

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——

荒牧 草平

1. 問題の背景と研究目的

1.1. 問題の背景

4月から完全学校週5日制が開始され、新しい学習指導要領に基づく授業も小・中学校では今年から、高校でも来年から実施となる。しかしながら、学校5日制による授業時間数の減少と、新指導要領における大幅な学習内容の削減は、生徒の学力低下に対する切実な危機感を背景に、実施の数年前から強力な反発を受けてきた。さらに、こうした一般的な学力低下論を背景とした批判に加え、荻谷(2001)は、誰が勉強しなくなっているのかに注目する必要があると指摘する。1979年と97年に実施された高校生を対象とした調査(樋田他 2000)の分析結果をもとに、勉強圧力の減退や「生きる力」「新しい学力観」等子どもの主体性を重視した学力観に基づく改革は、学習意欲の全体的な低下とともに階層間格差の拡大をもたらしたと批判している。本稿では、これらを手がかりに今日のわが国における教育を通じた階層化について考えてみたい。

1.2. 価値志向による再生産への注目

進行中の教育改革は、臨時教育審議会以降の「ゆとり教育」路線、すなわち詰め込み教育を改め「過度の受験競争」を緩和し、生徒の興味・関心や内発的学習を尊重する方針に基づいている。当然この十数年の学校教育はこの方針に沿って行われてきた。また、少なくとも学力低下論争が活発化するまでの間、こうした動きは世

間にも支持されてきた。したがって、今日の学習内容・指導に適応的な考え方、すなわち自らの興味・関心や内発的な動機づけにしたがって物事に取り組むことを求める傾向（以下、自己実現志向と呼ぶ）は現代日本の教育社会に十分浸透していると言いきることができる。他方、戦後の大衆教育社会（苅谷 1995）を通じて広く世間に共有され、激しい受験競争を後押ししてきたのは、「いい学校に入り、いい会社に入る」こと、すなわち高学歴の獲得を通じた高い社会経済的地位の獲得欲求（以下、地位達成志向と呼ぶ）であった⁽¹⁾。もちろん、近年における大学入学の容易化や入試の軽量化（荒井 1999）、「学歴よりも実力」を重視する風潮の広がり等の変化は、この志向を若干弱めた可能性がある。しかし、社会的地位の獲得における学歴の重要性は依然として高く（近藤 1998）、学歴別賃金格差も維持されている（原・盛山 1999）。したがって今日の各家庭や学校は、2つの価値志向のバランスを取りつつ、自らの教育方針を模索している状況と見ることができる。

片瀬と梅崎（1990）は、これら2つの価値志向と類似した概念について調べ、高校生とその親の考え方に一定の相関が認められることを明らかにしている⁽²⁾。これを参考にすれば、学習意欲の階層差が「ゆとり教育」路線の進行に合わせて拡大してきた（苅谷 2001）のも、相対的に恵まれた家庭の子どもほど、自己実現志向を内面化しているからではないかと疑われる。また、地位達成志向が強いほどよく勉強し大学進学希望も強いと予想されるが、その裏には親の学歴が高いほど地位達成志向が強いといった関係が隠されているかもしれない。子どもへの教育期待における階層差の拡大（中村 2000）も、価値志向による階層化が進行してきたことを暗示している。本稿のひとつの目的は、高校生の学習意欲や進路希望の形成における価値志向の機能、とりわけこれらの内面化を媒介した階層再生産が成立しているか否かを実証的に検討することである。

1.3. 学習意欲と進路希望の階層化

先に引用した学習意欲における階層差の拡大という苅谷（2001）の指摘は重要な意味を持つ。しかし、その主張は高校生の学習意欲と出身階層との単純な関連が強まったことを根拠にしているに過ぎず、実証分析としては曖昧さが残る⁽³⁾。よく知られるように、わが国の高校生の学校生活や進路選択はいわゆる高校ランクによって強く規定され、その高校ランクが家庭背景と強く結びつくという関係にある（Rohlen 訳書 1983, 岩木・耳塚 1983など）。さらに、卒業後の進路分化では、高校ランクを媒介した間接効果ばかりでなく、それとは独立した階層の直接的な影響も無

視できない(秦 1978など)。これらを参考にすれば、教育を通じた階層化の文脈で学習意欲を研究する場合にも、間接効果と直接効果を明確に分離して検討することが有効であると思える。学習意欲は少なくとも現象的には生徒個人の特性であるが、進路希望には家庭の影響が直接的に関与する余地が大きい。また、学習意欲は進路選択に至る過程を大きく左右する一方で、教育達成に直接関わるのは実際にどの進路を選ぶかである。したがって、両者を同様の枠組みで検討することによって初めて、これらの階層差が持つ意義も明確化すると考えられる。その知見はまた、われわれが教育を通じた階層化を研究する上での指針も与えてくれると期待される。したがって本稿のもうひとつの目的は、上記の視点から現代高校生の学習意欲と進路希望の階層化を適正な分析手続きによって実証的に解明することとなる。

2. 研究方法

2.1. 分析枠組みと作業仮説

具体的な分析は以下に示す4つの作業仮説の検討を通して行われる。各仮説は図1に示した分析枠組みの4つの矢印に対応している。仮説①「出身階層と高校ランク、高校ランクと学習意欲・進路希望がいずれも正の相関を持つ」は、各家庭における文化資本や経済力等の違いが在籍する高校ランクの違いを生みだし、高校ランクの違いが教育の結果を異ならせるという関連構造(=トラッキング)を仮定している。見方を変えれば、教育不平等における出身階層の間接効果を検討することになる。仮説②「高校ランクをコントロールしても出身階層と学習意欲・進路希望が正の相関を持つ」は、①に加え、同じ高校ランクであっても出身階層によって教育の結果が異なること(出身階層の直接効果)を仮定している。進路選択ばかりでなく学習意欲についてもこの関連が成り立つか否かが注目される。仮説③「価値志向は出身階層と正の相関を持つ」は、価値志向の内面化を媒介とした階層再生産の前提となる。仮説④「価値志向は他の要因をコントロールしても学習意欲・進路希望に対し統計的に有意な効果を持つ」は、学習意欲や進路希望の形成過程における価

