については男子の場合と同様に、いずれも統計的に有意な結果ではなかった。

## 6.2 性別役割分業の個人的な選択への選好の分析

次に本項では、性別役割分業の個人的な選択への選好を分析する。具体的には、従属変数を、男子の場合には、「結婚相手に結婚後もずっと仕事を続けることを望むかどうか」、女子の場合には、「自分自身が結婚後もずっと仕事を続けることを望むかどうか」を用いる。

表4 結婚相手に就業継続を希望するか(サンプル:男性)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
母親・一般的性別役割分業肯定	-.635 **	.234				
母親・男性も身の回りのことや炊事をすべき			-.900 †	.461		
母親・子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき					-.418 †	.246
子どもの高校の偏差値	-.010	.007	-.012 †	.007	-.014 †	.007
父親・四大	.087	.136	.006	.146	.039	.146
母親・四大	.082	.201	.251	.188	.161	.202
母親・現在就業	-.122	.148	-.103	.165	-.097	.171
きょうだい数	-.020	.081	-.019	.089	-.031	.092
定数	1.600 **	.592	1.544 *	.748	1.571 †	.853
<b>内生変数の推定結果</b>						
父親・四大	.030	.117	-.165	.137	-.066	.121
母親・四大	-.169	.157	-.021	.186	-.093	.161
母親・結婚時に退職	.136	.101	.217 †	.125	.079	.114
世帯収入の対数	.071	.111	.190	.141	.013	.121
第2段階しきい値1	-.109	.702	1.410	.894	-1.686 *	.771
第2段階しきい値2	.752	.704	3.825 ***	.945	-.781	.771
第2段階しきい値3	1.766 *	.709			.707	.769
第2段階しきい値4	2.943 ***	.736				
ρ	.576	.279	.409	.327	.185	.223
Log Likelihood	-761.8		-511.3		-669.5	
N	423		423		423	

†p<0.1 \*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001

※内生変数→順序プロビット、従属変数→二項プロビット

表4は、男子についての分析結果である。モデル1は、母親が「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」と思っているかどうかを独立変数に設定したものである。結果は、係数が-.635で、1%水準で統計的に有意であった。すなわち、母親の性別役割分業意識が伝統的であると、結婚相手の将来の就業継続を望みにくくなるということを示している。

モデル2では、母親が、「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」と思っているかが独立変数に用いた。結果は、係数が-.900で、10%水準ではあるものの統計的に有意であった。モデル1と同様に、母親の性別役割分業意識の伝統性と、結婚相手に望む将来の選択への選好について関連があることを示している。またモデル3では、母親が、「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」と思っているかどうかを独立変数に用いた。係数は-.418で、10%水準ではあるが統計的に有意であった。すなわち、またしても母親の性別役割分業意識が伝統的であるほど、子どもが結婚相手に望む役割も伝統的になりやすいという関連があることを示している。また、内生的に見なした親の意識

変数と、子どもの意識変数についての誤差項間の相関の程度を示すパラメータ  $\rho$  は統計的には有意ではなかった。

以上より、モデル1からモデル3で異なった変数に注目したが、いずれも母親・子どもの性別役割分業意識の伝統性には正の関連が見られ、頑健な結果であるということが示された。

次に表5は、女子の場合における、性別役割分業の個人的な選択への選好を分析した結果である。すなわち、自分自身が結婚後も就業継続をすることを希望するかどうかを従属変数とした。

モデルの設定はこれまでと同様であり、モデル1は母親が、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」と思っているかどうかを独立変数に設定したものである。係数は-.369で、10%水準ではあるが統計的に有意であった。これは、母親が「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」と思っているほど、娘が自身の結婚後の就業継続を望みにくくなるという関係を表している。

モデル2は、母親が、「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」と思っているかどうかを独立変数に設定したものである。結果は係数が.164と符号条件が仮説と一致せず、また統計的に有意でもなかった。

モデル3は、母親が、「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」を独立変数に用いた場合の結果である。係数は-.540で、5%水準で有意であった。すなわち、母親の性別役割分業意識の伝統性の強さが、娘の就業継続希望を望ませにくくしていることを示している。また、これまでと同様に、モデル1からモデル3においていずれもパラメータ  $\rho$  は統計的に有意ではなかった。

前項の結果と比較すると、女子においては、母親の性別役割分業意識は、子どもの性別役割分業意識の一般的な態度とは関連していることは見出せなかった。しかし、自身の将来の就業選択という、個人的なライフコースの側面においては、母親の意識が影響を持っているということが明らかになった。

表5 自身の就業継続を希望するか(サンプル:女性)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
母親・一般的性別役割分業肯定	-.369 †	.206				
母親・男性も身の回りのことや炊事をすべき			.164	.396		
母親・子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき					-.540 *	.246
子どもの高校の偏差値	.005	.007	.004	.008	.006	.007
父親・四大	-.034	.144	.063	.138	-.009	.138
母親・四大	.104	.204	.070	.207	.065	.205
母親・現在就業	-.077	.164	-.006	.168	-.015	.158
きょうだい数	.044	.088	.043	.090	.056	.087
定数	.089	.668	-.974	.703	.815	.908
<b>内生変数の推定結果</b>						
父親・四大	-.170	.116	-.088	.133	-.206 †	.117
母親・四大	-.003	.188	.069	.208	.021	.188
母親・結婚時に退職	.156	.109	-.148	.125	.068	.108
世帯収入の対数	-.054	.120	.208	.144	.154	.117
第2段階しきい値1	-.773	.759	1.513 †	.912	-.675	.743
第2段階しきい値2	.040	.759	3.213 **	.926	.131	.739
第2段階しきい値3	.993	.759	4.068 ***	.974	1.610 *	.742
第2段階しきい値4	1.960 *	.772				
ρ	.289	.242	-.110	.278	.369	.232
Log Likelihood			-780.4		-565.6	
						-707.3
N			438		439	
						439

†p&lt;0.1 \*p&lt;0.05 \*\*p&lt;0.01 \*\*\*p&lt;0.001

※内生変数→順序プロビット、従属変数→二項プロビット

### 6.3 母子間のコミュニケーションが性別役割分業意識の支持を媒介するかどうか

これまでの分析により、母子間の性別役割分業意識には正の関連が存在することが確認できた。では、これは実際にはどのようにして伝達をするのだろうかという疑問が生じうる。母親が伝統的な性別役割分業を支持していたとしても、それが子どもに自動的に伝わるわけではなく、様々なプロセスが介在することが考えられる。

ここでは、母子間におけるコミュニケーションの程度が、このプロセスの1つになっているかどうかを検証する。具体的には、母親が、「子どもが中学生の頃に進路のことについて相談に乗ったかどうか」を、コミュニケーションの程度の指標として用いる。この変数を、これまでの分析に追加して独立変数としてくわえ、またそれぞれのモデルで設定した鍵となる独立変数である、母親の性別役割分業意識との交互作用を設定した。

結果をすべて提示すると表が煩雑になるため、母子のコミュニケーションについての主効果または交互作用が有意になったモデルのみを結果を示す。有意な結果が得られたのは2つのモデルであり、いずれも女子の場合であった。

表6は、女子における性別役割分業への一般的支持の分析結果である。母親が、「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」という意識が伝統的であることと、子どもが中学生の頃に母親が進路の相談に乗ったことの交互作用が.209の係数で、10%水準ながら統計的に有意であった。これは、母親の性別役割分業意識がより伝統的な場合に、母子間のコミュニケー

ションがより密であると、子どもの性別役割分業意識がより伝統的になりやすいという、母親の意識がより伝わりやすくなるというプロセスを意味していると捉えられる。

表6 子どもの性別役割分業への一般的支持の分析結果  
(サンプル:女性・交互作用あり)

	Coef.	S.E.
母親・男性も身の回りのことや炊事をすべき	-.669	.540
母親・子どもが中学生の頃に進路の相談に乗った	-.205	.187
母親・男性も身の回りのことや炊事×進路の相談	.209 †	.124
子どもの高校の偏差値	-.012 †	.006
父親・四大	.097	.116
母親・四大	-.273	.179
母親・現在就業	-.029	.138
きょうだい数	.063	.075
<b>内生変数の推定結果</b>		
父親・四大	-.092	.132
母親・四大	.071	.209
母親・結婚時に退職	-.168	.123
世帯収入の対数	.205	.142
第1段階しきい値1	1.481	.904
第1段階しきい値2	3.180 **	.917
第1段階しきい値3	4.032 ***	.966
第2段階しきい値1	-1.746 *	.889
第2段階しきい値2	-.874	.894
第2段階しきい値3	.101	.903
第2段階しきい値4	1.046	.924
ρ	.169	.203
Log Likelihood	-845.3	
N	439	

†p<0.1 \*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001

※内生変数→順序プロビット、従属変数→順序プロビット

次に表7は、女子が自身の結婚後の就業継続を希望するかどうかについて、母親が進路の相談に乗ったことがあるかどうかを独立変数に追加して入れた結果である。母子のコミュニケーションの程度は、主効果が.755 とプラスに有意であり、また母親が、「3歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」と考えていることとの交互作用が-.305 とマイナスに有意であった。すなわち、母親の性別役割分業意識が非伝統的である場合には、母子の進路についてのコミュニケーションは、娘の結婚就業継続を望みやすくしている。しかしながら、母親の性別役割分業意識が伝統的である場合には、母子の進路についてのコミュニケーションは、娘の個人的な選択の次元における、性別役割分業意識をより伝統的なものとする傾向があるのである。

表7 自身の就業継続を希望するか(サンプル:女性・交互作用あり)

	Coef.	S.E.
母親・子どもが3歳くらいまでは母親は育児専念すべき	.474	.487
母親・子どもが中学生の頃に進路の相談に乗った	.755 *	.310
母親:子どもが3歳くらいまでは育児専念×進路の相談	-.305 **	.103
子どもの高校の偏差値	.006	.007
父親・四大	-.070	.136
母親・四大	.068	.205
母親・現在就業	-.008	.153
きょうだい数	.047	.083
定数	-1.562	1.565
<b>内生変数の推定結果</b>		
父親・四大	-.209 †	.117
母親・四大	.026	.186
母親・結婚時に退職	.073	.104
世帯収入の対数	.164	.113
第2段階しきい値1	-.616	.716
第2段階しきい値2	.196	.713
第2段階しきい値3	1.674 *	.716
ρ	.503	.233
Log Likelihood	-700.0	
N	439	

†p<0.1 \*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001

※内生変数→順序プロビット、従属変数→二項プロビット

以上の分析から、母子の性別役割分業意識の関連が、コミュニケーションを介在したプロセスが存在するということが見て取れた。ここで提示した結果は、コミュニケーションについての変数の主効果または交互作用が有意になったもののみであるため、この知見は限定的である。しかしながら、一部ではあれ、その母子の価値観のでメカニズムを示唆する結果であると言えよう。

## 7 考察と結論

### 7.1 分析結果の要約

分析の結果は次のように要約される。第一に、子どもの性別役割分業についての一般的な支持に注目した場合、母親の意識の伝統性は、男子の場合においてのみ子どもの意識の伝統性を強めるということが明らかになった。第二に、性別役割分業の個人的な選択について、すなわち男子においては結婚相手の、女子においては自身の結婚後の就業継続について注目した場合、男女どちらにおいても母親の性別役割分業意識の伝統性が、子どもの意識の伝統性を強めることが明らかになった。第三に、母子の意識の関連を媒介するメカニズムとして、母子の進路選択についてのコミュニケーションに注目したところ、女子の場合においてのみ部分的に、コミュニケーションの頻度が母子の意識の関連を強めていることが明らかになった。

また、母親の意識が子どもの意識に与える影響は内生的である可能性を考慮し、両者の誤差項間に相関を認めるモデルを本稿では用いた。しかしながら、この相関について、結果はいずれも統計的に有意ではなかった。これは、母親の性別役割分業意識が子どものそれに持つ因果性が、頑健に存在することを示唆するものである。

## 7.2 分析で得られた知見のより広い解釈

本稿の分析で得られた知見から、より広くどのようなことが示唆されるだろうか。第一に、男女間での母親の意識の影響の異なりについてである。母親の性別役割分業意識の伝統性は、息子の場合には一般的な支持という次元と個人的な選択への選好という次元との両方に影響が見られたのに対して、娘の場合には個人的な選択への選好においてのみ影響が見られた。これは、女子の場合には一般的な価値観としては母親の価値観にかかわらずレベルな態度をもちうるのに対して、個人的な選択という次元においては、現状の様々な男女間格差やロールモデルとしての母親を意識して、母親の価値観に影響されてしまいやすいということを意味するのかもしれない。また、一般的な価値観と個人的な将来選択への選好とが女子の場合は男子よりも異なりやすくなり、役割葛藤をより持ちやすいということが示唆される。

第二に、母子間の価値観の伝達における媒介プロセスとしての、コミュニケーションの度合いである。この影響が女子についてのみ見られたことは、女子の方が母親をロールモデルとして意識しやすいということを反映しているということがありうる理由として考えられる。

また、第三に他の変数との有意な関連がそれほど見られなかった（例外は、女子における高校の偏差値）ことから、親の性別役割分業意識による影響があるだけでなく、因果の効果も大きい可能性があるということである。

## 7.3 結論と課題

本稿の分析により、親の社会化の影響は、子どもの性別役割分業への態度にも影響していることが確認できた。さらに、性別役割分業意識が実際の分業行動にも影響しているという先行研究の指摘を踏まえるならば（Kamo 1988）、高校生段階での親の意識による子どもの意識の分化は、男女間の不平等の問題を考える上で、無視できないメカニズムである。

本稿に残された課題を確認しておく。第一に、男子については、母子間での性別役割分業意識の関連が女子の場合よりも明確に見られたにもかかわらず、コミュニケーションを媒介にした伝達のプロセスは確認することができなかった。これは、男子については母子のコミュニケーションではなく、例えば実際の分業行動（父親の家事分担の程度など）などが影響しているのかもしれない。母子間の価値観伝達がどのようにして起きるのか、より変数を洗練した分析を行うことで、この疑問に答えることができるかもしれない。

第二に、分析のモデルにおいては、母親の意識変数以外はすべて外生的であると仮定をおいた。この仮定は当然のことながら完全に成り立つとは考えずらく、これが違反される程度において、推定された結果はバイアスのかかったものになっていると考えられる。本稿では複数の独立変数を設定することで、結果の頑健性について確認をしたので、実質的な解釈が大きく変わることはないと思われる。しかしながら、より洗練された変数・モデルの設定を行うことは、問いの精緻化にもつながることであるので、今後の課題として確認しておきたい。

#### [注]

- 1) プロビットモデルの係数は、ロジットモデルにおけるような係数の対数オッズ比としての解釈上の意味を直接持たない。しかし、プロビットモデルの係数は1.6倍することで、ロジットモデルの係数とおおよそ一致することということが知られている (Amemiya 1981: 1488)。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査, 2012」の個票データの提供を受けました。また、東京大学社会科学研究所で行われた課題公募型二次分析研究会およびその成果報告会において、諸先生方から非常に有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

#### [参考文献]

- Amemiya, Takeshi, 1981, "Qualitative Response Models: A Survey," *Journal of Economic Literature*, 19(4): 1483-536.
- Blau, Francine D. and Lawrence M. Kahn, 2003, "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap," *Journal of Labor Economics*, 21(1): 106-44.
- Bolzendahl, Catherine I., and Daniel J. Myers, 2004, "Feminist Attitudes and Support for Gender Equality: Opinion Change in Women and Men, 1974-1998," *Social Forces*, 83(2), 759-89.
- Brinton, Mary C., 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Davis, Shannon N. and Theodore N. Greenstein, 2009, "Gender Ideology: Components, Predictors, and Consequences," *Annual Review of Sociology*, 35: 87-105.
- Diprete, Thomas A. and Gregory M. Eirich, 2006, "Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments," *Annual Review of Sociology*, 32: 271-97.
- Fuwa, Makiko, 2004, "Macro-Level Gender Inequality and the Division of Household Labor in 22 Countries," *American Sociological Review*, 69(6): 751-67.



- Hakim, Catherine, 2003, "Public Morality Versus Personal Choice: The Failure of Social Attitude Surveys," *British Journal of Sociology*, 54(3): 339-45.
- 岩井八郎・真鍋倫子, 2000, 「M字型就業パターンの定着とその意味——女性のライフコースの日米比較を中心に」『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 67-91.
- Kamo, Yoshinori, 1988, "Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology." *Journal of Family Issues*, 9(2): 177-200.
- 吉川徹, 2001, 「ジェンダー意識の男女差とライフコース・イメージ」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, 107-26.
- 木村治生, 2009, 「性別役割分業に対する意識変化の要因を探る——都立高校生調査を手がかりにして」『都立高校生の生活・行動・意識に関する調査報告書』ベネッセ教育開発研究センター, 156-66.
- Marini, Margaret Mooney and Mary C. Brinton, 1984, "Sex Typing in Occupational Socialization," Barbara Reskin ed, *Sex Segregation in the Workplace: Trends, Explanations, Remedies*, Washington, DC: National Academy Press, 192-232.
- Miranda, Alfonso and Sophia Rabe-Hesketh, 2006, "Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching and Sample Selection Models for Binary, Ordinal, and Count Variables," *Stata Journal*, 6(3): 285-308.
- 宮本太郎, 2008, 『福祉政治——日本の生活保障とデモクラシー』有斐閣.
- 大澤真理, 2007, 『現代日本の生活保障システム——座標とゆくえ』岩波書店.
- Rindfuss, Ronald R., Elizabeth C. Cooksey, and Rebecca L. Sutterlin, 1999, "Young Adult Occupational Achievement: Early Expectations Versus Behavioral Reality," *Work and Occupations*, 26: 220-63.
- Roodman, David, 2011, "Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with cmp," *Stata Journal*, 11(2): 159-206.
- Rosen, Bernard and Carol S. Aneshensel, 1978, "Sex Differences in the Educational-Occupational Expectation Process," *Social Forces*, 57(1): 164-86.
- Xie, Yu and Kimberlee A. Shauman, 2003, *Women in Science: Career Processes and Outcomes*, Cambridge, MA: Harvard University Press.



# 進路選択におけるジェンダー・トラック

## ——男女間・女子内の分化に着目して——

高松里江

(大阪大学)

本稿の目的は、中西祐子(1998)の「ジェンダー・トラック」の議論を応用し、高校生はどのような社会空間のもとで進路選択を行なうのか、そしてその進路選択は階層要因とジェンダー要因とどのように関連するのかを検討することである。2012年に実施された高校生調査を用いて、対応分析による検討を行なった。分析の結果、次の4点が明らかになった。(1)出身階層に対応するアカデミック・トラックと、性別の偏りに対応するジェンダー・トラックの2つの軸が確認された。(2)進路として「文系」「科学系」「教育系」「医療系」の4つのグループが示された。そして、(3)アカデミック・トラックは女子内の階層分化につながることで、(4)ジェンダー・トラックは男女間の階層分化につながることを示唆された。

### 1 はじめに

本稿の目的は、中西祐子(1998)の「ジェンダー・トラック」の議論を応用し、高校生がどのような社会空間のもとで進路選択を行なっているのか、その進路選択は階層要因とジェンダー要因とどのように関連するのかを検討し、高校生の進路選択にみられる男女間、女子内の分化を明らかにすることである。

近年では、高校を卒業した後に、多くの男女が専門学校、短大、四大、そして大学院に進学している。高校卒業後の専門学校<sup>1)</sup>進学率は2割ほど、四大進学率は5割ほどみられ、専門学校、短大(高専含む)、四大進学率を合計すると、8割近くにも達する(文部科学省 2013)。いまや、多くの若者が専門学校を含む「高等教育機関」<sup>2)</sup>に進学し、入職前に高度な専門性を身につける時代になっている。

だが、高等教育機関へと進学し、高度な専門性を身につけたことは、必ずしも女子の安定的な雇用へはむすびついておらず、その要因として、高等教育機関内および四大内での男女間の進路選択の違いが指摘されている(橘木 2005)。まず、進学する学校段階においていまだ男女間の格差がみられる(内閣府 2013)。たしかに、多くの女子が四大に進学したことで、男子は四大へ、女子は短大へ進学するという学校段階における男女間の格差は縮小してきた。だが、四大進学率でも大学院進学率でも、男子の方が高い学校段階を選択する傾向がある。さらに、四大に進学した者の間でも、男子は理系へ、女子は文系へというように、選択する専攻分野が異なる傾向がみられる(内閣府 2013)。こうした専攻分野の選択の違いは職業上の技能と関連しており、女性が不安定な雇用に就く要因と

なることが指摘されている (Reimer and Steinmetz 2009; 高松 2012) <sup>3)</sup>.

このように、男女の高等教育機関への進路選択は変化してきたが、その実態は十分には検討されていない。そこで本稿では、高等教育機関および四大への進学においてどのような進路選択がみられるのか、どのようにして選択されたものであるのかを、ジェンダーの視点を導入して検討する。

## 2 進路選択とジェンダー

### 2.1 ジェンダーと2つの「トラック」

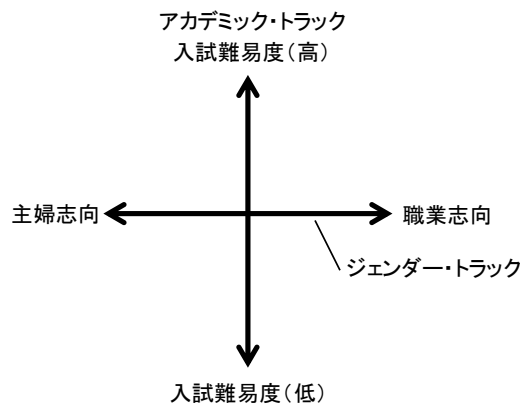
進路選択におけるジェンダーの分化について検討したものに、中西祐子 (1998) の『ジェンダー・トラック』がある。進路選択を規定する要因についても示唆に富むものであり、本稿ではこの議論を応用していきたい。

ここで、中西 (1998) の内容を紹介しておこう。『ジェンダー・トラック』の名前にも使われている「トラック」とは、学力やカリキュラムの違いが、進路 (希望) にまで及ぶ道筋を形成している状態を指す (中西 1998: 20)。従来の「トラック」<sup>4)</sup>の概念は、主として学力や学校段階にみられる進路の道筋である「アカデミック・トラック」を明らかにするために用いられてきた。これに対して、中西は女子高校生や女子大学生のライフコース観を分析対象とし、女子内の進路分化として「ジェンダー・トラック」がみられることを指摘したのである。

中西の議論の貢献として、ジェンダー・トラックのあり方を、アカデミック・トラックと交差させて整理することで、女子内の多様な進路分化をとらえた点を挙げられる。図1に示されるように、学校 (入学難易度) の分化をアカデミック・トラックとし、ライフコース観の分化をジェンダー・トラックの軸として整理した。これによって、同水準の学力をもつ女子のなかでも多様な進路選択がなされることを示した <sup>5)</sup>。

さらに、アカデミック・トラックとジェンダー・トラックを規定する家族の影響を階層要因、ジェンダー要因に分けて検討した点でも、中西の貢献は大きいといえるだろう。中西は、アカデミック・トラックを入試難易度によって指標化しているが、これらは父親の属性に規定されるとした。これに対して、ジェンダー・トラックを本人のライフコース観で指標化し、これらは母親の属性に規定されるとした。

このように、中西は女子の多様な進路選択とその進路選択の要因を理論的、実証的に整理したという点で意義のある研究といえるだろう。ただし、この議論はライフコース観について行なわれたものである。ライフコース観を高等教育機関への進路選択に置き換えたときにどのようなトラックが形成されるのか、それらはどのように選択されるのかを、専攻分野にも配慮した上で検証する必要があるといえよう。



中西(1998)の図8-1より筆者作成

図1 進路選択における2つの「トラック」

## 2.2 進路選択としての専攻分野

ここで、進路選択において専攻分野がどのような特徴をもつのかを確認しておこう。

まず、専攻分野は、学校段階と制度的に関連するものである。Xie and Shauman (2003)によると、アメリカではどの学校段階でも同じ専攻分野を選択できるわけではなく、学校段階と対応した形で専攻分野を選択することになるという。日本でも、それぞれの学校段階は異なる目的をもつ。文部科学省(2014a, 2014b, 2014c)によると、専門学校は職業訓練を、短大は職業訓練に加え教養教育を重視している。そして、四大、大学院では、高度な知識と人格的な育成を重視しているという。つまり、より実践的な専攻分野は専門学校や短大で、より体系的な専攻分野は四大や大学院で開講されると考えられる。そのため、どのような専攻分野を選択するかは、どの学校段階に進学するかと関連すると考えられる。

次に、専攻分野は、職業上の技能や知識の基礎となり、職業選択と関連する。Van de Welfhorst (2002b)によると、専門分野は職業上の技能につながる側面ももつという。そして、専攻分野によって就きやすい職業があること、専攻分野と対応した職業に就けば、労働市場において評価されやすいことをオランダの調査を用いて検証している。つまり、専攻分野は学校卒業後の職業選択と関連しているのである。そして、この特徴は、同じ学校段階のなかでの進路の分化をもたらすと考えられる。

このように、制度の上でも慣習の上でも、専攻分野、学校段階、職業は互いに関係をもつが、その関連の強さは進路選択によって異なることが考えられる。たとえば、医師と医学専攻のような対応関係の明確な進路選択がある一方で、さまざまな職業を選択できる専攻分野や、どのような専攻分野を選択したかがそれほど重視されない職業など、変更可能性の高い進路選択もある。そのため、高校生の進路選択を把握する上で、専攻分野、学校段階、職業のなかのそれぞれの要素の間にみられる関係の強弱にも配慮することが重要となる。

## 2.3 進路選択と階層、ジェンダー

では、高校生の進路選択はどのようにして行なわれているのだろうか。中西は、進路選択に対して、階層要因、ジェンダー要因、学校要因、その他に、職業上の社会規範の影響があるとする（中西 1998:36）。

まず、階層要因が進路選択に与える影響をみていこう。Van de Welfhorst (2002a) は、オランダの調査を用いて、父親の職業が息子の専攻分野選択に与える影響について検討している。その結果、労働者階級の子どもは技術分野へ、自営階級の子どもはビジネス分野へ、農業出身の子どもは農業分野へ、サービス階級出身の子どもは総合的な技能を身につけ、法学や医学のような分野へ進むとした。ただし、これらの研究は父階層と息子の専攻分野との関連を検討したものであるため、娘に対してどのような影響をもつかは検討の余地があるだろう。

次に、ジェンダー要因が進路選択に与える影響をみていこう。中西 (1998) は、母親からの影響によって女子のライフコース観が形成されるとするが、雇用形態以外の属性は明確な影響をもたないとする。また、Xie and Shauman (2003) はアメリカのデータを用いて、男女間の「理系」(socio) 選択の差がいかに生じるかを検討している。しかし、母学歴等さまざまな社会的属性を入れても男女間の選択の差を完全に媒介することはないとする。

進路選択において母親の影響が見いだされにくい理由として、母親の性別役割分業意識が、しばしば母親の働き方とは一致しないことが挙げられる。中西 (1998) は、女性が働くときには、経済的理由から働く場合と、やりがい等の働くことへの高い価値から働く場合があるとし、実際に働いていることが、女性が働くことに対して肯定的な意見をもつことを意味しないとする（中西 1998: 190）。このことは、母親の属性とは別に、母親の性別役割分業意識の影響を検証する必要性を示しているだろう。

さらに、学校要因が進路選択にもつ影響をみておこう。木村 (1996) や中西 (1998) は、学校の教育が、男女間、および女子内の進路選択の分化をもたらすとしている。専攻分野の選択という点では、Ayalon (2003) が、高校で数学が必須科目の場合、選択科目の場合よりも、女子の理系進学率が高いとする。また日本でも、女子校出身者で理系進学率が高いという報告もある（清原 1996）。つまり、勉強することが当たり前となる環境によって、女子はジェンダーにとらわれずに進路選択を行なうことができると考えられる。

最後に、職業上の社会規範についてもみておこう。近代社会では職業選択のなかにおいても性別の偏りがみられる。その特徴は、科学的、対物的な技術については男子に適性があり、情緒的、対人的な労働については女子に適性があるとするものである（山森 2002）。将来の職業選択の予想が学歴を規定するとすれば（Duru-Bellat 1990=1993）、このような職業上の社会規範をどの程度内面化しているのかが、進路選択に影響をもたらすだろう。

以上の議論より、進路選択に対して、階層要因、ジェンダー要因、学校要因、職業上の社会規範の影響を検討する必要があると考えられる。ただし、本稿では、重回帰分析のよ

うに従属変数を独立変数で説明する予測型の因果モデルは採用しない。その理由として、第1に、前節で述べたように、専攻分野、学校段階、職業のなかのそれぞれの要素の間に見られる関係の強弱にも配慮して進路選択を把握しようと試みていることがある。第2に、進路選択の要因である階層要因、ジェンダー要因、学校要因、職業上の社会規範の間にも関連が予想され、重回帰分析のようなモデルでは内生性 (endogeneity) の問題に対処する必要がある (Wooldridge 2010)。つまり、予測型の因果モデルでいう従属変数、独立変数を構成する要素それぞれに、カテゴリカルで多様な関係性があると想定される。そのため本稿では、予測型の因果モデルではなく、互いに関連する要素を多角的に把握する分析方法である対応分析を用いて、進路選択とその選択の構造を明らかにする。

### 3 進路選択と社会空間

対応分析は、社会学分野では P・ブルデューが社会空間を把握するために用いたことで知られる (Crossley 2005=2008)。社会空間とは、社会を差異の体系としてとらえ、人々あるいはなんらかのカテゴリがどこに位置づけられるのかを視覚的にとらえるものである (近藤 2011)。対応分析は、さまざまな地位変数が織りなす関連を多次元空間として把握し、そこでの客観的な位置づけをもとに人の行動や意識を説明しようとするものとして理解される (近藤 2011, 2012)。

進路選択についても、対応分析を用いて検討する研究がみられる。まず、女性内の分化について対応分析を用いて検討したものとして、Adamuti-Trache and Sweet (2008) がある。Adamuti-Trache and Sweet は、カナダの調査を用いて、女性の属性と職業訓練との関連を検討し、女性の年齢が上がると、家族役割との調整を行なうために単一コースを選択するのに対して、若年女性ではフルタイムの授業コースを選択することを示した。さらに、男女間の分化について対応分析を用いて検討したものとして、Ferrare (2012) がある。Ferrare は、アメリカの高校生がいかに専攻分野の選択を行なうかを検討し、地位にもとづく軸と、女性的／男性的というジェンダーを意味するジェンダーの軸が形成されることを示した。

このように、対応分析を用いることで、多角的な要因によって形成されている進路選択を把握することができるだろう。まず、専攻分野、学校段階、職業における進路選択を把握することが可能になる。そして、進路選択におけるアカデミック・トラックとジェンダー・トラックの軸の存在を検討できる。さらに、互いに関連しあう規定要因を視覚的に把握することができると考えられる。そこで本稿では、対応分析を用いて進路選択について検討していく。

## 4 データと変数

### 4.1 データ

専攻分野の選択は、多くの場合は高校生の頃に決定しているとされるため(清原 1996)、本稿では高校生とその母親を対象に実施した「高校生と母親調査, 2012」を用いた。このデータのうち、実際の分析では専門学校、短大、四大、大学院などの高等教育機関への進学を希望する者に限定した。回答者のうち、約 8 割の者が高等教育機関への進学を希望しており、近年の全国の進学率と同水準にあるといえるだろう。

### 4.2 変数

分析には、多重対応分析(MCA)を用いてトラック(軸)を描いた後、それに補充変数(supplementary variable)を追加する方法を用いた。詳しくは、Greenacre(1993)を参照されたい。また、分析には StataSE 12.0 を用いた。

トラック(軸)の導出には、専攻分野、学校段階、職業、そして性別を変数として用いた。専攻分野は、質問された 22 カテゴリーをそのまま用いた。学校段階には、専門学校、短大、大学(四大)、大学院の 4 カテゴリーを用いた。職業は、SSM 職業 8 分類をもとに作成した、科学系専門職、医師、(医師を除く)医療系専門職、法律系専門職、教育系専門職、その他の専門職、事務、販売、ブルーの 9 カテゴリーを用いた。

補充変数として、母学歴、母性別役割分業意識、高校の大学進学率、対人労働志向、技術志向を追加した。階層要因として母学歴を、ジェンダー要因として母性別役割分業意識を用いている。階層要因として母学歴を用いたのは、娘への影響を重視したこと(中西 1998)、さらに、社会意識の形成において学歴の重要性が指摘されていること(吉川 2006)による。また、母性別役割分業意識を子どもの性別ごとに作成しているが、これは、母親の影響が子どもの性別によって異なる可能性があるためである(中西 1998)。学校要因として、高校の大学進学率を、職業上の社会規範が内面化されたものとして、対人労働志向、技術志向を用いた。変数の詳細は、表 1、表 2 の通りである。

### 4.3 進路とジェンダー

まず、進路希望とジェンダーとの関連について確認しておこう。進路希望における性別の偏りを確認するために、専攻分野、学校段階、職業にかんして、男子の進路希望に対する女子の進学希望の確率比を算出した<sup>6)</sup>。オッズ比を用いたのは、回答者における男子と女子の数が異なっているため、それを調整するためである。1 より大きければ女子の希望確率が高く、1 より小さければ男子の希望確率が高いことを示す。

まず、専攻分野の希望における性別の偏りを確認しよう。専門学校を含む高等教育機関進学希望者のうち、「ペット」「理容」などの専攻分野でオッズ比の値が高く(10.0, 8.0)、女子の希望が多くなっている。一方、「数学」「土木」「電気」などの技術系の専攻分



野でオッズ比の値が小さく（0程度）、女子の希望はほとんどみられない。また、「マスコミ」「法律」「社会」などの文系の専攻分野はオッズ比が1程度であり、男女とも希望している。

次に、学校段階の希望における性別の偏りを確認しよう。短大のオッズ比は7.8、専門学校学校のオッズ比は2.1であり、女子が希望しやすい進路といえる。大学のオッズ比は0.7、大学院のオッズ比は0.3であり、男子が希望しやすいといえる。これらから、女子は低い学校段階に、男子は高い学校段階に進む傾向がうかがえる。

最後に職業の希望における性別の偏りを確認しよう。医療系専門、教育系専門などではオッズ比の値が1よりも大きく、女子の希望率が高いことがわかる。一方、科学系専門、医師では、男子の希望が多い。この違いは現代の日本の労働市場において確認されている性別職域分離と同じ傾向にある（高松2012）。

表1 変数の説明

性別	本人(高校生)の性別を用いた。	
専攻分野	「専門学校、短大、大学に進学してから、どのようなことを学びたいと思っていますか。もっとも近い番号1つに○をつけてください。(○は1つ)」という質問から作成した。	
	質問項目	
	1. 外国語・外国文学・言語学 2. 文学・考古学・歴史・地理・哲学 3. 社会・心理・人間・人類 4. 教育・保育・幼児教育 5. 福祉 6. 法律・政治・行政 7. 経済・経営・ビジネス 8. メディア・マスコミ 9. 物理学・数学・化学・生物学 10. 電気・機械・材料工学 11. 建築・土木・都市工学	12. 農学・畜産・林学・水産学 13. 情報科学・コンピュータ 14. 医学・歯学・薬学・獣医学・生命科学 15. 看護・保健・衛生・リハビリ 16. 観光・サービス 17. 理容・美容・ファッション 18. 家政・食物・栄養・調理・被服 19. スポーツ 20. ペット 21. 音楽・芸術・デザイン 22. その他
	⇒分析内での表記 外国語, 文学, 社会, 教育, 福祉, 法律, 経済, マスコミ, 数学, 電気, 土木, 農学, 情報, 医学, 看護, 観光, 理容, 家政, スポーツ, ペット, 音楽, その他	
学校段階	高校卒業後にとりたい進路について、専門学校、短大、大学、大学院から回答を求めた。(就職については分析から除外した。)	
職業	SSM職業8分類をもとに専門職を分け、管理・事務、熟練・半熟練・非熟練・農業を統合した。	
	職業小分類, 8分類 科学技術者など 医師, 歯科医 看護師など 弁護士, 会計士など 教員, 幼稚園教諭, 保育士など 個人教師など 8分類の管理, 事務 8分類の販売 8分類の熟練, 半熟練, 非熟練, 農業	⇒分析内での表記 科学系専門職 医師 医療系専門職 法律系専門職 教育系専門職 その他の専門職 事務 販売 ブルー
母学歴	母親の学歴を、「高校」「専門学校」「短大」「大学」「大学院」に分類した。	
母性別役割分業意識	男は外では働き、女は家庭を守るべきであるについての考えを、賛成(「そう思う」「ややそう思う」を統合)、中間(「どちらともいえない」)、反対(「あまりそう思わない」)、強く反対(「そう思わない」)に分類した。娘の母、息子の母の意識を別に分類している。	
高校の大学進学率	あなたの高校には、大学や短大に進学を考えている人がどの程度いますか、…「ほぼ全員」「7～8割」「半数くらい」「2～3割」「ほとんどいない」から回答を求めた。	
対人労働志向	将来の職業を考える上で次のようなことを重視しますか…「人と直接関わる職業であること」から、「とても重視する」「やや重視する」「あまり重視しない」「まったく重視しない」の4つの選択肢から回答を求めた。	
技術志向	将来の職業を考える上で次のようなことを重視しますか…「技術や専門的な知識を生かせる職業であること」から、「とても重視する」「やや重視する」「あまり重視しない」「まったく重視しない」の4つの選択肢から回答を求めた。	

