

Title	出身階層と学歴格差：階層論的説明の比較
Sub Title	Parental class and differential school education : a comparison of explanations by class theories
Author	鹿又, 伸夫(Kanomata, Nobuo)
Publisher	慶應義塾大学大学院社会学研究科
Publication year	2013
Jtitle	慶應義塾大学大学院社会学研究科紀要：社会学心理学教育学：人間と社会の探究 (Studies in sociology, psychology and education : inquiries into humans and societies). No.76 (2013. ) ,p.1- 28
JaLC DOI	
Abstract	Although numerous empirical studies exist regarding the relationship between parental class and differential school education, a suitable explanation is yet to be established. To this end, this study compares the empirical validity of four influential theories concerning such a relationship in Japan: cultural capital theory, relative risk aversion hypothesis, the Wisconsin model, and tracking hypothesis. The results, utilizing nationally collected data, show the following: (1) both academic grade and ambition/aspiration have a significant effect on divergence of stratified pathways in high school and higher education; (2) parental education and occupation have a minimal effect on both academic grade and ambition/aspiration; (3) in the transition to higher education for males, the pathways in high school have an impact on the pathways in higher education; and (4) in the transition to high school and higher education for females, ambition/aspiration has a direct effect on diverging pathways, albeit with a weak tracking effect. However, since all four theories do not show enough empirical validity, it is apparent that the mediating mechanism between family background and differential school education cannot be simply explained through such class theories.
Notes	論文 挿表
Genre	Departmental Bulletin Paper
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN0006957X-00000076-0001">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN0006957X-00000076-0001</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

# 出身階層と学歴格差

—階層論的説明の比較—

## Parental Class and Differential School Education: A Comparison of Explanations by Class Theories

鹿 又 伸 夫\*

*Nobuo Kanomata*

Although numerous empirical studies exist regarding the relationship between parental class and differential school education, a suitable explanation is yet to be established. To this end, this study compares the empirical validity of four influential theories concerning such a relationship in Japan: cultural capital theory, relative risk aversion hypothesis, the Wisconsin model, and tracking hypothesis. The results, utilizing nationally collected data, show the following: (1) both academic grade and ambition/aspiration have a significant effect on divergence of stratified pathways in high school and higher education; (2) parental education and occupation have a minimal effect on both academic grade and ambition/aspiration; (3) in the transition to higher education for males, the pathways in high school have an impact on the pathways in higher education; and (4) in the transition to high school and higher education for females, ambition/aspiration has a direct effect on diverging pathways, albeit with a weak tracking effect. However, since all four theories do not show enough empirical validity, it is apparent that the mediating mechanism between family background and differential school education cannot be simply explained through such class theories.

Key words: differential school education, cultural capital theory, relative risk aversion hypothesis, Wisconsin model, tracking hypothesis

キーワード: 学歴格差, 文化資本論, 相対的リスク回避説, ウィスコンシン・モデル, トラッキング説

### 1. はじめに

2000年代に入って、日本では家庭環境とくに親の学歴や職業など階層的地位によって子どもの学力や意欲の格差が生まれ、その結果として親の階層による進学と学歴の格差が作りだされるという議論が注目された(荻谷 2001, 2008)。この議論は、出身階層がなぜ進学と学歴の格差をもたらすかについて、出身階層を起点とする媒介メカニズムつまり「出身階層→学力と意欲→進学と学歴の格差」という

---

\* 慶應義塾大学文学部教授

影響関係から説明しようとするものである。しかし、こうした影響関係がみられることは、社会階層の研究分野とくに教育達成の研究ではすでに1960年代から明らかにされていたことである。

他方で、出身階層から学力と意欲を媒介として学歴に帰結するまでの影響関係がなぜ現れるかについての説明は、数多くの実証研究があるにもかかわらず、有力な諸説が混在したままで定説を形成するにいたっていない。異なる諸説の優劣がつかず、それらが混在したままなっている主な原因は、ほとんどの実証研究が1つの説で主張される媒介関係だけをとりあげて検証する方法をとってきたことである。こうした方法では、ある媒介関係を支持する結果が得られても、他の説が主張する媒介関係よりも重要だと判断できない。また同様に、とりあげたもの以外の媒介関係を否定することもできない。

本稿では、出身階層から進学・学歴の格差に帰結するまでの媒介メカニズムを説明する有力説として文化資本論、相対的リスク回避説、ウiskonシン・モデルそしてトラッキング説をとりあげ、これらのどれが日本において経験的に適合するかについて比較検討する。各説では、強調する媒介要因と媒介メカニズムに違いがあり、また出身階層のとらえかたも異なっている。文化資本論と相対的リスク回避説は、出身階層を職業にもとづいた階級（たとえば上流階級や労働者階級など）としてとらえる。これにたいしてウiskonシン・モデルは、職業だけではなく学歴や経済的状況なども含めた社会経済的地位として出身階層を幅広くとらえる。トラッキング説では、出身階層のとらえかたに特別な主張はないが、ある教育段階での教育課程や履修の分岐がその後の進学・進路を制約する経路づけを強調する。

## 2. 出身階層からの媒介メカニズム

進学と学歴の格差を出身階層からの媒介的影響関係によって説明する社会階層論の有力な説として、文化資本論、相対的リスク回避説、ウiskonシン・モデルそしてトラッキング説をあげることができる。トラッキング説をのぞく各説では、学業成績（学力）と進学意欲のいずれか一方または双方を重要な媒介要因と位置づけている。進学意欲は進路選択の前（とくに後期中等教育への進学前）にどの教育段階（たとえば大学）まで進学する意欲があったかを意味し、ウiskonシン・モデルでは教育アスピレーション、相対的リスク回避説では意欲ambitionと表現している。相対的リスク回避説では、職業獲得にたいする成功意欲まで含めた意味で使う場合もあるが、意欲の対象を進学・学歴に限定した場合は概念的実質においても測定上も教育アスピレーションと同一なので、以下では進学意欲として扱う。また成績、意欲と表記するときはそれぞれ学業成績と進学意欲の意味でもちいる。

まず、各説をとりあげて、それぞれが重要視する媒介メカニズムをしめす。各説で強調する媒介メカニズムはたがいに異なっているが、それ以外の影響関係を全否定するわけではない。各説で主張される媒介メカニズムを比較検討するために同時に多くの変数を投入した場合、主張に適合する媒介メカニズムは他にくらべて相対的に強い変数間影響関係をしめすはずである。

### 2.1 文化資本論

文化資本論は、階級間で不平等に保有される文化的資源つまり文化資本が、他の資本と同様に世代間で伝達（相続）され、この世代間の文化的再生産が学歴格差と階級再生産をもたらすと主張する。高学歴の獲得とそれがもたらす職業的成功は、文化資本の収益とみなされる。文化的再生産が作りだす学歴と階級の再生産は、学業成績による選抜競争の結果として正当化される。つまり、出身階級による学歴格差そして階級の世代間固定が、メリットクラシーにもとづく選抜結果として正当なものとして擬装される

(Bourdieu et Passeron 1970; Bourdieu 1977)。

上流階級の文化は、社会内で高尚で正統とされる文化的・芸術的な素養や知識から構成され、社会内で望ましいとみなされる優越的で支配的な文化である。支配的な文化を理解し享受（消費）するには、その特有のコードを理解し、言語能力を身につける必要がある。上流階級家庭の子どもは、そのコードや言語能力を家庭内で自然に身につける。つまり、家庭内で文化資本を伝達されて保有することになるので、支配的文化に慣れ親しんでいる。他方で、学校教育には支配的文化が反映されるので、文化資本を伝達された上流階級家庭の子どもは良い成績をえることができ、良い成績が高学歴の獲得を容易にする。このように、文化資本論の説明では、出身階級によって格差的に保有されている文化資本が根本的原因であり、これから成績を媒介して、学歴格差に帰結するメカニズムが強調される。

こうした説明から導かれる媒介メカニズムでは、第1に、学歴にたいして他の要因より強い直接的影響をもつのは成績である。第2に、成績にたいして他の要因より強い直接的影響をもつのは出身家庭の文化資本である。文化資本には親の学歴も含まれる。学歴は制度化された文化資本をあらわすとされるので、親の学歴は親の職業よりも成績と学歴にたいして強い直接的影響をおよぼすはずである。

文化資本論にもとづく実証研究には、出身階層と文化資本の関連や、文化資本から成績と学歴への影響を確認するものが多い (DiMaggio 1982; DiMaggio and Mohr 1985; Lareau 1987, 2002; Kalmijn and Kaaykamp 1996; Aschaffenburg and Maas 1997; Lareau and Horvat 1999; Roscigno and Ainsworth-Darnell 1999; Dumais 2002; Georg 2004; Jæger 2009a; 片岡 1997, 2001)。しかし、研究全般にわたって、子どもの学歴にたいする出身家庭の文化資本の説明力は、他の要因のそれにくらべてそれほど大きくない。また、文化資本の影響を統制しても、子どもの学歴にたいする出身階層（親の職業）の直接的影響が残るため、文化資本は学歴獲得にたいする出身階層の影響を部分的にしか媒介していないという指摘もある (Katsillis and Rubinson 1990; Sullivan 2001; Barone 2006)。また文化資本を読書文化資本と芸術文化資本にわけて検討した研究では、読書は成績に結びついていたが、芸術活動は結びついていなかった。そのため、文化資本が教育達成におよぼす影響は、読書によって高められた分析的および認知的な技能によるもので、これらが学校教育に役立つ資源になっているからだとも指摘されている (De Graaf 1986; Crook 1997; De Graaf *et al.* 2000)。

## 2.2 相対的リスク回避 (Relative Risk Aversion) 説

相対的リスク回避説は、Boudon (1973) が指摘した第2次的効果として、進学にたいする選好（選択）と意欲の影響に注目するものである。学力（成績）を媒介する学歴獲得への影響が第1次的効果とされ、第2次的効果とはそれ以外の影響をさす。この説では、下降移動を避けるための進学のコストと利益を考慮する合理的選択（合理的行為）を前提としている。どの職業階級に属する家族でも、子世代が親世代よりも低い位置に下降移動してしまうことを避けようとする。上層階級家庭の子どもは、親の階級を維持するという最低限の目標実現を確実にするために、高学歴を獲得（または教育を継続）しようとする。他方で、下層階級家庭の子どもは階級維持のために高学歴をもとめる必要がない。この教育にたいする異なる選好のため、上層階級の子どもは高い進学意欲と進学目標をもつが、下層階級の子どもは低い意欲と目標しかもたない。このように、高い学歴を獲得しようとする意欲が親の職業階級によって異なり、この意欲差が学歴格差を作りだすメカニズムを重視する (Goldthorpe 1996, 2000; Breen and Goldthorpe 1997; Erikson and Goldthorpe 2002)。

この説にしたがえば、意欲が学歴にたいする出身階級の影響を媒介する。したがって第1に、学歴にたいして他の要因より強い直接的影響をもつのは意欲である。第2に、意欲にたいして他の要因より強い直接的影響をおよぼすのは親の職業である。