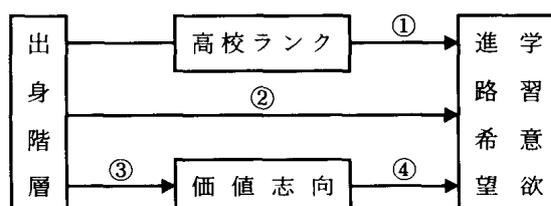


図1 分析枠組み

値志向の機能に着目する意義を問う。これらを確認しつつ、具体的な効果の内容や各要因の相対的な影響力が比較検討されることになる。

2.2. データ

使用するデータは、2001年の6月から7月にかけて東京都内にある27の高校に在籍する3年生を対象として実施した質問紙調査の結果である。調査対象を東京に限定したのは、現代高校生にとっての価値志向の機能を解明する上で、その先端的傾向が現れると期待される大都市に着目することが有効であると判断したからである。この意味で本調査は典型法による法則定立的調査（安田・原 1982, 9-10頁）ということになろう。なお調査では、教科・科目の履修状況、成績、学習意欲、高校生活、進路希望と選択基準、社会意識、家庭背景等についてたずねている。また、調査対象校の選定に当たっては、幅広い学力層の生徒をなるべく均等に含むこと、多様なカリキュラム編成の学校を含むこと等を考慮し、最終的に2,220名から回答を得た(4)。

2.3. 価値志向尺度の構成

卒業後の進路や職業の選択において、社会的地位の高さや収入等の外的基準を重視する度合いが強ければ地位達成志向が強くなり、自分の興味・関心や知識・技術等の内的基準を重視する度合いが強ければ自己実現志向が強いと判断できる。調査では、自分の職業や勤め先を選ぶ時「失業のおそれがない」「高い収入が得られる」「社会的地位が高い」「自分の知識や技術が生かせる」をどの程度重視するか、および卒業後の進路を選ぶ時に「自分の興味・関心」をどの程度重視したかの合計5項目について「とても重視する」から「まったく重視しない」までの4点尺度で回答してもらった。これらを主成分分析したところ、全分散の68%を説明する、極めて明瞭な構造を持った固有値1以上の主成分が2つ抽出された(表1)。第1主成分は「失業のおそれがない」「高い収入が得られる」「社会的地位が高い」に、第2主成分は「自分の知識や技術が生かせる」「自分の興味・関心」に対し高い負荷量を持っており、前者を地位達成志向の、後者を自己実現志向の尺度と解釈することができる。ここで「職業はお金を得るためだけのものとして割り切り、職業以外の生活に自分の生きがいを見つけたい」(「そう思う」から「そう思わない」までの5点尺度)という質問項目との相関係数を求めると、地位達成志向は+.255、自己実現志向は-.177(ともに1%水準で有意)となっており、上記の解釈が妥当であることを支持し

表1 進路選択基準の主成分分析 (N=1,507)

	地位達成 志向	自己実現 志向
失業のおそれがない	.808	.009
高い収入が得られる	.857	.001
社会的地位が高い	.818	.002
自分の興味・関心	-.131	.805
自分の知識や技術が生かせる	.142	.800
固有値	2.1	1.3
寄与率	42%	26%
ヴァリマックス回転後の因子負荷量		

ている。したがって、これらの主成分得点を2つの価値志向の尺度として用いる。ただし、回帰分析における解釈を容易にするため、値の範囲が0から10となるように一次変換してある。

なお、ここで構成した地位達成志向は、「いい学校に入って、いい会社に入る」ことの前半部分、すなわち高学歴の獲得には直接言及していない。しかしながら、高い社会経済的地位の獲得を重視する者は、その手段として高学歴の獲得が不可欠との認識を持つと期待できる。このことは学歴観との関連を見ると明らかである。「どんな学校を出たかによって人生がほとんど決まってしまう」「高い学歴を得たからといって、収入面で恵まれるとは限らない」(上記と同じく5点尺度)の2項目と地位達成志向との相関係数を求めると、前者は+.214(1%水準で有意)、後者は-.074(5%水準で有意)となった。よって、ここで構成した地位達成志向は、高学歴の獲得を通じた高い社会経済的地位の獲得志向を意味していると解釈できる。

2.4. その他の変数

目的変数：学習意欲に対応した目的変数としては、学習時間(学校のある平日における放課後の学習時間)⁽⁵⁾と内発的学習態度を、卒業後の進路希望に対応する目的変数としては、大学への進学を希望するか否かを用いる。学習時間は、学習意欲の表れを量的側面からとらえたものであり、努力の指標(荻谷 2001)ともみなし得る。内発的学習態度の獲得は今日の教育政策における重要な教育目標であり、学習意欲をひとつの質的側面からとらえたものと言える。その尺度化には、「自分の進路に関係ない科目は学びたくない」「はっきりとした答えが出ない問題には興味を持ってない」「なぜそうなっているかわからなくても、答えが合っていればいいと思う」の3項目について「よくあてはまる」から「まったくあてはまらない」まで4点尺度

で質問した結果を利用した。これらに対する回答を主成分分析したところ分散の50%を説明する固有値1を超える主成分が1つ抽出された。この主成分得点が低いほど自らの興味・関心に根ざした内発的学習態度を持っていると解釈できるため、この得点の符号を逆転したものを「内発的学習態度」の指標として使用する。

