

# 中学生の進学期待の経年変化とその要因

——TIMSS1999-2011を用いた分析——

森 いつみ

## 1. 問題関心

非正規雇用の増加やひとり親世帯で相対的に多い子供の貧困など、社会における格差や貧困問題が頻繁に指摘される昨今、教育の分野でも2000年代から学力の水準や格差が問題とされ、学力を対象とした実証研究が増えている。それまでの研究では、階層研究の文脈で、本人の教育達成におよぼす家庭の社会経済的背景の影響や、教育達成が地位達成に及ぼす影響が多く研究されてきた。しかし近年はデータの整備もともない、より早い段階で形成されうる学力や学習意欲の格差に焦点があてられることが増えている。そうした中で、「学力」や「教育達成」のような客観的な結果変数だけでなく、学習意欲や進学期待といった生徒個人の主観的な結果変数に着目する研究がある。後者には、たとえば学習意欲の二極化をインセンティブ・ディバイドとしてとらえた研究として、荻谷（2001）がある。本稿もこのような教育達成にかかわる主観的な指標として、生徒本人が「どの教育段階まで進みたいか」を示す教育期待に注目する。

われわれが自身の教育経験を振り返るとき、中学生の時に自身や周りの生徒たちは、将来どの教育段階まで進みたいと思っていただろうか。高校まで、専門学校や高専まで、短大まで、大学までなど、めざす進路は人それぞれだっただろう。しかし、こうした差はいかに形成されていたのだろうか。教育期待とは、われわれ個人々の願望であるため、一見個人的な状況により規定されがちに

思える。しかし、それは社会的にみた際、出身家庭の階層や性別、地域といった、われわれが普段自明のものとしている社会的な要因によっても規定されうるものである。

文部科学省の学校基本調査によれば、大学進学率はここ10数年で上昇し、近年は大学全入時代と言われるようになってきている。図1は日本の1990年以降の高等教育への進学率の推移を示したものである。棒グラフ部分を見ると、18歳人口は1990年から2000年代にかけて徐々に減少してきたものの、高等教育機関への入学者の総数はあまり変わっていないことが分かる。これは、18歳人口と比較した場合、高等教育機関への相対的な入学の可能性が上昇していることを示している。また折れ線グラフに注目した場合、四年制大学への進学率がこの20数年の間に約25%から約50%まで一貫して上昇してきており、この間にほぼ倍増したことが見てとれる。対照的に、短期大学への進学率はこの間に約10%から5%へと半減した。また専修学校への進学率は、一貫して20%程度で推移している。

こうした進学率上昇の一方で、日本社会では貧困や格差の拡大が指摘され、就学援助の受給者もこの間に拡大し、家庭の経済状況から大学に行きたくても行けない子どもたちがいることが明らかにされている。教育社会学の分野では、教育が親の経済力や選択能力にゆだねられがちな「教育の市場化」の進行について、能力や努力が本人の業績を規定するというこれまで前提とされていたメリトクラシーの原理から、親の富や願望による選

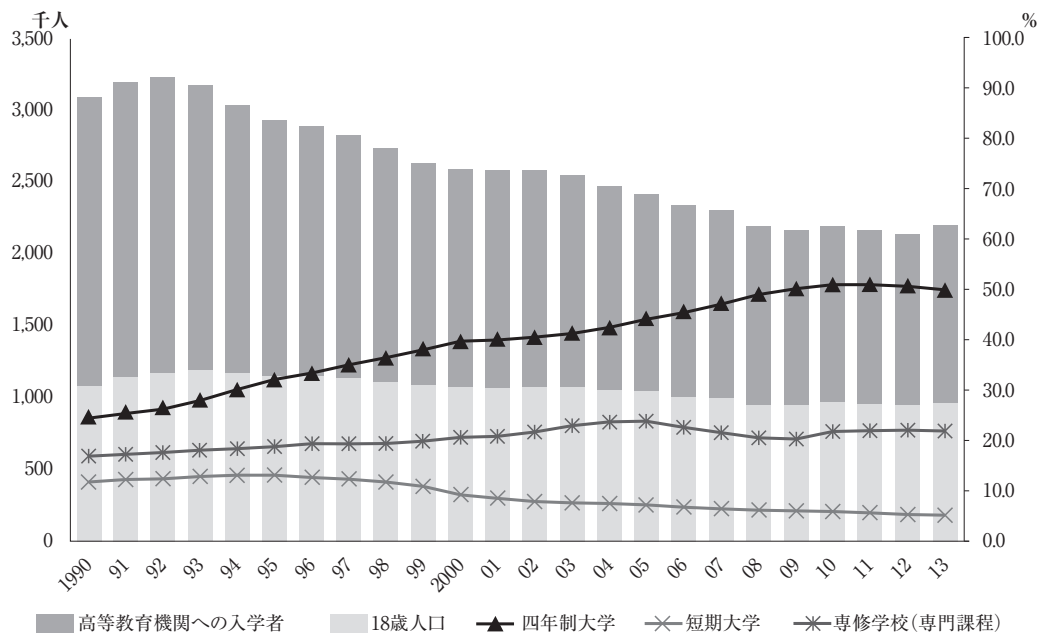


図1 高等教育への進学率の推移(1990-2013年)

