

SSM調査シリーズ 5

2005年SSM調査シリーズ 5

教育達成の構造

# 教育達成の構造

Structure of Educational Attainment

米澤 彰純 編

米澤彰純編

2005年SSM調査研究会

二〇〇五年SSM調査研究会

科学研究費補助金 特別推進研究 (16001001)  
「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」成果報告書

2005年SSM調査シリーズ 5

# 教育達成の構造

Structure of Educational Attainment

米澤彰純 編

2005年SSM調査研究会

科学研究費補助金 特別推進研究（16001001）  
「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」成果報告書



## 刊行のことば

本書は、文部科学省科学研究費補助金（特別推進研究）「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」の助成を得て行われた 2005 年社会階層と社会移動調査（SSM 調査）の研究成果報告書『2005 年 SSM 調査シリーズ』（全 15 卷）のうちの一冊である。

SSM 調査は 1955 年以来 10 年毎に行われている全国調査である。このような継続性を持った社会階層と社会移動に関する調査は世界に類を見ない。もちろんそれぞれの年の SSM 調査プロジェクトは独自の研究テーマを持っているが、親や本人の階層などの基本変数は継続的に測定されているので、長期にわたるトレンド分析が可能になる。本シリーズの中にも、このようなトレンド分析を行っている論文が多数収録されている。

この継続性は SSM 調査の貴重な財産である。2005 年 SSM 調査研究プロジェクトでは、このことを踏まえた上で、新たな方向に踏み出した。それは本格的な国際比較と若年層調査である。本プロジェクトの基本的なねらいは、次のような問題群に解答を与えることであった。グローバリゼーションと新自由主義の進行する中で、労働市場の流動性は高まっているのか、それともそうではないのか。また高まっているとすれば、それはどの階層を流動的にしているのか。特定の階層は保護的制度に守られて流動化していないのではないか。このような「流動化」と「階層の固定化」という一見すると相反する問題にアタックすることが、本プロジェクトの基本的なテーマであった。

このテーマを追求するために、国際比較と若年層調査は不可欠であった。グローバリゼーションと新自由主義はいわば普遍的な変動要因である。ただしこれらは直接的に個々の社会の社会階層・社会移動に影響を及ぼすのではなく、それぞれの社会のローカルな制度との相互作用を通じて、社会階層・社会移動に影響を及ぼしたり、及ぼさなかつたりする。また新自由主義や労働市場の流動化に対する人々の評価（これは公共性問題といえよう）も社会によって異なりうる。これらの問題に答えるためには、国際比較が必要になる。しかしあまりに異なる社会と日本を比べることは意味をなさない。そこでわれわれは、同じ儒教文化圏に属し、教育制度も類似しているが、日本よりも早くグローバリゼーションにさらされている韓国と台湾を比較の対象とした。

労働市場の流動化は若年層にもっとも影響を及ぼすと考えられる。フリーター・ニートの問題をはじめとして、流動化の矛盾は若年層に集中しているといえよう。この問題に関しては既に多くの研究がなされているが、本プロジェクトでは、SSM 調査の蓄積を活用して、社会階層と社会移動という視点からこの問題にアプローチすることにした。たとえば、誰でもフリーターになるわけではなく、出身階層や本人の学歴によってフリーターになる確率は異なると考えられる。このような社会階層論・社会移動論の道具を用いることで、フリーター・ニート問題に新しい光を当てることができるだろう。

このような理論的関心に基づいて、国際比較と若年層調査を行った。国際比較では、韓

国と台湾の階層研究者 6 名に研究プロジェクトメンバーとなってもらい、彼ら・彼女らの全面的な協力の下に韓国と台湾で SSM 調査を実施した。調査票は日本調査とかなりの部分を共通にして、日本・韓国・台湾で厳密な比較分析が行えるようにした。また産業や職業の国際比較ができるように、それぞれの社会のデータに国際標準産業分類コードと国際標準職業分類コードを割り当てた。日本側メンバーにも東アジアの専門家がいて、膨大な時間を費やしてくれたが、これらの作業は困難を極めた。調査票設計段階の調整から始まり、調査票の翻訳やバックトランスレーション、調査設計の調整、コーディングにおける無数ともいえる細かい確認事項などの作業を経て、調査データが完成した。

若年層調査も多くの困難に直面した。大阪大学の太郎丸博氏をヘッドとする若年層調査タスクグループが実査を担当したが、低い回収率の問題や、郵送調査・ウェブ調査ゆえのデータ・クリーニング、コーディングの難しさがあった。しかし太郎丸氏をはじめとするタスクグループの献身的な努力により、若年層調査データも完成した。

本シリーズに収録されている論文は、このような調査データの分析に基づいたものである。本プロジェクトでは、8つの研究会からなる研究体制をとって、それぞれの研究会でメンバーが論文構想を報告して相互にコメントをしあい、より良い論文を執筆することをめざしてきた。その成果が本シリーズに集められている。これらの論文を通じて、日本のみならず、韓国と台湾の階層状況に対する理解が深まるることを期待する。

本プロジェクトを推進するに当たり、実に多くの方々のお世話になった。あえて一人一人のお名前をあげることはしないが、ここに感謝の意を表します。また調査にご協力いただいた対象者の方々にも心より御礼申し上げます。

2008年3月  
2005年SSM調査研究会

## 付記1．本研究会による刊行物のリスト

『2005年SSM日本調査 コード・ブック』 2007年11月

『2005年SSM日本調査 基礎集計表』 2007年11月

2005年SSM調査シリーズ（研究成果報告書集）（2008年3月刊）

- |      |               |   |                                   |
|------|---------------|---|-----------------------------------|
| 第1巻  | 三輪 哲<br>小林 大祐 | 編 | 『2005年SSM日本調査の基礎分析<br>—構造・趨勢・方法—』 |
| 第2巻  | 高田 洋          | 編 | 『階層・階級構造と地位達成』                    |
| 第3巻  | 渡邊 勉          | 編 | 『世代間移動と世代内移動』                     |
| 第4巻  | 阿形 健司         | 編 | 『働き方とキャリア形成』                      |
| 第5巻  | 米澤 彰純         | 編 | 『教育達成の構造』                         |
| 第6巻  | 中村 高康         | 編 | 『階層社会の中の教育現象』                     |
| 第7巻  | 土場 学          | 編 | 『公共性と格差』                          |
| 第8巻  | 轟 亮           | 編 | 『階層意識の現在』                         |
| 第9巻  | 中井 美樹<br>杉野 勇 | 編 | 『ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』          |
| 第10巻 | 菅野 剛          | 編 | 『階層と生活格差』                         |
| 第11巻 | 太郎丸 博         | 編 | 『若年層の社会移動と階層化』                    |
| 第12巻 | 前田 忠彦         | 編 | 『社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』            |
| 第13巻 | 有田 伸          | 編 | 『東アジアの階層ダイナミクス』                   |
| 第14巻 | 石田 浩          | 編 | 『後発産業社会の社会階層と社会移動』                |
| 第15巻 | 佐藤 嘉倫         | 編 | 『流動性と格差の階層論』                      |

『2006年SSM若年層郵送調査 コード・ブック』 2008年3月  
『2006年SSM若年層郵送調査 基礎集計表』 2008年3月  
『2005年SSM韓国調査 コード・ブック』 2008年3月  
『2005年SSM韓国調査 基礎集計表』 2008年3月  
“Taiwan Social Change Survey, 2005: Social Stratification and Social Mobility in Three Countries, User Guide and Codebook” February, 2008

## 付記2. 文部科学省科学研究費補助金研究組織等

研究課題「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」(16001001)

研究種目 特別推進研究

### 研究組織

研究代表者：佐藤 嘉倫 (東北大学大学院文学研究科教授)  
研究分担者：近藤 博之 (大阪大学大学院人間科学研究科教授)  
研究分担者：尾嶋 史章 (同志社大学社会学部教授)  
研究分担者：斎藤 友里子 (法政大学社会学部教授)  
研究分担者：三隅 一百 (九州大学大学院比較社会文化研究院教授)  
研究分担者：石田 浩 (東京大学社会科学研究所教授)  
研究分担者：中尾 啓子 (首都大学東京都市教養学部教授)  
(研究協力者については、全リストを第15巻に掲載した。)

### 研究経費（単位 千円）

	直接経費	間接経費	総額
平成16年度	19,700	5,910	25,610
平成17年度	186,600	55,980	242,580
平成18年度	29,400	8,820	38,220
平成19年度	32,700	9,810	42,510
計	268,400	80,520	348,920

### 研究発表

全リストを第15巻に掲載。

## はしがき

本巻は「2005年SSM調査シリーズ」の第5巻にあたり、教育の、主に達成や機会に関する検討を行った論文を収録してある。1995年までに引き続き、今回も教育は本プロジェクトの中心的なテーマの一つとなっているが、日本の教育をめぐる政策や社会の環境は、この10年で全く一変したといってよい。すなわち、マクロには日本や東アジア諸国がグローバル化や知識社会化の波にあらわれ、従来の自国語を中心とした教育体制そのものの意義が問われている。他方、「生きる力」や「個性を伸ばす教育」などは、10年前にはまだ詰め込み教育からの脱却という輝きをもって受け止められることもあったが、現在はむしろ学力低下への対策が主要な政策課題となっている。この変化の過程で、多くの社会学者が特に格差や少子化などに関わる問題提起を行い、実際にこの政策的変化を促す一つの力になった。しかしながら、教育達成が今日抱える格差や不平等の問題は、今一度長期的視野で、日本の教育がどのような道筋をたどり、どこへ向かっているかを問い合わせ作業の中で、はじめてその問題の構造が解明されるのかもしれない。

ここで、本巻に収められた論文は、これら成熟をしながらも変化への道筋を求めている教育達成の問題を、様々な角度から検討している。平沢・片瀬は、きょうだい数と教育達成という、現在日本が抱える少子化の問題と直結するテーマを選び、きょうだい数自体が減少する中で、出生順位やきょうだいの性別構成などが教育達成に及ぼす影響などを論じている。次に、尾嶋は、父学歴や父職業などを用いた「伝統的な」教育達成モデルにおいて過去に扱うことが困難であった父所得を世代間所得移動分析の方法を援用して推計、教育達成との間の時系列的な変化を検討している。中澤は、従来日本の中ではどちらかといえば学力による層的な分化に近い概念として語られる傾向があったトランクギングの本来の意味付けに立ち戻り、高等学校における進学学科の選択と社会経済変数との関係を二項ロジットや多項ロジットのモデルなどを用いて検討を行っている。荒牧は、従来指摘されてきた教育機会や教育達成の階層間格差が長期的に安定していることの理由を解明するためのアプローチとして、多項トランジション・モデルを用い、移行の各段階における格差生成要因の特定を試みている。古田は、出身階層による教育機会の不平等のひとつの説明である相対的リスク回避説（学歴下降回避説）を、因果モデルの丁寧な検討を通じてその当てはまる範囲を特定しようとしている。西丸は、国立・私立の中学校への進学者の増加を背景として、従来あまり検討されてこなかった中学校種別と教育達成との関連について検討している。米澤は、高等教育システムが拡大をする中で多様に分化してきたことをとらえ、高等教育の類型の違いが生み出す教育達成の見方の変化を検討している。最後に近藤は、教育達成をめぐる社会的分化の問題に、親と本人の多様な情報から描かれる社会空間を検討することでアプローチし、ブルデューが検討したフランスのケースとの異同などを論じている。

本巻に収められた論文は、一方で格差形成と平等化のなかで揺れ動いてきた SSM の教育に関する分析における一種の成熟を感じさせると同時に、激動する現実の教育に対して長期的な視野と確かな分析ツールで立ち向かうことの重要性を示唆しているようにも思える。これらの諸研究の先に、解決を求める現実社会への何らかの貢献が、自らの視点と立ち位置を見失わぬ形でなされることを期待したい。

2008年3月

米澤彰純

刊行のことば

はしがき

1 きょうだい構成と教育達成	平沢和司・片瀬一男	1
2 父所得と教育達成—推計父所得からみた教育機会の趨勢—	尾嶋史章	19
3 戦後高校教育の拡大と高校間格差構造の変容—進学高校の選択と出身階層の関係—	中澤 渉	37
4 教育達成過程における階層間格差の様態—MT モデルによる階層効果と選抜制度効果の検討—	荒牧草平	57
5 教育機会の不平等生成メカニズムの分析	古田和久	81
6 国・私立中学校の学歴達成効果	西丸良一	99
7 高等教育システムの拡大・分化と教育達成	米澤彰純	113
8 社会空間アプローチによる階層と教育の分析	近藤博之	141
既発表成果一覧		161

## Structure of Educational Attainment

Edited by **Akiyoshi Yonezawa**

### CONTENTS

Preface to the 2005 SSM Research Series

Preface to Volume 5

1	The Effects of Sibling Configuration on Educational Attainment: <b>Kazushi Hirasawa and Kazuo Katase</b>	1
2	Fathers' Income and Educational Attainment: An Analysis on Trends in Educational Opportunity with the Predicted Fathers' Income <b>Fumiaki Ojima</b>	19
3	The Expansion of High School Education and the Changes in the Hierarchical Structure of High Schools in the Postwar Period in Japan: The Relationship between the Choice of High School Courses and Social Origin <b>Wataru Nakazawa</b>	37
4	Class Differences in Educational Attainment Processes: Investigation of the Class Effects and the Selection Effects <b>Sohei Aramaki</b>	57
5	Analysis of Mechanism of Educational Inequality <b>Kazuhsia Furuta</b>	81
6	The Effect of a National/Private Junior High School in Academic Achievement <b>Ryoichi Nishimaru</b>	99
7	The Expansion and Differentiation of Japanese Higher Education System and Educational Attainment <b>Akiyoshi Yonezawa</b>	113
8	Class and Education from a Perspective of Social Space <b>Hiroyuki Kondo</b>	141
	Appendix	161

# きょうだい構成と教育達成

平沢和司・片瀬一男  
(北海道大学・東北学院大学)

## 【要旨】

出身階層を統制してもきょうだい数が教育達成に負の影響をもたらすことはよく知られている。我が国では大学進学率が急上昇した高度成長期に進学時期を迎えたコーホートでは、きょうだい数がそれ以前のコーホートにくらべて顕著に減少したにもかかわらず、その負の効果が強まったことが、すでに指摘されている。それでは平均きょうだい数がさらに1人減って約2.5人となり、ふたたび大学進学率が上昇した若年コーホート(1971~80年生まれ)でも、きょうだい数効果はさらに強まったのであろうか。本稿ではおもに2005年SSMデータ面接票を用いて検討した結果、つぎの点が明らかになった。1.教育年数に対するきょうだい数の負の効果は若年コーホートでは女性はあるが、男性にはない。2.ただし若年男性をふくめて、ほかに男きょうだいがいるとその人数に応じて教育達成が下がる。3.出生順位の効果はコーホートと性別によって異なる。4.中年後期コーホート(1941~55年生まれ)にくらべて若年コーホートできょうだい数の負の効果が強まったとはいえない。これらは、家族間の差異(きょうだい数)だけではなく家族内の差異(出生順位やきょうだいの性別構成)に、また家族資源稀釈仮説のほかに選択的投資仮説に着目する重要性を示唆している。ただし若年コーホートは回収率が低く、女性中年コーホートでは学歴分布が低いほうに偏っているため、さらなる慎重な検討が必要である。

キーワード：きょうだい数、出生順位、きょうだいの性別構成、教育達成

## 1. 問題

出身階層を統制してもきょうだい数が教育達成に負の影響を与える現象は、洋の東西を問わず観察される。Featherman and Hsuser (1978: 242-243) は、1973年OCGデータから、1907~51年生まれの米国人男子はいずれのコーホートでも、他の変数を統制しても、きょうだいが1人多いと教育年数が約0.2年短くなることを見いだした。Blake (1989: 55-65) もOCGデータのほかにGSSデータを用いて、男女ともコーホートを問わず同じ傾向を確認している<sup>1</sup>。

ではなぜきょうだい数が多いと教育年数が短くなるのであろうか。その理由を Blake (1989: 10-14) は、心理学における合流モデル(Confluence Model)を発展させた家族資

<sup>1</sup> その後の研究の展開と方法論を含めた再検討については Steelman et al.(2002)を、日本におけるきょうだい関連の研究一覧は白佐(2003)を参照。

源希釈仮説に求めている。きょうだい数が多いと、両親が子どもひとりひとりに振り分ける資金・時間・注意が希釈されること、分割できない家庭内の資源をきょうだい同士で奪い合うこと、家族のなかで大人の占める比率が下がるため大人の語彙や会話に触れる機会が少ないと、それゆえ大人の仲間入りをしたという自覚を持ちにくいこと、などが生じやすいからだという。つまり父職や父学歴といった出身階層には還元できない独自の負の影響を、きょうだい数は教育年数に対して有しているということである。しかも社会的毛管現象説（社会的上昇志向が出生率を低下させる）から容易に予想されるとおり、父職や父学歴はたいてい子ども数（きょうだい数）と弱いながらも負の相関がみられる。それゆえ経済的資源が少ない親は子どもが多いという意味で、そうした家族出身の子どもは二重の不利にさらされているといわれる（Blau and Duncan1967 : 304-306）。

二重の不利はともかく、きょうだい数の負の効果はかなり頑健で、日本においてもこれまで同様の傾向が確認されてきた<sup>2</sup>。欧米ほど多くの研究が蓄積されてきたわけではないが、近年では1985年SSMデータを重回帰分析・パス解析・対数線形分析によって検討した近藤（1996：22-24）が、きょうだい数は父職や父学歴ほどではないが子どもの教育達成に対して、とくに男子でかなり強い負の影響力をもっており、それは若いコーホートで顕著であると述べている。また1975, 1995年SSMデータを用いた石田（1999：49）は日英米の国際比較を行い、いずれもきょうだい数が教育達成に対して負の効果があることを実証し、90年代の日本ではきょうだい数の影響力が増大したことを指摘している。さらに1998年家族生活に関する全国調査（NFRJ）データでも、父教育年数と父職を統制してもきょうだい数は、男子の場合いずれのコーホートでも本人の教育年数に対して負の影響を与えてることが確認され、しかもその効果は、1921～1940年生まれに比べてきょうだい数が少ないより若年の1941～1970年生まれでむしろ顕著なことが示唆された（平沢2004a:338-341）。

もっとも、本稿で着目するより若年のコーホート（1971～80年生まれ、調査時に25～34歳）でもきょうだい数が教育達成に与える負の効果がさらに強まっているかは疑問である。さきの近藤（1996）の効果の変化に関する知見はきょうだい数が平均5人程度の1916～35年生まれとそれ以降のコーホートを比較したものである。出生力転換が進んだ1940～54年生まれコーホートのきょうだい数はすでに平均で3人台に、1955年以降生まれは2人台にまで減少しており、その後遞減傾向にあるとはいえた大きく変化せずに推移しているからである。尾嶋・近藤（2000：36）もその後1995年SSMデータから、1961～74年生まれコーホートでは「キヨウダイ数による格差は（縮小した（後略））」と述べ、効果の低減を確認している。

さらに、そもそもきょうだい数の負の効果じたいが若いコーホートでもあるのだろうか。

<sup>2</sup> そのなかには1975年SSMデータを分析した富永（1979）のように、きょうだい数と教育年数の相関係数が-.21と小さいことから「全体として（中略）兄弟数の多いことが社会的昇進にたいして不利になっているという事実はほとんど認められない」とする解釈もないわけではないが、例外的であろう。これを近藤（1990）は「移動構造の開放性を強調するあまりの勇み足であろう」と評している。

本調査の直前に行われた 2003 年 NFRJ データでは、もっとも若い 1971~75 年生まれコーホートではいちおうきょうだい数の負の効果が認められるが、それほど強い効果とはみえない<sup>3</sup>。かりに本データでも依然として負の効果があるにしても、それを家族資源希釈仮説（だけ）で説明するのは難しいように思われる。たとえば 5 人きょうだいと 2 人きょうだいを比べるときにはこの仮説の有効性を納得しやすい。けれども若年コーホートできょうだい数 4 人以上はどんなに多く見積もっても 6~8% で、2 人か 3 人きょうだいが圧倒的多数である。こうしたなかでも家族内の資源はやはり稀釈されるのであろうか。しかも独子（一人っ子）の学歴がもっとも高いわけではなく、むしろ 2 人きょうだいと同じかそれより低いコーホートもある。

そこで注目されるのが選択的投資仮説（Becker 1981）である。その含意は、親が予算制約のもとで子どもの特性に応じて選択的に教育投資を行う（かどうかを決める）というもので、稀釈仮説とは異なって、子ども数が多くてもひとりあたりの取り分が一様に減少するとは限らない。投資対象を選択する際の指標としては子どもの性別と出生順位が考えられる。労働市場での優位性や生涯賃金に対する高等教育の収益率を親が考慮して、女子よりは男子に選択的に教育投資したほうが自身や子どもにとって有利だと考えたとしても、日本ではじゅうぶん合理的であった（Brinton 1993 : 42-43）。実際、1995 年 SSM データを分析した尾嶋・近藤（2000 : 36-37）は、教育機会が拡大した高度成長期に進学時期を迎えた 1946~60 年生まれコーホートで、それ以前のコーホートではみられなかったきょうだい数と出生順位（早いと有利）による格差が顕在化したこと、この格差が男子よりも女子で顕著なことを指摘している。そのうえで「家族の限られた教育資源がキョウダイ間および性別に不均等に振り分けられた」と述べている。また 2003 年 NFRJ データから平尾（2006）は、大卒か否かに対してきょうだい数や父学歴は主効果のほかに女性ダミーとの交互作用も有意であることを示し、性別による差異を明解に示している。以上から、いま注目している若年コーホートでは、男性よりも女性のほうが大学進学率の上昇が急激なので、女性にきょうだい数効果が顕著に表れ、出生順位の効果は早い者が有利と予想される。

さらに近年では、出生順位にとどまらずきょうだいの性別構成やきょうだい間の年齢差による効果も検討されている（Kuo and Hauser 1997, Hauser and Kuo 1998, Bauer and Gang 2001 など）。なかでも 1995 年 SSM データをもちいて Ono（2004 : 154）は、女性では男きょうだいがいると大学へ進学する確率が有意に増幅されて下がることを見いだしている。出生順位やきょうだいの性別構成の効果を検討するには、本人のきょうだいか子ども全員の教育達成が分かるいわゆるきょうだいデータが望ましい。残念ながら SSM データはそうで

<sup>3</sup> 2003 年 NFRJ データでは父職がわからないので、本人教育年数を父教育年数ときょうだい数に回帰させたところ、きょうだい数の標準偏回帰係数は男子で -1.44、女子で -1.13 とそれほど小さくない（いずれも 5% 水準で有意）が、もし父職業威信を統制できれば、もう少し小さな値となり有意にならない可能性がある。平沢（2007）に関連する分析がある。

はないが、家族間の相違を統制することによって擬似的な分析は可能である<sup>4</sup>。こうして分析の関心は家族間の違い（出身階層ときょうだい数）のみならず、家族内の違い（出生順位ときょうだいの性別構成など）へと拡張されることになる。欧米では共分散構造分析（Teachman et.1995, Kuo and Hauser 1995, Sieben et al.2001 など）やマルチレベル分析（Sieben and De Graff 2003）をおもにきょうだいデータに適用して、個人の教育達成を家族間効果、家族内効果（場合によっては国家間効果）に分ける試みがなされている。それらによれば家族内効果は無視できない影響を教育達成に与えていることが示されている。

ただし実際に観察される現象が、親の合理的な選択の結果であるかどうかは究極的にはわからない。SSM データのように意志決定を行う親に関する情報が職業や学歴などに限られる場合はとくにそうである。進学率が上昇している時期には親がとくに選択的でなく「世間並み」の教育投資をしていても、弟妹のほうが高学歴になる可能性は十分ある。したがって以下では、かならずしも排他的ではない両仮説のいずれが正しいかを識別するよりは、きょうだいの規模、出生順位、性別構成が教育達成にどの程度影響しているかについて、本人の性別・出身階層を統制しながら検討し、若年コホート（1971～80 年生まれ、いわゆるロストジェネレーション）の特徴を把握することに重点を置く。以上から導かれる検証すべき仮説は下記の通りである。いずれも出身階層と本人の性別を統制したうえで、

仮説 1. きょうだい数の教育達成への負の効果は、若年コホートでも（弱いながらも）みられる。

仮説 2. 若年コホートでは男きょうだいがいると教育達成が下がる。

仮説 3. 若年コホートでは出生順位の早い者のほうが教育達成が高い。

仮説 4. きょうだい数の負の効果は、1970 年以前生まれのコホートにくらべてそれ以降の若年コホートでは変化していない（強まってはいない）。

## 2. データと分析対象者

本稿でおもに用いるのは 2005 年SSM日本調査の面接票（Ver14.2、ウェイトなし）である。この調査では本人と父母のきょうだい数、および本人の子ども数が調べられている。そのうち子どもの教育達成は分からないので、本人を対象者として分析を行う。本稿のテーマで分析する際のSSMデータの最大の魅力は、15 歳時の父職や暮らし向きなど出身階層に関する情報が豊富で、国際比較が可能であることである<sup>5</sup>。

<sup>4</sup> SSM も 1965 年データに限って本人の男きょうだいの学歴（3 段階）が調べられているので、きょうだい間の教育達成を直接比較できる（安田 1971）。アメリカのきょうだいデータとその分析例に関しては平沢（2002）を参照。

<sup>5</sup> 2003 年NFRJ 調査では本人のきょうだいと本人の子どもの教育達成（ただし上位 3 人のみ）が分かるので、本人と子どもの双方を分析対象に設定できる。ただし本人の父については職業がわからず学歴も調査時に存命していた場合しか尋ねていない。また子どもを対象者にすると分析できる年齢層が狭くなるとい

SSM 調査では過去のデータを合併して分析することも可能であるが、もっとも若いコーホートに主たる関心があるので、前回調査より前のデータとはプールせず、必要に応じて併用することにした。

以下の分析のうち 4.1 では 2005 年 SSM データを他のデータと比較することが目的なので全員を分析対象にした。他方、4.2 以降の分析では、25~64 歳（1941~80 年生まれ）で、本人教育年数・きょうだい数・父教育年数・父職業威信のすべてに有効な回答をした者（男性 1,499 人、女性 1,772 人）に限定した。25 歳未満は最終的な学歴が確定できない者が多いため、また 65 歳以上は各コーホートの範囲をそろえるために除いた。父学歴は「わからない」とする回答が 15% 近くあるため、残念ながら分析対象者数を減らしている<sup>6</sup>。

### 3. 変数

学歴や教育年数などで通常とは異なる方法によって変数を作成しているので、やや煩雑ではあるが、2005 年 SSM データにおける各変数の内容を以下に示しておく。他のデータについては引用文献を参照してほしい。

学歴：問 17 の通学経験のある学校種別のリストからもっとも高い学歴を判定し、さらに問 18 (3) または問 19 (2) を用いて、その学校を卒業していれば当該学歴を本人の学歴とした。中退・在学・不明の場合は以下の要領で学歴を一段階下げた。高校・高等専修学校中退は中学、専門・高専・短大・大学に在学または中退は高校、大学院に在学・中退は大学。これによって 2000 年国勢調査と比較が可能になる。さらに SSM の伝統的な学歴区分（変数 ed-ssm）とは異なって、高校から専門学校（正確には専修学校のなかの専門課程）を独立させてある<sup>7</sup>。若年者では専門学校卒が 15% 近くを占めており、無視できないからである。

大卒ダミー：大学を卒業していれば 1、それ以外は大学中退を含めて 0。

教育年数：（中退と在学を考慮せずに）問 17 からもっとも高い学歴を確定し、それを以下の通り教育年数に換算した。中学は 9、高等専修学校（専修学校高等課程）は 10、高校は 12、短大・高専・専門学校は 14、大学は 16、大学院は 18。ただし中退・在学のばあいはそこから一律に 1 をマイナスした。たとえば大学中退者の学歴は高校卒、教育年数は 15 (=16-1) である<sup>8</sup>。

---

う問題がある。きょうだいの分析に関して SSM データと NFRJ データは一長一短である。

<sup>6</sup> 質的変数については保田（2000）によって欠損値を代替する方法が提案されている。量的変数については、欠損値を平均値で代替することも検討したが、そうすると本稿で多用している重回帰分析では共分散ひいては偏回帰係数が小さく推定されてしまうので行わなかった。

<sup>7</sup> ただし 1995 年 SSM データでは専門学校への通学歴が A 票でしかわからないため、A・B 票とも専門学校および中退を考慮しない伝統的な方法で教育年数を算出している。

<sup>8</sup> 中等後教育を受けた者のなかには浪人や留年を経験した者、6 年制の学部を卒業した大卒者、およびごく少数ではあるが 2 つの大学を卒業した者などがいるので、問 14 (2) b の教育歴から算出される実際の教

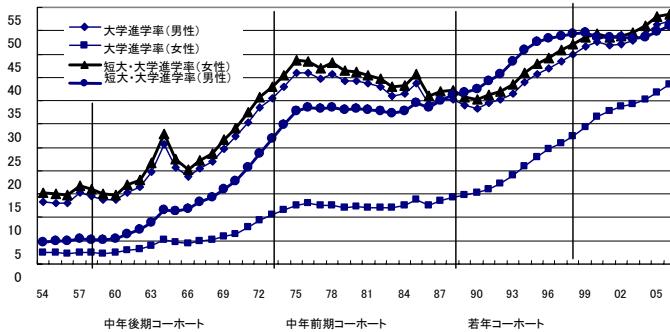


図 1.大学進学率の推移 出典:文部科学省のホームページ、コホート区分線は 18 歳時の西暦年

きょうだい数：問 9 の本人を含む数値。本人が 15 歳のときに死亡していたきょうだいは含まれない。

長男（長女）ダミー：兄（姉）がいない場合に 1、それ以外は 0。

長子ダミー：兄と姉がいともいない場合に 1、それ以外は 0。

男（女）きょうだい数：兄と弟（姉と妹）の合計数。本人は含まれない。

父教育年数：問 21 を本人教育年数と同様に教育年数に換算した<sup>9</sup>。

父職業威信：問 23 の本人 15 歳時の父職を 1995 年版職業威信スコア（三輪哲による管理職にかかわるコード訂正済み）に変換した。

15 歳時暮らし向き：問 12 の 5 段階を逆転させた（1：貧しい～5：豊か）。

中学 3 年時成績：問 14 の 5 段階を逆転させた（1：下の方～5：上の方）。

コホート：2005 年に 25～34 歳（1971～80 年生まれ）を若年コホート、35～49 歳（1956～70 年生まれ）を中年前期コホート、50～64 歳（1941～55 年生まれ）中年後期コホートとした。18 歳で大学に進学したと仮定すれば、この区分は男女とも大学・短大進学率の急上昇期、停滞期、再上昇期におおむね対応する（図 1）。

## 4. 分析

### 4.1 きょうだい数・教育年数の分布

はじめに主たる変数である学歴ときょうだい数の男女別・コホート別分布を、他のデータと比較しておく（表 1）<sup>10</sup>。本データの学歴分布は、2000 年国勢調査と比べて全般的

育年数とは一致しない場合がある。しかし他の調査データと比較するためにはこの方法が望ましいと考えた。

<sup>9</sup>旧制の場合は以下の通り。尋常小学校は 6、高等小学校は 8、中学・高等女学校は 11、実業学校は 10、師範学校は 12、高校・専門学校・高等師範は 13、大学は 16。ただし本人と異なって卒業と中退は区別できない。母教育年数を別個に、あるいは父教育年数と合算して投入すると欠損値が増えるため避けた。

<sup>10</sup> 2000 年国勢調査の数値は、第 12 表の「総数」（最左列）に占める「短大・高専」「大学・大学院」の比

表1. 高等教育卒業者の比率・平均きょうだい数の他調査との比較

年齢(2005年出生年)	コーホート	N 計 5,742	高等教育(高専・短大・大学・大学院)卒業者の比率				平均きょうだい数	
			男性		女性			
			2005SSM	国勢調査	2005SSM	国勢調査		
20-24	1981-85	294	14.2		20.7		2.56	
25-29	1976-80	若年	340	35.8	45.4		2.40	
30-34	1971-75	若年	534	32.4	42.2	41.9	2.43	
35-39	1966-70	中年前期	518	38.2	42.4	31.2	2.45	
40-44	1961-65	中年前期	536	39.5	43.0	29.2	2.46	
45-49	1956-60	中年前期	573	36.4	42.4	29.1	2.83	
50-54	1951-55	中年後期	617	32.5	33.3	16.6	3.26	
55-59	1946-50	中年後期	807	25.1	26.9	13.1	3.80	
60-64	1941-45	中年後期	751	21.0	20.8	6.1	4.44	
65-70	1935-40		772	15.9	17.2	4.5	5.04	
							4.09	

Nは2005年SSM面接票の数値で、高等教育者比率・平均きょうだい数の算出に用いた数値は欠損値があるためそれより若干少ない。

世帯動態調査は2004年実施、年齢区切りが上記より1歳若いほうにすれば集計されている。出典は国立社会保障・人口問題研究所編(2007)。

国勢調査は2000年実施、本文の注10を参照。出典は総務省統計局(2002)第12表と同局ホームページ国勢調査第23表。

に高等教育（高専・短大・大学・大学院）卒業者の比率が低い<sup>11</sup>。とくに男性若年と女性中年では10ポイント近く低い。通常の社会調査では学歴の高い者が過剰に含まれる傾向にあるが、本データは逆に多くのコーホートで高学歴者が過小である点に留意する必要がある。またこの傾向はウェイトをかけても変わらなかった。なお、20-24歳コーホートで高等教育卒業者比率が低いのは在学者がいるためである。

それに対して平均きょうだい数および長男比率は、2004年第5回世帯動態調査の数値ときわめて近い。平均きょうだい数は若年および中年前期コーホートでおよそ2.5人、中年後期コーホートでおよそ3.5人である。高齢のコーホートできょうだい数に両調査間で乖離があるのは、本データは本人が15歳のときの数を答えるのに対して、世帯動態調査は調査時に存命しているきょうだいのみを回答するためである。

#### 4.2 出身階層ときょうだい数との連関

父教育年数・父職業威信ときょうだい数との相関係数は表2の通りある。後の分析に備えて男女別にみると、中年後期コーホートではいずれも有意な相関が、中年前期コーホートでは父職業威信と男性のきょうだい数をのぞいて有意な相関がそれぞれ認められるのに対して、若年コーホートではいずれも無相関であった。ここから出身階層ときょうだい数との連関はしだいに弱まり、もっとも若いコーホートでは連関がなくなっていることが窺える。したがってさきの二重の不利というのは、少なくとも若年コーホートには該当しな

---

率で、表1では出生コーホートを本データとそろえて表示した。2000年にたとえば25~29歳の者は2005年に30~34歳であり、この間に学歴が変化した人はごく少数であろうし、国勢調査も「中途退学した人はその前の卒業学校」を答えることになっているから、比較は可能であろう。ただし2000年に20~24歳は在学者が多いので比較できない。くわしくは総務省統計局(2002)を参照。なお2005年国勢調査では学歴は調査されていない。

<sup>11</sup>もちろんサンプリングの偶然によって標本比率は変動するが、学歴を中卒・高卒（専門学校）・高等教育卒に3区分して $\chi^2$ 値（自由度2）による適合度検定を行うと、複数の年齢区分においてデータと国勢調査とは有意な乖離が生じていることが示唆される。

表2. きょうだい数との相関係数

本人性別	コーホート	父教育年数	父職業威信	N
男性	若年(1971~80年生まれ)	-.025	-.031	267
	中年前期(1956~70年生まれ)	-.173 ***	-.023	546
	中年後期(1941~55年生まれ)	-.256 ***	-.143 ***	686
女性	若年(1971~80年生まれ)	.046	-.011	378
	中年前期(1956~70年生まれ)	-.204 ***	-.092 *	599
	中年後期(1941~55年生まれ)	-.209 ***	-.154 ***	795

\*\*\*p<.001,\*p<.05。

い。もちろん中年コーホートでは弱いながらも連関があるので、出身階層の教育達成への効果には直接効果のほかにきょうだい数を媒介とした間接効果があることになるが、平沢（2004b）がパス解析で示したように、間接効果は直接効果に比べてかなり小さい。そこで以下では、重回帰分析によって教育達成への直接効果だけに着目する。

#### 4.3 きょうだい数の教育達成への影響

まず他の変数を統制しないで、きょうだい数ごとの平均教育年数を示したのが図2である。全体としてはきょうだい数が多いほど平均教育年数が低いことが分かる。ただし教育達成に対するきょうだい数の効果を考えるときには、図2には示されていないが、それぞれのきょうだい数が占める人数や比率もあわせて考える必要がある。いま注目している若年コーホートでは、独子と4人以上の比率が低いので、大部分を占める2人きょうだいと3人きょうだいの間に差があるかどうかが、きょうだい数の負の効果の有無に大きく影響すると考えられる。したがって、図2からは男性では効果がなく、女性では効果があると予想される。それに対して中年後期コーホートではきょうだい4人以上もそれなりの比率を占めており、かつ全体として線形の関係がみられるので、きょうだい数の負の効果があると予測できる。なお、資源稀缺仮説の主張とは逆に一部のコーホートでは独子の教育年数が低いが、その理由を競争相手がないからだとする説もある（安田1971）。

つぎに父教育年数・父職業威信を統制変数として、きょうだい数を説明変数として重回帰分析をおこなった結果が男性は表3に、女性は表4にそれぞれ示されている。男女間で出生順位やきょうだいの性構成の効果が異なるパターンを示すので、解釈をしやすくするため以下では4.7をのぞいて男女別に回帰分析を行う。もっともシンプルなモデルM1で、従来と異なってきょうだい数の負の効果がみられないのは男性若年コーホートと女性中年前期コーホートである<sup>12</sup>。若年コーホートでは他に比較できるデータないうえに、本データではこの年齢層の回収率がかなり低いので、これが（非）標本誤差に起因するかどうか

<sup>12</sup>女性中年前期コーホートは1995年SSMデータ（表4のM6）でもきょうだい数はようやく有意（5%水準）になる程度の標準回帰係数（-.091）で95%信頼区間も-.033~-278とかなり広い（つまり標準誤差が大きい）ことから、きょうだい数の負の効果が比較的弱いと考えられる。このほかに4.1で述べたとおり当該コーホートの学歴が母集団より低いことが影響している可能性もある。ただし、その他のコーホート・性別では、本データは1995年SSM（M6）、1998年NFRJ（M7）と同様の傾向を示しており、これらは安定した結果であると考えられる。

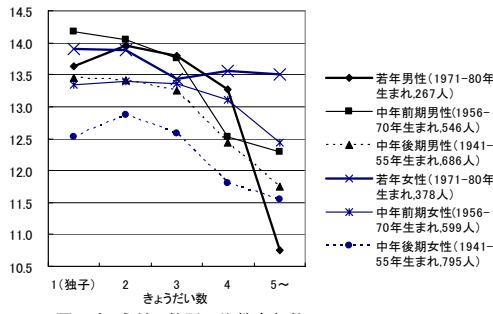


図2. きょうだい数別平均教育年数

表3. 教育年数を従属変数とした重回帰分析(男性) 数値は標準偏回帰係数

若年コ一ホート(1971~80年生まれ)

	M1	M2	M3	M4	M5
父教育年数	.174 **	.183 **	.141 *	.149 *	.146 *
父職業威信	.317 ***	.323 ***	.220 ***	.305 ***	.308 ***
15歳時暮らし向き	-0.041	-0.033			
中3成績			.445 ***		
きょうだい数	-.089	-.088	-.071	-.113 #	
長男ダミー				.002	
男きょうだい数					-.149 *
女きょうだい数					-.088
F	19.859 ***	15.020 ***	30.339 ***	12.420 ***	12.656 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.175	.175	.359	.157	.159
N	267	266	263	243	247

中年前期コ一ホート(1956~70年生まれ)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6(SSM95)	M7(NFRJ98)
父教育年数	.275 ***	.250 ***	.171 ***	.278 ***	.284 ***	.251 ***	.375 ***
父職業威信	.198 ***	.181 ***	.151 ***	.208 ***	.206 ***	.203 ***	.098 **
15歳時暮らし向き	.156 ***	.131 ***					
中3成績			.466 ***				
きょうだい数	-.157 ***	-.147 ***	-.142 ***	-.127 **		-.143 **	-.174 ***
長男ダミー				.070 #			
男きょうだい数					.167 ***		
女きょうだい数					-.089 *		
F	44.103 ***	37.821 ***	74.065 ***	33.685	33.616 ***	33.764 ***	59.810 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.192	.213	.404	.204	.204	.174	.219
N	546	545	540	510	510	477	841

中年後期コ一ホート(1941~55年生まれ)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6(SSM95)	M7(NFRJ98)
父教育年数	.295 ***	.285 ***	.211 ***	.283 ***	.282 ***	.279 ***	.308 ***
父職業威信	.235 ***	.212 ***	.169 ***	.232 ***	.240 ***	.201 ***	.158 ***
15歳時暮らし向き		.120 ***	.071 *				
中3成績			.395 ***				
きょうだい数	-.164 ***	-.154 ***	-.115 ***	-.205 ***		-.237 ***	-.208 ***
長男ダミー				.063 #			
男きょうだい数					.136 ***		
女きょうだい数					-.115 **		
F	80.860 ***	65.500 ***	95.552 ***	58.207 ***	57.289 ***	80.952 ***	93.134 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.259	.274	.412	.256	.253	.255	.276
N	686	683	677	666	666	702	966

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05, #p<.10。

M4,M5は独子をのぞく。

M7の父職業威信は父管理職ダミーで代替、モデルにはほかに父農業ダミーも含まれている。詳細は平沢(2004a)参照。

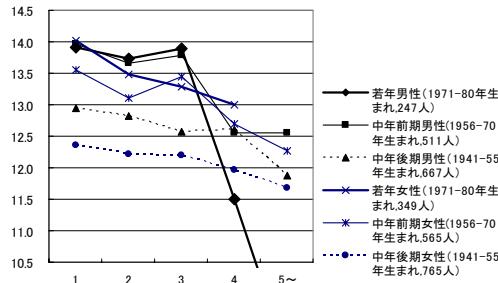


図3.出生順位別平均教育年数(独子をのぞく)

表4.教育年数を従属変数とした重回帰分析(女性) 数値は標準偏回帰係数

若年コ一ホート(1971~80年生まれ)

	M1	M2	M3	M4	M5
父教育年数	.310 ***	.310 ***	.251 ***	.283 ***	.284 ***
父職業威信	.158 **	.137 *	.087 #	.167 **	.170 **
15歳時暮らし向き		.100 *	.048		
中3成績			.351 ***		
きょうだい数	-.166 *	-.188 *	-.102 *	-.108 *	
長女ダミー			.091 #		
男きょうだい数					-.147 *
女きょうだい数					-.099 #
F	26.000 ***	20.833 ***	29.908 ***	17.377 ***	16.549 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.166	.175	.280	.158	.152
N	378	376	373	349	348

中年前期コ一ホート(1956~70年生まれ)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6(SSM95)	M7(NFRJ98)
父教育年数	.270 ***	.263 ***	.231 ***	.283 ***	.275 ***	.303 ***	.322 ***
父職業威信	.187 ***	.131 **	.084 *	.173 ***	.181 ***	.251 ***	.092 **
15歳時暮らし向き	.176 ***		.145 ***				
中3成績		-.021	.364 ***				
きょうだい数	-.037		-.008	-.045		-.091 *	-.154 ***
長女ダミー				-.012			
男きょうだい数					-.067		
女きょうだい数					-.010		
F	36.171 ***	32.170 ***	50.466 ***	54.616 ***	26.043 ***	65.555 ***	53.625 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.150	.173	.295	.148	.152	.245	.183
N	599	597	592	562	560	597	940

中年後期コ一ホート(1941~55年生まれ)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6(SSM95)	M7(NFRJ98)
父教育年数	.348 ***	.305 ***	.254 ***	.353 ***	.346 ***	.259 ***	.322 ***
父職業威信	.164 ***	.124 ***	.096 **	.156 ***	.159 ***	.201 ***	.143 ***
15歳時暮らし向き		.212 ***	.190 ***				
中3成績			.239 ***				
きょうだい数	-.166 ***	-.150 ***	-.157 ***	-.210 ***		-.219 ***	-.142 ***
長女ダミー				-.080 *			
男きょうだい数					-.144 ***		
女きょうだい数					-.115 ***		
F	91.760 ***	83.333 ***	85.524 ***	67.416 ***	65.555 ***	76.766 ***	72.572 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.255	.294	.350	.258	.254	.225	.210
N	795	793	787	765	761	785	1077

表3の注を参照。

はわからない。ただしさきの尾嶋・近藤（2000）は大学進学率が変化するときにきょうだい数の負の効果が現れやすいとしているが、ここでみられるパターン（男性中年前期は進学率が漸減：効果あり、女性中年前期は変化なし：効果なし、男性若年は漸増：効果なし、女性若年は急上昇：効果あり、図1参照）は男性若年をのぞいておおよそその主張に沿った結果である<sup>13</sup>。なお、表には示していないが、従属変数を大卒ダミーにかえて同じ説明変数でロジスティック回帰分析をおこなっても、基本的な傾向は変わらなかった。

さらにコーホート間できょうだい数の係数を比較してみると、男性では中年前期コーホートに比べて若年コーホートが小さく、女性では中年前期コーホートのみが小さく他の2つは同程度で、男女間で異なる趨勢がみられる。少なくとも中年コーホートより若年コーホートできょうだい数の負の効果が強まったとはいえない。この点は男女をプールして4.6で再検討する。また決定係数を比較すると、男女とも若年コーホートのほうが小さく、この分析枠組みの説明力が低下しているようにみえる。

M2では説明変数に15歳時暮らし向きを加えた。これはこの変数が出身家族の経済的状況を表していると仮定し、それを統制してもきょうだい数の独自効果が残るのかを確かめるためである。投入に先立って父教育年数や父職業威信との相関係数を検討したが、.15～.30程度で共線性を疑うほどではなかった。結論としては、男女のいずれのコーホートでも、統制によってM1で示された傾向に変化はなかった。ということは、それでも有意なきょうだい数とは、出身家庭のいわゆる文化資本（父教育年数）や経済資本（父職業威信や15歳時暮らし向き）の絶対的な大きさとは別に、なんらかの家庭の状態を表していることになる。2人か3人きょうだいがほとんどの中年前期や若年コーホートでは家庭内の大人の比率が低いことによる文化的な不利という解釈は無理があるので、けっきょくたんに両親の資源を分割する人数を示しているという解釈がもっともらしいように思われる。なお、この15歳時暮らし向きの係数はいずれのコーホートでも男性より女性のほうがやや大きい。これは女性のほうが定位家族の経済状況によって中等後教育への進学が左右されやすいということであろう。

蛇足ながらM3ではさらに中3成績を加えたが、それによってもやはりM1の傾向に変化はなかった<sup>14</sup>。この変数が本人の知的能力あるいはかなり広範な潜在的能力を表しているとの解釈が許されるのであれば、それが同じでもきょうだい数が多いことは教育達成に不利をもたらしていることになる。さきの解釈の妥当性はともかく、以上から示唆されるのは、きょうだい数の負の効果は大学進学率の変化にだいたい対応して変化しており、大学

<sup>13</sup>片瀬（2003）は出身階層を統制すると若年コーホートでは親がいだく教育期待に対して子ども数（きょうだい数）が効果を有していないが、学校外教育投資の有無に対しては女子のみ負の効果があること明らかにしている。これはこの世代ではきょうだい数効果が全体として弱く、かつ男女間で異なる傾向がことを示しており、本稿の知見と共通する点が多い。

<sup>14</sup> M1・M2とくらべてM3で決定係数がかなり高くなっているが、これは中3成績と従属変数との相関が高い（成績が高い者のほうが高等教育へ進学する確率が高い）ことから予想される、なかば当然の結果である。ここでの目的は本文に記したとおりで、決定係数を上げるためではないことを断っておく。

進学率が急上昇した若年コーホートの女性で効果があり、漸増の男性では弱まっていること、である。

#### 4.4 出生順位の影響

ここまで個人を通じて家族間で教育達成を比較してきたが、本節と次節では出生順位やきょうだいの性別構成など家族内の位置の相違による教育達成の違いを検討する。したがって家族内に比較する相手がいない独子をのぞいて、以下ではきょうだい数が2人以上の者に限定する。図3はコーホートと本人性別を統制したうえで出生順位別に平均教育年数を示したものである。全体として出生順位が早い者のほうが平均教育年数が長いようみえる。ただしすでに述べたとおり本データでは実際のきょうだいの教育達成を直接比較できないので、出身階層などを統制したうえでその効果を擬似的に再現する必要がある。そこでベースラインのM1に長子ダミーを加えて重回帰分析をおこなったところ、表には示していないが、男女ともいずれのコーホートでも長子ダミーは有意な効果を持っていなかった。つまりきょうだいの中で最初に生まれたかどうかは教育達成に影響しない。

M4はそれに代えて長男ダミーあるいは長女ダミーを投入した結果である。男性では中年後期コーホートで負の、中年前期コーホートで正の、女性では中年後期コーホートでやはり負の、若年コーホートで正の効果がいちおうみられる。ただし近藤（1996）や平沢（2004a）がすでに指摘しているとおり、きょうだい数を統制すると出生順位の効果は小さく、有意水準10%でようやく有意になる程度のコーホートもある。男性中年後期コーホートで負の効果があるのは、いわゆる次三男仮説（次三男は家産の相続を長男に譲る代わりに教育投資をしてもらう）といちおう適合的であるが、たんに次三男が大学進学率の急上昇の恩恵を享受したに過ぎないのかもしれない。後者の解釈のほうが、進学率が停滞ないしは低下した男性中年前期コーホートで正の効果があるのと整合的である。

#### 4.5 きょうだいの性別の影響

もっとも長男（長女）ダミーが該当する（1になる）のは兄（姉）が一人もいないケースで、その他に姉妹弟（兄妹弟）がどのような組み合わせでいるかは問わない。もう少しきょうだいの性別構成を考慮に入れたいところである。そこでOno（2004）が行っているように、M5では男きょうだいと女きょうだいのそれぞれの人数を説明変数として投入した。これは家族間効果であるきょうだい数と家族内効果であるきょうだいの性別構成を同時に検討しようとするトリッキーな方法である。ただし男きょうだい数+女きょうだい数+1人（本人）=きょうだい数という関係があるので、きょうだい数は除外した。その結果、女性中年前期コーホートをのぞいて男きょうだい数がいずれも負の有意な効果をもつていた。つまり本人が男であれ女であれ、ほかに兄か弟がいるとその人数に応じて本人の教育達成が下がるということである。きょうだい数の効果がみられなかつた若年コーホー

トでも、この男きょうだい数では負の有意な効果があり、女きょうだい数は影響しないことは注目に値する。またいずれのコーホートでも男きょうだい数のほうが女きょうだい数よりも標準偏回帰係数が大きい。ということは男きょうだいの人数のほうが女きょうだい数より本人の教育達成により影響しやすいということであり、性別による親の選択的な投資を示唆する結果である。ただし本人と同性のきょうだい数効果がある場合は、家族資源の稀釈という解釈も可能である点に留意しなければならない。

#### 4.6 コーホート間の変動

最後に男女をプールしたデータで、コーホート・性別との交互作用を含めた一般線形モデルによって、以上の分析を総括しておこう。なお表5では、コーホートダミーと相関が強い父教育年数（つまり若い世代の父ほど高学歴）を除外し出身階層を父職業威信だけだと捉えていることと、非標準回帰係数を掲出していること、が表3、4と異なっている<sup>15</sup>。まずM1は交互作用を含めない基本モデルで、男性ほど、若いコーホートほど、そしてきょうだい数が少ないほど、教育年数が長いというとうぜん予想される結果を示している。M2はきょうだい数の負の効果がコーホートによって異なるかどうかを確認するためのもので、きょうだい数とコーホートの交互作用が有意でないことから、きょうだい数の効果は中年後期コーホートと他の2コーホート間で変わったとはいえないことがわかる。M3は性別による有利不利がコーホートによって変化したかを見るためのものである。男性ダミー×若年の交互作用が負で有意（-.533）なので、男性で若年のほうが有利という主効果に付加される男性の有利性が中年後期コーホートにくらべて若年コーホートでは失われたことが分かる。M4ではきょうだい数×男性ダミーが負で有意（-.100）なので、きょうだい数が多いことによる不利の增幅作用は女性に比べて男性に強く作用することが示されている<sup>16</sup>。これはやや意外で、女性のほうが大学進学に対してきょうだい数の負の効果が増幅されるという平尾（2006）とは異なる結果である。M5はすべての交互作用を投入したものだが、以上の結果と基本的に変わらない。

M6以降は独子をのぞいて、男きょうだい数と女きょうだい数の効果の変化などを確認するためのものである。M7では両変数とコーホートの交互作用が有意でないことから、これらの負の効果が3コーホート間では変わっていないことが分かる。M8は上記のM3と同じ傾向を示している。M9からはきょうだい数が多いことによる不利の増幅効果は、男女間でとくに変わらないことが示唆される。以上のうち性別とコーホートの交互作用は

<sup>15</sup> 鹿又（2006：42）はコーホートときょうだい数の共線性を除去するため、コーホートごとの平均値よりも多いかどうかを表す「多きょうだい」ダミーを用いているが、本データの対象コーホートでは鹿又の1995年データより両者の相関が低いので、こうした操作は行わなかった。

<sup>16</sup> ただし他の状況が同じ若年コーホート（たとえば3人きょうだい）の教育年数の平均男女差は、 $.719 - .100 \times 3 = .419$  なので、きょうだい数がかなり多くないとこの交互作用は男性の教育年数を大きく下げる効果はない。

表5. 教育年数を従属変数とする一般線形分析 数値は非標準偏回帰係数

	M1	M2	M3	M4	M5
切片	9.693 ***	9.713 ***	9.608 ***	9.554 ***	9.321 ***
父職業威信	.071 ***	.071 ***	.071 ***	.071 ***	.072 ***
男性ダミー(女性が基準)	.407 ***	.406 ***	.535 ***	.719 ***	1.198 ***
若年コーコーホートダミー(中年後期が基準)	.838 ***	.742 **	1.066 ***	.840 ***	1.079 ***
中年前期コーコーホートダミー(中年後期が基準)	.649 ***	.613 **	.682 ***	.646 ***	.750 ***
きょうだい数	-.276 ***	-.281 ***	-.275 ***	-.232 ***	-.202 ***
きょうだい数×若年コーコーホートダミー		.037			.037
きょうだい数×中年前期コーコーホートダミー		.012			.009
男性ダミー×若年コーコーホートダミー			-.533 **		-.774 ***
男性ダミー×中年前期コーコーホートダミー			-.072		-.290
きょうだい数×男性ダミー				-.100 *	-.173 **
F	182.098 ***	130.018 ***	131.687 ***	152.756 ***	93.645 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.217	.216	.219	.218	.221
N	3271	3271	3271	3271	3271
中年後期コーコーホートは1941～55年生まれ、中年前期コーコーホートは1956～70年生まれ、若年コーコーホートは1971～80年生まれ					
	M6	M7	M8	M9	
切片	9.511 ***	9.513 ***	9.427 ***	9.412 ***	
父職業威信	.071 ***	.071 ***	.071 ***	.071 ***	
男性ダミー(女性が基準)	.401 ***	.400 ***	.527 ***	.616 ***	
若年コーコーホートダミー(中年後期が基準)	.816 ***	.844 ***	1.034 ***	.819 ***	
中年前期コーコーホートダミー(中年後期が基準)	.612 ***	.602 ***	.653 ***	.610 ***	
男きょうだい数	-.351 ***	-.329 ***	-.350 ***	-.295 ***	
女きょうだい数	-.250 ***	-.272 ***	-.248 ***	-.217 ***	
男きょうだい数×若年コーコーホートダミー		-.074			
男きょうだい数×中年前期コーコーホートダミー		-.048			
女きょうだい数×若年コーコーホートダミー		.042			
女きょうだい数×中年前期コーコーホートダミー		.060			
男性ダミー×若年コーコーホートダミー			-.507 **		
男性ダミー×中年前期コーコーホートダミー			-.087		
男きょうだい数×男性ダミー				-.115	
女きょうだい数×男性ダミー				-.078	
F	145.559 ***	87.406 ***	110.330 ***	109.764 ***	
調整済みR <sup>2</sup>	.219	.218	.221	.220	
N	3092	3092	3092	3092	

\*\*\*p&lt;.001, \*\*p&lt;.01, \*p&lt;.05, #p&lt;.10。

M6～M9では独子をのぞく。

きょうだい数効果とは直接的には関係のない高学歴化の趨勢に関する問題である。ここでとくに注目されるのは、きょうだい数の負の增幅効果が若年男性で弱いながらもみられること、そしてなによりきょうだい数の負の効果がコーコーホートによって変わっていないということである。

## 5. 結論

本稿での分析結果を仮説ごとにまとめれば、以下の通りである。仮説 1：若年コーコーホートでのきょうだい数の負の効果は女性にのみ認められる。しかし、仮説 2：若年男性をふくめてほとんどのコーコーホートで、男きょうだいの数に応じて教育達成が有意に下がる。仮説 3：出生順位の効果は若年では女性のみ有意で、長女に有利である。仮説 4：きょうだい数の負の効果が中年コーコーホートに比べて若年コーコーホートで強まったとはいえない。

周知の通り、高等教育の拡大に伴う大学進学率の上昇は、出身階層間にある高等教育を

受ける機会の不平等をかならずしも減少させてこなかった。本稿でとりあげたきょうだい数が教育達成に与える負の効果もその例外ではない。先行研究が明らかにしたように、きょうだい数が多く大学進学率が低かった1940年以前生まれのコーホートよりも、きょうだい数が顕著に減少し進学率が急上昇したその後のコーホートのほうが、きょうだい数の負の効果は強かったのである。しかし、経済の高度成長の終焉とともに15年ほど停滞していた進学率がふたたび上昇するなかで進学時期を迎えた若年コーホート（1971～80年生まれ）では、平均きょうだい数がさらに1人減って2.5人になったにもかかわらず、きょうだい数の負の効果がさらに強まったという兆候はみられない。それどころか若年男性では、きょうだい数の負の効果じたいが有意でなく、むしろ他のコーホートを含めて男きょうだいが何人いるかが負の効果を有していた。また出生順位の効果も弱いながらも一部で効果を有していた。これらはきょうだい数という家族間の違いだけではなく、きょうだいの性別構成や出生順位に着目することの重要性を示唆している。

なかでも出生順位はだれにとっても身近な現象のためか、今日でもそれにまつわる研究が散発的に注目を集めている。長子は権威に同調しやすいが第2子以降はそれに反発するといった俗説をさまざまな記録からはじめに検討したSullivan（1997）や、きょうだい内の序列は両親の扱いよりも家族をとりまく社会のありようにおおいに影響されることを示唆するConley（2004）はその好例であろう。出身階層・きょうだいの数・性別構成・出生順位と教育達成にみられる連関はいっけん単純そうに見える。けれどもきょうだい数と出生順位はとうぜん関連しあっているし、Mare（1986）が指摘するように父学歴ときょうだい数の連関には進学率の上昇に起因する部分があるなど、分析の方法論のうえで意外に厄介な問題を内包している。今回のSSM調査ではじめて尋ねた親のきょうだい数や、学歴にかかわる子ども本人の合理的選択に関しては今後さらに検討を加えたい。

本稿作成にあたっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究センターSSJデータアーカイブから全国家族調査NFRJ98, NFRJ03（日本家族社会学会全国家族調査委員会）の個票データの提供を受けました。

## 文献

- Bauer, Thomas and Ira N. Gang. 2001. "Sibling Rivalry in Educational Attainment: The German Case," *Labour* 15 (2) : 237-255.
- Blake, Judith. 1989. *Family Size and Achievement*. University of California Press.
- Blau, Peter. M. and Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. Wilely.
- Becker, Gary. S. 1981. *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- Brinton, Mary C. 1993. Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan. University of California Press.
- Conley, Dalton. 2004. *The Pecking Order*. Random House.

