

JGSS-2009LCS データに基づく高等教育就学の規定要因に関する考察

山内 乾史
神戸大学大学教育推進機構

A Study on the Determinants of Access to Higher Education Based on JGSS-2009LCS Data

Kenshi YAMANOUCHI
Institute for Promotion of Higher Education
Kobe University

The main purpose of this paper is to examine which variables such as high school graduates' SES, the rank of high school, their academic ability and their aspiration of educational attainment determine whether they enter colleges (4-year and 2-year). Two main conclusions will be summarized as follows: (1) the most important determinant of entrance to colleges is the rank of high school. Besides, against the prior researches, the income of household was less important. This trend was consistently found for each sex and each cohort. (2) the "hypothesis of free college admissions" was rejected while the "talent-loss hypothesis" was, with a reservation, not rejected. More importantly, these findings suggest that I need the further examination from the viewpoint of the "tracking theory" or the "school-caste theory".

Key Words: JGSS, access to higher education, talent loss hypothesis, free-entrance hypothesis

本稿の目的は、JGSS-2009LCS データを用いて、高等教育に就学した者と就学しなかった者とは、何が異なるのかを明らかにすることである。つまり、高等教育への就学経験の有無と、世帯の年収（15歳時）、中学3年時の成績、高校3年時の成績、高校時代の同級生の進学率、高校時代の進学希望など諸変数との関連を詳細に検討した。その結果、主な結論は下記の二点にまとめられる。(1) 高等教育就学をもっとも規定するのは、高校時代の同級生の進学率である。先行研究に反して、世帯の収入の規定力は低い。この傾向は男性、女性いずれにも、またいずれのコーホートにおいても観察される。(2) したがって「無条件全入仮説」については否定されるし、また「条件付全入仮説」についても肯定できない。「タレント・ロス仮説」については留保付きで否定されない。しかし、重要なことはこれらの諸関係を、トラッキング論やスクール・カースト論の立場から吟味し直すことである。

キーワード：JGSS，高等教育就学，タレント・ロス仮説，大学全入仮説

1. 問題意識

本稿の目的は、高等教育就学の規定要因を JGSS-2009LCS を基に分析することである。この古典的テーマに著者が取り組む基本的な問題意識は下記のとおりである。かつて、2008 年には大学全入時代が到来するといわれていた。しかし、小林雅之(2008)の指摘にみるとおり、この「全入」という言葉は誤解を生みやすい言葉であり、大学に志願する者は誰でも無条件に入学できるかのような錯覚を与えかねない。もちろん、昨今では、授業料の高騰や奨学金をめぐる諸問題がかなり議論されるようになり、誰でも大学に志願すれば入学できるという仮説 ここではそれを「無条件全入仮説」と呼ぶはかつてほど唱えられなくなった。代わって今日では、経済的なくびきのために進学不可能になっている層がかなりいることが広く認識されるようになっている。「無条件全入仮説」に対比して、経済的なくびきさえなければ、誰でも大学に志願すれば入学できるという仮説を先の「無条件全入仮説」に対比して「条件付全入仮説」と呼ぶ。

さて、本当に経済的なくびきだけが問題なのであるか。この点について、アメリカ合衆国でかつて興味深い研究があった。「タレント・ロス仮説」である。心理学者 Samuel S. Peng (1976) は、スプートニクショック後の 1961 年に全米で実施された Project Talent とやはり 1972 年に全米で実施された National Longitudinal Survey (NLS) を分析して、大学大衆化の波の中で学力上位の者が大学に進学しなくなっていることを指摘し、「タレント・ロス」と命名した。実際に高校時代の学力上位者の内、1961 年には 70% が 4 年制大学(フル・タイム)に進学していたのに対し、1972 年には 54% に激減しているのである。ペングの指摘の重要な点は、社会経済的地位各層において学力上位者の高等教育進学率が低下していることを指摘した点である。すなわち、高等教育自体の経済的・社会的効用が薄れて、従来大学に入れなかった層が入ってくる一方、最も有能な層が大学から離れ、効率性という点からみても、公正性という点からみても問題が生じているということである。また、同時期に出版された Richard B. Freeman (1976=訳書 1977) は、高等教育卒業者の賃金の低下、失業率の増大などを受けて「大学卒冬の時代」が到来したと指摘した。いわゆる「教育過剰論」である。これら一連の指摘は高等教育機関の威信の低下と有能な学生の高等教育離れを深く印象づける。つまり、大学の大量化は教育経費の私的負担割合の増大をもたらしがちであるから、大量化の恩恵を受けてあらたに進学可能になる裕福な学力下位の層がいる一方で、(収益率の低下等の理由で)進学を回避する学力上位の層が発生するというわけである。(山内(1997)を参照のこと)したがって、「タレント・ロス仮説」は「条件付全入仮説」とはかなり異なる仮説であることを認識する必要がある。

日本でも高等教育就学の規定要因をめぐる議論は今なおホット・イシューであり、近年でも、日本教育社会学会の機関誌『教育社会学』誌上において矢野眞和・濱中淳子(2006)と潮木守一(2008)が論争した。いずれもマクロデータの分析であり、矢野・濱中が経済要因の決定力を強調したのに対し、潮木は高等教育システム要因の決定力を強調した。本稿はマイクロデータを扱うのであり、単純な比較は不可能であるから、これら研究結果の細部を紹介する必要はないだろう。ただ重要な論点は、経済要因が重要であることはいつの時代も変わらないが、経済要因の決定力が過度に強調されると、それに回収されない要因があるのではないかという疑問が生じてくるという点にある。この点が本稿の中心的な関心の一つでもある。

これら三つの仮説の妥当性を検討するため、本稿では、学力変数、学校変数、経済変数等と高等教育就学経験との関連性を詳細に検討する。なお、ここでは、4 年制大学と短期大学を合わせた高等教育機関(高等専門学校、専修学校は含まない)を対象とする。機関別・学部別分析は行わない。