階層変数と欠損データ処理：出身階層の指標としては両親の学歴（教育年数）を用いる。学習意欲や進路希望、価値志向の形成には、親の教育程度が強く関係していると予測されるからである。調査では父親の職業についてもたずねているが、学歴だけを使用する場合より欠損データ数が多くなる、質問紙の設計上、事務職と管理職を明確に区別できない、等といった難点がある。後者に関しては、たとえ調査者が質問上で両者を区別したとしても、よほどの工夫をしなければ、高校生に正しく回答してもらうのは難しいとも思われる。とはいえ、父親の職業がホワイトカラー職であるか否かを区別するダミー変数を用いた分析は、われわれのデータでも可能である。したがって、階層の指標として「父親の職業と母親の学歴を用いる場合」「父親の職業と父親の学歴を用いる場合」の2パターンでの分析も試みた。分析結果から得られる解釈は基本的には変わらないが、いずれも両親の学歴を使用した場合と比べ出身階層の効果が弱く検出され、モデルの適合度も悪かった(6)。

一方、出身階層の指標としてどの変数を用いても、無回答が多く出るのは避け難い。今回の調査でも回答者の約2割が父母の教育について回答していない(「わからない」と真の無回答が半々)。これらを単純に分析から除外することは、欠損データがまったくランダムに発生したと仮定することに等しいが、現実とは異なる疑いがある。したがって、父母の教育に無回答のサンプルに対し、以下の3つの操作を施した分析も行った：1)親の学歴は低いと仮定し一律に9年(最終学歴が中学卒業)とする。2)逆に、親の学歴は高いと仮定し一律に16年(最終学歴が大学卒業)とする。3)階層と高校ランクの強い関連に着目し、父母の教育年数を各学校タイプ・ランクの平均値とする。その結果、モデルの適合度や係数の値自体は当然変化するが、いずれの方法によっても後述する本稿の知見はすべて支持された。こうした欠損データの置き換えは、変数の分散を小さくすることによって結果を偏らせる(保田 2000)が、まったく方向性の異なる操作によっても同じ結論が得られたことから、本稿の分析結果は欠損データの扱い方に左右されない安定したものと判断できる。以上を確認した上で、本稿では従来通り無回答を分析から除外した結果のみを示す。

高校ランク：高校ランクの指標としては偏差値を利用した。なお私立学校では、

現代高校生の学習意欲と進路希望の形成

近年、入学者選抜の段階から複数のコースに分け、入学後も異なるカリキュラムを学ばせる制度を導入している例が少なくない(7)。われわれの調査対象にもそうした学校が含まれたため、それぞれのコースに対応した偏差値を与えた(8)。対象校(およびコース)の偏差値の範囲は、38から73と広範囲にわたる。

高校の成績：調査では、履修教科目別に現在の学校での成績を5段階で自己評価してもらった。しかし、社会や理科に関する科目は、非開設であったり、生徒が選択しなかったりして未履修となることが多い。一方、国語・数学・英語は未履修者がいないうえ、核となる教科とみなし得る。よって本稿ではこれら3教科の合計点を「高校の成績」として用いた。なお、回帰分析での解釈を容易にするため10点満点に換算した値を用いている。

性別：性別は男子を「1」女子を「0」とする「男子ダミー」として用いた。

3. 諸変数間の関連から見た価値志向の意味

3.1. 諸変数間の関連

諸変数間の相関係数を表2に示した。本稿の関心からは以下の3点が重要である。1)「父母の教育年数」「高校偏差値」「3つの目的変数」の3者が互いに正の相関を持っている。2)自己実現志向は母親の教育年数とのみ弱い正の相関を持つが地位達成志向は父母の教育年数と関連がない。3)地位達成志向は学習時間・大学進学希望と正の相関を内発的学習態度と負の相関を持ち、自己実現志向は学習時間・内発的学習態度と正の相関を持つが大学進学希望とは関連しない。これらの関連からのみ判断すれば、1)より仮説①②は成立し、2)と3)より仮説③は自己実現志向を媒介とした学習意欲の形成についてのみ成立する。また、3)は、仮説④が成立する前提を

表2 変数間の相関係数 (N=1,507)

	学習時間	内発的学習	大学希望	地位達成	自己実現	父教育	母教育	偏差値	成績
学習時間									
内発的学習	.149**								
大学希望	.458**	.156**							
地位達成	.118**	-.156**	.105**						
自己実現	.135**	.107**	.025	.000					
父教育年数	.245**	.086**	.290**	.001	.032				
母教育年数	.209**	.061*	.262**	-.013	.056*	.531**			
高校偏差値	.563**	.190**	.494**	.019	.017	.334**	.336**		
高校の成績	.248**	.142**	.201**	.084**	.143**	.053*	.050	.081**	
男子ダミー	-.040	-.050	.108**	.024	-.156**	-.016	-.001	.045	-.136**

* $p < .05$ ** $p < .01$

示している。しかし、2変数間の相関係数には疑似相関や疑似無相関が含まれているおそれがあり、直ちに結論を下すのは危険である。以下、多変量解析によって分析を進めよう。

3.2. 価値志向と諸変数との関連

初めに価値志向と属性変数との関連、すなわち仮説③をもう少し詳しく検討しておこう。地位達成志向、自己実現志向のそれぞれを目的変数とし、父母の教育年数、高校の偏差値、高校の成績、性別の5項目を説明変数とする重回帰分析を行ったところ、統計的に有意な効果を持つ変数は、地位達成志向については高校の成績のみ、自己実現志向についても成績と性別のみであり、高校ランクや父母の教育年数は有意な効果を持たなかった。母親の教育年数が成績や性別と関連しないことも考慮すれば、先に観察された自己実現志向と母親の教育年数との弱い関連は疑似相関と判断され、仮説の③は棄却されることになる。

