

# 教育機会の階級・階層間不平等の研究

——持続と変容のメカニズムに関する計量分析——

白川 俊之

2014年7月17日



# 目次

第 1 章	序論：研究のパースペクティブ	1
1.1	問題の所在	1
1.2	教育機会の不平等の定義	4
1.3	なぜ教育機会を取り上げるのか？	5
1.4	本研究の目標と構成	6
第 2 章	教育不平等の研究方法：理論的基礎と経験的分析	15
2.1	社会階級・階層論と教育機会の不平等	15
2.2	Mare のトランジション・モデル：水準分布と配分原理の峻別	18
2.3	Shavit & Blossfeld の国際比較プロジェクト：分析方法の標準化と理論の構築	21
2.4	Erikson & Jonsson による研究伝統の批判的継承：教育不平等の変化の検討	30
2.5	第 4 期の社会階級・階層論：巨視的視野の復権	39
第 3 章	戦後日本における教育機会不平等の変動過程 (1)：基礎分析	43
3.1	先行研究のレビュー	43
3.2	分析に使用するデータと変数	47
3.3	教育機会の不平等の基本構造	50
3.4	戦後日本における教育社会の変化	59
第 4 章	戦後日本における教育機会不平等の変動過程 (2)：「持続的不平等」再訪	63

4.1	教育機会における持続的不平等命題の再検討 . . . . .	63
4.2	分析の方法 . . . . .	72
4.3	トランジション・モデルの推定結果 . . . . .	74
4.4	要約と考察 . . . . .	79
<b>第 5 章</b>	<b>教育機会の男女同時分析：平等化過程における階級とジェンダーの競合</b>	<b>85</b>
5.1	現代日本と女性の教育 . . . . .	85
5.2	教育機会不平等における階級とジェンダー . . . . .	86
5.3	データと変数 . . . . .	90
5.4	分析結果 . . . . .	90
5.5	議論 . . . . .	101
<b>第 6 章</b>	<b>世代間学歴閉鎖性の趨勢：教育社会の変化と親学歴効果の諸側面</b>	<b>103</b>
6.1	親学歴効果の説明理論 . . . . .	103
6.2	親学歴効果の変化の可能性 . . . . .	105
6.3	統計分析における親学歴の扱い . . . . .	106
6.4	分析結果 . . . . .	109
6.5	要約と課題 . . . . .	116
<b>第 7 章</b>	<b>教育行動の時空間比較分析：産業主義・教育条件・多次元化</b>	<b>121</b>
7.1	問題：教育機会不平等のトレンドにかんする知見の相違 . . . . .	121
7.2	社会的コンテクストと教育機会 . . . . .	122
7.3	既存仮説の再定式化 . . . . .	125
7.4	データと分析方法 . . . . .	128
7.5	分析結果 . . . . .	130
7.6	議論 . . . . .	136
<b>第 8 章</b>	<b>教育機会の階級・階層間不平等の持続と変容のメカニズム</b>	<b>139</b>
8.1	各章での統計分析のまとめ . . . . .	139
8.2	日本社会における教育不平等の実相 . . . . .	140
8.3	教育機会の潜在的変容：諸原理間の相対的重要性の変化 . . . . .	144

---

8.4	残された課題 . . . . .	149
付録 A	データ・セットの概要	151
A.1	調査の方法 . . . . .	151
A.2	分析サンプルの決定 . . . . .	153
A.3	統合データの作成手順 . . . . .	153
【文献】		157



# 目次

1.1	後期中等教育および高等教育の拡大過程 . . . . .	2
3.1	男性の教育年数に対する父職業と親学歴の効果の変化 . . . . .	53
3.2	女性の教育年数に対する父職業と親学歴の効果の変化 . . . . .	55
3.3	出身階級別の中等教育への移行率 . . . . .	57
3.4	出身階級別の高等教育への移行率 . . . . .	58
3.5	親学歴別の中等教育への移行率 . . . . .	59
3.6	親学歴別の高等教育への移行率 . . . . .	60
4.1	1930-1988 年出生コーホートにおける教育達成過程のフロー・チャート . . . . .	65
4.2	出身階級による義務卒後の移行先の比較 . . . . .	66
4.3	隣接ロジット・モデル (AC モデル) による中等教育機会の分析；各コー ホートにおける出身階級の効果 . . . . .	76
4.4	2 項ロジスティック応答モデルによる高等教育機会の分析；各コーホ ートにおける出身階級の効果 . . . . .	77
4.5	2 項ロジスティック応答モデルによる高等教育達成の分析；各コーホ ートにおける出身階級の効果 . . . . .	78
4.6	隣接ロジット・モデル (AC モデル) による中等教育機会の分析；各コー ホートにおける親学歴の効果 . . . . .	80
4.7	2 項ロジスティック応答モデルによる高等教育機会の分析；各コーホ ートにおける親学歴の効果 . . . . .	81

---

5.1	サーヴィス階級出身の男女における高等教育への移行率 . . . . .	95
5.2	高等教育への移行に対する出身階級の主効果 . . . . .	97
5.3	高等教育への移行に対する出身階級の効果の変化：男女同時分析 . . . . .	98
5.4	高等教育への移行に対する高校タイプの効果の変化：男女同時分析 . . . . .	100
6.1	親学歴別の各学校段階における移行率 . . . . .	111
6.2	親学歴の直線効果と移行効果の推定値 . . . . .	115
6.3	直線効果と移行効果の時代による差異 . . . . .	117
7.1	社会的コンテキストの変貌：1955-2004年進学コーホート . . . . .	130
7.2	社会的コンテキストにおける大学進学機会の配分状況 . . . . .	135



# 表目次

3.1	主要変数の度数分布 . . . . .	49
3.2	平均教育年数ならびに標準偏差の推移 . . . . .	51
3.3	男性の教育年数に対する父職業と親学歴の影響力 (最小二乗解) . . . . .	52
3.4	女性の教育年数に対する父職業と親学歴の影響力 (最小二乗解) . . . . .	54
4.1	出身階級を説明変数とする男女別のトランジション・モデルの適合度 . . .	75
4.2	親学歴を説明変数とする男女別のトランジション・モデルの適合度 . . . .	79
5.1	出生コーホート別、男女別の度数分布 . . . . .	91
5.2	高等教育への移行を目的変数とする分析結果の要約 . . . . .	94
6.1	回答者とその親の教育達成過程の推移 . . . . .	110
6.2	親学歴を説明変数とするトランジション・モデルの適合度 . . . . .	112
6.3	学校教育の継続に対する説明変数の影響力 . . . . .	113
6.4	親学歴と出生コーホートとの相互作用効果を仮定したトランジション・ モデルの適合度 . . . . .	116
7.1	各仮説における社会構造の変化と教育機会の不平等 . . . . .	127
7.2	普通科進学機会についての分析結果 (一般化線型混合効果モデル) . . . . .	131
7.3	大学進学機会についての分析結果 (一般化線型混合効果モデル) . . . . .	132



# 第1章

## 序論：研究のパースペクティブ

### 1.1 問題の所在

この論文では、戦後の日本で実施された全国確率調査の結果を利用して、教育機会の階級・階層的不平等の長期的な変動過程を検討していく。日本社会は戦後の教育改革や経済成長を経て、個人の教育機会を大きく拡充した。そのような社会環境の変化と並行して、階級・階層間に見られる機会の不平等がどのように推移したのかを、理論とデータとの対話をとおして探究することが、本論文の研究課題である。

#### 1.1.1 戦後日本の教育改革と教育機会の拡大

最初に戦後の日本の学校教育の特徴を確認しておく。そこには、いくつかの点で平等的といえる要素を見て取ることができる。

第1に、戦前の学校体系の至るところに存在していた「袋小路」が、戦後の教育システムでは見られない<sup>\*1</sup> ことである(天野 1986, 1996)。前期中等教育を修了したすべての生徒は、同時に新制高校に入学する資格を手に入れることができる。高校は複数の学科にわかれているが、それによって高等教育の入学が制限されることはない。義務教育の年数が長く、選抜の開始時期が遅いことも勘案すれば、日本の教育システムは国際的に見ても、平等的な性格を有している<sup>\*2</sup> といえるだろう。

---

<sup>\*1</sup> これは、通常、単線型と呼ばれる学校制度の特徴の1つである。

<sup>\*2</sup> 新制高校が発足した当時の理念のうち、男女共学以外の2つ——小学区制と総合制——が早々に頓挫し

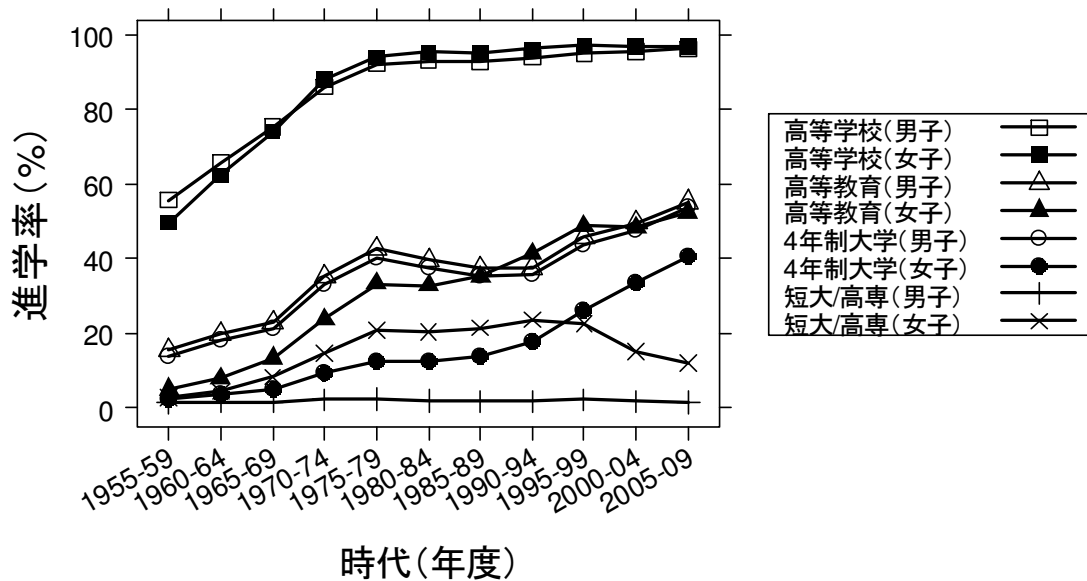


図 1.1 後期中等教育および高等教育の拡大過程

第2に、新制教育の出発後の着実な進学率の上昇である。農地改革と財閥解体により戦後日本の階級構造は様変わりし、生活水準の向上も手伝って、教育へのアクセシビリティは飛躍的に高まった(天野 1996)。これらの条件は高校や大学への人々の進学要求を押し上げ、それを現実のものにした(図 1.1: 文部科学省「学校基本調査」各年度版)。高校進学率は 1955 年以降の 20 年間で 40 パーセント・ポイントの上昇を記録し、1970 年代にはユニバーサル化の水準に到達する。高等教育への進学率も 1955 年の 10% から、1975 年にはその約 4 倍の数値に至っている。

出身階級・階層間の教育機会の平等化は、平等的な教育改革の施行や学校利用者の増加とは独立した事象である。この問題——家族の特徴による教育機会の制約——は教育社会学の古くからのテーマであり、初期の研究には 1 つの郡(愛知県)の中学卒業者の進路を追跡調査した仲(1955)、東京都における高校と大学への進学の社会的要因を調べた尾崎

たことや、高等教育の種別化を図る計画が繰り返しあらわれたことは、新制教育の歴史のなかに学校の平等化ないし一元化とは別のベクトルが働いていた事実を示している(飯田 1992; 天野 2003)。しかしながら、それらの動きは結局は戦後の教育システムの方向性を抜本的に(再)改変する勢力には育たなかった。天野(1996)が述べるように、戦後改革を白紙にもどし、教育のあり方を戦前のそれへと全面的に回帰させる意図は、保守政権にも、また民衆の側にもなかったということだろう。

(1957)、高校進学の規定要因にかんして京都府で質問紙調査を実施した森口 (1960) など  
を挙げることができる。いずれの結果も学制改革後の高校や大学の入学者のプロファイル  
が、社会的に有利な層に偏りをもつことを明らかにしている。

このような実態はその後の研究によっても再三、報告されている (江原 1973, 1977; 潮  
木 1975)。そうした研究の知見からは、学校制度の刷新と教育機会の拡大が家族間の不平  
等を解消するというオプティミズムの入り込む余地が少しもないことがわかる。

一方、それらの個別の研究を並べただけでは、出身背景と教育機会との関係が長期的に  
どの程度、いかなるメカニズムで変容したか、その精確な姿をつかむことはできない。教  
育達成の可能性が家族の影響力を受けることは疑いえないが、そうした関係は時系列的に  
変化するのか、それともそうではないのか。教育制度の革新が機会不平等の実態をどのよ  
うに変えたのかを正しく把握するためには、出身階級・階層間の序列的な差異を通時的観  
点から相対的に評価していくことが不可欠である。

### 1.1.2 教育達成の階級・階層的不平等

教育機会の趨勢把握には、(国内外の) 社会階級・階層論が調査研究の一環として取り組  
んできた。そこでも、不平等の大きな変化が確認されているわけではない。

1955 年と 1995 年の全国調査の結果を解析した近藤 (1999) によれば、進学傾向を反映  
した潜在変数  $X$  を共通の基準で区分したものが、実際の教育結果に対応する。出身階級  
に応じて  $X$  の分布 (中心の位置) は変わるが、教育段階  $a$  に到達するのに必要な  $X$  の下限  
(閾値) はすべての階級で一律である (この意味で日本の教育制度は形式的な機会均等——  
学力や意欲が等しければ、出身階級とは関係なく同じ基準で候補者を選抜する——を確保  
している)。戦後の教育機会の変動は  $X$  の階級的布置が不変のまま、閾値が低下すること  
でもたらされた<sup>\*3</sup> というのが近藤の解釈である。

出身背景による教育達成の制約が時間非依存的な性質をもつことに、諸外国の研究者も  
同意している (Shavit & Blossfeld eds. 1993; Shavit et al. 2007)。「そうした研究は『戦  
後の教育拡大にかかわらず教育達成の階層差は安定している』という表現でデータ分析の

---

<sup>\*3</sup> 潜在変数の値が平均的に高い階級では進学者が多くあられ、それが低い階級では進学者が少なくなる。  
しかし教育の大衆化がすすみ、進学に必要な潜在変数の下限が低下すれば、下層階級の進学率も上昇する  
(近藤 1999)。

結果を紹介するのが常」(近藤 2012: 105)であることが示すように、(とくに 1990 年代までの) 社会階級・階層論では、教育機会の不平等は持続的だとする見方が大勢を占めていた(近藤・古田 2011)。

しかしながら、教育の不平等が変化への耐性を備えた現象かということ、実はそうではない。教育達成の代表的な研究論文(編著)である *Persistent Inequality* (Shavit & Blossfeld eds. 1993) は、機会の不平等が改善しないことを強調する文脈で引用されることが多いが、実際は「彼らの論文に示されているデータからは、むしろどちらかといえば格差縮小傾向の方を強調することもできる」(盛山 2011: 59–60)。最新の研究成果は、複数の国で教育機会の平等化が進行したことを支持している (Breen et al. 2009; 近藤・古田 2011)。

現代の産業国家で 20 世紀のあいだに教育の不平等が解消した社会はない。長期的に見れば家族の影響力が低下した可能性があるが、それを支持する研究はまだ少なく、どのようなプロセスで教育機会の変化が生じたのかも、じゅうぶん知られていない。教育機会の多面的な不平等をデータで示し、既存の理論との整合性を吟味しながら、趨勢の見取り図を描く作業は、取り組む価値の高いテーマだといえる。

## 1.2 教育機会の不平等の定義

教育機会の不平等は差し当たり、出身家庭が個人の教育達成に影響力を及ぼすことと定義する。学力形成に対する家族の介入や幼児期の成育環境も、教育の不平等とかかわる問題である。しかし本研究では、それらは扱わない。

その理由は社会階級・階層論の研究枠組で教育変数を取り上げるとき、成人後のライフ・チャンスをもっとも強く左右するのが教育達成(最終学歴)だと仮定しているからである。学力や家庭の文化資本が個人の認知的能力の発達を促し、学歴とは別の理由で地位達成を規定する可能性は否定できない。だが、その場合は職種による多様性が大きすぎて、一般的な議論を展開することはむずかしいだろう。

通常の社会調査のデータには学力や親子関係にかんする情報が含まれていないことも、理由に挙げられる。長期間の変化を検討する目的にとって、これは致命的な欠陥である。とくに出身家庭による学力差のトレンドを調べることは、社会階級・階層論の外側にまで広がる重要な研究課題だが、データが不足しているため、今回は見送ることにした。

以上の理由から、出身家庭と教育達成との関係に限定して、次章以降の議論をすすめて

いく。教育機会の変動過程を被説明項に定める場合、問題設定を狭めることで先行研究や理論との接点が明晰になる。ここでの主題選定の仕方には、そういう美点もある。

### 1.3 なぜ教育機会を取り上げるのか?

社会階級・階層論には多様な検討課題がある。そのなかから、教育機会を切り口に選ぶのは、研究遂行上のコスト・パフォーマンスのよさのためである。階級移動の場合、分析の対象者は仕事に就いたことがある人に限られる。それも、『不平等社会日本』以降は一部の年齢層(例:40歳時職)に注目することの有効性が認められている(佐藤 2000, 2001)。このような分析戦略にしたがえば、若年層や女性のデータの相当数を捨てるしかない。

職歴のデータを利用して成長曲線モデルや離散時間ロジット・モデルを推定すれば、若年層は分析対象に含めることができる(石田 2008b; 三輪 2008)。ただし、職歴のデータはつねに使えるわけではないし、職業経験をもたない人は分析対象から除外される。

これに対して教育達成の分析は、若年層や女性の傾向もカバーする。階級移動の分析では有効ケースからこぼれてしまう若年男女や高年女性も、学歴の質問には答えているからだ。ここから、時代区分を設定しておこなう趨勢分析において、比較研究の観察期間を延ばせるという実益が発生する。

それだけでなく、近現代の社会発展を説明する際に、社会階級・階層論では教育達成が鍵変数と見なされてきたことも、本研究が教育機会に着目する重要な理由の1つだ(吉川 2006)。近藤(1990: 186-8)は到達地位の世代間関係に学校教育が関与する構造を整理し、「階層支配」、「結合支配」、「過渡的拮抗」、「学歴支配」、「完全な機会均等」の5つの理念型を識別している。それは高学歴化の進展とともに学校教育が世代間関係の流動性を高めたり、逆に教育機会の不平等が世代間移動の停滞を招いたりする可能性を概略的に表現したものである。

戦後の日本社会は、到達地位と教育達成の双方に出身背景の直接的な影響力があらわれる過渡的な状態を保ちつつ、世代間関係の流動化をすすめてきた(近藤 1997a)。職業的世襲の減退と学歴主義の強化が、そこでの変化を特徴付けている。教育の大衆化と職業活動における学歴要件の上昇との相補関係は、移動経路のなかで出自の制約が初期の教育達成に集中する機会構造の制度化を予感させるものである。

## 1.4 本研究の目標と構成

### 1.4.1 教育機会の不平等の多元的検討

教育機会の長期的な変化を検討していくうえで、本研究が志向するのは教育不平等の多元的な性質に主眼を置いた、緻密な計量分析である。この目的を達成するためには、教育機会の不平等が多元的な現象であることを理解しておく必要がある<sup>\*4</sup>。

#### 教育不平等の複眼的な実態把握

通常、教育機会の不平等とは、個人の社会的出自に応じて、教育達成のチャンスが不均等に配分されている状態をあらわす学術用語である。この認識の仕方自体は社会学では常識に属するものだが、教育の不平等という言葉が呼び起こすイメージには、計量的な社会学研究にたずさわる研究者のあいだでも、微妙なずれが生じている。

教育の不平等の多様なとらえ方については後の章で詳述するので、ここでは簡単な言及にとどめておくが、先行調査では1つのコーホートにおける絶対的な進学率の水準と出身背景の効果が生み出す相対的な差異とが、注意深くわけて扱われてきた。社会階級・階層論で機会の不平等という場合、ふつうは後者を指す。しかし、相対的なレベルで問題となる不平等の変化は、絶対的な教育機会の周辺拡大から自由かということ、必ずしもそうとはいえない。

このような視点に加えて、教育の不平等を被説明概念とした研究をおこなうとき、具体的な学校段階に焦点化して議論をすすめることもできる。複数の学校段階における進学機会の動向が同一の変化傾向にしたがうとは限らないし、一般的に教育機会の拡大が下位の学校段階からはじまると仮定すれば、初等・中等教育と高等教育以降とで、機会の平等化にかんして矛盾した動きがあらわれる可能性が高い。学校段階ごとの進学機会の分析では、垂直次元の学歴差と同時に水平次元の学校差をどのように処理するかによっても、不平等の見え方が変わってくるだろう。

<sup>\*4</sup> 教育機会の不平等に対して多元的な分析が有効であることは多数の論者によって指摘されている (van de Werfhorst et al. 2001; van de Werfhorst 2002; Bukodi & Goldthorpe 2012; 近藤 2012)。社会階級・階層論と隣接する領域で目的概念と説明概念の多元的な精緻化を図った試みとしては、吉川 (1998) による階層意識の研究がある。



教育機会の多元的な不平等を意識しつつ研究をすすめていく際に、大事なのは不平等の理解の仕方に1つの正解があり、それ以外は誤りだという2分法の適用を避けることである。本研究のねらいは複数の手法ないし着眼点を併用し、教育機会の不平等を立体的に記述することだと要約できる。

この目的のために必要なのは、多元的な教育不平等の諸側面を相互に関連付けて分析していく一連の工程だ。先行研究においては、絶対的な進学率の上昇を加味した分析では機会の平等化が、その効果を除去した分析では不平等の不変が報告されることが通例である。一瞥した限りでは矛盾しているように見えるこれらの知見の相互連関を精査し、そこから教育機会の変動過程にかんする基礎的な理解をつくる作業を、次章以降ですすめていく。

#### 社会的要因の複合的な効果

同様に、教育不平等の研究においては説明概念であるバックグラウンド変数の多様性も、本研究では見逃せない争点の1つとなる。教育達成を目的概念に定める分析では性別、家族構成、きょうだい数、地域、階級・階層などを説明概念の候補に挙げることができる。このように多数の要因があるなかで、本研究がとくに強い関心を寄せるのは、教育達成に対する階級・階層の影響力である。

その理由について、まず指摘すべきは階級・階層と教育達成との関係を扱った研究が、上記のその他の要因の影響力を調べた研究に比べて、数のうえで圧倒的な蓄積があり、理論的にもさまざまな展開が見られることである。教育機会の分析が、社会階級・階層論の枠内で精力的になされてきたことを思えば、その点にかんして不思議な部分はない。学術研究にとって参照可能な先行成果が膨大に存在することは、課題を決めるときのもっとも大切な要件の1つをなすものである。

次に、戦後の日本社会では教育機会の拡大とともに、男女間や地域間の不平等が改善したことも、事実レベルの現象として確認しておくべき事柄である。このことは教育の成層化の過程において、階級・階層の相対的なウエートが上昇した可能性を示唆している。社会移動調査をテーマとした『社会学評論』の特集論文のなかで近藤・古田(2009: 682)が「教育達成の地域差や男女差が目に見えて小さくなってきた」一方で、「教育機会の社会経済的な格差については資料が十分に整備されておらず、教育の拡大とともに平等化が進んだのかどうかはよくわかっていない」と議論の方向性を示していることは、そうした

推論を補強するものだといえるだろう。

さらに、階級・階層と教育達成との顕在的な関係は、階級・階層と部分的に重なり合うその他の要因の効果を間接的にとらえたものだと、計量研究の立場からは主張することができる。見方を変えれば、これは階級・階層の効果によって、それ以外の規定要因の効果の一部が説明されるということである。家族構成やきょうだい数と結びついた教育の不平等は、家庭の階級・階層的な状況を少なからず反映したものであることが随所で報告されている (McLanahan 1985; Astone & McLanahan 1991; Wolter 2003)。このような変数間関係をふまえるならば、階級・階層が機会の不平等の基底的な形成要因だと見なしても、とくに無理はないといえると思う。

こうした理由から、本研究は教育機会の不平等という分析テーマの検討範囲を、社会階級・階層とかかわる問題に限定する。それにもかかわらず、先に説明概念の多様性に言及したのは、社会階級・階層が多元的な整序概念であることが教育研究では重要な意味をもつからである。

富永 (1990: 358) は、先進社会における社会階級・階層の境界を区切る基準は「貧富の差、権力と支配、威信と名誉、職業など、1つではなくて複数個存在している」ことを拠り所として、社会階級・階層の多面的な概念化を支持している。さらに、社会階級・階層を構成する個々のカテゴリが「明確な境界によって区切られているわけではなく、上記のような複数個の基準ごとに、複線的に上下に連続的につながっている」ことが、現代日本の階級・階層構造の大きな特徴だとされている。

このような概念規定のために、教育機会の不平等を階級・階層を用いて説明するとき、階級・階層という変数が具体的に何を示すのかは、かなりの程度まで分析者の判断にゆだねられていることになる。実際には、そこまでの自由度はないとしても、教育達成の分析と銘打つ計量研究において、家族の職業や学歴のほかに収入、財産といった多様な要因の効果が検討されていることは確かだといえる。

問題は、そうした多様な背景要因が教育達成に対して、必ずしも類似した効果をもつわけではないということである。この事実を無視し、階級・階層を単一の指標にもとづき操作化すると、教育不平等の時系列的な変化を過大に、あるいは過小に見積もるといふ、誤った結論を導く危険性が高くなる。反対に、階級・階層の多面的な定義を前提に議論をおこなう場合、教育機会の動向を不平等の単純な増減というかたちでは提示しえない可能性がでてくる。

このジレンマを解くための有効な手立てを示すことはむずかしいが、家族の職業と学歴のように教育達成の差異を説明する有効な素材については、それらの説明概念としての機能の異同への適切な目配りが不可欠だと考えている。たとえば父親の職業は家庭における経済的資源の多寡をあらわすと同時に、職業価値の伝達をとおして子どもの地位アスピレーションや将来イメージの形成の基盤を整えていると仮定することができる。これに対して、両親の学歴は学校における教育活動に子どもをうまく適応させるために、かれらが行事することのできる能力の質と量の上限を定めていると見なしてよいだろう。不平等の生起について複数のメカニズムを想定しながら、教育機会の多元的な実態を可能な限り精確に記述していくというのが、本研究の基本的な方針である。

ここでも、やはり教育の不平等をつくりだす社会的要因の複合的な働きを意識した分析が効果的だと見ている。家族の職業と学歴とは高いレベルで相関しているが、完全な共線性からの隔たりも大きい。そうだとすれば、教育達成に対する説明概念の相対的な影響力という点で、職業の効果が強くあらわれる局面と学歴の効果が強くでる局面とは区別可能だと予測を立てることは理にかなっている。両者を総合した不平等の程度がすべてのコーホートで似たような大きさだとしても、教育機会の成層化の過程がスタティックだと結論付けるのは早計だろう。

ジェンダーや地域も、階級・階層に主軸を置いた教育機会の分析枠組の内部で、興味深い役割を担わせることができる。個人の性別と家族の社会的地位とのあいだに相関関係は存在しないが、教育資源の分配過程で女子よりも男子を優先させるような投資戦略がとられるとき、ジェンダーの問題と階級・階層の分析には重なる領域が生まれてくる。仮に教育資源を豊富にもつ家族は男女を平等に処遇するが、投資能力の限界が低い家族は限られた資源を男子に優先的に分配するといった傾向があるとしたら、階級・階層間の不平等は男子よりも女子で強くあらわれるはずだ。他方、社会全体のイデオロギー環境が女子の教育を軽視するような状況下では、出身背景とはかかわりなく女子の到達学歴は男子に比べて一様に低いと見立てることができるかもしれない。

教育達成の地域差の一部は、階級・階層の各地域の分布の特徴によって説明することが可能だ。専門的職業や高学歴者が多く居住している地域では、集合的なレベルにおいて他の地域よりも子どもの平均的な進学率は高い。ただし、それとは別に地域間の労働市場の構造や学歴主義の浸透度——地域自体の特徴——が、出身背景による不平等の度合いを規定しているという可能性も検討すべき命題だ。一例として、高学歴化した社会は進学可

能な教育機関の数が多く、人々の教育達成への意欲も高いことから、階級・階層間の不平等は弱まるとする仮説を導くことができる。

階級・階層とジェンダー、そして地域はそれぞれが独自のメカニズムによって教育機会の不平等を発生させている。それらの諸要因は不平等のトレンドにかんして足並をそろえているときもあれば、相互に矛盾した動きを見せるときもあるだろう。本研究では、そうした諸要因間の対立が階級・階層による機会の不平等を増幅したり、逆に階級・階層の影響力を見えにくくしたりする様子を、経験的に示していくつもりである。

### 1.4.2 教育研究における統計調査の意義と因果推論

本研究の主な仕事は、統計調査の結果を利用して教育現象を分析することである。その場合の目指すべき到達点を、どのように考えたらよいだろうか。簡単に答えがだせる問題ではないけれども、統計モデルと因果推論との関係をめぐり、Goldthorpe (2001, 2007) が展開した考察のなかに、その方向性を模索してみたい。

#### 統計モデルの守備範囲

社会科学のなかには因果推論について、さまざまなイメージがあるが(星野 2009; 中澤 2013)、因果関係を立証する際に調査者の眼前に立ちただかる困難は、たいていは次の事実起因しているといえる。統計学は変数間の関係を明らかにすることには役立つ。一方で、そのような関係を生み出す背後にあるプロセスを知るのに、統計学を使うことはできないのである(Goldthorpe 2007)。

統計学により因果関係を解明することが不可能ならば、ある変数が別の変数に対して因果的帰結を生じさせるプロセスの特定は、理論化の作業をとおしてしかなしえない(Goldthorpe 2007)。このことを前提としたとき、あらためて見えてくる統計調査の意義とは何か、統計学はいかにして理論の構築に寄与するのか。引き続き、Goldthorpe の思索をたどっていこう。

#### マクロな社会的規則性

Goldthorpe (2007) によれば、社会(科)学の領域で因果分析や説明の対象となりうるものは、規則的な性質をもつ現象に限られる。個人的なエピソードや偶発的な歴史的事象

は、社会学的な説明とは馴染まないということだろう。そして、そのような規則的な現象を題材にすると、統計学の威力は存分に発揮される。規則的な現象の発見こそが、統計学がもっとも得意とする仕事だからだ。

統計学は、規則的だがふだんの生活のなかでは知覚しにくい事象を発見するための、優れた方法である。社会学の最良の被説明項は、そうした巨大なデータの集積というかたちにしなないと見えてこない、マクロな社会的規則性なのだ——と Goldthorpe (2007) は主張する。

それゆえ、統計学の使い道は、第一義的には現象を記述することである。そこでは、多変量解析でさえ、因果効果の証明ではなく、実態の記述<sup>\*5</sup>のために利用される。エラボレーション(多重クロス表、偏相関係数)、完全逐次パス・モデル、ログリニア分析、潜在構造分析などを因果の直接的な実証という役割から解放してやるのが、統計モデルの使用に新たな活路を見出だす際の、最初のステップになるのである (Goldthorpe 2007)。

#### 生成プロセスの解明：因果分析の可能性と不可視のメカニズムの探究

結局、社会学における因果分析とは、社会的規則性——被説明項——の生成原因を考察することに他ならない。規則性の形成、持続、相互関係、解体を分析することが、社会学のテーマだといえる (Goldthorpe 2007)。Goldthorpe は、結果(変数分布、相関関係)から原因へとさかのぼる過程で、社会学者はいったん統計学と距離を置くことになると述べている。生成過程の解明を目指す理論化の作業は、統計的な手続きを離れ、テーマとかわりの深い構成概念のレベルでなされるものなのだ。

生成過程の理論をつくるうえで、Goldthorpe (2007) が重視するのが、個々の行為者の振る舞いのなかに隠れている中心的傾向の把握である。一定の環境下における個人の行為は多様性に富んでいる。ただし、類似した環境を共有する複数の個人の行為は似てくることが多い。環境によって行為の目標が一定の範囲に制限されると同時に、その環境と不可分に結びついた機会と制約が、個人の行為を規定するからである。

社会のマクロな水準において規則性を発生させる源泉は、上記のような環境によって与えられる行為の中心的傾向である (Goldthorpe 2007)。だから、社会学の理論は、多様な

---

<sup>\*5</sup> Goldthorpe (2007) は、多変量解析を用いた記述的分析の実例に、階級移動の国際比較分析 (Erikson & Goldthorpe 1992) と教育達成の逐次的ロジット・モデル (Mare 1981; Shavit & Blossfeld eds. 1993) の成果を挙げている。

行為のなかに潜む中心性をつかみ、そこから社会的規則性が生じる物語<sup>\*6</sup>を明確に描きだすものでなければならない (Goldthorpe 1996; Breen & Goldthorpe 1997)。

社会的規則性の生成プロセスを突き詰めて考えていけば、2、3の有力な説明に絞られるだろう。それらの力学のうちのどれが現実の社会で働いているかを見きわめるためには、再び統計学を使う。理論的な考察の確からしさをデータで裏付けていく作業には、統計分析がもっとも適している (Goldthorpe 2007)。

そうした作業をすすめていく際に、仮説から導かれるインプリケーションに着目することが肝要である。生成プロセスについての仮説が社会的規則性をうまく説明するならば、経験的に何が観察されるべきかを演繹していく思考実験だ (Goldthorpe 2007)。

仮説の一部を直接的に検証することが可能な場合はある。しかし、それが困難なときは、間接的な検証に望みを託すのも、大切な仕事だろう (Goldthorpe 2007)。間接的な検証の手順では、まず、社会的規則性を生み出すプロセスが、その主要な機能とは別の作用を社会に及ぼす可能性を挙げていく。そして、そこで挙げた可能性が、実際にデータにあらわれているかどうかを確認する。そのような可能性を示唆するデータが見つければ、生成のプロセスが働いている証拠の一端を発見できたといえるだろう。

Goldthorpe (2007) による以上の議論から見えてくるのは、統計資料を利用した記述の重要性である。いままで見過ごされていたり、誤解されていたりした社会的規則性を探知するためには、丹念なデータの記述が求められる。生成プロセスにかんする仮説検証の作業は、記述的な分析にもとづく被説明項の確立を前提としている。

そして、生成プロセスの理論をつくる時、要となるのが人間の多様な行為に内在する中心的傾向 (Goldthorpe 2007) である。それは、社会的な構造物の基礎を製図する際に利用可能な、少数の単純な原理 (Boudon 1973=1983) と言い換えてもよいものかもしれない。それらの中心性や原理の延長に浮き上がる教育現象の実相を見定めることが、階級・階層と教育をテーマにした統計的な研究が目指すべき方向性だと、ここでは結論する。

そのような営みを続けていけば、いつかは社会の不可視な構造をとらえられるはずだ。次章以降の議論を先取りして示すと、Mare (1980, 1981) は、すべての社会的カテゴリの

<sup>\*6</sup> このような観点から因果を記述する際に、Goldthorpe (2007) は因果効果の性質 (形式) を意識的に書きわけることに注意を促している。たとえば、因果効果には相称的か不可逆的かを区別できるものが多い。この他、因果の発生に時間差 (ラグ) や閾値などがともなうときは、そうした性質に明確に言及するのがよい。因果過程が本質的か皮相的かといううちがいも重要である。その場合、本質的な因果は皮相的なそれよりも、直接的に観察しにくいことに気をつける必要がある。

進学率が上昇し、一見、出身階級と教育達成との連関が弱まりそうな状況でも、なぜ機会の不平等は安定的に推移するのかというパズルに取り組んでいる。Mare がしたように、不可視のメカニズムに肉薄することが本研究の目標である。

### 1.4.3 論文の構成

第2章では、教育機会の不平等が多面的な概念であることを、トランジション・モデルの解説を交えながら概観する。現在、教育達成の標準的な解析技法とされているトランジション・モデルが登場した背景を振り返り、それに続けてこのモデルが教育不平等の概念的な多様性の、どの側面の測定に適しているのかについて詳しく見ていく。機会の不平等の発生と変化にかかわる既存の理論の整理も、この章においておこなう。

第3章では、先行研究の知見をまとめ、教育機会の動向について暫定的に明らかにされていることを確認する。そのうえで、探索的かつディスクリプティブな目的にもとづくデータの分析に着手し、この分野の議論においてじゅうぶんな検討が加えられていない争点を挙げていく。そして、第4章では第2章で検討した理論を下敷きに作業仮説を設計し、第3章の議論を引き継ぎつつ、教育不平等の基本的な実態を多角的に記述する。

第5章から第7章では、先行する2つの章からえられた分析結果を手がかりに、理論とデータの往復をとおして教育機会の変容過程をさらに解読していく。

高等教育への進学に範囲を限定し、ジェンダーの不平等と社会階級・階層の不平等との緊張関係が、教育機会の構造をどのように変えたのかを解明することが第5章の課題である。第6章では、教育達成に対する親学歴の効果についての仮説をまとめ、学制改革がおこなわれた後の日本社会で生じた可能性のある新しい機会の不平等に光を当てる。さらに、第7章ではマクロな社会の変化と機会の不平等との共変関係を的確にとらえるために、時間と地域という2つの巨視的観点からこの問題にアプローチし、教育の成層化にかんする現時点での総括的な検討をおこなう。

第8章では、計量分析の結果を要約し、日本社会における教育不平等の構造について、持続と変容をキーワードに考察をすすめる。最後に、本研究でやり残した課題を述べ、今後の社会階級・階層論が目指すべき研究の方向性を示す。

## 付記

第3章、第4章、第5章、第6章、第7章の分析には、「社会階層と社会移動全国調査 (SSM 調査)」と「日本版総合的社会調査 (JGSS)」の個票ファイルを使用した。

**SSM 1985B、SSM 1985F、SSM 1995A、SSM 2005、SSM 2007 の使用权** SSM 調査データの使用については2005年社会階層と社会移動調査研究会の許可を得た。

**JGSS 2002、JGSS 2009 の使用权** 日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。



## 第 2 章

# 教育不平等の研究手法：理論的基礎と経験的分析

### 2.1 社会階級・階層論と教育機会の不平等

出身階級・階層による教育機会の制約は多くの国や時代で見られる普遍的な現象である。このために、教育機会の不平等は社会学における古典的な研究テーマとなり、膨大な量の研究が蓄積されてきた (岩井ほか 1987; 中澤 2010)。さらに、教育は人々の職業達成や生活様式を規定する主要な変数の 1 つである。したがって、教育達成は個人の出身背景とその後の生活機会とを媒介する変数と見なしうる。社会的資源の分配における不平等構造を分析する社会学者が、教育機会に高い関心を向けてきた背後には、そうした事情がたぶんに関係しているだろう (富永 1979; 今田 1979)。

教育機会の不平等を調べた研究は古くからあるが、定型化された分析方法が登場するまでには時間を必要とした。社会移動の分析では、早くから地位達成モデル (パス解析) や対数線型モデルが標準的な手法として用いられてきた。それらに相当するような分析方法の規格化が、教育機会の研究では遅れていたのである。

標準的な方法の不在は、不平等の時間的な変化を検討する際に悩ましい問題を誘発する。

Boudon (1973=1983: 116–7) は Westergaard & Little (1967) の報告から引用した出身階級別の長期中等教育への到達率のデータにもとづき、一定期間のあいだに教育機会が平等化する様子を観察している。それによると、約 30 年間 (1910 年以前から 1930 年代末)

の上層階級の入学率の増加が1.7倍(62/37)であるのに対して、下層階級の数値は10倍(10/1)である。さらに、上層階級と下層階級との入学率の比は高年コーホートでは37倍にもなるが、若年コーホートでは6倍まで下がる。Boudonはこれらの変化を機会不平等の縮小傾向をあらわす動かしがたい物証と見なしている(菊池1990)。

しかしながら、このデータから不平等の縮小を否定する傾向を読むこともできる。そのことはBoudon自身が認識している。入学率の増加を調べるときパーセント・ポイントの比ではなく差をとると、上層階級(62 - 37 = 25)のほうが下層階級(10 - 1 = 9)よりも数値の変化が大きい。最初と最後のコーホートのあいだで、上層階級は100人につき新しく25人の子どもを長期中等教育に送りだすことになるが、下層階級の場合、入学者の増加は9人に過ぎないのである(Boudon 1973=1983)。