相対的リスク回避説の根幹にある合理的選択は、構成概念なので直接的な観測が困難である。そのため、荒牧(2010)の詳細な研究レビューによれば、この説にかんする研究は2種類にわけられる。その第1は、主観的な進学コストと成功・収益にたいする期待、そして階級維持(地位維持)や下降回避にかんする意識を直接的に扱うものである。第2の種類は、調査データの制約からこれらの意識を扱わずに、他の観察可能な事象がこの説にもとづく予想に適合するかを間接的に検討するものである。前者の直接的検討では、意欲にたいして階級維持や下降移動回避の意識が影響することを確認したり、高学歴化や経済情勢の変化にともなって教育にたいする人びとの主観的な期待効用が変化したと報告する研究がある(Van de Werfhorst and Hofstede 2007; Becker 2003; Stocké 2007; Hansen 2008)。後者の間接的検討では、出身階級から意欲への影響や意欲から学歴への影響が強いと指摘したり、出身階級によって意欲が異なると仮定した場合に予想される出身階級別の進学格差パターンを確認しようとする研究がある(Need and De Jong 2000; Davies *et al.* 2002; Breen and Yaish 2006; Holm and Jæeger 2008; 太郎丸 2007; 近藤・古田 2009; 浜田 2009; 藤原 2011)。

相対的リスク回避説にたいする関心は最近になって高まってきたが、直接的検討では媒介過程を構成する複数の影響関係のうち一部についてしか検討されていない。また間接的検討では、この説で重要な下降維持回避意識や主観的期待効用といった概念にかんする経験的証拠がそもそも得られない。さらに、出身階層として親の職業ではなく親の学歴を代理変数とする研究も多い。

### 2.3 ウィスコンシン・モデル

ウィスコンシン・モデルは、W. H. SewellやR. Hauserなどウィスコンシン大学の研究者が中心になって、Blau and Duncan (1967)の地位達成分析に他の要因を追加した諸研究の膨大な知見の蓄積から構築されてきた。そのため地位達成モデルとも呼ばれるが、もともとは象徴的相互作用主義と理論的親密性があり、社会心理的側面を強調する(Sewell *et al.* 1970; Sewell and Hauser, 1975; Sewell *et al.* 2004. など)。このモデルでは、出身家庭の階層を親の職業に限定せず、親の学歴や家庭の経済状況も含めた社会経済的地位として扱う。また、学歴は教育年数で測定した教育達成として扱われる。学歴に帰結するまでの媒介の影響関係では、親の社会経済的地位、子世代本人の成績と意欲とともに「認知的能力(知能IQ)」そして「重要な他者」も重要な要因として位置づけられる。重要な他者は、親・先生・身近な人から進学への助言・はげましを受けた経験から測定される。

学歴にとくに強い直接的影響力をもつとされるのは、成績、重要な他者そして意欲である。(1)成績は認知的能力の影響を媒介する。つまり、高い認知的能力は良い成績をもたらし、良い成績は高学歴を獲得させる。しかし、認知的能力は親の社会経済的地位も含めた他要因から影響をほとんど受けず、他要因からの影響を媒介しない。(2)重要な他者(からの助言・はげまし)は、親の社会経済的地位と成績の影響を受け(そして認知的能力から弱い影響を受け)、学歴にたいして直接的に影響する。ただし、重要な他者から学歴への直接的影響は強くない。また、意欲に影響する媒介関係によって学歴に間接的に影響する。つまり、重要な他者は「親の社会経済的地位と成績→重要な他者→意欲→学歴」という影響の連鎖をつなぐ役割をはたす。この媒介メカニズムは、親の社会経済的地位が高い場合や成績が良い

場合に、親や身近な人が進学を助言することにつながり、その助言が意欲を高めて高学歴を獲得させるというプロセスを想定している。(3) 意欲は、重要な他者と成績からの影響を受け、これらから学歴への影響を媒介する。

ウィスコンシン・モデルにたいして、変数の測定法や因果的順序関係などについての方法的批判、そして地域差や学校制度などマクロ構造を考慮していないことへの批判がなされた (Sewell *et al.* 2004)。そして、文化資本論や相対的リスク回避説に依拠して、このモデルと異なる媒介メカニズムを強調する実証研究が現れてきた。これらの研究では、出身階層別にみられる学歴格差を、ミクロ・レベルの社会心理的な媒介過程に還元して説明してしまうことへの階級論的な立場からの批判が含意されていたといえよう。

## 2.4 トラッキング説

階層研究でのトラックは、ある教育段階において複数種類にわかれる学校の種類や教育課程（学科・専攻・カリキュラム）の種別、あるいは進路希望や成績・能力にもとづくクラス編成や履修コースなどの分岐をさす。トラッキングとは、それぞれのトラックが特定の進路・進学先と結びつきやすいことである。トラッキング説は出身階層の影響によって早い段階で分岐したトラックの1つに所属すると、そのトラックがその後の進路・進学先に強く影響することを強調する。ただし、何をトラックとして注目するかは研究によって異なっている。(後期) 中等教育段階では、卒業後の進学と就職をそれぞれ前提とする学校や課程の種別、あるいは同一学校内で生徒が自発的に選択する科目履修などが取りあげられてきた (Rosenbaum 1980; Shavit 1984; Gamoran and Mare 1989; Hallinan 1996; Breen and Jonsson 2000; Lucas 1999, 2001; Tieben *et al.* 2010)。日本の研究では、高校も大学も偏差値、有力大学進学者数、優良企業就職者数などによって、学校単位で評価や受験難易度が序列化される傾向があるため、所属する学校単位で序列化された学校ランクとしてとらえる研究が多い (中西・中村・大内 1997; 中西 2000; 荒牧 2008; 多喜 2011)。

トラッキングを重視する研究の代表例として、たとえば Breen and Jonsson (2005) はスウェーデンについて後期中等教育への進学とその卒業、高等教育への進学という3つの移行について、それぞれ非進学 (非卒業)、進学的トラック、職業的トラックの分岐 (pathways) を設定し、移行後の分岐にたいする出身階級と移行前に所属したトラックの影響を分析した。その結果、分岐先にたいして出身階級の影響があること、そして出身階級と移行前のトラックがたがいに関連しあって影響していることを確かめた。また Lucas (2001) は、アメリカの第10学年 (日本では高校1年に相当) から学年ごとの進級そして大学進学までをそれぞれ移行としてとらえ、非継続 (ドロップアウト)、進学準備的な履修コースと非準備的な履修コースへの進級、そして大学進学・非進学の分岐を設定し、その分岐にたいする影響を検討した。その結果、分岐後の進路にたいして分岐前の成績、履修コース、出身家庭・階層の影響を確認した。このため、履修コースのような学校の質的分化が出身階層による進学格差を持続させるようになったという仮説を提示した。つまり、高学歴化の進展によって、ある教育段階での進学率が飽和状態に近づいて出身階層による格差が縮小したようにみえても、その教育段階の分岐が序列化していて、その序列と対応する出身階層格差が顕在化するということである。

日本の高校から高等教育への進学移行にトラッキング説をあてはめれば、高校での普通科と職業科の相違や進学クラスと非進学クラスなどの分岐が、高等教育の分岐 (たとえば4年制大学・短大への進

学・非進学)にたいする出身階層の影響を媒介することになる。つまり「出身階層→高校トラック→高等教育トラック」の媒介関係である。こうしたトラッキングがあるならば、第1に、高校進学での進学・非進学そして進学先の分岐にたいして、出身階層の影響が強いはずである。また第2に、高等教育進学での分岐にたいして、高校で分岐したトラックが強い影響力をもつはずである。ただし、このようなトラッキング説を検証するには、最終学歴を分析するのではなく、高校進学と高等教育進学をそれぞれ移行として区別した分析、つまり後述する移行モデルを適用しなければならない。

## 2.5 出身家庭の家族的特徴

出身家庭は、親の社会経済的地位だけでなく、その家族構造的な特徴も学歴格差を作り出すとされる。家族構造による制約に注目した研究には数多くの蓄積がある。上記の4説で強調される媒介メカニズムがどれほど強いのかを検証するには、こうした出身家庭の家族的特徴の影響も考慮する必要がある。家族的特徴としては、とくにひとり親家庭やキョウダイ構造に焦点があてられてきた。一方のひとり親家庭や父不在の家庭出身では低い最終学歴にとどまる強い傾向が確認されてきた(Blau and Duncan 1967; 稲葉 2011)。他方でキョウダイ構造の影響は、おもにキョウダイ数と出生順位によって検討されてきた。キョウダイ数が多いことは、より高い学歴の獲得に不利に作用するという報告が日本でも外国でも一般的である(Blau and Duncan 1967; Blake 1985, 1989; Featherman and Hauser 1978; Kuo and Hauser 1997; Steelman *et al.* 2002; Jæger 2009b; 近藤 1996; 石田 1999; 尾嶋・近藤 2000; 平沢 2004; 平尾 2006; 平沢・片瀬 2008; 藤原 2012)。また男キョウダイが進学にたいして負の効果をもつという報告もある(Powell and Steelman 1989, 1990; 平沢 2004; 平沢・片瀬 2008)。出生順位については、長子、上の子ども、あるいは下の子どものほうが高学歴の獲得に有利だという報告(Powell and Steelman 1990, 1993, 1995; 尾嶋・近藤 2000)、高校進学では出生順位が遅いほうが有利だったのが早いほうが有利になったという報告(平沢 2004; 保田 2008)、出生順位に有意な効果がないとする報告(Blake 1989; Retherford and Sewell 1991)など、さまざまである。

## 3. 変数とモデル

### 3.1 従属変数と移行モデル

分析では「2005年社会階層と社会移動全国調査(SSM調査)」データを使用し、まず高校進学と高等教育進学(以下では大学進学と記す)についての移行モデル(transition model)から進学機会格差を検討する。つまり、高校進学と大学進学の2つの移行での進学格差が最終学歴の相違を作り出すと想定する。移行モデルによる進学格差の分析結果を先取りすれば、学業成績と進学意欲が進学格差に直接的な強い影響をおよぼしていた。そのため、成績と意欲を従属変数とする分析もおこない、出身階層と学歴格差を媒介するメカニズムを検討した。

移行モデルはMare(1980, 1981)によって提示されたもので、教育達成や学歴格差の研究にとって理論枠組と分析手法の革新をもたらし、1990年代以降には国際的に標準的な研究方法として定着した。理論的には、最終学歴は複数段階の進学・非進学と学業継続・非継続が繰り返された帰結であるとして、最終的な学歴に到達するまでの学年間や教育段階間の移行における機会格差に注目して、より動学的な視点を導入した。また分析方法としては、これ以前に適用されていた教育年数への回帰分析での問題点、つまり社会全体での教育拡大(高学歴化)の効果が個人レベルでの要因効果に混入することを指

摘し、それを回避するためにロジット分析を導入した。

移行モデルによる高校進学分析では、高校のトラックとして、高校の学科と同級生の高等教育進学比率とを組み合わせた高校コース（進学コース、普通科コース、職業科コース、非進学）を従属変数とする。進学コースへの高校進学は、同級生の7割以上が高等教育に進学する普通科・理数科への進学であり、進学高校もしくは進学クラスがある高校への進学を意味する。大学進学分析では男女で異なる分類の従属変数ももちいる。男性では4分類の大学種別（難関大学、一般大学、短期大学〔高等専門学校も含む〕、非進学）、女性では難関大学と一般大学を合併して「大学」とする3分類の大学種別とした。これは、女性の難関大学進学者が0.4%ときわめて少なかったためである。これらの分類では、高校教育と高等教育における序列性を想定している。高校コースは高等教育受験への準備にかんして序列的な履修コースの分類で、大学種別は教育年数、学術的専門性レベルそして合格難易度という点での序列性をともなう。高校コースと大学種別の分類法は、他変数の測定方法とともに表1にしめた。

分析は男女別におこなった。各変数に欠損のないのは男性1692人、女性1946人で、これが高校コース、学業成績、進学意欲をそれぞれ従属変数とする分析の対象者である。大学進学分析では、高校非進学者を除外した男性1459人、女性1688人が対象者である。