表 2 用いた変数の整理

トラック（軸）の導出に用いた変数	補充変数
性別	母学歴
専攻分野	母性別役割分業意識
学校段階	高校の大学進学率
職業	対人労働志向
	技術志向

表 3 専攻分野・学校段階・職業のオッズ比（性別）

専攻分野	オッズ比	学校段階	オッズ比
ペット	10.0	短大	7.8
理容	8.0	専門学校	2.1
観光	4.1	大学	0.7
看護	4.1	大学院	0.3
その他	3.7		
外国語	3.3	職業	オッズ比
教育	3.2	医療系専門	4.8
家政	2.3	教育系専門	2.2
福祉	2.2	法律系専門	1.5
音楽	2.1	販売	1.5
文学	2.0	事務	0.7
社会	1.6	ブルー	0.5
医学	1.2	医師	0.5
法律	0.8	科学系専門	0.1
マスコミ	0.6		
農学	0.5		
経済	0.4		
スポーツ	0.3		
情報	0.1		
数学	0.1		
土木	0.1		
電気	0.0		

## 5 分析

### 5.1 高等教育機関進学希望者の対応分析

図 2 では、高等教育機関と専攻分野、そして職業との関連について多重対応分析（MCA）を行なった。この分析の分散（イナーシャ）のうち、27.9%が横軸で、16.9%が縦軸で説明される。軸の解釈を助けるために、補充変数として、母学歴、母性別役割分業意識、高校の大学進学率、対人労働志向、技術志向を追加した。

分析結果から、大きく分けると 4 つの進路選択が確認された<sup>7)</sup>。まず、中央には、社会系専攻、人文系専攻、四大、事務・販売職が位置しており、「文系」の進路を形成している<sup>8)</sup>。そこから右に向かうと、科学専攻、大学院、科学系専門職が位置しており、「科学系」の進路が確認される。左側には、教育系専攻、短大、教育系専門職の「教育系」の進路が、医療系専攻、専門学校、医療系専門職の「医療系」の進路がみられる。

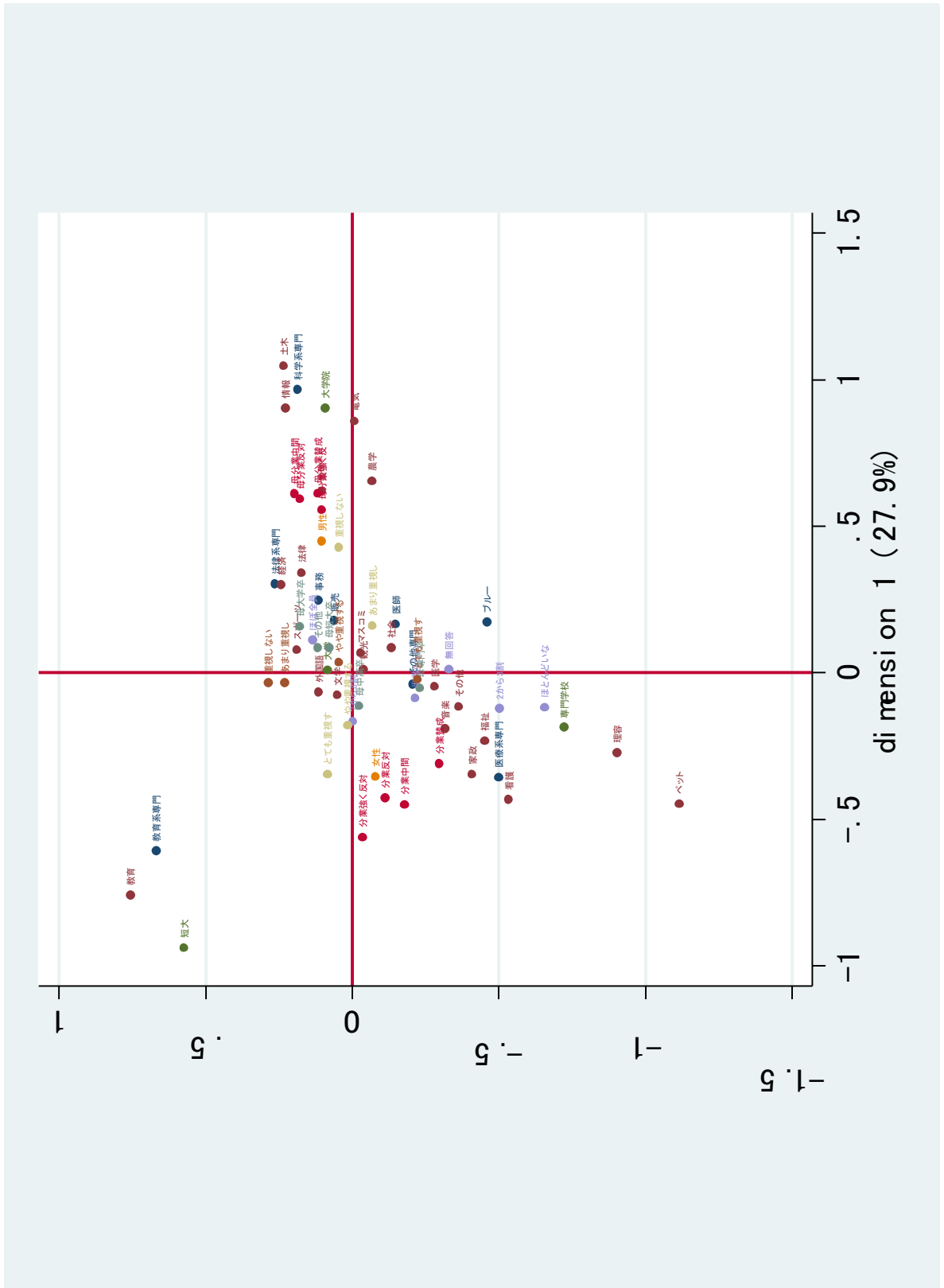


図2 高等教育機関での進路選択

では、それぞれの軸をみてみよう。まず縦軸をみると、こちらは階層要因によって形成されると考えられる。母学歴が高いほど、高校の大学進学率が高いほど、上に位置している。そのため、この軸は階層の高低を意味していると考えられる。さらに、子どもの性別による違いとして、女子で階層の高い場合、その母親は性別役割分業に否定的な傾向がみられる。

次に横軸をみると、こちらはジェンダー要因によって形成されていると考えられる。まず性別をみると、右側には男子が、左側には女子が位置している。また、左に向かうほど対人労働志向が高い傾向がある。進路をみると、「科学系」は右側に、「文系」は中央に、「教育系」「医療系」は左側に位置しており、左に位置する進路ほど女子が多いといえる。

以上のように、高等教育機関における進路選択は、アカデミック・トラックとジェンダー・トラックの軸のなかに位置づけられるといえる。また、専攻分野の選択は、学校段階の選択と対応しているといえる。

## 5.2 四大希望者の対応分析

図3では、四大と専攻分野、そして職業との関連についての検討を行なった。分散（イナーシャ）のうち、28.4%が横軸で、16.1%が縦軸で説明される。

図2と同様に、何がどの領域に位置しているかをみていこう。まず、中央をみると、社会系専攻、人文系専攻、四大、事務・販売職が位置しており、「文系」の進路といえる。右には、科学専攻、科学系専門職が位置しており「科学系」の進路が確認される。一方、左側には、教育系専攻、教育系専門職が位置する「教育系」の進路と、医療系専攻、医療系専門職が位置する「医療系」の進路がみられる。科学系がやや下に位置しているが、高等教育機関の進路希望での対応分析と類似したものとなっている。

そして、横軸は、ジェンダー要因によって形成されていると考えられる。右ほど男子が多く、「科学系」専攻である。一方、左ほど女子が多く「教育系」「医療系」の専攻である。そして、中央は「文系」の領域となっている。また、左に向かうほど対人労働志向という特徴もみられる。

次に、縦軸をみると、こちらは階層要因によって形成されていると考えられる。母学歴が高いほど、高校の大学進学率が高いほど上に位置しており、この軸は階層を反映した軸であると考えられる。ただし、「医学」専攻が下方に位置しており、一般に知られるような医学の高い出身階層との関連はあまりみられない。また、母性別役割分業意識に否定的であるほど上に位置しており、とりわけ女子でその傾向が強い。

以上のように、四大進学希望者での進路希望は、高等教育進学希望者と同じような社会空間として理解される。

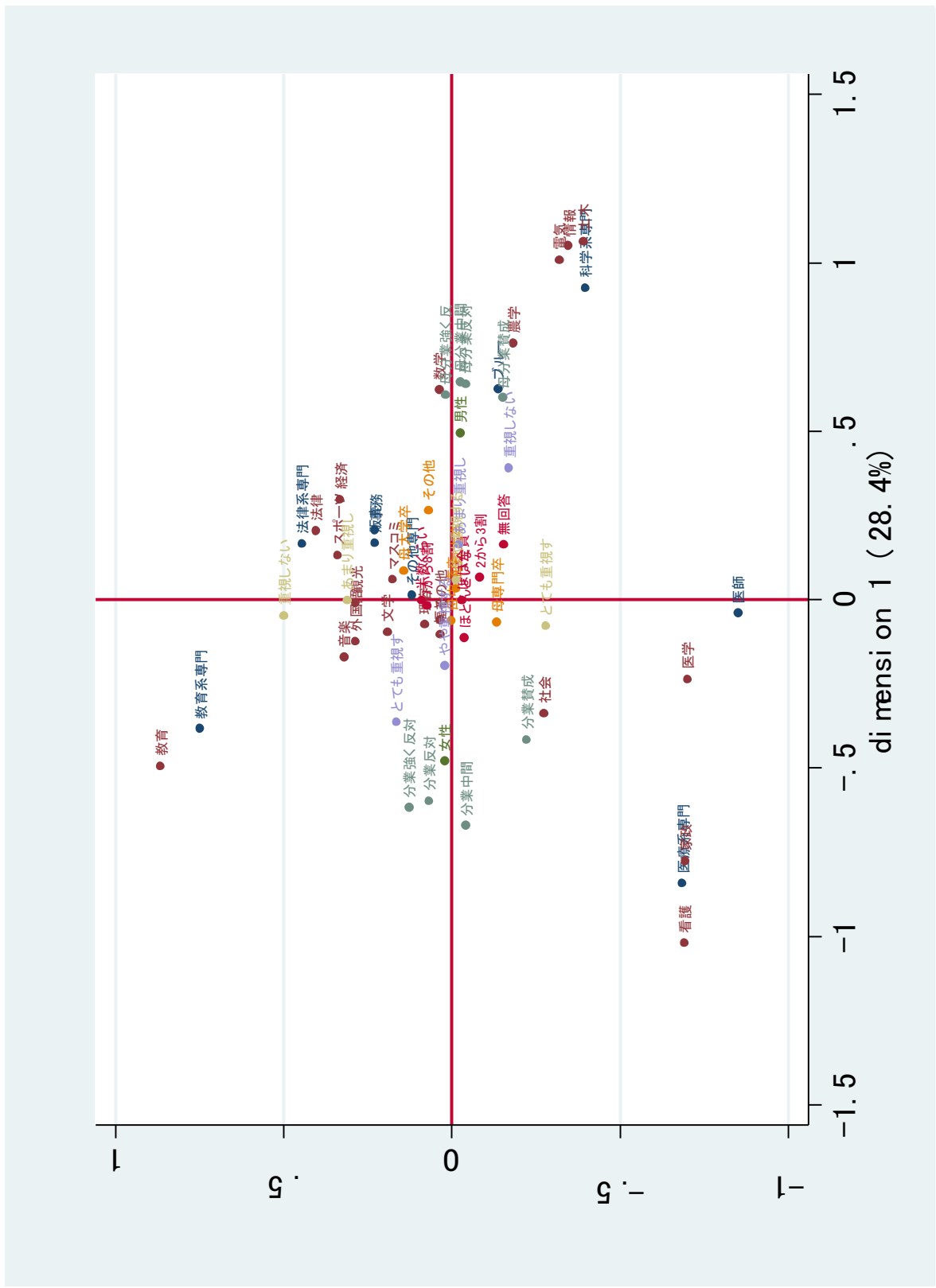


図3 四大での進路選択

## 6 まとめと議論

### 6.1 まとめ

本稿では、高校生の進路選択が、どのような社会空間のもとに選択されているのか、そして、その進路選択は、階層要因、ジェンダー要因とどのように関連するかを検討した。分析の結果、次のことが明らかになった。

第1に、進路選択は、アカデミック・トラックとジェンダー・トラックの2つのトラックが交差した社会空間としてとらえられることが示された。アカデミック・トラックは、母学歴や高校の大学進学率と対応していた。一方、ジェンダー・トラックは、性別の偏りや、対人労働志向の高さと対応していた。

第2に、2つの軸のもとに、「文系」「科学系」「教育系」「医療系」の4つの進路が描かれた。ジェンダー・トラックの軸の上でこれらを見ると、これまで指摘されてきた通り、科学系には男子が多く希望していることが示された。そして教育系、医療系には女子が多く希望していることが示された。文系・理系における性別の偏りが指摘されることが多いが（たとえば橋本 2005）、教育系、医療系もまた女子の選択を特徴づける進路といえるだろう。

これらの結果は、高等教育機関進学者を対象とした分析でも、四大進学希望者を対象とした分析でも類似する傾向がみられた。このことは、高等教育進学者を対象とした分析からは明らかになる専攻分野と学校段階における階層性と類似するものが、四大進学者という一見同水準の学校段階のなかにも存在していることを示唆しているだろう。

そして、高等教育進学者および四大進学者を対象とした分析の結果として本稿の分析結果は図4のようになる。

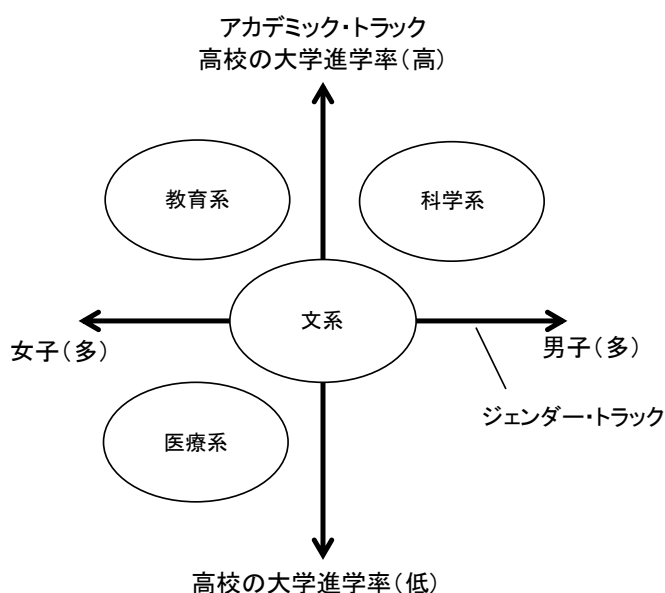


図4 結果のまとめ

### 6.2 議論

それでは、高校生の進路選択にみられる進路分化について、ジェンダーの視点から議論していこう。

まず、アカデミック・トラックについてみていこう。アカデミック・トラックは、同性内の階層分化につながるものと考えられる。このトラックでは、上位に位置するほど、母学歴は高く、性別役割分業に否定的であり、高校の大学進学率が高かった<sup>9)</sup>。とりわけ女子の親の間では、母性別役割分業意識にばらつきがみられた。つまり、進学校に通う女子では、母親は高い学歴をもち、性別役割分業に否定的であるのに対して、それ以外の女子では、母親はそれほど高い学歴はもたず、性別役割分業にも肯定的であった。こうした環境の違いは、進路選択における女子内の選択肢の多寡にむすびついていると考えられる。

次に、ジェンダー・トラックをみていこう。ジェンダー・トラックは、男女間の階層分化につながると考えられる。このトラックは、一見すると性別にもとづいた傾向の違いや、希望する専攻分野の違いにすぎない。しかし、専攻分野は学校段階や職業、技能の特性と関連していることから、専攻分野の違いは男女間の職業上の格差にむすびつくと考えられる。たとえば、女性の多い専門職では、対人援助を行ない、比較的教育期間が短く、男性の多い専門職より地位が低いという特徴がある (Etzioni ed. 1969; 三井 2004)。これは、性別にもとづいた傾向の違いや専攻分野の違いが、その後の職業上の地位の格差と関連している例といえるだろう。

男女間の職業上の格差を是正する上で、専攻分野における男女の偏りを縮小することはひとつの方法であるが、そのためには社会的な環境整備が必要となることも指摘しておこう。本稿の結果から、女子の理系選択を促すことは、単に男性が多い専攻分野への進出を促すことを意味するだけでなく、高い学校段階に進出を促すことも意味していることが示された。つまり、専攻分野にみられるジェンダーの偏りを是正するためには、女子が長期にわたる教育を受けることに対して社会的な理解を高める必要がある<sup>10)</sup>。具体的には、家族の理解、また、教育環境や職場環境の整備が必要となると考えられる。

最後に、本稿の限界について述べておこう。本稿では、家族の要因として、母学歴や母性別役割分業意識を用いてきた。子どもが理解しているよりも正確な家庭環境をとらえることができたという点では評価できるものであろう。ただし、母学歴や母性別役割分業意識の影響を、母親の独自の影響として解釈してよいかについてはなお検討が必要である。なぜなら、母親の影響が、父親やその他の家族の影響を反映したものかもしれないからである。それでも、本稿で、高校生が行なう進路選択やそれを取りまく社会空間について、基本的な構造が描けたことについては十分価値のあるものと考えている。

#### [注]

- 1) ここでは、専修学校・各種学校をあわせて「専門学校」と呼ぶ。
- 2) 専門学校は「高等教育機関」に含めないことも多いが、本稿ここでは専門学校も含めて「高

等教育機関」と表現する。

- 3) ただし、高等教育機関における専攻分野の性別分離が、労働市場での男女間の社会経済的地位の格差につながる程度は国によって異なる。Bradley (2002) や Charles and Bradley (2002) はただ分離していることが男女間の社会経済的格差につながるわけではないことを指摘している。
- 4) 専攻分野などの進路の選択をジェンダーの視点をもって検討する際に、「トラック」や「パイプライン」のような構造としてとらえることに対して、Xie and Shauman (2003) は批判的な見解を示している。女性の場合、男性とは異なるルートで進路に参入することが少なくないからである。こうした視点は重要であるが、ここでは高校から高等教育機関に間断なく進学するパターンを想定しており、「トラック」という概念が適応可能であると考えている。
- 5) ただし、中西 (1998) は、入試難易度が下がると、職業志向と主婦志向の分化の程度は狭まるという点も指摘している。
- 6) 女子がある領域（専攻分野，学校段階，職業）を選択する確率を  $p$ ，男子がある領域（専攻分野，学校段階，職業）を選択する確率を  $q$  とすると、オッズ比は、 $(p/(1-p))/(q/(1-q))$  により算出した。
- 7) また、階層的クラスターおよびクラスター数を決定する指標である Calinski and Harabasz's pseudo-F index, Duda & Hart's  $Je(2)/Je(1)$  index を用いたが、2つの指標で適切と判断されるクラスター数は一致せず、視覚的にも把握しやすい4つのクラスターに分類した。四大での進路選択についての分析でも同様である。
- 8) また、この近くには「医学」を希望する者もあり、分化が進んでいない点でも興味深い。
- 9) 米田 (2007) の整理によると中産階級の親は子どもに自立的であることを求める傾向があり、このことは学歴の高い母親が性別役割分業意識に否定的になる本稿の結果と整合的である。
- 10) 逆に男子を教育系や医療系へ進学させたい場合には、進学先の学校段階を下降させることにも配慮が必要であろう。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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 SSIJ データアーカイブから「高校生と母親調査，2012」の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Adamuti-Trache, M., and Sweet, R., 2008, "Vocational Training Choices of Women: Public and Private Colleges," *Gender and Education*, 20(2), 167-182.
- Ayalon, H., 2003, "Women and Men Go to University: Mathematical Background and Gender Differences in Choice of Field in Higher Education," *Sex Roles*, 48(5/6), 277-290.



- Bradley, K., 2000, "The Incorporation of Women into Higher Education: Paradoxical Outcomes?," *Sociology of Education*, 73(1), 1.
- Charles, M., and Bradley, K., 2002, "Equal But Separate? A Cross-National Study of Sex Segregation in Higher Education," *American Sociological Review*, 67(4), 573-599.
- Crossley, K., 2005, *Key Concepts in Critical Social Theory*, Sage (=2008, 西原和久監訳『社会学キーコンセプト——「批判的社会理論」の基礎概念 57』新泉社).
- Duru-Bellat, M., 1990, *L'école des Filles: Quelle Formation Pour Quels rôles Sociaux?*, L'Harmattan (=1993, 中野千津訳『娘の学校——性差の社会的再生産』藤原書店.)
- Etzioni A., ed, 1969, *The Semi-Professions and Organization: Teachers, Nurses, Social Workers*, The Free Press.
- Ferrare, J., 2012, "The Duality of Courses and Students: A Field-theoretic Analysis of Secondary School Course-taking," *Sociology of Education*, 86(2), 139-157.
- Greenacre, M., J., 1993, *Correspondence Analysis in Practice*, Academic Press.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 木村涼子, 1996, 『学校分化とジェンダー』勁草書房.
- 清原滋子, 1996, 「理系女子学生は、いま」村松泰子編『女性の理系能力を活かす——専攻分野のジェンダー分析と提言』日本評論社, 51-66.
- 近藤博之, 2011, 「社会空間の構造と同性仮説——日本のデータによるブルデュー理論の検証」『理論と方法』26(1): 161-177.
- , 2012, 「社会空間と学力の階層差」『教育社会学研究』90, 101-121.
- 文部科学省, 2013, 「平成25年度学校基本調査(速報値)の公表について」(2013年5月1日取得, [http://www.mext.go.jp/component/b\\_menu/houdou/\\_icsFiles/afiedfile/2013/08/07/1338338\\_01.pdf](http://www.mext.go.jp/component/b_menu/houdou/_icsFiles/afiedfile/2013/08/07/1338338_01.pdf))
- 文部科学省, 2014a, 「専修学校の教育内容」(2013年5月1日取得, [http://www.mext.go.jp/component/a\\_menu/education/detail/\\_icsFiles/afiedfile/2013/10/11/1322361\\_3\\_1.pdf](http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/detail/_icsFiles/afiedfile/2013/10/11/1322361_3_1.pdf))
- 文部科学省, 2014b, 「短期大学について」(2013年5月1日取得, [http://www.mext.go.jp/a\\_menu/koutou/tandai/index.htm](http://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/tandai/index.htm))
- 文部科学省, 2014c, 「公立大学について」(2013年5月1日取得, [http://www.mext.go.jp/a\\_menu/koutou/kouritsu/index.htm](http://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/kouritsu/index.htm))
- 内閣府, 2013, 『男女共同参画白書』(2014年5月1日取得, [http://www.gender.go.jp/about\\_danjo/whitepaper/h25/gaiyou/html/honpen/b1\\_s07.html](http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h25/gaiyou/html/honpen/b1_s07.html))
- 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.
- 三井さよ, 2004, 『ケアの社会学——臨床現場との対話』勁草書房.
- Reimer, D., and Steinmetz, S., 2009, "Highly Educated but in the Wrong Field?: Educational

Specialisation and Labor Market Risks of Men and Women in Spain and Germany,” *European Societies*, 11(5), 723-746.

橘木俊詔, 2005, 「なぜ女性活用策がうまくいかないのか」橘木俊詔編『現代社会の労働・結婚・子育て——少子化時代の女性活用政策』ミネルヴァ書房, 1-33.

高松里江, 2012, 「初職就業にみられる性別の影響についての要因分解——専攻分野を媒介とした間接効果に注目して」『第53回数理社会学会報告要旨集』14-15.

Van de Werfhorst, H. G., 2002a, “A Detailed Examination of the Role of Education in Intergenerational Social-class Mobility,” *Social Science Information*, 41(3), 407-438.

Van de Werfhorst, H. G., 2002b, “Field of Study, Acquired Skills and the Wage Benefit from a Matching Job,” *Acta Sociologica*, 45: 287-303.

Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data: 2<sup>nd</sup> ed.*, the MIT Press.

Xie, Y. and K.A. Shauman, 2003, *Women in Science: Career Processes and Outcomes*, Harvard University Press.

山森亮, 2002, 「合理的経済「男」を超えて」久場嬉子編『経済学とジェンダー』明石書店, 75-96.

米田幸弘, 2007, 「産業社会におけるパーソナリティ形成」吉川徹編『階層化する社会意識——職業とパーソナリティの計量社会学』勁草書房, 49-76.

# 高校生の職業希望とその規定要因

—高校生と母親調査を用いて—

多喜弘文

(法政大学)

本研究の目的は、高校生の職業に関する意識とその規定要因を多面的に検討することである。従属変数には、希望する職業に職業威信スコアを与えた職業アスピレーションに加え、自己実現志向と社会経済条件志向という 2 つの職業志向性を設定する。

分析の結果、職業アスピレーションと 2 つの職業志向性では、その規定要因が大きく異なることが明らかになった。前者に対しては、学校に関する構造変数が強い影響を及ぼしていた。他方、職業志向性には、学校に関する構造変数や出身階層がほとんど影響を及ぼしていなかった。また、荒牧（2001）が述べる通り、これら 2 つの職業志向性は、高校生の職業希望を内在的に説明する上で有効であることがあらためて示された。とはいえ、なぜ母子間で職業アスピレーションだけでなく、職業志向性の相関が高いのかは明らかになっておらず、今後の課題として残された。

## 1 問題の所在と本稿の目的

本研究では、高校生の職業に関する意識とその規定要因を多面的に検討する。これまで職業希望に関する社会学の研究は、主に社会階層論と教育社会学の分野でおこなわれてきた。前者では、本人がつけたいと希望する職業の社会経済的地位の高低が職業アスピレーションとして概念化されている（Sewell et al. 1969）。ウィスコンシンモデルと呼ばれるこの研究枠組みでは、職業アスピレーションを媒介変数として設定することで、地位達成過程を動的に捉えることが意図されていた。

だが、初期のウィスコンシンモデルにはいくつかの批判も寄せられている。その中でもよく知られているものに、学業成績や通っている学校といった構造的要因が適切に考慮されていないという指摘がある（Kerckhoff 1976）。もともと、職業アスピレーションは家族などの「重要な他者」の期待のもとで形成され、子どもはそれに基づいて進学する教育段階や職業を選択していくと想定されていた。このモデルは、子どもが親などの期待を内面化してアスピレーションを形成すると想定しているため「社会化モデル」と呼ばれる。だが実際の進路形成は、社会化モデルが想定するように、本人の選好だけでおこなわれるわけではない。たとえば、大学への進学可能性は本人の希望に関わらず学業成績にある程度左右される。したがって、かつての希望がどうであれ、こうした選抜を前に本人はアスピレーションをより現実的なものへと修正することを要求される。この点は親についても同様である。子どもの成績や進路を取り巻く状況に応じて、親のアスピレーションも変化していくと想定される。

このように考えるならば、アスピレーションとは希望ではなく現実的な予測であり、教育選抜などの構造的・制度的な要因が人びとを地位へと配分していくプロセスを追認するものということになる。この捉え方は社会化モデルに対して「配分モデル」と呼ばれる。

この配分モデルの提起を契機に、アスピレーション研究は学業成績や通っている学校などの構造変数をモデルの重要な要素とみなすようになった。このことは、地位達成のプロセスをより精緻に検討するための道を開くとともに、そこに学校がどのように関わっているのかという教育社会学的な関心を促すことにもなった。日本でも、職業アスピレーションに焦点を当てた研究は、社会階層論の文脈でおこなわれてきたが(中山・小島 1979, 相澤 2008 など)、教育社会学的な観点に重きを置いた研究にも荻谷(1986)や荒牧(2001)、片瀬(2005)などの蓄積がある。

ところで、ここまで希望する職業の社会経済的地位に焦点を当ててきたが、教育社会学の観点からみれば、必ずしもその高低のみにこだわる必要はない。上記の研究のうち、職業希望の異なる側面に焦点を当てたのが荒牧(2001)である。荒牧は、高校生の職業アスピレーションに関する研究が1980年代以降さまざまな形でおこなわれてきたにもかかわらず、教育アスピレーション(進路希望)と比べて十分な検討が加えられてこなかったことを指摘する。荒牧は高校生の職業希望が進路希望のように学歴=地位達成という観点からのみ捉えられるものではなく、それとは異なった職業的志向性の影響を受けているのではないかと考えた。そして、従来の職業的な威信の次元とは独立に、自己実現志向という軸を導入し、それが高校生の職業希望を捉えるうえで有効であることを明らかにしている。日本の高校生の職業志向性が一元的ではないという点については、有田(2002)も韓国との比較で同様の見解を述べている。

この荒牧の知見は、日本の高校生の職業希望を考えるうえで、従来の職業アスピレーション研究とは異なった視点を提起する興味深いものである。だが、この研究にはいくつか不十分な点も存在する。確かにこの研究では自己実現志向や社会経済条件志向が高校生の職業希望と関連していることが示されている。しかし、これらが成績や高校トラックといったメリトクラティックな変数や家庭背景とどう関連しているのかは部分的にしか明らかにされていない。高校生の職業希望を理解する上で重要とされるこれらの職業志向性が学校や家庭背景とどう関連しており、どのようなメカニズムで形成されているのか。また、それが従来の職業アスピレーションとどのように異なるのか。これらの疑問に答えることは、教育社会学および社会階層論の分野にとって意義のある作業だといえるだろう。

そこで、本稿では高校生の職業希望に関して、3つの側面からその規定要因を検討していくことにしたい。1つ目は、職業希望の社会経済的地位上の位置である。これは社会階層論がこれまで扱ってきた側面なので、従来通り職業アスピレーションと呼ぶ。残り2つは、生徒の職業志向性に関する意識である。詳細は次節で説明するが、これらを荒牧と同様にそれぞれ自己実現志向と社会経済条件志向と名づける。なお、本稿では以上3つの変数を総称

するときは「職業希望」、このうち職業アスピレーション以外の 2 変数は「職業志向性」と呼ぶことにしたい。以上の 3 変数を従属変数に設定することで、高校生の職業希望を多面的に検討していく。

## 2 データと変数の説明

### 2.1 用いるデータ

本研究で用いるのは、「高校生と母親調査，2012」である。この調査は、高校 2 年生とその母親を対象とした全国調査であり、母子 1560 ペアに対して調査票を郵送し、1070 ペアからの有効回答を得ている（回収率 68.6%）。調査対象者は、イプソス株式会社に登録されている母親のいる高校 2 年生のモニタリストを抽出台帳とし、地域ブロック、都市規模、性別による層化をおこなって抽出されている<sup>1)</sup>。

日本の教育社会学では、学力に基づいた明確な分化が生じる高校段階を対象として数多くの研究がおこなわれてきた。しかし、それらの大部分は限定された地域で学校を通じて実施された調査を用いている。そこでは、難易度や学科でその地域の学校を類型化することで、調査対象校を日本全国の高校階層構造の縮図であると仮定して分析がおこなわれてきた。だが、そうした調査における地域の偏りや学校数の少なさがもたらすバイアスがどの程度存在するのかわからない。それに対し、ここで用いるデータは個人（およびその保護者）を対象としてサンプリングがおこなわれている。対象者が調査会社のモニターであることは考慮しなければならないが、少なくとも生徒が所属する高校の難易度や学科および地域は十分に散らばっている。

こうしたデータの代表性に加えて、本稿がこのデータを用いるメリットが 2 点存在する。1 つは、希望する職業を自由回答形式で質問していることである。先行研究が用いている調査には、あらかじめ用意した選択肢を提示し、その中から希望職を選択してもらう形式のものが多い。そうした回答形式では、回答者の希望する職業が具体的には特定できないため、ある程度幅をもった分類をせざるを得ない。それに対し、本稿では回答者の具体的な回答が得られているため、希望職に対し個別に職業威信スコアを与えることができる。

もう 1 つは、この調査が生徒本人だけでなく、その母親からも回答を得ていることである。出身階層に関わる項目に関しては、子どもよりも親に尋ねた方がより正確な情報を得られると期待できる。それに加えて重要なのは、子どもに期待する職業や価値観を母親に尋ねていることである。母親が子どもの職業に対して抱いている価値観や希望を検討することは、前節で紹介した社会化モデルや配分モデルの考え方に照らし合わせても重要である。本人だけでなく、子どもに対する母親の職業希望を分析に含めることで、探索的ではあるが子どもの職業アスピレーションや職業志向性の形成メカニズムを考察することができる。

## 2.2 使用変数

まずは、本稿の従属変数となる職業希望の3変数を説明する。1つ目の職業アスピレーションは、すでに述べた通り自由回答形式でたずねた希望職業に職業威信スコアを与えたものである。変数としては「希望職威信」と表記する。この変数には希望職業の無回答者(187人)に加え、「職業」を特定できないために威信スコアを与えることができなかったケース(123人)が存在するため、欠損値が多くなってしまっている(310人)。とはいえ、希望する職業の社会経済的地位として、ある程度客観的に連続的な値を与えられるメリットは大きい。希望職については別の質問であらかじめ用意した8つの選択肢(プリコード)でも回答してもらっているため、次節の基礎分析ではこれらを併用することでケースの確保に努める。

残り2つの従属変数である職業志向性は、主成分分析を用いて尺度構成した。表1の通り、固有値1以上の軸が2つ得られたため、この第1軸を「自己実現志向」、第2軸を「社会経済条件志向」として、それぞれの主成分得点を用いることにする<sup>2)</sup>。尺度構成に用いた変数は荒牧(2001)と異なるが、内容的にはある程度対応していると思われる。

また、上述のように、この調査では職業希望に関して母親にも同様の項目を尋ねている。母親が子どもに希望する職業の自由回答に職業威信スコアを与えたものを「希望職威信(母親)」, 同様に職業志向性を「自己実現志向(母親)」「社会経済条件志向(母親)」として構成した。母親の職業志向性の主成分分析の結果は表1の右側に示している。

独立変数には、学校に関わる変数として高校トラック<sup>3)</sup>と現在の成績(教科全体)<sup>4)</sup>, 出身階層として父職威信, 父教育年数, 所有財合計<sup>5)</sup>, そのほかに本人の進路希望, 生徒の性別(男性ダミー)を用いる。なお、次節の基礎分析ではここに挙げた以外の変数と従属変数との関連もいくつか紹介する。

表1 職業志向性の主成分分析

	本人		母親	
	自己実現志向	社会経済条件志向	自己実現志向	社会経済条件志向
有名な会社であること	0.175	0.583	-0.060	0.723
給料がよいこと	0.011	0.809	0.171	0.760
残業が少ない・休日が多いこと	-0.073	0.719	-0.058	0.661
安定している・倒産しないこと	0.155	0.651	0.225	0.678
才能が生かせること・伸ばせること	0.729	0.105	0.742	0.161
(子どもが)自分の夢を叶えられること	0.773	-0.008	0.704	0.058
社会の役に立つこと	0.706	0.195	0.713	0.029
人と直接関わる職業であること	0.591	0.103	0.474	-0.010
技術や専門的な知識を生かせる職業であること	0.689	-0.035	0.687	0.052
固有値	2.7	1.8	2.6	1.7
累積寄与率(%)	50.1		48.5	

