Osaka University Knowledge Archive

Title	総合選抜制度が進学アスピレーションと文化資本の関係に及ぼす影響 : ログリニア・モデルを用いた二次分析
Author(s)	新谷, 龍太朗
Citation	大阪大学教育学年報. 2011, 16, p. 147-161
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/11597
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

Osaka University

総合選抜制度が進学アスピレーションと文化資本の関係に及ぼす影響

—ログリニア・モデルを用いた二次分析—

新　谷　龍太朗

【要旨】

本稿は、格差是正の制度として導入された総合選抜制度を学力・学習意欲格差の文脈から捉えなおし、特に進学アスピレーションと文化資本の関係からその影響をログリニア・モデルを用いて検証する。用いるのは中澤（2008）「進学アスピレーションに対するトラッキングと入試制度の影響」（東洋大学社会学部紀要第46-２号）のデータであり、本稿は同データをSSJDAより使用の許可を受けた二次分析の位置づけとなる。

中澤はログリニアモデルを用いた分析を行い、総合選抜制度のもとでは進学アスピレーションと中３時成績の関連が比較的弱まることを示し、総合選抜制度には生徒のやる気を維持し中３時の成績を越える進学成果を生む可能性があることを指摘した。本稿では、この結果を家庭階層の観点から再考し、中３時成績に代えて文化資本を変数として同様のログリニアモデルによる分析を行い、文化資本と進学アスピレーションの関連が中澤の分析同様に弱まるのかを検証した。

その結果、文化資本として用いた指標に限界はあるが、総合選抜制度のもとでは進学アスピレーションと文化資本の関連が強まり、むしろ文化資本による進学意欲格差が生まれる可能性を指摘した。また、特に文化資本の中間層において進学意欲が低下する傾向にあることを示した。

〔二次分析〕に当たり、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〔「これからの高校生活と中学時代の生活に関する調査，2007」（中澤渉）〕の個票データの提供を受けました。

1. はじめに

本稿の目的は、受験戦争によってもたらされる格差是正の制度として導入された総合選抜制度を学力・学習意欲格差の文脈から捉え直し、その影響を検証することにある。公正の理念により導入された政策が果たしてその理念どおりに機能していたのかを検証することで、今後同様の政策について議論が生じたときの判断材料となる知見を示したい。

中澤（2008）は「進学アスピレーションに対するトラッキングと入試制度の影響」において隣接する学区間及び学区内の高校ごとに比較し、単独選抜制度と総合選抜制度が進学アスピレーションに及ぼす影響を分析した。データの制約に言及しながらも、学区で見た場合は単独選抜の方が進学アスピレーションと中学３年時の成績の関係が強いという分析結果を示している。つまり、単独選抜制度では高校間格差の固定化が促され、総合選抜制度では高校間格差が抑制されるという結果である。そして、単独選抜制度では生徒の進学アスピレーションの冷却化が起こりやすいこと、総合選抜制度では生徒のやる気を維持し中３時の成績を超える進学成果を生む可能性に言及している。なお、ここでの進学アスピレーションとは高等教育を対象とす

るものであり、高校受験に対するものではない。

中澤の分析をみれば、総合選抜制度にも一定の意義があるように見える。しかし、制度が生み出す弊害はなかったのだろうか。同制度はイデオロギー論争に陥るケースが多く実証研究に乏しいことが指摘されており（土屋編 2000）、90年代以降は少子化による公私間の競争の激化から同制度を廃止する自治体が増え今後の検証がより難しくなる状況にある（篠原編 2002）。そこで、主に学力と進学アスピレーションの関係で捉えられていた同制度を、今日問題とされる生徒の家庭階層と進学アスピレーションの関係（苅谷 2001）から再検証を行うこととした。

分析に入る前に、総合選抜制度の説明と主な批判について見ておこう。総合選抜制度は高校間格差構造の打破を目的として生徒の成績分布が各校に均等になるように配分する制度であり、西日本の大都市圏を中心として70年代頃に広まった（国民教育研究所・木下編 1988）。当時は「15の春を泣かせるな」という標語が示すようにすべての子どもを受け入れるだけのキャパシティが高校側になかった。そうした状況のなかで社会経済的に不利な子どもが高校進学から排除されるという背景があり総合選抜制度の検討がなされた。京都府での一学区一高校の小学区制や、東京都での二～四校のグループに分けた学校群制度など地域によって類似する制度があり、運用や名称に違いが見られる（苅谷 同 p.102、奥 2004 p.15）（注１）。その主な批判や矛盾としては、大学合格率の推移を見た場合に同制度が学力水準の上昇または低下をもたらすことはなかったこと（岩木 1977）、高校内での学力格差の拡大や出身階層と私立・国立中学への入学との関係の強化を生んだこと（苅谷 同　p.107）、地元高校集中運動に賛成した生徒たちが受験生数の調整により地元校高校を断念するケースがあったこと（池田 1986 p.74）などが挙げられる。これらの批判や矛盾は総合選抜制度がその理念を追求する中で様々な葛藤や副作用を生み出した可能性を示している。少子化の進行する現在において総合選抜制度はその理念の一部をすでに実現しており、導入当初と現在では状況が異なっているという見方もあろう。実際に多くの自治体が総合選抜制度を実施しなくなっている。

一方で、総合選抜制度により高校間格差が抑制されるという中澤（2008）の分析や、学校間格差が抑制されるために進学と就職の間で揺れ動く学力中位が進学の可能性を最後まで残すことができ進学率が高まるとする橋本（1992）の分析など、総合選抜制度には一定の意義があるとする声もある。教育政策は長期的視点から判断するべきものであり（橋本 1994）政治的動向の変化で揺れ動くべきものではない。そのためには判断の材料となるデータが必要となろう。自治体によっては学校選択制度や全国学力テストの結果公表など「市民の声」に応えるという名目で新自由主義的な教育政策が採択され、学校間競争を促そうとする動きがみられる。こうした状況において、改めて総合選抜制度を切り口として入試制度の影響を明らかにすることには一定の意味があろう。本稿では総合選抜制度の生み出した正の作用と負の作用を家庭階層の観点から明らかにしたい。

分析は次の手順で行う。まず総合選抜制度の検証において家庭階層の影響を見る必要性を示し、中澤の用いた中３時成績に代えて文化資本を変数として用いることについて説明する。次に、本稿で使用するログリニア・モデルの説明を行い、使用するデータを確認する。データは、SSJDAより使用の許可をうけた中澤論文のデータであり、本稿ではその二次分析を行う。したがって、設問はすでに決まっており用いる変数にも一定の制約がある。特に、今回のデータが入学したばかりの高校１年生を対象としている点には留意が必要であろう。これは、中澤の調査が高校における社会化の効果をみるのではなく、高校入試制度が及ぼす影響を明らかにするためである。本稿の分析も高校入試制度の影響に限定されており、高校入学後の教育と進学アスピレーションの関係にまで言及するものではない。結論では、総合選抜制の実施により進学アスピレーションと文化資本の関係にどのような影響があったのかを検証する。