### 3.2 独立変数

独立変数としたのは、出生コーホート、親の学歴、そして本人が15歳時の親の職業と自宅・耐久消費財・教養財・書籍の所有状況、兄弟数と姉妹数、キョウダイ内の出生順、15歳時のひとり親家庭、中学3年生時の学業成績と進学意欲である。

親の学歴については父親と母親の高い方を採用した。また、父不在・母不在の場合（父・母はいなかったと回答した場合）、親の学歴と職業は不在でない親のものを採用し、ひとり親家庭のダミー変数を1とした。

出身家庭の経済状態を測定する変数として、回答者が15歳時の自宅所有、耐久消費財（12項目<sup>1)</sup>の所有数、教養財（学習、文化、芸術にかかわる4項目<sup>2)</sup>）の所有数を設定したが、後2者は出生の若いコーホートほど所有数が増加する傾向が顕著だった。この傾向が変数効果の変化として現れないように、各コーホート別に所有数を標準化して使用した。また、若いコーホートほど兄弟数と姉妹数が減少する傾向があったので、それぞれ4人以上を4とする人数として、コーホートによる趨勢を緩和させた<sup>3)</sup>。出生順は、キョウダイがいる場合に「上からの順位」を「本人を含むキョウダイ数」で除した相対的な順序とした。一人っ子的場合は0で、キョウダイがいて末子の場合に最大値の1になる。

学業成績は、回答者が中学3年生時の成績について同学年内で「上の方」から「下の方」までの5段階を-2から2まで得点化した。ただし、これを従属変数として分析する場合は、5段階を5分類として扱った。進学意欲も中学3年生時のもので将来の進学希望について「大学」「短大・高等専門学校」「高校」「その他（「中学まで」「その他」「何も考えていなかった」を含む）」に分類した<sup>4)</sup>。この変数は、高校以上の明確な進学意欲をもっていたかを測定するものになっている。

上記の変数の中で出身家庭の文化資本をあらわす変数としても扱えるのは、親学歴、教養財、書籍数である。親の学歴は「制度化された文化資本」として一般的に採用されている。教養財は、芸術・文化・教養にかかわる財の保有なので、「客体化された文化資本」とみなせる。文化資本には「身体化された文化資本（ハビトゥス）」も含まれるが、使用したデータに関連する設問がないため、これに該当

表1 変数測定

変数	測定 (*修正方法)
高校コース	進学コース (普通科・理数科で同級生の7割以上が高等教育進学)/普通科コース (普通科・理数科で同級生の約半数が高等教育進学)/職業科コース/非進学の4分類.
大学種別	男性は難関大学 (国公立大学, 有名私立大学 <sup>1)</sup> , 医薬系大学)/一般大学/短期大学・高等専門学校/非進学の4分類. 女性は難関大学と一般大学を合併した3分類.
コーホート	10年間隔 (ただし最新コーホートは1975~85年出生) の5分類. 交互作用変数では5分類に0から4の値およびその2乗値も使用した.
親学歴	大学/短大/高校/中学について前3者にそれぞれ該当する場合のダミー変数. 父親と母親の高い方の学歴を採用. 15歳時にひとり親の場合はその親の学歴を採用.
親職業 <sup>2)</sup>	本人15歳時の親職業. 専門/管理/大企業ホワイトカラー/小企業ホワイトカラー/自営/大企業ブルーカラー/小企業ブルーカラー/農業の8分類. ひとり親の場合はその親の職業を採用.
自宅所有	本人15歳時に自宅所有の場合を1とするダミー変数.
耐久消費財	本人15歳時に家庭で所有していた耐久消費財の項目加算数 (最大12項目) で, *コーホート別に標準化した.
教養財	本人15歳時に所有していた教養・芸術に関する財の項目加算数 (最大4項目) で, *コーホート別に標準化した.
書籍数	本人15歳時に所有されていた書籍数 (100冊単位) で, *「わからない」の場合に平均値を割り当てた.
兄弟数	本人をのぞく男性キョウダイ数で, *5人以上を4とした.
姉妹数	本人をのぞく女性キョウダイ数で, *5人以上を4とした.
出生順	「本人を含む出生順位÷(兄弟数+姉妹数+1)」とした. キョウダイがいない場合は0.
ひとり親	15歳時にひとり親の場合を1とするダミー変数.
学業成績	本人中学3年生時の成績について学年内で「上の方」から「下の方」までの5段階を得点化した (-2~2). ただし従属変数とするときは得点にもとづく5分類として扱った.
進学意欲	本人中学3年生時の進学意欲について大学 (大学院を含む)/短大・高専/高校/「中学・その他」の前3者にそれぞれ該当する場合のダミー変数. 従属変数の場合は4分類.

1) 有名私立大学としたのは, 青山学院大学, 学習院大学, 慶應義塾大学, 上智大学, 中央大学, 法政大学, 明治大学, 立教大学, 早稲田大学, 同志社大学, 立命館大学, 関西大学, 関西学院大学である.

2) 大企業と小企業は300人以上と未満で区分した.

する変数を作成できなかった. また文化資本を芸術文化資本と読書文化資本に区別する立場もあるが (De Graaf 1986; Crook 1997; De Graaf *et al.* 2000), この区別にしたがえば教養財は芸術文化資本, 書籍数は読書文化資本の特徴をもつ.

### 3.3 統計モデル

分析は, 次式の多項ロジットとステレオタイプ順序ロジット (ステレオタイプ順序回帰) を混合させたモデルを使用した. その推定は条件付き多項ロジットに制約を加えておこなった.

$$\ln \frac{\pi_i}{\pi_*} = \alpha_i + \beta_{ij} X_j + \sum_k \varphi_i \gamma_k Y_k + \sum_l \varphi_i \gamma_{lm} Z_{lm}$$

左辺は従属変数カテゴリー*i*のロジットである（\*は基準カテゴリーをしめす）。 $\alpha_i$ は切片、 $X_j$ と $\beta_{ij}$ は出生コーホート変数のカテゴリー*j*とその係数、 $Y_k$ と $Z_{lm}$ は*k*番目の量的独立変数と*l*番目カテゴリー独立変数*m*番目カテゴリー、 $\gamma_k$ と $\gamma_{lm}$ はそれぞれの係数である（ $Z_{lm}$ の値は該当の場合に1、非該当の場合に0）。 $\phi_i$ は従属変数カテゴリー*i*の序列性を観測データから推定するスケールで、正規化して使用する。

このモデルでは、(1) コーホート変数について通常の多項ロジットと同様の係数 $\beta_{ij}$ を推定するが、(2) その他の変数についてはステレオタイプ順序ロジットの制約を課した。(1)を導入したのは、コーホートによる従属変数へ影響をコントロールするためである。とくに進学移行の分析では、コーホートによって異なる全体的な進学傾向（高学歴化の影響）を他変数の影響から分離するためである。(2) ステレオタイプ順序ロジットの採用は、コーホート以外の独立変数が従属変数におよぼす影響を節約的にあらわすためである。通常の順序ロジット（順序回帰）では、たとえば高校コースの(a)「職業科コース」とくらべた「普通科コース」への進学しやすさ／しにくさが、(b)「普通科コース」とくらべた「進学コース」への進学しやすさ／しにくさと等しいと仮定する。ステレオタイプ順序ロジットでは、(a)と(b)が等しいとする仮定がなく、従属変数カテゴリー*i*にたいする量的独立変数（1単位あたり）またはカテゴリーの効果は $\phi_i \gamma_k$ または $\phi_i \gamma_{lm}$ という積で表される<sup>5)</sup>。

高校コース、大学種別、学業成績、進学意欲のそれぞれを従属変数とした分析でえられた従属変数カテゴリーの $\phi_i$ にみられる序列性は、想定される順序関係をみだして問題はなかった（付表1～付表4に各分析で最終的に採用したモデルの $\phi_i$ をしめしたので参照されたい）。 $\phi_i$ の値が近い従属変数カテゴリーどうしは、係数 $\gamma$ の値が近い量的独立変数または変数カテゴリーから似た効果をうける。 $\phi_i$ の値が正と負で違う従属変数カテゴリーどうしは、任意の量的独立変数または変数カテゴリーから正と負の逆方向の効果をうける。

### 3.4 理論比較のためのモデル設定

分析では、複数のモデルを設定して、それらの経験的適合性を比較しながら、出身階層から学歴格差に帰結するまでの媒介メカニズムを説明する各説の有効性を検討する。その各モデルに投入する独立変数を表2に整理した。

まず、媒介メカニズムを考慮せず、単純に出身家庭の家族構造および経済的制約が進学格差、学業成績そして進学意欲に強く直接的に影響することだけを想定した「家族構造・経済的制約モデル」と「親階層モデル」を設定した。前者は家族構造と財の所有にかんする変数、後者は親の学歴と職業だけを投入する。ついで、媒介メカニズムを想定した「文化資本モデル」「相対的リスク回避モデル」「成績-アスピレーション・モデル」を設定した。

高校進学と大学進学の実験分析での「文化資本モデル」では、文化資本をあらわす親学歴、教養財、書籍数の3変数と、成績を投入する。学業成績の実験分析では、成績が従属変数になるので投入変数から除外される。このモデルでは、成績が文化資本から学歴への影響を媒介するという文化資本論にもとづき、文化資本変数が成績に、そして成績が進学に直接的に強く影響すると想定する。

高校進学と大学進学の実験分析での「相対的リスク回避モデル」では、出身階級としての親の職業と進学意欲を投入する。進学意欲の実験分析では親の職業だけが投入される。このモデルでは、進学意欲が親の職業から学歴への影響を媒介するという相対的リスク回避説にもとづき、親の職業が意欲に、そして意欲が進学に直接的に強く影響すると想定する。

表2 設定モデルの投入変数

設定モデル	投入変数 (○投入した変数, △学業成績の分析で除外, ▲進学意欲の分析で除外, ■大学進学のみ投入)												
	親学歴	親職業	自宅所有	耐久財	教養財	書籍数	兄弟数	姉妹数	出生順	ひとり親	学業成績	進学意欲	高校コース
1. 家族構造・経済的制約モデル			○	○	○		○	○	○	○			
2. 親階層モデル	○	○											
3. 文化資本モデル	○				○	○					△		
4. 相対的リスク回避モデル		○										▲	
5. 成績-アスピレーション・モデル	○	○									△	▲	
6. トラッキング・モデル													■
7. 全変数主効果モデル	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	△	▲	■

ウィスコンシン・モデルは、その重要な変数である認知的能力と重要な他者が日本の社会調査データでは得られていないので、原型どおりのモデルを設定できない。そのため高校進学と大学進学の実分析では、社会経済的地位として親の学歴と職業、そしてウィスコンシン・モデルから強い影響関係が予想される成績と意欲を投入する「成績-アスピレーション・モデル」を設定した。認知的能力と重要な他者が欠落しても、これらから進学(学歴)への直接的な影響力は小さいので、成績と意欲が進学(学歴)にたいして強い直接的影響力をもつことには変わりはないはずである。親の社会経済的地位として経済状況(財の所有状況)を投入しなかったのは、第1に、親階層モデルに成績と意欲を追加した場合を比較するため、第2に、文化資本モデルと相対的リスク回避モデルにくらべて極端に有利になること(投入変数が増えて説明力が向上すること)を避けるためである。