Halsey et al. (1980)によれば、進学率の変化が不平等の縮小に与える効果は階級ごとの(進学率の)初期値に依存する。初期値が非常に小さいと進学率の相対的な増加率は大きい、それにより実際に学校に行く人はほとんど増えない(Boudon 1973=1983)。だから、教育拡大の初期にはかえって不平等が増すように感じられる。このことを認めたくえで、Halsey et al. は下層階級の進学率がある程度の水準まで上昇してからでなければ、教育拡大は実質的な機会の平等化を帰結しないと指摘する。

進学率の変化を扱うとき、どの側面を重視するか、それがもたらす不平等の変化をどのように評価するかは、結局は目的次第だといえる。その一方で、不平等の時点間の変化や国家間の差異を検討するとき、定型化された解釈の仕方がないと不便なもの事実である。そのような定型化された方法は、標準的な統計分析の枠組で推定や検定がおこなえるものだと望ましい。

方法の不在に起因するこうした厄介な事態には、Mare (1980, 1981) が発表した論文によって、一応の終止符が打たれる<sup>\*1</sup>。Mareは教育の不平等が含み込む概念的に異なる複

---

<sup>\*1</sup> ここで一応の、とした理由は次のとおりである。Mare (1980, 1981) が不平等の変化を調べられるとした方法は、世代間移動表の分析における対数線型モデルと同様に、オッズ比を用いてカテゴリ間の差異をとらえている。その方法の目的は教育機会におけるカテゴリ間の相対的な優劣関係を要約することである。逆に、絶対的な水準でのカテゴリ間の格差の変化は扱えない。よって、オッズ比に注目すれば不平等が変化していないときでも、進学率の絶対差は縮小を示すことがある。その場合、不平等の動向についてどちらの報告が正しいかを無条件に決めることはできない。どのような判断が下されるかは、機会の不平等の定義に全面的に従属する。このことはMareのモデルの価値を貶める理由には少しもならない。教育機会の分析に限らず、統計モデルだけを利用して社会現象における諸変数間の影響関係や因果効果の意味理解にたどりつくことは不可能なのだ。

数の要素を切りわけ、教育達成に対する出身背景の効果と進学率の変化との数学的な関係を明らかにした。1980年代以降、Mare が提唱した分析手法——トランジション・モデル——は教育機会の分析において、事実上の標準となっていくのである。

第2章では先行業績をひもとくかたちをとりながら、教育機会の不平等にかんする理論を整理し、さらにそこでどのような分析方法が用いられてきたかについても検討を加える。本研究の目的は不平等の趨勢を解明することである。そこで、不平等の時系列変容を検討するための方法が統一された1980年代以降の研究を集中的に取り上げる。

まず、Mare (1980, 1981) の研究を参考に、教育の不平等について概念的な検討をおこなう。そのうえで、Mare のモデルと不平等の概念との対応関係に注意を向け、教育の不平等の多様な側面を見ていく場合、目的に合わせて適切な方法を採用すべきであることを示す。ここでは、方法的な検討に加えて、Mare の業績が後続の研究に与えた理論的な影響力についても議論する。

次に、トランジション・モデルにより多時点間、多社会間の教育機会の不平等を体系的に比較した最初の成果である *Persistent Inequality* (Shavit & Blossfeld eds. 1993) を取り上げ、Mare (1980, 1981) の分析枠組と教育機会の研究との接点を、さらに掘り下げていく。*Persistent Inequality* ではトランジション・モデルの使用を前提に、教育の不平等にかんするオーソドックスな理論が提示されている。そこでの解説を参照しつつ、教育機会の研究における基礎的な分析視角を整理する。

*Can Education Be Equalized?* は *Persistent Inequality* に続く、国際的な研究成果を収めた編著である (Erikson & Jonsson eds. 1996)。ここでは教育不平等の発生過程について、合理的行為モデルにもとづいた多角的な議論が展開されている。現在、多くの研究者が教育達成を説明する個人主義的なアプローチとして、そうしたモデルの有効性を認めている (Holm & Jæger 2008)。そこで、本章では合理的行為モデルの基本的な論理構造を確認し、さらに、合理的行為モデルの理論的なパラメータが示唆する教育機会の変化の可能性を考察していく。

最後に、本論文の分析課題との直接的なかかわりを意識し、より最近の研究動向を取り上げる。社会階級・階層論のトレンドをふまえ、現在の研究が直面している困難と、それに対抗するかたちで生じた新しい動きを概観する。Mare (1980, 1981) の方法への批判がどのような文脈で提起されたかも、そこにおいて扱う。そして、研究メソッドの発展が社会階級・階層論の統計分析の向上に果たした役割を確認し、後続の研究がしたがうべき分

析上の指針について述べる。

## 2.2 Mare のトランジション・モデル：水準分布と配分原理の峻別

### 2.2.1 教育の不平等を構成する2つの成分

教育の不平等には概念的に異なる2つの側面がある。(1) 人々が学歴(学年)の各段階にどのように分布しているか(=水準分布)、(2) 多様な家庭背景の個人をそれらの各段階にどのような比率で配置するか(=配分原理)、である。社会における教育の不平等は、これらの2つのプロセスにより複合的に生みだされていく(Mare 1980, 1981)。

教育の不平等は、少なくとも上記の2つの観点から操作化することができる。すると、不平等の変化にも2つの識別可能な形態があることになる。1つは教育達成の分布全体の変化であり、もう1つは個人を各教育段階に割り当てるルールの変更である。分析ではこれらの概念的な差異に配慮して、適切な方法を選択しなければならない。

### 2.2.2 統計モデルの精緻化

水準分布の変化を統制して教育達成に及ぼす説明変数  $X_s$  の純粋な効果を調べるためには、学校継続のロジスティック応答モデル——Logistic response model of school continuation——を推定する(Mare 1980, 1981)。これは1つの学校段階  $j$  からその次の段階  $j+1$  に階梯移動(移行)するオッズの自然対数を目的変数とした分析で、 $j$  への移行に成功していることが分析対象が満たすべき条件となる。

$X_s$  にかかる係数  $\lambda_{sj}$  の推定値は周辺分布に依存しないオッズ比にもとづいて計算される。その結果、このモデルを用いれば、高学歴化のような水準分布の変化を除去したうえで、配分原理の観点から家庭背景と教育機会との連関構造を検討することができる。ゆえに、コーホート間で  $\lambda_{sj}$  の大きさが異なる場合、教育機会の配分原理に変化が生じたことをあらわす。教育機会の動向に関心を寄せる調査者が、Mare (1980, 1981) のトランジション・モデルを好んで利用するのは、こうした理由によるものである。

他方、全体の教育水準の動きがもたらす変化を含む  $X_s$  の効果を見るときは、最高達成学年の線型モデル——Linear model of highest grade completed——を推定する。教育

機会の動向の分析にこのモデルを用いると、水準分布の変化と配分原理の変化が混在した結果がえられる。進学率の上昇を受けて目的変数の分散が縮小すると、線型モデルでは変数間の相関関係を取りだしにくくなる<sup>\*2</sup>。したがって、このモデルは高学歴化の帰趨により、機会の配分原理が変化していないときでも  $X_s$  の係数  $\beta_s$  の縮小を報告することがある (Mare 1980, 1981)。

### 2.2.3 理論的インプリケーション

トランジション・モデルの登場は教育機会の研究に方法的な革新をもたらしただけでなく、その後の研究に対して重大な理論的示唆を与えた。このモデルは学校段階ごとに進学か非進学かを予測するロジスティック回帰分析のかたちをとる。そのようなモデルの定式化は教育水準の分布を統制するための方略だが、そこには教育達成の規定要因を学校段階ごとに探るという意図も込められていた。Mare 自身、移行を取り上げることの意義を、学校段階により家族資源と進学傾向との連関構造が異なること、そして社会や時代の変化に応じて重要な意味をもつ学校段階が異なることに見出していたのである (Mare 1980)。

#### 社会的出自の効果の遞減現象

教育達成の分析にトランジション・モデルを適用したときにえられる主要な知見の1つに社会的不平等の遞減現象がある (Shavit & Blossfeld eds. 1993)。これは後の移行段階では進学決定に対する家族の影響力が小さいことを意味する。遞減現象の発見は教育機会の研究における重要な成果の1つであり、多数の研究者の手で結果の追試がおこなわれている (Treiman & Yamaguchi 1993; 鹿又 2006; 荒牧 2007)。

こうした家族効果の変化にかんする Mare (1981) の見解は、学校段階が上がるとサンプルの同質性が高まるため、教育決定に及ぼす家族の影響力が弱まるというものである。

家族間の進学傾向の差異は、教育達成に対する未測定の規定要因 (能力、意欲) における異質性と強い結びつきをもつ (例：上層の家族は子どもの学力が高いが、下層の家族は子どもの学力が低い)。そのような状況で能力や意欲にもとづく選抜が繰り返されれば、それらの異質性が次第に失われていき、進学/非進学にかかわる家族の効果は選択の差異の

<sup>\*2</sup> 最終学歴だけでなく、各学校段階への進学率の変化を比較するときもこれと同じ問題が生じる (水準分布の変化と配分原理の変化とを区別できない)。

みを反映したもの変わっていく。学校教育の高尚なステージは複数回の選抜を潜り抜けた生徒が集まる場所なので、未測定要因におけるかれらの同質性はきわめて高い。それにより機会の不平等がなくなりはないが、生徒間の能力や意欲に大きな格差が存在した初期の移行段階に比べれば、家族の影響力は限られたものになる。

以上の過程により、学校段階の上昇にともない進学/非進学の分岐に及ぼす家庭背景の効果が、顕在変数のレベルでは低下するという帰結がえられるのである。

Mare (1981) はこの解釈とコーホート間の比較分析とを組み合わせ、教育機会の動向について重要な結論を導いた。上述の逓減現象は学校段階による家族の効果の差異に注目するものだが、コーホート間の差異に視点を移すと逓減とは異なる様子があらわれる。

高学歴化がすすむと、それまでより多くの生徒が長期間の学校教育を受けるようになる。こうして、若いコーホートではすべての学校段階で進学率が上がる。これは学校の選抜度の低下と同義であり、後期の移行段階でも未測定要因における生徒間の異質性が、古いコーホートよりも大きいことを意味する。この異質性の増大を反映して、同一の学校段階における機会の不平等を複数のコーホートのあいだで比較すると、最近のコーホートのほうが家族の効果が大きくでる。それまで、主に家族間の選択の差異が機会の不平等を生みだしていた場面に、家族間の学力差などが加われば、顕在的な観察結果における家庭背景の総効果は増加する。

この後者の結果は教育選抜のあり方と関係してくるので、普遍的に生起する現象とはいえない。しかし原理的には、進学率が上昇すればそれ以前よりも能力や意欲において多様な生徒が学校に入学するようになり、未測定要因の分布が母集団の傾向に近づくと考えることはできる (Rijken et al. 2007)。アメリカを例にすると、高校入学、高校卒業、大学入学の3つの移行段階で機会の不平等が拡大したことが示されている (Mare 1981)。

### 趨勢変化のシミュレーション

このように Mare (1981) は、複数の移行段階における機会の不平等化を突き止めた。この結果は、アメリカでは教育の不平等が変化していない (Featherman & Hauser 1978) とする従来知見と食い違う。だが、そこで使われている手法の差異と前段の理論に着目すれば、両者の矛盾は消える。線型モデルでは水準分布の変化による(目的変数の)分散縮小が、回帰係数の推定値を低下させる。そのことが配分原理の強化を打ち消す働きをし、最高達成学年の分析における(見かけ上の)機会不変を帰結したと推察できるのである。

Mare (1981) によれば線型モデルのパラメータ推定値  $\beta_s$  は目的変数の分布  $p_j$  と配分原理の効果  $\lambda_{sj}$  の重み付けの和である。この関係にもとづき、(1)  $p_j$  が(すべてのコーホートで)一定で  $\lambda_{sj}$  が(コーホート間で)変化するとき、(2)  $p_j$  が変化し  $\lambda_{sj}$  が一定のとき、(3)  $p_j$  と  $\lambda_{sj}$  がともに変化するときの3つの仮説的状況をつくり、 $\beta_s$  の挙動をシミュレーションで調べることができる(Mare 1981)。結果、(1') 進学率が一定で配分原理が強まるとき、線型モデルでは機会の不平等が拡大すること、(2') 配分原理に変化がないなかで進学率が上がると、線型モデルの係数は低下すること、(3') 進学率が上昇し配分原理の強さもコーホートごとに異なる場合、双方の影響力が打ち消し合い、線型モデルのパラメータには明確な傾向があらわれないことが示されている。

洗練された方法だということだけが Mare (1980, 1981) のモデルの特長ではないことは、もはや明らかだろう。線型モデルでは機会の不平等が安定しているという観察の背後に潜むメカニズムを探りだし、その不可視のパターンを説明する仮説の設計に、トランジション・モデルの理論枠組は寄与した(Blossfeld & Shavit 1993)。

Mare (1980, 1981) の一連の議論を経た今日では、学校教育の急激な拡大期には同時期に教育機会が不平等化していても、教育達成年数の線型重回帰分析の結果にはその実態があらわれにくくなるのが、社会階級・階層論における共通の了解事項とされている(吉川 2006)。

## 2.3 Shavit & Blossfeld の国際比較プロジェクト：分析方法の標準化と理論の構築

### 2.3.1 教育機会の13ヶ国比較分析

*Persistent Inequality* はトランジション・モデルを用いた応用分析の実例であり、1990年代の前半における社会階級・階層研究の1つの到達点といえるものである(Shavit & Blossfeld eds. 1993)。そこには政治体制、産業構造、文化的背景、教育制度などに類似点と相違点をもつ13の国々で、統一的な方法により教育機会の趨勢を分析した実証研究の結果が収められている。

このプロジェクトに参加した各国の研究者は、線型重回帰分析とロジスティック回帰分析を併用し、各々の国内における教育機会の長期的な変動過程を描きだしている。このよ

うに分析方法の標準化がはかられたことは、その後の国際比較研究の潮流に1つの方向性を与えることになった。

同書のもう1つの特徴は、イントロダクションの章で教育機会の変化にかんする複数の仮説が提示されている点である (Blossfeld & Shavit 1993)。教育の不平等については諸説があるが、その変化に焦点化して系統的な議論を展開したものは少ない。さらに、Blossfeld & Shavit (1993) は不平等の拡大、縮小の推移について学校段階による傾向差を明示しており、その指摘はきわめて示唆に富む。また、それらの仮説はいずれもオーソドックスなもので、日本社会への適用を試みた研究がすでに存在する (荒牧 1998)。そこで、ここでは *Persistent Inequality* の理論的な部分の骨子を確認し、教育機会の不平等を説明する仮説の整理をおこなう。

### 2.3.2 教育不平等の生成と変化にかんする理論 (1)：生成のプロセス

出身家庭の特徴と子どもの教育達成との関係を説明することは、社会階級・階層論の重要な課題である。それについては、この関係の別々の側面に照準を定めた2つの見方が有力視されてきた。経済的制約のテーゼと文化的再生産の理論である (Blossfeld & Shavit 1993; 近藤・古田 2009)。

#### 経済的資源による説明

教育の継続には費用がかかるため、経済的資源の格差は機会の不平等と結びつく (Boudon 1973=1983)。それは「親の収入や財産が教育費負担能力の限界を定め、子どもの教育投資に直接的な影響を及ぼす」(近藤・古田 2009: 683) プロセスである。こうした直接的な費用の役割に加えて、出身家庭の経済的状況が子どもの教育達成を制約するプロセスのなかには、間接的な費用 (放棄所得) の効果も含まれているだろう (藤原 2012)。

現在では多くの産業社会で、下層階級の家族でも子どもに長期間の教育を受けさせるようになってきている。けれども、豊かな家族に比べてかれらが費用負担の厳しさをより強く認識していること、教育を継続するための高い野心を維持するのに相当の努力を必要としていることは、疑いえない事実である (Blossfeld & Shavit 1993)。



### 文化的環境による説明

一方、学校は多元的な能力を偏りなく評価する「場」ではなく(石井 1993)、学校教育はもともと社会の不平等を匡正するようにはつくられていないという見方がある。

学校が「正統」と見なす文化的資源——価値観や立ち居振る舞い、言語資本など——は支配集団の文化と親和性が高い。よって、支配的な文化に馴染みのある生徒は学校で高く評価され、学校教育をとおしてそうした資源をさらに蓄積していく (Bourdieu & Passeron 1964=1997)。逆に、親学歴が低い家族には文化的資源の蓄積がなく、子どもが「正統」な文化的能力を開花させる機会が乏しい。

対応原理にしたがえば、階級構造と学校組織との類似性<sup>\*3</sup> に文化的再生産の原因を求めることができる (Bowles & Gintis 1976=2008)。労働市場における最下位の職業では規則にしたがうことが強調され、中位の職業では絶え間なく監督されていなくても働ける能力が求められる。より上位の職業では企業の規範を内面化することが期待される。

同様に、学校体系でも下級の水準(高校以下)では生徒の活動が厳しく制限されている。中間的な水準(例：アメリカのコミュニティ・カレッジ)では生徒の自立性が多少は認められるようになり、最上級のエリート大学における社会的関係は、高位の職務と調和的な形態に近づいていく。

家庭の文化的環境は、階級構造と学校運営とを取り結ぶ媒介変数として機能する (Bowles & Gintis 1976=2008)。労働者階級の親は厳格な教育方針を採用し、安定した仕事に就くためには権威に従順にしたがうことが大切だと子どもに伝える。他方、専門職や自由業の親は自己判断を尊重し、子育てでは動機付けの管理に重点を置く (吉川 2007)。こうした職業と家庭文化との対応も、社会的生産関係においてかれらが占めている地位を反映したものに他ならない。

要するに、学校による生徒の評価と選抜は、支配的な文化との距離に近い家族に有利なようにおこなわれており (Blossfeld & Shavit 1993)、「家庭のなかに学校教育と親和的な文化があれば、子どもの学校適応を通して経済的資源とは独立に教育達成を助長してい

---

<sup>\*3</sup> 学校教育のこのような性格は、資本主義社会のシステムと無関係ではない。資本主義を支える人材の育成が教育の目的になるとき、機会均等の意味のすり替えがおきる。生来的に資質の異なる人々に適切な教育を施し、政治的、社会的、経済的に多様な役目を果たすように導くことが機会均等だと解されるような場合が、それである。近代的な教育はこの類のイデオロギーに与し、支配集団の特権を維持することに加担してきた側面をもつ (Bowles & Gintis 1976=2008)。

く」(近藤・古田 2009: 683) ということである。

### 2.3.3 教育不平等の生成と変化にかんする理論(2)：変化のプロセス

20世紀の後半に先進産業社会では教育が急速に拡大した。教育拡大というマクロなコーホート効果により、機会の不平等が変化したかどうか、本研究全体の問題関心である。これについて Blossfeld & Shavit (1993) は6つの仮説を提示している。ここでは、そのうちの5つ<sup>\*4</sup>を取り上げ、それらの主張の相違点を検討する。

#### 産業化の帰結

教育機会の変化にかかわる最初の仮説は、産業化の帰結についての諸予測から導きだされるものである。産業技術の革新や経済発展が社会的地位の配分原理を変えたかどうかについて、社会学のなかには多様な意見が共存している(石田 2008a)。産業化の進行にともなう一連の構造的変化が機会の平等化を促進するというのが、産業社会論における普遍的な命題である(Erikson & Goldthorpe 1992; 原・盛山 1999)。

代表的な産業化論者の1人、Treiman (1970)によれば教育システムの変化は産業社会の機能的要件である。産業化した社会では職業の配分原理が転化し、親から子への地位の継承性が弱まる。すると、人々は職業をえるために、公式の教育資格を求めるようになる。さらに、産業化は都市化を促進し、都市での仕事を増やす。農村と異なり都市の仕事は子どもの労働力を必要としないものが多いので、義務教育後の就学率が伸びる。こうして、社会の産業化は教育の拡大を帰結する。

そして、産業化した社会では無償の教育の整備がすすみ、教育費が低下する。そのため、教育達成に対する家族の影響力は縮小し、選抜過程もメリトクラティックなそれへと変わっていく。以上のことから、産業社会の一般理論は、家族の経済的、文化的な特徴が生みだす機会の不平等は、産業化の進展にともないすべての学校段階で減少すると予測しているのである(Blossfeld & Shavit 1993)。

<sup>\*4</sup> Blossfeld & Shavit (1993) は政治体制の変化(社会主義から資本主義への移行)についても議論しているが、それにかんしては現代日本の分析とは関係が薄いと判断した。

### 文化的再生産

文化的再生産の理論は、被支配集団の成員を望ましい職業から遠ざけるために教育が利用されていると主張する。教育選抜と学歴主義にもとづく職業の配分は、支配集団のヘゲモニーを維持し、不平等な機会構造を持続するために都合よく利用される。だから学校組織は階級構造と対称的なかたちで発達し (Bowles & Gintis 1976=2008)、社会的機会の不平等を正当化する装置として機能しているのである。

ただし、学校教育は社会の不平等構造を  $t$  から  $t+1$  の世代へと単純に再生産するわけではない。教育に備わる諸機能間の緊張が引きおこす社会変化の実相にも目を向ける必要がある (Blossfeld & Shavit 1993)。

被支配集団の子どもに当該社会の支配的な価値観を教え込む際に、学校教育による社会化の機能が有効に作用する。そうだとすれば、支配集団は、人種的マイノリティや労働者階級の生徒を学校内で管理しやすくするために、積極的に改革をすすめていく。支配集団のこの目論見は、奇しくもより長く教育を受けることを望む被支配集団の欲求とも合う。こうして、中等教育以下の水準では教育拡大と機会の平等化が実現する。

これに対して、支配集団は社会的地位のヒエラルキーにおける特権を保つために、教育の選抜機能を利用して不平等化の戦略を展開する。つまるところ、支配集団は高等教育への進学にかんして、かれらが先取しているアドバンテージを手放すようなことはしない。被支配集団がいろいろな仕方<sup>\*5</sup> で高等教育につながるコースから巧妙に逸らされることになるのは、そうした支配集団の戦略が奏功した結果である。学校教育の民主化にもかかわらず、高等教育への進学において支配集団の優位性が失われない事情は、このような論理で説明することができる。

教育がもつ諸機能間の葛藤 (緊張) は、学校制度に形態変化をもたらす一因となっている。Bourdieu (1979=1990) によれば、過去のフランスでは中等教育の体系は社会のなかに明確な境界線をつくりだしていた。初等教育/中等教育の差異が、その後、支配集団に参入できるか否かの見込みとわかちがたく結びついていたのである。教育の大衆化がすすむと下層階級や中間階級の子どもがコレッジ (前期中等学校) から大っぴらに排除されるようなことはなくなる。変わったのは排除の形態である。すなわち、大衆化した教育シ

<sup>\*5</sup> 非アカデミック・トラックの拡大、大学入学基準の引き上げなど。

システムでは、微妙にヒエラルキー化した複数のルートと、そのヒエラルキー化を隠ぺいするための側線<sup>\*6</sup>が増加する。そして、学習の遅滞、下位(2流)のルートへの追放、価値下落した肩書の授与<sup>\*7</sup>などの装いをとりながら、以前に比べると見えにくい形式で被支配集団の排除がすすんでいく。

このプロセスがあらわすのは、機会の平等化が社会構造を維持(再生産)するという逆説だろう(Bourdieu 1979=1990)。学歴をめぐる闘争の力学が社会にもたらす変化を理解するための鍵が、ここにある。競争において先頭を走る集団が示す諸特性の価値は、他の集団からかれらを切り離す示差的希少性の程度に依存する。その特性が普及すれば、その価値は本来の姿のままではいられなくなる。そして、その価値が下落してしまった以上、後続集団はその特性——たとえば学歴——を手に入れたとしても、それにより先頭集団への参入を果たすことはできない。

そのような特性の価値下落がおきたことを指し、先頭集団それ自体が消滅したと思いつむのは明らかに錯認というものである。中等学歴をもつ人々が増加したことは、集団間の差異が失われたことと同義ではない。相対的な社会関係の形成に構造的な枠組を与える秩序＝順序の維持は、実体的な諸特性の絶えざる変化によって、逆に保証されるという側面をもつのである(Bourdieu 1979=1990)。

永続/変化という2項対立をこえて次の事実を認めなくてはならない(Bourdieu 1979=1990)。変化が永続を、運動が恒久的構造を保証することがありうるのだ。欲求を充足させる手段の人数制限から生じる不満が、現行のシステムの存続を自動的に脅かすものではないことも、認める必要がある。社会構造の周辺に位置していることから生まれる欲求不満が構造移動の原動力となり、その経過で社会の客観的構造は皮相的なレベルにおいて変化する。だが、そうした絶対的な変化は、客観的構造における相関的な配置関係の恒久化と両立しうるものである。

被支配集団の闘争への参加は分布状況を移動させるものでしかなく、闘争の帰結は社会

<sup>\*6</sup> トラックの増加やトラック間の行き来を法制上は担保するバイパスの設置などがその典型的な例である。

<sup>\*7</sup> このようなことはフランス以外でもおきているだろう。たとえばアメリカは社会を2つの集団——労働者と支配者——にわけ、人々が成長したときにそのいずれかの集団に属するように教育をおこなうという2本立ての教育制度を実装している。そこでの集団の分化に対応した学校の接点、すなわち大衆教育とエリート教育との継ぎ目が、年々、上昇してきたとされている。それは以前は小学校だったのが次第にハイスクールに替わり、さらにハイスクールより上の水準にまで及ぼうとしているのである(Bowles & Gintis 1976=2008)。

構造の再生産に他ならない。支配集団が示す「賭金(争点)」を被支配集団が受け入れたとき、社会的対立がこうした形式をとることは非常に避けにくい。これは相手と共犯関係を結ぶことで成立する闘争であり、スタートの位置にハンディキャップがあるという意味で、再生産的な闘争である。事前に勝敗が確定しているこのようなレースに参加することで、後続集団は自分たちが追いかける先行集団の追求目標の正統性を、暗黙のうちに承認している。結局、後続集団は潰走し社会構造における相対的な序列差異は永続する。こうして、社会構造が再生産されていくのである (Bourdieu 1979=1990)。

文化的再生産の理論と産業化の一般理論との対比は次の3点に要約できる (Blossfeld & Shavit 1993)。(1) 両者の依拠する論理は異なるけれども、産業社会において学校教育が拡大していくことは否定しない、(2a) それにより、産業化論は中等教育(以下)と高等教育のいずれについても機会の平等化を主張するが、(2b) 文化的再生産論は中等教育(以下)の平等化と、高等教育の不平等の維持・拡大を予測している。

### Maximally Maintained Inequality

社会的な不平等が徹底して再生産される様子を記述した理論 (Blossfeld & Shavit 1993) とされているのが、Maximally Maintained Inequality (MMI) 仮説である。この理論も教育拡大とその帰結について独自の説明様式を備えている。

MMI 仮説の提唱者である Raftery & Hout (1993) は多様な要因により就学率が上昇することに目を向けた。その第1の要因が人口増加と職業構造の上方移動である。とくに、進学に対して強いアスピレーションをもつ中産階級の人口が増えれば、かれらの教育需要を反映して、社会の平均的な就学率が高くなる。ただし、この場合、各社会的カテゴリ(出身階級)に特有の就学率は定常的に推移する。

出身階級の分布の変化に起因する進学需要の増加を上回る速さで就学者数が増えるとき、各出身階級の就学率に変化がおきる。この段階に特徴的な動きの1つが、あらゆる階級の進学率が上昇することだと Raftery & Hout (1993) は指摘している。そして、もう1つの特徴がそうした進学率の全体的な上昇は、出身階級による機会の不平等を縮小しないというものである。これは、教育機会の配分原理 (Mare 1980, 1981) が不変のまま教育拡大がすすむことを意味する。

不平等の変化があるとしたら、それは特定の学校段階(例：中等教育)で、上層階級の就学率が飽和状態に到達した後も、まだ就学率の上昇が続くような場合である (Raftery

& Hout 1993)。この状況で就学率の上昇を支えているのは中間階級や下層階級の進学行動であり、それらの層の進学率の上昇の結果、教育達成の機会構造——オッズ比——は必ず変化する。この限定的な状況下では、教育の拡大と同時に階級間の不平等が傾向的に縮小していく。

Raftery & Hout (1993) は教育不平等の持続性に着目しつつも、自身の説明モデルの構成から、教育を利用した被支配集団の社会化や排除などの要素を退けている。

MMI 仮説における上層階級は自分たちの教育達成にのみ関心をもつ (Hout et al. 1993)。教育達成の階級障壁を生み出す原因は、家族間のアスピレーションと資源の差異である。上層階級はアスピレーションの実現のために経済的、文化的資源を動員して教室の座席を優先的に埋めていく。そのため、上層階級のアスピレーションが飽和——それ以上は進学率が上がらない状況が出現——し、かれらと中間階級以下との進学率の平行関係が崩れる可能性がでてくる\*<sup>8</sup> までは、階級障壁が持続するのである (Hout 2006)。

このようにして、MMI 仮説は支配集団の排他的意志のような観察のむずかしい要素に訴えることなく、人々が受ける教育の量に階級差があることを説明する (Hout et al. 1993; Hout 2006)。

教育機会の変化について MMI 仮説の主張からは、次の予測を導くことができる。現代社会においては、すべての学校段階で機会の不平等が持続している。特定の学校段階で上層階級の進学率が飽和し、その後も教育の拡大が継続すれば、(その学校段階に限り) 移行率の階級差が縮小する (Blossfeld & Shavit 1993)。

### 選抜度の変化

Mare (1980, 1981) によれば、学年が上がるにつれて移行に対する家族の影響力が弱まるのは、未測定の変質性にもとづく選抜の厳しさが社会的地位に応じて異なるがゆえの現象である。選抜度の差異に着目した Mare の議論を、差別的選抜仮説と呼ぶことにしよう (Blossfeld & Shavit 1993; 荒牧 1998, 2007)。

選抜開始以前の状態では、家族の地位により子どもの学力や意欲に大きな格差がある。

\*<sup>8</sup> これは、上層階級の進学率が飽和した後に、中間階級 (と下層階級) が進学率を伸ばす余地があることを指す。教室にまだ空席が残っているような状況である。したがって、進学率の全体的な上昇 + 上層階級の進学率の飽和により、学校の定員が上限に達してしまえば、不平等の縮小は生じない。MMI 仮説では、学校の定員は階級障壁が除去されるか否かを左右する構造的な条件だといえる (Hout 2006)。

労働者階級の親は基本的に、子どもの学力が高くなければ、積極的な教育投資をおこなおうとしない。だから、労働者階級の場合は、少数の高学力の生徒以外は早々に学校教育から退出する。対照的に上層階級や中間階級では、子ども自身のアスピレーションが高かったり家族のプレッシャーが強かったりするために、低学力の生徒でも学校に長く続けることができる(あるいはそうせざるをえない)。こうした差別的な選抜の結果、移行の後期では教育達成に必要な資質と生徒の出身家庭の特徴との相関関係が弱まるのである。

ただし、社会全体が高学歴化し、下層階級にも学歴主義が浸透していけば、義務教育の修了と同時に学校から立ち去ることは、大半の家族にとってリスクの高い選択となるだろう。その場合、労働者階級の生徒にとっても、初期の学校段階の選抜度が低下する(進学しやすくなる)。このような選抜度の変化と機会の不平等の動向との関係については、すでに指摘したとおりである。

教育機会の長期的な変化にかんする差別的選抜仮説の主張は、次のとおりである。出身階級と移行率との関係は、後期の移行段階では弱い。例外として、高学歴化がすすむと選抜度の低下により下位の学校段階では生徒間の異質性が高まる。それにより、移行の後期においても階級間の不平等が顕在化する (Blossfeld & Shavit 1993)。

#### ライフコースによる差異

トランジション・モデルにおける社会的不平等の遞減現象を説明するうえで、差別的選抜仮説とはちがう部分を見ているのがライフコース仮説である (Blossfeld & Shavit 1993)。ライフコース仮説では、初期の移行において家族の影響力が強くあらわれるのは、教育決定の主導権が(本人ではなく)親の側にあるためだと考えられている (Müller & Karle 1993)。

幼い子どもについては学力を判断する材料が少なく、学習パフォーマンスは進路の決定にとってそれほど重要な情報ではない。そのような段階では、むしろ親の学歴意識や家庭の経済状態のほうが、子どもの進路選択を強く左右する。ところが、子どもが成長すると次第に学力がはっきりしてくる。加えて、進路の決定権も本人の側に移るため、生徒は自分自身の能力と意志にもとづき、親に頼らずに進学するかどうかを決めるようになる。

このようなパターンは教育選抜の開始年齢が早く、高等教育の私費負担が低い国でとくによく見られるものだろう (Blossfeld & Shavit 1993)。

ライフコース仮説にしたがえば、教育機会の動向について次の予測がえられる。中等教

育のユニバーサル化は、その段階における機会の平等化に寄与する。一方、成長した生徒が主体的におこなう後期の移行では、その決定に家族が介入する余地は小さい。このような家族効果の(移行段階間での)遞減現象がどのコーホートでも成り立つとすれば、移行の後期における機会の不平等は原則的に変化しない(Blossfeld & Shavit 1993)。

### 2.3.4 教育拡大・教育機会・持続的不平等

各章の分析結果から総合的に導かれる *Persistent Inequality* の支配的な結論は、教育機会の「持続的不平等」と要約されている。分析対象とした13ヶ国のすべてで学校教育が顕著に拡大したが、そうした拡大の動きに機会の平等化が随伴する様子は基本的には見られなかった。

Blossfeld & Shavit (1993) は、教育の絶対的な機会と家族間の相対的な不平等のちがいに、あらためて注意を促している。教育拡大とは、相対的な不平等を維持したまま、全体の教育水準が上昇する現象を指す。パイが大きくなるときは各家族が手にする相対的な取り分の多寡がそのままでも、闘争がおきにくくなる。教育達成における下層階級の取り分は現実的な問題として、すべての階級の進学率が等しく上昇するときには増える。それ以外では、諸集団間に教育を配分する原理(パイの分け方)に変更が加わるときも、下層階級の地位は上向く。

教育水準の全体的な上昇は、下層階級が置かれている相対的に不利な状況に対して、政治的無関心が広がるきっかけをつくった可能性がある。仮にそうだとすれば、教育拡大はむしろ——教育の不平等を支配している潜在的な配分原理の働きを覆い隠すことで——相対的な不平等の安定と持続に寄与したとさえいえるかもしれない(Blossfeld & Shavit 1993; 荒牧 1998)。

## 2.4 Erikson & Jonsson による研究伝統の批判的継承：教育不平等の変化の検討

### 2.4.1 合理的行為モデルの発展

*Can Education Be Equalized?* は *Persistent Inequality* の問題関心を引き継ぎつつ、幅広い文脈で教育の不平等を検討した重要な文献である(Erikson & Jonsson eds. 1996)。そ



こにおいて Erikson & Jonsson (1996a) は、教育の不平等にかんする一般理論をつくり、スウェーデンをテスト・ケースに見立て、不平等の変容過程について広範な議論を展開している。スウェーデン (Jonsson 1993) はオランダ (de Graaf & Ganzeboom 1993) とともに、*Persistent Inequality* で実質的な教育の平等化が確認された社会である (Blossfeld & Shavit 1993)。

Erikson & Jonsson (1996a) は教育不平等を説明する枠組のなかに、合理的行為論を取り入れている。合理的行為論を用いて教育の不平等を説明する場合、集合的な行為 (例：支配集団の閉鎖戦略) はモデル設計の素材から除外される (Hout 2006)。合理的行為論は、個々の家族のミクロな選択がどのようにして階級間の教育達成の不平等というマクロな社会現象に結びつくのかを描こうとする理論だといえる。

さらに、教育の不平等にかかわる既存の理解をアップデートするのに、合理的行為論は多大な貢献をした。家族間の (経済的、文化的) 資源の格差が原因となり、教育機会の不平等が生まれるというのが一般的な理解の仕方である。しかし、多くの場合、家族間には教育達成へと向けられるアスピレーションの差異があることも知られている。従来の理論はアスピレーションの差異を無視していたのではなく、むしろそれを所与のものとして扱い、差異の存在自体に具体的な説明を与えることを避けてきた。

アスピレーションの差異を説明するためには、資源の効果ではとらえ切れない出身階級の直接効果に目を向けなければならない。そのために、Boudon (1973=1983) が導入したのが、社会的位置の概念である。社会的位置の効果に着目することで、Boudon は出身階級とアスピレーション、さらには教育達成との直接的な関係を首尾一貫したシステム論の立場から分析した。Boudon のこの着想は、合理的行為論にもとづき教育の不平等を説明する理論仮説の源流に位置付くものである。

そこで、この節ではまず、Boudon (1973=1983) の議論を参照し、教育不平等のシステム理論の意義を確認する。次に、Boudon のアイデアを踏襲した Erikson & Jonsson (1996a) の一般理論を取り上げ、それをもとに教育機会の動向について、どのようなインプリケーションを導くことが可能かを見ていく。

#### 単一要因論の陥穽と社会的位置の効果

一般的に、教育機会の不平等の発生原因を、単一の要因に帰着させて説明することはできない。Boudon (1973=1983: 78) は Kahl (1961) の研究を引用し、そのことを例示して

いる。Kahlのデータは学業遂行能力(知能指数)と学業継続意志(大学まで)との関係を父親の職業別に見た3重クロス表である。Kahl自身は教育における成功のチャンスが父親の職業ごとに異なる理由を、階級に特有の価値体系(下位文化)に求めていた。

ところが、実際のデータは下位文化のテーゼ(Kahl 1961)とは両立しがたい構造をもつ。この理論が説明できるのはクロス表の行周辺度数(父職業別のアスピレーション)だけである。表内の他の箇所目を見ると、父職業が同じでも大学へのアスピレーションは生徒の学力に応じて変化する。他方、学力が同程度の生徒同士を比較すれば、父親の職業的地位が高い生徒のほうが、アスピレーション・レベルは高い。そして、学力に対するアスピレーションの感度は父親の地位が高いときは鈍く、父親の地位が低くなるにつれて鋭くなる——という相互作用現象があらわれている(Boudon 1973=1983)。

下位文化の理論では、最後に指摘した変数間の相互作用効果に満足のいく説明を与えることはむずかしい。その一方で、父親の地位と生徒のアスピレーションとの関係を家族間の学力差により説明する試みも、データとの矛盾は小さくない。結局、上述のデータがあらわす「比較的複雑な構造」(Boudon 1973=1983: 77)を単一的要因(下位文化や学力差)で説明する考え方にこだわると、「表の構造を説明するために、他の《要因》を付加せざるをえなくなる」(Boudon 1973=1983: 79)のである。

アスピレーションの規定構造を理解するためには、「社会成層体系の中で個人が現に占めている位置を考慮すること」(Boudon 1973=1983: 81-2)がきわめて肝要である。Boudon(1973=1983)はKeller & Zavalloni(1964)が提起した社会的位置の概念を援用し、「成功や移動などは、個人が占めている社会的位置に、即座に、結びつけられて初めて、個人にとって意味をもってくる」(Boudon 1973=1983: 72)と指摘している。

この考え方の根幹は、社会的位置の絶対的な高低(上下)とは別に、相対的な上昇/下降の重要性を認めるということである。それにより、移動(非移動)と、それに附帯する成功の意味を相対化してとらえることができる。

教育段階の各位置を $a > b > c > d > e$ であらわし(この順番で序列化されていると仮定)、社会的ヒエラルキーの各位置を $a' > b' > c' > d' > e'$ であらわす。単純化のために、教育水準のヒエラルキーは社会的位置のヒエラルキーと結びつくと仮定する(Boudon 1973=1983)。個人が成層体系の $c'$ に到達することは、彼/彼女が(現在)いる位置次第であるときは上昇を意味し、別のときは下降を意味する。 $e'$ 、 $a'$ のいずれかに位置している父親の子どもが $c'$ に到達すれば、地位の世代間移動が生じたことをあらわす。