※バリマックス回転をおこなった

### 3 基礎分析

#### 3.1 高校生の職業希望

まずは、本調査の対象である高校 2 年生が希望する職業をみておこう。表 2 はプリコードによる希望職の分布である<sup>6)</sup>。

表 2 希望職の分布（プリコード）

	度数	%	有効%
専門・技術	491	45.9	51.0
管理	28	2.6	2.9
事務	157	14.7	16.3
販売	50	4.7	5.2
サービス	96	9.0	10.0
生産現場・技能	103	9.6	10.7
運輸	7	0.7	0.7
保安	30	2.8	3.1
有効回答	962	89.9	100.0
その他	60	5.6	
無回答	48	4.5	
合計	1070	100.0	

先行研究が繰り返し明らかにしている通り、専門職につきたいと希望する生徒が最も多い。有効回答者の中では二人に一人以上が「専門・技術」を選択している。この割合は他の研究の値とも近い（荒牧 2001, 片瀬 2005, 元治 2009）。専門職以外では、「事務」「サービス」「生産現場・技能」を選択した生徒の割合がそれぞれ有効回答者の 1 割を超えており、これら以外の職業カテゴリーを選択した生徒は少ない。特に「運輸」を選んだのは 7 人のみなので、これ以降プリコードの職業カテゴリーを用いた表からは除外する。

続いて、この希望職ごとに職業アスピレーションおよび職業志向をみたものが表 3 である。

表 3 職業希望と希望職（プリコード）

	希望職 威信	自己実現 志向	社会経済条件 志向
専門・技術	63.1	0.289	-0.152
管理	65.5	-0.507	0.413
事務	54.6	-0.479	0.387
販売	47.6	-0.265	0.198
サービス	51.6	0.161	-0.088
生産現場・技能	52.4	-0.266	0.142
保安	59.0	0.204	-0.013
F値	41.040 **	15.218 **	6.819 **

\*\* p<.01

表 3 で一番左の列の希望職威信は、職業カテゴリーごとの職業威信の平均値をあらわす。注目したいのは、この希望職威信の平均値と他 2 つの職業志向性の値の大きさが対応していないことである。表 3 において自己実現志向が高いのは「専門・技術」「サービス」「保安」、低いのは「管理」「事務」「販売」「生産現場・技能」となっている。もう一つの社会経済条件志向が高いのは「管理」「事務」「販売」「生産現場・技能」である。この表 3 の希望職威信と自己実現志向をクロスさせると、荒牧の作成した図（荒牧 2001：85，図 3-1）とほぼ同じ分類をおこなうことができる。ただし、荒牧とは異なり、ここでは職業志向性の 2 軸をクロスさせて図を作成する<sup>7)</sup>。

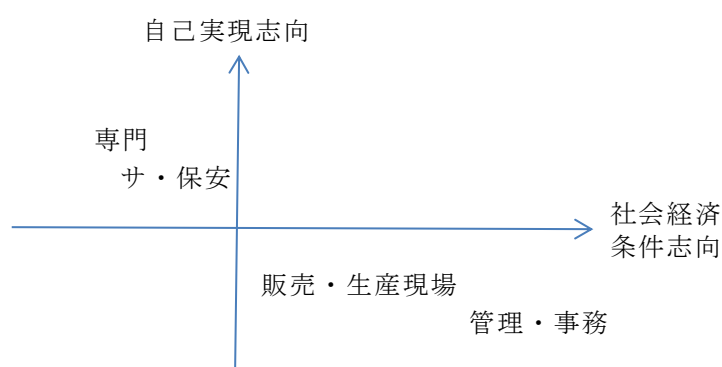


図 1 希望職（プリコード）と職業志向性

図 1 の通り、2 つの職業志向性の軸をクロスさせるとそれぞれの希望職カテゴリーは左上と右下に分類される。とりわけ社会経済条件志向が高く自己実現志向が低い「管理」「事務」と、自己実現志向が高く社会経済条件志向がやや低い「専門・技術」の対比はイメージしやすい。管理職や事務職希望の生徒は会社での組織人としての成功や安定を目指すためか、社会経済条件志向は高いが自己実現の重視度が低い。それに対し、専門的なスキルを身につけてそれを仕事にしたいと考える専門職希望の生徒は、自己実現志向は高いが社会経済条件志向が低くなっている。特に専門職と管理職は職業威信がともに高いだけに、このコントラストは明確である。荒牧（2001）のいうとおり、社会経済条件志向と自己実現志向の 2 軸を導入することで、社会経済的地位の高さには還元できない職業希望の側面を捉えられることが確認された。

### 3.2 職業希望と学校トラック

次に、職業希望の 3 側面と高校生が在籍する高校トラックの関連を検討しよう。職業アスピレーションは教育アスピレーションほど明確に学校トラックの影響を受けないとされる。だが、先行研究の職業アスピレーションはやや粗いカテゴリーで定義されたものがほとんどであり、学校トラックの影響を受けるかどうかにもその点が影響しうる。ここでは希望



職の職業威信という側面から高校トラックとの関連を再検討したい。また、2つの職業志向性についても学校トラックとの関連を同様に検討する。

表4 職業希望と学校トラック

	希望職 威信	自己実現 志向	社会経済条件 志向
普通科A	63.5	0.121	0.063
普通科B	60.3	-0.037	-0.054
普通科C	56.6	-0.013	-0.017
職業科	54.6	-0.078	-0.021
総合学科	57.2	-0.057	-0.105
F値	21.709 **	1.208	0.524

\*\* p<.01

表4より、希望職威信は明らかに学校トラックの（高等教育進学率という意味での）高低と関連していることがわかる。表は省略するが、威信が高く最も多くの生徒が集中する専門職希望者の割合には学校トラックによる差が生じており、専門職を希望する者の中でも高い学校トラックに所属している方が威信の高い専門職を希望する傾向がみられる。

他方、2つの職業志向と学校トラックとの間の関連は有意ではない<sup>8)</sup>。職業アスピレーションは学校トラックとある程度の対応をもつが、職業志向性と学校トラックは関連していないことが明らかになった。

### 3.3 職業希望と家庭背景

次に家庭背景に関わる変数と職業希望との関わりを検討する。まず職業希望と出身階層に関する連続変量との相関をみたものが表5である

表5 職業希望と出身階層の相関

	希望職 威信	自己実現 志向	社会経済条件 志向
母職威信	0.084 *	-0.004	-0.050
父職威信	0.117 **	-0.056	-0.026
母教育年数	0.089 *	0.023	0.038
父教育年数	0.177 **	0.024	-0.032
家にある本の冊数	0.129 **	0.012	-0.041
暮らしむき（反転）	0.073 *	0.016	0.060
所有財合計	0.147 **	0.088 **	0.002

\*\* p<.01 \* p<.05

表 5 から、係数の大きさはそれほどではないものの、希望職威信とすべての階層変数との間に正の有意な相関がみられることがわかる。一方、職業志向性と階層変数との間には、所有財合計と自己実現志向との相関を除き、有意な線形の関連がみられない。

表 6 母子間の職業希望の相関

	希望職 威信	自己実現 志向	社会経済条件 志向
希望職威信（母親）	0.671 **	0.088 *	-0.031
自己実現志向（母親）	0.116 **	0.327 **	0.006
地位達成志向（母親）	-0.058	0.044	0.333 **

\*\* p<.01 \* p<.05

続いて、客観的な地位指標としての階層変数だけではなく、母親の職業希望との関連をみてみよう。表 6 より、変数間にいくつかの有意な相関がみられることがわかる。相関係数がもっとも大きいのは、子どもと母親の希望職威信どうしの組み合わせである。ここまでの分析から、希望職威信と学校トラックが比較的強い関連を示していることがわかっていいる。学校システムにおける選抜状況が、職業達成可能性のシグナルとなり、それが親子間での希望職の類似をもたらしている可能性が指摘できる。因果関係は明らかではないものの、この結果は職業アスピレーションに関する配分モデルの想定とある程度合致する。

他方、職業志向性の 2 変数に関しても、親と同様の職業志向性との比較的強い相関がみられる。だが、この関連から推測されるメカニズムは職業アスピレーションの場合とは異なる。職業志向性の場合、表 4 で明らかになったように学校トラックとの関連は生じていない。このことは、少なくとも教育達成にとって重要な意味をもつ構造変数が、希望する職業の志向性を決めるうえで重要な情報とみなされていないことを意味する。したがって、親が何らかの職業志向性をもっており、それを親との相互作用を通じて子どもが内面化するという社会化のメカニズムが想起される。もしくは、逆に子どもの職業志向性に親が感化されるということも考えられるかもしれない。いずれにせよ、母子の職業志向性が類似していることと、そこに出身階層や学校トラックがリニアにはほとんど影響していないことがわかった。

なお、表 6 ではこのほかに希望職威信と自己実現志向（母親）、自己実現志向と希望職威信（母親）の間にも有意な相関がみられる。これは、母子の職業アスピレーションや職業志向性の類似と、高校生に専門職希望者が多く、彼ら彼女らの自己実現志向が高いことが生じさせている関連かもしれない。

### 3.4 職業希望と進路希望

最後に、生徒の職業希望と卒業後の進路希望との関連をみておきたい。

表 7 職業希望と進路希望

	希望職 威信	自己実現 志向	社会経済条件 志向
就職	51.6	-0.455	0.110
専門学校	56.2	0.307	-0.129
短大	55.8	0.317	-0.340
大学	60.9	0.003	0.012
大学院	65.0	0.152	-0.004
F値	29.762 **	12.631 **	2.273

\*\* p<.01 \* p<.05

表 7 では、再び職業アスピレーションと職業志向性の結果に関する興味深い違いがみられる。まず、希望職威信に関する結果は予想通りだといえる。進路希望を教育達成の度合いとして序列的に捉えるならば、進路希望の高低と希望職威信の高低は強く関連している。高卒後にすぐに就職を予定している生徒の希望職威信は低く、大学や大学院への進学を予定する生徒の希望職威信は高い。

だが、自己実現志向に目を転じると、職業アスピレーションの場合とは異なった傾向を読み取ることができる。就職希望者の自己実現志向はかなり低いが、高等教育進学希望者のそれが必ずしも高いわけではない。専門学校と短大という中間的な位置づけの進路希望者の自己実現志向がもっとも高くなっており、進路希望による差は1%水準で有意となっている。また、こちらの差は有意ではないものの、社会経済条件志向も専門学校や短大で低く、就職でやや高いという変則的な対応関係を示している。

このような職業志向性と進路希望との関連は、表 3 および図 1 の場合と同様に、進路が埋め込まれている実質的な文脈を考えれば解釈が可能である。日本の学校と職業の制度的リンケージとして、高校卒業後すぐに就職する場合「実績関係」という仕組みを利用することになる(荻谷 1991)。大学に進学した場合も、特に文系であれば「職務のない雇用契約」(濱口 2009)のもとで入職することが多い。これらの仕組みを利用する場合、就職は学校での成績や学校の難易度などで大きくきまってしまう。言い換えるならば、これらの進路は職業に対する特別なこだわりをもつ必要のないルートなのである。それに対し、短大や専門学校は日本において例外的に職業的レリヴァンスが強い教育機関であり、進路決定時にある程度具体的な職業イメージをもつ必要が生じる。職業志向性は、学歴や地位の高低には還元できないこのような文脈を捉えている可能性が指摘できる。

## 4 多変量解析

それでは、ここからは職業希望の3変数を従属変数とした重回帰分析をおこなっていく。ここまでの基礎分析から、職業アスピレーションと職業志向性には異なった性質があることがわかってきたので、それぞれ別々に分析をおこなうことにする。

### 4.1 職業アスピレーションの重回帰分析

希望職威信を従属変数に、まずは学校関連の変数と階層変数と男性ダミーを投入した重回帰分析の結果が表8である。

表8 希望職威信の重回帰分析（カッコ内は標準誤差）

	モデル1	モデル2	モデル3
切片	51.828 ** (1.311)	40.043 ** (3.566)	43.357 ** (3.686)
男性ダミー	1.322 (0.759)	1.354 (0.796)	1.256 (0.760)
学校トラック（基準：普通科C）			
普通科A	7.334 ** (1.086)		6.711 ** (1.119)
普通科B	4.068 ** (1.063)		3.831 ** (1.072)
職業科	-1.794 (1.179)		-1.502 (1.181)
総合学科	1.282 (1.794)		1.726 (1.798)
現在の成績（教科全体）	1.172 ** (0.325)		1.124 ** (0.324)
父職威信		0.087 (0.049)	0.052 (0.047)
父教育年数		0.706 ** (0.206)	0.385 (0.202)
所有財合計		0.240 (0.154)	0.034 (0.149)
調整済みR <sup>2</sup>	0.133	0.045	0.138
度数	567	567	567

\*\* p<.01

表のモデル1から3より、やはり希望職威信には学校トラックや高校での成績といった構造変数が強い効果をもっていることがわかる。モデル2でみられる出身階層の効果も、学校関連変数と同時に投入すると吸収されて消えてしまう。出身階層は学校トラックや学校での成績に影響を及ぼしており、その効果も含めた学校での成功が職業アスピレーションに影響を及ぼしている。

次に、進路希望や母親の職業希望を投入したのが表9のモデル4から6である。モデル4からは、進路希望が高いほど希望職威信が高くなっていることが読み取れる。だが、その効果はモデル6で母親の希望職威信を投入するとほとんど消えており、学校トラックの影響も弱くなっている。これは、配分モデルが想定するように、母親の希望職威信が子どもの希望職威信と類似した変数に規定されるからだと思われる。

ここでの重回帰分析の結果、学校に関する構造変数が職業アスピレーションに影響を及ぼしており、それが進路希望とも結びついていることが示唆された。職業アスピレーションとは、まさに学歴＝地位達成という軸で捉えられる側面であり、その機能は配分モデルによって適切に説明されることが示されたといえる。

表 9 希望職威信の重回帰分析 続き (カッコ内は標準誤差)

	モデル4	モデル5	モデル6
切片	44.351 ** (5.176)	20.114 ** (4.479)	17.917 ** (4.640)
男性ダミー	2.062 * (0.912)	0.545 (0.710)	0.809 (0.735)
学校トラック (基準：普通科C)			
普通科A	6.470 ** (1.418)	3.695 ** (1.070)	4.033 ** (1.156)
普通科B	2.725 * (1.341)	1.538 (1.019)	1.828 (1.079)
職業科	0.683 (1.461)	-0.603 (1.108)	-0.162 (1.171)
総合学科	2.062 (2.141)	-0.687 (1.671)	-0.176 (1.724)
現在の成績 (教科全体)	1.274 ** (0.371)	0.902 ** (0.297)	0.914 ** (0.299)
父職威信	0.021 (0.056)	0.021 (0.044)	0.025 (0.045)
父教育年数	-0.131 (0.322)	-0.406 (0.259)	-0.387 (0.260)
所有財合計	0.184 (0.170)	0.099 (0.136)	0.107 (0.137)
進路希望 (基準：高卒就職)			
専門学校	5.557 ** (1.842)		3.001 * (1.499)
短大	5.282 * (2.324)		2.599 (1.870)
4大	6.103 ** (1.596)		1.626 (1.312)
大学院	7.621 ** (2.461)		0.939 (2.021)
自己実現志向 (母親)		0.548 (0.361)	0.441 (0.366)
地位達成志向 (母親)		-0.172 (0.361)	-0.144 (0.363)
希望職威信 (母親)		0.626 ** (0.041)	0.620 ** (0.042)
調整済みR <sup>2</sup>	0.171	0.469	0.470
度数	421	421	421

\*\* p<.01 \* p<.05

## 4.2 職業志向性の重回帰分析

次に、2つの職業志向性を従属変数にした重回帰分析をおこなったものが表10である。表10では、先ほどの職業アスピレーションの場合とは異なり、有意な影響をもつ独立変数

が少ないことがわかる。調整済み決定係数も 0.024 と 0.014 と非常に小さい。2つの職業志向性に影響を及ぼしている共通の変数は男性ダミーのみである。男性の方が女性より自己実現志向が低く、社会経済条件志向は高い。そのほかに、自己実現志向に対して父職威信と所有財がそれぞれ負の効果と正の効果をもたらし、社会経済条件志向には現在の成績が正の有意な効果をもたらししている。

表 10 職業志向性の重回帰分析（カッコ内は標準誤差）

	自己実現志向	社会経済条件志向
切片	0.109 (0.354)	0.385 (0.353)
男性ダミー	-0.231 ** (0.074)	0.176 * (0.073)
学校トラック（基準：普通科C）		
普通科A	0.096 (0.110)	0.145 (0.109)
普通科B	-0.098 (0.104)	-0.042 (0.104)
職業科	-0.042 (0.113)	-0.091 (0.113)
総合学科	-0.159 (0.175)	-0.079 (0.174)
現在の成績（教科全体）	0.018 (0.031)	0.073 * (0.031)
父職威信	-0.010 * (0.005)	-0.001 (0.005)
父教育年数	0.007 (0.020)	-0.035 (0.020)
所有財合計	0.033 * (0.015)	-0.010 (0.015)
調整済みR <sup>2</sup>	0.024	0.014
度数	717	717

\*\* p<.01 \* p<.05

最後に、表 11 は表 10 の独立変数に進路希望と母親の職業希望を追加したものである。自己実現志向を従属変数にした分析では、女性であること、進路希望が専門学校や短大であること、母親の自己実現志向が高いことが影響を及ぼしている。一方、社会経済条件志向の分析では、母親の社会経済条件志向が高いことのみが効果をもっている。

2つの職業志向性には、学校構造に関する変数や出身階層が影響をほとんど及ぼしておらず、親の同様の職業志向性が強い影響をもっていた。この結果は親の価値観が子どもに内面化されると考える社会化モデルをイメージさせる。しかし、親の職業志向性を考慮した上でも、専門学校や短大への進学を希望することが自己実現を高める効果は残っている。因果は

明らかではないが、進路が埋め込まれている制度的文脈と整合的に解釈することができる。

表 11 職業志向性の重回帰分析 続き (カッコ内は標準誤差)

	自己実現 志向	社会経済条件 志向
切片	-0.071 (0.462)	0.234 (0.483)
男性ダミー	-0.268 ** (0.083)	0.135 (0.087)
学校トラック (基準: 普通科C)		
普通科A	0.125 (0.131)	-0.005 (0.138)
普通科B	-0.103 (0.120)	-0.159 (0.125)
職業科	0.212 (0.134)	-0.088 (0.140)
総合学科	0.002 (0.193)	-0.217 (0.202)
現在の成績 (教科全体)	-0.022 (0.034)	0.065 (0.035)
父職威信	-0.009 (0.005)	0.006 (0.005)
父教育年数	0.002 (0.022)	-0.010 (0.023)
所有財合計	0.016 (0.016)	-0.005 (0.016)
進路希望 (基準: 高卒就職)		
専門学校	0.463 ** (0.170)	-0.010 (0.178)
短大	0.619 ** (0.211)	-0.248 (0.221)
4大	0.258 (0.147)	-0.072 (0.154)
大学院	0.325 (0.229)	-0.444 (0.240)
自己実現志向 (母親)	0.299 ** (0.041)	0.015 (0.043)
地位達成志向 (母親)	0.056 (0.042)	0.311 ** (0.044)
希望職威信 (母親)	0.005 (0.005)	-0.007 (0.005)
調整済みR <sup>2</sup>	0.162	0.106
度数	497	497

\*\* p<.01 \* p<.05

## 5 議論と課題

本稿では、高校生の職業希望を職業アスピレーションと 2 種類の職業志向性という 3 つの側面から検討してきた。分析からは、まず職業アスピレーションが学校トラックや出身階層と明確に関連しているという結果が得られた。また、その職業アスピレーションと母親が子どもに期待する職業威信との関連が強いことも確認された。子どもの職業アスピレーションと学校トラックや成績との強い関連を考慮するならば、この結果からは、学歴＝地位達成の軸に応じて親子ともにアスピレーションを現実的なものへと修正していくという配分モデルの枠組みがイメージされる。

他方、自己実現志向と社会経済条件志向という 2 つの職業志向性の分析からは、職業アスピレーションの高低では捉えることのできない次元を明らかにできた。専門職やサービス職では自己実現志向が高いが社会経済条件志向は低い。それに対し、事務職や管理職は、自己実現の重視度は低いが社会経済条件志向が高い。荒牧（2001）と同様に、これらの意識が高校生の職業希望を内在的に説明する上で有効であることがあらためて示された。

さらに、本稿では母子の間に職業志向性の比較的強い関連があることも確認された。職業アスピレーションの場合と異なり、この職業志向性は学校トラックや出身階層とほとんど関連していなかった。したがって、母子の職業志向性を学校による地位配分機能が媒介するという配分モデルの仮定は、この場合あてはまりそうにない。職業志向性が母親から子どもへと継承されるメカニズムについては、今後より詳しく検討する余地がある。特にヒントになりそうなのは職業志向性と職業カテゴリーとの対応関係を示した図 1 や、進路希望によって異なる自己実現志向が確認された表 7 である。母親が専門職やサービス職であることや、短大や専門学校を卒業していることが、母親の自己実現志向を通じて子どもに何らかの影響を与えている可能性は検討する余地がある。また、藤原（2009）のように、データの特徴を生かした親子同時分析をおこなうことなども今後の課題としたい。

### [注]

- 1) データの詳細は本報告書の各章および SSJDA のウェブサイトを参照されたい。
- 2) 主成分分析において回転をおこなうことの是非には議論があるが、この手法を次元縮約のための方法として捉え、解釈を容易にするために回転をおこなう研究は国内外に多数存在する（因子分析と主成分分析における回転についての議論はたとえば Velicer and Jackson 1990 など）。なお、3 節以降の分析は表 1 で構成された 2 軸の主成分得点を用いているが、それぞれの軸に負荷量の高い変数のみを用いて主成分分析で別々に尺度構成をおこなっても、得られる知見に概ね違いはなかった。
- 3) 高校トラックは、高校の難易度と学科を組み合わせで分類を作成した。まず、生徒の所属している高校に偏差値を割り振り、普通科高校を「普通科 A」「普通科 B」「普通科 C」という



具合に3つに均等に分割した。そのうえで、普通科高校以外の専門学科と総合学科をそれぞれ「職業科」と「総合学科」として独立したカテゴリーとして作成した。

- 4) 5段階の選択肢(「上」「中の上」「中の中」「中の下」「下」)に対し、成績が高いほど数値が高くなるように1~5の数値を与えた。分析には連続変数として用いる。
- 5) 所有財合計は、以下の16の項目「学習机」「学校の勉強に役立つ参考書」「インターネット回線」「文学作品」「詩集」「美術品」「百科事典」「ピアノ」「パスポート」「デジタルカメラ」「デジタルビデオカメラ」「防犯設備・オートロック」「食器洗い機」「衣類乾燥機」「外貨金融商品」「持ち家」のうちいくつ所有しているかをあらわす変数である。
- 6) プリコードで「その他」を選択した場合、具体的にその内容を記入する欄が設けられている。「その他」を選択したのはもともと109人だったが、記入欄の回答をもとに49人は「その他」以外の回答カテゴリーに割り振った。
- 7) ただし、この2軸はどちらも主成分得点を用いて作成した軸なので、それぞれの職業志向性の軸上の位置は相対的なものであることに注意する必要がある。また、これらの軸は主成分分析で尺度構成されているために無相関であることも留意しておきたい。
- 8) 総合学科を削除しても、同水準の偏差値の普通科に合併しても結果に違いはなかった。

#### [謝辞]

本稿の執筆にあたり、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「高校生と母親調査、2012」(2012年高校生と母親調査研究会)の個票データ提供を受けました。また本稿の内容に関し、2013年課題公募型研究会およびその成果報告会で貴重なコメントをいただきました。記して感謝いたします。

#### [参考文献]

- 相澤真一, 2008, 「日本人の『なりたかった職業』の形成要因とその行方—JGSS-2006 データの分析から」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所『研究論文集 [7] JGSS で見た日本人の意識と行動』, 81-92.
- 荒牧草平, 2001, 「高校生にとっての職業希望」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, 81-106.
- 有田伸, 2002, 「職業希望と職業志向性」中村高康・藤田武志・有田伸編『学歴・選抜・学校の比較社会学——教育からみる日本と韓国』東洋館出版社, 175-193.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24 (2) : 283-99.
- 元治恵子, 2009, 「職業希望の構造」木村邦博編, 『教育と社会に対する高校生の意識——第6次調査報告書』東北大学教育文化研究会, 15-33.
- 濱口桂一郎, 2009, 『新しい労働社会——雇用システムの再構築へ』岩波書店.
- 荻谷剛彦, 1986, 「閉ざされた将来像——教育選抜の可視性と中学生の『自己選抜』」『教育社会学研究』41 : 95-109.

- , 1991, 『学校・職業・選抜の社会学——高卒就職の日本的メカニズム』 東京大学出版会.
- 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.
- Kerckhoff, Alan C., 1976, “The Status Attainment Process: Socialization or Allocation?,” *Social Forces*, 55: 368-81.
- 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.
- Sewell, W. H., A. O. Haller and A. Portes, 1969, “The Educational and Early Occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, 34(1): 82-92.
- Velicer, Wayne F. and Douglas N. Jackson, 1990, “Component Analysis versus Common Factor Analysis: Some Issues in Selecting an Appropriate Procedure,” *Multivariate Behavioral Research*, 25(1): 1-28.

# 母親の教育期待を規定する要因の検討

——きょうだい構成に着目して——

苫米地なつ帆

(東北大学)

本稿では、高校生に対する母親の教育期待を規定する要因の検討を行った。特に、これまであまり焦点が当てられてこなかったきょうだい構成要素に着目した。分析の結果、子どもが一人っ子かそうでないかが母親の教育期待の差異を生じさせる境界となっている可能性や、出生順位は教育期待に影響を与えないこと、子どもの性別に応じて母親の教育期待の形成メカニズムが異なり得ること、年上のきょうだいの学歴が年下のきょうだいに対する母親の教育期待に影響を持っていることが、家庭の階層的要素や高校生本人の成績を統制したうえでも示された。母親が子どもにどの進路を期待するかを考えるとときには他のきょうだいの存在も同時に考慮しながら期待を調整し、きょうだい内での平等性を保とうとしているのではないかと考えられる。

## 1 問題の所在と本稿の目的

高校を卒業した後どのような進路を選択するかということは、現在の日本社会において個人のライフコースに大きな影響を与える 1 つのターニングポイントとなっている。高校を卒業してすぐに就職するか、高等教育機関へ進学するかということはもちろん、どの高等教育機関へ進学するかということも含めて、高校生は大きな選択を迫られる。どの進路に進むとしても、試験や面接など何らかの選抜があるため必ずしも希望どおりの進路に進めるとは限らないが、「自分がどの進路に進みたいか」という教育アスピレーション<sup>1)</sup>が本人の進路決定に対して重大な意味を持つ。

それに加えて、高校生の最終的な進路決定には親の教育期待<sup>2)</sup>が強く影響を与えていると考えられる。特に子どもが高等教育機関へ進学するとなれば、高等教育費における家計の負担割合が高い日本では、多かれ少なかれ親がその費用を賄わなければならない<sup>3)</sup>。したがって、子どもがどのような進路を希望するかは親にとって重要な問題となり得ると同時に、子どもにどのような進路を期待するか、実際に子どもをどの進路に進ませるかということが、親を含めた家族全体にとって重要であると言える。特に家族内に子どもが複数いる場合、つまりきょうだいがいる場合になると、親が進路決定に際して考えなくてはならないことは多い。それぞれの子どもがどのような進路に進みたいかはもちろん、決して無限ではない家庭の資源<sup>4)</sup>を子どもたちにどうやって配分するのか、その戦略を考えなければならなくなる。

そこで本稿では、親の教育期待が家族環境<sup>5)</sup>的要因によってどのような影響を受けるのか、特に母親の教育期待ときょうだい構成との関連に焦点を当てた検討を行うことを目的

とする。

## 2 親の教育期待を規定する要因と検討課題

### 2.1 なぜ「母親」の教育期待なのか？

高校生の教育アスピレーションと親の教育期待の一致度が高いことは、これまで複数の研究で示されてきた（片瀬・土場 1994；藤原 2009）。加えて、高校種別にみた場合には進学校が普通校や職業校に比べて、高校生の性別別にみた場合には男子が女子に比べて、母親の教育期待と高校生の教育アスピレーションの一致度が高いことが明らかとなっている（片瀬・土場 1994）。また宮寺(2006)によると、子どもの教育に関する意志決定には親が強く影響を与えており、親の教育期待は子どもの教育達成のプロセスの中で無視できない要因であるという。

片瀬・土場(1994)では、父親の教育期待も母親の教育期待も高校生の教育アスピレーションとの一致度が同程度であることが示されていたが、親の中でもとりわけ「母親」の抱く教育期待は子どもに大きな影響を与えていると考えられる。母親は子どもの世話の中心的な担い手である（中川 2010）。このことが意味するのは、子どもの成長の過程を見守り、子どものパーソナリティや能力について多くを知り得るのは母親である可能性が高いということである。さらに、「母親からみた子ども」という客観的な視点からの情報量の多寡だけではなく、親子間の意識の一致度が高いのは「父親—子ども」よりも「母親—子ども」であり、母親は子どもと過ごす時間の中で、その価値観や意識を子どもに伝達していると考えられる(Tompson 1985)。これらの観点から言えば、子どもにとっての「重要な他者(Significant Others)」としての母親の存在意義は大きく、母親の教育期待の規定要因について検討することには意味があると言える。

### 2.2 親の教育期待の規定要因

親の教育期待が形成されるメカニズムや子どもの教育アスピレーションと親の教育期待との関連を検討する研究として代表的なのが、Sewell をはじめとするウィスコンシン・グループの研究である(Sewell et al. 1968 など)。ウィスコンシン・グループによる一連の研究では、子どもの地位達成過程に「重要な他者」である親の社会化の効果が組み込まれている。この枠組みに沿って、日本における社会学の領域においても、親の教育期待について研究が蓄積されてきた。

これまで親の教育期待について検討してきた研究の中で、実証分析によって明らかになっている共通の知見として、親自身の階層的地位の要因が教育期待に対して影響を与えていること、子どもの性別が親の教育期待に影響を与えていることが挙げられる（片瀬 2005；藤原 2009）。自身の階層的地位が高いほど親は子どもに高い教育期待を抱き、子どもが男子の場合には女子の場合よりも高い教育期待を抱くという。

親の教育期待の規定要因として考えられる要因は、親自身の階層的地位や子どもの性別以外にも様々考えられるが、本稿で焦点を当てるきょうだい構成に着目して親の教育期待に与える影響について検討した研究はわずかしかな存在しない。だが、親が教育期待を形成するメカニズムの解明を目指すにあたって、家族・家庭の持つ経済的・情緒的な資源が子どもに配分されていることを想定する地位達成過程研究の文脈から考えると、家族環境的な要因の1つとして、きょうだいやその構成に着目する必要があると思われる。

きょうだい構成要素の中でもきょうだい数が親の教育期待に与える影響については、その影響がみられないという知見がほとんどである（片瀬 2005；藤原 2009）。しかし、教育達成を規定する要因としてはきょうだい数の負の効果が全世界的に確認されており（平沢 2011；Yu and Su 2006 など）、親が子どもにどのような進路を期待するかという意識レベルの段階で、子どもごとに異なる教育期待を抱いているという可能性も考えられる。

また、出生順位が親の教育期待に与える影響については、片瀬(2005)による検討が行われている。そこでは、子どもが男子の場合には出生順位による教育期待の格差がほとんどみられず、他方女子の場合には出生順位による教育期待の格差が拡大し、長子ほど母親の教育期待が高いということが示されている。この分析結果からの結論として、子どもが男子であるか女子であるかによって、教育資源をきょうだい間で傾斜的に配分する親の存在を片瀬は示唆している。前で述べたことの繰り返しになってしまうが、親の教育期待の規定要因として、子どもの性別は非常に重要な要因となり得、かつ出生順位も影響を持ち得ると考えられる。

また親の教育期待を扱った研究ではないが、きょうだい構成に着目した教育達成研究の中には、年上のきょうだいが大卒であることが年下のきょうだいの教育期待を高め、その結果年下のきょうだいの教育達成が高くなるとする知見がある（Butcher&Case,1994）。この知見から、年上のきょうだいの教育達成過程が年下のきょうだいの教育達成過程に影響を与えていると考えられるが、年上のきょうだいの教育達成過程は、年下のきょうだいに資源を投資する親にも影響を与えている可能性があり、親の教育期待に対する年上きょうだいの影響も、検討する価値がある要素だと言える。

上述の知見をふまえて、本稿では以下の4つの仮説を立てた。

- (1)きょうだい数は、母親の高校生に対する教育期待に影響を与えない
- (2)出生順位が早い方が、母親の教育期待は高い
- (3)高校生本人の性別に応じて、母親の教育期待は異なる。具体的には、本人が男子の場合に、母親の教育期待は高い
- (4)自分より年上のきょうだいがいて、なおかつその子どもの教育達成が高い場合には、高校生本人に対する母親の教育期待も高くなる

### 3 データと変数

分析に用いるデータは「高校生と母親調査, 2012」データである。調査対象者は高校 2 年生とその母親で, 1560 ペアに調査票を送付し 1070 ペアからの有効回答を得ている。本データのうち母親票から得られるデータの中には, 家族構造, 特に子どものきょうだい構成を把握することが可能な変数が含まれており, 本稿の目的に適したデータであると言える。

まず, 本データ内にどのようなきょうだい構成の高校生が含まれているのかを以下に示した。

表 1 きょうだい数の度数分布表

	度数	%
一人っ子	80	7.6
2人	586	55.6
3人	331	31.4
4人	47	4.5
5人	9	0.9
6人	1	0.1
合計	1054	100.0

表 1 をみると, 一人っ子が全体の 7.6%, 2 人きょうだいが 55.6%, 3 人きょうだいが 31.4%, 4 人以上のきょうだいが 5.5%となっている。本データと同様にきょうだい数の分布がわかる数少ない全国データのうち, 全国家族調査(National Family Research on Japan, NFRJ)の 2003 年調査におけるきょうだい数の度数分布<sup>6)</sup>においては, 一人っ子が 5.5%, 2 人きょうだいが 52.4%, 3 人きょうだいが 36.1%, 4 人以上のきょうだいが 6.0%となっている(保田 2009)。本データにおけるきょうだい数の分布のように, 約半数が 2 人きょうだい, 約 3 分の 1 が 3 人きょうだい, 残りが一人っ子と 4 人以上のきょうだいであるという構造は, 1950 年代後半以降一貫してみられているものである(保田 2009)。

表 2 出生順位の度数分布表

	度数	%
一人っ子	80	7.6
1番目	474	45.0
2番目	387	36.7
3番目	101	9.6
4番目	12	1.1
合計	1054	100.0

本データの中の高校生本人が、きょうだいの中で何番目生まれなのかを示しているのが表2である。本データ内の高校生のうち、きょうだい内の第1子にあたる生徒が全体の45%を占めており、36.7%が第2子、9.6%が第3子、一人っ子を除いた残りの1.1%が第4子となっている。

表3・4 きょうだいの性別構成の度数分布表

3人きょうだいの性別構成

	度数	%
男・男・男	43	13.8
男・男・女	53	17.0
男・女・男	39	12.5
男・女・女	28	9.0
女・男・男	35	11.2
女・男・女	31	9.9
女・女・男	45	14.4
女・女・女	38	12.2
合計	312	100.0