「トラッキング・モデル」は、高校コースがトラックとして大学進学に強い直接的影響をもつことを想定し、大学進学の実分析において高校コースを投入するものである。「全変数主効果モデル」は、従属変数以外のすべての変数の主効果を投入する。また、高校進学の実分析では高校コースが従属変数なので、これが投入変数から除外される。

#### 4. 分析

##### 4.1 進学格差の分析

表3は高校進学について高校コースを、表4は大学進学について大学種別を従属変数として各モデルを比較した結果である。各モデルの比較と選択は擬似決定係数(Pseudo  $R^2$ )を参照しながら、切片だけのモデルと比較したBICとAIC(ベイズ情報量基準と赤池情報量基準)にもとづいておこなった。BICとAICは、適合度(観測データにたいする予測力)とモデルの節約性(独立変数が少なくより簡潔であること)を同時に考慮して、より小さい値のほうが望ましいこと(予測力をあまり下げずに節約的であること)をしめす<sup>6)</sup>。以下ではその望ましさを適切さと表現し、各表でもっとも小さいBICとAICの値を太字でしめた。

BICとAICで家族構造・経済的制約モデルから全変数主効果モデルまでを比較すると、男女とも、高

表3 高校進学モデル比較

性別/モデル	対数尤度	-2LL	df	$R_L^2$	BIC'	AIC
男性 (N=1692)						
A1. 家族構造・経済的制約モデル	-1990.3	547.2	21	0.121	-391.1	-505.2
A2. 親階層モデル	-1946.6	634.6	24	0.140	-456.2	-586.6
A3. 文化資本モデル	-1789.4	949.0	20	0.210	-800.3	-909.0
A4. 相対的リスク回避モデル	-1742.1	1043.5	24	0.230	-865.1	-995.5
A5. 成績-アスピレーション・モデル	-1646.2	1235.3	28	0.273	-1027.2	-1179.3
A6. 全変数主効果モデル	-1611.9	1303.9	36	0.288	-1036.3	-1231.9
A7. A6+出生順1次変化+成績2次変化	-1600.2	1327.4	39	0.293	<b>-1037.5</b>	<b>-1249.4</b>
女性 (N=1946)						
B1. 家族構造・経済的制約モデル	-2185.2	1479.2	21	0.253	-1320.2	-1437.2
B2. 親階層モデル	-2162.2	1525.2	24	0.261	-1343.5	-1477.2
B3. 文化資本モデル	-2037.8	1774.0	20	0.303	-1622.6	-1734.0
B4. 相対的リスク回避モデル	-2028.6	1792.4	24	0.306	-1610.7	-1744.4
B5. 成績-アスピレーション・モデル	-1953.0	1943.6	28	0.332	-1731.5	-1887.6
B6. 全変数主効果モデル	-1909.4	2030.8	36	0.347	-1758.2	-1958.8
B7. B6+出生順・成績・意欲の各1次変化	-1886.2	2077.2	41	0.355	<b>-1766.7</b>	<b>-1995.2</b>

-2LL 尤度比統計量 df 自由度  $R_L^2$  擬似決定係数 BIC' ベイズ情報量基準 AIC 赤池情報量基準  
 -2LL, df,  $R_L^2$ , BIC', AICは切片だけのモデルとの比較統計量で、以下の表で同様。

表4 大学進学モデル比較

性別/モデル	対数尤度	-2LL	df	$R_L^2$	BIC'	AIC
男性 (N=1692)						
C1. 家族構造・経済的制約モデル	-1149.3	232.5	21	0.092	-79.5	-190.5
C2. 親階層モデル	-1093.3	344.6	24	0.136	-169.7	-296.6
C3. 文化資本モデル	-1004.6	521.8	20	0.206	-376.1	-481.8
C4. 相対的リスク回避モデル	-957.9	615.3	24	0.243	-440.5	-567.3
C5. 成績-アスピレーション・モデル	-897.5	736.0	28	0.291	-532.1	-680.0
C6. トラッキング・モデル	-959.7	611.7	16	0.242	-495.1	-579.7
C7. 全変数主効果モデル	-812.6	905.9	38	0.358	<b>-629.1</b>	<b>-829.9</b>
女性 (N=1946)						
D1. 家族構造・経済的制約モデル	-1195.3	354.7	16	0.129	-235.8	-322.7
D2. 親階層モデル	-1161.7	421.9	19	0.154	-280.7	-383.9
D3. 文化資本モデル	-1066.7	612.0	15	0.223	-500.6	-582.0
D4. 相対的リスク回避モデル	-1025.2	695.0	19	0.253	-553.8	-657.0
D5. 成績-アスピレーション・モデル	-977.7	789.9	23	0.288	-619.0	-743.9
D6. トラッキング・モデル	-1114.0	517.4	11	0.188	-435.7	-495.4
D7. 全変数主効果モデル	-936.4	872.5	33	0.318	<b>-627.2</b>	<b>-806.5</b>

-2LL 尤度比統計量 df 自由度  $R_L^2$  擬似決定係数 BIC' ベイズ情報量基準 AIC 赤池情報量基準

表5 高校進学と大学進学にたいする各変数の予測力:  $\Delta R_L^2 \times 100$ 

変数	1. 高校進学 の採用モデル		2. 大学進学 の採用モデル		3. 大学進学の 高校コース除外	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
コーホート <sup>1)</sup>	<b>2.210</b>	<b>3.666</b>	<b>0.881</b>	<b>1.361</b>	<b>1.060</b>	<b>2.224</b>
親学歴	0.257	0.470	0.175	<b>0.840</b>	0.351	<b>1.060</b>
親職業	<b>0.893</b>	<b>0.733</b>	<b>0.811</b>	0.385	<b>1.111</b>	<b>0.551</b>
自宅所有	0.002	0.008	0.032	0.069	0.022	0.040
耐久財	0.269	0.061	0.000	0.003	0.022	0.000
教養財	0.066	0.287	0.464	0.248	0.482	0.299
書籍数	0.225	0.174	0.025	0.058	0.002	0.109
兄弟数	0.322	0.109	0.210	0.076	0.332	0.114
姉妹数	0.193	0.133	0.091	0.041	0.172	0.091
出生順 <sup>1)</sup>	0.177	0.231	0.238	0.002	0.283	0.004
ひとり親	0.257	0.190	0.257	0.190	0.257	0.190
学業成績 <sup>1)</sup>	<b>3.070</b>	<b>1.267</b>	<b>1.848</b>	<b>0.770</b>	<b>3.861</b>	<b>1.642</b>
進学意欲 <sup>1)</sup>	<b>4.799</b>	<b>3.090</b>	<b>3.262</b>	<b>4.243</b>	<b>6.928</b>	<b>6.034</b>
高校コース			<b>4.963</b>	<b>1.989</b>		
$R_L^2 \times 100$	29.316	35.511	35.791	31.780	30.828	29.790

1) コーホートと他変数の交互作用がある場合はそれも同時に除去。

校進学の分析でも大学進学の分析でも全変数主効果モデルがもっとも適切だった。ついで良い結果をしめたのは成績-アスピレーション・モデルであり、成績と意欲が高校進学と大学進学の双方にたいして直接的に強く影響することをしめす。家族構造・経済的制約モデルと親階層モデルは他と比較すると適切さが劣り、家族の構造と経済的条件だけ、そして親の階層だけで進学が左右されているのではないことをしめす。大学進学についてのトラッキング・モデルは、所属した高校コースが大学進学にある程度は影響することをしめたが、高校コースによるトラッキングだけが大学進学を決定づけているわけではない。

さらに、全変数主効果モデルに各独立変数とコーホート変数の交互作用を追加して、各変数の効果がコーホート間で変化しているか検討した。コーホートを分類として扱った交互作用変数の追加は、モデルの適切さを改善する結果がえられなかった。そのため、各コーホートに0から4までの値をあたえた交互作用変数、その2乗値をあたえた交互作用変数をもちいて効果変化を検討した。その結果、追加することでモデルの適切さを改善したのは、男性の高校進学で出生順の直線的变化と成績の2次曲線的变化、女性の高校進学で出生順、成績、意欲それぞれの直線的变化だった。これらを全変数主効果モデルに追加して採用したのが男性のA7、女性のB7である。男女とも、大学進学ではどの変数の効果変化(をあらわす交互作用の追加)もモデルの適切さを改善しなかった。

上述のモデル比較では、各変数が進学にたいしてどれだけ直接的な影響力をもつかかわからない。そこで、従属変数にたいして各変数をもつ直接的影響の大きさを、擬似決定係数 $R_L^2$ をもちいた $\Delta R_L^2$ として計算した<sup>7)</sup>。 $\Delta R_L^2$ は、採用したモデルから各変数を除去した場合の擬似決定係数の減少分で、除去さ

れた変数が従属変数にたいしてもつ直接的な影響力（予測力）をしめす。表5では見やすくするために  $4R^2 \times 100$  として、0.5以上を太字でしめした。0.5の場合、その変数を採用モデルから除去すると擬似決定係数が0.005ほど減少することをしめす。コーホート以外をみると（以下でも同様にコーホートの影響力については言及しない）、「1. 高校進学を採用モデル」では男女とも、進学意欲がもっとも強く（男性で4.799、女性で3.090）、ついで成績（男性3.070、女性1.367）が高校コースの進学に影響しており、親職業もやや影響している。「2. 大学進学を採用モデル」では、男性で高校コース（4.963）、意欲（3.262）、成績（1.848）の順で、女性では意欲（4.243）、高校コース（1.989）の順で強い影響がみられる。これらにくらべると、親の学歴と職業にもやや影響はみられるが小さい。

直接的影響力から各説への適合をみると、第1に、高校コースへの進学を直接的に規定する主要因は意欲と成績の双方であり、ウiskonシン・モデルにもっとも適合する。第2に、男性の大学進学では、高校コースが大学種別への進学をもっとも強く規定するので、トラッキング説にもっとも適合する。しかし、意欲と成績も比較的強い直接的影響力をもっており、ウiskonシン・モデルにも適合する結果である。第3に、女性の大学進学では、意欲の影響力だけがとくに強いので相対的リスク回避説に適合し、またトラッキング説への適合は男性ほどではない。

#### 4.2 高校コースによる媒介関係

高校進学で意欲と成績が強い影響力をもち、大学進学ではとくに男性でトラッキング説の適合が良かったことから、「意欲と成績→高校コース→大学種別」という媒介関係が疑われる。この媒介関係を確かめるために、表5の「3. 大学進学の高校コース除外」では、採用モデルから高校コースを除外したモデルにもとづいた各変数の直接的予測力を計算した。高校コースによる媒介関係が強ければ、その高校コースを除外したモデルでは意欲と成績の影響力が、採用モデルよりも高まるはずである。高校コースを除外したモデルでは、擬似決定係数がやや低下して各変数の予測力は全般的に高まっているが、意欲と成績の上昇がとくに顕著である。つまり、大学進学にたいする意欲と成績の影響を高校コースが媒介する関係があり、とくに男性で顕著である。

表6は、大学進学を採用モデルでの高校コースの効果（ $\phi_i \gamma_{im}$ ）である。職業科コースにくらべて進学コースに所属することが、男性で難関大学に進学する傾向が約6.5倍（ $=e^{1.872}$ ）、男性で一般大学に進学する傾向が約2.0倍（ $=e^{0.695}$ ）、女性で大学に進学する傾向が約2.4倍（ $=e^{0.859}$ ）になっている。