2. サンプル全体についての予備分析

本節では学力変数、学校変数、経済変数と高等教育就学経験との関係を概観しておきたい。まず、二つの学力変数と高等教育就学経験の関係を核にしたい。表 1 は「中学校 3 年生の頃の成績(以下、中学成績と略)」と「大学(短大)就学経験の有無(以下、高等教育就学経験と略)」の二重クロス表である。なお、「中学成績」に無回答の 5 サンプルは本稿の分析から除外する。表 1 以下、本稿のすべ

てのクロス表は行%であり、横方向に加えて 100%になる。予測される通り、中学成績が高くなるにつれ高等教育就学経験のある者の比率は高くなっており、両者の間には非常に強い関係があることが理解できる。しかし、最下位グループで 10%強が進学しているのに対して、最上位グループで 18%強が進学していないことも注意を引く。

表 1 中学成績と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
中学成績	下の方	27(10.7)	225(89.3)	252(100)
	やや下の方	64(13.2)	420(86.8)	484(100)
	真ん中あたり	348(35.0)	645(65.0)	993(100)
	やや上の方	390(65.3)	207(34.7)	597(100)
	上の方	322(81.3)	74(18.7)	396(100)
合計		1,151(42.3)	1,571(57.7)	2,722(100)

$\chi^2 = 668.799, df = 4, p < .001$

次に表 2 は、「高校 3 年生の頃の成績（以下、高校成績と略）」と高等教育就学経験の関連を分析したものである。高校では 中学成績とは事情が異なり 進学時に成績によってスクリーニングされているため、中学成績ほどははっきりした関連性は観察されない。学力上位校では成績下位グループでさえも就学する割合が高いのに対し、逆に学力下位校では成績上位グループでさえも就学する割合が低くなるので、高等教育就学経験を予測する変数としては中学成績よりも劣る。なお、このことに関しては、先述の小林が分析したデータ（矢野真和の創成科研高校生調査データ）においても中学時代の成績（自己評価）の説明力が高いとして用いられ、高校時代の成績は用いられていない。本稿のデータでもこの根拠を十分に確認できる。

表 2 高校成績と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
高校成績	下の方	80(34.5)	152(65.5)	232(100)
	やや下の方	154(33.5)	306(66.5)	460(100)
	真ん中あたり	404(41.7)	565(58.3)	969(100)
	やや上の方	283(55.1)	231(44.9)	514(100)
	上の方	227(59.4)	155(40.6)	382(100)
	3 年生まで在学せず	0(0.0)	58(100)	58(100)
合計		1,148(43.9)	1,467(56.1)	2,615(100)

$\chi^2 = 139.311, df = 5, p < .001$

むしろ、表 3 に見るとおり、高等教育就学経験の有無は、学校変数としての「高校 3 年生の頃の同級生の進学率（以下、高校ランクと略）」との関連の方が強い。これも中学成績とほぼ同程度の強い関連をもっている。さらに、表 4 は、経済変数としての「15 歳の頃の世帯収入レベル」（以下、世帯収入と略）と高等教育就学経験の関連を見たものである。やはり、ここでもかなり強い相関が観察される。以上の検討を受けて、本稿では最も時系列的に先行し、しかも高等教育就学をかなりの確度で予測させる、学力変数としての中学成績をベースにして議論していきたい。そのベースに立脚して、もう一つの学力変数として高校成績、学校変数として高校ランク、そして経済変数として世帯収入と高等教育就学経験の関連を検討する。

さて、冒頭で述べた「無条件全入仮説」が正しいとすれば（そうではないということも小林が検証したことについては先述したが、議論の関係上、ひとまずこう仮定する）、成績が上位の者も下位の者

も高等教育への就学を希望する者は、他の諸条件がどうであるかに関係なく、すべて就学できるようになるはずである。「条件付全入仮説」が正しいとすれば経済的な障害が大きくなるほど、低所得層を中心に高等教育離れが生じるはずである。「タレント・ロス仮説」が正しいとすれば、学力上位層にも経済的条件以外の理由で高等教育離れが生じるはずである。この問題を以下、JGSS-2009LCS データに基づき検証する。

本稿では紙幅の都合もあり、表1に関して、次の二点に特に絞り込んで、分析していきたい。なお、以下中学成績においては、「下の方」と「やや下の方」とは、本稿の分析対象とする高等教育就学経験がある者の実数が少ないので、この両カテゴリーを一つにして、「下の方」とリコードする。

表3 高校ランクと高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
高校ランク	ほぼ全員	478(88.4)	63(11.6)	541(100)
	7~8割	338(68.0)	159(32.0)	497(100)
	半数くらい	167(38.8)	263(61.2)	430(100)
	2~3割	117(19.1)	495(80.9)	612(100)
	ほとんどいない	49(10.5)	417(89.5)	466(100)
	3年生まで在学せず	0(0.0)	58(100)	58(100)
合計		1,149(44.1)	1,455(55.9)	2,604(100)

$\chi^2 = 963.676, df = 5, p < .001$

表4 世帯収入と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
世帯収入	平均よりかなり少ない	35(21.7)	126(78.3)	161(100)
	平均より少ない	156(31.5)	340(68.5)	496(100)
	ほぼ平均	562(41.1)	805(58.9)	1367(100)
	平均より多い	349(58.6)	247(41.4)	596(100)
	平均よりかなり多い	39(57.4)	29(42.6)	68(100)
合計		1,141(42.4)	1,547(57.6)	2,688(100)

$\chi^2 = 123.306, df = 4, p < .001$

第一点は、中学成績が「下の方」(つまり高等教育に就学するには著しく不利)であるにも関わらず、高等教育就学経験がある91サンプル(「下の方」の736名中91名、12.4%)は、なぜ高等教育に就学可能になったかである。第二点は、中学成績が「上の方」(つまり高等教育に就学するには著しく有利)であるにも関わらず、高等教育就学経験がない74サンプル(「上の方」の18.7%)は、なぜ高等教育に就学しなかったかである。これら二点を分析することを通じて「無条件全入仮説」、「条件付全入仮説」、「タレント・ロス仮説」を可能な限り検討してみたい。そのことによって、現代日本の高等教育利用層の特質を把握することができるようになると同時に、今後の高等教育利用層がどう変動するかを予測することが可能になるものと考えられる。