2. 分析の方法

1）家庭階層に着目する理由

苅谷（同　p.221）は、戦後の日本の教育界において「能力主義と差別との遭遇」から大衆教育社会の「常識」がつくられたことが階層的視点を欠落させた教育改革進行の土壌となり意欲格差社会が形成され始めていると指摘する。この指摘に従えば、中澤の用いた中学３年時の成績の自己評価の結果にはそれ以前の学習意欲や学習行動の階層格差が反映していると考えられる。高校受験は学校における学習のレリバンス（有意味性）に寄与しており、そのレリバンスは同地域における高校入試の制度や選抜の度合いなどの状況やその状況に置かれた保護者がどのような教育戦略をとり子どもに働きかけるかが影響すると考えられる。子どもは保護者の意識的・無意識的な働きかけや言動から学校における学習のレリバンスを解釈し、意識形成や行動に反映させる。この指摘に従えば、苅谷（同 pp.219-220）の言うように家庭の社会階層が高いほど家庭の文化と学校的文化の親和性が高いことからその行動や思考が承認される機会が多くなると考えられる。そのため学校での学習意欲が高まり、その意欲が学習行動に結びつく結果として高い学力が形成されるにつれて自己有能感も高まり、進学アスピレーションが強化されるだろう。つまり、家庭の社会階層が高いほど進学アスピレーションも高いと考えられる。一方で、社会階層が低ければ家庭の文化と学校的文化のズレがあることから学校での生活で承認感を得にくく、自己の有能感を維持するために学校での成功を諦め学校以外に自分の場所を求め、その結果として進学アスピレーションも低くなると考えられる。

では、どのように保護者の働きかけや言動の違いを階層的視点から区別できるだろうか。Bourdieu（1979 訳本1990）の指摘に従えば、家庭の経済資本や文化資本の量や構造、その変化により違いがみられることになる。文化資本としては制度化（学歴など）、客体化（美術品や書物など）、身体化（個人のうちに蓄積された知識・教養・技能・趣味・感性など）された資本が挙げられている（同　p,112,p.121,pp.348-349）。ただし、これはフランスにおける調査の結果であり、日本では別の階層指標が必要となろう。吉川（2006 p.89）は複合的な構造を持つ文化的再生産論が世代間関係に介在することを検証できるようなデータの収集が難しいことを指摘し、学歴と職業階層とのトライアングル・モデルから社会意識を説明している。質問紙調査で保護者の職業や学歴、収入について設問できれば社会空間における家庭の位置関係は把握しやすい。しかし、今回の調査においては、総合選抜制度が政治的イデオロギーの対立となりやすい性格をもつため、設問に際して質・量ともに慎重にならざるを得なかったという状況にあったと推察される。代わりに今回の質問紙において家庭の経済的および文化的環境を測る設問が設定されているため、本稿ではこれらの設問から家庭階層を類推することとした。

2）家庭階層を測る指標

今回の設問のなかで経済的及び文化的環境について独立した設問となっているのは問13の「あなたの家には、現在どれくらいの本がありますか（雑誌、新聞、マンガ、教科書、参考書は除いてください。）」と問16の「１ヶ月あたりのおこづかいはどれくらいですか」という質問である。前者は家庭の文化的環境を、後者は経済的環境を測るための設問と考えられる。しかし、「問16　１ヶ月あたりのお小遣い」では、０円～４万円以上の範囲で設定した９つの選択肢のうち９割程度が「①　０円」(214人 10.3%)、「②　５千円未満」(702人 33.8%)、「③　５千円以上１万円未満」(993人 47.8%）と分布に偏りが見られた。また、階層水準の低い家庭ほど娯楽的消費財を与える傾向があるという鍋島（2003 p.261）の指摘を踏まえれば、必ずしも小遣いの高い方が家庭階層が高いとも断定できない。鍋島は家庭が進学資金を計画的に準備しているかどうかが学

力に影響を及ぼしていると指摘しており、小遣いの多寡ではなくその計画性を考慮する必要があろう。まして、今回のように回答が５千円以上か以下かで大きく分かれていることをもって、いずれの家庭階層が高いか低いかを想定することはできない。そこで、今回は経済的資本に関する設問については家庭階層を測る指標から外すこととした。

一方、問13の「家庭にある本の量」に関する設問では一定の回答分布が見られたためこれを家庭階層を測る指標として採択することとした。本は文化資本の中でも客体化した文化資本ととらえることができるだろう。客体化した文化資本は、個人の活動や趣味を含みながら経済資本と同様に譲渡することができるという特徴をもつ（井上 1986 p.174）。Bourdieu（1979 訳本 1990 p.121）の議論に従えば、本の量よりはどのような本を所有しているかがより重要であるといえるが、そのためには日本においてどのような職業の保護者がどのような本を好み保有するかという調査が必要である。1995年「社会階層と社会移動」全国調査（SSM95）の結果では、15歳時の財産に関する項目（調査票A　質問３）で「文学全集や図鑑」があったかどうかの項目と父親教育年数の相関係数はr=.39であり、強い関係があることがわかる。なお、母親教育年数も同じ傾向がでていた。父親職業威信スコアとの相関係数もr=.30と強い関係を示している。今回のデータでは保有する本の種類まではわからないため、本の量が多いほど文化的象徴財を含む確率が高いと想定する。家庭にある本の量のみでは家庭の文化資本を測る指標としては弱いため、他の設問から該当する項目を選んで合成変数の作成を試みた。しかし階層を分ける上で分岐点を設定することが難しかった。今回の分析においては違和感があることは否めないが、「家にある本の量」のみを家庭階層を測る指標として採用した。したがって、今回の分析は客体化した文化資本から家庭階層を限定的に把握した結果であることに留意する必要がある。（注２）。

3）ログリニア・モデルについて

中澤論文では、単独選抜制度では学校間格差が明確になり易いため中学校時点の成績によって存在する高校ランクに基づいて自己選抜を予め行うが、総合選抜制度の場合は相対的に成績が悪くても進学先の高校を強く制約しないため成績とアスピレーションの関連が不明確になる、という予想から分析が行われている。中３時の成績と家庭階層に一定の関係があると考えれば、成績による選抜を行う単独選抜制度のもとでは進学アスピレーションの階層格差は固定化すると考えられる。この知見から類推すれば、単独選抜制度のもとで家庭階層と進学アスピレーションの関係はより強くなると考えられる。本稿ではこの仮説を、中澤論文と同じく順序尺度変数を対象としたログリニア・モデルを用いて検証する。