2人きょうだいの性別構成

	度数	%
男・男	138	23.6
男・女	152	26.0
女・男	151	25.9
女・女	143	24.5
合計	584	100.0

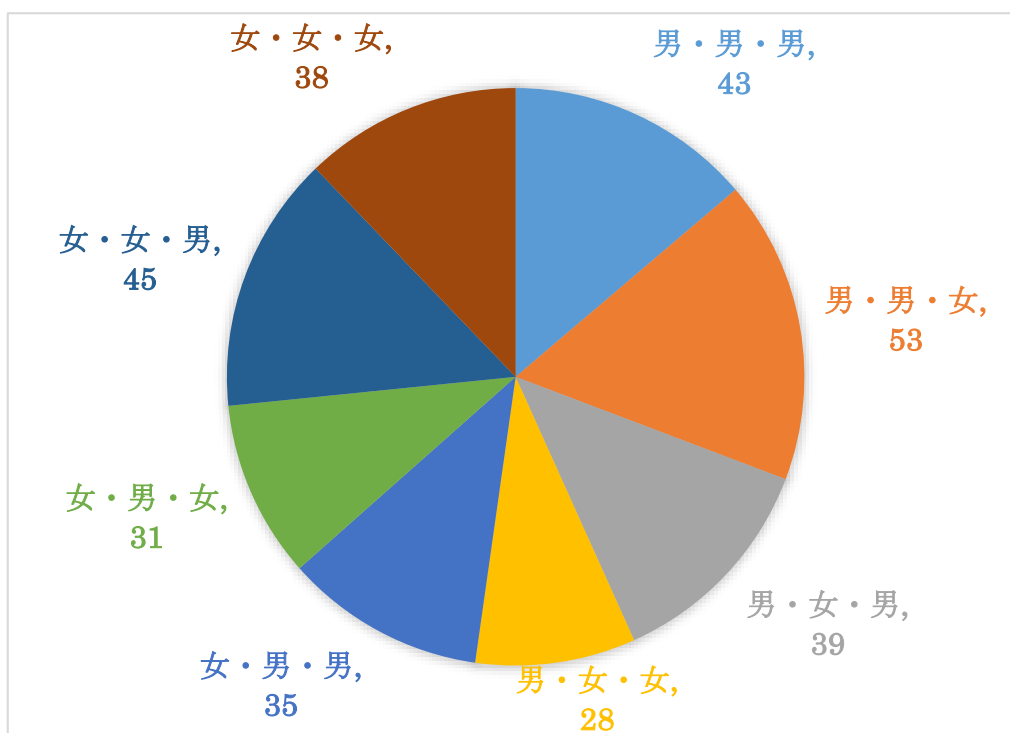


図1 3人きょうだいの性別構成の分布(度数)

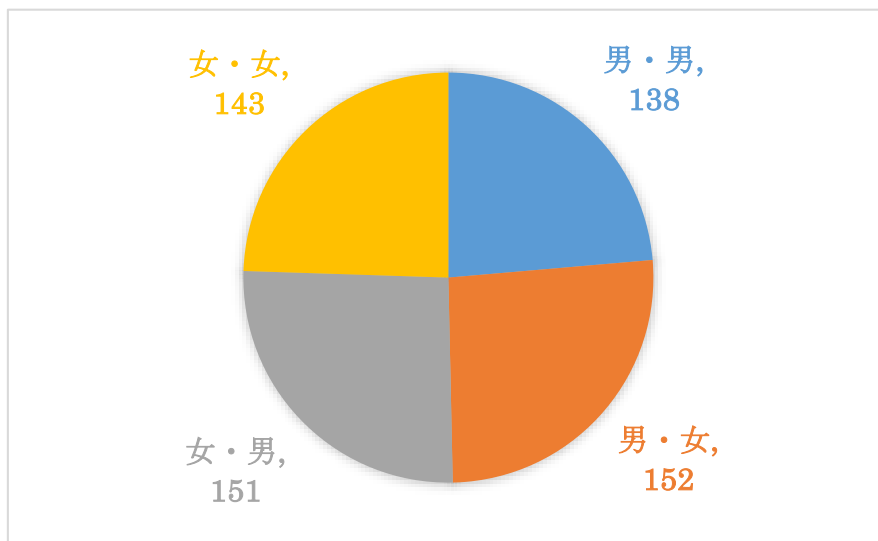


図2 2人きょうだいの性別構成の分布(度数)

表3・4と図1・2は、3人きょうだいと2人きょうだいの性別構成の分布を示している。3人きょうだいの性別構成は8パターン、2人きょうだいの性別構成は4パターン存在する。3人きょうだいの性別構成の分布をみてみると、第2子までで男子と女子の異性の組み合わせが成立している場合の比率が相対的に低く、第2子までが同性で、第3子で異性が現れる組み合わせのきょうだいの比率が相対的に高くなっている傾向がうかがえる。2人きょうだいの性別構成に関しても、その差はほとんどないに等しいが、異性の組み合わせのきょうだいの方がわずかながら比率が高いことが読み取れる。

上述したものの以外で分析に用いる変数については、以下の表5にその記述統計量を示した。

表5 記述統計量

	Mean	S.D.	Min	Max
<b>説明変数</b>				
親大卒ダミー	0.48	0.50	0	1
父親職業ダミー				
専門・管理職	0.37	0.48	0	1
事務・販売職	0.28	0.45	0	1
中学3年時の成績	2.04	0.63	1	3
男子ダミー	0.49	0.50	0	1
年上きょうだい大学ダミー	0.58	0.49	0	1
<b>被説明変数</b>				
母親教育期待カテゴリ	2.56	0.72	1	3
母親教育期待ダミー	0.67	0.47	0	1



説明変数のうち家庭の階層を表現する変数として、「親大卒ダミー」と「父親職業ダミー」を用いた。親大卒ダミーは、両親のいずれか、もしくは両方が大卒かそれ以上の場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。父親職業ダミーは、専門・管理職ダミーと事務・販売職ダミーをそれぞれ作成し、それ以外の職業の場合が参照カテゴリとなっている。また、高校生本人の能力や属性を示す指標として「中学 3 年時の成績」と「男子ダミー」を用いた。成績変数は、高い値になるほど中学 3 年時の成績が良かったことを意味している。加えてきょうだい構成に関する変数として、自分より年上のきょうだいがいて、かつそのきょうだいが大学以上の学歴の場合を 1、それ以外を 0 とする「年上きょうだい大学ダミー」変数を作成し、用いている。

被説明変数としては、母親の教育期待のカテゴリ変数とダミー変数を作成した。次節の記述的な分析に使用したカテゴリ変数は、「就職してほしいと思う（家の仕事を手伝う場合も含む）」場合を 1、「就職しないで、専門学校に進学してほしいと思う」および「就職しないで、短大に進学してほしいと思う」場合を 2、「進学しないで、大学に進学してほしいと思う」および「進学しないで、大学院まで進学してほしいと思う」場合を 3 とした。また、第 5 節の多変量解析に使用したダミー変数は、母親の教育期待が大学以上の場合を 1、それ以外を 0 とする変数である。

#### 4 母親の教育期待に影響を与える要因の記述的分析

まず初めに、クロス集計表により各変数間の関連について確認していく。高校生本人と母親の教育期待の分布を確認したのが、表 6 である。

表 6 母親の教育期待と高校生の教育アスピレーションのクロス集計表(度数)

母親の教育期待	高校生の教育アスピレーション						計
	就職	専門学校	短大	大学	大学院	その他・未定・無回答	
就職	107	16	3	7	0	7	140 (13.1%)
専門学校	12	90	4	14	0	4	124 (11.6%)
短大	3	5	28	6	0	0	42 (3.9%)
大学	17	12	7	592	39	11	678 (63.4%)
大学院	2	0	0	14	22	0	38 (3.6%)
その他・本人にまかせる・無回答	8	14	4	16	2	4	48 (4.5%)
計	149(13.9%)	137(12.8%)	46(4.3%)	649(60.7%)	63(5.9%)	26(2.4%)	1070 (100.0%)

一致率=78.8%

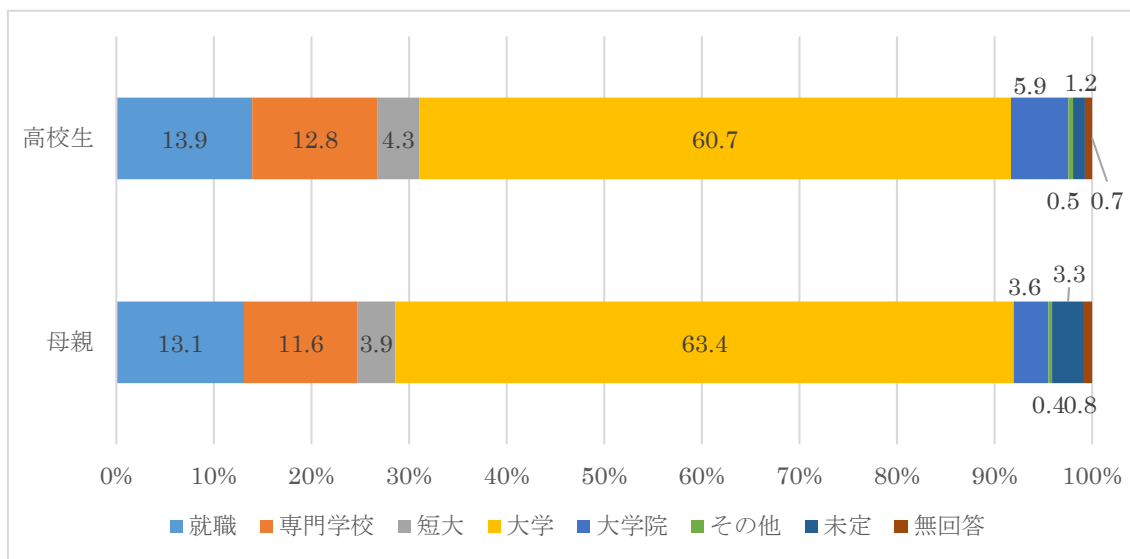


図3 母親の教育期待と高校生の教育アスピレーションの分布(比率)

母親の教育期待と高校生の教育アスピレーションが一致している対角セルの比率を求めると78.8%であり、母子間の一致率が高いことがわかる。図3を見ても、分布がかなり似通っていることが明らかである。

続いて、本稿で焦点を当てるきょうだい構成に関する変数と母親の教育期待との関連についてみていく。なお、以下に示されるクロス集計表(表7～表10)はすべて度数を表示したもの、図(図4～図7)はすべて分布を比率で示したものとなっている。

まず、表7および図4は、きょうだい数と母親の教育期待とのクロス集計表とそれを図示したものである。これをみてみると、一人っ子的場合には母親が大学・大学院を期待しやすいこと、そしてきょうだい数が多くなるほどに、子どもに就職を期待する母親の比率が高くなっていることがわかる。

表7 きょうだい数と母親の教育期待のクロス集計表

きょうだい数	母親の教育期待			計
	就職	専門学校・短大	大学・大学院	
1人	3	8	65	76 (7.6%)
2人	65	87	412	564 (56.1%)
3人	54	60	199	313 (31.1%)
4人以上	13	9	31	53 (5.3%)
計	135(13.4%)	164(16.3%)	707(70.3%)	1006 (100.0%)

$\chi^2=24.48, p<0.001$

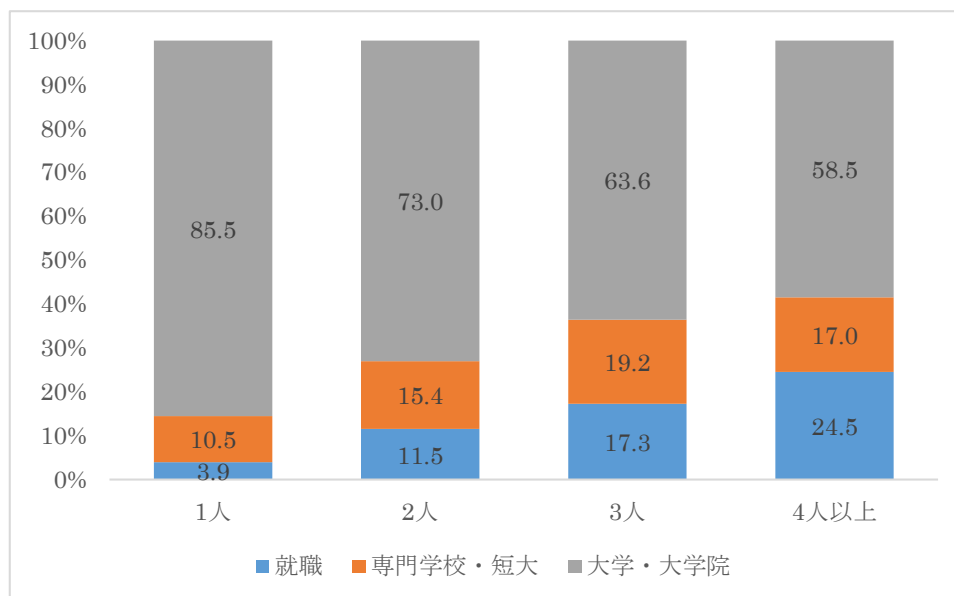


図4 きょうだい数別にみた母親の教育期待の分布

同様に、高校生本人の出生順位と母親の教育期待との関連をみてみよう。その結果が、表8と図5である。なお、きょうだいがいる場合の順位の効果を確認するために、同じ第1子ではあるが一人っ子と他のきょうだいがいる場合を区別している。

表8 出生順位と母親の教育期待のクロス集計表（度数）

出生順位	母親の教育期待			計
	就職	専門学校・短大	大学・大学院	
一人っ子	3	8	65	76 (7.6%)
1番目	59	64	333	456 (45.3%)
2番目	57	66	244	367 (36.5%)
3番目	13	24	59	96 (9.5%)
4番目	3	2	6	11 (1.1%)
計	135(13.4%)	164(16.3%)	707(70.3%)	1006 (100.0%)

$\chi^2=21.27, p<0.01$

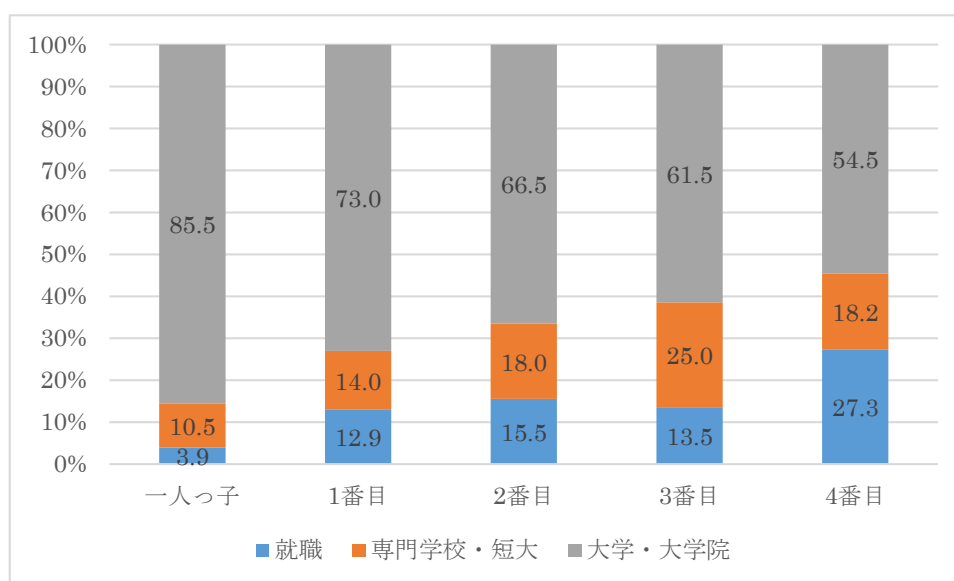


図5 出生順位別にみた母親の教育期待の分布

表8と図5に示されているように、一人っ子の母親では大学・大学院への進学を期待する比率が高いこと、高校生本人の出生順位に応じて母親の教育期待の分布には違いがみられ、本人の出生順位が早いほど、大学・大学院への進学を期待する母親の比率が高くなっていることが明らかとなった。

続いて、本人の性別によって母親の教育期待に違いがみられるかどうかを確認してみよう。表9と図6が、その結果である。男子の母親は女子の母親と比べて専門学校・短大への進学を期待する比率が低く、その分就職や大学・大学院への進学を期待している傾向がある。また、大学・大学院への進学期待の比率だけを比較してみると女子の母親よりも男子の母親でその比率が高いことがわかるが、専門学校・短期大学および大学・大学院をまとめて高等教育機関という括りで見ただけの場合には、男子の母親よりも女子の母親で、高等教育機関への進学を期待している比率が高くなっていることがわかる。

表9 本人の性別と母親の教育期待のクロス集計表

本人の性別	母親の教育期待			計
	就職	専門学校・短大	大学・大学院	
男子	79	42	384	505 (49.4%)
女子	61	124	332	517 (50.6%)
計	140(13.7%)	166(16.2%)	716(70.1%)	1022 (100.0%)

$\chi^2=46.46, p<0.001$

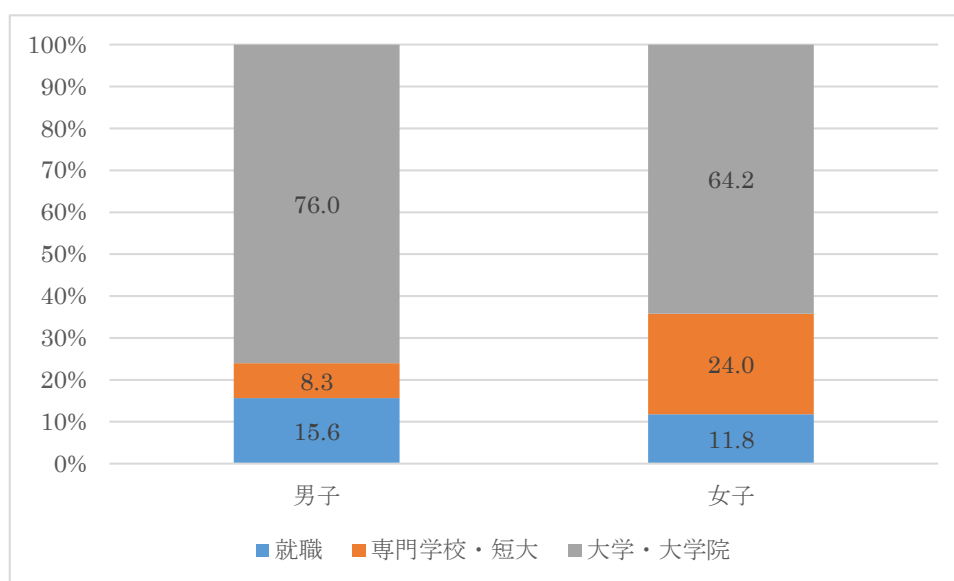


図6 本人の性別別にみた母親の教育期待の分布

最後に、年上のきょうだいの学歴と母親の教育期待について検討する。表10と図7は、高校生本人に年上のきょうだいがいる場合にサンプルを限定し、クロス集計表を作成したものとそれをグラフ化したものである。

表10 年上のきょうだいの学歴と母親の教育期待のクロス集計表

年上きょうだいの学歴	母親の教育期待			計
	就職	専門学校・短大	大学・大学院	
大学未満	51	50	96	197 (41.6%)
大学以上	22	42	213	277 (58.4%)
計	73(15.4%)	92(19.4%)	309(65.2%)	474 (100.0%)

$\chi^2=44.28, p<0.001$

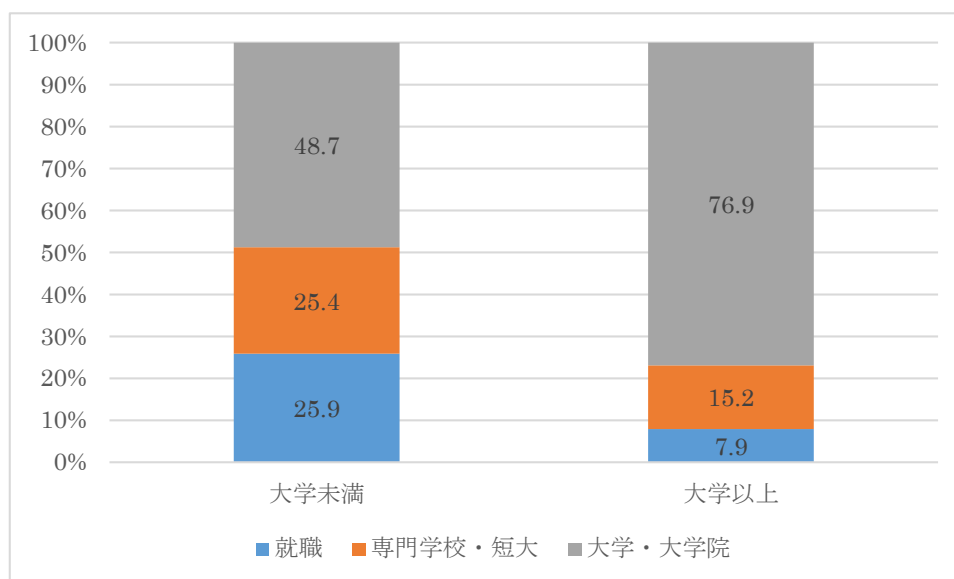


図7 年上のきょうだいの学歴別にみた母親の教育期待の分布

年上のきょうだいが大学以上の学歴の場合はそうでない場合に比べて、母親が大学・大学院への進学を期待する比率がかなり高いことがわかる。高等教育機関という括りでみた場合、年上のきょうだいが大学以上の学歴だと、約77%の母親が高校生に高等教育機関への進学を期待している。年上のきょうだいの学歴が大学未満の場合の約49%と単純に比較しても28%もの差があり、年上のきょうだいの学歴が母親の教育期待に影響を与えている可能性を示す結果が得られたと言えよう。

以上の基礎的な分析の結果をまとめると、以下のことが言える。

まず、高校生の教育期待と母親の教育期待の一致率は高く、親子間で高校卒業後の進路に対する認識のズレが生じているケースはそれほど多くはない。また、今回焦点を当てるきょうだい構成に関する要素と母親の教育期待については、きょうだい数、出生順位、年上きょうだいの学歴のいずれも母親の教育期待との関連がみられた。よって、きょうだい構成に関する要素は母親の教育期待に影響を与えていると考えられる。また、高校生本人の性別によって母親の教育期待が異なっており、高校生本人が男子の場合、高い学歴を期待する母親が多いということが確認された。いずれの変数も母親の教育期待との関連があることがみとめられるため、次節はそれらの変数をモデルに含めて多変量解析を行い、母親の教育期待の規定要因を検討していく。

## 5 家族環境的要因が母親の教育期待に与える影響

本節では、前節で検討してきたきょうだい構成要因を含めた家族環境的要因が、母親の教育期待に対してどのような影響を与えているのかを検討するために、「母親教育期待ダミー」

を被説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。まず表 11 は、全サンプルで分析を行った結果である。

表 11 ロジスティック回帰分析の結果（全サンプル）

	Model1		Model2		Model3		Model4		Model5						
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.					
親大卒ダミー	1.052	0.165	***	1.084	0.167	***	1.049	0.180	***	1.052	0.181	***	1.001	0.182	***
父親職業ダミー															
専門・管理職	1.048	0.197	***	1.028	0.198	***	0.900	0.211	***	0.902	0.212	***	0.864	0.214	***
事務・販売職	0.458	0.190	*	0.397	0.192	*	0.245	0.208		0.246	0.209		0.204	0.211	
きょうだい数	-0.984	0.106	***	-0.426	0.108	***	-0.395	0.116	**	-0.353	0.127	**	-0.371	0.128	**
男子ダミー				0.537	0.157	**	0.708	0.171	***	0.701	0.173	***	0.719	0.174	***
中学3年時の成績							1.423	0.152	***	1.420	0.153	***	1.409	0.154	***
出生順位(Ref:第3子以降)															
本人第1子										0.255	0.300		0.694	0.332	*
本人第2子										-0.121	0.300		-0.865	0.304	
年上きょうだい大学ダミー													0.772	0.244	**
切片	0.775	0.282	**	0.591	0.289	*	-2.230	0.427	***	-0.293	0.556	***	-2.751	0.571	***
N	908					900									

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01 \*p<.05 †<.1

被説明変数-母親教育期待ダミー

Model1 では、家庭の階層的要素ときょうだい数とが母親の教育期待に与える影響を確認した。その結果、親のいずれかが大卒の場合には母親は子どもに対して大学以上のへ進学を期待しやすく、父親の職業が専門管理職や事務・販売職の場合にはそれ以外の場合よりも母親が大学以上の進学を期待しやすいことが示された。加えて、きょうだい数はマイナスの効果を持っており、きょうだい数が多くなるほど、母親は大学以上の進学を期待しにくいことが明らかとなった。

続く Model2 では、Model1 に男子ダミーを追加した。その結果、家庭の階層的要素ときょうだい数とを統制しても、高校生本人が男子の場合に、母親が大学以上の進学を期待しやすいことがわかった。また、Model3 では Model2 に中学3年時の成績を加えた。その結果、父親職業ダミーのうち事務・販売職ダミーの効果が消え、代わって中学3年時の成績が母親の教育期待に強く影響しているということが示された。

さらに Model4 では出生順位の効果を検討した。その結果、本人が何番目に生まれたかということは、母親の教育期待に影響を与えていなかった。最後に Model5 では、Model4 に年上きょうだい大学ダミーを追加した。その結果、年上のきょうだいが大学以上の学歴の場合に、母親は高校生に大学以上の進学を期待しやすいことがわかった。

表 12 ロジスティック回帰分析の結果（きょうだいがいる場合，かつ第2子以降）

	Model6-1(Male)		Model6-2(Female)			
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		
親大卒ダミー	0.615	0.413	0.985	0.326	**	
父親の職業						
専門・管理職	0.356	0.455	0.667	0.396	†	
事務・販売職	-0.107	0.491	0.264	0.385		
きょうだい数	-0.585	0.266	*	-0.059	0.236	
中学3年時の成績	1.417	0.304	***	1.270	0.294	***
年上きょうだい大学ダミー	1.044	0.372	**	0.574	0.329	†
切片	-1.240	0.914	-3.213	0.932	**	
N	204		217			

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01 \*p<.05 †<.1

被説明変数=母親教育期待ダミー

続いて表 12 では，高校生本人に年上のきょうだいがいる場合にサンプルを限定し，男女別にロジスティック回帰分析を行った。その結果，高校生本人が男子の場合には，きょうだい数にマイナスの効果がみられ，きょうだい数が多くなるほど母親が大学以上への進学を期待しにくいことが明らかとなった。その一方，年上のきょうだいが大学以上の学歴であることはプラスの効果を持っており，年上のきょうだいが大学以上である場合に，母親が高校生に対して大学以上への進学を期待しやすいということがわかった。他方女子の結果をみると，親の学歴や父親が専門・管理職であることが母親の進学期待に対してプラスの効果を持っていた。また，高校生本人が女子の場合にはきょうだい数の効果はみられず，年上のきょうだいが大学以上の学歴の場合に，10%水準ではあるが母親が大学以上への進学を期待しやすいことも明らかとなった。

表 13 ロジスティック回帰分析の結果（きょうだいがいる場合，かつ第2子以降）

	Model7-1(Male)		Model7-2(Female)			
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		
親大卒ダミー	0.676	0.418	0.987	0.329	**	
父親の職業						
専門・管理職	0.360	0.456	0.608	0.401		
事務・販売職	-0.179	0.497	0.208	0.387		
きょうだい数	-0.388	0.292	-0.284	0.275		
中学3年時の成績	1.402	0.309	***	1.324	0.300	***
本人第2子	0.754	0.493	-0.694	0.433		
年上きょうだい大学ダミー	1.043	0.376	**	0.560	0.331	†
切片	-2.333	1.175	*	-2.189	1.118	†
N	204		217			

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01 \*p<.05 †<.1

被説明変数=母親教育期待ダミー



そして表 13 では、表 12 と同様に年上のきょうだいがいる場合に限定したうえで、さらに出生順位の効果を投入したモデルの推定結果を示した。その結果、高校生本人が男子の場合には年上のきょうだいが大学以上の学歴である場合に母親が大学以上への進学を期待しやすいこと、また、出生順位を統制するときょうだい数の効果がみられなくなることがわかった。高校生本人が女子の場合には、出生順位を投入すると父親の職業の効果がみられなくなること、出生順位を統制しても、年上きょうだいの学歴の効果が残っており、母親が大学以上への進学を期待しやすいことが明らかとなった。

第 5 節の分析結果をまとめると、以下のとおりである。

まず、今回検討したいずれのモデルにおいても、高校生本人の中学 3 年時の成績が母親の教育期待に強く影響していた。しかし、それをコントロールしたうえでも、家族環境的要因が母親の教育期待に影響を持ち得る。母親は子どもの成績だけではなく、家族構造や家庭内の資源を考慮して、教育期待を定めていると言えよう。

家族環境的要因の効果については、全般的には親の学歴・親の職業いずれもが母親の教育期待に影響を与えていることが示された。また、きょうだい数の効果に関しては、全サンプルで推定した場合と第 2 子以降だけに限定して推定した場合とで結果に違いがみられたことから、一人っ子であるかそうでないかによって、母親の教育期待が異なっている可能性が示唆された。さらに、高校生本人の性別は母親の教育期待と強く関連していた。高校生本人の出生順位に関しては、母親の教育期待にはほとんど影響がみられないと考えられる。最後に年上のきょうだいの学歴が母親の教育期待に対してプラスの効果をもっており、年上のきょうだいが大学以上の学歴の場合に、その弟や妹にあたる高校生に対しても、母親が高い教育期待を抱くことが示された。

## 6 結論

検討すべき課題として挙げた仮説に対して、第 4 節と第 5 節の分析より以下のことが言える。まず、きょうだい数は母親の教育期待にマイナスの影響を与える傾向があり、一人っ子の場合には母親の教育期待が高くなりやすいことが示された。高校生本人が第 2 子と第 3 子の場合に限定した分析からは、きょうだい数のマイナスの効果はほぼみられなかったことと併せて考えると、「子どもが複数いるか、いないか」という境目が母親の教育期待に差異を生むポイントとなっているのではないかと考えられる。

また、高校生本人の出生順位は母親の教育期待に影響を与えていないという結果が導出されたことから、子どもにどのような進路を望むかという期待の段階では、母親は傾斜的な配分を行っていないと考えられる。教育期待と密接に関連している教育達成においては出生順位によって格差が生じている (Wichman 2006 ; Kristensen 2010 ; 藤原 2012 など) ことから、教育アスピレーションや教育期待といった意識よりも物質的な、すなわち経済的な

資源の制約が、後から生まれてくるきょうだいの教育達成のメカニズムを規定しているのではないかと考えられる。

高校生本人の性別に応じて母親が異なる教育期待を抱いているという仮説は、全面的に支持されたと言えよう。子どもが男子である場合には母親は高い教育期待を抱きやすい。さらに、第2子以降で男女別に分析を行ったところ、母親の教育期待を規定する要因に違いがみられたことから、子どもが男子か女子かで母親の教育期待の生成メカニズムが異なっていると考えられる。

本稿ではこれまで十分に検討がなされてこなかったきょうだい構成と母親の教育期待との関係に着目した検討を行ったが、年上のきょうだいの学歴が年下のきょうだいに対する母親の教育期待に影響を持っていることを新たに示すことができた。この効果は他の要因を統制したうえでもみとめられ、母親が子どもにどの進路を期待するかを考える際には、他のきょうだいのことも同時に考慮しながら期待を調整していることが示唆される。特に、年上のきょうだいの学歴が高い場合に年下のきょうだいにも高い学歴を期待しやすいということから、きょうだい内で教育達成の格差が生じることをないように、きょうだい内での平等性を母親が求めているのではないかと考えられる。

最後に、残された課題について述べたい。まず、今回は母親の教育期待ときょうだい構成との関連のみに着目したが、母親の教育期待と高校生の教育アスピレーションとの間に相関関係があることから、高校生の教育アスピレーションときょうだい構成との関係も検討する必要がある。それだけではなく、母子間の教育期待の相互の関連を統制したうえできょうだい構成の影響を検討することで、きょうだい構成が独自に母親や高校生の教育期待・教育アスピレーションに影響しているかを確認するべきであり、その際には藤原(2009)が試みているような、相互依存モデルを用いた検証が有効であると考えられる。また、今回は年上のきょうだいの学歴を指標として分析を行ったが、性別によって母親の教育期待の規定メカニズムが異なり得ると考えられるため、年上のきょうだいと高校生本人との性別の組み合わせ、すなわちきょうだいの性別構成の違いがもたらす効果についても検討を行いたい。きょうだい構成という点に関して言えば、きょうだいの出生間隔についても今回は検討していないため、これも今後モデルに組み込んでいく必要があるだろう。また、きょうだいの存在やその構成に着目するのであれば、年下のきょうだいの存在についても確認していくべきだろう。その際には世帯の収入や高校の偏差値等も分析に取り入れて、今回得られた年上きょうだいの効果や今後検討する予定である年下きょうだいの効果について、さらに慎重に分析と議論を行いたい。そして、これは分析可能なデータを収集する必要があるのだが、同じ家庭で育った子どもたち、つまりきょうだい内での親の教育期待の差の検証ができれば、家族間の異質性を統制したうえでのより正確な出生順位や性別の効果を明らかにすることが可能となるため、今後取り組んでみたいと考える。

## [注]

- 1) ここでの教育アスピレーションとは、高校生本人の純粋な「この進路に進みたい」という動機を意味している。
- 2) 本稿では教育アスピレーションと教育期待とを区別して考える。ここでの教育期待とは、親が子どもの進路を考える際に、子どもの希望だけではなく家計の状況や子どもの成績などを考慮したうえで子どもの進路についての期待を意味する。純粋な「この進路に進んでほしい」という思いだけではなく、より現実的に子どもの進路に対する意思決定をしているということを前提としている。
- 3) 高等教育費の約 65%以上が家計による負担である。この数値は、OECD 諸国と比較した場合、比較的高い水準であると言える。
- 4) ここでは経済的なもの、情緒的なもの、時間的なものなど、親と子どもが家庭生活の中で関わることすべてを指し、有形のものだけでなく無形のものも含めて考えている(Blake 1985)。
- 5) 家族環境 (Family environment) とは、家族生活の内容的な違いが吟味されるときに用いられる家族を表現する用語である (近藤 1996)。主に出身階層的な要因を意味する家族環境(Family background)よりも、子どもの性別やきょうだい構成など、その家族に特有の環境的な要因も含めた状況を本稿では想定しているためである。
- 6) NFRJ03 に含まれるサンプルのうち、最も新しい 1976 年から 1983 年生まれのコーホートの数値である。詳しくは保田(2009)を参照のこと。
- 7) 本調査では、質問紙の構造上きょうだいの性別構成を正確にとらえられるのは 3 人きょうだいまでとなっている。4 人以上のきょうだいの場合には、高校生の年上のきょうだいもしくは年下のきょうだいの中で性別が判断できない者がいること、また 4 人以上のきょうだいは本データ内には少ないものの、その性別構成の組み合わせが多岐にわたることから、今回は分布を提示していない。ただ、4 人以上のきょうだいの場合には、全員が同性である、つまり全員男子や全員女子というような性別構成のきょうだいはいなかった。

## [謝辞]

本稿の執筆にあたり、2012 年高校生と母親調査研究会より個票データの提供を受けました。また、東京大学社会科学研究所の 2013 年度課題公募型共同研究 (二次分析研究会) のメンバーの方々、2014 年 3 月 29 日に開催された「2013 年度二次分析研究会 課題公募型研究 成果報告会」の参加者の方々より貴重なコメントをいただきました。記して感謝いたします。

## [参考文献]

Blake, J., 1985, "Number of Siblings and Educational Mobility." *American Sociological Review*, 50(1):84-94.

- Butcher, K. F., & Case, A., 1994, "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings.", *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3):531-563.
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成——キョウダイデータに対するマルチレベル分析による検討」『ソシオロジ』 57(1):41-57.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』 24(2):283-299.
- 平沢和司, 2011, 「きょうだい構成が教育達成に与える影響について——NFRJ08 本人データときょうだいデータを用いて」『第 3 回家族についての全国調査(NFRJ08)第 2 次報告書』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 4:21-42.
- 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.
- 片瀬一男・土場学, 1994, 「現代家族における教育アスピレーションの加熱と冷却」『社会学研究』 61:41-66.
- 近藤博之, 1996, 「地位達成と家族——キョウダイの教育達成を中心に」『家族社会学研究』 8:19-31.
- Kristensen, P., & Bjerkedal, T., 2010, "Educational attainment of 25 year old Norwegians according to birth order and gender.", *Intelligence*, 38, 123-136.
- 宮寺晃夫, 2006, 『教育の分配論——公正な能力開発とは何か』勁草書房.
- 中川まり, 2010, 「子育て期における妻の家庭責任意識と夫の育児・家事参加」『家族社会学研究』 22(2):201-212.
- Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf, 1970, "The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision," *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.
- Sewell, W. H. and Vimal P. Shah., 1968, "Social Class, Parental Encouragement, and Educational Aspirations." *American Journal of Sociology*, 73: 559-572.
- Thompson, L., Acock, A. C. and Clark K., 1985, "Do Parents Know Their Children? The Ability of Mothers and Fathers to Gauge the Attitudes of Their Young Adult Children." *Family Relations*, 34(3):315-320.
- Wichman, A. L., J. L. Rodgers, and R. C. Callum, 2006, "A multilevel approach to the relationship between birthorder and intelligence." *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32(1):117-127.
- 保田時男, 2009, 「きょうだい内での学歴達成」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』有斐閣ブックス.
- Yu, W. -H., & Su, K. -H., 2006, "Gender, Sibship Structure, and Educational Inequality in Taiwan: Son Preference Revisited." *Journal of Marriage and Family*, 68:1057-1068.