成層体系のなかで異なる位置  $d'$ 、 $e'$  を占める 2 人の個人が、子どもに  $b$  の水準の教育をえさせようとしていると仮定する。このとき、2 人のうちの前者は小さな「利益」を先取りしているといえる (Boudon 1973=1983)。 $d'$  の個人は最低でも子どもに  $d$  の教育を与えなければ、世代間移動の結果、その「利益」(序列の最下位よりわずかに高い位置) を失う可能性がでてくる。 $e'$  の個人にはそうした「利益」の先取りはない。だから、仮に子どもが  $e$  の段階で教育を終えたとしても、次世代における「利益」の損失は生じない。

先取された「利益」が非常に大きい——個人が成層体系の  $a'$  に位置している——とき、その個人を満足させる教育水準は事実上、 $a$  以外にない。 $b$  から  $e$  はすべて「利益」の損失につながる。このように、絶対的な教育水準に対応する先取された「利益」は、個人の社会的位置がヒエラルキーの最高水準に近づくほど大きくなることわかる (Boudon 1973=1983)。

それと同時に、子どもに同じ水準の教育を受けさせようとする 2 人の個人は、異なる「費用」をかけている (Boudon 1973=1983)。2 人の個人が  $c$  の教育水準を考えているとき、成層体系における  $d'$  と  $e'$  の位置では、費用負担の大きさがちがうことは明かである。前述の例と同じ語法を用いれば、2 人の個人  $d'$  と  $e'$  について、後者は教育水準  $c$  に対応する高い「費用」を先取りしているといえることができる。

最後に、「危険」の概念について検討しておこう。次の例では、成層体系の同じ位置、たとえば  $c'$  にいる 2 人の個人が、子どもに  $b$  の教育まで受けさせることを予定している。先取された「利益」と「費用」は 2 人とも同じである。ところが、2 人の子どもの学業成績が異なれば、「危険」の大きさは変わってくる (Boudon 1973=1983)。子どもの成績が低いとき、学業に失敗する「危険」はそれだけ高いといえるだろう。

#### システム理論による教育決定過程の記述

成功の概念や願望、そのために利用可能な手段についての概念を共有している複数の家族 (Keller & Zavalloni 1964) のあいだに、教育達成の規則的な差異が生じる理由は、これらのパラメータにより無理なく説明することができる (Boudon 1973=1983)。

教育水準のヒエラルキーにおける 1 つの位置、たとえば高校に行くことでえられる社会的な「利益」は、それをめざす個人が成層体系のヒエラルキーのなかでどの場所を占めているかに応じて変化する。高校修了は、上層階級の個人から見れば、下降移動を防ぐために必ず通過しなければならない中間点である。これに対して、下層階級の出身者は高校修

了の免状により「利益」を失うおそれがないことはいうまでもなく、地位の上昇さえ保証されるだろう。

もっとも、こうした「利益」も「費用」と「危険」を差し引いて評価してやる必要がある。一般的に、家族の地位が高いとき、子どもの学業成績は平均的に高い。ゆえに上層の家族では学業失敗の「危険」は小さい。さらに、そうした家族は経済的にも豊かなので、「費用」の負担が少なく済む。逆に、下層の家族の場合、高校を修了することでえられる「利益」以上に、それに必要な「費用」の負担が進学を躊躇させる一因になることがある。加えて、学業成績も低いとしたら、高校進学はかなり「危険」の大きな賭けと見なされても不思議ではない。

結局、上層階級に所属する個人にとっては、高校への非進学から発生する「利益」の損失は受け入れがたく、進学にともなう「費用」と「危険」も小さい。高校に行かないという選択肢を、かれらが意識することはないだろう。一方で、家族の地位が低いと、進学に必要な「費用」と中退などの「危険」が現実味を増し、高校進学は無条件に利用可能な選択肢ではなくなる。実際の進路選択の場面では個々の家族に固有の事情が介入してくるが、こうしたプロセスの集合的帰結として、社会全体では階級間の教育達成の不平等が確実に生みだされる。

Boudon (1973=1983) は自身の作成した理論的図式をシステム分析と称し、単一要因論と差別化している。この理論の中核は「個人は社会的位置の関数をパラメーターとする合理的決定過程にしたがう、と仮定する」(Boudon 1973=1983: 87-8) ことである。それにより、要因論的な陳述が陥りがちな矛盾は、この理論では回避されている。さらに、この理論は経済学上のモデルの質的適用と見なすことができる。つまり、教育制度や成層体系の諸点(段階)、そして「利益」、「費用」、「危険」は順序を定めてその程度を評価することは可能だが、これらのパラメータは数量的な測定には馴染まないものなのである。

## 2重の生成メカニズム

以上の理論的図式にもとづき、Boudon (1973=1983) は教育機会の不平等の発生過程における出身家庭の働きを、2つの段階に要約した。1つは、家族の社会的位置により生徒の学力が異なることである。もう1つは、家族の社会的位置が決定過程のパラメータを左右することである。個人の選択の結果を合理的なメカニズムを仮定して読み解いた Boudon の仕事は、その後の計量研究に大きなインパクトを与えた。現在では、不平等の通時的な

発生過程について Boudon が指摘した最初の段階は出身家庭の第 1 次効果として、それに続く段階は第 2 次効果として知られている (Jackson et al. 2007; Holm & Jæger 2008; Erikson & Rudolphi 2010)。

Erikson & Jonsson (1996a) は Boudon (1973=1983) のアイデアを下敷きにして、教育の不平等を説明するための簡単な数学的モデルを考案した。教育達成がもたらす「便益」を  $B$ 、教育にかかる「費用」を  $C$ 、教育達成に成功する見込みを  $P$  と書く。学校を卒業しそこねたときの「便益」は 0 で、その場合、教育にかけた「費用」は返ってこないと仮定する。「便益」、「費用」、「成功確率」をこのように定義すると、教育達成からえられる最終的な「効用」(記号は  $U$ ) を次式であらわすことができる (Erikson & Jonsson 1996a: 14)。

$$U = (B - C)P - C(1 - P) = PB - C \quad (2.1)$$

Erikson & Jonsson (1996a) のモデルでは、個人は現実的な教育選択の場面で、式 (2.1) にもとづく費用/便益比の計算をおこない、「効用」が最大となる結果を選ぶと仮定されている。1 つの学校段階への進学/非進学、さらに進学先の複数のオプションのあいだで「効用」を比較し、それが最大の進路を採用するということである。このモデルにおける「効用」の測定は質的なもので、Boudon (1973=1983) の理論と同様に、行為者が「便益」や「費用」について正確な推定値を計算できるとは想定していない。ただし、個人は学校を卒業した後の仕事の条件や勉強のむずかしさについて大雑把な順序を決めることはできる。差し当たり、ここではそうしたラフな計算でじゅうぶんなのである。

#### 2.4.2 スウェーデンの事例：教育機会の長期的平等化

スウェーデンで 20 世紀をとおして教育の不平等が縮小したことは、現在では確立された知見といってよい (Erikson & Jonsson 1996a)。機会の平等化がすすんだのは 1930 年から 1970 年にかけてだとされている (Erikson & Jonsson 1996b)。1970 年代以降は、機会の平等化という点については停滞期だといえる。

Erikson & Jonsson (1996a) は、スウェーデンにおいて教育の平等化を促した決定的な原因を突き止めるのは困難だという。スウェーデンでは階級間の生活水準の格差が、他の社会に比べて小さいといわれている。社会的資源の分配における平等化の度合いが強ければ、教育達成に及ぼす帰属的要因の影響力は低下するはずだ。そうだとすれば、スウェーデンは若者の将来の生活が出自によって規定されにくい、開放的な社会だと予測すること

ができる。

ところが、スウェーデンの社会的流動性のパターンは他の社会と明確に異なるわけではない (Erikson & Goldthorpe 1992)。社会移動の研究からえられる印象は、生活水準にかんする不平等の小ささと比較したとき、社会的機会の不平等という点で、スウェーデンと他の社会との隔たりは、大きくはないというものである (Erikson & Jonsson 1996a)。これは、機会の不平等の潜在的なメカニズムが、変化に対して一定の抵抗力をもつことを示唆する知見だといえる。

さらに、Erikson & Jonsson (1996a) は前掲の一般的なモデルに依拠し、各パラメータがもつ主観的な作用と客観的な作用とを区別したうえで、教育機会の動向にかかわる包括的な議論を展開した。ここでは最終的に、モデルに含まれるパラメータの多くは、不平等の変化ではなく安定化に寄与すると結論されている。 *Can Education Be Equalized?* が出版された当時、大半の産業社会で教育の不平等が持続していたこと、そして例外的に平等化が認められるスウェーデンとオランダでも不平等が解消したわけではないことを考慮すれば、そのような結論が導かれるのは無理もないことである。

その一方で、近年の研究は教育機会の不平等が必ずしも固定的ではないことを示している。スウェーデンとオランダを含む複数の国で、機会の平等化が確認されているのである (Breen et al. 2009; 近藤・古田 2009)。そうした知見が提出されていることをふまえ、ここでは Erikson & Jonsson (1996a) の議論を参考に、不平等の変化とのかかわりで検討の余地があるプロセスについて見ていくことにする。

### 経済的制約

教育投資に必要な「費用」は、教育選択を規制するもっとも現実的な要素の1つである。階級間の収入の不平等度が低ければ、教育にかかる相対的な「費用」は階級間でそれほどちがわないだろう。さらに、収入が安定<sup>\*9</sup> していれば、家計が急減するリスクは小さいので、家族から継続的に金銭的な支援をえられると期待をもつことができる。

収入や経済生活の安定性は、機会の平等化に教育システムの外部から働きかける要素である。経済的資源が階級間に平等に分配されることで、教育の平等化がすすむ可能性はじゅうぶんにある (Erikson & Jonsson 1996a)。

<sup>\*9</sup> 失業率の低さがその代表的な指標だろう (Erikson & Jonsson 1996a)。

### 学歴取得のインセンティブ

職業達成の手段としての学歴の価値は、個人を進学へと向かわせるインセンティブになるものである。これは、学歴取得の「便益」とかかわりが深い。「便益」の評価は、出自と教育との結びつきのあり方にも関係する。ところが、学歴の手段的価値の変化が、教育機会の動向をどのように方向付けるかについては、確定的なことは明らかにされていない (Erikson & Jonsson 1996a)。

教育の地位規定力が低下したとき、高い地位の職業に到達するために教育以外の資源を頼ることができる階級の家族は、教育への投資を控えるようになるかもしれない (出身家庭の効果の低下を予測)。あるいは、家族の資源や「重要な他者」などの教育達成のプッシュ要因が弱い階級の生徒にとって、労働市場での報酬は学歴取得の数少ないインセンティブの1つだといえる。その側面での学歴価値が下がれば、下層階級の家族が進学しなくなることで、出身背景と教育達成との関係が強まるという予測を立てることができる (Erikson & Jonsson 1996a)。

インセンティブの観点から教育機会の変化を予測するのがむずかしいのは、教育達成の「便益」の意味が多様だからである。客観的な「便益」——労働市場における学歴と職業との実際の関係——は、いくつかの研究では下層階級の出身者にとって、より大きいことが指摘されている (Breen & Jonsson 2007; Goldthorpe & Jackson 2008)。つまり、出身階級が低いほうが、高学歴を達成したときに上昇移動できる見込みが大きい。その主な理由は、かれらにはフォーマルな学歴資格の取得以外に、社会的地位を上昇させる有効な手段がないからだろう。

こうした客観的な「便益」の大小に注目するとき、「便益」の増加ないし減少に上層と下層のどちらの家族が強く反応するのは、明確に予測しにくい。

これに対して、(上昇移動ではなく) 下降移動の回避を強調する見方にしたとすれば、学歴の「便益」は、それがどれだけ地位の下降移動を避けるのに効果的かで決まる。しかも、そこで問題とされているのは職業達成に対する学歴の実際の効果というよりは、その可能性の認知である。その意味で、これは学歴取得の主観的な「便益」と見なしうる。

教育達成の主観的な「便益」——どの段階まで教育を受けると地位下降を防げるか——が家族の社会的位置に応じて異なるとすれば、その「便益」は出身階級が高くなるほど増大する。それというのも、主観的な「便益」は成層体系のヒエラルキーにおける家族の位

置の関数となるからである (Keller & Zavalloni 1964; Boudon 1973=1983)。

ただし、主観的な「便益」は客観的な「便益」の状況にもとづいて見積もられるということは、指摘しておく必要がある。学歴と職業との客観的な結びつきが完全に失われない限り、主観的な「便益」は上層階級の出身者にとっては高いままだといえる。実際は教育達成の失敗を埋め合わせるような回路が働く (家族のネットワークを頼るなど) ことがあるとしても、進路選択の段階では非進学という決定は、即座に「便益」の損失を意味する。よって、客観的な「便益」が少し低下した程度では、上層階級の家族において学歴取得のインセンティブを低下させる理由にはならない。

### 2.4.3 文化的再生産論の刷新

Erikson & Jonsson (1996a) のレビューの画期的な点の1つは、親学歴の効果について多くの紙幅を割き、複数の非常に興味深い指摘をしていることである。教育機会の分析で、親学歴は出身家庭の文化的な背景をとらえた指標だと仮定されることが多い。教育達成に与える親学歴の効果を経験的再生産の一環と見なす研究も存在する (Jonsson 1987; Kikkawa 2004; Ishida 2007)。Erikson & Jonsson は親学歴の効果を中心に検討することで、文化的再生産の議論に新たな一面を加えたといえるのである。

#### 文化的再生産のプロセスの再解釈

Erikson & Jonsson (1996a) は、親の文化的な能力が子どもの教育達成に影響をもつという議論の特殊なバージョンを提示している。そのような議論で重要なのが、学校システムについて家族がもつ知識の量と質である。学歴の価値や選抜の仕組み<sup>\*10</sup> について親が精通していると、教育選択の際に戦略的な行為をおこなうことが可能になる<sup>\*11</sup>。子どもの教育達成の「成功確率」を上げるのに、こうした情報を使うことができる。

それだけでなく、教科学習の強化や言語能力のトレーニングも、学校で成功する見込み

<sup>\*10</sup> その後の教育達成に有利なコースや科目は何か、よい仕事を見つけるのにどの程度の学歴が必要か、など。

<sup>\*11</sup> もう1つ、とりわけ高等教育への移行を後押しするとき、Erikson & Jonsson (1996a) が重要性を認めているアドバイスは、進学後に学校でうまくやっていくために、きわめて優れた知的能力は必要ではないというものである。このことは中産階級の親はたいていのものが知っている。しかし、労働者階級では子どもが高い GPA をおさめている場合でさえ、親が一種の神話を信じてしまい、大学への進学を避ける選択をすることがあると述べられている。



を高めるための重要な活動である。そうした学習活動の支援に自信をもって関与することができるのは、親自身が高い教育を受けている場合だろう (Erikson & Jonsson 1996a)。学習へのサポートは、子どもの教育達成にとって、親が高学歴であることに由来する有利さが際立つプロセスの1つである。

### 親学歴の影響力の動向

学歴取得のインセンティブにかんする議論では、学歴取得の職業的な見返りが低下すれば、条件次第では出身階級と教育達成との結びつきが弱まる可能性があることを指摘した。だが、親学歴が進学に及ぼす効果は、職業的なインセンティブの低下には反応しないと考えることができる (Erikson & Jonsson 1996a)。学歴の消費的価値に与えられる重要度が家族の学歴により異なるとき、そうしたことがおきる。学歴の消費的側面に高い価値が見出だされる場合、高学歴の家族にとって教育達成の「便益」がなくなることは決してない。このため、職業的なインセンティブが低下するときでも、親学歴の効果はつねに一定だと見る仮説を導くことができる。

「成功確率」のパラメータと親学歴との関係については、どういうことがいえるだろうか。おそらく、親学歴が「成功確率」に及ぼす効果は恒常的なものだろう (Erikson & Jonsson 1996a)。親が子どもに提供する学習サポートの質、親が教育システムについてもつ知識や情報は、親学歴とのあいだに正の相関関係が成り立つ。その結果、親学歴が高ければそれらはつねに高いといえる。だから、家庭の外の変化(経済的格差の縮小など)により、それらの効果が増減するとは考えにくい。

教育達成に対する親学歴の効果を「便益」と「成功確率」の観点からとらえると、そのいずれの媒介過程についても、親学歴の働きは変化しにくい——というのが親学歴の影響力を趨勢分析に置いたときの基本的な仮説である。

## 2.5 第4期の社会階級・階層論：巨視的視野の復権

### 2.5.1 社会的不平等と教育制度の相互作用

近年、社会階級・階層論——第4期の社会階級・階層論——は広範な社会的文脈の効果を問う研究テーマへと回帰する動きを見せている (Treiman & Ganzeboom 2000)。

前世代(第3期)の総決算といえる CASMIN プロジェクトでは多社会間で比較可能な

階級分類が提案され、階級移動の国際比較分析が活発化した。そして、産業社会には中核的な社会的流動性のパターンが存在し、相対移動のパターンはどの国でも同一であること、産業化の進行に社会の流動性を高める効果はないことが明らかにされた (Erikson & Goldthorpe 1992; 石田・三輪 2009)。

精確な国際比較を可能にする階級・階層の定義と高度な分析手法を駆使した CASMIN プロジェクトの結論は、社会階級・階層論の卓越した成果の1つである。ところが、その結論は社会学に深刻な危機を突きつけたという見方もできる。あらゆる産業社会で階級移動のパターンに大差がないとしたら、社会環境と人間の行為との相互作用を分析してきた社会学は、その研究手法の重要な枠組を (少なくとも社会階級・階層論の領域では) 手放してしまうことになりかねないからだ。

新しい世代の社会階級・階層論<sup>\*12</sup> が過去の遺産を継承し、そこに新しい潮流を引き寄せていくうえでの課題は、この点にこそある (Treiman & Ganzeboom 2000)。現在、その動きは確実に成果を挙げつつある。とりわけ、社会の制度的な諸条件と社会的不平等との相互関係に強い関心が寄せられているというのが、現在のトレンドである (Kerckhoff 2001)。そのような着眼点から、国・地域、時代、組織・学校などの社会的なコンテクス

<sup>\*12</sup> 社会階級・階層論を4つの時期に分けてレビューした Treiman & Ganzeboom (2000) の議論では、現在の研究状況はそのうちの第4期に分類されている。本文中で詳しく言及する第4期以外の時期におこなわれた研究について、ここで簡単な解説を加えておこう。黎明期 (第1期) の社会階級・階層論の特徴は、確率標本にもとづく統計データが本格的に整備されたことである。そうしたデータを用いることで、1つの国における階級・階層構造の様態が記述的に示された。世代間移動率でとらえたときの社会の開放性の程度を複数の社会で比較した場合、産業化した社会ではどこでも同程度の移動率と移動パターンが見られるというのが、この時期の社会階級・階層論の主要な知見である。なお、この結論にはその後の研究により修正が加えられている。第2期に入ると、社会階級・階層論の研究テーマは移動表分析から地位達成モデルの分析へとシフトした。より質の高いデータの蓄積がすすんだことや、職業階層の数量化がすすめられたことが、こうした動きを強く後押しした。第2期には統計手法の水準も飛躍的に前進し、パス解析や構造方程式モデルを用いた相対的影響力分析が、社会階級・階層論のなかで重要な位置を与えられた。そして、親子間の地位伝達の経路として、学歴 (教育達成) が強い媒介効果をもつことが明らかにされた。同時期には多数の国で同一の理論枠組と統計モデルにもとづく分析が繰り返しておこなわれたにもかかわらず、本格的な国際比較研究が登場することはなかった。第3期の社会階級・階層論では、研究のメイン・ストリームが再び地位達成過程から世代間移動へと移る。そこにおいて、測定された移動パターンを周辺分布の変化による部分と相対的な移動の機会に起因する部分とに分割し、社会の開放性を評価するための分析戦略が確立された。分析には対数線型モデルと対数乗法モデルが用いられた。国際比較的研究が積極的におこなわれたことも、第3期の社会階級・階層論の特徴の1つとして挙げることができる。そこでの最終的な結論は、職業構造の変化のスピードには各国の独自性が働くため、絶対的な移動の程度は国ごとに大きく異なるが、相対的な移動機会のパターンは多くの産業社会で類似しているというものであった。

トを取り上げ、社会階級・階層の問題を動的に理解していこうとする研究が生みだされている。

Mare (1980, 1981) のモデルに向けられた批判も、このような流れのなかで理解する必要がある。Hansen (1997) は教育決定を進学/非進学の二者択一で操作する Mare のトランジション・モデルは、仮定がシンプルすぎて教育システムの実情に合わないとは批判する。実際に人々が直面する移行は進学/非進学の選択ではなく、進学の場合にどのような学科・コースにすすむかまでを入れた多肢選択を前提としたものが多いということだろう。

さらに、Breen & Jonsson (2000) はそうした多肢選択のシステムでは、1つの教育段階で選択したオプションには、その後の教育達成の見込みにかんして異なる移行確率が結びつくとは指摘する。あるオプションにすすむと、それに続く学校段階への移行に非常に有利になるが、別のオプションでは法制的にそれ以上の進学が不可能だということがある。初期の移行段階で出身家庭の効果が強くあらわれる現象も、このような経路依存性の効果を加味して評価すべきだといえる<sup>\*13</sup>。

トランジション・モデルに対するこれらの批判の中身は、一考を要するものを含む<sup>\*14</sup>。

## 2.5.2 データの蓄積と分析手法の高度化

1990年代後半から2000年代にかけては、調査技法と分析手法において目覚ましい展開が見られた (Breen & Jonsson 2005)。国際比較を念頭に置いて計画された良質のデータの整備がすすみ、社会階級・階層論でも新しいテーマの開拓がすすんでいる。出身家庭と学力形成との関係のパターンに、各国の選抜制度や社会構造の特徴がどう影響しているか

<sup>\*13</sup> たとえば、移行の後期で家族の効果が弱まる理由は、その段階までに重要な教育選択がすでになされているからだとは解釈することは可能だろう。もっとも Breen & Jonsson (2000) の主張にしたがえば、各移行段階における出身家庭の効果の強弱自体を、多項選択を扱える統計モデルにより再検討すべきだということになる。

<sup>\*14</sup> 詳しく取り上げる余裕はないが、トランジション・モデルには経済学者を中心にモデル設計の不正確性にかんする批判が提出されている (Shavit et al. 2007)。その内容はトランジション・モデルを使用したときにおきる家族効果の(移行段階間での) 遞減現象は、生徒の家庭背景と未測定変数との相関関係が生む人工的な結果だというものである。そのような結果があらわれるのは、モデルに含まれるべき変数(本人の学力など) が欠落しているためだとされている。もっとも、これは Mare 自身が論文に書いていることである (Mare 1981)。その後、この問題にかんして Mare はきょうだいの情報を用いて未測定変数の効果をコントロールする方法を提案した (Mare 1993)。Shavit et al. はどのような統計手法でも因果連鎖にかかわりをもつすべての変数をモデルに投入することができない以上、家族効果の遞減現象はモデル設計の失敗と見るよりも、選抜過程の特徴を反映した結果として読むほうが適切だと反論している。

を検討する試み(尾嶋編 2009)は、そのような方向性の先がけといえるものだろう<sup>\*15</sup>。

このような方向性に加えて、既存の調査を有効に再利用する試みも、1つの潮流をつくっている。Breen et al. (2009, 2010) はヨーロッパで実施された複数の社会調査のファイルを統合し、巨大なデータ・セットを構築した。そうした分析戦略にもとづく Breen et al. の研究では、「持続的不平等」(Shavit & Blossfeld eds. 1993) を否定する結論がえられている。教育の不平等を検討するうえで、これと同種のデータ・ハンドリングをおこなう動きは、国内でも見られる (Ishida 2007; 藤原 2011; 近藤・古田 2011)。

教育機会を扱った最近の研究は、不平等の縮小を報告することが多い。若いコーホートの動向がサンプルに加わったことがその一因とされている (Breen & Jonsson 2005; 近藤・古田 2009) が、計量分析の結論には分析に使用されるデータの個体数も関係する。最尤法を使用した統計モデルで出身家庭の効果の有意な変化を取りだすためには、多量のケース数を確保して分析をすすめていくのが実際的だということである (Breen et al. 2009)。

分析手法の発達については、社会学の分野でマルチレベル・モデルの利用が定着したことが挙げられる。マルチレベル・モデルは典型的には、個人の行為に対する(その個人が埋め込まれている)社会的文脈の効果を見るための方法である (Snijders & Bosker 1999; Raudenbush & Bryk 2002)。

本章の議論との関係で興味深い点は、マルチレベル分析の登場が社会階級・階層論における、時間の扱われ方を変えたことだろう (Treiman & Ganzeboom 2000)。時代やコーホートによる説明変数の効果の変異を調べるために、分析結果を少数の時点間で比較するのが従来のやり方だった。マルチレベル・モデルを使うと、各時点での推定値(切片、回帰係数のパラメータ)の変動を、その時点のマクロな特徴で説明することができる (DiPrete & Grusky 1990)。

教育達成のプロセスは時代と国によりどのように異なるか、そしてどういう社会的要因がそうしたマクロ・レベルの変動をもたらしているのか。この問いに答えるために、Ganzeboom & Treiman (1993) は複数の社会・時点からえられる調査結果を用いて、マルチレベル分析を遂行した。産業化と教育不平等との関係についての Treiman (1970) の命題を再訪したのだ (Treiman & Ganzeboom 2000)。第4期の社会階級・階層論は、最新の手法と古典的な理論とが協奏する地平へと下り立ったといえるだろう。

<sup>\*15</sup> 尾嶋編 (2009) では PISA (OECD 生徒の学習到達度調査) のデータを分析した結果が報告されている。

## 第3章

# 戦後日本における教育機会不平等の変動過程 (1) : 基礎分析

日本社会における教育機会の長期的な動向を把握するためには、「社会階層と社会移動全国調査 (SSM 調査)」や「日本版総合的社会調査 (JGSS)」のように、幅広い生年世代をカバーする調査データの分析が不可欠となる。SSM 調査は 1955 年以降、10 年おきに 6 回、JGSS は 2000 年以降、本調査は 9 回の実査がおこなわれている。

本章では、これらの調査にもとづく研究成果を概観しつつ、海外の動きにも目を配ることで、教育機会の不平等にかんする基礎事実の整理をおこなう。そのうえで、日本における教育機会の不平等について記述的な統計データを示し、次章以降で扱うべき問題の輪郭を確かめていく。

### 3.1 先行研究のレビュー

#### 3.1.1 日本における先行研究

教育機会の不平等に関する従来の研究では、教育機会の拡大が出身背景による教育機会の制約を解消したかどうか、重要な争点の 1 つとされてきた。この争点にかんする評価は、論者によってさまざまである。過去のすべての研究をつぶさに検討する余裕はないので、ここでは次の 2 つの観点から、先行研究の知見を整理する。第 1 に比較の準拠が出生コホートか調査時点か、第 2 に目的変数が最終学歴か特定学校段階への進学局面か。

#### 長期的傾向の観察手法

教育機会の不平等を出生コーホート間で比較する研究には、機会の平等化を報告するものが多い。第3回までのSSM調査を用いた研究では安田(1971)と今田(1979)が、進学率の高い若年のコーホートほど、教育達成に対する出身背景の制約が弱い<sup>\*1</sup>ことを指摘している。このような平等化の傾向は第4回以降のSSM調査でもある程度、確認することができる(鹿又1990;尾嶋1990)。

他方、同じデータを使用した研究でも時点比較をすると、平等化の傾向は取りだしにくくなる(直井1987,1990;今田1989;盛山ほか1990)。これは、とくに調査間隔が短いときは時点間で出生コーホートの重なりが大きく、コーホート間の変化に対する感度がにぶくなるためだと考えられる。

ただし、コーホート間の比較にもとづき機会の平等化を否定している研究はあるので(藤田1979)、コーホート比較/時点比較の分類で、先行研究の知見の多様性を例外なく説明できるわけではない。どういう変数や統計モデルを用いるかによっても、研究の結論が左右されるといえる。

#### 教育不平等の操作的定義

次に、これまでの研究が目的変数として、教育機会のどのような側面に着目してきたかを検討する。最終学歴の不平等を検討した研究では、平等化の兆しが認められることが多い(尾嶋1990;鹿又2001)<sup>\*2</sup>。これに対して特定学校段階への進学局面に焦点を当てた分析では、平等化が結論されることは基本的にない。そうした研究は中等教育への進学段階で平等化がすすむことを認めつつも、高等教育への進学機会には出身背景による不平等が持続的であることを指摘している(尾嶋1990;近藤1997b;原・盛山1999;荒牧2007)。

教育達成については上級ノンマニュアルなどの達成に有利な層が先行して進学率を伸ば

<sup>\*1</sup> 教育機会の平等化が見られるのは安田(1971)では1926年より若いコーホート、今田(1979)では1936年以降の出生コーホート。いずれも使用されたデータ・セットにおいて学制改革の影響を受けたものを多く含む世代である。

<sup>\*2</sup> 尾嶋(1990)は回答者の教育年数を父職業と父学歴に回帰させ、男性にかんしては父職業と父学歴の効果が旧制教育世代から新制教育世代にかけて明瞭に減少したとしている。鹿又(2001)は調査時点別、出生コーホート別の重回帰分析の結果から、父学歴の効果は1920年代のコーホートまで、父職業の効果は1930年代のコーホートまでゆるやかに上昇するが、1940年代以降はどちらの効果も縮小段階に入り、教育達成に対する帰属的要因の影響力が徐々に減退していったと述べている。

し、その他の層がそれを追いかけるという序列性が存在する(近藤 1988)。この序列性はきわめて安定的であり、まだ社会にじゅうぶん普及していない高等教育は、依然として優位層が先行的に利用している段階にあるといえる(荒牧 2000)。

教育機会の全体的な不平等は出身背景のあいだにある序列性と教育の内部格差の状況<sup>\*3</sup>に左右されながら、拡大したり縮小したりする(近藤 1988)。機会の不平等の根底に潜む序列性のメカニズムが安定している限り、出身背景による教育達成の制約は容易にはなくなるだろう。学校段階ごとの進学率に着目したアプローチが機会の平等化に懐疑的なのは、こうした理由によると考えることができる。

### 3.1.2 海外の研究と最新の動向

持続的な不平等?

海外の研究でも機会の不平等を見る視角や分析方法のちがいに応じて、多様な知見がえられている。それらのなかでは、*Persistent Inequality* のように、どちらかというとも機会の平等化を疑問視するものが優勢であった(Shavit & Blossfeld eds. 1993)。教育機会の不平等が生じるパターンを合理的行為の理論枠組から説明する Breen & Goldthorpe (1997) のモデルは、機会の不平等が長期的に維持されている仕組みを解き明かすことを目指すものだ。かれらのモデルが注目を集めたことも、機会の不平等の安定的な性質に対する、各国の研究者の高い興味をあらわしている(Need & de Jong 2001; Mastekaasa 2006; Stocké 2007; van de Werfhorst & Hofstede 2007; Becker & Hecken 2009)。

しかしながら 2000 年代に入ると、海外では機会の平等化が見られたとする報告が次々とあらわれるようになる(Breen & Jonsson 2005)。Ballarino et al. (2009) や Breen et al. (2009, 2010) は最終学歴に対して累積ロジット・モデルを適用し、機会の長期平等化傾向を確認している。

同様の報告は日本国内にもあり高等教育達成や最終学歴において、機会の平等化がすすんだとされている(鹿又 2006; 近藤・古田 2009, 2011)。高等教育への進学は依然として出身背景の強い制約を受けている<sup>\*4</sup> が、中等教育にかんしては機会の不平等が一貫して

<sup>\*3</sup> 優位層が中等教育への進学機会において他の層をリードしている段階と、そのような先行投資が高等教育に移行した段階を想像してみるとわかりやすいだろう。

<sup>\*4</sup> Ishida (2007) と藤原 (2011) の分析は高校への進学を前提として、条件付き確率の観点から高等教育への進学傾向を分析している。このため、サンプル全体で高等教育の達成機会を分析した鹿又 (2006) とは、扱

縮小したことが、学校段階ごとの進学傾向を検討するアプローチからも指摘されている(Ishida 2007; 藤原 2011)。

#### 多様なメカニズムの探究

このように日本と同様、海外でも機会の不平等についてさまざまな動向が報告されている。とりわけ、日本と海外の両方で、機会の平等化を指摘する研究があらわれたことは注目に値する。実際はそこで示されている分析の結果には平等化とは矛盾する動きを見せるものもあるし、日本社会のどの時点でも(程度の差こそあれ)家族の特徴が個人の教育達成を規定していることは紛れもない事実である(近藤・古田 2009, 2011)。大切なのは、機会の平等化を慎重に否定する結論が大勢を占めていた1990年代までの社会階層研究の流れに対して、最近の研究は多様な可能性に目を向けて、教育機会の動静を正しくとらえることの意義を強調している点だ。

たとえば、戦後の日本社会の教育機会の趨勢を分析した近藤・古田(2009)は、到達学歴に及ぼす財産変数の効果が長期的に低下するなか、親学歴について若年層で局所的な不平等の拡大が見られることを、地位の非一貫性の概念を用いて解釈している。家庭の経済環境と親学歴との結びつきが弱くなると、親学歴の効果が強まる動きに合わせて(財所有の分布の)下位層からの進学者が相対的に増え、それにより経済階層の効果が間接的に減少するというのである。

誤解のないように付け加えておくと、上記の解釈の経験的な妥当性を主張することが近藤・古田(2009)の意図ではない。「こうした社会的メカニズムを繰り入れながら現実の格差パターンを動的過程として解読していくこと」(近藤・古田 2009: 689)が肝要だと、かれらは確認しているのだ。本論文は、この指摘に基本的に同意するものである。

### 3.1.3 暫定的な結論と汲み残された課題

先行研究の議論から、以下の仮説的な諸命題を取りだすことができる。第1に中等教育の機会は平等化している。第2に中等教育の動きを部分的に反映し、最終学歴(教育達成)に対する出身背景の効果が低下している可能性がある。第3に高等教育については、平等化がすすんだとはいえない。

---

われている機会の意味が異なる。



こうした基底的な仮説的命題に加えて、ぜひとも指摘しておく必要があるのは、出身背景の指標が何かにより、平等化の傾向が異なることだ。教育機会を分析する際、主要な説明変数となるのは親の職業と学歴である。どちらも本人の教育達成を左右する重要な要素だが、長期的な機会の趨勢を見た場合、2つの変数が同じ動きにしたがうと考える必要はない。事実、親学歴の効果が他の指標と離反する傾向を見せることが、複数の研究で確認されている(藤田 1979; Ishida 2007; 近藤・古田 2009)。

すべての研究が親の職業と学歴の効果を調べているわけではなく、社会(国)や時代の特徴が両者の規定力にどのような文脈効果をもつのかは、あまり知られていない。そこで本章では親の職業と学歴に対して同型の分析戦略を適用し、それぞれが作り出す不平等の変動過程についてディスクリプティブな検討をおこなう。

本章の残りの部分では出身背景と教育機会との関係を探索的に見ていく。そこでの結果をふまえたうえで、本論文において検討が必要な争点を提示する。

教育の不平等はいくつかの異なる方法で切り取ることができる。その際の方法の選択如何によって、不平等の見え方も変わる。機会不平等の研究におけるフォーカル・ポイントを明確にするためには、複雑で精緻な分析をはじめの前に、被説明項の概形を簡単に粗描しておくのが適当である。

## 3.2 分析に使用するデータと変数

### 3.2.1 データの概要

本論文の統計分析は、すべて同一のデータ・セットに依拠している。具体的な調査の名称はSSM 1985、1995、2005、2007、JGSS 2002、2009である。これら7つ<sup>\*5</sup>のデータ・ソースから共通の変数を取りだし、1つのファイルに統合した。どの調査も層化多段抽出法で全国の地点を指定し、各地点から個人を無作為に抽出している。

これらの調査のなかには有効回収率がかなり低いものがある。また、実査やコーディングの方法も調査ごとに異なるため、それらが原因でデータに偏りが生じている可能性がある。最低限、出生コーホートごとの変数の分布はどの調査でも等しい必要があるの

---

<sup>\*5</sup> 1985年SSM調査には男性A、男性B、女性の3つの調査票が存在する。このうち、今回は男性B票と女性票による調査の結果を使用する。

で、参考までに多項ロジット・モデルで父親の職業を分析してみたところ、出生コホートをコントロールすれば、父親の職業の分布に調査の種類によるちがいは存在しなかった ( $G^2 = 80.98$ 、 $df = 75$ 、 $p = 0.298$ )。回答者の最終学歴についても同じことがいえる ( $G^2 = 39.26$ 、 $df = 30$ 、 $p = 0.120$ )。

さらに父親の職業と回答者の学歴との関連はすべての調査で一定であること ( $G^2 = 62.66$ 、 $df = 50$ 、 $p = 0.108$ )、回答者の教育年数や移行率に対する調査の種類の効果には明確な特徴がなく、有意な値も少ないことなどを確認した。これらのことから、調査の種類が分析結果に与える影響は小さく、個々のデータを統合して分析に使用しても深刻な問題は発生しないと判断した。

### 3.2.2 変数の定義

基本的な変数の操作化についても、説明をおこなっておこう。

回答者の学歴は、義務教育、中等教育、短期高等教育、4年制大学の4分類<sup>\*6</sup>を基本に、各章の目的に応じて複数の指標を使いわけていく。連続変数として扱う場合は、標準的な教育年数を与える。旧制学歴は、すべて欠損値として処理した。

回答者の社会的出自をあらわす変数には、父親の職業を使う。本章では Erikson & Goldthorpe (1992) の階級図式と Ganzeboom et al. (1992) の ISEI (国際社会経済的地位尺度) にもとづき、職業をコード化<sup>\*7</sup>する。前者には自営と被雇用の区分、熟練工と半・非熟練工の区分を1つの変数内で扱えることなど、SSMの職業分類にはない利点がある。今回はサーヴィス階級(I+II)、ノンマニュアル(III)、自営(IVab)、農業(IVc)、熟練マニュアル(V+VI)、半・非熟練マニュアル(VIIa)の6分類版を作成し、分析をすすめていく。

社会的出自をあらわすもう1つの変数は、親学歴である。こちらは父親の学歴から義務教育(1abc)、中等教育(2bc)、高等教育(3ab)を区別する。父親の情報が利用できないケースにかんしては、母親の学歴で代替した。括弧内の記号はCASMINの学歴分類に対応したコードである。分析結果を図表で提示する際には、簡略化のためにこの記号を使用する。回答者の学歴と同様に、親学歴は教育年数に変換し、連続変数としても扱う。

教育機会の不平等の動向の検討は、回答者の出生コホートを統制しておこなう。分類

<sup>\*6</sup> 高校卒業後に専門学校への通学経験をもつものは、短期高等に分類した。

<sup>\*7</sup> 変数のリコードは鹿又ほか(2008)のプログラムを参考にした。

表 3.1 主要変数の度数分布

変数	カテゴリ	度数	変数	カテゴリ	度数
最終学歴	義務教育	2362	親学歴	1abc 義務教育	7820
	中等教育	7032		2bc 中等教育	5100
	短期高等	3262		3ab 高等教育	2750
	大学以上	3699		(欠損値)	2300
	(欠損値)	1615			
移行 1	1 非進学	2367	出生コーホート	1930-34	850
	2 職業科	4389		1935-39	1423
	3 普通科 II	3544		1940-44	1790
	4 普通科 I	5914		1945-49	1777
	(欠損値)	1756		1950-54	1592
移行 2	1 非進学	6934		1955-59	1391
	2 高等教育	6907		1960-64	1219
	(欠損値)	4129		1965-69	1706
				1970-74	2259
				1975-79	1650
出身階級	I+II サービス	3272		1980-84	825
	III ノンマニュアル	1324		1985-88	332
	IVab 自営	3610	性別	(欠損値)	1156
	IVc 農業	3635		男性	8207
	V+VI 熟練	2023		女性	9758
	VIIa 半・非熟練	1975		(欠損値)	5
	(欠損値)	2131			

Note : 移行 1 の結果は高校の学科別 (普通科上位 = I, 普通科下位 = II, 職業科) に示した。普通科 I, 普通科 II の正確な意味は次章の本文を参照。  
 移行 2 の欠損値には非該当のケース (中等教育への非進学者) を含む。

はほぼ 10 歳刻みとなるように 1930-38 年、1939-48 年、1949-58 年、1959-68 年、1969-78 年、1979-88 年の 6 つのコーホートを区別した<sup>\*8</sup>。これにより戦後の教育社会を題材として、約 60 年間の経験を鳥瞰することができる。