①社会学におけるログリニア・モデルの位置づけ

ログリニア・モデルとは、質的データを用いたクロス表分析を線形モデルとして分析することで、直感的に把握することが難しい多重クロス表の変数間の関連をみるために用いられる統計手法である。クロス表内の変数間の関連（独立性）が母集団について成り立つかどうかのカイ二乗検定を行うことに加え、変数の関連の分析や様々なモデルの設定と検定、変数の組み合わせごとの効果の推定を容易にすることがメリットとされる。回帰分析では多くの変数を用いた複数のモデルから現実のデータ値に適合するものを選択し母集団についてのパラメータ推定を行うが、ログリニア・モデルが説明するのはクロス表の各セルの度数であり、変数間の関連パターン（セル度数の分布構造）である（村瀬・高田・廣瀬 2007 pp.299-300）。多重クロス表の分析は基本的な方法であり、カテゴリカルなデータを扱うことの多い社会学のデータ分析においては避けて通ることはできない。しかし、３重クロス表などの関係パターンを見るのは意外に厄介な問題である。このような状況においてはログリニア・モデルを利用することがよいとされる（太郎丸 2005 p.121）。

社会学の分野においてログリニア・モデルの有用性を広めたのは親子の世代間移動表に適用したFeatherman & Hauser（1978）であり、異なる時点の世代間階層移動表（親の階層×子の階層）を作り「産業化が一定の段階に達した社会での循環移動の様式は同じである」という作業仮説を検証した。Hout（1983）は彼らの研究を下敷きとして、修正モデルを示すなどその研究を発展させている。日本ではSSM（社会階層と社会移動）のデータを用いた検証が行われている（今田 1989、鹿又 2001）。

②ログリニア・モデルの考え方、数式及びそのメリット

まず、ログリニア・モデルの基本的な考え方をみていこう。なお以下の説明は村瀬・高田・廣瀬（2007 pp.302-304）を引用したものである。ログリニア・モデルでは、セル度数の出現確率を説明しようとする。変数A,Bで作られたクロス表のセル（*i,j*）の期待度数F_{ij}は、以下のような乗法モデル（パラメータの掛け算で表す式）で説明できる。

$$F_{ij} = \tau \times \tau_i^A \times \tau_j^B \quad \text{（式１）}$$

式１は、τ（タウ）がクロス表の総度数を反映する効果パラメータ、τ_i^Aは変数Aのカテゴリー*i*における効果のパラメータ、τ_j^Bは変数Bのカテゴリー*j*における効果のパラメータである。式１は両辺の自然対数をとり加法モデルに書き換えることができる。

$$\ln F_{ij} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B \quad \text{（式２）}$$

これがログリニア（対数線形）・モデルと呼ばれる所以である。λ（ラムダ）は「全体効果」、λ_i^Aは「変数*A*のカテゴリー*i*における主効果」、λ_j^Bは「変数*B*のカテゴリー*j*における主効果」と呼ぶ。式２は、変数*A*と変数*B*の交互作用を想定しない独立モデルと呼ばれる。ここでカイ二乗検定を行い、変数Aと変数Bに関連があると想定される場合は式３の飽和モデルを採択する。

$$\ln F_{ij} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_{ij}^{AB} \quad \text{（式３）}$$

式３では、式２に交互作用項λ_{ij}^{AB}が加わっている。３変数のログリニア・モデルの場合、式４のように２変数の交互作用項に加え、λ_{ijk}^{ABC}のように次数の高い交互作用項が加わる。

$$\ln F_{ij} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_K^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{jk}^{BC} + \lambda_{ik}^{AC} + \lambda_{ijk}^{ABC} \quad \text{（式４）}$$

このとき、加法モデルにすることで交互作用項を分けている点に着目したい。加法モデルを用いることで、それぞれの交互作用項がある場合とない場合を比較し、より少ない変数でかつ適合度の高いモデルを選定できることがログリニア・モデルを用いるメリットであると言える。

4）データ

使用するデータセットは、中澤（2008）と同じである。データはある西日本の県の複数の高校に依頼し、2007年の春から夏、教室において集合自記式で回答し回収したもので、対象は隣接する学区の１年生である。

データサイズは総合選抜学区で１高校315人（有効回答立98.4%）、単独選抜学区で７高校1,765人（98.0%）である（うち１校は職業系の高校）。中学時代の経験などが中心の質問紙であるため高校に入学して間のない時期に調査している。また、地域性を類似させることで、制度による影響の差異が際立つようになっている。データセットと中澤論文を比較すると、匿名性を保持するためか学校ラベルに違いがあるように見られた。分析では、学校ごとの回答人数を確認し、学校ラベルを中澤論文と揃えて行っている。各校の合計値の違いは、「わからない」及び無回答の数の違いである（「問９　中学時代のクラスの中での成績」の無回答数25名 1.2%）。H高校が総合選抜制度の学区にある学校である。総合選抜制度が政治的な論点になりやすいことから同学区の学校の協力を得ることが難しく、１校のみでの調査となったと説明されている。

総合選抜制度を実施している学区内の学校間でも理系を重視したコースを設置するなど各校の特色により違いは見られるであろう。また、中学時代の成績上位者に対しては推薦入学制度が導入されていたことを考えると、学力水準にもある程度のばらつきがあったと考えられる。しかし、今回のデータが総合選抜制度の影響を明らかにするための貴重なデータであることに変わりはない。この地域では総合選抜制は2008年度をもって廃止されており、今回のデータは最後の総合選抜制度による入学生を含む。中澤は総合選抜制度が各学校に成績の偏りが内容に人為的に配分する制度であることから、この１校で学区全体の傾向を反映しているとみなしている。本稿でもその前提に沿い分析を行うこととする。文化資本と進路希望に関する高校別の分布を表１と表２に示した。