ここまで確かめられたのは、第1に、男性で「意欲と成績→高校コース→大学種別」という強い媒介関係つまり高校コースによるトラッキングがみられることである。ただし、この媒介関係はトラッキング説から予想される「出身階層→高校コース→大学種別」とは異なる。第2に、女性ではトラッキングによる媒介関係が弱く、意欲の直接的影響が高校進学でも大学進学でも強いので、相対的リスク回避説が強調する媒介関係の適合が示唆される。次に、こうした媒介メカニズムを確かめるため、高校進学と大学進学にたいして強い影響力をしめした意欲と成績を従属変数として、これらがどの要因から強く影響されているかを検討する。

#### 4.3 学業成績と進学意欲の分析

ウiskonシン・モデルでは学業成績から進学意欲への一方向的な影響だけが強調された。これは意欲の測定以前に成績を測定した縦断調査データを使用したためである。ここで使用したデータでは中学

表6 大学進学にたいする高校コースの効果 (対数オッズ比)

高校コース	男性 大学種別				女性 大学種別		
	難関 大学	一般 大学	短大・ 高専	非進学	大学	短大・ 高専	非進学
進学コース	1.872	0.695	-0.926	-1.641	0.859	0.073	-0.932
普通科コース	0.965	0.358	-0.477	-0.846	0.155	0.013	-0.168
職業科コース	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

3年生時の成績と意欲を回答者に同時に回顧してもらったものなので、成績が良いために意欲が高まるだけでなく、意欲が高いので学習に努力して良い成績をえるという双方向の相互関連が考えられる。そのため、成績を従属変数とする分析で意欲を投入するとともに、意欲の分析で成績を投入する。また、成績を従属変数とするときは、他の分析と同様に $\Delta R^2$ で影響力を比較するためにカテゴリー変数として扱う。ただし、ステレオタイプ順序ロジットの制約を課したので、成績の5分類間に序列性があると仮定している。

学業成績と進学意欲の分析では、どの変数の効果変化（コーホートとの交互作用変数）を投入してもモデルの適切さを改善しなかった。表7の学業成績のモデル比較では、男女とも、全変数主効果モデルがもっとも適切で採用した。表8の進学意欲の分析では、男性で同じく全変数主効果モデルがもっとも適切で採用した。ところが女性では、BICは文化資本モデルが、AICは全変数主効果モデルがもっとも適切なモデルであることをしめした。BICはモデルの節約性、AICはモデルの予測力により重点をおいた指標なので、こうした矛盾が起きることがある。ここでは、擬似決定係数がより大きい全変数主効果モデルを採用した。

文化資本論は成績による媒介を、相対的リスク回避説では意欲による媒介を強調していた。また女性の進学にたいして意欲が強い影響力をしめしたので、相対的リスク回避説の適合が期待された。ところが、成績の分析での文化資本モデル、意欲の分析での相対的リスク回避モデルは、ともに他に比べて適切なモデルではなかった。また成績と意欲の相互関連を想定した成績-アスピレーション・モデルも、全変数主効果モデルにくらべると劣っていた。

採用した各モデルの擬似決定係数は、学業成績の分析で男性が0.107、女性が0.110、進学意欲の分析で男性が0.175、女性が0.161だった。これらは、高校進学分析の採用モデルでえられた男性の0.293、女性の0.355、大学進学分析の採用モデルでえられた男性の0.358、女性の0.318などとくらべるとかなり低い<sup>8)</sup>。つまり、投入した変数から高校進学と大学進学については良好に予測できるが、成績と意欲についてはそれほど予測できない。とくに成績にたいする予測力は低く、これは認知的能力が（これを含む社会調査がないために）投入されていないためだろう。認知的能力は、学力をとおして成績という結果をもたらすと考えられるからである。

表9は、それぞれの全変数主効果モデルにもとづいて計算した、各変数の直接的影響力 $\Delta R^2 \times 100$ である。成績にたいする意欲の影響力、そして意欲にたいする成績の影響力だけがとくに高い。他にやや高い影響力がみられるのは、意欲にたいする親の学歴と職業そして教養財である。女性では、意欲にたいする教養財の影響力は0.663で成績につぐものである。女性の意欲分析で、AICが文化資本モデルをより適切だとしめしたのは、この教養財の影響力が貢献している。結局、成績は意欲に強く影響される

表7 学業成績のモデル比較

性別 / モデル	対数尤度	-2LL	df	$R^2_L$	BIC'	AIC
男性 (N=1692)						
E1. 家族構造・経済的制約モデル	-2375.9	382.4	26	0.039	-189.1	-330.4
E2. 親階層モデル	-2350.5	483.8	29	0.049	-268.3	-425.8
-----						
E3. 文化資本モデル	-2340.7	523.3	24	0.053	-344.9	-475.3
E4. 相対的リスク回避モデル	-2235.7	943.3	29	0.095	-727.7	-885.3
E5. 成績-アスピレーション・モデル	-2225.7	983.2	32	0.099	-745.3	-919.2
-----						
E6. 全変数主効果モデル	-2206.5	1059.9	40	0.107	<b>-762.6</b>	<b>-979.9</b>
-----						
女性 (N=1946)						
F1. 家族構造・経済的制約モデル	-2385.3	417.2	26	0.042	-220.3	-365.2
F2. 親階層モデル	-2394.8	379.2	29	0.038	-159.6	-321.2
-----						
F3. 文化資本モデル	-2353.9	542.8	24	0.055	-361.0	-494.8
F4. 相対的リスク回避モデル	-2245.9	974.9	29	0.098	-755.2	-916.9
F5. 成績-アスピレーション・モデル	-2237.9	1006.9	32	0.101	-764.5	-942.9
-----						
F6. 全変数主効果モデル	-2215.1	1098.1	40	0.110	<b>-795.1</b>	<b>-1018.1</b>
-----						
-2LL 尤度比統計量 df 自由度 $R^2_L$ 擬似決定係数 BIC' ベイズ情報量基準 AIC 赤池情報量基準						

表8 進学意欲のモデル比較

性別 / モデル	対数尤度	-2LL	df	$R^2_L$	BIC'	AIC
男性 (N=1692)						
G1. 家族構造・経済的制約モデル	-1792.2	609.2	21	0.078	-453.1	-567.2
G2. 親階層モデル	-1735.6	835.5	24	0.107	-657.1	-787.5
-----						
G3. 文化資本モデル	-1636.1	1233.8	20	0.159	-1085.1	-1193.8
G4. 相対的リスク回避モデル	-1770.6	695.6	21	0.089	-539.5	-653.6
G5. 成績-アスピレーション・モデル	-1628.1	1265.8	25	0.163	-1080.0	-1215.8
-----						
G6. 全変数主効果モデル	-1605.2	1357.4	33	0.175	<b>-1112.1</b>	<b>-1291.4</b>
-----						
女性 (N=1946)						
H1. 家族構造・経済的制約モデル	-2299.5	861.1	21	0.086	-702.0	-819.1
H2. 親階層モデル	-2294.8	879.9	24	0.087	-698.2	-831.9
-----						
H3. 文化資本モデル	-2126.4	1553.7	20	0.154	<b>-1402.2</b>	-1513.7
H4. 相対的リスク回避モデル	-2334.6	720.8	21	0.072	-561.8	-678.8
H5. 成績-アスピレーション・モデル	-2144.3	1482.2	25	0.147	-1292.8	-1432.2
-----						
H6. 全変数主効果モデル	-2109.2	1622.3	33	0.161	-1372.4	<b>-1556.3</b>
-----						
-2LL 尤度比統計量 df 自由度 $R^2_L$ 擬似決定係数 BIC' ベイズ情報量基準 AIC 赤池情報量基準						

が、家族構造、経済的制約そして親の階層的地位からほとんど影響されない。他方で意欲は、成績ついで親の階層と教養財から影響される。

表9 学業成績と進学意欲にたいする各変数の予測力:  $\Delta R^2 \times 100$ 

変数	学業成績		進学意欲	
	男性	女性	男性	女性
コーホート	<b>1.697</b>	<b>1.459</b>	<b>1.337</b>	<b>1.815</b>
親学歴	0.247	0.209	<b>0.513</b>	0.492
親職業	0.318	0.306	<b>0.992</b>	<b>0.551</b>
自宅所有	0.137	0.092	0.055	0.020
耐久財	0.057	0.057	0.067	0.000
教養財	0.311	0.141	0.350	<b>0.663</b>
書籍数	0.058	0.166	0.136	0.112
兄弟数	0.100	0.032	0.013	0.057
姉妹数	0.011	0.000	0.125	0.007
出生順	0.001	0.000	0.005	0.016
ひとり親	0.023	0.019	0.093	0.004
学業成績			<b>4.974</b>	<b>4.743</b>
進学意欲	<b>4.413</b>	<b>4.919</b>		
全変数モデルの $R^2 \times 100$	10.721	11.026	17.452	16.127

#### 4.4 媒介メカニズム

高校進学に強く影響するのは、男女とも進学意欲と学業成績だった。大学進学に強く影響するのは、男性では高校コース、意欲そして成績、女性では意欲と高校コースだった。意欲と成績は、これら相互の関連がもっとも強く、成績にたいする親の階層からの影響はほとんどなく、意欲にたいする親の階層からの影響はみられたがそれほど強くない。大学進学に直接的に（とくに男性で強く）影響する高校コースは、意欲と成績の影響を媒介していた。これらは、(1)「出身家族・階層の諸要因→成績→進学」の媒介関係がほとんどないこと、(2)「出身家族・階層の諸要因→意欲→進学」の媒介関係は否定はできないがそれほど強くないことをしめす。

文化資本論にもとづく予想では、成績が（親学歴・教養財・書籍数で測定した）出身家庭の文化資本から進学への影響を媒介する。しかし、その媒介関係は(1)から支持できない。相対的リスク回避説は、意欲が親の職業から進学への影響を媒介すると予想する。しかし、(2)のように親職業から意欲への影響はそれほど強くないので、相対的リスク回避説は「親職業→意欲→進学」の媒介関係を過度に強調していることになる。女性では、高校進学と大学進学にたいする意欲の予測力をもっとも高かったので相対的リスク回避説への適合が示唆されたが、その媒介関係は弱いものでしかない。成績と意欲の双方が高校進学にも大学進学にも直接的に強く影響すること、そして成績が意欲以外の要因から影響を受けないことは、文化資本論と相対的リスク回避説よりもウィスコンシン・モデルに整合的だった。トラッキング説では大学種別の進学にたいする出身階層の影響を高校コースが媒介する関係が想定されたが、確認されたのは大学種別の進学にたいする成績と意欲の影響を高校コースが媒介する「成績と意欲→高校コース→大学種別」という関係だった。

#### 4.5 変数効果とその変化

各変数の効果は通常予想されるものだった。各種の財をより多く所有するほうが、兄弟数と姉妹数が少ないほうが、親の学歴と職業の階層的地位の高いほうが、成績の良いほうが、意欲の高いほうが、進学に準備的なコースへの高校進学そして序列の高い高等教育への進学を促進していた。また同様に、成績を良くして、意欲をより高いものにするものだった。これらの変数効果は、末尾の付表1から付表4（切片 $\alpha$ と係数 $\beta$ は省略）のスケール $\varphi_i$ と係数 $\gamma$ を乗じて計算される。

変数効果にコーホート間の変化があったのは、男女の高校進学での出生順、成績、意欲だった。図1は、進学コースの高校進学をとりあげ、これにたいする出生順と成績の効果変化をしめたものである。一人っ子に比べて、キョウダイの中で出生順が下であることは、古いコーホートでは高校進学で有利だったが、新しいコーホートでは不利になっていた<sup>9)</sup>。これは、高校進学では出生順位が遅いほうが有利だったのが早いほうが有利になるように変化したとする平沢（2004）と保田（2008）の指摘を支持する。