- Featherman, David L. and Robert M. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. Academic Press.
- Hauser, Robert M. and Hiang-Hui Daphne Kuo. 1998. "Does the Gender Composition of Sibship Affect Women's Educational Attainment?" *The Journal of Human Resources* 33 (3) : 644-657.
- 平尾桂子. 2006. 「教育達成ときょうだい構成一性別間格差を中心に」, 日本家族社会学会全国家族調査委員会『第2回家族についての全国調査第2次報告書』2:17-27.
- 平沢和司. 2002. 「きょうだいデータを用いた家族・教育達成研究の変遷」『北海道大学医療技術短期大学部紀要』15 : 9-16.
- . 2004a. 「家族と教育達成—きょうだい数・出生順位を中心にー」 渡邊秀樹・稻葉昭英・嶋崎尚子編著『現代家族の構造と変容』東京大学出版会. 327-346.
- . 2004b. 「きょうだい数が学歴と初職に与える影響について—NFRJ98 男子データからー」『現代社会の社会学的地平』. 北海道大学 (小林甫教授退官記念論文集). 76-83.
- . 2007. 「きょうだい数と学歴に関する基礎的分析」 日本家族社会学会全国家族調査委員会『第3回全国家族調査に向けて』3-11.
- 鹿又伸夫. 2006. 「計量社会学における多重比較の同時分析: ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21 (1) : 33-48.
- 石田浩. 1999. 「学歴取得と学歴効用の国際比較」『日本労働研究雑誌』472:2-16.
- 片瀬一男. 「きょうだいと教育期待・教育投資」『社会学年報』東北社会学会. 32 : 113-130.
- 国立社会保障・人口問題研究所編. 2007. 『現代日本の世帯変動—第5回世帯動態調査ー』厚生統計協会.
- 近藤博之. 1990. 「家族規模と教育達成」『人文論集』静岡大学. 41 : 1-27.
- . 1996. 「地位達成と家族—キョウダイの教育達成を中心にー」『家族社会学研究』8:19-31.
- Kuo, Hiang-Hui Daphne and Robert M. Hauser. 1995. "Trends in Family Effects on Education of Black and White Brothers," *Sociology of Education* 68:136-160.
- Kuo, Hiang-Hui Daphne and Robert M. Hauser. 1997. "How Does Size of Sibship Matter? Family Configuration and Family Effects on Educational Attainment," *Social Science Research*. 26: 69-94.
- Mare, Robert D. and Meichu Chen. 1986. "Further Evidence on Sibship Size and Educational Stratification," *American Sociological Review*. 51(3): 403-412.
- 尾嶋史章・近藤博之. 2000. 「教育達成のジェンダー構造」. 盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会. 27-46.
- Ono, Hiroshi. 2004. "Are sons and daughters substitutable? Allocation of family resources in contemporary Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 18:143-160.
- 白佐俊憲. 2003. 『きょうだい関係とその関連領域の文献集成』(全4冊). 川島書店.
- Sieben, Inga and Johannes Huinink, and Paul M. De Graaf 2001. "Family Background and Sibling Resemblance in Educational Attainment," *European Sociological Review* 17(4):401-430.
- Sieben, Inga and Paul M. De Graaf 2003. "The Total Impact of the Family on Educational Attainment: A Comparative Sibling Analysis," *European Societies* 5 (1) : 33-68.
- 総務省統計局. 2002. 『平成12年国勢調査報告第3巻その1全国編』. 日本統計協会.
- Steelman, Lala C., Brian Powell, Regina Werum, and Scott Cater. 2002. "Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges," *Annual Review of Sociology* 28:243-269.
- Sullivan, Frabk J. 1997. *Born to Rebel*. Random House.
- Teachman, J. D. and R. D. Day and K. P. Carver. 1995. "The Impact of Family Environment on Educational Attainment," B. A. Ryan eds. *The Family-School Connection*. 155-203. Sage.
- 富永健一. 1979. 「社会階層と社会移動の趨勢分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会. 33-87.
- 安田三郎. 1971. 『社会移動の研究』東京大学出版会.

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』15  
(1) : 165-180.

The Effects of Sibling Configuration on Educational Attainment

HIRASAWA Kazushi and KATASE Kazuo

(Hokkaido University, Tohoku Gakuin University)

[Abstract]

It is well known that in postwar Japan the number of siblings has negative effects on educational attainment after controlling for their social origin. The aim of this article is to examine whether sibling configuration influence educational attainment in the younger cohort born from 1971 to 1980 in which number of siblings have decreased and advancement rate to higher education have increased. The 2005 SSM survey in Japan data shows that sibship size has negative effects only for women, but number of additional brothers have negative effects for both; the effects of birth order differ in sex and cohort; the negative effects have not been stronger than the cohort born from 1941 to 1960. This suggests that we need to note not only between-family difference but also within-family difference when studying sibling configuration.

Key words: Sibship size, Sibling configuration, Birth order, Educational attainment



# 父所得と教育達成

## —推計父所得からみた教育機会の趨勢—

尾嶋史章  
(同志社大学)

### 【要旨】

家庭の経済的な状況が教育達成に及ぼす影響は、過去の所得を把握することが困難なため、これまで個票ベースの調査データではほとんど検討されてこなかった。本稿の目的は、近年経済学で広く国際比較研究が行われている世代間所得移動分析の方法（Two-Sample Instrumental Variable Method）を援用して、父所得と教育達成の関連を検討していくことにある。

戦後生まれのコーホートを分析した結果、男性の場合には、1960年生まれにかけての平等化され、それ以降は不平等が維持されたことが明らかになった。女性では、1950年代後半のコーホートでいったん不平等化が生じ、その後急激に平等化したこと、さらに1970年代コーホートでの再度の不平等化が生じていた。この傾向は父学歴と父職業という「伝統的な」教育達成モデルと比較すると変動幅が大きく、また女性の教育機会に敏感に反応しており、階層の経済的な側面から機会の不平等を把握することに成功していることを示している。

キーワード：教育機会、教育達成、父所得

### 1. はじめに

日本は、アメリカや韓国などと並んでOECD諸国の中でも教育に関する家計の費用負担が大きい国として知られている（OECD 2007）。大学教育費用の上昇率が勤労世帯実収入の上昇率を上回ることも指摘されており（近藤 2001）、出身家庭の経済的な要因は教育機会格差を規定する重要な要因となっていることが予想される。本稿は、SSM調査から推計父所得を求めることにより、父所得と教育機会の関係について明らかにすることを目的としている。

これまでSSMにおける教育機会に関する研究では、父職業や父学歴を中心に据えた分析が行われてきた（今田 1979；藤田 1979；尾嶋 1990；荒牧 2000）。この変数を用いることの理論的な含意は多様であるが、ここには出身家庭の経済的な状況が反映されるという仮定も含まれていた。たとえば父職業を用いる場合、職業的な地位の測定には職業威信スコアが用いられることがあるが、職業威信スコアは学歴とともに所得との関連が強く（直井 1979；尾嶋・

Miller 1994)、職業威信スコアを用いることによって経済的な要素を組み込んだ出身階層の状態を測定してきたことになる。カテゴリカルな変数として用いられる場合にも、職業（階層）分類には所得の高低が想定されている。1995年SSMでは15歳時の財産項目に関する質問が導入され、出身家庭の所有材指標から家庭の経済的な豊かさをとらえ、教育機会と出身階層の経済的側面との関係を捉えることも試みられた（尾嶋・近藤 2000；尾嶋 2002）。

他方、家計調査や学生生活調査など既存のデータから所得階層別に高等教育在学率を推定することによって、家計の状態が進学機会とどのように関わっているかを検討した研究もみられる。たとえば近藤（2001）は家庭の所得階層と大学進学の関係を、文部科学省（文部省）の行った学生生活調査の家庭の年間収入情報を用いて、所得階層別の大学在学率を推計することで検討している<sup>1</sup>。この結果から、男子については80年代に所得階層間の格差が縮小したが、90年代に入ってから再び格差が開きつつあること、さらには女子の四年制大学在学率にみられる所得階層間の格差も同時期に拡大しつつあることを明らかにした。

家庭の経済的な状況が教育達成に及ぼす影響は、過去の家計所得を把握することが困難なため、先にみた所有材を指標化した分析や15歳時の生活の豊かさの主観的な評価を除いて、個票ベースの調査データ分析ではこれまで検討されてこなかった<sup>2</sup>。本研究の目的は、近年経済学で広く国際比較研究が行われるようになった世代間所得移動の方法を援用して、父所得と教育達成の関連を検討していくことがある。SSM調査データを用いることによって家庭の経済状況と教育達成との結びつき、とりわけその長期的な変動を明らかにすることが可能になる。

## 2. 先行研究と分析方法

親の所得を推計するには、先に述べた世代間所得移動研究が役立つ。実際に親子の所得が直接得られている調査データは欧米でも数少ないのだが、一定の工夫をこらすことによって、親の所得を推計することが可能になる。基本的な発想は、父世代にあたるサンプル（疑似父）を用いて年齢・学歴・職業などで構成される所得関数を求める。そのうえで子ども世代サンプルの調査から得られた父親に関する情報（年齢・学歴・職業など）を上記の式に代入して父所得を推計する方法である（Bjorklund and Jantti 1997; Lefranc and Trannoy 2005など）。この方法はTwo-Sample Instrumental Variable Methodと呼ばれる（以下IV法と略）。世代間所得移動研究では、調査で得られた子どもの実際の所得を親の推計所得に回帰することによって、世代間の所得弾力性が計測される。日本でもこの方法を用いた世代間所得移動の研究が試み

<sup>1</sup> 現在は日本学生支援機構が調査を実施している。

<sup>2</sup> 最近では、高校生とその保護者の調査から、所得階層と大学進学との関係を把握しようとする試みもみられようになった（小林 2007）。

られるようになった（佐藤・吉田 2007）。

ここでは世代間所得移動で用いられる方法を教育機会分析に援用する。同じような発想からなされた研究はすでにいくつか存在する。たとえば Corak たちはカナダにおいて親の推計所得と大学進学との関係を回帰分析によって検討している（Corak, Lipps and Zhao 2004）。また日本においても近藤（2005）は、IV 法を適用して大学進学機会に及ぼす親所得の影響を、SSM 調査データと JGSS 調査データを用いて検討している<sup>3</sup>。

本稿では、子どもの所得や大学進学の有無に替わって子どもの教育達成（最終教育段階を教育年数に変換したもの）を目的変数として用いる。この教育年数と推計された父所得との関係から、家庭の経済的な側面からみた教育機会の趨勢を検討していくこととする。

## 2.1 所得関数作成の基本的な方針

はじめに父親世代の所得を推計するための所得関数を求めるにしよう。所得関数としては人的資本論をベースに教育年数と労働経験年数を用いるミンサー型のものがよく知られている（Card 1999）。1995 年 SSM 調査の分析において矢野・島（2000）は、一般雇用者を対象に職業別の所得関数を推定して、職業の特徴を係数の違いから明らかにしている。本稿では、一般雇用者だけでなく、経営者や自営業主も含めて有職の父親すべてを扱うために、これに若干工夫を加える必要がある。さらに所得推計に用いる父親の情報についても、データの欠損値との関係でいくつか考慮すべき点がある。ここではこうした条件に留意しながら父所得の推計に用いる所得関数を作成する。

SSM では 1955 年調査から個人の年間収入を尋ねているが、1955 年調査では農林漁業従事者には個人収入を質問していない。また 1955 年データには今回所得関数の推定で一部用いることになる企業規模が欠けている。分析対象にできるコードホート幅が狭くなるという問題は生じるが、今回の所得関数の推定には 1955 年データを用いないことにした。また教育達成を分析する子ども世代サンプルの出生年との関係から 2005 年データも所得関数の推定には用いない<sup>4</sup>。

実際の計算では 1965 年以降 1995 年までの SSM 調査の男性サンプルをプールし、この中から 30 歳～59 歳の有職者を取り出して、所得関数の推定に用いた。1965 年調査では年間所得は 1 万円単位の自由回答で尋ねられているため、その自然対数をとったものを被説明変数とした。他の時点のデータは各回答カテゴリーの中央値（1 万円単位）の自然対数をとった<sup>5</sup>。説明変数は①調査時点（1965 年を基準とするダミー変数）、②年齢（<実年齢 - 47> ならび

<sup>3</sup> 近藤は 1975 年～1995 年 SSM 調査と 2000 年 JGSS 調査の 20 代前半を対象に大学および大学・短大への進学への影響を分析している。

<sup>4</sup> 2005 年の調査対象者の教育達成過程はほとんど 2005 年以前であるため、疑似父を想定した所得関数の推定には 2005 年サンプルを含めなかった。

<sup>5</sup> なお有職者でも「収入なし」と回答したサンプルは分析から除外している。

にその 2 乗)、③学歴 (義務教育レベルを基準カテゴリーとした中等教育と高等教育のダミー変数)<sup>6</sup>、さらに④職業である。職業は従業上の地位、仕事の種類、企業規模、役職の 4 次元を用いた。④a.従業上の地位は、自営単独・家族従業者を基準カテゴリーに、経営者、一般雇用者、臨時雇用、自営 (雇用者あり) のダミー変数とした。また④b.職種 (仕事の内容)には SSM 職業大分類 (8 分類) を用いているが、熟練・半熟練・非熟練を統合したマニュアルを基準カテゴリーとして、専門、管理、事務、販売、農業の 5 つをダミー変数として用いている。④c.企業規模は従業員数 300 人未満の中小企業以下を基準に従業員 300 人以上の大企業ダミーならびに官公庁ダミーを、④d.役職は役職なしを基準カテゴリーに、職長、係長、課長、部長の 4 つのダミー変数を用いている<sup>7</sup>。

年齢に関しては、若干補足説明が必要であろう。ここで 47 歳を実年齢から減じているのは、父子間の年齢差のわかる戦後生まれのサンプルで計算した平均値が 31.9 歳であるためである。義務教育終了時を父所得の予測時点とするならサンプルが 15 歳時の父の平均年齢は 47 歳ということになり、求められた推定式に平均年齢を代入することで年齢の項を 0 にすることができます。SSM 調査では父年齢を質問していない時点もあるうえに、回答者が正確に父年齢を覚えていないことが多い。こうしたサンプルも含めて分析する際には平均値をすべてのケースに代入するという方法を用いるが、この操作によって推定式を単純化することができる。

もう一点説明しておくべきことがある。それは推定式に 4 つの (実質的には 2 種類の) 交互作用項を加えた点である。予備的な分析を行った結果、従業上の地位や仕事の種類によって年齢項 (労働経験年数項) の係数が異なることがわかっている。仕事の種類におけるこうした違いは、矢野・島 (2000) が職業による人的資本形成の違いとして言及した点でもある。このことは従業上の地位や仕事の種類によって年齢による所得上昇の勾配が異なることを意味する。これらを比較した結果、従業上の地位による傾きの違いが大きく、雇用者ダミーならびに経営者ダミーと年齢・年齢 2 乗の交互作用項をモデルに加えることにした<sup>8</sup>。

## 2.2 所得関数の推定結果

父親の情報は本人の情報とは異なりかなりの欠損値が含まれている。それは回答拒否に加えて、父親の職業や学歴に関して回答者自身の記憶が不確かな場合や、そもそも知らない場合も多いからである。たとえば、2005 年 SSM 調査の結果をみると、従業上の地位で 91.8%、仕事の種類 (狭義の職業・職種) で 88.0% の回答率があるが、父の最終学歴になると 79.4%、

<sup>6</sup> 旧制高等小学校は義務教育レベルに含めた。

<sup>7</sup> 役職コードには経営者・重役があるが、このカテゴリーと重複するものがすでに従業上の地位で用いられているため、ここでは除いている。

<sup>8</sup> さらに雇用者では学歴による違い (高学歴の方が勾配は急であること) が知られているので、雇用者に関してのみ高等教育ダミーを加えた 3 次の交互作用項を導入した。しかしこの項は統計的に有意ではなく、今回の推定式には含めなかった。

表1. 所得関数の推定(1)

	非標準化 係数	標準 誤差	有意 確率
(定数)	3.7935	0.032	0.000
1975	1.3091	0.020	0.000
1985	1.8916	0.021	0.000
1995	2.1083	0.022	0.000
1965	----	----	----
年齢-47	-0.0091	0.002	0.000
(年齢-47) <sup>2</sup>	-0.0016	0.000	0.000
高等教育ダミー	0.3349	0.024	0.000
中等教育ダミー	0.2191	0.018	0.000
義務教育	----	----	----
経営者ダミー	0.3860	0.046	0.000
雇用者ダミー	0.1025	0.031	0.001
臨時雇用ダミー	-0.4613	0.073	0.000
自営(雇用者あり)ダミー	0.2436	0.031	0.000
自営単独・家族従業者	----	----	----
(年齢-47)×雇用者ダミー	0.0140	0.002	0.000
(年齢-47) <sup>2</sup> ×雇用者ダミー	0.0007	0.000	0.003
(年齢-47)×経営者ダミー	0.0222	0.004	0.000
(年齢-47) <sup>2</sup> ×経営者ダミー	0.0015	0.000	0.001
専門ダミー	0.2033	0.029	0.000
管理ダミー	0.3795	0.026	0.000
事務ダミー	0.1482	0.022	0.000
販売ダミー	0.0310	0.025	0.210
農林ダミー	-0.1787	0.030	0.000
マニュアル	----	----	----

1965～1995SSM 30～59歳の有職男性 N=5850

 $R^2=.757$ 

表2. 所得関数の推定(2)

	非標準化 係数	標準 誤差	有意 確率
(定数)	3.8048	0.031	0.000
1975	1.3162	0.019	0.000
1985	1.9029	0.021	0.000
1995	2.1143	0.022	0.000
1965	----	----	----
年齢-47	-0.0100	0.002	0.000
(年齢-47) <sup>2</sup>	-0.0016	0.000	0.000
高等教育ダミー	0.2731	0.024	0.000
中等教育ダミー	0.1804	0.017	0.000
義務教育	----	----	----
経営者ダミー	0.4734	0.047	0.000
雇用者ダミー	-0.0562	0.032	0.076
臨時雇用ダミー	-0.5454	0.075	0.000
自営(雇用者あり)ダミー	0.2627	0.030	0.000
自営単独・家族従業者	----	----	----
(年齢-47)×雇用者ダミー	0.0143	0.002	0.000
(年齢-47) <sup>2</sup> ×雇用者ダミー	0.0009	0.000	0.000
(年齢-47)×経営者ダミー	0.0227	0.004	0.000
(年齢-47) <sup>2</sup> ×経営者ダミー	0.0014	0.000	0.001
専門ダミー	0.1639	0.029	0.000
管理ダミー	0.2147	0.033	0.000
事務ダミー	0.0724	0.024	0.002
販売ダミー	0.0296	0.024	0.224
農林ダミー	-0.1791	0.029	0.000
マニュアル	----	----	----
大企業ダミー(300人以上)	0.2552	0.019	0.000
官公庁ダミー	0.1492	0.026	0.000
中小以下(300人未満)	----	----	----
職長ダミー	0.1759	0.028	0.000
係長ダミー	0.1631	0.026	0.000
課長ダミー	0.2070	0.032	0.000
部長ダミー	0.3406	0.046	0.000
役職なし他	----	----	----

1965～1995SSM 30～59歳の有職男性

N=5801

 $R^2=.770$

さらに企業規模や役職になると回答率が 75%を下回る。このためここでは 2 つの推定式を求めるにした。最初のモデル(1)（表 1.）は最大限のサンプル数を確保することを目的として比較的粗い推定をしている。職業情報のうち従業上の地位と仕事の種類のみを用い、役職と従業先の規模は除いている。ここで投入した変数は、販売ダミーを除いて有意であり、モデルの説明力も  $R^2=.757$  と非常に高くなっている。ただし、このモデルの説明力が高いのは調査時点間の所得の違いによって説明される部分が大きいため注意が必要である。年齢項以下の変数を除いて 3 時点のダミー変数だけで予測した場合の決定係数は  $R^2=.669$  なので、職業・学歴・年齢で予測できた部分は  $(.757-.669)/(1-.669)$  になり「実質的な」説明力は 26 ~27%程度となる。

一方、できるだけ多くの情報を加味したのが表 2. に示したモデル(2)である。ここではモデル(1)に企業規模と役職を付加している。この結果、決定係数  $R^2$  は .770 となり .013 の増加、実質的に考えると  $(.770-.669)/(1-.669)$  で 30% 強の説明力となり、モデル(1)と比較するとかなり改善されたことがわかる。また雇用者が多く含まれる官公庁や大企業の効果や役職の効果が分離されたため、雇用者ダミーの係数は弱い負の値を示す。また管理ダミーや事務ダミーも、役職の導入によって係数の値が小さくなる。

全体を概観すれば、いずれのモデルでも所得の序列に照らしてみれば、各係数はおおむね妥当な値を示している。次に上記のモデルに基づく父所得の推計値を求めて、その特徴をみておくことにしよう。

### 2.3 父所得の推計

SSM 調査では、各時点・各調査で含まれる父情報が異なる。今回の分析で子ども世代として用いる 1975 年以降の SSM 調査において、含まれている父情報をまとめたのが表 3 である。ここであげたすべての情報が含まれているのは 2005 年調査と 1985 年男性調査だけであり、それ以外の調査ではどこかが欠けている。したがってどの変数を用いて父所得を推計するかによって、使用できるサンプル数がかなり異なる。ここでは次のような 4 つのパターンを考えた。さらに父職業に「主な職業」を用いるか「本人 15 歳時職業」を用いるかによって 8

表 3. 各調査における質問の有無

	男性				女性			
	父年齢	父学歴	主な 父職業	15 歳時 父職業	父年齢	父学歴	主な 父職業	15 歳時 父職業
1975 年	×	○	○	○	---	---	---	---
1985 年	○	○	○	○	×	○	○	×
1995 年	○	○	○	×	○	○	○	×
2005 年	○	○	○	○	○	○	○	○

パターンの推計値を求めることが可能である。これらの推計式は推計値が粗くてもサンプル数を多く確保することに主眼をおくか、サンプル数を犠牲にしても推計値の精度を高めるかという点での違いを反映している。また今回、所得関数を求めるために用いたサンプルが30歳から59歳までであるため、父年齢も用いて推計値を求める場合には、父年齢が本人15歳時に30～59歳のサンプルに限定して分析を行った。

#### 【父所得の推計】

父所得 A…父学歴+父職業（仕事の種類・従業上の地位）

父所得 B…父学歴+父職業（仕事の種類・従業上の地位）

　　+父年齢+父年齢×従業上の地位〔交互作用〕

父所得 C…父学歴+父の職業（仕事の種類・従業上の地位・企業規模・役職）

父所得 D…父学歴+父の職業（仕事の種類・従業上の地位・企業規模・役職）

　　+父年齢+父年齢×従業上の地位〔交互作用〕

職業情報を用いて最大限サンプル数を確保することが可能なのは、父所得Aである。表1の推定式(1)を用いて、父学歴、従業上の地位と仕事の種類をもとに父所得を推計している。本人15歳時を予測すべき時点とし、本人15歳時の父年齢の平均値47歳を代入しているため年齢の項は消えている。この父所得Aに年齢情報を加えてものが父所得Bとなる。また表2の推定式(2)を用いて、さらに父所得Aで用いられた父情報に企業規模と役職を付加し、父平均年齢を代入したものが父所得Cである。最も「精度」を高くすることを考えて、父所得Cに15歳時父年齢を加えて推計したのが父所得Dとなっている。

もしある一時点に焦点を定めた所得を推定しようとすると、本人が15歳時点の父の職業情報に基づいて、父所得Dの式を用いて当時の父年齢をも考慮した所得推計を行う方法が考えられる。この所得推計が可能なのは1985年男性調査と2005年調査のみであり、特に女性のサンプルが少なくなるという問題が残る<sup>9</sup>。今回のおもな目的は、父所得と教育達成との関係から、男女の教育機会の趨勢分析を行うことであるので、女性サンプルを確保するため次善の策として父所得Dに父の主な職業を用いることによって、サンプルの欠落を防いだ<sup>10</sup>。この結果、1946年以降に生まれた9649サンプルのうち、父所得Aでは7367サンプル、また父所得Dでは4811サンプルを用いることが可能になった<sup>11</sup>。

<sup>9</sup> また「主な父職業」と比較して、「15歳時父職業」の回答率は4%～8%少なくなる。

<sup>10</sup> 「主な父職業」と「15歳時父職業」の一一致率を4種類の職業変数でみると、最も小さい役職で92.1%、最も高い規模では94.4%となる。また分析に用いたカテゴリー・ベースではさらに一致率が高まる（分析ではカテゴリーを若干統合しているため）。なお、「主な職業」を用いた父所得Dと「15歳時職業」を用いた父所得Dとの相関係数は.943（N=2610）でこの間にはある程度のズレが認められる。サンプル数の問題だけでなく、教育達成分析にどちらを用いるのがよいのか、理論的にも方法論的にも検討すべき課題である。

<sup>11</sup> 15歳時父職業を用いると、1985年女性調査、1995年調査が欠落し、さらに欠損値の増加もあって、ここ

表 4. 父所得の推計値(記述統計量)

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
父所得 A	7367	-0.640	1.100	0.330	0.301
父所得 D	4811	-0.724	1.487	0.331	0.333

父所得の推計値の記述統計量をみておこう。表 4 にはここで用いる父所得の記述統計量が示されている。平均値はいずれも 0.33 程度だが、予測のための情報量の多い父所得 D の方がレンジは広く、分散も大きくなっている。最大値と最小値との差をとると父所得 A では 1.74 また父所得 D では 2.21 となり、実額でいうと最低所得と最高所得との間に父所得 A で 5.7 倍、父所得 D では 9.1 倍の開きがあることになる。

### 3. 父所得と教育達成

以下では、これまでの手続きを経て求められた父所得の推計値と教育達成の関係を、1946 年以降に生まれたコーホートについて分析していく<sup>12</sup>。ここでは父の主な職業を用いて推計した父所得 A を用いて、男女別にその趨勢を分析する。その後、父学歴と父職業を用いた「伝統的な」教育達成モデルと父所得モデル（父所得 A および父所得 D）の比較を通じて、父所得を用いた分析の意義を考えてみたい。

#### 3.1 標準化係数の変化

父所得と教育達成との間の関連を実際にみていくことにしよう。この分析では、プールされた SSM データの出生年ごとに分析を行い、それを前後 2 年の幅を持った 5 時点の移動平均として提示する。これによって、推計父所得と教育達成との関係についての全体的な流れを把握することが可能になる。

まず 1 歳刻みで本人の教育達成年数を推計父所得 A に回帰させた標準化係数の移動平均を求めた<sup>13</sup>。図 1 はこれを折れ線グラフにした結果である<sup>14</sup>。この図をみると、男性の場合には

---

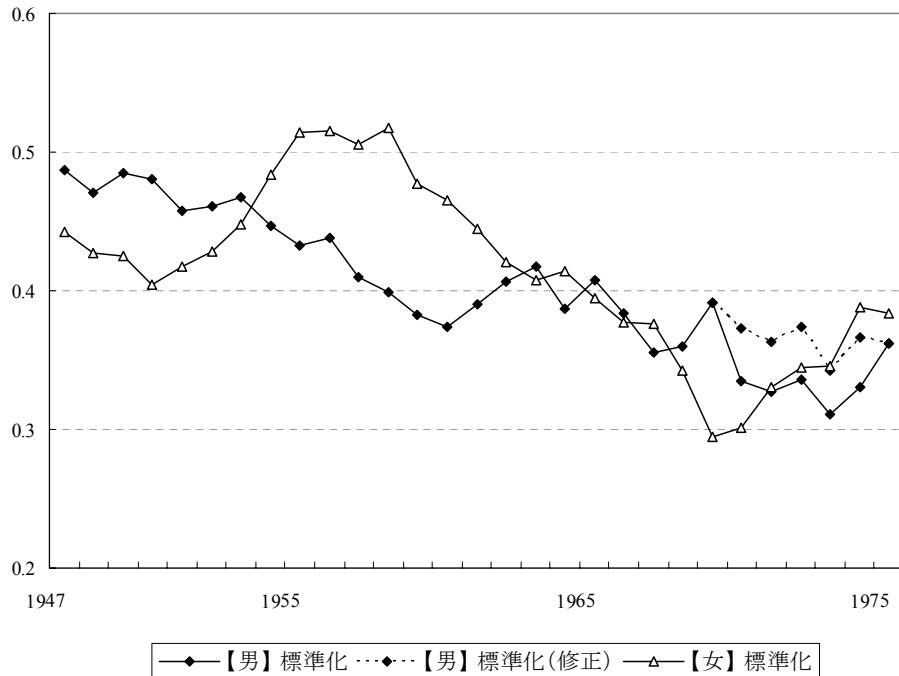
からさらに 4 割程度サンプルが減少する。

<sup>12</sup>今回推計した所得は 1965 年以降 1995 年までの疑似父の所得状態を反映するものとなっている。所得関数は父年齢を本人 15 歳時基準に求めているため、厳格にデータを扱うなら 1950 年～1980 年に生まれたコーホートのみを分析の対象とすることになる。ここではこの 4 時点間の傾向がその前後に關しても継続していることを前提として、若干分析するコーホートの幅を拡大している。

<sup>13</sup> 単回帰分析なので標準化係数は相関係数と等しくなる。

<sup>14</sup> 図のもとになったデータは文末の付表に示した。この分析では 1985 年生まれまで（移動平均をとれるのでは 1983 年まで）分析可能であるが、1976 年以降のサンプルは 2005 年調査のみとなり、各出生年ごとに係数を求めるにはサンプル数が少なすぎるため、移動平均を求めるのは 1975 年までにとどめた。

図1. 父所得Aと教育達成の関連（標準化係数）



40年代後半生まれのコホート（団塊の世代）から1960年生まれにかけて数値が0.5弱から徐々に0.1程度低下し、その後やや増加する。1965年以降は、変動を繰り返しながら低下していく、70年代生まれのコホートでは0.3～0.35のあたりを推移するようになる。男性の場合は、1972年コホートにおいて父所得との関係がその前後のコホートと比較して著しく弱いため、このコホートを除いた4時点の平均を計算して破線で示している。こちらでみると、1960年代後半の生まれから.35をやや上回るあたりをかなり安定的に推移していることがわかる。

近藤（2001）は、学生生活調査を用いて所得階層別に推計した男子の大学在学率の格差が、70年代中頃から80年代末にかけて（出生コホートでいと50年代中頃から60年代末あたりにかけて）縮小していくことを示した。教育年数は在学率（進学率）と比較してより包括的な指標であるが、それでみても50年代中頃からの格差縮小に対応した動き（標準化係数の減少）が、60年代中頃でのゆるやかな反転はみられるとはいえ、認められる。

女性に目を転じよう。女性の特徴としてまず指摘できるのは、男性と比較してコホート間の変動が大きいことである。標準化係数は、50年代中頃から60年代頃の生まれでそれ以前と比較して約0.1ポイント増加し、0.5以上の高い値を示す。その後1970年生まれにかけて10年ほどの間に一貫して減少を続け0.3を切るところまで低下する。しかしその後反転して増加傾向にあるといえるだろう。近藤（2001）によると、女子の四年制大学在学率は70年代

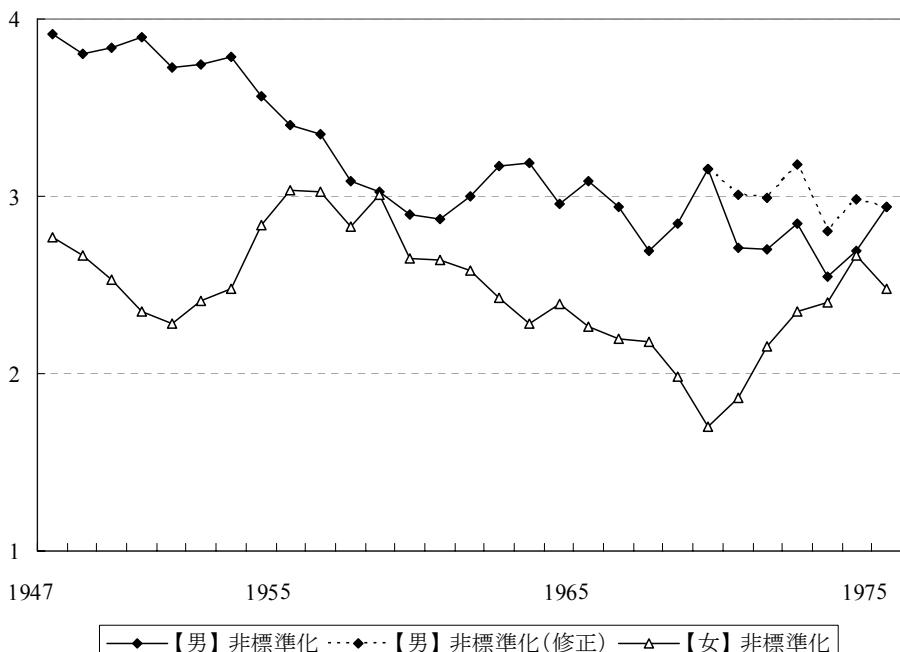
半ば（1955 年生まれ前後）に格差が拡大し、その後 90 年代に入ってから（1970 年以降の生まれ）再度拡大しあげたことが報告されているが、このデータでの女子の格差の拡大局面もそれにはほぼ対応していることがわかる。

以上の結果は、大学生に在学時点での家庭の状況を尋ねた調査（学生生活調査）と、成人を対象に在学経験や父の職業や学歴という回顧情報を尋ねた調査（SSM 調査）、というまったく性質の異なるデータから得られた結果が、ほぼ対応することを示している。ここで用いた父所得は推計値という性質を持つが、こうした推計値との関係も趨勢把握というマクロな視点で用いるならば、十分意義あることを示しているといえるだろう。

### 3.2 非標準化係数の変化

非標準化係数の動きは、増減の時期に関しては男女とも標準化係数と同じ傾向を示している。男性では、増減のパターンだけでなく、係数値の大きさも含めた変化も非標準化係数を用いてもほぼ同じとみることができる。ところが女性では非標準化係数の変化でみた場合、形状が異なる。標準化係数では、女性は 55 年から 60 年生まれのあたりで 0.5 以上と男女を通じて最も大きな値を示していたのに対して、非標準化係数みると、このコホートでも男性と同等もしくは小さい。この結果は、女性の高等教育進学率が低かったこと、さらに高等教育でも短期大学への進学が多かったため、教育年数の分散が男性と比較して小さいことに

図2. 父所得 A と教育達成の関連（非標準化係数）



よって生じたものである。

非標準化係数は、所得（自然対数）が 1 増加したときに増加する教育年数分であるから、実額に直して考えると父所得が  $e^1$  倍（約 2.7 倍）になると女性で 2 年弱から 3 年、また男性では 3 年弱から 4 年弱の伸びがあることがわかる。男性の場合、標準化係数と同じく非標準化係数も 1960 年コーホートにかけて低下し、その後は横ばいで維持される傾向にある。これに対して女性の場合は 1970 年頃の反転で、1955 年前後のコーホートと同じく 3 近くまで 1975 年頃には回復する。この結果、最後のコーホートあたりでは男性と同じ程度の値を示している。90 年代には女性の四年制大学への進学が急増するが、それにあわせて男女の経済的な進学格差も似た傾向を示すようになってきたのである。

女性の場合、特に興味深いのは、標準化係数でみても非標準化係数でみても、係数の増大局面、換言すれば進学機会の経済的格差の拡大局面が、いずれも進学率の上昇時期に対応していることである。1950 年代中頃から 1960 年頃生まれが進学する時期は、高度成長期が終わり高校進学率や高等教育進学率が男女とも第一のピークに達する時期にあたる。また 1970 年生まれから後は、女性の進学率が上昇を続ける中で短期大学から四年制大学への本格的なシフトが生じた時期である。このことは、家庭の経済的な状況による女性の教育機会格差の拡大は全体的な機会拡大と密接に関連していたことを示唆している<sup>15</sup>。この点に関しては、男性も含めて別の回帰モデルで再度検討してみることにしよう。

### 3.3 コーホート間変化の検討

先にみた変化を回帰モデルの中で検討する。ここではまず 1 年刻みのコーホートを男女とも 5 年刻みのコーホートにまとめたうえで、最も父所得の回帰係数が大きくなるコーホートを基準に回帰モデルを組み立てることにした。基準コーホートをもとに、父所得、他の 5 年コーホートのダミー変数、最後に各コーホート・ダミーと父所得の交互作用項を加えた回帰式で教育年数を予測するモデルを作成するのである。このモデルでは、教育拡大による変化をコーホート・ダミーでコントロールしたうえで、基準コーホートの父所得と比較して各コーホートの父所得効果の増減（ここでは減少）が有意かどうかを確認できる。

表 5 にはこのモデルで分析した男性の結果が示されている。1951-55 年コーホートを基準にした場合、どのコーホートでも父所得との交互作用は負の値を示している。特に 1956-60 年コーホートでは 5% 水準で、1971-75 年コーホートでは 1% 水準で、また 1966-70 年コーホートでも 10% 水準に基準をゆるめると有意な負の効果が認められる。この結果は、男性の教育機会の経済的な格差が、振り戻しあるとはいえ、高度経済成長期にさしかかる頃に生ま

<sup>15</sup> 鹿又（2006）は、こうした見方に対して懐疑的な分析結果を提示している。この批判の対象となった分析モデル（尾嶋 2002）と今回のものは、モデル自体や変数の扱い方などが異なる。今後、理論的・分析的に検討を加えていくべき問題である。

表 5. コーホート間の変化（男性）

	非標準化係数	標準誤差	有意確率
(定数)	12.150	0.093	0.000
父所得	3.850	0.238	0.000
1946-50	-0.401	0.121	0.001
1951-55	---	---	---
1956-60	0.426	0.165	0.010
1961-65	0.454	0.178	0.011
1966-70	0.284	0.231	0.220
1971-75	0.345	0.255	0.176
1946-50 * 父所得	-0.241	0.314	0.443
1951-55 * 父所得	---	---	---
1956-60 * 父所得	-0.833	0.386	0.031
1961-65 * 父所得	-0.633	0.402	0.115
1966-70 * 父所得	-0.827	0.482	0.087
1971-75 * 父所得	-1.331	0.505	0.008

1946 年～1975 年生まれの男性 N=3720

 $R^2=.221$ 

れた世代（昭和 30 年代生まれ）から平等化したことを見ている。

一方、女性ではどのような傾向がみられるのだろうか。表 6 には 1956-60 年コーホートを基準とした同じ回帰モデルの分析結果が示してある。コーホートと父所得の交互作用に注目してみると、1966-70 年コーホートで回帰係数が-1.000 と最も小さく、1% 水準で有意になっている。次いで 1961-65 年コーホートでも-.764（5% 水準で有意）、さらに 1951-55 年コーホ

表 6. コーホート間の変化（女性）

	非標準化係数	標準誤差	有意確率
(定数)	11.939	0.101	0.000
父所得	2.970	0.224	0.000
1946-50	-0.668	0.128	0.000
1951-55	-0.175	0.131	0.183
1956-60	---	---	---
1961-65	0.237	0.153	0.122
1966-70	0.267	0.181	0.139
1971-75	0.213	0.183	0.243
1946-50 * 父所得	-0.329	0.296	0.266
1951-55 * 父所得	-0.537	0.304	0.077
1956-60 * 父所得	---	---	---
1961-65 * 父所得	-0.764	0.321	0.017
1966-70 * 父所得	-1.000	0.378	0.008
1971-75 * 父所得	-0.463	0.371	0.212

1946 年～1975 年生まれの女性 N=3194

 $R^2=.235$

ートでも-.537 となって 10% 水準でみると有意な効果となっている。このように女性の場合、1956-60 年コーホートはその前後のコーホートと比較して教育達成と父所得との関係が強く表れたことが、統計的にも確認できることになる。そしてこのコーホートは高等教育進学率が最初のピークに到達し、また高校進学率もピークにさしかかりつつある時期にあたる。経済的に豊かな層が、新たに生まれた進学機会をこの時期に先取した結果とみることができる。

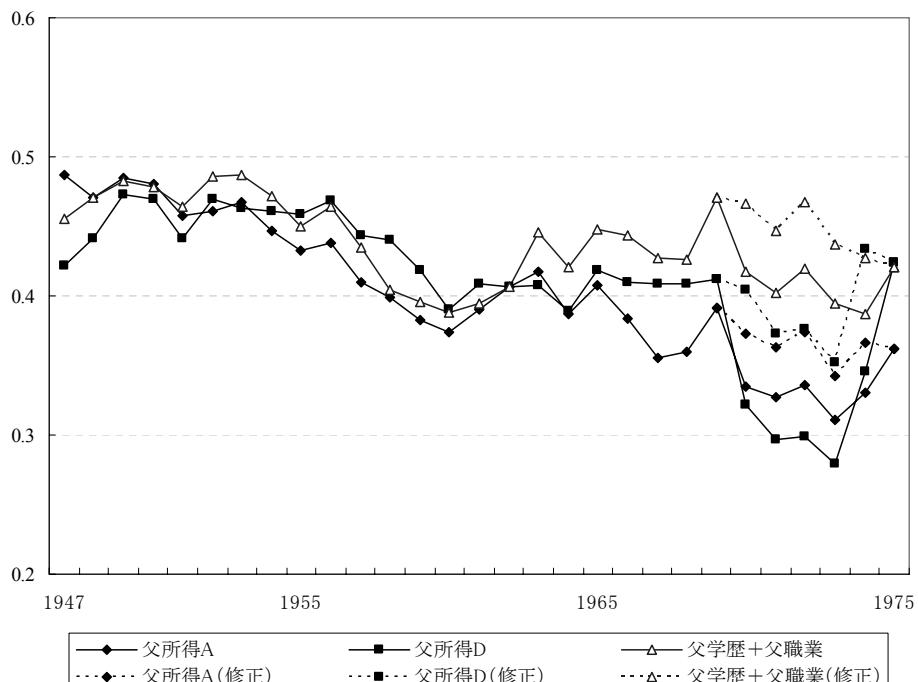
### 3.4 「伝統的」教育達成モデルとの比較

父所得の推定には、父親の学歴と職業を用いている。このため父所得と教育達成の関連は、単に父学歴と父職業の代理変数としての関連を表しているに過ぎないと見方もできる。最後にこの点を、教育達成の伝統的なモデルとの関係から確認しておこう。

次の図 3 は男性について、また図 4 は女性について、父所得 A に加えて父所得 D の標準化係数の変化を移動平均（前後 2 時点を含む 5 時点の平均）で示している。またここには教育年数を父学歴（教育年数）と父職業（75 年 SSM 威信スコア）に回帰させた「伝統的な」教育達成モデルの重相関係数の変化も同じく移動平均を用いて示している。

男性の結果をみると、1965 年生まれ以前は「伝統的モデル」との係数の違いは 0.05 未満

図3.教育達成モデルとの比較（男性）

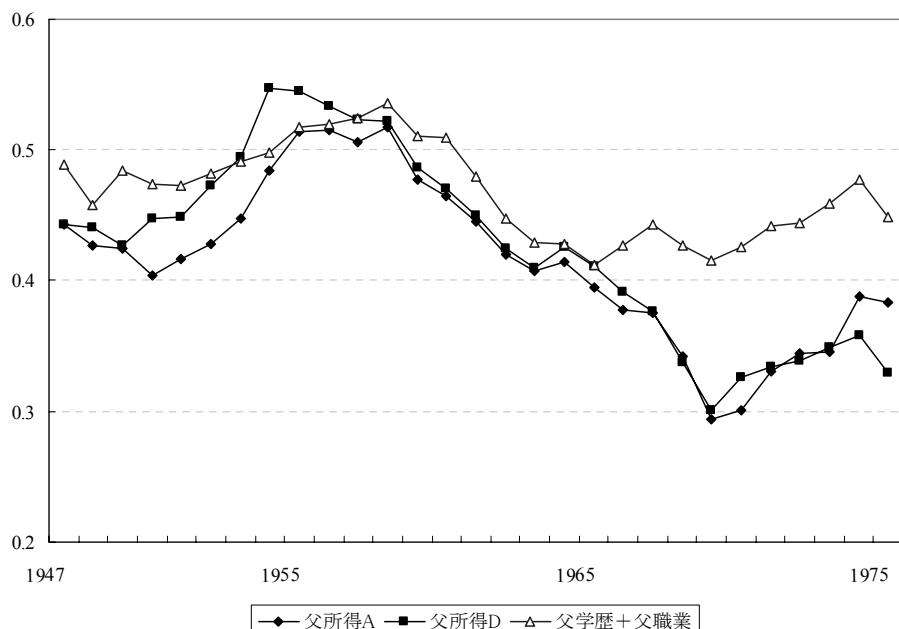


と小さく、1965年以降の生まれで、父所得と伝統的モデルの間に違いがみられるようになる。男性の1972年生まれが「異常値」になっているため、この時点を含む部分には注意が必要である<sup>16</sup>。そのため、1972年のデータを除いて修正した値も破線で示したが、こうした修正を施した結果、差は小さくなるとはいものの、1965年以降の生まれで伝統的モデルとの違いが大きくなることには変わりがない。男性の「伝統的モデル」と父所得モデルとの違いをみると、「伝統的モデル」では50年代後半生まれで若干数値が減少し一時的には0.4を切り、格差縮小をみせるが、その後やや拡大し0.4余りを推移する。それに対して、父所得との関係は、修正した数値をみても、その後維持ないし若干の低下傾向にある。このため両者の開きが生じたのである。

一方女性は男性以上に1965年生まれ以降での乖離が大きく、1970年以降になると両者の差が0.1程度にもなっている。さらに興味深いのは、女性の場合の父所得と教育年数間の関係が、伝統的な教育達成モデルと比較して、大きく変動している点である。男性の場合、1965年以降「伝統的モデル」との差が開いていくとはいえ、この30年間の変動幅に（特に修正値でみると）著しい違いはみられない。

ところが女性の場合には、「伝統的モデル」より小さい値からスタートし、50年代後半生まれではそれに近接ないしは越える値を示した後、60年代半ば生まれまでは並行して減少す

図4.教育達成モデルとの比較（女性）



<sup>16</sup>1972年生まれの父所得Aの標準化係数と「伝統的モデル」の重相関係数は0.2前後であるが、父所得Dの標準化係数はほぼ0になっている。このため修正を施さない場合には父所得Dとの差が特に大きくなる。

る。その後「伝統的モデル」の係数減少が止まった後にも父所得モデルでは係数の減少が続けた結果、両者の差は拡大する。変動幅でみると、「伝統的モデル」が 0.1 程度であるのに対して父所得モデルは 0.2 以上の変動幅を持っている。そして団塊世代後や第 2 次ベビーブーム後の教育拡大局面での反転現象を、この推計父所得は、父学歴や父職業からなる「伝統的モデル」より敏感に捉えていることがわかる。教育拡大期に、特に女性の場合経済的な要因が進学行動に影響を強めるという傾向をクリアに描いているともいえる。

推計された父所得は、父職業や父学歴を用いて予測されたものであるため、この 2 変数と重複した部分も持っている。しかし、それと同時に明らかに異なる側面も捉えているとみることができる。その意味で、推計された父所得は父職業・父学歴とは異なる性質を持った階層変数なのである。

#### 4. 結論

本稿では、教育機会分析への新しいアプローチとして、IV 法を用いて推計した父所得と教育年数との関連から、父所得という出身階層の経済的な側面が教育機会に及ぼす影響を分析してきた。その結果、この指標によって、父学歴や父職業を用いた場合とは異なる不平等を捉えていることが明らかになった。

女性についてみると、機会の全体的な拡大期に不平等が拡大するという傾向を伝統的なモデル以上に敏感に捉えていた。このことは、家庭の経済状況に進学が左右されるような層の進学機会の分析に、このモデルは特に有効であることを示唆している。社会が豊かになるとともに経済的な面で進学機会が左右されるという面は、このデータをみると全体的には弱まっている。しかし、進学率が上昇する中でも 70 年代に入ってみられたように女性では格差が拡大する傾向もみられるのである。こうした意味で、経済的な要因は次第に背景に後退していくだけではなく、再度前面に現れてくることもありうる。家庭の経済的な要因だけで進学／非進学が決定されるわけではないが、日本のように中等教育や高等教育に少なからぬ支出が伴う限り、経済的な側面での進学機会の評価は避けて通れない問題である。

【付表】

図1～図4の移動平均データ

	父所得 A (標準化係数)		父所得 D (標準化係数)		父学歴+父職業 (重相関係数)		父所得 A (非標準化係数)	
	【男性】	【女性】	【男性】	【女性】	【男性】	【女性】	【男性】	【女性】
1947	0.487	0.443	0.422	0.443	0.456	0.488	3.915	2.770
48	0.471	0.427	0.442	0.441	0.471	0.458	3.804	2.666
49	0.485	0.425	0.473	0.427	0.482	0.485	3.834	2.533
1950	0.480	0.405	0.470	0.448	0.478	0.474	3.893	2.351
51	0.457	0.417	0.441	0.449	0.464	0.472	3.724	2.282
42	0.461	0.429	0.469	0.473	0.486	0.482	3.741	2.410
53	0.468	0.448	0.463	0.495	0.487	0.491	3.785	2.475
54	0.447	0.484	0.461	0.548	0.472	0.498	3.567	2.839
1955	0.433	0.515	0.459	0.545	0.450	0.517	3.401	3.035
56	0.438	0.515	0.468	0.533	0.464	0.520	3.353	3.027
57	0.409	0.506	0.444	0.524	0.435	0.525	3.085	2.825
58	0.399	0.517	0.440	0.523	0.405	0.536	3.022	3.008
59	0.382	0.477	0.418	0.487	0.396	0.511	2.900	2.646
1960	0.373	0.465	0.391	0.470	0.388	0.509	2.869	2.645
61	0.390	0.445	0.408	0.450	0.395	0.480	2.996	2.577
62	0.407	0.420	0.406	0.425	0.407	0.448	3.175	2.427
63	0.418	0.408	0.407	0.410	0.446	0.429	3.190	2.280
64	0.387	0.414	0.389	0.426	0.421	0.428	2.956	2.391
1965	0.408	0.394	0.419	0.410	0.448	0.412	3.090	2.265
66	0.383	0.378	0.410	0.392	0.444	0.427	2.941	2.195
67	0.355	0.376	0.409	0.377	0.427	0.443	2.692	2.177
68	0.360	0.342	0.409	0.337	0.426	0.427	2.844	1.979
69	0.391	0.294	0.412	0.301	0.471	0.415	3.151	1.701
1970	0.335	0.301	0.322	0.326	0.418	0.426	2.712	1.862
71	0.327	0.331	0.296	0.335	0.402	0.442	2.698	2.151
72	0.336	0.345	0.299	0.339	0.419	0.444	2.848	2.354
73	0.311	0.345	0.280	0.349	0.395	0.459	2.550	2.403
74	0.330	0.388	0.345	0.358	0.387	0.478	2.693	2.667
1975	0.362	0.384	0.424	0.330	0.421	0.449	2.937	2.480
男性修正値								
1970	0.372	----	0.405	----	0.466	----	3.008	----
71	0.363	----	0.373	----	0.447	----	2.991	----
72	0.374	----	0.376	----	0.468	----	3.177	----
73	0.342	----	0.352	----	0.437	----	2.806	----
74	0.366	----	0.434	----	0.427	----	2.984	----

## 【文献】

- 荒牧草平 2000, 「教育機会の格差は縮小したか－教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『現代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 :15-35
- Bjorklund, A. and M.Jantti 1997. "Intergenerational Income Mobility in Sweden compared to United States", *American Economic Review* 87(5):1009-1018
- Card, D. 1999. "The Causal Effect of Education on Earnings", Pp.1801-1863 in *Handbook of Labor Economics* Vol.3 edited by O. Ashenfelter and David Card: North-Holland Elsevier.
- Corak, M. G. Lipps and J.Zhao 2004. "Family Income and Participation in Post-Secondary Education", *IZA Discussion Paper No.977*
- 藤田英典 1979, 「社会的地位形成過程における教育の役割」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 329-361.
- 今田高俊 1979, 「社会的不平等と機会構造の趨勢分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 88-132.
- 鹿又伸夫 2006, 「計量社会学における多重比較の同時分析 ロジットモデルによる教育達成分析」理論と方法 39:33-48.
- 小林雅之 2007, 「高等教育機会の格差と是正政策」教育社会学研究 80:101-126.
- 近藤博之 2001, 「高度成長期以降の大学教育機会－家庭の経済状態からみた趨勢－」大阪大学教育学年報 6:1-11.
- 近藤博之 2005, 「親の所得と大学教育機会－関連の強さと変化に関する検証－」大阪大学教育学年報 10:
- Lefranc, A. and A.Tranney 2005. "Intergenerational Earning Mobility in France: Is France More Mobile than the US?" *Annales d'Economie et Statistique* 78 :57-78.
- 直井 優 1979, 「職業的地位尺度の構成」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 434-472.
- OECD 2007, *Education at a Glance: OECD Indicators*, OECD.
- 尾嶋史章 1990, 「教育機会の趨勢分析」菊池城司編『現代日本の階層構造③ 教育と社会移動』東京大学出版会 :25-55
- 尾嶋史章 2002, 「社会階層と進路形成の変容－90年代の変化を考える」教育社会学研究 70: 125-141
- 尾嶋史章・Alan S. Miller 1994, 「ライフスタイルの分化と社会階層－1975年SSM調査の再分析」大阪経大論集 43(4):119-139.
- 佐藤嘉倫・吉田崇 2007, 「貧困の世代間連鎖の実証研究－所得移動の観点から」日本労働研究雑誌 第563号 :75-83
- 矢野眞和・島一則 2000, 「学歴社会の未来像－所得からみた教育と職業」近藤博之編『現代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 :105-126

**Fathers' Income and Educational Attainment:  
An Analysis on Trends in Educational Opportunity with the Predicted Fathers' Income**

Fumiaki OJIMA  
Doshisha University

The occupation and education level of fathers has been shown to be a key factor in research examining the influence of family background in educational attainment.

Because of the difficulty of ascertaining the income of the father from respondents' childhood memories, the effects of fathers' income on educational attainment have been under-researched.

In this paper, I attempt to predict these fathers' past incomes by employing a two-sample instrumental variable method used in recent comparative economic research studies of intergenerational income mobility, and analyze the relationship between this income and the child's educational attainment level.

The results show that male respondents' educational opportunities equalized through the 1946 to 1960 birth cohorts, and have since maintained approximately the same level. In contrast, education opportunities for female respondents become unequal in the cohort of the latter half of the 1950's, and equalize rapidly over the following decade. From 1970 onwards, however, the female cohorts become unequal once again. This trend is different from the "traditional" educational attainment model that uses father's education and occupation as a basis for analysis. It suggests that the fathers' income model can highlight the importance of economic dimensions of social stratification on educational opportunity.