注：文部科学省の「学校基本調査」の年次統計総括表より筆者作成。高等教育機関への入学者とは、大学学部・短期大学本科入学者、高等専門学校第4学年在学者、専修学校（専門課程）入学者を含む。

沢が本人の学力を形づくるといふペアレントクラシーの浸透を論じる研究もある（耳塚 2007）。このような背景のもと、果たして近年では、家庭背景による進学期待への影響は弱まっているのだろうか。大学進学を希望する生徒が増えるなかで、高校進学を希望する生徒の学力や家庭背景はどう推移しているのだろうか。そもそも中学時において、将来「大学まで行きたい」「高校まででよい」などと考えるようになるには、一体どのような背景やメカニズムがあるのだろうか。

本研究は、ゆとり教育から脱ゆとり教育へと政府が転換をはかったここ数十年の間に、そうした生徒の教育期待がいかにかに推移し、どのような要因によって規定されていたかを実証的に明らかにするものである。具体的には、日本全国に一般化可能な学力調査のデータを用い、1999年から2011年までの十数年の間で、義務教育段階にある中学2年生の生徒の教育期待の経年変化とその形成要

因を分析対象とする。これまでの研究では、高校段階での教育期待に注目したものも多いが、日本の高校は国際的に見ても学校間格差が大きいと言われ、すでに学校間で教育期待がかなり分化している可能性がある。しかし、もし中学というより早い段階から、すでにそこで将来展望の差が形成されているなら、その実態や規定メカニズムを分析することは重要な意味を持つ。そのため、本稿では中学生の生徒を対象にその教育期待を分析することとする。

## 2. 先行研究

「どの教育段階まで進みたいか」という生徒本人の教育期待は、先行研究では教育アスピレーションとも言われ、教育社会学の分野で一定の研究が蓄積されてきた。社会階層研究の文脈では、教育アスピレーションは、出身階層と地位達成を

媒介する変数の一つとして分析されてきた(片瀬 2005)。すなわち、平均的には出身階層(親の学歴や職業、収入)が高いほど本人の教育期待が高く、高い教育期待をもつ生徒ほど実際の教育達成も高くなりがちで、それがより高い地位達成につながるというモデルである。先行研究では、生徒の教育期待の形成過程には、出身階層を含めてさまざまな要因があるとされてきた。出身階層の中でも、親学歴が子どもの教育期待に対してもつ直接的・間接的な影響を検討した平沢(2012)によると、親学歴が高いほど世帯所得が高く、子どもの成績がよい傾向にあり、それらすべての要因が、子どもの教育期待を高めるべく直接的・間接的に影響しているとした。さらに、親学歴と子どもの教育期待の間には、親自身の子どもに対する教育期待という間接的な影響があることも繰り返し示唆されている(島 2008, 平沢 2012)。すなわち、親自身の学歴が高いと、親の子どもへの教育も高くなりがちで、それが子ども本人の教育期待に影響するという知見である。ただし、親の教育へのかかわり(例:親子の会話の頻度)といった、属性とは異なる「社会化」の影響が教育アスピレーションを高める因果効果をもつかどうかを検証した三輪・苫米地(2012)によると、傾向スコア法による分析の結果、他の要因を統制した後は、社会化効果の影響は見られなかったという。

生徒本人の教育期待は、出身階層による影響を免れないというのが先行研究の一貫した知見である。ただし、それ以外にも、教育期待の形成に関して一定の直接的・間接的な影響を持ちうる重要な変数がある。まず、生徒本人の学業成績や学力<sup>1)</sup>は、階層とはある程度独立して本人の教育期待を形成しうる要因である(片瀬 2005, 平沢 2012)。親学歴や家庭の収入などの階層要因の影響を取り除いた後でも、学力が高いほど、生徒の教育期待は高くなりがちである。また、教育期待に対する性別の影響を島(2008)によれば、男子の場合は学業成績の高さが進学期待を有意に高めるが、女子の場合は学業成績が必ずしも進学期待

を高めない場合もあるという。さらに、こうした教育期待の年代別推移を検討した研究もある。たとえばSSM調査を使用して10年ごとのコーホートを作成し、教育アスピレーションの規定要因の推移を検討した相澤(2011)によれば、年代によって、階層による影響はあまり拡大していないという。一方、1994年と1999年の生徒の教育アスピレーションの規定要因を比較した片瀬(2005)によれば、階層差の影響はこの間で縮小したとされており、教育アスピレーションの経年変化についてはさらなる検討が必要である。