# 進路意識の母子間における一致と齟齬

中澤 渉

(大阪大学)

本稿では、母子のデータが比較可能であるというメリットを活かし、進路希望について母子間で比較を行い、両者に齟齬が生じる場合にはそれがなぜなのかについて考察を行った。全体的にみれば、進路希望は母子間で一致する可能性が高く、高卒後進学するか否かは 9 割以上の一致率をみる。また高卒後進学する場合の専門の選択についても、7 割ほどが一致している。そして高卒後進学するか否かという選択の一致度については、親子間のコミュニケーションのあり方が影響している（交流があれば一致する可能性が高い）ように見えるが、専門についてはそうした傾向は見出せない。階層変数を考慮した場合、進学で一致している層と、非進学で一致している層の間の違いは明瞭だが、進学段階であれ専門であれ、一致・不一致の差は発見できなかった。このことはコミュニケーションが、階層により一対一の関係で観察されるほど単純ではないことを示唆していると考えられる。

## 1 問題設定

教育と社会階層・社会移動研究において、進学機会や教育達成に出身階層による不平等が存在することに異論を唱える人はいないだろう。ここで述べる階層による教育機会の不平等とは、仮に社会階層をグループ分けすることが可能であったとして、それぞれの階層ごとに進学率を比較したときに、進学率に有意な差が生じることを意味する。出身階層は主として父職によって測定されることになるが、多くの場合は、専門技術職もしくは管理職の父をもつ場合に進学率は高くなり、ブルーカラーの父をもつ場合には進学率が低くなる、というのが共通したこれまでの知見である。

ただし、そうした結果が明らかになったとして、なぜそのような差が生じるのか、ということが問題となるだろう。1つの解釈は、学校で伝達される知識はニュートラルなものではなく、もともと専門技術職などの上流階層にとって親和的なものになっている、というものである。つまり学校知に馴染みがある上層の階層出身者は、学校でよい成績をあげるのにもともと有利であり、下層出身者は学校知に馴染みが薄いため、一から学習しなければならないことになる。極端な言い方をすれば、成績は本人の公正な努力の結果というよりも、学校知に対してもともと馴染みがあったか否かの違い（出身階層差）を反映しているに過ぎない、ということになる。Bourdieu による文化的再生産論は、こうしたロジックをベースとしている。

これらの研究は、家にある様々な資産の有無、文化的嗜好、ハビトゥスとよばれるいわゆる慣習行動と学業成績や教育達成との相関関係により導き出されている結論である。つまり出身階層特有のライフスタイルや価値観が、資産、文化的嗜好、ハビトゥスに反映し、それが子に伝えられて成績や学歴に反映される。結果として親子間の教育達成は類似する。もっともこういった理論は、世代間の類似性がいかなるメカニズムによって発生するのか、というプロセスについて、それほど多く語っているとは言えない。そのためには、親子間の実際の接触やコミュニケーションのあり方、意識の関係などについて、より深い検討と考察が必要になると思われる。本稿はその手がかりとなる分析の嚆矢として位置づけることができる。

## 2 意識の親子間比較に関する先行研究

### 2.1 家庭内の社会化

一般的に単純な社会化のプロセスを前提にすれば、子どもにとって最も身近なモデルは親になる。したがって素直に考えれば、考え方、志向性、価値観といったものについて、子どもはまず親の影響を受けると推測できる。やや古い家族社会学の社会化論では、性別役割分業を前提にし、Freud の精神分析を援用した T. Parsons 流の役割モデル論がしばしば言及されてきた。そこでは家庭外で働き所得を獲得するという手段的機能を遂行する父親と、家庭内にあって情緒的な安定性を維持する表出的機能を遂行する母親が存在し、子は自らの性に基づいて（男の子なら父親の、女の子なら母親の）役割を体得してゆくと言われる。こうしたモデルは、父と母の両方が存在する家庭を前提視しており、父母いずれかが存在しない家庭ではあたかも社会規範に沿った子どもの社会化が行われないかのような説明にならざるを得ないこと、また性別役割分業自体が近代化イデオロギーを体現したもので普遍的なものではなく、それを規範的に捉えるモデルは問題であるという批判が相次ぐようになった。

また社会化モデルは、どうしても子どもが（親などの）何らかのモデルを学習するという「受け身の」側面を強調しがちである。もちろん、親子間には一定の類似性が観察されるが、意識や価値観がそのまま受け継がれるとは限らない。子どもの生きる場は成長とともに増えてゆき、そこで出会う人物も、教師、友人、先輩後輩など、様々である。そうした人々との邂逅も、当然その人物の意識や価値観の形成に大きく関わってくるはずである。実際、親子間は類似することはあっても、全く同じ価値観や行動を有するわけではない。子が親に反発するというのも、日常的に観察される事実である。したがって子どもの社会化のプロセスにおいて、子は親のみならず周囲の環境をただ受け入れるというのではなく、主体的に何らかの選択を行って学習しているという能動的な側面も注目しなければならない。

ただし親子間の意識や価値観の類似性は、経験的に語られる程度のもが多く、実態としてどの程度似通っているのかはあまり確かめられていないように思われる。データ自体が

不足しているため、海外での堅実な先行研究例も限定されているのが実情である。例えば、子どもがロールモデルとして親を想定する場合に、どれだけ親と似通ってくるか、ということは親との接触の頻度や程度に大きく由来すると考えられる。すると一般的には、マイノリティや低階層の出身者は、親が子の面倒を熱心に見ない（教育熱心ではない）、などといったことが原因で、結果的に親子間での価値観や意見の相違が生じやすいのではないかと予想される。しかし先行研究によれば、階層やエスニックグループの間では、意見の一致の程度に一定の傾向は特に観察されないという。ただし親の無関心な態度自体は、不一致の原因となり得る（Barber, 1994）。また意見の不一致といっても、日常的な些細な問題は確かにしばしば観察されるが、例えば宗教観とか、性行動規範といった、個人の内面により深く根差した根本的な価値観については、不一致になるケースは少ないという（Thompson et al., 1985）。日本的な社会ではあまり想定しにくいだが、宗教的な生活（宗教に関連する生活や活動）は、母子関係の係りにポジティブな影響を与えるとする報告もある（Pearce and Axinn, 1998）。いずれにしても、価値観や意識の中身によって、親子間での意見の一致・不一致の生じやすさが異なることが想定される。

## 2.2 家庭内の社会化のあり方から予想される母子関係

進路決定は高校生本人にとって、人生を左右する非常に大きな決断である。選択した進路によってその生活スタイルも左右されることを考えれば、どの学校まで進むか、学校で何を学ぶか、ということ自体本人の価値観が大きく反映されると思われる。そうした本人に強く根付いた価値観は、家庭内における社会化、親の考え方や実際の職業選択、ライフスタイルなどに大きく影響を受けると予想される。

地位の達成については、Blau や Duncan がパス解析を用いた地位達成モデルを導入することで、本人の地位達成に占める教育の影響力が増加することが指摘された（Blau and Duncan, 1967）。ただしここでは地位達成のプロセスが考慮されておらず、その中に社会心理学的な変数としてのアスピレーションを考慮したのが、いわゆるウイスコンシン・モデルの中身である（Haller and Portes, 1973; Hauser et al., 2004）。ウイスコンシン・モデルによって、G. H. Mead らが問題視してきた役割取得のプロセスを、計量分析に取り込み分析することが可能になったとされる（片瀬, 2005）。ただしアスピレーションのような社会心理学的変数が枠組みに導入されたといっても、結局のところ、いかにしてその意識が形成されるのか、という問いはまだ残されたままである。

親が子育てを行うときに、子育てのあり方自体に家庭で大きな違いがあることは、教育社会学においてしばしば指摘されてきたことである。特にその違いは階層差に起因するものであるが、例えば子どもの自発性を重んじた接し方をするのか、それともどちらかといえば権威主義的に子どもに従わせるというスタンスで接するのか、といった差異が観察されることがある（Lareau, 2002）。そもそも親の働きかけの頻度自体も、階層によって異なること

が想像できる。つまり高階層出身者は一般的に子育てや教育に熱心であり、それゆえ子どもに様々な働きかけを行い、また子とのコミュニケーションも多く図るであろう、と予想できる。つまり親子間のコミュニケーションについては、その接し方という質の問題と、接する頻度という量の問題が交錯しており、質と量を同時に考慮する必要があることを示唆している。

だとすれば、高階層出身者（母学歴が高いなど）は、子どもへの教育や子育てへの関心が強く、それゆえ親子間のコミュニケーションが密である可能性が高い。そうしたコミュニケーションの密度の濃さを反映して、高階層出身者ほど、親子間の意識が一致する可能性も高くなる、という仮説が成立し得る。

一方で、そうとばかりは言い切れない側面もあるかもしれない。例えば上の Lareau の知見に従えば、高階層出身者は子どもの自発性を尊重することが多い。それゆえ、子が親の価値観やライフスタイルを自ずと読み取ったり、それを無意識に学習することで結果として似てくることはあるかもしれないが、いずれにしても進路に関してはむしろ高階層出身者において親の働きかけが少ない、ということも考えられる。基本的には親が子を信頼し、遠くで見守りながら、決断は本人に任せ、また本人の意向を尊重するということだ。また以心伝心ではないが、親子間の意識の一致性は聞かなくとも明らかだから、あえて進路について話し合う必然性も乏しい、という家庭もありうるだろう。つまり濃密な相談などのコミュニケーションが、意見の一致という因果関係を想定しがちになるが、実際にはそもそも意見に齟齬がないことが明らかな親子であれば、別に相談する必要もない。だとすればコミュニケーションの量が少なくとも意見の一致をみるということは普通にあることで、様々なパターンを想定すれば、結局効果は相殺されることになって、親子間のコミュニケーションと一致の程度の間には特段の関係はない、とする仮説も十分成り立つということだ。だとすれば、コミュニケーションの頻度と一致度との関係は、それほど自明ではないといえる。そして子に任せると言っても、子どもへの信頼感や、子どもの自主性を重んじて、という理由であるとは限らない。子育てに相対的に無関心であるとか、相談できるほど良好な関係にないので放置している、というようなネグレクトに近い態度ももちろんありうる。その場合は表面上観察される現象は同じ（親子間では進路に関する話し合いをしない、という状態）であっても、背景や、そのような状態が生じる原因は全く異なる。こうした違いを無視することは、解釈の際に致命的な間違いを犯す原因となる。

そこでまず、進路希望の実態（どの学校段階にまで進学するか、進学する場合はその専門）について、母親の希望と本人の希望をクロスさせて、その一致、不一致の状況について確認してみることにはしたい。



### 3 データと使用する変数

本稿で使用するデータは、2012年に実施された「高校生と母親調査、2012」（2012年高校生と母親調査研究会）である。この調査は、2002年に実施された「高校生とその母親の教育意識に関する全国調査」（研究代表：川端亮教授）と同様の枠組みで、時代による変化の比較可能性を考慮して設計された郵送調査である。サンプルは株式会社イプソスに登録されている全国の高校2年生とその母親であり、1,560ペアに調査票を郵送し、最終的に1,070ペアを回収した。回収率は68.6%である。実際の分析のサンプルサイズは、使用する変数について無回答のないサンプルに限定しているため、1,070よりは小さくなる。

本稿で着目する変数のうち最も重要なのは進路意識、特に母子の高校卒業後の進学希望段階（どの学校段階まで進学したいか）と、高等教育機関に進学する場合にはどういった専門を選択するか、という2変数である。母子間の意見の一致、不一致に着目するので、文化的な行動や親子間のコミュニケーションがその一致度に影響を及ぼすかを確認することから、母親票にある関連する質問群（問14）にも着目するが、個別の変数の内容については分析結果と一緒に説明する。それ以外には、社会階層研究で一般的に使用される社会経済地位を示す（高校生本人からみた）親の学歴、父職、母親の働き方、世帯収入、きょうだい数、自宅の本の数といった変数を考慮する。

### 4 進路希望の母子間の関連性

データから母親からみた高校生に期待している進路希望と、高校生本人の進路希望をクロスさせた。その結果が表1である。進学率の上昇を反映して、大学以上への進学を希望するものが全体として多くなっている。全サンプルの90.1%が母子間で一致をみている。その関連性についてクラマーのVを計算したところ、0.762となる。

高校生を男女別に分けたときだが、男女間での差はそれほど大きくない。男子生徒の場合は、サンプルの90.7%が一致、女子生徒の場合はサンプルの89.5%が一致している。クラマーのVはそれぞれ0.733、0.763である。つまり母子間での進学希望については、かなり一致度が高い。もっとも近年は大学進学率が上昇傾向にあり、高卒ですぐに就職するケースが急減していることなどから、母子間ともに進学意欲が上昇し高止まりしている感がある。

ところで、このように進学段階だけではなく、Dryler（1998）は進学先の高等教育機関の専門に注目する。彼女は、これまでの男女で典型的な選択と言われてきた専門（一種の性役割規範）に、専門の選択にあたってどれほど影響を受けるかという点を検討している。彼女が影響を受ける要因として想定しているのは親の働き方であり、スウェーデンのデータを分析している。それによれば、高学歴もしくはサービス階級（専門職や管理職に該当）の父親において、社会的に典型的と見なされるコース選択をしにくい傾向があり、また中等教育

で何らかの職業教育を受けている親の子は、似たようなコースを辿る確率が上昇するという。また、Jonsson (1999) は教育の進路選択において、合理的選択モデルを前提に説明を試みたが、コスト・ベネフィット計算を前提にした合理的選択モデルでは、性別分離 (sex segregation) が教育選択の場面や労働市場において強固に維持されることを説明するのには不十分であるという。

本稿では上述のようなジェンダーの社会学という関心に必ずしも拘るものではないが、Dryler (1998) を参考に、進学する場合の専門の選択についても検討した<sup>2)</sup>。さすがに学校段階ほどの高い一致率ではないが、それでも全体の 70%程度が母子間で一致しており (進学希望者全体のクラマーの V は 0.646)、母と息子 (V=0.535) より、母と娘 (V=0.659) の間で一致率が高いことが明らかになった<sup>3)</sup>。

	本人大学・ 大学院希望	本人専門・ 短大希望	本人・高卒 就職希望	列計
母大学・大学院希望	667	19	19	705
母専門・短大希望	20	127	15	162
母高卒就職希望	7	19	107	133
行計	694	165	141	1000

	本人人文	法経社	教育	理工農薬	医歯	その他	列計
母人文	60	22	7	5	1	6	101
母法経社	20	105	1	10	3	14	153
母教育	7	11	71	0	1	10	100
母理工農薬	3	15	2	140	4	6	170
母医歯	9	6	4	16	104	12	151
母その他	13	16	8	10	5	90	142
行計	112	175	93	181	118	138	817

	進学段階			進学後の専門		
	いつも	時々	しない	いつも	時々	しない
男・本読む・V	.691	.784	.711	.519	.570	.538
女・本読む・V	.789	.733	.782	.672	.665	.648
男・勉強・V	.711	.740	.815	.587	.549	.517
女・勉強・V	.834	.760	.653	.643	.681	.653
男・美術館・V	.698	.712	.750	.560	.524	.573
女・美術館・V	.952	.827	.717	.708	.664	.647
男・ミュージカル・V	1.000	.634	.740	.764	.648	.509
女・ミュージカル・V	1.000	.822	.731	.674	.624	.669
男・本買う・V	.754	.704	.853	.548	.513	.616
女・本買う・V	.836	.736	.536	.702	.616	.682
男・学校生活・V	.800	.693	.675	.616	.503	.585
女・学校生活・V	.873	.666	.725	.695	.653	.598
男・学校外生活・V	.779	.719	.682	.615	.528	.549
女・学校外生活・V	.846	.722	.664	.705	.667	.504
男・進路相談・V	.794	.662	.648	.589	.520	.511
女・進路相談・V	.821	.696	.633	.712	.603	.712

ではこういった母子間の意識の一致の程度は、何と関連があるのだろうか。質問紙の項

目の中から、特に小中学校時代の母親と子とのかかわり方に関する質問を利用して検討しよう。この質問紙の母親票問 14 では、高校生が小・中学生だった時代のコミュニケーションのあり方（頻度）に関する質問がある。その内容は 8 つあり、まず小学生時代に母親が「本を読んであげる」「勉強を教えてあげる」「美術館や博物館に連れて行ってあげる」「ミュージカルやコンサートに連れて行ってあげる」「本（漫画やコミック以外）を買ってあげる」の 5 項目をしていた頻度、続いて中学生時代に母親が「学校生活について相談に乗る」「学校外生活について相談に乗る」「進路のことについて相談に乗る」の 3 項目についてしていた頻度となる。もとの変数は 5 段階のリッカート尺度だが、「いつもしていた」「よくしていた」を 1 つのカテゴリーにし、また「ほとんどしていなかった」「まったくしていなかった」も 1 つにまとめ、残った「時々していた」のカテゴリーはそのまま残して 3 段階のカテゴリーに直し、それぞれの頻度に該当するサンプルを抽出して母子間の意識の一致度（クラマーの V）を検討した。

表 3 を見た限りでは、母親が子どもに対してより多く母親票問 14 の項目にある働きかけをしていた人ほど、意見の一致をみる、という傾向が、進学段階の希望についてだけは、ある程度当てはまるように見える。しかし専門については、ほとんど関係がないようである。理由の一つとして、意識（進路希望）は現在のものを尋ねているのに対し、表 3 にあるようなコミュニケーションの実態は、回答者の子である高校生が小学生・中学生時代のときを評価してもらった上での回答、ということで、必ずしも現在の実態を反映しているわけではないということがある。また進学の有無の決断と、（進学することを前提にして）どこに進学するか、という決断は、その決断内容にギャップがあり、同列に扱えるわけではない、という異論もあるだろう。進学するかしないか、ということよりも、どこに進学するか、という選択は、より質に絡んだ込み入った選択であるといえる。それゆえに選択する内容の性質から、必然的にズレが生じやすくなるともいえる。

## 5 一致と不一致の生じる要因

### 5.1 学校段階の進路希望の差異を生ぜしめる要因

ここで進路選択の一致と不一致が起こるのはどういった人々なのか、ということについて検討してみたい。先行研究からも、日本では進学段階にせよ専門にせよ、男女で進路選択の傾向に明確な違いが観察される傾向があるので、高校生の性（男女）別で分析を行うことにする。

基準・大学一致	非大学一致		子が高学歴志向		母が高学歴志向	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
母短大・専門	-.677	.367 +	-.759	.862	-1.556	.671 *
母大学	-2.855	1.060 **	-1.218	1.248	-.630	.645
父短大・専門	-.853	.482 +	-1.318	1.184	-.056	.688
父大学	-.842	.374 *	-.696	.780	-.010	.554
父販売	-.030	.564	-.198	1.117	-.250	.950
父ブルー	.087	.518	-1.020	1.130	1.026	.738
父運輸・保安	.460	.663	-.074	1.411	-.133	1.250
父専門	-.959	.700	-.846	1.337	.778	.707
父管理	.027	.551	-.826	1.312	-.662	.926
父その他	.214	.774	1.394	1.197	.388	1.242
父300人以上大企業	-.385	.348	.031	.743	.228	.500
父官公庁	-.281	.612	-14.373	1165.116	1.027	.750
母専業主婦	-.963	.521 +	-1.078	1.035	.046	.720
母パート	-.671	.391 +	-1.382	.765 +	.284	.592
世帯収入500万	-.555	.444	.094	1.064	.292	.667
世帯収入700万	-1.215	.451 **	.052	.971	-.516	.670
世帯収入900万	-1.314	.552 *	-1.576	1.381	-.408	.767
世帯収入1200万以上	-2.153	.919 *	-14.934	1031.380	-.541	.980
きょうだい数	.505	.205 *	.461	.461	.081	.300
本の数(10冊単位)	.000	.020	.007	.039	-.028	.030
定数項	.031	.852	-1.771	1.796	-2.417	1.274 +
Log Likelihood	-270.684					
N	394					
注	+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001					
母学歴・父学歴の基準は高校, 父職の基準は事務職, 企業規模の基準は299人以下						
母の就業状態の基準はフルタイム, 世帯収入の基準は400万くらい以下						

まず学校段階の希望について検討する。学校段階については、もちろん母子間で一致するかしないか、ということも問題になるが、その内容について少し深く検討する必要がある。例えば、母子で意識が一致していたとしても、大学進学志向で一致しているのと、高校まででよいと考えることで一致しているのとでは、その意味が異なるのが合理的であろう。そこで両者の意識について、①大学進学で一致、②大学非進学で一致、③不一致で高校生の方が高学歴志向、④不一致で母の方が高学歴志向、の4つに分類し、この分類を従属変数とする多項ロジット・モデルを推定する。説明変数には、両親の学歴、父職（職種と企業規模）、母の就業形態、家庭の収入、子ども数（本調査に該当する高校生本人を含む）、自宅にある本の数を考慮する。

表4が男子生徒、表5が女子生徒の場合の分析結果である。サンプルサイズの問題もあるが、基本的には一致・不一致というより、特に大学志向で一致しているか、非大学志向で一致しているかにおける違いが大きいことがわかる。これは教育のアスピレーションに階層差があるという先行研究の知見に照らせば、当然の結果であるともいえる。内容を見ても、親が高学歴であれば大学進学志向が強まること、特に男子生徒では世帯収入が多ければ進学志向があり、きょうだい数が増えると非進学志向が強まる傾向がはっきり見て取

基準・大学一致	非大学一致		子が高学歴志向		母が高学歴志向	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
母短大・専門	-.444	.311	.223	.529	-.133	.661
母大学	-2.643	1.051 *	-15.123	1057.544	-15.607	982.003
父短大・専門	-.216	.379	-1.428	1.087	-1.278	1.020
父大学	-1.255	.335 ***	-.014	.512	-.082	.700
父販売	-.080	.517	1.021	.917	.627	1.309
父ブルー	.383	.449	.896	.892	.646	1.197
父運輸・保安	-.015	.547	1.663	.951 +	.255	1.532
父専門	-.214	.510	-.541	1.289	1.027	1.267
父管理	-.038	.538	.146	1.082	.042	1.501
父その他	.389	.624	.382	1.319	2.508	1.262 *
父300人以上大企業	-.201	.312	-1.024	.588 +	-.814	.778
父官公庁	.860	.563	-14.937	1099.877	-14.722	1277.022
母専業主婦	.071	.447	-.307	.775	-1.363	1.018
母パート	-.368	.368	-.642	.589	-.864	.696
世帯収入500万	-.750	.414 +	-.042	.640	-2.209	1.157 +
世帯収入700万	-.593	.403	.017	.648	-.847	.780
世帯収入900万	-1.348	.483 **	-1.911	1.159 +	-.716	.811
世帯収入1200万以上	-.921	.766	-.679	1.307	-1.040	1.383
きょうだい数	.495	.186 **	.425	.348	1.221	.354 **
本の数(10冊単位)	-.021	.017	-.029	.041	-.028	.046
定数項	-.328	.700	-2.443	1.340 +	-4.122	1.603 *
Log Likelihood	-296.202					
N	405					
注	+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001					
	母学歴・父学歴の基準は高校, 父職の基準は事務職, 企業規模の基準は299人以下					
	母の就業状態の基準はフルタイム, 世帯収入の基準は400万くらい以下					

れる。類似の結果は表5の女子生徒でも観察できる。父職による影響はほとんどない。なお、母親の就業状況の違いは、女子生徒より男子生徒に反映されている。専業主婦やパートに進学志向が強いというのは、ある程度階層差を反映した結果であろう。母親がフルタイムではないというのは、ある程度子育てに母親が専念していることを示しているのではないかと推測され、特に男子生徒の場合にはより強くそういった母親の（子に対する）進学希望が強く反映されるものと思われる。

しかし本稿の関心に照らせば、一致と不一致の差が問題になるのだが、それについては明瞭な結果が出たとは言い難い。時々有意な変数が観察されるが、一貫した説明を見出すのは困難である。重要なのは、母子両者が一致して進学志向をもっているか否かであって、一致・不一致という観点では明瞭なグループ間の差異は（こうした階層変数からは）見いだせなかった。

表6 二項ロジット・モデル推定結果					
1=一致, 0=不一致	男子生徒		女子生徒		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
母短大・専門	-.267	.307	-.356	.292	
母大学	-.514	.359	-.518	.411	
父短大・専門	.089	.465	-.299	.432	
父大学	-.006	.349	-.058	.325	
父販売	-.024	.469	-.181	.462	
父ブルー	-.463	.473	.004	.447	
父運輸・保安	-.381	.744	.378	.594	
父専門	-.251	.430	.262	.448	
父管理	-.243	.426	1.149	.464 *	
父その他	-.642	.627	-.038	.651	
父300人以上大企業	.133	.297	-.534	.298 +	
父官公庁	.438	.458	-.121	.537	
母専業主婦	-.462	.403	-.253	.412	
母パート	-.089	.343	.262	.338	
世帯収入500万	-.554	.500	.365	.466	
世帯収入700万	-.357	.475	.254	.443	
世帯収入900万	.059	.536	-.322	.463	
世帯収入1200万以上	-.761	.586	-.534	.626	
きょうだい数	-.080	.171	.234	.193	
本の数(10冊単位)	.006	.013	.007	.013	
定数項	1.679	.772 *	.569	.738	
Log Likelihood	-189.415		-187.808		
N	312		344		
注 +<.10 *<.05 **<.01 ***<.001					
母学歴・父学歴の基準は高校, 父職の基準は事務職, 企業規模の基準は299人以下					
母の就業状態の基準はフルタイム, 世帯収入の基準は400万くらい以下					

## 5.2. 進学先の専門の希望の差異を生ぜしめる要因

続いて、進学希望者に限定して、進学先の専門で母子間に差異が生じている人とそうでない人へと分類し、その違いについて5.1の多項ロジット・モデルと同様の説明変数によって推定を行った。従属変数は、母子間で一致しているか否かになるので、今度は二項ロジットによる推定となる。従属変数は、母子で一致している場合を1、不一致の場合を0とする。その結果が表6である。

しかしこれを見ればわかるように、男女とも一貫した説明が可能になるような明瞭な結果は導き出されなかった。つまり階層の高低などによって、意見が一致するとか、不一致になるというような傾向は必ずしも見出せないということである。

なお、この前(表3)で検討したようなコミュニケーションのあり方が何らかの結果をもたらしているのではないかと、ということも当然予想された。これらの変数自体が階層変数の影響を受けており、仮に表4~6にあるようなモデルに説明変数として投入すると、変数の内生性が問題になると考えられたため、まずコミュニケーションのあり方について、それを従属変数としたロジット分析を推定した。しかし特に(学校で起こったことや進路について話し合うというような)コミュニケーションの頻度は、その項目を従属変数

にして階層変数を説明変数とした回帰分析を試みても、それほど階層との関連は見出されなかった（表は略）。表3は単相関をみた結果なので、表4～6のモデルにコミュニケーションの形態などに関する変数を加えて分析してみたが、結局結果が大きく変わることはなかった。その理由についてはより詳細に検討する必要があるが、コミュニケーションの量が少ないということが、親の無関心の反映なのか、親が子を理解して見守る（子の選択を尊重する）という姿勢の反映なのか、といったことはここだけでは区別できない。したがって背景に異なる理由や根拠がありながら表面上は類似の事象が観察されているという状況が、母子間の一致度とコミュニケーションのあり方の関係をはっきり見出せない原因となっているのではないかと考えられる。

## 6 分析結果に関する考察

従来の教育社会学や教育と階層研究の知見に従えば、教育の aspirations（教育達成の希望）には出身階層の影響が認められる。本稿の結果はそれと矛盾するものではない。ただしそもそも母子間の進路希望はそもそもさほど齟齬を来すものではなく、専ら観察されるのは進学希望か否かという点であって、希望が一致するか否かという点での違いはさほど明瞭に現れるとは言い難かった。

表3で示したような、母親の子に対する接触の仕方について、何らかのパターンが観察されないか、それぞれの変数を頻度の多さによって2カテゴリーに分割し、その潜在クラスを導き出すことも試みた。この結果が表7と8である。

	潜在変数	潜在クラス数	自由度	尤度比統計量	p	BIC
クラス1	1	1	247	1810.762	.000	142.662
クラス2	1	2	238	495.207	.000	19.206
クラス3	1	3	229	351.565	.000	-119.973
クラス4	1	4	220	209.045	.691	-1276.711

	クラス1		クラス2		クラス3		クラス4	
	した	しなかった	した	しなかった	した	しなかった	した	しなかった
クラス構成%	.385		.268		.194		.153	
本読む	.033	.967	.181	.819	.806	.195	.866	.134
勉強	.074	.926	.221	.780	.472	.529	.775	.226
美術館	.005	.996	.047	.954	.190	.811	.292	.708
ミュージカル	.004	.996	.049	.951	.076	.925	.189	.811
本買う	.271	.729	.372	.628	.577	.423	.856	.144
学校生活	.020	.980	.958	.042	.050	.950	.980	.020
学校外生活	.001	.999	.904	.096	.015	.985	.938	.062
進路	.211	.789	.886	.114	.214	.786	.968	.032

表7のように、潜在変数1つを仮定して、表3でも用いた問14の質問群について、潜在クラスを抽出した。潜在クラスの抽出にあたっては、各カテゴリーのカテゴリー数を細かくし過ぎると、より単純な構造の潜在クラスを抽出するという目的に適わなくなるので、「いつもしていた」「よくしていた」を1つのカテゴリー、「時々していた」「ほとんどしていなかった」「まったくしていなかった」を1つのカテゴリーにまとめ、バイナリーな変数とした上で潜在クラスを抽出することにした。その結果、潜在クラスが4つのモデルで適合的となった。

潜在クラスの内容は表8に示されている。これをみると、これらの質問群は小学生時代の母親の行動について尋ねた最初の5項目の文化的活動に関連するものと、中学生時代のコミュニケーションの頻度について尋ねた後半の3項目に分類できる。クラス1と2はいずれもここに掲載されている文化的活動が少なかったクラスである。しかしコミュニケーションの頻度については全く対照的である。クラス3と4は文化活動が盛んなクラスであるが、やはり母子のコミュニケーションは同様に多かったクラスと少なかったクラスに峻別されている。文化的活動については、ある程度社会階層と関連していると考えられるので、母子間のコミュニケーションについては、高階層でも低階層でも、頻度が多かったグループとそうでないグループが存在するということである。つまりコミュニケーションの頻度だけでは、階層の違いを導き出すのは難しいということだ<sup>4)</sup>。

親子間のコミュニケーションが密にあるのは、親が安定的な職についていて、教育熱心である高階層に多いと予想されることが多い。しかしそれに反して、そうした高階層の親は、子どもの自主性を一般に尊重しているとも考えられている。だとすると、親が子どもの進路に干渉しない、という逆の現象も、高階層出身者で観察されるのが自然だということだ。一方で、親が不安定な職にあたり、子どもの教育に無関心である傾向のある低階層出身者は、放任になりがちだとも言われる。しかし「自主性を尊重している」にせよ、「放任」にせよ、表面上観察される現象は同じようなもの（親子間で進路に関する話し合いはしないという状況）なのかもしれない。そうなると質問紙の回答としては、結局のところ同じ回答になるだろう。逆もしかりである。コミュニケーションの形態が表面上同じであっても、その意味するところが何なのか、ということは異なっている可能性があるが、それをくみ取る質問紙調査の設計は困難であることをこの結果は示している。

つまり当初目的とした、齟齬を生ぜしめる原因には、必ずしも本稿の分析が明瞭な回答を与えているとは言い難い。高校生の母子はかなりの程度進路意識に一致をみているという状況は把握できたが、一致・不一致を生ぜしめる原因と考えられる要因をさらに精査し、その微妙なニュアンスを含みこんだ質問項目を作成して改めて分析する、といったことが今後の検討課題になると思われる。



## [注]

- 1) もちろん現実には、そのようなことは言えない。かつては確かに、ひとり親家族が子どもの非行や逸脱行動を促進するかなのような説がかなり観察されたが、そういった家族が直面する様々な経済的困難などから確かに非行や逸脱行動に走る要因やリスクが多めにあることはあっても、それが決定要因になるわけではない。逆に言えば、表向き、家族構造が社会規範に沿ったものであっても、子どもが非行や逸脱行動に走る例も相当存在する。子どもの逸脱行動のメカニズムは、一要因によって決定されるわけではない。
- 2) ジェンダーに特に焦点を当てているわけではないにしても、日本でも男子生徒と女子生徒の間で進路選択の傾向に一定の違いがあることはしばしば指摘されていることである。したがってこの後の分析は、基本的にサンプルを男女で分けて行っている。
- 3) もっとも質問紙の選択肢はかなり細かく分けられており、選択肢が細かければ細かいほど一致する可能性は下がるので、一致度はカテゴリーの分け方にも大きく依存する。あまりに少数の人数しか該当しないカテゴリーの存在は計量分析の点で意味がないので、「人文」「法・経・社会」「教育」「理工農薬」「医歯」「その他」の6つに分類して計算したものである。
- 4) 細かく見れば、クラス1と2の間、もしくはクラス3と4の間で比較すると、母子間のコミュニケーション頻度が多いほうが、若干高校生が小学生だった時代の文化活動も盛んだったという違いはある。

## [謝辞]

本稿の分析にあたり、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『高校生と母親調査(2012)』(2012年高校生と母親調査研究会)の個票データの提供を受けました。また二次分析研究会の報告会においていただいたコメントや質問も参考になりました。記して感謝の念を表明します。

## [参考文献]

- Barber, Brian K. 1994. "Cultural, Family, and Personal Contexts of Parent-Adolescent Conflict," *Journal of Marriage and Family*, 56(2): 375-86.
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*, New York: The Free Press.
- Dryler, Helen. 1998. "Parental Role Models, Gender and Educational Choices," *The British Journal of Sociology*, 49(3): 375-98.
- Haller, Archibald O. and Alejandro Portes. 1973. "Status Attainment Process," *Sociology of Education*, 46: 51-91.
- 片瀬一男, 2005. 『夢の行方ー高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会
- Jonsson, Jan O. 1999. "Explaining Sex Differences in Educational Choice: An Empirical Assessment of a

- Rational Choice Model,” *European Sociological Review*, 15(4): 391-404.
- Lareau, Annette. 2002. “Invisible Inequality: Social Class and Childrearing in Black Families and White Families,” *American Sociological Review*, 67: 747-76.
- Pearce, Lisa D. and William G. Axinn. 1998. “The Impact of Family Religious Life on the Quality of Mother-Child Relations,” *American Sociological Review*, 63(6): 810-28.
- Sewell, William H., Robert M. Hauser, Kristen W. Springer, and Taissa S. Hauser. 2004. “As We Age: A Review of the Wisconsin Longitudinal Study: 1957-2001,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 20: 3-111.
- Thompson, Linda. Alan C Acock, and Kelvin Clark. 1985. “Do Parents Know Their Children?: The Ability of Mothers and Fathers to Gauge the Attitudes of Their Young Adult Children,” *Family Relations*, 34(3): 315-320.