価値志向が階層と関係しないのは非常に興味深い。それだからこそ大衆教育社会が成立したと考えれば当然の結果と言えるかもしれない。しかし、価値志向の分布における階層差の生成を疑わせるような教育・社会環境の変化にもかかわらず、少なくとも現時点では、そうした格差が見られない事実は改めて主張する価値がある。ただし、高校生のみを対象とした本調査では検討できないが、片瀬と梅崎(1990)が明らかにしたように、親の教育方針や価値志向は子どもの価値志向と関係していると予想される。一方、2つの価値志向が偏差値でなく高校の成績とのみ関連する点を参考にすれば、これらが学校生活への適応と関連するのではないかという予測が成り立つ。そこで、「学校行事に熱心である」「学校には何でも話せる友人がいる」の2項目に対する回答(「よくあてはまる」から「まったくあてはまらない」の4点尺度)との相関係数を求めた。すると自己実現志向のみが、学校行事と.181、友人関係と.119の統計的に有意(ともに $p < .01$)な正の相関を持っていた。すなわち、自己実現志向は学校生活への適応の良さと関係し、地位達成志向の強さは学校適応と関係しないことになる。

4. 学習意欲と進路希望の階層化

4.1. 学習意欲の形成メカニズム

学習時間と内発的学習態度について残された3つの仮説(①②④)を詳しく検討するため、それぞれを目的変数として線形重回帰分析を行った(表3)。モデルに高

表3 学習時間と内発的学習態度の重回帰分析 (N=1,507)

	学習時間			内発的学習態度		
	M ₁	M ₂	M ₃	M ₁	M ₂	M ₃
父教育年数	.134**	.048*	.047**	.035*	.016	.016
母教育年数	.086**	-.008	-.011	.011	-.010	-.015
男子ダミー	-.114	-.196**	-.148*	-.101	-.119	-.080
高校偏差値		.075**	.075**		.017**	.018**
地位達成志向			.080**			-.079**
自己実現志向			.116**			.065**
定数	-1.327**	-2.993**	-4.426**	-.644**	-1.025**	-1.135**
決定係数(R ²)	.070	.325	.350	.010	.040	.075
適合度(BIC')	-87	-563	-605	7	-32	-73
モデルの比較	---	M ₂ -M ₁	M ₃ -M ₂	---	M ₂ -M ₁	M ₃ -M ₂
追加項のp値	---	.000	.000	---	.000	.000

* p < .05 ** p < .01

校の成績が含まれていないのは、高校での成績は勉強するか否かによって決まると考えるのが一般的な解釈と判断したからである。なお、高校の成績を敢えて説明変数に加えると、性別の効果が消え、価値志向の効果が若干弱まり、適合度が改善されるという違いが見られるが、いずれも後述の議論には影響しない(9)。

まず学習時間について、M₁から明らかなように両親の学歴は学習時間に対し統計的に有意な効果を持つが、説明される分散の割合は7%と多くない。ところが、これに高校ランク(偏差値)を加えたM₂では説明される分散の割合が33%にまで増える。ここから明らかなように、追加項(高校偏差値)の検定結果は統計的に有意であり、モデルの適合度を表す指標(BIC')の値も大幅に改善されている(10)。またM₂で母学歴の効果が消え、父学歴の効果も大幅に小さくなっていることは、階層効果の大半が高校ランクを経由した間接的なものであることを示している。とはいえ、M₂においても父学歴が統計的な有意性を保っていることは、高校ランクに解消されない出身階層の直接的な効果(あるいはここで検討しなかった別の間接効果)も残されていることを示している。したがって学習時間における階層差の生成には、仮説①と②がいずれも成立することになる。一方M₃で2つの価値志向の効果はともに統計的に有意であり、仮説④の成立も確認される。高校生の学習行動を左右する極めて重要な要因と目される出身階層や高校ランクをコントロールした上で、これらが有意な効果を持つことは特筆に価すると言えよう。以上の分析から明白なように、決定係数、BIC', モデルの比較、いずれの基準からもM₃が最適モデルと判断される。なお、価値志向の効果が、性別や出身階層、あるいは高校ランクによって異なることを意味する相互作用項を加えたモデルも検討したが、いずれの場合も追加

した相互作用項は統計的に有意ではなく、モデルの適合度も改善されなかった⁽¹¹⁾。

ここで M_3 にしたがった場合の学習時間に対する各変数の効果を詳しく検討してみよう。第一に、高校ランクによる差が非常に大きく、他の条件を同じとして偏差値70の学校と40の学校を比較すれば2時間以上 ($0.0075 \times (70 - 40) = 2.25$ 時間) の開きがあることがわかる。興味深いのは、自己実現志向の効果もかなり大きく、他の条件を同じとして上限(10点)と下限(0点)を比較すれば1時間以上 ($0.116 \times (10 - 0) = 1.16$ 時間) の違いが見られることである。同様の値を地位達成志向についても求めると違いは50分程度となるが、父親が大卒の場合と中卒の場合の差 ($0.047 \times (16 - 9) = 0.329$ 時間 \approx 約20分) と比べても大きな違いであることに変わらない。男女の違いはそれよりも小さく男子の方が平均して9分程度短い ($-0.148 \times (1 - 0) = -0.148$ 時間 \approx 約-9分)。もちろん誤差が含まれるため、これらの値がそのまま現実を表しているとは言えないが、価値志向の違いが親の学歴と比較しても学習時間に強い効果を持っていることは明白である。以上より、学習時間の階層差は仮説①の間接効果による部分が大きい一方で②の直接効果は弱いこと、④の価値志向による効果は階層の直接効果と比べても大きいことがわかる。

