

# 教育期待と教育達成の不一致からみた大学進学機会の格差\*<sup>1</sup>

鳶島修治  
(群馬大学)

## 【論文要旨】

本稿では、中学3年時の大学進学期待の有無に着目して、日本社会における大学進学機会の格差について検討する。本稿の目的の1つは、中学3年時の教育期待と実際の教育達成との不一致に着目した検討をとおして、高校生を対象とした研究で指摘されている「四大シフト」に相当する現象（「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケースの増加）が2015年SSM調査のデータから確認できるかどうかを検証することである。また、中学3年時に大学進学を期待していなかった層の大学進学率が上昇する中で大学進学機会の格差がどのように変化してきたのかを、出身高校のタイプや出身階層に着目して検討する。分析の結果、1990年代以降に高卒後進路の選択を行った年齢層において、中学3年時に大学進学を期待していなかった層における大学進学者の割合が上昇していることが確認された。また、中学3年時に大学進学を期待していなかった者が大学へ進学する経路として、1980年代まではいわゆる進学校を経由した大学進学が支配的であったが、1990年代以降の進学率上昇期には専門学科からの大学進学も増加してきていることが示された。他方で、1990年代以降の進学率上昇期には、中学3年時に大学進学を期待していなかった層において大学進学に対する出身階層の影響が強まっていることが示唆された。

キーワード：教育期待と教育達成の不一致、大学進学機会の格差、教育拡大

## 1. 問題の所在

戦後、日本では大幅な教育の量的拡大が進行してきた。『学校基本調査』（文部科学省）によれば、大学進学率（男女計）は1960年まで10%弱の水準を維持していたが、1960年代に入ると上昇を始め、1975年には27.2%に達する。その後、大学進学率はしばらく停滞し25%前後の水準で推移するが、1990年代に入ると再び上昇し、2009年には50%を超えた。2017年の大学進学率は52.6%（男子55.9%、女子49.1%）となっている（図1）。このような戦後日本における大学教育機会の変動は1960年頃までの「停滞期」、1960年代～1970年代半ばの「拡大期」、1970年代後半～1990年頃までの「再停滞期」、1990年代以降の「再拡大期」に区分して捉えることができる（村澤2010）。

---

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

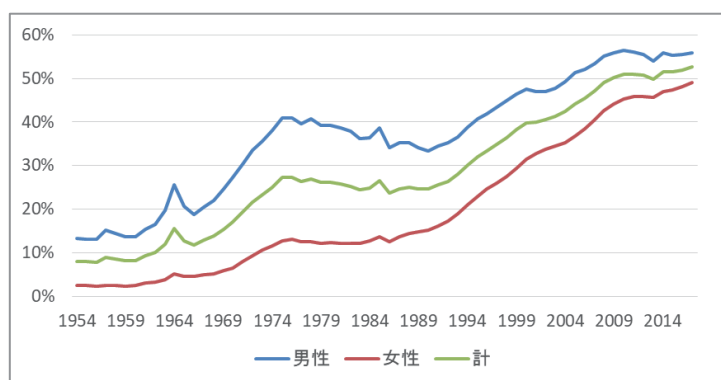


図1 大学進学率（過年度高卒者等を含む）の推移（1954年～2017年）

出典：『学校基本調査』（文部科学省）

本稿では、このような大学教育機会の動向を念頭に置きながら、日本社会における大学進学機会の動向について検討する。その際、特に1990年代以降の「再拡大期」における格差の動向に注目する。2005年（まで）のSSM調査ではこの時期に高卒時の進路選択を行った年齢層について十分なケース数が得られていなかったが、2015年SSM調査で初めてある程度のケース数を確保できているためである。

また、1990年代以降の変化に注目した分析を行うにあたって、本稿では中学3年時の「教育期待 (educational expectation)」（どの教育段階までの進学を期待していたか）に注目する<sup>2</sup>。議論を単純化して「大学への進学／非進学」だけを考えた場合、教育期待と教育達成が一致しないケースとして、「中学3年時には大学進学を期待していたが、結果的に大学へ進学しなかった」または「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」という2つのパターンを想定できる。本稿では特に後者に注目する<sup>3</sup>。

「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケースに該当する者がサンプル全体に占める割合は大きくない。そのため、仮にそのような層で進学機会の格差に何らかの変化が生じていたとしても、サンプル全体を対象とした分析からは明確な変化が見出されない可能性がある。本稿では、中学3年時に大学進学を期待していなかった層に着目した分析を行い、局所的ではあるが重要な変化を見出すことを試みたい。

## 2. 先行研究の検討

教育期待（または教育アスピレーション）に着目した研究は国内外で多数行われており（片瀬 2005）、その中には過去のSSM調査データを用いたものも含まれる（相澤 2008, 2011; 岩

<sup>2</sup> 教育アスピレーションと教育期待の異同については Kerckhoff (1976) 等を参照のこと。

<sup>3</sup> ただし、本稿では前者のケースについてもあわせて検討を加える。同様の関心にもとづく研究として Hanson (1994) がある。

永 1989, 1990; 中山・小島 1979)。先行研究のもっとも基本的かつ重要な知見は、教育期待と実際の教育達成が密接に結びついている(教育期待が高いほど教育達成は高い傾向がある)ということである。しかし、教育期待と実際の教育達成が一致しないケースも少なくない。両者が一致しないケースに注目することで、従来とは異なる視点から教育達成の格差生成過程における教育期待の役割を捉え直すことができると思われる。