他方の成績については、5段階で測定された中学3年生時の成績で1段階良いことが進学コースの高校進学を促進する効果をしめた。男性では1955-64年出生まで高まりその後は低下したが、女性では若いコーホートほど高まっている。教育年数をもちいた分析によって、片岡（2001）は若いコーホートほど成績の影響が強まって成績による選抜が進んだとした。また同様に尾嶋（2002）は、団塊世代以降（1946年出生以降）にとくに女性で成績の影響が強まって、女性における成績原理の浸透が男性のそれに近づいてきたと指摘した。しかし、女性の成績による高校コース別進学格差の拡大つまり成績原理の浸透は確認されたが、それは高校進学に限られる（大学進学では、男女とも成績による大学種別高等教育への進学格差に変化はなかった）。また、男性では若いコーホートでの成績原理の鈍化がみられる。

図2は、進学コースの高校進学にたいする進学意欲の効果をしめしている。男性では効果の変化はない。男性で、短大までの進学意欲をもつ場合に比べて、高校まで進学する意欲をもっていたほうが進学コースに進学する傾向が高いのは、短大のほとんどが女子短大だったためだろう。女性では、進学

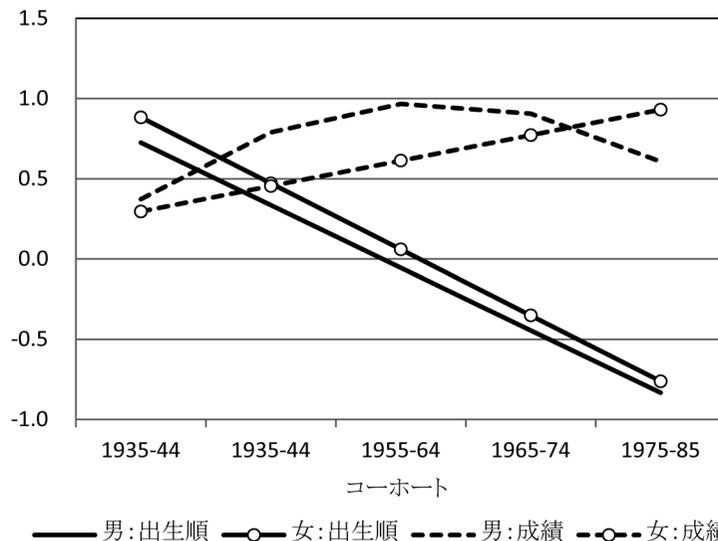


図1 高校進学（進学コース）にたいする出生順と学業成績の効果（対数オッズ比）

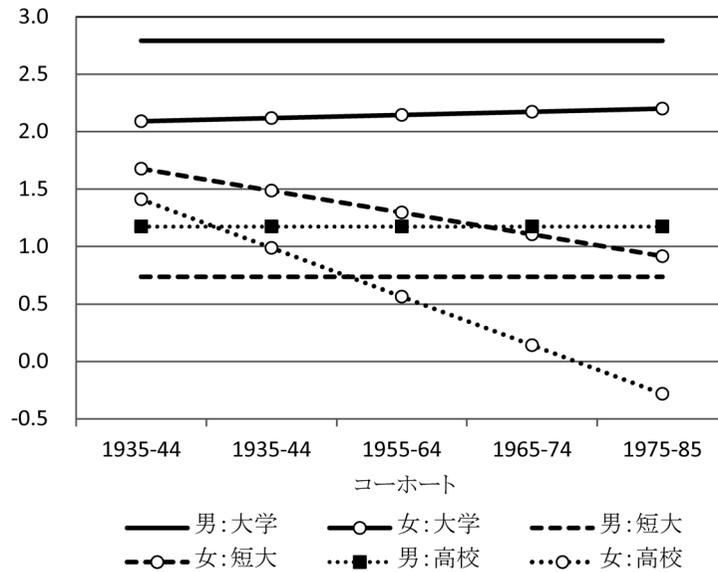


図2 高校進学（進学コース）にたいする進学意欲の効果（対数オッズ比）

コースの高校進学にたいして、大学まで進学する意欲をもつ効果に変化はないが、短大と高校まで進学する意欲をもつ効果は若いコホートほど低下している。古いコホートでは、高校以上に進学する意欲をもっていれば進学コースの高校進学にそれほど大きな違いは生まれなかった。しかし、若いコホートではより高い進学意欲を明確にもたなければ進学コースの高校進学に結びつかなくなってきた。こうした変化は、女性において進学意欲による格差（意欲の相違が高校コースの進学格差につながる傾向）が大きくなったことを意味する。また、女性の高学歴化にともなって、女性が高校教育における大学受験の序的準備体制に組み入れられるようになった、あるいは女性自身が受験準備体制を自覚して参加するようになったことを示唆する。

## 5. 結論および考察

出身階層による学歴格差を媒介的影響関係から説明する有力説を比較して、高校進学と大学進学に帰結するまでの媒介メカニズムを検討してきた。近年の日本の研究では、出身階層を起点とする媒介メカニズムにかんする変化が報告されてきた。それは、「出身階層→成績（学力）と意欲→学歴格差」という影響関係における出身階層から学業成績と進学意欲への影響の変化である。荻谷（2001, 2008）は、出身階層（父職業と父母の学歴）から学業成績におよぼす影響が（中学生時点でみて）1980年代まで減少し、1990年代後半に拡大方向に反転したと指摘した。そして、こうした変化をもたらしたのは出身階層による学習意欲と学習努力の格差拡大が進行してきたことだと主張した。また、尾嶋（2002）と片瀬（2005）は、出身階層（父職業）による中学生時点での進学意欲への影響が1980年代から1990年代にかけて減少したと指摘した。しかし、こうした変化が確認できただけではなく、そもそも成績と意欲にたいして出身階層がおよぼす影響は小さいものにしかすぎなかった。

分析で確かめられたのは次の諸点である。(1) 学業成績と進学意欲の双方が高校進学にも大学進学に

も直接的に強く影響する。(2) 成績と意欲にたいする出身階層（親の学歴と職業）の影響は、成績にたいしてはほとんどなく、意欲にたいしてはややみられたが弱かった。(3) 男性では、高校コースが成績と意欲が大学種別の進学におよぼす影響を媒介する「進学意欲と学業成績→高校コース→大学種別」というトラッキングがある。(4) 女性ではそうしたトラッキングによる媒介関係が弱く、進学意欲の直接の影響が高校コース進学にたいしても大学種別進学にたいしても強い。

出身階層や家族構造の要因からほとんど影響されない学業成績と、親の出身階層からやや影響される進学意欲は強い相互関連をもちながら、良い成績と高い意欲が大学受験に準備な高校コース進学を促進する。男性の大学進学では、高校で大学受験に準備的なコースに所属することが、成績と意欲から大学進学への影響を媒介するトラッキングをとおして、高い序列の大学種別への進学を促進する。女性の大学進学では、同様のトラッキングよりも、高い進学意欲をもつことが高い序列の大学種別への進学を直接的に促進する。

出身階層からの媒介関係を説明する有力説の経験的適合を評価すると次のようになる。女性での文化資本モデルは意欲にたいして良い結果をしめしたが、文化資本論で強調される文化資本から進学への影響を成績が媒介する関係とは一致しなかった。また出身階層から成績への影響がほとんどなかったので適合は悪い。相対的リスク回避説は、出身階層から進学への影響を意欲が媒介する関係を重視していたが、出身階層から意欲への影響は弱かったので適合が良いとはいえない。高校進学でも大学進学でも意欲と成績の双方が強い影響力をもっていたことは、ウイスコンシン・モデルに整合的だった。しかし、ウイスコンシン・モデルで重要な要因だった認知的能力と重要な他者を投入しない結果なので、このモデルを確認したとはいえない。また、とくに男性で顕著だった「進学意欲と学業成績→高校コース→大学種別」というトラッキングは、ウイスコンシン・モデルでは看過されていた。ところが、このトラッキングはトラッキング説から予想される出身階層を起点とした「出身階層→高校コース→大学種別」という媒介関係とは異なっていた。

どの説も完全には適合しなかった。それは、一側面を強調するだけでは進学と学歴の格差を説明できないことを意味する。文化資本モデル、相対的リスク回避説、成績-アスピレーション・モデル、トラッキング・モデルなどよりも、全変数主効果モデルが全般にわたって予測力（擬似決定係数）とモデルの適切さが良好だった。いいかえれば、進学格差を生み出すのは複合的な過程であり、どの説もその複合的過程の一側面を強調した説明だということになる。さまざまな面からみた出身家庭背景から学歴格差にいたる影響の媒介メカニズムは、文化資本論や相対的リスク回避説のように出身階層（親の学歴・職業）を起点とする媒介関係に還元できるような単純なものではなかった。

しかし分析結果にもとづけば、進学と学歴の格差をもたらす中核的なメカニズムもある。男性についてはウイスコンシン・モデルとトラッキング説を組み合わせ修正したメカニズムとして描ける。つまり、進学意欲と学業成績から進学への影響の多くを高校トラックが媒介する関係が学歴格差をもたらすもつとも中核的な影響関係だという説明である。女性については、進学意欲から進学への影響が学歴格差をもたらす中核的な影響関係であり、それに弱いトラッキング効果が付加される。

男性では高校と高等教育のあいだで序列的トラッキングが形成されており、高校で大学受験により有利な体制をもつ高校トラックに進むことが、高学歴そして難関大学卒という学歴獲得をより確実にする。そのため、中学時代から進学コースを頂点とする高い進学目標の意欲をもち、良い成績を獲得しようとする。

女性では、男性ほど顕著な序列的トラッキングがなく、高校進学でも高等教育進学でも進学意欲が進路・進学先をもっとも強く規定していた。顕著な序列的トラッキングがなかったのは、女性の大学種別で難関大学と一般大学と合併したことが作りだした可能性を否定できない。だが、1985年までに出生した女性については、難関大学への進学者はきわめて少なかったので、難関大学へ結びつくトラッキングがあったとしても、それはごく一部に限定されてきたはずである。むしろ、日本特有の女子高・女子短大・女子大への進学、限定された専門分野の高等教育進学などのジェンダー・トラック（中西1998）が、序列的トラッキングを顕在化させてこなかったと考えられる。しかし、女性の4年制大学進学が増加にともないジェンダー・トラックが弱まり、高校と大学の序列的トラッキングが顕在化するという予想を描ける。その予兆は、女性で、学業成績による高校コース別進学格差が拡大してきたこと、そして進学意欲による高校コース別進学格差が拡大してきたことである。これらは、高校進学に限られていたが、4年制大学そして難関大学の進学者増加によって、女性でも高校と大学の序列性が結びつく序列的トラッキングが顕在化すると考えられる。そして、トラッキングの顕在化にともなって、進学意欲の高等教育進学にたいする直接的影響力が低減すると予想される。

このように女性の学歴格差をもたらす媒介メカニズムが男性のそれに近づき、男女で同質化する中核的メカニズムという未来図を描けるにしても、その中核的メカニズムの起点はいまだにブラックボックスの中にある。つまり、何が進学意欲と学業成績の相違を作り出すのかという問題である。出身階層は進学意欲と学業成績にまったく影響しないわけではない。しかし、出身階層に還元して説明できるほどの予測力がないことは、階層論的説明の限界を暗示している。