### 3. 分析方法

#### 3.1 データの概要

本稿で使用するデータのTIMSS(Trends in Mathematics and Science Study)は、国際教育到達度評価学会(IEA)のもとで計画・実施されている国際学力調査で、1995年から4年おきに行われている<sup>2)</sup>。2011年には63か国/地域で実施されており、日本では国立教育政策研究所がこの調査を管轄している。日本では小学校4年生と中学校2年生を対象とし<sup>3)</sup>、算数・数学および理科の学力調査が実施される<sup>4)</sup>ほか、児童・生徒、教師、および学校を対象とした質問紙調査が実施されている。本稿では中学2年生の数学のデータに対象を絞り、生徒を対象とした質問紙を主に使用する。

TIMSSはその特徴から分かるように、日本全国の当該学年(小学4年または中学2年)に一般化可能であり、4年おきに継続調査がなされており、国際比較も可能なデータである。本稿でTIMSSを使用するのも、TIMSSが日本全国の中学生の様子をとらえており、経年比較が可能な点である点による。また、TIMSSは国際的に決められたガイドラインに従って標本集出を行っており、本調査には、2011年には日本全国の小学校149校及び中学校138校において、小学校4年生約4400名、中学校2年生約4400名、教師約650

名が参加した（国立教育政策研究所 2013: 19）<sup>5)</sup>。

### 3.2 変数

本稿では、進学期待がいかなる要因によって規定されているかを調べるため、先行研究から以下の変数を分析対象とした。まず従属変数である進学期待については、中学または高校までの進学を希望する生徒を1、専門学校、高専、短期大学への進学を希望する生徒を2、大学または大学院への進学を希望する生徒を3とする変数にリコードし、他項ロジット分析の際の従属変数とした。ただし自身の進学期待を「わからない」とした生徒が一定数おり、このカテゴリは度数分布で検討した後、多項ロジット分析では欠損値として扱った。

独立変数については、性別を示す女子ダミー、50万人以上の都市に住むかどうかを示す都市ダミーを作成した（ともに最小値0、最大値1）。また、家庭背景を示す変数として、家庭の教育資源、および親学歴の変数を作成した。まず家庭の教育資源については、1999-2011年の経年比較が可能な7つの変数（計算機、コンピューター、勉強机、辞書、望遠鏡、地球儀、植物図鑑）および家庭にある本の数（0-10冊、11-25冊、26-100冊、101-200冊、200冊以上の5カテゴリ）を主成分分析によって統合したものをを用いる（平均0、標準偏差1）。親学歴については、生徒が父母それぞれの学歴について答えたものを、両親が大卒、父か母が大卒、父か母が専門学校・高専・短大卒、両親が中学・高校卒という4つのカテゴリにリコードして分析した。なお、親学歴は1999年は日本のデータはすべて欠損値になっており、2003-2011年の分析のみで用いる。なお、親の学歴を「わからない」とした生徒が一定数おり、このカテゴリは度数分布でその特徴を検討した後、多項ロジット分析ではそれを平均値の代入によって補った。生徒個人の学力指標としての数学の学力については、もとが国際平均500、標準偏差100であった学力指標を、多変量分析の際には平均0、標準偏差1のスコアに標準化して用いる。

なお、各変数の相関をチェックした結果、家庭の教育資源と親学歴や、従属変数である教育期待と生徒の数学学力との相関が比較的高く、0.3-0.4台であったが、全体として相関係数が0.5を超えるものはなかった。

### 3.3 分析手法

本研究では、まずカテゴリ別の度数分布により各変数の特性を確認し、次に多項ロジット分析により、進学期待の規定要因を分析する。多項ロジット分析では、従属変数として中学・高校への進学を希望する生徒を基準カテゴリとし、専門学校・高専・短大への進学を希望する生徒と、大学以上の進学を希望する生徒とをそれぞれ別カテゴリとし、基準カテゴリとの比較で各要因が進学期待に及ぼす影響を検討する。従属変数を大学以上の進学希望と大学未満の進学希望との二つに分け、二項ロジット分析をすることも検討したが、大学未満でも中学・高校への進学を希望する生徒と専門学校・高専・短大への進学を希望する生徒との間には差があり、上述のような多項ロジット分析の方がモデルとして適切で、どのカテゴリ間を比較しているかが明確になると考えたため、本分析手法を採用した。親学歴が利用可能になる2003年以降は、モデルの二段階目で親学歴を新たな変数として投入し、1999年のモデルとも経年比較を可能にした。なお、分析にあたっては統計ソフトウェアのSTATAを利用した。

## 4. 分析結果

### 4.1 進学期待の経年変化

表1は進学期待の男女別の度数分布を示したものである。この表からまず明らかなのは、男女それぞれで、大学進学の希望者が年々増加していることである。女子よりも男子の方が8-10%程度大学進学希望の割合が高いが、その数値は男女ともに年々増加しており、2011年には男女平均してほぼ半数が大学への進学を希望していた。これ

表 1 進学期待の男女別度数分布 (1999-2011 年)