さて、中学成績と高等教育就学経験の関連が特定の性やコーホートにおいて強くなったり弱くなったりしていないかを検討しよう。性別に検討すると、男女ともに強い相関が観察される(男性： $\chi^2 = 351.588, df = 3, p < .001$ 、女性： $\chi^2 = 320.800, df = 3, p < .001$)。またコーホート別に見ると、全体では1966-1970年コーホート41.2% 1971-1975年コーホート42.0% 1976-1980年コーホート44.2%となり、若いコーホートほど高等教育就学率が少しずつ高まっている。だが、中学成績のカテゴリー別にみると一貫した傾向はみられない。しかし、いずれのコーホートにおいても強い相関が観察される(1966-1970年コーホート： $\chi^2 = .205.452, df = 3, p < .001$ 、1971-1976年コーホート： $\chi^2 = 275.698, df$

= 3, $p < .001$ 、1976-1980年コーホート： $\chi^2 = 205.196$, $df = 3$, $p < .001$ ）。以上、サンプル全体としては、中学成績と高等教育就学経験とは特定の性別やコーホートにおいてのみ深い関係にあるわけではないことがわかる。なお、以下すべてのクロス表分析において性別、コーホート別の分析を行い、その結果にも言及することとする。

さて、さらにここで、世帯収入と中学成績、高校成績、高校ランクの関係も検討しておく。世帯収入において「平均よりかなり多い」「平均よりかなり少ない」という層はサンプル数がやや少ないため、以下の図すべてにおいてそれぞれ「平均よりやや多い」「平均よりやや少ない」と統合し、それぞれ「平