# 高校生の学校外学習時間の規定要因

## ——家庭学習時間と塾等学習時間の差異に着目して——

野田鈴子

(東京大学大学院)

本稿では、従来学校外学習時間としてまとめて扱われることの多かった高校生の家庭学習時間と塾等学習時間のそれぞれについて、階層要因および学習動機との関連を検討した。その結果、階層要因との関連は、家庭学習時間と塾等学習時間とで異なるということが明らかになった。家庭学習時間については両親学歴の影響が、塾等学習時間については世帯収入の影響がそれぞれ見られた。また、本人の学習動機との関連は、外発的か内発的かを問わず、家庭学習時間においてのみ見られることがわかった。

### 1 問題設定

本稿の目的は、高校生の家庭学習時間と塾等での学習時間それぞれの規定要因を明らかにすることである。学校外での学習時間については、子どもの学業達成に直接つながる学習行動として以前より着目されてきた。出身階層と学業達成の関連を検討する上で、能力の階層差という議論から脱するためには学習行動への着目が不可欠である。そうした観点から、学習時間に関する研究は蓄積されつつあり、学校外の学習時間と出身階層や学習動機が関連を持つことが明らかになってきた(荻谷2000, 藤田2001, 神林2008)。しかしながら、学校外の学習時間と一口に言っても家庭学習と塾等での学習とではその質が異なる。そこで本稿では、学校外学習時間を家庭での学習時間と塾での学習時間とに分けて、それぞれの規定要因を明らかにし、学業達成の階層差を克服するための新たなインプリケーションを導出することを試みる。

### 2 先行研究と分析課題の設定

はじめに、日本の高校生の学習時間の実態について概観していく。ベネッセ教育総合研究所が2009年に実施した調査によると、高校生の家庭学習の平均時間は、平日で61.6分、休日で85.7分となっており、「ほとんどしない」という回答が全体の25.1%を占めている。また、学習塾や予備校に行っている高校生の割合は19.4%である。いずれにおいても、進学校、中堅校、進路多様校という学校のタイプごとに大きな差が見られる(ベネッセ教育総合研究所2010)。また、2012年にNHK放送文化研究所が実施した調査によると、高校生に家や学習塾での勉強時間は、「ほとんど勉強しない」が29.8%、「30分ぐらい」が17.6%、「1時間

ぐらい」が 22.6%、「2 時間ぐらい」が 17.8%となっており、3 時間以上という回答は 12.2%にとどまる（NHK 放送文化研究所 2013）。先ほどのベネッセ教育総合研究所の調査と一概には比較できないが、こちらの調査の方が家庭学習時間と塾等学習時間を合計してたずねているにもかかわらず、全体的に短めの結果となっている。これが 3 年間という時間の経過の影響かどうかはわからないが、いずれにせよ、現代の高校生の学校外学習時間は以上のような実態となっている。

こうした実態をふまえたうえで、学校外学習時間の規定要因についての先行研究をみていく。まず、学習時間研究の端緒となった研究として荻谷（2000）が挙げられる。荻谷は、学校外での学習をメリトクラシー社会における努力の指標とみなし、その総量が過去 18 年間で減少していること、その減少は社会階層によって異なること、そうした努力＝学習時間には母学歴による差があることを明らかにした。また、藤田（2001）はこの荻谷論文の視点を応用し、家庭学習時間の日韓比較を行った。その結果、高校生の家庭学習時間は日本より韓国が非常に長いこと、また家庭学習時間の規定因として、日韓ともに学校タイプと教育アスピレーションが挙げられるが、日本においてのみ父学歴という階層変数が有意に効果を及ぼしていることが明らかになった（藤田 2001）。平尾は、進学塾に通う子どもの通塾時間と母親の就労状況の関連に着目し、母親が専業主婦である子どもに比べて母親がフルタイムで働く子どもの通塾時間が短いことを明らかにしている（平尾 2004）。これらは出身階層と学習時間の関連に着目したものであるが、神林はさらに本人の学習動機にも着目した（神林 2008）。神林は学習動機を外発的動機と内発的動機とに分け、それぞれの学校外学習時間との関連を検討し、また学習動機自体の規定要因についても分析を行った。その結果、いずれの動機も学校外学習時間と関連していることが明らかになったが、その動機の規定要因については階層や学校タイプとの関連は見いだせなかったとしている。

だが、上記の研究はいずれも学校外学習時間を家庭と塾合計のものとして扱っていたり、あるいはそのいずれかしか検討していなかったりするという点で問題がある。強制的に時間が確保される塾での学習と、個人の自主性にゆだねられる家庭での学習は分別して考える必要がある。また、塾等での学習時間は親の教育投資＝経済資本を反映し、家庭での学習時間は親の学歴などの文化資本を反映しているという可能性が考えられる。同様に、学習動機との関連についても、学校外学習時間の種類によって異なる可能性がある。

以上より、本稿では学校外学習時間について家庭学習時間と塾等学習時間のふたつにわけて、それらに親の階層および本人学習動機がどのように影響を及ぼしているのかについて検討する。親の階層と本人の学習動機、そして学校外学習時間との関連構造を明らかにすることは、階層再生産のブラックボックスの一端を暴くことにつながるだろう。

### 3 変数の設定

本稿で用いるデータは、「高校生と母親調査，2012」のデータである。

分析で使用する変数について説明する。まず，被説明変数として家庭学習時間と塾等学習時間を使用する。調査票では「家庭での学習時間」と「塾など学校以外の学習施設での学習時間」それぞれの平日と休日（土日）1日あたりの平均をたずねており，これを分換算して用いている。

次に，説明変数について説明する。まず階層要因として両親学歴，父親職業，世帯収入を用いる。両親学歴については「両親とも非大卒」「いずれか大卒」「両親とも大卒」の3つに分類した。父親職業については，「専門管理」「事務販売」「その他」の3つに分類した。世帯収入については，分布が均等になるように，「450万円未満」「450~850万円未満」「850万円以上」の3つに分類した。次に学習動機の指標として，外発的動機と内発的動機の2つを分析に用いる。外発的動機については，「学校で熱心に勉強しておけば，将来よい仕事ができる」という項目を，また内発的動機については，「学校で何か新しいことを学べたとき，うれしさを感じる」という項目を用いた<sup>1)</sup>。それぞれ，「そう思う」「ややそう思う」「どちらともいえない」「あまりそう思わない」「そう思わない」の5段階でたずねたものを，「そう思う」を5点，「ややそう思う」を4点，「どちらともいえない」を3点，「あまりそう思わない」を2点，「そう思わない」を1点と得点化して使用した。2変数の相関係数は0.28であり，統計的には有意ではあるものの，それほど高いとはいえない。また，一部の分析においては「そう思う」「ややそう思う」を「そう思う」，「どちらでもない」はそのまま，「あまりそう思わない」「そう思わない」を「そう思わない」と3つにカテゴリ化して用いている。

主要な変数は以上の通りであるが，統制変数として，女子ダミー，きょうだい数，首都圏・京阪神ダミー（東京都，埼玉県，千葉県，神奈川県，京都府，大阪府，兵庫県在住かどうか），学校タイプ（普通科のうち偏差値58以上の学校を普通科1，偏差値57以下の学校を普通科2，普通科以外の学校を専門学科として3分類したもの）を用いた<sup>2)</sup>。

### 4 分析

それでは，分析に入っていく。流れとしては，まず学習時間の分布を確認した上で，それぞれの学習時間と階層および学習動機の関連がどうなっているかをみるために平均値の比較を行う。その上で，様々な要因を統制した場合の変数の効果を検討するために多変量解析を行う。ここでは，後述するような被説明変数の分布の都合上，トービットモデルを用いる。

#### 4.1 分布の確認

表 1 は、家庭学習時間と塾等学習時間の分布と平均値を平日と休日ごとに示したものである。家庭学習時間については、平日と休日とで分布に差が見られる。ピークが 31~60 分であるのは共通しているが、平日に比べて休日のほうが 2 時間以上家庭学習をしている割合が高くなっている。平均をみても、平日が 68.0 分であるのに対し休日は 100.7 分と長くなっている。一方、塾等学習時間については、平均の時間でみると平日 26.0 分、休日 20.4 分とそれほど差がない。しかし、分布を見ると、0 分という回答が平日では 75.8%であるのに対し、休日では 85.1%と 10 ポイント近く大きくなっている。休日に塾に通っている者の割合は非常に低いため、分析にたえうるだけのサンプルが確保できない。よって、本稿の分析では、休日の学校外学習時間については分析の対象外とする。

また、この結果を前述した先行研究の調査結果（ベネッセ教育総合研究所 2010, NHK 放送文化研究所 2013）と照らし合わせると、平日・休日ともに学習時間が若干長めで、また通塾率も高めだが、それほど大きな差はないといえるだろう。

表 1 学校外学習時間の分布（%）と平均（分）

		0 分	1~30 分	31~60 分	1-2 時間	2-3 時間	3-4 時間	4 時間以上	平均(分)	N
家庭	平日	20.8	17.3	27.7	23.0	9.1	1.4	0.7	68.0	1,021
	休日	22.3	11.0	20.4	18.7	13.8	6.5	7.2	100.7	999
塾等	平日	75.8	2.2	5.3	11.0	4.6	0.9	0.3	26.0	945
	休日	85.1	1.0	2.8	5.8	3.3	0.8	1.3	20.4	921

#### 4.2 平均値の比較

次に、それぞれの学習時間と階層および学習動機の関連がどうなっているかをみるために平均値の比較を行う。表 2 は、平日家庭学習時間の階層要因別平均値を示したものである。これを見ると、両親学歴、父親職業、世帯収入のいずれにおいても統計的に有意な差があることがわかる。なかでも、両親学歴間での差が大きく、「両親とも非大卒」群が 58.1 分であるのに対し、「両親とも大卒」群では 92.6 分と、30 分以上の差が見られる。イータ 2 乗の値を見ても、両親学歴において高くなっている。両親学歴は、ほかの階層要因に比べて家庭学習時間との間に強い関連があるといえる。

表 2 平日家庭学習時間の階層要因別平均値

		平日家庭学習 時間平均(分)	F 値	$\eta^2$
両親学歴	両親とも非大卒	58.1	18.45 ***	0.039
	いずれか大卒	75.2		
	両親とも大卒	92.6		
父親職業	専門管理	78.6	9.23 ***	0.021
	事務販売	72.7		
	その他	57.3		
世帯収入	450 万円未満	57.5	4.07 *	0.008
	450-850 万円未満	68.7		
	850 万円以上	72.8		

\*\*\* p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

塾等学習時間はどうなっているだろうか. 表 3 は, 平日塾等学習時間の階層要因別平均値を示したものである. こちらも, 両親学歴, 父親職業, 世帯収入のいずれにおいても有意な差が見られる. だが, 両親学歴と父親職業については, 家庭学習時間に比べるとそれほど差が大きくなり, 特に両親学歴においては関連が弱くなっている. 比較的差があるといえるのは世帯収入で, イータ 2 乗を見てもこちらが高くなっている. 家庭学習時間ほどはっきりとした差ではないが, 塾等学習時間においては世帯収入との関連が強いことが示唆される.

表 3 平日塾等学習時間の階層要因別平均値

		塾等学習時間 平均(分)	F 値	$\eta^2$
両親学歴	両親とも非大卒	18.9	6.89 *	0.016
	いずれか大卒	30.9		
	両親とも大卒	36.5		
父親職業	専門管理	35.1	5.25 **	0.013
	事務販売	25.6		
	その他	19.3		
世帯収入	450 万円未満	15.9	10.09 ***	0.022
	450-850 万円未満	22.8		
	850 万円以上	36.8		

\*\*\* p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

次に, 学習動機との関連を見ていきたい. 表 4 を見ると, 家庭学習時間については, 外発的動機・内発的動機のいずれとも関連があることがわかる. 「そう思う」というグループと「そう思わない」というグループとの間では 25 分ほどの差がある. 一方, 表 5 より, 塾等学習時間については, 学習動機との関連が見られないことがわかった.

表 4 平日家庭学習時間の学習動機別平均値

		家庭学習時間 平均(分)	F 値	$\eta^2$
学校で熱心に勉強しておけば、将来よい仕事ができる(外発的動機)	そう思う	73.9	10.6 ***	0.021
	どちらともいえない	64.7		
	そう思わない	48.6		
学校で何か新しいことを学べたとき、うれしさを感じる(内発的動機)	そう思う	74.4	12.15 ***	0.024
	どちらともいえない	63.2		
	そう思わない	47.6		

\*\*\* p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

表 5 平日塾等学習時間の学習動機別平均値

		塾等学習時間 平均(分)	F 値	$\eta^2$
学校で熱心に勉強しておけば、将来よい仕事ができる(外発的動機)	そう思う	28.5	2.86	0.006
	どちらともいえない	24.9		
	そう思わない	16.1		
学校で何か新しいことを学べたとき、うれしさを感じる(内発的動機)	そう思う	27.1	1.31	0.003
	どちらともいえない	26.5		
	そう思わない	18.5		

\*\*\* p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

### 4.3 多変量解析

ここまで、家庭学習時間と塾等学習時間の階層要因および学習動機との関連をそれぞれ見てきた。その結果、家庭・塾等学習時間のいずれも階層要因との関連があり、また家庭学習時間については学習動機のみ関連していることがわかった。だが、今までの分析はあくまで要因ごとの差を確認するにとどまっているため、疑似相関等の可能性を否定できない。そのため、ここでは様々な要因を統制した上での変数の効果を確認するため、多変量解析を行う。分析手法としては、トービットモデルを用いる。先に確認したように、被説明変数である学習時間の分布に 0 分という回答が多く見られるため、通常最小 2 乗法で推定すると誤差項が正規分布せず推計パラメータにバイアスがかかる恐れがある。この問題を解決するために用いられるのがトービットモデルである(北村 2009)。学校外学習時間はこうした分布の問題を抱えているため、これまでの研究でもこのトービットモデルが用いられてきた(平尾 2004 など)。そのため、今回も家庭学習時間・塾等学習時間のいずれにおいてもこの方法を適用する<sup>3)</sup>。

それでは結果を見ていこう。表 6 は、平日家庭学習時間を従属としたトービットの推定結果である。Model1 は階層変数と統制変数を、Model2 にはそれに加えて学習動機変数を投入してある。Model1 を見ると、女子ダミー、きょうだい数、首都圏・京阪神ダミー、学校タイプ、両親学歴の効果が有意となっている。女子であること、きょうだいが少ないこと、首都圏・京阪神以外の地域に居住していること、学校タイプが普通科 1 (偏差値 58 以上) で



あること、そして両親学歴がともに大卒であることが、家庭学習時間の増加に効果を持っているということがわかる。階層変数のなかでは、両親学歴以外の変数では有意な効果を確認することができなかった。次に、学習動機変数を投入した Model2 を見ていく。ここでは、首都圏・京阪神ダミー、学校タイプ、両親学歴、外発的動機、内発的動機が有意となっている。学習動機については、外発的・内発的いずれについても家庭学習時間を増加させる効果をもっている。

表 6 平日家庭学習時間トービット

従属変数: 平日家庭学習時間		Model1		Model2	
		b	[se]	b	[se]
女子ダミー		11.555	[4.817]*	8.999	[4.737]
きょうだい数		-7.233	[3.327]*	-6.154	[3.272]
首都圏・京阪神ダミー		-31.593	[5.209]***	-29.429	[5.115]***
学校タイプ	普通科 1(基準)				
	普通科 2	-39.149	[5.485]***	-36.242	[5.388]***
	専門学科	-72.572	[7.328]***	-71.923	[7.193]***
両親学歴	両親とも非大卒(基準)				
	いずれか大卒	9.24	[5.601]	10.703	[5.491]
	両親とも大卒	30.22	[8.696]***	32.719	[8.538]***
父職	専門管理(基準)				
	事務販売	0.238	[6.032]	1.23	[5.907]
	その他	-1.975	[7.037]	-2.99	[6.896]
世帯収入	450万円未満(基準)				
	450-850万円未満	2.269	[7.232]	0.275	[7.108]
	850万円以上	-1.189	[8.093]	-3.815	[7.974]
外発的動機				9.378	[2.449]***
内発的動機				8.761	[2.465]***
切片		99.18	[10.877]***	30.945	[15.484]*
N		752		752	
Pseudo R2		0.0249		0.0301	
Prob.		***		***	

\*\*\* p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

次に、塾等学習時間の規定要因について見ていく。表 7 は、平日塾等学習時間を従属変数としたトービットの推定結果である。先ほどと同様に、階層変数と統制変数を投入した Model1 から確認していく。ここでは、きょうだい数、学校タイプ、世帯収入が有意な効果を持っている。きょうだい数が少ないこと、学校タイプが普通科 1 であること、世帯収入が 850 万円以上であることが、塾等学習時間を増加させる傾向があることがわかる。塾に通うためには家庭に経済力が必要となるため、両親の学歴ではなく世帯収入が影響してくるのだと考えられる。次に、学習動機を投入した Model2 を見てみると、学習動機も外発的・内

発的いずれについても効果を持たない。塾の学習時間に対しては、本人の学習に対する意識とは異なる要因が作動しているのだと考えられる。平尾は、「進学塾への通塾は、子どもの学歴獲得に向けた親の意図的かつ選択的な教育投資が最も先鋭的に表れている」としている（平尾 2004：98）。通塾行動や時間は、子どもの学習意欲というよりむしろ親の教育投資意欲を反映したものであるのかもしれない。

表7 平日塾等学習時間トービット

従属変数:平日塾等学習時間		Model1		Model2	
		b	[se]	b	[se]
女子ダミー		-3.455	[14.673]	-7.875	[14.728]
きょうだい数		-22.76	[10.466]*	-21.933	[10.434]*
首都圏・京阪神ダミー		19.08	[15.304]	22.215	[15.297]
高校タイプ	普通科1(基準)				
	普通科2	-72.22	[16.598]***	-67.794	[16.542]***
	専門学科	-134.392	[25.894]***	-132.332	[25.780]***
両親学歴	両親とも非大卒(基準)				
	いずれか大卒	-3.637	[17.286]	-1.649	[17.173]
	両親とも大卒	-2.824	[25.199]	-1.942	[25.158]
父職	専門管理(基準)				
	事務販売	-18.925	[17.588]	-18.501	[17.468]
	その他	-11.982	[21.446]	-15.13	[21.372]
世帯収入	450万円未満(基準)				
	450-850万円未満	3.728	[24.637]	2.419	[24.633]
	850万円以上	54.657	[26.384]*	51.86	[26.432]
外発的動機				13.109	[7.807]
内発的動機				10.487	[7.759]
切片		-31.056	[34.739]	-118.759	[49.971]*
N		705		705	
Pseudo R2		0.0303		0.0328	
Prob.		***		***	

\*\*\* p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05

## 5 まとめと考察

これまで、高校生の家庭学習時間と塾等学習時間について、階層要因および学習動機との関連を検討してきた。その結果得られた知見は以下の通りである。

第一に、階層要因との関連は、家庭学習時間と塾等学習時間とで異なるということである。家庭学習時間については両親学歴の影響が、塾等学習時間については世帯収入の影響がそれぞれ見られた。第二に、本人の学習動機との関連は、家庭学習時間においてのみ確認できるということである。

これらの知見から、以下の二つのことが示唆される。第一に、学校外学習時間といっても家庭学習時間と塾等学習時間とでその性質は異なるということである。家庭学習時間は、確かに両親学歴の影響も強く受けているものの、本人の学習動機との関連も見られる。一方、塾等学習時間は世帯収入の影響を受けているが、本人の学習動機との関連は見られない。従来の研究では、家庭学習時間と塾等学習時間をひとまとめに学校外学習時間とし、それを本人の学習意欲や努力の指標とみなして扱うことが多く見られた（荻谷 2000, 荒牧 2002 など）。しかし、今回明らかになったように、本人の学習動機と関連があるのは家庭学習時間のみである。塾等学習時間については、「塾に通う」という行動自体が高校生本人の意思だけで決められるものではないため、本人の学習意欲の指標、というよりも別のものを示している可能性がある。今回の分析ではその他の要因が何かを明らかにすることはできなかった。しかしながら、本人の意欲の指標として学校外学習時間を使用する際には、家庭学習時間と塾等学習時間とを分別して用いた方が適切な場合もあるといえるだろう。

第二に、家庭学習への過度な期待に対する懸念である。近年、学力向上策として家庭学習に重点をおくという主張が見られる。ICTの導入に伴い、家庭での予習を前提とした反転学習を取り入れようという動きも広まっている。しかしながら、今回確認されたように家庭学習時間は学校のタイプ等を統制した上でもなお親の学歴という階層要因の影響を強く受けている。この事実を無視したまま、学校教育における家庭学習の比重をあげると、学業達成における階層間格差が増大する恐れがある。もちろん、家庭での学習が本人の学習に対する主体性を育むという側面もあるだろうし、予習復習をすることが学力向上に与える影響も非常に大きいと考えられる。しかし、そうしたポジティブな面ばかりに目を向けるのではなく、階層の影響というネガティブな面への考慮も忘れてはならない。家庭学習にも力を入れつつ、同時に学力下位層や貧困層に対する学校での学習支援などのサポートも充実させていくべきであろう。

今後の課題としては、こうした学校外の学習時間が実際にどれほど学業達成と関連をもつのか、また塾等学習時間に影響を及ぼす意識要因は何か、今回の結果は小・中学校といった学校段階にもあてはまるのかといった点があげられる。これらの課題を明らかにすることで、学業達成の再生産メカニズムの解明をさらに進めることができると考えられる。

#### [注]

- 1) 神林（2008）は、学習動機に関するいくつかの質問項目を因子分析し、外発的動機と内発的動機の2因子を抽出して用いている。今回の分析では、比較的近いと考えられる2つの質問項目によって代替した。
- 2) 普通科には理数系・外国語系の学科および総合学科を含めている。これらの学科は大学進学率が高く、また学習内容が職業に直結しているわけではないという点で、普通科に性質が近いと判断したためである。

- 3) ただし、塾等学習時間については、塾に通っている場合のみ学習時間が観察できるというサンプルセレクションの問題がある。このため、通塾の有無を考慮したヘックマンの2段階推定を用いた分析が適切な可能性もある(北村 2009)。今後の課題としたい。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査, 2012 (2012年高校生と母親調査研究会)」の個票データの提供を受けました。また、二次分析研究会および成果報告会の参加者の皆様には有益なコメントを頂きました。記して感謝の意を表します。

#### [参考文献]

- 荒牧草平, 2002, 「現代高校生の学習意欲と進路希望の形成—出身階層と価値志向の効果に注目して」『教育社会学研究』71: 5-23.
- ベネッセ教育総合研究所, 2010, 『第2回子ども生活実態基本調査報告書』ベネッセコーポレーション.
- 藤田武志, 2001, 「学習時間の日韓比較—中学生・高校生調査をもとに」『上越教育大学研究紀要』21: 77-93.
- 平尾桂子, 2004, 「家族の教育戦略と母親の就労—進学塾通塾時間を中心に」本田由紀編『女性の就業と親子関係—母親たちの階層戦略』勁草書房, 97-113.
- 神林博史, 2008, 「『ゆとり教育』は学習を変えたか—『ゆとり教育』導入前後の学習意識と学習行動の分析」海野道郎・片瀬一男編『<失われた時代>の高校生の意識』有斐閣, 33-58.
- 苅谷剛彦, 2000, 「学習時間の研究—努力の不平等とメリトクラシー」『教育社会学研究』66: 213-229.
- 北村行伸, 2009, 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社.
- NHK放送文化研究所, 2013, 『NHK中学生・高校生の生活と意識調査2012—失われた時代が生んだ“幸せ”な10代』NHK出版.

# 世帯の経済状態が進路希望に与える影響

——所得と高校種別の媒介関係の検討——

齊藤裕哉

(首都大学東京大学院)

教育機会が拡大した今日でも、出身階層間格差はしばしば指摘されており、日本では高校種別と家庭の経済状態との関連を検討してきた。しかし、それらの分析は家庭の経済状態を親の学歴や父親の職業といった便宜的な指標で測定してきた。そこで本稿では、経済状態を表す指標として所得を用いて分析を行い、高校種別と家庭の所得がどのように関連しながら、親子それぞれの教育期待を規定しているのかを分析した。その結果、親子どちらも所得の影響はほとんど高校種別によって媒介されていたが、所得の直接効果も一部確認された。また子どもに比べて母親の方が高校種別に媒介されない所得の影響が見られた。一方で規定構造における男女差はほとんど確認されず、進学期待における男女の共通性が増していることが確認された。

## 1 はじめに

日本では、戦後から急速に大学進学率は上昇し、現在では18歳人口のおよそ50%が大学に進学するほどになった。しかし、「社会階層と社会移動全国調査」(以下、SSM調査)を中心とする社会階層研究では、高等教育機会の出身階層間の格差は、高学歴化が進行する中でも維持されていることを指摘してきた(荒牧 2000, 近藤 2001)。また尾嶋(2002)は、90年代後半は80年代に比べ、高等教育への進学希望に対する家庭の経済状態の影響が強まっていることを明らかにしている。こうした格差構造の維持や、教育に対する経済的要因の「復活」は、阿部(2008)が指摘するような子どもの貧困と関連するものである。

2000年代後半から、こうした子どもの貧困という視点に立ち、貧困世帯で暮らす子どもの教育に関する研究が多くなされている。藤原(2012)では相対的貧困世帯で暮らす子どもとそうでない子どもを比較する中で、相対的貧困世帯の子どもは、教育アスピレーションが低くなることを指摘している。また貧困世帯の1つとして考えられる母子世帯出身の子どもも、学力形成や教育達成において不利であり、そうした不利が主に家庭の経済的資源の少なさによってもたらされていることも明らかになっている(白川 2010, 稲葉 2011, 余田 2012)。

こうした研究が近年になっても多くみられることは、現在に至るまで出身階層と教育達成には強い関連があることを示していると考えられ、本稿でもこうした出身階層と教育機会の関連を検討する。特に出身階層としてこれまで直接検討されてこなかった世帯の所得を用いた分析を行う。次節以降詳しく見ていくが、これまでの研究では世帯の経済状態は主観的な暮らし向きなどで測られてきた。本稿の分析では家庭の経済状態の客観的な指標と

して所得を用いることにより、教育期待と出身階層の関連を直接検討する。

また本稿では教育期待だけでなく、母親の「なんとなく進学」に対する意識と家庭の経済状態との関連を検討する。これまで教育期待はどの学校段階まで進学したいか、進学させたいかということを中心に検討されてきた。しかし実際には子どもはそれぞれ進学理由を持っており、進学理由によって親は進学を期待しないことも考えられる。また子どもにとってみれば、目的のない「なんとなく進学」に対して、親が否定的であるということによって、教育機会が限定されることも考えられる。こうした「なんとなく進学」に対する意識と出身階層との関連を検討することは、進学期待とは異なる側面から教育機会の不平等にアプローチすることができると考えられる。そのため本稿では進学期待の分析に加えて、「なんとなく進学」に対する意識を検討していく。

まず次節では教育期待と出身階層の関連を検討した先行研究をまとめ、本稿での仮説と分析枠組みを示す。その後、使用するデータ、変数を述べた上で、実際に分析を行っていく。

## 2 先行研究・分析枠組み・仮説

### 2.1 先行研究

前節でも触れたとおり、教育期待と出身階層の関連はしばしば指摘されているが、特にトラッキングを扱う研究の中で多く論じられている。トラッキングとは、藤田(1980)が定義するように、進路選択の機会や範囲がどのような学校に入るかによって限定される現象を指し、それに加えてどのような学校に入るのかということが、家庭の経済的資源などによって規定される。これを社会的トラッキングと呼び、学校種別と出身階層を用いて検証されてきた。

耳塚(2000)は1979年と1997年に行った高校生調査の比較から、教育アスピレーションに対するトラッキングの効果は依然として強いが、トラッキングとは別に家庭背景の影響があることも示唆的に述べている。木村と元治(2001)も、父親の職業や母親の学歴といった子どもの出身家庭の階層が高校タイプを媒介して4年制大学への進学希望に影響を与えている構造を指摘した。

また尾嶋(2002)は、高度成長期に出身階層間の進学機会格差が拡大したが、進学率の停滞期にはその格差が縮小されたことを示した。また90年代には高等教育の拡大や不況の影響を受けて、格差が拡大し、学校種別を媒介としない経済的資源の教育アスピレーションに対する影響が強まっていることを明らかにした。一方、片瀬(2005)は、高校生男子の教育アスピレーションを規定する要因として出身階層の直接効果が弱まり、高校種別を媒介とした間接効果によって影響しているとした。他方で、高校生女子については出身階層が直接教育アスピレーションを規定する傾向は弱まってはいるものの、その構造は残っていることや、出身階層が高校種別を媒介として教育アスピレーションを規定することが報告されており、男子の規定構造に近づく傾向が見られた。この傾向は荒牧(2001)でもすでに指摘され

ており、出身階層と高校種別が進学期待に影響する構造の男女差は近年になるほど、なくなりつつある。

先行研究から、教育アスピレーションの規定構造では男女間の差がなくなりつつある傾向が読み取れるが、経済的要因と高校種別がどのように関連しながら、教育アスピレーションに影響しているかについて一貫した結果は得られていない。このことは、分析に用いられているデータがそれぞれ異なる特徴を持っていることが1つの原因として考えられる。

まずSSM調査のような幅広い年齢を対象としたデータを用いた場合、長期的な趨勢の把握には適しているが、現在の高校生の教育期待を検討することができない。一方で尾嶋(2002)や片瀬(2005)で用いられている高校生調査では、調査当時の高校生の教育期待を分析することが可能だが、いずれの場合も日本の特定の地域の高校生に調査対象が絞られている。またどちらにも言えることであるが、出身家庭の経済状態が、主観的な暮らし向きや父親の職業などの便宜的な指標を用いて表されている。

そこで本稿では、これらの限界性を踏まえ、全国の高校生を対象としたデータで、かつ経済的要因を出身家庭の所得という直接的な指標を用いて、出身階層と高校種別、教育期待の関連を分析したい。

## 2.2 分析枠組み・仮説

大学進学期待の分析には、ロジスティック回帰分析を用いる。ここではいくつかのモデルを検討し、大学進学期待の規定構造を明らかにする。具体的には、まずMODEL1として母親の学歴と本人の現在の成績を用いる。このモデルを順次拡張していき、MODEL2では出身階層として所得を分析に加え、MODEL3ではMODEL1に学校種別を投入する。そして最後のMODEL4において所得と学校種別を同時に投入することによって、所得と学校タイプの関連を検討する。MODEL2において所得の有意な効果が確認された場合、その効果がMODEL4において有意でなくなれば、所得は学校タイプを媒介して教育期待に影響していると考えられる。

このような分析枠組みのもと、以下の仮説を検討する。

仮説1：家庭の所得が与える影響は、学校タイプによって媒介され、大学進学期待を直接規定していない。

仮説2：大学進学期待を規定する構造は男女によって差がない。

仮説1はMODEL2とMODEL4の比較によって、仮説2はサンプルを男女で分けて分析することで検証する。

また前節で述べたように本稿では、教育期待の分析に加えて、「なんとなく進学」に対する意識を従属変数とした重回帰分析を行う。なんとなく進学に対する意識とは、「もしも、

あなたのお子様が特に勉強したいこともないのに、「なんとなく進学する」ことになったら、あなたはこの考えに賛成できますか、それとも賛成できませんか。」という質問文で、「1.賛成できる」から「4.賛成できない」まで4件法で尋ねられている。このような意識に対して、家庭の経済状態がどのように影響しているのかを検討していくため、大学進学期待と同様の分析枠組みを使用する。

### 3 データと変数

#### 3.1 データ

本稿では「高校生と母親調査, 2012」を用いて分析を行う。このデータはペアデータであり、高校生と母親にそれぞれ別の調査票を用意している。そのためこのデータのそれぞれのケースには、母親と子どもの情報が含まれており、合計で1070組の親子から構成されている。

#### 3.2 従属変数

本稿の分析はまず親と子それぞれの大学進学期待を従属変数とする。大学(院)への進学を希望する場合を1とし、それ以外の進路を希望する場合を0として変数を作成した。

そして次に、なんとなく進学に対する意識であるが、調査票では「1.賛成できる」から「4.賛成できない」となっているが、この数値を反転させ、数値が大きければ肯定的な意識となるように変数を作成した。

#### 3.3 独立変数

分析の中心となる独立変数は家庭の経済状態である。大学進学期待となんとなく進学の分析では、経済的資源が高校種別を媒介するかどうか検証するため、高校入学以前の家庭の経済状態を表す指標を用いる必要がある。そのため現在の家庭の収入ではなく、3年前の家庭の収入を用いる。具体的には、3年前の家庭の収入を同居家族の平方根で割り、等価世帯所得を作成し、4分位に分け、収入が最も少ない第1四分位数までのグループを基準カテゴリとして分析に用いる。

そして統制変数は、まず母親の学歴を中学・高校卒業を基準として、専門卒、短大卒、大学(院)卒のカテゴリを作成した。また子どもに関する情報として、子ども通う高校の偏差値と学科を組み合わせ学校タイプに関する変数を作成する。まず普通科以外の専門科・総合学科を1つのカテゴリとしてまとめ、その上で普通科は偏差値を基準として3つのグループに分けた。偏差値が60以上の高校を「普通科A」、50以上60未満の高校を「普通科B」、50未満の高校を「普通科C」として、合計4つの学校タイプに分類した。また現在の教科全体の成績を、「上」から「下」までの5段階を、連続変数として使用する。分析に使用する独立変数の記述統計量は付表1を参照のこと。



## 4 分析

### 4.1 記述統計

はじめに家庭の経済状態と親子それぞれの教育期待の関連を記述統計で確認する。表 1 から表 4 は子どもの性別ごとの、親子の教育期待と 3 年前の所得とのクロス表である。まず表 1 と表 2 の、男子高校生とその母親についてみると、男子全体の約 70%が大学以上への進学を期待しており、その次に就職、専門学校、短大と続く。男子においては大学進学を希望しないのであれば、就職するという傾向が全体から見て取れる。所得との関連で見ると、所得が多いカテゴリになるほど、就職を希望しなくなり、大学以上への進学を希望するようになることがわかる。また専門学校への進学は、所得が「231.0 万円～301.9 万円」のカテゴリにおいて高くなっているが、それ以外では大きな差は見られなかった。そして母親の進学期待には、本人に任せるという項目がある。これを見ると、所得が低い層ほど本人に任せるという傾向がみられ、子どもの教育への関心が低くなっていると考えられる。

次に子どもの性別が女性の場合を表 3 と表 4 をもとに確認する。まず男子と同様に、大学以上への進学希望が最も多く、約 60%を占める。次に多いのは、男子とは異なり専門学校への進学であり、その次が就職となっている。男子と大きく異なる点は、短大への進学者が存在することであるが、短大への進学希望者は近年になるほど少なくなっていることが報告されており(尾嶋 2002)、本データにおいてもその傾向が見られ、全体の中では最も希望されない進路となっている。所得と進学期待の関連は、男子の傾向と大きな違いはないが、女子の母親の所得が最も少ないカテゴリにおいて、専門学校への進学が就職と同程度に希望され、子どもの場合には就職よりも多く希望されている。また高校生女子は所得が多いカテゴリになるほど専門学校への進学希望は少なくなるが、どのカテゴリにおいても就職よりも専門学校希望者が多い。子どもの性別が女性の場合、大学以上への進学を希望しない場合の進路希望は、男子よりもばらつきがあり、就職や専門学校、短大への進学が一定程度存在することがわかる。そして母親の子どもに任せるという回答は男子と同様に、所得の低い層で回答多くなっている。

そして最後に母親のなんとなく進学に対する意識と家庭の経済状態との関連についてである。表 5 と表 6 は子どもの性別ごとに、なんとなく進学に対する意識と 3 年前の所得についてクロス集計したものである。3 年前の所得との関連を見ると、所得が高いカテゴリになれば、なんとなく進学に対して賛成する母親が増え、所得が低いカテゴリになれば賛成できない母親が増えると言える。しかし全体的な傾向として、男女ともになんとなく進学に対して肯定的な意識よりも否定的な意識を持つ母親の方が多い。とりわけ、男子の母親に比べ女子の母親の方が否定的な意識を持っており、子どもの性別によって親の意識が異なることが確認された。

表1 母親の進学期待(男子)

	就職	専門	短大	大学以上	本人に任せる	N
I(～230.9万円)	34.1%	6.5%	0.0%	52.0%	7.3%	123
II(231.0万円～301.9万円)	15.8%	11.3%	0.8%	69.9%	2.3%	133
III(302.0万円～402.5万円)	7.5%	5.6%	0.9%	82.2%	3.7%	107
IV(402.6万円～)	6.0%	6.0%	0.0%	87.2%	0.8%	133
合計	15.9%	7.5%	0.4%	72.8%	3.4%	496

表2 子どもの進学期待(男子)