表１　調査依頼校における文化資本と希望進路の関係

	文化資本	大学以上	専門短大	高卒	未定	合計
A高校	多	137	4	0	20	161
	行パーセント	85.1%	2.5%	0.0%	12.4%	100.0%
	中	49	3	0	11	63
	行パーセント	77.8%	4.8%	0.0%	17.5%	100.0%
	少	42	1	0	3	46
	行パーセント	91.3%	2.2%	0.0%	6.5%	100.0%
	合計	228	8	0	34	270
	行パーセント	84.4%	3.0%	0.0%	12.6%	100.0%
B高校	多	45	15	1	18	79
	行パーセント	57.0%	19.0%	1.3%	22.8%	100.0%
	中	49	19	2	13	83
	行パーセント	59.0%	22.9%	2.4%	15.7%	100.0%
	少	42	21	3	23	89
	行パーセント	47.2%	23.6%	3.4%	25.8%	100.0%
	合計	136	55	6	54	251
	行パーセント	54.2%	21.9%	2.4%	21.5%	100.0%
C高校	多	54	27	1	10	92
	行パーセント	58.7%	29.3%	1.1%	10.9%	100.0%
	中	31	16	1	11	59
	行パーセント	52.5%	27.1%	1.7%	18.6%	100.0%
	少	32	17	2	11	62
	行パーセント	51.6%	27.4%	3.2%	17.7%	100.0%
	合計	117	60	4	32	213
	行パーセント	54.9%	28.2%	1.9%	15.0%	100.0%
D高校	多	48	23	1	26	98
	行パーセント	49.0%	23.5%	1.0%	26.5%	100.0%
	中	45	6	2	16	69
	行パーセント	65.2%	8.7%	2.9%	23.2%	100.0%
	少	39	25	2	18	84
	行パーセント	46.4%	29.8%	2.4%	21.4%	100.0%
	合計	132	54	5	60	251
	行パーセント	52.6%	21.5%	2.0%	23.9%	100.0%

	文化資本	大学以上	専門短大	高卒	未定	合計
E高校	多	28	10	16	13	67
	行パーセント	41.8%	14.9%	23.9%	19.4%	100.0%
	中	28	14	15	14	71
	行パーセント	39.4%	19.7%	21.1%	19.7%	100.0%
	少	41	21	35	12	109
	行パーセント	37.6%	19.3%	32.1%	11.0%	100.0%
	合計	97	45	66	39	247
	行パーセント	39.3%	18.2%	26.7%	15.8%	100.0%
F高校	多	20	22	7	8	57
	行パーセント	35.1%	38.6%	12.3%	14.0%	100.0%
	中	17	18	4	9	48
	行パーセント	35.4%	37.5%	8.3%	18.8%	100.0%
	少	20	29	10	19	78
	行パーセント	25.6%	37.2%	12.8%	24.4%	100.0%
	合計	57	69	21	36	183
	行パーセント	31.1%	37.7%	11.5%	19.7%	100.0%
G高校	多	10	18	2	12	42
	行パーセント	23.8%	42.9%	4.8%	28.6%	100.0%
	中	15	23	6	20	64
	行パーセント	23.4%	35.9%	9.4%	31.3%	100.0%
	少	16	18	13	31	78
	行パーセント	20.5%	23.1%	16.7%	39.7%	100.0%
	合計	41	59	21	63	184
	行パーセント	22.3%	32.1%	11.4%	34.2%	100.0%
H高校	多	57	18	1	22	98
	行パーセント	58.2%	18.4%	1.0%	22.4%	100.0%
	中	42	26	10	19	97
	行パーセント	43.3%	26.8%	10.3%	19.6%	100.0%
	少	36	32	5	21	94
	行パーセント	38.3%	34.0%	5.3%	22.3%	100.0%
	合計	135	76	16	62	289
	行パーセント	46.7%	26.3%	5.5%	21.5%	100.0%

表２　調査高校と文化資本の関係

文化資本	多い	中くらい	少ない	小計	DN	合計
A高校	161	63	46	270	41	311
行パーセント	59.6%	23.3%	17.0%	100.0%		
B高校	79	83	89	251	20	271
行パーセント	31.5%	33.1%	35.5%	100.0%		
C高校	92	59	62	213	21	234
行パーセント	43.2%	27.7%	29.1%	100.0%		
D高校	98	69	84	251	18	269
行パーセント	39.0%	27.5%	33.5%	100.0%		
E高校	67	71	109	247	27	274
行パーセント	27.1%	28.7%	44.1%	100.0%		
F高校	57	48	78	183	15	198
行パーセント	31.1%	26.2%	42.6%	100.0%		
G高校	42	64	78	184	17	201
行パーセント	22.8%	34.8%	42.4%	100.0%		
H高校	98	97	94	289	26	315
行パーセント	33.9%	33.60%	32.5%	100.0%		
合計	694	554	640	1888	185	2,073
行パーセント	36.8%	29.3%	33.90%	100.0%		

DN:Don't know　わからない

文化資本を測る指標は問13の「家庭にある本の量」に関する回答をもとに作成した。全データ（2,080人）のうち、「10冊以下」が30.9%（642人）、「11～25冊」が26.7%（555人）、「26～100冊」が22.6%（470人）、「101

～200冊」5.5％（114人）、「201～500冊」3.4％（70人）、「500冊以上」1.9％（40人）、「わからない」（185人　8.9％）、無回答（４人　0.2％）という分布であった。そこで、「わからない」及び無回答を除いた1,891人を対象に、「10冊以下」を「文化資本少ない」（34.0％）、「11～26冊」を「文化資本中くらい」（29.3％）、26冊以上を「文化資本多い」（36.7％）とし、文化資本について３つのカテゴリーを作成した。表２を見ると、単独選抜学区の７校には文化資本の構成に違いがみられ、成績による選抜により家庭階層の分布に偏りが生じる可能性を示している。H高校での文化資本はほぼ均一の割合となっている。したがって、中澤の仮定したように、学校によって成績に偏りがでないようにした結果、成績の規定要因の一つと考えられる文化資本も偏りは最小限にとどめられたと考えられる。また学区全体で比較した場合、単独選抜制度（1,599人）では「文化資本少ない」（34.1％）、「文化資本中くらい」（28.6％）、「文化資本多い」（37.3％）、総合選抜学区では、「文化資本少ない」（32.5％）、「文化資本中くらい」（33.6％）、「文化資本多い」（33.9％）であった。この文化資本の割合の違いも含めて分析を見ていこう。

3. 分析の結果

分析は次の手順で行う。まず、クロス表をもとに作成したグラフから３変数の連関のパターンを概観する。次に、ログリニア・モデルによる分析を行う。最後に、中澤の行った一様連関モデルや対数乗法連関モデルを参考に、文化資本と進学アスピレーションの連関パラメータが、単独選抜制と総合選抜制でどのように違うかを見てみる。

1）クロス表による傾向の把握

まず、グラフから３変数の関係をみてみよう。表３は文化資本ごとの希望進路割合を単独選抜制度及び総合選抜制度それぞれでみた３重クロス表である。

表３　入学制度・文化資本・希望進路のクロス表

希望進路	高卒	専門短大	大学以上	合計
単独選抜制度				
CC少	65（15％）	132（31％）	232（54％）	429（100％）
CC中	30（8％）	99（27％）	234（64％）	363（100％）
CC多	28（6％）	119（24％）	342（70％）	489（100％）
小計	123（10％）	350（27％）	808（63％）	1,281（100％）
総合選抜制度				
CC少	5（7％）	32（44％）	36（49％）	73（100％）
CC中	10（13％）	26（33％）	42（54％）	78（100％）
CC多	1（1％）	18（24％）	57（75％）	76（100％）
小計	16（9％）	76（28％）	135（63％）	227（100％）
合計	139（9％）	426（28％）	943（63％）	1,508（100％）