\*8 学歴変数に合わせて、旧制世代の出生年には欠損値のコードを与えている。

このような区分を設定すると最初の3つのコーホートは高校進学率の急上昇を担った世代に該当する。大学進学率との関係でいえば2番目と3番目のコーホートが拡大期に、その次のコーホート(1959-68年)が停滞期に、そして最後の2つのコーホートが再拡大期におおむね対応している。なお、時代変化をもう少しこまかく見るときは、各々のコーホートの前半と後半を分割し、5歳刻みの変数を用意する。

表3.1が本章で使用する主要な変数の度数分布である<sup>\*9</sup>。

### 3.3 教育機会の不平等の基本構造

#### 3.3.1 最終学歴に対する出身背景の制約

はじめに戦後の進学率の上昇により、日本人の平均的な教育年数がどのように推移したかを見ていく。コーホート別の平均教育年数とその標準偏差をまとめたものが表3.2である。古い世代で男女の学歴分布が大きく異なること、さらにここでの主要な目的がデータの記述にあることをふまえ、結果は男性と女性とをわけて示した。

男性の教育年数は1930-34年コーホートと1935-39年コーホートとのあいだで約0.6年の低下が見られるが、その後は1950-54年コーホートまで漸増する。そして1955-59年コーホートで約0.9年上昇した後は1975-79年コーホートまで横ばいを続け、1980-84年コーホートで再び上昇する。

教育年数の上昇が高校教育の拡大を反映しているのは、1955-59年コーホートあたりが最後だろう。1945-49年コーホートから1955-59年コーホートの動きには高等教育の拡大も関係している。高校進学がユニバーサル化し、高等教育の拡大も一段落した後の世代では、平均教育年数が一定の水準で推移する。もっとも若い2つのコーホートで教育年数の上昇が見られるのは、高等教育の再拡大期に対応した動きだろう。

女性の教育年数は1935-39年コーホートから1955-59年コーホートにかけて約2.2年の上昇を見せ、それ以降は年ごとの伸び具合はやや鈍化する。教育年数の再上昇は男性よ

<sup>\*9</sup> 移行1 (Transition 1) は中学卒業者 ( $N = 16,214$ ) の義務教育後の進路を示す変数である。社会階層研究の語法ではここでの非進学を教育からの退出、移行の失敗と表現することがある。これに対して職業科、普通科II、普通科Iは教育の継続(残存、移行の成功)を意味する。移行2 (Transition 2) は移行1の成功 ( $N = 13,847$ ) を前提として(中等教育への進学で条件付けて)、さらにその後の進路を見たものである。移行1と同様に、非進学が教育からの退出を、高等教育が教育の継続をあらわしている。

表 3.2 平均教育年数ならびに標準偏差の推移

コーホート	男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
1930-34	12.14	2.68	10.99	1.90
1935-39	11.56	2.50	10.63	1.81
1940-44	11.95	2.52	11.19	1.85
1945-49	12.53	2.46	11.83	1.86
1950-54	12.69	2.51	12.15	1.76
1955-59	13.56	2.19	12.82	1.71
1960-64	13.70	2.22	13.04	1.56
1965-69	13.81	2.24	13.15	1.53
1970-74	13.71	2.12	13.37	1.72
1975-79	13.79	2.12	13.70	1.62
1980-84	14.34	2.15	14.07	1.78
1985-88	14.13	2.00	14.01	1.77

りも1コーホート分だけ早く、1975-79年からはじまる。それを別にすれば、女性の場合も男性と同様に高校教育と高等教育の進学率のトレンドに影響されて、上昇と停滞を繰り返してきたといえる。

標準偏差のほうに目を向けると、男性では中卒が急激に減少したことを受けて、1930-34年コーホートから1955-59年コーホートのあいだで、約0.5の低下が生じている。その後、標準偏差は1960年代の出生コーホートでやや増加するが、1970年代に入ると再び減少し、1985-88年のコーホートで2.00と、全コーホートのなかで最低の数値を記録している。

女性の傾向は男性とは異なる。1930-34年コーホートを基点とする標準偏差の低下は1960年代の出生コーホートでも持続する。1970年代に入ると標準偏差は一転して上昇傾向に変わり、1980年代にさらに上昇する。1980年代の2つの出生コーホートの数値は、1950-54年コーホートとほぼ同程度である。

この60年間で、男性は約2年、女性は約3年分、教育年数が上昇した。男性における平均教育年数の上昇は、同時に個人間の教育経験の平準化をともなうものであった。少なくとも量的な側面においてそのような評価が可能であることは、標準偏差の低下にあらわ

表 3.3 男性の教育年数に対する父職業と親学歴の影響力(最小二乗解)

コーホート	父職業		親学歴		決定係数	ケース数
1930-34	0.056	(0.012)	0.222	(0.066)	0.289	198
1935-39	0.054	(0.007)	0.238	(0.037)	0.298	504
1940-44	0.037	(0.006)	0.247	(0.030)	0.221	617
1945-49	0.041	(0.007)	0.210	(0.032)	0.197	643
1950-54	0.050	(0.007)	0.250	(0.032)	0.282	573
1955-59	0.038	(0.006)	0.146	(0.031)	0.194	486
1960-64	0.027	(0.007)	0.195	(0.039)	0.157	430
1965-69	0.027	(0.006)	0.269	(0.035)	0.206	601
1970-74	0.025	(0.006)	0.240	(0.031)	0.153	806
1975-79	0.036	(0.006)	0.253	(0.034)	0.223	578
1980-84	0.031	(0.008)	0.196	(0.054)	0.171	301
1985-88	0.027	(0.012)	0.075	(0.083)+	0.086	129

Note：偏回帰係数。( )内の数値は傾きの標準誤差。

+印は5%水準で有意でない( $p > .05$ )推定値。

れている。女性にかんしては、もともと男性に比べて標準偏差が小さいことに注意する必要があるが、機会の拡大による全体的な不平等の減少は男性ほどは進行しなかったといえるだろう。

それでは、こうした教育年数の上昇の背後で、教育達成に対する出自の制約はどう変化したのだろうか。表 3.3 は男性の教育年数を目的変数として、コーホート別に最小二乗法(OLS)で父職業と親学歴の効果を推定した結果を要約したものである。父職業はISEIを、親学歴は教育年数を使用している。

父職業の効果は1930-34年コーホートから1950-54年コーホートでは0.05以上の高い値が見られる。その後、1955-59年コーホートで0.038に低下し、1960-64年以降は1975-79年と1980-84年の2つのコーホートをのぞき、0.025-0.027の規模で推移する。

親学歴の効果も1950-54年コーホートまでは0.210-0.250の高い値を示す。その後は2、3コーホートごとに減少と増加を繰り返し、1985-88年コーホートで0.075となる。

コーホート別の推定値を用いてプロットを描くと(図 3.1)、父職業と親学歴の傾向のちがいが明瞭になる。1960-64年を含むそれ以降の3つのコーホートでは父職業の効果はかなり小さいが、親学歴にはそれなりの効果が認められる。また、父職業と親学歴の効果が

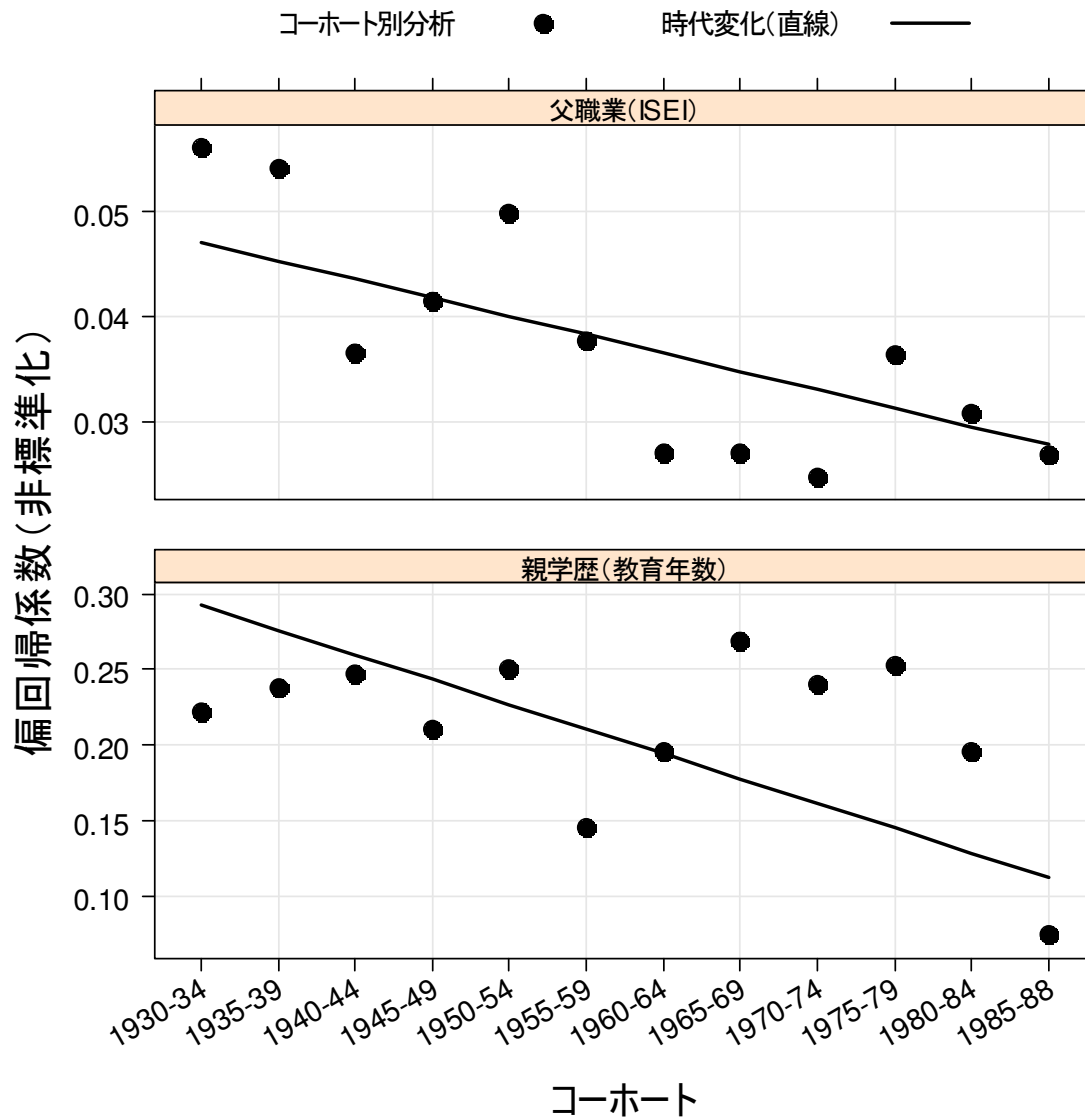


図 3.1 男性の教育年数に対する父職業と親学歴の効果の変化

コホート間で直線状に変化すると仮定して方程式を推定してみた<sup>\*10</sup>。それによると父

<sup>\*10</sup> 図 3.1 のパラメータ推定値をケースと見なして各々の値をコホート変数 (0 から 11 の連続量) に回帰させたわけではなく、すべてのコホートのサンプルをプールして、父職業と親学歴、コホートおよびそれらのあいだの相互作用効果を説明変数にもつ方程式をあらためて推定した。図 3.1 の直線は父職業 × 出生コホートと親学歴 × 出生コホートの効果の推定値 (それぞれ  $-0.0018$  と  $-0.0164$ ) から、コホート

表 3.4 女性の教育年数に対する父職業と親学歴の影響力(最小二乗解)

コーホート	父職業		親学歴		決定係数	ケース数
1930-34	0.032	(0.009)	0.225	(0.047)	0.287	176
1935-39	0.040	(0.005)	0.144	(0.027)	0.263	534
1940-44	0.022	(0.005)	0.178	(0.024)	0.197	681
1945-49	0.032	(0.005)	0.183	(0.023)	0.239	705
1950-54	0.023	(0.005)	0.171	(0.022)	0.200	667
1955-59	0.028	(0.004)	0.152	(0.022)	0.226	593
1960-64	0.031	(0.005)	0.115	(0.025)	0.207	527
1965-69	0.019	(0.004)	0.196	(0.021)	0.195	784
1970-74	0.024	(0.004)	0.206	(0.021)	0.216	1041
1975-79	0.018	(0.004)	0.245	(0.024)	0.224	777
1980-84	0.027	(0.006)	0.184	(0.039)	0.177	365
1985-88	0.017	(0.011)†	0.160	(0.070)	0.118	130

Note：偏回帰係数。( )内の数値は傾きの標準誤差。

†印は5%水準で有意でない( $p > .05$ )推定値。

職業にかんしてはコーホート別の分析に近い結果がえられるが、親学歴の場合は1960年代後半から1980年代後半の4つのコーホートで全体の傾向からの逸脱が大きいことがわかる。

女性における父職業の効果はコーホートごとの増加と減少の傾向の入れ替わりが頻繁で、特徴をつかみにくい(表3.4)。それでも長い目で見ると減少のほうが変動幅が大きく、1930-34年コーホートの0.032から最終的に1985-88年コーホートの0.017まで低下する。

親学歴の効果は1960-64年コーホートまでは減少傾向が優勢となっているが、1965-69年コーホートから1975-79年コーホートのあいだに0.245まで値が上昇する。そして1980-84年コーホートで効果が弱まり、その傾向が1985-88年コーホートでも続いている。

プロットを用いてコーホート別の傾向を確認すると(図3.2)、父職業の効果にかんして

ホートごとの予測値を計算し、それらを結んだものである。なお、全サンプルによる重回帰分析の決定係数は0.288、分散比は474.7であった。父職業と出生コーホート、および親学歴と出生コーホートとの相互作用効果はともに5%水準で有意である。



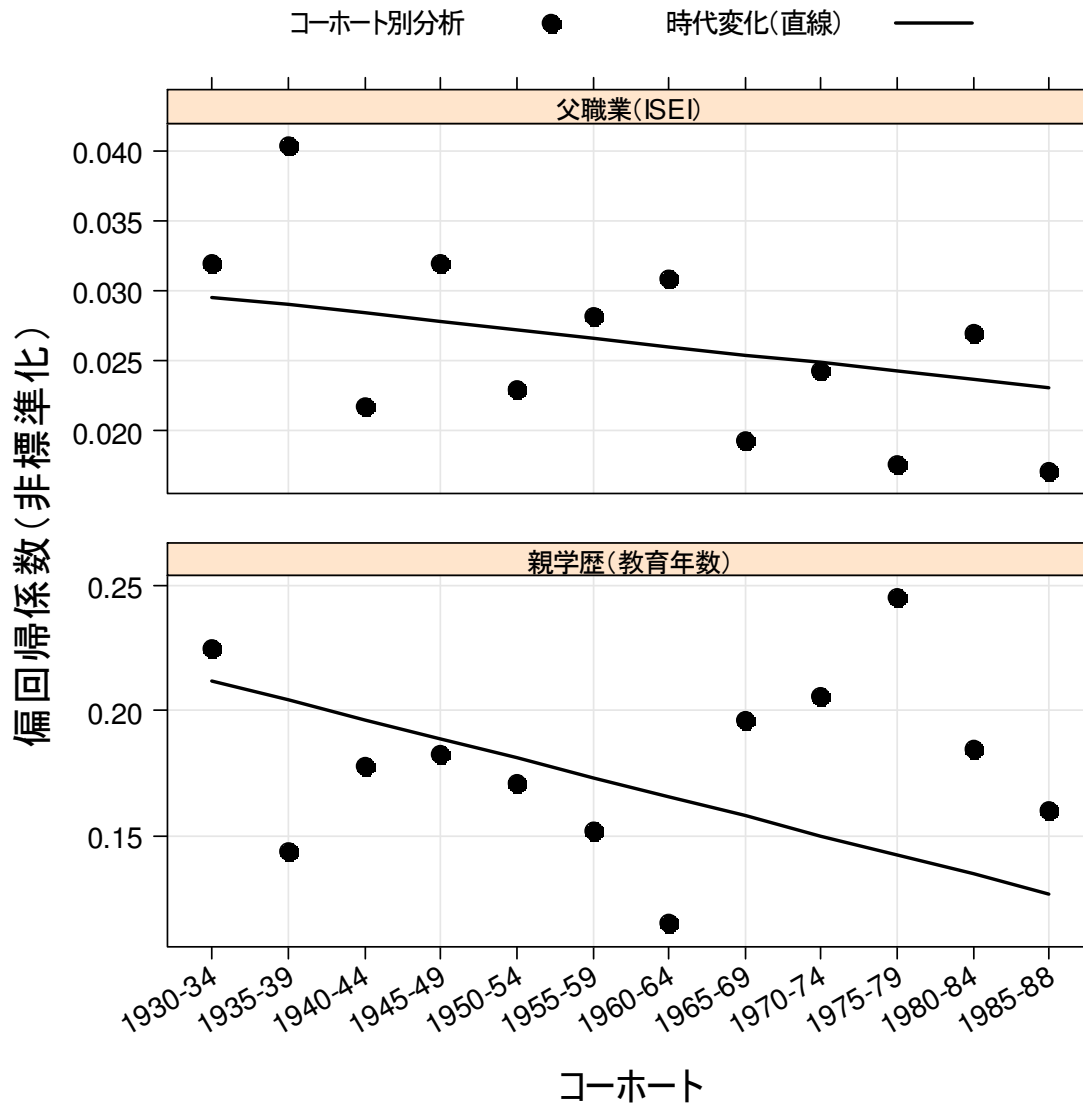


図 3.2 女性の教育年数に対する父職業と親学歴の効果の変化

は漸減傾向があるといえる。他方、親学歴の効果の変化は不規則で、1960-64 年を境にそれ以前のコーホートとそれより後のコーホートがひとまとまりのグループを形成しているように見える。そして各々のグループのなかでは、若年のコーホートほど親学歴の効果が低下している<sup>\*11</sup>。

<sup>\*11</sup> 女性における全サンプルの重回帰分析の結果は、決定係数が 0.395、分散比が 910.7 となった。出生コー

ここまでの分析から教育年数の規定要因として、父職業と親学歴で、コーホート間の変化のパターンが異なることがわかる。父職業の効果が増加あるいは減少するタイミングは、親学歴におけるそれらの変化が生じるタイミングとは重ならない。また、父職業の効果が小さいコーホートでは、親学歴の効果も同じく小さいというような一貫した傾向は認められない。

このように父職業と親学歴で変化の傾向が異なり、男女の傾向差もあるため要約的な結論を導きだすのはむずかしい。それでも次の3点を暫定的な見解として提示することはできる。まず、父職業の影響力にかんする変化は、ゆるやかな減少を基調としている。次に、親学歴の影響力は長期の増加傾向は示していない。最後に、決定係数の低下があらわすように、教育達成に対するこれら2つの要因による総合的な制約は、徐々に解消されつつある。

### 3.3.2 進学局面における機会の不平等

続けて、最終学歴からその達成過程へと焦点を変えて、機会の不平等をさらに検討する。最初に取り上げるのは、義務卒後に学校教育を継続(中等教育に移行)するか否かの決定に社会的出自が及ぼす影響力の変化である。中等教育への移行率を階級ごとに求め、出生コーホートおよび男女別にまとめた結果が図3.3である。

1930-38年コーホートの男性では、階級間の不平等が大きい。さらにサービス階級(I+II)を先頭に、ノンマニュアル(III) > 自営(IVab) = 熟練(V+VI) > 農業(IVc) > 半・非熟練(VIIa)という序列の存在を確認することができる。階級間の序列を保ちつつ、コーホートの入れ替わりにより移行率は上方向に平行移動していく。1959-68年コーホートでは、中等教育への移行率にかんする階級間のちがいは、ほとんど見わけがつかなくなる。

女性も1930-38年コーホートで、階級と移行率とのあいだに強い関係を認めることができる。ただし、序列の構造は男性よりも単純で、サービス階級を別格として、ノンマニュアルと自営、熟練が中間層を、農業と半・非熟練が下層を形成している。1939-48年コーホートでノンマニュアルが中間層から離脱していくが、サービス階級とのあいだにはまだ距離がある。結局、ノンマニュアルを含めて他の層の移行率がサービス階級の水

---

ホートと父職業ならびに親学歴との相互作用効果はそれぞれ  $-0.0006$  と  $-0.0077$  で、後者のみが5%水準で有意な推定値となっていた。

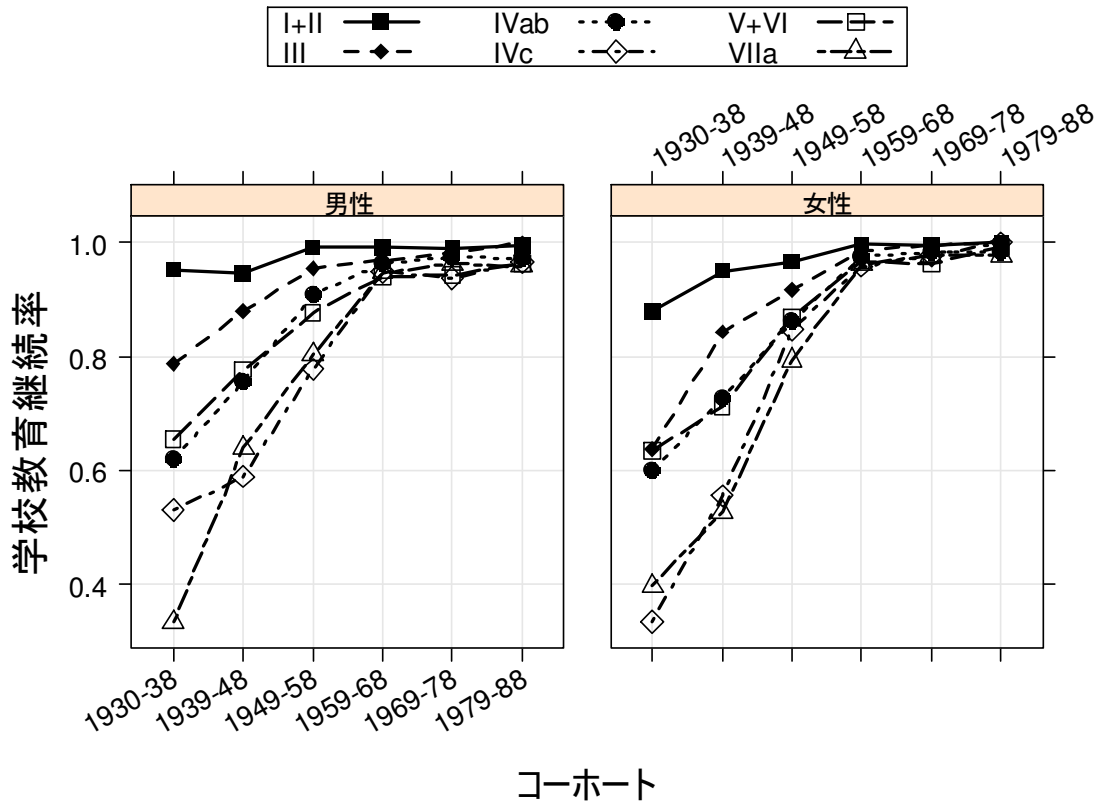


図 3.3 出身階級別の中等教育への移行率

準に追いつくのは、男性と同様に 1959-68 年コーホートにおいてである。

中等教育への移行を果たしたサンプルに限定して、さらに高等教育の段階まで学校教育を継続したものの比率を計算した結果が図 3.4 である。

男性では 1930-38 年コーホートでサービス階級の移行率が 0.6 以上と高く、他の層に対する優位が際立っている。サービス階級の移行率は 1949-58 年コーホートでさらに上がり、これにより農業および半・非熟練との不平等がやや広がる。その後、サービス階級の移行率が 0.8 を少しこえたあたりで推移するなか、他の層の移行率が伸びていくので、不平等は縮小する。全体的な傾向としては高等教育の不平等が大きく減少したとはいえ、階級間の序列もきわめて安定している。

女性の傾向は男性とはだいぶ印象が異なる。高等教育への進学場面で、女性全体が男性を猛追していった結果、移行率は 60 年間でおびただしい上昇を遂げている。そうした

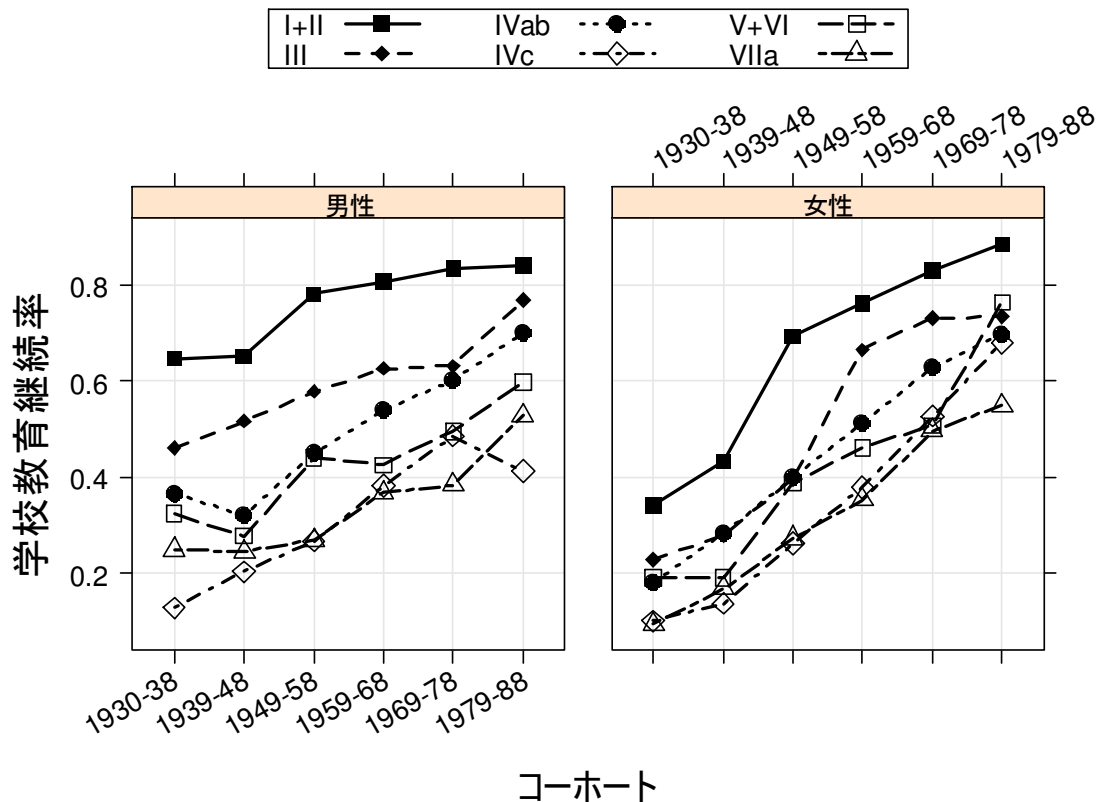


図 3.4 出身階級別の高等教育への移行率

全体の傾向とは別にサービス階級が他の層に先んじて移行率を伸ばしたため、1939-48年 cohorts から 1949-58年 cohorts にかけて、女性の内部で機会の不平等が拡大する。男性とちがいサービス階級の移行率はその後も上昇を続け、古い世代でつくられた不平等の維持に寄与している。

同じ分析を親学歴でおこなうと、親高等層 (3ab) か親中等層 (2bc) による中等教育の不平等は、男女とも 1949-58年 cohorts でほぼ解消する (図 3.5)。しかし、親義務層 (1abc) の不利は、若い cohorts でも一定程度、残されている。

高等教育への移行にかんしては、男性では親高等層の移行率が 1949-58年以降の cohorts で横ばいなため、機会の不平等には若干の低下が生じている (図 3.6)。女性についてはそうした傾向は存在せず、親高等層と親中等層とのあいだでは、機会の不平等がわずかに拡大している。

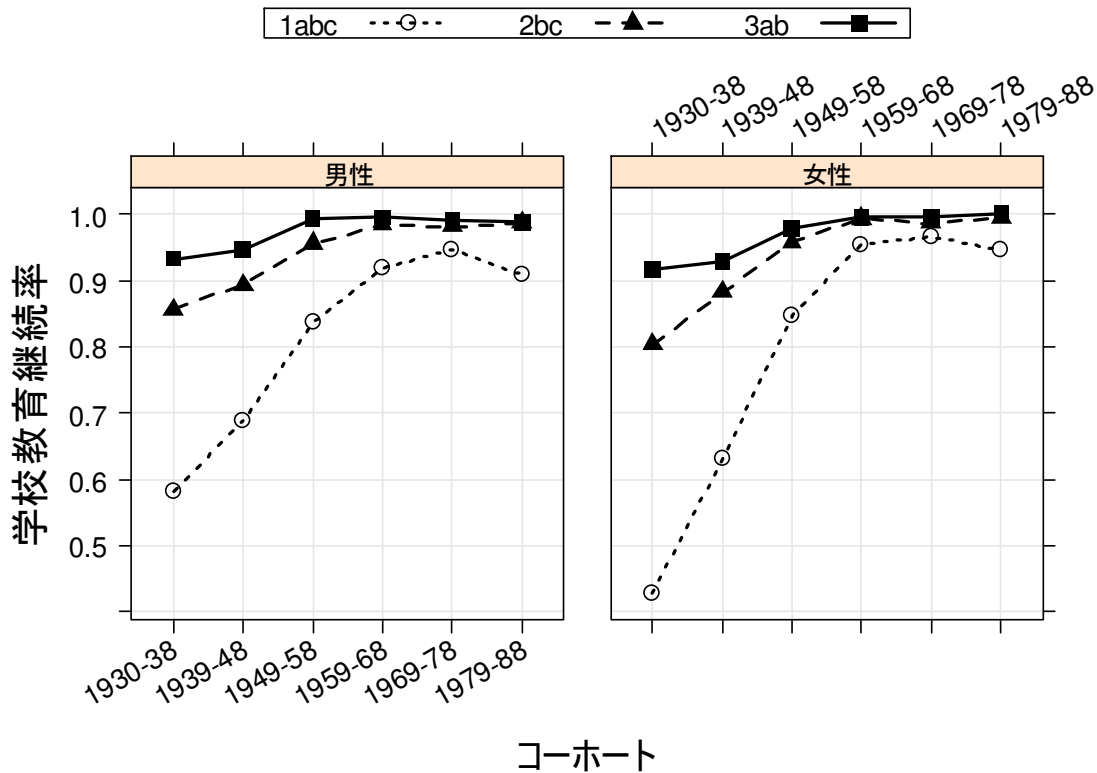


図 3.5 親学歴別の中等教育への移行率

### 3.4 戦後日本における教育社会の変化

#### 3.4.1 分析結果のまとめと争点の整理

学制改革後の約 60 年で、日本人の教育年数は着実に伸び、標準偏差も低下した。さらに本人の教育経験が家族の地位に依存する程度も、いくらか減少していた。父職業と教育年数との関係は 60 年間をとおしてゆるやかに低下し、中等教育への進学機会における出身背景の制約は大幅に縮小したといえる。他方、高等教育の機会にかんしては中等教育ほど一貫した傾向がなく、一部のコーホートでは進学率が上昇する時期に機会の不平等が拡大する兆しが見られていた。

これらの結果は 3.1.3 で言及した 3 つの命題とも整合的であり、本章のデータが先行研

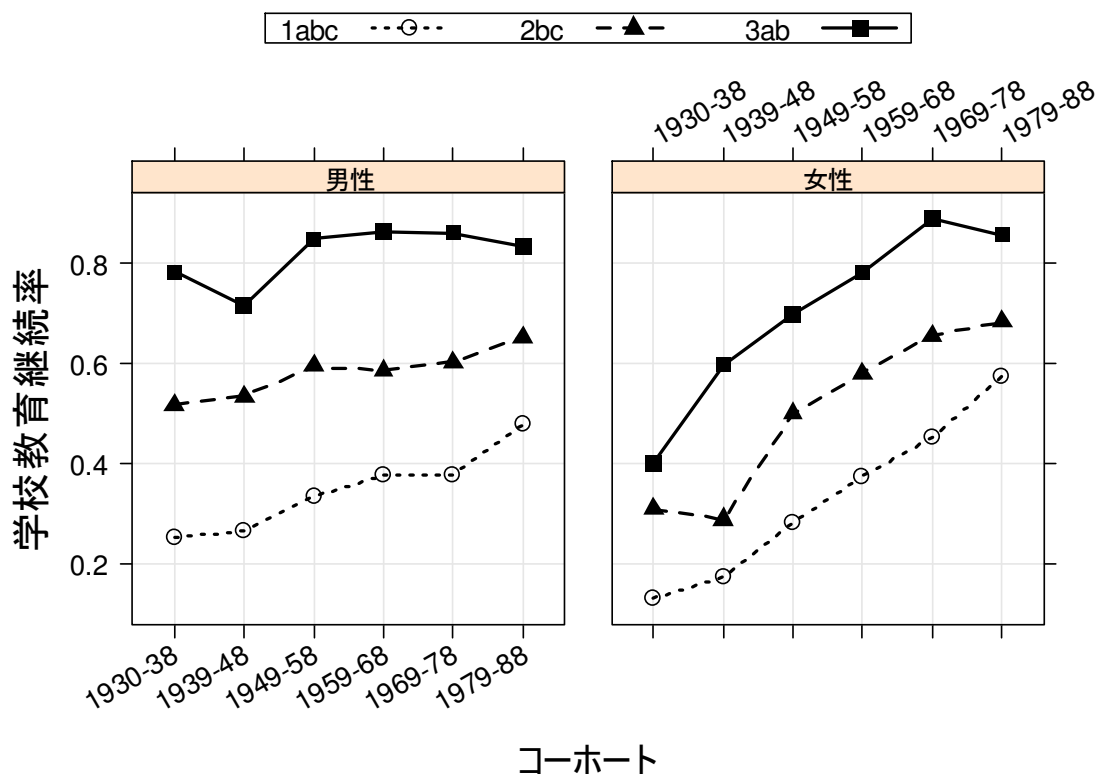


図 3.6 親学歴別の高等教育への移行率

究の傾向をよく再現していること、それにより教育機会の基本的な関係構造を適切にとらえていることを示している。そのことを確認したうえで、教育の不平等とかかわる重要な争点のうち、議論の蓄積がじゅうぶんでないものを次に記す。

日本の選抜制度の特徴を加味して教育機会の長期的な変化を読み解こうとすると、中等段階での進学先の質的な差異に目を向ける必要がある。現代の日本では、人々は中学卒業後に(進学/非進学の2項選択以上に)どのような高校(学科、ランク)にすすむか——同一学歴内部の格差——を重視している(中西ほか1997; 荒牧2008a,b)。高校進学率が上がり、量的な機会の不平等が減少したとしても、家族の影響力は(中等教育の)内部格差のかたちで維持された公算が大きい。

個人データの分析ではないが、進学率にもとづき全国の高校を分類した麻生(1966)によると、進学率の高い上位校ほど新中間層出身の生徒が多い。そして、進学率の低い下位校の多くは新設校と非伝統校で構成されている。高校の量的拡大と大衆化は、同一の学校

段階内での水準分化(学校差の形成)をともしつつ実現したことがわかる。

中等教育の質的な不平等は、高等教育の機会にも影響した可能性がある。シンプルな予測は、恵まれた出自の生徒が進学校に、不利な出自の生徒が下位校にすすむかたちで中等教育の進学率が上昇し、このような進路分化が「トラッキング」の機能を担うことで、高等教育機会の不平等が維持されたというものである。ただし中等教育の機会と高等教育の機会との相互関係については、もう少し一般的な観点から検討を加えることもできる。高等教育の機会にかんするさまざまな仮説は次章(4.1.2)で詳しく取り上げる。

高校への非進学者も含めた高等教育への到達機会は、先行研究でも意見が割れているところである。高等教育への「移行」と異なり高等教育の「達成」機会は、中等と高等の2つの進学機会の合成によりとらえられる(尾嶋1990)。教育の内部格差(近藤1988)の状況に直接的に影響を受けるのが、この高等教育「達成」の機会構造である。高等教育単独の傾向とはちがう側面から中等教育の変化の帰結を評価するために、高等教育への到達機会の動静分析は別途、検討を要する課題である。

### 3.4.2 教育不平等の動的理解：拡大と多様な変化

戦後の日本では教育の拡大にともしない、機会の不平等も多様に変化してきたといえる。確かに、機会の拡大と不平等の低下とは単純には結びつかない。その一方で、どの時代でも社会的出自による機会の不平等が一定だとする見方も、現実の認識としてはあまりに一面的である。

機会の不平等が安定的であることの経験的な根拠として、多くの先行研究が *Persistent Inequality* を引用してきた。しかし、実は同書は不平等の変化について、全面的に否定しているわけではないのである。*Persistent Inequality* は学校段階ごとの移行の見込み(オッズ)に対する家族の影響力が安定していて変化しにくいことを主張しているに過ぎない。不平等のそれ以外の側面、たとえば最終学歴と出身背景との関係については、同書所収の論文でもさまざまな結果がえられている。

ここで、より重要なのは *Persistent Inequality* の結論と比較したとき、その理論的な考察がそれほど注目されていない点である。Blossfeld & Shavit (1993) は導入的な論文において Mare (1980, 1981) のトランジション・モデルから方法と理論を継承し、教育機会の不平等の変化について複数の仮説を提示している。それらは不平等の単調な増加や減少

を予測する仮説ではなく、機会の変化にかんする多様な可能性を示唆するものである。

日本を含む多くの産業社会で教育機会が多様な方向へと変化していることが明らかとなったいま、機会の不平等をさらに詳細に検討し、深く理解するために、*Persistent Inequality* の理論仮説を活用することは有効な手立てだと考えられる。

次章では、3.4.1 で論究した争点について具体的な予測を導出し、データにそくした実態記述をすすめていく。その際、*Persistent Inequality* を参考にしつつ4.1.1 で中等教育の質的不平等について、4.1.2 で高等教育への移行機会について、4.1.3 で高等教育の達成機会について、出身階級の影響力にかんする仮説を整理する。出身階級との関係だけではとらえきれない性質の不平等を取り上げ、親学歴の影響力に着目した仮説を構築する作業は、4.1.4 においておこなう。



## 第4章

# 戦後日本における教育機会不平等の変動過程(2)：「持続的不平等」再訪

### 4.1 教育機会における持続的不平等命題の再検討

#### 4.1.1 中等教育の不平等：再生産戦略と経済的費用

移行先の序列構造

*Persistent Inequality* で提示された仮説のなかで、文化的再生産仮説は教育システムの内部における不平等の変化について、もっとも簡明な見取り図を与えるものである(Blossfeld & Shavit 1993)。

教育機会の平等化は支配層にとってもメリットがある。学校は、社会における支配的な価値を人々に伝え、不平等な機会構造を正当化することに適した装置だからである。その一方で、支配層は教育達成や地位達成のためにかれらが所有しているアドバンテージを簡単に手放そうとはしない。このため支配層は不利な層に対する学校の開放と、かれら自身の特権の維持を同時に満たす戦略を模索することになる。高等教育進学との関係が弱い非アカデミックな学科やコースの増設は、支配層のそうした意図が生みだした教育制度の形態的变化として解釈することができる。

もちろん、このような議論を日本の事例に無批判に適用すると無理がでてくる。日本における高校拡大は普通科を中心に生じた。高校段階における普通科の門戸を狭くして、不利な層の生徒を大量に職業科に送り込むかたちで全体の進学率が上昇したわけではない。

加えて支配層の意図のような実体の不明なものの役割を強調する説明に、理論的な違和を感じることも事実である(Hout 2006)。

ただし、文化的再生産仮説の論旨から、進学先の序列が明確であれば優位層はより序列上位の学校を選好するという仮定を導くことが可能だとしたら、この仮定はじゅうぶん受け入れることができる。Lucas (2001) は優位層のそのような戦略に注意しつつ、特定の学校段階における機会の平等化後も質的な意味での不平等は維持されるとして、Effectively Maintained Inequality (EMI) 仮説を提唱した。

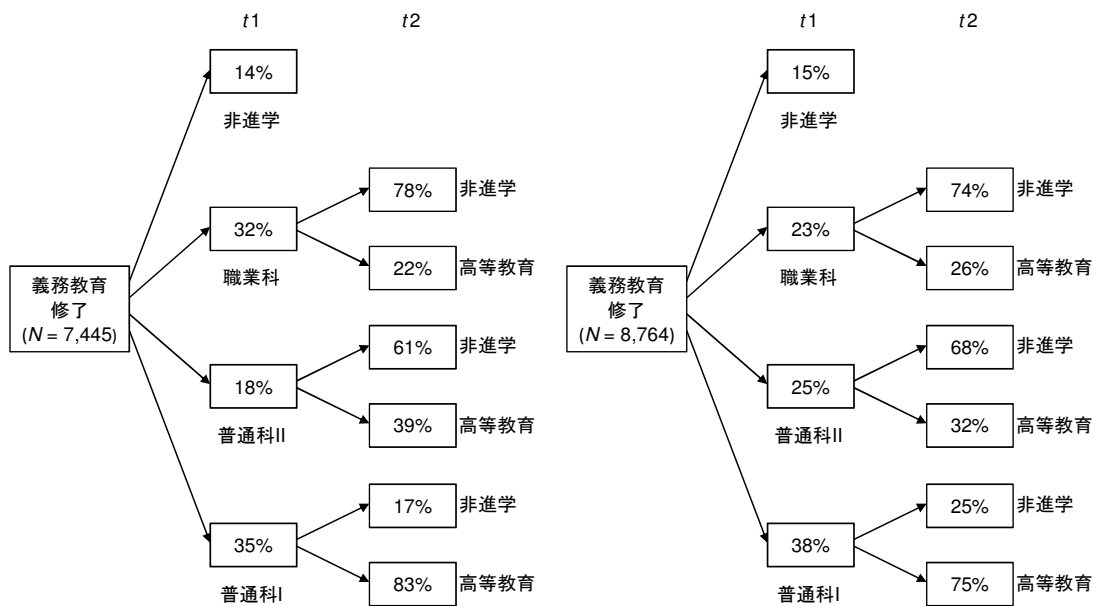
日本においても高校の量的な拡大がそれらのあいだの質的分化を促進したことが指摘されている(麻生 1966)。現在では普通科と職業科とのあいだ、さらに進学実績にもとづき普通科の内部にも序列が存在することは、多くの人を実感しているだろう(Rohlen 1983=1988)。日本の教育社会学は、こうした高校間の序列構造を「トラック」として理解してきた(藤田 1980)。そして生徒の出身階級と「トラック」とのあいだに強い結びつきがあること(江原 1977; 秦 1977b; 尾嶋編 2001; 飯田 2007)、高校進学率が70%をこえた頃から「トラッキング」の構造が明確化したこと(荒牧 2000)を明らかにしてきたのである。

図4.1は本論文のデータ<sup>\*1</sup>で中等教育の経路( $t_1$ )とその後の教育達成( $t_2$ )との関係を見たものである。 $t_1$ については職業科校と普通科校とを切り離し、後者には上位校(I)と下位校(II)の区別を設けた。IとIIの境界は荒牧(2000)にならい、同級生の大学進学率が50%以上の学校かそうでないか<sup>\*2</sup>を目安とした。

明らかに高等教育に進学するか否かは、中等段階での選択に依存していることがわかる。このような関係が安定ないし新しいコーホートでより強化されているとすれば、高等教育への進学を計画するものは中等教育の段階で、後の進学にとって有利な経路に移行しようとするだろう。高等教育との近接性による高校の序列構造は、中等教育の機会における質的な不平等の維持に加担したと予測することができる(尾嶋 1990; 荒牧 1998)。

<sup>\*1</sup> データの出所については前章の第2節「分析に使用するデータと変数」を参照。

<sup>\*2</sup> SSMやJGSSには「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」という質問があり、回答者が卒業した高校の進学実績を推測できるようになっている。ただし1985年SSMは、この方法で高校を分類することができないので、高校名の情報をもとに進学状況を推測した。具体的な手続きとしては『サンデー毎日』(1980年4月20日発行)掲載の「全国1300高校大学合格者調査」を参照し、そこに記載されている高校をI、記載のない高校をIIとした(中西 2000)。実際に回答者がその高校に通学していた時点の情報ではなく、あくまで便宜上の手段であるが、有力校の地位は相対的に安定していると思われるので、今回はこのやり方でデータをそろえることにした。



Note: t1=義務教育から中等教育への移行; t2=中等教育から高等教育への移行. 左のパス図は男性について, 右のパス図は女性について計算した結果.