Key words and phrases: educational opportunity, educational income, fathers' income

# 戦後高校教育の拡大と高校間格差構造の変容

## －進学高校の選択と出身階層の関係－

中澤 渉

(東京大学)

### 【要旨】

本章の目的は、戦後急速に拡大の進んだ高等学校について、特に出身階層と進学高校の学科やランクの関係に着目し、両者の関係に変化があったかを確かめることにある。一般的に、高校教育の拡大は、中等教育を受ける機会をより多く提供することにつながり、量的な平等が進んだと理解されている。しかし、実際には入学難易度や高等教育への進学率に基づく、高校間格差や学科間格差が形成されていったことも、よく知られている事実である。そのような格差は事实上トラッキングを形成し、進学先や就職先を限定するようになった。したがって、進学先高校の質的差異に着目し、出身階層との関係を確かめること、また教育拡大に伴い、両者の関係が強まっているのか、弱まっているのかを確認することが重要な課題となる。そこで、関係性の変化を正確に把握するため、プールしたサンプルに、コーホートを示すダミー変数を投入し、その交互作用項を投入するロジット・モデルを推定した。その結果、①高校教育そのものの機会は量的に拡大したが、依然高校への進学の有無に対し出身階層の影響が解消したとはいはず、一部を除きコーホート間での影響力の大きさに変動はない。②普通科には、中3時成績のよい生徒が進学する傾向がある。この影響はコーホート間で違いはない。③男性については、文化資本の代理指標の効果がコーホート間で変化しており、工業科と普通科の間でそれが確認できるが、女性では、コーホート間の交互作用項は有意ではない。④職業学科と普通科の選択に階層変数は影響力を持つが、内実は一様ではない。⑤普通科進学者では、最年長のコーホートと若いコーホートの間で、進学した高校のランクに及ぼす成績の効果に違いがある、といったことが明らかになった。

キーワード：トラッキング、高校教育の拡大、普通科と職業学科

### 1. はじめに

本章は、戦後、教育の民主化に伴い急速に発展した新制高等学校への進学行動に着目し、高校教育の拡大とそれに伴う進学コースの選択行動の関係について検討することを目的とする。発足時には半分に満たなかった高校進学率は1974年に90%を超えるようになり、準義務化といつていいほど普及することになったが、そのことによって、出身階層に関わらず自由な学科の選択が可能になったのか、を確認することがここでの課題である。あるいは、高校間格差や学科間進学格差の顕在化により、進学する高校と階層の関係が強化されたのではないか、という逆の問い合わせができる。

現実には、90%以上の卒業者が進学する高等学校が、事実上どこも同じようなものである、

ということは考えにくいし、実際、学校間に主として学力的な差があることは多くの人が知っている。高校進学時、いわゆる偏差値に基づく進路振り分けがなされ、学力（ただしここでは主としてペーパーテストの点を指すに過ぎない）に基づくハイアラーキー（学校間格差）が明確になってきたことも、よく知られているところである。人々の高等教育進学熱が高まるほど、進学を望む生徒や保護者は進学実績のよい高校を選ぼうとする。その中で、カリキュラム的に進学に不利とされた職業学科の入学難易度は低下した。1970年代後半から80年代にかけて、教育社会学においてそういった学校間格差に着目した学校文化研究や進学アスピレーション研究が盛んになり、トラッキングという概念が紹介された（藤田 1980；岩木・耳塚編 1983）りしたのは、この当時激化した受験競争とあわせて学校内外での逸脱行動に注目が集まつたのと同様、偶然のことではない。まさにこれらのトピックは、事実上の「高校全入」状態になったことで噴出した問題と深く関係している。

高校間の学力格差が先鋭化したこと、高卒後の進路選択も、所属する高校によって大きく左右されることになった。ところが、様々なデータの制約もあって、教育と出身階層、到達階層の関係を見る際には、教育については大雑把な教育段階（中卒、高卒、大卒といった差異、あるいは教育年数）が用いられるのが一般的であった。ここで利用されているのは、教育を受けた絶対的な量を示す変数であり、同一段階における質的な差異は考慮されていない。しかし同じ高卒であれ、「どこの高校（の学科）を出たか」が、その後実質的に異なる進路選択を導いていることは、経験的に多くの人が知っている。また、よく耳にするのは「昔は工業高校や商業高校も、進学校と同様、入るのが難しかった」というような言説で、相対的に高校進学率が低かった時期は、職業系学科の高校も社会的に一定の高い評価を受けていたのも事実である<sup>1</sup>。つまり高校の評価自体が、高校教育の拡大に伴い変容し、それに伴って進学学科や進学した高校ランクと出身階層の関係も変化した可能性がある。

新制高校発足当時、いわゆる高校三原則が叫ばれた。この三原則のうち「総合制」については解釈が分かれ、一般的には「普通科と職業科の区別をなくす」と解釈されることが多かった。しかし当時の文部省は、不足気味な実業系学科の枠を広げ僻地でも実業教育を受ける機会を得られるようにするという「多学科併置」という程度の意味で、「総合制」のタームを用いていたとされる（佐々木 1976：106-118）。しかし日本の高度成長に伴う産業構造の変化や進学志向の強まりから、徐々に職業科の存在と、普通科・職業科の「学科間格差」が問

<sup>1</sup>ここでは「評価を受けていた」と過去形で記したが、実際のところ、職業学科の評価は地域（都道府県）により大きく異なっており、特に地方では現在でも高い評価を得ている高校が存在する。本来なら、そういった地域差を考慮に入れるべきであろう。しかしSSMのサンプルサイズで、広い年代の回答者が集められているデータで、そこまで精度の高い分析を行うことはやや無理がある。ここで職業学科は、そのコースに即した職業への就職を促進するものとして、その職業に即した学科名がつけられているものとして捉えられており、相対的には進学志向の強い、あるいはそこまでなくとも明確な職業志向を持たないとされる普通科とを区別して、分析を行うこととする。

題にされるようになる。そこでは、学科間の格差は問題にされても、ある学科に特定の階層が水路付けられて進学しているというような出身階層との問題は注目されにくかったのである（苅谷 1998）。そこで本章では、高校教育の拡大に伴い、①高校進学の有無、②進学先の学科、③普通科進学先の高校ランク、の3つの従属変数に着目し、それぞれについてコート間で出身階層変数の効果が異なるかを検討する。

## 2. 先行研究の検討

### 2.1 トラッキング研究から

既に述べたように、日本の教育社会学でトラッキングという概念が用いられる際、最もよく言及されてきたものの1つは、藤田（1980）による「たとえば複線型学校システムのように法制的に生徒の進路を限定するということはないにしても、実質的にはどのコース（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を指す」という定義である。藤田は注意深く、Rosenbaum を引用しつつトラッキングの内容を分類して言及しているが、結果的にトラッキングは日本の高校における高校間格差や学科間格差と解釈されることが多くなった。ただし、アメリカで使用されているトラッキングの内容は、日本の学校間格差のイメージとは大きく異なっている。それは Gamoran（1992）の、学校内（教育達成）格差と学校間（教育達成）格差がトラッキングの構造とどう関連しているか、という問題設定にみられるように、同一学校内で、学習状況に応じていくつかのトラックがあるというのが一般的であり、しかもトラックの区別が科目によって異なるなど、内容も多様である（Lucas 1999； Lucas & Berends 2002 も参照）。日本の実情からは、Gamoran のいうような学校ごとのトラック構造が教育達成や成績にどう影響するか、というような問題設定は立てにくい。というのも、日本ではむしろ学校間の教育達成の差のみが明確であり、仮に学校内で科目の選択が可能であっても、せいぜい大学進学を前提にした文系・理系の違いのようなものであるし、学校内で複数のコースや学科が設置されていても、一旦入学したらその学科・コース間を移ることは基本的にはないからである。

もっともトラッキング概念の重要な部分は、そのような日米の形態の違いにあるのではない。要は割り当てられたトラック内で社会化が行われ、本人の実際の業績（成績）とは独立に、そのトラックにいるという事が将来の進路選択に影響を与える、というのがこの概念がもつ重要な意味である。高校3年間のトラックが固定的な日本では、トラッキングの社会化効果が特に強いと予想できる。実際、Gamoran（1992）も、トラック間の移動が少ない学校での、トラック間学業成績格差は大きいことを確認している。つまり、所属トラック自体が将来の進路決定に影響を与えていくだろうことは想像できる。形態は若干異なれども、ここでいうトラッキングは習熟度学級（学校）編成に近い。Oakes（1985）はトラッキングを肯

定する4つの通説を次のようにまとめた。①同じレベルの成績の生徒を集めて学習させたほうが、成績が伸びる。なぜなら混合クラスにいると、できる生徒はできない生徒に遠慮してしまい、できない生徒の欠点も見えにくくなってしまうからである。②できない生徒は、できる生徒がいないほうが、のびのびと自己肯定的な態度を取れる。③トラックの配分は、成績や能力に応じて公平中立に行われている。④能力別に編成した学級のほうが、教師にとっては教えやすい。Oakesによれば、以上の4つのうち、④については否定できない面があるものの、①から③は反証されているという(Oakes 1985: 6-14)。もっともトラッキングの学業達成に対する効果の評価はそれほど固まっているわけではない(Gamoran & Mare 1989)が、学校間格差と教育アスピレーションの関係を探った日本の研究(竹内 1995など)での知見と比較すると、Oakesの指摘はかなりの程度妥当なように見える。

ところで、日本の高校間格差をトラッキング概念に置き換えることが可能だとして、ここで問題とされてきたのは、高校間の格差とそれに基づく差別意識といったものが中心で、どういう出身の人々が特定の学科や学校に進むか、というものではなかった(苅谷 1995; 1998)。しかし出身階層が教育達成に影響を与えていた事実はよく知られていることである。また上記のように、進学したコースは卒業後の進路選択に影響を及ぼす。だとすれば、そのコースに進学する生徒はどのような社会的背景をもっているのかと問い合わせることが重要な課題になるだろう。というのも、最終的な教育達成が出身階層による影響を受けているとしても、それが一体どここの教育段階からなのか、ということが明らかにされなければならない。中学卒業時点での進路選択は義務教育の終了でもあり、多くの人にとって初めての自身の進路選択経験もある。高校選択は中学校時点での成績に基づいて行われることになるだろう。そのとき、職業学科の低学力ばかりが注目を集めた。しかし問題は、学業成績が学科選択を規定しているということだけなのではない。職業学科は卒業後の職業と結びついているだけに、学科選択と出身階層とが関連している可能性は高い。さらに職業学科の高等教育進学率は低く、実質的にはより上の段階の進学行動を制約する原因是、高校入試段階でどの学科を選択しているかに求められるかもしれない。では、そのような観点からの分析の蓄積は、どれくらいあるのだろうか。次節で検討したい。

## 2.2 出身階層と進学学科の関係

全国サンプルで、高校進学学科の変数まで含まれている調査は、決して多くない。SSMデータの特長は、職歴と同様、教育歴に関する変数が豊富で詳しいことがある。その変数を用い、出身階層と進学学科の関係を確かめたものは、1985年SSMのデータを利用した中西・中村・大内(1997)のほか、95年データによるものでは稻田(1997)、苅谷(1998)がある。いずれの研究でも、出身階層(父職)と進学学科の関係が存在することが明らかにされているが、主としてこれまでのSSMデータの性質にも起因するいくつかの課題が残されている。

まずこれまでのSSMデータは、相対的にサンプルサイズが小さい。例えば男女別に分析を行えばそれだけで分析対象数は半減し、さらにコーホート間比較を行おうとすれば（その区切り方によっては）分析できる対象数は減少する。そして時代区分が（サンプルサイズの確保のため）ある程度大雑把にならざるを得ず、高度成長期の教育拡大との関連、時代の変遷を厳密に追うのは困難であった。学科についても、普通科・職業科、あるいはせいぜいサンプルサイズを多く確保できる普通科を進学率に基づいていくつかに分類するし、クロス表によって関係を見出すという分析を行うのが精一杯だったといえる。稻田（1997）では職業科を、工業科、商業科という分類まで踏み込んで分析を行っているが、この論文での分析対象は男性のみである。中西らの研究も対象は男性サンプルに限られており、苅谷（1998）の分析は男女一緒だと思われるが、その区別は書かれていない。苅谷の分析では、職業科はひとくくりのカテゴリーになっているので分析結果に大きな影響はないと思われるが、職業科の進学先は世間に流通する性別分業観の職業イメージに一致するので、学科によっては極端な男女間の偏りが存在する。したがって学科の内実を見る場合には、男女それぞれについて検討がなされるべきである。また時代による進路選択に及ぼす効果の違いも、主としてクロス表の数値を、異なるコーホート間で視認して比較しているという場合がほとんどで、関係が本当に以前より強まったのか、弱まったのかを検討するのだとしたら、そのような方法は必ずしも厳密であるとはいえない（鹿又 2006）。つまり、コーホート間で関係性を検討し、あるコーホートでは有意な関係があり、別のコーホートで有意な関係でなくなったとか、関係性を示す係数が大きくなったとか小さくななどといつても、あくまでそれはそれぞれのコーホートに属するサンプルの分布に基づき、そのコーホート内での変数間関係はどうであるかを示すだけであって、異なるコーホート間で（有意に）強まっているか、弱まっているかは、そのような方法では必ずしも正確に確認できないからである（Jaccard 2001）<sup>2</sup>。

アメリカにおいて職業系のトラックは、日本のように明確に高校の学科として分かれているわけではなく、普通高校の中にいくつかの職種にあったクラスとして設置されており、職業専門教育というよりは準備教育に近い（Oakes 1985: 150-171；Allmendinger 1989）。それはともかく、職業系のトラックに入ることで、退学の可能性が高まり、高等教育進学可能性は低下する（Ainsworth & Roscigno 2005）、職業系トラックに不当に有色人種が配分されているということはないが、内容をよく見ると、その職種と人種間に強い関連がある（Oakes 1985）といったネガティブな評価が下されることが多い。一方で、そのような評価は一面的であり、

<sup>2</sup> もっとも、コーホート別の分析と、全サンプルをプールしてコーホートのダミー変数を投入し、その交互作用項をとるという分析は、それぞれ異なる分析目的をもつていて理解すべきであろう。問題なのは、コーホート別の分析で、あるコーホートで有意な効果がなかったが、次のコーホートで有意な効果があった、というような場合に、その変数の「効果」が後者で「強まった」などと述べるのは正確ではない、ということである。異なるコーホートの比較は、あくまでそれぞれのサンプル内部における有意な関係の有無、という関係構造に着目したものであると考えるべきである。

職業教育にも相応の公的資金の注入を行うことで、退学率を低く抑えることができ、生徒の教育達成に有効な成果をもたらす (Arum 1998)、確かに職業系トラックからの管理・専門職への就職は困難で、高等教育への進学率は低くなるが、一方で失業のリスクを減少させるセイフティネットの機能をもつ (Arum & Shavit 1995 ; Shavit & Müller 2000)、失業期間を短くする (Ainsworth and Roscigno 2005)、という相対的に肯定的な評価を与えるものもある<sup>3</sup>。いわゆる再生産論の立場に立てば、職業学科は、特定の出身階層の人々を集め、高卒後は進学ではなく、多くは社会的に相対的には威信の低い職業へ誘導することが多いと見なされるから、実際には教育機会を狭めている、階層間の固定化を導くという批判の対象となりやすい。一方で、急速に拡大していった高校教育にあって、それまで中等教育に無縁だった層に、職業教育という手段を通して中等教育を受ける機会を拡大させてきた職業系高校の存在は、必ずしもネガティヴ一辺倒に評価できるものではない。日本では、少なくとも制度上、職業系高校を出ても上級学校への進学は全く平等に開かれていたし（もっとも、トラッキング研究では、そういった制度が担保されていながら、実際には進路選択に差があることを問題視しているのだが）、また高卒であっても工業系の高校を出ることで、普通科高校卒より専門・管理職への道が多く確保されていたという事実も存在するのである（稻田 1997）。

つまり、地域差の存在はあるにしても、全体としては、高校進学率が相対的に低い時代において、「高卒」という学歴のもつ意味は重かったため、特定領域への就職が有利な職業学科に優れた学生が多く集まっていた、ということは大いにありうることである。それが教育拡大に伴い、進学志向の強まりから普通科への人気が高まって、進学学科間の差異が徐々に拡大していったことが予想できる。その中で、より進学に有利なところに高階層出身者が、それ以外に低階層出身者が集まるようになったのかもしれない。以上のような先行研究をもとに、より具体的に本稿における分析仮説を提示することにしたい。

### 3. 仮説と使用するデータ・変数について

#### 3.1 進学行動を説明するモデル

現在高校への進学率は90%を超えており、高校進学率がせいぜい5割程度であった発足当時と比較すると、進学できない人は極めて例外的な存在となる。このような状態になると、進学行動を出身階層によって説明する影響力は減少する (Mare 1980)<sup>4</sup>。つまり、中学卒業

<sup>3</sup> ポスト中等教育についても、職業教育は個人の経済的地位達成に部分的にポジティブな結果を与えているとする結果も見られる (Lewis, Hearn and Zilbert 1993)。

<sup>4</sup> ロジスティック回帰モデルによるトランジション・モデルが優れているのは、進学する人としない人のオッズにより導かれた対数オッズ比は、周辺度数の変化、すなわち教育拡大の影響を受けないことがある。Mare (1981) は、通常の重回帰モデルでは、教育拡大そのものが社会経済変数による影響力を減退させてしまうことを示している。また、Mare はトランジション・モデルを検討する中で、あ

時に高校に進学するか否か、という選択は、当初階層変数によって大きく規定されていたが、高校進学率の上昇に伴いその影響が見えにくくなつた。このような教育拡大の過程では、相対的に上の階層の間でまず進学率が上昇し、それを相対的に低い階層が追うという展開を見せる。合理的選択理論に基づけば、親の教育歴が高いほど教育の価値を高く認め、子も進学行動をとる。一方、成長とともに親の子どもへの選択行動への影響力は弱まるともいえるし、また、もともと高い階層にいる人にとっては教育を受けるメリットは相対的に小さくなるともいえる。こういった矛盾する効果が相殺されることで、親の階層の効果はトランジションの段階に関わらず、大体一定になる。階層の影響力が減退するのは、高い階層のその学校段階への進学率がほぼ飽和状態になって以降、構造的に枠の拡大によって入学者を調整できなくなつたときに初めて起こる現象である (Raftery & Hout 1993)。これはMMI (Maximally Maintained Inequality) 仮説とよばれるが、MMI仮説に従えば、飽和状態に達した教育段階での階層の影響は大きく減退するが、しかしその影響力はより上の教育段階でのトランジションに持ち越されることになる<sup>5</sup>。このことは、吉川 (2006) が、日本の戦後の教育拡大に伴い、低段階での教育選択ではなく、今後は大学進学／非進学が重要なポイントとなるということを述べているのと、軌を一にする。

ただし、以上の図式は専ら進学率の絶対的な量に着目したものである。Lucas (2001) は、量的であれ、質的であれ、序列性が明確であれば、上位の階層はより上位と見なされる教育選択を行う、と述べる<sup>6</sup>。そういった質的な進路選択の違いを考慮して、Breen & Jonsson (2000) は多項トランジション・モデルを提唱する。というのも、Mareのようなモデルは、進学／非進学という二項選択が前提になっており、同一段階内部での選択についても（設定する基準カテゴリーにもよるが）階層変数の影響力を過大もしくは過小評価する危険性があるからである。この後に述べるが、確かに全体として日本の高校進学については、職業学科に対して普通科を選択する人の階層が相対的に高い傾向はある。しかし職業学科という一枚岩で捉えてしまうのはやや危険であり、学科や時代によって、階層変数の影響力は異なっているかもしれない。またBreen & Jonsson (2000) が強調するのは、高等教育進学の選択の際も、結局

---

るコーホートにおいて、より高い段階でのトランジションになるほど社会経済変数の影響力が低下することを示した。しかし荒牧 (2007) によれば、そのような階層変数の影響の遞減現象は、日本では一部にしか該当しない。

<sup>5</sup> 合理的選択の立場からは、相対的リスク回避 (Relative Risk Aversion) の枠組みを用いた Breen & Goldthorpe (1997) のモデル（図式）によつても、教育拡大の状況が説明できる。

<sup>6</sup> 彼によれば、学年の上昇に伴いどのトラックに所属するかの階層変数による効果は徐々に減ってゆく。これは単純に社会化に伴つて、本人の教育選択は本人独自の決定で行われるようになり、親の影響力が少なくなるということで説明できる。しかしトラックの移動は、同一の学校段階内部での移動に過ぎない。ここで今度は高校を卒業し、大学に進学するか否かの影響力を調べると、その影響力が大きくなる。つまり大学進学には新たな財が必要になり、ここで新たに教育選択の影響が顕在化するのだという。これを Effectively Maintained Inequality とよんだ (Lucas 2001)。つまり量的な格差は見えにくくなつても、同一段階内部での質的な格差は依然維持されているのである (Ayalon & Shavit 2004)。

中等教育段階に所属する学科・コースがその決定に大きな影響をもっているということであり、Mareのシンプルなトランジション・モデルでは、それが見過ごされてしまう。

以上を勘案すると、高校教育の拡大と、階層変数の関係について、どのような結果が想像できるだろうか。そこで階層変数の効果の変化を厳密に測定するために、時期区分を示すダミー変数を投入し、そのダミー変数と階層変数の交互作用項をとって、基準となる時期の効果に比して有意な変化が起こっているかを確認する同時分析を行う。本稿では、高校教育の拡大期において、①中学校から高校への進学／非進学のトランジション、②高校への進学学科の選択、③普通科に進学した場合の、進学高校ランク、の3点についての個人の規定要因について、コーホート間で違いがあるかを検討することとする。

### 3.2 使用するデータと分析モデル

本章では、「2005年社会階層と社会移動日本調査（2005年SSM日本調査）」のversion14.2のデータを使用する。世代間比較を行うために、出生年に基づき、1935～44、45～54、55～64、65～74、75～84年生まれの5つのコーホートに分割する。最初のコーホートは、新制高校の草創期に相当し、次のコーホートはいわゆる団塊世代を含み高校教育の急激な発展期に相当する。3番目のコーホートの時期において、高校進学率は飽和状態を達成する。65年～74年コーホートはいわゆる団塊ジュニアを含むが、大学進学率の上昇が抑制された時期であり、最後のコーホートになって少子化の段階に入り、大学進学率が徐々に上昇する。

分析モデルは基本的に、男女別に

$$\text{logit } (\pi) = \alpha + \sum_{t=1}^4 \beta_t D_t + \beta X$$

のモデルをもとに ( $D_t$  は 75～85年生まれを基準カテゴリーとしたときの、各コーホートを示すダミー変数。 $X$  は属性変数)、各属性変数と  $D_t$ との交互作用項をとる。その上で有意でない交互作用項を削除する。また、交互作用項を入れた主効果の変数は、その属性変数そのものの主効果を示すわけではなく、基準カテゴリーである 75～85年出生コーホートにおける当該属性の効果を示しているが、これが有意でない場合は、交互作用項の基準カテゴリーが明確ではない（つまり基準のコーホートで当該属性変数により有意な差があり、交互作用項も有意であれば、その基準カテゴリーの有意な効果に対して、有意な変化があったと見なせる。しかし基準コーホートにおける当該属性変数の効果が有意でない場合、もちろん概念的には有意な場合と同様に解釈できるにせよ、実際には基準コーホートの何の効果に対しての有意な変化なのか、ということを解釈するのが難しい）。したがってそのようなケースでも交互作用項を削除する。こういった作業を経て説明変数を残したモデルを検討する。

なお、職業学科への進学者についてであるが、進学者そのものの数が非常に少ない、男女の偏りが激しい、という理由から、男性については農業・水産に関する学科（以降では単に

「農業科」と記述)、工業に関する学科、商業に関する学科、女性については商業に関する学科、家政に関する学科に分析対象を限定した。

### 3.3 変数の処理

属性変数としては、SSMの調査票に含まれる15歳時点での家庭の状況を示す回顧情報を活用する。なお、サンプルサイズに比してコーホートを細かめに分けていること、特に進学学科の検討では、人数の少ない学科を従属変数にすることもあることから、あまりに人数の少ない職業・学歴のカテゴリー変数を作成し、それを独立変数として投入すると、不安定な結果をもたらす可能性がある。したがって、父・母の学歴は教育年数で代用し、父の職業は95年版の職業威信スコア<sup>7</sup>を投入する。また進学には経済的なコストが必要となるが、ブルデューラの研究に言及するまでもなく、文化資本も進学行動に重要な影響を与える可能性がある。SSMでは、15歳時点での生育環境に関する設問群への回答から、経済資本、文化資本それぞれの内容を間接的に示す指標が存在している。経済資本については、その代理指標として、15歳時点の暮らし向き変数を用いた(5段階で5が豊か、1が豊かでない、を示すように変換)。一方、文化資本については、15歳時点での本の冊数の変数を用い、用意された各カテゴリーの中央値を10冊単位に変換した値を投入した(例えば、(イ)11~25冊では、中央値は18冊なので、1.8と投入)。進学学科については、成績も大きな影響をもつとされるが、成績そのものの変数はないので、中3時の自己評価の成績を5段階でとっている変数を採用した(5が上位を示す)。なお、本の冊数、暮らし向き、成績については、「わからない」を欠損扱いせず、モード(最頻)のカテゴリーで代用した。

## 4. 分析の結果

### 4.1 高校の進学学科と階層変数との二重クロスの関係

まず記述的な部分から、単純な階層変数と実際に進学した高校の学科の関係を見てみたい。ここでは、父職(主職)、父学歴、母学歴の3変数との関係に着目する。おおよその動向を理解することが目的なので、このクロス表分析では、コーホートを高校教育拡大期の1935~54年生まれと、ほぼ高校進学率が飽和状態となった1955年~85年生まれに二分する。クロス表の分析にあたって、分布の歪みを補正するためにウェイトを用いた。またクロス表で示される職業カテゴリーは、SSM総合8分類に基づくものであるが、各セルの度数を一定以上確保するため、専門職と大企業ホワイト、大企業ブルーと中小企業ブルーは同一のカテゴリーとした。そして各セルの期待度数に対する実測値が、どの程度隔たっているか

<sup>7</sup> 職業威信スコアは、三輪哲氏(東京大学)が作成し、2005年SSMのメンバーに配布されたシンタックスをもとに作成した。

表1 進学コースと父職の関係（数値は調整済標準化残差）

	男 (1935-54生) N=725				女 (1935-54生) N=735		
	普通科	農業科	工業科	商業科	普通科	商業科	家政科
専門・大ホワイト	<b>5.899</b>	<b>-2.752</b>	<b>-3.293</b>	<b>-2.493</b>	<b>3.713</b>	<b>-2.346</b>	<b>-2.464</b>
中小ホワイト	0.579	-1.673	0.440	-0.022	1.885	-0.431	<b>-2.065</b>
自営ホワイト	<b>2.652</b>	<b>-2.516</b>	<b>-2.858</b>	1.697	1.614	0.062	<b>-2.229</b>
ブルー（被雇用）	<b>-2.897</b>	0.511	1.066	<b>2.632</b>	-0.636	1.808	-1.085
ブルー（自営）	-1.095	<b>-2.757</b>	<b>3.605</b>	-0.551	-1.155	0.709	0.788
農業	<b>-4.882</b>	<b>7.541</b>	1.383	-0.693	<b>-4.122</b>	0.217	<b>5.293</b>
	男 (1955-85生) N=1389				女 (1955-85生) N=1345		
	普通科	農業科	工業科	商業科	普通科	商業科	家政科
専門・大ホワイト	<b>9.084</b>	<b>-4.018</b>	<b>-6.444</b>	<b>-3.028</b>	<b>5.939</b>	<b>-4.351</b>	<b>-3.590</b>
中小ホワイト	<b>3.244</b>	-1.613	<b>-3.573</b>	0.863	1.609	-1.357	-0.703
自営ホワイト	<b>3.033</b>	<b>-2.963</b>	-1.770	-0.354	-0.740	<b>2.241</b>	<b>-2.132</b>
ブルー（被雇用）	<b>-6.912</b>	<b>2.426</b>	<b>5.151</b>	<b>2.420</b>	<b>-3.503</b>	<b>2.784</b>	1.788
ブルー（自営）	<b>-2.616</b>	-0.998	<b>3.860</b>	-0.388	-1.788	1.437	0.888
農業	<b>-7.006</b>	<b>8.198</b>	<b>3.393</b>	0.804	-2.454	-0.182	<b>4.487</b>

を示すために、調整済標準化残差を算出した。この値は正規分布に従うので、絶対値が 1.96 を超えるときは 5% 水準、2.56 を超えるときは 1% 水準で有意に、実測値が多く、もしくは少なく、歪んでいることを示す。

まず、表1が進学コースと父職の関係を示している。有意な歪みのあるセルが、男性では上のコーホートで 13、下のコーホートで 17、女性ではそれぞれ 7 と 8 になっている。つまり有意な歪みのあるセルが増えており、このことに限ってみれば、特定の父職と進学学科に関係性が強まっている（固定化している）ようにも見える。ちなみに、実際の父職の分布を考慮すれば、特に若いコーホートでは、ホワイトカラー出身者は普通科、それ以外の出身者は非普通科、という傾向が男性で顕著である。農業出身者については、農業系学科に進む傾向があることは一貫しているものの、若いコーホートでは産業構造の変化から将来農業に就業する可能性が減るためか、工業科にも多く進学している傾向があることが理解できる。女性については、農業系学科、工業科への進学者はもともと非常に少ないので（表からは削除）、家政科が農業出身者層の吸収弁になっている点が注目される。ただし、女性の場合は、父が専門・大企業ホワイトで普通科に進学しやすいという傾向が明確なほかは、男性ほどはつきりした傾向は見られない。商業科は若いコーホートで若干の偏りが観察される程度である。

次に親学歴に注目したい。まず表2は父学歴との関係であるが、父が高等教育（特に四年制大学）の場合は、男女どのコーホートでも、普通科に進学する傾向が有意に強い。職業科の分布は一様ではなく、学科によって変動が見られる。農業科は父義務教育段階で有意に多く、後期高等教育で有意に少ない。工業科は、かつては父義務教育段階で有意に多く、父中等教育が負で有意であった。若いコーホートでは大きな傾向は変わっていないものの、父高等教育以上が少ない傾向は、有意となっている。商業科では学歴による結びつきは強くなく、女性の父高等教育で進学者が少ないところが目立つ程度である。また女性の家政科の分布は、

表2 進学コースと父学歴の関係（数値は調整済標準化残差）

	男(1935-54生)N=691				女(1935-54生)N=664		
	普通科	農業科	工業科	商業科	普通科	商業科	家政科
義務教育	<b>-6.152</b>	<b>3.443</b>	<b>3.716</b>	1.763	<b>-4.020</b>	1.793	<b>3.475</b>
中等教育	<b>2.741</b>	-1.737	<b>-2.533</b>	0.472	1.776	-0.860	-1.460
前期高等教育	<b>3.070</b>	-1.446	-1.013	<b>-2.149</b>	0.537	0.717	-1.519
後期高等教育	<b>4.019</b>	<b>-2.183</b>	-1.828	-1.954	<b>3.945</b>	<b>-2.587</b>	<b>-2.498</b>
男(1955-85生)N=1314							
	普通科	農業科	工業科	商業科	普通科	商業科	家政科
義務教育	<b>-8.632</b>	<b>3.329</b>	<b>8.062</b>	0.626	<b>-6.936</b>	<b>4.525</b>	<b>5.134</b>
中等教育	0.123	-0.315	-0.501	0.759	0.222	0.282	-0.829
前期高等教育	<b>2.278</b>	-0.495	<b>-2.080</b>	-0.528	<b>2.318</b>	-1.479	-1.768
後期高等教育	<b>8.134</b>	<b>-2.971</b>	<b>-7.160</b>	-1.353	<b>6.279</b>	<b>-4.635</b>	<b>-3.810</b>

表3 進学コースと母学歴の関係（数値は調整済標準化残差）

	男(1935-54生)N=675				女(1935-54生)N=675		
	普通科	農業科	工業科	商業科	普通科	商業科	家政科
義務教育	<b>-5.763</b>	<b>2.870</b>	<b>2.641</b>	<b>2.984</b>	<b>-3.069</b>	1.388	<b>2.629</b>
中等教育	<b>4.719</b>	<b>-2.357</b>	<b>-2.036</b>	<b>-2.602</b>	<b>2.630</b>	-1.236	<b>-2.200</b>
前期高等教育	<b>2.896</b>	-1.453	-1.615	-1.117	1.083	-0.292	-1.146
後期高等教育	0.858	-0.298	-0.540	-0.364	0.920	-0.632	-0.549
男(1955-85生)N=1302							
	普通科	農業科	工業科	商業科	普通科	商業科	家政科
義務教育	<b>-6.990</b>	<b>4.219</b>	<b>5.543</b>	0.860	<b>-6.554</b>	<b>4.856</b>	<b>3.927</b>
中等教育	0.774	-1.693	-0.995	1.332	<b>2.933</b>	<b>-2.226</b>	-1.675
前期高等教育	<b>3.961</b>	<b>-2.153</b>	<b>-2.494</b>	-1.575	<b>2.526</b>	-1.697	-1.787
後期高等教育	<b>5.517</b>	-1.474	<b>-4.319</b>	<b>-2.107</b>	<b>3.674</b>	<b>-2.841</b>	<b>-2.014</b>

男性の農業科に類似している。表3は母学歴との関係であるが、大体類似した傾向が見出せる。ただし、細かく見ると、男女間の教育拡大のペースの違いを反映してか、有意なセルの分布が異なっている。

このような単純な二重クロスのみならず、いくつかの変数を統制した分析が必要となる。またここでのクロス表分析は、大雑把に時代を区分したものであるので、先に分類した5つのコーホートに基づいて、進学学科に及ぼす階層変数に、コーホート間で有意な違いがあつたのかを回帰分析によって確かめることしたい。

#### 4.2 高校進学・非進学を示す二項ロジット・モデル

まず、進学先の学科を説明するモデルを検討する前に、そもそも高校への進学・非進学の階層変数による要因はどう変化しているのかを確認しておきたい。コーホート別の分析を行うと、高校進学率の上昇に伴い、有意な階層変数が減少したり、説明力が落ちてゆくのが普通である。ただし、異なるコーホート間の推定式は、対象となるサンプルも異なるので、厳

密には係数の大きさを比較できないし、あくまであるコーホート内部において階層変数と進学学科に有意な関係が見られるか否かといった関係構造の異同を見ているに過ぎないから、こういった比較から影響力の増減を論じるのは正確ではない (Jaccard 2001) ことは既に述べた通りである。そこで、プールしたサンプルに、コーホートを示すダミー変数を投入し、合わせてそのダミー変数との交互作用項をとることで、基準となるコーホートの効果と有意な違いがあるかを判断することとする。なお、基準のコーホートは、最も若いコーホートとするのが理解しやすいと思われる所以、1975～1985年生のコーホートとする。

表4が二項ロジット・モデルの推定結果である。親の教育歴についてであるが、父の教育年数と母の教育年数の相関は0.7を超えるため、以下の回帰モデルではいずれか一方を投入し、BIC<sup>8</sup>値を比較して、より適合度の高い（BIC値の低い）モデルを選択することにした。表4では念のため、父教育と母教育のそれぞれを投入したモデルを提示している。

しかし女性のモデルでは、コーホート・ダミー変数と各階層変数との交互作用項は、すべて有意ではなかった。ただし、ここに含めた階層変数は悉く有意であり、成績を考慮しても、一貫して一定の影響力を持ち続けていることがわかる。そしてその変動に、有意な差は認められない。男性のモデルは少々異なっており、父教育年数を投入したモデルでは父職との交互作用項、母教育年数を投入したモデルでは母教育年数との交互作用項が残った。両者のモ

表4 高校以上進学か否かを説明する要因を示す二項ロジット推定値

	男(父学歴投入) Coef.	S.E.	男(母学歴投入) Coef.	S.E.	女(父学歴投入) Coef.	S.E.	女(母学歴投入) Coef.	S.E.
1935-44生	2.195	3.703	3.344	3.142	-2.732	0.507 ***	-1.900	0.477 ***
1945-54生	2.813	3.832	5.058	3.152	-1.220	0.510 *	-0.537	0.481
1955-64生	1.412	4.379	5.582	3.267 +	-0.112	0.550	0.443	0.521
1965-74生	7.025	4.060 +	6.974	3.537 *	0.565	0.654	1.020	0.627
父教育年数	0.155	0.040 ***			0.207	0.039 ***		
母教育年数			0.774	0.303 *			0.336	0.046 ***
父職業威信スコア(95年版)	0.151	0.077 *	0.052	0.016 **	0.061	0.015 ***	0.053	0.015 ***
15歳時本の冊数(10冊)	0.076	0.027 **	0.080	0.028 **	0.117	0.030 ***	0.149	0.036 ***
15歳時暮らし向き(1-5)	0.341	0.097 ***	0.299	0.099 **	0.544	0.098 ***	0.473	0.099 ***
中学3年時成績(1-5)	1.099	0.096 ***	1.073	0.096 ***	0.678	0.100 ***	0.757	0.105 ***
父職×35-44	-0.099	0.080						
父職×45-54	-0.089	0.083						
父職×55-64	-0.035	0.095						
父職×65-74	-0.151	0.086 +						
母教育×35-44			-0.501	0.311				
母教育×45-54			-0.589	0.312 +				
母教育×55-64			-0.525	0.327				
母教育×65-74			-0.688	0.344 *				
定数	-9.569	3.563 **	-11.409	3.184 ***	-5.412	0.942 ***	-6.785	0.973 ***
N	1930		1885		2202		2205	
-2LL	978.596		951.108		1038.276		991.310	
+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001								

<sup>8</sup> BIC は $-2 \times (\text{対数尤度}) + \text{説明変数数} \times \ln(\text{サンプル数})$ で求められ、相対的に低い値のモデルが選択される。

デルを比較すると、BIC 値は母教育年数投入モデルのほうが小さいので、そちらがより適当なモデルとして採択される。いずれにしても階層変数は有意な影響力をもっているが、①父職もしくは母学歴は、75～85 年出生コードでも有意な影響力があり、②その影響力はすぐ上のコードのほうが有意に弱い（ただし父教育年数のモデルでは 10% 水準）、ということがわかる。言い換えれば、男性についても、一貫して階層的変数は有意な影響力をもっていたが、母学歴については、第二次ベビーブーム期に説明力が弱まった時期があった、ということである。また第一次ベビーブーム世代も、最若の世代に比較すると、10% 水準ではあるが、同様に有意に弱い説明力となっている。ベビーブーム世代において母学歴の影響力が弱まる、というのは、何らかの人口学的要因に基づくものなのか、非常に興味深い現象に思われる。しかし、このモデルからは、高校へ進学するか否かは、階層変数が影響力を持たなくなってしまった、と結論付けることはできない。つまり、高校進学者は限りなく飽和状態になって久しいが、依然進学／非進学について階層要因が影響を与え続けていることを意味する。男性については、前のコードより、むしろ最も若いコードのほうが父職や母学歴と強い連関をもっていることになるが、この結果は MMI 仮説では説明できない。

#### 4.3 選択学科を予測する多項ロジット・モデル

次に、実際に進学した学科を従属変数とする多項ロジット・モデルを推定する。先の二項ロジットと同様、親学歴は同時に 2 つ投入せず、いずれかを投入したモデルを推定し、BIC の値の小さなモデルを採用した。出生コードと社会経済変数との交互作用項については、二項ロジットと同様の基準で残した。

表 5 が男性についての分析結果である。いずれの学科も、普通科に比して職業学科に進学した人の父の職業威信スコアは低く、中 3 時の成績もよくなかった。普通科を基準にすると、父職業威信スコアからは、農業科の父親のスコアが最も低く、次に商業科と工業科が続くが、後 2 者の差は大きくない。成績に着目すると、最も中 3 時の成績がよくなかったのは農業科、次に商業科、工業科となっている。ただし、これらについてはコードとの交互作用項が有意でないことから、コード間で有意な変動はなかったと結論できる。母学歴については商業科と普通科の間では有意でない。経済的な変数の代理指標である暮らし向き変数であるが、農業科は正に有意となっている。これは意外な感もあるが、農業科は高度成長期から受験生の人気を失い、農家の子弟を対象にした推薦入学なども実施していた。戦後日本で農業を継承する家というのは、それなりに大きな農家であることが想像でき、もしそういった農家の子弟が多く入学していれば、このような結果は整合性の合わないものではない。なお、出身家庭の文化資本の代理指標である 15 歳時の本の冊数のみが、コードとの交互作用があった。本の冊数は工業科と普通科の間で有意な差がある。これを見ると、以前は（第一次ベビーブーム世代を含むコードを除き）最も若い世代に比して、本の冊数の効果は大き

表5 高校学科選択を推定する多項ロジット・モデル推定値（男性）

基準・普通科	農業科		工業科		商業科	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
1935-44生	1.490	0.560 **	-0.855	0.366 *	0.851	0.411 *
1945-54生	0.903	0.531 +	-0.365	0.354	0.437	0.400
1955-64生	0.206	0.534	-0.481	0.335	-0.021	0.403
1965-74生	0.914	0.572	-0.952	0.341 **	0.104	0.391
母教育年数	-0.103	0.051 *	-0.071	0.033 *	-0.038	0.042
父職業威信スコア(95年版)	-0.110	0.020 ***	-0.032	0.009 ***	-0.035	0.011 **
15歳時本の冊数(10冊)	-0.023	0.048	-0.198	0.068 **	-0.002	0.023
15歳時暮らし向き(1-5)	0.294	0.126 *	-0.162	0.086 +	-0.050	0.107
中学3年時成績(1-5)	-0.758	0.112 ***	-0.420	0.072 ***	-0.563	0.090 ***
本の冊数×35-44	-0.038	0.067	0.200	0.069 **	-0.003	0.028
本の冊数×45-54	0.004	0.055	0.100	0.077	-0.006	0.029
本の冊数×55-64	0.031	0.053	0.163	0.070 *	0.001	0.029
本の冊数×65-74	-0.133	0.099	0.177	0.070 *	-0.009	0.029
定数	5.366	1.165 ***	3.994	0.638 ***	2.168	0.784 **
N	1592					
-2LL	3022.455					

+&lt;.10 \*&lt;.05 \*\*&lt;.01 \*\*\*&lt;.001

表6 高校学科選択を推定する多項ロジット・モデル推定値（女性）

基準・普通科	商業科		家政科	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
1935-44生	-0.561	0.283 *	1.543	0.394 ***
1945-54生	-0.022	0.234	0.753	0.391 +
1955-64生	-0.043	0.233	0.936	0.384 *
1965-74生	-0.011	0.222	0.320	0.401
父教育年数	-0.067	0.027 *	-0.114	0.036 **
父職業威信スコア(95年版)	-0.008	0.009	-0.048	0.013 ***
15歳時本の冊数(10冊)	-0.038	0.010 ***	-0.027	0.013 *
15歳時暮らし向き(1-5)	-0.092	0.090	0.094	0.109
中学3年時成績(1-5)	-0.293	0.080 ***	-0.606	0.105 ***
定数	1.189	0.544 *	2.520	0.816 **
N	1836			
-2LL	2512.158			

+&lt;.10 \*&lt;.05 \*\*&lt;.01 \*\*\*&lt;.001

くなかった（最近はこの効果が大きくなっている）ことが窺える。

一方、女性サンプルの分析結果は表6の通りである。女性サンプルでは交互作用項は消えてしまい、結果として社会経済変数の有意な変動は観察されなかったという結論になる。父教育年数、本の冊数、中3時成績が共通して有意であり、普通科が商業科・家政科に比して高い。ただし父の職業威信スコアは普通科と商業科の間で有意な差ではなく、父の教育年数においては、高い順に普通科、商業科、家政科、となる。中3時の成績についても、高い順に並べると、父教育年数と同様の順番になる。これも当然、クロス表分析の結果を反映しており、商業科と普通科の間の違いは相対的に多くない。

結論として、基本的に普通科に対して、職業科に、相対的に低い社会経済的地位の人が進学するという傾向はほぼ一貫しており、しかも有意な変動はほとんど観察されないことが明

らかになった。つまり進学学科と、出身階層の関係は、戦後極めて安定的に推移してきた、ということであろう。

#### 4.4 進学した高校のランクと出身階層の関係（普通科の場合）

最後に、普通科卒に限定して、進学先の高校のおおよその大学進学率を高校のランクと見立て、そのランクを順序変数と解釈し、順序ロジット・モデルによって有意な影響力のある変数を見出したい。戦後日本の高校教育は、地域差はあるが、職業科の相対的威信の低下に始まり、大学進学熱の高まりなどから普通科志向が強まつたこともある、新設校の多くは普通科であった。つまり高校教育の拡大は普通科によって担われていたといつても過言ではない。しかし普通科の数が飽和状態になれば、普通科の中でも入学難易度や大学進学実績をもとにした序列が形成される。つまりかつては普通科に進学すること自体が1つのアドバンテージであったが、普通科への進学者内部での格差が徐々に拡大してきたのではないか、と予想できる。だとすると、階層変数の効果が、後のコーホートほど強まるのでは、と仮説を立てることができる。

分析結果は表7である。BIC値を計算すると、男女とも母教育年数を投入したモデルが採択される。が、特に父教育年数を投入したモデルでは、暮らし向き変数との交互作用項も(10%

表7 進学した普通科高校ランクを予測する順序ロジット推定値

	男(父学歴投入)		男(母学歴投入)		女(父学歴投入)		女(母学歴投入)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
1935-44生	1.711	1.048	0.559	0.734	-0.784	0.735	-0.260	0.755
1945-54生	0.783	0.984	-0.688	0.675	-0.908	0.664	-0.400	0.699
1955-64生	1.013	1.097	-0.655	0.681	-1.372	0.649 *	-0.749	0.675
1965-74生	0.312	1.022	-0.852	0.639	-0.880	0.639	-0.473	0.658
父教育年数	0.118	0.023 ***			0.121	0.020 ***		
母教育年数			0.154	0.029 ***			0.168	0.026 ***
父職業威信スコア(95年版)	0.025	0.007 ***	0.026	0.006 ***	0.019	0.006 **	0.023	0.006 ***
15歳時本の冊数(10冊)	0.014	0.005 **	0.017	0.005 ***	0.016	0.004 ***	0.018	0.004 ***
15歳時暮らし向き(1-5)	0.386	0.216 +	-0.036	0.076	0.207	0.069 **	0.187	0.069 **
中学3年時成績(1-5)	0.698	0.133 ***	0.683	0.134 ***	0.778	0.149 ***	0.903	0.158 ***
成績×35-44	-0.503	0.194 *	-0.440	0.196 *	-0.465	0.205 *	-0.565	0.210 **
成績×45-54	0.111	0.183	0.110	0.182	-0.176	0.192	-0.297	0.202
成績×55-64	0.188	0.188	0.245	0.191	0.213	0.190	0.055	0.196
成績×65-74	0.108	0.183	0.186	0.185	0.127	0.189	0.016	0.194
暮らし向き×35-44	-0.328	0.257						
暮らし向き×45-54	-0.473	0.259 +						
暮らし向き×55-64	-0.471	0.269 +						
暮らし向き×65-74	-0.264	0.277						
cutpoint_1	3.083	0.854	2.126	0.625	1.704	0.585	2.811	0.646
cutpoint_2	5.269	0.858	4.271	0.627	4.220	0.585	5.325	0.650
cutpoint_3	6.230	0.864	5.247	0.634	5.431	0.592	6.545	0.657
cutpoint_4	7.645	0.876	6.692	0.649	6.853	0.604	7.944	0.670
N	1006		977		1357		1353	
-2LL	2729.504		2655.275		3541.458		3523.018	

+<.10 \*<.05 \*\*<.01 \*\*\*<.001

水準だが）有意になったので、結果を合わせて掲載し、考察することにしたい。交互作用項が明確に有意な形で現れたのは、中3時点での成績である。若いコーホートに比較して、最年長のコーホートは、成績の効果が弱くなっていることを示している。つまり、中3時の成績がよいことが、大学進学率の高い高校に進学するという関係が、このコーホートでは75～85年出生コーホートほど強くなかった、ということである。これはまだ高校数が相対的に少なく、大学進学者も限られていたことを反映しているのかもしれない。一方で、父教育年数を入れたコーホートでは暮らし向きとコーホートの交互作用項が（10%水準で）有意であるから、15歳の暮らし向きがよいほど、より進学率の高い高校に進学する傾向があるが、その傾向は戦後生まれの一定時期（60年代前半生まれ）までは、むしろ今より少なかった。ただし、ここで示す高校のランクは、出身高校の大学進学率を本人の自己申告で代理指標としたものであり、大学進学率が低かった時代は、相対的に大学進学者数の多い高校も少なかつただろうと思われる。つまりこの指標自体は、時代により可変的であることを念頭に置く必要がある。ただし、全体としてみると、やはり階層変数の効果は安定的であり、交互作用項は有意ではなかった。成績の効果の違いも、この分析からでは、高校数の増加や大学進学率の上昇、学力に基づく高校間格差構造の成立に基づくものなのか、はっきりとは断定できないが、少なくとも戦後生まれの世代の間では関係が安定しているといえよう。

## 5. まとめ

本稿では、戦後高校教育拡大期に、人々の選択する高校の学科と、出身階層の関係がどのように変遷したかを検討してきた。高校教育の拡大は、量的な教育機会の平等化をもたらした。だが、戦後の新制高校において併置されたまま残った学科は、出身階層との関係を維持するのに寄与してきた。そしてその関係は基本的に安定的に推移し、大きく変動することはなく続いてきたといえる。

また、これまでの分析では、調査のサンプルサイズの小ささから、コーホートや高校の学科をあまり細かく分ける分析ができなかった。しかし、SSM2005のデータにより、これまでより細かな時代区分によって、出身階層と選択学科の関係をみることができるようになった。普通科に対して職業学科、として一括されることが多かったが、職業学科の内実は多様である。確かに、親の学歴や職業と選択学科の関連は見出せるが、相対的には普通科に対して、農業科・工業科・家政科との関係ははっきりしており、商業科との関係はあまり明確ではない。また、多くの場合、階層と進学学科の関係には目立った変動はあまり見られなかったといえる。また普通科内部で限定しても、大学進学率に基づく高校ランクと出身階層の関係も有意であり、しかもその関係は安定的であった。以上から、高校の量的拡大は、必ずしも階層関係の緩和に寄与したとは言えないと結論付けられる。

ただし、だからといって、歴史的にみて、戦後の高校が世代間再生産構造の維持、階層関係の固定化に寄与したと断定するのは早急に過ぎるだろう。特に1990年代以降は、高等教育進学率が上昇し始め、職業学科の卒業生を優先的に推薦入学させる大学も急増している。そうすると、今後安定的に推移してきた、選択学科と階層の関係が変化する可能性も出てくるかもしれない。一方で、高等教育進学率も上昇している現在、これまでの高校と同様に大学間格差も生じていることは否めないだろう。だとすれば、「どの大学に進学するか」も、高校と同様の階層との関係が見出せるようになるかもしれない。そのような関係性がどのように維持されていくのか、あるいは変化を遂げるのか、今後も観察を続けることが一つの重要な課題となるだろう。

#### 【文献】

- Ainsworth, James W., and Vincent J. Roscigno. 2005. "Stratification, School-Work Linkages and Vocational Education," *Social Forces* 84(1): 257-284.
- Allmendinger, Jutta. 1989. "Educational Systems and Labor Market Outcomes," *European Sociological Review* 5(3): 231-250.
- 荒牧草平. 2007. 「Transitions Approachによる教育達成過程の趨勢分析」『理論と方法』22(2): 189-203.
- Arum, Richard. 1998. "Invested Dollars or Diverted Dreams: The Effect of Resources on Vocational Students' Educational Outcomes," *Sociology of Education* 71(2): 130-151.
- Arum, Richard, and Yossi Shavit. 1995. "Secondary Vocational Education and the Transition from School to Work," *Sociology of Education* 68(3): 187-204.
- Ayalon, Hanna, and Yossi Shavit. 2004. "Educational Reforms and Inequalities in Israel: The MMI Hypothesis Revisited," *Sociology of Education* 77(2): 103-120.
- Breen, Richard, and John H. Goldthorpe. 1997. "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory," *Rationality and Society* 9(3): 275-305.
- Breen, Richard, and Jan O. Jonsson. 2000. "Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model," *American Sociological Review* 65(5): 754-772.
- 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.
- Gamoran, Adam. 1992. "The Variable Effects of High School Tracking," *American Sociological Review* 57(6): 812-828.
- Gamoran, Adam, and Robert D. Mare. 1989. "Secondary School Tracking and Educational Inequality: Compensation, Reinforcement, or Neutrality?," *American Journal of Sociology* 94(5): 1146-1183.
- 稻田雅也. 1997. 「職業系中等学歴の社会的位置づけの変遷－SSM調査データの40歳時職に着目して」『教育社会学研究』第61集：123-141.
- 岩木秀夫・耳塚寛明編. 1983. 『現代のエスプリ 195 高校生 学校格差の中で』至文堂.
- Jaccard, James. 2001. *Interaction Effects in Logistic Regression*. Thousand Oaks: Sage.
- 鹿又伸夫. 2006. 「計量社会学における多重比較の同時分析：ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21(1) : 33-48.
- 苅谷剛彦. 1995. 『大衆教育社会のゆくえ』中央公論新社.
- 1998. 「教育・機会と階層－平等主義のアイロニー」佐伯胖・黒崎勲・佐藤学・田中孝彦・浜田寿美男・藤田英典編『教育の政治経済学』岩波書店 : 83-107.
- 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.

- Lewis, Darrell, James C. Hearn, and Eric E. Zilbert. 1993. "Efficiency and Equity Effects of Vocationally Focused Postsecondary Education," *Sociology of Education* 66(3): 188-205.
- Lucas, Samuel R. 1999. *Tracking Inequality: Stratification and Mobility in American High Schools*. New York and London: Teachers College Press.
- 2001. "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects," *American Journal of Sociology* 106(6): 1642-1690.
- Lucas, Samuel R. and Mark Berends. 2002. "Sociodemographic Diversity, Correlated Achievement, and De Facto Tracking," *Sociology of Education* 75(4): 328-348.
- Mare, Robert D. 1980. "Social Background and School Continuation Decisions," *Journal of American Statistical Association* 75(370): 295-305.
- 1981. "Change and Stability in Educational Stratification," *American Sociological Review* 46(1): 72-87.
- 中西祐子・中村高康・大内裕和. 1997. 「戦後日本の高校間格差成立過程と社会階層－1985年SSM調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』第60集：61-82。
- Oakes, Jeannie. 1985. *Keeping Track: How Schools Structure Inequality*. New Haven & London: Yale University Press.
- Raftery, Adrian E., and Michael Hout. 1993. "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75," *Sociology of Education* 66(1): 41-62.
- Shavit, Yossi. and Walter Müller. 2000. "Vocational Secondary Education: Where Diversion and Where Safety Net," *European Societies* 2(1): 29-50.
- 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.

**The Expansion of High School Education and the Changes in the Hierarchical  
Structure of High Schools in the Postwar Period in Japan: The Relationship  
between the Choice of High School Courses and Social Origin.**

**Wataru NAKAZAWA**

**Institute of Social Science, The University of Tokyo**

The aim of this paper is to examine whether the relationship between social origin and the choice of high school courses has changed due to the expansion of high schools in the postwar period. Generally, we understand that the expansion of high schools provided us with much more opportunities for secondary education, and it contributed toward the quantitative equalization of education. However, we also know that the high school ranking system based on academic score or the schools' rate of advancement appeared for famous universities. These rankings actually functioned as a tracking system, and the students' choices after graduation had been restricted due to the effect of socialization within their high schools. Thus, it is important to clarify the relationship between social origin and the choice of high school based on the qualitative differences in high schools. In other words, it is necessary to examine whether this relationship has strengthened or weakened during the expansion of high school education. In order to verify the changes of the effects accurately, I estimated several logit models on the pooled sample of SSM2005-J, using the dummy variables of cohorts and the interaction effects of cohorts and social origins. The findings of this paper are as follows: first, we can recognize that social origins still affect the choice whether students progress to high school. Further, these effects have remained unchanged. Second, the people who had a good academic score were likely to choose an academic (general) course throughout high school. Third, in the model for choosing high school courses, there was an interaction between cohorts and the variable indicating cultural capital in the case of the model for males. However, there was no interaction in the model for females. Fourth, the choice of high school courses was influenced by social origin; however, the degree of these effects depended on the combination of multinomial logit estimation. Lastly, the effects of academic score on high school choice have changed among cohorts in the case of academic course graduates.