		高校まで	専門学校・高専・短大まで	大学以上	わからない	計	N
1999	男	22.7	9.8	41.3	26.0	100	2364
	女	15.2	27.2	33.0	24.3	100	2322
	計	18.8	18.2	36.7	24.9	100	4745
2003	男	19.3	10.5	45.8	24.0	100	2448
	女	14.7	28.0	38.5	18.6	100	2390
	計	17.0	19.1	42.0	21.3	100	4856
2007	男	22.0	11.0	51.1	15.7	100	2158
	女	15.7	29.2	41.7	13.4	100	2128
	計	18.7	19.9	46.2	14.5	100	4312
2011	男	24.1	9.8	53.6	12.5	100	2184
	女	15.2	28.4	45.0	11.3	100	2180
	計	19.4	18.9	48.7	11.8	100	4414

は、冒頭の図 1 でみた実際の大学への進学率の水準およびその上昇傾向と、ほぼ合致している。次に顕著な点としては、高校までの進学を希望するものは各年とも女子より男子のほうが多い一方、専門学校・高専・短大の進学を希望するものは、各年とも男子より女子のほうが多い点である。なお、前節で述べたように自らの進学期待を「わからない」と答えるものも 1999 年の時点で 4 分の 1 程度いるが、その数値は年々減少し、2011 年には男女平均で 12% 程度となっている。中学 2 年の時点で将来どの教育段階まで進みたいかを確定できない生徒が一定数いることは理解できるため、次項ではこの「わからない」カテゴリーの特徴も含めて、それらが親学歴とどう関連しているかを検討する。

#### 4.2 親学歴の分布と進学期待 (2003-2011 年)

図 2 は、親学歴のカテゴリー別の割合が、2003-2011 年の間でどう推移してきたかを示している。この図から分かるのは、この 10 年弱の間で、親学歴の分布状態にそこまで大きな変化は見られないという点である。たとえば親が高校以下の学歴

をもつ生徒は全体の 28% 程度おり、父母のどちらかが大卒の学歴をもつ生徒は 20% 程度、両親ともに大卒以上の学歴をもつ生徒は 12-14% 程度で、2003-2011 年の間ではこれらの割合に大きな変化はない。これは、上述のように生徒自身の進学率や教育期待がこの 10 年ほどで目に見えて上昇してきたのとは対照的である。このため、親学歴のもつ意味や価値は、ここ 10 年弱でそれほど変化していないものと考えられる。よって、後の多項ロジット分析で進学期待の規定要因を分析する際、親学歴の影響の経年変化を検討することは

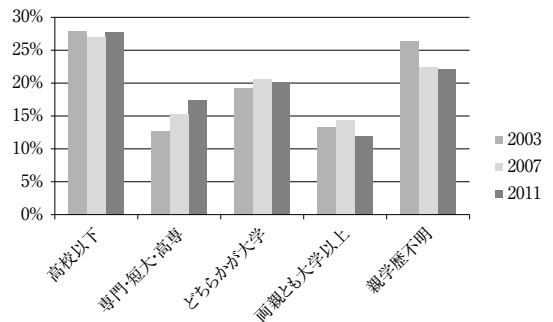


図 2 親学歴のカテゴリー別割合の推移 (2003-2011 年)

表2 親学歴別にみた生徒の教育期待の割合（2011年）

	生徒自身の教育期待				計	
	高校まで	専門学校・高専・短大まで	大学以上	わからない		
親学歴	両親が中学・高校卒	35.9 (443)	20.4 (252)	31.6 (389)	12.1 (149)	100 (1233)
	父か母が専門学校・高専・短大卒	15.1 (117)	32.0 (248)	44.9 (348)	8.0 (62)	100 (776)
	父か母が大卒	9.6 (86)	14.8 (133)	67.9 (609)	7.7 (69)	100 (897)
	両親が大卒	3.4 (18)	6.6 (35)	86.0 (456)	4.0 (21)	100 (530)
	不明	19.8 (194)	16.8 (164)	35.7 (349)	22.3 (218)	100 (978)

適切だと考える。

表2は、親学歴と生徒の教育期待との対応関係を、2011年のみについて検討したものである。両親が高卒以下の場合に限ってみると、生徒が親と同学歴の高校までを希望する割合が4割弱でもっとも高く、大学以上を希望する生徒が3割程度いる。父母のどちらかが専門学校・高専・短大卒の場合、生徒が親と同学歴を希望する割合は32%で、大卒を希望する割合は44.9%であるため、後者の方が多くなっている。父母のどちらかが大卒の場合は、生徒自身が大学以上を希望する割合が67.9%と高く、それ以下の学歴を希望する割合は低くなり、さらに両親ともに大卒の場合は、生徒が大学以上を希望する割合が86%で、親学歴と生徒の教育期待とが大きく一致するようになる。親学歴が不明の場合は、本人の教育期待も「わからない」という割合が高く、そのカテゴリで本人が大卒以上を期待するのは35.7%で、これは両親が中学・高校卒の場合と同程度となっている。