CC:文化資本（Caltural Capital）

図１は表３の数字をもとに、学区別に文化資本（CC：Cultural Capital）と希望進路の関係を示したものである。学区・文化資本ごとに計６つのカテゴリーに分け、進路未定を除いた人数内を母数としたときの各希望進路の割合を縦軸に示している。進路が未定であることも進学アスピレーションの一つとして解釈すべきであるが、高卒を希望進路とする生徒と進路未定者の順位を定められないこと、中澤論文では進路未定者を除き分析を行っていることから、本稿においても進路未定者を外すこととした。ただし、橋本（1992）や中澤（2008）の指摘にあるとおり進路未定者が入学後の指導により進学アスピレーションを高める点に総合

選抜制度の正の作用があるため、進路未定者に関しては別の機会を設けて分析する必要があろう。

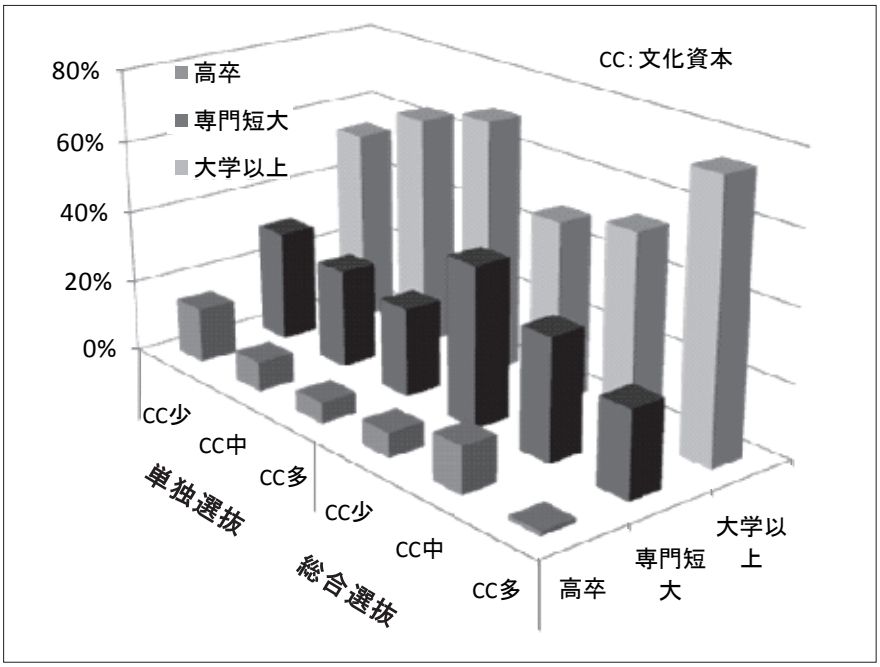

図１　入学制度・文化資本・希望進路の関係

単独選抜学区で見ると、文化資本が少なくなるほど高卒を希望進路とする生徒の割合が高く、文化資本が多くなるほど大学以上の進路を希望している。総合選抜学区ではその右上がりの勾配が単独選抜学区よりも大きいように見える。文化資本が多い層で比較すると、単独選抜制度よりも総合選抜制度の方が大学以上を希望する割合が高い。また、総合選抜制度では文化資本が少ない層で専門短大を希望する割合が高いが、文化資本の中間層では高卒で良いとする割合が高くなっている。全体として、総合選抜制度では文化資本の多い層の大学への進学意欲は高くなるが、文化資本の中間層及び少ない層の大学への進学意欲はむしろ低くなっているように見える。クロス表を見る限りではこうした傾向が見られた。次に、ログリニア・モデルによる分析でよりクリアにその傾向を検証していく。

2）ログリニア・モデルによる変数の連関パターンの特定

次に、３変数のデータの特徴を説明するモデルを選択する。今回のデータでは、変数Aが学区、変数Bが文化資本、変数Cが希望進路である。３変数のログリニア・モデルでは、３つの変数が相互に独立であると想定する独立モデルから、３つの変数すべての交互作用項を想定する飽和モデルまでが想定できる。モデルの採用に当たっては、どの交互作用項を節約したとき、より適合度の高いモデルとなるかという基準に照らし合わせることとなる。飽和モデルの中間モデルとしては、ある一つの変数が他の２つの変数に対して独立であるとする「１変数独立モデル」（[A]［BC］など）、一つの変数を統制変数にしたとき、他の２変数が独立であるとする「条件付き独立モデル」（[AB]［AC］など）、任意の２変数における関連の大きさが、他のもう一つの変数の全カテゴリーで同一であるとする「均一連関モデル」（[AB]［BC］[AC]）が想定できる。

飽和モデルを除けば、モデルによって導かれる期待度数は観察度数と異なる。それらの乖離からモデルの適合性を検定する。その指標としては、ピアソンのカイ二乗値（χ^2）よりも、解釈可能な手続きをもって分割できる尤度比基準のカイ二乗値（G^2）が好ましいとされる。G^2と自由度（セルの数-自由パラメータの数）から計算されるp値が有意水準αを超えるモデルが採択される。このp値は検定統計量の出現確率である。このp値の大きさをモデルの適合度とみなしてモデル選択の一つの基準とする。そのほか、AICやBICなどの指標も参照する（村瀬・高田・廣瀬 2007 pp.308-315）。AICや尤度比統計量G^2を基準とすると、ケース数が少ない場合単純なモデルが採択されやすくなる。また、１万ケースを超えるようなデータでは逆に飽和モデルしか採択されない事態が生じることがある（太郎丸 2005　p.134）。このような問題を緩和するためにBICが小さいかどうかも見る必要がある。では、分析結果を見ていこう。なお、分析ではフリーソフトのlemを利用した。

表４　３変数の連関パターンごとの適合度

	A:学区 B:文化資本 C:希望進路					適合度				
	モデル	ABC	AB	BC	AC	G^2	df	α	AIC	BIC
H0	[ABC]	○				0.00	0	0.00	0.00	0.00
H1	[AB] [BC] [CA]		○	○	○	9.63	4	0.05	1.63	−19.65
H2	[AB] [BC]		○	○		13.94	6	0.03	1.94	−29.97
H3	[BC] [CA]			○	○	13.16	6	0.04	1.16	−30.75
H4	[AB] [CA]		○		○	51.72	8	0.00	35.72	−6.83
H5	[AB] [C]		○			56.06	10	0.00	36.06	−17.13
H6	[BC] [A]			○		17.5	8	0.03	1.50	−41.05
H7	[AC] [B]				○	55.28	10	0.00	35.28	−17.91
H8	[A] [B] [C]					59.62	12	0.00	35.62	−28.20