**Keywords and phrases:** tracking, expansion of high school, academic(general) course and vocational course



# 教育達成過程における階層間格差の様態

## —MT モデルによる階層効果と選抜制度効果の検討—

荒牧草平  
(群馬大学)

### 【要旨】

教育機会の不平等の長期的趨勢に関する先行研究は、その安定性を報告してきた。しかしながら、必ずしも教育達成の過程に生じる様々な階層間格差の様態が把握されてはいなかった。本稿では、Boudon (1973) の枠組みを参考に、Breen and Josson の (2000) 多項トランジション・モデル (Multinomial Transition Model : MT model) と呼ばれる分析手法を用いて、最終的な到達学歴へ至る過程を、人々が直面する選択肢 (学校のタイプやランク) をも考慮して実証的に把握するようつとめた。また、これらの結果から、教育達成過程における階層間格差の生成メカニズムに関する理論仮説の妥当性を評価することも試みた。

分析の結果、次のようなことが明らかとなった。1) 第 1 のメカニズムに相当する中学時代の成績分布に対する出身階層の効果は小さい。2) 職業階層の効果は、どの移行でも、ノンマニュアル／マニュアル境界を基本としている。ただし初期の移行では大企業ブルーカラーとホワイトカラーとの間に差は認められない。また、農業層では中下位ランク高への進学に限りホワイトカラーとの格差が縮小した。3) 教育階層の効果は中卒時移行では中等学歴、高卒時移行では高等学歴が要となっており、学歴下降回避仮説に適合的な結果が得られた。4) 経済階層の効果は高校への進学／非進学で大きく、高卒後の移行では主として選抜度の弱い私立大学や女子の短大に限られる。これは階層効果遞減現象にあてはまる。5) 階層効果と選抜制度効果の関係では、基本的に制度優位のパターンが確認できる。ただし、男子では私立大学や専門・各種学校など学力による選抜度の低い進路オプションで階層優位の傾向が認められた。6) 男子の父職では迂回増幅仮説に適合的な傾向も認められたが、女子では、むしろ中上位トラックからの進学で階層差がより大きい傾向も認められた。7) 相対的リスク回避仮説に適合的な結果も得られたが、仮説の妥当性を積極的に主張する根拠とは言えなかった。

キーワード：Mare モデル、多元的階層、相対的リスク回避仮説

### 1. 研究のスタンスと目的

教育機会の不平等に関する研究は、過去の SSM 調査データを用いて数多くなされている。検討の関心は、かつての「近代化や教育拡大にともなう平等化」に留まらず、多様な方向へ拡大しているが、学歴（教育年数）達成における格差の長期的な趨勢をたどり、教育社会変動に対応した平等化や不平等化を検討するというスタンスはほぼ共通している。分析の結果、比率差に代表されるような絶対的な格差に着目すると、特に中等教育における格差の縮小が認められるものの（尾嶋 1990；菊池 1990 など）、相対的な格差に着目すれば、急激な教育社会変動にも拘わらず、長期に渡って概ね安定していたことが確認されている（荒牧 2000,

2007; Ishida 2003; 鹿又 2006)。同様の知見は、一部の例外を除き、多くの国々で共通に確認できることが報告されている (Blossfeld and Shavit 1993 など)。なお、相対的な格差とはオッズ比等でとらえられる格差であり、教育社会の全体的な高度化（周辺分布の変動）に影響されない、階層と教育達成の「純粋な」(Mare 1981) 関連をとらえているとみなされている。社会移動研究における「純粋移動」の概念に近い。このため階層間格差を検討する場合には、この相対的格差に着目するのが、近年では標準的なアプローチとなりつつある<sup>1</sup>。

教育達成における階層間格差は、なぜ長期に渡って安定しているのであろうか。この問いに答えるには、なぜ格差が生じるかを理解しなければならない。また、格差生成メカニズムを解明するには、教育達成の「過程」に即した階層間格差の様態を、その生成を理論的に考察し説明可能とするのに有用な仕方で、実証的に把握する必要があろう。この場合、教育不平等の長期的趨勢をとらえようとする従来の研究とは異なる実態のとらえ方が求められる。

現代日本社会で地位達成や意識形成における学歴の機能を問題とするなら、大学進学における格差がとりわけ注目されるであろう。他方、教育達成過程における格差生成メカニズムの解明を目的とする場合には、個々人の教育達成過程に即した、階層間格差の様態を把握することが求められる。これらの要請に適した計量モデルとして、ここでは Breen and Jossen (2000) の提案した多項トランジション・モデル (Multinomial Transition Model: 以下 MT モデル) を採用する<sup>2</sup>。これは、教育達成過程を進学や進級等といった移行 (transition) の連続ととらえる Mare (1980, 1981) のトランジション・モデル（通称 Mare モデル）<sup>3</sup>を多項ロジットに拡張したものである。通常の Mare モデルは進学か否かの検討に限定されているが、現代日本社会で人々が直面する移行は、単に上級学校へ進学するか否か（2 肢選択）ではなく、どういうタイプ・ランクの学校を受験するか（多肢選択）である。Breen らの提案した多項トランジション・モデルは、こうした同一学歴内の質的差異をも検討の対象としたものであるため、「移行段階による格差の相違」ばかりではなく、「同一移行段階における進路オプションによる格差の相違」を把握することが可能となっている。

これに加えて本稿では「階層の種類による格差の相違」にも着目したい。従来、必ずしも厳密な理論的考察に基づくものではないかもしれないが、「社会」「文化」「経済」という 3 つの階層次元を想定し、それらの指標として「親の職業」「親の学歴」「家庭の収入や資産・財産等」を用いるのが慣例であった。ここで各次元における格差の総量のようなものを想定し、全体的な不平等度を測定する目的には、それぞれの階層変数を「職業威信スコア」「教育

<sup>1</sup>もちろん、絶対的格差に着目する意義が失われたわけではない。相対的格差が社会調査データの集計によって初めて知覚可能であるのに対し、絶対差は多くの人々にとって比較的容易に観察できる。したがって、人々の意識や行為への影響を考える際には、この点に着目することがむしろ不可欠と言えるかもしれない。

<sup>2</sup>ただし、ここでの研究目的に合わせて修正してある。スウェーデン社会を分析したオリジナルは、トラック間の移動を含めた経路効果を分析の主眼においているが、これはわが国の実情には合わないからである。なお、彼らは非測定異質性 (Unmeasured Heterogeneity) や選抜バイアス (selection bias) への対応も工夫しているが、本稿ではデータの限界もあり、これらについて考慮できていない。

<sup>3</sup> Mare モデルの特徴については鹿又 (2006) や荒牧 (2007) を参照のこと。

年数」「収入や資財数」等の連続量として変数化するのが 1 つの合理的な選択と言える。しかし、格差がどこで生じるかに着目して、その生成メカニズムを検討するには、各変数をカテゴリカルにとらえる必要がある。どのようにカテゴリライズするかは、その階層要因が教育達成に対して持つ効果に関して、どのような理論を仮定するかに依存する。本稿では、いくつかの理論仮説に対応したカテゴリー化を試みたい。それにより仮説の検証ができるわけではないが、その前提条件となる実態が認められるか否かの確認を通じた、妥当性の評価は期待できよう。

本稿は、2005 年 SSM 日本調査のデータに以上の分析用具を適用して、教育達成過程における様々な階層間格差の様態を実証的に把握し、格差生成に関する理論的考察の進展に寄与することを目的とする。

## 2. 出身階層の効果と選抜制度の効果

教育達成過程における階層間の格差はどのように生み出されてきたか。計量分析の結果からこの検討を進める基本的な枠組みとして、ここでは Boudon (1973=1983) による 2 段階メカニズム論のアイディアを拝借したい。ちなみに、第 1 の文化的遺産のメカニズムとは階層ごとに学業成績等の分布が異なることを指し、第 2 の社会的位置に応じた決定のメカニズムとは成績等が同じでも階層によって進学率が異なることに対応する。Boudon の意図は第 2 のメカニズムの重要性を主張することにある。

ところで、トランジション・モデルによる先行研究では、階層効果遞減現象—後の学校段階における移行ほど、その成否に対する出身階層の効果が弱まることが繰り返し確認されてきた (Blossfeld and Shavit 1993 ; Raftery and Hout 1993 ; Treiman and Yamaguchi 1993 ; Ishida 2003 ; 鹿又 2006)。この現象は最終的な教育達成の格差が、主として初期の移行において生み出されることを意味する。

ここで、これまでの日本の教育選抜を振り返ると、何よりペーパーテストによる学力評価を重視しており、測定される学力自体も断片的な知識の記憶に依存する部分が大きいことが指摘できる。階級文化が相対的に明確な社会で口頭試問が重視される状況等と比較すれば、選抜の仕組み自体は階層的背景の介入し難い特徴を持っていると言える。加えて、教育社会学者等が繰り返し確認してきたように、現代の日本社会では、高校のタイプやランクによるトラッキングが強力であり、しかも途中での変更がほぼ不可能である。制度的にトラックの移動が前提とされたアメリカで、トラック間の移動に階層差が見いだされている状況とは大きな違いである (Oakes et al. 1992 ; Lucas 1999 など)。このように、日本では選抜制度によって付与された評価（成績や合否判定）自体に対して出身階層が直接的には関与できず、その後の達成が制度上の位置づけに大きく依存しており、その位置づけが基本的には変更できな

いという特徴を持つ。

以上を勘案すれば、初期の移行が重要であるという上記の実証的知見は、とりわけ低年齢時における学力等形成の重要性を意味するとも解釈できる。ここからは、Boudon の指摘とは異なり、文化的遺産のメカニズムに着目した研究を進めるべきとの結論が導かれ得る。ただし、第 1 のメカニズムによって与えられた学力等の分布が、直ちに移行の分布を決定するわけではない。学力分布上の位置づけからどのタイプ・ランクの学校を受験するかには、親の意向や家計の状況が大きく関わる（第 2 のメカニズム）からである。この場合には階層と進路オプションとの関連に関する詳細な実証的知見に基づいて、理論的考察を進めることが求められよう。どちらのメカニズムに着目すべきかの判断は、本稿の分析結果に基づいて行われることになる。

ところで、Boudon が指摘した第 2 のメカニズムに基づき、格差生成メカニズムを説明しようとする試みとして、近年、Breen and Goldthorpe (1997) の相対的リスク回避 (Relative Risk Aversion) 仮説が注目を集めている。RRA 仮説とは、人は子どもが自分と同等以上の階級（職業）に到達できるよう、子どもが自分より下の階級になる確率を最小化するような教育戦略をとる、とするものである。これと関連して吉川（2006）は、階級を学歴に置き換えて単純化した、学歴下降回避仮説一人は親と同等以上の学歴を求める一を主張している。

ここで RRA 仮説の要点を、移行（進路選択）場面における、階層要因と学力要因の影響に関する言明であるととらえてみると、この仮説は、階層的な地位が移行場面における分化の要となっており、成績は中下位階層においてのみ（成功の見込みを通して）影響する、という考え方であることがわかる。何より階層的な地位の効果を重要視しているという意味では「階層本位論」的な説明であるとも見なしうる。

これに対し、移行場面においては何よりも成績や選抜制度上の位置づけがベースとなっており、階層の影響は成績が低い場合に限られるという考え方もありうる。これは「選抜制度本位論」的な考え方と呼ぶことができるだろう。これに関連して、Breen and Jonsson (2000) は、より困難な迂回的経路を経由するほど、高等教育への移行における出身階層の影響が強く働くこと（以下「迂回増幅仮説」と呼ぶ）を指摘している。その理由について、経済・階級・学歴の 3 側面から説明が試みられているが、いずれにせよ不利な家庭の子どもが大学進学に有利なトラックを目指すしかないのに対し、恵まれた家庭では例え不利なトラックに位置づけられたとしても親の力を頼ることができることを意味している（Breen and Jonsson 2000: 765）。

このような区分は、RRA 仮説や迂回増幅仮説の解釈としては正しくないかもしれない。しかし、両仮説を一端脇に置き、実証研究でとらえられる階層効果と選抜制度効果の関連パターンを理解しようとする時、このような 2 つの立場を設定することは有益であるように思える。これらは同じ相互作用現象に着目しながら、説明における重点の置き方が異なっている。

この一見したところ微妙な違いは、今後、社会構造や選抜制度の公正さ、メリトクラシーなどといった問題を考える上でも、重要な論点に関わってくるのではないかと期待される。

本稿では、日本の選抜制度で重要な役割を果たす学力や高校トラックなどの効果を、各移行段階における選抜制度の効果ととらえ、これらと明確に区分した形で出身階層の直接効果に着目するというアプローチを取る。これにより、それぞれの独自効果が把握可能であり、制度効果を踏まえた上で階層効果の影響、両者のせめぎ合い（相互作用）も検討可能となる。こうしたアプローチは、今後、トラッキング研究との接合や国際比較研究へ展開していく際にも、有益であると期待される。

### 3. 変数の構成

#### 3.1 階層変数

##### 職業階層

教育達成の検討に用いる職業階層分類法として、厳密な理論的考察に基づく確立したものはない。しかし、SSM 調査データを用いた職業階層分類として、最近では、「狭義の職業」「従業先の規模」「従業上の地位」の 3 次元を考慮した、SSM 総合職業分類（1995 年 SSM 調査研究会 1995）に類似の分類を用いることが多いようである。東京大学出版会から刊行された 1995 年 SSM 調査シリーズのうち、社会移動を中心的に扱った第 1 巻（原 2000）では、大半の章がこれに類する分類を用いている<sup>4</sup>。

この分類法を参考に、本稿で使用する階層分類基準を考えてみよう。1 つは入職における学歴資格の必要性であり、ここから専門職と他の職業を区分することが導かれる。これと関連して、専門職のうち高等教育を要するものと、その他を分類する試みも検討する価値がある。また、「狭義の職業」におけるホワイトカラー／ブルーカラー／農業の区分、および「従業先規模」は、入職における学歴の重要度や入職後の昇進における学歴の重要度と関連しているだろう。

以上の区分は、学歴の必要度や重要度と職業の序列性の対応を漠然と想定したものである。これらが教育達成における出身社会階層の区分として、理論的に意義を持つと期待する背景には、親は子どもに自分と同等の職業につながる学歴を獲得させようとするだろう、という暗黙の仮定がある。これは非常に素朴なレベルだが RRA 仮説の基本的な仮定と対応している。もちろん、想定したような序列性に対応した格差が認められるか否かによって、RRA 仮説を直接検証できるわけではないが、少なくとも仮説が成立する前提が満たされているか否か、および仮説の適用範囲などを理解する助けとなる。

<sup>4</sup> なお、国際比較の文脈では、Erikson and Goldthorpe (1992) による階級分類 (class schema) を用いることが多く、同書の中でも石田 (2000) が、この分類を用いた国際比較を行っている。

以上より、本稿では、父親の職業分類として、「専門職」「準専門職」「大企業の管理職」「中企業の経営者」「大企業ホワイトカラー」「中小企業ホワイトカラー」「自営ホワイトカラー」「大企業ブルーカラー」「中小企業ブルーカラー」「自営ブルーカラー」「農業」の11分類を採用する<sup>5</sup>。なお、父親の職業としては、15歳時の職業と主な職業が利用可能であるが、移行(transition)の経験年齢が15歳と18歳であるため、ここでは15歳時の職業を用いた。なお、SSM調査における父職に関する5つの質問すべてにおいて、「15歳時」よりも「主な」職業で、無回答等が多かった。回答者にとって何が「主な」職業であるか判断しかねる場合があったのかもしれない。

表1 本稿で用いる職業階層の構成 (%)

専門	準専門	大管理	小経営	大W	中小W	自営W	大B	中小B	自営B	農業	N
6.9	1.6	4.8	5.4	8.8	3.8	8.4	6.9	10.3	14.6	28.7	4,170

### 教育階層

教育階層としては父親の学歴を「初等・義務教育(旧制尋常・高等小学校と新制中学)」「中等教育(旧制中学校・高等女学校・実業学校・師範学校と新制高校)」「高等教育(旧制高校・高等師範学校・専門学校・旧制大学と新制短大・大学・大学院)」の3段階に分類して用いた。学歴下降回避説の妥当性を評価するという点では、中卒時移行で父親が中等教育を受けているか否かが、高卒時移行で高等教育を受けているか否かが、それぞれ重要であるといった結果が得られるかどうかが注目される。

### 経済階層

経済階層の指標としては15歳時の保有資財数を用いた。ただし、時代によって保有数の分布が大きく異なるため、出生年による標準化を施している。なお、出生年ごとに標準得点を求めるとき安定しないので、移動平均を求める場合のように、当該年度の前後合わせて3年間に出生した者をプールして標準得点を求め、各出生年のスコアとして与えた。これを分類する根拠となる階層理論はないが、分布の標準的なちらばり(標準偏差)を目安として「-1未満」「-1以上1未満」「1以上」の3分類を分析に用いた。これは統計理論に即して相対的な

<sup>5</sup> 「専門職」「準専門職」：SSM職業大分類『専門職』のうち高等教育を要するのが「専門職」ほかが「準専門職」。「大企業の管理職」：従業員300人以上の民間企業と官公庁の課長職以上。「中小企業の経営者」：従業員5人以上300人未満の民間企業の経営者・社長・役員と、従業員100人以上の自営業主。「ホワイトカラー」「ブルーカラー」の分類：SSM大分類の「管理」「事務」「販売」をホワイトカラー、「熟練」「半熟練」「非熟練」をブルーカラーとし、それぞれ従業員300人以上を大企業、それ以外を中小企業とした。また従業上の地位が自営・家族従業者、または従業員5人未満の経営者は自営とした。「農業」：SSM大分類の「農林的職業(漁業も含む)」。農業層の区分も検討したが、「農耕・養蚕」が83%、「自営業・家族従業者」が91%、従業員数「5人未満」が87%と同質性が高く、これらの基準を用いて分類するのは不適当と判断した。

貧困層、中間層、富裕層を区分すると解釈可能である。この分類を用いて、格差がどこで生じたかを明らかにすることは、階層格差生成理論の検討に有益であると考えられる。

### 3.2 選抜制度に関する変数

中学時代の学力には成績の自己申告（5段階）を使用した。この変数は、まず第1のメカニズムの検討において従属変数として使用されるが、その際には階層変数と成績水準との関連を見極めるため「成績低（「下の方」「やや下の方」）」「成績中（「真ん中のあたり」）」「成績高（「やや上の方」「上の方」）」の3分類とした。また中学卒業時の移行では、教育選抜制度に関する独立変数（連続変量）として使用した。

高校トラックについては、学科と卒業後の進学割合を組み合わせて、「職業科」「普通科低（進学者が「ほとんどいない」「2~3割」）」「普通科中（同「半数くらい」「7~8割」）」「普通科高（同「ほぼ全員」）」の4分類を作成した。この変数は中学卒業時の移行では従属変数として、高校卒業時の移行では教育選抜制度に関する独立変数として使用される。

大学の質的差異については、SSMデータを使った過去の試み（近藤 1997；荒牧 2000など）を参考に「Aグループ大学（相対的に歴史が古く社会的評価も高い国公私立の大学群）」<sup>6</sup>「国公立大学（Aグループ大学以外）」「私立大学（同左）」の3区分とした。高校卒業時の移行では、これに専修・各種学校<sup>7</sup>と短期大学を加えたものを移行先カテゴリーとして用意したが、全カテゴリーを使用するのはケース数の限界から無理がある。そこで、男女に特徴的な進路オプションをできるだけ反映するよう考慮し、男子の場合は「専修・各種学校と短期大学」「私立大学」「国公立大学」「Aグループ大学」の4カテゴリー、女子の場合は「専修・各種学校」「短期大学」「私立大学」「国公立大学（含 A グループ大学）」の4カテゴリーとした。

## 4. 成績分化の分析

はじめに Boudon の第1のメカニズムに相当する、学業成績の分布と出身階層との関連を検討する。表2は、きょうだい数<sup>8</sup>、女性ダメー、出生年をコントロールした場合の、各階層変数と成績との関連を多項ロジットモデルで推定した結果である。なお、各階層要因はカテゴリカルな変数として投入しているので、これらの効果として表に示された推定値自体も、それらが有意か否かの判断も、あくまで基準カテゴリーとの比較に依拠している点には注意

<sup>6</sup> 旧七帝大・千葉・東京工業・一橋・筑波・東京外国语・横浜国立・金沢・大阪外国语・神戸・岡山・広島・熊本・東京都立・横浜市立・名古屋市立・京都府立・大阪市立・大阪府立・神戸市外国语の国公立大学、早稲田・慶應・立教・上智・青山学院・国際基督教・学習院・関西学院・関西・同志社・立命館の私立大学、および医療系単科大学。

<sup>7</sup> 分析には専修学校が制度化される以前に移行を経験した世代も含まれるが、ここではその影響について特に考慮していない。

<sup>8</sup> ここでは教育達成に関わる重要なコントロール要因として「きょうだい数」を投入した。「きょうだい数」の影響に関する詳細な検討は本報告書の平沢・片瀬（2008）を参照のこと。

が必要である。なお、ここでは上位と下位の双方と容易に比較できるよう、各変数の中間的カテゴリーを基準に選んだ。父親の学歴と資財数はいずれも3カテゴリーなので、前者は「中等教育」後者は「中間層」が基準となる。父親の職業は、過去の諸研究が指摘する専門・管理／ホワイトカラー／ブルーカラー・農業といった序列の中央に位置するホワイトカラーから、従業先規模の影響も検討可能でケース数の多い大企業ホワイトカラーを基準とした。

表2 成績分化におけるMTモデルの結果

	成績中	成績高
専門	.14 .707	.64 .070
準専門	.65 .312	.72 .267
大企業管理	-.17 .619	.30 .380
中企業経営	-.23 .436	-.36 .241
中小企業W	-.26 .425	-.06 .861
自営W	-.48 .066	-.50 .062
大企業B	-.43 .103	-.46 .090
中小企業B	-.56 .018	-.99 .000
自営B	-.58 .012	-.95 .000
農業	-.37 .099	-.80 .001
父教育初等	-.23 .085	-.68 .000
父教育高等	.20 .333	.28 .180
資財数少	-.52 .000	-.74 .000
資財数多	.53 .002	.86 .000
きょうだい数	-.08 .022	-.12 .001
女性ダミー	.53 .000	.15 .171
出生年	-.02 .000	-.03 .000
定数	2.70 .000	3.79 .000

N=3,229 Deviance=6284.0 McFadden's R<sup>2</sup>=.060 BIC'=-124.8

表2より、まず指摘できるのは、McFadden's R<sup>2</sup>が示すように、全体としてのモデルの説明力があまり高くないことである。また各変数が示す効果もそれほど強いわけではない。しかしながら、階層による有意な差も認められる。特に資財数の効果は明確で、中間的な家庭より多い場合も少ない場合も、成績に対して統計的に有意な効果を持つ。他方、父親の職業と学歴の効果はかなり控えめであり、主として中位層と低位層の間に認められるに留まる。父職では、中小・自営ブルーカラーと農業は、大企業ホワイトカラーと比較して統計的に有意な負の効果を持つ。なお、同じブルーカラーでも大企業の場合には有意差が認められないのは興味深い点である。他方、専門・管理職層は特に高い成績を取る傾向があるわけではない。成績高に対する専門職が辛うじて10%水準で有意な正の効果を持つだけである。父親の学歴では、初等教育が中等教育に比べて高い成績をとりにくい傾向は1%水準で統計的に有意であるが、高等教育層と中等教育層には有意差が認められなかった。

## 5. 中卒時移行の分析結果

### 5.1 父職の効果

中卒時移行に関する MT モデルの分析結果を表 3 に示した。なお表示された結果は基準カテゴリーに依拠しているため、このままでは効果の全体像が把握しがたい。そこで、それぞれの進路オプションに対して各階層カテゴリーが持つ効果を折れ線グラフで描いた結果も示してある(図 1 と 2)。この場合、グラフの傾きを進路オプション毎に比較することによって、あるカテゴリーが各進路の選択に与える影響を視覚的に把握可能となる。また任意の 2 カテゴリー間の効果の差違も、図上の距離として直感的にとらえられる。

表 3 中卒時移行における MT モデルの結果

	職業科		普通低		普通中		普通高	
専門	.57	.450	1.03	.169	.97	.192	1.18	.124
準専門	.67	.439	.24	.795	.29	.747	.74	.429
大企業管理	1.40	.198	2.29	.034	2.07	.055	2.13	.053
中企業経営	.03	.955	.11	.822	-.14	.781	.43	.432
中小企業W	.12	.832	.48	.385	-.07	.894	.10	.867
自営W	.21	.608	.16	.708	.17	.696	.18	.699
大企業B	.34	.421	.08	.850	-.26	.563	-.32	.530
中小企業B	-.44	.238	-.70	.073	-1.16	.003	-1.51	.001
自営B	-.46	.204	-.93	.014	-.97	.010	-1.00	.020
農業	-.58	.086	-.71	.041	-1.68	.000	-2.37	.000
父教育初等	-.63	.003	-.87	.000	-.99	.000	-1.21	.000
父教育高等	-.22	.601	-.22	.594	.16	.701	.71	.098
資財数少	-.63	.001	-.33	.098	-.78	.001	-1.41	.000
資財数多	1.19	.000	1.21	.000	1.42	.000	1.73	.000
中3成績	.65	.000	.74	.000	1.33	.000	1.98	.000
出生年	.12	.000	.10	.000	.18	.000	.22	.000
出生年二乗	.00	.001	.00	.000	.00	.000	.00	.000
きょうだい数	-.19	.000	-.10	.021	-.26	.000	-.54	.000
女性ダミー	-.31	.020	.43	.003	.07	.629	-.21	.252
定数	-5.08	.000	-5.42	.000	-10.03	.000	-15.00	.000

N=3,229 Deviance=7925.5 McFadden's R<sup>2</sup>=.211 BIC'=-1508.6

まず表 3 の専門職群の欄を見ると、どのタイプの高校への進学に関しても、統計的に有意な効果が認められない。つまり、父親が大企業ホワイトカラーの場合と比較して、専門職の父を持つことは、高校進学に対して有利に働くのである。なお、高等教育を要する専門職と、それを要しない準専門職では、前者の方が各ランクの普通科高校への進学を促進傾向が読み取れるが、両者の差異は統計的に有意ではない。

次に管理職群を見ると、グラフにも明らかなように、大企業管理職は全体に他を引き離し

て大きな値を示している。特に普通科に対しては、いずれも 2.0 以上となっている。ただし、5%水準で有意となるのは普通低に対してのみである。他方、中小企業経営者の効果はいずれも有意でない。ちなみに、基準カテゴリーを変更して中小企業経営者と大企業管理職との差を検討すると、普通低と中においては 5%水準で有意であった。

次にホワイトカラーチークを見ると、いずれも値が小さく全く有意とはならない。ホワイトカラーチークに関する限り、従業先規模や自営／被雇用の差は認められないことになる。しかしながら、ブルーカラーチークを見ると、中小企業や自営の場合には、普通科進学に対して有意な負の効果が示されている一方、大企業の場合には値も小さく有意な差が認められない。成績分化の場合と同様、ブルーカラーチーク層は従業先規模によって効果が異なるのである。ちなみに、中小企業ブルーカラーを基準に検討してみたところ、どの高校への進学に関しても大企業ブルーカラーとの間に 5%水準で有意な差が認められた。

最後に農業層を見ると、普通科の進学についていずれも統計的に有意な負の効果が認められ、しかも進学率ランクの高い学校ほど効果が大きい。つまり、親が農業の場合、普通科のとりわけ進学校への進学者が少ないのである。

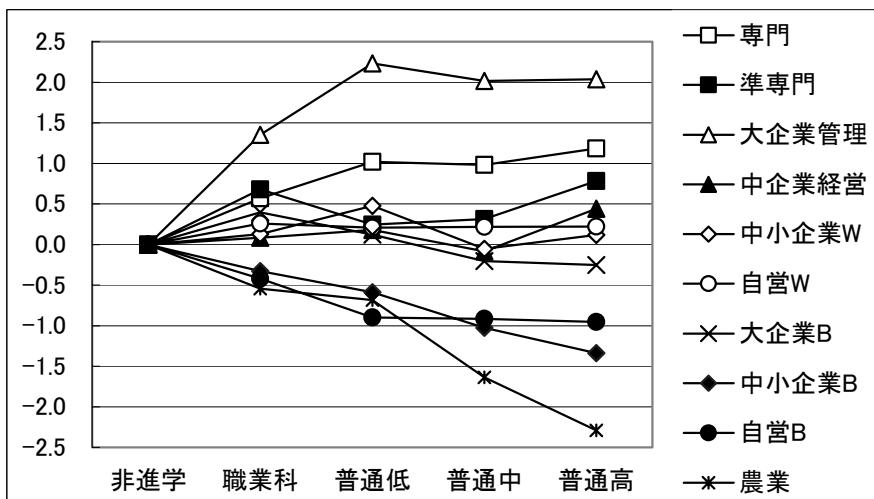


図 1 中卒時移行における MT モデルの結果（父職）

ところで、図から明らかなように、準専門職、中小企業経営者、ホワイトカラーチーク、大企業ブルーカラーの 6 カテゴリーはグラフがほとんど重なっており、大きな差違が認められない。最も開きの大きい普通高への進学における準専門職と大企業ブルーカラーの効果を比較しても、その差は統計的に有意ではなかった。逆に、もっとも明確な溝は、中小・自営ブルーカラーと大企業ブルーカラーの間にある。なお、グラフでは、大企業管理職と専門職の間にも差が認められるが統計的には有意でない。

なお、進路オプションによる相違に着目すると、専門職や管理職は進学するか否かおよび普通科か職業科かに差がある一方、普通科内でのランクによる差は認められなかった。これ

に対し、中小企業ブルーカラーや農業層では普通科内での分化に関しても、ホワイトカラー層との間に統計的に有意な差が認められた。特に農業層では普通科進学校への進学が極端に抑制されていることがわかった。

## 5.2 父学歴および経済階層の効果

父学歴の効果を検討すると、教育水準によって効果に違いのあることがわかる。父親が中等教育の場合と比較して、初等教育の場合は、どのタイプの高校への進学に対しても統計的に有意な負の効果が認められ、しかも普通科の進学率ランクの高い学校ほど差が大きい。他方、高等教育の効果はいずれも小さく、特に職業科や普通低と中では推定値が0に近い。ただし、普通高に対しては若干の差があり、10%水準では有意となっている。ちなみに初等教育を基準カテゴリーとして再計算しても、高等教育で統計的に有意な差が認められるのは、普通中と高に限られる。この段階の移行では、父親の教育程度による格差は、中等教育を受けているか否かに大きく依存しており、高等教育の効果は進学校に進学するか否かにのみ限定されているのである。なお、菊池（1990）は、旧制学歴における重要な境界は尋常小学校と高等小学校の間にあると指摘しているので、親の学歴が旧制となる世代に限定して検討してみた。その結果、確かに父学歴が高等小学校の場合、尋常小学校の場合と比較して、どの進路オプションに対しても、統計的に有意な正の効果が認められた。なお、高等教育層の効果が進学校への進学に限られる傾向は、旧制学歴の場合も、上記と同様に認められた。

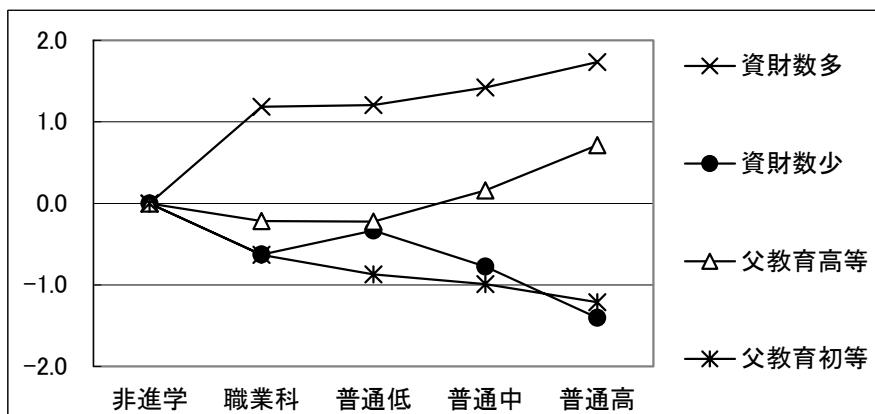


図2 中卒時移行におけるMTモデルの結果（父学歴・資財数）

次に経済階層の効果を見ると、資財数が多い場合も少ない場合も有意な差が認められることが指摘できる。また、普通高の場合をのぞくと、その効果は高校のタイプによってほとんど変わらない。ここから経済的な豊かさは、タイプに拘わらず高校へ進学するか否かに対して、大きな影響を持っていることがわかる。公立高校の場合、進学率ランクによる費用の差がないことを考えると、経済的な豊かさは、基本的には進学費用を支払う余裕として作用し

ていることが伺える。ただし、進学／非進学の差異は、中位／下位間でなく、上位／中位間で大きいこと、普通高への進学に関しては、他のオプションより相対的に大きな格差が認められることからすれば、経済的な格差は学費負担能力に限られないことが推察される。

### 5.3 性差および時代による変化の検討

ここでは、性別によって階層変数の効果に有意な違いが認められるか否かを検討しよう。まず、上記の分析を男女別に行ってみたところ、父職と資財数および父学歴初等の効果に関しては男女間に大きな違いが認められなかつたが、父学歴が高等の場合に限り、普通低を除くどの進路に対しても、女子の方が男子に比べて 1.1～1.2 程度（オッズ比にして 3 倍前後）パラメーター値が大きい傾向が認められた<sup>9</sup>。ただし、これらの違いが統計的に有意であるか否かを検討するため、性別ダミー変数との相互作用項をモデルに追加して検討してみたところ、職業科への進学において辛うじて 10% 水準で有意な正の効果を示すに留まつた<sup>10</sup>。

次に、各階層変数の効果が時代によって異なるか否かを検討しよう。ここでは、出生年を 10 年ごとに区切った変数と各階層変数の相互作用項を投入して、各変数の効果が時代によって異なるか否かを検討した<sup>11</sup>。その結果、父親の学歴と資財数に関しては有意な変動が認められなかつたが、職業では普通低と中への進学において、農業層とホワイトカラー層の格差がしだいに縮まる傾向が 5% 水準で有意と認められた。これは、教育機会の「開放化」ととらえられる変化が主として農業層における中等教育進学の増大によるという近藤（1988）の指摘に対応するが、そこで拡大された機会は、中低ランクの高校に限られていたことが明らかとなつた。

なお、どちらの場合もモデルの説明力を示す指標（McFadden's R<sup>2</sup>）や不適合（Deviance）があまり改善されない一方で、適合度を表す BIC' 値は相互作用項を投入しないモデルの方が良好であった<sup>12</sup>。この点からは敢えて交互作用を投入する必要はないとの判断される。

## 6. 高卒時移行の分析結果

### 6.1 男子の分析結果

高卒時移行に関する男子の分析結果を表 4 に示した。なお、男女別かつ高校非進学者が含まれないためケース数が先ほどより少なく安定した推定結果が得られないので、父職カテゴリーを「専門職」「管理職」「ホワイトカラー（基準カテゴリー）」「マニュアル（ブルーカラ

<sup>9</sup> 父職はカテゴリー数が多く結果が不安定なため、先の結果を元に 3 分類に統合した場合も計算してみたが同様の結果となつた。

<sup>10</sup> 父学歴初等を基準カテゴリーに変更しても結果は同様であった

<sup>11</sup> 出生コードホートの区切り方を様々に変えてみたも結果は同様であった。

<sup>12</sup> 性差（父学歴）の場合、交互作用モデルの BIC' 値 -1657 に対し基準モデルは -1711、時代差（父職）の場合が同じく -1559 に対し -1667 であり、相互作用を含むモデルでは大幅な悪化となつた。

ー+農業)」のように統合している。中卒時移行の分析結果を参考にすれば、管理職層やブルーカラー層の統合には問題があるようと思えるが、統合しない場合と比べて結果に重大な違いは認められなかった。これは2つの移行で各階層カテゴリーの影響が異なることを意味している。この点については、必要に応じて統合前の結果に言及しながら補足することとする。

父職について、まず専門職と管理職を見ると、5%水準で有意な値は1つもなく、これらの職業カテゴリーとホワイトカラーとの間に目立った差はないことがわかる。一方、マニュアルの場合は、私立大学への進学に関して、ホワイトカラーとの間に1%水準で統計的に有意な差が認められる。興味深いのは、国公立大学やA大学に関しては効果が小さく、A大学進学においてのみ10%水準で有意な効果が認められるに留まることである。

なお、中卒時移行では、ホワイトカラーと比較して、大企業管理職が有意な正の効果を持つこと、および大企業ブルーカラーは有意差を持たないことが明らかにされているので、カテゴリーを統合せずに推定してみた。すると、大企業管理職は中小企業経営者の場合と同様、ホワイトカラーとの間に大差がなく有意差も認められないこと、大企業ブルーカラーの場合には、逆に他のブルーカラー層と同様に有意な負の効果を持つことが認められ、カテゴリー統合の妥当性が確認された。

表4 高卒時移行におけるMTモデルの結果（男子）

	専各短大		私立大		国公立大		A大	
マニュアル	-.33	.208	-.92	.000	-.45	.226	-.62	.062
管理	-.04	.917	-.04	.875	.18	.674	.27	.483
専門	-.15	.788	.65	.096	.90	.100	.83	.093
父教育初等	-.75	.004	.03	.887	-.63	.094	-.33	.326
父教育高等	.56	.112	.98	.001	.62	.148	1.10	.004
資財数少	-.17	.644	-.28	.364	-.99	.193	-.39	.476
資財数多	-.09	.794	.73	.002	.53	.138	.21	.530
職業科ダミー	-.34	.242	-.79	.002	-2.12	.002	-3.24	.002
普通中ダミー	.71	.028	1.89	.000	1.32	.002	1.80	.000
普通高ダミー	1.04	.034	2.58	.000	3.26	.000	3.75	.000
出生年	.01	.794	.02	.407	-.02	.448	-.01	.669
出生年二乗	.00	.415	.00	.877	.00	.407	.00	.392
きょうだい数	-.35	.002	-.23	.002	.01	.960	-.15	.175
定数	-.81	.572	-1.20	.257	-1.29	.458	-1.10	.486

N=1,320 Deviance=2458.7 McFadden's R<sup>2</sup>=.266 BIC'=-517.0

次に父学歴の効果を見てみると、中卒時移行の場合と異なり、主たる格差は高等教育と中等教育の間に認められることがわかる。このように移行段階に応じて主な格差の表れるポイントが異なる点は、学歴下降回避仮説に適合的な結果と言えるだろう。具体的には、父親が高等教育の場合、私立大学とA大学への進学において1%水準で統計的に有意な正の効果が認められる一方、初等教育の効果は専修・各種学校への進学に限られる。

最後に、資財数の効果を見ると、私立大学に対してのみ、豊かな層が 1%水準で統計的に有意な正の効果を持つことがわかる。中卒時移行では、資財数が強い効果を持つことが確認されたが、ここでの効果は非常に制限されている。移行段階によって格差の表れるポイントが異なるというよりも、階層効果遞減現象と呼びうる傾向が認められると判断できよう。

なお、各階層変数の効果が時代によって異なるか否かを、先ほどと同様に検討してみたが、階層変数と時代効果の相互作用項はいずれも有意とはならなかった。ちなみに、これは女子の場合も同様であった。

## 6.2 女子の分析結果

女子についても男子と同様に検討していく。まず父職について専門職と管理職を見ると、専門職が短大に関して 5%水準で有意な正の効果を持っていることが認められる。進路オプションが異なることにも起因しているが、男子の場合、専門・管理職が有意な効果を持たなかつたのとは異なっている。マニュアル層の効果は、中卒時移行の場合と同様に明確であり、どの進路に対しても統計的に有意な負の効果を持つ。なお、カテゴリーを統合せずに推定したところ、大企業ブルーカラーの場合も、私立大学をのぞいて、5%水準で有意な効果を持っていた。

表 5 高卒時移行における MT モデルの結果（女子）

	専各		短大		私立大		国公立大	
マニュアル	-.52	.006	-.55	.011	-1.02	.000	-1.02	.012
管理	-.55	.061	.32	.248	-.23	.499	-.21	.628
専門	.24	.477	.76	.024	.59	.121	.23	.616
父教育初等	.01	.958	-.41	.051	-.01	.964	-1.71	.008
父教育高等	.38	.128	.28	.279	1.05	.001	1.22	.001
資財数少	-.41	.148	-.44	.206	-.81	.153	-.67	.406
資財数多	.19	.344	.46	.025	.79	.002	.53	.105
職業科ダミー	-.57	.005	-.46	.079	-.63	.136	-.44	.668
普通中ダミー	.54	.005	1.18	.000	1.32	.000	2.34	.002
普通高ダミー	1.56	.000	2.86	.000	3.55	.000	5.11	.000
出生年	.04	.025	.08	.000	.10	.001	.08	.056
出生年二乗	.00	.942	.00	.032	.00	.096	.00	.265
きょうだい数	-.06	.356	-.09	.231	-.18	.114	-.07	.668
定数	-2.87	.004	-5.17	.000	-7.60	.000	-7.91	.001

N=1,471 Deviance=3109.2 McFadden's R<sup>2</sup>=.203 BIC'=-414.7

次に父学歴の効果を見ると、男子とは異なる傾向が読み取れる。初等教育は国公立大学をのぞいて目立った差違がないものの、国公立大学においては 1%水準で有意な大きな負の効果が認められる。高等教育は、私立大学と国公立大学において、やはり 1%水準で統計的に有意な正の効果が認められる。なお、以上から容易に想像できるように、初等教育と高等教

育を比較すると、国公立大学への進学において、かなり大きな差違が生じている。

資財数の効果は男子の場合と似通っており、相対的に貧しい層の効果が有意でないのに対し、豊かな層では私立大学において、統計的に有意な正の効果が認められる。男子の場合と異なるのは、別カテゴリーとした短大においても 5% 水準で有意な効果が認められる点である。

### 6.3 階層効果と選抜制度効果

以上、階層の直接効果に着目して検討してきたが、高校トラックに着目すれば、その強力な効果が容易に見て取れる。男子の場合は職業科との間に、女子の場合は普通科どうしの間でトラックの効果がより大きいといった違いはあるが、いずれにせよ、これらの非常に強い効果を考慮してもなお、上記のような階層の直接効果が確認されたのは興味深い点である。ここでは、階層効果と選抜制度（高校トラック）効果の相互作用について、もう少し詳しく検討してみよう。

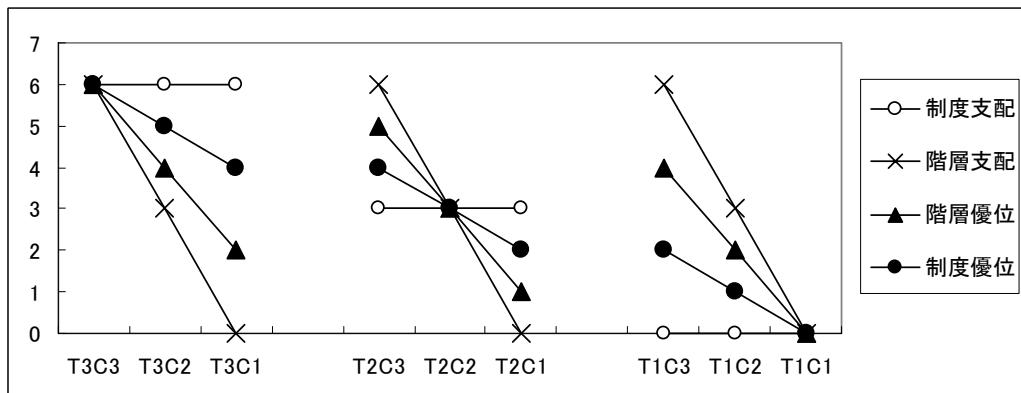


図 3 階層効果と制度効果の関連パターン

図 3 は、両効果の関連について以下の 4 つの理念的パターンを想定した場合、各パラメーターが示すと期待される効果を仮想的に示したものである。図の横軸にはトラックの上位 (T3)、中位 (T2)、下位 (T1) 每に階層カテゴリー上位 (C3)、中位 (C2)、下位 (C1) が左から順に並んでいる。たとえば、T3C3 とは上位トラックの上位階層を表す。ここで「制度支配」とは、選抜制度（トラック）のみが効果を持ち階層差が全くない場合を、「階層支配」はその逆を意味している。また「制度優位」とは選抜制度の効果をベースに、それぞれのトラック効果の範囲内で階層差が認められること、換言すれば、階層効果がトラック効果を覆さないことを、「階層優位」とは逆に階層効果をベースに制度効果が認められる場合を表している。

実際のデータで上記のような関連を検討するため、階層と高校トラックをともに 3 カテゴリーに再構成し、両者の交互作用を 9 つのダミー変数（ただし T1C1 は基準カテゴリー）と

して、改めて MT モデルを推定した。なお、先の分析結果を参考に、職業階層については管理職とホワイトカラーを、高校トラックは職業科と普通低を統合して、それぞれ 3 カテゴリ一化した。

図 4 から男子の結果を見ると、A 大学や国公立大学への進学に対しては、どの階層指標でも概ね制度優位の形狀に近いことがわかる。ただし父職と資財数の場合は、中位トラックで階層差が相対的に弱く、制度支配により近くなっている。また父職は、低トラックで逆に階層差が大きくなっている。最後の点は Breen and Jonsson (2000) の指摘した、迂回増幅現象にあてはまる傾向が認められることを意味する。

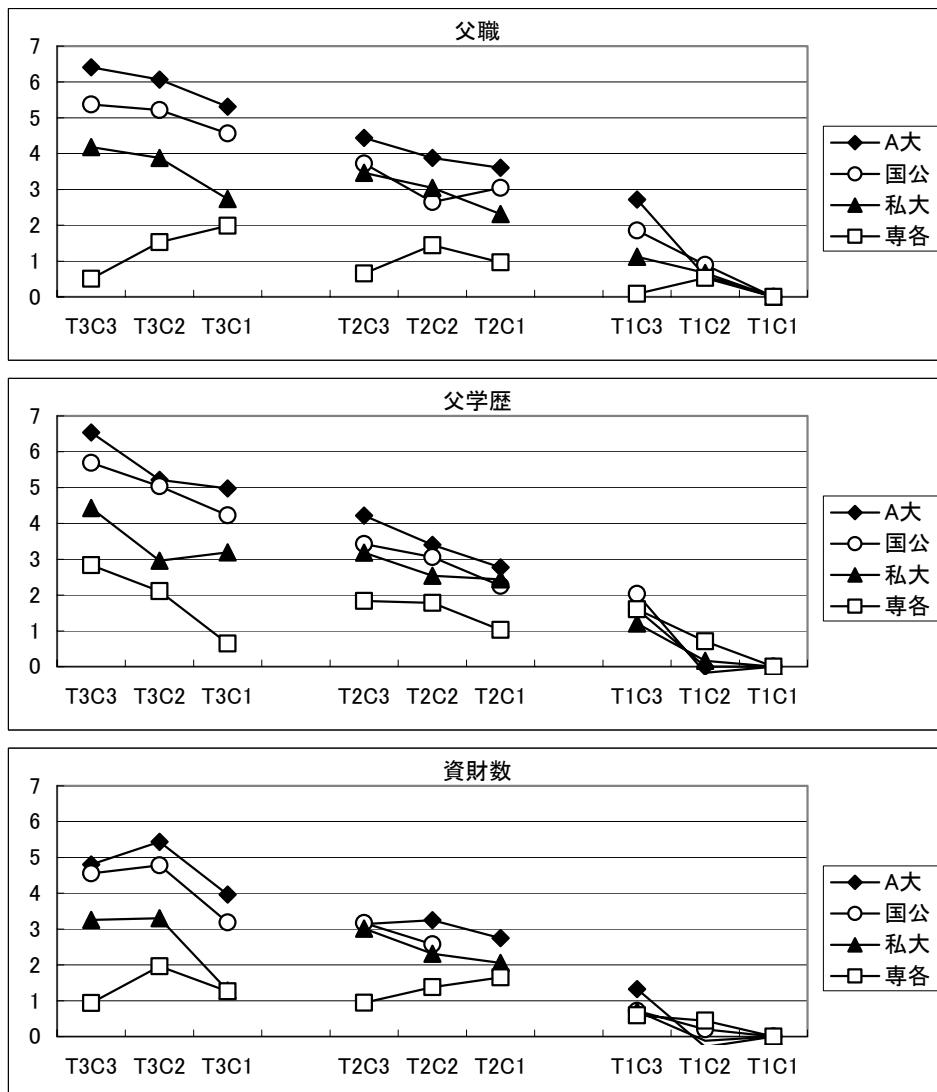


図 4 階層効果と制度効果の関連（男子）

私立大学の場合は、まず中位以上のトラックか否かに大きく依存する。中位トラック低位

層 (T2C1) は低位トラック上位層 (T1C3) を概ね 1 度上回っている。低位トラックからは階層にかかわらず進学が難しいと言える。これに対し中上位トラックでは、特に父職と資財数の場合、中位トラック上位層が上位トラック下位層を上回る ( $T2C3 > T3C1$ ) 一方、全体的には両トラックによる差があまりなく、階層優位に近い傾向が認められる。

専門・各種学校への進学では、父職と資財数では階層差がなく、場合によっては階層序列と負の相関を示す場合さえある。他方、父学歴では階層優位に沿った傾向を示している。

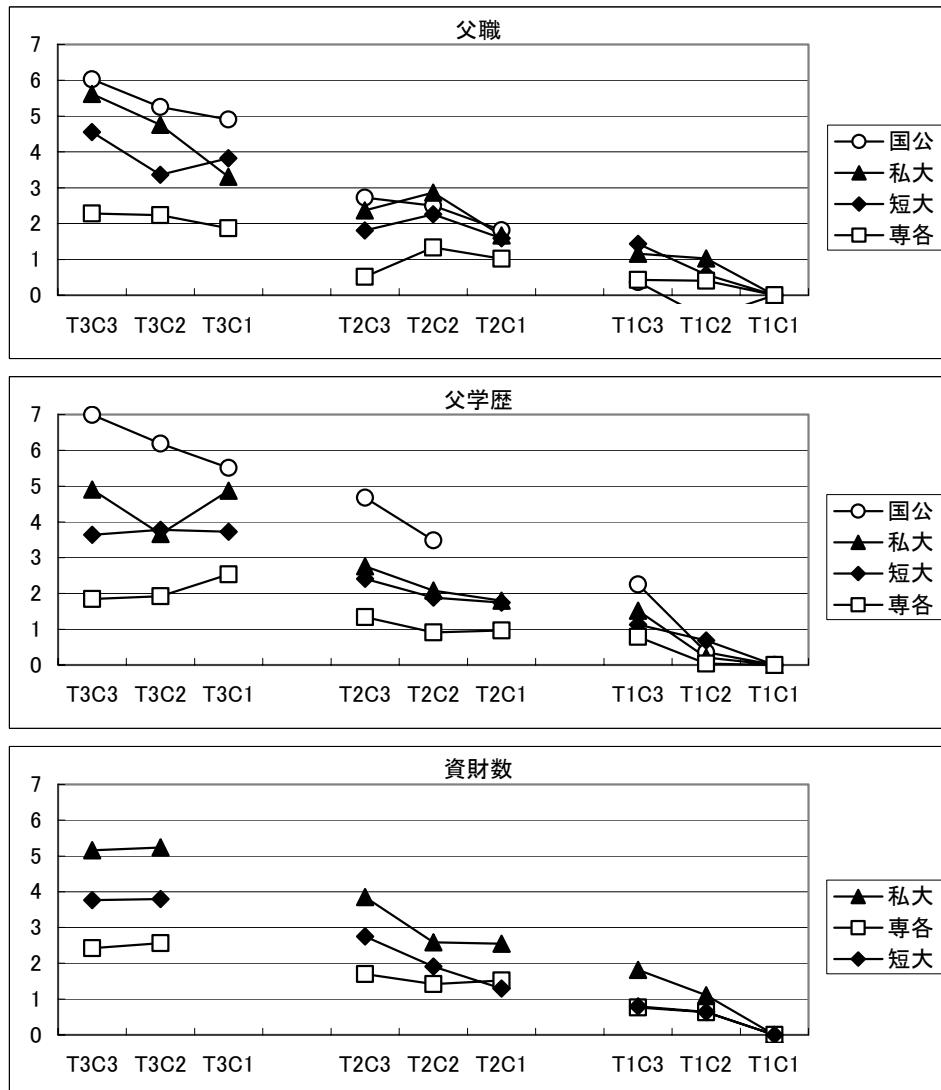


図 5 階層効果と制度効果の関連（女子）

次に女子の場合を見てみよう。男子の場合とは異なり、全体的に制度優位や制度支配に近い形態が多く、階層優位や階層支配に近いパターンが認められない。とはいっても、先に見たように、このこと自体は女子より男子で階層の効果が大きいことを意味するわけではない。男

子の場合と比べると、とりわけ中上位トラックから国公立大への進学における父学歴の効果、および上位トラックから私立大学への進学における父職の効果が大きいことがわかる。これは階層の直接効果に着目した先の分析で認められた、男子より女子で階層格差が大きいという結論と対応している。

なお、資財数の場合は、国公立大進学および上位トラックにおける下位層の効果が空セルのため上手く推定できなかつたので解釈は難しいが、中下位トラックから私立大学への進学において、階層差が明瞭に示されている。ここから先にみた私立大学に対する資財数の効果が主として中下位トラックからの進学に関連していることがわかる。

以上をまとめると、全体的には選抜制度優位の傾向が認められるものの、男子では私立大学や専門・各種学校など学力による選抜度の低い進路オプションで階層優位、すなわち出身階層がキャッシング効果を覆す傾向が認められた。女子の場合は制度の効果を覆すという意味での階層（の相互作用）効果はなかったが、大学進学が現実的な選択となる中上位トラックで階層（特に父高等教育の）効果が強く働くことが明確に示された。また、男子の父職では迂回増幅仮説に適合的な傾向も認められた。

## 7. 結果のまとめと考察

### 7.1 階層間格差の様態

本稿では、Boudon (1973) の理論枠組を参考に、多項トランジッション・モデルによって教育達成過程における階層間格差の様態を詳細に検討してきた。第1のメカニズムに相当する中学時代の成績分化の分析からは、全体としてモデルの説明力が弱く、各階層カテゴリーの効果もあまり大きくなかったが明らかとなった<sup>13</sup>。もちろん、どの階層変数においても統計的に有意な差が認められているので、この段階における格差の生成メカニズムを検討することにも意義があるのは間違いないが、その場合でも上記のような事実をまず念頭に置いておく必要があるだろう。

一方、中学卒業時の移行では、成績を統制しても階層の直接効果が大きく残されていることが示された。また、高校トラックの強力な進路分化機能をコントロールしても、高卒時の移行において、再び出身階層が直接的な影響を持つことも確認された。わが国における教育選抜制度が、学力要因を重視した相対的に階層要因の侵入し難い特徴を持っているとすれば、

<sup>13</sup> ただし、この結論は学業成績データの妥当性と信頼性に大きく依存する。まず測定尺度の粗さや成人の回顧データであるという限界がある。また、これが自己の有能さに関するイメージである可能性も否定できない。この場合、結果がどのように歪むのか断定することはできないが、結果的に達成した教育程度に沿うように偏ると言えるのは蓋然性の高い予想に思える。仮に、この予想が正しいとして、それが成績と階層の関係をどのように歪めるかはわからない。ただし、中卒時移行における成績と達成との関連は、現実よりも過大に推定されていると類推できる。以上の考察が正しいとすれば、中卒時移行で示された階層の直接効果は、現実よりも過少に推定されている可能性がある。

これらの結果は制度自体に階層差を発生させる作用があるというよりも、学力やトラックの分布を前提とした「進路の選択」に家庭の影響が強く表れていると考えるべきであろう。ここから、Boudon が指摘したように、第 2 のメカニズムに着目する必要性が改めて指摘できる。

階層の直接効果を把握する上で、本稿では、総量としての不平等度のような抽象的尺度ではなく、具体的な階層カテゴリーを設定して教育達成過程における格差の様態（どの移行にいかなる格差が生じているか）を詳細に把握しようと努めた。その結果、まず職業階層については、移行段階に関わらず、基本的な境界がマニュアル層とその他の間にあり、従業先規模や従業上の地位はそれ自体としては、教育達成過程においてあまり大きな影響を持たないことがわかった。ただし、中卒時移行におけるブルーカラー層では、大企業であるか否かが大きな分かれ目となっていた。ここからは、ホワイトカラー／ブルーカラーという区分自体は、必ずしも重要な意味を持つわけではない可能性が指摘できる。

これ以外には、大企業管理職が高校普通科への進学において、専門職が女子の短大進学において、正の有意な効果を持つこと、農業層は普通科の進学率の高い高校ほど、進学者が極端に少ないこと等が確認された。農業層とホワイトカラー層の間の高校進学格差は、普通科中低ランクへの進学に限り、時代とともに縮小する傾向が確認されたが、進学校への進学には改善が認められなかった<sup>14</sup>。ちなみに格差の程度に時代による変動が認められたのは、全体を通してこの点に限られる。

教育階層の場合には、移行段階によって、大きな格差の認められるポイントが異なることが明らかとなった。中卒時移行では中等教育を受けているか否かが、高卒時移行では高等学歴を有するか否かが大きな役割を果たしていた。ただし、中卒時の移行でも、進学校への進学に限り、父親が高等教育を受けているか否かが統計的に有意な効果を持っていた。

なお、父親が旧制学歴の世代については、菊池（1990）の指摘通り、父親が高等小学校へ進学しているか否かが中卒時移行に限り有意な効果を持っていた。なお、どちらの移行でも高等学歴が選抜度の高い進路に強く働くことは、旧制学歴の場合でも、上記と同様に認められた。

経済階層は、とりわけ中卒時移行において大きな影響力を持っていた。その効果は トラックの種類によってあまり異ならないので、基本的には学費を負担する余裕と関連していることが示唆される。他方、高卒時移行に対する効果は私立大学への進学および女子の短大進学に限定されていた。大学進学における経済力の効果は、学力的に多少の無理があっても進学を後押しするというよりも、学力的に可能な場合にそれをサポートする（あるいは学力があっても経済力がないと進学できない）点にあるとの解釈が妥当しよう。

<sup>14</sup> よく知られるように、進学校は各地域の中心市街に偏在している。そのため、交通アクセスの悪い地域では、通学のため下宿する場合さえある。他方、専業農家は交通の不便な農村部に多い。これらを勘案すれば、この分析結果は高校へのアクセスに要する様々な不利益の地域差が改善されていないことを示唆している可能性がある。

ただし、全体的に大きな階層差の認められなかつた成績分化において、経済要因は比較的明瞭な影響力を示していたこと、中卒時移行における格差は相対的な富裕層と中間層の間で大きかつたこと、進学校への進学にはより大きな効果が認められたことから、学校外教育投資との関連など、単なる学費負担能力とは別の要因の影響も検討してみる価値があるようと思える。

なお、中学時代の成績には影響しない一方で、国公立大学など選抜度の高い進路に影響するという点に着目すれば、父学歴の効果は、経済要因と正反対の特徴を持っていると言えるかもしれない。

最後に、男女の違いという点で興味深いのは、まず全般的に女子で父学歴（特に高等教育）の影響が強く働くことが明らかとなった点である。また高卒時の移行では、基本的には男子に比べトラックの影響が強い一方、中上位のトラックでは父職や父学歴による格差がより強く働くことも認められた。また、短大進学に対しては、どの階層要因も統計的に有意な効果を持っていたこと（ただし学歴は 10% 水準）、特に父親の職業では大きな格差が認められたことも改めて指摘しておこう。

## 7.2 格差生成に関する諸仮説の妥当性

初めに、出身階層の効果は早い段階の移行ほど大きいとする階層効果遞減現象について検討しよう。本稿では移行毎にモデルや変数の構成が異なるので評価が難しい面もあるが、資財数の効果は高卒時より中卒時の移行で大きかつたと言えるだろう。また父職の場合にも特に男子で高卒時移行における効果は有意になる場合が少なく、パラメーター値も小さいことが確認できる<sup>15</sup>。Mare モデルによって父職と父学歴の効果を検討した荒牧（2007）は、この現象が戦前の一時期に認められるに過ぎないと報告しているが、MT モデルによる検討では戦後にもこれにあてはまる場合があると確認されることになる。ただし、父学歴ではこれにあてはまる傾向が認められなかつた。また、各移行に現れる効果の大きさは、選抜制度の特徴や教育の普及程度によって異なる（荒牧 2007）との指摘もある。したがつて、これを普遍的な現象と考えて、その説明を試みるのは得策でないだろう。「移行段階による格差の相違」という視点は、むしろ、各時代や社会における選抜制度等の特徴が階層間格差の様態に及ぼす影響を評価する 1 つの切り口として考えるべきであろう。

なお、選抜制度と出身階層の効果を詳しく検討してみたところ、基本的には選抜制度優位の傾向が認められた。ただし、男子では私立大学や専門・各種学校など学力による選抜度の低い進路オプションで階層優位、すなわち出身階層がトラッキング効果を覆す傾向も認めら

<sup>15</sup> これは高卒時移行でカテゴリー統合を行つたことに起因する部分もある。そこで中卒時移行でも同様の統合を行い男女別に分析してみたが、やはり高卒時移行ではパラメーターの推定値が小さく、有意となる場合も少ない傾向が確認された。

れた。また、男子の父職では迂回増幅仮説に適合的な傾向も認められた。こうした状況がなぜ生じたのかについて、本稿の分析から確定的なことは言えないが、これが男子の父職にのみ認められた点からは、Breen and Jonsson (2000) が指摘した要因のうち、経済説や学歴説は妥当しないことが示唆される<sup>16</sup>。

最後に、階層の直接効果を説明する試みとして注目されている RRA 仮説（職業階層）や学歴下降回避仮説（教育階層）はどうだろうか。太郎丸（2007）を参考に RRA 仮説が正しい場合に期待される結果を本稿に即して表現すると、1) 直接効果の存在、2) 選抜制度の効果が上位階層で小さく中下位層で大きいこと、と言える。1 点目は議論の余地もなく満たされている。他方 2 点目の表現は曖昧であり、その認否は基準をどれだけ厳しくするかに依存する。RRA 仮説を第 2 節の考察で示した階層本位論的な説明と見なして厳しい条件設定をした場合、仮説が正しければ、下位トラックで階層支配に近く上位トラックで階層優位に近い傾向が認められるはずだが、これは分析結果と異なる。他方、条件をゆるめて、選抜制度の範囲内でトラックと職業階層の効果に相互作用が認められればよいと考えれば、これは迂回増幅仮説と同等で、先述の通り男子の国公立大等進学でそれにあてはまる状況が認められている。ただし、仮にこれを受け入れたからといって、直ちに仮説の正しさが証明されたと言えるわけではない。それには「下降移動を避ける教育戦略」の検討に踏み込む必要があるが、これには各階層が下降移動を避けるために最低限必要な学歴の特定や、学歴と高校トラックとの対応関係の特定など多くの困難な作業が必要とされる。

なお、RRA 仮説を親子間の学歴の関係に単純化した学歴下降回避仮説であれば、検討作業はよりシンプルになる。中等教育への進学には父親が中等教育を受けているか否かが、高等教育への進学には父親が高等教育を受けているか否かが重要であるという結果は、学歴下降回避説に適合的な結果と言える<sup>17</sup>。もちろん、これのみで仮説の正しさが証明されるわけではないが、「成熟学歴社会」では、このメカニズムが強く作動するようになるという吉川（2006）の予想が正しいとすれば、この仮説の妥当性について、さらに検討する価値はあるだろう。

## 文献

- 1995 年 SSM 調査研究会. 1995. 『SSM 産業分類・職業分類（95 年版）』 1995 年 SSM 調査研究会.  
荒牧草平. 2000. 「教育機会の格差は縮小したか—教育環境の変化と出身階層間格差」. 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 : 15-35.  
荒牧草平. 2007. 「Transitions Approach による教育達成過程の趨勢分析」『理論と方法』 22(2) : 189-203.  
Blossfeld, Hans-Peter and Yossi Shavit. 1993. "Persisting Barriers: Change in Educational Opportunities in Thirteen Countries." Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld ed. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Westview Press: 1-23.