前述のように、1990年代以降の大学進学機会の動向に焦点をあてた検討を行うにあたって、本稿では「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケースに注目する。高校生を対象とした縦断的研究では、高校入学当初には大学進学を期待していなかった生徒が後に大学進学を期待するようになる「四大シフト」という現象が指摘されている(中村 2010, 2011)。本稿では、無作為抽出にもとづく全国データを用いて出生コーホート間の比較を行うことにより、1990年代以降の日本社会に特有の現象として「四大シフト」に相当する現象(本稿の文脈では「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケース)の増加が確認できるかどうかを検証する。

高校生の進路形成における「四大シフト」の背景として、1990年代以降の高卒就職市場の厳しい状況(本田 2005; 小杉 2010)を指摘できる。高卒での正社員としての就職が難しくなる中で、一部の高校生のあいだで〈就職できないから大学へ進学する〉という形での進路選択がなされるようになってきている(中村 2010, 2011; 西村 2006)。このような形での大学進学を現実的に可能にしている要因の1つは、冒頭でも言及した大学進学率の上昇である。すなわち、1990年代以降の進学率上昇にともなって、中学3年時や高校入学時には大学進学を期待していなかった層にとっても大学へ進学しやすい状況が生じたと考えられる。

また、1990年代以降の日本では、単に大学進学率が上昇しているだけでなく、大学入試の多様化も進行している。すなわち、ペーパーテストによる学力試験を課さない推薦入試やAO入試が拡大している。このことも「四大シフト」が生じる背景的な要因の1つになっていると考えられる。山村(2009a)によると、近年では学力試験をとまなう一般入試を経て大学へ入学する者は全体の6割に満たない。約3割は推薦入試による入学者であり、AO入試を加えればその比率はさらに高くなる。ただし、選抜方法別の入学者の分布には大学の設置形態や大学のランク(入学難易度)によって大きな差がある。推薦入試やAO入試は国公立大学よりも私立大学で広く用いられており、私立大学の中でも入学難易度が低い大学ほど推薦入試やAO入試による入学者の占める割合が大きい。また、出身高校のランクと大学進学における選抜方法のあいだにも明確な関連がある(山村 2009b)。中村(2011)でも指摘されているように、非進学校からの大学進学と推薦入試やAO入試といった選抜方法は密接に結びついている。

「四大シフト」と関連する変化として先行研究で指摘されているのは、専門高校(専門学科)からの大学進学増加である(中村 2002, 2006, 2010, 2011)。中村(2006)によると、

専門高校に通う高校生（特に男子）における教育アスピレーションの上昇は、就職志望から短大や専門学校への進学志望への変更というよりも、それらを飛び越えて就職から大学進学へ志望を上昇させる現象として生じている。また、専門高校に通う高校生のそうした志望変更は推薦入試やAO入試の拡大といった大学入試制度の変容と結びついている。

こうした先行研究の知見を踏まえ、本稿では専門学科の出身者に注目しながら出身高校のタイプによる大学進学機会の格差について検討する。そうすることで、教育達成過程に関する研究で以前から取り上げられてきた高校間トラッキング<sup>4</sup>という論点についても新たな知見を提出することができると思われる。すなわち、教育達成の階層間格差が生み出される過程では中卒時の進路選択の段階でどのような高校へ進学するかが重要な役割を担っているが（荒牧 2008; 中西 2000）、1990年代以降の大学進学率上昇にともなう「四大シフト」の増加は、普通高校（普通科）と専門高校（専門学科）のあいだの大学進学機会格差の縮小（高校間トラッキングの弛緩）をともなっている可能性がある。

また、本稿では出身階層による大学進学機会の格差（ここでは出身高校のタイプ等を統制した上での高卒時の進路選択における出身階層の直接的な影響を指す）についても検討を加える。教育達成の階層間格差はSSM調査をはじめとした社会階層研究の伝統的なテーマであり、これまでも多くの研究が行われてきた（鹿又 2014; 荒牧 2016）。本稿では、中学3年時に大学進学を期待していなかった層の大学進学機会に焦点をあて、出身階層による大学進学機会の格差について改めて検討を加える。高校生を対象とした先行研究（中村 2010, 2011）は必ずしも「四大シフト」と出身階層の関連を主題としていないため、この論点については2015年SSM調査のデータを分析することで新しい知見を付け加えることができる部分があると思われる。

### 3. データと変数

本稿では2015年SSM調査のデータを用いて分析を行う<sup>5</sup>。使用する主な変数は中学3年時の教育期待と教育達成（最後に通った学校）である。基本的には「中学3年時に大学進学を期待していたかどうか」と「大学へ進学したかどうか」を問題にする。具体的には、教育期待と教育達成の双方に関して「大学」「大学院」が1、「中学」「高校」「専門学校」「短大・高専」が0の値をとる二値変数を使用する（教育期待の「何も考えていなかった」という回答は欠損値として扱う）。ただし、教育期待と教育達成のいずれに関しても、必要に応じて詳細

<sup>4</sup> ここでいうトラッキングとは「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」（藤田 1980: 118）を指す。

<sup>5</sup> 2015年SSM調査において中学3年時の教育期待に関する質問の選択肢に変更があった（「専門学校まで」という選択肢が新たに追加された）ため、本稿では2005年以前のSSM調査データは使用しないこととした。