付記：SSM調査データの使用は2005年SSM調査研究委員会の許可をえた。

#### 注

- 1) 耐久消費財は、風呂、応接セット、テレビ、ラジオ、ビデオデッキ、冷蔵庫、電子レンジ、電話、カメラ、パソコン・ワープロ、クーラー・エアコン、乗用車の12項目で、所有数の信頼性係数 $\alpha$ は0.858で良好であった。
- 2) 教養財は、学習机、ピアノ、文学全集・図鑑、美術品・骨董品の4項目で、所有数の信頼性係数は0.572であり良好ではなかった。
- 3) キョウダイ数はコーホートにともなう減少傾向は顕著だが、兄弟数と姉妹数への分割、そして極端に多い兄弟数と姉妹数の修正によって、減少傾向は緩和される。1935-44年出生で5人以上の兄弟がいたのは4.0%、同じく姉妹は5.6%だったが、1955-64年以降出生で兄弟も姉妹も5人以上は0.2%以下になり、もっとも若い1975-85年出生では皆無だった。
- 4) 「その他」に含まれる「中学まで」「その他」「何も考えていなかった」に回答したのは、この順で男性の8.7, 0.3, 13.0%, 女性で7.7, 0.9, 9.5%だった。
- 5) 通常の順序ロジットでは、隣接する従属変数カテゴリー間の $\phi_i$ の差が等しいという仮定をもつ。ステレオタイプ順序ロジットでは、各 $\phi_i$ のあいだに序列性はあるが、隣接する従属変数カテゴリー間の $\phi_i$ の差は等しくなくて良いと仮定する。
- 6)  $BIC = \chi^2 - df (\ln N)$ ,  $AIC = \chi^2 - 2df$ として計算され、より小さい数値のほうが望ましいモデルであることをしめす。 $\chi^2$ は尤度比統計量、 $df$ は自由度、 $N$ はケース数である。
- 7) (0) 切片だけのモデル、(1) 採用モデル、(2) 採用モデルから当該変数を除去したモデルの対数尤度を $ll_0, ll_1, ll_2$ 、擬似決定係数を $R_{L(0)}^2, R_{L(1)}^2, R_{L(2)}^2$ とすると、 $\Delta R_L^2 = R_{L(1)}^2 - R_{L(2)}^2 = (ll_0 - ll_1) / ll_0 - [(ll_0 - ll_2) / ll_0] = (ll_2 - ll_1) / ll_0$ とあらわせる。この統計量 $\Delta R_L^2$ は、採用モデルから当該変数を除去した場合の予測力低下が、採用モデルの予測力にしめる比率をあらわす。
- 8) コーホートの影響が比較的強いがこれを採用モデルから除外しても、高校進学の男性で0.331、女性で0.318、大

進学学の男性で0.349、女性で0.304と高い擬似決定係数がえられた。

- 9) 一人っ子にくらべて、キョウダイのいちばん下であることが進学コースの高校進学に結びつく傾向は、1935-44年出生の男性で約2.1倍 ( $=e^{0.725}$ )、女性で約2.4倍 ( $=e^{0.882}$ ) だったが、1975-85年出生の男性で約0.43倍 ( $=e^{-0.834}$ )、女性で約0.47倍 ( $=e^{-0.763}$ ) になっていた。

## 文 献

- 荒牧草平. 2008. 「大衆教育社会の不平等—多項トランジション・モデルによる検討—」『群馬大学教育学部紀要 人文・社会科学編』57: 235-48.
- 荒牧草平. 2010. 「教育の階級差生成メカニズムに関する研究の検討：相対的リスク回避仮説に注目して」『群馬大学教育学部紀要 人文・社会科学編』59: 167-80.
- Aschaffenburg, K. and I. Maas. 1997. "Cultural and Educational Careers: The Dynamics of Social Reproduction." *American Sociological Review* 62(4): 573-87.
- Barone, C. 2006. "Cultural Capital, Ambition and the Explanation of Inequalities in Learning Outcomes." *Sociology* 40(6): 1039-58.
- Becker, R. 2003. "Educational Expansion and Persistent Inequality of Education: Utilizing Subjective Expected Utility Theory to Explain Increasing Participation Rates in Upper Secondary School in the Federal Republic of Germany." *European Sociological Review* 19(1): 1-24.
- Blake, J. 1985. "Number of Siblings and Educational Mobility." *American Sociological Review* 50(1): 84-94.
- Blake, J. 1989. *Family Size and Achievement*. Berkeley: University of California Press.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: The Free Press.
- Boudon, R. 1973. *L'Inégalité des Chances: La mobilité sociale dans sociétés industrielles*, Paris: Librairie Armand Colin. (杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳『機会の不平等 産業社会における教育と社会移動』新曜社, 1983年)
- Bourdieu, P. et J.-C. Passeron 1970. *La Reproduction: éléments pour une théorie du système d'enseignement*. Paris: Edition de Minuit. (宮島喬訳『再生産 教育・社会・文化』藤原書店, 1991年)
- Bourdieu, P. 1977. "Cultural Reproduction and Social Reproduction." Pp. 487-511 in *Power and Ideology in Education*, edited by J. Karabel and A. H. Halsey. New York: Oxford University Press.
- Breen, R. and J. H. Goldthorpe. 1997. "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Action Theory." *Rationality and Society* 9(3): 275-305.
- Breen, R. and J. O. Jonsson, 2005. "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility." *Annual Review of Sociology* 31: 223-43.
- Breen, R. and Yaish, M. 2006. "Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making." Pp. 232-58 in *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in sociology and Economics*, edited by S.D. Morgan, D. B. Grusky and G. S. Fields. Stanford: Stanford University Press.
- Crook, C. J. 1997. *Cultural Practices and Socioeconomic Attainment: The Australian Experience*. Westport, Conn: Greenwood Press.
- Davies, R., E. Heinesen and A. Holm. 2002. "The Relative Risk Aversion Hypothesis of Educational Choice." *Journal of Population Economics* 15(4): 683-713.
- De Graaf, P. M. 1986. "The Impact of Financial and Cultural Resources on Educational Attainment in the Netherlands." *Sociology of Education* 59(4): 237-46.
- De Graaf, N. D., P. M. De Graaf and G. Kraaykamp. 2000. "Parental Cultural Capital and Educational Attainment in the Netherlands: A Refinement of the Cultural Capital Perspective." *Sociology of Education* 73(2): 92-111.
- DiMaggio, P. 1982. "Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grade of U.S. High School Students." *American Sociological Review* 47(2): 189-201.
- DiMaggio, P. and J. Mohr. 1985. "Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection." *American Journal of Sociology* 90(6): 1231-61.
- Dumais, S. A. 2002. "Cultural Capital, Gender, and School Success: The Role of Habitus." *Sociology of Education* 75(1): 44-68.

- Erikson, R. and J. H. Goldthorpe. 2002. "Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective." *Journal of Economic Perspective* 16(3): 31-44.
- Featherman, D. and R. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- 藤原翔. 2011. 「Breen and Goldthorpeの相対的リスク回避説の検証—父親の子どもに対する職業・教育期待を用いた計量分析—」『社会学評論』62(1): 18-35.
- 藤原翔. 2012. 「きょうだい構成と地位達成—きょうだいデータに対するマルチレベル分析による検討—」『ソシオロジ』57(1): 41-57.
- Gamoran, A. and R. D. Mare. 1989. "Secondary School Tracking and Educational Equality: Compensation, Reinforcement, or Neutrality?" *American Journal of Sociology* 94(5): 1146-83.
- Georg, W. 2004. "Cultural Capital and Social Inequality in the Life Course." *European Sociological Review* 20(4): 333-44.
- Goldthorpe, J. H. 1996. "Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: The Case of Persistent Differentials in Educational Attainment." *British Journal of Sociology* 47(3): 481-505.
- Goldthorpe, J. H. 2000. *On Sociology: Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*. Oxford: Oxford University Press.
- 浜田宏. 2009. 「相対的リスク回避モデルの再検討—Breen and Goldthorpeモデルの一般化—」『理論と方法』24(1): 57-75.
- Hallinan, M. T. 1996. "Tracking Mobility in Secondary School." *Social Forces* 74(3): 983-1002.
- Hansen, M. N. 2008. "Rational Action Theory and Educational Attainment: Changes in the Impact of Economic Resources." *European Sociological Review* 24(1): 1-17.
- 平尾桂子. 2006. 「教育達成ときょうだい構成—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. 2004. 「家族と教育達成—きょうだい数・出生順位を中心に—」渡邊秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会: 327-46.
- 平沢和司・片瀬一男. 2008. 「きょうだい構成と教育達成」米沢彰純編『教育達成の構造』SSM調査シリーズ5, 2005年社会階層と社会移動全国調査研究会: 1-17.
- Holm, A. and M. M. Jæger. 2008. "Does Relative Risk Aversion Explain Educational Inequality? A Dynamic Choice Approach." *Research in Social Stratification and Mobility* 26: 199-219.
- 稲葉昭英. 2011. 「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤倫嘉・尾嶋史章編『現代の階層社会 [1] 格差と多様性』東京大学出版会: 239-252.
- 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』477: 2-16.
- Jæger, M. M. 2009a. "Equal Access but Unequal Outcomes: Cultural Capital and Educational Choice in a Meritocratic Society." *Social Forces* 87(4): 1943-72.
- Jæger, M. M. 2009b. "Sibship Size and Educational Attainment: A Joint Test of the Confluence Model and the Resource Dilution Hypothesis." *Research in Social Stratification and Mobility* 27: 1-12.
- Kalmijn, M. and G. Kaaykamp. 1996. "Race, Cultural Capital, and Schooling: An Analysis of Trends in the United States." *Sociology of Education* 69(1): 22-34.
- 片岡栄美. 1997. 「家族の再生産戦略としての文化資本の相続」『家族社会学研究』9: 23-28.
- 片岡栄美. 2001. 「教育達成過程における家族の教育戦略—文化資本効果と学校外教育投資効果のジェンダー差を中心に—」『教育学研究』68(3): 259-73.
- 片瀬一男. 2005. 『夢の行方 高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.
- Katsillis, J. and R. Rubinson 1990. "Cultural Capital, Student Achievement, and Educational Reproduction: The Case of Greece." *American Sociological Review* 55(2): 270-79.
- 荻谷剛彦. 2001. 『階層化日本と教育危機—不平等再生産から意欲格差社会へ—』有新堂.
- 荻谷剛彦. 2008. 『学力と階層 教育の綻びをどう修正するか』朝日新聞出版.
- 近藤博之. 1996. 「地位達成と家族—キョウダいの教育達成を中心に—」『家族社会学研究』8: 19-31.
- 近藤博之・古田和久. 2009. 「教育達成の社会経済的格差—趨勢とメカニズムの分析—」『社会学評論』59(4): 682-97.