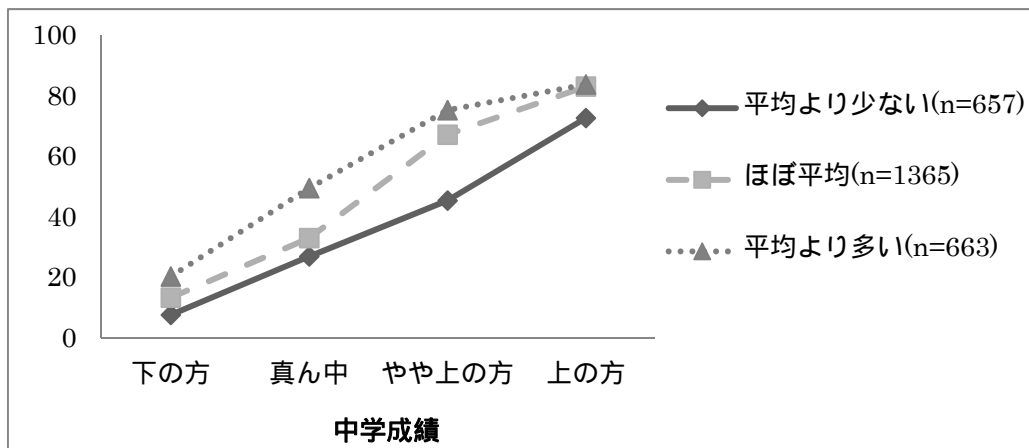


図1 世帯収入別・中学成績別の高等教育就学率

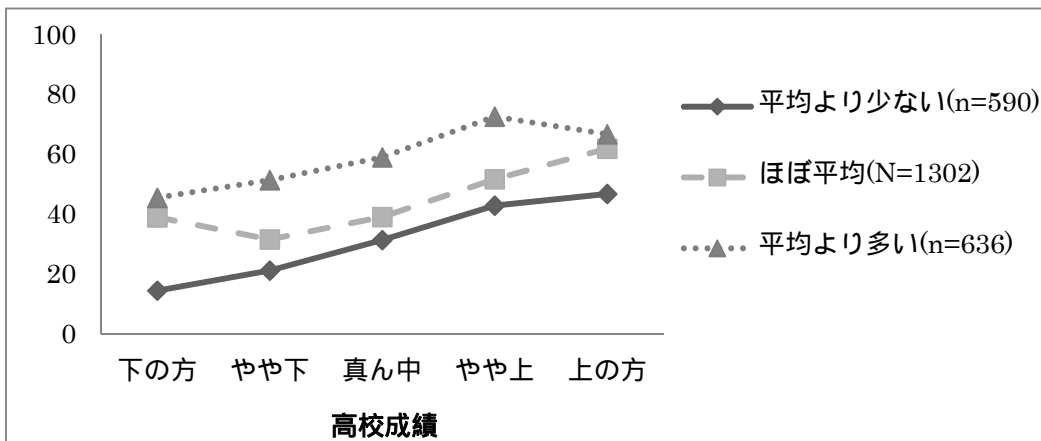


図2 世帯収入別・高校成績別の高等教育就学率

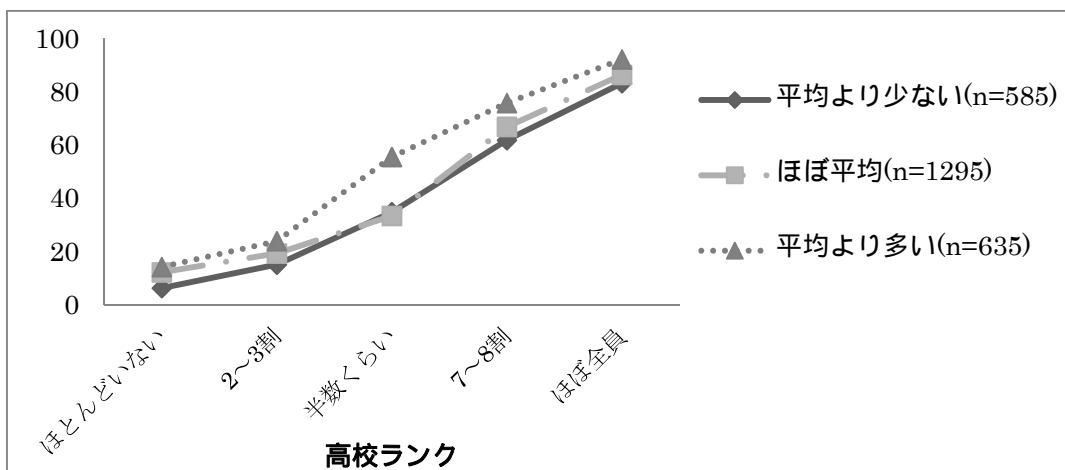


図3 世帯収入別・高校ランク別の高等教育就学率

均より多い」「平均より少ない」とする。図1の中学成績別においては「平均より多い」という層を除く3つの世帯収入層の間には高等教育就学率に大きな差はなく、世帯収入で統制した後も中学成績、高校ランクの影響力はかなり残っていることがわかる。図2の高校成績別においては、世帯収入各層の高等教育就学率の差異がはっきりしてくるが、世帯収入を統制しても高校成績独自の影響力が中学成績・高校ランクほどではないにしても残っている。以上のサンプル全体の構造を念頭において、以下、先述の二つの課題に取り組む。

3. 中学成績下位層の分析

さて、中学成績下位層の高等教育就学に関しては、様々な可能性が考えられる。国立・私立六年一貫校（高校ランクでみれば上位）に行っていて、校内では学力低位だったが就学可能であったという可能性がある。つまり、同一年齢人口の中での相対的な学力位置は上位だったという可能性である。また、高校進学時に大いに学力状況が改善し、就学可能になったという可能性が存在する。また、裕福な家庭の子弟が全入に近い高等教育機関に経済力を生かして就学したという議論も成り立つ。

本調査データでは中学成績「下の方」の者736名のうち、91名が進学している。この91名はいかにして進学可能になったのであろうか。まず、世帯収入と高等教育就学経験の関連について、表5を見ると、もともと中学成績下位のグループには、世帯収入が平均以上の者が少なく、高等教育就学経験がある者のうち29.7%、ない者のうち16.8%に過ぎない。この表によれば、世帯収入と高等教育就学経験の間には1%水準で有意な関係が観察される。なお、性別、コーホート別に検討した結果、男性は有意でなく（ $\chi^2 = 4.935$, $df = 4$, n.s.）女性では15歳時の世帯収入が多いほど高等教育に就学している（ $\chi^2 = 14.740$, $df = 4$, $p < .010$ ）。コーホート別にみると、1966-70年コーホート（ $\chi^2 = 4.638$, $df = 4$, n.s.）と1976-1980年コーホート（ $\chi^2 = 7.140$, $df = 4$, n.s.）では有意な関連は見られなかったが、1971-1975年コーホートでは、15歳時の世帯収入が多いほど高等教育に就学する傾向がみられた（ $\chi^2 = 8.135$, $df = 4$, $p < .100$ ）。

表5 中学成績「下の方」世帯収入と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
世帯収入	平均よりかなり少ない	4(5.0)	76(95.0)	80(100)
	平均より少ない	15(8.9)	154(91.1)	169(100)
	ほぼ平均	45(13.3)	294(86.7)	339(100)
	平均より多い	25(21.7)	90(78.3)	115(100)
	平均よりかなり多い	2(11.1)	16(88.9)	18(100)
合計		91(12.6)	630(87.4)	721(100)

$$\chi^2 = 15.201, df = 4, p < .010$$

次に、表6は高校成績とのクロス表である。これについても、高等教育就学経験のある者のうち、高校の成績が「上の方」と「やや上の方」と答えた割合を合わせると44.0%、ない者のうちでは、20.8%と大きな差がある。性別にみると、男性では高校成績が高いほど高等教育に就学する傾向が見られた（ $\chi^2 = 25.644$, $df = 5$, $p < .001$ ）が、女性では有意な関係が見られない（ $\chi^2 = 8.364$, $df = 5$, n.s.）。先述の世帯収入との関係の分析結果と総合すると、男性では高校成績が、女性では世帯収入が重要であるということになるが、この点は後ほど、ロジスティック回帰分析の節で再考する。コーホート別にみると、1966-70年コーホート（ $\chi^2 = 16.601$, $df = 5$, $p < .010$ ）と1971-1975年コーホート（ $\chi^2 = 12.705$, $df = 5$, $p < .050$ ）では高校成績が高いほど高等教育に就学する傾向が見られたが、1976-1980年コーホートでは有意な関係は見られない（ $\chi^2 = 6.645$, $df = 5$, n.s.）。ここで注目すべきことは、高校成績が「上の方」と「やや上の方」に上昇した者（すなわち相対的な意味での「学力移動」者）157名中117名（74.5%）が就学できていないことである。

表6 中学成績「下の方」高校成績と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
高校成績	下の方	10(10.4)	86(89.6)	96(100)
	やや下の方	20(9.8)	184(90.2)	204(100)
	真ん中のあたり	21(13.0)	141(87.0)	162(100)
	やや上の方	20(25.3)	59(74.7)	79(100)
	上の方	20(25.6)	58(74.4)	78(100)
	3年生まで在学せず	0(0.0)	34(100)	34(100)
合計		91(13.9)	562(86.1)	653(100)

$$\chi^2 = 26.970, df = 5, p < .001$$

表7によれば、高校ランクとの関連では顕著な傾向を認めることができる。半数以上の者が進学する高校で学んだ者（つまり、「ほぼ全員」+「7~8割」+「半数くらい」）の割合が、高等教育就学経験のある者では56.0%を占めるのに対し、ない者では20.1%を占めるに過ぎない。なお、性別にみると、男性（ $\chi^2 = 42.888, df = 5, p < .001$ ）女性（ $\chi^2 = 65.225, df = 5, p < .001$ ）いずれも有意、コーホート別にみると、1966-70年コーホート（ $\chi^2 = 32.611, df = 5, p < .001$ ）1971-1975年コーホート（ $\chi^2 = 66.654, df = 5, p < .001$ ）1976-1980年コーホート（ $\chi^2 = 25.174, df = 5, p < .001$ ）と、すべてにおいて有意である。