表４では、まずα値が0.01以上（１％水準）あるモデルに着目した。次に、指標としてAICの値に着目し、その値が小さい方が適合的なモデルと考えた。次に、BICの値が小さいかどうかを判断の基準とした。その結果、「文化資本×希望進路」と「学区×希望進路」からなるH3モデルのAIC値が最も低かった。そこで、今回はH3モデルを採択することにする（注３）。これは、「文化資本×希望進路」と「希望進路×学区」が連関しているという条件付き独立モデルである。したがって、先のクロス表でみたように文化資本と進学アスピレーションが関係しているということに加え、学区と進学アスピレーションの関係も想定できることがわかった。

では、３重クロス表のどのセルにおいて有意にその差がみられるのだろうか。採用したモデルについて各セルの標準化残差を見てみると、５％水準の両側の限界値1.96を超えているセルは、総合選抜の文化資本中×希望進路:高卒のセルで（標準化残差2.515）、期待度数（4.6）に比べ観測度数（10）の値が大きかった。データサイズが小さいことから一般化はできないが、この結果から総合選抜制度においては文化資本中の層において、進学アスピレーションが低くなる可能性を考えることができよう。

3）連関パラメータによる学区別の文化資本と進学アスピレーションの関係の強さの測定

最後に、中澤が行ったように対数乗法連関モデル（log-multiplicative model）を採用して、文化資本と進学アスピレーションの連関パラメータが学区によってどの程度異なるかを見ておこう。中澤は単独選抜制度の方が総合選抜制度よりも成績と進学アスピレーションの連関パラメータが大きいことから、単独選抜制度において高校間格差が固定化しアスピレーションの冷却化が起こりやすいことを明らかにした。そこで、文

化資本と進学アスピレーションの連関パラメータも同様に、単独選抜制度の方が値が大きくなるのかを検証する。単独選抜制度の方が値が大きい場合、家庭階層が進学アスピレーションに及ぼす影響は単独選抜制度においてより強いと考えることができる。

表５は、文化資本と希望進路の連関パラメータの値である。比較のため、中澤論文で示された成績と希望進路の連関パラメータ値も表記している。

表５　単独選抜学区と総合選抜学区の文化資本と希望進路の連関パラメータ

連関パラメータ	文化資本×希望進路	中3時の成績×希望進路
単独選抜	0.598	1.333
総合選抜	0.941	1.172

表５をみると、総合選抜の方が文化資本と希望進路の連関パラメータが大きくなっている。これは、中３時の成績と希望進路の連関パラメータが単独選抜の学区で強く見られたことと逆の結果である。なぜこのような結果が生まれたのだろうか。苅谷（同 p.218）は、個人の外側にあるインセンティブがみえにくくなった分、全体としての学習意欲の低下が進行していること、その意欲の減退には社会階層による格差の拡大が見られることを指摘した。そして、社会階層の比較的上位の家庭で育った子どもたちは、たとえインセンティブが見えにくくなっても、「新しい学力観」を掲げた学校において何が大事で、何をすべきかを見抜き、意欲を維持している可能性を指摘している。この指摘を踏まえて上記の結果を解釈してみよう。まず単独選抜制度においては成績という個人に外在する動機づけ要因が進学アスピレーションに影響していると考えられるが、外在する動機づけ要因が乏しい総合選抜制度においてはそうした要因が見えづらい。このような状況の中でもやはり家庭階層の高い生徒は高校受験の段階において成績による選抜がなくても大学進学のもつメリットを理解し、それに向けた行動や意識形成を行っているのだと考えられる。一方、外在的な動機づけ要因が見えづらい分、家庭階層の中位層において大学進学に対するゆらぎが生じたと考えられる。例えば、「大学を卒業しても仕事にありつけない」「目的もなしに大学へ進むより、手に職をつけたり資格を取る方がよい」といった意識である。そして、家庭階層の中位層がメリトクラティックな競争に参加する姿勢を弱めた結果、総合選抜制度の方が文化資本と希望進路の連関パラメータが高くなったと考えられる。

4. まとめ

本稿では、ログリニア・モデルを用いた中澤論文の二次分析により総合選抜制度が文化資本と進学アスピレーションの関係にどのような影響を与えるかを検証した。文化資本と進学アスピレーション及び学区（入試制度）の３重クロス表からは次のような傾向が見て取れた。一つは、総合選抜制度において文化資本が少ない層においては進学アスピレーションが高まるように見える点である。これは総合選抜制度の正の作用と言えるだろう。一方、文化資本中の層においては進学アスピレーションが冷却されていた。また、全体としては文化資本中の層と少ない層が大学以上を目指す進学アスピレーションは単独選抜制度よりも低く、文化資本の多い層との格差が広がる傾向が見られた。これは、総合選抜制度の負の作用といえるだろう。この傾向を検証するため、ログリニア・モデルを用いた分析の結果、単独選抜制度よりも総合選抜制度において、文化資本と進学アスピレーションの関係が強いことを示す結果を得た。これは総合選抜制度においては成績による高校段階での振り分けがないことから個人に外在する動機づけに乏しく、家庭階層が生徒の進学アスピレーションにより強く反映されるためであると解釈した。また、その階層分化は想定していた三層構造で

はなく、二極化傾向を思わせる結果であった。まとめると、総合選抜制度の実施により、文化資本と進学アスピレーションの関係はより強固なものとなっていること、それは特に中間層の進学アスピレーションの冷却により二極化傾向が見られたことがわかった。

Bourdieu（1979 1982　訳本 1990）は、中間階級が支配階級の文化を承認し、その獲得に向けた努力が支配的文化の再生産に寄与している構造を描いた。この構造を踏まえれば、成績による入試制度は学校的価値＝進学に向けた中間層の行動を後押ししていると考えられる。しかし、総合選抜制度によりこうした価値基準が不明確な状況となることで、中間層のゲームへの参加意欲、すなわち進学アスピレーションが低くなったのかもしれない。それは必ずしも単独選抜制度のもとで中間層の進学アスピレーションが高くなっていることを意味していない。今回の分析結果については、総合選抜制度のように進路選択の情報収集及び判断が個人にゆだねられると、より家庭階層の影響が強くでる点に着目すべきである。また、その影響が文化資本の多い層とそれ以外の層という一つの分断点を境にして二極化傾向をみせる点に着目する必要がある。格差是正を理念とする政策が文化資本の中間層の進学アスピレーションに対して負の影響を及ぼしたという結果は、公平を理念とする他の教育政策の影響を確認する上で必要な視点であろう。以上が本稿の知見である。