- Kuo, H.-H. D. and R. Hauser. 1997. "Wow Does Size of Sibship Matter? Family Configuration and Family Effects on Educational Attainment." *Social Science Research* 26(1): 69-94.
- Lareau, A. 1987. "Social Class Differences in Family-School Relationships: The Importance of Cultural Capital." *Sociology of Education* 60(2): 73-85.
- Lareau, A. 2002. "Invisible Inequality: Social Class and Childrearing in Black Families and White Families." *American Sociological Review* 67(5): 747-76.
- Lareau, A. and E. M. Horvat 1999. "Moments of Social Inclusion and Exclusion. Race, Class and Cultural Capital in Family-School Relationships." *Sociology of Education* 72(1): 37-53.
- Lucas, S. R. 1999. *Tracking Inequality: Stratification and Mobility in American High Schools*. New York: Teachers' College Press.
- Lucas, S. R. 2001. "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects." *American Journal of Sociology* 106(6): 1642-90.
- Mare, R. D. 1980. "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of American Statistical Association* 75: 295-305.
- Mare, R. D. 1981. "Changes and Stability in Educational Stratification." *American Sociological Review* 46: 72-87.
- 中西祐子. 1998. 『ジェンダー・トラック—青年期女性の進路形成と教育組織の社会学』東洋館出版社.
- 中西祐子. 2000. 「学校ランクと社会移動—トーナメント型社会移動規範が隠すもの」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会: 37-56.
- 中西祐子・中村高康・大内裕和. 1997. 「戦後日本の高校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』60: 61-82.
- Need, A. and U. De Jong. 2000. "Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory." *Rationality and Society* 13(1): 71-98.
- 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: 125-41.
- 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.
- Powell, B. and L. C. Steelman. 1989. "The Liability of Having Brothers: Paying for College and the Sex Composition of the Family." *Sociology of Education* 62: 134-47.
- Powell, B. and L. C. Steelman. 1990. "Beyond Sibship Size: Sibling Density, Sex Composition, and Educational Outcomes." *Social Forces* 69(1): 181-206.
- Powell, B. and L. C. Steelman. 1993. "The Educational Benefits of Being Spaced Out: Sibship Density and Educational Progress." *American Sociological Review* 58(3): 367-81.
- Powell, B. and L. C. Steelman. 1995. "Feeling the Pinch: Child-Spacing and Constraints on Parental Economic Investments in Children." *Social Forces* 73(4): 1465-86.
- Retherford, R. D. and W. H. Sewell. 1991. "Birth Order and Further Tests of the Confluence Model." *American Sociological Review* 56(2): 141-58.
- Roscigno, V. and J. W. Ainsworth-Darnell. 1999. "Race, Cultural Capital, and Educational Resources: Persistent Inequalities and Achievement Returns." *Sociology of Education* 72(3): 158-78.
- Rosenbaum, J. E. 1980. "Track Misperceptions and Frustrated College Plans: An Analysis of the Effects of Tracks and Track Perceptions in the National Longitudinal Survey." *Sociology of Education* 53(2): 74-88.
- Sewell, W. H., A. O. Haller, and G. W. Ohlendorf. 1970. "The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision." *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.
- Sewell, W. H. and R. M. Hauser. 1975. *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press.
- Sewell, W. H., R. M. Hauser, K. W. Springer and T. S. Hauser. 2004. "As We Age: A Review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957-2001." *Research in Social Stratification and Mobility* 20: 3-111.
- Shavit, Y. 1984. "Tracking and Ethnicity in Israeli Secondary Education." *American Sociological Review* 49(2): 210-20.

- Steelman, L. C., B. Powell, R. Werum, and S. Carter. 2002. "Reconsideration the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges." *Annual review of Sociology* 28: 243-69.
- Stocké, V. 2007. "Explaining Educational Decision and Effects of Families' Social Class Position: An Empirical Test of Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment." *European Sociological Review* 23(4): 505-19.
- Sullivan, A. 2001. "Cultural Capital and Educational Attainment." *Sociology* 35(4): 893-912.
- 多喜弘文. 2011. 「日・独・米における学校トラックと進学期待・職業期待—学校と職業の接続に着目して—」『社会学評論』62(2): 136-52.
- 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.
- Tieben, N., P. M. De Graaf, and N. D. De Graaf., 2010. "Changing Effects of Family Background on Transitions to Secondary Education in the Netherlands: Consequences of Educational Expansion and Reform." *Research in Social Stratification and Mobility* 28: 77-90.
- Van de Werfhorst, H. G. and S. Hofstede 2007. "Cultural Capital or Relative Risk Aversion? Two Mechanisms for Educational Inequality Compared." *British Journal of Sociology* 58(3): 391-415.
- 保田時男. 2008. 「教育達成に対するきょうだい構成の影響の時代的变化」『大阪商業大学論集』150: 115-25.

付表1 高校進学分析のパラメータ推定値 ( $\alpha$ と $\beta$ は省略)

	男性		女性	
	推定値	SE	推定値	SE
$\varphi$ 高校コース・スケール				
進学コース	0.592		0.594	
普通科コース	0.178		0.163	
職業科コース	0.016		0.030	
非進学	-0.786		-0.787	
$\gamma$				
親学歴 (基準=中学卒)				
大学卒	1.483**	0.450	1.884**	0.420
短大卒	0.729	0.563	0.792	0.416
高校卒	0.604*	0.242	0.875**	0.217
親職業 (基準=農業)				
専門	1.709**	0.469	1.742**	0.440
管理	2.433**	0.532	1.682**	0.456
大W	1.400**	0.401	1.667**	0.375
小W	0.895*	0.403	1.357**	0.372
自営	1.164**	0.315	0.783**	0.284
大B	0.564	0.378	0.911*	0.378
小B	-0.038	0.259	0.185	0.235
自宅所有				
耐久財	0.384**	0.105	0.193	0.102
教養財	0.219	0.121	0.442**	0.109
書籍数	0.416**	0.126	0.380**	0.118
兄弟数				
兄弟数	-0.339**	0.085	-0.204*	0.081
姉妹数				
姉妹数	-0.271**	0.088	-0.213**	0.076
出生順				
出生順	1.225**	0.463	1.485**	0.418
出生順×コーホート1次 <sup>1)</sup>				
出生順×コーホート1次	-0.658**	0.234	-0.692**	0.221
ひとり親				
ひとり親	-0.643	0.355	-1.114**	0.305
学業成績				
学業成績	0.629**	0.157	0.498**	0.146
学業成績×コーホート1次				
学業成績×コーホート1次	0.905**	0.241	0.267**	0.082
学業成績×コーホート2次 <sup>2)</sup>				
学業成績×コーホート2次	-0.202**	0.065		
進学意欲 (基準=中学その他)				
大学	4.717**	0.338	3.518**	0.486
大学×コーホート1次				
大学×コーホート1次			0.046	0.252
短大	1.242*	0.585	2.824**	0.517
短大×コーホート1次				
短大×コーホート1次			-0.321	0.255
高校	1.984**	0.227	2.375**	0.294
高校×コーホート1次				
高校×コーホート1次			-0.713**	0.191

SE: 標準誤差 \* $p < 0.05$  \*\* $p < 0.01$ 

1) コーホート5分類に0から4の値をあたえた

2) コーホート1次の2乗

付表2 大学進学分析のパラメータ推定値 ( $\alpha$ と $\beta$ は省略)

	男性		女性	
	推定値	SE	推定値	SE
$\varphi$ 大学種別スケール				
難関大学	0.682		0.677	
一般大学	0.253			
短大・高専	-0.337		0.057	
非進学	-0.598		-0.734	
$\gamma$				
.....				
親学歴				
大学	0.631	0.358	1.112**	0.248
短大	0.457	0.417	0.575*	0.280
高校	0.046	0.229	0.294	0.187
.....				
親職業 (基準=農業)				
専門	1.737**	0.412	0.486	0.289
管理	0.813	0.419	0.426	0.301
大W	0.481	0.359	0.485	0.275
小W	0.695	0.381	0.090	0.291
自営	0.586	0.319	0.071	0.266
大B	0.016	0.420	0.275	0.314
小B	0.393	0.317	-0.141	0.264
.....				
自宅所有	0.224	0.249	0.270	0.197
耐久財	0.009	0.107	-0.023	0.085
教養財	0.397**	0.116	0.211**	0.081
書籍数	-0.076	0.094	0.080	0.063
.....				
兄弟数	-0.244*	0.106	-0.127	0.088
姉妹数	-0.160	0.105	-0.085	0.081
出生順	0.756*	0.309	0.047	0.224
ひとり親	-0.997*	0.450	-0.651	0.456
.....				
学業成績	0.695**	0.103	0.387**	0.084
.....				
進学意欲 (基準=中学・その他)				
大学	0.733**	0.276	0.684**	0.239
短大	-1.007	0.584	0.043	0.243
高校	-1.227**	0.308	-1.433**	0.268
.....				
高校種別 (基準=職業科コース)				
進学コース	2.746**	0.256	1.270**	0.203
普通科コース	1.416**	0.228	0.229	0.195

SE: 標準誤差 \* $p < 0.05$  \*\* $p < 0.01$

付表3 学業成績分析のパラメータ推定値 ( $\alpha$ と $\beta$ は省略)

	男性		女性	
	推定値	SE	推定値	SE
$\varphi$ 学業成績スケール				
上の方	0.587		0.551	
やや上の方	0.362		0.389	
真ん中のあたり	0.017		0.012	
やや下の方	-0.312		-0.261	
下の方	-0.654		-0.691	
$\gamma$				
親学歴 (基準=中学)				
大学	1.078**	0.369	0.608	0.400
短大	0.803	0.465	0.401	0.436
高校	0.644**	0.217	0.763**	0.237
親職業 (基準=農業)				
専門	1.053*	0.418	0.492	0.440
管理	0.945*	0.426	-0.006	0.461
大W	0.885*	0.348	-0.264	0.381
小W	0.348	0.357	0.180	0.392
自営	0.611*	0.289	-0.614	0.325
大B	0.235	0.349	0.241	0.415
小B	-0.017	0.246	-0.655*	0.290
自宅所有	0.597**	0.229	0.570*	0.264
耐久財	-0.161	0.096	0.195	0.116
教養財	0.430**	0.110	0.316**	0.118
書籍数	0.182	0.108	0.336**	0.118
兄弟数	-0.187*	0.084	-0.129	0.100
姉妹数	-0.064	0.086	0.007	0.093
出生順	0.046	0.282	-0.017	0.317
ひとり親	0.397	0.369	-0.375	0.383
進学意欲 (基準=中学・その他)				
大学	3.508**	0.270	4.781**	0.360
短大	3.099**	0.550	1.951**	0.346
高校	1.118**	0.222	0.985**	0.275

SE: 標準誤差 \* $p < 0.05$  \*\* $p < 0.01$

付表4 進学意欲分析のパラメータ推定値 ( $\alpha$ と $\beta$ は省略)

	男性		女性	
	推定値	SE	推定値	SE
$\phi$ 進学意欲スケール				
大学	0.763		0.757	
短大・高専	0.110		0.123	
高校	-0.326		-0.326	
中学・その他	-0.548		-0.554	
$\gamma$				
.....				
親学歴 (基準=中学)				
大学	0.533*	0.219	0.947**	0.227
短大	1.053**	0.274	0.953**	0.248
高校	0.417**	0.132	0.498**	0.148
.....				
親職業 (基準=農業)				
専門	1.190**	0.249	0.877**	0.254
管理	1.085**	0.256	1.158**	0.270
大W	0.710**	0.211	0.832**	0.233
小W	0.738**	0.224	0.659**	0.243
自営	0.884**	0.184	0.852**	0.210
大B	0.667**	0.226	0.520	0.266
小B	0.464**	0.172	0.557**	0.200
.....				
自宅所有	-0.216	0.148	0.167	0.169
耐久財	0.102	0.063	0.008	0.074
教養財	0.255**	0.069	0.411**	0.072
書籍数	0.147*	0.064	0.154*	0.065
.....				
兄弟数	-0.041	0.058	-0.114	0.067
姉妹数	-0.129*	0.058	-0.037	0.061
出生順	0.083	0.182	-0.178	0.198
ひとり親	-0.453	0.241	-0.128	0.281
.....				
学業成績	0.762**	0.058	1.073**	0.075

SE: 標準誤差 \* $p < 0.05$  \*\* $p < 0.01$