図 4.1 1930-1988 年出生コーホートにおける教育達成過程のフロー・チャート

### 経済的條件の緩和

他方、家族の経済状態による教育機会の制約に着目することで、上記とは異なる予測を立てることもできる (Blossfeld & Shavit 1993)。下層の家族にとって子どもに教育を受けさせることで生じる直接費用や放棄所得は重い負担となっている。このため、経済的な不平等の解消は教育機会の平等化に対して、一定の有効性をもつと期待することができるのである。

産業社会の特色ともいえるべき生活水準の向上が教育にかかる費用を低下させることは、Boudon (1973=1983) が指摘している。このことは機会の平等化にも影響を与えた。戦後の日本では教育達成に対する経済的資源の効果が一貫して低下している (近藤・古田 2009)。また、都市周辺の近郊農家における生産力の増大が、農業層の普通科への進学を促したとする指摘もある (秦 1977b)。海外でも以前から機会の平等化がおきていたスウェーデン (Jonsson 1993) やオランダ (de Graaf & Ganzeboom 1993)、ドイツ (Jonsson et al. 1996) では、生活機会の平準化が不平等の縮小の一因となったことが確認されている。

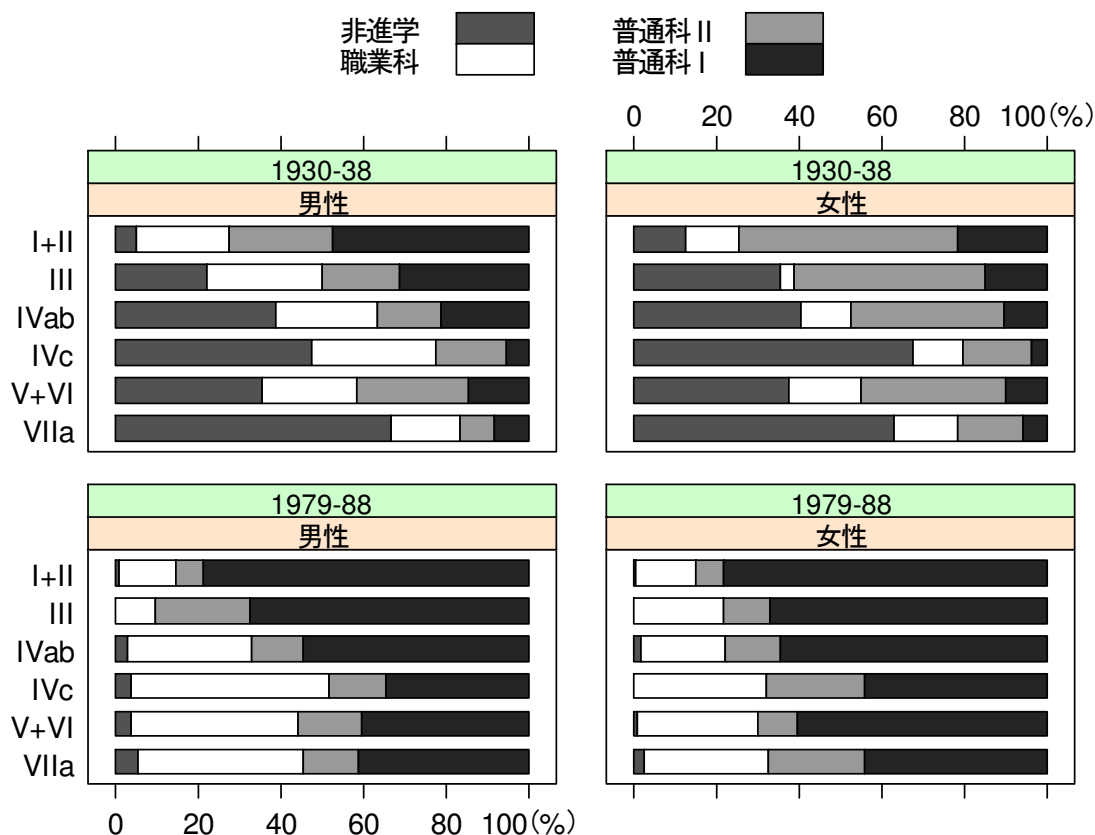


図 4.2 出身階級による義務卒後の移行先の比較

結局、高度成長期の家計所得の伸びに支えられた教育費の相対的低下(菊池 1982; 近藤・古田 2011)と普通科中心の高校拡大が、高等教育進学を見越した進路選択へと下層階級を後押しし、中等教育の質的な機会も徐々に平等化させたといえるのかもしれない。

出身階級と中等段階での移行の結果との関係をデータで見ると、この60年で階級と移行先との関係はかなり弱化したことがわかる(図 4.2)。選択の不平等が解消したわけではないが、1930-38年コーホートではサービス階級(I+II)とせいぜいノンマニュアル(III)、それも男性に限られていた普通科Iへの進学は、1979-88年コーホートでは多くの層にとって手の届くものになっている。便宜的な指標を用いた分析なので解釈に気を付ける必要があるものの、日本全体での長期的な動向としては中等教育への移行段階において、階級によらない選択の自由度が増した可能性を示す結果だといえるだろう。

### 4.1.2 高等教育の不平等 1：経路依存性と生徒間の異質性

高等教育への移行機会については中等教育の質的な不平等が持続しているときと縮小しているときで、異なる予測を立てることができる。後者のケースでは、さらに2つの帰結をわけて考えることができる。したがって、全部で3つの予測が区別できることになる。

#### 制約的経路の束

中等教育の質的な不平等が継続している場合、高等教育の機会について平等化を期待することはむずかしいだろう。中等教育の経路、すなわち「トラック」が教育機会に対して制約的に作用するというのが教育社会学における標準的な理解の仕方である(中村 2011)。社会的・教育的「トラッキング」の議論では階級も制約的経路の1つであり、生まれに応じて人々が特定の「トラック」に配分され、その後は「トラック」にもとづき進路を割り当てられる(藤田 1980, 1990)。このため階級と「トラック」との関係が変わっていないとしたら、その後の機会も不変だと考えるのが順当だろう。

少し注意を要するのは日本社会で「トラック」による進路の制約が過去から現在にかけて強まっていることである(荒牧 2000)。そしてこのことは機会の不平等を強めた可能性がある。欧米の研究によると中等教育の「トラック」が明確なシステムでは、教育選択における社会的不平等が大きいとされている(Buchmann & Park 2009)。別の国際比較では、日本において生徒の大学進学希望に対する家族の影響力が相対的に大きいことが示されている(Dupriez et al. 2012)。ここでそれらの中身に深入りする余裕はないが、下位の「トラック」はカリキュラム上、その後の進学が難しいこと、社会的に不利な生徒が集まることで進学に役立つ情報が共有されにくく進学意欲が促進されないことが、不平等の増加に加担しているようである。

要するに中等教育の質的な不平等の改善が見られない状況では、高等教育の不平等は拡大か、よくて安定推移だと予測される。前章で検討を加えた不平等の構造を説明するうえで、この予測はある程度、有効だと考えられる。高等教育への移行では、不平等の明確な減少傾向は読み取れないからである。

付言すれば、この状態は優位層の再生産戦略が功を奏した結果と見なすこともできる。優位層の最終目的は中等教育において上位の経路にすすむことではなく、高等教育におけ

る座席の確保である (Blossfeld & Shavit 1993)。中等段階での有利な「トラック」への移行は、この望みを果たすための方途に過ぎないのである。

### 差別的選抜のプロセス

中等教育の機会が平等化している場合、その段階での選抜のハードルを通過した生徒集団の異質性が、不平等の変化を考察する際の鍵概念となる。この問題について社会階層研究は示差的選別の過程に着目して議論を組み立ててきた (Boudon 1973=1983; Blossfeld & Shavit 1993)。

トランジション・モデルの重要なインプリケーションは、教育の達成過程で生徒が繰り返し選抜されることにより、生徒集団の特性が次第に均質化していくというものである (Mare 1980, 1981)。どの学校段階でも学力や意欲の高い生徒ほど進学しやすい。そして、家族のヒエラルキーが上昇するにつれて生徒の学力や意欲は平均して高くなるため、進学率に差がでてくる。ただし学力や意欲などの特性 (異質性) を考慮した後でも階級ごとに移行傾向が異なるので、上層の生徒は学力や意欲が低くても教室内での残存率はそれなりに高い。こうしたプロセスが重なり合う結果、初期の移行と比較し後期の移行では、学力や意欲の階級差が無視できるレベルまで低下する。このように、階級が生徒の学力形成に関与することで教育の継続を促すという力学は、教育の連続的な分岐点を生徒が通過していくたびに、だんだんと目立たなくなっていくのである<sup>\*3</sup>。

Mare (1980, 1981) はこの基礎的な理解にもとづき、初期の移行のハードルの低下は学力や意欲の低い下層出身者の進学を容易にする一方で、生徒間の異質性を増加させると考えた。つまり、学力や意欲を媒介とした進学機会の不平等が、後期の移行段階に先送りされていくのである。実際、Mare が分析したアメリカのデータでは、コーホートが新しくなるにつれて高校卒業時や大学入学時の機会の不平等が、やや拡大している。

<sup>\*3</sup> 教育機会の不平等の発生メカニズムにおいて第2次効果がより重要であるとする理由が、ここにある。Boudon はリセの第3学級の生徒をサンプルとした調査から「問題の教育水準において、その選別が効果的であったので、学業成績に応じた生徒の分布は、両親の文化的水準別には、ほとんど差がないこと」(Boudon 1973=1983: 80)を確認している。他方、調査の目的変数である生徒の希望職業には、両親の文化的水準(教育免状)による明確な差異を認めることができる。この調査、およびその後のモデル分析から Boudon が引き出した次の示唆は、きわめて重大である。「決定過程の第一段階が反復的でないのに対して、この第二段階は反復的である。したがって、文化的遺産は、結局、機会不平等の説明において、とくに高等教育の水準でのその説明においては、あまり重要でない役割しか果たさないのである」(Boudon 1973=1983: 89)。

以上の差別的選抜仮説から次の予測を導くことができる。中等教育の質的な平等化は、この水準における生徒間の異質性を高めることで、高等教育の不平等を増加させた可能性がある。

#### 自立性の増大

移行がおこなわれる学校段階と生徒の性質との関係について言及しつつも、差別的選抜仮説とはちがった見方を提示するのがライフコース仮説である。ライフコース仮説は、生徒集団の異質性の変化は問題にしない。むしろこの仮説で鍵を握るのは、生徒の年齢が上昇することによる自立性の増大である。

子どもが幼いうちは教育や学習に対する親のコントロールが強く、進路の決定も親の意志や家族の経済力を反映したものになりやすい。一方、学年が上がると子どもは大人に近づいていき、自分自身がどうしたいかを考えながら行動するようになる。このような子どもの自立が、家族に依存した教育選択から、かれらを漸進的に解放していく<sup>\*4</sup> のである (Müller & Karle 1993)。

要するにライフコース仮説においても、移行に対する階級の影響力は、後期の移行段階では小さいと考えられている。ただし、そのような現象の背後で働くメカニズムの説明と、不平等の変化にかんする予測が差別的選抜仮説と異なる。先行する移行段階で不平等が縮小し生徒の異質性が高まったとしても、後の移行では本人 (生徒) の意志が重要だという傾向が保たれてさえいれば、高等教育の不平等が拡大することはないと、ライフコース仮説は主張する (Blossfeld & Shavit 1993)。

#### 4.1.3 高等教育の不平等 2 : キャリーオーバー効果の存在

高等教育達成の不平等は、中等教育と高等教育という2つの学校段階における不平等の合成である。変化についても4.1.1と4.1.2で検討した可能性のうち、どれが実際のデータをよく説明するかは左右されるため (Rijken et al. 2007)、ア・プリオリに予測を打ち出すのはむずかしい。

文化的再生産仮説が正しい場合、2つの不平等はともに不変だから、高等教育の達成に

<sup>\*4</sup> このように整理すると差別的選抜仮説が不平等の第1次効果に着目しているのに対して、ライフコース仮説は第2次効果が変化する可能性に光を当てた議論だということがわかる。

についても機会の平等化は望めない。それは高等教育が「上級財」であるという傾向(原・盛山 1999)が今日まで継続していることを意味する。

他方、差別的選抜の過程を重視するのであれば、中等教育の(質的)平等化と高等教育の不平等化が双方の変化を相殺し、高等教育の(移行ではなく)達成では不平等が維持されたと考えることができる。ただし、差別的選抜仮説はもともと、移行の段階によって不平等の大きさが異なることを説明するための理論だったことに注意する必要がある(Mare 1980, 1981)。もし、階級の効果が大きいとされてきた初期の移行における平等化が、その後の移行において生じた不平等化を凌駕するほどのものであれば、高等教育達成の分析でも機会の平等化を見つけることができるかもしれない。

最後に、ライフコース仮説の立場からは、高等教育達成において機会の不平等が縮小していると予測することができる。初期の移行で階級の影響力が低下する一方、後期の移行で不平等の拡大が生じていないとしたら、当然、そういうことになる(Blossfeld & Shavit 1993)。

この分析は教育機会の動向を理解するための補助線を引く作業である。3.3の重回帰分析の結果は、水準分布の変化(高学歴化)を反映した見せかけの平等化でしかないのか。それとも、そこに実質的な平等化へと向かう何らかの動きを認めることができるのか。さらに平等化しているとすれば、それはどういう側面での平等化なのか。

中等教育はすでに「基礎財」として普及しているので、機会の平等化が見られたとしても、そのこと自体は驚くに値しない<sup>\*5</sup>。しかしながら、それを高等教育の開放化の一環として位置付けることが可能だとしたら、あらためて中等教育を取り上げることの意義が見えてくる。初期の移行段階における不平等の低下は、その後の教育達成を平等化させる「キャリアオーバー効果」をもつことが先行研究で確認されている(Shavit & Westerbeek 1998)。そのような効果に注意しつつ高等教育達成の分析をすすめていくことで、中等教育の変化を評価する際の1つの手がかりがえられるだろう。

#### 4.1.4 親学歴の影響力にかんする仮説：成功確率と学歴消費

*Persistent Inequality*に限らず多くの先行研究は、背景変数として職業と学歴とのあいだに、はっきりした区別を設けていない。教育機会の不平等にかんする仮説は職業(階級)

<sup>\*5</sup> ただし 4.1.1 で指摘したとおり、質的な不平等の動向は自明ではない。



を中心につくられ、基本的には同じ理屈が親学歴にも当てはまるというのが、暗黙の了解なのかもしれない。

しかし Bourdieu (1979=1990) を嚆矢とする社会空間の分析が示唆するように職業と学歴とはつねに蜜月の関係にあるわけではない。それらは社会構造や成層体系を構成する別々の要素として扱われるべきものだろう。Erikson & Goldthorpe (1992) の階級は市場状況と仕事状況にもとづき分類されている。ゆえに階級的位置は人々の生産関係と仕事の内容、経済的報酬の獲得可能性、そしておそらく威信と関係の深い概念である。

学歴の高さと職業的地位とが完全な対応をもたない以上、学歴の中身には大まかにいっても職業文化への選好や経済的資源の多寡に還元できないものが含まれることになる。そうだとすれば親の職業と学歴では、子どもの教育に対する関与のあり方が異なると考えなければならない。

親学歴の影響力についてまとめた議論をおこなったのが Erikson & Jonsson (1996a) である。Erikson & Jonsson は合理的な教育選択のモデルをつくり、教育達成からえられる「便益」、教育を継続するのに必要な「費用」、そして教育の「成功確率」から、教育の「効用」が定まると仮定した。このモデルでは個人は「便益」と「費用」、「成功確率」の組み合わせから教育の「効用」を計算し、最大の「効用」がえられる進路を選択すると見なされている。Erikson & Jonsson の議論のうち、ここでの関心と直接の関係があるのは教育の「成功確率」と「便益」に対する親学歴の効果である。

学歴の高い親は子どもの学習をサポートし、さらに進路選択をナビゲートすることで、子どもに受けさせる教育の「成功確率」を上げることができる。学習のサポートは親の認知的能力が高い場合、とくに効果的だろう。また、大学に合格するためにはどの高校に行くのと有利なのか、どの教科の勉強に力を入れるのが効率的なのかといったことも、親が教育や選抜の仕組みに精通していれば、子どもは有益な情報を手にすることができるだろう。

「便益」については学歴に付与される消費財としての価値を挙げることができる。学歴にはそれ自体に「ステイタス」を表象する「地位表示機能」がそなわっていることが、日本の社会学ではこれまでも指摘されてきた(天野 1983; 吉川 2006)。階級やエスニシティの断層が見えにくい日本社会で、確かに学歴はわかりやすい差異の記号だといえるのかもしれない。「ステイタス」の中身が何であれ、ここでは学歴を獲得したその時点で(転換の戦略を必要としない)「便益」が発生することを確認しておけばじゅうぶんである。

ここで指摘した「成功確率」に対する学歴の作用は、明らかに親自身の教育経験の増加関数だといえる。「便益」にかんしても親学歴が高いとき、消費財としての学歴の価値はやや高くなると考えられる\*6。教育機会の制約を親学歴の附帯条件として理解するとき、そのような制約は変化しにくいと考えてよいかもしれない(Erikson & Jonsson 1996a)。階級間の経済的な不平等が低下しても、高学歴の家族と低学歴の家族とのあいだの教育経験の差がなくなるわけではない。すると、子どもの教育の「成功確率」と、教育から引き出される学歴の「便益」は、親学歴の水準に応じて一定だと考えるのが適当ではないだろうか。

これらのことから、中等教育の場合でも高等教育の場合でも、親学歴による機会の不平等は縮小していないと予測される。

## 4.2 分析の方法

この章では中等教育の分化と高等教育への移行を、トランジション・モデルの枠組から検討する。中等教育の分化は多肢選択型の離散変数なので、統計モデルにおいてもそのことを考慮する必要がある。そのような方法として、これまで教育制度の特徴や分析の目的に合わせて、多項ロジット・モデルや順序プロビット・モデルが用いられてきた(Breen & Jonsson 2000; Lucas 2001)。本章では隣接ロジット・モデルにより、中等教育の質的不平等を分析していくことにする。

隣接ロジット・モデル(ACモデル)は多項ロジット・モデルの1つとも順序ロジット・モデルの1つとも考えることができる(Long 1997; Agresti 2010)。

$$\ln \left[ \frac{p_i(y = k + 1)}{p_i(y = k)} \right] = \tau_k + \sum_{m=1}^{M-1} \lambda_m O_{im} + \sum_{r=1}^{R-1} \lambda_r C_{ir} \quad (4.1)$$

式(4.1)は中等教育段階で  $k + 1$  のカテゴリに移行するオッズの自然対数を出身階級  $O$  と

\*6 差異の表示記号(Baudrillard 1970=1995)としての学歴へのこだわりは職業とも無関係ではないだろうが、学歴との関係のほうが多強いように思われる。Bourdieu (1979=1990) が指摘するように支配階級に所属する集団の内部でも、子どもの教育に投資する傾向には温度差があり、文化資本の豊かな層ほど子どもの教育により積極的に干渉する傾向が見られる。それはもちろん社会的再生産の戦略を反映したものだが、自分たちの所有する学歴「ステータス」を維持するという目的もたぶん含まれた慣習行動だと想像することができる。ある集団がもつ相続文化資本の量と、その集団の学校教育制度への依存の度合いは、学校的ヒエラルキーへの文化投資を規定する最大の要因なのである。

コーホート  $C$  の加法関数として表現したものである<sup>\*7</sup>。移行 1 のカテゴリに非進学から順に  $k = 1, \dots, 4$  の数値を与えたもの (表 3.1) が AC モデルの目的変数となる。このため  $\lambda$  の符号が正のとき、より序列上位 ( $k + 1 > k$ ) の結果をえるオッズは増加する<sup>\*8</sup>。 $\tau$  はモデルの切片項である。

$$\ln \left[ \frac{p_i(y = k + 1)}{p_i(y = k)} \right] = \tau_k + \sum_{m=1}^{M-1} \lambda_m O_{im} + \sum_{r=1}^{R-1} \lambda_r C_{ir} + \sum_{s=1}^{S-1} \sum_{u=1}^{U-1} \lambda_{su} O_{is} \times C_{iu} \quad (4.2)$$

$$\ln \left[ \frac{p_i(y = k + 1)}{p_i(y = k)} \right] = \tau_k + \sum_{m=1}^{M-1} \lambda_m O_{im} + \sum_{r=1}^{R-1} \lambda_r C_{ir} + \sum_{v=1}^{V-1} \lambda_v O_{iv} \times \hat{C}_i \quad (4.3)$$

式 (4.2) はコーホート間の比較をおこなうために  $O \times C$  の交差項を追加したモデルである。出身階級とコーホートの組み合わせに対して相互作用効果を与えることで、基準となるコーホートからの変数効果の偏差  $\lambda_{su}$  を検討するのである。さらにパラメータの節約と教育機会のシンプルな動向の把握を目的として、階級の効果に直線的な変化を仮定したモデルを推定する。式 (4.3) のアクセント付きの変数は出生コーホートを連続変数としてリコード ( $\hat{C} = 0, \dots, 5$ ) したものである。

高等教育への移行はカテゴリが進学 ( $y = 2$ ) か非進学 ( $y = 1$ ) かの 2 値選択なので、2 項ロジスティック応答モデルにより分析する<sup>\*9</sup>。使用する説明変数は AC モデルと同じで

<sup>\*7</sup> 以下の式も含めてすべて出身階級を説明変数にもつモデルで説明しているが、 $O$  が親学歴をあらわすと考えれば、親学歴の影響力を検討するモデルもまったく同じように理解することができる。

<sup>\*8</sup> 少しテクニカルな注釈になるが、式 (4.1) では移行先のカテゴリ  $k$  にかかわらず説明変数の効果が一定となるように制約を課している。ただし、この制約はカテゴリ間の順序 (隣接) を前提としたもので、対数計算の法則からカテゴリ同士の距離が離れるほど、説明変数の実質的な効果は増加するという性質が導かれることに注意してほしい。変数ごとにこの制約を外し  $\lambda$  が  $k$  ごとに異なる値をもつようにすることもできる (O'Connell 2006)。すべての変数について  $\lambda$  のユニークな効果を推定すると AC モデルは多項ロジット・モデルと完全に同一のモデルになる (Fullerton 2009)。多項ロジット・モデルに対する AC モデルの優位は少数のパラメータで変数間の連関をとらえられる点にある。相互作用効果を含むモデルを推定するとき、この特徴はとくに好ましい (鹿又 2006)。その反面、説明変数の効果は要約的な傾向としてあらわされるため、詳細な関係を検討する目的には向かないことも確かである。この点に配慮して次章では変数効果に課している制約を適宜ゆるめたモデルを推定していく。

<sup>\*9</sup> 高等教育の達成にかんしても目的変数は 2 値の離散変数なので、高等教育への移行と同様に 2 項ロジスティック応答モデルで分析することができる。ただし、前者の場合、式 (4.4) から式 (4.6) の分母には中等教育への非進学者も含まれることになる。

ある。

$$\ln \left[ \frac{p_i(y=2)}{p_i(y=1)} \right] = \tau_k + \sum_{m=1}^{M-1} \lambda_m O_{im} + \sum_{r=1}^{R-1} \lambda_r C_{ir} \quad (4.4)$$

$$\ln \left[ \frac{p_i(y=2)}{p_i(y=1)} \right] = \tau_k + \sum_{m=1}^{M-1} \lambda_m O_{im} + \sum_{r=1}^{R-1} \lambda_r C_{ir} + \sum_{s=1}^{S-1} \sum_{u=1}^{U-1} \lambda_{su} O_{is} \times C_{iu} \quad (4.5)$$

$$\ln \left[ \frac{p_i(y=2)}{p_i(y=1)} \right] = \tau_k + \sum_{m=1}^{M-1} \lambda_m O_{im} + \sum_{r=1}^{R-1} \lambda_r C_{ir} + \sum_{v=1}^{V-1} \lambda_v O_{iv} \times \hat{C}_i \quad (4.6)$$

### 4.3 トランジション・モデルの推定結果

#### 4.3.1 出身階級による教育機会の不平等

表 4.1 が出身階級の影響力にかんするトランジション・モデルの結果を整理したものである。階級の効果にかんする仮定をいろいろ変えて推定したモデルの適合度を 1 列目から 3 列目に示した。ここでの興味は各々のモデルの単独での適合度よりも、それらのあいだの相対的な当てはまりのよさにあるので、4、5 列目で報告した尤度比検定の結果を見ながら、コーホート間の変化について検討していくことにする。

中等教育の機会が男女とも明らかに変化している。女性については階級の効果がすべてのコーホートで一定とするモデルと、その効果がコーホート間で異なると仮定したモデルとの対比 (M2/M1) から (表 4.1B)、後者のほうがデータとの適合度がよいことがわかる ( $p < 0.05$ )。同じ傾向が男性にも見られるが、階級の効果に直線状の変化を仮定した場合 (M3/M1) のみ、モデルの適合度が 5% 水準で改善する (表 4.1A)。

続けて変化の具体的な内容を見ていくことにしよう。男女別のモデルから階級の効果の推定値<sup>\*10</sup>を取りだし、コーホートごとにまとめたものが図 4.3 である。モデルの識別のために  $\lambda_1 = 0$  としているので、 $\lambda_m < 0$  ( $m = 2, \dots, M$ ) であればサーヴィス階級 (I+II) と比較し、他の階級の出身者は中等教育への移行時に上位のオプションに到達しにくいことを意味している。パラメータ推定値はすべて  $\lambda_m < 0$  だが、本章の目的にとって重要な

<sup>\*10</sup> 図 4.3 の推定値は男性は表 4.1A の 3 列目のモデルに、女性は同 B の 2 列目のモデルにもとづいている。以後も、とくに断りのない場合、2 列目のモデルが機会一定のモデルより 5% 水準で好ましい適合度を示すときはその結果を利用し、そうでないとき ( $p < 0.05$  で適合度の改善が見られないとき) は 3 列目の結果を用いてグラフを作成している。

表 4.1 出身階級を説明変数とする男女別のトランジション・モデルの適合度

	モデル ( $LL, df$ )			対比 ( $G^2, df, sig.$ )	
	1. 機会一定	2. 機会変化	3. 直線変化	4. M2/M1	5. M3/M1
A. 男性：中等移行 ( $N = 6549$ )	-422.30 95	-403.91 70	-412.97 90	36.79 25	18.68 5
				0.0604	0.0022
B. 女性：中等移行 ( $N = 7729$ )	-711.39 95	-679.69 70	-695.93 90	63.41 25	30.93 5
				0.0000	0.0000
C. 男性：高等移行 ( $N = 5656$ )	-102.88 25	-91.80 0	-99.32 20	22.16 25	7.11 5
				0.6265	0.2123
D. 女性：高等移行 ( $N = 6648$ )	-107.33 25	-92.65 0	-105.10 20	29.36 25	4.46 5
				0.2491	0.4849
E. 男性：高等達成 ( $N = 6591$ )	-110.84 25	-93.31 0	-99.97 20	35.07 25	21.76 5
				0.0870	0.0006
F. 女性：高等達成 ( $N = 7781$ )	-112.36 25	-93.63 0	-106.29 20	37.46 25	12.14 5
				0.0522	0.0329

のは新しいコーホートにおける機会の不平等が基準のコーホート (1930-38 年) からどのように変化したかということである。

図 4.3 を見ると男性の自営 (IVab) と農業 (IVc)、半・非熟練 (VIIa) でサービス階級との不平等が縮小している。女性でも 1939-48 年コーホートから 1949-58 年コーホートにかけて、農業と半・非熟練の機会が大きく拡大する。1959-68 年以降はどの層でもサービス階級との不平等は一定である。やや不平等化しているように見えるコーホートもあるが一貫した動きではなく、基準のコーホートよりもサービス階級との不平等が有意に拡大している階級はない。結局、大局的な動向としては若いコーホートでは中等教育の機会が平等化したということである<sup>\*11</sup>。

<sup>\*11</sup> コーホート別のサンプルに通常の多項ロジット・モデルを当てはめた場合も、こうした傾向を確認するこ

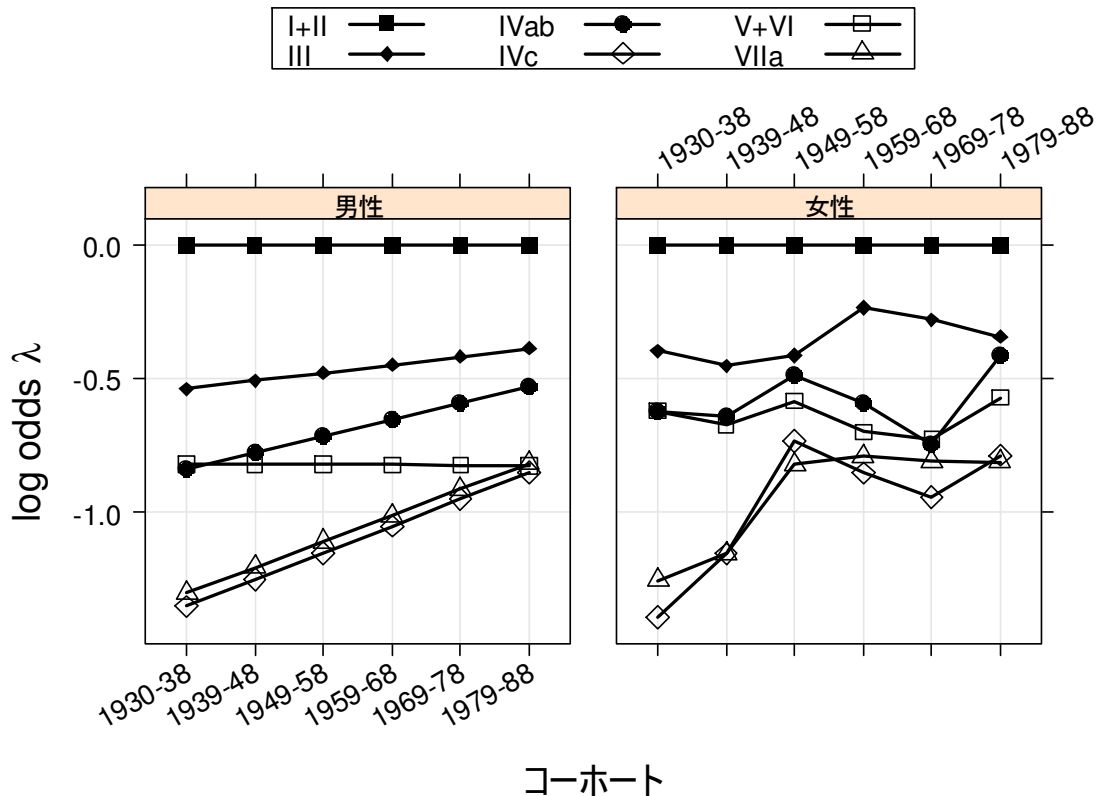


図 4.3 隣接ロジット・モデル (AC モデル) による中等教育機会の分析；各コーホートにおける出身階級の効果

これに対して高等教育への移行については、どのように仮定を変えても教育の機会は変化していないことが示唆される (表 4.1C、同 D の 4 列目と 5 列目)。2 列目のモデル (機会変化を仮定) のパラメータ推定値を見てみると (図 4.4)、男女のどちらでも機会の平等化ないし不平等化というような単調な傾向は認められないことがわかる。

それでは、戦後の日本で出身階級と高等教育との関係はまったく変わらなかったのだろうか。必ずしもそうではないことが高等教育の達成を分析した 2 項ロジスティック応答モデルの結果からわかる (表 4.1E、同 F)。階級の効果にかんする直線変化の仮定は男女のいずれにおいても 5% 水準で有意な結果 (M3/M1) を示している。

図 4.5 は高等教育達成 (表 4.1E、同 F) のモデル (3 列目) から階級 × コーホートの相互

とができる。

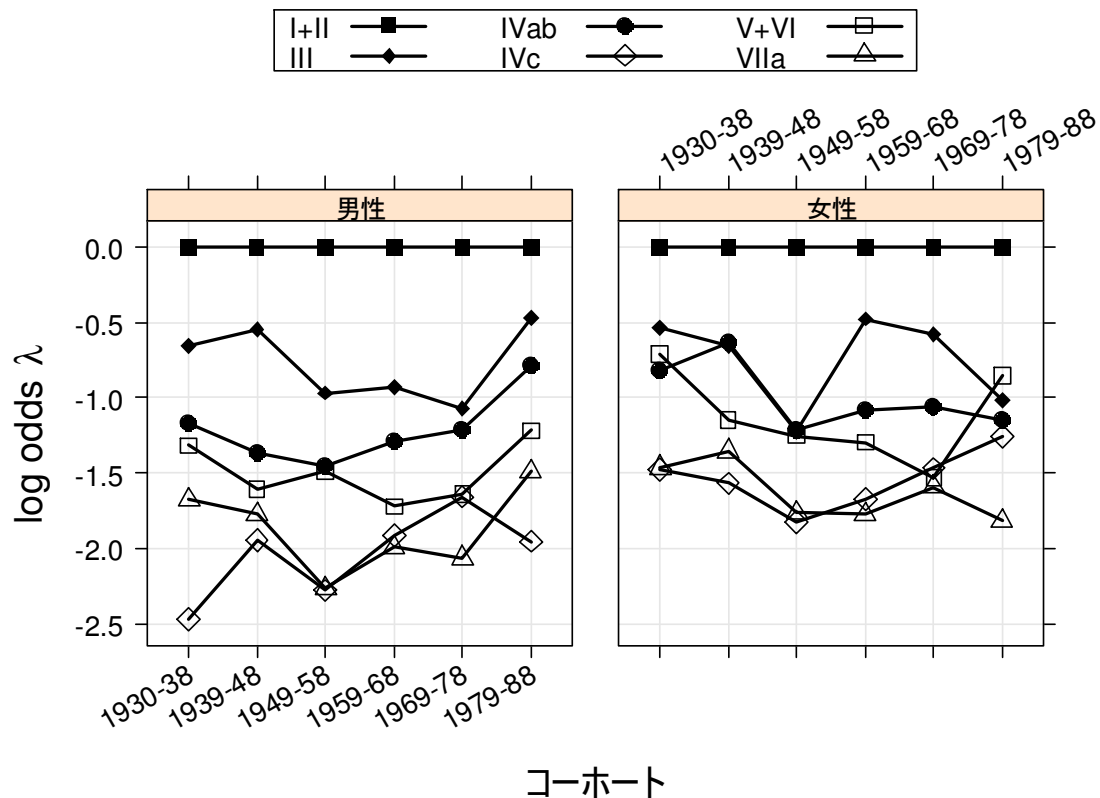


図 4.4 2 項ロジスティック応答モデルによる高等教育機会の分析；各コーホートにおける出身階級の効果

作用効果 ( $\lambda_v$ ) を取りだしたものである。男性では自営、農業、半・非熟練においてサーヴィス階級との不平等が顕著に縮小している。女性の傾向は男性ほど明瞭ではないが、高等教育の達成に対する農業の地位は明らかに改善しているといえる。

#### 4.3.2 親学歴による教育機会の不平等

最後に親学歴を説明変数にもつトランジション・モデルの結果を確認する。親学歴の影響力は変化していないとする予測とは異なり、中等教育への移行の分析 (表 4.2A、同 B) では、それらについて変化を仮定するモデルのほうがデータに対する適合度がよい (4 列目における対比)。