表7 中学成績「下の方」高校ランクと高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
高校ランク	ほぼ全員	12(66.7)	6(33.3)	18(100)
	7~8割	25(41.7)	35(58.3)	60(100)
	半数くらい	14(16.7)	70(83.3)	84(100)
	2~3割	23(11.2)	182(88.8)	205(100)
	ほとんどいない	17(7.0)	225(93.0)	242(100)
	3年生まで在学せず	0(0.0)	34(100)	34(100)
合計		91(14.2)	552(85.8)	643(100)

$$\chi^2 = 95.856, df = 5, p < .001$$

さて、本調査においては「18歳の時点でどのレベルまで教育を受けたいと考えていたか（以下、進学希望と略）」について尋ねた項目がある。この項目をもとに中学成績が「下の方」のグループの特質を検討すると、高等教育進学を希望していた者142名中、実際に64名が就学しており、この層の就学率は45.1%である。これはこの調査サンプル全体の就学率42.3%（2757名中1154名が就学）をも上回る。しかし、高等教育進学を希望しなかった者439名中就学したのはわずかに14名（就学率3.2%）、何も考えていなかった者145名中就学したのはわずかに12名（就学率8.3%）である。言い換えれば実際の就学者90名中64名（71.1%）が高等教育進学を希望していた者の中から出ている（1名はこの項目に無回答のため除外）。性別、コーホート別にみても、この傾向は顕著である。つまり中学成績が「下の方」の者でも高等教育進学を希望する、あるいは希望可能な状況にある者は半数弱が進学していくのであるが、希望しない者はほとんど進学しない。この希望ないしは希望可能な状況を作り出すものは経済変数、学力変数、学校変数のいずれであるのかを検討する。図4は世帯収入でコントロールした高校ランクごとの高等教育就学率である。「平均よりかなり多い」（14サンプル）と「平均よりかなり少ない」（65サンプル）はサンプル数が少ないので、前者は「平均より多い」と、後者は「平均より少ない」と、それぞれ一つのカテゴリーにした。図4によれば、確かに世帯収入ごとに進学率は異なるが、それを考慮したとしても高校ランクによる差異は残っている。ほぼ同じことが高校成績についてもいえる。図5についても世帯収入の影響力は見られるが、高校成績独自の影響

力も存在する。両者の規定力比較については最後のロジスティック回帰分析の結果に基づき、再度考察する。

以上、中学成績が「下の方」で高等教育就学経験がある者に関しては、経済的な要因はもちろん重要である。だが、それだけに回収されるわけではなく、高校時代の諸変数もかなり重要な要因である。高校時代の諸変数では本稿で取り扱った二変数のうち、高校成績よりも高校ランクの方がむしろ重要な変数であると推測される。高等教育進学者がほとんどいない高校では就学は難しく、さらに半数以上が進学している高校で学んでいない者が進学する可能性は極めて低くなっている。それを裏付けるのが進学希望である。すなわち、中学成績下位層にとっては、高校ランクによって進学希望が形作られ、就学につながっていくということなのであろう。以上をまとめると、冒頭で言及した無条件全入仮説は当然否定されることとなる。高等教育機関が増えればどのような高校ランクの者でも無条件に就学可能になるということではない。進学者の多い高校に進学して高等教育への進学希望が形作られることが重要だからである。また、以上の分析からは、経済変数のみが決定的な要因ではなく、それに回収されない独自の影響力を持つ要因 すなわち、学力変数と学校変数 が存在するので、条件付全入仮説も留保される。