<sup>16</sup> 付言すれば父職の場合もデータ上の根拠は心許ない。要となる T1C3 からの国公立大（含む A 大）への進学者はたったの 5 名にすぎない。

<sup>17</sup> これに関連した詳細な検討は、本報告書の古田（2008）を参照のこと。

- Boudon, Raymond. 1973. *L'Inégalité des Chances: La mobilité dans les sociétés industrielles*. Paris: Librairie Armand Colin. (=1983. 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) .
- Breen, Richard and John H. Goldthorpe. 1997. "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory." *Rationality and Society*. 9(3): 275-305.
- Breen, Richard and Jan O. Jonsson. 2000. "Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model." *American Sociological Review*. 65(5): 754-772.
- Erikson, Robert and John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- 古田和久. 2008. 「教育機会の不平等生成メカニズムの分析」.米澤彰純（編）『教育達成の構造』（2005年SSM調査シリーズ5）.2005年社会階層と社会移動調査研究会 所収.
- 原純輔. 2000. 『日本の階層システム1—近代化と社会階層—』東京大学出版会.
- 平沢和司・片瀬一男. 2008. 「きょうだい構成と教育達成」.米澤彰純（編）『教育達成の構造』（2005年SSM調査シリーズ5）.2005年社会階層と社会移動調査研究会 所収.
- 石田浩.2000.「産業社会の中の日本—社会移動の国際比較と趨勢—」原純輔『日本の階層システム1—近代化と社会階層—』東京大学出版会：219-248.
- Ishida, Hiroshi. 2003. "Educational Expansion and Inequality of Access to Education in Japan" Paper presented at the ISA RC28 meeting at New York University (August).
- 鹿又伸夫. 2006. 「計量社会学における多重比較の同時分析：ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21 (1) : 33-48.
- 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.
- 菊池城司. 1990. 「序論：現代日本における教育と社会移動」. 菊池城司（編）『現代日本の階層構造3－教育と社会移動－』東京大学出版会: 1-23.
- 近藤博之. 1997. 「教育と社会移動の趨勢」『行動計量学』24(1) : 28-36.
- 近藤博之. 1988. 「社会階層と教育の機会—1955年～1985年の趨勢—」. 菊池城司（編）『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書第3巻—教育と社会移動—』1985年社会階層と社会移動全国調査委員会: 129-51.
- Lucas, Samuel R.. 1999. *Tracking Inequality: Stratification and Mobility in American High Schools*. New York: Teachers College Press.
- Mare, Robert D.. 1980. "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of the American Statistical Association*. 75(370): 295-305.
- Mare, Robert D.. 1981. "Change and Stability in Educational Stratification." *American Sociological Review*. 46(1): 72-87.
- Oakes, Jeannie, Adam Gamoran, and Reba N. Page. 1992. "Curriculum Differentiation, Opportunities, Outcomes, and Meanings." In P. Jackson (ed.). *Handbook of Research on Curriculum*. New York: Macmillan.
- 尾嶋史章. 1990. 「教育機会の趨勢分析」.菊池城司（編）『現代日本の階層構造3－教育と社会移動－』東京大学出版会 : 25-55.
- Raftery, Adrian E. and Michael Hout. 1993. "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education. 1921-75." *Sociology of Education*. 66(1): 41-62.
- Treiman, Donald J. and Kazuo Yamaguchi. 1993. "Trends in Educational Attainment in Japan." Pp. 229-49. in *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. edited by Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld. Westview Press.
- 太郎丸博. 2007. 「大学進学率の階級間格差に関する合理的選択理論の検討—相対的リスク回避仮説の1995年SSM調査データによる分析—」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』33 : 201-212.

**Class Differences in Educational Attainment Processes in Japan:  
Investigation of the Class Effects and the Selection Effects**

**Sohei ARAMAKI**

**Gunma University**

Studies on the trend of inequality of educational opportunity report the stability of it. They do not, however, examine the multidimensional class differences in educational attainment processes. Drawing on the theoretical framework of Boudon (1973), this paper tried to comprehend the class differences in educational attainment processes applying the multinomial transition model to the data of The Social Stratification and Social Mobility Survey in Japan, 2005. We also tried to evaluate the validity of some hypotheses on the mechanisms of generating those class differences, using these empirical findings.

Main results are the followings. 1) There is little class difference in grades of junior high schools. 2) The main disparity of the effect of occupational stratification in educational transitions lies between manuals and non-manuals, although there is no difference between children of manual workers in large corporations and those of non-manual workers. 3) The main disparity of the effect of father's levels of education depends on the levels of transition. 4) Although the effects of economical stratification in the second transition are limited to low selective options, there are large economical effects in the first transition. 5) In most cases selection effects exceeds the class effects. 6) The effect of fathers' occupation to sons is stronger in the lower tracks than in the middle and upper tracks, although the class differences for women are larger in the middle and upper tracks than in the lower tracks. 7) It is difficult to support the Relative Risk Aversion Hypothesis, though some empirical results fit the assumptions of it.

Key words and phrases: Multinomial Transition Model, Multidimensional Class Indexes, Relative Risk Aversion Hypothesis



# 教育機会の不平等生成メカニズムの分析

古田和久  
(同志社大学)

## 【要旨】

出身階層による教育機会の不平等を説明するために、親の学歴を基準に据えた相対的リスク回避説—学歴下降回避説とも呼ばれる一では、個人は少なくとも親と同等の学歴を得ようとして、進学するか否かの選択をすると考える。この論文では、教育達成に対する親学歴と家庭の経済的資源の効果に着目し、相対的リスク回避説から予想されるパターンを提示し、検証した。1995年と2005年SSM調査データ合併して、男女コーホート別に分析した結果、1956年から1975年生まれの男性についてのみ、この仮説が部分的に支持された。今後、教育機会の不平等に関する他の仮説と比較検討する必要があるが、この結果は、教育機会の不平等生成メカニズムにおいて、変化が生じている可能性を示唆するものである。

キーワード：教育機会の不平等、相対的リスク回避説（学歴下降回避説）、経済的資源

## 1. 問題の所在

1990年代に行われた教育達成に関する国際比較研究によれば、多くの国で教育が著しく拡大したにもかかわらず、出身階層による教育機会の不平等はほとんど変化していないという（Blossfeld and Shavit 1993）。日本も例外ではなく、1995年SSM調査の分析により、そうした傾向が支持されている（荒牧 2000）。だが、階層間格差のメカニズムが十分に解明されているわけではない。

このような状況において、BreenとGoldthorpeは合理的選択理論の立場から、教育機会の不平等を解明しようとしている（Goldthorpe 1996, Breen and Goldthorpe 1997）。そこでは、Boudon（1973）が提示した不平等発生のメカニズムを前提として、個人の選択から教育達成における階層間格差の持続を説明している。すなわち、Boudonは、教育機会の不平等が発生するメカニズムとして、2つの効果を区別した。1つは、出身階層による学業成績の差異であり、出身階層が高いほど家庭の文化的環境が豊かであるために、学業成績の点で有利な立場におかれる。もう1つは、社会的位置に応じた決定のメカニズムである。学生は教育課程のいくつかの時点で、教育を継続するか否かの決定をする必要あるが、各分岐点ではおのれの選択肢（残存/非残存）にコスト、便益、リスクが結びつけられている。そして、それらは社会的位置に応じて異なっているために、出身階層によって異なる選択をするとされる

(Boudon 1973)。

Boudon が提示した 2 つのメカニズムのうち、学業成績に関するものを第 1 次効果、社会的位置に応じた決定は第 2 次効果と呼ばれるが、Breen と Goldthorpe は後者をモデルの中心に置き、教育不平等のメカニズムとして、相対的リスク回避 (relative risk aversion) 説を提唱している。その説は、家族（親と子ども）は子どもが少なくとも、親と同じ階級的地位に到達することをめざすと想定する。すなわち、親の地位から下降移動することを回避したいという人々の意識である。この前提のもとで、上層階級であるサービス階級の子どもが、親と同じ地位につこうとすれば、労働者階級の子どもよりも、より高い水準の教育を受けなければならぬ。このメカニズムのために、社会全体で進学率が上昇しても、出身背景による教育達成の格差が維持されるという。このほかにも、教育を継続した場合のコストと成功見込みが進学するか否かの選択に関係するとされる。

こうした相対的リスク回避説の議論では、親の職業的地位を基準にして、この地位を維持するために、親と子どもが進学したいと望む教育水準が決められるとされるが、親の学歴を出身背景の社会的位置として、この仮説に修正を加え、検証するものがある (Need and De Jong 2000、 Davis et al. 2002、吉川 2006、Mastekaasa 2006)。こうした修正仮説においては、子どもは少なくとも親と同等の学歴を得ようとして、進学するか否かの選択をすると考える。例えば、親が高卒であれば、高校を卒業した時点で下降移動は回避されるのに対して、親が大卒の場合、親と同等の学歴を得ようとすれば、大学進学を選択する必要がある。このことから、大卒ではない親を持つ場合に比べて、大卒の親を持つ子どもほうが大学に進学する可能性が高い、という予想が導き出される。日本社会の階層構造における学歴の重要性を論じた吉川 (2006) は、こうした仮説を学歴下降回避説と名づけている。本稿でも親の学歴に着目して分析していることを明確にするため、学歴下降回避説と呼んでおこう。

このように、親の職業や学歴といった、出身背景の社会的位置によって個人の選択が異なることに着目している一方で、教育制度によって、進学する場合のコストや大学を卒業できる見込みは異なるから、その国の教育制度も個人の選択に影響するだろう (Breen and Jonsson 2005)。日本の教育制度に沿った理解を提示しようとすれば、教育コストに着目する必要があると考える。具体的には、私立大学を中心とした日本の高等教育は、家計に費用負担を依存することによって拡大してきた。このため、高校卒業後も教育を継続するためには、高額の授業料を負担しなければならない。Breen と Goldthorpe が、すべての経済先進国において、授業料の廃止や生活費奨学金などの導入により、コストが低下したことを強調しているのとは対照的に、日本では、1970 年代の後半以降、消費支出を上回る勢いで大学の授業料が上昇している (矢野 1996)。したがって、日本では社会的位置による効果と比べても、大学進学における経済的資源の効果は小さくないと予想される。

以上のような議論を踏まえ、本論では出身背景による教育不平等に関して、2 つの点に着

目して分析を行う。まず、親の学歴の効果が親の職業のそれよりも強く、その効果は変化しにくいと要約していることを考慮して (Shavit et al. 2007)、出身背景の社会的地位として親の学歴に着目し、子どもの教育達成に対する親学歴の効果が、上述の学歴下降回避説から予想されるパターンに従うか否かを検討する。さらに、教育達成において家庭の経済的資源が重要な役割を果たす可能性が大きいことから、親の学歴によって経済的資源の効果が異なるかどうかを調べる。

教育達成に対する親学歴の効果のパターンを検討した先行例として、Davis et al (2002) がある。彼らが研究対象としているデンマークの教育制度では、教育を一時中断した後に復帰したり、職業教育と普通教育との移動がしやすいとされ、進学経路が複雑に分岐している。こうした多くの分岐点での選択について、親の学歴によって子どもの進学傾向がどう違うかに注目しているが、全体として明確な結果が得られているわけではない。

これに対して、日本は単線型の教育制度であり、主要な側面として、中学から高校への進学と、高校から高等教育への進学段階を考慮すればよいため、シンプルな結果が得られる。加えて、SSM データには複数の世代が含まれるから、出生コーホート間の比較ができる。こうした利点を利用して、教育機会の不平等生成メカニズムにおける性別、および世代による差異を分析することが、ここでの課題である。

## 2. データと変数

本稿で使用するデータは、「1995 年社会階層と社会移動調査 (SSM1995)」と「2005 年社会階層と社会移動日本調査 (SSM2005-J)」(第 4 次配布版) の 2 時点の SSM 調査である。ともに全国の 20 歳から 69 歳の男女を対象としており、SSM1995 は、計画サンプル数 4,032、有効回収数は 2,653、有効回収率は 65.8% であった (本調査 A)。一方、SSM2005-J では、計画サンプル数は 14,140、そのうち有効回収数は 5,742、無効抽出票を除いた回収率は 44.1% であった。ここでは、SSM1995 の A 票と SSM2005-J の面接票を合併したデータを用いる。分析対象は、比較的多くサンプル数を確保でき、全員が新制の教育制度のもとで学歴を取得した、1936 年生まれから 1975 年生まれの者である。

はじめに、従属変数は本人の学歴である。SSM2005-J では、調査対象者の教育経験をより詳細に質問しており、SSM1995 の質問項目とやや異なるが、ともに「中学」「高校」「大学短大 (高専、大学院を含む)」の 3 段階にまとめた。なお、SSM 調査には、親の学歴として、専修学校の経験は含まれていない。ここでは、親の学歴と対応させるために、本人の専修学校経験は考慮していない。

独立変数は、親の学歴、父親の職業、出身家庭の経済状態、本人の中學 3 年生時の学業成績、出生コーホートである。出身階層の社会的位置に関する変数は、親の学歴と父親の職業

である。親の学歴は、父母の学歴のうち高いほうの学歴とし、旧制の学歴も含めて、「義務教育レベル」「中等教育レベル」「高等教育レベル」の3つの段階に分類した<sup>1</sup>。また、父親の職業は、主な仕事に関する情報を利用した。具体的な分類は、「専門管理」、「事務販売」、「ブルーカラー（熟練・半熟練・非熟練）」、「農林」の4つである<sup>2</sup>。

次に、家庭の経済的資源は、消費水準から見た家庭の経済状態である。すなわち、回答者が15歳のとき、家庭が次の財産項目を所有していたかどうかをもとに、出身家庭の経済状態の指標を算出した。ここでは、SSM1995とSSM2005-Jの両方のデータセットに含まれている、11種類の財産項目（持ち家、風呂、応接セット、ピアノ、テレビ、ラジオ、冷蔵庫、電話、文学全集・図鑑、乗用車、美術品・骨董品）を用いた<sup>3</sup>。これらの項目の信頼性係数は（Cronbachのα）0.785であった。財の所有状況は、回答者の出生年により大きく異なるから、5年刻みの出生コードごとに各項目の得点を算出した。実際には各項目に対して、当該のコードにおける非所有者の割合をその財の得点として所有者に与えた。したがって、希少な財を所有しているほど、得点は高くなる。このようにして個々の項目の得点を求め、各個人について11種類の得点を合計したものを標準化し、出身家庭の経済的資源の指標とした<sup>4</sup>。

さらに、出身背景の社会的位置の効果を検討するためには、学業成績に関する変数を統制する必要がある。この調査は、20歳以上の成人を対象としており、対象者が学校に在学した当時の成績を正確に知ることはできない。そこで、中学3年のときの成績に対する自己評価で代用した。「上の方」から「下の方」までの5段階の自己評価に対して、5から1の数値を割り当てた。

また、出生年の効果を統制するために、5年刻みの出生コードを投入した。なお、以下の分析では、対象者を1936年から1955年に生まれた者と、1956年から1975年に生まれた者に分け、男女コード別の分析を行う。進学率の動きは性別によりやや異なっているが、前者は高校および高等教育がともに拡大する時期に進学した世代を含むのに対して、後者には、高校の進学率は飽和状態を迎え、高等教育の進学率が停滞した時期に進学した世代が多く含まれる。

<sup>1</sup> 具体的には、旧制尋常小学校、旧制高等小学校、新制中学を「義務教育レベル」に、旧制中学校・高等女学校、実業学校、師範学校、新制高校を「中等教育レベル」に、旧制高校・専門学校・高等師範学校、旧制大学、新制短大・高専、新制大学、新制大学院を「高等教育レベル」に分類した。

<sup>2</sup> ただし、2005年データにおいて、主な仕事が無回答の場合は、15歳時の仕事の情報を利用した。

<sup>3</sup> 所有財から構成された経済的資源の指標に関しては、長期的な家族の経済状態を反映すると考えられているが（Wong 1998）、本稿でもそのような立場に立っている。

<sup>4</sup> この指標の妥当性を確かめるために、尾嶋（2002）に倣って、出生年ごとに経済的資源と教育年数との相関係数を算出し、5年の移動平均によりスムージングした。これによると、1950年代に生まれた世代で経済的資源と教育年数の相関が高く、それ以降の世代で低下している。1950年代生まれの世代が大学に進学したのは、1960年代の後半から1970年代であるが、この時期に大学進学機会の不平等が強まったとする近藤（2001）のパターンと類似している。したがって、ここで用いた経済的資源の変数は単純なものであるが、ある程度、適切な指標であることを傍証している。

### 3. モデルと仮説

#### 3.1 モデル

教育機会の不平等を吟味する視点として、最終的な教育達成に着目するものと、教育達成の過程に着目するものがある。個人の最終学歴を教育年数に変換し、これを父親の職業や学歴などの変数に回帰させる方法は、出身背景による教育機会の不平等を検討するための標準的な手法であった。

だが、Mare (1980、 1981) は、教育年数を従属変数とした OLS 回帰モデルによって推定された出身の効果には、出身背景と教育達成の関連だけでなく、全体の教育水準の分布の効果が含まれること論証した。この問題を回避するために、ロジット・モデルを使って相対的な格差を評価した。具体的には、達成された学歴をそこに至る各段階での決定の連続と捉え、前段階の移行に成功した者を分析対象として、それぞれの段階での決定（進学/非進学、卒業/非卒業）に出身背景がどのように影響するかを見極めた。この研究が発表されて以来、多くの国で、教育達成過程における出身階層間の不平等に关心が寄せられ、その手法は国際比較研究でも採用されている。

これに対して、Mare モデルを批判した Cameron and Heckman (Cameron and Heckman 1998) や、そこで定式化されたモデルを修正した Lauer (2005) の基本モデルは、順序プロビット・モデルを採用している<sup>5</sup>。これらは教育達成の過程ではなく、最終的な教育達成をモデル化したものであるが、そのようなモデルは、個人がどこまで教育を受けるかに関する決定が、達成過程のはじめの段階で決定されていると暗黙に想定しており、ふさわしくないという指摘もある (Breen and Jonsson 2000)。

しかし、本稿の検討課題から言えば、そうした想定は受け入れがたいものはではない。つまり、ほとんどの場合、子どもが進学する時点よりも前に親の学歴は確定しているから、学歴下降回避説のように、親の学歴を基準に個人がどの段階まで教育を受けるかについての選択を行っていると想定すれば、個人は中学を卒業する時点で、ある程度の長期的な見通しをもって選択すると考えられる。そこで以下では、最終的な教育達成に着目し、累積ロジット・モデルを採用して、本人学歴を順序変数（1=中学、2=高校、3=大学短大）として扱い、出身背景の効果のパターンを分析する。

まず、本人の学歴が中学、高校、大学短大である確率を順に、 $\pi_1$ 、 $\pi_2$ 、 $\pi_3$  とすると、 $P_j$  は本人の学歴が、j 番目までである累積確率であり ( $P_j = \pi_1 + \dots + \pi_j$ )、本稿の分析では、下の式(1)を用いて、j=1 の場合 ( $P_1$ ) と、j=2 の場合 ( $P_2$ ) を考慮する。

<sup>5</sup> Lauer (2005) は最終学歴をモデル化した基本モデルを拡張して、教育達成の過程を組み込んだモデル化も行っている。

$$\log\left(\frac{P_j}{1-P_j}\right) = \alpha_j - (\beta_1 PEDUL + \beta_2 PEDUH + \beta_3 ECON + \beta_4 PERF + \beta_5 PEDUH \times ECON + \sum_l \beta_l FJOB)$$
(1)

ここで、式（1）の PEDUL、PEDUH は親学歴のダミー変数であり、それぞれ親の学歴が義務教育レベル、高等教育レベルに対応する（基準カテゴリーは中等教育レベル）。また、ECON は出身家庭の経済的資源、PERF は中学 3 年生時の成績、FJOB は父親の職業（ダミー変数）である。この式（1）により、本人学歴が中学である確率のロジット ( $\log [\pi_1 / (\pi_2 + \pi_3)]$ ) と、本人学歴が中学か高校である確率のロジット ( $\log [(\pi_1 + \pi_2) / \pi_3]$ ) を予測する式が推定されることになる。このモデルの特徴は、各独立変数の効果 ( $\beta$ ) が、従属変数の段階  $j$  にかかわらず、一定である仮定されることにあり、この特徴から比例オッズモデル（Proportional Odds model）とも呼ばれる。

この強い仮定を緩めて、ある独立変数には従属変数の段階  $j$  にかかわらず効果が一定であるとする仮定を置くのに対して、別の独立変数にはそうした仮定を課さない、部分的比例オッズモデル（Partial Proportional Odds model）がある（Peterson and Harrell 1990、O’Connell 2006、Williams 2006）。すなわち、比例オッズの仮定を置かない独立変数は、従属変数の段階  $j$  によって、その効果 ( $\beta_j$ ) が異なるということを意味する。

$$\log\left(\frac{P_j}{1-P_j}\right) = \alpha_j - (\beta_{1j} PEDUL + \beta_{2j} PEDUH + \beta_3 ECON + \beta_4 PERF + \beta_5 PEDUH \times ECON + \sum_l \beta_l FJOB)$$
(2)

式（2）では、親学歴の効果が、従属変数の段階  $j$  によって異なることを想定している。相対的リスク回避説を検証するために、親学歴の効果のパターンに着目したものとして、Davis らの研究（Davis et al. 2002）があるが、次にそうしたものを参考にしながら、式（2）のモデルを前提に、親学歴の効果が 2 つの確率のロジットに対して、どのような効果を持つと予想されるかを整理する。

### 3.2 親学歴効果のパターン

ここでは、親の学歴を基準として、どの段階まで進学するかについての選択が行われると考える。つまり、親の学歴が中等教育レベルであれば、子どもが少なくとも高校に進学することを重視し、親が高等教育レベルの学歴であれば、大学短大への進学することに高い価値を置く。したがって、親の学歴が中等教育レベルであっても、高等教育レベルであっても、高校への進学には、両者の関心が強いのに対して、大学短大への進学においては、とりわけ高

等教育学歴の親とその子どもの関心が強くなるだろう。こうした学歴下降回避説と整合的であるとすれば、親学歴の効果は、子どもの進学段階によって異なり、中等教育レベルを基準カテゴリーとすれば、次のようなパターンが期待される。

第1に、親の学歴が義務教育レベルであることの効果 ( $\beta_{1j}$ ) は、 $j=1$  のとき（中学と高校以上との対比:  $\log [\pi_1 / (\pi_2 + \pi_3)]$ ）、マイナスの効果を持つだろう。基準カテゴリーである中等学歴の親を持つ家庭においては、子どもが中学を卒業した段階で、親学歴からの下降移動が回避されていないため、より高い段階への進学を希望すると予想される。一方で、義務教育レベルの親の家庭では、こうした下降移動忌避のメカニズムが作用しない。したがって、親の学歴が義務教育であれば、高校以上の進学において不利になるからである。

これに対して、 $j=2$  のとき（高校以下と大学短大の対比:  $\log [(\pi_1 + \pi_2) / \pi_3]$ ）、義務教育の親を持つ家庭だけでなく、中等教育学歴を持つ家族も同様に、子どもが大学短大へ進学しなくとも、親学歴からの下降は回避されている。よって、大学進学において、義務教育の親の家族と中等教育の親の家族の間にそれほど大きな差はないと考えられ、親義務教育の効果はほとんど見られないだろう。以上、2つの予想をまとめると、親学歴が義務教育であることの効果 ( $\beta_{1j}$ ) は次のようなものである。

$$j=1 \text{ のとき } \beta_{11} < 0, j=2 \text{ のとき } \beta_{12} = 0 \quad (3)$$

第2に、親学歴が高等教育レベルであることの効果 ( $\beta_{2j}$ ) は、中学と高校以上の対比において ( $j=1$  のとき)、ほとんど見られないはずである。なぜなら、親の学歴が高等教育である家庭でも、中等教育の家庭でも、高校に進学しなければ、子どもの学歴は親の学歴から下降移動してしまう。よって、どちらの出身であっても同じように高校に進学すると考えられるからである。

他方、 $j=2$  のときは、下降移動をしないために、高等教育レベルの親を持つ家族において、より強く進学を希望するだろう。このため、親が高等教育レベルの学歴である効果 ( $\beta_{2j}$ ) はプラスの効果を持つと期待される。以上、親が高等学歴の効果 ( $\beta_{2j}$ ) に関する予想をまとめると、次のようなパターンであると予想される。

$$j=1 \text{ のとき } \beta_{21} = 0, j=2 \text{ のとき } \beta_{22} > 0 \quad (4)$$

このように、 $\beta_{1j}$  については(3)の、 $\beta_{2j}$  については(4)のようなパターンが同時に示されれば、学歴下降回避説のもっともらしさは高くなる。他方で、この予想に反して、 $j$  による親学歴効果の違いを考慮しても、モデルが改善されず、親の学歴が高いほど子どもの学歴も高ければ、次のようなパターンを意味する。

$$\beta_{11} = \beta_{12} < 0, \quad \beta_{21} = \beta_{22} > 0 \quad (5)$$

これは、どちらの進学段階においても、より高い学歴を持つ親の子どもが有利な立場にあり、出身背景による格差が一定であることを示す。この場合、親学歴が高ければ、子どもの学歴も高くなることから、親の学歴効果は文化的資源のような、何らかの資源の保有状況を反映していると解釈するほうがもっともらしいだろう。

### 3.3 親学歴と家庭の経済変数との交互作用パターン

上で予想した親学歴の効果のパターンに加えて、家庭の経済的資源の効果についても整理しておこう。日本の教育制度では、進学において家庭の経済的資源が重要であることを述べたが、親の学歴と経済的資源の交互作用項を用いて、親の学歴によって経済的資源の効果が異なるかどうかを確かめる。親の学歴と家庭の経済的資源の交互作用については、次の3つが想定される。

まず、 $\beta_5 < 0$  の場合である。これは親が高等教育レベルの学歴であれば、家庭の経済水準が子どもの進学に影響しないか、経済的資源の効果が緩和される、ということを示す。すなわち、長期的な経済的資源の不足を、何らかの方法によって補うということである。例えば、子どもの進学のために長期的に貯蓄をしたり、奨学金や教育ローンを利用することが想定される。教育不平等のメカニズムとして学歴下降回避が優勢であれば、高等教育学歴の親は下降移動を回避するために、経済的資源が乏しくても進学資金を捻出しようとするため、このパターンが見られるだろう。

次に、 $\beta_5 = 0$  の場合である。これは、親の学歴と家庭の経済的資源との交互作用がないことを意味する。つまり、進学には親の学歴に関係なく、経済的資源が必須であり、家庭の経済状態が子どもの進学を左右することを示唆する。

最後に、 $\beta_5 > 0$  というパターンである。このとき、高等教育学歴の親を持つ子どもにおいて、経済的資源による進学水準の差が大きいことを意味する。つまり、親が高等教育レベルの学歴層では進学需要が高いが、経済的な制約も大きいということである。言い換えれば、使用できる経済的資源があれば、教育に積極的に投入するということであろう。逆に、親が義務教育、中等教育学歴の家庭では、進学需要が相対的に低いということだろう。

以上のような教育達成に対する出身階層の効果のパターンを検証するために、まず  $\beta$  の効果が一定であると仮定する比例オッズモデルを推定し、次に親の学歴効果について、比例オッズの仮定を課さないモデルを推定し、モデルが改善されるかどうかを確認する。それに続いて、親の学歴と家庭の経済的資源に関する変数の交互作用を投入し、現実のデータに対して、どのパターンが整合的であるかを確かめる。

## 4. 分析

### 4.1 男性の教育達成

前節で整理した仮説をもとに、男性の教育達成において階層間格差が生じるメカニズムを検討する。男性の教育達成について、コーホート別に検討したものが、表1と表2である。はじめに、1936年から1955年生まれの対象者に対する結果を見てみよう（表1）。

表1 教育達成に対する出身背景の効果（男性 1936-1955 年コーホート）

	model1		model2		model3		model4	
	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se
出生コーホート								
(1936-1940)								
1941-1945	0.433 ***	(0.159)	0.435 ***	(0.159)	0.433 ***	(0.159)	0.423 ***	(0.159)
1946-1950	0.943 ***	(0.156)	0.944 ***	(0.156)	0.945 ***	(0.156)	0.937 ***	(0.156)
1951-1955	1.593 ***	(0.172)	1.598 ***	(0.172)	1.598 ***	(0.172)	1.590 ***	(0.172)
父職								
専門管理	1.186 ***	(0.209)	1.175 ***	(0.210)	1.182 ***	(0.209)	1.187 ***	(0.210)
事務販売	0.656 ***	(0.163)	0.654 ***	(0.163)	0.659 ***	(0.163)	0.656 ***	(0.163)
(ブルーカラー)								
農林	-0.263 *	(0.138)	-0.265 *	(0.138)	-0.264 *	(0.138)	-0.268 *	(0.138)
親学歴								
義務教育	-0.553 ***	(0.145)			-0.563 ***	(0.146)	-0.563 ***	(0.146)
義務教育1			-0.430 **	(0.203)				
義務教育2			-0.628 ***	(0.171)				
(中等教育)								
高等教育	0.593 ***	(0.230)					0.489 **	(0.243)
高等教育1			0.574 **	(0.231)	0.152	(0.430)		
高等教育2					0.665 **	(0.239)		
中3時成績	1.026 ***	(0.061)	1.025 ***	(0.061)	1.027 ***	(0.061)	1.029 ***	(0.061)
経済的資源	0.473 ***	(0.066)	0.472 ***	(0.066)	0.474 ***	(0.066)	0.445 ***	(0.070)
経済的資源 × 親高等教育							0.265	(0.209)
$\alpha_1$	1.981 ***	(0.267)	2.082 ***	(0.291)	1.965 ***	(0.267)	1.979 ***	(0.267)
$\alpha_2$	5.518 ***	(0.311)	5.473 ***	(0.314)	5.532 ***	(0.311)	5.513 ***	(0.311)
-2LL	2160.140		2159.432		2158.839		2158.534	
McFadden's R2	0.277		0.277		0.277		0.277	

\* p < 0.10 \*\* p < 0.05 \*\*\* p < 0.01

N=1449

注) 各変数の () は基準カテゴリーを示す。

モデル1は、すべての独立変数に対して比例オッズの仮定を置いて推定したものである。

なお、ここで示す  $\beta$  は、式(1)および式(2)のように表現される。したがって、 $\beta$  の係数がプラスであれば、独立変数の値が大きいほど、上位の学歴カテゴリーになる可能性が高く、

逆に、 $\beta$  の係数がマイナスであれば、独立変数の値が大きいほど、下位の学歴カテゴリーである可能性が高いことになる。

モデル 1 の推定結果を見ると、学業成績を統制しても、出身背景が教育達成に影響を及ぼしている。父親の職業に関して、専門管理職、事務販売職の親を持つ子どもは、ブルーカラー職の親を持つ子どもよりも、上の段階の学校に進学しやすい。他方、農林漁業の出身背景をもつ者が、義務教育を終えて進学するときに最も不利な立場に置かれている。また、家庭の経済的資源が豊富なほど、子どもが高い学歴を得ておらず、教育達成において家庭の経済状態が重要であることが確認される。さらに、親の学歴も子どもの学歴に対して独自の効果を持っている。具体的には、中等教育レベルの親を持つ子どもと比較して、親の学歴が義務教育レベルであれば進学率が低く、親が高等教育に進学していた場合、子どもも上の段階の教育を受ける可能性が大きいことがわかる。

次に、親学歴の効果が比例オッズの仮定を満たしているかどうかを調べ、親学歴効果のパターンを探ってみる。モデル 2 は、親学歴が義務教育であることの効果について、段階別の変数（比例オッズの仮定を課さない変数）を投入している。この変数を投入しても、モデルの適合度は改善されない ( $G^2=0.708$ 、 $df=1$ 、 $p=0.400$ )。同様にモデル 3 で、高等教育学歴の出身背景の効果が、学歴段階によって異なるとする変数を投入しても、モデルの適合度は改善されない ( $G^2=1.301$ 、 $df=1$ 、 $p=0.254$ )。以上の結果から、教育拡大期に進学した男性においては、段階別の効果の違いを考慮してもモデルは改善されず、親学歴効果のパターンは、先述の(5)のパターンと適合的であると見なされる。

こうした親学歴効果のパターンに加えて、親の学歴によって、家庭の経済的資源の役割が異なるかどうかを調べるために、親学歴と経済的資源に関する変数の交互作用を投入してみよう。モデル 4 では、モデル 1 に親学歴と家庭の経済的資源の交互作用項を追加している。

モデル 4 で推定された係数を見ると、親学歴と経済的資源の交互作用項は、10%水準で有意ではないが<sup>6</sup> ( $p=0.205$ )、その符号はプラスであり、興味深い。この交互作用項の傾向から、次のように考えられる。つまり、親学歴が義務教育でも中等教育でも、家庭の経済的資源の多寡が進学にとって重要であるが、高等教育卒の親を持つ子どもにおいて、家庭の経済的状況による、進学水準の差異がやや大きいということである。したがって、親の学歴が高ければ、より上の段階の学校に対する需要が非常に高いが、その分、経済的要因が抑制的に作用していると考えられる。言い換えれば、家庭の経済状況が許容すれば、子どもをより上の段階の学校に進学させるということである。一方で、それ以外の層では、進学需要が相対的に高くないことが示唆される。

以上のような親学歴効果のパターンおよび、それと家庭の経済変数との交互作用のパター

<sup>6</sup> この点は、経済的資源の指標の作成方法に依存する。同じ所有財項目から別の方法で作成した変数では10%水準で有意であった。

ンを合わせて考えると、1936 年から 1955 年に生まれた世代では、学歴下降回避説を支持する傾向は見出せない。むしろ出身家庭にある経済的、文化的な資源が進学を左右したということであろう。

表 2 教育達成に対する出身背景の効果（男性 1956–1975 年コートホート）

	model1		model2		model3		model4	
	β	se	β	se	β	se	β	se
出生コートホート (1956-1960)								
1961-1965	0.026	(0.195)	0.037	(0.194)	0.036	(0.194)	0.033	(0.194)
1966-1970	-0.018	(0.203)	-0.002	(0.202)	-0.002	(0.202)	-0.003	(0.202)
1971-1975	-0.368 *	(0.206)	-0.363 *	(0.206)	-0.362 *	(0.206)	-0.364 *	(0.206)
父職								
専門管理	1.000 ***	(0.216)	1.027 ***	(0.217)	1.025 ***	(0.217)	1.025 ***	(0.217)
事務販売	0.792 ***	(0.187)	0.807 ***	(0.187)	0.815 ***	(0.188)	0.817 ***	(0.188)
(ブルーカラー)								
農林	-0.276	(0.219)	-0.250	(0.218)	-0.248	(0.218)	-0.246	(0.219)
親学歴								
義務教育	-0.404 **	(0.166)						
義務教育1			-1.058 ***	(0.358)	-1.264 ***	(0.395)	-1.262 ***	(0.395)
義務教育2			-0.258	(0.179)	-0.238	(0.179)	-0.234	(0.180)
(中等教育)								
高等教育	0.736 ***	(0.215)	0.767 ***	(0.216)				
高等教育1					-0.532	(0.698)	-0.532	(0.699)
高等教育2					0.817 ***	(0.218)	0.835 ***	(0.221)
中3時成績	0.940 ***	(0.077)	0.938 ***	(0.077)	0.943 ***	(0.077)	0.942 ***	(0.077)
経済的資源	0.287 ***	(0.081)	0.289 ***	(0.081)	0.291 ***	(0.081)	0.311 ***	(0.091)
経済的資源 × 親高等教育							-0.097	(0.198)
α1	-0.754 **	(0.313)	-1.174 ***	(0.390)	-1.370 ***	(0.423)	-1.380 ***	(0.424)
α2	3.522 ***	(0.329)	3.584 ***	(0.332)	3.619 ***	(0.334)	3.615 ***	(0.334)
-2LL	1362.784		1357.976		1354.939		1354.701	
McFadden's R2	0.237		0.239		0.241		0.241	

\* p < 0.10 \*\* p < 0.05 \*\*\* p < 0.01

N=1062

注) 各変数の () は基準カテゴリーを示す。

続いて、1956 年から 1975 年生まれの対象者に対する結果を見てみよう（表 2）。モデル 1 の変数の効果について、親学歴、学業成績、家庭の経済的資源の効果は、予想される通りのものである。父親の職業については、1936 年から 1955 年の出生コートホートでは、農林層が最も不利であったのに対して、1956 年から 1975 年生まれではブルーカラー層との間に統計的な有意な差は見られない。

モデル 2 は、親義務教育の効果について、段階による効果の違いを考慮している。すると、

モデル 1 に比べて、このモデルの適合度は有意に改善されている ( $G^2=4.807$ 、 $df=1$ 、 $p=0.028$ )。

親が義務教育レベルの効果の係数を見ると、中学と高校以上との対比においてより強く、高校以下と大学短大との対比では、効果が弱くなり、統計的に有意ではない。この結果は、親義務教育の効果が比例オッズの仮定を満たさず、高等教育進学の段階では低下することを示唆している。

さらに、モデル 3 は、高等教育学歴の親を持つ効果について検討したものである。この変数が学歴段階によって違った効果を持つと仮定すると、10%水準でモデルの適合度は改善される ( $G^2=3.038$ 、 $df=1$ 、 $p=0.081$ )。 $\beta$  の値は、中学と高校以上との対比では統計的に有意ではないのに対して、高校以下と大学短大との対比ではその値が大きく、親が中等教育よりも高等教育学歴であれば、子どもが高等教育学歴を得る可能性が高い<sup>7</sup>。このような親学歴の効果は、(3) と (4) の両方の予想と整合的であり、親学歴効果のパターンから見る限り、学歴下降回避と整合的である。

このように、出身背景の効果が段階によって違う可能性があるが、親学歴と経済的資源の交互作用項を用いて、さらに検討を加えよう。1936 年から 1955 年の出生コーホートにおいては、 $\beta_5 > 0$  であったが、1956 年から 1975 年生まれのコーホートでは、交互作用項の符号はマイナスであり、上の世代とパターンは異なっている。しかし、統計的に有意ではないから、親の学歴に関係なく、家庭の経済状態が子どもの進学を左右することを示唆する。つまり、親が高等教育出身者でも、家庭の経済状態によって進学状況が違っており、学歴下降回避によって資源代替的なメカニズムが作用しているとはいえない。

ここで、男性の分析結果についてまとめておこう。教育拡大期に進学した世代では、親学歴の効果において、学歴下降回避的なパターンは見られなかったのに対して、進学率が停滞した時期に進学した世代では、学歴下降回避的なパターンと適合的であった。ただし、親の学歴と家庭の経済的資源の交互作用を考慮すると、学歴下降回避が教育不平等の主要なメカニズムであるあることを支持しない。とはいえ、教育機会の不平等が生成されるメカニズムにおいて、変化が生じていることを示唆するものである。

## 4.2 女性の教育達成

さらに女性について、男性と同様の検討をしたものが表 3 と表 4 である。1936 年から 1955 年の生まれの女性の結果を見てみよう（表 3）。ここでも、各変数の効果を調べ、モデル間の比較を行う。

<sup>7</sup> 1936-1955 年コーホートの男性においても、親高等教育ダミーの係数 ( $\beta_2$ ) に着目すれば、こうした傾向は見られる。その原因として、どちらのコーホートにおいても、実際に学歴下降移動を経験するサンプル数が少ないと影響も考えられるが、1936-1955 年コーホートの男性ではモデルの有効な改善は見られなかった。

表3 教育達成に対する出身背景の効果（女性 1936-1955年コホート）

	model1		model2		model3		model4	
	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se
出生コホート (1936-1940)								
1941-1945	0.562 ***	(0.162)	0.563 ***	(0.163)	0.561 ***	(0.162)	0.567 ***	(0.162)
1946-1950	1.497 ***	(0.164)	1.497 ***	(0.164)	1.498 ***	(0.164)	1.502 ***	(0.164)
1951-1955	2.196 ***	(0.178)	2.194 ***	(0.178)	2.197 ***	(0.178)	2.199 ***	(0.178)
父職 (ブルーカラー)								
専門管理	1.350 ***	(0.205)	1.354 ***	(0.205)	1.344 ***	(0.205)	1.347 ***	(0.205)
事務販売	0.407 **	(0.171)	0.410 **	(0.171)	0.408 **	(0.171)	0.411 **	(0.171)
農林								
親学歴	-0.242 *	(0.141)	-0.242 *	(0.141)	-0.242 *	(0.141)	-0.243 *	(0.141)
義務教育	-0.780 ***	(0.145)			-0.790 ***	(0.146)	-0.790 ***	(0.146)
義務教育1			-0.856 ***	(0.181)				
義務教育2			-0.676 ***	(0.207)				
(中等教育)								
高等教育	0.481 **	(0.208)	0.506 **	(0.213)			0.376	(0.241)
高等教育1					0.266	(0.414)		
高等教育2					0.523 **	(0.221)		
中3時成績	0.748 ***	(0.069)	0.749 ***	(0.069)	0.748 ***	(0.069)	0.749 ***	(0.069)
経済的資源	0.618 ***	(0.062)	0.620 ***	(0.062)	0.618 ***	(0.062)	0.595 ***	(0.067)
経済的資源 × 親高等教育							0.135	(0.156)
a1	1.632 ***	(0.290)	1.572 ***	(0.302)	1.618 ***	(0.291)	1.632 ***	(0.290)
a2	6.276 ***	(0.343)	6.320 ***	(0.350)	6.284 ***	(0.343)	6.269 ***	(0.343)
-2LL	2105.795		2105.291		2105.465		2105.036	
McFadden's R2	0.280		0.280		0.280		0.280	

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

N=1607

注) 各変数の () は基準カテゴリーを示す。

モデル1はすべての独立変数について、比例オッズの仮定を置いて推定している。変数効果を見れば、予想されるとおりの傾向であり、男性の結果とも類似している。次のモデル2は、親義務教育の効果について、段階別の変数を投入しているが、モデルは改善されていない ( $G^2=0.505$ 、df=1、p=0.477)。つまり、どちらの段階においても、義務教育の親を持つ子どもは、中等教育学歴の親の子どもよりも、進学する可能性が低い。また、モデル3は親高等教育ダミーについて段階別の効果を考慮しているが、ここでも改善は見られなかった ( $G^2=0.331$ 、df=1、p=0.565)。以上の結果は、(5)のパターンと適合的である。

さらに、モデル4で親学歴と経済的資源の交互作用項を検討すると、男性と同じく符号はプラスであった。こうしたことから、女性においても、1936年から1955年生まれの世代では、学歴下降回避説を支持する傾向は見出せず、出身家庭に存在する資源の水準によって子

どもの進路が分化していたと考えられる。

表4 教育達成に対する出身背景の効果（女性 1956-1975 年コート）

	model1		model2		model3		model4	
	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se
出生コート (1956-1960)								
1961-1965	-0.078	(0.191)	-0.083	(0.190)	-0.078	(0.191)	-0.078	(0.191)
1966-1970	-0.086	(0.197)	-0.083	(0.196)	-0.086	(0.197)	-0.085	(0.198)
1971-1975	0.312	(0.193)	0.310	(0.192)	0.312	(0.193)	0.312	(0.193)
父職 (ブルーカラー)								
専門管理	1.046 ***	(0.200)	1.053 ***	(0.200)	1.046 ***	(0.200)	1.046 ***	(0.200)
事務販売	0.530 ***	(0.175)	0.535 ***	(0.175)	0.530 ***	(0.175)	0.531 ***	(0.175)
農林	0.208	(0.220)	0.208	(0.219)	0.208	(0.220)	0.208	(0.220)
親学歴								
義務教育	-0.710 ***	(0.175)			-0.710 ***	(0.175)	-0.710 ***	(0.175)
義務教育1			-1.272 ***	(0.451)				
義務教育2 (中等教育)			-0.620 ***	(0.185)				
高等教育	0.625 ***	(0.182)	0.640 ***	(0.182)			0.620 ***	(0.196)
高等教育1					0.576	(1.037)		
高等教育2					0.625 ***	(0.182)		
中3時成績	0.866 ***	(0.082)	0.866 ***	(0.082)	0.866 ***	(0.082)	0.866 ***	(0.082)
経済的資源	0.547 ***	(0.072)	0.546 ***	(0.072)	0.547 ***	(0.072)	0.545 ***	(0.081)
経済的資源 × 親高等教育							0.009	(0.170)
$\alpha_1$	-1.483 ***	(0.351)	-1.868 ***	(0.471)	-1.485 ***	(0.353)	-1.482 ***	(0.351)
$\alpha_2$	3.974 ***	(0.348)	3.997 ***	(0.348)	3.975 ***	(0.348)	3.974 ***	(0.348)
-2LL	1456.132		1454.091		1456.130		1456.129	
McFadden's R2	0.247		0.248		0.247		0.247	

\* p < 0.10 \*\* p < 0.05 \*\*\* p < 0.01

N=1277

注) 各変数の () は基準カテゴリーを示す。

それでは、1956年から1975年の出生コートではどのような傾向が見られるだろうか。これまでと同様の手続きにより、 $\beta$  の効果が一定であると仮定する比例オッズモデルを推定し、親の学歴効果について、その仮定を課さないとモデルと比較して、モデルが改善されるかどうかを確かめた。それによれば、親義務教育ダミー、親高等教育ダミーの両方とも、進学段階によって、その効果が異なるという結果は得られなかった（モデル1とモデル2およびモデル3との比較結果は、それぞれ次のとおりである。 $G^2 = 2.041, df = 1, p = 0.153, G^2 = 0.002, df = 1, p = 0.962$ ）。また、モデル4ではモデル1に、親学歴と家庭の経済状態との交互作用項を追加しているが、その効果はごく小さく、統計的にも有意ではない。

このような結果を見れば、女性の場合、どちらの世代においても学歴下降回避から予想したパターンにまったく整合的ではなかった。SSM1995 データによって、親の職業を基準とした相対的リスク回避説を検証した太郎丸（2007）は、女性に関しては相対的リスク回避説の予想と反する結果が得られることを見出している。この点について、太郎丸は、高い学歴を身につけ、それによって高い職業的地位へ就くというモデルが、女性にはあてはまらないと解釈している。本稿の結果と合わせて考えれば、女性のほうが進学の選択において、家庭の資源に影響される程度が強いということであろう。

## 5.まとめと今後の課題

本稿では、出身背景の社会的位置としての親学歴だけでなく、日本の制度的背景を考慮して、家庭の経済的資源にも着目し、それらが教育達成に及ぼす効果を検討した。分析の結果、第1に他の要因を統制しても、親学歴の効果が見られること。そして第2に、親学歴の影響は、1956年から1975年生まれの男性において、学歴下降回避的なパターンと整合的であることが確認された。とはいえ、親が高学歴であれば、経済的資源の効果が緩和されるという証拠は見出せず、進学における出身家庭の経済的資源の役割が改めて確認された。

以上の結果は、親学歴の効果の観点から見れば、教育機会の不平等が起こるメカニズムに変化が生じていることを示唆するものである。ただし、高学歴の親であっても経済的資源の効果は有効であったから、現時点において、学歴下降回避が最も重要なメカニズムとはいえない。これには、日本では授業料などの教育費用が高額である一方で、奨学金の規模は乏しいといった制度的背景があるために、子どもの進学費用が十分でない場合、短期的に進学資金を得ることが難しいという事情があったと考えられる<sup>8</sup>。

もちろん、ここでの分析結果には、いくつかの課題が残されている。まず、他の仮説との比較検討ができなかった。どのような仮説に注目するにせよ、他の仮説と相互に比較し、どの仮説が適合するかを吟味する必要があるだろう。本稿では、学歴下降回避説から予想される親学歴の効果のパターンを検証してきたけれども、他の仮説が、観察されたパターンを説明する可能性は残されている。このため、相対リスク回避説の検証においては、親や学生の意識を測定しようとする試みもあり（Stocké 2007、Van de Werfhorst and Hofstede 2007）、そうした方向での展開も可能であろう。

また、1956年から1975年の出生コードにおいては、性別によって異なった傾向が見られた。その原因については十分に検討することができなかつたが、女性の場合、出身階層によって4年制大学に進学するか、短大に進学するかの選択は異なっている可能性が大きい

<sup>8</sup> このほかに経済的資源として用いた、財産項目にも問題があるかもしれない。特に若い世代では、多くの財が普及しているため、所有/非所有といった観点では捉えられない部分が多いかもしれない。

から（尾嶋・近藤 2000）、これらを分けて検討する必要がある。さらに、サンプル数を確保するために、コーホートの区分が非常に荒いものになってしまった。今後、教育達成をどのようにモデル化すればよいかも含めて、さらに研究を蓄積していくことが求められる。

### 【文献】

- 荒牧草平. 2000. 「教育機会の格差は縮小したか—教育環境の変化と出身階層間格差—」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: 15-35.
- Blossfeld, Hans-Peter and Yossi Shavit. 1993. "Persisting Barriers: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries" Pp. 1-23 in *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, edited by Shavit, Yossi and Hans-Peter Blossfeld. Boulder: Westview Press.
- Boudon, Raymond. 1973. *L'Inégalité des Chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*. Librairie Armand Colin. =1983, 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.
- Breen, Richard and John H. Goldthorpe. 1997. "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory", *Rationality and Society* 9(3): 275-305.
- Breen, Richard and Jan O. Jonsson. 2000. "Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model", *American Sociological Review* 65(5): 754-72.
- Breen, Richard and Jan O. Jonsson. 2005. "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility", *Annual Review of Sociology* 31: 223-43.
- Cameron, Stephen V. and James J. Heckman. 1998. "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males", *Journal of Political Economy* 106(2): 262-333.
- Davis, Richard, Eskil Heinesen and Anders Holm. 2002. "The Relative Risk Aversion Hypothesis of Educational Choice", *Journal of Population Economics*, 15(4): 683-713.
- Goldthorpe, John H. 1996. "Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: The Case of Persisting Differentials in Educational Attainment", *British Journal of Sociology* 47(3): 481-505.
- 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.
- 近藤博之. 2001. 「高度成長期以降の大学教育機会—家庭の経済状態からみた趨勢—」『大阪大学教育学年報』6: 1-11.
- Lauer, Charlotte. 2005. Education and Labour Market Outcomes: A French-German Comparison. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Mare, Robert D. 1980. "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association* 75(370): 295-305.
- Mare, Robert D. 1981. "Change and Stability in Educational Stratification", *American Sociological Review* 46(1): 72-87.
- Mastekaasa, Arne. 2006. "Educational Transitions at Graduate Level: Social Origins and Enrolment in PhD Programs in Norway", *Acta Sociologica* 49(4): 437-53.
- Need, Ariana and Unlkje De Jong. 2000. "Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory", *Rationality and Society* 13(1): 71-98.
- O'Connell, Ann A. 2006. *Logistic Regression Models for Ordinal Response Variables*: Thousand Oaks Sage Publications.
- 尾嶋史章・近藤博之. 2000. 「教育達成のジェンダー構造」盛山和夫（編）『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 27-46.
- 尾嶋史章. 2002. 「社会階層と進路形成の変容—90 年代の変化を考える—」『教育社会学研究』70: 125-42.

- Peterson, Bercedis and Frank E. Harrel Jr. 1990. "Partial Proportional Odds Models for Ordinal Response Variables", *Applied Statistics* 39(2): 205-17.
- Shavit, Yossi, Meir Yaish and Eyal Bar-Haim. "The Persistence of Persistent Inequality" Pp. 37-57 in *From Origin to Destination*, edited by Scherer, Stefani, Reinhard Pollark, Gunnar Otte and Markus Gangl. Frankfurt: Campus Verlag.
- Stocké, Volker. 2007. "Explaining Educational Decision and Effects of Families' Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment", *European Sociological Review* 23(4): 505-19.
- 太郎丸博. 2007. 「大学進学率の階級間格差に関する合理的選択理論の検討—相対的リスク回避仮説の1995年SSM調査データによる分析—」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』33: 201-12.
- Van de Werfhorst, Herman G. and Saskia Hofstede. 2007. "Cultural Capital or Relative Risk Aversion? Two Mechanisms for Educational Inequality Compared", *British Journal of Sociology* 58(3): 391-415.
- Williams, Richard. 2006. "Generalized Ordered Logit / Partial Proportional Odds Model for Ordinal Dependent Variables", *The Stata Journal* 6(1): 58-82. A pre-publication version is available at <http://www.nd.edu/~rwilliam/gologit2/gologit2.pdf>
- Wong, Raymond Sin-Kwok. 1998. "Multidimensional Influences of Family Environment in Education: The Case of Socialist Czechoslovakia", *Sociology of Education* 71(1): 1-22.
- 矢野真和. 1996. 『高等教育の経済分析と政策』玉川大学出版部.

## **Analysis of Mechanism of Educational Inequality**

**Kazuhisa FURUTA**  
**Doshisha University**

To explain inequality of educational opportunity, modified version of relative risk aversion hypothesis suggests that individual make educational choices to avoid downward mobility from the level of their parents' education. I derive and test implications of the hypothesis, especially focus on the effect of parental education and economic resources on children's educational attainment. Using data from The Social Stratification and Mobility Survey in Japan (1995, 2005), the evidence is partly in favor of the modified relative risk aversion hypothesis in the male who was born between 1956 and 1975. This results does not support mechanism of relative risk aversion is most crucial factor in educational inequality. However mechanisms of educational inequality may have changed between two birth cohorts.