なカテゴリ分類を用いることとする。

その他の変数としては、性別、出生コーホート、中学3年時成績、出身高校のタイプ、父親の学歴、15歳時の父職、15歳時のくらしむきを用いる。出生コーホートは大学進学率の動向とケース数のバランスを考慮しながら「1935-44年生」「1945-57年生」「1958-74年生」「1975-94年生」の4カテゴリに区分した。出身高校のタイプは「普通科Ⅰ」「普通科Ⅱ」「専門学科」の3カテゴリに分類した。「普通科Ⅰ」は大学・短大への進学者が7～8割またはほぼ全員の普通科であり、「普通科Ⅱ」は大学・短大への進学者が半数以下の普通科である。なお、理数科や英語科等の進学を念頭に置いた学科は「普通科」のカテゴリに含む。中学3年時成績（「上の方」から「下の方」までの5段階）は統制変数として用いる。父学歴については「中学・高校」「短大・高専・専門学校」「大学・大学院」の3分類を用いる。15歳時父職についてはSSM職業8分類をもとに「専門・管理」「事務・販売」「ブルーカラー」の3カテゴリに整理した。15歳時くらしむきについては「豊かな」から「貧しい」までの5段階で測定されたものを便宜的に量的変数として用いる。分析に使用する変数の基本統計量は表1に示したとおりである。

表1 使用する変数の基本統計量

	N	Mean	S.D.	Min	Max
大学進学期待	5,146	0.371	0.483	0	1
大学進学	5,146	0.283	0.451	0	1
男性	5,146	0.454	0.498	0	1
出生コーホート					
1935-44年生	5,146	0.160	0.367	0	1
1945-57年生	5,146	0.277	0.448	0	1
1958-74年生	5,146	0.313	0.464	0	1
1975-94年生	5,146	0.250	0.433	0	1
父学歴					
中学・高校	5,146	0.433	0.496	0	1
短大・高専・専門学校	5,146	0.355	0.479	0	1
大学・大学院	5,146	0.212	0.408	0	1
15歳時父職					
専門・管理	5,146	0.139	0.346	0	1
事務・販売	5,146	0.273	0.445	0	1
ブルーカラー	5,146	0.588	0.492	0	1
出身高校タイプ					
普通科Ⅰ	4,554	0.321	0.467	0	1
普通科Ⅱ	4,554	0.307	0.461	0	1
専門学科	4,554	0.373	0.484	0	1
中学3年時成績	5,146	3.316	1.023	1	5
15歳時くらしむき	5,146	3.116	0.880	1	5

注：出身高校タイプは中卒者が除外されるため他の変数とケース数が異なる。



## 4. 分析結果

### 4.1 大学進学期待の規定要因とコーホート間の変化

中学3年時に大学進学を期待していた層と期待していなかった層の特徴がコーホート間で大きく変化している場合、教育期待と教育達成の関連に着目した分析の結果の解釈が難しくなる部分がある。そのため、まず中学3年時の大学進学期待の規定要因についてコーホート間の違いを検討する。なお、詳細な結果は省くが、全体の傾向として①男性は女性よりも大学進学を期待しやすく、②中学3年時成績が高いほど大学進学を期待しやすく、③出身階層が高いほど大学進学を期待しやすい。以下で確認しておきたいのは、大学進学期待と他の変数との関連がコーホート間で異なるのかどうかという点である。

表2に中学3年時の大学進学期待に関するロジスティック回帰分析の結果を示した。ここでは各独立変数（性別、父学歴、15歳時父職、15歳時暮らしむき、中学3年時成績）と出生コーホートとの交互作用項を追加することによってモデル適合度がどの程度変化するかを検討している。結果を見ると、BICに関しては交互作用項を含まないモデル1がもっとも小さい値を示している。2番目に小さい値を示しているモデル2とのBICの差は11.582であり、十分に大きな差があるといえる（Raftery 1995: 139）。したがって、基本的には大学進学期待と他の変数との関連について出生コーホート間で顕著な違いはないと考えることができる<sup>6</sup>。以下では、この結果を議論の前提として、中学3年時の教育期待と実際の教育達成との関連や大学進学機会の格差の動向を検討していく。

表2 モデル比較（大学進学期待のロジスティック回帰分析，N=5,146）

	LL	df	AIC	BIC
モデル1（交互作用項なし）	-2518.658	11	5059.316	<b>5131.321</b>
モデル2（出生コーホート×性別）	-2511.630	14	5051.259	5142.903
モデル3（出生コーホート×父学歴）	-2509.710	17	5053.419	5164.701
モデル4（出生コーホート×父職）	-2515.933	17	5065.866	5177.148
モデル5（出生コーホート×暮らしむき）	-2516.021	14	5060.042	5151.685
モデル6（出生コーホート×中3時成績）	-2516.428	14	5060.855	5152.499

### 4.2 教育期待と教育達成の関連

#### 4.2.1 教育期待の分布

表3には中学3年時の教育期待の分布を出生コーホート別に示した<sup>7</sup>。中学3年時に大学進

<sup>6</sup> AICを基準にした場合には異なる解釈も可能だが、この論点についての詳細な検討は別の機会に改めて行うこととしたい。

<sup>7</sup> 男女別の集計結果は掲載していないが、教育期待の分布に関する男女間の大きな違いとして、大学または大学院までの進学を期待していた者の割合が男性で大きいこと、他方で、専

学を期待していた者の割合はサンプル全体では 37.1%である。逆にいうと 62.9%は中学 3 年時に大学進学を期待しておらず、大学進学を期待していた者は必ずしも多数派ではないことがわかる。この点についてはもっとも若い 1975-94 年生のコーホートも例外ではない。1975-94 年生のコーホートにおいて中学 3 年時に大学進学を期待していた者の割合は 49.3%であり、半数以上 (50.7%) は大学進学を期待していなかった。

ただし、表 3 からは中学 3 年時に大学進学を期待していた者の割合が一貫して増加してきたことも確認できる。大学進学を期待していた者の割合は 1935-44 年生のコーホートでは 24.4%であったが、1945-57 年生では 32.5%、1958-74 年生では 37.8%、1975-94 年生では 49.3%となっている。1958-74 年生のコーホートまでは「高校まで」という教育期待がもっとも典型的であり全体の 40~50%を占めていたが、1990 年代からの大学進学率上昇を反映して、1975-94 年生のコーホートでは初めて「大学 (または大学院) まで」という教育期待をもっていた者がもっとも大きな割合を占めるようになっている。