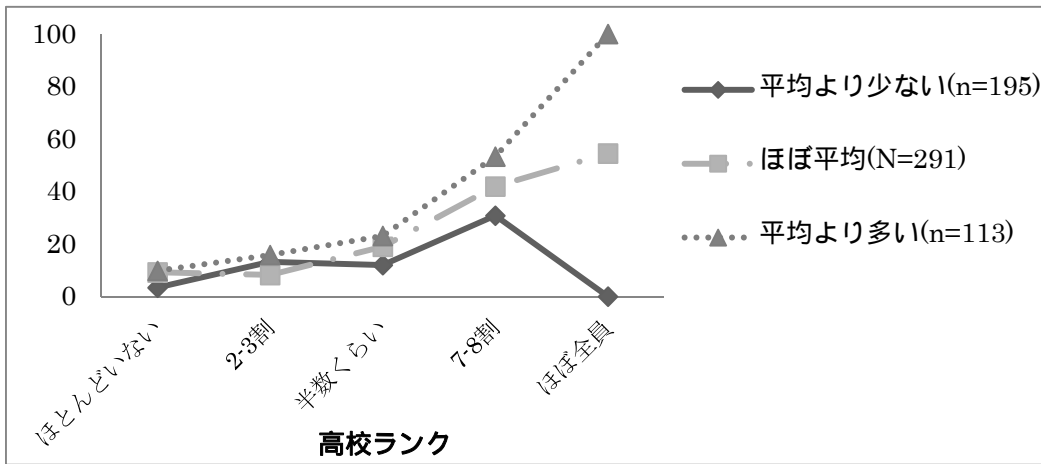


図4 中学成績「下の方」世帯収入別・高校ランク別の高等教育就学率

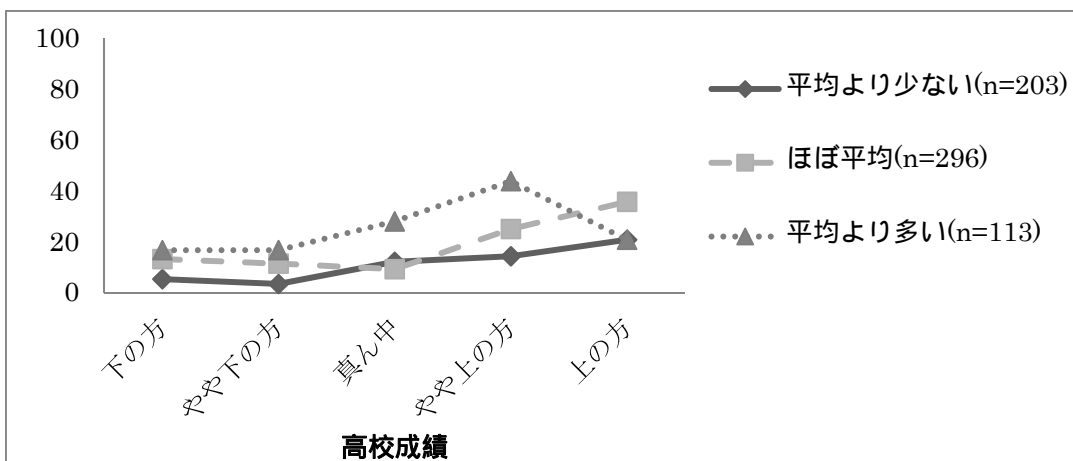


図5 中学成績「下の方」世帯収入別・高校成績別の高等教育就学率

4. 中学成績上位層の分析

次に中学成績上位層を見てみよう。この層で進学しなかった者は、なぜ進学しなかったのか。第一に、高校進学後、成績が急降下したというケースが考えられる。第二に経済的状况のために（進学可能かつ進学を希望しているにもかかわらず）進学をあきらめたというケースが考えられる。また、プロスポーツ選手のように特異な能力を持っており、高校を出てすぐ社会に出たというケースも考えられる。

表8は、世帯収入レベルとのクロス表である。中学成績上位で高等教育就学経験のない層は、就学経験がある層と比べて、全体的に世帯収入が少ない。高等教育就学経験がある層のうち、世帯収入が平均に満たない者は20.3%、就学経験がない層のうちでは32.4%である。なお、中学成績上位層全体では有意ではない。性別には男性では世帯収入が高いほど就学する者が多い（ $\chi^2 = 8.230$, $df = 4$, $p < .010$ ）が、女性では有意ではない（ $\chi^2 = 0.726$, $df = 4$, n.s.）これは中学成績下位層とは逆の傾向である。コーホート別には1966-1970年コーホート（ $\chi^2 = 3.810$, $df = 4$, n.s.）1976-1980年コーホート（ $\chi^2 = 1.011$, $df = 4$, n.s.）といずれも有意ではない。1971-1975年コーホートでのみ15歳時の世帯収入が高いほど高等教育に就学する傾向が見られた（ $\chi^2 = 9.952$, $df = 4$, $p < .050$ ）。このコーホートだけ有意であるのは中学成績下位層と同じ傾向である。

表8 中学成績「上の方」世帯収入と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
世帯収入	平均よりかなり少ない	17(68.0)	8(32.0)	25(100)
	平均より少ない	47(74.6)	16(25.4)	63(100)
	ほぼ平均	128(83.1)	26(16.9)	154(100)
	平均より多い	106(82.8)	22(17.2)	128(100)
	平均よりかなり多い	18(90.0)	2(10.0)	20(100)
合計		316(81.0)	74(19.0)	390(100)

$\chi^2 = 6.201$, $df = 4$, $p = .185$

次に表9は高校成績とのクロス表である。ちなみに中学成績「上の方」という層には高校中退者はいない。この表からわかることは、中学成績下位層と事情は異なり、高校成績「下の方」の層を除く各層とも高等教育就学経験率が80%程度で大差はないことである。したがって、全体としては、中学成績「上の方」の層で高校進学後成績が急降下した者（すなわち相対的な意味での「学力移動」者）はいるが、著しく就学困難になるわけではないと推測される。中学成績上位層全体では有意ではない。性別には男性（ $\chi^2 = 2.372$, $df = 4$, n.s.）女性（ $\chi^2 = 3.107$, $df = 4$, n.s.）いずれも有意ではない。コーホート別には1966-1970年コーホート（ $\chi^2 = 3.676$, $df = 4$, n.s.）1971-1975年コーホート（ $\chi^2 = 4.761$, $df = 4$, n.s.）1976-1980年コーホート（ $\chi^2 = 1.671$, $df = 4$, n.s.）いずれも有意ではない。

表9 中学成績「上の方」高校成績と高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
高校成績	下の方	35(72.9)	13(27.1)	48(100)
	やや下の方	49(80.3)	12(19.7)	61(100)
	真ん中のあたり	71(81.6)	16(18.4)	87(100)
	やや上の方	74(87.1)	11(12.9)	85(100)
	上の方	93(81.6)	21(18.4)	114(100)
合計		322(81.5)	73(18.5)	395(100)

$\chi^2 = 4.147$, $df = 4$, $p = .386$

表 10 は高校ランクとの関連性についてである。これに関しては顕著な差がある。ほぼ全員が進学する高校に在籍した者が中学時代の成績が「上の方」だったグループのうち約 63%を占めるが、高等教育就学経験がある者では 91.5%で、ない者では 8.5%に過ぎない。進学する者が 2~3 割の高校出身者では高等教育就学経験がある者は 48.4%、進学者が「ほとんどいない」層では 35.7%に過ぎない。全体では 0.1%水準で有意であり、性別には、男性 ($\chi^2 = 43.264, df = 4, p < .001$) も、女性 ($\chi^2 = 30.722, df = 4, p < .001$) もいずれも有意である。コーホート別にみても、1966-1970 年コーホート ($\chi^2 = 30.430, df = 4, p < .001$) 1971-1975 年コーホート ($\chi^2 = 35.998, df = 4, p < .001$) 1976-1980 年コーホート ($\chi^2 = 11.768, df = 4, p < .050$) いずれも有意である。

表 10 中学成績「上の方」高校ランクと高等教育就学経験のクロス表

		高等教育就学経験		合計
		ある	ない	
高校ランク	ほぼ全員	226(91.5)	21(8.5)	247(100)
	7~8割	60(76.9)	18(23.1)	78(100)
	半数くらい	16(66.7)	8(33.3)	24(100)
	2~3割	15(48.4)	16(51.6)	31(100)
	ほとんどいない	5(35.7)	9(64.3)	14(100)
合計		322(81.5)	72(18.3)	394(100)