今後の課題としては、まず家庭階層を測るためのより強固な指標を作成し、本稿で得られた結果を再度検証することが求められよう。今回文化資本の尺度として用いたのは家にある本の量のみであり、どのような種類の本かという質を問うていない。他の質問と合わせた合成変数を作成して、より安定度の高い指標により文化資本を区分し分析する必要があると言える。次に、中澤の収集したこの貴重なデータをより深く分析して新たな知見を探ることが挙げられる。また、中澤の指摘するように総合選抜制がほとんど行われなくなった今日において、同制度の影響を測るための資料の収集・保存が求められる。今回は入試制度の影響を測るために高校１年生に限定した調査であったが、入学後の教育と進学アスピレーションの関係については調査が必要であろう。その際、学校ごとの違いや進路未定者の進学アスピレーションにも着目する必要がある。

追記：本稿の二次分析に当たり、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〔「これからの高校生活と中学時代の生活に関する調査，2007」（中澤渉）〕の個票データの提供を受けました。記して御礼申し上げます。

【注】

1　岩木（1977）は、その他に岡山（岡山、倉敷市）、兵庫（尼崎、西宮、宝塚、伊丹、明石市）、広島（広島、呉、佐伯、三原、尾道、三次、福山市）、長崎（長崎、佐世保市）、宮崎（宮崎、都城、延岡市）、山梨（甲府市）、愛知（名古屋市）、三重（津、四日市、伊勢市）、岐阜（岐阜、大垣市）、徳島（徳島市）などが実施していたことに触れている。また、苅谷（2001 p.103）は、高知県の高校全入制も京都と並んで公立高校教育の理想的なモデルとみなされていたことを紹介している。なお、今回のデータのように同じ県内でも総合選抜制度を実施するかどうかは学区により異なるケースがある。

2　対象となったのは、問７の中学校３年間での経験に関する設問や問18の現在の生活についての設問である。これらは該当する場合のみ回答する形式となっている。問７では、「塾に通っていた」「家庭教師を付けてもらっていた」「通信添削・通信教育をしていた」「音楽に関するけいこごとをしていた」という選択肢があり、問18では問７の項目に加え、「アルバイトをしている」「携帯電話を持ち歩いている」「パソコンを利用している」「個室を持っている」という選択肢があった。問７と問18では、塾に通うという項目でも、早期から家庭教育戦略が働いたかどうかで意味合いが異なる。これら項目を用いて文化資本を測る指標を作成し分析を試みたが、全員が回答する設問でなかったことや回答分布に偏りがあり、階層を分ける上でその分岐点を設定することが難しかった。日本における文化資本と階層の関係をよりクリアに測るための指標を作成するため

に、消費行動と階層の関係を調査した研究が必要であろう。

3　モデルの選択の際は、節約の原理に従い、より少ない規定要因によるモデル、すなわち自由度の大きさも加味する必要がある。重回帰分析における変数の数と決定係数R^2の関係と同様、ログリニア・モデルでもパラメータを増やすほどデータへの適合度はよくなる。そこで、基線モデルを設定し、あるパラメータを減じた比較モデルの検定量の差を用いて自由度のχ^2検定を行い、より自由度の大きいモデルを採択できるかどうかの有意性検定を行いモデル選択をする方法もある。H1モデルとH3モデルの違いは［AB］すなわち「学区×文化資本」のパラメータがあるかどうかである。H1は「学区×文化資本」「文化資本×希望進路」「学区×希望進路」の３つの関係があると想定する均一連関モデルである。これに対し、「学区×文化資本」のパラメータを節約したモデルH3を採用してよいかどうかをみるため、両モデルの尤度比統計量G^2の差$\triangle G^2$を検定してみよう。簡便なモデル（H3）の値からより複雑なモデル（H1）の値を引き、この値が自由度の差（△df）のカイ二乗分布の有意水準の限界値より大きければ、より複雑なH1モデルを採用する（太郎丸 2005 p.132）。表４の値をもとに計算してみよう。$\triangle G^2$ は13.16（H3）−9.63（H1）=3.53である。また、自由度（△df）は６（H3）−4（H1）＝２だけ増加する。自由度２のカイ二乗分布の１％水準の限界値は9.21である。$\triangle G^2$の値が3.53であり限界値より小さい（p=0.17）。したがって、より複雑なH1モデルを採用することはできない。よって、H1の均一連関モデルでなく、H3の［BC］［CA］の条件付き独立モデルを採用する。したがって、尤度比統計量の差を利用した検定からも「学区×文化資本」の連関はなく、「文化資本×希望進路」、「学区×希望進路」の連関があるとみるモデルの採択は支持される。

4　中澤論文では用いる変数が順序尺度同士であることから、隣接するセル同士のオッズ比が一定の関係にあるとする一様連関モデル（uniform association model）や、そのオッズ比が一定の割合で増加してゆく対数乗法連関モデル（log-multiplicative model）など、特有の変数間の連関パラメータを導入することで、より単純なモデルの推定を試みている。

$$\ln F_{ij} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_K^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{jk}^{BC} + \lambda_{ik}^{AC} + \emptyset_i^A \beta_{jk}^{BC} \quad \text{（式５）}$$

式５は、一様連関モデルの式である。２変数の関係においてあるモデルが採択されたとき、BCの連関の強さが学校（A）によって異なると想定している。一方、対数乗法連関モデルは、

$$\ln F_{ij} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_K^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{jk}^{BC} + \lambda_{ik}^{AC} + \emptyset_i^A \mu_j^B v_k^C \quad \text{（式６）}$$

式６は、対数乗法連関モデルの式である。行の効果を示すパラメータと列の効果を示すパラメータの積によって、連関を示すパラメータが表現される。中澤の指摘するように、学校というグループでクラスター化されているデータに対して、各サンプルがランダムに散らばっていると想定して多変量解析を行うことは必ずしも好ましいとは言えない。したがって、学校別のパターンを把握できるようなモデルを考える必要があろう。

5　入学制度別の文化資本と希望進路の順位相関係数をみると、単独選抜制度では「文化資本×希望進路」は１％水準で有意だが（r=.122）、総合選抜制度では有意ではない。「中３時成績×希望進路」（単独選抜 r=.296 総合選抜 r=.253）「中３時成績×文化資本」（単独選抜 r=.120　総合選抜 r=.159）はいずれの制度でも有意である（フリーソフトR ver.2.9.0を使用 「わからない」やその他・無回答を除き分析）。データサイズの大きさが有意検定に影響を及ぼしている可能性もあるものの、中３時の成績が良いほど進学アスピレーションが高くなること、中３時の成績と文化資本に関係が見られることは単独選抜制度と総合選抜制度で同じだが、文化資本と進学アスピレーションの関係は単独選抜制度ではみられるが、総合選抜制度では不明確である。しかし、ログリニア・モデルを用いた分析では「文化階層×希望進路」の結びつきは総合選抜制度において強くでている。