表 3 中学 3 年時の教育期待の分布

	1935-44 年生	1945-57 年生	1958-74 年生	1975-94 年生	計
中学まで	16.9%	6.7%	1.4%	1.6%	5.4%
高校まで	49.9%	48.6%	40.8%	28.4%	41.3%
専門学校まで	5.4%	4.5%	8.4%	12.8%	8.0%
短大・高専まで	3.4%	7.7%	11.6%	7.9%	8.3%
大学・院まで	24.4%	32.5%	37.8%	49.3%	37.1%
計	100%	100%	100%	100%	100%
N	823	1,425	1,611	1,287	5,146

#### 4.2.2 大学進学を期待していた層の進学行動

次に、中学 3 年時に大学進学を期待していた層が実際にどのような進路を選択したのかを確認する。表 4 に示したように、中学 3 年時に大学進学を期待していた者のうち 64.5%が大学へ進学している。出生コーホート別に見ると、大学へ進学した者の割合は 1935-44 年生が 43.8%、1945-57 年生が 57.5%、1958-74 年生が 65.4%、1975-94 年生が 75.3%であり、中学 3 年時の大学進学期待が実現される割合は着実に上昇してきた。なお、サンプル全体 (大学進学を期待していなかった層を含む) での大学進学者の割合を求めると、1935-44 年生のコーホートから順に 14.8%、23.2%、28.4%、42.6%となる (図表は省略)。これと比較すると、中学 3 年時に大学進学を期待していた層における大学進学者の割合は顕著に大きいといえる。

ただし、中学 3 年時に大学進学を期待していた層の中でも、結果的に大学へ進学しなかった者は決して少なくない。全体 (男女計) では 35.5%がこのようなケースに該当する。1935-44

専門学校や短大・高専までの進学を期待していた者の割合は女性で大きいことを指摘できる。

年生のコーホートでは大学進学を期待していた者のうち半数以上（56.2%）が結果的には大学へ進学していない。また、もっとも若い 1975-94 年生のコーホートでも大学進学を期待していた者のうち 24.7%は大学へ進学していない。中学 3 年時の教育期待と実際の教育達成は密接に関連しているが、両者が一致しないケースも決して例外的ではないといえる。

男女別の集計結果を見ると、男性では 25.6%、女性では 47.3%が「中学 3 年時には大学進学を期待していたが、結果的に大学へ進学しなかった」というケースに該当する。男性の場合、大学へ進学しなかった者の典型的な教育達成は高校以下である。しかし、1958-74 年生や 1975-94 年生では専門学校への進学者も同程度の割合を占めるようになっている。こうした変化には専修学校の制度化（1976 年）と量的拡大が関係していると考えられる。

男性と比べて、女性は大学へ進学しなかった者の割合が大きい。ただし、女性の教育達成を問題にする上では短大の位置づけを考慮する必要がある。女性の場合、中学 3 年時に大学進学を期待していた者のうち約 20%が短大・高専（大部分は短大であると考えられる）に進学している。短大・高専を含めた高等教育進学者の割合で見れば男女間の差は小さくなるし、1958-74 年生や 1975-94 年生のコーホートでは男性とほぼ同程度の水準とあってよい。短大の位置づけを考慮した男女間の詳細な比較は別の機会に改めて行う必要がある。

表 4 教育達成の分布（中学 3 年時に大学進学を期待していた層）

【男性】	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
1935-44 年生	35.4%	3.9%	1.6%	59.1%	100%	127
1945-57 年生	20.2%	3.4%	3.0%	73.5%	100%	268
1958-74 年生	13.2%	11.7%	1.8%	73.3%	100%	333
1975-94 年生	7.5%	8.2%	1.3%	83.0%	100%	127
計	16.1%	7.6%	1.9%	74.4%	100%	1,033
【女性】	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
1935-44 年生	40.5%	24.3%	17.6%	17.6%	100%	74
1945-57 年生	28.7%	11.8%	24.1%	35.4%	100%	195
1958-74 年生	14.1%	9.4%	20.7%	55.8%	100%	276
1975-94 年生	8.8%	10.0%	13.0%	68.2%	100%	330
計	17.6%	11.4%	18.3%	52.7%	100%	875
【全体】	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
1935-44 年生	37.3%	11.4%	7.5%	43.8%	100%	201
1945-57 年生	23.8%	6.9%	11.9%	57.5%	100%	463
1958-74 年生	13.6%	10.7%	10.3%	65.4%	100%	609
1975-94 年生	8.2%	9.1%	7.4%	75.3%	100%	635
計	16.8%	9.3%	9.4%	64.5%	100%	1,908



#### 4.2.3 大学進学を期待していなかった層の進学行動

続いて、表5をもとに、中学3年時に大学進学を期待していなかった層の進学行動について検討する。全体（男女計）では、大学へ進学した者は7.0%にとどまる<sup>8</sup>。これは中学3年時に大学進学を期待していた層における大学進学者の割合（64.5%）と比べて顕著に小さい値である。この結果からも教育期待と教育達成の密接な結びつきが確認できる。

ただし、中学3年時に大学進学を期待していなかった層においても、もっとも若い1975-94年生のコーホートでは大学進学者の割合が上昇している。大学進学者の割合は1935-44年生では5.5%、1945-57年生では6.7%、1958-74年生では6.0%であったが、1975-94年生では10.7%に達している。中学3年時に大学進学を期待していた層における大学進学者の割合（75.3%）に比べて小さい値であることには変わりがないが、1990年代以降の進学率上昇にともなって「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケースが増加していることは確かであるといえる。