#### 4.3 進学期待の規定要因とその経年変化

上記まででは、生徒の教育期待や親学歴の経年変化、およびそれらの関連を見てきたが、以下で

は、それ以外の変数も含めて、生徒の進学期待がいかん規定されているかを検討する。まず1999年の結果については、表3から分かるように、中学2年時に、専門学校・高専・短大までの進学を希望する者は、高校までの進学を希望する生徒と比べて、以下のような傾向がある。女子が多く、都市度による違いは見られないものの、数学の学力が若干高く、家庭の教育資源が多い。これはつまり、一つの条件（例：性別）以外のすべての条件が一定だと仮定したとき（例：都市在住で、数学の学力と家庭の教育資源が平均レベル）、その一つの条件（つまり男子であるか女子であるか）のみが異なることで、進学期待に差がどの程度の差が出るかを示している。性別の例の場合、都市度や学力、家庭の教育資源という条件が同じでも、女子であることによって、高卒を希望する生徒よりも、約4.5倍専門学校・高専・短大への進学を希望しやすくなるという結果が読み取れる。

一方、大学以上の進学を希望する者は、高校までを希望する生徒と比べて、以下のような傾向がある。女子が若干多く、都市に居住しており、数学の学力が高く、家庭の教育資源が多い。先述の専門学校・高専・短大までを希望する生徒と比較して、数学の学力が一層高い傾向が見られる。表

表3 進学期待の規定要因の多項ロジット分析 (1999年)

	B	S.E.	Exp (B)
専門学校, 高専, 短大まで			
女子ダミー	1.511 ***	.108	4.533
都市ダミー	.034	.109	1.035
数学の学力	.419 ***	.057	1.520
家庭の教育資源	.240 ***	.054	1.271
(定数)	-.693 ***	.091	.500
大学以上			
女子ダミー	.304 **	.097	1.355
都市ダミー	.207 *	.100	1.230
数学の学力	1.141 ***	.057	3.130
家庭の教育資源	.525 ***	.050	1.691
(定数)	.556 ***	.072	1.744
N		3405	
Log likelihood		-2994.569	
Pseudo R2		.152	

注: \* < 0.05, \*\* < 0.01, \*\*\* < 0.001

では、数学の学力が標準偏差で1単位上がると、高校までの進学を希望する生徒と比べて、約3.1倍大学進学を希望しやすくなることが示されている。また、他の変数の影響を一定にした場合では、高校までを希望する生徒と比べて、女子の方が大学進学を希望しやすいという結果も興味深い。これはむしろ、高校までの進学を希望する生徒にそもそも男子が多かったという事実もあるが、それでも単純集計では女子の方が大学進学を希望する割合が8-10%低かったという結果を考えれば、ここでみる大学への進学期待の有意な男女差は注目に値する。

2003年の結果については、表4のように、専門学校・高専・短大への進学を希望する生徒は、高校までを希望する生徒と比べ、女子が多く、数学の学力が高く、家庭の教育資源が多い。これは1999年と同様の傾向である。モデル2で親学歴を投入すると、基準カテゴリである両親が中高卒に比べて、親がそれ以上の学歴の場合はいずれも生徒本人が有意に専門学校・高専・短大への進学を希望しやすくなることが分かった。また、親学

歴を加えたことでモデルの説明力が上昇したため、親学歴は一定の説明力をもつと考えられる。これは、それ以外の変数(性別、都市度、学力、教育資源)を統制した上でも、親の学歴によって、生徒の教育期待(どの程度の学歴を志望するか)に差が出ることを示している。さらに、それ以外の変数の影響がモデル1とモデル2の間でそれほど減少していないことから、親学歴は、生徒の教育期待に対し、それらとは独立した影響を及ぼしていることが分かる。

大学への進学を希望する生徒に関しては、1999年と異なり性別の影響は見られなかったが、都市に居住し、数学の学力が高く、家庭の教育資源が多いという傾向が見られた。モデル2で親学歴を投入すると、両親が中高卒の場合に比べて、親がそれ以上の学歴の場合はいずれも生徒が大学への進学を希望しやすくなることが分かった。とくに、両親が大卒の場合、生徒は高校までの進学を希望する場合に比べて約10倍、大学への進学を希望することが分かった。なお、モデル2で親学歴を投入することで、数学の学力と家庭の教育資源の

表 4 進学期待の規定要因の多項ロジット分析 (2003 年)