変化の様子は出身階級の結果とはかなり異なる (図 4.6)。男性では高等層 (3ab) と義務

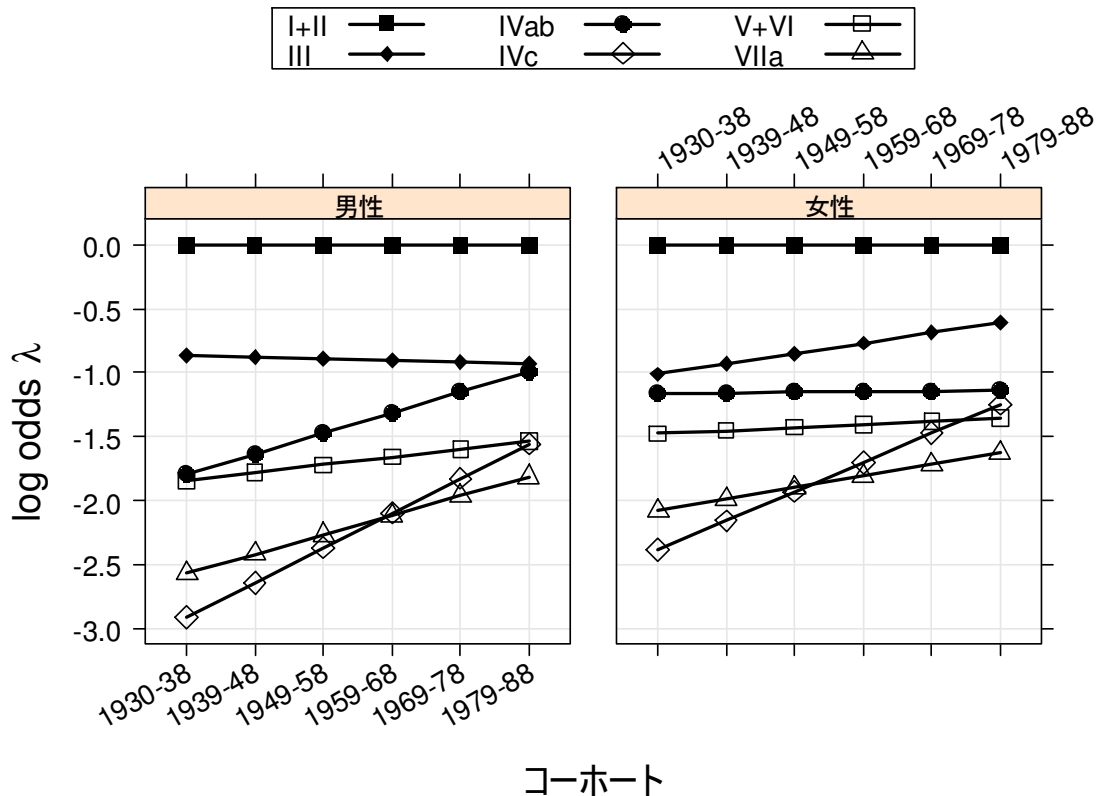


図 4.5 2 項ロジスティック応答モデルによる高等教育達成の分析；各コーホートにおける出身階級の効果

層 (1abc) とのあいだで不平等が縮小している。しかし、それ以外に平等化へと向かう動きは見られない。親中等 (2bc) × コーホートの効果 ( $\lambda_{2u}$ ) は推定値の大半が負の符号を示し、女性サンプルでは統計的に有意となっているものもあった ( $p < 0.05$ )。その傾向は図 4.6 にあらわれている。女性の場合、高等層に対する中等層の不利は、6 つのコーホートのあいだで確実に拡大している。

高等教育への移行が目的変数の分析 (表 4.2C、同 D) では、コーホート別の機会変化 (2 列目) の仮定も、また直線変化 (3 列目) の仮定もモデル間の対比 (M2/M1 および M3/M1) では相互作用効果の存在が否定される。

ただし、個別の効果パラメータにはいくつか有意な推定値が見られたので、表 4.2 (C、D) の結果 (2 列目のモデル) を使い、これまでと同様のグラフを作成した (図 4.7)。それ



表 4.2 親学歴を説明変数とする男女別のトランジション・モデルの適合度

	モデル ( $LL, df$ )			対比 ( $G^2, df, sig.$ )	
	1. 機会一定	2. 機会変化	3. 直線変化	4. M2/M1	5. M3/M1
A. 男性：中等移行 ( $N = 6441$ )	-293.65 44	-280.17 34	-284.41 42	26.96 10	18.49 2
				0.0026	0.0001
B. 女性：中等移行 ( $N = 7723$ )	-602.00 44	-582.84 34	-589.41 42	38.32 10	25.17 2
				0.0000	0.0000
C. 男性：高等移行 ( $N = 5638$ )	-56.90 10	-51.56 0	-56.00 8	10.68 10	1.80 2
				0.3833	0.4074
D. 女性：高等移行 ( $N = 6753$ )	-60.88 10	-52.94 0	-59.65 8	15.87 10	2.45 2
				0.1033	0.2939

によると男性の傾向は一貫していないが、女性では中等層、義務層のどちらも高等層との不平等が拡大気味である。ここでも、親学歴とコーホートとの相互作用効果の推定値は  $\lambda_{su} < 0$  となるものが多く、高等教育への移行に対する親学歴の影響力は増加している可能性があるといえる。

## 4.4 要約と考察

学校段階ごとの進学局面に着目して機会の不平等を検討した結果、中等教育への移行に対する出身階級(父職業)の影響力には低下が見られた。これに対して、高等教育への移行では機会の不平等は縮小していない。

しかし、中等教育への非進学者を含めてあらためて高等教育への達成を分析してみると、男性では自営をはじめ、農業や半・非熟練とサービス階級とのあいだで、機会の平等化がすすんでいた。女性についても農業出身者の不利が、新しいコーホートで和らいていることを確認した。

高等教育の達成で機会の向上が見られた層は、中等教育への移行でサービス階級との不平等が縮小していた層と重なる。これは初期段階での機会の平等化が、その後の機会の

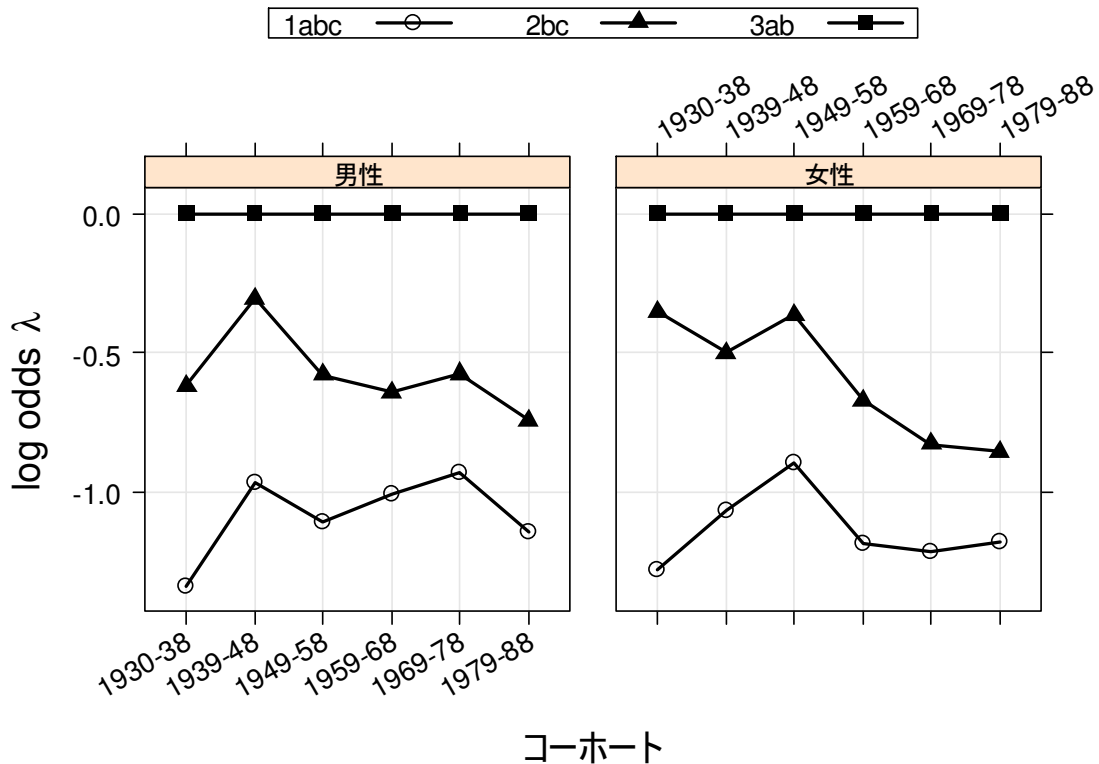


図 4.6 隣接ロジット・モデル (AC モデル) による中等教育機会の分析；各コーホートにおける親学歴の効果

開放化をもたらす「キャリアオーバー効果」をうかがわせる傾向である。教育年数に対する父職業の効果の低下を、このような平等化の連鎖として解釈することは不可能ではないだろう。

中等教育か高等教育かにかかわらず、移行に対する親学歴の影響力には出身階級のような変化が見られなかった。平等化の傾向を支持する分析結果はそれほどえられず、むしろ親高等と親中等とのあいだで機会の不平等が拡大している可能性が示唆された。

分析に使用する統計モデル (最高教育年数の線型モデルか学校継続のロジスティック応答モデルか) により、不平等の見え方が異なることは、過去の研究でも指摘されてきた。それに加えて、社会的出自を職業と学歴のいずれで代表させるかによっても平等化の動きが異なることを、前章と本章においてさまざまな側面から明らかにした。

本章の経験的な分析から、Shavit & Blossfeld eds. (1993) において提示された基本的

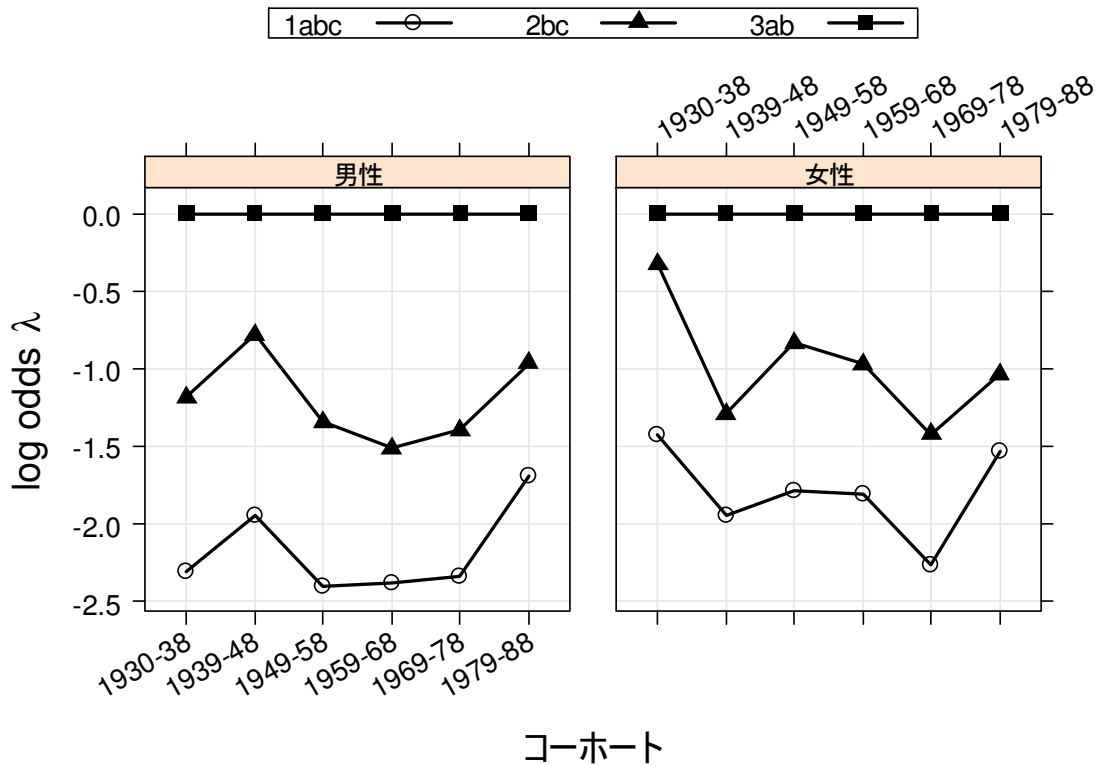


図 4.7 2 項ロジスティック応答モデルによる高等教育機会の分析；各コーホートにおける親学歴の効果

な仮説をどのように評価することができるだろうか。

義務教育後の進学先に階級間の差異が認められることは、文化的再生産仮説の主張と一致する。にもかかわらず、階級と進路オプションとの関係は、長期的に低下している。

実際の進路選択のプロセスとしては、文化的再生産仮説の前提は正しいと思う。優位層が大学への進学を見据えて、中等教育の段階でより(進学に)有利な「トラック」に移行しようとするのは常識といってよい。ただし、優位層の行為はこの仮説が仮定するような閉鎖的な意図を含むものではなく、かれら自身が有利な「トラック」にすすみ、その後、大学に首尾よく進学することさえできれば、それで目的は果たされたのである。文化的再生産仮説に依拠して機会の動向を考える際には、支配集団のような集合的行為者の存在を想定するよりも、あくまで方法論的個人主義の立場から優位層の戦略を解釈していくほうが適当だということを、あらためて強調しておきたい。

戦後の日本では高度成長期に経済的資源の分配が平等化し、下層の家族の生活水準が上向いた。加えて、普通科の定員枠の拡充がじゅうぶんだったため、優位層の進学需要を満たした後も、さらに入学を受け入れる余裕があった。要するに、下層階級でも長期の教育投資が可能になり、またそれを実現するための機会も着実に整えられていったのである。こうして下層階級からも進学に有利な「トラック」に移行できるものが徐々に増加したというのが、本章の暫定的な結論である。

このような議論からも推察できるように、教育達成においては階級間に先行・追走の関係が存在する。よって、下層の進学率の上昇が相対的な不平等の縮小につながるのは、その段階における優位層の進学率が飽和した後になることが多い(Blossfeld & Shavit 1993; Raftery & Hout 1993)。すると、遅れて進学率を伸ばした集団が(たとえば)中等教育の学歴を手に入れても、そのときにはすでに肩書の価値が下落していて、学歴の取得が地位達成に結びつかないケースがでてくる可能性がある。その場合、教育の平等化に社会的不平等を是正する役割は、あまり期待できそうにない。

その一方で、初期の移行における障壁の低下は、不利な層の出身者に継続的な教育機会を提供するという点では、一定の効果があると考えられる。先行研究が繰り返し明らかにしてきたように、初期の学校段階では移行率に対する階級の影響力がひととき強く、下層出身者の多くがその段階で競争から脱落しているのである。移行のプロセスの積み重ねが最終的な到達学歴の不平等をつくりだしていることを重視すれば、初期段階での平等化を過小評価するのは問題かもしれない(Shavit & Westerbeek 1998)。

本章の分析では中等教育の平等化が、教育達成における不平等の緩和にいくらか寄与していた。各学校段階における不平等の形成過程の合成から、どのような総合的な不平等が生みだされるのかについては、引き続き注視していく必要があるだろう。

4.1で提示した予測のうち出身階級の動きをもっともうまく説明するのは、ライフコース仮説である。中等教育の平等化と高等教育における移行機会の不変性、そして高等教育達成の平等化という本章の分析結果は、ライフコース仮説から導きだされる予測と、おおむね一致する。

ただし、そのような結論に到達するには、次の点に留意しなくてはならない。高等教育への移行については、まだわからないことが多い。階級別の比率やオッズが示すように、高等教育の不平等は変化していないのではなく、機会の拡大との対応関係が不明瞭で、平等化や不平等化という単調なプロセスとしては、データの動きを要約できないのである。

60年間という戦後日本の教育のなかで、平等化と不平等化という2つの動きが輻輳し、多様性の垣塙と化しているのが高等教育への移行段階だということである。

今後、分析においてさらなる踏み込みの余地が大きいのはジェンダーとの関係である。本章では学歴の分布を考慮して男女別に分析したが、男性と女性はそれぞれ同性だけを相手取り、教育をめぐる競争を繰り広げているわけではない。男女は多かれ少なかれ、学歴取得競争において競合関係にあると考えるほうが自然である。そうした現実を統計モデルのなかでも扱うことができれば、機会の不平等についてもっと多くのことがわかるかもしれない。教育機会の男女同時分析は、今後の重要な課題の1つである。

親学歴の影響力がなぜ拡大したのかを説明することも、将来に残された課題である。4.1.4では「成功確率」と「便益」の概念にもとづき親学歴の影響力の安定性について議論したが、すでに指摘しているように親学歴による機会の不平等は全体的に拡大気味であった。理論的な修正をしながら、この方向性に沿ってさらに検討をすすめていくためには、「成功確率」と「便益」の意味をもう1度よく考えてみる必要があるだろう。

Erikson & Jonsson (1996a)では親学歴と教育の「成功確率」ないし「便益」との関係は安定的だとされているが、必ずしもそうではないことが示唆される。それらのあいだの関係が何らかの理由で変化し、結果として、教育機会における親学歴の影響力が増加したのである。その具体的なメカニズムを特定し、データで検証可能な仮説を構築することが、これからの研究に求められているといえる。



## 第 5 章

# 教育機会の男女同時分析：平等化過程における階級とジェンダーの競合

### 5.1 現代日本と女性の教育

20 世紀の産業社会で生じた特徴的な教育の変化の 1 つが、教育達成における性差の解消である (Shavit & Blossfeld eds. 1993; Jacobs 1996)。欧州の多くの国で、かつては男性があらゆる進学局面において女性をリードしていた。しかし、若年のコーホートでは、いくつかの国において女性のほうが男性よりも中等教育や高等教育に到達する確率が高くなっている (Breen et al. 2010)。日本でも高校進学率の性差は 1960 年代の後半には解消する。さらに 1990 年代以降、短大・高専を含めれば女性の高等教育への進学率は、男性の数値を上回るようになる。

こうした変化を促した要因として、一般的には戦後における中等教育の男女共学化 (門脇・飯田編 1992) や職業構造が変化し女性でも学歴を利用した社会移動が増加したこと (Edwards & Pasquale 2003; DiPrete & Buchmann 2006)、男女平等の価値観の浸透 (Buchmann et al. 2008; McDaniel 2010)、限られた資源を男子に優先的に投資する傾向が少子化のため和らいだこと (平尾 2008)——などが想定可能である。

もっとも、こうした大局的な動きのなかに、平等化の傾向に違背する流れがあったことも事実である。1992 年におこなわれた総理府 (当時) の「親の意識調査」では、子どもに大学教育を期待する割合に男女で 25 ポイントの開き (男子：42%、女子：17%) があり、

つい最近まで親の意識のなかで女子の教育が男子よりも軽く扱われていたことがわかる(尾嶋・近藤 2000)。家庭の外に目を向けても、学校内部で固定的な性別役割を再生産するような社会化の過程が成立していることをジェンダー研究者が明らかにしてきたし(天野 1988; 笹原 1999)、成人にかんしても高学歴女性のフルタイム就業継続率は高くない(田中 1997; 木村 2000; 盛山 2000)。これらの構造と呼応するかのように、女性にとっての高等教育の達成が短期大学を中心とする女子向きの進路に偏っていたこともよく知られている(木村 2002)。

このような留保は付くものの、すでに指摘したとおり教育達成における表面的な性差は20世紀をとおして着実に縮小してきた。このためジェンダーの動きに着目し、機会の不平等を問い直すことが、社会階層研究の重要な課題となってきている。

進学率に見られる階級差は性差と比べると、それほど変化していない(Shavit & Blossfeld eds. 1993)。長期的な平等化を指摘する研究も存在するが(近藤・古田 2009; Breen et al. 2010)、不平等が解消したわけではない。とくに高等教育においては、相対的な不平等は拡大している可能性がある(荒牧 2007)。

階級とジェンダーは進学空間を構造化する別々の原理であり、両者のあいだに直接の関係はない。実際、ジェンダーと階級は、それぞれが異なるプロセスで機会の不平等を生みだしていると考えべきである。その一方で現実の進学局面では、両者が絡み合うことにより社会に多様な変化をもたらしてきたという見方も、じゅうぶん可能である(尾嶋・近藤 2000; Buchmann & DiPrete 2006)。こうした観点に立ち階級と教育との関係を再検討することを目的とし、本章では教育機会の男女同時分析をすすめていく。

## 5.2 教育機会不平等における階級とジェンダー

### 5.2.1 教育機会の構造化と変化の条件

社会階層研究において教育機会を構造化する2つの原理、階級とジェンダーの「競合」が指摘されることがある。その論理構造はシンプルかつ良識に属するものだといえる。

Shavit & Blossfeld (1996) はジェンダーによる教育の不平等は女性の労働力が増加し、女子に対する教育投資の見返りが高まることで、次第に縮小していくとした。他方、階級間の不平等は文化資本や物質的資源の所有差が作りだすものなので、資源の分配状況が平等化していけば、機会の平等が実現すると考えることができる。



現代社会の変化は準専門職や事務職、熟練サービス職の創出をとおりて女性の労働参加率を高め、女性の進学率を上昇させる誘因を生みだした。その一方で、社会における資源の分配状況にはあまり変化がなく、不利な層に対する機会の文化的、経済的制約は持続している。そのため、教育におけるジェンダーの不平等は漸進的に低下しているが、階級の影響力のほうはかなり安定的なパターンを示すのである。

こうしたジェンダーと階級による平等化の過程は互いに独立しているように見えるが、実際は両者の共鳴が社会にさまざまな変化をもたらしている。Shavit & Blossfeld (1996) が指摘するように、従来の非進学層に対して教育機会が無条件に開放されることは、ふつうはない。教育に期待される社会的選抜の機能を保つためには、ある程度の人数制限と教育水準の維持が不可欠だからである。

進学要求の高まりと教育の質保証という2つの要請にこたえるための折衷策が、大学の選抜性は維持したままで中等教育を広く開放していくというものである。大学の選抜をクリアするためには一定の学力基準を満たす必要がある。女性の学校でのパフォーマンスは男性と比べて遜色はないか、むしろ女性のほうが良好であるため、大学の選抜基準が維持ないし強化されることは、女性にとって不利な条件にはならない。他方、学力や成績の低い下位層の志願者を大学入学から遠ざけた可能性は否定できない。

このような可能性にもとづき、Shavit & Blossfeld (1996) は教育機会の動向について次の予測を打ちだしている。志願者の増加とは裏腹に拡大のペースが遅い高等教育では、進学のためのハードルが上昇している。このとき、1つの階級内における進学率の性差は縮小に向かうが、階級差は縮小しないと考えることができる。そして、この過程における最大の利得者は、おそらくミドル・クラスの女性である。なぜなら、彼女たちこそ、以前は階級原理や業績原理で優位に立つ——家族の資源が豊富で、成績や学力もよい——にもかかわらず、ジェンダーの原理によって教育達成を妨げられていた集団だからである。

以上の過程を経ることで、とくにミドル・クラスを中心に性差の縮小がすすむが、その一方で下位層における高等教育の進学率は(男女を問わず)伸び悩むことになる。そのことにより、階級間の不平等は持続するか、状況次第では拡大することさえある。男女間の機会の配分を支配する原理が、階級間の不平等をつかさどる原理と「競合」し、前者の影響減退が後者の存続に間接的に寄与しているのである。

Shavit & Blossfeld (1996) が検証の事例として取り上げたスウェーデンでは、後期中等教育の段階で性差が縮小する一方、いくつかのコーホートにおいて上層および中間層の男

性の移行率が低下するという興味深い現象がおきている。さらに、中等後教育入学と大学卒業については上層の女性の移行率が急速に上昇した結果、女性内で階級差が拡大していく様子を読み取ることができる。

### 5.2.2 日本における検証例

日本の社会階層研究者は Shavit & Blossfeld (1996) の議論にもとづき、上層出身の女性の高等教育への進出が、マニュアル層の男性の進学機会を蚕食するという予測——「男女競合」仮説——を立て、データによる検証を試みてきた。

Ojima (1998) と尾嶋・近藤 (2000) は「男女競合」仮説に否定的で、上層出身の女性の高等教育への参入により、マニュアル出身の男性の進学率が低下する動きは見られないとしている。ただし、女性に限定すれば、全体の進学率が上昇するなかで上層とその他の階級との機会の不平等が拡大することを報告している。

「男女競合」仮説が現実に合わない理由の1つを高等教育の拡大に求めることができる。中等教育ほどではないものの、日本では高等教育も一定のペースで拡大していたので、男女間の熾烈な競争は生じなかったのである。しかしいっそう重要なのは短大の役割だろう。短大はすべての階級の女性にとって高等教育における有力な進学先であり<sup>\*1</sup>、その存在が上層の女性と下層の男性が4年制大学の座席をめくり競い合う状況を回避するのに一役買っていたのである (Ojima 1998; 尾嶋・近藤 2000)。

より最近の研究では藤原 (2011) が古いコホートにおいて、自営や農業出身の女性は高等教育への移行にかんして、サーヴィス階級との不平等が小さかったことを明らかにしている。この分析は階級とジェンダーの「競合」が直接のテーマではないが、女性の社会参加が増加するとともに階級間の不平等が拡大することを確認したものだといえる。

---

<sup>\*1</sup> 女性に対する労働需要の変化は進学のパル要因として、他方、資源分配の状況はプッシュ要因として考えることができる (Shavit & Blossfeld 1996)。このような区別をおこなうとき、高度成長期の女性の進学は圧倒的にプッシュ要因に依存していた (尾嶋・近藤 2000)。女性の職業的キャリアがじゅうぶんに確立されていない時期に進学の後押しをしたのは、何よりも家計のゆとりであった。しかも女性の高等教育への進学は、上層の家族においても短大が中心だったのである。当時の女性の大学・短大進学者が経済的な富裕層に偏っていたことは「学生生活調査」から知ることができる (天野 1986)。

### 5.2.3 本章の課題

本章での検討課題を明確にするために、はじめに「競合」の意味を整理しておく必要がある。教育機会の拡大に上層の女性が反応することで進学率の男女差が縮小し、女性のあいだで階級差が拡大する可能性を、以下では「階級競合」仮説と呼ぶことにする。これは教育の平等化の過程で Shavit & Blossfeld (1996) が想定していた階級とジェンダーの緊張関係に、かなり近い議論だといえる。

これに対して、階級原理とジェンダー原理において対照的な位置を占める集団——階級優位の女性と階級劣位の男性——が限られた座席を奪い合うことで生じる「男女競合」は、「階級競合」とは一応、別の仮説として措定することができる。

さらに、「階級競合」仮説に別の側面から接近する方法として、学校の選抜度に着目した分析をおこなうことも興味のある課題だろう。進学の際に上層の女性が有利な理由の1つを、その学習面での優秀さに求めることができる (Shavit & Blossfeld 1996)。したがって進学空間における家族・階級に選抜制度を対置させると、ジェンダーの平等化とは、制度上の優位な位置にある女性の教育への参加率が高まることで、選抜における業績原理が強化されていく過程だと予測することができる。

「階級競合」仮説と「男女競合」仮説、そして業績原理の展開をデータで検討することが、本章の課題である。「階級競合」仮説も「男女競合」仮説も、これまでフォーマルな統計モデルを用いて検証されたことはなく (Shavit & Blossfeld 1996; 近藤・古田 2011)、本章であらためて取り上げる意義はあるといえる。また、業績原理の展開について実証しようとした先行研究はあるが、本章とは分析の目的が異なり、結果も安定していない<sup>\*2</sup>。そこで本章では、「競合」にかんするこれら3つの争点を総合的に検討する。

先行研究は高等教育への移行段階を、階級とジェンダーの「競合」が発生する分水嶺に見定めている。ゆえに本章でも、高等教育への移行に焦点化して議論をすすめていく。

---

<sup>\*2</sup> たとえば尾嶋 (2002) は最高教育年数に対する学業成績の効果は、かつては男性のサンプルで強く作用していたが、若いコーホートでは女性についても男性と同等の効果が存在するとして、業績原理が女性にも浸透してきたと結論している。ところが鹿又 (2006) は尾嶋と同じデータを使いながら、この結論を否定している。古田 (2011) によれば、両者の齟齬は目的変数の扱い方に起因している可能性がある。尾嶋は短大と大学を教育年数の差として区別しているが、鹿又はそれらを高等教育という1つのカテゴリで処理しているため、女性の教育達成に特徴的な傾向が見えにくくなったということである。なお、古田自身の分析では尾嶋のものと類似した結果がえられている。

### 5.3 データと変数

分析に使用するのはSSMとJGSSの合併データである。データ作成の手順については、第3章の議論を参照してほしい。

目的変数は高等教育への移行である。今回は高等教育における「ジェンダー・トラック」(尾嶋・近藤 2000)の存在に配慮し、短大・高専と大学以上を区別する<sup>\*3</sup>。

業績主義化の過程を分析するためには、高等教育進学時の学力や成績をあらゆる変数を用意しなければならない。ここでは、高校の「トラック」を業績の代理指標とすることにした。「トラック」は学科と大学進学実績により定義し、職業科校、普通科校Ⅱ、普通科校Ⅰの3つのタイプを区別した。普通科はⅠがいわゆる進学校、Ⅱがそれ以外の学校である(荒牧 2000; 中西 2000)。

説明変数は父職業(EGP階級分類を参考にサーヴィス階級、ノンマニュアル、自営、農業、熟練マニュアル、半・非熟練マニュアルを区別)である。回答者の出生年にもとづく時代区分は、前章までのコーホートの定義を踏襲している。

## 5.4 分析結果

### 5.4.1 教育機会の性差

出身階級、教育(移行)、コーホート、高校タイプ、性別の変数から  $O \times E \times C \times T \times S$  のクロス表を作成する。クロス表のセル数は  $6 \times 3 \times 6 \times 3 \times 2 = 648$  となる。サンプル・サイズは表 5.1 に示したとおりである。

移行の結果を目的変数とする基本モデルを次の式であらわすことができる。

$$\ln \left[ \frac{Y = j + 1 | i, l}{Y = j | i, l} \right] \equiv \eta_{ijl} = \tau_j + \beta_i + \varphi_l \quad (5.1)$$

式(5.1)は移行の結果  $Y$  が  $j$  ではなく  $j + 1$  ( $j = 1, \dots, J$ ) になるオッズを、階級と高校

<sup>\*3</sup> 専修学校卒業者は高卒ではなく短大・高専卒に含めることにした。

表 5.1 出生コーホート別、男女別の度数分布

性別	コーホート						合計
	1930-38	1939-48	1949-58	1959-68	1969-78	1979-88	
男性	459	1169	1208	1196	1668	648	6348
女性	399	1182	1459	1515	2119	782	7456
合計	858	2351	2667	2711	3787	1430	13804

タイプが規定していると仮定したモデルである。表記の簡略化のため、ここでは

$$\sum_{i=1}^{I-1} \beta_i O_i = \beta_i, \quad \sum_{l=1}^{L-1} \varphi_l T_l = \varphi_l \quad (5.2)$$

と書くことにしている (Breen et al. 2010)。すなわち  $\beta$  と  $\varphi$  は階級 ( $i = 1, \dots, I$ ) と高校タイプ ( $l = 1, \dots, L$ ) のダミー変数の効果をあらわす回帰係数である。 $\tau$  はモデル式の切片項で、説明変数の影響力を加味した後の目的変数の平均値 (周辺効果) をあらわすパラメータとして解釈することができる。

多項ロジット・モデルでは目的変数の値の 1 つを基準に指定する。そして、その基準以外の値をとる確率のオッズを、個人の説明変数の値から予測していく。これに対して式 (5.1) のモデルは基準値をもたず、隣接する値同士のオッズを計算するところが特徴的である。また、オッズに対する説明変数の効果が値同士の対比の数だけ推定される多項ロジット・モデルと異なり、式 (5.1) のモデルは各説明変数につき回帰係数の数は 1 つである。

式 (5.1) のモデルは基本的には多項ロジット・モデルの一種であり、後者を前者の上位モデルと見なすというのが標準的な理解の仕方である。非進学、短期高等、大学以上を  $Y = 1, \dots, 3$  とするとき、大学以上/非進学、短期高等/非進学のオッズを推定する多項ロジット・モデルは

$$\begin{aligned} \ln \left[ \frac{Y = 3 | i, l}{Y = 1 | i, l} \right] &\equiv \eta_{i3l} = \tau_3 + \beta_{i3} + \varphi_{3l}, \\ \ln \left[ \frac{Y = 2 | i, l}{Y = 1 | i, l} \right] &\equiv \eta_{i2l} = \tau_2 + \beta_{i2} + \varphi_{2l} \end{aligned} \quad (5.3)$$

となる (基準 :  $Y = 1$ )。

さらに、大学以上/短期高等のオッズと説明変数との関係は

$$\begin{aligned}
 \ln \left[ \frac{Y=3|i,l}{Y=2|i,l} \right] &= \ln \left[ \frac{Y=3|i,l}{Y=1|i,l} \cdot \frac{Y=1|i,l}{Y=2|i,l} \right] = \ln \left[ \frac{Y=3|i,l}{Y=1|i,l} / \frac{Y=2|i,l}{Y=1|i,l} \right] \\
 &= \ln \left[ \frac{(Y=3|i,l)/(Y=1|i,l)}{(Y=2|i,l)/(Y=1|i,l)} \right] = \ln \left[ \frac{Y=3|i,l}{Y=1|i,l} \right] - \ln \left[ \frac{Y=2|i,l}{Y=1|i,l} \right] \\
 &\equiv \eta_{i3l} - \eta_{i2l} = \tau_3 + \beta_{i3} + \varphi_{3l} - (\tau_2 + \beta_{i2} + \varphi_{2l}) \\
 &= (\tau_3 - \tau_2) + (\beta_{i3} - \beta_{i2}) + (\varphi_{3l} - \varphi_{2l})
 \end{aligned} \tag{5.4}$$

と計算することができる。

ここで、式(5.4)において

$$\beta_{i3} - \beta_{i2} = \beta_{i2}, \quad \varphi_{3l} - \varphi_{2l} = \varphi_{2l} \tag{5.5}$$

という制約を与えると、大学以上/短期高等と短期高等/非進学に対する説明変数の効果は1つのパラメータを共有することになる。式(5.1)はこの制約関係をより一般的なかたちで書きあらわしたものである。

このように、式(5.1)は目的変数の隣り合う値同士では、多項ロジット・モデルの変数効果が等しいことを意味している<sup>\*4</sup>。さらに式(5.5)の制約から、 $\beta_{i3} = 2\beta_{i2}$ 、 $\varphi_{3l} = 2\varphi_{2l}$ となるのは自明である。ここから  $\ln \theta_{i,3,l;i,1,l}$  に対する説明変数の効果は  $\ln \theta_{i,j+1,l;i,j,l}$  に共通のオッズ比の2倍の大きさだということ、より一般的には

$$\ln \left[ \frac{Y=j|i,l}{Y=1|i,l} \right] \equiv \eta_{ijl} = \sum_{j=1}^{J-1} \tau_j + (j-1)\beta_i + (j-1)\varphi_l \tag{5.6}$$

であることがわかる。要するに、この基本モデルでは説明変数の影響力を目的変数の値の並び順に対応した等間隔の距離スケールによって評価しているのである (Agresti 2010)。

コーホートや性別による説明変数の効果の差異は、 $\beta$  および  $\varphi$  とそれらとの相互作用効果の存在を意味する。つまり、コーホート ( $k = 1, \dots, K$ ) や性別 ( $m = 1, \dots, M$ ) の変数値に応じて  $\beta$  と  $\varphi$  の大きさが変化するということである。

コーホートや性別はそれ自体が1つの説明変数と見なせるが、教育の規定要因というよりはむしろ、周辺分布に作用することで、時代や性別ごとの機会の配分環境を変化させる

<sup>\*4</sup> 式(5.1)のモデルが隣接ロジット・モデルと呼ばれるのは、この性質のためである。

要因として理解されることも多い(近藤・古田 2009; Breen et al. 2010)。そうした取り組みがあることをふまえ、本章ではコーホートと性別の効果は周辺分布の側に含めて教育機会の変化を検討する。

$$\ln \left[ \frac{Y = j + 1 | i, k, l, m}{Y = j | i, k, l, m} \right] \equiv \eta_{ijklm} = \tau_{jkm} + \beta_{ik} + \varphi_l \quad (5.7)$$

コーホートと性別の組み合わせごとに周辺分布を推定し、さらに階級の効果がコーホートにより異なると仮定したモデルは式(5.7)のようになる。したがって、各時代の性差は切片項の挙動としてとらえられる。

$$\begin{aligned} \ln \theta_{1,j,k,l,1;1,j,k,l,2} &= \eta_{1,j,k,l,1} - \eta_{1,j,k,l,2} \\ &= \tau_{jk1} + \beta_{1k} + \varphi_l - (\tau_{jk2} + \beta_{1k} + \varphi_l) = \tau_{jk1} - \tau_{jk2} \end{aligned} \quad (5.8)$$

$\beta_{1k} = 0$  のとき式(5.8)の  $\tau_{jk1}$  と  $\tau_{jk2}$  があらかずのは、サーヴィス階級の男女にとっての平均的な移行のチャンスである。その差がサーヴィス階級における男女差となる。

表 5.2 のモデル 6 が切片項の側でコーホートと性別のすべての組み合わせに相互作用効果を仮定した場合に対応している。モデルの  $G^2$  (逸脱度) から、そのような仮定の導入がデータへの適合性を大幅に改善すること(モデル 2 と 6 の  $G^2$  の比較)、周辺分布はコーホートよりも男女で大きく異なること(モデル 3 と 4 の  $G^2$  の比較)がわかる<sup>\*5</sup>。

モデル 6 から切片項の推定値、 $\tau_{jk1}$  と  $\tau_{jk2}$  を取りだしサーヴィス階級の出身者について男女別に移行率の推移を見たものが図 5.1 である。短期高等と大学を示す記号が 0 以下の領域にあるとき、高校卒業時にそれらへの移行がおきにくいことを、反対に 0 以上であれば移行が生じやすいことを意味している。短期高等と大学のどちらにより移行しやすいかは、両者の距離から視覚的に読み取ることができる。

男性にかんしては高等教育の拡大期に進学年齢を迎えた 1949-58 年コーホートで、大学に移行するものが増えている。大学への移行率は、その後は一定の水準で推移する。他方、短期高等への移行率は高年層から若年層にかけて直線的に増加している。専修学校の利用が高卒後の進路として、男性のあいだにも定着してきたことを示す動きだといえるだろう。

<sup>\*5</sup> 使用している統計モデルや変数、着目している教育段階は異なるが、これらの結果は近藤・古田(2009)の分析をほとんど再現したものだといえる。

表 5.2 高等教育への移行を目的変数とする分析結果の要約

モデル	周辺構成	変数効果	<i>df</i>	$G^2$	AIC	<i>p</i>
1.	$\tau$	<i>O, C, S</i>	419	4659	6025.8	0.0000
2.	$\tau$	<i>O, C, S, OC</i>	394	4629	6045.4	0.0000
3.	$\tau_C$	<i>O, S, OC</i>	389	4341	5767.2	0.0000
4.	$\tau_S$	<i>O, C, OC</i>	393	3551	4969.5	0.0000
5.	$\tau_C, \tau_S$	<i>O, OC</i>	388	3322	4750.0	0.0000
6.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, OC</i>	378	3158	4606.2	0.0000
7.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, OC, OS</i>	373	3152	4610.6	0.0000
8.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, OC, OS, OCS</i>	348	3126	4634.3	0.0000
9.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, OC*, OS, OCS*</i>	383	3142	4580.8	0.0000
10.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, T</i>	401	503	1905.8	0.0004
11.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, T, TS</i>	399	502	1908.9	0.0003
12.	$\tau_C, \tau_S, \tau_{CS}$	<i>O, T, TC, TS, TCS</i>	379	424	1870.3	0.0556

Note :  $\tau$  (切片項), *O* (階級), *C* (コーホート), *T* (高校タイプ), *S* (性別);

\* 印はパラメータの一部を 0 に固定 .  $N = 12,289$  .