Keywords and phrases: educational inequality, relative risk aversion, economic resources



# 国・私立中学校の学歴達成効果

西丸良一

(同志社大学大学院)

## 【要旨】

本稿は、これまで学校間格差の代表として考えられてきた高校よりも前の段階、中学校に焦点を置き、学歴達成における中学校の学校間格差を検討する。分析の結果、高校間格差の是正策である総合選抜制度がさかんにおこなわれた時期から、国・私立中学校は学歴達成に効果を示していた。つまり、高校間格差の是正策であった総合選抜制度は、高校における公立と私立との格差をひろげただけでなく、中学校においてもその格差をひろげてしまったのである。

だが、すでに中学校は、国立・私立・公立といった単純な選択だけではなくなっている。公立のなかでも、学校選択制や中高一貫制が実施されつつある。当然、小学生自らが学校を選択できるとは考えにくく、親の影響を強く受けるだろう。こうしたことから推察されることは、中学校の学校間格差が、高校の学校間格差以上に社会階層によって形成されることである。

今後、高校だけでなく中学校の学校間格差にも、注目する必要がある。

キーワード：国・私立中学校、学歴達成、ライト・ライ、学校間格差

## 1. はじめに

飯田（2007: 41）は、「中等教育における格差」の代表が「高校の格差」であることは言うまでもないとしている。もちろん、これに異論はない。しかし「中等教育」とは高校だけではなく、中学校もそれに含まれる。

これまでの学校間格差研究は、後期中等教育、つまりは高校間の格差に焦点を置いてきた。特に80年代以降、高校間格差は大きな関心を集め（耳塚 1993、飯田 2007）。近藤（1982）は、高校の学科（普通科、職業科）がその後の経験に影響していることを明らかにしている。また吉本（1984）は、学力水準の高い高校への進学自体が本人の学力を高める効果をもたないが、本人の進学アスピレーションを高める効果をもつことから、ランクの高い高校への進学が大学進学の可能性を高めているという。このように高校間格差の研究は、普通科と職業科との違い、または同じ普通科でも進学校と非進学校との違いに注目し、「高校間格差＝トラッキング」としてとらえてきたのである。

では、なぜこれまで高校と同じ中等教育である中学校の学校間格差は、考えられてこなかったのだろうか。それは高校のように、中学校が学力や課程によって分化していないと考えられてきたからである。しかし、中学校にも学校間格差を予測させる分化が近年起りつつある。それは入学試験をおこなう「国・私立中学校」、入学試験をおこなわない「公立中学校」

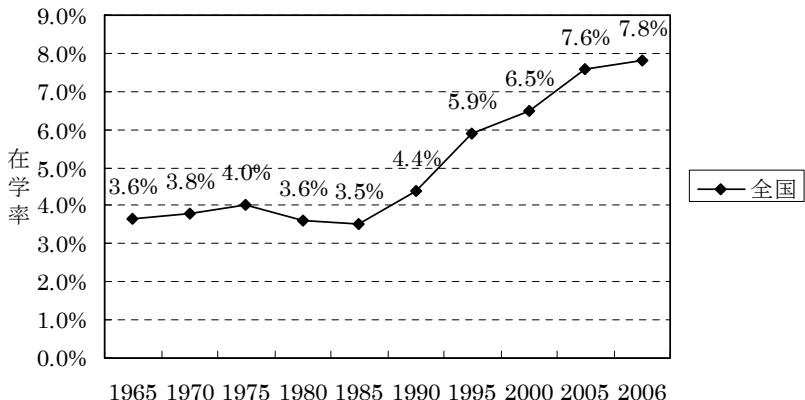


図1 国・私立中学校在学率の推移

出典：学校基本調査より作成

という分化である。図1は、国・私立中学校在学率の推移を示している。これをみる限り、高校の学校間格差が注目されていた80年代まで、国・私立中学校在学率は少数であり、ごく一部でしかなかった。しかし、90年あたりから上昇傾向となり、2006年度の国・私立中学校在学率は7.8%にまでなっている<sup>1</sup>。

こうした傾向から推察できることは、学校間格差が高校だけでなく、中学校にまでおよんでいる可能性である。そこで本稿は、これまで中等教育における格差として考えられてきた高校よりも前の段階、中学校に焦点を置き、学歴達成における中学校の学校間格差を検討する。

## 2. 高校の変容

分析にはいる前に、まず学校間格差研究のメインである高校について簡単にふれておこう。高校の変容やそれにともなう制度的变化は、高校自体の量的拡大によってもたらされる。松本（1992）によると、高校の量的拡大は、三つの時期に区分することができるという。第一期は（～1955年頃）ゆるやかな量的拡大を続けた時期、第二期は（1956～73年頃）高度経済成長期に対応しつつ、急速に量的拡大した時期である。そして、第三期は（1974～）量的拡大が達成された時期であり、高校進学率は90%をこえ、準義務教育化した時期といえる。

こうした高校の量的拡大によって高校への進学が常識の域に達すると、高校進学者のなかには、さらに高い学歴を求めはじめる者も多くなる。そうした欲求により、高校は大学進学への準備機関の性質を強めるようになり、どの程度大学へ進学させているのか、さらには、

<sup>1</sup> 首都圏の増加は特に著しく、東京では27.1%にもなっている。

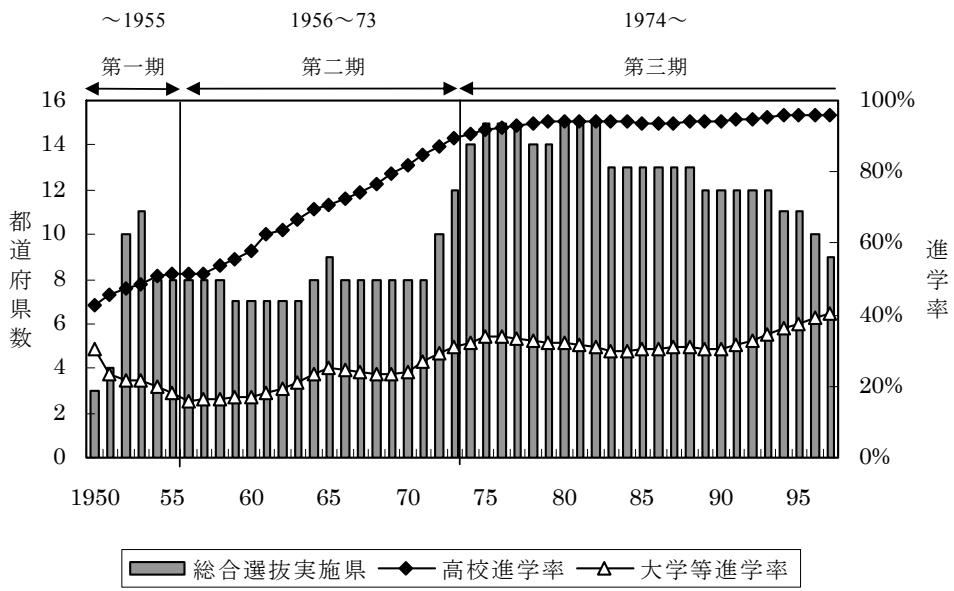


図2 高校・大学等進学率の推移

※ 高校・大学等進学率（通信制除く）は『文部統計要覧』から作成

※ 総合選抜実施県は三上・野崎（1998: 88）から作成

銘柄大学への程度進学させているのかによって、選択されるようになっていく。

このように、生徒の希望する進路や学習内容を度外視するかのごとく、大学進学率という一元的な基準によって形成されていった高校間格差に対する是正策として、総合選抜制度を実施する都道府県が多くなる。総合選抜制度の実施都道府県数は1972年の10から1975年の15へと上昇し、1982年までその実施都道府県数はほぼ維持されている（三上・野崎 1998: 88）。

総合選抜制度を実施した結果、高校間格差はある程度の是正に成功する。しかし、それはあくまで公立高校のみにおける高校間格差のことであり、公立高校と私立高校との高校間格差は大きくなってしまった。なぜなら、総合選抜制度によって、進学したい公立高校を選択できないことから、学力の高い生徒が私立高校に逃げるという「ブライト・フライ」を生じさせたからである（Kariya and Rosenbaum 1999）。だが、ブライト・フライが高校の段階だけに生じたことなのかどうかはまだ確認されていない。なぜなら、Kariya and Rosenbaum (1999) は特定の地域に限定されるようなエリート大学への進学が私立高校で多いのか、公立高校で多いのかを分析しているにすぎないからだ（Park 2007: 20）。また、苅谷（1995: 63-66）によると、東京大学の学生の保護者の職業構成は変化していないにもかかわらず、1975年から東京大学入学者の出身高校が国・私立中高一貫校による割合が徐々に多くなってきたことを示す。この結果も、地域要因を考慮していないといえるが、次のことを推察させる。それは、総合選抜制度による公立離れ、ブライト・フライが高校の段階にのみ生じただけでなく、中

学校の段階でも生じていたのではないかということである。私立校は中高一貫制の学校もある。そのため、私立校へ進学する者は、中学校から私立校へ進学し、高校受験という中締めのない中高一貫システムの効率的な教育効果を得ていたのではないだろうか。つまり、高校間格差の是正策である総合選抜制度は、公立高校と私立高校との学校間格差を広げただけでなく、中学校においても公立中学校と国・私立中学校との学校間格差を広げてしまったのではないだろうか。

### 3. 分析

#### 3.1 コーホート分類

上で記したとおり、国・私立中学校の学歴達成効果は、高校間格差の是正策である総合選抜制度によって生みだされた可能性がある。そこで本稿の分析で用いるコーホート分類は、2節でふまえた三つの時期を二つに分類して分析をおこなう。一つ目の時期は、高校入学が1951-1973年の時期（生年1935-1957年）である。この時期は、先にも述べたが、ベビーブーム世代や高度経済成長により、高校が量的拡大した時期である。また、その量的拡大によって学区が小学区制から中・大学区制への移行した時期としてもみることができる<sup>2</sup>。二つ目の時期は、高校入学が1974-2001年の時期（生年1958-1985年）であり、高校進学率が9割をこえた時期である。そして、高校の量的拡大による中・大学区制がもたらした高校間格差を是正するために、総合選抜制度がもっとも多く多くの都道府県でおこなわれた時期でもある。

このように総合選抜制度の実施状況をもとに分類した二つの時期を用いて、次節から総合選抜制度によって国・私立中学校の学歴達成効果が高まったのか検討していく。

#### 3.2 中学校種別と社会階層

まず、国・私立中学校への進学は社会階層の要因と関連するのかみていく。図3が中学校種別と父職業威信スコアとの関連、図4が中学校種別と父教育年数<sup>3</sup>との関連を示したものである。どちらの高校入学期においても、国・私立中学校は公立中学校よりも父職業威信スコア・父教育年数の高いことが示されている。国・私立中学校と社会階層との関連は、すでに樋田（1993）によって明らかにされているが、2005年SSM調査からも同様の結果が確認できた。

<sup>2</sup> 三上・野崎（1998）の研究においても、この時期を学区の広域化や学区内の高校数が増加した時期であるとしている。

<sup>3</sup> ここでの父職業威信スコアとは、「父親の主たる職業」であり、1995年SSM職業威信スコアを与えた。父教育年数は次のとおりである。旧制尋常小学校：6年、旧制高等小学校：8年、旧制中学校・高等女学校・実業学校・師範学校：11年、旧制高校・専門学校・高等師範学校：14年、旧制大学：17年、新制中学校：9年、新制高校：12年、新制短大・高専：14年、新制大学：16年、新制大学院：18年。

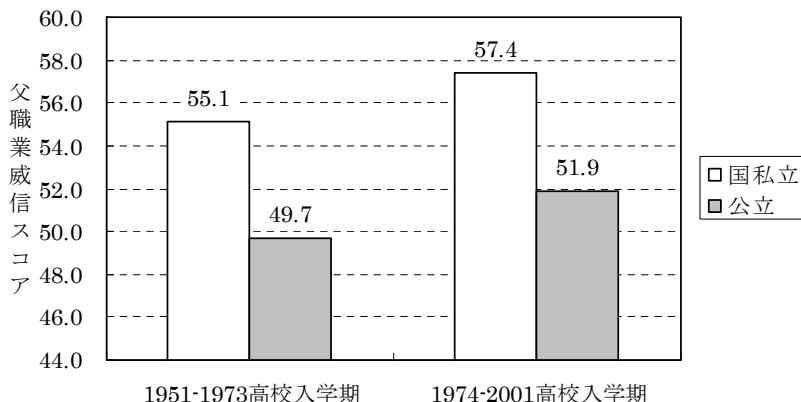


図3 高校入学期別中学校種別と父職業威信スコア

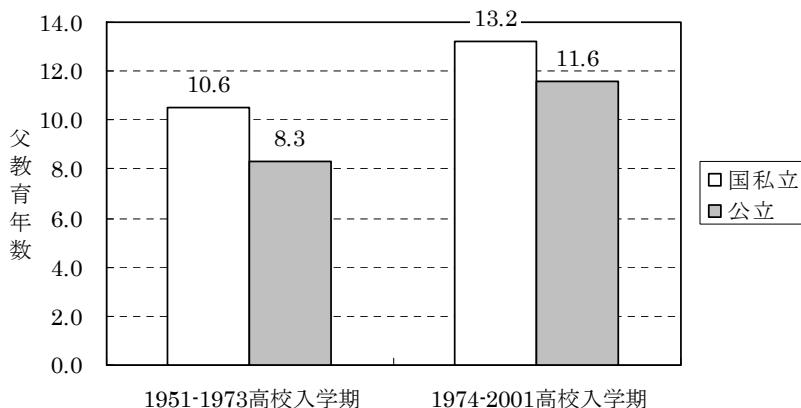


図4 高校入学期別中学校種別と父教育年数

### 3.3 中学校種別と学歴達成

では、次に国・私立中学校と公立中学校との分類によって学歴達成が異なるのかを検討する。図5は、国・私立中学校と公立中学校とに分類し、専修学校専門課程を含めた高等教育<sup>4</sup>進学率を比較したものである。図の示すとおり、どちらの高校入学期をみても公立中学校へ進学した者より国・私立中学校へ進学した者の方が、高等教育へ進学していることがわかる。また、1951-1973 高校入学期にくらべて、1974-2001 高校入学期の方では、高等教育進学率の差が縮まっている。これは大学・短大への進学が大衆化したことによるものだと考えられるが、1976年の専修学校専門課程の発足によるものもある。こうしたことにより、国・私立中学校と公立中学校との高等教育進学率の差は縮小したといえる。

<sup>4</sup> 本稿における「高等教育」とは、専修学校専門課程を含めた大学・短大・高専への進学を指す。

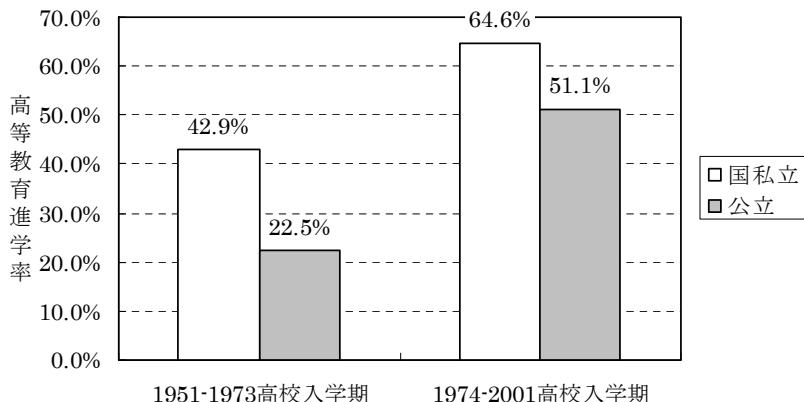


図 5 高校入学期別中学校種別と高等教育（専修含）進学率

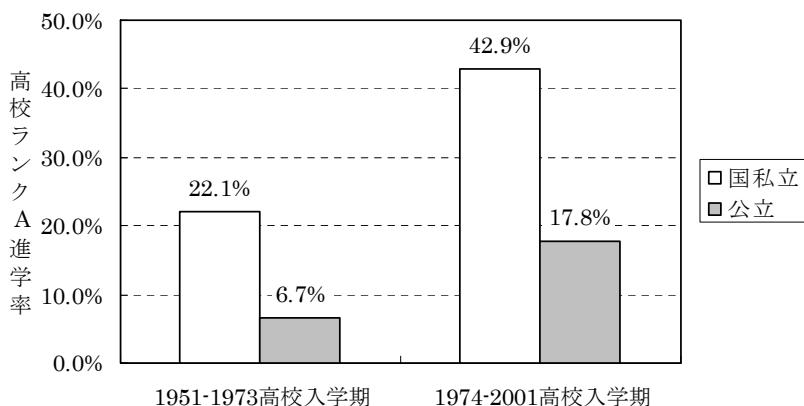


図 6 高校入学期別中学校種別と高校ランク Aへの進学率

図 6 は国・私立中学校と公立中学校とに分類し、高校ランク Aへの進学率を比較したものである。高校ランク Aとは、同級生の大学・短大への進学率が「ほぼ全員」と答えた者の通学した高校を示す<sup>5</sup>。これも図をみるとおり、どちらの高校入学期をみても公立中学校へ進学した者より国・私立中学校へ進学した者の方が、高校ランク Aへ進学している。また、1974-2001 高校入学期における、国・私立中学校出身者の高校ランク A 進学率が著しく多くなっている。

<sup>5</sup> 面接調査の問 18 (4) 「あなたの同級生のなかで、大学や短大に進学した人はどのくらいいましたか」  
1. ほぼ全員 2. 7~8割 3. 半分くらい 4. 2~3割 5. ほとんどいない。

表1 学歴達成ランクを規定する要因

	1951-1973高校入学期 β	1974-2001高校入学期 β
父職業威信スコア	0.107 **	0.060 **
父教育年数	0.103 **	0.137 **
都市規模	0.020	-0.005
性別ダミー	0.221 **	0.196 **
高校ランク	0.415 **	0.388 **
中学3年時成績	0.165 **	0.261 **
国私立中学校ダミー	0.007	0.070 **
決定係数 R <sup>2</sup>	0.409	0.444
サンプル数 N	1543	1559

\*\*p&lt;1% \*p&lt;5%

### 3.4 国・私立中学校の独自効果

ここまで簡単な分析で、公立中学校へ進学した者よりも国・私立中学校へ進学した者の方が、社会階層が高いことと、公立中学校へ進学した者よりも国・私立中学校へ進学した者の方が、その後の進路に有利であることがうかがえた。では、他の要因をコントロールした場合、学歴達成に対する国・私立中学校の効果はあるのだろうか。それを確かめるため、ここでは大学入試難易度を考慮した学歴達成ランク<sup>6</sup>を従属変数とし、国・私立中学校が学歴達成へ独自に効果を示すのか、重回帰分析を用いて分析をおこなってみよう<sup>7</sup>。

表1が重回帰分析の結果である。1951-1973高校入学期では、国・私立中学校の効果はないが、1974-2001高校入学期では学歴達成ランクに対して、小さくではあるが、国・私立中学校の効果を確認することができる。こうした結果は、高校間格差の是正策である総合選抜制度と国・私立中学校のもつ学歴達成効果とに何らかの関係性が存在することを示唆している。「ブライト・フライ」は、高校だけでなく、中学校でも生じたのかもしれない。

しかし、表1の独立変数である「高校ランク」は、同級生が大学・短大へのくらい進学しているかという問い合わせ構成されている。そのため、本稿の従属変数として用いる学歴達成ランクと強い関連が出てしまい、正確な分析がなされていない可能性がある。実際に、高校ランクを構成している問い合わせである「同級生が大学・短大へのくらい進学しているか」に

<sup>6</sup> 学歴達成ランクにおける分類は、尾嶋（1988）、中西（1998）を参考に5段階に分類した。

【大学A：5】旧帝大・東工大・お茶の水女子大・筑波大・一橋大・神戸大・広島大・東京外大・大阪外大・東京都立大・大阪市立大・大阪府立大・早稲田大・慶應大・上智大

【大学B：4】上記以外の国公立大・明治大・法政大・中央大・立教大・青山学院大・国際基督教大・学習院大・関西大・同志社大・関西学院大・立命館大

【大学C：3】上記の私立大学

【短大・高専・専修学校専門課程：2】

【高卒・専修学校高等課程：1】

<sup>7</sup> 重回帰分析に用いる独立変数において、属性要因としての変数は、父職業威信スコア、父教育年数、性別ダミーである。父職業威信スコアと父教育年数は、注2で示したとおりである。性別ダミーは、男：1、女性：0とした。地域変数としては都市規模を用いており、本人の15歳時都市人口（50万人以上：3、10万人以上～50万人未満：2、10万人未満：1）を用いた。高校ランクや中学3年時成績は、上位：5～下位：1とし、国私立中学校ダミーは、国・私立中学校：1、公立中学校：0とした。

表2 学歴達成ランクを規定する要因  
(高等教育進学者と専修学校専門課程進学者のみ)

	1951-1973高校入学期 $\beta$	1974-2001高校入学期 $\beta$
父職業威信スコア	0.093 **	0.027
父教育年数	0.025	0.112 **
都市規模	0.010	-0.016
性別ダミー	0.548 **	0.375 **
高校ランク	0.155 **	0.186 **
中学3年時成績	0.249 **	0.301 **
国私立中学校ダミー	0.046	0.147 **
決定係数 R <sup>2</sup>	0.488	0.384
サンプル数 N	559	949

\*\*p<1% \*p<5%

「ほとんどいない」と答えた者のうち、学歴達成ランクが高卒・専修学校高等課程である者の割合は、両高校入学期とも80%をこえていた。また相関係数も1951-73高校入学期では0.531、1974-2001高校入学期では0.564となっている。つまり、概念的にも統計的にも従属変数と独立変数が部分的に重複するのである。そこで、高卒・専修学校高等課程を除いた高等教育進学者（大学・短大・高専・専修学校専門課程）だけを分析対象とし、表1と同様の分析を再度おこなうことにしてよう。

その結果、1951-1973高校入学期では、表1同様、学歴達成ランクに対する国・私立中学校の効果はみられない。しかし1974-2001高校入学期での国・私立中学校の効果は、表1で示した1974-2001高校入学期の国・私立中学校の効果よりも、標準化偏回帰係数がほぼ2倍の値である0.147を示した。

ここまで分析では、学歴達成に対する国・私立中学校の効果を検討してきた。その結果、学歴達成への国・私立中学校の効果は、高校間格差の是正策である総合選抜制度がさかんに実施された時期と同時期に示されていることが明らかとなった。だが、表1や表2で示された分析結果だけでは総合選抜制度の実施によって、公立中学校と国・私立中学校との学校間格差を生じさせたとは言い切れない。なぜなら1974-2001高校入学期は、確かに総合選抜制度をさかんに実施した時期ではあるが、実施都道府県数は多くても15しかなく、総合選抜制度を実施していない都道府県も多く存在するからだ。またこの時期は、先にも述べたが、全国的に高校進学率が増加し、準義務教育化した時期であり、図2の示すように大学・短大への進学率に関しても30%をこえはじめた時期である。こうしたことを考えると、総合選抜制度を実施していない都道府県の場合、総合選抜制度による「公立離れ」が生じていないのだから、国・私立中学校への進学は、高等教育の大衆化における、学歴達成のための「ぬけがけ」効果をねらった進学なのかもしれない。そこで、1974-2001高校入学期を分析対象とし、高校入学時に総合選抜制度を実施していた都道府県の在住者とそうでない者とを分類し、分

表3 学歴達成ランクを規定する要因  
(総合選抜制度実施都道府県か否かにより分類)

	1974-2001高校入学期	
	総合選抜制度	
	非実施都道府県	実施都道府県
	B	B
父職業威信スコア	0.029	0.032
父教育年数	0.118 **	0.084
都市規模	-0.003	-0.055
性別ダミー	0.347 **	0.455 **
高校ランク	0.202 **	0.116 *
中学3年時成績	0.279 **	0.365 **
国私立中学校ダミー	0.130 **	0.222 **
決定係数 R <sup>2</sup>	0.358	0.484
サンプル数 N	690	247

\*\*p<1% \*p<5%

※ 表2と同様に、高等教育進学者と専修学校専門課程進学者のみを分析対象とした。

析をおこなってみよう<sup>8</sup>。

分析の結果、総合選抜制度を実施していない都道府県における分析結果でも、国・私立中学校への進学は学歴達成に対して効果を示した。高等教育の大衆化によって、国・私立中学校への進学は「ぬけがけ」効果を示すようになったのである。しかし、総合選抜制度を実施した都道府県における分析結果に目を転じると、学歴達成ランクに対する国・私立中学校の標準化偏回帰係数は0.222となっている。これは総合選抜制度を実施していない都道府県における分析結果で示す国・私立中学校の標準化偏回帰係数とくらべても、明らかに大きな効果を示している。つまり、学歴達成における公立中学校と国・私立中学校の学校間格差は、総合選抜制度の実施によって助長されたのである。

### 3.5 国・私立中学校在学率増加の考察

学歴達成への国・私立中学校の効果が示された1974-2001高校入学期は、国・私立中学校の在学率増加の時期である。こうした国・私立中学校在学率増加は、いったいどのような意味をもつたのだろうか。国・私立中学校の量的拡大によって、エリート大学への入学は、国・私立中学校出身者に占められてしまったのであろうか。ここでは、国・私立中学校在学率増加について検討する。そのために、1974-2001高校入学期において、国・私立中学校在学率4%を境に2つの時期に分類する。図1では、5年刻みで国・私立中学校在学率を示していたが、厳密にいえば、4%をこえるのは1989年(4.4%)からであるため、1971-1988を中学入学

<sup>8</sup> 都道府県によっては、一部の地域のみ総合選抜制度をおこなっている場合もある（たとえば兵庫県）。また、合同選抜と称する地域もある。しかし、ここではそれらを総じて「総合選抜制度を実施する都道府県」とし、分類した。

表4 学歴達成ランクを規定する要因

(中学入学期により分類)

	安定期 (1971-1988中学入学) B	拡大期 (1989-1998中学入学) B
父職業威信スコア	-0.007	0.136 *
父教育年数	0.133 **	0.035
都市規模	0.005	-0.077
性別ダミー	0.401 **	0.286 **
高校ランク	0.138 **	0.311 **
中学3年時成績	0.319 **	0.276 **
国私立中学校ダミー	0.182 **	0.031
決定係数 R <sup>2</sup>	0.408	0.293
サンプル数 N	687	262

\*\*p&lt;1% \*p&lt;5%

※ 表2と同様に、高等教育進学者と専修学校専門課程進学者のみを分析対象とした。

期の「安定期」(出生 1958-1975 年)、そして 1989-1998 を中学入学期の「拡大期」(出生 1976-1985 年) とし分析をおこなう。

分析結果である表4をみると、安定期である 1971-1988 中学入学期は効果を示している。しかし、1989-1998 中学入学期は統計的に有意な効果を示していない。この時期、国・私立中学校の量的拡大が起ったにもかかわらず、学歴達成への効果を示していないということは、一体どういうことなのだろうか。これは、高校間格差の是正策である総合選抜制度の衰退によるものだと考えられる。図2で示した総合選抜制度の実施都道府県数をみると、1989 年あたりから減少傾向とみることができる。そのため、総合選抜制度による公立高校の平準化効果は減少し、公立高校のもつ学歴達成への効果が 1971-1988 の安定期よりも、1989-1998 の拡大期で強く示されたのであろう。表4の分析結果をみても、安定期にくらべ拡大期における高校ランクの効果が 2 倍以上になっている<sup>9</sup>。

#### 4.まとめ

本稿では、これまで学校間格差の代表として考えられてきた高校よりも前の段階、中学校に焦点を置き、学歴達成における中学校の学校間格差を検討した。

<sup>9</sup> 従属変数である学歴達成ランクは、任意に数量化し、連続変数として扱っている。しかし、本来ならカテゴリカルにあつかうべきであろう。そこで念のために、多項ロジスティック回帰分析をおこなった。すると、表1の 1974-2001 高校入学期において、国・私立中学校は学歴達成ランクに対して有意な効果をもっていたが、多項ロジスティック回帰分析において有意な効果を示したのは、大学 A (基準値は高卒・専修学校高等課程) のみであった。また、表2の 1951-73 高校入学期において、国・私立中学校の効果は有意でなかったが、多項ロジスティック回帰分析では大学 A のみ有意な効果を示した。表3を多項ロジスティック回帰分析した場合、総合選抜制度を実施した方が各学歴達成ランクを強く規定した。表4も多項ロジスティック回帰分析した場合、同様の傾向を示した。なぜ国・私立中学校が大学 A のみに有意な効果を示すのかは解釈の余地があるが、両分析ともほぼ同様の傾向を示したといえる。

分析の結果、国・私立中学校への進学者は、比較的、社会階層の高いことが示された。特に私立中学校の場合、高額な授業料が必要である。また中学校の段階で私立へ進学させた場合、よほどのことがない限り、高校進学も附属の私立高校へ進学する。つまり、6年もの間、高額な授業料を払い続けることのできる社会階層でなければ、中学校から私立校へ進学はできないといえる。

高校が量的に拡大し、小学区制から中・大学区制へ移行した時期である 1951-73 高校入学期において、学歴達成に対する国・私立中学校の効果は示されなかった。しかし、高校への進学率が 9 割をこえ、高校間格差のは正策である総合選抜制度がさかんに実施された 1974-2001 高校入学期において、国・私立中学校の効果は学歴達成に効果を示していた。その効果は高等教育の大衆化における学歴達成のための「ぬけがけ」効果だけではなく、総合選抜制度の実施によってもたらされた効果であることも確認できた。つまり、高校間格差のは正策であった総合選抜制度は、高校における公立と私立との格差を広げただけでなく、中学校においてもその格差を広げてしまったのである。また表 4 で示されたように、1989 年ころから総合選抜制度の実施都道府県数の減少にあわせるかのように、学歴達成に対する国・私立中学校の効果は弱まっていた。こうしたことからも、国・私立中学校の学歴達成効果と総合選抜制度の実施状況は関連している可能性がある<sup>10</sup>。

すでに中学校は、本稿で扱った国立・私立・公立といった単純な選択だけではなくなっている。最近では、公立中学校のなかでも、学校選択制や中高一貫制が実施されつつある。当然ながら、小学生が学校の選択を判断できるとは考えにくく、親の影響を強く受けているにちがいない（藤田 1997: 85）。つまり、中学校の学校間格差は、高校の学校間格差以上に社会階層の影響を受ける学校間格差になることが予想される。だが、こうした状況にもかかわらず、中学校種別と学歴達成との関連を経験的に研究したものは、寡聞にして聞かない<sup>11</sup>。今後は、高校の学校間格差だけでなく、中学校の学校間格差にも注目する必要があるだろう。

### 【参考文献】

- 天野郁夫, 1983, 「教育の地位表示機能について」『教育社会学研究』第 38 集: 44-9.  
藤田英典, 1997, 『教育改革——共生時代の学校づくり』岩波新書.  
秦 政春, 1993, 「公立中学校の危機」『教育社会学研究』第 52 集: 92-114.  
樋田大二郎, 1993, 「プライバタイゼーションと中学受験——英国の教育改革と日本の中学受験の加熱化」『教育社会学研究』第 52 集: 72-91.

<sup>10</sup> もちろん表 4 の結果から、学歴達成に対する国・私立中学校の効果がないことを示すわけではない。高校ランクを媒介した間接効果があることは当然である。また 1989-1998 中学入学期のような若年層はデータの性質上、解釈する際、留保する必要がある。

<sup>11</sup> 中高一貫制の現状や教育効果を分析した研究（久保 2006、油布・六島 2006 など）はいくつか存在するが、本文で述べたとおり、中学校種別と学歴達成との関連を明らかにした研究はみられない。

- 飯田浩之, 2007, 「中等教育の格差に挑む——高等学校の学校格差をめぐって」『教育社会学研究』第 80 集: 41-58.
- 金子真理子, 2002, 「90 年代の学校社会学の展開」『社會科學研究 東京大学社会科学研究所紀要』第 53 卷第 1 号: 37-76.
- 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.
- Kariya, Takehiko, and Rosenbaum, James, E, 1999, "Bright Flight: Unintended Consequences of Detracking Policy in Japan," *American Journal of Education* 107: 210-30.
- 近藤博之, 1982, 「高校卒業生の経験と学校教育の規定力」『教育社会学研究』第 37 集: 106-117.
- 久保良宏, 2006, 「中高一貫教育校における数学科のカリキュラムに関する研究」『日本数学教育学会誌』第 88 集 第 9 号: 2-10.
- 松本 康, 1992, 「高等学校の量的拡大と質的変化」門脇厚司・飯田浩之編『高等学校の社会史——新制高校の<予期せぬ帰結>』東信堂, 71-115.
- 三上和夫・野崎洋司, 1998, 「高校通学区制度に関する研究」『神戸大学発達科学部研究紀要』6 (1) : 77-94.
- 耳塚寛明, 1993, 「学校社会学研究の展開」『教育社会学研究』第 52 集: 115-136.
- 中西祐子・中村高康・大内裕和, 1997, 「戦後日本の高校間格差成立過程と社会階層——1985 年 SSM 調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』第 60 集: 61-82.
- , 1998, 「教育間移動類型と社会階層——トーナメント型社会移動規範が隠すもの」 苅谷剛彦編『教育と職業——構造と意識の分析』1995 年 SSM 調査シリーズ 11: 161-78.
- 尾嶋史章, 1988, 「教育機会へのアクセスに関する趨勢分析」菊池城司編『教育と社会移動』1985 年社会階層と社会移動の全国調査報告書 第三巻: 41-86.
- Park Hyunjoon, 2007, "Japanese and Korean High School and Students in Comparative Perspective," A Paper presented at the European Forum Final Conference, June 22-23, 2007 European University Institute, (in Florence) <http://www.eui.eu/RSCAS/e-texts/EF200706-Park.pdf>
- 吉本圭一, 1984, 「高校教育の階層構造と進路分化」『教育社会学研究』第 39 集: 172-186.
- 油布佐和子・六島優子, 2006, 「中高一貫の現状と課題」『福岡教育大学紀要』第 55 号 第 4 分冊: 101-118.

# The Effect of a National/Private Junior High School in Academic Achievement

Ryoichi, NISHIMARU

Graduate Student

University of Doshisha

This study aims to examine disparities of junior high school in academic achievement in Japan.

According to analysis, while the general selection system, a corrective policy for disparities in high school, was widely conducted, the national/private junior high schools have an effect on academic achievement. That is, general selection system has not only expanded the disparity between public and private schools in the high school level, but it has also widened the disparity in the junior high school level.

However, there are various choices of junior high school, such as school choice system and unified secondary school system. Of course, the pupil themselves cannot choose the school; their parents will choose the school for them. From this it can be inferred that school disparities in junior high school are shaped by social stratification more than school disparities in high school. In the future, it is also needed to take notice of school disparities in junior high school.

Key words: national/private junior high school, academic achievement, bright flight, school disparities



# 高等教育システムの拡大・分化と教育達成

米澤彰純

(東北大学)

## 【要旨】

本研究では、20世紀後半における日本の高等教育システムの拡大と分化が、教育達成に対して及ぼした影響を、学力的要因・経済的要因を主体として、高等教育の詳細な類型化に基づく再検討を行う。社会階層と高等教育への進学との関連を扱う研究は数多いが、高等教育機関は多様に分化し、また、そのそれぞれの類型の量的な拡大は、需要側だけではなく政策や高等教育機関の経営行動など、供給側の要因によっても左右される。分析を通じ、高等教育をどのように定義するかによって、その教育達成のとらえ方が大きく異なってくること、そして、日本の高等教育への進学機会が、学力的要因、経済的要因、そして性別による格差を内包しながらも、長期にわたり一貫した高学歴化が進行していることを示す。

キーワード：高等教育、教育達成、高学歴化、市場

## 1. はじめに

学歴・教育歴と社会階層との関連は、日本の社会階層と移動調査の中心的なテーマであり続けてきた（本田・平沢編 2007）。これは、日本において学歴、特に大学等の高等教育機関への進学が、その選抜メカニズムを通じて社会的な地位形成における主要なルートと考えられてきたことを考えれば、当然のことといえる。他方で、高等教育への進学機会は、時代ごとに、大きく変化してきた。それと同時に、高等教育のあり方そのものも、教育機会の量的な変化と関連しながら、変化を続けてきた。

このような、高等教育機会の量的变化と、社会・経済階層との関連に焦点をあてた研究は数多い。その中で、主に95年SSMや、政府などによるマクロ統計をもとにした代表的な研究を整理すると、以下のようになるだろう。

まず、荒牧(2000)は、中等教育・高等教育の両方について、戦後の教育機会の変化がその格差のあり方に及ぼした影響についての総合的な検討を行っている。高等教育機会に関して、彼は、出身階層別には男性が1960年代以降格差の拡大から縮小に転じたこと、女性においては一貫して格差が拡大していること、出身階層と「有名大学」とそうでない大学という進学先大学グループとの関連は、安定していること、他方で、供給側の要因として1970年代半ばに始まった高等教育抑制政策が出身地域による教育機会の格差を縮小させたこと、経済的に豊かな階層が一貫して優位性を保ちながらも、教育機会の拡大期にむしろ従来の格差が拡大するパターンがみられる一方、大学進学費用の高騰や私立中等学校の台頭が教育機会の経済

格差を拡大させたとは言えないことを指摘した。

次に、近藤（2002）は、大学・短期大学の進学率の推移をもとに、戦後の日本の大学・短期大学の教育費負担と所得不平等度に注目して、3つの局面（①1960年代前半まで：大学教育費負担低・所得不平等度高、②1960-1970前半：大学教育費負担低・所得不平等度低、③1970年代後半～90年代：大学教育費負担高・所得不平等度低）に分け、大学教育費負担が高く、所得不平等度が高い第4の局面が訪れる可能性を指摘した。また、同時に、所得階層別の4年制大学の在学率の推移を検討し、②と④の拡大の局面で所得階層による在学率の格差が拡大し、③の局面ではかえって縮小していることを示し、教育水準の上昇と機会の平等化はしばしば矛盾する傾向があるとした。これは、上記の荒牧の指摘とも一致する。また、女子については、階級差とジェンダー差が複雑に絡み合っているとしている。

さらに、吉川（2006）は、急速な高学歴化のあと1970年代半ばから高等教育（大学・短期大学・高等専門学校）への進学率が停滞に転じ、親子間、あるいは三世代にわたって中等教育、高等教育の進学率が近似していく成熟学歴社会の到来が到来し、学歴格差の問題が、教育年数から、18歳時点での選抜の問題というヨコ並びの問題に集約されていくとの予測を示している。

以上の研究で、いずれも共通しているのは、日本の大学・短期大学の進学率の推移が、政府の大学・短大の設置に関わる高等教育計画等の政策の変化によって拡大期と停滞期が存在し、これがどのようなインパクトを教育機会の格差構造に与えているか、という検証である。特に、1970年代後半以降80年代半ばまでの大学・短期大学への進学率の停滞期は、吉川（2006）による「成熟学歴社会」論の大きな前提となっている。

日本の高等教育が、主に選抜性にもとづくハイアーラーキカルな構造をもっており、これが進学機会、その後の職業・地位達成の両面で階層問題と関連していることは、広く知られている。1995年までの過去のSSMの諸研究のなかでも、これら高等教育の内部の質的分化に踏み込んだ分析が行われてきている。

まず、SSM75を利用したものでは、荒牧（1998）も指摘しているように、安藤（1979）がある。安藤は、「学歴社会」を検証する立場から、5つの大学ランク（1）旧七帝国大学・東京工業大学・一橋大学・神戸大学・東京外国語大学、（3）早稲田大学・慶應義塾大学、（4）明治大学・法政大学・立教大学・中央大学・同志社大学・立命館大学・関西学院大学・上智大学・青山学院大学・明治学院大学・国際基督教大学・学習院大学、（5）その他私立大学に分類、それぞれの卒業生の職業達成との関連を分析した。

次に、SSM85でこれを試みたのが、尾嶋（1988,1990）である。尾嶋は、高等教育機会へのアクセスに着目し、進学先の大学の質の相違をとらえるべく、4つのカテゴリー（<全国大学>旧帝国大学・東京工業大学・一橋大学・神戸大学・東京外国語大学・大阪外国語大学・早稲田大学・慶應義塾大学；<その他公立大学>上記以外の国公立大学；<私立I>明治

大学・法政大学・中央大学・立教大学・上智大学・青山学院大学・国際基督教大学・学習院大学・関西大学・同志社大学・関西学院大学・立命館大学；<私立 II>上記以外の私立大学)に分類した。

なお、尾嶋(1988)の報告書の分析では、このカテゴリーは主に男性についての上記<全国大学>への進学機会と父職・父学歴との関連について、階層間の格差が若い世代ほど拡大する傾向を示す上で利用されているが、その他については特に言及されていない。また、女性については、サンプル数の制約もあり、分析に基づく知見は示されていない。

さらに、SSM95 では、近藤(1998、2000)、荒牧 (1998、2000)、中西 (1998、2000)、佐藤 (1998)、岩本(2000)などがその分析の中で、大学をいくつかのグループに分けた分析を行っている。

まず、近藤(1998)は、1975 年調査の大学分類をもとに受験情報誌(1982 年時点)の入学難易度を加味し、<グループ I>受験難易度の相対的に高い国公私立大学 36 大学、<グループ II>その他の国公立大学、<グループ III>その他の私立大学、<グループ IV>短期大学と分け、これらをダミー変数として用いて、1975 年のサンプルと 1995 年のサンプルを初職・現職のスコアと比較して、この間の大学進学機会の拡大と選抜度の差による大学システムの間の内部分化を反映し、選抜度の高い大学で学歴の職業威信への効果が高まり、選抜度の低いその他の大学では逆に低まっているなどの分析に用いている。

次に、荒牧(1998)も、基本的には大学の選抜度に着目し、<A グループ>比較的歴史も古く社会的評価も高い国公私立の大学グループ、<B グループ>A グループに含まれない国公立大学、<C グループ>私立大学を中心とする上記に含まれない大学・短期大学・高等専門学校および旧制大学・旧制高校・旧制専門学校、の 3 つにわけ、男性に限定して進学する高等教育機関の違いと出身階層との間の関係について、長期にわたり大きな変化がみられないことを示す上で用いている。

また、中西(1998)は、大学の研究機能に注目した天野 (1984) および東洋経済・河合塾 (1993) の 1975、80、85 年の大学入学偏差値の全学部の平均値を手がかりに、<SE 大>天野が定義した研究大学（全ての学部の上に博士課程大学院を持ち、大学院生／学部生比率が国公立で 9%以上、私立で 6%以上、医歯系単科大学で 20%以上）および上記 3 時点での大学入学偏差値平均値 60 以上、<E 大>偏差値の平均値が 50 以上で SE 大を除くもの、<M 大>偏差値の平均値が 50 未満の大学、「短大・高専」短期大学および高等専門学校、と類型化した「大学ランク」を作り、主に選抜に注目したトラッキングのルートの違いの説明に用いた。また、対象は、同じく男性サンプルに限られている。

また、佐藤(1998)も、男性について、<有名大学 (国立・私立 22 校) >、<それ以外の大学・短期大学・高等専門学校>、女性について<4 年制大学>、<短期大学・高等専門学校>の 2 グループに分けた分析を行っている。

以上のように、SSM95 を用いた分析の多くは、その当時、大学進学の拡大の一方で大学間の選抜度の違いが増加し、到達する教育段階の違い（「タテの学歴」）に加えて、大学間の選抜度の違い（「ヨコの学歴」）の効果が認められるかに対して、主要な関心が払われていた。また、その時点では、女性、特に四年制大学進学者のサンプル数が少なく、これらの大学についての類型化は、男性のみに用いられることが一般的であった。

そのなかで、異質とも言えるのが、市民社会の観点から高等教育を分析した、岩本(2000)である。岩本 (2000) は、大学への進学を、国公立大学と私立大学とに分けた分析を行った。すなわち、岩本は、大学への進学率と、国公立大学と私立大学の比率を出身階層（父職による3分類：「専門・管理」「事務・販売」「マニュアル」）と、学力（中学3年時点での学力）による違いにより分析し、階層や学力、さらには性別によって、大学への進学するか否か、国公立大学と私立大学のいずれの機会を利用するかなどが異なるとの議論をおこなった。この分析は、大学の設置者の違いの問題に踏み込んだという点でユニークであるが、逆に国公立大学・私立大学それぞれのセクター内の選抜度の違いについての分析結果は示されていない。

それでは、SSM2005において、今日的な視点から、この高等教育システム内の質的な分化を、どのようにとらえることができるだろうか。まず、高等教育の質的な分化をより詳細にみていく必要が増しているとの考えをサポートする論点としては、以下の4点をあげることができるだろう。

第一に、2005年SSMのデータでは、過去に比べ、高等教育進学者のサンプルが多い年齢層の蓄積が増している。すなわち、日本の大学・短期大学への進学率は、1960年代から1970年代前半にかけて急速に拡大したことが知られている。SSM2005のサンプルにおいて、1975年前後に進学した年齢層はすでに50歳を超えるまでとなっており、吉川(2006)の指摘通り、大学間のヨコの学歴の意味が、一層大きくなっていることが予想される。

第二に、1976年に発足した専修学校専門課程の制度的定着である。過去のSSM調査では、「高等教育」の定義を、学校教育法第1条に記された「大学」「短期大学」「高等専門学校」およびこれに相当する文部科学省以外の省庁による所管学校に限定することが一般的であった。すなわち、短期大学と同等の教育年数を有し、近年は文部科学統計などでも「高等教育」の一部とみなされることの多い「専修学校専門課程」については、「高等教育」とみなさず、最終学歴が高等学校である者と同等の扱いをすることが多かった。しかしながら、1976年の発足以降30年を経て、専修学校専門課程はすでに短期高等教育のひとつのカテゴリーとして定着しており、現在では、専門士の称号を受け、修了後、大学の、主に2年次への編入学が可能になっている。サンプルにおいてもこの制度発足後に高等教育への進学を果たした世代が過半数に達している。

第三に、過去20年ほどの間に、特に女性の高等教育への進学パターンに、顕著な変化が現

れたことである。すなわち、1986 年の男女雇用均等法成立を境として、女性の 4 年制大学への進学が急速に拡大しており、他方で長い間日本の女子高等教育の主要ルートであった短期大学への進学は、近年はむしろ減少する傾向がある。なお、国立大学や一部の私立大学など選抜度の高い大学では、こうした女子学生の拡大は、必然的に一定数の男子学生のこれらの大学への進学機会を奪うことにつながる。また、このことは、この先につながる労働市場における男性、女性それぞれの高等教育修了者の位置づけのあり方にも、大きな変化を与えているものと考えられる。

最後に、最近 10 年ほどの間に、日本では高等教育研究が、日本高等教育学会や大学教育学会など、関連学会の発足や発展によって著しく発展した（日本高等教育学会編 2007、広島大学高等教育研究開発センター 2006）。このなかで、特に大きな発展を示した分野のひとつが個別大学の動向におりた、学生数や学費・財政など多岐にわたるデータの整備とその分析である。これによって、高等教育の供給側の規定要因が、マクロな総計としてのものにとどまらず、個別の高等教育機関のレベルにおいて把握できるようになった。その中で、特に、後述するように、多様な高等教育機関の拡大パターンが、金子(1996)年などの貢献によって、今まで以上に明確になってきた。

他方、SSM のようなデータをもつて高等教育システムの内部分化の問題を階層論のなかで扱うことについては、一定の限界が存在することも事実である。この点については、吉川(2006)が下記のような総括的議論をおこなっている。吉川は、「正確な実態を記述するためには、細かい学歴の区分を分析に用いることには、決してやぶさかではない」としたうえで、①「これらの正確な分類を用いた分析結果の読みとりには、いくらかの教育社会学の予備知識を要する」、②「カテゴリ境界のもつ意味と各層の同年人口全体に占める比率が、時代によってめまぐるしく移り変わるため、議論は細かく煩雑になってしまう」とし、「大規模社会調査の全体分析は、社会の骨太の構造を描き出すことには長じているが、繊細な実態には適さない」との判断から、「教育達成水準や進路分化についての精緻な実態」には踏み込まず、「こんにちの進学実態の最も主要な事実を反映しうるシンプルなカテゴリを採用」する立場をとる(47 頁)。ただし、吉川自身、「大学進学者の間には、周知のとおり大学のランキングに基づく学校歴格差があり、「大卒層は決して一枚岩ではなく、実質的には学校歴のグラデーションをもって存在」、また、「同様に、高卒層も、さまざまな専門学校進学、新卒正規採用、フリーター、高卒無業者というような色調の違いをもっている」とし、「大卒／非大卒境界への教育機会の形式・制度のうえでの一元集約の背後には、少なからぬ捨象された実態がある」ことを指摘している。そのうえで、吉川は、「むしろ見方を転じれば…学校制度内の連続的な差違や、同一学歴内の質の異なりが緩衝作用をもつことによって、大卒／非大卒という单一境界線への機会の集約的構造が可能になっているとみることができるだろう。」(66 頁)とし、彼の主要な論点である 18 歳時点への教育機会の一点集約構造へと議論を進めてい

る。

他方、筆者のように、どちらかといえば階層研究よりも高等教育研究の領域に軸足をおく者の視点から見ると、上記の指摘は充分理解しながらも、高等教育システムの拡大がもたらす高等教育機会そのものの質的な変化と多様化をもう少し意識した分析がなされてもよいよう思う。

その根拠は、主に2つある。第一に、高等教育システムを適切なカテゴリーに分化させない分析が様々な研究者でなされることは、結果として、「学歴社会」「学歴主義」の到達点として利用されている「高等教育」の範囲が、それぞれの研究で異なる場合もあることを十分に意識せずに知見が一般化され、抽象度の高い議論に持ち込まれる可能性もあり、これはこれで、危険である。

第二に、高等教育システムの拡大とそのシステムの多様化との関係は、システムにおける供給側のありかた、すなわち、個々の高等教育機関がどのように学生数を拡大・維持・あるいは縮小させるかによって大きく規定される。すなわち、一言で「拡大」といっても、既存の高等教育機関が入学者を増やす場合と、新設の高等教育機関が設立されることでシステムの拡大が果たされる場合がある。また、これらの動きは国立セクター、公立セクター、私立セクターそれぞれが異なり、また、高等教育政策のあり方や、個々の高等教育機関の経営戦略などによっても異なる。そして、国立セクターや公立セクターは基本的にはその公的財政負担の担保のために拡大のスピードが遅く、また、私立よりも低額な学費のために、少なくとも学部段階では志願者不足に陥る可能性が少ないのでに対し、私立セクターは、より個々の大学の市場における経営戦略が入学者数に影響を与えることになる。例えば、早稲田大学、慶應義塾大学、明治大学など、戦前に旧制大学としての位置づけを持ち、私立大学セクターの中核的な存在であり続けた少数の私立大学群は、1950年代は拡大を続けていたが、1960年代以降学生の拡大を停止したり、場合によっては減少させて選抜度を高めるなどの方向に転じ、拡大の担い手がより新しい大学群に取って代わられたことなどが知られている（金子1996など）。また、卒業後の就職市場においても、一般的には、すでに学生と企業との結びつきをもつ既存の高等教育機関が有利となり、新しい高等教育機関は、既存の高等教育機関がすでにもつ、例えば学力やその後の就職ルートの外側に新たな質的に異なる市場を開拓していくことが多いと考えられる（岩内・苅谷・平沢編1998）。もちろん、新設校がいきなり高い選抜度を示すような場合もあり、また、経営戦略など様々な要因で、ある高等教育機関のもつ位置づけが変化することもあるが、一般的には設立年度が古いほど、志願倍率や選抜度の高い大学が多いことが知られている（米澤・濱名編2005）。

本稿では、高等教育の機会が比較的高い年齢層まで開かれてきたSSM2005の特性に着目し、高等教育システムの拡大・多様化とそのインパクトについて、今日的な視点から詳細な再検討を行いたい。

なお、本稿においてそれでも引き続き問題となるのは、サンプル数の制約である。本分析では、高等教育機関を従来の SSM 研究よりは細かく分類し、単に序列としてではなく、質的な違いがあるものとして扱うことになる。しかし、それでも実際には過去の SSM 研究がその大学分類を十分に活かせていないことを考えると、ここではあえて、高等教育変数以外の変数、すなわち、それ以前の家庭の社会・経済的背景や、高等教育卒業後のキャリアの部分について、より単純化し、直接的な要因に焦点をあてた分析に焦点を行いたい。

具体的には、ここで注目するのは、高等教育への進学を直接的に規定すると考えられる 2 つの変数、すなわち、学力的要因と経済的要因である。これは、高等教育の入学者市場において、学力選抜がある高等教育機関へは学力により進学機会が異なり、他方学費および学生生活費を負担できるかもまた、進学機会を規定するという単純な議論である。なお、SSM の調査においては、高等教育進学時点での学力、経済力を直接的に知ることのできる変数はないため、ここでは、「中学 3 年時点での学校での成績」と、「中学 3 年時点での暮らし向き」をそれぞれ、学力的要因、経済力的要因の指標として用いることにする。なお、この 2 つの変数は、いずれも主観的かつ回顧的な指標であるという問題がある。まず、後者の「中学 3 年時点での暮らし向き」に関しては、荒牧(1998, 2000)などは、むしろ中学 3 年時点で所有している財から推定する手法を用いているが、これもまた、時代差や地域差などの問題を排除する上では、荒牧が行っているような慎重な検討と工夫が必要となる。ここでは単純な構造把握をしたいと同時に、2005 年という一時点を基準として世代を超えて「暮らし向き」を判断することで、時代ごとに異なる豊かさや貧しさの分布をより適確に捉えられうるのではないかという観点から、むしろこの主観的・回顧的な指標を積極的にとらえ、中学 3 年時点での暮らし向きを「上+やや上」「中」「やや下+下」の 3 段階を基本としてみていくことにする。

また、中学 3 年時点での学力については、岩本（2000）などが用いているが、これについても中西(2000)などのようにトラッキングの存在を前提として高校ランクなどを用いてより近い時点での議論することも可能である。しかし、これも、正確には大学時点での「学力」を知ることができるわけではなく、トラッキングやアスピレーションなど、様々な要因や条件を考慮しなければならなくなる。ここでは、同じく中学校段階では学校間格差がそれほど大きくないのが一般的との仮定の下で、「上+やや上」「中」「やや下+下」の 3 段階を基本としてみていくことにする。なお、この中学 3 年時点での学力項目の性格に関しては、苅谷（2008）による詳細な検討を参照されたい。

表 1 は、世代ごとの総サンプル数を 100% として、中学 3 年時点での暮らし向きと成績との関係を生年コード別にみたものである。これをみると、まず、両者の間には明確な正の相関が認められる。また、中学 3 年時点での成績に関しては各世代の間で大きな差はないか、若い世代で若干成績が「下」「やや下」の者の割合が多くなる傾向が認められる程度であ

るのに対し、中学3年時点での暮らし向きに関しては、世代が若くなるについてで明らかにより豊かな者が増え、より貧しい者が少なくなる傾向が認められる。なお、1976年以降に生まれた者で、中学3年時点の暮らし向きが「下」「やや下」の者のサンプルは35名しかおらず、以下の分析で、結果がやや不安定になりがちであることに留意する必要がある。

表1 中学3年時点での暮らし向きと成績（各世代ごとの総計の%）

中学3年時点での暮らし向き／成績	上+やや上	中	下+やや下	合計	
1935-1945 (N=1470)	豊か+やや豊か 普通 貧しい+やや貧しい 合計	6.7 16.6 10.1 33.5	5.7 27.8 13.9 47.5	1.3 5.9 11.8 19.0	13.7 50.3 35.9 100.0
1946-1955 (N=1381)	豊か+やや豊か 普通 貧しい+やや貧しい 合計	7.4 16.7 6.4 30.5	5.4 32.0 12.2 49.6	1.4 8.6 9.9 19.9	14.2 57.3 28.5 100.0
1956-1965 (N=1088)	豊か+やや豊か 普通 貧しい+やや貧しい 合計	8.0 19.9 4.4 32.3	6.0 32.9 8.5 47.4	2.8 11.9 5.5 20.3	16.8 64.7 18.5 100.0
1966-1975 (N=1032)	豊か+やや豊か 普通 貧しい+やや貧しい 合計	8.0 19.2 2.9 30.1	6.6 33.9 4.5 45.0	3.1 16.6 5.2 24.9	17.7 69.7 12.6 100.0
1976-1985 (N=618)	豊か+やや豊か 普通 貧しい+やや貧しい 合計	9.4 17.0 0.6 27.0	10.0 35.3 1.5 46.8	5.0 17.6 3.6 26.2	24.4 69.9 5.7 100.0

※ \*\*\* 0.1%水準で有意。

中村（2007）は、教育社会学や社会学を主な分析視点とする高等教育研究において、SSMに代表される社会階層・移動研究の計量社会学的文化が高等教育研究に充分に取り入れられておらず、分析が初步的にとどまり、また、これら計量社会学的文化をもつ諸研究との対話そのものが成り立たなくなる可能性を危惧している。

本稿は、とりようによっては、このようなそしりを正面から受ける結果となるかもしれない。しかし、当然ながら、少なくとも、今までの、特に中等教育段階の分化や学歴と職業との関連を緻密に分析することで大きな成果をあげてきた SSM を中心とする諸研究を尊重していないわけではない全くない。むしろ、このことについての議論は、本書や中村編（2008）の諸研究に譲り、ここでは、SSM の高等教育機関の多様性を把握することによって展開しうると考えられる、新たな可能性を考えることに集中したい、という意図である。

## 2. 日本の高等教育における進学率のマクロな推移

まず、文部科学統計『学校基本調査』をもとに、20世紀後半以降の高等教育システムの拡大過程を検討していこう。図1は、1955年以降の日本の大学および高等教育全体の進学率の推移を男女別に示したものである。ここでは、従来SSM研究で一般的にみられた、大学・短期大学・高等専門学校という分け方ではなく、専修学校専門課程を含めた教育年数の違いによる区分、すなわち、4年制のみの「大学」と、その他の短期高等教育機関（短期大学・高等専門学校・専修学校専門課程）をあわせた「高等教育」という2つのカテゴリーで進学率の推移を示している。

これをみると、まず明らかなのは、男性と女性とでは、進学率の推移のあり方が異なることである。まず、1962年に私立大学・短期大学の学部・学科の新增設が認可制から届け出制となり、さらにベビーブーム対策として国が私立大学に対して定員増を要求し、私立大学・短期大学の急拡大が始まっていることが知られている。これにともない、1960年代初めから1970年代前半にかけて、男女とも進学率の急上昇が起きているが、男性の場合これは主に4年制大学で満たされているのに対し、女性の場合は主に短期大学を中心とする短期高等教育によって担われ、しかも1970年代半ばには当初男性よりも低かった女性の高等教育全体の進学率が男性に追いついている。その後、高等教育全体としては1976年の専修学校専門課程の発足をうけて70年代を通じて上昇しつづけ、1980年代に一時的に安定的な推移を見せるが1990年代に入って再び上昇に転じている。これに対して、4年制大学は、女性が1970年代後半からほぼ安定か微増するのに対し、男性は明確に進学率が減少に転じている。そして、女性は1980年代半ば以降高等教育進学率が再び上昇し始め、それまでの短期高等教育機関に代わり、4年制大学の進学率上昇が高等教育進学率上昇を牽引するようになる。これに対して男性は4年制大学の進学率の減少が80年代後半にも継続し、上昇に転ずるのは90年代に入ってからとなる。また、高等教育全体の進学率については、女性とほぼ同時期の80年代後半から上昇を始めるが、2000年代半ばに追いつくまでの間は、女性よりもやや低い水準にとどまっている。また、男性の場合、1980年代後半以降の進学率の拡大は、4年制大学と同時に短期高等教育機関の進学率の拡大によっても支えられており、結果として、4年制大学の進学率に未だ残る男女の格差は、徐々に縮小する方向にある。

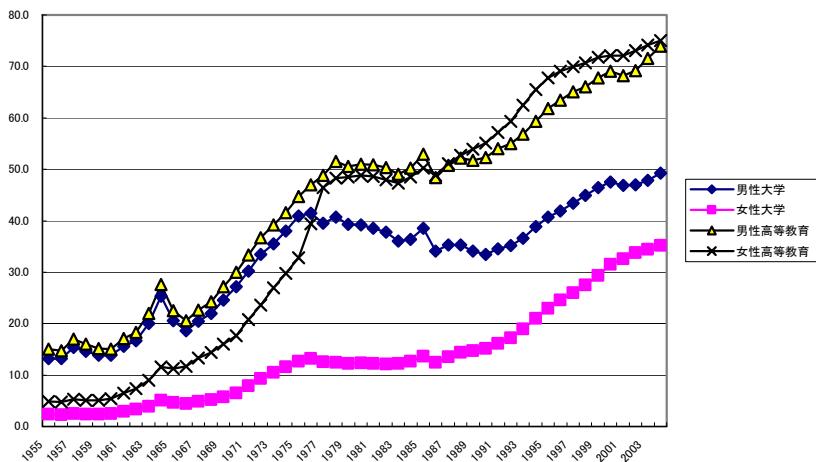


図1 大学・高等教育の男女別進学率の推移

※『学校基本調査』各年版による。

以上、専修学校専門課程を高等教育に含み、また、男女別に分けて推移を見た結果は、SSMの多くの研究が従来描いていた高等教育の進学率の推移のイメージとは、かなり異なるものとなる。

まず、大学・短期大学・高等専門学校という、専修学校専門課程を含まない進学率の推移を検討した場合には、1970年代半ばから1980年代半ばにかけて比較的長期にわたる進学率の停滞・減少期があると捉えられがちであるが、1970年代後半には専修学校専門課程への進学が急拡大しており、これを含めれば、停滞期はもう少し短くなる。

次に、1970年代後半から1990年前後までの男性の4年制大学への進学率の減少は、この時期女性については増加し続けていることから、4年制大学への女性の進出によって、男性の進学希望者が一定数押し出されたと考えることが自然である。すなわち、4年制大学は、1980年代から第2次ベビーブーム世代の進学がピークを迎える1990年代初め頃までは、人口変動と1986年の男女効用均等法成立前後の女性の4年制大学への進学の増加によって、全体として需給が逼迫しており、底辺に近い大学でも何らかの入学選抜が行われていることが一般的であった。女子大学をのぞき、ほぼ全ての大学は共学で、かつ男女別の定員枠を設けていないことから、必然的に女子の進学希望の拡大は大学の入学者選抜における競争を厳しくさせ、男性にとって入学可能な定員枠を狭めることになる。これによりあふれ出た進学需要はまず、専修学校専門課程にむかい、つぎに、1990年代末頃から少子化による18歳人口の減少や高等教育計画の弾力化等により入学者選抜がゆるやかになり、2000年前後からは事実上大学システム全体としては選抜がなくなり、むしろ定員割れの大学が増えしていくことで、再び4年制大学にもどっていくことになる。

以上より、高等教育の進学動向に対しては、選抜が働く高等教育機関に対しては進学を可能にする経済的要因、あるいは進学せず就職するべきかどうかという費用・便益による個人の進学決定が大きな影響を与えると考えられる。同時に、一定の入学者選抜が行われる高等教育機関に関しては、主に学力による入学可能性の違いが生じることになる。そして、特に男女ともに進学しうる4年制大学の男性の進学率は、選抜がある限りにおいて女性の進学率の動向とトレードオフの関係になるという基本的なメカニズムが確認できたといえる。

もちろん、過去のSSMの厚い研究蓄積が示してきたように、階層の再生産として親の職業、親の学歴、文化資本などが教育達成を規定する可能性についてはわざわざ言及するまでもなく重要である。しかし、大学やその他の高等教育機関に進学するか否かを規定する直接的な要因は、学費や学生生活の費用を負担できるかという経済的要因、そして、選抜とともに高等教育機関については基本的には学力的要因という、2者がまずあがることになる。なお、岩本(2000)は、父職と中学3年時点での学力との間に正の相関関係が認められるが、その関係の強さは世代によって異なることを指摘している。この学力的要因を考慮する場合、父職が直接教育達成を規定するあり方と、学力的要因を媒介・加味して進学要因が規定されるあり方、さらには、特に女性の場合、母の職業や教育達成のあり方についても考慮をしていく必要があるなど、説明モデルの慎重な検討が不可欠となることは言うまでもない。

### 3. 高等教育システムの供給側に着目した類型化

さて、それでは、高等教育システム内部における多様性に着目して分析をさらに進めるため、まずは、高等教育機関の分類・類型化をどのように進めるべきかを検討しよう。

日本の高等教育機関の分類・類型化は、それ自体大変大きな研究対象である。古典的なものとしては、米国のカーネギー財団によってなされている大学分類を参考に、研究大学かどうかなど、大学の、主に研究機能に着目して分類を行った天野（1984）、国立大学について研究の他、教育、地域交流の機能にも着目して分類を行った吉田（2002）などがある。これらは、基本的には一時点での高等教育機関の機能等の違いに基づく横断的な類型化となる。しかしながら、周知のように、各高等教育機関の性格やシステムの位置づけには一定の慣性があり、特に、日本や米国などのように高等教育システムがハイアラーキカルな構造をもつ場合には、高等教育進学率の上昇が、必ずしも個々の高等教育機関の性格の変化につながるわけではない。トロウ（1976、2000）が示した高等教育システムのエリート型（高等教育進学率15%以下）、マス型(15-50%)、ユニバーサル型（50%以上）というモデルにおいても、高等教育機関の特色もまた、同質性（エリート型：共通の高い基準をもった大学と専門分化した専門学校）→多様性（マス型：多様なレベルの水準を持つ高等教育機関。総合性教育機関の増加）→極度の多様性（ユニバーサル化：共通の一定水準の喪失、スタンダードそのものの

考え方が疑問視される)へと移行するとされており、高等教育の進学機会が拡大する一方で高等教育機関間の性格の分化が進み、それぞれの高等教育機関への進学機会を同じ性格や価値があるものとしてとらえることができないことは明白である。

そして、日本の高等教育の量的拡大を主に支えたのは、国公立の高等教育機関ではなく、私立の高等教育機関であり、これは、基本的には拡大する進学需要を吸収する行動をこれらの私立高等教育機関が取ることによって成立する。以上を踏まえ、日本の私立大学システムの拡大のダイナミズムに着目し、大学の設立年とその学生獲得における市場の位置づけに注目した私立大学分類を提唱したのが、金子(1996)である。金子は、大学の拡張の担い手の変化に着目し、1960年以前設立の大学を「第1世代大学」、大学が大拡張を果たした1960年から1970年代中頃までに設置された大学を「第2世代大学」、それ以降に設置された大学を「第3世代大学」と分類し、この「第1世代大学」をさらに、1918年の大学令直後に成立して初期に拡大した中核10大学(明治、慶應、早稲田、立教、法政、中央、関西、関西学院、同志社、立命館)、周辺的な地位にとどまった周辺大学、小規模なまま存続したニッチ大学に分けた。その上で、図2のような形でそれぞれの学生数の変化を示し、大学の中で、時代によつて拡大の担い手が異なっていることを示した。