	モデル 1			モデル 2		
	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)
専門学校, 高専, 短大まで						
女子ダミー	1.250 ***	.106	3.491	1.260 ***	.107	3.526
都市ダミー	.078	.129	1.081	.043	.131	1.044
数学の学力	.443 ***	.059	1.557	.431 ***	.061	1.539
家庭の教育資源	.294 ***	.054	1.341	.243 ***	.056	1.275
両親が中学・高校卒 (基準)						
父か母が専門学校・高専・短大卒				.781 ***	.156	2.184
父か母が大卒				.709 ***	.163	2.032
両親が大卒				.885 ***	.262	2.423
親学歴不明 (定数)	-.343 ***	.087	.710	-.811 ***	.110	.444
大学以上						
女子ダミー	.148	.098	1.159	.127	.101	1.136
都市ダミー	.411 ***	.120	1.509	.288 *	.124	1.334
数学の学力	1.236 ***	.060	3.441	1.161 ***	.062	3.194
家庭の教育資源	.682 ***	.052	1.977	.548 ***	.054	1.730
両親が中学・高校卒 (基準)						
父か母が専門学校・高専・短大卒				.644 ***	.157	1.904
父か母が大卒				1.342 ***	.150	3.825
両親が大卒				2.340 ***	.232	10.377
親学歴不明 (定数)	.871 ***	.071	2.390	.880 ***	.130	2.410
N		3689			3689	
Log likelihood		-3094.261			-2964.916	
Pseudo R2		.168			.203	

注: \* $<0.05$ , \*\* $<0.01$ , \*\*\* $<0.001$

影響が若干減少していることから、親学歴はこれらの要因を一部経由して、生徒の進学期待に影響を及ぼしていることがうかがえた。

2007 年の結果については、表 5 のように、専門学校・高専・短大と大卒以上の場合それぞれで、各変数の作用する方向性は 2003 年のモデルと基本的に同じである。とくに親学歴は、生徒が大卒以上を希望する場合に、学力を除いた他の変数よりも大きな影響力を持っている。両親が大卒である場合に加え、父か母のどちらかが大卒である場合も、生徒が高校までを希望する場合に比べて約

5.7 倍、大学への進学を希望しやすくなっている。なお、2003 年と同様に、親学歴は部分的に学力と家庭の教育資源を経由して生徒の教育期待に作用していることがうかがえる。2003 年との大きな違いは、モデルの説明力は、モデル 1 と 2 それぞれで、2003 年の結果よりも高くなっている。これは、モデル内の変数によって、生徒の進学期待がよりよく説明されるようになったことを示している。

2011 年の結果については、表 6 のように、各変数の基本的な影響は 2007 年のモデルと同様で、



表5 進学期待の規定要因の多項ロジット分析 (2007年)

	モデル1			モデル2				
	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)		
専門学校, 高専, 短大まで								
女子ダミー	1.340	***	.108	3.818	1.324	***	.110	3.758
都市ダミー	-.044		.128	.957	-.049		.130	.952
数学の学力	.481	***	.062	1.618	.459	***	.063	1.582
家庭の教育資源	.198	***	.056	1.219	.158	**	.057	1.171
両親が中学・高校卒 (基準)								
父か母が専門学校・高専・短大卒					.824	***	.146	2.280
父か母が大卒					.763	***	.171	2.145
両親が大卒					.235		.270	1.264
親学歴不明					.289	*	.141	1.335
(定数)	-.405	***	.089	.667	-.754	***	.113	.470
大学以上								
女子ダミー	.205	*	.100	1.228	.162		.105	1.175
都市ダミー	.519	***	.116	1.680	.387	***	.122	1.472
数学の学力	1.401	***	.063	4.060	1.312	***	.065	3.712
家庭の教育資源	.550	***	.053	1.734	.369	***	.056	1.447
両親が中学・高校卒 (基準)								
父か母が専門学校・高専・短大卒					.704	***	.151	2.022
父か母が大卒					1.734	***	.160	5.663
両親が大卒					2.282	***	.220	9.791
親学歴不明					.741	***	.136	2.098
(定数)	.865	***	.073	2.376	.035		.103	1.035
N			3610				3610	
Log likelihood			-2938.546				-2774.152	
Pseudo R2			.189				.234	

注: \* $<0.05$ , \*\* $<0.01$ , \*\*\* $<0.001$

モデルの説明力も同程度である。しかし、2007年までとの顕著な違いとして、まず都市度の有意な影響がなくなったことが挙げられる。これは、モデル内の他の変数の影響を一定とした場合、都市に居住しているか否かによって、大学への進学を希望するか否かには有意な差がなくなったことを示している。また、2011年には女子であることによって、高校までの進学を希望する場合と比べて、専門学校・高専・短大までおよび大学それぞれへ進学を希望する度合いが強まったことが挙げられる。すなわち、2011年において、女子は

男子よりも約5倍、専門学校・高専・短大までの進学を希望しやすくなっており、約1.5倍、大学への進学を希望しやすいという結果になっている。もう一つ顕著なのは、大学以上を希望する場合で、両親が大卒であることの影響力が強まっている点である。2011年では、両親が大卒であることで、生徒自身も大学以上の進学を希望する確率は、高校までの進学を希望する場合に比べて約14.8倍という結果となった。これはかなり高い値である。この結果とは、性別や都市度、学力や家庭の教育資源の水準が同程度の場合でも、両親が大卒か否

表 6 進学期待の規定要因の多項ロジット分析 (2011 年)