表3の右半分は、内発的学習態度について同様の分析を行った結果である。第一に注目すべき点は、 M_1 を除いて階層要因が効かないことである。高校ランクが有意な効果を持っていることから階層の間接効果(仮説①)は成立するが、仮説②の直接効果は棄却されたことになる。これは興味深い結果と言える。苅谷(2001)は、ここで言う内発的学習態度に類似した質問項目(「授業がきっかけになって、さらに詳しいことを知りたくなることがある」等)と出身階層のクロス集計を1979年と97年で比較し、格差が広がっていることを明らかにしているからである。質問項目や調査方法等が異なるため断定はできないが、ここでの M_1 と M_2 の比較からは、出身階層と内発的学習態度との関連が、高校ランクの違いを媒介した間接的なものではないかと推察されるのである。

注目すべき2点目は、 M_3 から明らかなように、出身階層や高校ランク等をコントロールしても2つの価値志向が統計的に有意な効果を持つことである(仮説④の成立)。さらに興味深いのは、自己実現志向がプラスの効果を持つ一方で、地位達成志向の効果マイナスになっている点である。つまり、地位達成志向が強いほど内発的学習態度を持たないことになる。見方を変えれば、この志向の強い者ほど手段的学習観を持っていると言えるかもしれない。このことは大学選択基準との関連を調べると一層明らかになる。大学進学希望者に「入学の難易度・偏差値」「受験科目が

表4 大学進学希望に関するロジスティック回帰分析の結果 (N=1,507)

モデル	L ²	自由度	p 値	BIC'
モデル				
M ₁ : 父母教育, 男子ダミー, 偏差値, 成績	539	5	.000	-503
M ₂ : M ₁ +地位達成志向	554	6	.000	-510
M ₃ : M ₂ +自己実現志向	554	7	.000	-503
比較				
M ₂ -M ₁	15	1	.000	-7
M ₃ -M ₂	0	1	.961	7
モデル M ₂ の効果パラメータ				
	<i>b</i>	オッズ比		
父教育年数	.124**	1.13		
母教育年数	.127**	1.14		
男子ダミー	1.005**	2.73		
高校偏差値	.133**	1.14		
高校の成績	.302**	1.35		
地位達成志向	.142**	1.15		
定数	-12.355**	0.00		

* $p < .05$ ** $p < .01$

少ないこと」「面接や内申書だけで入学できること」をどの程度重視するか（「とても重視する」から「まったく重視しない」までの4点尺度）をたずねた質問に対する回答をそれぞれ目的変数として上記の M₃ と同じモデルで重回帰分析を行ったところ、地位達成志向はすべてに対し統計的に有意な正の効果を持っていた。なお、出身階層はどの項目にも統計的に有意な効果を持たなかった。

4.2. 進路希望の形成メカニズム

次に進路希望（大学進学を希望するか否か）の形成過程についても残された3つの仮説（①②④）を検討しよう。表4はロジスティック回帰分析の結果である。上段には各モデルの適合度とモデル相互の比較を、下段には最適モデルの効果パラメータを示してある。M₁は父母の教育年数、高校ランク、性別、高校の成績で構成されるモデル、M₂はそれに地位達成志向を加えたモデル、M₃はさらに自己実現志向を加えたモデルとなっている。

BIC'の値およびモデルの比較から明らかなように M₂ が最適モデルと判断される。すなわち、父母の学歴、高校ランク、高校の成績、性別といった卒業後の進路希望を規定する上で重要であることが繰り返し確認されてきた変数をコントロールした後でも、地位達成志向が有意な効果を及ぼすのである。一方、学習時間や内発的学習態度に対して有意な効果を持っていた自己実現志向は、卒業後の進路希望には関係しない。考えてみれば、自らの興味・関心や知識・技術を生かした学問や職業を

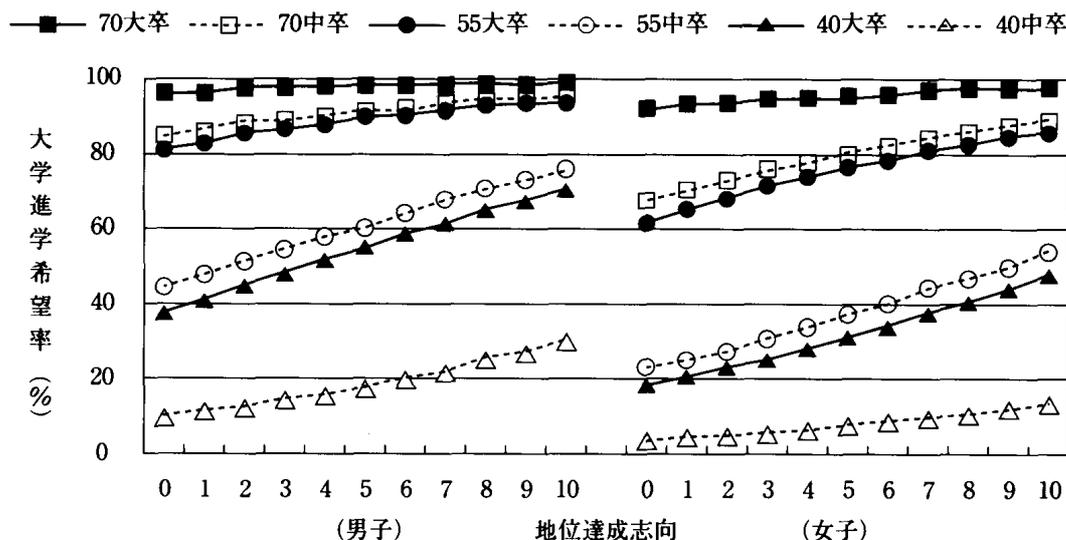


図2 性別 高校偏差値・両親学歴別にみた大学進学希望率の推定値(表4 M₂による)