$\chi^2 = 63.559, df = 4, p < .001$

次に前節同様、進学希望と就学の関係について考察する。高等教育への進学希望は、396 名中 338 名 (81.3%) が抱いている。現実には 338 名中 308 名が就学 (就学率 91.7%) している。つまり、この層においても、たしかに大半は就学するが、32 名は進学希望したにも関わらず就学できていない。他方、高等教育への進学を希望していなかった層では 42 名中 5 名が就学 (就学率 11.9%)、何も考えていなかった層では 16 名中 11 名 (就学率 68.8%) が就学している。進学希望を持たない層は中学成績下位層同様、進学する比率は極めて低いが、「何も考えていなかった」層では中学成績上位層ではかなりの者が進学しているのである。

中学成績上位層の生徒たちには高校でも学力が高い者が多く、また、その多くが進学を希望している。もちろん、個別的にみれば経済的理由で進学できない層は少なくない。ただ、図 6 を見ると、世帯収入を統制しても高校ランクの影響力は残っている。しかし、他方、図 7 では高校成績独自の影響力は弱く世帯収入の影響力が強く表れている。したがって、以上の結果は、無条件全入仮説を否定するが、条件付全入仮説については留保される。高校成績について付言すると、高校時代に成績が急降下して進学不可能になった者が特に多いということではない。なお、中学成績が上位で高校成績も上位 (あるいは中上位) 者 199 名のうち 167 名 (約 84%) は進学しているが、32 名 (約 16%) が進学していない。

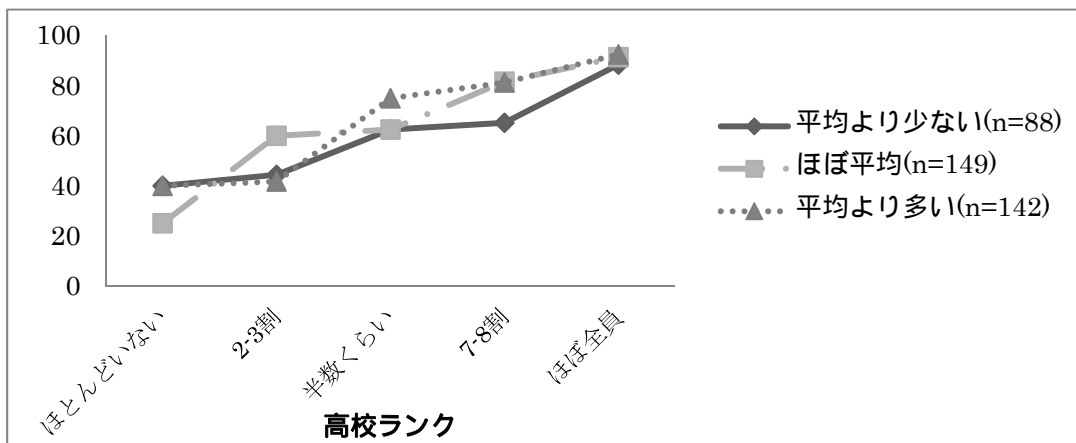


図 6 中学成績「上の方」世帯収入別・高校ランク別の高等教育就学率

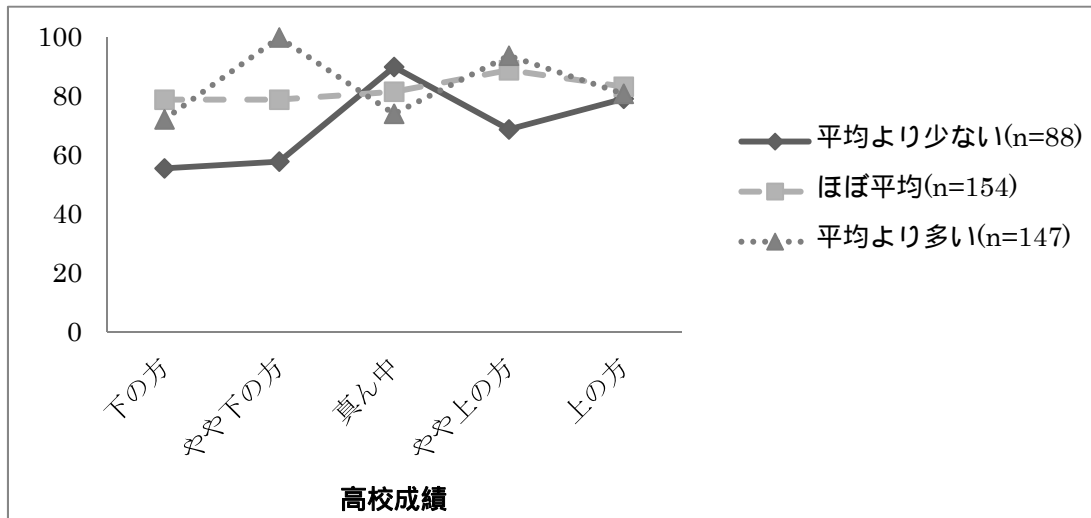


図7 中学成績「上の方」世帯収入別・高校成績別の高等教育就学率

5. ロジスティック回帰分析の結果と結論

以上の結果を総合的に考察するためにロジスティック回帰分析を、サンプル全体と中学成績「下の方」、中学成績「上の方」の三パターンで行う。従属変数には高等教育就学経験の有無、独立変数には世帯収入、中学成績(サンプル全体の分析のみ)、高校成績、高校ランクを共変量として、性別とコーホートを因子として投入した。なお、高校成績と高校ランクにおける「3年生まで在学していなかった」層では、高等教育就学経験のある者はいなかったため、分析から除外した。表11はサンプル全体についての分析結果である(n=2,512, -2対数尤度は1,468.684, $\chi^2=1225.098$, df=7, p<.001)。表12は中学成績「下の方」(n=599, -2対数尤度は321.306, $\chi^2=95.041$, df=6, p<.001)と中学成績「上の方」(n=388, -2対数尤度は245.455, $\chi^2=68.904$, df=6, p<.001)についての分析結果である。