	モデル 1			モデル 2				
	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)		
専門学校, 高専, 短大まで								
女子ダミー	1.572	***	.111	4.816	1.615	***	.114	5.028
都市ダミー	-.021		.124	.979	-.051		.127	.951
数学の学力	.451	***	.062	1.569	.450	***	.064	1.569
家庭の教育資源	.403	***	.058	1.496	.314	***	.060	1.369
両親が中学・高校卒 (基準)								
父か母が専門学校・高専・短大卒					1.210	***	.150	3.354
父か母が大卒					.806	***	.174	2.238
両親が大卒					.991	**	.314	2.694
親学歴不明					.570	***	.146	1.769
(定数)	-.588	***	.093	.556	-1.145	***	.121	.318
大学以上								
女子ダミー	.342	***	.098	1.408	.371	***	.103	1.448
都市ダミー	.235	*	.111	1.264	.174		.115	1.190
数学の学力	1.334	***	.061	3.798	1.275	***	.063	3.580
家庭の教育資源	.603	***	.053	1.828	.423	***	.056	1.527
両親が中学・高校卒 (基準)								
父か母が専門学校・高専・短大卒					.950	***	.145	2.585
父か母が大卒					1.568	***	.154	4.798
両親が大卒					2.697	***	.268	14.830
親学歴不明					.745	***	.133	2.106
(定数)	.964	***	.071	2.622	.107		.099	1.112
N			3729				3729	
Log likelihood			-2998.625				-2831.854	
Pseudo R2			.187				.233	

注: \* $<0.05$ , \*\* $<0.01$ , \*\*\* $<0.001$

かという条件のみによって、生徒本人が大学以上の進学を希望するか否かについて 10 倍以上の差が出るということを示している。

これまでのモデルを経年であらためて比較すると、生徒の進学期待に対して、性別や都市度、学力や親の教育資源の影響にはとりわけ大きな変化は見られないものの、親学歴の影響に関しては、変数が利用可能な 2003 年と 2011 年の間では、両親が大卒であることの影響が約 10 倍から 14.8 倍

まで増加していることが分かった。これは、親学歴という観点で見た場合、2003 年から 2011 年の間で生徒の教育期待の階層差が拡大していることを示唆している。

## 5. 結論

本稿では、中学 2 年時の進学期待の経年変化とその規定要因を分析した。進学期待の経年変化に

については、1999年から2011年の間で大学進学を希望する生徒の割合が一貫して高まっており、この傾向は男女ともにみられた。そして大学進学を希望する生徒には、両親（あるいは父か母のどちらか）が大卒である割合が高かった。多項ロジット分析により、高校までの進学を期待する生徒を基準として進学期待の規定要因を分析した結果、以下のような知見が導かれた。まず、専門学校・高専・短大への進学を希望する生徒には、モデル内の他の変数を統制した場合、女子が多く、都市度に有意な関連はなく、数学の学力や家庭の教育資源の水準は高めで、親学歴も若干高い傾向にあることが分かった。一方大学以上への進学を希望する生徒には、まず1999年と2011年で有意に女子が多く、都市度には1999-2007年の間で有意な関連はあったものの2011年にはその関係はなくなったことが分かった。これは、実際の大学進学率が上昇するのにとともに、2011年の時点では都市度にかかわらず生徒が大学進学を希望し、学力や家庭の教育資源が同水準の場合は、とくに女子が大学進学を希望しやすくなっていることを示していると考えられる。そして大学以上への進学を希望する場合、生徒の数学の学力や家庭の教育、親学歴ともに高い水準にあることが分かった。専門学校・高専・短大への進学と、大学以上への進学を希望する生徒を比較した場合、後者の方が前者よりもいっそう数学の学力が高く、家庭の教育資源が多く、親学歴が高い傾向にあることが分かった。また経年で比較した場合、数学の学力と家庭の教育資源の影響には一定の変化が見られないものの、親学歴の影響が年々大きくなっていることが分かった。すなわち、ここ10数年の生徒の進学期待を経年でみた場合、学力という生徒個人の能力や努力が反映される業績主義的な要因の影響はさほど変化していないものの、親の学歴という生徒自身には左右できない属性的な要因の影響が近年強まっていることが明らかになった。