すなわち、4年制大学の入学者に占める私立大学の比率は、1955年時点では60.4%に過ぎなかつたものが、1960年には67.6%、1975年には79.7%まで増加することに示されるように、1960年代から1970年代半ばにかけての高等教育の大拡張は、その大部分が私立セクターの拡大によって担われる。しかし、1960年までの高等教育拡張期以前には私立大学全体の学生数の半数近くを占めていた「中核大学」は、この大拡張期に学生数をあまり増やしていない。そして、これら中核大学は、私立大学セクター内での上層としての位置づけは変化しないことから、選抜度が高まり、入学者にとっての高等教育システム全体での位置づけは、国公立に近いものへと変化していく。これに対し、大拡張期の学生数の増加を支えたのは、中核大学以外の「周辺」的な第1世代大学、そして、1960年代以降に設立された第2世代大学であるが、これらの大学も1970年代後半から学生数は停滞し、新たに1970年代半ば以降に設立された第3世代大学が学生数を増やし始める。さらに、1980年代後半以降の再拡張期に学生数を増加させたのは、第2世代・第3世代の大学が中心であり、1960年以前に設立された第1世代大学の学生数の拡大は、限定的なものにとどまっている。

すなわち、ここで示されているのは、私立大学進学者に対して考えられる経済的要因と学力的要因のあり方が、需要側の進学者だけではなく、供給側の私立大学側の経営行動のあり方によっても規定されることである。すなわち、高等教育進学機会の拡大を担う主体は、次のように変化していくことになる。なお、女子がほとんどを占める短期大学の入学者数は、1955年時点で37,544人であったものが、1960年には42,318人、1977年には183,224人と4倍以上に増加するが、その後減少・停滞に転じ、1980年代後半の第2次ベビーブーム

一進学期に再び増加、20万人を越えるようになる。

<1950年代まで> 第1世代（中核・周辺）

<1960年代-70年代前半> 第1世代周辺+第2世代+短期大学（女子）

<1970年代後半-1980年代前半> 専修学校専門課程

<1980年代後半-> 第2世代+第3世代+専修学校専門課程+短期大学（女子）

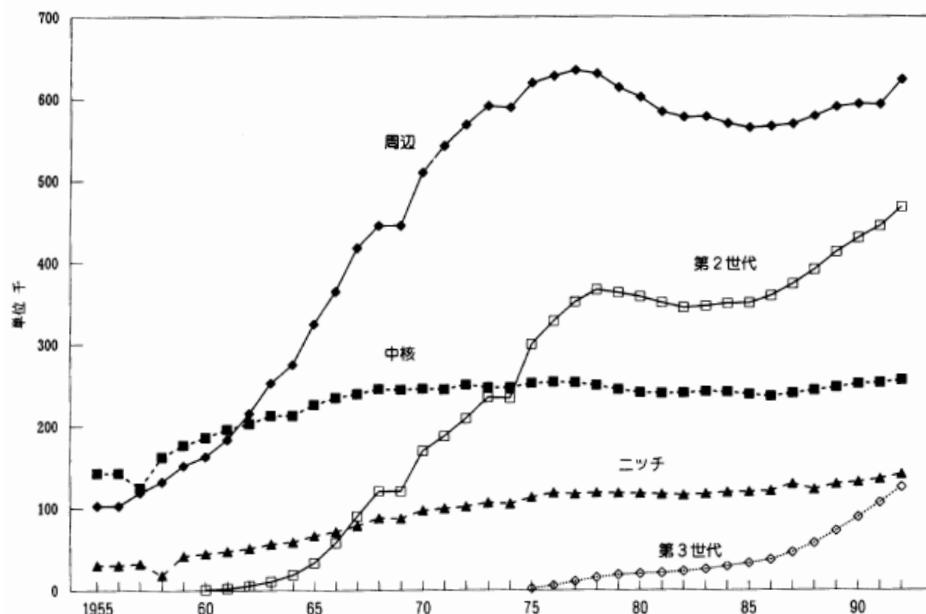


図2 金子による私立大学の設立年による分類と在学者総数の推移 1955-1992

※金子(1996)、42頁から転載

なお、もちろん個々の大学の高等教育システムにおける選抜度や学力の位置づけは個別の事情で変化しうるが、多くの4年制の私立大学が学生数の拡大から停滞へと経営行動を変化させることによって選抜度が高まり、全体として、設立年が古い私立大学ほど、より国公立大学に近い、より経済的要因よりもより学力的要因によって進学機会が左右されやすい状況へと、変化していくものと考えられる。そして、人口動態の変化、さらには高等教育計画や男女雇用均等法成立などの政策環境の変化によって、特に学力的要因が強く働かない高等教育機関類型として、どの類型が進学需要を吸収するかが大きく変化していくことになると予測される。

以上を踏まえ、本稿では、以下のような高等教育機関の類型を用い、世代ごとの進学動向の変化を詳しくみていくたい。なお、図表上はこれらを詳細に示すが、当然ながら、サンプ

ル数の制約があり、個々の項目のシェアよりも、これから推察される全体的な動向の推移に分析の焦点をあてる。なお、SSM2005 年では、正確には専修学校専門課程への進学の有無はわからない。ここでは、専修学校に通ったことがある者のうち、高等学校が最終学歴であるものを専修学校専門課程進学者とみなすことにするが、これは専門課程以外の専修学校利用者が含まれる可能性を技術的に排除できず、特に 1975 年以前に高等学校を卒業した者を中心に、overestimate になる可能性を含んでいることに留意する必要がある。

- ① 国立大学上位（旧帝国大学・東京工業大学・東京医科歯科大学）
- ② その他国立大学
- ③ 公立大学
- ④ 私立中核大学（明治、慶應、早稲田、立教、法政、中央、関西、関西学院、同志社、立命館の各大学）
- ⑤ 1960 年以前に設立された私立大学
- ⑥ 1961 年以降に設立された私立大学
- ⑦ 4 年制大学（大学名不明）
- ⑧ 短期大学
- ⑨ 高等専門学校
- ⑩ 専修学校専門課程

## 4. 高等教育進学機会の学力・経済的規定要因の分析

### 4.1 高等教育進学機会と学力

それでは、具体的に SSM2005 のデータを用いた検討を始めたい。図 3・図 4 は、それぞれ、中学 3 年時点での成績と進学先高等教育機関を示したものである。なお、大学名は、すべて、初めて進学した大学名としている。これをみると、男女とも、学力的要因の代理指標である中学 3 年時点での成績によって、高等教育へ進学パターンに明確な違いがみとめられる。

まず、図 3 に示された男性の場合であるが、成績上位（上+やや上）層では、若い世代ほどほぼ同じ割合で増加する単調増加を示しており、しかもその圧倒的な部分が 4 年制大学で占められている。すなわち、1935-45 年生まれでは 40%程度であったものが、1976-85 年生まれの世代では、高等教育で約 90%、4 年制大学でなお約 80%という、きわめて高い進学率となっている。このうち国公立大学や私立上位大学が占める割合は成績上位層において中位層以下に比較して圧倒的に多く、1960 年代以降に進学を果たした 1946 年以降生まれの世代では、ほぼ一定して 3 割程度を占める。そして、それ以降の単調増加を支えているのは、先に

金子が示したとおり、まずは 1960 年代以前に設立された中核大学以外の私立大学、次に 1961 年以降に設立された私立大学や専修学校専門課程などが進学機会の拡大をになう。なお、1990 年代以降進学となる一番若い世代では、国公立大学や私立中核大学などへの進学割合が停滞か、やや減少している傾向がみられるが、これは後でるように、女性がこれらの大学に進出していく中で、男性が成績上位層においてもこれらの選抜を伴う大学群から押し出された可能性が考えられる。

次に、男性の成績中位層もまた、若い世代ほどほぼ単調に進学率が上昇していることが確認できるが、1970 年代に進学を始める 1956 年生まれ以降の世代では、主に専修学校専門課程がその拡大を支えており、4 年制大学への進学率は約 30% で頭打ちとなっている。また、国公立大学・中核私立大学の比率は成績上位層に比べて圧倒的に少ないが、国立大学への進学率は、世代が若いほど増加する傾向がみられる。

最後に、成績下位（やや下+下）層でも、進学率は若い世代ほど高いが、そのうちに短期高等教育機関が占める比率は高い。また、国公立大学や私立中核大学への進学はほとんどなく、4 年制大学への選抜が緩んだ 1976 年生まれ以降の最も若い世代で急に 4 年制大学への進学率が伸びるなど、高等教育セクターの選抜度のあり方によって、この層の教育達成のあり方が左右されやすい傾向が見てとれる。

これに対し、図 4 に示された女性の場合、成績上位・中位と同時に、成績下位層においても一貫した単調増加となっている。なお、各成績層とも男性に比べ、短期大学や専修学校専門課程などの短期高等教育の比率が高いのが特徴であるが、専修学校専門課程制度成立以前から「専修学校」に進学しているものが多いことから、これらのなかに、裁縫学校など専修学校専門課程成立以前の各種学校などが含まれているものと考えられる。なお、4 年制大学への進学率は、各成績層とも男性に比べて全般的に低いが、成績上位層では、男女雇用均等法成立以後の進学層を含む 1966 年生まれ以降の世代で、男性の 4 年制大学進学率が選抜度が高い大学群で伸び悩む傾向があるのに対し、女性は急速な伸びを続けている。また、最も若い 1976-85 年生まれの世代では、4 年制大学進学率は 50% を越えるが、それでも男性よりは低い。さらに、成績中位・下位層では、4 年制大学進学率は最も若い 1976-85 年生まれの世代でも、4 年制大学への進学率はそれぞれ 15%、5% 程度にとどまっており、国公立大学や私立中核大学への進学はほとんどない。

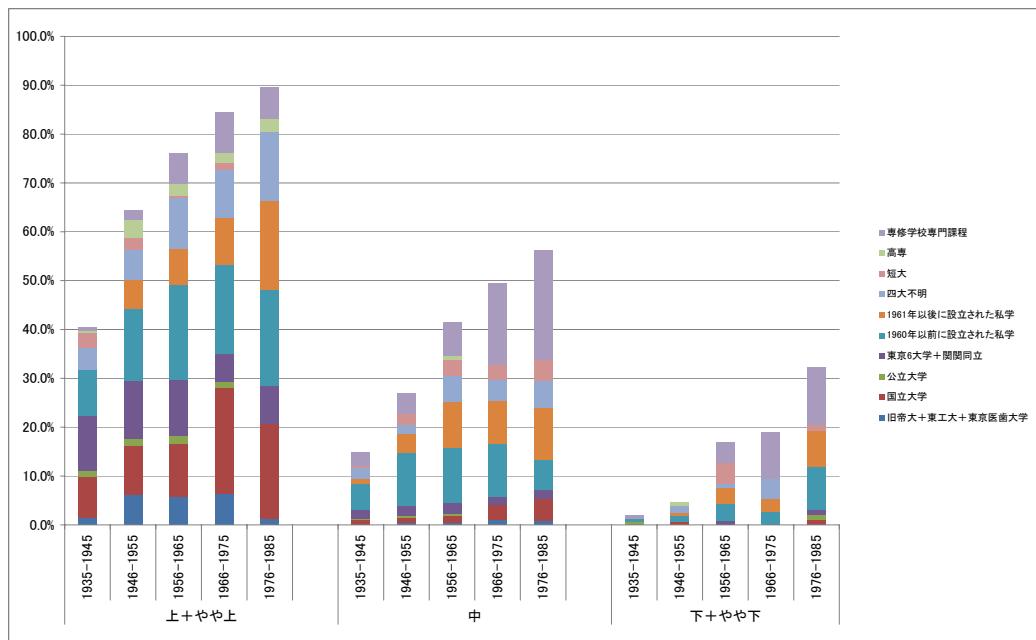


図3 中学3年時点での成績と進学先高等教育機関（男性）

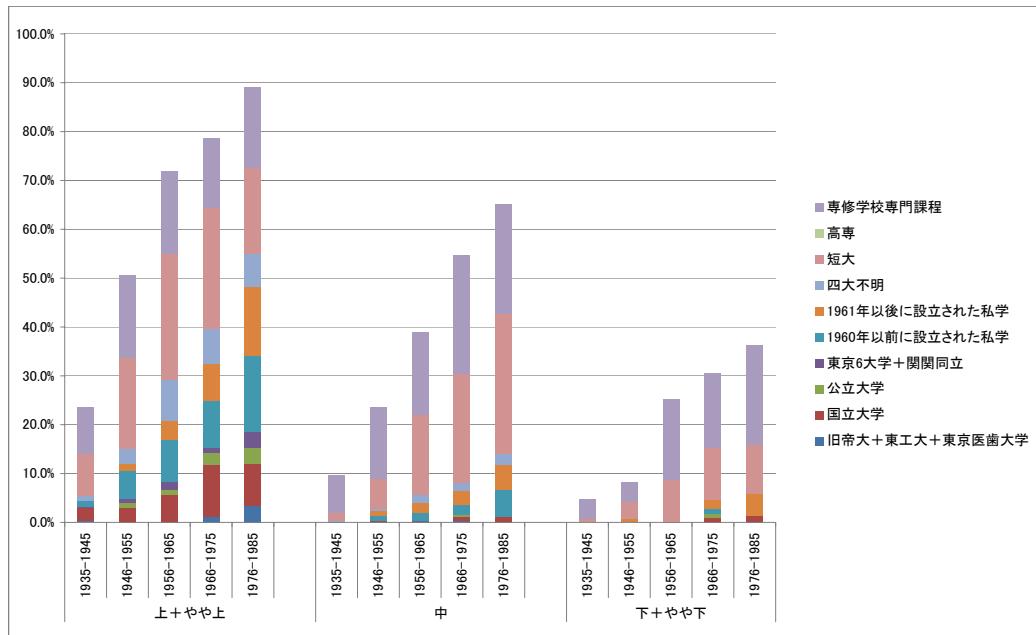


図4 中学3年時点での成績と進学先高等教育機関（女性）

#### 4.2 高等教育進学機会と経済的要因

今度は、以上の学力的要因に加味して、経済的要因も考慮に入れて進学率の推移を検討しよう。まず、図5は男性、図6は女性について、成績上位層について中学3年時点での暮らし向きを「豊か+やや豊か」「普通」「貧しい+やや貧しい」とに分けて示したものである。まず、図5に示した男性の場合、高等教育の進学拡大は、やはり圧倒的に4年制大学が担ってきたと言えるが、家計の経済力が低い層では、短期大学・高等専門学校・専修学校専門課程それぞれが、一定の機会拡大を担ってきたことがわかる。また、4年制大学進学率では若い世代でも経済的要因による差は一定程度認められるが、それでも家計下位層においても4年制大学進学率は約60%、高等教育全体では80%近くに達しており、成績上位であれば大部分の者に高等教育への進学機会が開かれ、苅谷（1995）の言う、進学が学力や成績により主要に規定される「大衆教育社会」が、ある程度現実味のあるものとなっていることが確かめられる。次に、4年制大学のなかでの類型についてみると、家計上位と中位では、国公立大学と私立中核大学との合計が3割前後で推移し、家計上位では、首都圏及び関西の大都市圏に立地する私立中核大学の比率が高まっている。他方、家計中位・下位層では、特に若い世代ほど、地方への立地の比率が高い国公立大学が進学機会の拡大の担い手になっていることがわかり、これも、それぞれの進学に要する経済的負担の軽重と整合的な結果といえる。また、その他の私立大学では、全体としては1960年以前に設立された、より選抜度が高い大学の比率が多い。

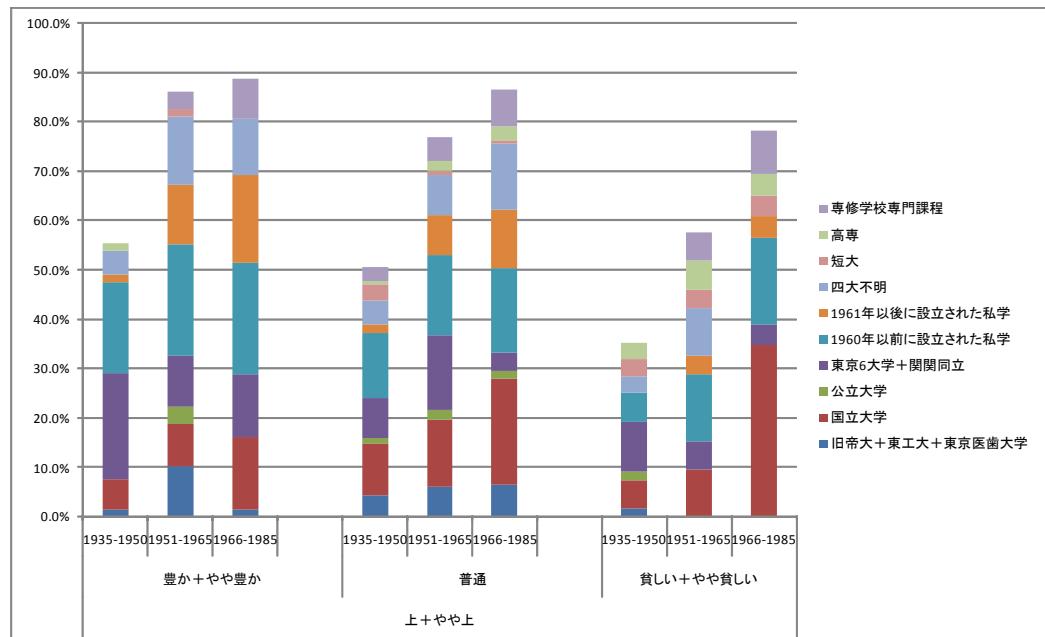


図5 中学3年時点での暮らし向きと進学先高等教育機関（男性・成績上位層）

次に、図6に示した女性の成績上位層では、いずれも急速に進学率が上昇しているとはい

え、男性に比較して短期大学・専修学校専門課程の占める比率が高い。また、家計上位・中位層では、特に若い世代において私立の4年制大学の占める比率が拡大しているが、家計下位層では、結果が安定したものとは言えないものの、4年制大学への進学は若い世代でも国立大学が主体であり、私立4年制大学への進学機会は限定的なものにとどまっていると考えられる。

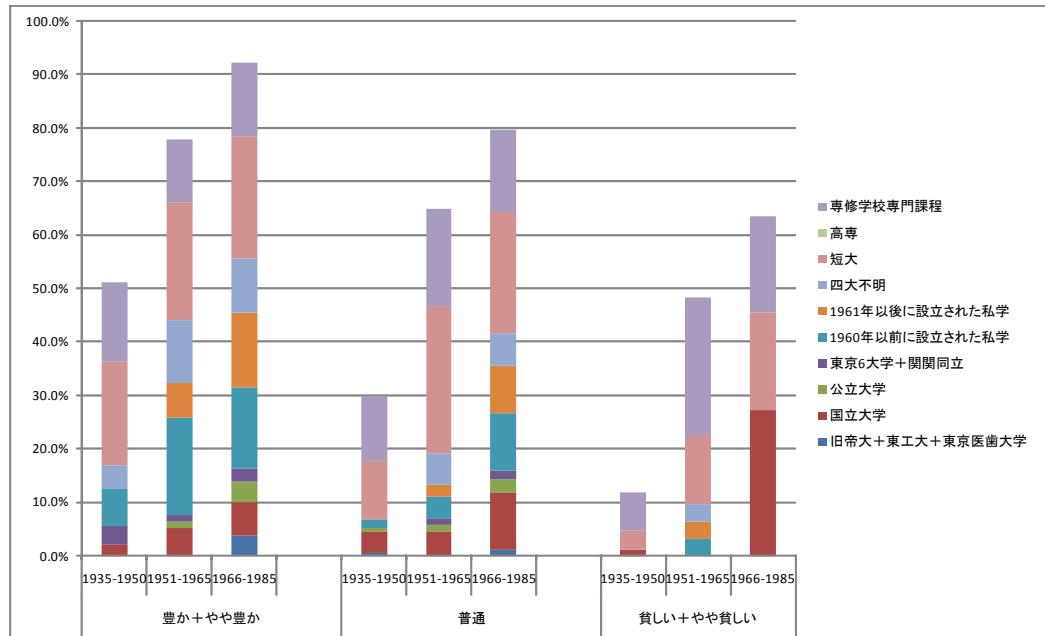


図6 中学3年時点での暮らし向きと進学先高等教育機関（女性・成績上位層）

次に、図7に示した男性の成績中位層では、各家計の経済層とも世代が若いほど高等教育進学率が高まるものの、家計の経済層の間の差は、4年制大学・高等教育全体とともに大きく残っている。また、4年制大学のなかで、国公立大学や私立中核大学などの選抜度の高い大学の比率は低く、大部分がそれ以外の選抜度の比較的低い私立4年制大学か、そして特に1966年以降生まれの若い世代では、専修学校専門課程の比率が急速に伸びていることが確認できる。

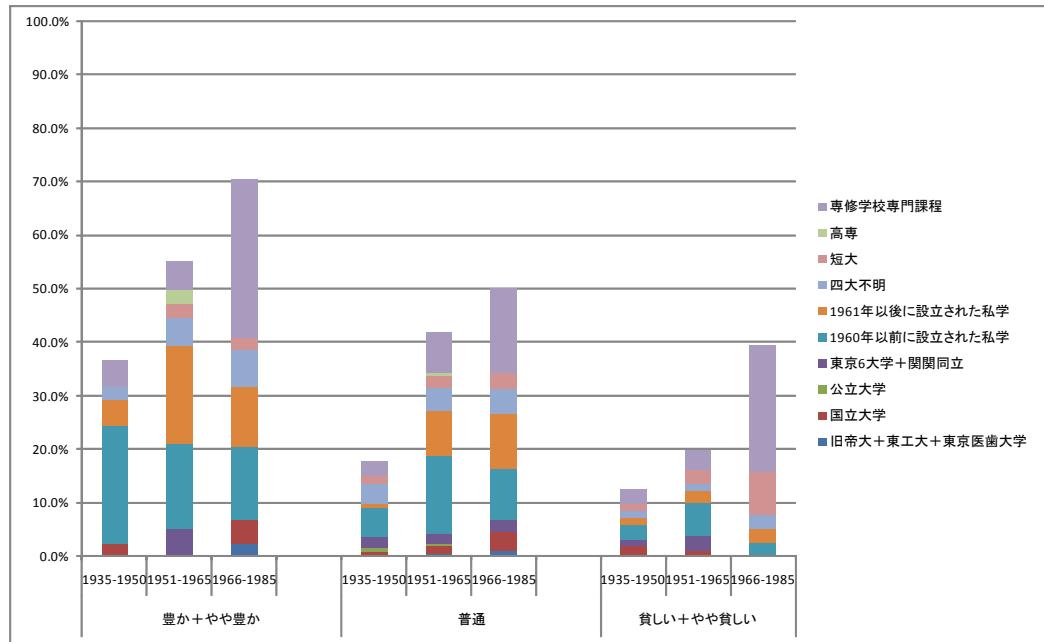


図7 中学3年時点での暮らし向きと進学先高等教育機関（男性・成績中位層）

次に、図8で女性の成績中位層についてみると、やはり女性の成績上位層よりも家計の経済層による進学率の差はやや大きく、また、家計上位層においても大部分を短期大学・専修学校専門課程の短期高等教育機関が占めていることがわかる。まず、4年制大学に関しては、家計上位層においても国公立大学や中核私立大学へ進学する者は極めて少数であり、家計下位層では、そもそも4年制大学への進学が若い層に至るまでほとんどない。さらに、短期高等教育のなかでは、教養教育としての性格がより強い短期大学は家計が豊かなほど比率が高くなり、家計下位層では進学の大部分がより職業志向の強い専修学校専門課程によって占められている。

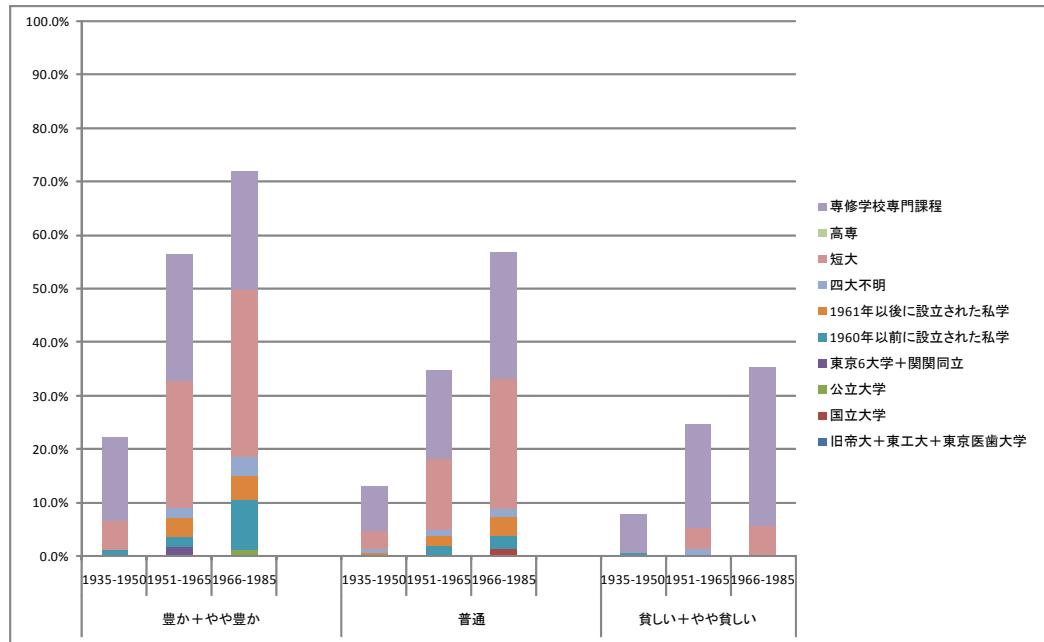


図8 中学3年時点での暮らし向きと進学先高等教育機関（女性・成績中位層）

次に、図9で、男性の成績下位層についてみてみると、これも必ずしも安定的な結果とは言えないが、男性の若い世代で家計上位層において4年制大学への進学率が伸び悩む傾向が見られ、逆に中・下位層においては差がありながらも4年制大学の比率が拡大している様子がわかる。この最後の世代は、前半は4年制大学進学が高等教育計画による定員管理で制限されていた時代を含んでおり、その後ゆるやかになっていること、さらに、女性の4年制大学の進出の拡大と奨学金の利用率の上昇など複雑な要素が絡んでおり、解釈が難しい。それでも、男性の4年制大学進学においては絶対的水準が低いとはいえた家計下位層でも4年制大学進学が若干みられるようになってきており、他方で、専修学校専門課程まで含めた高等教育全体では、経済的要因による進学率の差は厳然と存在しているということになるだろう。

これに対して、図10で成績下位層の女性についてみると、やはり、若い世代においても高等教育進学率の家計による差は厳然と存在し、しかも、その差は若い世代ほど拡大していると思われる結果となっている。特に、4年制大学への進学は、事実上家計上位層に限られ、男女雇用均等法成立以降の女性の高等教育進学の4年制大学へのシフトは、成績下位層かつ家計中位層以下ではおきていないことがわかる。また、成績中位層では、若い世代ほど短期大学の進学率が高まる傾向があり、人気が薄らいだ短期大学に、成績下位層がむしろ参入しているのではないかと推測される結果となった。

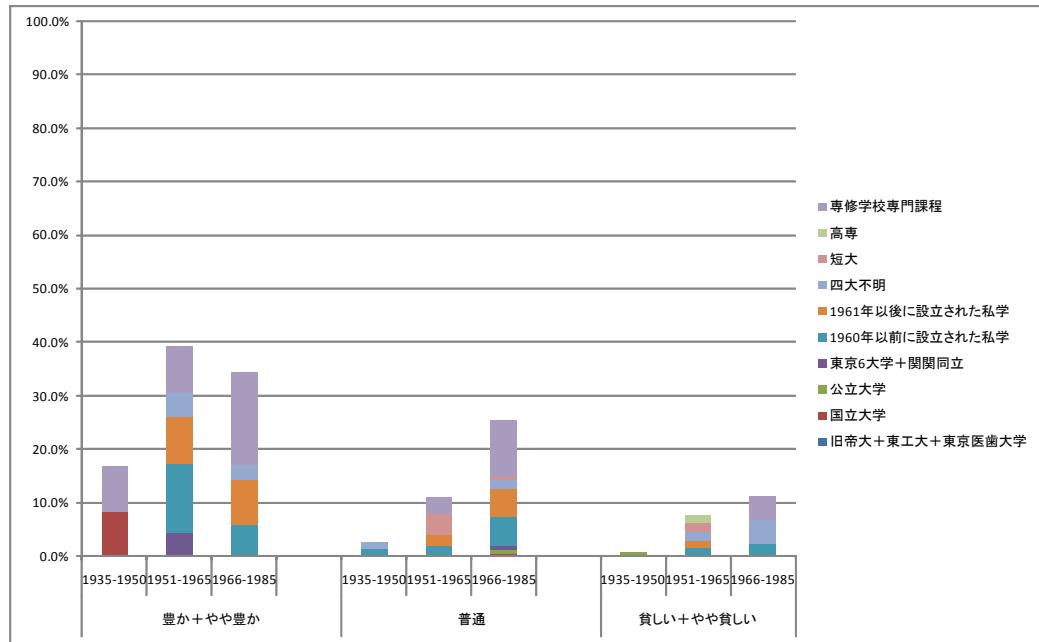


図 9 中学 3 年時点での暮らし向きと進学先高等教育機関（男性・成績下位層）

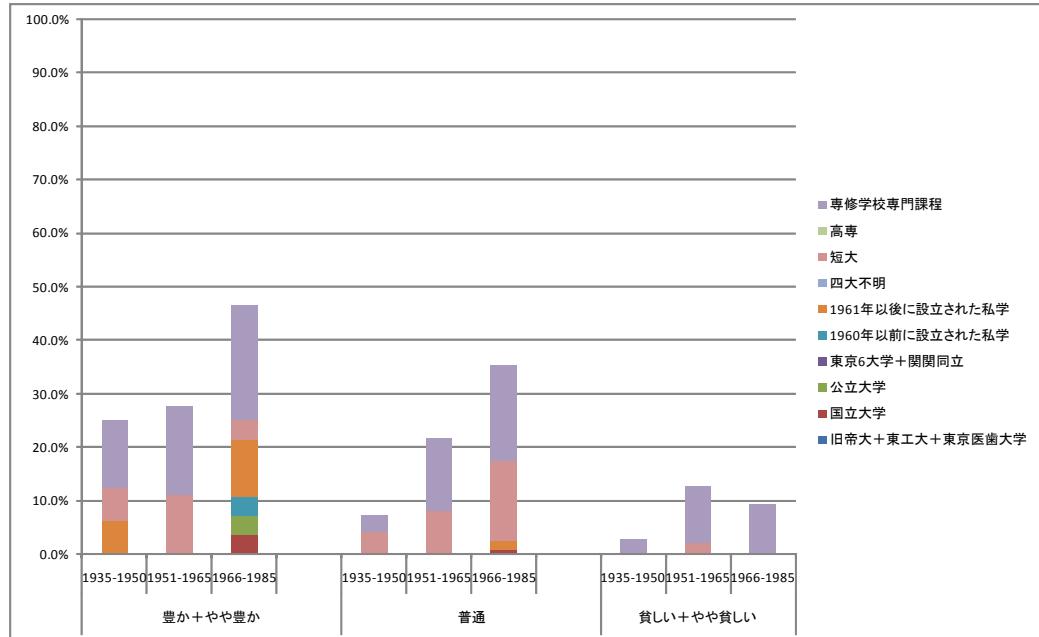


図 10 中学 3 年時点での暮らし向きと進学先高等教育機関（女性・成績下位層）

## 5.まとめ：高学歴化の再検討と今後

以上をまとめたのが表 2 である。表 2 では、それぞれのカテゴリーに属するシェアを % で

示し、さらに4分位での色分けを加えた。この表から明らかなのは、高等教育進学機会を規定する要因として、学力的要因、経済的要因、性別、そして年齢（マイナス）がそれぞれ独立に影響を与えていることである。そして、これを詳細に検討すると、次のようなパターンが一般化できそうである。すなわち、高等教育への進学が非常に限定的である場合、経済的要因による差は大きくないが、この機会が拡大する過程では、まず家計の上位層から拡大を始め、経済的要因による影響力が顕著となる。しかし、高等教育への進学率が一定以上に達すると家計の違いにかかわらず収斂を始め、経済的要因による違いは再び小さくなる。このような傾向の中で、下記の世代の3分類においては1951-65年生まれという、1970年代から80年代前半の、高等教育計画が導入され、特に4年制大学への選抜度が高まりつつある時期にあたった世代で、中学3年時点での暮らし向きという経済的要因の影響力がやや強まる傾向が読み取れる。その後、それぞれの高等教育カテゴリーのなかで家計の違いにかかわらず一定の値に収斂することで、経済的要因の影響力が再び弱まり、逆に学力的要因の影響力がやや高まっている。

表2 高等教育進学への学力的要因と経済的要因

		1935-1950			1951-1965			1966-1985		
		家計上	家計中	家計下	家計上	家計中	家計下	家計上	家計中	家計下
男性	国公立大学+私立中核大学									
	成績上	29.2	24.2	19.3	32.8	36.7	15.4	29.0	33.3	39.1
	成績中	2.4	3.6	3.7	5.3	4.2	3.3	6.8	6.8	0.0
	成績下	8.3	0.0	0.7	4.3	0.0	0.0	0.0	1.9	0.0
	4年制大学									
	成績上	53.8	44.0	28.6	81.0	69.4	42.3	80.6	75.6	60.9
	成績中	31.7	13.5	8.5	44.7	31.5	13.6	38.6	31.2	7.9
	成績下	8.3	2.6	0.7	30.4	4.0	4.6	17.1	14.3	6.8
	高等教育全体									
	成績上	55.4	50.5	35.3	86.2	76.9	57.7	88.7	86.7	78.3
女性	国公立大学+私立中核大学									
	成績上	5.7	5.3	1.2	7.8	7.0	0.0	16.5	16.1	27.3
	成績中	0.0	0.0	0.0	1.8	0.3	0.0	1.2	1.4	0.0
	成績下	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	7.1	0.8	0.0
	4年制大学									
	成績上	17.0	6.8	1.2	44.2	19.3	9.7	55.7	41.7	27.3
	成績中	1.1	1.3	0.6	9.1	4.9	1.3	18.6	8.9	0.0
	成績下	6.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	21.4	2.5	0.0
	高等教育全体									
	成績上	51.1	30.0	11.9	77.9	64.9	48.4	92.4	79.8	63.6

ここで示された結果は、高等教育の入学者の市場が学力選抜と学費その他の高等教育進学费用の負担能力に左右され、また、性別もまた、初職への参入市場における学歴価値の構造によって説明できると考えれば、あまりにも当たり前な結果が示されたということができるかもしれない。しかし、この結果からは同時に、成績上位層においては、高等教育の機会がほとんど誰にでも開かれることで、若い世代ほど学力的要因が経済的要因を上回る規定力を持つ傾向も示されている。

この、それぞれの世代および高等教育の異なる範囲によって、学力的要因と経済的要因との影響の及ぼしかたがどう違うかを検証するために、2項ロジスティック回帰による分析を行い、結果を表3・表4に示した。なお、ここでの被説明変数は、上位大学（国公立大学+私立中核大学）、4年制大学、そして高等教育全体それぞれに進学した場合1、しない場合0とするダミー変数を用いる。また、説明変数は、中学3年時点での成績、暮らし向きをそれぞれ今まで用いた3段階の「中」を基準とする「上ダミー」「下ダミー」を用いた。また、分析の結果をもとに、それぞれのダミー変数が0から1へ変化するときにどの程度進学可能性が変化するかを示す、平均値の周りでの進学状況の限界効果を算出した。例えば、表3で上位大学1935-50年生まれの限界効果の値は0.155であるが、これは成績が中から上に変化した場合、進学の予測確率が15.5%高まることを意味する（劉・盧・石村2005、丹後・山岡・高木1996）。

表3に示された男性の結果からは、学力的要因と経済的要因のそれぞれの影響力が、時代によって変化していること、上位大学への進学には経済的要因があまり影響力を及ぼしていないこと、また、どの高等教育カテゴリーにおいても、学力的要因の限界効果がどちらかといえば世代が若くなるほど高まるのに対し、経済的要因の限界効果は、1951-61年の世代で一度高まった後、全体としては再び弱まる傾向が見られることなどが確認できる。

表3 高等教育進学への学力的要因と経済的要因（2項ロジスティック回帰・男性）

上位大学	1935-1950		1951-65		1966-85	
	B	限界効果	B	限界効果	B	限界効果
成績上ダミー	2.170 ***	0.155	2.198 ***	0.225	1.911 ***	0.193
成績下ダミー	-1.345 *	-0.049	-1.126 *	-0.064	-1.470 ***	-0.084
豊かさ上ダミー	0.250	0.013	-0.141	0.010	-0.265	-0.017
豊かさ下ダミー	-0.260	-0.012	-0.961 ***	-0.056	-0.193	-0.012
定数	-3.303 ***		-2.733 ***		-2.539 ***	
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗	0.112		0.153		0.135	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗	0.237		0.282		0.253	
4年制大学	1935-1950		1951-65		1966-85	
	B	限界効果	B	限界効果	B	限界効果
成績上ダミー	1.457 ***	0.196	1.598 ***	0.357	2.000 ***	0.458
成績下ダミー	-2.036 ***	-0.162	-1.600 ***	-0.279	-0.965 ***	-0.203
豊かさ上ダミー	0.661 ***	0.090	0.819 ***	0.189	0.285	0.066
豊かさ下ダミー	-0.636 ***	-0.069	-1.016 ***	-0.193	-1.031 ***	-0.200
定数	-1.760 ***		-0.824		0.820	
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗	0.172		0.261		0.257	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗	0.271		0.357		0.350	
高等教育	1935-1950		1951-65		1966-85	
	B	限界効果	B	限界効果	B	限界効果
成績上ダミー	1.369 ***	0.217	1.593 ***	0.378	1.725 ***	0.380
成績下ダミー	-2.157 ***	-0.210	-1.378 ***	-0.301	-1.211 ***	-0.294
豊かさ上ダミー	0.556 **	0.088	0.784 ***	0.193	0.566 **	0.136
豊かさ下ダミー	-0.568 ***	-0.076	-0.922 ***	-0.212	-0.615 **	-0.153
定数	-1.430 ***		-0.388 ***		0.069	
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗	0.184		0.258		0.240	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗	0.276		0.345		0.320	

※\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意。

次に、表4に示した女性の分析結果は、そもそも絶対的に進学者が少ない上位大学については、若い世代で成績上位であることが多少効果を持ち始めるが、全体としてはモデルがほとんど説明力をもたないこと、若い世代においては4年制大学についても学力的要因と経済的要因がようやく影響力を持ち始めることがまずは見てとれる。また、最後に高等教育全体については学力的要因と経済的要因の双方が若い世代ほど影響力を増している様子が認められ、女性に関しては、高等教育進学が現状においても拡大基調にあり、高等教育達成の学力・経済的要因による格差が拡大する傾向にあるといえよう。

表4 高等教育進学への学力的要因と経済的要因（2項ロジスティック回帰・女性）

上位大学	1935-1950		1951-65		1966-85	
	B	限界効果	B	限界効果	B	限界効果
成績上ダミー	18.090	0.004	2.696 ***	0.000	2.249 ***	0.138
成績下ダミー	0.389	0.000	-15.449	-0.001	-0.200	0.007
豊かさ上ダミー	0.081	0.000	0.285	0.000	0.286	0.011
豊か下ダミー	-0.153	0.000	-16.883	-0.001	0.211	0.008
定数	-20.981		-5.340 ***		-3.961 ***	
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗	0.035		0.041		0.068	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗	0.262		0.218		0.182	
4年制大学	1935-1950		1951-65		1966-85	
	B	限界効果	B	限界効果	B	限界効果
成績上ダミー	1.951 ***	0.062	1.710 ***	0.010	1.925 ***	0.307
成績下ダミー	-0.363	-0.006	-18.108	-0.072	-0.673 *	-0.071
豊かさ上ダミー	0.948 ***	0.026	1.056 ***	0.006	0.815 ***	0.117
豊か下ダミー	-1.464 *	0.003	-0.985 *	-0.003	-1.125 *	-0.097
定数	-4.539 ***		-3.076 ***		-2.325 ***	
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗	0.045		0.130		0.173	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗	0.187		0.269		0.277	
高等教育	1935-1950		1951-65		1966-85	
	B	限界効果	B	限界効果	B	限界効果
成績上ダミー	1.033 ***	0.145	1.184 ***	0.287	1.193 ***	0.255
成績下ダミー	-0.540 *	-0.058	-0.767 ***	-0.174	-0.976 ***	-0.237
豊かさ上ダミー	0.830 ***	0.123	0.725 ***	0.179	0.723 ***	0.159
豊か下ダミー	-0.896 ***	-0.096	-0.559 ***	-0.130	-1.120 ***	0.273
定数	-1.896 ***		-0.602 ***		0.274 ***	
Cox & Snell R <sup>2</sup> 乗	0.094		0.139		0.155	
Nagelkerke R <sup>2</sup> 乗	0.155		0.187		0.211	

※\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意。

以上で示されたのは、高等教育を中心とした教育達成については、高等教育どの部分までを対象として議論するかにより、その解釈が異なってくること、そして、様々な社会・経済階層を示す指標と進学機会との関係を議論する以前に、学力的要因と経済的要因という、より直接的な変数が、大きな説明力を有することである。さらに、学力による選抜が男女双方に開かれて行われる以上、これら学力選抜を伴う高等教育機関への進学機会は、男性と女性のそれぞれについて、相互に独立ではなく、トレードオフの関係が成立することがある。

これらの結果は、高等教育研究に対しても、大きなインパクトを持つ。特に、あまり根拠のないとされていたトロウの提示した高等教育進学率 15%からマス段階、50%からユニバーサル段階という一定の量的判断基準が、高等教育拡大の傾向変化を示す節目の基準としては、ほぼ意味をもたないことが明らかになった。すなわち、従来大学・短期大学・高等専門学校のみの進学率を示したときに進学率 50%は、越えがたい障壁のような基準とみなされることもあったが、専修学校専門課程を含み、成績や家計によるコントロールをした上で詳細に分析した場合、成績上位では 90%前後まで進学率が特に大きな障壁にぶつからずに伸びていることが改めて確認された。検討の結果現れたのは、さまざまな人口動態の変化、経済や政策環境の変化を貫いて、一貫して一定のペースで高学歴化が進行している様子である。これは、下降回避説やアスピレーションなど様々な個人の進学行動を規定する社会学的説明とともに、教育システム自体が自律的に拡大を続ける自己増殖モデル(Meyer 1977, 丸山 1986)を検討することの意義を示唆しているととらえることもできよう。

本稿で示した分析は、高等教育機関の細かな類型化による詳細な分析という点では、過去の様々な SSM 研究にはない新しい視点を提示することができたと自負している。他方で、この記述的ともいえる分析からみえてきた構造を枠組みとして精緻化し、分析をより明確な形で提示すること、そして何よりも社会階層と高等教育進学の問題へつなげることについては、これから課題として大きく残っている。高等教育研究と社会階層研究の意味のある対話を成り立たせる道のりはまだ遠いが、まずはここで示したことを第一歩として、努力を重ねていきたいと考えている。

## 【文献】

- 天野郁夫. 1984. 「大学分類の方法」「大学群の比較分析」「大学群の特性分析」慶伊富長編『大学評価の研究』東京大学出版会 : 57-111.
- 安藤文四郎. 1979. 「学歴社会仮説の検討」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 : 275-292.
- 荒牧草平. 1998. 「高校教育制度の変容と教育機会の不平等：教育拡大のもたらしたもの」岩本健良編『1995 年 SSM シリーズ 教育機会の構造』: 15-31.
- 荒牧草平. 2000. 「教育機会の格差は縮小したか：教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育機会』東京大学出版会 : 15-35.
- 本田由紀・平沢和司編 2007『学歴社会・受験競争』日本図書センター
- 広島大学高等教育研究開発センター編. 2006. 「特集：高等教育研究 30 年」『大学論集』第 36 集
- 岩本健良. 2000. 「新しい市民社会の高等教育：市民による市民のための大学」高坂健次編『日本の階層システム 6 階層社会から新しい市民社会へ』東京大学出版会 : 73-93.
- 岩内亮一・苅谷剛彦・平沢和司編. 1998. 『大学から職業へ：就職協定廃止直後の大学労働市場』広島大学大学教育研究センター

- 金子元久. 1996. 「高等教育大衆化の担い手」天野郁夫・吉本圭一編『学習社会におけるマス高等教育の構造と機能に関する研究』放送教育開発センター : 37-59.
- 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
- 苅谷剛彦. 2008. 「「学業成績を規定する要因の変化：中学校3年生時点の成績自己評価の分析—」中村高康編『2005年SSMシリーズ6階層社会の中の教育現象』
- 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
- 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『1995年SSMシリーズ10 教育と世代間移動』
- 近藤博之. 2000. 「『知的階層性』の神話」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』: 221-245.
- 近藤博之. 2002. 「学歴主義と階層流動性」原純輔編『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房 : 59-87.
- 劉晨・盧志和・石村貞夫. 2005. 『社会調査・経済分析のためのSPSSによる統計処理』等虚図書
- Meyer, John W., Francisco O. Ramirez, Richard Rubinson, and John Boli-Bannett. 1977. "The World Education Revolution, 1950-70" *Sociology of Education* Vol.50: 242-58.
- 丸山文裕. 1986. 「教育の量的拡大のメカニズム：その理論と実証」『大学論集』第16集 : 65-82.
- 中西祐子. 2000. 「学校ランクと社会移動」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』: 37-56.
- 中村高康. 2007 「高等教育研究と社会学的想像力」『高等教育研究』第10集、玉川大学出版部 : 97-109.
- 中村高康編. 2008. 『2005年SSMシリーズ6階層社会の中の教育現象』
- 日本高等教育学会編 2007 「特集：高等教育研究の10年」『高等教育研究』第10集、玉川大学出版部
- 尾嶋史章. 1988. 「教育機会へのアクセスに関する趨勢分析」1985年社会階層と社会移動全国調査委員会『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書第3巻 教育と社会移動』: 41-86.
- 尾嶋史章. 1990. 「教育機会の趨勢分析」菊池城司編『現代日本の階層構造3 教育と社会移動』東京大学出版会 : 25-55.
- 佐藤広志. 1998. 「高等教育大衆化の実相：社会階層的な視点から」33-46頁。
- 丹後俊郎・山岡和枝・高木晴良. 『ロジスティック回帰分析：SASを利用した統計解析の実際』朝倉書店
- トロウ M. (天野郁夫、喜多村和之訳). 1976. 『高学歴社会の大学：エリートからマスへ』東京大学出版会
- トロウ M. (喜多村和之編訳). 2000. 『高度情報社会の大学：マスからユニバーサルへ』玉川大学出版部
- 吉田 文. 2002. 「国立大学の類型化」『国立学校財務センター研究紀要』, 第6号, 183-193
- 米澤彰純・濱名篤編. 2005. 『私立大学と学費・奨学金』私学高等教育研究所

謝辞：本稿の執筆にあたっては、ニューヨーク州立大学オルバニー校 Daniel Levy 教授による Program for Research on Private Higher Education (PROPHE) の協力のもと、同大学院生本田寛輔氏に大学分類やグラフ作成などに関してのお手伝いをいただいた。謹んで感謝の意を表します。

## The Expansion and Differentiation of Japanese Higher Education System and Educational Attainment

Akiyoshi YONEZAWA

Tohoku University

This article examines the impact of the expansion and differentiation of the Japanese higher education system on student enrolment in different types of higher education institutions. Much research has considered the relationship between social stratification and access to higher education; however, less attention has been given to the continuously evolving nature of institutions themselves and how students' educational attainment is affected. Higher education institutions are becoming increasingly diversified, having been influenced not only by student demands, but also by supply-side factors such as state policy and institutional behavior in the enrolment market. As such, understandings of access opportunity to higher education may differ according to definitions of higher education itself. Providing evidence of its consistent expansion over an extended period of time, the author argues ways in which Japanese higher education is seen to embrace differentiation whether it is based on merit, gender or socioeconomic factors.

Keywords: higher education, educational attainment, extension of educational years, market



# 社会空間アプローチによる階層と教育の分析

近藤博之  
(大阪大学)

## 【要約】

本稿では、ブルデューの『ディスタンクション』の分析枠組みを応用して、教育達成をめぐる社会的分化について吟味している。2005年SSM調査データから親世代の情報、本人世代の情報、両世代の情報をもとに3つの社会空間を構成し、それぞれの特徴について多重対応分析(MCA)による検討を行った。その結果から、親世代の社会空間は一次元性が強く、第1軸の位置によって子の教育達成がかなり正確に予測されること、そこでの格差パターンが男女とも時代的に安定していること、本人世代の社会空間では第2軸も有意義となり、親子の間で少ながらぬ移動が生じること、これらの社会空間において教育意識の分布が格差に関する意識と重なり、このアプローチが階層意識の態様を明らかにするのに有効であること、等が確認された。

キーワード：社会空間、教育達成、多重対応分析

## 1. 教育達成の差異と出身背景

ブルデューが『ディスタンクション』で採用した方法を定式化し、階層研究の社会空間アプローチとして展開しようとする動きがある(近藤2008)。本稿では、その方法を2005年SSM調査データに適用し、教育達成の格差や世代間の社会移動さらには階層意識の態様など、階層と教育に関わる問題がそのアプローチからどのように分析できるかを示す。

まず、中学卒業時点(15才時)の出身家庭の情報を用いて、親世代の社会空間(social space)を構築しよう。分析に用いるのは、父親の職業(17カテゴリー)と従業先の規模(6)、父親の学歴(4)、母親の学歴(4)、家庭にあった財項目から持家(2)、子ども部屋(2)、学習机(2)、ピアノ(2)、乗用車(2)、美術品・骨董品(2)の6項目、それに蔵書冊数(5)、当時の暮らし向きの評価(5)、父親のキヨウダイ数(4)、母親のキヨウダイ数(4)、本人のキヨウダイ数(4)、出身地(3)、年齢(5)の17変数73カテゴリーである。これらの変数は、ブルデューの分析にならい出身家庭の経済資本や文化資本や社会(関係)資本に関連するとみなせる変数群と、時代や地域の環境を統制するための変数群とで構成されているが、これに多重対応分析(Multiple Correspondence Analysis、以下MCA)を適用して全体の関連を検討してみる。なお、対象者の性別は出身家庭の特徴と独立であるとみなせるので、ここでは男女を区別せず全サンプル(5,738人)を分析に含めている。

表1が、MCAの結果を要約したものである<sup>1</sup>。MCAにおける固有値は、その方法の特徴から全体に小さな値となるが、通常、有意味な情報を含んだ固有値だけで比率を計算し直したベンゼクリの修正比率（Benzecri 1992）が注目される。その値をみると、第1軸の固有値が突出して大きく、これらの変数群でつくられた社会空間がほとんど一次元で構成されているのが分かる。SSM調査データから各種の地位変数を用いて社会空間を構築した場合、第1軸はブルデューが示したような「資本総量」の軸となるものの、第2軸は経済資本と文化資本が分離されず、「資本タイプの構成」の軸とはならないことが確認されているが（近藤 2008）、ここでもそれと同じ傾向が現れている。ここで変数は主として本人15才時のものであるので親の年齢が統制されており、そのために全年齢層を対象としたときよりもさらに一次元性が強くなっていると考えられる。

表1 主軸の分散(固有値)とBenzecriの修正及び累積比率 —「出身」の社会空間

	固有値	Benzecriの修正比率	同累積比率
第1軸	0.2714	0.8164	0.8164
第2軸	0.1195	0.0665	0.8829
第3軸	0.1113	0.0496	0.9325
第4軸	0.0909	0.0186	0.9511
第5軸	0.0862	0.0136	0.9647
...	...		
全イナーシャ	3.3619		

表2 各変数の第1軸と第2軸への寄与 —「出身」の社会空間

変数	第1軸	第2軸
父親の学歴	<b>0.1013</b>	<b>0.1451</b>
母親の学歴	<b>0.0998</b>	<b>0.0890</b>
子ども部屋	<b>0.0953</b>	0.0463
乗用車	<b>0.0805</b>	<b>0.0656</b>
学習机	<b>0.0797</b>	0.0458
ピアノ	<b>0.0664</b>	0.0116
美術品	0.0211	0.0024
持ち家	0.0013	0.0231
蔵書冊数	<b>0.0697</b>	<b>0.0880</b>
暮らし向き	0.0581	0.0380
父親の職業	<b>0.0746</b>	<b>0.1931</b>
父親の従業先	0.0480	<b>0.1038</b>
本人のキヨウダイ数	<b>0.0710</b>	0.0303
母親のキヨウダイ数	0.0088	0.0140
父親のキヨウダイ数	0.0050	0.0123
年齢	<b>0.1061</b>	<b>0.0748</b>
出身地	0.0133	0.0168
全体	1.0000	1.0000

他方、第1軸と第2軸に対する各変数の相対的寄与をまとめた表2は、出身背景の社会空間が親の学歴によって強く規定されていることを示している。ここで寄与率はMCAがつくる個人分布で各変数の分散比 $\eta^2$ を計算したときの値に関係しており、少ないカテゴリー数で寄与が大きい変数ほど空間に対する影響力が強いとみなすことができる。表では、とりあえず0.0588 (=1/17)を上回る数値を太字で表わしている。家庭にあった財項目も、第1軸の資本総量を区別するのに貢献しているとみなしてよいだろう。それに対して、親のキヨウダ

<sup>1</sup> 「不明・無回答」を含んだサンプルを除外せずに、非活性カテゴリー（passive categories）として距離計算に含めない特殊多重対応分析（Le Roux and Rouanet 2004）を適用している。階層研究におけるMCAの利用の意義については、近藤（2008）を参照のこと。計算は、筆者が作成したBasicプログラムによる。

イ数や出身地などの背景変数（社会関係資本を捉えているとみることもできる）は影響力をほとんどもっていないことが分かる。

つぎの図1は、出身背景がつくる社会空間の一次元性を確認するために「親の学歴」と「蔵書冊数」（文化資本の代理変数となる）それに「暮らし向き」（経済資本に関連する）をとりあげ、各々の座標を17個の親の職業<sup>2</sup>と一緒に第1-2軸平面にプロットしたものである。ここには非常に顕著なアーチ効果<sup>3</sup>が現れており、多くの変数が同じ序列に沿って並んでいる様子がうかがえる。

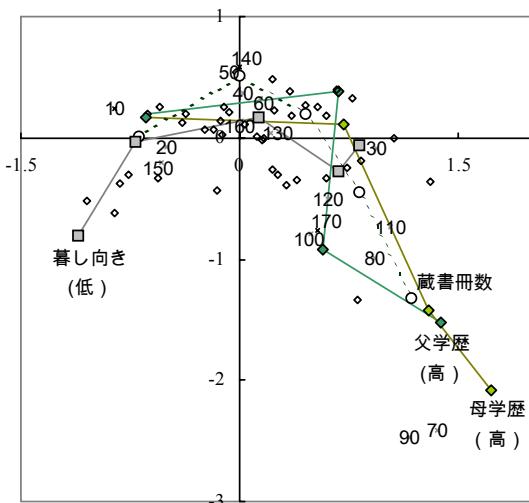


図1 主要変数の1-2軸平面へのプロット

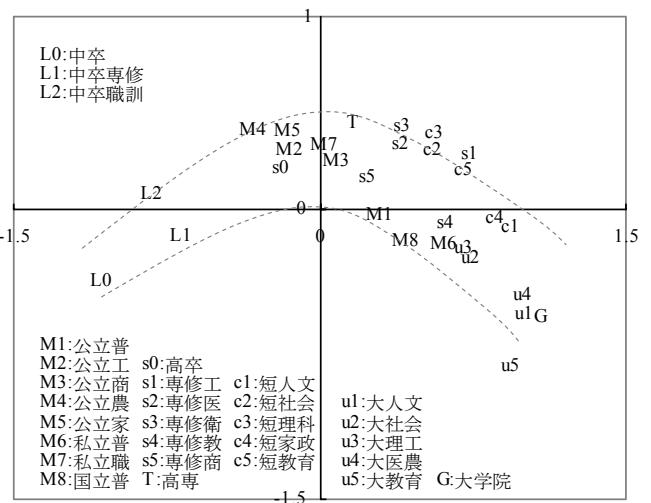


図2 教育達成の補充的プロット（点線はイメージで補筆）

また、図2はその空間に、本人の教育達成を補充変数<sup>4</sup>としてプロットしたものである。これは、特定の学歴を有する人について個人の分布からx座標とy座標の平均を求め、図1と同じスケールで配置したものである。図の中に注記しているように、ここでは中学卒業時（大文字のアルファベットLとMとT）と高校卒業時（小文字のアルファベットsとcとu）の2時点で進路・非進学を捉え、進学者については学校の種別に学部・学科の専攻分野を組み合わせた分類をあてはめている。参考までに大学院（G）の位置もこれらに付け加えている。中卒後の進路選択と高卒後の進路選択が同じ図の中に同居しているが、各々の特徴をもった個々人の集合の重心が同じ空間の近くまたは遠くに位置しているということである。たとえば、

<sup>2</sup> 10 農林漁業者、20 農林漁業雇用者、30 会社団体役員、40 商店主、50 工場主、60 サービス他の業主、70 専門職、80 技術職、90 教員、100 他専門職、110 管理職、120 事務職、130 販売人、140 技能者、150 労務作業者、160 個人サービス人、170 保安職の17分類。国勢調査の社会経済分類を基本としている。

<sup>3</sup> データが序列的な構造をもつときの典型的なパターンで、馬蹄効果、ガットマン効果とも呼ばれる。この場合、2軸の分布は数理的な理由以外の実質的な意味をもたないと思われる。

<sup>4</sup> MCAでは、空間を解釈するために、個人座標から任意の変数のカテゴリー重心を求めて補充的に投影することがよく行われる。こうした変数は、空間構築に関わった活性変数（active variables）と区別して補充変数（supplementary variables）と呼ばれる。

高校を卒業してから大学や専修学校に進学しなかった人たち（s0）の重心は、高校の職業科に進学した人たち（M2 他）の重心の近くにある。また、専修学校への進学（s）は、その位置関係から短大進学（c）と代替的な関係にあることが確認される。それは、学校教育の制度として似ているということではなく、進学者の家庭背景という点でよく似ているということである。この図からは、専修学校進学がどちらかというと図の右側に集まったホワイトカラーラー層出身者の選択肢となっていることが読み取れる。

2つの図を見比べれば明らかな通り、本人の教育達成は親の客観的な特徴がつくりだす社会空間と密接に対応しており、社会空間の一次元性が教育達成にも同じ一次元性をもたらしている。また、高校でも、大学・短大でも、進学先の分野が目立った差異を作り出しておらず、分野の間に多少の距離が見られたとしても、それらは一次元の並びのなかに収まっている。たとえば、大学の社会系と理工系は人文系や医（歯薬）農業系よりも左方に位置しているが、それは大学卒業後に技術者及び事務・販売系職員としてすぐに産業界に入ることを想定した進路選択であり、いかにもブルデューのいう「必要性への距離」に対応しているよう見える。このように学校教育の選択は出身家庭における「資本総量」の差異という観点から解釈可能であり、（他の国の学校制度も多かれ少なかれ同様の傾向をもつと予想されるが）日本の学校制度がきわめて家庭依存的であることが改めて確認される。