6　lemで対数乗法連関モデルを計算するには、mod｛｝の欄でass2のコマンドを指定する必要がある。mod｛AB AC ass2（B,C,A,5b)｝は、対数乗法連関を仮定する２変数（B,C）のあとに、オッズ比（式５の最後の項）を変化させる第三の変数Aを指定し、連関の型（type of model）として5bを指定している。つまり、B=文化資本とC=希望進路の連関は、A=学区（入試制度）によって異なるとして計算するよう指示している。ass2は対数乗法連関モデルを指定するコマンドであり、5bの５は行と列の連関（row and column association）を、bはオッズ比だけがAに従う型（simple heterogeneous）を指定するコマンドである。このコマンドのアルファベットや数字はクロス表の行列や変数のラベルA,B,Cとは関係なく、コマンドの型をアルファベットと数字で示しているだけである（Vermunt 1997 p.91）。出力のassosiationのパラメータが連関の強さを示している。

なお、表内の表記ではモデルを［AB］［BC］［CA］や［AB］［AC］としているが、lemのプログラム上ではmod｛AB BC CA｝やmod｛AB AC｝と記述している。

7　中澤が課題として示した高校入試制度が中学校の学校生活へのコミットメントや生徒の意識に及ぼす影響について、次のような分析を行った。まず、問７の中学時代の経験に関する質問について、「当てはまるものがない」以外の回答をすべて単純合計し、コミットメント変数を作成した。これを従属変数とし、性別、成績、文化資本、学区を投入したところ４変数を投入したときのR2乗値は.076（１％水準で有意）であり、適切なモデルは得られなかった。成績の規定要因が最も高く、学区の影響はほとんど見られなかった。次に、問８の中学時代の心がけに関する質問について主成分分析を行い（回転なし）２つの変数を作成した。一つを向学校文化変数（分散の40.4%）、もう一つを課外活動変数（分散の12.2%）と名づけ、コミットメント変数と同様に４変数を投入した。前者のR2乗値が.012、後者が.005であり、どちらも適切なモデルは得られなかった。

【参考文献】

Bourdieu, P., *LA DISTINCTION*, Minuit, 1979, 1982.（石井洋二郎訳『ディスタンクシオン　Ⅰ・Ⅱ』藤原書店, 1990年）。

Bourdieu, P., *CHOSES DITES*, Minuit, 1987.（石崎晴己訳『構造と実践』藤原書店,1991年）。

Featherman, D.L. and R. M. Hauser, 1978, *Opportunity and Change*, New York: Academic Press.

橋本健二,1992,「階層化された社会のなかの高校教育」『「豊かな社会」と学校間格差の中で（教育総研理論フォーラム No.4）』国民教育文化総合研究所。

橋本健二,1994,「高校入学者選抜における平等化と個性化：教育機会と都市コミュニティ形成の視点から」『都市問題』東京市政調査会85巻第3号,pp.77-87。

Hout, M., 1983, *MOBILITY TABLES*, Sage University Paper.

池田知隆,1986『理想のゆくえ』長征社。

今田高俊,1989『社会階層と政治』東京大学出版会

井上正志,1986「P.ブルデューの文化資本概念の社会的基礎と制度的位置」『教育社会学研究』第41集,pp.166-181。

岩木秀夫,1977「総合選抜制度の教育効果」『教育社会学研究』第32集,pp.80-92。

岩崎正和,1986「犯罪指標による都道府県の類型化」『犯罪社会学研究』第11号,pp.131-150.

鹿又伸夫,2001『機会と結果の不平等―世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房。

苅谷剛彦,2001『階層化日本と教育危機』有信堂。

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。

国民教育研究所・木下春雄編,1988『高校入試制度の改革』労働旬報社。

三浦展,2005『下流社会―新たな階層集団の出現』光文社。

村瀬洋一・高田洋・廣瀬毅士編,2007『SPSSによる多変量解析』オーム社。

中澤渉,2008「進学アスピレーションに対するトラッキングと入試制度の影響」『東洋大学社会学部紀要』第46-2号。

奥武則,2004『むかし＜都立高校＞があった』平凡社。

篠原清昭編,2002「総合選抜制度解体の研究:高校入試制度と平等の崩壊」『九州大学大学院教育学部門：教育法制研究室。

太郎丸博,2005『人文・社会科学のためのカテゴリカル・データ解析入門』ナカニシヤ出版。

土屋基規編,2000『高等学校の入試制度および通学区制度の社会的心理的影響に関する調査研究（中間報告書）』科学研究費報告書。

Vermunt, J. K. 1997, *Lem: A general program for the analysis of categorical data*, Tilburg University.

The influence of high school entrance systems on the association between cultural capitals and aspirations for higher education advancements
— a second analysis using log-linear model —

SHINTANI Ryutaro

This paper re-analyzes Nakazawa's work on the impact of a high school entrance system called "Sougou-senbatsu.". It can be defined as a high school entrance system that is aimed at closing the gap between students' achievement levels across different high schools. Nakazawa (2008) examined the difference between students' aspirations for a higher education in two systems, by using a log-linear table analysis. One system, called the "Tandoku-senbatsu." is a mainstream system in Japan. In this system, students can select a single public high school, which they wish to attend, and must pass the entrance examination in order to get themselves enrolled. On the other hand, in the "Sougou-senbatsu" system, students are assigned to be equally distributed across high schools. According to Nakazawa, the "Tandoku-senbatsu" system strengthens the association between students' aspirations for a higher education and their academic achievement levels during junior high school. The "Sougou-senbatsu" system can help students retain their aspirations for a higher education even if their achievement level was not high during junior high school.

This paper examines the hypothesis that the association between the students' cultural capitals and aspirations for a higher education is stronger in the "Tandoku-senbatsu" system than the "Sougou-senbatsu." as is shown by Nakazawa. However, the result does not support the hypothesis. Thus follows that the association between the students' cultural capitals and aspirations for a higher education is stronger in the "Sougou-senbatsu" system. Therefore, it can be concluded that, as far as this result is concerned, "Sougou-senbatsu" may strengthen the association between cultural capitals and aspirations.

Bibliography

Nakazawa, Wataru, "Influences of Tracking and Entrance Examination Systems on Students' Aspirations for Higher Education Advancements" Toyo University Department of Sociology, vol.46-2(2008):81–94.

The data for this secondary analysis,"SSJDA0619, Wataru Nakazawa" was provided by the Social Science Japan Data Archive, Center for Social Research and Data Archives, Institute of Social Science, University of Tokyo.