本研究の今後の課題として、以下の5点が挙げられる。第一に、本研究では階層的な要因として

家庭の教育資源および親学歴のみを取り上げたが、先行研究ではそれ以外に父親の職業や収入が、生徒の教育期待に影響しているとするものがある（片瀬 2005, 平沢 2012 など）。本稿で使用したTIMSSデータには父職や家庭の収入に関する情報がないため、今回の親学歴の直接的な影響の中に、こうした父職や収入の間接的な影響が一部含まれていることが推察される。第二に、進学期待だけでなく、学力の規定要因の経年変化を合わせて分析することが必要である。本稿では生徒の進学に関する主観的な指標である進学期待を取り上げたが、今後は客観的な指標としての学力においても、同様のデータで経年変化を検証することが有効である。森（2013）はTIMSSを用いた学力の規定要因の初期的な分析から、家庭背景の影響が1999年から2007年までの間に拡大し、2011年では若干縮小している可能性を示した。本稿では生徒の学力を説明変数の一つとして分析したが、そもそもの学力がどの程度家庭背景の影響を受けているかについて、それに特化したモデルを立て、今後合わせて詳細に分析していく必要がある。第三に、本稿では専門学校・高専・短大への進学を同一カテゴリとしてとらえたが、長尾（2009）によると専門学校への進学を希望する生徒とは、メリトクラティックな価値観とは異なる意識を持ち、将来希望する職業がより明確である者が多いという。この場合、短大はむしろ四年制の大学と同一カテゴリとして分析されるべきかもしれない。本稿では、TIMSSデータの所与の選択肢である「専門学校・高専・短大」をそれ以上細かく分けて分析することはできなかったが、これらの学歴は教育年数という量的側面では同程度に見えても、質的には異なる意味を持ちうるものである。そのため、今後これらの学歴についての教育期待をより詳細に分析する際は、これらの学歴を区別して生徒の教育期待を尋ねたデータを探して分析していく必要がある。第四に、日本国内でも生徒の進学期待や実際の進学行動には一定の地域差があるとされている（片瀬 2005, 中澤 2012）。本稿で

は、TIMSSで利用可能な変数として都市の大きさのみを統制したが、今後は地域別や都道府県別のデータも用いながら、本稿でみた教育期待の規定要因の影響が、地域別の他のデータでも同様に見られるのかについて検討していきたい。第五に、教育期待の規定要因やメカニズムは、国によって異なりうることが示唆されている。今後は国際比較が可能なTIMSSデータの利点を生かしながら、教育期待の期待要因の国際比較にも取り組んでいきたい。

〔付記〕本稿の執筆にあたり、SFR個人研究費（課題名：ゆとり教育が小中学生の学力形成に及ぼした影響—国際経年データを用いた実証分析—）の提供を受けたことに感謝する。

## 注

- 1) 厳密には、学業成績とは教師によって判断されたもので、生徒の学業的なパフォーマンスに対する教師の主観を含む一方、学力は学力テストによって判断されるより客観的な指標であるという差がある。
- 2) その前身となる国際比較調査については国立教育研究所（2013: 3）参照。
- 3) 国際的には正規の学校教育の4年目・8年目にあたる学年に在籍している生徒を対象としており、2010年度の学年末に「9歳以上10歳未満の大多数が在籍している隣り合った2学年のうちの上の学年の生徒」及び「13歳以上14歳未満の大多数が在籍している隣り合った2学年のうちの上の学年の生徒」を対象に調査が行われた（国立教育政策研究所，2013: 5）。
- 4) 小学生は72分、中学生は90分の解答時間で算数・数学および理科の学力テストを実施している。
- 5) 具体的な標本抽出の手順としては、日本の場合、以下の手順がとられた。「まず学校を抽出し、そこから児童生徒（学級）を抽出する二段階抽出を行うこととし、平成20（2008）年5月1日現在の文部科学省の「学校基本調査」のデータをもとに、

地域類型、学校種別によって層化して平成21（2009）年9月に学校を標本抽出した。理論上の母集団としては、国立、公立、私立のすべての小・中学校が対象となるが、特別支援学校及び特別支援学級に在籍する児童生徒は、学年構造やカリキュラムが特殊であったり、今回の調査環境で解答することが困難であったりと、国際的な除外基準に合致するため、標本抽出の段階で除外することにした。」（国立教育政策研究所，2013: 24）。

## 参考文献

- 相澤真一，2011，「教育アスピレーションからみる現代日本の教育の格差—趨勢変化と国際比較を通じて」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会—階層と移動の構造』pp. 123-137.
- 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。
- 荻谷剛彦，2001，『階層化日本と教育危機—不平等再生産から意欲格差社会へ』有信堂。
- 国立教育政策研究所編，2013，『TIMSS 2011 算数・数学教育の国際比較—国際数学・理科教育動向調査の2011年調査報告書』明石書店。
- 島直子，2008，「中学生の進学希望とその規定要因における性差」『上智短期大学紀要』28: 95-105.
- 長尾由紀子，2009，「専門学校への進学希望にみるノン・メリトクラティックな進路形成」東京大学教育学部比較教育社会学コース Benesse教育研究開発センター 共同研究『都立高校生の生活・行動・意識に関する調査報告書』109-125.
- 中澤渉，2012，「出身地域による高卒後進学機会の不平等」『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』43: 1-23.
- 平沢和司，2012，「子どもの理想学歴と家庭環境」内閣府 子ども若者・子育て施策総合推進室「平成23年度 親と子の生活意識に関する調査報告書」。
- 耳塚寛明，2007，「小学校学力格差に挑む—だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』80: 23-39.
- 三輪哲・苫米地なつ帆，2011，「社会化と教育アスピ

レーション」『東北大学大学院教育学研究科年報』  
60 (1) : 1-13.

森いづみ, 2013, 「国際経年データに見る中学生の学力  
の変化」日本教育社会学会第 65 回大会報告, 於埼  
玉大学.