注) 各カテゴリーは順に高校偏差値・両親学歴を意味する。例えば「70大卒」とは偏差値70の高校に在籍する大卒学歴の両親を持つ生徒ということになる。

したいという欲求が高学歴志向(進路希望)と関連しないのは当然かもしれない。これは、自己実現志向の強い生徒がつかたい職業は、高学歴を要する社会経済的地位の高い職業とは限らない(荒牧 2001)という知見とも整合する。結局、仮説④は地位達成志向でのみ成立することになる。なお、性別・親の学歴・高校ランクのそれぞれと価値志向の相互作用項を加えたモデルも検討したが、いずれもモデルの適合度は悪化し、追加項の検定もパスしなかった。

表4の下段からは、すべての説明変数が統計的に有意であること、とりわけ父親の学歴ばかりでなく、学習時間や内発的学習態度では消えてしまった母親の学歴までもが独自の有意な効果を持っていることが注目される(仮説①②の成立)。またオッズ比の値からは、例えば父親が1年長く教育を受けると大学進学を希望するオッズが1.13倍となること等がわかる。とはいえオッズ比では各変数が進学希望率に与える効果がイメージしにくい。そこで地位達成志向を横軸に取り、モデルM₂にしたがった場合の高校ランク(偏差値40/55/70)別・両親の学歴(両親とも中卒/両親とも大卒)別の大学進学希望率を男女別に図示した(図2)。高校の成績は10段階評価の5に統一してある。まず男子の場合を見ると、先行研究が繰り返し明らかにしてきたように、高校ランクによる差が非常に大きく、他の条件を同じとして偏差値70と40の学校を比較すれば、最低でも30%ポイントの、大半の場合は60~70%ポイント程度の開きがあることがわかる。また大学進学率がほぼ100%の偏差値70の学校

現代高校生の学習意欲と進路希望の形成

では天井効果のため各カテゴリー間での差は10%ポイント程度だが、偏差値55や40の学校では、他の条件を同じとした場合、親の学歴によって20~40%ポイントの、地位達成志向によって10~30%ポイントの格差が生じている。なお図中「70中卒」と「55大卒」、「55中卒」と「40大卒」でグラフがほぼ重なっているのは、高校の入学偏差値にして15ポイント程度の差は、親の教育程度の違いによって解消され得ることを示している。両親ともに中卒あるいは大卒の場合の比較であること、サンプルの特性、誤差等が含まれることには注意を要するが、注目すべき結果と言える。女子の場合にも、全体的に進学希望率の水準が低い他は、男子の場合と同じ傾向が読みとれる。なお、男女を比較すると他の条件を同じとして概ね10~20%ポイント程度の格差が見られる。

5. 結果のまとめと考察

5.1. 結果のまとめ

主な分析結果は以下の3点に集約される(図3)。1)学習意欲における出身階層の影響は主に高校ランクを媒介した間接的なものであるが、進路希望の場合は階層の直接的影響も強く働く。2)2つの価値志向はいずれも親の学歴と関連がなく、学習時間・内発的学習態度・進路希望のいずれに対しても、これらの価値志向の内面化を媒介した階層再生産を疑う必要はない。3)出身階層や高校ランク等をコントロールした上でも、価値志向は学習意欲や進路希望に対し統計的に有意な効果を持つ。すなわち、地位達成志向は学習時間と進路希望に正の効果をもたらし、内発的学習態度に負の効果を持ち、自己実現志向は学習時間と内発的学習態度に正の効果を持つ。ただし自己実現志向は進路希望には影響しない。

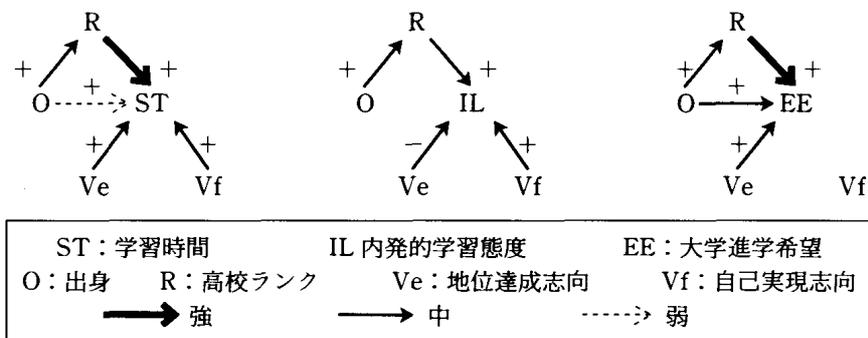


図3 主たる分析結果の概略図

5.2. 価値志向の機能

価値志向の機能という面からまず注目されるのは、それらの内面化を通じた階層再生産の可能性がひとまず否定されたことである。これに対し、価値志向と階層が関係しないとしても、それらの意味づけや解釈が階層によって異なるのではないかという批判もあろう。しかしながら、「階層によって大学進学希望に対する地位達成志向の効果が異なる」という複雑な関係（相互作用）は、4.2節ですでに否定されている。また、自己実現志向と階層の相互作用項を投入したモデルを敢えて検討してみたところ、やはり現実のデータには適合しなかった。これらは階層によって価値志向の「意味づけ」が異なることを直接には否定していないが、価値志向の「作用」が異なる可能性は否定している。「作用」に違いがなければ、「意味づけ」が異なるか否かは問題とはならない。