表5 教育達成の分布（中学3年時に大学進学を期待していなかった層）

<b>【男性】</b>	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
1935-44年生	84.4%	2.3%	1.6%	11.7%	100%	257
1945-57年生	82.1%	4.3%	2.4%	11.3%	100%	424
1958-74年生	73.5%	14.6%	2.9%	9.0%	100%	377
1975-94年生	56.9%	22.0%	5.7%	15.5%	100%	246
計	75.3%	10.2%	3.0%	11.5%	100%	1,304
<b>【女性】</b>	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
1935-44年生	86.0%	9.3%	3.6%	1.1%	100%	365
1945-57年生	72.5%	12.6%	11.9%	3.0%	100%	538
1958-74年生	56.3%	18.2%	21.3%	4.2%	100%	625
1975-94年生	47.5%	24.6%	20.0%	7.9%	100%	406
計	64.6%	16.3%	15.1%	4.0%	100%	1,934
<b>【全体】</b>	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
1935-44年生	85.4%	6.4%	2.7%	5.5%	100%	622
1945-57年生	76.7%	8.9%	7.7%	6.7%	100%	962
1958-74年生	62.8%	16.9%	14.4%	6.0%	100%	1,002
1975-94年生	51.1%	23.6%	14.6%	10.7%	100%	652
計	68.9%	13.9%	10.2%	7.0%	100%	3,238

<sup>8</sup> 大学へ進学した者の割合は男性において相対的に大きいですが、短大・高専を含めた高等教育進学者の割合でいうと、1958-74年生や1975-94年生のコーホートでは女性の方が大きな値を示している。ただし、中学3年時に短大進学を期待していた者も「大学進学を期待していなかった」というカテゴリに含まれているため、結果の解釈には注意が必要である。

大学へ進学しなかった者がどのような進路を選択したのかを検討するため、表6には中学3年時の教育期待が「高校まで」「専門学校まで」「短大・高専まで」のいずれかである者について教育達成の分布を示した。表6を見ると、教育期待と教育達成が一致している者の割合が大きく、中学3年時の教育期待によって実際の教育達成には違いがあることが確認できる。ただし、大学への進学機会という面では、中学3年時の教育期待が「高校まで」の者に比べて「専門学校まで」や「短大・高専まで」の者が大学へ進学しやすいというわけではない。大学進学者の割合は教育期待が「高校まで」の層では7.4%、「専門学校まで」の層では8.3%、「短大・高専まで」の層では7.8%であり、ほとんど差が見られない。なお、詳細は省くが、この点についてコーホート間の大きな違いはなく、もっとも若い1975-94年生のコーホートにおいても同様の傾向が見られる。

表6 教育期待と進学行動の関連（中学3年時に大学進学を期待していなかった層）

	高校以下	専門学校	短大・高専	大学・院	計	N
高校まで	79.1%	9.9%	3.6%	7.4%	100%	2,126
専門学校まで	45.0%	40.3%	6.4%	8.3%	100%	409
短大・高専まで	22.5%	16.7%	53.1%	7.8%	100%	426
計	66.2%	15.1%	11.1%	7.6%	100%	2,961

### 4.3 大学進学機会の格差

#### 4.3.1 大学進学のリジスティック回帰分析

次に、出身高校のタイプや出身階層による大学進学機会の格差について検討する。表7には大学進学行動に関するリジスティック回帰分析の結果を示した。なお、大学進学期待の有無×出生コーホート×他の独立変数という3変数の交互作用項を用いると結果が不安定になるため、ここでは大学進学期待の有無および出生コーホートごとにサンプルを分割して分析を行うこととした。また、出生コーホートごとにサンプルを分割すると「中学3年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケースの数が（特に女性に関して）少なくなってしまうため、男性サンプルと女性サンプルを分けずに分析を行っている。男女間の異同に関する詳細な検討は今後の課題として残される。

表7からは、大まかな傾向として、性別、中学3年時成績、出身階層、出身高校のタイプといった変数がそれぞれ大学への進学／非進学に影響していることが見てとれる。すなわち、男性は女性よりも大学へ進学しやすく、中学3年時成績が高いほど大学へ進学しやすく、出身階層が高いほど大学へ進学しやすい。また、出身高校のタイプに関しては、普通科の出身者が専門学科の出身者よりも大学へ進学しやすいことが確認できる（普通科Ⅰと普通科Ⅱは大学・短大進学者の割合を基準に区別されているため、両者の比較に実質的な意味はない）。ただし、中学3年時の大学進学期待の有無によって結果が異なる箇所や、出生コーホート間