表11 ロジスティック回帰分析の結果(全サンプル、ベースは高等教育就学経験「ある」)

		全体			
		B	標準誤差	Exp(B)	有意確率
切片		-1.060	0.339		***
中学成績		0.473	0.062	1.605	****
世帯収入		0.311	0.067	1.365	****
高校成績		0.465	0.051	1.592	****
高校ランク		-1.003	0.049	0.367	****
性別	男性	0.618	0.11	1.854	****
	女性	0			
コーホート	1966-1970	0.048	0.135	1.049	
	1971-1975	-0.028	0.134	0.972	
	1976-1980	0			

*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意 ****0.1%水準で有意

表11を見ると、特に高校ランクの係数が大きく、中学成績と高校成績が次ぐ。世帯収入もこれらと比べると弱い規定力を有する。性別が有意なので別個に分析すると、男性(n=1,088, -2対数尤度は651.961, $\chi^2=594.186$, df=6, p<.001)では高校ランク、高校成績、中学成績(いずれも p<.001)世帯収入(p<.050)が有意である。女性(n=1,424, -2対数尤度は804.933, $\chi^2=636.057$, df=6, p<.001)では、コーホート以外すべて有意である(いずれも p<.001)。規定力を比較する(有意ではないコーホートを除く)と、男性では高校ランク(-1.066)、高校成績(0.587)、中学成績(0.495)、世帯収入

(0.226)となる。女性では高校ランク(-0.952)、中学成績(0.492)、世帯収入(0.407)、高校成績(0.352)となる。クロス表分析で見たとおり、男性では高校ランクに次いで高校成績が重要となるが、女性では高校ランクに次いで中学成績、ついで世帯収入となり、世帯収入の規定力は男性と比べて大きい。同じモデルでコーホート別に分析すると、性別の規定力は(表11 同様女性がベース)1966-1970年コーホートで0.899($p<.001$)、1971-1975年コーホートで0.468($p<.050$)、1976-1980年コーホートで0.426($p<.050$)となる。各コーホートとも性別により就学規定要因の構造が異なるということである。世帯収入の規定力は順に0.209($p<.050$)、0.381($p<.010$)、0.417($p<.010$)となり若いコーホートほど世帯収入の規定力が増している。また、表12を見ると、中学成績「下の方」と「上の方」では結果が異なる。「下の方」ではまず高校ランク、ついで高校成績の規定力が大きく、世帯収入の規定力はやや弱い。「上の方」でも高校ランクの係数が大きく、高校成績の規定力が次いで、世帯収入の規定力はやや弱い。以上の結果は、高等教育就学経験の規定要因としては、世帯収入の影響力はもちろん無視できず条件付全入仮説の可能性を否定できないけれども、高校ランク、すなわち、同級生の進学率がそれ以上に重要であることを示している。したがって、今後重要になる研究は、日本教育社会学会で議論されてきたトラッキング論、ないしは近年盛んなスクール・カースト論に基づく研究ではないだろうか。ただし従来のトラッキング論は社会階層と密接に関連する議論であった。スクール・カースト論においても社会階層との関連が指摘されている。しかし、本分析で導出された結論によれば、世帯収入を統制した後も高校ランクはかなりの独自の影響力を示している。また、高校成績については、中学成績「下の方」ではかなり重要な要因である。すなわち中学成績「下の方」では「上の方」と異なり、相対的な学力位置の変化、「学力移動」も高校ランク同様、必要条件となるのである。本稿の結果は、無条件・条件付いずれの全入仮説にもネガティブで、タレント・ロス仮説にはポジティブである。もちろん、タレント・ロス仮説は、趨勢に関する仮説であるからこれをより詳細に検証する作業は今後の課題である。さらに、高等教育機関別・学部系統別、地域別に分析し検討する必要もある。これも今後の課題である。なお、本稿ではあくまでも中学成績、高校成績として、本人の自己申告に基づく相対的な学力を用い、世帯収入も15歳時のものであり高等教育就学時のものではない。これらの問題は、本データを用いて分析する際の限界である。

表12 ロジスティック回帰分析の結果(中学成績別、ベース=高等教育就学経験「ある」)

		中学成績「下の方」			中学成績「上の方」		
		B	標準誤差	Exp(B)	B	標準誤差	Exp(B)
切片		-1.087	0.655		0.826	0.677	
世帯収入		0.289	0.149	1.336*	0.247	0.152	1.281
高校成績		0.482	0.106	1.619****	0.382	0.118	1.466
高校ランク		-0.896	0.115	0.408****	-0.917	0.128	0.400****
性別	男性	0.261	0.259	1.298	0.290	0.302	1.337
	女性	0			0		
コーホート	1966-1970	0.525	0.319	1.691	0.603	0.373	1.827
	1971-1975	0.289	0.311	1.335	0.282	0.364	1.325
	1976-1980	0			0		

*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意 ****0.1%水準で有意

[Acknowledgement]

日本版 General Social Survey 2009 ライフコース調査 (JGSS-2009LCS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が実施している研究プロジェクトである。

[参考文献]

- Freeman, Richard B., 1976, *Overeducated American*, Academic Press Inc. (= 小黒昌一訳, 1977, 『大学出
の価値 教育過剰時代』竹内書房新社.)
- 小林雅之, 2008, 『進学格差 深刻化する教育費負担』筑摩書房.
- Peng, Samuel S., 1976, "Some Trends in the Entry to Higher Education: A Comparison between NLS and
Project Talent," paper presented at the Annual Meeting of the American Psychological Association.
- 潮木守一, 2008, 「大学進学率上昇をもたらしたのは何なのか 計量分析と経験値の間で」日本教育
社会学会編 『教育社会学研究』83: 5-22.
- 山内乾史, 1997, 「大学生は変わったか」米川英樹・江原武一編 『自己意識とキャリア形成 アメリカ
高校卒業生にみる』学文社, 187-204.
- 矢野眞和・濱中淳子, 2006, 「なぜ、大学に進学しないのか 顕在的需要と潜在的需要の決定要因」
日本教育社会学会編 『教育社会学研究』79: 85-102.