	就職	専門	短大	大学以上	N
I(～230.9万円)	39.7%	9.1%	0.8%	50.4%	121
II(231.0万円～301.9万円)	17.1%	10.9%	0.8%	71.3%	129
III(302.0万円～402.5万円)	10.3%	8.4%	1.9%	79.4%	107
IV(402.6万円～)	7.7%	5.4%	0.0%	86.9%	130
合計	18.7%	8.4%	0.8%	72.1%	487

表3 母親の進学期待(女子)

	就職	専門	短大	大学以上	本人に任せる	N
I(～230.9万円)	23.5%	19.1%	9.6%	42.6%	5.2%	115
II(231.0万円～301.9万円)	10.8%	18.2%	7.4%	58.8%	4.7%	148
III(302.0万円～402.5万円)	7.0%	14.0%	6.0%	71.0%	2.0%	100
IV(402.6万円～)	2.3%	12.1%	6.1%	78.8%	0.8%	132
合計	10.7%	16.0%	7.3%	62.8%	3.2%	495

表4 子どもの進学期待(女子)

	就職	専門	短大	大学以上	N
I(～230.9万円)	19.5%	23.0%	14.2%	43.4%	113
II(231.0万円～301.9万円)	10.7%	21.5%	6.0%	61.7%	149
III(302.0万円～402.5万円)	7.0%	14.0%	6.0%	73.0%	100
IV(402.6万円～)	5.4%	10.8%	5.4%	78.5%	130
合計	10.6%	17.5%	7.7%	64.2%	492

表5 母親のなんとなく進学に対する意識(男子)

	まったく賛成できない	あまり賛成できない	やや賛成できる	賛成できる	N
I(～230.9万円)	28.2%	37.9%	28.2%	5.6%	124
II(231.0万円～301.9万円)	14.3%	43.6%	30.8%	11.3%	133
III(302.0万円～402.5万円)	11.3%	34.0%	39.6%	15.1%	106
IV(402.6万円～)	12.0%	30.8%	39.1%	18.0%	133
合計	16.5%	36.7%	34.3%	12.5%	496

表6 母親のなんとなく進学に対する意識(女子)

	まったく賛成できない	あまり賛成できない	やや賛成できる	賛成できる	N
I(～230.9万円)	19.5%	48.7%	23.0%	8.8%	113
II(231.0万円～301.9万円)	17.9%	41.1%	36.4%	4.6%	151
III(302.0万円～402.5万円)	18.0%	45.0%	28.0%	9.0%	100
IV(402.6万円～)	9.6%	39.3%	37.8%	13.3%	135
合計	16.0%	43.1%	32.1%	8.8%	499

## 4.2 大学進学期待の分析

次に、親子それぞれの大学進学期待を従属変数としたロジスティック回帰分析によって所得と進学期待の関係をより詳しく分析していく。親子いずれの場合も検討するモデルは4つであり、使用する変数はすべて同様である。分析は男女別に行っていく。

子どもの大学進学期待を従属変数とした分析結果が表7と表8である。まずMODEL1では、母親の学歴と本人の成績を投入している。男子において母学歴はすべて有意な結果を示しており、母親学歴が中学・高校卒である場合に比べ、それ以上の学歴では、大学進学を希望するようになる。一方、女子においては、母親学歴が中学・高校卒である場合に比べ、短大卒、大学卒で大学進学を希望するようになり、専門学校卒では有意な結果は得られなかった。また本人の現在の成績は、男子においてのみ大学進学期待を高めている。次のMODEL2はMODEL1に3年前の所得を加えたものである。男女とも最も所得の少ないカテゴリと比べると、全てのカテゴリにおいて有意な正の効果が確認され、家庭の所得が高くなると大学への進学を期待するようになっている。MODEL3はMODEL1に学校タイプを加えて分析している。男子では、専門科・総合学科に比べて、すべてのランクの普通科高校で有意な効果が見られ、普通科高校に在籍する生徒ほど大学進学を期待する傾向にある。また普通科高校内でも、より偏差値の高い高校に在籍するほうが大学進学を希望する傾向が高まることがわかる。女子では、専門科・総合学科と普通科Cの差は有意ではなく、普通科Bと普通科Aのみ有意な結果が得られた。女子では普通科高校の中でも比較的高い普通科に通う生徒が大学以上の進学を期待するようであり、トラッキングの影響は男女によって異なることが確認できる。最後のMODEL4では、所得と学校タイプを同時に投入し、媒介関係を検討している。結果を見てみると、男女とともに、所得の効果は学校タイプを加えることでほとんどなくなっている。所得の効果は男子ではIVのカテゴリにおいて、女子ではIIIのカテゴリにおいて一部残っているが、学校タイプを媒介して、大学以上への進学期待に影響していることが明らかとなった。またMODEL4の学校タイプの影響を見てみると、MODEL3と同様に、女子では普通科Cと専門科・総合学科の間に有意な差が見られなかった。

子どもの大学進学期待の分析をまとめると、最も大きな影響を与えているのは高校種別であり、3年前の家庭の所得は、高校種別を媒介として進学期待に影響を与えている。しかし所得の影響は一部、大学進学期待を直接規定していた。そしてこの大学進学期待の規定構造は、男女間で大きな差はなく、先行研究で述べられている男女の共通性が増していることと一致している。子どもの分析では仮説1は支持されなかったが、仮説2は支持されたとと言えるであろう。

表7 子どもが大学進学を希望するか否か(男子)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3			MODEL4		
	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)
母学歴(基準=中・高卒)												
母親専門卒	0.86	0.32	2.37 **	0.88	0.33	2.40 **	0.82	0.41	2.26 *	0.78	0.43	2.17
母親短大卒	1.70	0.30	5.48 **	1.52	0.31	4.56 **	1.52	0.38	4.57 **	1.42	0.39	4.13 **
母親大学(院)卒	2.33	0.50	10.23 **	1.98	0.51	7.27 **	2.11	0.60	8.23 **	1.67	0.59	5.30 **
教科全体成績	0.25	0.10	1.28 *	0.21	0.10	1.23 *	0.52	0.14	1.69 **	0.49	0.14	1.63 **
所得(基準= I (~230.9万円))												
II(231.0万円~301.9万円)				0.75	0.30	2.12 *				0.63	0.39	1.87
III(302.0万円~402.5万円)				1.23	0.34	3.41 **				0.79	0.44	2.20
IV(402.6万円~)				1.68	0.38	5.38 **				1.48	0.48	4.40 **
学校タイプ(基準=専門科・総合学科)												
普通科C							1.21	0.35	3.36 **	1.30	0.36	3.68 **
普通科B							3.59	0.46	36.24 **	3.58	0.47	35.87 **
普通科A							4.57	0.64	96.59 **	4.49	0.65	88.83 **
定数	-0.66	0.36	0.52	-1.29	0.41	0.28 **	-3.20	0.57	0.04 **	-3.69	0.63	0.03 **
-2 対数尤度	443.93			417.68			284.96			274.32		
Nagelkerke R2 乗	0.19			0.26			0.58			0.60		
N	418			418			418			418		

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

表8 子どもが大学進学を希望するか否か(女子)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3			MODEL4		
	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)
母学歴(基準=中・高卒)												
母親専門卒	0.21	0.27	1.23	0.13	0.28	1.14	0.37	0.33	1.44 *	0.40	0.34	1.50
母親短大卒	1.03	0.26	2.81 **	0.85	0.27	2.35 **	0.88	0.32	2.41 **	0.83	0.33	2.29 *
母親大学(院)卒	2.59	0.62	13.29 **	2.29	0.62	9.92 **	2.24	0.69	9.35 **	2.01	0.70	7.48 **
教科全体成績	0.08	0.09	1.08	0.07	0.09	1.07	0.21	0.11	1.23	0.22	0.11	1.24 *
所得(基準= I (~230.9万円))												
II(231.0万円~301.9万円)				0.83	0.28	2.293 **				0.23	0.347	1.258
III(302.0万円~402.5万円)				1.14	0.32	3.12 **				0.79	0.39	2.20 *
IV(402.6万円~)				1.30	0.31	3.68 **				0.69	0.38	1.99
学校タイプ(基準=専門科・総合学科)												
普通科C							0.13	0.31	1.143	0.12	0.32	1.13
普通科B							2.30	0.34	10.01 **	2.227	0.346	9.271 **
普通科A							4.78	0.75	118.7 **	4.72	0.76	111.61 **
定数	-0.12	0.298	0.888	-0.78	0.34	0.46 *	-1.79	0.43	0.166 **	-2.14	0.47	0.12 **
-2 対数尤度	524			501.7			359.4			353.7		
Nagelkerke R2 乗	0.129			0.191			0.521			0.532		
N	437			437			437			437		

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

表9 母親が大学進学を希望するか否か(男子)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3			MODEL4		
	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)
母学歴(基準=中・高卒)												
母親専門卒	0.71	0.32	2.04 *	0.72	0.34	2.06 *	0.58	0.39	1.79	0.55	0.40	1.74
母親短大卒	1.48	0.30	4.37 **	1.29	0.31	3.63 **	1.14	0.36	3.12 **	1.04	0.37	2.83 **
母親大学(院)卒	2.41	0.54	11.15 **	2.06	0.56	7.84 **	2.09	0.61	8.08 **	1.59	0.61	4.91 **
教科全体成績	0.16	0.10	1.17	0.11	0.11	1.11	0.34	0.13	1.40 **	0.28	0.13	1.33 *
所得(基準= I (~230.9万円))												
II(231.0万円~301.9万円)				0.624	0.3	1.867 *				0.445	0.368	1.56
III(302.0万円~402.5万円)				1.498	0.353	4.474 **				1.212	0.423	3.361 **
IV(402.6万円~)				1.86	0.39	6.45 **				1.64	0.46	5.17 **
学校タイプ(基準=専門科・総合学科)												
普通科C							0.875	0.332	2.399 **	0.95	0.35	2.59 **
普通科B							2.749	0.397	15.62 **	2.732	0.408	15.36 **
普通科A							4.569	0.748	96.46 **	4.45	0.76	85.74 **
定数	-0.26	0.355	0.773	-0.88	0.41	0.42 *	-2.15	0.499	0.117 **	-2.62	0.562	0.073 **
-2 対数尤度	441			406.6			309.5			292.1		
Nagelkerke R2 乗	0.16			0.262			0.509			0.547		
N	415			415			415			415		

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

表10 母親が大学進学を希望するか否か(女子)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3			MODEL4		
	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)	B	SE	Exp(B)
母学歴(基準=中・高卒)												
母親専門卒	-0.07	0.27	0.93	-0.16	0.28	0.85	-0.09	0.33	0.91	-0.07	0.34	0.94
母親短大卒	0.70	0.25	2.01 **	0.48	0.26	1.61	0.37	0.31	1.45	0.29	0.31	1.34
母親大学(院)卒	2.91	0.74	18.40 **	2.61	0.75	13.61 **	2.49	0.80	12.03 **	2.27	0.80	9.70 **
教科全体成績	0.06	0.09	1.06	0.05	0.09	1.05	0.16	0.11	1.17	0.17	0.11	1.18
所得(基準= I (~230.9万円))												
II (231.0万円~301.9万円)				0.696	0.279	2.006 *				0.019	0.344	1.019
III(302.0万円~402.5万円)				1.06	0.32	2.886 **				0.642	0.383	1.9
IV(402.6万円~)				1.39	0.31	4.03 **				0.78	0.37	2.18 *
学校タイプ(基準=専門科・総合学科)												
普通科C							0.151	0.315	1.163	0.17	0.32	1.19
普通科B							2.267	0.337	9.646 **	2.228	0.345	9.283 **
普通科A							3.835	0.51	46.31 **	3.79	0.52	44.15 **
定数	0.016	0.299	1.016	-0.60	0.34	0.55	-1.46	0.419	0.233 **	-1.76	0.455	0.173 **
-2 対数尤度	523.94			500.59			376.51			369.35		
Nagelkerke R2 乗	0.12			0.19			0.48			0.50		
N	430			430			430			430		

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

次に母親の大学進学期待を従属変数とした分析を行う。結果は表9と表10である。まずMODEL1において、男子の母親では母学歴がすべて有意な効果を示しており、中学・高校卒の母親に比べると、その以上の学歴を持つ母親は子どもに大学進学を希望することがわかる。女子では中学・高校卒の母親と専門卒の母親を比べると、有意な結果を示さず、母親が短大卒、大学卒である場合に大学進学を希望するようになる。また子どもの現在の成績は男女とも有意な効果を示していない。MODEL2では子どもの場合と同様に、男女とも所得の効果はすべてのカテゴリにおいて確認され、所得が高い層であるほど大学進学を希望することが示された。また子どもの性別が女性の場合、所得を統制すると、母学歴が大学以上の場合のみ有意な効果を示し、短大卒の影響は有意でなくなった。MODEL3も子どもの結果とほとんど同じであり、学校タイプの影響は女子よりも男子で顕著に示されている。男子の母親の場合、子どもが専門科・総合学科に在籍しているよりも、普通科高校に在籍している方が大学進学を期待する。また普通科高校内でも偏差値の高い高校に在籍する方が、より大学進学を期待する。女子の母親では、子どもの通う高校が専門科・総合学科である場合に比べ、普通科Bと普通科Aの方が、大学進学を期待することが示された。そしてMODEL4は、子どもの結果と異なる。まず男子の母親の結果を確認してみると、高校種別を加えても、所得の効果はIIとIIIのカテゴリにおいて有意になっている。子どもの場合に比べ、大学進学期待に対する3年前の所得の直接の影響が残っている。一方、女子の母親の場合も、高校種別を加えると、所得の影響はIVのカテゴリにおいて有意な結果が得られ、高校種別を媒介としない大学進学期待への所得の影響が見られた。母親の大学進学期待を従属変数とした分析から、男子では子どもと異なる規定構造が確認された。母親の大学進学期待の方が所得によって直接影響を受け、所得が高い層ほど子どもに大学以上の進路を希望するようである。しかし強い影響を与えているのは高校種別であり、子どもが普通科高校に通っている方が、大学以上の進学を期待する。さらに普通科高校内でもより偏差値の高い高校に通っていることが大学進学期待を高める要因となっている。また子どもの性別による違

いに目を向けると、所得の影響が異なることに加えて、母学歴と子どもの成績で異なる影響が確認された。子どもの性別が男子の場合、母親が短大・大学以上の学歴を持っていると、中学・高校卒の母親に比べ、子どもにも大学進学を期待する傾向があるが、女子の場合、母親が大学以上の学歴の場合のみ大学進学を期待するようである。また男子の母親の場合、子どもの成績が高いほど大学進学を期待し、高校種別だけでなく、高校内の成績が良いことが母親の大学進学期待を高めることがわかった。以上のことから、母親の子どもに対する大学以上への進学期待の分析結果は子どもの性別によって異なり、所得が直接大学進学期待に影響していることも確認された。よって母親の分析においては仮説 1 と仮説 2 とともに支持されない。

#### 4.3 なんとなく進学の分析

最後に、母親のなんとなく進学に対する意識の分析を進めていきたい。ここではなんとなく進学に対する意識を従属変数とした重回帰分析を行うが、使用する独立変数や分析モデルは大学進学期待と同様である。

まず MODEL1 を見ると、子どもの性別を問わず、母親学歴が短大卒、大学卒であると、中学・高校卒の母親に比べてなんとなく進学を肯定するようになる。また現在の子どもの成績は有意な結果を示していない。MODEL2 において所得の影響を見てみると、男子の母親では所得の有意な影響が確認できる。特に所得の高いⅢとⅣのカテゴリにおいて有意であり、所得の低い層に比べると所得が高い層ほど、なんとなく進学に肯定的な意識を持つ傾向がある。一方、女子の母親の結果を見てみると、所得は有意な結果を示さず、所得の多寡によってなんとなく進学に対する意識は影響されないことがわかる。次に MODEL3 を見てみると、男子の母親では高校種別はすべて有意な結果を示している。子どもの高校が専門科・総合学科である場合に比べ、普通科高校であるほうがなんとなく進学に肯定的な意見を持つようである。一方、女子の母親では普通科 B と普通科 A が有意となっている。女子の母親では普通科高校の中でも比較的偏差値の高い高校に子どもが在籍していることが、なんとなく進学に対する意識を肯定的にする要因となっている。最後に MODEL4 であるが、男子の母親では高校種別を加えても所得の影響は変わらず、有意な結果を示している。大学進学期待の分析とは異なり、なんとなく進学の分析では、3 年前の所得の影響は高校種別によってほとんど媒介されていないことが明らかになった。また女子の母親では、高校種別を加えても所得の影響に変化はなく、所得の有意な影響は確認されなかった。子どもの性別が女性ある場合、男性とは異なり、なんとなく進学に対して所得はほとんど影響していないと言える。

なんとなく進学の分析をまとめると、子どもの性別が男性である場合、所得が高くなるとなんとなく進学に肯定的になり、この影響は高校種別を加えても維持された。大学進学期待の分析で確認されたような媒介関係は、なんとなく進学の分析では示されなかったため、所

得が直接なんとなく進学に対する意識に影響していることがわかった。子どもの性別が女子の場合は、所得の影響は有意ではなく、なんとなく進学に影響していないことが明らかになった。

表11 母親のなんとなく進学に対する意識(男子)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3			MODEL4		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
母学歴(基準=中・高卒)												
母親専門卒	0.04	0.12	0.02	0.02	0.12	0.01	-0.03	0.13	-0.01	-0.04	0.12	-0.02
母親短大卒	0.36	0.10	0.18 **	0.30	0.10	0.15 **	0.34	0.10	0.17 **	0.30	0.10	0.15 **
母親大学(院)卒	0.46	0.12	0.18 **	0.36	0.13	0.14 **	0.35	0.13	0.13 **	0.27	0.13	0.11 **
教科全体成績	-0.01	0.03	-0.01	-0.02	0.03	-0.02	0.00	0.04	0.00	-0.01	0.04	-0.01
所得(基準= I (~230.9万円))												
II (231.0万円~301.9万円)				0.22	0.11	0.11				0.20	0.11	0.10
III(302.0万円~402.5万円)				0.36	0.12	0.16 **				0.35	0.12	0.16 **
IV(402.6万円~)				0.41	0.11	0.20 **				0.37	0.12	0.18 **
学校タイプ(基準=専門科・総合学科)												
普通科C							0.33	0.12	0.14 **	0.33	0.12	0.14 **
普通科B							0.43	0.12	0.20 **	0.39	0.12	0.18 **
普通科A							0.38	0.11	0.19 **	0.31	0.11	0.16 **
定数	2.28	0.13	**	2.10	0.14	**	2.00	0.14	**	1.86	0.15	**
調整済みR2乗	0.038			0.062			0.075			0.093		
N	489			489			442			442		

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

表12 母親のなんとなく進学に対する意識(女子)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3			MODEL4		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
母学歴(基準=中・高卒)												
母親専門卒	0.05	0.11	0.02	0.03	0.11	0.01	0.00	0.11	0.00	-0.02	0.11	-0.01
母親短大卒	0.32	0.09	0.17 **	0.28	0.09	0.15 **	0.24	0.09	0.13 **	0.21	0.10	0.11 **
母親大学(院)卒	0.51	0.12	0.19 **	0.47	0.12	0.18 **	0.39	0.13	0.15 **	0.36	0.13	0.14 **
教科全体成績	-0.04	0.03	-0.05	-0.04	0.03	-0.06	-0.04	0.03	-0.05	-0.04	0.03	-0.05
所得(基準= I (~230.9万円))												
II (231.0万円~301.9万円)				0.008	0.1	0.004				-0.05	0.105	-0.03
III(302.0万円~402.5万円)				-0.03	0.11	-0.01				-0.04	0.12	-0.02
IV(402.6万円~)				0.20	0.11	0.10				0.17	0.11	0.09
学校タイプ(基準=専門科・総合学科)												
普通科C							0.13	0.11	0.063	0.14	0.11	0.07
普通科B							0.35	0.11	0.177 **	0.344	0.109	0.174 **
普通科A							0.25	0.11	0.131 **	0.25	0.11	0.13 **
定数	2.31	0.111	**	2.29	0.12	**	2.16	0.13	**	2.16	0.14	**
調整済みR2乗	0.041			0.046			0.052			0.058		
N	513			513			471			471		

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

## 5 知見と今後の課題

本稿では親子の大学進学期待となんとなく進学に対する意識に関して、家庭の経済状態と高校種別の関連を中心に検討してきた。本稿の分析の知見を改めて整理すると以下のよう整理できる。

- ①子どもの大学進学期待に対して、所得は主に高校種別を媒介として影響しているが、直接効果も確認された。
- ②子どもの大学進学期待の規定構造は男女で違いはほとんどない。
- ③男子高校生の母親の大学進学期待は、男子高校生の場合よりも、所得からの直接効果が確認された。

- ④女子高校生の母親の進学期待は、子どもと同様の規定構造を持っている。
- ⑤男子高校生の母親の場合、なんとなく進学に対する意識に所得が影響しており、それは高校種別によって媒介されていない。
- ⑥女子高校生の母親の場合、なんとなく進学に対する意識に所得は影響していない。

以上、本稿では大学進学期待となんとなく進学に対する意識を従属変数として、3年前の所得と高校種別の媒介関係を検討してきた。その結果、親子ともに大学進学期待には所得が直接影響していることが確認され、特に母親の大学進学期待の方が、子どもの場合よりも所得からの直接的な影響が示されている。またなんとなく進学に対する意識を従属変数とした分析では、男子の母親のみ、所得の直接効果が確認された。こうした所得の直接の影響が確認されたことは出身階層間の格差が存在することを示しており、尾嶋(2002)が明らかにした90年代以降の経済的要因の「復活」は、現在の高校生の大学進学期待にも当てはまることが示されたと言える。

最後に今後の課題を述べる。今回の分析では家庭の経済状態として3年前の所得を用いたが、こうした所得の多寡が実際にどのように大学進学期待やなんとなく進学に結びついているのか詳しく検討する必要があるだろう。例えば、学校外の教育投資や貯蓄行動に所得が結びついていることが考えられる。教育的投資を行った結果、親子ともに大学進学を期待するようになるかもしれないし、長期的な学校教育に備えて十分に貯蓄を行っていれば、なんとなく進学に肯定的になる可能性もある。こうした所得がどのような行動に繋がり、親子の意識に影響を与えているのかを明らかにしていきたい。また、こうした課題の検討は、親子の大学進学期待の規定構造の差異がなぜ生じるのか、ということを明らかにすることにもつながると考えられる。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査、2012」の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波新書。
- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」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, 15-35。
- , 2001, 「学校生活と進路選択——高校生活の変化と大学・短大進学」尾嶋史章編『現代高校生の計量社会学』ミネルヴァ書房, 63-80。



- 藤原千沙，2012，「ひとり親/ふたり親世帯の格差と貧困の影響」内閣府編『親と子の生活意識に関する調査報告書』，218-229.
- 藤田英典，1980，「進路選択のメカニズム」山村健・天野郁夫編『青年期の進路選択——高学歴時代の自立の条件』有斐閣選書，105-129.
- 稲葉昭英，2011，「ひとり親家庭出身者の教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 [1]——格差と多様性』東京大学出版会，232-259.
- 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.
- 木村邦博・元治恵子，2001，「高校生の進路希望——教育アスピレーションと職業アスピレーション」片瀬一男編『教育と社会に対する高校生の意識—第4次調査報告書』東北大学教育文化研究会，11-26.
- 近藤博之，2001，「階層社会の変容と教育」『教育学研究』68(4):351-359.
- 耳塚寛明，2000，「進路選択の構造と変容」樋田大二郎・耳塚寛明・岩木秀夫・荻谷剛彦編著『高校生文化と進路形成の変容』学事出版，65-82.
- 尾嶋史章，2002，「社会階層と進路形成の変容——90年代の変化を考える」『教育社会学研究』70:125-142.
- 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):249-266.

【付表】

付表1 独立変数の記述統計

	男子	女子	全体
母学歴(%)			
中学・高校	38.3	41.8	40.1
短大	31.3	28.6	29.9
専門	16.0	17.5	16.8
大学(院)	14.8	12.1	13.4
三年前の等価所得(%)			
I (~230.9万円)	25.1	22.9	24.0
II (231.0万円~301.9万円)	26.7	30.0	28.3
III (302.0万円~402.5万円)	21.6	20.3	21.0
IV (402.6万円~)	26.7	26.8	26.7
高校種別(%)			
専門科・総合科	27.3	24.3	25.8
普通科C	20.0	23.7	21.9
普通科B	21.3	25.1	23.2
普通科A	31.4	27.0	29.1
教科全体の成績*	3.08(1.17)	3.06(1.81)	3.07(1.18)

\*平均値(標準偏差)で表している



# 高校生の大学進学期待と社会階層

## ——合理的行為理論にもとづく親学歴効果の説明——

白川 俊之

(日本学術振興会)

出身階層による教育機会の不平等は長期的かつ普遍的な社会現象であり、その発生メカニズムを解明することは社会階層研究の重要な課題とされている。この論文では、高校生の教育期待を取り上げ、その形成に親の学歴がどのようにかかわっているのかを検討する。まず、教育機会の不平等を説明するために Breen & Goldthorpe (1997) が提示したモデルを紹介し、教育達成に及ぼす出身階層の直接効果をとらえる際に、合理的行為理論が有効なアプローチであることを確認する。そのうえで、合理的行為理論を構成する分析概念(教育達成の利益や成功の見込みなど)を用いて、親学歴の効果にかんする仮説を組み立てる。2012 年高校生と母親調査のデータを用いた分析では、他の階層要因をコントロールしても、子どもの大学進学期待に対する父学歴の有意な効果が見られる。父学歴と教育期待との関係の一部は、父学歴に応じて子どもの成績が異なること、成績が同一でも大学進学成功の見込みと親と同等の学歴を得るために必要な教育水準に、父学歴による差異があることで説明できる。父学歴に対する成績の媒介効果は 20~40%程度であり、父学歴の効果の大半が、成績を経由しない直接的なものであることがわかる。一方、父学歴の直接効果の多くは今回の分析では説明されず、その実態を解き明かすことが、今後に残された課題だといえる。

### 1 問題の所在：出身階層と教育機会の不平等

出身階層が教育達成のチャンスを制約していることは、これまでに多数の研究によって指摘されている(安田 1971; 藤田 1979; 今田 1979)。家族の社会的地位が高く、経済的・文化的資源に恵まれた家庭で育った子どもは高学歴を得る可能性が高い。これに対して、家族の社会的地位が低く、不利な家庭環境で育った子どもの最終学歴は、相対的に低くなることが多い。

教育拡大の進行はすべての出身階層の生徒に対して、それまで以上の進学機会を提供したが、出身階層による機会の不平等は維持されている(尾嶋 1990; 荒牧 2000)。教育達成に対する出身階層の効果は水準分布——回答者世代の教育年数の分散——と配分原理——出身階層による進学機会の格差——という 2 つの要素からなる(Mare 1981)。そのため、不平等の時間的変化は慎重に読み解く必要があるが、教育機会の動向を比較分析した国際的なプロジェクト(Shavit & Blossfeld eds. 1993)の支配的な知見が配分原理の不変性と要約されているように(Treiman & Ganzeboom 2000)、高学歴化にかかわらず機会の不平等が持続しているとの見方は、大方の階層・移動研究者が同意するところである。最新の研究(Breen et al. 2009; 近藤・古田 2009)は複数の国で出身階層の影響が長期的に低下し

たと報告しているが、階層間の相対的な不平等が解消したわけではない。

Breen & Goldthorpe (1997) は、社会的地位の再生産のために家族がとる合理的な戦略に着目し、教育不平等の発生・維持のプロセスを説明している。そこで鍵となっているのが、異なる家族間の資源と子どもの学業成績の格差、そして相対的リスク回避の意識である。本稿は、個人の合理的な行為を仮定して教育機会の不平等を説明する理論を参考にしながら、日本のデータをもとに、高校生の教育期待を分析する。その際、他の説明要因から独立した親学歴の効果に着目し、データの分析をすすめていく。機会の不平等が大きく変化しないときでも、親の職業と学歴の効果が示す長期的な傾向は同じではない (de Graaf & Ganzeboom 1993)。さらに、親学歴の効果は合理的行為理論が想定しないような過程を経て生じている可能性もある。こうした観点から、本稿では個人の教育選択に対して親学歴がもつ意味を、深く掘り下げていく。そのような作業をおこなうことで、教育不平等の長期的な変化を理解する際にも、また不平等の発生を説明するための理論の適用範囲をクリアにするうえでも、重要な手掛かりが得られると考えている。

## 2 合理的行為理論にもとづく教育不平等の説明

### 2.1 経済的資源、成功の見込み、相対的リスク回避

個人の合理的な判断に説明の基礎を置く教育不平等の理論は Boudon (1973=1983) や Breen & Goldthorpe (1997) をはじめとする、ヨーロッパの社会学者によって展開されている。Breen & Goldthorpe は Boudon が提示した教育不平等の説明モデル(システム理論)に概念的な修正を加え、教育選択のフォーマルなモデルを考案した。Breen & Goldthorpe のモデルで中心的な役割を果たすのが、相対的リスク回避のメカニズムである。相対的リスク回避とは、少なくとも親世代と同じ地位に到達することを望む個人の願望を指す。そして、個人はこの願望を満たす(世代間での地位の下降移動を回避する)のに必要な教育を選択する。産業化した社会では学歴資格と職業的地位とは強く結びついている。したがって上層ホワイトカラーの親をもつ個人が、自身も上層ホワイトカラーに到達しようと思えば、高等教育に進学することは合理的な判断だといえる。一方、ブルーカラーの出身者が親と同じ地位につくのに、高等学歴は必須の条件とはされていない。どちらの階層も相対的リスク回避の動機を共有しているが、下降移動のリスクを最小化するのに必要な教育水準が異なるため、階層間に教育選択の差異が生まれるというのが、Breen & Goldthorpe のモデルの要をなすアイデアである<sup>1)</sup>。

Breen & Goldthorpe (1997) は出身階層が学業成績を規定し、教育の成功の見込み(確率)に影響を及ぼすと主張する。中等教育を終えた時点での成績がよければ、高等教育の入試に合格し、進学した場合にも卒業できる見込みは大きい。その場合、進学の高確率は高くなる。また、階層間には経済的資源の多寡にもとづく、教育費の負担能力の格差が存在する。このように階層間の教育機会の不平等は、学業成績(成功の見込み)や経済的資源の観点か

らも説明することができる。けれども、そうした影響経路を考慮してもなお、相対的リスク回避の力学により、出身階層は教育達成に対して直接的な効果をもつことを、Breen & Goldthorpe のモデルは強調しているのである。

## 2.2 理論仮説の経験的テスト

統計データを用いて Breen & Goldthorpe (1997) のモデルを検証する試みは、すでにくつも存在する。それらのなかには、出身階層の指標に親学歴を用いて分析をすすめているものもある (Need & de Jong 2001)。学歴は社会階層を構成する資源の1つであり、家族の職業や世帯収入とも関連している。そのことを踏まえれば、出身家庭の階層の状況を親学歴で代表させて Breen & Goldthorpe のモデルの有効性を調べることは、分析の戦略としては無理のない手続きだといえる。

他方、吉川 (2006) は学歴下降回避のメカニズムを導入し、分析で親学歴を用いることの意義を積極的に述べている。学歴下降回避の力学が働くとき、個人は少なくとも親世代と同等の学歴を達成しようとして、教育選択をおこなう。教育達成と到達地位との組み合わせを前提とした相対的リスク回避と異なり、親学歴を参照することは簡便かつ、教育達成の目標としては直接的である。加えて、学歴自体が1つのステータスとして認知されている社会では、学歴下降回避は教育の不平等を分析するうえで、有力な視点となるだろう。

親学歴を用いて相対的リスク回避のメカニズムを検証する試みでも、説明の中心は世代間の(職業的)地位維持に置かれているという見方もある。教育がもたらす職業的な見返りについて正確な情報が得られないなかで、親と同等の地位に到達するために必要な教育程度を決める際に、親学歴は1つの目安となる (Breen & Yaish 2006)。教育選択と親学歴との関係を説明する理論として、相対的リスク回避と学歴下降回避のうちどちらが適切かは、実際にデータで確認してみなければならない。

合理的行為理論の枠組では、出身階層の代理変数や学歴下降回避とは別の側面から、親学歴の効果を解釈することもできる。Breen & Goldthorpe (1997) は学業成績の階層差が成功の見込みへの評価をとおして、教育達成の不平等を生みだすと仮定しているが、高地位の家族は試験の結果や学校がおこなう成績評価を、額面どおりに受け取らない可能性が指摘されている。Bernardi & Boado (2014) によれば、高地位の家族では子どもの成績不振は努力の不足に由来すると解釈されることが多く、教育の成功の見込みを計算する際に成績情報をもつ価値は必ずしも高くない。家族の地位が高ければ、さまざまな資源を活用し、将来の教育達成に向けて子どもの成績を上げることができる。このため、成功の見込みに対して高地位の家族は(現在の成績の高低によらず)楽観的な評価を与えやすい。

本稿では、成功の見込みを見積もるうえで、親の教育経験が果たす役割に着目する。筆者の見立てでは、Bernardi & Boado (2014) が高地位の家族の行動として言及するプロセスにもっとも強く寄与しているのは、親学歴の働きである。親の認知的能力が高ければ、子

もの成績を向上させるために有効なサポートを提供することができる。それだけでなく、学校や選抜の制度について精通している親は、子どもが示す学習能力や適性に配慮したうえで、子どもの教育達成を的確にナビゲートすることが可能だろう (Erikson & Jonsson 1996)。ここで指摘した事柄はいずれも、単時点での子どもの学業成績とは独立に、親学歴が高い場合、教育達成の成功確率が平均的に高く見積もられる可能性を示唆するものである。

ここまで合理的行為理論にもとづき教育機会の不平等を説明する理論を検討してきた。それと対抗的な理論についても、簡単に触れておく必要があるだろう。1つは、教育達成に対する文化資本の役割を強調する立場である。出身階層は個人が育った文化的背景と関係をもつ。クラシック音楽や絵画などの芸術に触れる機会が日常的にあることは、教育達成に対してプラスの効果をもつかもしいない。日本では、学校でそうした文化的嗜好が公的に評価されることは一般的ではないけれども、家族が所有する文化資本が子どもの知的好奇心を刺激し、教育達成を後押ししている可能性は否定できない。階層変数のなかでも、とりわけ親学歴と家庭の文化的環境との関係が深いとすれば、教育達成に対する親学歴の効果は文化資本の観点から解釈するのが適当だといえる。

もう1つは、教育選抜の仕組みが個人の機会に与える制度的な効果である。日本では上級学校への入学者を選抜する過程で、筆記試験の成績が占める比重が非常に大きい。このため、出身階層の効果は学業成績の分化に対してもっとも強く働くと考えても、そう不自然ではない。進学可否が入試の結果によって決まるのであれば、成績にかかわらず親学歴が教育の成功の見込みを規定したり、進路決定の際にリスク回避的な動機メカニズムが作動したりする余地は小さい<sup>2)</sup>。合理的行為理論は教育達成の各段階で、選択の要素が前面にでてくるヨーロッパの階級社会を前提に作られているため、日本の選抜制度の実情には適合しない可能性がある。

### 3 分析方法

#### 3.1 データと変数

分析には2012年高校生と母親調査の個票データを使用する。イプソス株式会社のパネルに登録されているモニタリストのうち、日本全国の高校2年生とその母親のセットを調査の抽出台帳に用いた。そこから、居住地、都市規模、性別による層化をおこない、1560ペアの親子を抽出し、調査票を郵送した。高校生と母親の回答がそろったデータを1単位として、1070ペアから回答を得た。有効回収率は68.6%である。

出身階層は父親の学歴【大学、短大/専門、高校/中学、その他/NA】と職業【I 専門/管理、II 経営/自営、III 事務/販売、IV ブルー/農業、V その他/NA】、世帯収入【850万円以上、600～850万円、600万円未満、DK/NA】から操作化する（【】内は変数のカテゴリ値）。家庭の文化的環境は、母親がおこなう文化的活動<sup>3)</sup>によってとらえる。文化資本の操作的定義