次に興味深いのは、他の重要な要因をコントロールしても、価値志向が統計的に有意な、しかも他の変数に匹敵する効果を持つことである。本稿は主として階層再生産における価値志向の機能に着目したため、この点については十分に検討できなかったが、ここで2つの価値志向の意義と限界および研究の発展可能性について改めて考えてみたい。

まず地位達成志向は、高学歴の獲得を媒介とした社会・経済的地位の達成志向の指標として構成され、その意味では一定の妥当性を持っていたと言える。しかし、社会的地位と経済的地位の達成志向を区別しなかったために見落としした点もあると考えられる。とりわけ、高学歴の獲得を必要としない経済的な達成志向を別に抽出できれば、違った見解が得られたのではないかと期待される。また、この価値志向が内発的学習態度に負の効果を持っていた点は、大学入学後の不適応現象を説明する手がかりとなるかもしれない。

他方の自己実現志向は、興味・関心にしがった内発的な学習意欲の指標として一定の妥当性を持つことに加え、学業以外の活動にも積極的に取り組む傾向を含んでいることが示唆された。しかし逆に自分が興味を持ってないことはやりたくないという側面も含んでいる可能性がある。実際、自己実現志向は「自分に合わない仕事はやりたくない」と正の相関（+.170：1%水準で有意）を持っている。フリーターや早期離転職者に低階層出身者が多い（耳塚 2000）背景には、進路分化の階層化と合わせて、自己実現志向のこの側面が働いているのかもしれない。すなわち、階層でなく個人のおかれた状況（この場合は卒業後の進路）の違いによって、価値志向の機能が異なる可能性が指摘できるのである。

5.3. 階層化のメカニズム

学習意欲の形成に関する分析結果からは、高校生が内発的に動機づけられて学習するか否かは、直接的には在籍している学校のランク（生徒自身の知的能力や好奇心、および各ランクにおけるカリキュラム・社会化・社会的期待等）と本人の価値志向によって主に決定されることが明らかとなった。見方を変えれば、出身階層の主たる影響は、少なくとも現時点では、高校ランクを媒介した間接的な経路による部分が大きいことになる。このことは少なくとも以下の2点を示唆している。現在のような高校ランクとトラッキングを前提とする限り、学習意欲（および学力）の形成における階層化の解明には、高校入学以前の子どもを対象とした実証研究こそが必要とされるであろう。また、階層化の問題を一旦離れて、高校生の学習意欲における二極分化の進行を問題にするなら、教育・社会環境の変化の中で、トラッキングや加熱・冷却システムの機能がどう変化したかという視点から検討がなされるべきである。

教育における階層化の文脈から改めて注目されるのは、本人の学力（高校ランクおよび高校の成績）や価値志向の如何によらず、卒業後の進路希望に対して親の直接的な影響が比較的強く働いていることである。かつてブードン（Boudon 訳書 1983）は教育不平等の生成は文化的遺産（学力や意欲の階層化）のメカニズムと社会的位置に応じた決定のメカニズム（同じ学力であっても階層によって進学率が異なること）の2段階によって生じるが、前者の重要性が強調され過ぎていると指摘した。もちろん本稿の結果は前者の重要性を否定するものではないが、第2のメカニズム、すなわち階層の直接的影響にも注目すべきことを示している。具体的には、親の経済力や文化資本等の様々な要因が作用するメカニズム、あるいはブードンの言う社会的位置に応じた決定関数の違いという考え方の妥当性等が検討されることになる。いずれにせよ近年における教育・社会環境の変化——高校生の生活や意識に対する高校ランクの効果が弱まる傾向にあること（樋田他 2000, 尾嶋 2001）、従来以上に生徒の自主性を重んじるカリキュラムへの変更、経済的な格差の拡大（橘木 1998）等——は、出身階層の直接的な影響を強めるとの危機感が持たれており、この点に着目した研究の重要性は高まっている。

〈注〉

- (1) もちろん、受験競争過熱の構造を理解するには、学歴の機能的価値ばかりでなく、象徴的価値にも目を向ける必要がある（竹内 1995）。

- (2) 彼らの構成した「階層志向性」は本稿で言う地位達成志向と「充足志向性」は自己実現志向と類似している。ただし、生活を楽しむことまで含む充足志向と学習や職業における自己実現をとらえた自己実現志向では内容にズレがある。
- (3) 第5章の学習時間の分析では多変量解析に基づく詳細な分析がなされているが、インセンティブ・ディバイド論を包括的に展開する第8章ではその部分が削られている。
- (4) 具体的には、①まず普通科において、大学進学率ランクごとに、文系・理系に分ける伝統的なカリキュラム編成の学校とそうした分類を行わない学校を均等に含むようランダムに抽出し、②これに、ランクごとの学校数が均等になるように配慮しながら、特徴的なコース・類型を設置する学校、専門学科や総合学科を加えた。大学進学率ランク（卒業生に占める進学者比率）ごとの学校数の構成比は、東京都全体：対象校の順に、「50%未満」が33%：30%、「50～90%」が35%：30%、「90%以上」が31%：40%であり、進学校の比率が少し高いが全体の構成をほぼ反映したものとなっている（資料：リクルート『高校総覧99』）。なお、回答は授業時間の一部を使った集合調査法（自記式）による。
- (5) 塾等での勉強時間も含め、以下の選択肢から最も近いものを選んでもらった：「まったくしない」「15分」「30分」「1時間」「1時間半」「2時間」「2時間半」「3時間」「3時間半」「4時間以上」。なお「4時間以上」については「4時間15分」とした。
- (6) 具体的には、学習時間に対する出身階層の直接効果も消え、内発的学習態度に対する階層の効果はモデル M_1 においても検出されなかった。
- (7) 大学入試センターが1997年に実施した高校教育課程調査(10%無作為サンプル)によれば、私立校の約半数が、入学時から複数の教育課程に分化させている（荒牧・山村 2002）。
- (8) なお、調査対象には、高校段階からは生徒を入学させない中高一貫型の私立学校も含まれたため、これらには「大学進学実績」が同程度の学校と同じ偏差値を与えた。
- (9) 高校の成績を M_3 に組み入れた場合の地位達成志向の効果は.069、自己実現志向の効果は.095となる。この場合、前者の値に規定される学習時間の幅は41分、後者が57分と、10分程度縮まるが、価値志向性が学習時間に大きな効果を持つこと自体に変わりはない。
- (10) BIC'が絶対値の大きな負の値であるほどデータへのフィットがよいと判断さ