表7 大学進学のリジスティック回帰分析（対数オッズ比）

【大学進学期待あり】	1935-44 年生	1945-57 年生	1958-74 年生	1975-94 年生
男性	2.396 ***	2.112 ***	1.408 ***	1.189 ***
中学 3 年時成績	0.044	0.264 †	0.512 ***	0.537 ***
父学歴				
中学・高校 (ref.)	—	—	—	—
短大・高専・専門学校	0.695	0.287	0.866 **	0.626
大学・大学院	0.279	0.501	1.406 ***	1.308 **
15 歳時父職				
専門・管理	1.629 **	1.397 ***	0.424	0.489
事務・販売	1.195 **	0.953 ***	0.070	0.073
ブルーカラー (ref.)	—	—	—	—
15 歳時くらしむき	0.002	0.159	0.214	0.206
出身高校タイプ				
普通科 I	2.148 ***	2.098 ***	1.760 ***	1.143 **
普通科 II	1.349 *	0.966 **	0.749 *	0.150
専門学科 (ref.)	—	—	—	—
定数項	-4.350 **	-4.566 ***	-4.967 ***	-3.764 ***
N	188	451	602	627
McFadden's R <sup>2</sup>	0.317	0.306	0.206	0.186
【大学進学期待なし】	1935-44 年生	1945-57 年生	1958-74 年生	1975-94 年生
男性	3.492 ***	2.564 ***	1.798 ***	1.219 ***
中学 3 年時成績	0.843 **	0.690 ***	0.415 *	0.558 **
父学歴				
中学・高校 (ref.)	—	—	—	—
短大・高専・専門学校	-0.696	0.327	0.277	0.560
大学・大学院	0.317	1.006 †	0.685	0.777
15 歳時父職				
専門・管理	2.344 **	0.374	0.902 †	1.313 **
事務・販売	1.043 †	0.199	0.297	0.356
ブルーカラー (ref.)	—	—	—	—
15 歳時くらしむき	-0.477	-0.156	-0.151	0.259
出身高校タイプ				
普通科 I	2.916 ***	2.970 ***	2.107 ***	0.865 *
普通科 II	2.250 ***	1.428 ***	0.633	0.407
専門学科 (ref.)	—	—	—	—
定数項	-8.639 **	-7.406 ***	-5.774 ***	-6.370 ***
N	372	774	942	598
McFadden's R <sup>2</sup>	0.400	0.303	0.180	0.143

\*\*\* p&lt;0.001 \*\* p&lt;0.01 \* p&lt;0.05 † p&lt;0.10

で異なる結果が得られている箇所もある。以下では、大学進学に対する出身高校タイプと出身階層の効果に焦点をあてて詳しく分析結果を見ていく。

#### 4.3.2 出身高校のタイプと大学進学機会

表 7 に示したロジスティック回帰分析の結果をもとに、出身高校のタイプによる大学進学機会の格差について検討する。高校生の進路形成における「四大シフト」と専門高校（専門学科）からの大学進学が密接に関連していること（中村 2002, 2006, 2010, 2011）を念頭に置くと、1990 年代以降に高卒時の進路選択を行った 1975-94 年生のコーホートでは出身高校タイプによる大学進学機会の格差が縮小していること、また、特に中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層において顕著な変化が生じていることが予想される。

図 3 は、表 7 に示したロジスティック回帰分析の結果をもとに、大学進学の決定要因としての出身高校タイプの効果の大きさを可視化したものである。中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層に注目すると<sup>9</sup>、普通科 I の出身者が（専門学科出身者と比べて）大学へ進学しやすい傾向それ自体はもっとも若い 1975-94 年生のコーホートを含めて維持されているものの、対数オッズ比の値をコーホート間で見比べた限りでは、普通科 I や普通科 II の出身者と専門学科出身者とのあいだの進学機会格差は縮小してきている<sup>10</sup>。また、1975-94 年生のコーホートでは普通科 II 出身者と専門学科出身者とのあいだの格差がほとんど見られなくなっている（表 7 から確認できるように、統計的に有意な差は見られない）。

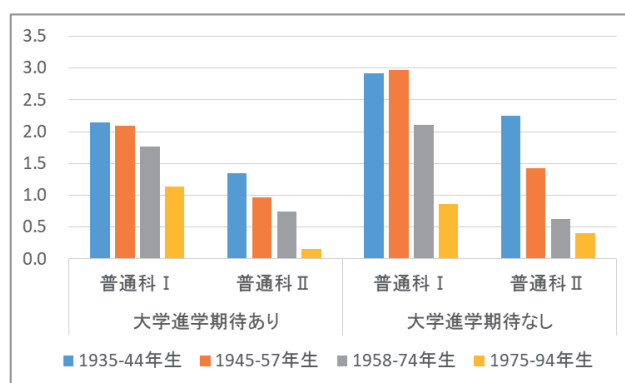


図 3 出身高校タイプの対数オッズ比（基準カテゴリは専門学科）

この結果から、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった者が大学へ進学する際の典型的な経路が変化していることが見てとれる。すなわち、1958-74 年生のコーホートまでは「中学 3

<sup>9</sup> 詳細は省くが、中学 3 年時に大学進学を期待していた層においても同様に、普通科 I 出身者の相対的な有利（＝専門学科出身者の相対的な不利）は縮小してきたことがわかる。

<sup>10</sup> ただし、厳密にはこのように異なるモデル間でロジスティック回帰分析の係数を直接比較することは適切でない（Mood 2010）。

年時には大学進学を期待していなかったが、高校進学の段階でいわゆる進学校へ進学し、結果的に大学へ進学した」というパターンが典型的であった。他方、もっとも若い 1975-94 年生のコーホートでは、いわゆる進学校にあたる普通科 I の出身者がもっとも大学へ進学しやすいこと自体は変わっていないものの、「中学 3 年時には大学進学を期待しておらず、高校進学の段階で専門学科へ進学したが、結果的に大学へ進学した」というパターンも増加している。このように考えると、専門高校や進路多様校における「四大シフト」に注目した先行研究（中村 2002, 2006, 2010, 2011）の知見と整合的な解釈が可能である。

#### 4.3.3 出身階層と大学進学機会

最後に、出身階層による大学進学機会の格差について検討する。ここでは、①3 つの階層変数（父学歴、15 歳時父職、15 歳時暮らしむき）が全体としてどの程度の説明力をもっているのか、②これらの階層変数の説明力が中学 3 年時の大学進学期待の有無によってどのように異なるのか、③3 つの階層変数の説明力が出生コーホート間でどのように異なるのかを検討する。図 4 に示したのは、表 7 に結果を示したロジスティック回帰分析のモデルとそこから上記の 3 つの階層変数を除いたモデル（詳細な結果は省略）のあいだの擬似決定係数（McFadden's  $R^2$ ）の変化量である。