1949-58年コーホートでは、女性でも大学にすすむものが急増する。その後も大学への移行率が一貫して伸び続けている点が男性とは異なる。また、多くのケースで短期高等を示す記号が大学よりも右に来ているのも、女性に特徴的な傾向だといえる。それが指し示すのは、高等教育進学者に占める短大・高専進学者の比率の高さである(尾嶋・近藤 2000)。その傾向は 1979-88年コーホートでようやく逆転する。しかし、それにより高等教育の「ジェンダー・トラック」が消失したわけではない。短期高等にすすむ男性は女性に比べてまだ少なく、加えて女性の大学進学率も男性には追い付いていないからである。

このように高等教育の段階における男女の移行率には、依然として大きな傾向差が存在する。その一方で、大学に移行する女性の増加にあらわれているように、同一の階級内で男女差が着実に縮小したことも紛れのない事実である。このこと自体は先行研究によって、すでにじゅうぶんに明らかにされてきた(Shavit & Blossfeld 1996; Ojima 1998; 尾嶋・近藤 2000)。そこで、この段階で一度、性別をコントロールしたときの階級差(モデル 6)がどうなっているのかを確認しておこうと思う(図は省略)。

階級とコーホートとの相互作用効果を仮定してもモデルの適合度がそれほど向上しない(モデル 1 と 2 の逸脱度の差は  $\Delta G^2 = 30$ 、 $df = 25$ ) ことからうかがえるように、階級



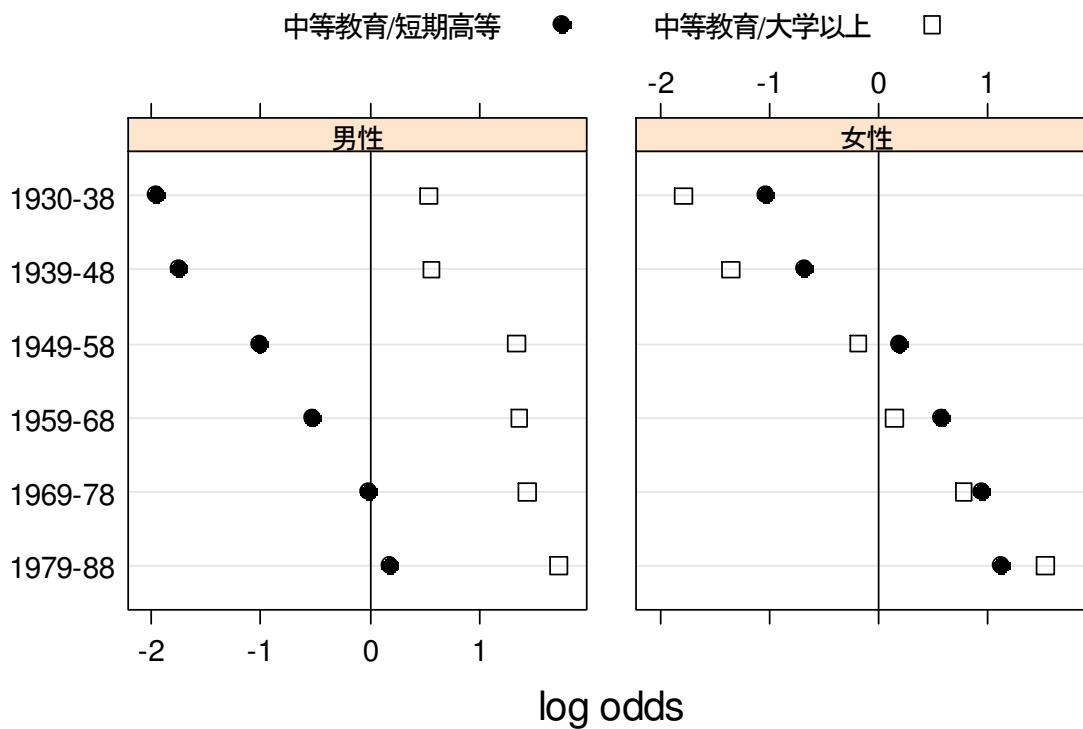


図 5.1 サービス階級出身の男女における高等教育への移行率

の影響力がコーホートのあいだで大きく異なるわけではない。しいていえば 1969-78 年コーホート × 熟練の相互作用効果が  $\beta/SE = -1.70$  で、推定値もやや大きいことがわかった。高等教育の再拡大期の前半にサービス階級と熟練とのあいだで、機会の不平等が拡大したといえるのかもしれない。

#### 5.4.2 階級による不平等の性別特殊性

出身階級と性別との相互作用効果を調べるために、まず次の 2 つのモデルを検討する。

$$\ln \left[ \frac{Y = j + 1 | i, k, l, m}{Y = j | i, k, l, m} \right] \equiv \eta_{ijklm} = \tau_{jkm} + \beta_{ikm} + \varphi_l \quad (5.9)$$

$$\ln \left[ \frac{Y = j + 1 | i, k, l, m}{Y = j | i, k, l, m} \right] \equiv \eta_{ijklm} = \tau_{jkm} + \beta_{ik} + \gamma_{im} + \varphi_l \quad (5.10)$$

式 (5.9) は階級の効果がコーホートと性別により異なることを仮定したモデルである (表 5.2 のモデル 8)。式 (5.10) はそれより制約の強いモデルで、階級と性別との相互作用効果はすべてのコーホートで一定 ( $\gamma$ ) としている (同モデル 7)。

これらのモデルの適合度はよくない。モデル 7 と 8 のどちらもモデル 6 からの逸脱度の有意な減少は見られない (前者は  $\Delta G^2 = 6$ ,  $df = 5$ 、後者は  $\Delta G^2 = 32$ ,  $df = 30$ )。モデル 8 の階級とコーホート、性別の 3 変数間の相互作用効果には 5% 水準で有意な推定値はなく、機会の動向を把握するのに複雑な変数間関係を想定する必要のないことがわかる。

ここでは効率的なモデルの範囲内でコーホートと性別に特徴的なパターンを探るために下記の手順で変数の取捨選択をした。第 1 に階級  $\times$  コーホートの相互作用効果のうち、男女で係数の符号の正負が一致するものを方程式から削除した。第 2 に階級とコーホート、そして性別の相互作用効果は  $|\beta/SE| < 1.28$  のものを高次の交差項から順々に除外した。相互作用効果については最終的に次に挙げるものを 0 とする制約を与えた。

$$\begin{aligned} \beta_{222} &= \beta_{232} = \beta_{262} = \beta_{332} = \beta_{342} = \beta_{352} = \beta_{362} \\ &= \beta_{432} = \beta_{462} = \beta_{5k2} = \beta_{6k2} = 0, \\ \beta_{22} &= \beta_{26} = \beta_{33} = \beta_{34} = \beta_{35} = \beta_{36} = \beta_{43} = \beta_{46} \\ &= \beta_{52} = \beta_{53} = \beta_{56} = \beta_{6k} = 0 \end{aligned} \quad (5.11)$$

このような条件で推定したものが表 5.2 のモデル 9 である。それ以前のモデルとの階層的關係は崩れているので  $G^2$  の比較により適合度の優劣を問うことはできない。そこで AIC に着目すると、ここまでで最小の数値を示している\*<sup>6</sup>。モデル 9 とデータとの適合度は比較的、良好だといえる。

モデル 9 にもとづき出身階級の影響力を男女別に計算し、プロットを作成した (図 5.2)。サーヴィス階級の推定値は  $\beta_{1k} = \gamma_{1m} = 0$  より、負の大きな値はサーヴィス階級と比較したときの不利の大きさをあらわす。ノンマニュアル (III) と半・非熟練 (VIIa) の女性は同階級の男性と比べて、サーヴィス階級に対する不利の程度が大きい。しかし、全体としては出身階級の効果は男女でよく似ているというべきだろう。

\*<sup>6</sup> AIC の定義は、

$$AIC = -2LL + 2 \times \text{自由パラメータ数}$$

である。この数値が小さいほど、モデルはデータによく適合していると考えられている。

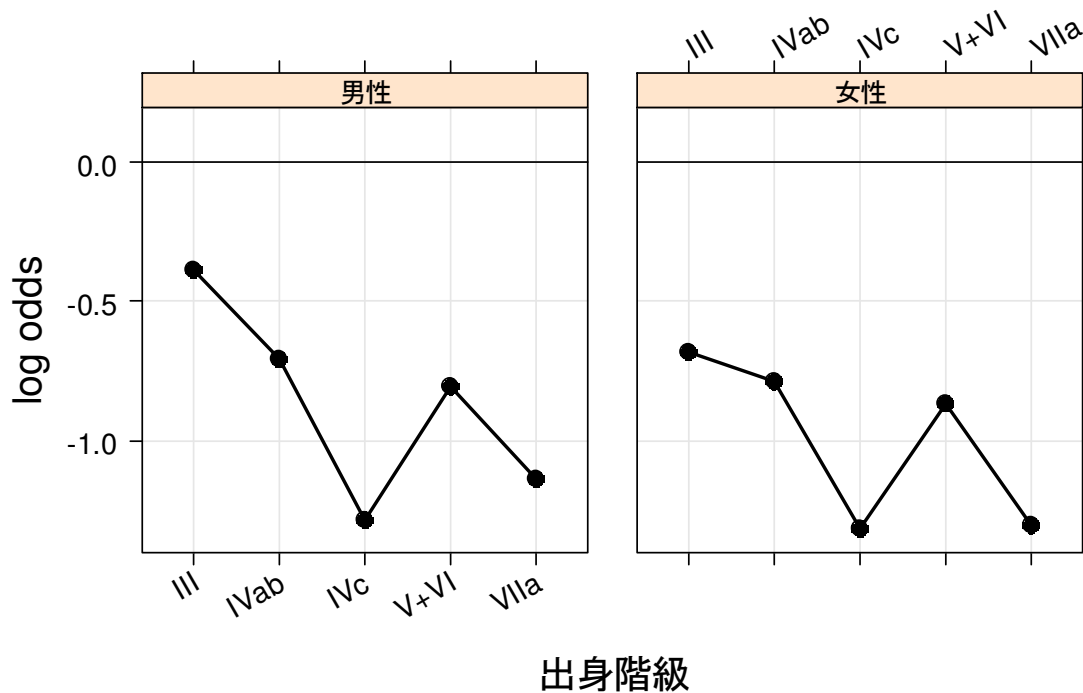


図 5.2 高等教育への移行に対する出身階級の主効果

### 5.4.3 教育機会不平等の趨勢

男女の教育機会が収斂しつつあるなかで階級による不平等がどう変化したのかを検討する。それを見たものが図 5.3 である。1949-58 年コーホートまでは男女ともサービス階級 (I+II) とノンマニュアル (III) との不平等がわずかに拡大したことをのぞくと、目立った変化はおきていない。それ以降はすこし動きがでてくる。

高等教育の進学率が停滞していた 1959-68 年コーホートでサービス階級と熟練 (V+VI) の出身者 (男女) のあいだで不平等が広がり、その傾向は次のコーホートまで継続する。同時期にノンマニュアルの女性でサービス階級に対する不利が減少するが、同じノンマニュアルの男性はサービス階級との不平等が一定もしくは拡大の傾向を見せている。ノンマニュアルの男性は 1979-88 年コーホートで体勢を持ち直すが、これに対して女性ではサービス階級との不平等が拡大へと変わる。

すでに確認したように 1959-68 年コーホート以降も女性は高等教育への進学率が伸びて

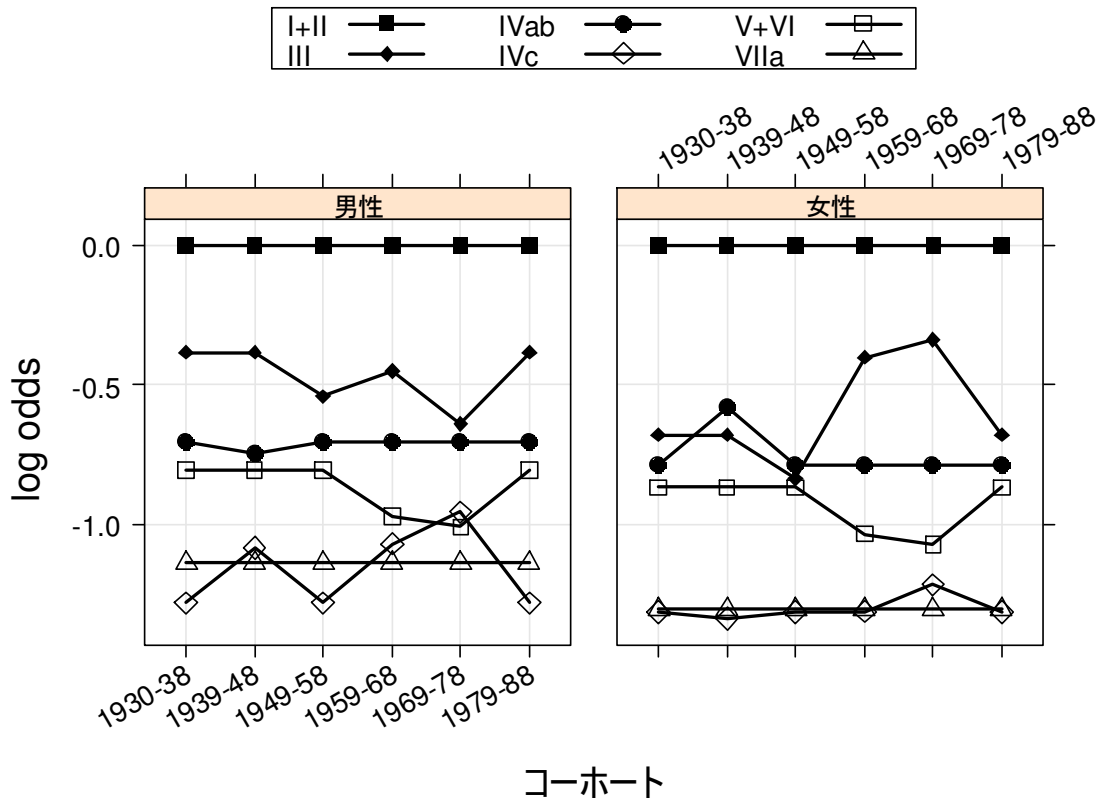


図 5.3 高等教育への移行に対する出身階級の効果の変化：男女同時分析

いる。それに次ぐ2つのコーホートではサービス階級およびそれに並走して進学率が上昇したノンマニュアルと、上昇のペースが鈍化した熟練とのあいだで不平等が広がった。ただしノンマニュアルの潜在的な進学傾向はサービス階級ほどは強くない。そのことが1979-88年コーホートであらわれてくる。男女の教育行動が本格的に近似していく時期に差し掛かり、短大・高専から大学へと移行先を切り替えさらに進学率を伸ばしたサービス階級と、同時期の進学率の上昇がそれほどでもないノンマニュアルとのあいだで、機会の不平等が再び顕在化したのである。

一方、男性では高等教育拡大の停滞期に進学率の微増を維持したサービス階級と、本格的に停滞していたノンマニュアルおよび熟練とのあいだで機会の不平等が拡大する。そして1990年代以降の高等教育の再拡大期にそれらの層の進学率が停滞から上昇へと転じ、サービス階級との不平等が縮小に向かう動きとしてあらわれたのである。

女性の教育機会の動向は「階級競合」仮説との整合性が高い。1930-38年以降の6つのコーホートをとおして男女差は顕著に縮小したが、進学率が上昇するペースや時期は各階級で異なる。そうした階級間の差異により、いくつかのコーホートで局所的に不平等が拡大した。それでは、男性に生じた変化は「男女競合」の帰結といえるのだろうか。

マニュアル(V+VI/VIIa)の男性の進学率を犠牲にして、サービス階級の女性の高等教育への参加が拡大する現象は、ここで取り上げた6つのコーホートではおきていない。したがって「男女競合」仮説は本章でも立証されなかったといえる。

とはいえ、男性の中間層(III/V+VI)における進学率の伸び悩みは、女性のホワイトカラー(I+II/III)の動きと無関係ではないだろう。それまで男性内を中心に競われていた高等教育の領分に恵まれた階級の女性が参入するようになる、ノンマニュアルや熟練の男性の高等教育への進出が抑制されたと想像することができる(尾嶋・近藤 2000)。こうして、高等教育の停滞期にもわずかに進学率が上昇した上層の男性と、若干の遅れをとった中間層の男性とのあいだで不平等が拡大したのである。「男女競合」仮説が想定するほどラディカルではないものの、男女間のゆるやかな「競合」は発生していたと推察できる。

#### 5.4.4 業績主義化の進行

最後に、教育機会の性差の縮小と選抜制度との関係を確認する。次式では移行のオッズに対する高校タイプの効果が、コーホートと性別に応じて可変的だと仮定している。

$$\ln \left[ \frac{Y = j + 1 | i, k, l, m}{Y = j | i, k, l, m} \right] \equiv \eta_{ijklm} = \tau_{jkm} + \beta_i + \varphi_{klm} \quad (5.12)$$

表 5.2 のモデル 10 から 12 が分析の結果である。全コーホートに共通の傾向としては、高校タイプの効果に性差はない(モデル 10 と 12 の  $G^2$  の比較)。ところがそこにコーホートを繰り入れた 3 変数間の相互作用効果を仮定すると、モデルの適合度は飛躍的に向上する ( $\Delta G^2 = 78$ 、 $df = 20$ )。

高校タイプの効果の変化は果たして業績主義の展開を意味しているのだろうか。それを調べるために変数の効果を図 5.4 にまとめて示した。もっとも明確なのは女性における普通科校 II の結果である。古いコーホートの女性では普通科 I と II で、高等教育への移行の機会は大きくはちがわない。1939-48 年コーホート以降、普通科間の格差は直線的に拡大

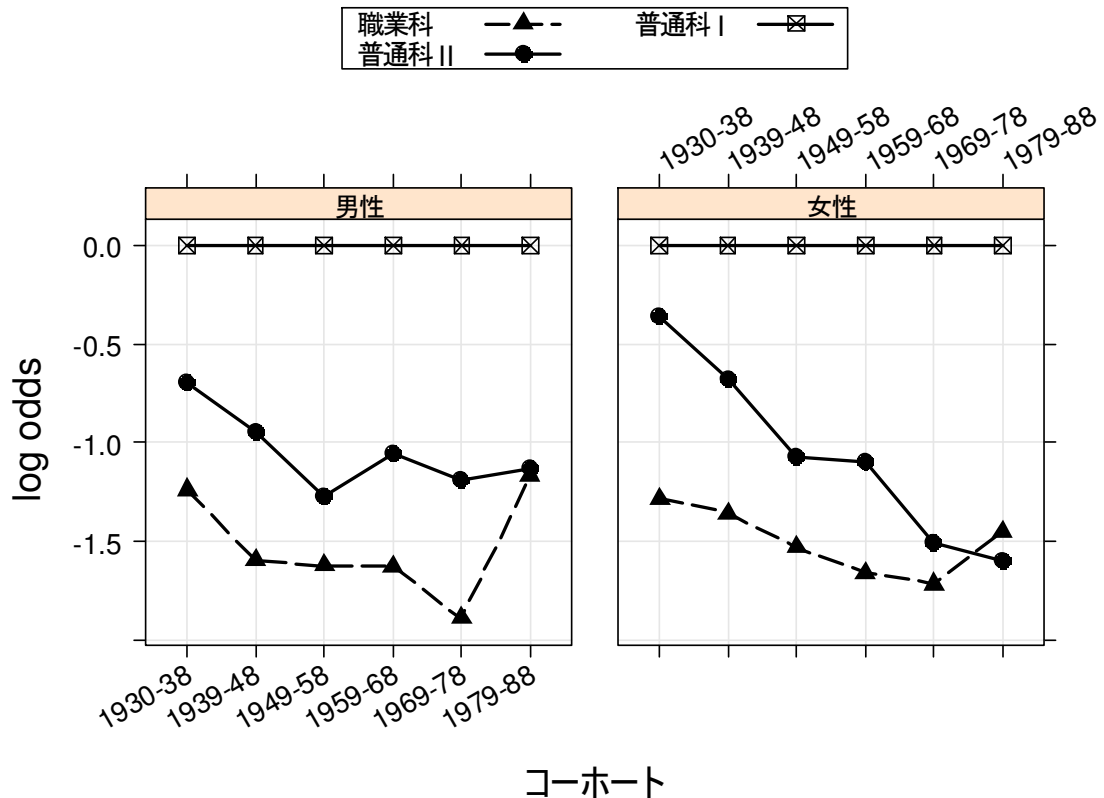


図 5.4 高等教育への移行に対する高校タイプの効果の変化：男女同時分析

し「トラック」にもとづく進路の分化が女性にも浸透した<sup>\*7</sup>。興味深いことに、これと似た動きは男性にも見られる<sup>\*8</sup>。教育拡大とジェンダーの平等化と連動して、制度上の優位な位置 (普通科 I) から高等教育に進学する傾向が両性において強まったことがわかる。

<sup>\*7</sup> このような過程が見られることは、かつて女性は男性に比べて成績や学校種を基準として学校内で選抜される度合いが弱かったとするジェンダー研究者の指摘 (天野 1980, 1988) や、そうした選抜基準の変化を明らかにした教育社会学の知見 (尾嶋 2002; 片瀬 2005) と一貫するものだといえる。

<sup>\*8</sup> 1930-38 年コーホートを基準にすると、1939-48 年コーホート以降の職業科と普通科校 II の効果の変化は統計的に有意である。

## 5.5 議論

本章では教育機会の男女同時分析をおこない、性差の縮小と階級間の不平等がどのような相互関係にあるのかを検討した。その結果、性別による機会の不平等が低下する一方で、男女ともサーヴィス階級と他の層との不平等が局所的に拡大したこと、教育における選抜の過程にも変化が生まれ、業績的に優れたものが教育達成のチャンスをつかむ傾向が強化されたことを明らかにした。

ジェンダーと階級、そして個人の業績は、どれも進学空間に対立を生み出す原理であり、それらの原理の絡み合いがつくる緊張関係によって、1つの側面での平等化を契機に別の側面では不平等が広がることを確認した。こうした不平等化の過程は先行研究でも指摘されてきたが、それらの過程を「競争」を鍵概念として総合し、フォーマルな統計モデルを用いて再検討したことが本章の特色である。

分析からえられた知見にもとづく理論的なインプリケーションを、以下に提示する。

Maximally Maintained Inequality (MMI) 仮説 (Raftery & Hout 1993)——教育の拡大期には上層の進学率が飽和に達するまで、不平等が最大限に維持される——は農業や半・非熟練には妥当するが、ノンマニュアルや熟練の結果とは調和しない。機会の拡大に対する各階級の反応は多様で、進学率の飽和以前に不平等が縮小することはありうる。男性のノンマニュアルと熟練は1979-88年コーホートで、サーヴィス階級との不平等が縮小した。これは上層の飽和が原因ではなく、少子化による人口圧の低下と高等教育の再拡大が重なり、サーヴィス階級の男女にノンマニュアルの女性も加えておこなわれていたパイの奪い合いが緩和したことの産物だといえるだろう。一方、女性については拡大の停滞期に、それまでその社会的位置から予測可能な程度よりも高等教育への参加が遅れていたノンマニュアルの進学率が上昇したことで、サーヴィス階級との不平等が縮小した。ただし、その結果、ノンマニュアルと熟練とのあいだで新たな不平等が形成された。

Preemption of Rare Goods (PRG) 仮説 (荒牧 2007)——教育のエリート期に上層による希少財の先取りにかかわって生じた不平等の拡大は、マス段階に入ると停滞する——も本章の分析では必ずしも認められない。高等教育の不平等はマス段階以降も拡大と縮小を繰り返す。既述したように進学率の停滞期に、ノンマニュアルの女性はサーヴィス階級を追走するかたちで進学者を増やしたが、その後の再上昇期には後者に水をあけられてい

る。それ以前の進学率やどのような教育機関が拡大するかにより、機会の拡大過程における相対的な利得者には入れ替わりが生じる。それに応じて階級の影響力も変わるためエリート期を過ぎてからも機会の動向は安定的ではなく、新しく創出された機会を上層がつねに先行利用するわけでもない。

付言しておく、ここで MMI 仮説と PRG 仮説の例外を見つけることが重要だと主張したいのではない。データの理解には理論との対話が不可欠である。その際、上層の動きにのみ固執する必要はなく、複数の社会的位置にかんして多様なパターンを想定した仮説の構築が可能だということである。そのような作業をすすめていくときの補助線として、「競合」は1つの有力な候補となるだろう。

現在の日本では、男女の教育はますます類似性を増しつつある。そのうえ、労働市場における性差別の解消がすすみ、若年男性の雇用不安がさらに広がれば、教育投資の際に男子を優先させる意味は急速に失われていく可能性がある。他方、教育にかかる費用負担は依然として重く、加えて大学入試の多様化と18歳人口の減少から、高等教育への進学には選択の要素が色濃くなっているように見える。

そうした変化のなか、教育の機会構造を支配する諸原理において、どういう集団がもっとも有利な位置を占めることになるのだろうか。個人のミクロな選択とそれを反映した全体の機会構造の水準で、教育の不平等がどのように形成・再編されていくかを、今後も注意して観察していく必要があるだろう。



## 第6章

# 世代間学歴閉鎖性の趨勢：教育社会の変化と親学歴効果の諸側面

### 6.1 親学歴効果の説明理論

教育達成の分析では、親の学歴が高いほど本人の学歴も高くなる傾向があるとされている(藤田 1979; 今田 1979; 尾嶋 1990)。親学歴効果の発現メカニズムについて、理論的な基礎を整理したのが Erikson & Jonsson (1996a) である。

親学歴は家族の文化・教育的資源を測定するもっとも効率的な指標である (Erikson & Jonsson 1996a)。親学歴が子の教育に及ぼす影響経路には多様な可能性を想定することができるが、Erikson & Jonsson がとくに重視し、その後、計量的な分析に携わる研究者により仮説構築の部材としてよく引用されているのが、「成功確率」への介入と学歴取得の「便益」にもとづく不平等の発生である (Pfeffer 2008)。

「成功確率」への介入は子どもが学校を卒業<sup>\*1</sup>する見込みを押し上げるという、そのままの意味である。ただし、Boudon (1973=1983) を源流とし、Breen & Goldthorpe (1997) のモデルのなかで定式化されている出身背景の第1次効果——家族のもつ文化的資源の総量が、学業成績を媒介して教育達成に影響する——とは異なり、社会的位置の直接効果に言及した議論であることに注意してほしい。親学歴の効果として Erikson & Jonsson

---

<sup>\*1</sup> 各学校段階における卒業要件が厳しくない日本について議論する場合、学校の卒業を進学に読み換えても問題はない。

(1996a) が着目したのは、教育システムについての知識・情報で、学歴の高い親のほうがそれらの資源を豊富にもつため、有利な条件で子どもを進学に向かわせることができる。

「便益」は地位指標としての学歴価値とかかわるもので、社会移動を前提とした進学動機の説明モデル (Boudon 1973=1983; Breen & Goldthorpe 1997; 太郎丸 2007) を学歴移動を焦点として再構成したもの (Need & de Jong 2001; 吉川 2006; Mastekaasa 2006) と見るのが、一般的な理解の仕方だろう。親の教育水準が学歴「ステイタス」にかんする先取された「便益」をあらわす場合、下降移動を回避するためには少なくとも親と同等の学歴をえる必要がある<sup>\*2</sup>。学歴下降の回避を望む進学規範が存在すれば、教育から引きだされる「便益」が極大化する基準点は、親学歴に応じて決まることになる。

ところで、教育達成に対する親学歴の効果は父職業の効果よりも変化しにくいと要約されることがある (Shavit et al. 2007)。上述の Erikson & Jonsson (1996a) の議論も、親学歴の安定した効果を指摘したものだといえる。「便益」はもとより「成功確率」との関係も親の教育経験と直接的に結びついているので、家族間の学歴差がある限り、親学歴による機会の不平等はなくなると予測することができる。

しかし、実際は親学歴の効果について縮小 (Breen et al. 2009) や拡大 (Recchi 2007) を報告する研究があり、その影響力が変化に対して耐性をもつとは必ずしもいえない。本研究も第4章において、移行に対する親学歴の効果が拡大していることを確認した。そこで本章では、学歴移動にかんする先行研究を整理する。そのうえで親学歴効果に生じた変化の可能性を挙げ、社会調査のデータを用いて検討をおこなう。

---

<sup>\*2</sup> 教育不平等の研究では「便益」という言葉が次のような用いられ方をする (本論文の第2章と第4章で紹介した議論も参照)。産業社会の一般的規則性を受け入れるならば、学歴と職業とのあいだには強い結びつきがある。この関係に注目したヨーロッパの社会階層研究者は、到達地位において子どもが親の社会的地位を下回ることを避けようとする意識メカニズムを仮定して、家族間の教育達成の差異を説明している。そこでは教育は地位達成のための投資財と見なされている。すなわち、個人に少なくとも親と同じかそれ以上の社会的地位を保証することが、学歴獲得の「便益」の中枢部をなしているのである。説明の力点を親の職業ではなく学歴に替えたときも、基本的に同じ考え方が成り立つ。子どもの学歴が親よりも低くなるのが忌避されるのであれば、個人は最低でも親世代と同等の学歴をえようとするだろう (このとき、教育は投資財ではなく、家族は教育達成それ自体を目標に定めていることに注意が必要だ)。その際の学歴の「便益」は両親の教育水準から直接的に計算することができる。これは教育達成に対する親学歴の直接効果を理解するうえでの有力な論点の1つである。

## 6.2 親学歴効果の変化の可能性

### 6.2.1 世代間関係を覆い隠す2つのヴェール

吉川(2006)は学歴を主導として社会変革をすすめてきた近現代の日本では、教育機会の不平等を分析する際に、欧米型の職業階級社会とは異なる枠組が必要だと主張した。その分析枠組の中心に吉川が据えているのが、学歴の下降回避を目標とする家族の進学規範である。ただし、この学歴下降回避の力学には作動しない時期があると吉川はいう。

まず、親子間で学歴の構造移動がおきている時期には、学歴下降回避の力学は顕現しない。日本における学歴の構造移動は上昇移動と同義である。このため、社会全体が高学歴化している時期は、親と同等以上の学歴をえたいという心理要求が、構造移動により大多数の親子に対して成就される。

次に、学制改革がもたらした、世代間での制度的経験の断絶を指摘することができる。親子が異なる学制で学校教育を受けている場合、子どもから見て親の学歴が高いか低いかを評価することは容易ではない。新旧の学制間で修学年限や進級・進学制度が異なるため、親の学歴が当時の水準として、あるいは自分の学歴と比較したとき、上か下かを定める正確な基準が存在しないからである。したがって親学歴を目安に教育選択をおこなうという進学規範は、重要な力学とはなりにくい。

このように、ある時期までの日本には、高学歴化と学制改革という2枚のヴェールが覆い被さることで、世代間の学歴比較を曖昧にしていた。こうした曖昧さが解消に向かうのは、戦後教育の開始期に教育を受けた男女を父母にもつ、1964年前後の出生世代からだと推定される(吉川2006)。そして、この世代では高校進学率がすでに90%をこえ、平均教育年数の拡大も13年前後という天井に到達する。これ以降の日本社会は、親子の学歴達成状況における類似性が次第に高まってくる局面へと移行していくのである。

### 6.2.2 成熟学歴社会の時代

高学歴化の変動期の後に続く社会を、吉川(2006)は「成熟学歴社会」と呼ぶ。ここでは、世代間で学歴の上下を議論する際に攪乱要因となっていた学制の差異はもはや存在せず、大卒や高卒といった統一規格にしたがい、親学歴を達成の準拠枠にすることが可能

になる。さらに、構造移動量が減少し、親より高い学歴の取得が確実ではなくなると、出身学歴の水準を保とうとするリスク回避的な志向が、実際の教育達成に直結する。こうして、「成熟学歴社会」の進展は学歴下降回避の力学が作動しやすい社会的環境を整えていく。

「成熟学歴社会」は上記の過程で学歴の「便益」を更新する——つまり、子世代における学歴維持のためにどの程度の教育が必要かが自明となる——が、そこでは親学歴と教育の「成功確率」との関係も変容を遂げると、筆者は予測している。進路選択に際して、子どもに有用なアドバイスをおこなうという戦略的行為の基盤として Erikson & Jonsson (1996a) が重視したのは、親自身の達成経験である。そのようなアドバイスの価値が実質化するのには、子が親と同じ条件で学歴取得競争に参加するときだろう。そうだとすれば、親が教育システムにどれだけ精通しているかが、次世代の教育達成を左右するという力学も、「成熟学歴社会」では機能しやすいといえるのではないだろうか。

## 6.3 統計分析における親学歴の扱い

### 6.3.1 教育達成に対する段階的な影響力

親学歴効果の説明理論として「成功確率」や「便益」を引き合いにだすとき、その効果が段階的だということが仮説検証時に1つの目安となる。すなわち、親子の達成学歴が一致するか否かの境目となる進学段階で親学歴の効果が明確化すると考えられるのだ。

吉川 (2006) は「成熟学歴社会」において大卒/非大卒境界の重要性が増加し、親大卒か否かによる機会の不平等が拡大するという。その理由は学歴下降回避の心理機制により、大卒層の進学アスピレーションだけが選択的に加熱されるからである。吉川は戦後の一時期、開放化に向かっていた大学進学機会が、1955年以降の出生世代から閉鎖化傾向に反転するデータを提示している。

他方、近藤・古田 (2009) は累積ロジット・モデルを用いて、学歴下降回避の仮定に適合的な親学歴の効果が存在するかどうかを調べている。この仮定が示唆するような進学規範が実際に働いているとすれば、親学歴が高卒と中卒との対比において、両者の差異が鮮明になるのは、高校進学の段階だと予測できる。その後の進学については、どちらも親と同

等の学歴を達成しているので、親学歴による不平等は減少するはずである<sup>\*3</sup>。近藤・古田の分析は、このような仮説的なパターン<sup>\*4</sup>にかなり近い結果を報告している。

また、古田 (2008) は出生コーホートをわけ、男女別に教育達成に対する親学歴の効果を分析した<sup>\*5</sup>。それによると、1956-75 年コーホートの男性で学歴下降回避の前提に整合的なパターンがあらわれている<sup>\*6</sup>。

### 6.3.2 線型効果と非線型効果

親学歴が子の進学目標の下限を規定するという仮説に、これらと異なる角度からアプローチした研究に Mare & Chang (2006) がある。そのイメージは親子の学歴の線型の関係構造を土台として、親と同等の学歴に到達する段階で、非線型の効果が上乘せされるというものである。前者は家庭の資源や本人の学力の効果をあらわし、後者は進学規範の形成や教育経験の伝達にかかわるとする。そうすれば、この見方が教育の不平等にかんする既存の理論のなかに納まることわかる<sup>\*7</sup>。

<sup>\*3</sup> もっとも、親高卒と親中卒とのあいだには高校進学を目標とする達成規範とは別に、両者の社会的位置の差異にもとづく家庭資源の格差が存在する。このため、高等教育進学に対して親高卒の効果がなくなるとは考えにくい。ただし、それ以前の進学段階ではそうした所有資源の効果には還元できない学歴下降回避の力学が加わるため、高卒/中卒のあいだの不平等がより明確にあらわれると期待される。当然、同じことが親大卒と親高卒との対比についてもいえる。つまり、両者にとって高校進学は学歴下降回避のために必須だからその段階では達成率の差は小さく、高等教育への進学段階で差が大きくなると仮説化できるのである (近藤・古田 2009)。

<sup>\*4</sup> 累積ロジット・モデルを使用した学歴下降回避のメカニズムの検証は、目的変数の各段階について定義される累積オッズに対して、通常は1つしか与えられない変数効果を、目的変数の段階ごとに可変的とすることにより可能となる (近藤・古田 2009)。たとえば、中学、高校、高等教育の3段階の順序変数を累積ロジット・モデルで分析する場合、親高卒のダミー変数は目的変数の段階とは関係なく、一定の効果をもつものとして推定される。この制約をゆるめ、親高卒の効果は高校以上への進学と高等教育への進学では異なると仮定すれば、両者の効果の大きさを比べることで、親高卒がどの進学段階において、もっとも重要な意味をもつのかを確認することができる。こうした技巧は順序変数の解析を取り上げた統計学の文献では、変数効果に対する比例オッズの制約を解除する方法として紹介されている (Peterson & Harrell Jr 1990)。なお、近藤・古田はこの操作を説明変数と閾値との相互作用効果としてとらえ、議論をすすめている。

<sup>\*5</sup> 古田 (2008) の分析で使用されているのは、近藤・古田 (2009) と同型のモデルである。

<sup>\*6</sup> 具体的には、親中等卒と比較したときの親義務卒の効果は高校以上への進学に対して強く、それ以降の進学に対しては有意な効果がない。これに対して、親高等卒は高校以上への進学に対しては有意な効果を示さないが、子どもを高等教育の進学へと促す段階では有意な推定値がえられている。

<sup>\*7</sup> 親学歴の線型の効果は教育の不平等にかんする第1次効果に、「費用」の負担能力などを加えたものとして理解することができる。これに対して、非線型の効果は本章で議論している「便益」や「成功確率」の

その際、線型の効果は親の教育達成年数として扱い、非線型の効果は教育段階にダミー・コードを与えて操作化をおこなう。そのような処理をすると、それら両者のあいだに完全に近い対応関係ができるので、多重共線性の問題に抵触してしまい\*<sup>8</sup>、両者の効果を識別することはむずかしくなる。

ただし、目的変数を最終的な教育達成とはせず、各学校段階への移行に限定すれば、親学歴の非線型効果はその段階への移行の有無を問わず1つのダミー変数で操作することができる。このような処理をすべての学校段階に対して加え\*<sup>9</sup>、移行ごとにサンプルを分割し、それらを縦に積み上げていけば、親子の学歴が一致するクリティカルな分岐点において生じる付加的な効果は、結局は1つのダミー変数に集約される(Mare & Chang 2006)。それにより、教育段階の数だけ親学歴のダミー変数を用意しなくて済むのである。

本章は、この方法で教育機会を分析していく。この手法の採用により、親学歴の非線型効果について、さまざまな相互作用効果を検討することができる。

そのような検討すべき相互作用効果として、時代との関係がある(吉川 2006; 古田 2008)。非線型の効果が顕在化する背景に、同一教育制度の長期継続や構造移動量の減少——「成熟学歴社会」の到来——があることは、すでに指摘したとおりである。

線型と非線型の効果が複合的に形成する各世代の不平等の特徴を示すことは、機会構造のより完全な全体像に近づくためにも必要な作業だといえる(Mare & Chang 2006)。

### 6.3.3 比例的関係と非比例的関係

さらに、教育機会の分析で指摘されている背景変数の非比例的効果——初期の移行段階で、出身背景の強い影響力があらわれる——も、Mare & Chang (2006)の方法では簡単に扱うことができる。移行を問わず変数と親学歴との相互作用効果を回帰モデルに投入し有意性検定をおこなえば、移行ごとに親学歴の効果が比例的(一定)か非比例的(可変)かはたちどころに判明するからである。

---

概念と関係するものだといえる。

\*<sup>8</sup> 親の教育達成年数を各学校段階に回帰させれば、その分散はほとんど説明し尽くされてしまうだろう。これは、当然ながら最終的な教育年数が何年になるかは、どの段階まで教育を受けたかに強く従属しているからである。

\*<sup>9</sup> 着目する学校段階が中等教育への移行であれば親と本人の両方について、移行に成功したケースには1、それ以外のケースには0を付値する。その後の学校段階についても同様である。

親学歴の段階的な効果について近藤・古田(2009)を参照すると、高校進学段階における高卒/中卒の対比による差異が大きく、それに比べて高等教育段階で大卒/高卒の対比がもたらす差異は、それほどでもない結果がえられている。出身学歴からの下降移動を避けるような選択は、高校進学段階で顕著に見られるということである。

これに対して吉川(2006)は学歴下降回避の力学が生じる学校段階として、大卒/非大卒の境界を重視していた。若いコーホートでは高校進学がユニバーサル化し、その「便益」や「成功確率」は社会に広く共有されている(van de Werfhorst & Andersen 2005)。このため、高卒以上か否かは学歴取得にかんする不平等の争点にはなりえないという仮説は、それなりにもっともらしく聞こえる\*10。

あるいは、親と同等の学歴をえたいとする進学規範や親のもつ学歴達成のノウハウがすべての教育段階で等しく作用するとすれば、親学歴の段階的な効果は、線型効果と異なり比例的だと予測するのが適切かもしれない(Mare & Chang 2006)。

これらの問題について、日本社会を対象とした研究では、まだ正確な関係が示されていない。そして、この課題の探究は、最終的には教育機会の長期的な動向を解明することに結びついていく。親学歴の段階的(非線型)効果と移行変数との関係を吟味することで、コーホート比較において親学歴の影響力のどの側面が変化し、全体として機会の不平等がどう構造変動したのかを考察する際の、有用な手がかりがえられると期待できるからだ。

## 6.4 分析結果

### 6.4.1 移行率に対する親学歴の影響力

#### データ・変数・記述統計

本章でも前章までと同様に、SSMとJGSSの合併データを分析する。

今回の分析でもっとも重要な変数は回答者本人と親の学歴である。いずれも義務相当、中等教育、短期高等\*11、大学以上の4分類とした。

出生コーホート別の各学校段階への移行率を、親と本人のそれぞれについて表6.1に示

\*10 たとえば、高校は大学以上に選り好みさえしなければどこかの学校には入学できるので、進学と卒業だけを問題にするのであれば、成功の見込みは一般的には高いといってよい。加えて、それだけ進学と卒業が容易であれば、親学歴にかかわらず高校に行かないことが一種のトラウマになる可能性はある。

\*11 高校卒業後の専修学校への進学を含む。

表 6.1 回答者とその親の教育達成過程の推移

	出生コーホート					
	1930-38	1939-48	1949-58	1959-68	1969-78	1979-88
親世代						
(新制比率)	(0.001)	(0.012)	(0.077)	(0.677)	(0.982)	(0.996)
義務相当	0.770	0.692	0.604	0.394	0.269	0.121
中等教育 +	0.230	0.308	0.396	0.606	0.731	0.879
短期高等 +	0.348	0.344	0.359	0.295	0.330	0.459
大学以上 +	0.453	0.548	0.441	0.756	0.913	0.888
合計 (N)	1734	2856	2644	2490	3575	1393
本人世代						
義務相当	0.435	0.303	0.134	0.033	0.027	0.018
中等教育 +	0.565	0.697	0.866	0.967	0.973	0.982
短期高等 +	0.289	0.304	0.419	0.527	0.619	0.711
大学以上 +	0.655	0.598	0.541	0.498	0.485	0.592
合計 (N)	1563	3428	3102	2827	3918	1468

Note: 義務 = 旧制小学・新制中学卒業程度, 教育年数 (以下同) 6-9 年; 中等 + = 後期中等移行, 11-2 年 (> 9 年); 短期 + = 短期高等移行, 14 年 (> 12 年); 大学 + = 大学以上移行, 16 年以上 (> 14 年) .