れる。完全な階層関係にないモデル間の比較にも利用できるメリットがある (Raftery 1995)。

- (11) さらに、親の学歴によって価値志向の効果が異なると仮定した場合でも、学習時間に対する交互作用項の効果は最大で.012時間（1分弱）の違いにしかならなかった。

〈引用文献〉

- 荒井克弘 1999, 「大学入学者選抜」『高等教育研究紀要』第17号, 97-110頁。
- 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頁。
- 荒牧草平・山村滋 2002, 「多様化政策下における普通科高校教育課程の実証的研究」大学入試センター『研究紀要』No.31, 11-27頁。
- Boudon, Raymond 1973, 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, 1983。
- 原純輔・盛山和夫 1999, 『社会階層—豊かさの中の不平等』東京大学出版会。
- 秦 政春 1978, 「高校教育の大衆化と教育機会の構造——高等学校格差との関連を中心に」『福岡教育大学紀要』第28号第4分冊, 21-34頁。
- 樋田大二郎・耳塚寛明・岩木秀夫・苅谷剛彦 2000, 『高校生文化と進路形成の変容』学事出版。
- 岩木秀夫・耳塚寛明 1983, 『現代のエスプリ 高校生——学校格差の中で』No.195 至文堂。
- 苅谷剛彦 1995, 『大衆教育社会のゆくえ——学歴主義と平等神話の戦後史』中公新書。
- 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(インセンティブ・ディバイド)へ』有信堂。
- 片瀬一男・梅崎篤史 1990, 「価値意識の世代間伝達——家族における社会化効果の規定因」海野道郎・片瀬一男編『教育と社会に対する高校生の意識——第2次調査報告書』東北大学文学部教育文化研究会, 9-24頁。
- 近藤博之 1998, 「社会移動の制度化と限界——教育の地位媒介機能を中心に」近藤博之編『教育と世代間移動』(1995年SSM調査シリーズ10) 1995年SSM調査研究会, 1-33頁。
- 耳塚寛明 2000, 「高卒無業者の教育社会学的研究」平成11~12年度日本学術振興会

科学研究費補助金報告書。

中村高康 2000, 「高学歴志向の趨勢——世代の変化に注目して」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, 151-173頁。

尾嶋史章 2001, 『現代高校生の計量社会学——進路・生活・世代』ミネルヴァ書房。

Raftery, Adrian E. 1995, “Bayesian Model Selection in Social Research,” *Sociological Methodology*, Vol. 25, pp. 111-163.

Rohlen, Thomas P. 1983, 友田泰正訳『日本の高校——成功と代償』サイマル出版会, 1988。

橘木俊詔 1998, 『日本の経済格差——所得と資産から考える』岩波新書。

竹内 洋 1995, 『日本のメリトクラシー——構造と心性』東京大学出版会。

安田三郎・原純輔 1982, 『社会調査ハンドブック (第3版)』有斐閣双書。

保田時男 2000, 「クロス集計表における欠損データの分析——学歴移動表を例として」『理論と方法』Vol.15, No.1, 165-180頁。

ABSTRACT

**Learning Attitudes and Educational Expectations of Current
High School Students: The Effects of Family
Background and Value Orientations**

ARAMAKI, Sohei

(The National Center for University Entrance Examinations)

2-19-23 Komaba, Meguro-ku, Tokyo, 153-8501 Japan

Email: aramaki@rd.dnc.ac.jp

This paper carefully examines the effects of family background and two value orientations on the process of formation of learning attitudes and educational expectations among current high school students. One crucial point of this paper is that we clearly differentiate the direct and indirect effects of family background on learning attitudes and educational expectations. The second point is that we consider the functions of two important value orientations, toward status attainment and self-fulfillment, both of which are important for parents and schools in determining their own educational policies. Using data collected from 2,220 high school seniors, we performed an OLS regression analysis on learning attitudes and a logistic regression analysis on educational expectations, and examined the following hypotheses. (1) Parents' educations and the hierarchical status of schools are positively associated; at the same time, the hierarchical status of schools and educational expectations are positively associated. (2) Parents' educations are positively associated with learning attitudes and educational expectations, independent of the hierarchical status of a school. (3) Value orientations are positively associated with parents' educations. (4) Value orientations are positively associated with learning attitudes and educational expectations, independent of other important factors.

The main results are as follows. (1) Although the effects of the educational attainment of parents on learning attitudes have disappeared or weakened, their effects on educational expectations remain strong, independent of the hierarchical status of a school. (2) The two value orientations have no association with family background, independent of the hierarchical status of the school, sex, and academic performance. Therefore, our society does not carry out a social reproduction process via the internalization of these value orientations. (3) The orientation toward status attainment has a statistically significant effect on both learning attitudes and educational expectations, and the orientation toward self-fulfillment has a statistically significant effect on learning attitudes but not on educational expectations, independent of other important factors.