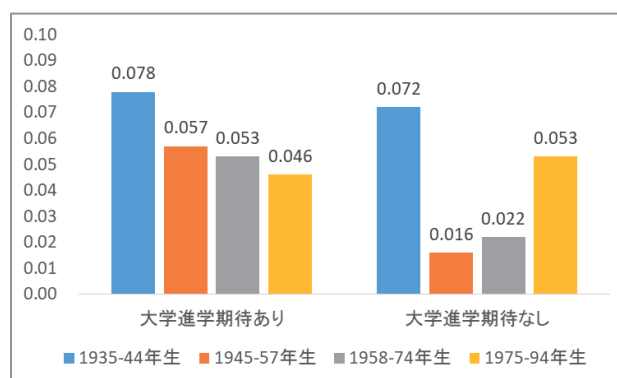


図 4 階層変数の追加／除去による擬似決定係数の変化量

図 4 を見ると、中学 3 年時に大学進学を期待していた層では、最近の出生コーホートほど階層変数を追加することによる擬似決定係数の変化量が小さくなってきている（つまり、大学への進学／非進学に関して階層変数の説明力が低下してきた）ことがわかる。中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層においても、1935-44 年生のコーホートと 1945-57 年生のコーホートのあいだで擬似決定係数の変化量が大幅に低下している。1958-74 年生のコーホートにおいても目立った変化は生じていない。しかし、もっとも若い 1975-95 年生のコーホートにおいて擬似決定係数の変化量が増加に転じている。これは中学 3 年時に大学進学を期待していた層では見られない変化である。また、中学 3 年時の大学進学期待の有無を基準に



比較すると、1958-74 年生のコーホートまでは大学進学を期待していた層において相対的に階層変数の説明力が大きかったが、もっとも若い 1975-95 年生のコーホートでは（わずかな差ではあるが）逆転が生じている。

表 7 に示した分析結果を見る限り、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層において 1975-94 年生のコーホートで階層変数の説明力が高まっているのは、主に大学進学における 15 歳時父職の効果が強まったことに起因していると考えられる<sup>11</sup>。前述のように、もっとも若い 1975-94 年生のコーホートでは、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層における大学進学者の割合が 10.7%に達していた。しかし、実際のところ、大学進学者の割合には 15 歳時父職によって大きな差がある（図 5）。1975-94 年生のコーホートにおいて、専門・管理層では中学 3 年時に大学進学を期待していなかった者のうち 28.1%が大学へ進学している。これに対し、ブルーカラー層では大学進学者の割合が 7.4%にとどまっており、以前のコーホートと比較しても（全体として大学進学率が上昇しているにもかかわらず）さほど大きな変化が見られない。1990 年代以降の大学進学率上昇にともない、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層においても大学進学の手がかりが拡大したが、その恩恵を受けたのは主に専門・管理層の子弟であり、全体としての大学進学率上昇は出身階層間の大学進学機会の格差の縮小には必ずしも寄与しなかったと捉えることができる。

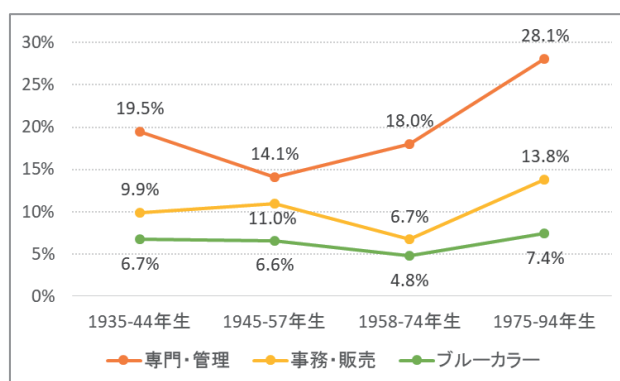


図 5 15 歳時父職と大学進学者の割合（大学進学を期待していなかった層）

## 5. 考察

本稿では、中学 3 年時の大学進学期待の有無に着目して、日本社会における大学進学機会の動向について検討した。分析の結果、高校生の進路希望に関する研究で指摘されている「四大シフト」（中村 2010, 2011）に相当する現象の増加傾向が確認された。すなわち、1990 年代以降に高卒後進路の選択を行ったコーホートで、中学 3 年時に大学進学を期待していなか

<sup>11</sup> また、統計的に有意ではないが、1975-94 年生のコーホートでは 15 歳時くらしむきの効果も大きくなっているように見える。この点については今後改めて詳細な検討を行いたい。

った層において大学進学者の割合が増加していた。もっとも若い 1975-1994 年生のコーホートでは、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった者のうち大学へ進学した者の割合が 10%を超えている。もちろん、大学進学率が 50%を超えている現代の日本において 10%強という進学率は決して高くない。しかし、教育期待と教育達成の密接な結びつきが繰り返し指摘されてきた中で、「中学 3 年時には大学進学を期待していなかったが、結果的に大学へ進学した」というケースの増加傾向が無作為抽出にもとづく全国データから確認されたことには一定の意義があると思われる。

出身高校のタイプによる大学進学機会の格差についての検討からは、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった者が大学へ進学する際の典型的な移行経路が変化していることが示唆された。すなわち、1980 年代までに高卒後進路の選択を行ったコーホートではいわゆる進学校を経由した大学進学が支配的であったが、1990 年代以降に高卒後進路の選択を行ったコーホートでは専門学科からの大学進学というパターンも増加していることが確認された。本稿では直接検討できていないが、その背景には 1990 年代以降の大学進学率上昇に加えて高卒就職市場の厳しい状況や大学入試の多様化といった要因があると考えられる。