としては限界があるものの、文化的資産が個人の教育達成に対して有意な効果をもつことが報告されているため（中澤 2010）、そうした変数との類似性に配慮し、ここでは母親の文化的活動を分析に用いていく。成績変数には学校における成績（小学 6 年時と中学 3 年時の 2 時点）を高校生自身と母親が評定した結果を利用する<sup>4)</sup>。上述の変数に加えて、多変量解析をおこなう際には、性別の効果を統制したモデルを推定する。

本稿の従属変数は高校生の教育期待である。教育期待は大学、短大、専門、高校の 4 段階とし、さまざまな要因を統制した分析では大学/それ以外の境界に焦点をあてる。その理由は、世代間の地位維持や学歴維持に必要な教育水準が出身階層に応じて異なるという質的対比が、合理的行為モデルの重要な理論的前提だからである。すべての教育水準を分析対象とすることが理想的だが、結果の提示が煩雑になることと、今回のデータでは高校生の過半数の教育期待が大学以上であることを踏まえ、大学進学を教育の重要な分岐点と見なし、その規定要因の探究に議論を絞ることにした。合理的行為理論の検証では大学進学期待に対する父大卒の効果に着目し、どのようなメカニズムが父学歴による期待の差異を生みだしているのかを検討する。

国内では、教育選択に対してモデルが示すインプリケーションを間接的にとらえることをとおして、合理的行為理論の検証がすすめられてきた（太郎丸 2007；古田 2008；近藤・古田 2009；藤原 2012）。本稿は合理的行為理論を構成する動機メカニズムの指標を分析モデルに含めた、より直接的な検証を試みる。高校生と母親調査では、高校生に対して自身が得たいと思う学歴（教育期待）とは別に、学歴取得の便益や成功の見込みをたずねている。それらの項目から、ここでの目的に合わせて、下記の合成変数（回答値を反転させて加算）を作成した（回答選択肢はすべて、そう思う/ややそう思う/どちらともいえない/あまりそう思わない/そう思わないの 5 段階）。

#### 成功確率（大学）

- 最後に行く学校が大学までだとしたら（以下同）、勉強が難しくついていけない
- 試験（定期テストなど）が難しい
- 卒業するのが難しい

#### 地位下降回避（短大以下）

- 最後に行く学校が短大までだとしたら、親と同程度がそれ以上の地位の職業につける
- 最後に行く学校が専門学校までだとしたら、親と同程度がそれ以上の地位の職業につける
- 最後に行く学校が高校までだとしたら、親と同程度がそれ以上の地位の職業につける

#### 学歴下降回避（短大以下）

- 最後に行く学校が短大までだとしたら、あなた自身が満足できる
- 最後に行く学校が専門学校までだとしたら、あなた自身が満足できる
- 最後に行く学校が高校までだとしたら、あなた自身が満足できる

成功確率については大学を、地位下降回避と学歴下降回避については短大以下を参照している点に注意してほしい。大学教育の成功確率が低ければ、進学がためらわれるはずである。その一方で、短大以下の学歴でも親と同等の地位につくことが可能であれば、大学に行く必要性は薄い。同様に、短大までの学歴で親と同等の学歴を確保できるならば、大学に行かなくても、学歴下降回避の欲求は満たされる。合理的行為理論の前提から、父大卒層は大学教育の成功確率を高く見積もること、短大までで学校教育を終えた場合のリスクを高く認知することが予測できる。父大卒層がおこなう学歴へのそうした評価は、大学進学期待の形成に対してプラスの効果をもつというのが、本稿の主要な仮説である。

動機メカニズムの指標を分析に組み込み、合理的行為理論を検証する海外の研究では、リスク回避の志向そのものの効果を調べるものもある。van de Werfhorst & Hofstede (2007) は、地位下降や学歴下降を懸念する意識が、教育期待を上昇させる効果をもつことを報告している。今回の調査にも、それに相当する意識情報は含まれているので、海外の先行研究との比較のために、一般的なリスク回避の志向<sup>5)</sup>を分析に取り入れることにする。分析には次の2項目を使用する（回答選択肢はいずれも、とても不満である/やや不満である/どちらともいえない/あまり不満ではない/ほとんど不満ではないの5段階）。

#### 地位下降不満

- 世間では一般に、職業を高いとか低いとかいうふうに区別することがありますが、将来、お父様やお母様の現在の職業よりも地位の低い職業についたら不満に感じますか

#### 学歴下降不満

- 世間では一般に、学歴を高いとか低いとかいうふうに区別することがありますが、将来、お父様やお母様の学歴よりも低い学歴になったら不満に感じますか

### 3.2 ロジット・モデルの係数分解

教育期待（大学/それ以外の2値変数）に及ぼす出身階層と文化的環境の効果を、2項ロジット・モデルにより推定する。分析における最大の関心は、教育期待に対する出身階層（とりわけ親学歴）の効果が、大学教育の成功確率や大学非進学時のリスク評価、そして学業成績によってどれだけ説明されるかにある。成功確率、リスク評価、成績の媒介効果（親学歴の効果を説明する程度）を調べるためには、予測因子に媒介変数を含むフル・モデルと、それを含まない縮小モデルとのあいだで独立変数の係数の変化を見比べるのが、通常の手続きである。

非線型モデルでは、上述の係数比較の方法により媒介効果のインパクトを見積もることはできない。線型モデルと異なり非線型モデルにおいては、従属変数の誤差分散が各モデルに対して定義されるため、回帰係数の効果パラメータは常にモデルごとの誤差分散を用いて標準化された数値となる。縮小モデルとフル・モデルとを比較した際の独立変数の効果の変化は、追加変数の媒介効果とモデル式の変更にともなう誤差分散の再推定の2つの



表1 父学歴と教育期待とのクロス集計結果 (行%)

父学歴	教育期待				合計	N
	大学	短大	専門	高校		
大学	82.0	2.9	8.1	7.0	100.0	(445)
短/専	63.3	6.4	15.6	14.7	100.0	(109)
高/中	52.3	5.7	18.9	23.1	100.0	(333)
その他/NA	59.8	5.7	17.2	17.2	100.0	(87)
合計	67.8	4.5	13.4	14.3	100.0	(974)

注)  $\chi^2=84.721$ ,  $df=9$ ,  $p<0.001$

プロセスを反映している。Karlson et al. (2012) は非線型モデルにおいて、追加変数の媒介効果を適切に評価する方法 (KHB 法) を提案している。フル・モデルにおける媒介変数のパラメータ化の表現を変えることで、実質的には同一のフル・モデルにもとづき (誤差分散の再推定の問題を回避して)、媒介効果の働きを検討するというのが、KHB 法の特長である。教育達成に対する出身階層の総効果から、成功確率、リスク評価、成績を媒介した間接効果を切り離すために、本稿では KHB 法を応用したロジット分析をおこなう<sup>6)</sup>。

#### 4 教育選択の動機メカニズムの検討

父学歴別の教育期待の分布を、表1に示す。クロス集計の結果から70%近くの高校生が大学進学を期待していること、それにもかかわらず、父学歴により顕著な教育期待の差があることがわかる。たとえば、大卒の父をもつ生徒が大学進学を期待する割合は82%だが、父学歴が短/専だと、その数値は約20ポイント低下する。父学歴が高/中の生徒では、大学進学を期待する生徒の割合は、半数をわずかに超える程度である。教育期待の下方にも目を向けると、父学歴が大卒の場合、専門や高校までで学校教育を終えることを期待する生徒は15.1%しかいない。これに対して、父学歴が短/専や高/中の生徒の約30~40%が、将来の取得学歴が専門以下にとどまるとの予測を示している。

表1のクロス表に対してカイ二乗検定をおこなうと、父学歴と教育期待とが独立であるとする帰無仮説は、1%水準で棄却できる。

表2 教育期待と意識変数との関係 (相関係数)

	教育期待	成功確率	地位回避	学歴回避	地位不満	学歴不満
教育期待	1.000	**	**	**	ns	**
成功確率	0.202	1.000	**	**	+	ns
地位下降回避	-0.143	-0.296	1.000	**	**	**
学歴下降回避	-0.329	-0.301	0.475	1.000	*	**
地位下降不満	0.021	-0.056	0.215	-0.063	1.000	**
学歴下降不満	0.144	0.016	0.127	-0.174	0.741	1.000

注)\*\*  $p<.01$ , \*  $p<.05$ , +  $p<.10$ , ns  $p>.10$

教育決定にかかわるさまざまな意識情報と教育期待（4段階）との相関関係をまとめたのが、表2である。大学教育の成功確率が高いと、教育期待は上昇する。地位下降回避と学歴下降回避は、教育期待とマイナスの相関関係をもつ。短大以下の学歴で親と同等の地位や学歴を達成できると考えているものは、短大以下の学歴では地位や学歴の下降移動の回避は難しいと考えているものより、教育期待が低いということである。本稿が作成した指標が、合理的行為理論の動機メカニズムを意図通りにとらえていることを示す結果だといえる。一般的なリスク回避の志向については、学歴下降不満だけが教育期待と有意に相関している。両親の学歴を下回ることへの不満は、個人の教育期待を高める働きをもつようだ。

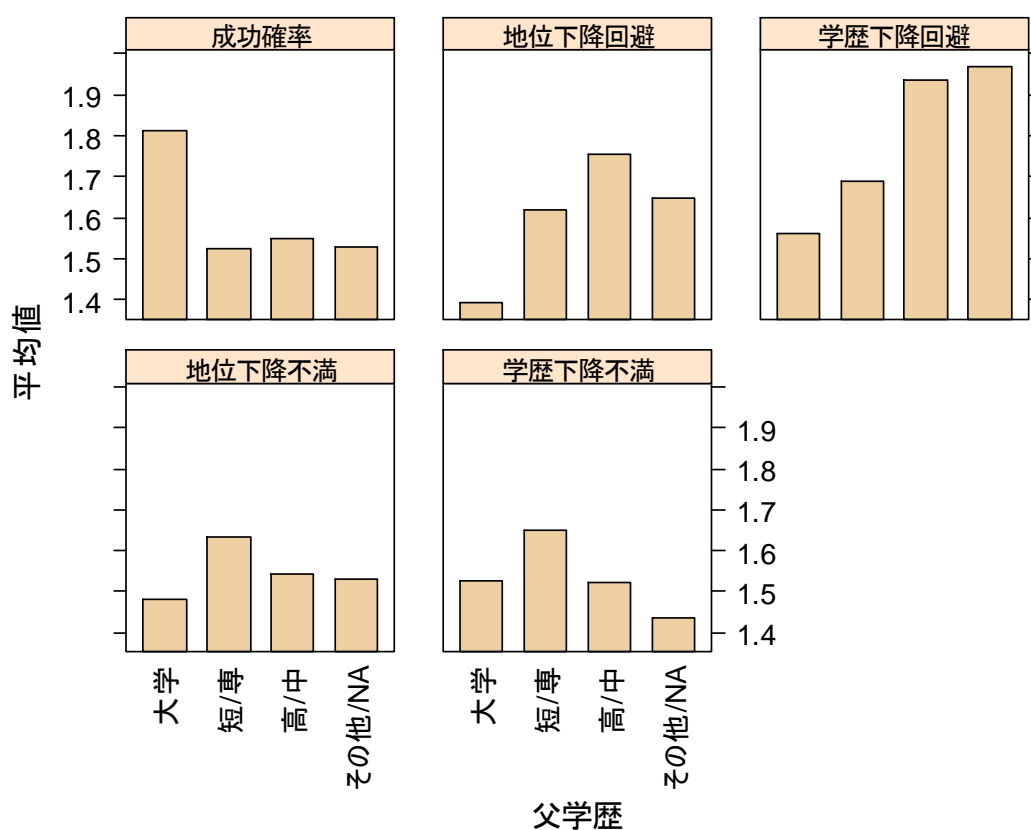


図1 父学歴別の意識変数の平均値

父学歴と意識変数との関係を図1にプロットした。父大卒のものは大学教育の成功確率を高く見積もる傾向がある。地位下降回避と学歴下降回避の意識は、父大卒の数値が低い。親と同等の地位や学歴を得るのに短大以下では不十分だという大卒層の認識をあらわす結果と読むのが適当だろう。地位下降不満と学歴下降不満の数値には父学歴間に系統的な差異が見られない（統計的にも非有意）。将来、親の地位や学歴を下回ることを避けたいという一般的な意識は、特定の階層的出自とは結びつきをもたないことがわかる。合理的行為理

論の前提からは、このような結果があらわれることはじゅうぶんに了解できるものである。

## 5 教育期待に対する出身階層の効果の媒介過程

表 3 が教育期待を従属変数として、2 項ロジット・モデルを推定した結果である。各モデル (M1 から M7) に対して、2 通りの分析結果 (回帰係数の効果パラメータ) を掲示している。M1 を例に、ここでのモデル設計の意図を手短に解説しておこう。1 つ目 (r 列) のモデルでは、学業成績の残差変数を分析に使用している。学業成績に対する独立変数 (父学歴、父職業、世帯収入、文化的環境、性別) の効果を OLS で推定し、その際に得られた残差得点を、学業成績の代わりにロジット・モデルに投入しているのである。このモデルの残差変数の効果 (表 3 では非掲示) は、学業成績の効果とまったく同じように解釈することができる。他方、残差変数と独立変数とのあいだの相関係数はゼロであることから、学業成績の残差変数には、モデルに同時に投入されている独立変数の効果を媒介する機能は備わっていない。別の言い方をすれば、r 列のモデルは学業成績の影響をコントロールしていない状態での、教育期待に対する独立変数の総効果を示しているということである (Karlson et al. 2012)。そして、2 つ目 (z 列) のモデルが分析に学業成績を使用した際の計算結果に対応している。そこでは、教育期待に対する学業成績の影響をコントロールしたうえでの、独立変数の直接効果を検討することができる。さらに、r 列と z 列における回帰係数の大きさを比較することで、学業成績により独立変数の効果がどれだけ説明されたのかを推定することが可能となるのである。

M1 の r 列の結果にもとづき、教育期待に対する出身階層と文化的環境の総効果を確認しよう (r 列の数値であれば、参照するモデルは M1 でなくてもよい)。父学歴の効果は先に検討したクロス分析 (表 1) にあらわれている傾向と大きく変わらない。大卒層と比較し、短/専や高/中の出身者は、大学への進学を期待するものが少ない。父職業が I 専門/管理ではなく、II 経営/自営、IV ブルー/農業だと、大学進学を期待しにくくなる。世帯収入と教育期待のロジットとの関係は線型に近く、収入の上昇に合わせてロジットも単調に増加する。文化的環境も大学への進学期待を促す効果をもつ。なお、ここで言及した独立変数の効果は、M1 において相互にコントロールされている。階層要因のあいだには確かに相互の重なり (相関関係) があるが、教育達成に対してはそれぞれが独立の効果を示す。したがって父学歴、父職業、世帯収入などにもとづく教育の不平等は、その発生メカニズムを個別に探究することが肝要だといえる。

つづけて、z 列 (M1) の結果を用いて、学業成績の働きにより、独立変数の効果がどのように変わるのかを検討する。学業成績のオリジナルの数値か残差得点かというちがいは

表3 教育期待（大学=1，それ以外=0）を2項ロジット・モデルで分析した結果

	M1		M2		M3		M4		M5		M6		M7	
	r	z	r	z	r	z	r	z	r	z	r	z	r	z
回帰係数														
切片	2.118 **	1.661 **	1.739 **	0.910 **	1.711 **	1.913 **	1.836 **	3.071 **	1.709 **	1.502 **	1.743 **	1.210 **	2.178 **	1.634 **
大学	-0.944 **	-0.746 **	-0.760 **	-0.642 *	-0.736 **	-0.716 **	-0.774 **	-0.738 **	-0.742 **	-0.755 **	-0.780 **	-0.816 **	-1.020 **	-0.800 **
短/専	-1.211 **	-0.768 **	-1.001 **	-0.913 **	-0.966 **	-0.935 **	-1.023 **	-0.837 **	-0.970 **	-0.964 **	-1.001 **	-0.986 **	-1.329 **	-0.769 **
高/中	-0.766 *	-0.423	-0.643 *	-0.495	-0.618 *	-0.594 *	-0.665 *	-0.404	-0.626 *	-0.611 *	-0.657 *	-0.634 *	-0.875 *	-0.300
その他/NA														
女性	0.564 **	0.690 **	0.435 **	0.373 *	0.408 **	0.409 **	0.459 **	0.462 **	0.409 **	0.374 *	0.430 **	0.377 *	0.633 **	0.707 **
男性														
I 専門/管理	-0.910 **	-0.729 *	-0.713 *	-0.683 *	-0.690 *	-0.661 *	-0.751 *	-0.588 +	-0.696 *	-0.726 *	-0.700 *	-0.766 *	-0.886 **	-0.641 +
II 経営/自営	-0.477 +	-0.362	-0.353	-0.351	-0.369	-0.355	-0.418 +	-0.319	-0.370	-0.365	-0.377	-0.371	-0.477 +	-0.310
III 事務/販売	-0.857 **	-0.646 *	-0.695 **	-0.687 **	-0.691 **	-0.665 **	-0.754 **	-0.606 *	-0.691 **	-0.710 **	-0.702 **	-0.747 **	-0.868 **	-0.609 *
IV プル-/農業	-0.732 *	-0.598 +	-0.603 +	-0.670 *	-0.597 +	-0.588 +	-0.648 *	-0.596 +	-0.597 +	-0.628 *	-0.611 *	-0.634 *	-0.682 +	-0.550
V その他/NA														
850万円以上	-0.508 *	-0.284	-0.438 +	-0.388 +	-0.429 +	-0.409 +	-0.456 *	-0.410 +	-0.424 +	-0.429 +	-0.437 +	-0.455 *	-0.485 +	-0.263
600~850万円	-1.074 **	-0.732 **	-0.897 **	-0.829 **	-0.878 **	-0.846 **	-0.946 **	-0.814 **	-0.875 **	-0.884 **	-0.896 **	-0.865 **	-1.103 **	-0.659 **
600万円未満	-0.507	-0.458	-0.501	-0.498	-0.477	-0.481	-0.498	-0.557	-0.480	-0.461	-0.484	-0.383	-0.506	-0.434
DK/NA	0.163 **	0.114 *	0.145 **	0.125 **	0.138 **	0.132 **	0.153 **	0.115 *	0.140 **	0.144 **	0.148 **	0.152 **	0.187 **	0.110 *
文化的環境	✓	1.286 **	✓	0.491 **	✓	-0.149	✓	-0.792 **	✓	0.147 *	✓	0.358 **	✓	0.339 **
学業成績														
成功確率														
地位下降回避														
学歴下降回避														
地位下降不満														
学歴下降不満														
媒介効果														
短/専	21.0%	886.8	15.5%	1045.1	1077.3	1077.3	1005.2	1005.2	1075.1	1075.1	1050.9	1050.9	827.7	21.6%
高/中	36.6%	914.8	8.8%	1073.1	1105.3	1105.3	1033.2	1033.2	1103.1	1103.1	1078.9	1078.9	865.7	42.2%
その他/NA	44.7%		23.0%											65.7%
Deviance														
AIC														

注/N=974; ✓ 残差変数を回帰方程式に投入(効果の推定値は割愛); \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

あるが、M1として報告する2つのモデルは、共通の予測因子をもつ同一のモデルである<sup>7)</sup>。したがって、2つのモデル間での回帰係数の相違は、モデル式の変更がもたらす誤差分散の再推定の問題と切り離し、純粋に媒介変数をコントロールしたことで、独立変数の効果が説明された結果として読むことができる (Karlson et al. 2012)<sup>8)</sup>。意識変数が父学歴の効果を説明する媒介効果の大きさを、M2からM7の結果もあわせて表3の下部に記載している。学業成績と教育期待とのあいだには、統計的に有意なプラスの関係が見られる。そして、父学歴の短/専の効果から学業成績が媒介している部分を取り除いたことで、回帰係数の絶対値が21% (=  $[\{\beta_{M1.r(短/専)} - \beta_{M1.z(短/専)}\} \div \beta_{M1.r(短/専)}] \times 100\%$ ) 減少する。教育期待に対する短/専の効果の21%が、大学と短/専との成績差によって説明されることがわかる。同様に、高/中の効果の約37%が、学業成績によって媒介されていると見積もることができる。

M2以降のモデルでは、大学教育の成功確率が高いとき、大学への進学期待が上昇する傾向があらわれている (M2)。この意識変数は父学歴が短/専であることの効果の15.5%を、高/中であることの効果の8.8%を説明する。学歴下降回避の意識も、大学への進学期待に対して有意な効果をもつ (M4)。分析変数に学歴下降回避を利用したモデルで、父学歴の効果が媒介されている割合を計算すると、短/専にかんしては4.8%、高/中にかんしては18.1%となる。以上の媒介分析の結果は、父学歴が大学の生徒に比べて、短/専や高/中の生徒は大学進学を期待するものが相対的に少ないが、その理由の一部は大学教育の成功の見込みの低さと、大学にすすまなくても親と同等の学歴を得ることが可能だという学歴下降回避のメカニズムにより説明できることを示している。

その他の媒介要因にかんしては、教育期待と父学歴との関係を説明するうえで大きな役割は果たしていない。M3では地位下降回避の効果を検討しているが、ロジット・モデルの内部でその影響をコントロールしても(z列)、父学歴の効果はほとんど変化しない。M3における地位下降回避の効果が有意ではないため、父学歴が地位下降回避の意識をとおして教育期待に間接的な影響を及ぼすという関係が成り立たないのである。地位下降不満と学歴下降不満も、教育期待に対する父学歴の効果を媒介しているようには見えない (M5, M6)。どちらの変数も教育期待との関係は統計的に有意である (van de Werfhorst & Hofstede 2007)。しかしながら、地位下降不満と学歴下降不満は父学歴との関係の仕方が規則的ではなく、大卒層とそれ以外の層との教育期待の差を説明する媒介変数として、うまく機能していないということだろう。少なくとも、今回の調査結果を見る限り、地位下降回避 (相対的リスク回避) やリスク回避にかかわる一般的な意識を用いて、父学歴と教育期待との関係を説明することは難しいといえる。

ロジット・モデルの推定に使用した意識変数のなかで、父学歴の効果をもっとも強く媒介しているのは学業成績である。ただし、そこから教育機会の不平等が生みだされるメカニズムとして、階層間の成績差に最大の注意を向けるべきとの見解を導くことには問題がある。そのような結論を採用することは、不平等の発生過程における家族 (親子) の相互作用の重

要性を見えにくくしてしまう。子どものそれまでの成績が振るわなければ、高学歴の親はさまざまな手段を用いて、将来の教育達成に向けて、子どものパフォーマンスを伸ばそうとするだろう。進学や卒業に必要な学力要件にかんして親がもつ正確な情報も、教育の成功確率を計算する際の重要な情報源となるはずである (Erikson & Jonsson 1996; Bernardi & Boado 2014)。他方、子どもが親の学歴を下回ることを忌避するような価値意識が家族の成員に共有されていれば、個人にとって満足のいく最終学歴は、親学歴のレベルに応じて変わってくる (近藤・古田 2009)。

父学歴の媒介効果を検討するうえで、成績以外の要因にも目を向ける必要があることは、すべての意識変数を同時に投入した M7 の結果からも読み取れる。学業成績は高/中の効果の 36.6% を媒介する働きをもつが (M1)、成績以外の要因も考慮に加えた M7 では、高/中の効果の 42.2% が説明されている。短/専にかんしては、媒介効果の変化は小さいけれども、意識変数のあいだにも相関関係があるので、M1 の媒介効果のすべてが学業成績に帰せられるわけではない。成功確率や学歴下降回避は、教育期待に対して学業成績とは独立の影響を及ぼしており (M7 における回帰係数の推定値が統計的に有意)、それらの変数は父学歴の効果の媒介過程でも独自の説明力をもつことが推察される。また、ここで取り上げた意識変数をすべて用いても、父学歴の効果の 60~80% 程度が説明されずに残ることも、重要な発見の 1 つである。表 3 の最終列の数値は、今回の分析モデルでは測定されていない道筋をとおして、父学歴が高校生の教育期待に対して非常に強い、直接的な規定力をもつことを伝えている。

## 6 結び

本稿は高校生の教育期待の分析をとおして、教育機会の不平等が発生するメカニズムについて議論を展開した。出身階層による機会の不平等を検討するうえで、とくに重視したのは、親学歴が担う役割である。親学歴と教育期待とのかかわりを理解するための手助けとして、合理的行為理論の枠組に依拠しつつ、分析課題の整理と仮説の構築をおこなった。そして、高校生とその母親を対象として実施した社会調査のデータを見ながら、仮説の検証作業をすすめた。

独立変数の影響を相互にコントロールした分析では、父学歴は教育期待に対して他の説明要因とは独立した効果を示していた。父親が大卒の生徒は自身も大学への進学を期待しやすい傾向は、高学歴の父親が高い地位の職業についていることや、家族の世帯収入が高く家計にゆとりがあることで、部分的に説明がつくだろう。さらに、家庭の文化的環境の豊かさは子どもを高学歴の取得に向かわせるのに有効な条件だが、父学歴の効果の一部は、そのような文化資本論的な観点からも説明できるだろう。しかしながら、父学歴の効果のすべてを、他の階層変数や文化的環境を用いて解釈することは適切ではない。むしろ、教育期待に

対して父学歴がもつ効果の独自性を認めたいうえで、父学歴それ自体に附帯する階層化のメカニズムを探求すべきだというのが、本稿の基本的な立場である。

他の階層要因から切り離された父学歴の効果は、学業成績によってある程度まで説明することができる。成績以外では大学教育の成功の見込みと最終学歴が短大でとどまることを不満に思う意識が、父学歴の効果を媒介していた。成績が良好で進学後の学習への不安も小さい生徒が、大学進学を期待することは、常識としても理解しやすい。短大以下の学歴では不服とする意識が大学への進学期待とプラスに結びつくことは、学歴下降回避の理論的予測を支持する。父学歴の効果为社会移動のプロセスと重ねて解釈する場合、父学歴が地位の下降移動を避けるうえでの実的な達成目標になるという見方 (Breen & Yaish 2006) よりも、父学歴そのものの位置に着目した説明 (吉川 2006) のほうが有効だといえそうだ。

本稿の分析結果は、学業成績の媒介効果を控えめに評価するものとなった。成績は 5 節で検討した媒介要因のなかで、父学歴の効果の説明するもつとも効果的な変数だが、その説明力は最大でも 36.6%に過ぎない。Boudon (1973=1983) は出身階層が成績を媒介して教育達成に影響を与える過程を第 1 次効果、成績が同じときでも出身階層に応じて進学率が異なる現象を第 2 次効果と定義した。この用法にしたがえば、今回のデータが示す父学歴の効果の 40%未満が第 1 次効果であり、残りは第 2 次効果に属することになる。全体としては第 2 次効果が父学歴の効果の大半を占め、それに比べて成績が果たす媒介機能はきわめて小さい。

合理的行為理論の検証方法について議論した際に、日本の選抜制度では筆記試験の重要性が高く、出身階層が成績分化とは別の回路をとおして、教育達成を直接的に左右する可能性は低いとの見方に言及した。そうした主張は、データによっては受け入れがたい。本人の成績にかかわらず、父学歴には教育の成功確率を押し上げる効果があり、そのことが大学進学期待の高さと結びついている。そして、父親の教育水準は子世代が目標とする到達学歴の下限を規定することで、成績分化とは別の原理にもとづき、教育期待の形成に影響を与えている。合理的行為理論は学歴取得の便益や成功の見込み、進学にかかる費用という一般的な概念を用いて、教育機会の不平等を説明する試みである。そのような一般的な説明が、ヨーロッパとは異なる社会構造をもつ、日本社会の教育の不平等を検討する際にも有効であることを、本稿の統計分析をとおして強調しておきたい。

教育機会の経済的な制約は、階層間の生活格差の低下にともない縮小するという (Erikson & Jonsson 1996; Breen et al. 2010)。これに対して、親学歴の第 2 次効果が生みだす不平等は、経済的条件の変化から相対的に自由だと推測できる。子どもの学習をサポートし、進路選択にかかわる情報を管理する能力は、親自身の教育経験に裏打ちされた一種の人的資本である。学歴の下降移動を回避するのに必要な教育水準は、親学歴との対比により決定される。ここで重要なのは、家族間の学歴差が教育の不平等の発生源だということである。このため、階層間の経済的不平等が縮小したとしても、高学歴家族と低学歴家族との

あいだには、教育機会の不平等が残りつづけるだろう。父職業と教育達成との関係に比べて、親学歴の効果は変化（平等化）に対して耐性がある（Vallet 2004; Shavit et al. 2007）とされる理由は、親学歴の第2次効果にかんする理論を用いて説明可能かもしれない。

合理的行為理論にもとづく教育機会の不平等の説明は、ある程度までデータによって支持できる。しかしながら、理論モデルが示唆する動機メカニズムをとらえるために本稿が用意した指標は、父学歴の効果を説明するという点では、けっして大きな媒介効果をもつとはいえない（成功確率は父学歴の効果の9～15%を、同じく学歴下降回避は5～18%を説明）。また、父学歴の効果の大部分が第2次効果に属するとはいえ、その具体的な内容を突きとめる作業は、現時点ではできていない。指標の見直しをおこないつつ現在のモデルの説明力を上げるのと並行して、ここで扱えなかった不平等のメカニズムについて、多様な可能性を検討していく必要があるだろう。分析対象を大学への進学期待に限定し、本稿の議論をすすめてきたが、取り上げる学校段階に応じて、出身階層がもつ効果の強さやパターンが異なることも予測される（Blossfeld & Shavit 1993; 荒牧 2007）。そうした可能性にも目を配りながら、学校の選抜度や家族が利用可能な資源の情報などを分析モデルに持ち込み、教育の不平等にかんする精確な見取り図を描く努力をつづけることが、これからの課題である。

#### 【謝辞】

本稿の分析にあたり、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「高校生と母親調査、2012（2012 年高校生と母親調査研究会）」の個票データの提供を受けました。

#### 【注】

- 1) Boudon（1973=1983）と Breen & Goldthorpe（1997）の理論はいずれも、世代間での地位維持を可能にする水準の教育から、最大の利益が引きだされると仮定している。これは社会的な上昇移動よりも、下降移動の回避に高い価値が置かれている（上昇移動をすることで得られる利益が相対的に小さい）ことを意味する（Erikson & Jonsson 1996）。本稿でもこうした前提を認めただけで議論をすすめる。ただし、この前提があらゆる社会や時代に妥当するか否かは、別途、検討してみるべき課題だといえる。
- 2) 成績が教育達成を強く規定するときでも、家庭の経済状態が進学機会を制約する可能性は排除できない。
- 3) 回答者（母親）ごとに次の項目（選択=1, 非選択=0）の合計得点を求め、文化的活動の広がり度をあらわす連続変数を作成した（質問：過去1年の間に以下のことを、あなたご自身が行ったことはありますか）。ミュージカルを見に行く、クラシックのコンサートに行く、舞台・演劇を見に行く、美術館・博物館に行く、茶道・華道・舞踏・陶芸、武道、海外旅行、国内旅行、英会話、英語の本・雑誌を読む、クレジットカードでの買い物、ボラ



ンティア活動.

- 4) 高校生と母親による小学6年時と中学3年時の成績の評価(上/中の上/中の中/中の下/下の5段階)に対して因子分析をおこない、個々の成績評定を規定する潜在変数(1因子構造)を抽出した。そこで得られた因子得点を学業成績の指標として、5節の分析に使用している。
- 5) 一般的なリスク回避の志向は、親の地位や学歴を下回ることを不満に思う程度をたずねている一方で、地位下降や学歴下降を回避するために必要な教育水準にはとくに触れていない。これに対して、先に紹介した地位下降回避と学歴下降回避の指標は、大学とそれ以外とのあいだに閾値を仮定し、(大学)非進学時のリスクの認知を測ることをねらいとしている。一般的なリスク回避の志向に対して、地位下降回避(短大以下)、学歴下降回避(短大以下)は項目(学歴)特殊的なリスク回避の指標だといえる。
- 6) KHB法にかんする詳細な議論は Karlson et al. (2012) を参照。本稿はすべての分析において、Rプログラムを用いて計算をおこなった。
- 7) このため、各モデルにおけるr列とz列の結果はデータへのフィッティング(DevianceとAIC)について同一の数値を返す。
- 8) これが、縮小モデルとフル・モデルとのあいだで回帰係数の比較をおこなう慣習的な方法とKHB法とが決定的に異なる点である。表3では(r列ではなく)z列において媒介変数の効果がコントロールされていることを伝えやすくするために、r列の媒介変数の効果にかんしては推定値の記載を省略した(z列と同じ変数効果が推定されている)。

#### [参考文献]

- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」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, 15-35.
- , 2007, 「Transitions Approachによる教育達成過程の趨勢分析」『理論と方法』22(2): 189-203.
- Bernardi, F. & Boado, H.-C., 2014, “Previous School Results and Social Background: Compensation and Imperfect Information in Educational Transition,” *European Sociological Review*, 30(2): 207-17.
- Blossfeld, H.-P. & Shavit, Y., 1993, “Persisting Barriers: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries,” Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 1-23.
- Boudon, R., 1973, *L’Inégalité des chances: La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris: Librairie Armand Colin. (=1983, 杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳『機会の不平等——産業社会における教育と社会移動』新曜社.)
- Breen, R. & Goldthorpe, J. H., 1997, “Explaining Educational Differentials,” *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- Breen, R., Luijkx, W. Müller, & R. Pollak, 2009, “Nonpersistent Inequality in Educational Attainment:

- Evidence from Eight European Countries,” *American Journal of Sociology*, 114(5): 1475–521.
- , 2010, “Long-term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences,” *European Sociological Review*, 26(1): 31–48.
- Breen, R. & Yaish, M., 2006, “Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making”, S. L. Morgan, D. B. Grusky, & G. S. Fields eds., *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*, Stanford, Calif.: Stanford University Press, 232–58.
- de Graaf, P. M. & H. B. G. Ganzeboom, 1993, “Family Background and Educational Attainment in the Netherlands for the 1891-1960 Birth Cohorts,” Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 75–99.
- Erikson, R. & Jonsson, J. O., 1996, “Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case,” R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press, 1–63.
- 藤原翔, 2012, 「高校選択における相対的リスク回避仮説と学歴下降回避仮説の検証」『教育社会学研究』 91: 29–49.
- 藤田英典, 1979, 「社会的地位形成過程における教育の役割」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 329–61.
- 古田和久, 2008, 「教育機会の不平等生成メカニズムの分析」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ 5 教育達成の構造』2005年SSM調査研究会, 81–97.
- 今田高俊, 1979, 「社会的不平等と機会構造の趨勢分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 88–132.
- Karlson, K. B., A. Holm, & R. Breen, 2012, “Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method,” *Sociological Methodology*, 42: 286–313.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 近藤博之・古田和久, 2009, 「教育達成の社会経済的格差——趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』 59(4): 682–98.
- Mare, R. D., 1981, “Change and Stability in Educational Stratification,” *American Sociological Review*, 46(1): 72–87.
- 中澤渉, 2010, 「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』 61(2): 112–129.
- Need, A. & U. de Jong, 2001, “Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, 13(1): 71–98.
- 尾嶋史章, 1990, 「教育機会の趨勢分析」菊池城司編『現代日本の階層構造 3 教育と社会移動』東京大学出版会, 25–55.
- Shavit, Y. & H.-P. Blossfeld eds., 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press.
- Shavit, Y., M. Yaish, & E. Bar-Haim, 2007, “The Persistence of Persistent Inequality,” S. Scherer, R. Pollak,

- G. Otte, & M. Gangl eds., *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*, Frankfurt: Campus Verlag, 37–57.
- 太郎丸博, 2007, 「大学進学率の階級間格差に関する合理的選択理論の検討——相対的リスク回避仮説の 1995 年 SSM 調査データによる分析」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』 33: 201–12.
- Treiman, D. J. & Ganzeboom, H. B. G., 2000, “The Fourth Generation of Comparative Stratification Research,” S. R. Quah & A. Sales eds. *The International Handbook of Sociology*, London: Sage, 123–50.
- Vallet, L.-A., 2004, “The Dynamics of Inequality of Educational Opportunity in France: Change in the Association Between Social Background and Education in Thirteen Five-Year Birth Cohorts (1908–1972),” *Paper presented at the meeting of ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility*, Neuchâtel, Switzerland.
- van de Werfhorst, H. G. & S. Hofstede, 2007, “Cultural capital or relative risk aversion?,” *British Journal of Sociology*, 58(3): 391–415.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会.