出身背景からみた教育達成の一次元性をより端的に示したのが、つぎの図 3-1、図 3-2 である。これは第 1 軸における個人の座標から「資本総量」の 5 分位を作成し、各 5 分位の教育達成を比較したものである<sup>5</sup>。全体の並びを 20%ずつに分けた機械的なものであるが、現代日本における教育達成の状況が出身家庭の「資本総量」によって序列化され、その序列がどの年齢層でも安定的であることが明確に示されている<sup>6</sup>。

この図から、時代の推移とともに教育達成の階層間格差が縮小してきたとの印象を引き出すことはまったくできない。傾向として言えるのは、全体の高学歴化とせいぜい男女間の差異の変化についてである。まず、中学卒業が 1970 年以前となる 50-69 才層では、高校進学が男女とも一般化したものの大学進学には男女差が残り、それぞれにおいて上位層が突出した進学傾向を示していた。つぎに中学卒業が 1990 年以前となる 35-49 才層では、高等教育の拡大が中位層で進み、男子は 4 年制大学、女子は短期大学という組み合わせが一般的な進学パターンとして定着した。そして、中学卒業が 1990 年以降となる 20-34 才層では、女子の高等教育進学が 4 年制大学でも顕著に増加したのだが、男子ではとくにそうした変化が起こっておらず、全体の進学率も階層間の格差も前の年齢世代とほとんど変わらない結果となっている。尾嶋・近藤（2000）が指摘したように、近年になるほど男女間の競合が進み教育達成の差が縮まってきたといえるが、出身階層の格差はほとんど変わらない形で維持されている。

<sup>5</sup> 5 分位は、20-34 才、35-49 才、50-69 才の年齢層ごとに男女混みで求めている。

<sup>6</sup> 各出身階層の教育達成状況を吟味するのに「閾値モデル」（近藤 1999）が適当な理由がここにある。

棒グラフの色分けから読み取れるように、上級学校の進学率にみる 5 分位の傾斜は、この間、ほとんど同じなのである。

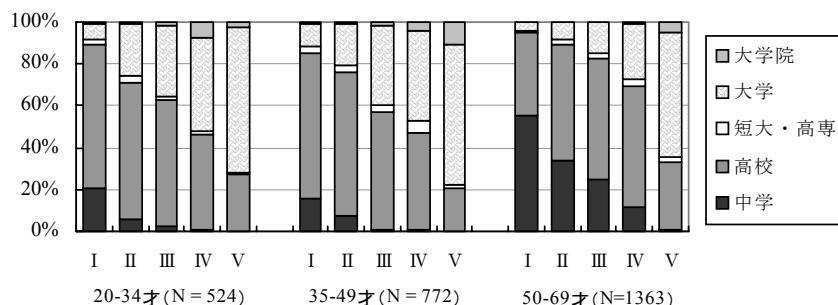


図 3-1 資本総量 5 分位による教育達成の比較-男子-

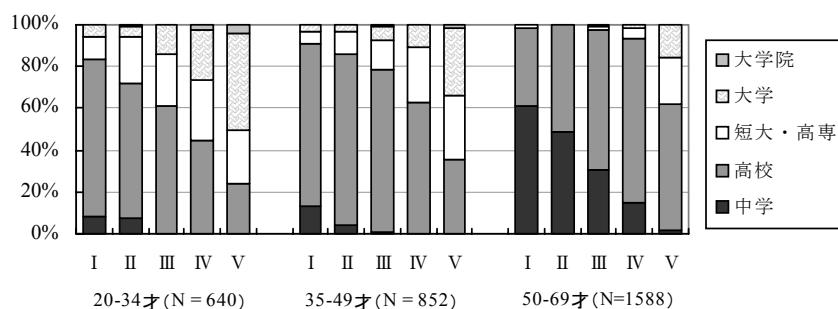


図 3-2 資本総量 5 分位による教育達成の比較-女子-

## 2. 本人世代の社会空間と学歴の布置

今度は、親世代と同様の変数構成で対象者自身の社会空間をつくり、世代間の社会移動を検討してみよう。用いる変数は、現職（16）と従業先の特徴（6）、学歴（5）、所得（5）、現在所有している財項目から持家（2）、パソコン（2）、ピアノ（2）、乗用車（2）、美術品（2）、文学全集・図鑑（2）の 6 項目、それに現在の暮らし向きの評価（5）、現在の居住地（3）、年齢（5）の 13 変数 57 カテゴリーである。所得が追加されたこと、子ども部屋と蔵書冊数をパソコンと文学全集・図鑑に置き換えたこと、キョウダイに関する変数を除外したことが親世代の変数構成と比べたときの主な相違点である。なお、現在の境遇は男女で異なるので別々に分析する必要があるが、これについては男子の情報を活性変数として MCA を適用し、女子の情報を補充変数として扱うことで対応した<sup>7</sup>。

<sup>7</sup> 反対に、女子の情報から社会空間をつくり、男子の情報を補充変数として扱った場合も検討している。それによると、男子を活性変数、女子を補充変数として求めた個人得点と女子を活性変数、男子を補充変数として求めた個人得点の

表3 主軸の分散(固有値)とBenzecriの修正及び累積比率—「到達」の社会空間

	固有値	Benzecriの修正比率	同累積比率
第1軸	0.2237	0.5347	0.5347
第2軸	0.1695	0.2219	0.7566
第3軸	0.1249	0.0661	0.8227
第4軸	0.1138	0.0415	0.8642
第5軸	0.1113	0.0367	0.9009
...	...		
全イナーシャ	3.3984		

表4 各変数の第1軸と第2軸への寄与—「到達」の社会空間

変数	第1軸	第2軸
現職	<b>0.1731</b>	<b>0.2400</b>
従業先	0.0718	<b>0.1921</b>
学歴	<b>0.1387</b>	0.0486
所得	<b>0.1379</b>	0.0444
持家	0.0372	<b>0.1018</b>
パソコン	<b>0.1205</b>	0.0024
ピアノ	<b>0.0796</b>	0.0207
乗用車	0.0347	0.0143
美術品	0.0339	0.0433
文学全集	0.0626	0.0429
暮らし向き	0.0651	0.0121
現住地	0.0063	0.0517
年齢	0.0386	<b>0.1856</b>
<b>全体</b>	1.0000	1.0000

先と同じ要領で分析結果を整理したのが表3と表4である。親の場合と異なるのは、第2軸の分散がいくらか大きくなり、第2軸にも実質的な意味が加わることである。表4からうかがえるように、それに対する寄与が大きいのは主として現在の職業と年齢である。これは対象者の年齢幅が父親の場合よりも広いこと、この間の社会変化（とりわけ農業就業者の減少と雇用労働者及び商工業自営者の増加）を反映して、雇用と自営の別及び従業先の規模の違いが第2軸の分散に反映されるようになったことによる。その様子を主だった変数のカテゴリーを用いて示したのが図4、その空間に教育達成のカテゴリーを補充変数としてプロットしたのが図5である。

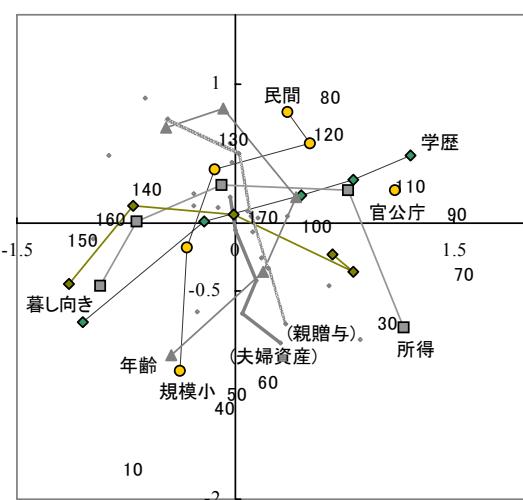


図4 主要変数の第1-2軸平面へのプロット

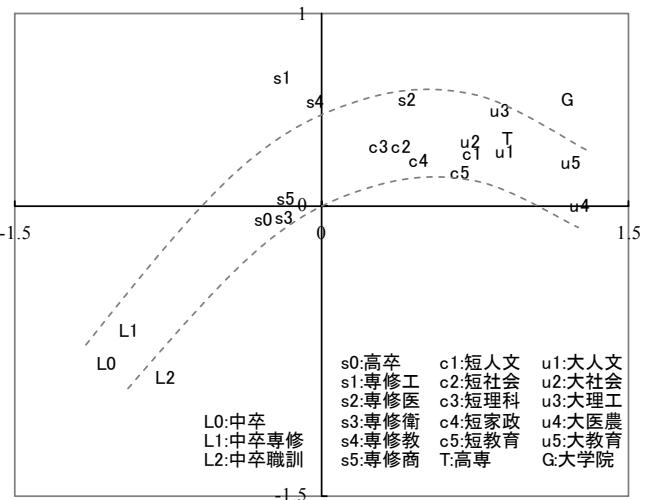


図5 教育達成の補充的プロット（点線はイメージで補筆）

相関係数は、第1軸で0.942、第2軸で0.931となった。職業生活の違いは大きいものの、全体の類似性は高い。

第2軸が経済的な内容を捉えていることは、軸の上下に自営業（40、50、60など）と雇用労働（80、120、130など）の対比が見られること、夫婦の保有する資産額や親からの贈与額を補充変数としてプロットしたときのカテゴリーの布置などから明らかだろう。第1軸が学校教育を出発点とした職業達成の分化に対応するとしたら、第2軸は加齢にもとづく経済達成の違いに対応しているといえる。なお、ここでの変数構成に親の学歴や職業を加えると、全体の図柄が時計回りにほんの少しだけ右回転し、第1軸が教育及び職業達成による分化、第2軸が経済的変数による分化という傾向がより明瞭となる（図8も参照のこと）。

他方、本人世代の社会空間に先と同じ教育達成をプロットしたものが図5である。その重心は第1軸に沿って並んでおり、第2軸の分化にはあまり関わっていない。学科の違いも依然として小さいままである。また、専修学校の位置について、進学のときは大学・短大の代替機関となっていたが、就業の局面では事務（120）、販売職（130）、技能職（140）、保安職（170）などに近接しており、短大・大学卒業者の位置とは隔たっているのが分かる。

図4に示した第1-2軸平面の特徴は、ブルデューが強調した文化資本と経済資本の対比に似ていなくもないが、横軸が「教育及び職業達成」、縦軸が「年齢及び経済資産」の対比で構成されていると見るのが自然である。今後、高学歴の若い世代がこれまでのような所得上昇を実現せずに、教育投資の費用をかろうじて回収する程度の経済生活を送るようになれば、第2軸から年齢や世代の要素が消えて、純粹に教育資本と経済資本の対立といった構図が浮かび上がってくるかもしれない。実際、これと同様の方法でノルウェー社会を分析したローゼンlund（Rosenlund 2000）は、ブルデューの導いた構図が、産業社会の発達によって新しい分配原理が定着するようになった最近のものであるという仮説を示している。日本にも同じことが当てはまるのかもしれないが、そこに至るにはさらに教育達成における出身家庭への従属が解消されなければならないだろう<sup>8</sup>。

親世代と本人世代の社会空間がほぼ同じ内容の変数で構築されたので、つぎに世代間の地位移動を検討してみよう。この関心から、「資本総量」を表わす第1軸の個人座標に注目し、そこでの相対的な位置関係を親子で比較することに異論はないだろう。言わば、MCAから求めた総合的な地位尺度を世代間で比較してみるのである。表5が、2つの指標を用いてそれを行ったものである。1つは各々の空間の個人座標の対応にピアソンの積率相関係数を当てはめたもの、もう1つは各々の空間で3つの年齢層ごとに10分位をつくり、そこでの所属の対応からケンドールのτ係数を求めたものである。2つの係数ともほぼ同じ傾向を示しており、50-69才層で親子の関連がもっとも強く、35-49才層で関連が少し弱くなり、20-34才の若い世代で親子の地位関連が再び強くなっているのが分かる。ただし、その反転傾向は女子の動きを反映したものであり、男子の場合はどちらの係数も若い世代ほど関連が弱いのが明

<sup>8</sup> 興味深いことに、ブルデューの経済資本と文化資本の対比は、地位の一貫性・非一貫性の議論（原・今田 1979）とも関係している。もちろん、社会空間の一次元性が強いことは、諸々の地位変数が一貫的であることを意味している。

らかである。それらの結果が加齢に伴う男女固有のパターンを現しているのかどうかを見極めるには、もちろんさらに詳細な検討が必要になる。

表 5 社会空間の相対的位置に関する世代間の関連の強さ

	ピアソンの積率相關係数( $r$ )				ケンドールの関連係数( $\tau$ )			
	20-34 才	35-49 才	50-69 才	全体	20-34 才	35-49 才	50-69 才	全体
男	0.407	0.438	0.516	0.364	0.266	0.276	0.345	0.307
女	0.510	0.420	0.511	0.484	0.344	0.280	0.319	0.307
全体	0.466	0.428	0.505	0.416	0.311	0.274	0.331	0.307

### 3. 階層意識の分析－社会意識の対立

ブルデューの分析の中心は、客観的な変数で構築された社会空間と日常の生活様式空間の対応関係をハビトゥスの概念を用いて整合的に解釈するところにあった。ここでも、それと同様の方向で、社会空間と階層意識の関係について SSM 調査データから吟味してみよう。

この目的のために、これまでの親の情報と本人の情報を総合し、改めて 25 変数 111 カテゴリーによる MCA を試みた。分析に用いた変数は、本人の現職（16）、父親の主職（17）、本人と父親の従業先の規模（各 6）、父親と母親の学歴（各 4）、本人の学歴（5）、本人の所得（5）、15 才時と現在の暮らし向き（各 5）、親所有の財項目から持家、子ども部屋、ピアノ、乗用車、美術品の 5 項目（各 2）と蔵書冊数（5）、本人所有の財項目から持家、パソコン、ピアノ、乗用車、美術品、文学全集・図鑑の 6 項目（各 2）、出身地と現住地（各 3）、それに年齢（5）である。なお、分析対象は男子に限っている<sup>9</sup>。

これまでと同じ要領で表 6 と表 7 に MCA の結果をまとめている。親の情報を加味しているので本人世代の情報のみでつくられた社会空間よりも一次元性が強くなっているが、依然として第 2 軸に実質的な意味が確保されているように見える。表 7 の寄与の比較からは、出身背景を表わす親の特徴は第 1 軸の分散に、本人世代の特徴は年齢や財所有を中心に第 2 軸の分散により強く関わっているのが分かる。全体として、先の 2 つの分析結果を組み合わせた内容になっている。第 1-2 軸平面の全体的な投影図を後出の図 8 に示したが、それが『ディスタンクション』のなかでブルデューの描いた 1960 年代フランス社会の社会空間の模式図と比較すべきものとなる。すでに述べたように、軸の解釈はブルデューが示唆したようにはいかないが、職業の空間的な布置は非常によく似たものとなっている<sup>10</sup>。この基本構図が人々の行動や意識とどのように関連しているかを吟味するのが、この先の課題となる。

<sup>9</sup> 職業生活に関する情報を男女で揃えるのが困難なためである。この場合、女子サンプルだけで女子の社会空間を導くか、あるいは男子の社会空間のなかで女子の情報を補充変数として扱うか、いずれかの対応が考えられる。

<sup>10</sup> ブルデュー以外になされた欧州のいくつかの分析例とも似ている（Rosenlund 2000、 Prieur and Rosenlund 2005）。

表 6 主軸の分散(固有値)と Benzecri の修正及び累積比率—「出身」と「到達」

	固有値	Benzecri の修正比率	同累積比率
第 1 軸	0.1955	0.5949	0.5949
第 2 軸	0.1156	0.1407	0.7356
第 3 軸	0.0906	0.0630	0.7985
第 4 軸	0.0880	0.0567	0.8552
第 5 軸	0.0782	0.0358	0.8911
...			
全イナーシャ	3.4837		

表 7 各変数の第 1 軸と第 2 軸への寄与—「出身」と「到達」の社会空間

変数	第 1 軸	第 2 軸	変数	第 1 軸	第 2 軸
父職	<b>0.0861</b>	<b>0.0561</b>	現職	<b>0.0725</b>	<b>0.1277</b>
従業先 1	<b>0.0562</b>	0.0312	従業先 2	0.0308	<b>0.0437</b>
父学歴	<b>0.0912</b>	0.0327	本人学歴	<b>0.0988</b>	0.0171
母学歴	<b>0.0857</b>	0.0199	所得	0.0199	<b>0.0699</b>
暮らし向き 1	<b>0.0476</b>	0.0109	暮らし向き 2	0.0160	0.0374
持家 1	0.0002	0.0185	持家 2	0.0009	<b>0.0953</b>
子ども部屋	<b>0.0571</b>	0.0031	パソコン	0.0369	0.0252
ピアノ 1	<b>0.0422</b>	0.0000	ピアノ 2	0.0115	<b>0.0617</b>
乗用車 1	<b>0.0435</b>	0.0204	乗用車 2	0.0020	0.0253
美術品 1	0.0164	0.0182	美術品 2	0.0087	<b>0.0572</b>
蔵書冊数	<b>0.0752</b>	0.0065	文学全集	0.0089	<b>0.0722</b>
出身地	0.0212	0.0152	現住地	0.0156	0.0163
			年齢	<b>0.0550</b>	<b>0.1184</b>
			全体	1.0001	1.0000

注) 変数の寄与が 0.04 (=1/25) を上回るものを太字にしている。

ここでの検討法を説明するために、まず MCA から導かれた第 1-2 軸平面の男子サンプル 2,197 人の射影を図 7 に四角い点で示してみよう。黒い四角はその中でピアノを所有している人たちを表わしている。この図は、広場に集まった人々に対して、まずさまざまな角度からみて社会的地位が自分と似通っていると考える人たちの近くに席をとるように指示を与え、座席が決まったところで、ピアノを持っている人に一斉に手を挙げてもらった状態に例えることができる。図のなかにある 2 つの白丸はピアノを持っている人たちと持っていない人たちのそれぞれの位置の重心である。この図からはピアノの所有が原点から右下の領域に広がっており、左端や上端には所有者がほとんどいないことが分かる。「なし」のカテゴリーと「あり」のカテゴリーの重心を求め、直線で結ぶだけでもその特徴が空間のどの辺りの領域に対応するもので、どちらの方向に特徴が広がっているかが明らかとなる。何らかの意見を尋ねて、賛否の分布がこれと同じようなものであったとしたら、その意識はピアノと同様に経済的な差異を反映したものであるとみなすことができるだろう。なお、カテゴリーの重心が大きく離れているほど、その意識は社会分化に関係していると解釈することができるが、その目安はルバールら (Lebart et al.

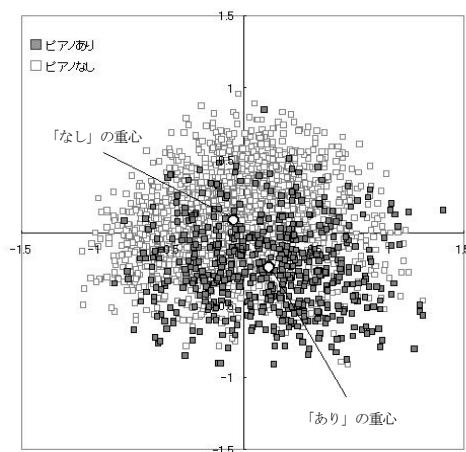


図 7 ピアノ所有者の社会空間上の位置

1977、大隅・ルバール他 1994) にならって、空間全体の布置から該当数だけランダムにサンプリングしたときの標準誤差から判断することができる<sup>11</sup>。

図9が、主だった意識項目を補充変数としてとりあげ、客観変数でつくられた社会空間に各々の重心を配置したものである<sup>12</sup>。まず注目すべきは、狭義の階層意識を構成する5段階と10分位の「階層帰属意識」が第4象限から第2象限にかけて直線的に展開している点である(サンプル数の関係から、各々のカテゴリーの一部を合併している)。現在の暮らし向きに関する意識もほぼ同じ並びとなっており、この並びが社会空間のハイアラーキーにほぼ重なっていることが分かる。他方、今後の収入の見通しや職場での昇進に関する意識は、若年ホワイトカラーが多く集まる第1象限から、高年の自営業者が多く含まれる第3象限に向けてやはり直線的に広がっている。こうした様子から、客観変数で構築した社会空間が人々の主観的な世界と密接に対応していることが改めて確認される。つまり、ブルデューの模式図と同じように、文化的、経済的、社会的な資源をより多く保有し、自らも社会階層の上位に位置すると考えている人々(ここでは右下の領域に対応)から、保有する資源量が相対的に少なく、自らも社会階層の下位に位置すると考えている人々(ここでは左上の領域に対応)まで、ブルデューが「支配階級」、「中間階級」、「庶民階級」と呼んだような、似通った生活基盤と社会意識を共有する複数の集合が区別されるのである。

つぎに、同じ図9のなかで格差や不公平に関する意識に注目してみよう。それらも、社会成員間の差や序列のイメージを前提とした社会意識であり、「狭義の階層意識」(原 1990、原・盛山 2000)に属している。図から一目瞭然であるが、社会階層の上位と下位で格差に対する認識がことごとく対立している。会社役員や専門職従事者が多数集まっている右下の領域では、おそらく大多数の人が現在の「格差が大きすぎる」とは見ていないし、「格差をなくすのが重要」であるとも考えていない。むしろ、機会が公平であれば「格差が広がってよい」し、「競争による貧富差は仕方ない」とみており、その点で現状の「地位獲得機会は豊富」であり、「地位獲得競争は納得」のいく仕方でなされているとみなしている。望ましい分配基準を尋ねれば、「実績」をあげた人ほど多く得るのが望ましいとの回答が多くなるのも当然だろう。これに対して、技能者や労務作業者のブルーカラー層がより多く集まる左上の領域では、それらの格差に関する認識がことごとく反対のもの(下線は否定を表わしている)となり、望ましい分配基準も「必要」や「努力」を通り越してより多く「平等」(だれもが同じくらい得るのが望ましい)を支持するようになっている。臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社

<sup>11</sup> 空間全体を構成する個人を  $N$ 、検討したい補充変数の主座標を  $\phi_{ak}$ 、サンプル数を  $n_k$  として、全体平均からの有意味な距離であるか否かを判断するためのテスト値が  $\phi_{ak} \sqrt{n_k \frac{N-1}{N-n_k}}$  で与えられる(ルバール・大隅他、1994、頁)。

<sup>12</sup> 意識項目には、サンプル全体に共通のものと、調査票Aまたは調査票Bにのみ含まれるものと3種類ある。しかし、第1-2軸の平均と分散を比較してみると3者ともほぼ等しい値であることが確認できたので、図8ではまったく同じ扱いをしている。なお、図9のスケールは図8のスケールよりも小さく、客観的変数の分化よりも主観的変数の分化の方が小さいことが分かるが、文字表記のカテゴリーはだいたい注9の基準を上回っていることを付記しておく。

員、契約社員等の非正規雇用者の重心がこの領域に集まっている点も注目される。現代の日本社会が、教育、職業、所得、資産等の資源を重なりの多い形で配分し、人々の社会意識がそれらの保有状況に応じて分化した社会であることは、これをもって明らかであろう。

他方、格差の認識が社会階層の上下的な並びに重なっているのに対して、社会的不公平の認識はそれに直交する分布を見せてている。不公平意識の中心が組織雇用の若い世代にあり、公平意識の中心は低学歴の中高年層にみられる。若い世代全般に現状否定的な傾向が見られるが、高学歴層ではそれが不公平意識となって現れ、低学歴層では格差（被害）意識となって現れているということである。格差（被害）意識が高学歴の若年層に広がっていないのは、図からも読み取れるように、彼らが収入や昇進について上昇の見通しをもつことができているからである。彼らの現状に対する不満は、日常の経済生活よりも財や機会の分配基準に関わる制度的な特徴に向けられているように見える。したがって、現在の経済生活を受入れる態度において、世代間の対立とともに、世代内の対立が生じてくるのである。

さらに、これらの意識の対立に、子どもに対する教育意識を重ねてみよう。今回のSSM調査に含まれている質問項目は、「子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい」、「子どもには、学校教育のほかに家庭教師をつけたり、塾に通わせた方がよい」、「子どもにはできるだけ多くの財産を残してやるのがよい」の3つだが、学歴主義に見合う教育促進的な意識は社会階層を前提とする格差意識に重なり、教育以外の経済的なサポートを肯定する資産贈与の意識は所得や資産や家柄に関する不公平の意識に重なっていることが分かる。ここには、家柄や資産が社会的効力をもつことに批判的でありながら、自らの世代形成に関しては資産贈与を重視する若年高学歴者のアンビバレンツな意識が反映されているように見える。先に見た教育達成の一次元性も、こうした教育意識と関連するものであろう。

ところで、従来のSSM研究では、階層の観点から分析がなされる限り、ほとんどすべての社会意識が「階層に関する意識」として広義の階層意識に括られてきた（原 1990、原・盛山 2000）。しかし、そうした扱いは本来の階層意識の定義を浸食し、議論の焦点をいたずらに拡散させるものである。この点について、社会空間アプローチは階層意識についてもう少し限定的な取組みを可能にする。と言うのも、ここで示したように客観的な社会空間の構築と並行して分析が進められるので、現実の階層化と関係のない社会意識を無闇に分析に含める必要がないからである。教育意識のように、社会空間のなかで差異を作り出しているもののみを取り上げ、空間全体の布置から現実的な対立的関係を読み取ることに注意を集中すればよいのである。こうした観点から、教育意識以外にも政治や職業やジェンダーなどの諸々の意識をSSM調査から取り出し、階層意識として分析することが可能である。言うまでもなく、日常生活のなかの行動も意識と同じように扱うことができる。それらを用いて生活様式空間を構成し、趣味や慣習行動の階層化機能を検討していく作業は今後の課題としておく。

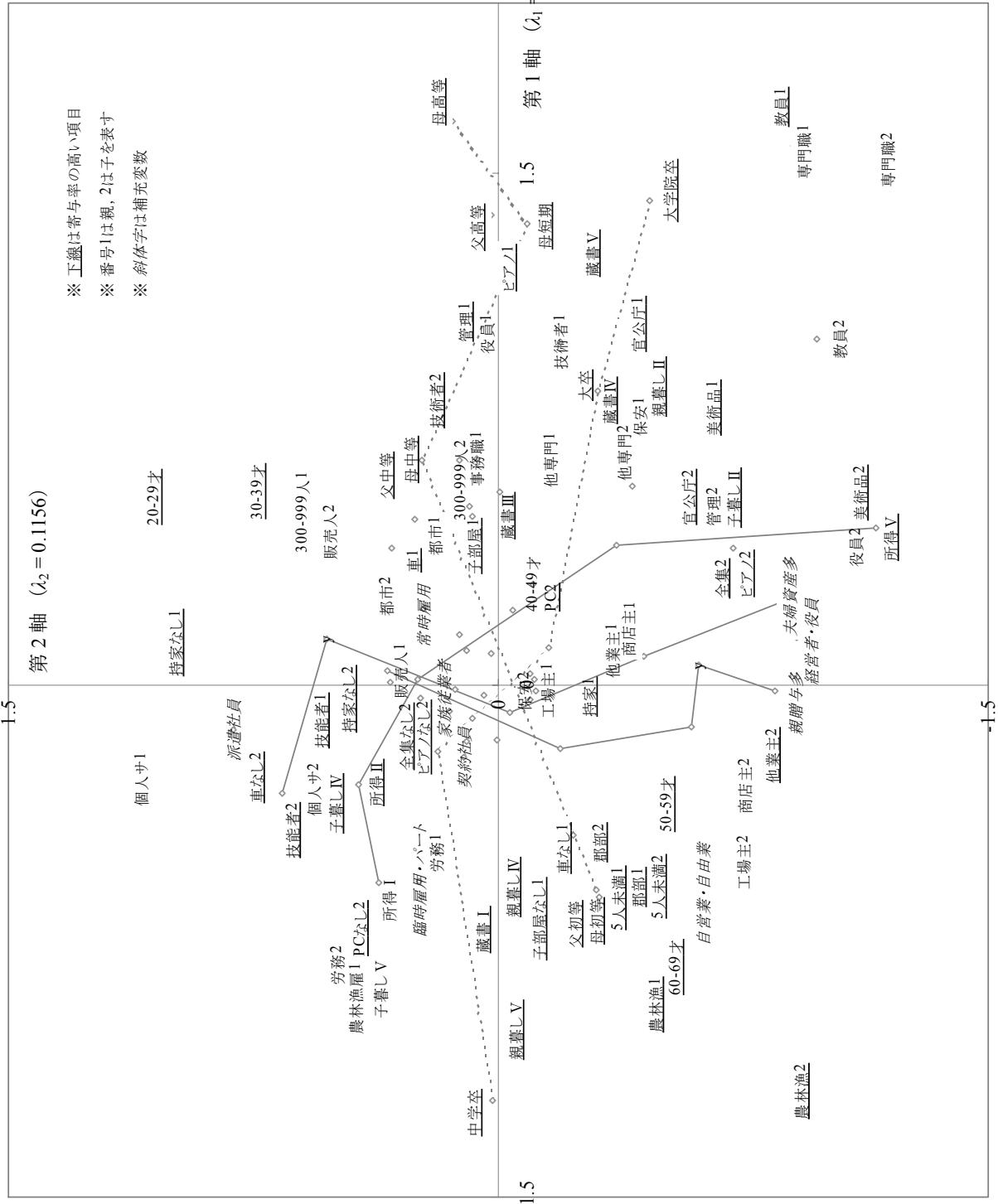


図8 2005年日本の社会空間－出身と到達の特徴から

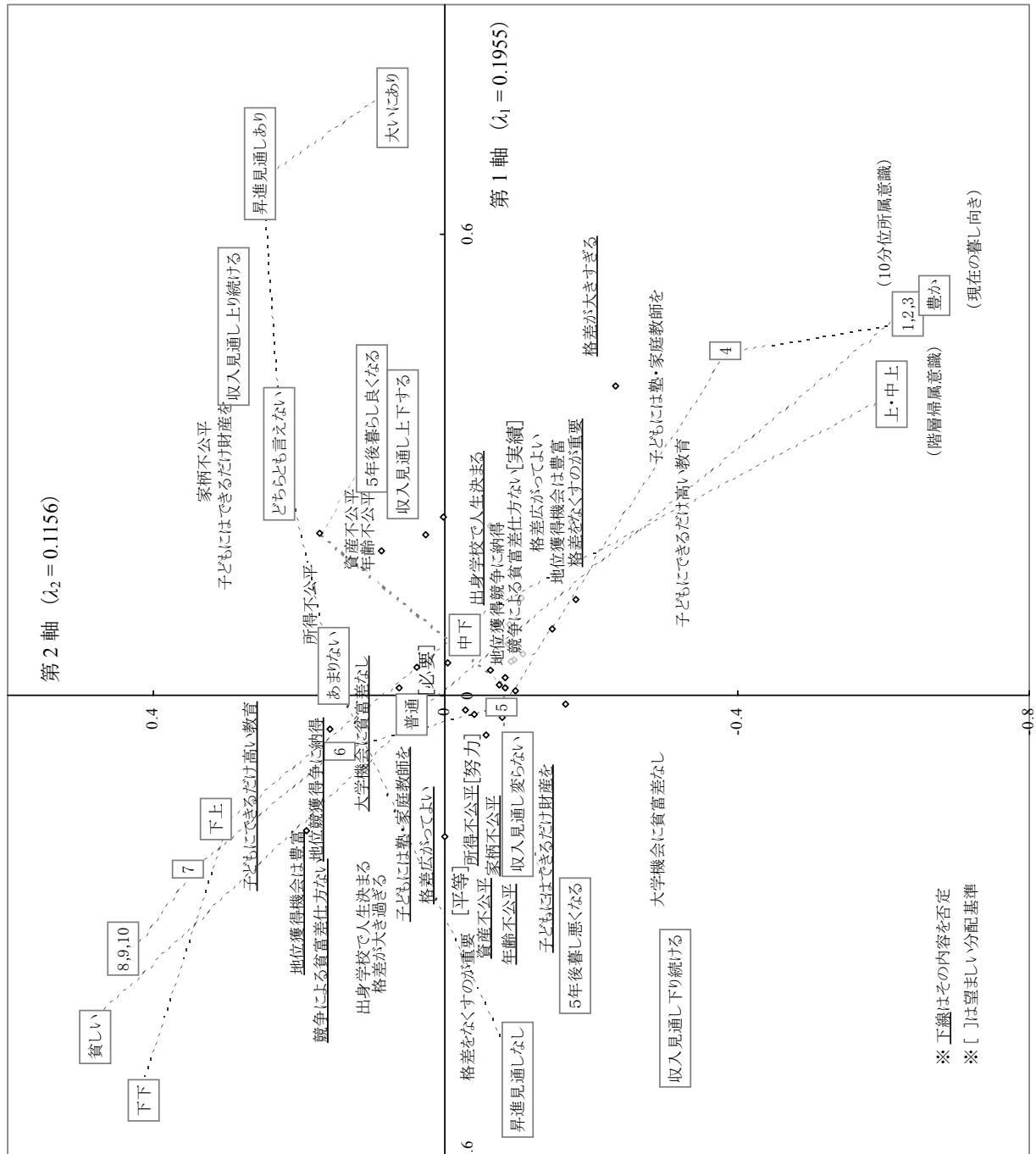


図9 2005年日本の社会意識の対立—社会空間への補充的プロット

#### 4. まとめ

本論では、教育と階層の関係について多重対応分析を用いて検討した。諸々の地位変数から社会空間を構築し、それをもとに現実のさまざまな関連を読み取っていくこの方法は、ブルデューが『ディスタンクション』で実践したデータ分析の技法を、社会研究のための一般的な方法として発展的に継承したもので、階層研究の社会空間アプローチと呼ぶことができる。その検討から明らかとなったのは、まずは場所も時代も異なる現在の日本で1960年代のフランス社会と大変よく似た社会空間が構築されたということである。近代的な産業及び職業制度を共通にもち、学校教育が人材の育成と配分に同様の機能を果たしていれば、それも当然のことと言えるかもしれない。しかし、『ディスタンクション』に描かれた世界が必ずしもフランス社会に固有の特殊なものではなく、(ブルデューが期待していたように)たいていの国に当てはまりそうだということが具体的に実証されたことは、それなりに意義深いものであると言える。

もちろん、同じ方法で国際比較を行なえば微妙な差異が発見されるに違いない。ここでの分析結果にも、親世代の社会空間には経済資本と文化資本の明確な分離が見られず、たいへん強い一次元性が観察された。出身（親世代）と到達（本人世代）を組み合わせた社会空間においても、そうした一次元性はかなり強く残されていた。また、男女の教育達成にはその一次元性に沿ったきわめて明確な序列構造が観察された。こうしたパターンは他の国でも同じなのかどうか、社会空間アプローチによる分析を志向する階層研究者が各国に増えていくにつれて徐々に明らかとなっていくだろう<sup>13</sup>。少なくとも、2005年SSM調査では韓国と台湾について同じ形式のデータを収集しているので、東アジアの異同についてはすぐに結論が出来るはずである。

そして、階層意識の検討から、この社会空間アプローチが客観的な変数と主観的な変数を同時に考慮することで、社会の階層状況をリアルに読み取っていくのにたいへん有効であることが示された。産業社会の発達とともに、ある時期から階級の消滅や階層の流動化が指摘されるようになっているが、社会空間アプローチによって把握された社会の対立的な構図はむしろ階級・階層の不变性を示すもののようにみえる（本論の附録では、このことを階層意識の側から確かめている）。この間の教育制度の発達や職業構造の変動にもかかわらず、関係のパターンは同じように維持されている。ただし、社会空間の細部に焦点を当てて吟味したなら、個々の職業が時代の推移とともに互いの位置関係をかなり規則的に変えていく様子が確認されるかもしれない。それは、世代間の時間幅で緩やかに動く場合もあるし、世代内で短期に変化する場合もあるだろう。ここでは、MCAがそうした細部の検討にも対応可能であり、実際に同じ方法で職歴データを検討している例（van der Heijden et al. 1997）が存在することのみ付け加えておく。

<sup>13</sup> 今のところ、ノルウェーとデンマークで経済資本と文化資本が対称的な形で分離することが示されている。それらは、過去四半世紀に教育機会格差を明確に解消してきた国に属している（Espin-Andersen 2006）。そのことが示唆するように、多様な問題領域に関連を求めて社会空間アプローチを展開していくことが可能だろう。

## 参考文献

- Benzecri, J. P., 1992, *Correspondence Analysis Handbook*, Marcel Dekker.
- ブルデュー, P., 1989, 『ディスタンクション』, 石井洋二郎訳, 藤原書店. (原本の出版年は 1979)
- Espin-Andersen, G., 2006, "Social inheritance and equal opportunity policies," in Hugh Lauder et al., eds, *Education, Globalization and Social Change*, Oxford University Press.
- 原純輔, 1990, 「序論－階層意識研究の課題－」, 原純輔編『現代日本の階層構造－階層意識の動態』東京大学出版会.
- 原純輔・盛山和夫, 2000, 『社会階層－豊かさの中の不平等』, 東京大学出版会.
- 今田高俊・原純輔, 1979, 「社会的地位の一貫性と非一貫性」, 富永健一編『日本の階層構造』, 東京大学出版会.
- Lebart, L. A. Morineau and K. M. Warwick, 1977, *Techniques de la Description Statistique: Methodes et Logiciels pour l'Analyse des Grands Tableaux*, Bordas, Paris. (邦訳は翻訳者の論文を加えた新版として出版されている。大隅昇・L. ルバール・A.モリノウ・K. M. ワーウィック・馬場康維『記述的多変量解析法』, 日科技連, 1994)
- Le Roux, B. and H. Rouanet, 2004, *Geometric Data Analysis: From Correspondence Analysis to Structured Data Analysis*, Kluwer Academic Publishers.
- 近藤博之, 1999, 「メリトクラシー仮説と教育機会の趨勢」, 『社会学評論』50-2.
- 近藤博之, 2008, 「多重対応分析を用いた社会空間の構築」, 前田忠彦(編)『社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』, SSM 調査シリーズ 12, 2005 年社会階層と社会移動調査研究会 所収.
- 尾嶋史章・近藤博之, 2000, 「教育達成のジェンダー構造」, 盛山和夫編『ジェンダー・市場・家族』, 東京大学出版会.
- Prieur A. and L. Rosenlund, 2005, "Social and cultural distinctions in Aalborg, Denmark," paper to Rethinking Inequalities – 7th ESA conference, Torun, Poland. (<http://www.sifo.no/files/Prieur.pdf>)
- Rosenlund, L., 2000, "Social Structures and Change in Norway: Economic and Cultural Dimensions," *International Journal of Contemporary Sociology*, 37(2).
- van der Heijden, P. G. M., J. Teunissen, and C. van Orle, 1997, "Multiple correspondence analysis as a tool for quantification or classification of career data," *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22-4.

## Class and Education from a Perspective of Social Space

**KONDO, Hiroyuki**  
**Osaka University**

### Abstract

This paper applied Pierre Bourdieu's approach and analytical framework in *Distinction* to examine social differentiation around education. Based on 2005 SSM survey data, a social space was constructed from socio-economic and demographic variables, and its relational structures, especially social functioning of education, were analyzed by a multiple correspondence analysis (MCA). Three kinds of social space were constructed: for the current status of respondents, for their parents' one at the time when respondents were 15 years old, and for the intergenerational one with all information of both generations. The findings are as follows. First, a strong one-dimensionality was found in the parental

social space where only the co-ordinates in the first axis, representing volume of family resources, can predict correctly educational attainment of offspring. Second, in the space of respondents themselves, the second axis developed along income growth and/or ownership of properties with aging and it induced no small amount of intergenerational mobility especially in men. Third, we confirmed that subjective items, for example opinions about societal inequalities or education, could be projected onto a Cartesian space in a meaningful way based on the social space as Bourdieu had suggested.

**Keywords:** social space, educational attainment, multiple correspondence analysis

## 附録 階層意識からの社会空間の造形－空間の相同性－

本論では、社会経済的変数により構築された社会空間をもとに階層意識の態様を捉えようとした。他方、それとは逆の方向で諸々の意識がつくりだす関係を空間的に把握し、その構図のなかに客観的な地位変数を補充的に投影していくことも可能である。どちらの探求も、〈存在〉と〈意識〉の対応関係を吟味する有意義な課題を構成する。実際に、2つの取組みから同じ関係パターンが導かれたなら、そこに社会構造を特徴づける重要な分化や対立が刻印されているとみなすことができるだろう。両者のパターンが相違する場合も、その違いから定型的な分析では捉えられない隠れたメカニズムが発見される可能性がある。こうした発想から、ここでは本論で捉えられた社会空間と階層意識の関係が現在の日本社会を実質的に特徴づけるものであるかどうかを、〈意識〉から〈存在〉に遡及するというこれまでとは逆の手続きによって確かめてみよう。つまり、社会経済的変数でつくられた社会空間と階層意識からなる意識空間の相同性（homology）を確認する作業を行ってみる。

分析に用いた意識変数は31変数86カテゴリーで、主に「留置A票」の質問項目から採用している。附表2に意識項目の概略を問番号とともに示したが、4点または5点尺度の質問は、全体の傾向をつかみやすくするためにカテゴリーを「そう思う」と「そう思わない」の2つ、または「どちらとも言えない」を含む3つに集約している。サンプル数は男女込みで2,828人である。附表1と附表2に、本論と同じ要領で分析結果を整理しておく。

附表1 主軸の分散(固有値)とBenzecriの修正及び累積比率—階層意識空間

	固有値	Benzecriの修正比率	同累積比率
第1軸	0.1245	0.5683	0.5683
第2軸	0.0923	0.2408	0.8091
第3軸	0.0626	0.0614	0.8704
第4軸	0.0555	0.0361	0.9065
第5軸	0.0523	0.0267	0.9332
...			
全イナーシャ	1.8535		

附表 2 各変数の第 1 軸と第 2 軸への寄与—社会意識空間—

変数（問番号、カテゴリー数）	第 1 軸	第 2 軸	変数（問番号、カテゴリー数）	第 1 軸	第 2 軸
10 分位階層帰属意識 (面接票, 6)	0.0193	<b>0.0928</b>	望ましい分配基準 (Q3, 4)	0.0044	<b>0.0540</b>
上-下 5 段階帰属意識 (Q8, 4)	0.0191	<b>0.0988</b>	競争による格差公正 (Q4 7, 2)	0.0017	<b>0.0515</b>
現在の暮らし向き (面接票, 5)	0.0216	<b>0.0770</b>	格差は正が重要 (Q4 1, 2)	0.0105	<b>0.0629</b>
今後の収入見通し (Q14-5, 4)	0.0038	0.0305	個人の自由が重要 (Q4 ウ, 2)	0.0005	0.0004
今後の昇進見通し (Q15-2, 6)	0.0021	<b>0.0383</b>	増税して福祉充実 (Q7 7, 3)	0.0121	0.0152
性別不公平あり (Q1 7, 2)	<b>0.0616</b>	<b>0.0383</b>	困窮者は国が扶助 (Q7 エ, 3)	0.0040	0.0207
年齢不公平あり (Q1 イ, 2)	<b>0.0741</b>	0.0197			
学歴不公平あり (Q1 ウ, 2)	<b>0.0936</b>	0.0157	格差拡大で構わない (Q6 7, 3)	0.0100	<b>0.0491</b>
職業不公平あり (Q1 エ, 2)	<b>0.1112</b>	0.0270	学校で人生が決まる (Q6 イ, 3)	0.0192	0.0040
家柄不公平あり (Q1 オ, 2)	<b>0.0874</b>	0.0140	収入格差が大きすぎ (Q6 ウ, 3)	<b>0.0406</b>	<b>0.0576</b>
所得不公平あり (Q1 カ, 2)	<b>0.1221</b>	0.0132	10 年後に収入差拡大 (Q6 エ, 3)	0.0205	0.0007
資産不公平あり (Q1 キ, 2)	<b>0.1169</b>	0.0187	社会はよくならない (Q5 イ, 3)	0.0063	0.0194
民族不公平あり (Q1 ク, 2)	<b>0.0755</b>	<b>0.0433</b>			
地位や収入の機会豊富 (Q2 7, 2)	0.0113	<b>0.0443</b>	子には高い教育 (Q17 7, 2)	0.0000	0.0231
地位や収入の競争公正 (Q2 イ, 2)	0.0195	<b>0.0324</b>	子には塾や家庭教師 (Q17 イ, 2)	0.0000	0.0189
大学機会に貧富差なし (Q2 ウ, 2)	0.0216	0.0096	子には多くの財産 (Q17 ウ, 2)	0.0003	0.0022
学校外訓練機会は豊富 (Q2 エ, 2)	0.0090	0.0067	全体 (86)	1.0000	1.0000

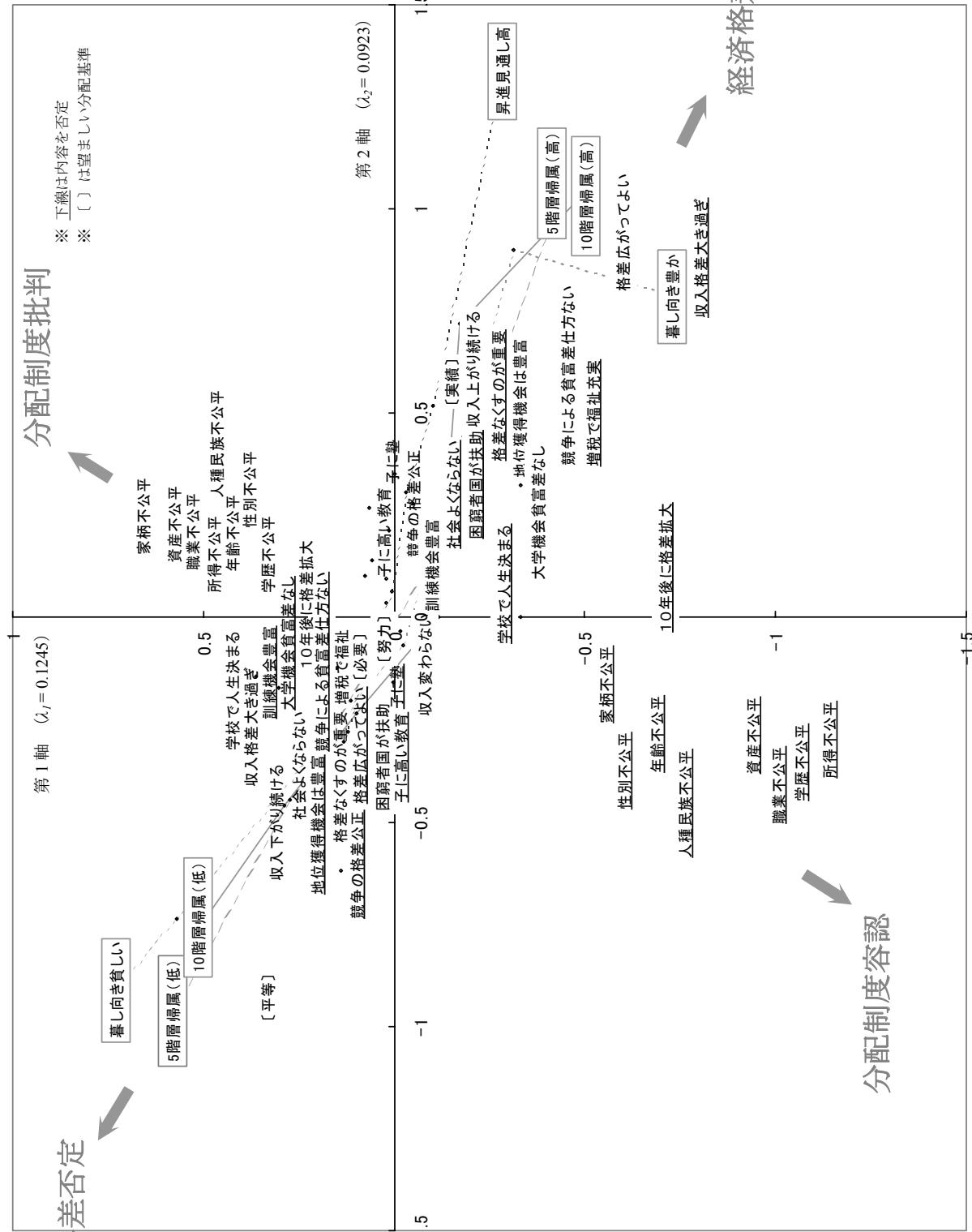
注) 変数の寄与が 0.0323 (=1/31) を上回るものを太字にしている。

社会的な格差や不公平を扱った意識ばかりなので、項目が多い割には傾向がはつきりしており、附表 1 に示すように第 1-2 軸のみで分散のかなりの部分が説明されている。また、附表 2 は 2 つの主軸に対する相対的寄与を比較したものであるが、ここでも本論で捉えられたのと同じ傾向が現れている。まず、第 1 軸に対する寄与が高いのはさまざまな種類の社会的不公平に関する認識であり、それが対象者の階層意識に顕著な差異をもたらしていることが分かる。とくに寄与が大きいのは学歴・職業・所得・資産の獲得的な資源要因に関するものであり、性・年齢・民族・家柄の属性的な要因の寄与を上回っている。他方、第 2 軸に対する寄与が高いのは、暮らし向きや階層帰属の自己評価と社会の機会状況及び収入格差に関する認識である。第 1 軸は必ずしも自分自身の利害に直結しない社会全体の客観的な評価、第 2 軸は対象者自身の境遇が多分に反映された格差認識という対比が当てはまっている。

また、附表 2 からは教育に関する意識が第 1-2 軸の形成にさほど関与していないことが分かる。大学教育や学校外訓練の機会を尋ねた質問も、子どもの教育に対する熱意を尋ねた質問も、また「どんな学校を出たかで人生がほとんど決まってしまう」という学歴主義を象徴する質問も、ここでの空間構築に対する寄与は小さい。つまり、現在の日本社会を特徴づける階層意識において、教育の占めるウェイトはかなり小さいということである。

これらの社会意識を第 1-2 軸がつくる座標平面にプロットしたものが附図 1 である。本論の図 9 と比較可能のように、ここでの描画は第 1 軸を縦軸に、第 2 軸を横軸に配置している。空間構築の材料が客観的なものから主観的なものに置き換わったことで、収入と昇進の見通しが分布の位置を変えているが、それ以外の意識項目の関係は図 9 に描かれたものとたいへんによく似ている。ここでも階層帰属意識と世間の格差に対する認識が同じ方向に重なり、

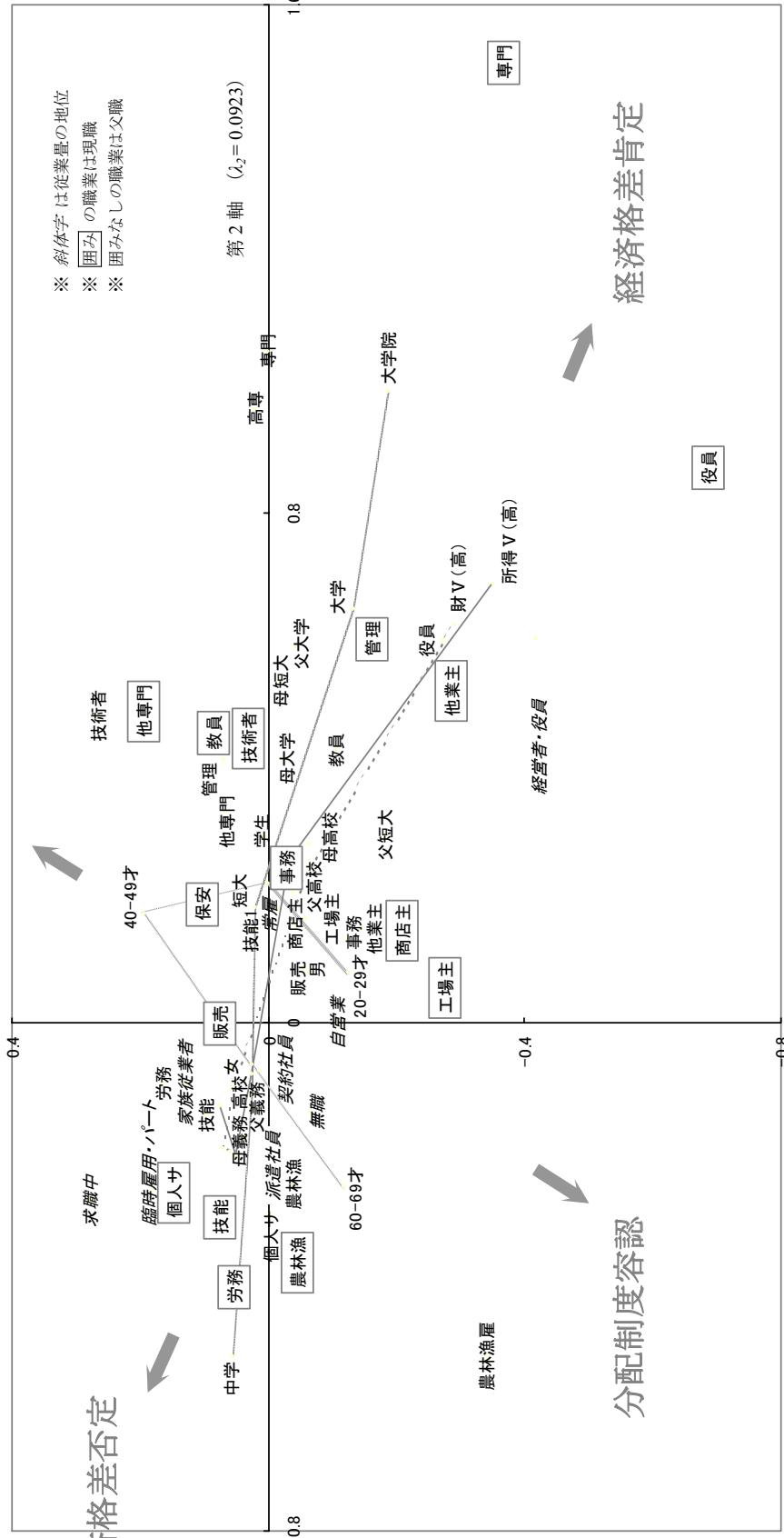
## 経済格差否定



## 分配制度批判

第1軸 ( $\lambda_1 = 0.1245$ )

経渃格差否定



附図2 2005年日本の社会空間—階層意識空間への補充的プロットから—

不公平意識と直交している。空間の全体的なパターンは、図に書き込んだように分配制度に対する「批判」と「容認」、経済格差の「肯定」と「否定」という2つの対立軸に即して読み解くことができるだろう。図の上半分はその意味で不満領野となっており、とりわけ階層帰属意識の高低や収入格差の肯定・否定の意識が、他の類似の意識とともに空間を分断しているようにみえる。

つぎに、附図2がこの意識空間に客観的な地位変数を補充的に投影したものである。ここでも、図8との比較が可能なように第1軸を横軸に、第2軸を縦軸に配置している。階層意識からつくられた空間なので社会経済的な地位変数が関連を有するのは当然だが、意識空間をつくるのにこれらの客観的変数がまったく関わっていなかつたことに注意して欲しい。それでも、教育や所得の並び、現職や従業上の地位の上下及び左右の配置など、図8との類似は予想以上に明瞭である<sup>1</sup>。図8にはなかった「無職」(仕事を探していない無職)や「求職中」(仕事を探している無職)や「学生」の位置関係も、全体の関連のなかで整合的である。まとまりのある特徴的な意識の背後に、人々を社会的に区分する社会経済的な特徴が文字通り識別されているといえる。

さらに、図8との違いも興味深い。まず、年齢がここでは直線的な並びとなっていない。意識(空間)の側からみると、不満領野の主な担い手は若年層というよりも中高年層のようである。つぎに、「専門職」と「役員」が客観的な空間におけるよりも中心からさらに離れたところに位置している。これは、両者のサンプル数<sup>2</sup>が小さいことにもよるが、その職業の従事者たちが現在の格差問題に対して他とは異なる特異な認識をもっていることが示唆されている。また、サンプル数による偏りを割り引いても、格差に対する認識が学歴程度により「肯定」と「否定」に明瞭に分かれることは注目に値しよう。附表2の結果から指摘したように教育機会そのものは必ずしも階層意識の中心を占めているわけではないが、本人の教育経験は(おそらく職業機会や所得機会を通して)階層意識を助長し、世論を分断する効果を及ぼしているのである。同様に、図8の客観的な空間では「専門職」に近かった「教員」と「その他の専門職」が、主観的な空間ではより上方に位置を換え、「事務」や「技術者」以上に不満領野に入り込んでいる点が興味深い<sup>3</sup>。その結果、中間層の構成が工場主・商店主から事務職を経て技術者・教師に至る並びとなり、図8よりもこの附図2の方がブルデューの描く世界に近いものとなっている。

以上、社会空間アプローチの可能性を示す狙いで、階層意識を中心に本論とは逆方向の分析を行った。さまざまな生活領域でこのような社会空間を構築し相互的な検討を行うことから、時代状況に見合う社会階層のダイナミックな分析が展開できるだろう。こうした個々の検討が、社会空間アプローチのもとでは断片的な分析としてではなく、どこまでも同じ見通しのもとに体系的に進められることを強調しておきたい。

<sup>1</sup> 図8は男子のみのサンプルであるのに対し、附図2は男女混みのサンプルであるという違いがある。両者の基本傾向はよく似ているが、図からは女子でいくらか不満が高くなっていることが分かる。

<sup>2</sup> サンプル数は「役員」が15、「専門職」が20でやや小さい。

<sup>3</sup> これらのサンプル数は、「教員」が75、「他専門」が56で、それほど小さいわけではない。

# 既発表成果一覧

## 1. 論文・著書

荒牧草平. 2008. 「大衆教育社会の不平等－多項トランジッション・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）』第 57 卷:235-248.

## 2. 学会等報告

荒牧草平. 2006. 「多項トランジッション・モデルによる教育達成過程の分析—迂回・増幅仮説の検討—」『日本教育社会学会第 58 回大会 発表要旨集録』大阪教育大学:41-42.

荒牧草平. 2007. 「大衆教育社会の不平等再考－多項トランジッション・モデルによる検討—」『日本教育社会学会第 59 回大会 発表要旨集録』茨城大学:311-312.

古田和久. 2007. 「教育機会の不平等生成メカニズムの研究」日本教育社会学会第 59 回大会, 茨城大学

NAKAZAWA, Wataru, May 2007, "Intergenerational Educational Attainment in the Process of Educational Expansion in Japan," International Sociological Association, Research Committee 28 Spring Meeting at Masaryk University in Brno, Czech Republic.

尾嶋史章. 2007. 「教育機会の趨勢分析－父所得との関連を中心に－」 日本教育社会学会第 59 回大会、茨城大学



2005年SSM調査シリーズ 5

**教育達成の構造**

米澤彰純 編

2008年3月10日発行

発行

2005年SSM調査研究会

〒980-8576 仙台市青葉区川内 27-1 東北大学大学院文学研究科行動科学研究室内  
2005年社会階層と社会移動調査研究会事務局（発行担当）

〒980-8576 仙台市青葉区川内 27-1 東北大学大学院文学研究科行動科学研究室内  
2005年社会階層と社会移動調査研究会事務局（事務局）