また、出身階層による大学進学機会の格差について検討したところ、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層において、もっとも若い 1975-94 年のコーホートで大学進学の決定要因としての階層変数の説明力が上昇に転じていた。この変化は主に 15 歳時父職（専門・管理ダミー）の効果が大きくなったことに起因していると考えられる。1990 年代以降の大学進学率上昇にともない、中学 3 年時に大学進学を期待していなかった層でも大学へ進学する者の割合が増加したが、それは大学進学機会の階層間格差の拡大をともなっている。

注意が必要なのは、専門・管理層とそれ以外との大学進学機会の格差の拡大は 1975-94 年生のコーホートで初めて観察されるわけではなく、1958-74 年生のコーホートにおいて生じた変化がさらに進行しているように見えることである。1958-74 年生のコーホートに含まれるのは大学進学率の「再停滞期」に高卒時の進路選択を行った年齢層であり、1990 年代以降の進学率上昇にともなって大学進学機会の階層間格差が拡大したという説明では不十分といえる。この点を考慮すると、本稿の分析で見出された大学進学機会の階層間格差の拡大は、大学進学率の動向というよりも、むしろ 1970 年代半ばから大学（国公立大学を含む）の授業料等が上昇を続けてきたことと関係している可能性がある。本稿では必ずしも明確な結果が得られなかったが、この論点については今後改めて検討を進める価値があるように思われる。

#### [文献]

相澤真一. 2008. 「進学期待・進学行動の関連と社会的規定要因の継時的変化：ジェンダー間の差異を手がかりに」中村高康編『2005 年 SSM 調査シリーズ 6 階層社会の中の教育現象』2005 年 SSM 調査研究会, 1-19.

- 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」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 123-137.
- 荒牧草平. 2008. 「大衆教育社会の不平等：多項トランジション・モデルによる検討」『群馬大学教育学部紀要 人文・社会科学編』57: 235-248.
- 荒牧草平. 2016. 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房.
- 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, 105-129.
- Hanson, S. L. 1994. “Lost Talent: Unrealized Educational Aspirations and Expectations among U.S. Youths,” *Sociology of Education*, 67(3): 159-183.
- 本田由紀. 2005. 『若者と仕事：「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会.
- 岩永雅也. 1989. 「女性の教育と職業におけるアスピレーションと達成」1985 年社会階層と社会移動全国調査委員会編『1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書 4 女性と社会階層』75-95.
- 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」岡本秀雄・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.
- 鹿又伸夫. 2014. 『何が進学格差を作るのか：社会階層研究の立場から』慶應義塾大学出版会.
- 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, A. C. 1976. “The Status Attainment Process: Socialization or Allocation?” *Social Forces*, 55(2): 368-381.
- 小杉礼子. 2010. 『若者と初期キャリア：「非典型」からの出発のために』勁草書房.
- Mood, C. 2010. “Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It,” *European Sociological Review*, 26(1): 67-82.
- 村澤昌崇. 2010. 「解説 高等教育の量的・質的展開と政策・制度」村澤昌崇編『リーディングス日本の高等教育 6 大学と国家：制度と政策』玉川大学出版部, 12-20.
- 中村高康. 2002. 「教育アスピレーションの加熱・冷却」中村高康・有田伸・藤田武志編『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, 73-89.
- 中村高康. 2006. 「専門高校からの大学進学：アスピレーションの推移の分析から」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』32: 125-144.
- 中村高康. 2010. 「四大シフト現象の分析」中村高康編『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, 163-183.
- 中村高康. 2011. 『大衆化とメリトクラシー：教育選抜をめぐる試験と推薦のパラドクス』東京大学出版会.
- 中西祐子. 2000. 「学校ランクと社会移動：トーナメント型社会移動規範が隠すもの」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, 37-56.

- 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.
- 西村貴之. 2006. 「思わぬワンランクアップとしての大学進学」 乾彰夫編『18 歳の今を生きぬく：高卒 1 年目の選択』 青木書店, 179-204.
- Raftery, A. E. 1995. “Bayesian Model Selection in Social Research,” *Sociological Methodology*, 25: 111-163.
- 山村滋. 2009a. 「多様な入学者選抜方法の実態分析」 山村滋・鈴木規夫・濱中淳子・佐藤智美『学生の学習状況からみる高大接続問題』 大学入試センター研究開発部, 81-109.
- 山村滋. 2009b. 「多様な選抜方法と大学教育の機会」 山村滋・鈴木規夫・濱中淳子・佐藤智美『学生の学習状況からみる高大接続問題』 大学入試センター研究開発部, 139-153.

# **Discrepancies between Educational Expectation and Educational Attainment, and Unequal Access to Universities in Japan**

**Shuji TOBISHIMA**

**Gunma University**

Focusing on the discrepancies between educational expectation and educational attainment, this paper investigates trends in educational inequality in Japan. The main findings of this paper are as follows. Alongside the general rise in the rate of university attendance since the 1990s, the university attendance rate among those who did not expect to go on to university in the ninth grade has also risen. Among this group, during the same period, university entrance by those who followed vocational courses at high school has increased. As a consequence, differences in university access opportunities between general and vocational high school graduates have significantly decreased. Regarding the influences of socioeconomic background on educational attainment, the importance of socioeconomic differences to university access increased for those who did not expect to go on to university in the ninth grade. This result suggests that the educational expansion since the 1990s was accompanied by widening inequality where access to university is concerned.

Keywords: educational expectation-attainment discrepancies, unequal access to universities, educational expansion