す。本人の中等教育への移行率は 1959-68 年コーホートで高原期に至り、それ以降は高等教育 (短大・高専以上) への移行率がゆるやかに上昇する局面が続いている。一方、この表の 6 つのコーホートは、親世代で義務卒層が解体し中等教育が拡大していく時期をほぼカバーしている。そして、1959-68 年コーホートを境に新制教育を受けた親が増え、それ以前のコーホートでは存在した世代間の学制の差異が消失することがわかる。

移行率を親学歴別に計算し、プロットしたものが図 6.1 である。親学歴 (縦軸に配置) が初等以下のものは、中等教育への移行率が低い (図 6.1 左)。中等教育への進学を前提として、その後、何らかの高等教育を受けた経験があるものの比率は、親学歴が高くなると単調に増加する (図 6.1 中央)。最後に高等教育への進学で条件付け、大卒資格の有無を見ると、親高等層でその比率が高いことがわかる (図 6.1 右)。全体的に親学歴と移行率との関係は明確で、その構造はおおむね線型関係にしたがっているといえる。



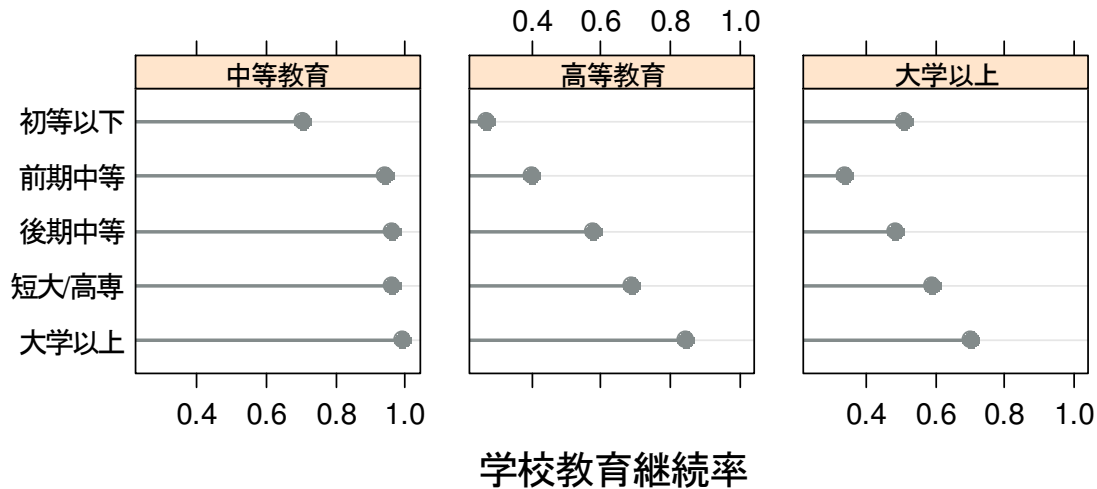


図 6.1 親学歴別の各学校段階における移行率

#### トランジション・モデルの推定

以下では各移行段階のケースをプールした person-decision データを作成し、移行の結果(教育の継続/退出)を目的変数とするトランジション・モデルを推定する(Treiman & Yamaguchi 1993; Mare & Chang 2006; 荒牧 2007)。このため、分析では個人ではなく移行を1ケースの単位として数えている。

$t$  番目の学校段階に移行する確率を  $p_{it}$  とし ( $i = 1, \dots, I; t = 1, \dots, T$ )、その対数オッズを予測する次の回帰式を最尤法で推定する。

$$\text{logit}(p_{it}|X_i, E_{i1}, E_{i2t}) = \alpha_t + \sum_k \beta_k X_{ik} + \gamma^L E_{i1} + \gamma^T E_{i2t} \quad (6.1)$$

$X_{ik}$  は回帰モデルに投入する共変量(コントロール変数)である ( $k = 1, \dots, K$ )。  $E_{i1}$  が親の教育年数に対応した連続変数、  $E_{i2t}$  が親の  $t$  への移行経験をあらわす 2 値変数である。

式 (6.1) では切片項 ( $\alpha_t$ ) 以外のパラメータは移行段階によらず等しい。よって、各移行のオッズに対する予測式のあいだには比例的 (proportional) 関係が成立する。これを非比例的 (nonproportional) とするためには、式 (6.1) に移行をあらわす変数と説明変数との相互作用効果を投入すればよい<sup>\*12</sup>。ここでは先行研究の知見と理論的な関心から、とり

\*12 移行ごとに別々に回帰式を立てる場合 (Mare 1980, 1981)、特別なことをしなくても移行間のオッズは自

表 6.2 親学歴を説明変数とするトランジション・モデルの適合度

モデル	離散効果	直線効果	移行効果	df	G <sup>2</sup>		
	<i>Discrete</i>	<i>Linear</i>	<i>Transition</i>		(vs. 1.2)	AIC	BIC*
1.1	Varying	No	No	15	2389	32126	9673
1.2	No	No	No	6	0	34497	7370
1.3	Constant	No	No	9	1891	32612	9233
1.4	Constant	No	Constant	10	2066	32439	9398
1.5	Constant	No	Varying	12	2234	32275	9547
1.6	No	Varying	No	9	3085	31418	10427
1.7	No	Constant	No	7	2405	32094	9766
1.8	No	Varying	Varying	12	3154	31356	10467
1.9	No	Constant	Constant	8	2415	32086	9766
1.10	No	Varying	Constant	10	3085	31420	10417
1.11	No	Constant	Varying	10	2672	31833	10004

Note :  $AIC = -2LL + 2 \times df$  ,  $BIC^* = Model \chi^2 - df \times \ln(N)$  .

わけ親学歴の直線効果  $\gamma^L$  と移行効果  $\gamma^T$  が比例的かどうかを検討する。

表 6.2 がトランジション・モデルで親学歴の効果を推定した結果である。離散効果は親学歴を離散変数として処理し、ダミー・コードを与えてモデルに投入したことを意味する。直線効果と移行効果は先に説明したとおりである(上述の  $\gamma^L$  と  $\gamma^T$ )。なお、分析では性別と父職業 (ISEI) の影響力をコントロールしている<sup>\*13</sup>。

AIC と BIC\* を見ていくと<sup>\*14</sup>、親学歴の効果は離散的に扱うよりも移行効果を加味するか(モデル 1.3 と 1.4、1.5 との比較)、線型効果としてモデル化するほうがよい(モデル 1.1 と 1.6、1.7 との比較)。さらに、移行効果は直線効果をコントロールしても、本人の進学行動に有意な影響力をもつことがモデル 1.6、1.7 と 1.8 以降との適合度の比較からわかる。

ずと非比例的関係として記述される(説明変数の効果はすべて移行依存的となる)。一方、式(6.1)のように移行の同時分析をおこなう際は、移行段階と説明変数との相互作用効果は(それを見ようとするのであれば)意識的にモデル化する必要がある。

<sup>\*13</sup> 有効ケース数の減少を避けるために父職業の欠損値は標本平均で置換した。さらに、欠損値に代入処置を施したケースを識別するための変数もモデルに含めた。後者の変数の効果はどのモデルでも -0.34 程度だが、本章で関心のある情報ではないため、表 6.3 では推定値の記載を省いている。

<sup>\*14</sup> AIC と BIC\* の定義は表 6.2 の標註を参照のこと。AIC は逸脱度に準拠しているため数値が小さいほどモデルの適合度がよく、一方、適合度をもとに計算される BIC\* では数値が大きいほど有力なモデルとなる。

表 6.3 学校教育の継続に対する説明変数の影響力

	モデル 1.8		モデル 2.6		モデル 2.8	
	係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)	
Tr1	-2.981**	(0.170)	-2.011**	(0.213)	-2.207**	(0.143)
Tr2	-0.325+	(0.192)	-0.985**	(0.232)	-1.029**	(0.169)
Tr3	2.232**	(0.219)	1.770**	(0.280)	1.463**	(0.214)
親学歴 (Linear)	0.539**	(0.024)	0.240**	(0.030)	0.271**	(0.018)
Linear × Tr2	-0.273**	(0.026)	-0.091**	(0.029)	-0.094**	(0.017)
Linear × Tr3	-0.533**	(0.027)	-0.245**	(0.030)	-0.222**	(0.019)
親学歴 (Transition)	-0.619**	(0.139)	0.149	(0.148)	-0.035	(0.148)
Transition × Tr2	0.434**	(0.159)	-0.030	(0.171)		
Transition × Tr3	1.251**	(0.169)	0.233	(0.179)		
(1930-38)						
1939-48			0.631**	(0.167)	0.646**	(0.079)
1949-58			1.406**	(0.178)	1.619**	(0.092)
1959-68			2.144**	(0.226)	2.412**	(0.141)
1969-78			1.540**	(0.246)	2.340**	(0.149)
1979-88			1.935**	(0.369)	2.292**	(0.249)
1939-48 × Tr2			-0.472**	(0.130)	-0.473**	(0.123)
1949-58 × Tr2			-0.993**	(0.136)	-0.926**	(0.130)
1959-68 × Tr2			-1.702**	(0.172)	-1.574**	(0.167)
1969-78 × Tr2			-1.584**	(0.175)	-1.342**	(0.170)
1979-88 × Tr2			-1.258**	(0.263)	-1.083**	(0.264)
1939-48 × Tr3			-0.796**	(0.189)	-0.786**	(0.180)
1949-58 × Tr3			-2.075**	(0.189)	-1.975**	(0.180)
1959-68 × Tr3			-3.190**	(0.213)	-3.051**	(0.206)
1969-78 × Tr3			-3.421**	(0.214)	-3.132**	(0.208)
1979-88 × Tr3			-2.871**	(0.291)	-2.678**	(0.289)

(Continued on next page.)

親学歴の線型効果には明らかに移行のオッズを非比例的 (Varying) にする働きがある。移行効果は同時投入されている線型効果の仮定次第でモデルの改善度に及ぼすインパクトが異なるが、傾向としては比例的 (Constant) ではなく非比例的 (Varying) にするほうが、データとの適合度は高くなる。

(Continued from previous page.)

	モデル 1.8		モデル 2.6		モデル 2.8	
	係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)	
1939-48 × Linear			0.000	(0.020)		
1949-58 × Linear			0.033	(0.021)		
1959-68 × Linear			0.046*	(0.022)		
1969-78 × Linear			0.102**	(0.022)		
1979-88 × Linear			0.057*	(0.028)		
1939-48 × Transition					-0.088	(0.158)
1949-58 × Transition					0.220	(0.167)
1959-68 × Transition					0.444**	(0.169)
1969-78 × Transition					0.519**	(0.157)
1979-88 × Transition					0.405*	(0.173)
(男性)						
女性	-0.653**	(0.028)	-0.676**	(0.029)	-0.677**	(0.029)
父職業	0.024**	(0.001)	0.026**	(0.001)	0.026**	(0.001)
<i>Log Likelihood</i>	-15,666		-15,088		-15,095	
<i>LR χ<sup>2</sup></i>	10,581		11,737		11,722	

Note: 総移行(ケース)数 = 33,245, 回答者(クラスター)数 = 14,268. 出生コーホートの1930-38年と, 性別の男性は基準カテゴリ. \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$ .

AIC、BIC\* の両方で最良の数値を示すモデル 1.8 の推定値にもとづき、親学歴による対数オッズの変化を計算した(図 6.2)。次頁の図では親学歴の効果が移行段階に応じて可変的である様子を3つの線分によって表現している(上から順に後期中等移行、短期高等移行、大学以上移行)。

移行に対する教育年数の効果は、後の移行になるほど低下し、高等教育内部の分化にはまったく影響していない(親の教育年数の増加は大学への移行のオッズを上昇させる効果をもっていない)。これに対して親の移行経験は効果の存在自体が不明瞭だが、移行の最終段階では学歴下降回避の仮説と符合する効果があらわれている(親が大卒だと本人も大学に移行しやすい)。表 6.3 に示した回帰係数(モデル 1.8)からも、そのような傾向を読み取ることができる(大学進学については、親学歴の非線型効果により移行オッズに  $-0.619 + 1.251 = 0.632$  の上乘せがある)。

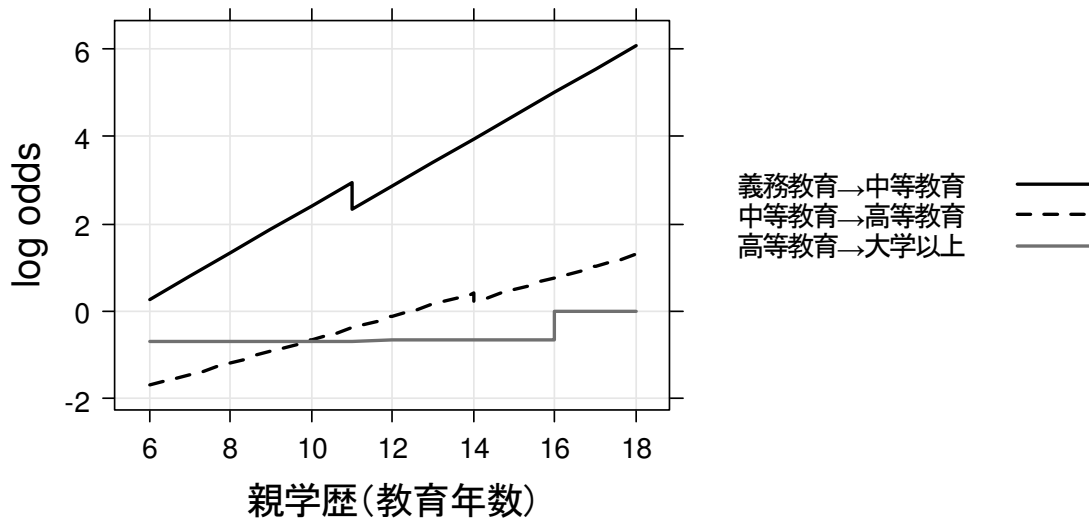


図 6.2 親学歴の直線効果と移行効果の推定値

#### 6.4.2 学歴移動構造の持続と変容

出生コホートを説明変数に加えると、モデルの適合度は大きく上昇する (表 6.4)。 $BIC^*$  を基準にモデルを選択すると、親学歴  $\times$  コホートの相互作用効果は冗長だと見なされる。他方、 $AIC$  は、それらのあいだに相互作用効果を仮定するほうが好ましいモデルだと判断している。

比例的 (Constant) な移行効果との相互作用効果を仮定したモデル 2.8 は、追加項に対する罰則 ( $BIC^*$  の低下) が小さく、最終モデルの候補にすることができる。さらに  $AIC$  が選好する非比例的 (Varying) な直線効果との相互作用効果 (モデル 2.6) も、検討すべき時代変化だといえるだろう。

モデル 2.6 と 2.8 の効果パラメータ (表 6.3 の Linear 効果と Transition 効果、およびそれらとコホートとの相互作用) を用いて作成したのが、図 6.3 である。親学歴の移行効果の傾向は明確で、1959-68 年コホート以降、推定値が増加する。これは、大多数の親が新制教育を受けるようになる世代と重なる。世代間の制度的経験の共通化を基盤として、親学歴の段階的效果が顕在化したといえる。

モデル 2.8 の教育年数の効果は、後の移行で効果が弱まるというオッズの非比例的变化の

表 6.4 親学歴と出生コーホートとの相互作用効果を仮定したトランジション・モデルの適合度

モデル	コーホート	相互作用： <i>Discrete</i>	相互作用： <i>Linear</i>	相互作用： <i>Transition</i>	$G^2$ ( <i>df</i> ) (vs. 2.2)	AIC	BIC*
2.1	Varying	Varying	No	No	1070 (45)	30352	11221
2.2 (1.8)	No	No	No	No	0 (12)	31356	10467
2.3	Constant	No	No	No	593 (17)	30773	11012
2.4	Varying	No	No	No	1118 (27)	30268	11441
2.5	Varying	No	No	Varying	1145 (32)	30250	11421
2.6	Varying	No	Varying	No	1155 (32)	30240	11431
2.7	Varying	No	Varying	Varying	1166 (37)	30240	11393
2.8	Varying	No	No	Constant	1141 (30)	30251	11435
2.9	Varying	No	Constant	No	1055 (30)	30337	11349

Note :  $AIC = -2LL + 2 \times df$  ,  $BIC^* = Model \chi^2 - df \times \ln(N)$  .

仮定を保持している。たとえば、大学への移行に対する直線効果は  $0.271 - 0.222 = 0.049$  となる。親大卒と親高卒との差は  $\exp(0.049 \times 4) = 1.217$  倍である（教育年数で4年分の効果）。その一方で、移行効果の強さは学校段階によるちがいはなく、コーホート間で有意な変化が起きている。1959-68年コーホートにおける移行効果は  $\exp(-0.0345 + 0.444) = 1.506$  倍で、直線効果の試算と比べても、後期の学校段階では親の移行経験の有無が教育機会を強く制約していることがわかる。

直線効果の推定値はどの時代でも明瞭で、進学率が上昇するなかでも、親学歴による機会の不平等が持続している。直線効果についてもコーホート間で逡増の傾向があり（モデル2.6）、その時期は移行効果が増加するコーホートと一致する。親学歴の段階的効果は若いコーホートで増加の兆しを見せるが、同時期に直線効果も強まっているのである。教育機会の動向を明らかにするためには、複数の可能性を想定して分析に取り組む必要があることを物語る結果だといえよう。

## 6.5 要約と課題

教育達成に対する親学歴の効果はどのような条件で変化するのか。また、そのとき変化するの、効果のどの側面なのか。これらの疑問に答えるために、本章ではトランジシヨ

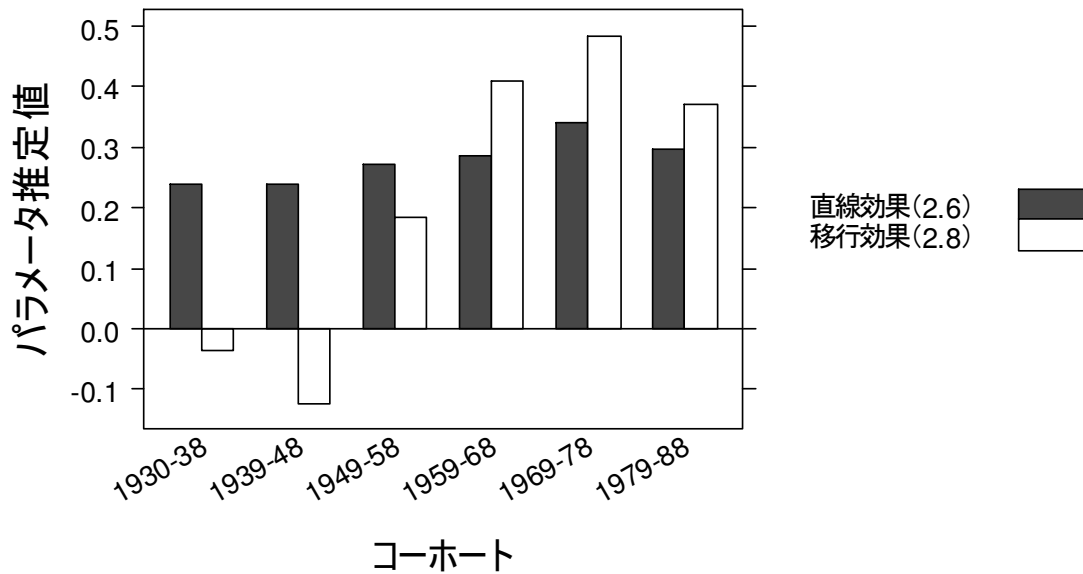


図 6.3 直線効果と移行効果の時代による差異

ン・モデルにより、親学歴の段階的効果の有無と、その変化について検討した。

その結果、高校進学率の上昇が上限に達し、新制教育を受けた親が多数派になるコホートで親学歴の非線型の効果——「成功確率」と「便益」にかんする仮説が想定する段階的なパターン——が顕現することを確認した。こうした教育社会の変化により、親学歴の影響力が部分的に拡大する動きは、「成熟学歴社会」の議論と一致する。

ただし、それは吉川(2006)が主張するような大卒/非大卒境界の重要性の高まりとしてではなく、教育達成過程のすべての段階でおきていた<sup>\*15</sup>。親と同等以上の学歴を達成するまでは、学校教育を継続する見込みが大きいという力学は、中等/義務、高等/中等、大学/短大のどの対比を取りだしても成立する。そして、この力学は一部の対比においてより強く作用しているわけではない。

しかしながら、「成熟学歴社会」の展開が機会の不平等構造を変えなかったのではない。親学歴の直線効果は後の移行になるほど低下する。古いコホートでは、この直線効果し

<sup>\*15</sup> この解釈は親学歴と出生コホートとの相互作用効果を調べたモデルに依拠している。移行に対する非線型の効果は一部のコホートでしか見られないこと(図 6.3)、そして吉川(2006)は学歴下降回避の力学があらゆる時代で作動するわけではないと想定していたことをふまえ、ここでは表 6.4 にもとづき議論をすすめるのが妥当だと考えた。

か働いていないため、大学進学に親学歴が与える影響力は、高校進学に比べて非常に小さかった。そこに移行効果が加わる新しいコーホートでは、大学進学の段階でも一定の不平等が生じている。移行効果はそれ以前の学校段階にも加算されるので大学進学の手続きだけが不平等化するわけではないが、上記の過程で機会構造が複層化したため、過去から現在にかけて大学進学機会の不平等が実質化しているのである。

移行非依存的な親学歴効果の発見は、既存の業績に対して理論的な示唆を提供する。親学歴の効果の一部は学業成績や物質的な資源 (Teachman 1987) を媒介したものである。そのような効果は移行がすすむにつれて低下すると、先行研究で指摘されてきた (Mare 1981; Müller & Karle 1993)。これに対して親の教育経験に附帯する「成功確率」と「便益」の効果は、どの移行段階でも安定的に作用するというのが本章の結論である。

親と同等の学歴をえたいと思う願望や、親が自身の経験から取得した知識・情報は、親の属性に固定された特性であり、生徒側の特性と直接は関係しない。このため、教育の各分岐点で (学力や意欲などが) ある水準以上の生徒を選抜しても、親側の特性について同質性が高まらないのは当然である (差別的選抜仮説)。あるいは、成長した生徒は家族の資源に対する依存が、ある程度は低下するかもしれない。ただし、その場合も親の経験が、どこまでも客観的な制約として教育達成の条件を有利にしたり不利にしたりすることはあるだろう。生徒の自立性が向上しても、家族の影響力が不変のまま残る部分はあるといえる (ライフコース仮説)。

もちろん、こうした可能性は先行研究において、すでに論及されてきた事柄である。親学歴効果を直線と移行の成分に分解し、後者が不平等生成の第2次効果をモデル化したものとして解釈可能だと示した点に、本章の意義がある。このような経験的な仕事により、従来の理論を再考する手がかりがえられたといえるだろう。

本章の知見に対する第1の留保は、親学歴の非線型の効果として「成功確率」と「便益」のいずれが主要な役割を果たしているのかが明らかでないことである。さらに後者については本章が想定したような学歴に特有の「便益」が存在するという直接の証拠はない。親学歴の効果にかんしては、少なくとも親と同じ職業的地位に到達するためには、親と同程度の学歴達成を目指すのが合理的との行動規範にもとづく仮説を立てることが可能である (van de Werfhorst & Andersen 2005; van de Werfhorst 2009)。これらの複数の力学のうちどれが妥当かを明らかにするためには、今後も統計的な研究を継続していく必要がある。最終的な学歴が定まる以前の個人の動機や家族の資源状況を新しく調査することも、



ありうる方向性の1つだろう。

第2の留保は、直線効果の変化と移行効果のそれとをじゅうぶんに切り分けられなかったことに関係している。本章が報告した後者の変化には、前者の結果が含まれている可能性がある<sup>\*16</sup>。直線効果の変化にかんする議論は、本章の理論的なスコープをこえている。線型、非線型にかかわらず、親学歴の効果全体に生じた大局的な変化の理解は、今後の研究における重要な被説明項である。そうした課題に取り組むうえで、個人の職業的出自と教育的出自による機会の不平等が、社会のマクロな構造変動とともにどう変容していくのかを問い直すことの大切さを、最後に確認しておく。

---

<sup>\*16</sup> 直線効果と移行効果に同時に出生コーホートとの相互作用効果を仮定すると(表6.4のモデル2.7)、両者が互いの効果を吸収し合い、親学歴の影響力の時間的な差異は検出不可能になる。



## 第7章

# 教育行動の時空間比較分析：産業主義・教育条件・多次元化

### 7.1 問題：教育機会不平等のトレンドにかんする知見の相違

日本人の平均的な学歴は過去半世紀で大きく上昇し、教育達成の地域差や男女差が縮小した(近藤・古田 2009)。これに対して、出身階級・階層による機会の制約がどう変わったか——平等化がすすんだのかどうか——については、さまざまな意見が存在する。

従来の研究のあいだの見解の齟齬は、何に起因しているのだろうか。本節では3つの可能性を指摘し、先の疑問を受けて後発の研究が取り上げるべき問題の所在を明らかにしていく。

まず、目的変数として教育達成をどのように扱うかが、分析の結果を左右する。最終学歴年数に着目するか、学歴達成過程(移行)を対象とするかにより、アプローチの方法とえられる知見が異なるというのが、社会階層研究における標準的な理解の仕方である(Mare 1980, 1981; Shavit & Blossfeld eds. 1993)。さらに後者については、移行のどの段階を取り上げるか次第で、機会の動向が一様ではないことを付言しておく。

次に、説明変数として出身背景をどのように操作化するかという問題がある。出自の指標に家族(主に父親)の職業を用いるのか、学歴もあわせて利用するのか。あるいは、それらの総合的な影響力をもって出身背景による不平等と考えるのか。出身背景のさまざまな操作的定義が教育達成に対して同質的な効果をもつと、ア・プリオリに仮定できるはずは

ない。それにもかかわらず、この観点が統計分析に与える帰結については、これまでの研究ではほとんど無視されてきた。

最後に、説明変数と目的変数との連関のあり方に対する社会的文脈の効果が問題となる。多くの研究は生活水準の上昇や学校制度の発達により教育の機会が平等化することを実証しようとしてきたが、実際の分析では対象者を出生年に応じていくつかの集団にわけ、それらのあいだで教育達成に対する家庭背景の影響力を比較するものがほとんどである。社会や教育のマクロな変化にかかわる操作概念を統計モデルに組み込み、機会の動向にかんする仮説を検証する研究は、あまり例を見ない。機会の不平等に対する社会的文脈の効果の測定が不十分なせいで、理論的に予測されるパターンが経験的な水準で確認されにくくなっている可能性は検討の余地を残している。

本章は上記の3つ目の論点に軸足を置き、教育機会不平等の趨勢分析を展開する。その際、最初の2つの問題点は仮説構築の材料に仕立て上げ、検証プロセスのなかに反映させる。具体的には、階層社会のマクロな変化にかんする先行研究を概観し、教育不平等の議論で扱うべき争点を明るみに出す。そのうえで、この分野における既存の理論を整理し、機会の動向について予測可能な複数のパターンを提示する。そして、社会や教育のマクロな特徴が、家族の影響力をどのように変えたのかを検討する。

教育の不平等にかんする研究枠組を全面的に見直すのではなく、従来の理論と道具の配列を組み替えて統計分析の手続きを再構築するというのが、本章の課題である。そうした課題への取り組みをとおして、産業化にかかわる社会の変化とともに、機会不平等の構造が転換していく姿を示すことを予定している。

## 7.2 社会的コンテクストと教育機会

### 7.2.1 収斂命題への批判と趨勢なき流動

産業主義の理論は、官僚制の発達と普遍主義の進行が、地位達成過程における帰属主義を後退させると主張する (Treiman 1970)。経済発展とともに機会の不平等が単調に減少するというのが、この理論を作業仮説に読み替えたときに期待される、もっともシンプルなデータ分析の結果である。

これに対して DiPrete & Grusky (1990) は階層社会の実態が開放ないし閉鎖へと線型的に変化するという見方に批判的な立場をとり、趨勢なき流動を説明しうるマクロな条件

の特定を試みている。そこで DiPrete & Grusky が着目したのは職業機会に対する政策的介入の効果である。

アメリカ人(男女)の SES (職業達成) に対する線型回帰分析では、雇用機会均等政策への政府支出に、SES の男女差を縮小させる効果が認められる (DiPrete & Grusky 1990)。政府の同様の努力は、人種的マイノリティの地位の向上にも寄与したとされている。

DiPrete & Grusky (1990) の分析では SES の男女差や人種差に対する調査年の有意な効果はなく、マクロ変数を用いたかれらの説明モデルが有効であることがわかる。特筆すべきは、そこでは産業化の過程に関係する指標も、マクロ・レベルの方程式に投入されている点である。このような方法は単純な時点比較やコーホート比較とは一線を画するもので、社会構造の変化についての議論を教育の分析に導入する際に、応用的な価値の高い戦略だといえる。そのことを意識しつつ、次に教育を対象とした既存の業績を見ていくことにしよう。

### 7.2.2 教育不平等の非線型的な時系列変容

Kikkawa (2004) は社会の産業化が教育機会の不平等を縮小させるプロセスを、日米のデータで検討している。産業化の要素として Kikkawa が重視したのが、回答者世代における教育拡大の進展である。

先進的な産業社会では高学歴化は直線的な現象ではなく、回答者の出生年が教育の拡大を内包するのは 20 年ないし 50 年の時間幅に過ぎない (Kikkawa 2004)。それ以降、高学歴化は高原状態に至り、出生年と教育達成との相関関係は失われる。教育拡大がこうした中折れ型の進行経過にしたがう場合、教育不平等の時系列変容に対する出生年のマクロ(コーホート)効果は、限られた時期にしか観察されない。出生年というマクロ変数の有効性は、教育の線型的な拡大という前提に従属しているのである。

Kikkawa (2004) によると教育達成に対する父親の職業と学歴の効果は中等学歴進学率の上昇とともに低下する。さらに、マクロな共変動に対する高学歴化の効果は出生年それ自体の効果よりも説明力が高いこと、アメリカでは日本よりもマクロ変数の有効性が低く、教育拡大の非線型の推移と軌を一にして教育機会の不平等構造に対するマクロ効果も変質する<sup>\*1</sup> が示されている。

<sup>\*1</sup> アメリカではミクロ・レベルの父職業の係数に対するマクロ変数の効果には有意なものが少ない。また、

### 7.2.3 同一時間単位における空間的断面

他方、社会比較にかんしては各地域の特徴に着目することもできる。これには2つの文脈が関係している。1つは社会や経済の変化は一定のトレンドをもつので、趨勢分析を地域比較で代替するというものである。もう1つは出生年や調査年が同じでも地域間には傾向差があるので、そうした空間的な異なりを分析に繰り入れるというものである。

第1の点にかかわる研究では、Treiman & Yip (1989) が21ヶ国の比較分析をとおして産業化<sup>\*2</sup>がすすんだ国で、教育達成に対する父親の地位の規定力が弱いことを明らかにしている。また、Hout (2006) はISSP (国際比較調査) の結果から、教育達成に対する家庭背景の効果と中等後教育の普及率 (各国) とのあいだに負の相関関係があるとしている。

第2の点にかかわる研究には、Treiman らのグループによる一連の成果がある。かれらはISMF (国際階層・移動ファイル) のデータ・セットにもとづき、5年刻みのコーホートと調査国とをかけ合わせ、約300のコンテクストを作成した (Ganzeboom & Treiman 1993; Rijken & Ganzeboom 2000; Treiman et al. 2003)。そして、このコンテクストをマクロ単位とした多時点・多社会の同時分析をおこない、教育機会が拡大したコンテクストにおいて、教育達成に対する家族の影響力が小さいことを示している。

以上の研究は教育不平等の構造を変容させるマクロな要因の特定に主眼を置く点で共通している。これらの先行的な試みを受けてなされるべき課題には、次の方向性がある。

1つの方向性はコンテクストの効果を調べる Treiman らの手法を、単独の社会の分析に適用することである。国内にはアグリゲート・レベルでの各地域の進学率を検討した例

---

分析全体をとおして (日本と異なり) 高等学歴進学率が有力な説明変数となっている。これらのことは教育拡大の進展に応じて高学歴化にかかわるマクロ変数の分散が、下位の教育段階から縮小していくことを考えれば、驚くべきものではない (事実、中等学歴進学率の分散は日本に比べてアメリカではかなり小さい)。高学歴化の発展段階によりマクロ変数の働きが変化する様子を根拠として、Kikkawa (2004) は Treiman (1970) が予測する産業化と機会の平等化との関係は、データが典型的な産業化の局面をカバーしている限りにおいて支持される (逆にいえば高学歴化の進展が高原状態で停止したポスト産業化の局面では、Treiman 命題のような簡明な理論によっては不平等構造の変化をうまくとらえられなくなる) と結論している。

<sup>\*2</sup> Treiman & Yip (1989) は1960年における各国のエネルギー消費量と非農業労働力率から、産業背景の要因を指標化している。かれらによれば、石油産出量に左右されやすく、さらに社会主義国について入手にくいGNPは、社会構造の変化と階層システムとの関係を問う分析には適さないとされている。なお、エネルギー消費量と非農業労働力率との相関係数は  $r = 0.75$  である。

は多いが<sup>\*3</sup>、ミクロな機会の不平等とマクロな特性との連関はそれほど扱われてこなかった<sup>\*4</sup>。逆にコーホート比較を主目的とする研究で、同一時間単位に潜伏する地域間の異質性が問題とされることはない。このような研究の空隙を埋めるべく、本章はミクロ・レベルの教育行動に時間(時系列変容)と空間(地域比較)という2つのマクロ・パースペクティブから接近する。

もう1つの方向性は教育不平等のマルチレベル分析をトランジション・モデルの枠組でおこなうことである。Rijken & Ganzeboom (2000)をのぞく先行研究はすべて、最高到達学歴を分析している<sup>\*5</sup>。最終学歴と進学過程は教育機会の異なる側面を切りだしたもので、教育の階層化を正しく理解するためには、双方を目的変数とする分析を相補的におこなう必要がある(Ganzeboom & Treiman 1993)。後出の仮説群が移行を前提とした議論であることも、この方向性を強調する理由の1つである。

## 7.3 既存仮説の再定式化

教育機会の趨勢分析では、機会の変化を評価するための何らかの指針があるとよい。この分野の過去の業績との接続を重視し、ここでは教育段階と社会的出自という2つの軸——中等と高等との対比、職業と学歴との対比——を設定し、議論をすすめていく。

### 7.3.1 中等教育と高等教育

教育不平等の変化にかかわるもっとも基本的な仮説は、産業化の帰結についてのTreiman (1970)の命題である(Kikkawa 2004)。それによれば、産業化した社会では教育達成に対する家族の影響力は徐々に低下すると予測される。

これに対して文化的再生産論は、教育による社会的不平等の再生産に着目する(Bowles & Gintis 1976=2008; Bourdieu 1979=1990)。高等教育の道具的価値は、階級・階層により変わる。社会的位置の再生産にとって支配階級では高水準の教育が不可欠だが、下層階

<sup>\*3</sup> たとえば友田(1970)、佐々木(2006)など。

<sup>\*4</sup> 例外的な研究に尾嶋(1986)がある。

<sup>\*5</sup> 他の条件が等しければ、産業化は移行機会の平等化をもたらす。ただし、産業化がすすむと進学率が上昇する。これが引き金となり生徒集団の異質性が増大し(Mare 1981)、後の移行段階で機会の不平等が拡大した可能性があるという、複雑なプロセスが指摘されている(Rijken & Ganzeboom 2000)。

級はそこまでの教育を必要とせず、長期の教育継続は状況次第でリスクにさえなる<sup>\*6</sup>。

上記の2つの立場の主要な対立は、高等教育の変化をめくり生じている (Blossfeld & Shavit 1993)。産業化の基本仮説と文化的再生産論は、中等教育機会の漸次的な開放という点において合意が見られる。その一方で高等教育について、前者は(中等教育と同様の)平等化を予測するが、後者は機会の不平等が継続ないし拡大すると想定している。

### 7.3.2 社会的出自の多様性

教育機会の動向に関心があるとき、一次元的な尺度で社会的出自を操作化する<sup>\*7</sup>と、現実の変化のあり方をミスリードするおそれがある。最近、ヨーロッパの研究者が相次いでこうしたことを指摘している (Bukodi & Goldthorpe 2012; Buis 2013)。それらの研究が報告する知見は暫定的なものだが、教育達成に対するさまざまな背景変数の効果が同じ流れに沿って変化するわけではない可能性には、じゅうぶん注意する必要がある。

本章の関心とは少し離れるが、近藤 (2012) は PISA (国際学習到達度調査) の結果を利用して興味深い社会過程を描きだしている。近藤は多重対応分析により多数の地位変数からなる多次元空間をとらえ、途上国では階層構造の一次元性が強いものの、経済発展により経済的資源と文化的資源との対立がすすみ、階層構造が多次元化していく様子を示した。さらに、このようなマクロな社会の変化とともに、学力のミクロな規定構造において文化的資源が影響力を強めていくとされている。

近藤 (2012) の知見のうち、ここで着目するのは社会全体が豊かになるにつれて家庭の経済力の効果が削がれ、(親学歴に代表される)文化資本の相対的重要性が高まるという部分である。この傾向を成人の教育達成にまで敷衍したなら、産業化のすすんだ社会ではミクロな機会構造が変容し、階層化の過程が多次元化するとの予測が成り立つ。つまり、出身背景による不平等の中心が(家族の)職業から学歴へと移っていくということである。

<sup>\*6</sup> この考え方は文化的再生産論よりも合理的行為論の主張に近い。文化的再生産論をこういうかたちで紹介したのは、この仮説から集合的行為者の思惑のような曖昧な要素を排したかったからである。それでも、支配階級は再生産戦略の一環から高等教育に特別の関心をもつという仮説の要点に、何ら変更はない。肝要なのは(高等)教育機会の変化にかんする産業化の命題との対立であり、Blossfeld & Shavit (1993) の解説をふまえ、ここでは文化的再生産論の名称を採用するのが適当だと判断した。

<sup>\*7</sup> 社会的出自を出身階級(もしくはそのもとになる父親の職業)と同一視する手続きがその典型例である。



表 7.1 各仮説における社会構造の変化と教育機会の不平等

	中等教育		高等教育	
	職業	学歴	職業	学歴
産業化 (Treiman) 仮説	—	—	—	—
文化的再生産仮説	—	—	const./+	const./+
階層多次元化仮説	—	+	—	+
MMI/EMI 仮説	+—	+—	+—	+—
持続的障壁仮説	const.	const.	const.	const.

Note : —, 不平等の縮小; +, 不平等の拡大; +—, 進学率が飽和したコンテキストでは不平等が縮小; const., 不平等の継続.

### 7.3.3 教育機会の趨勢についての仮説群の要点

産業化、文化的再生産、階層多次元化の理論的予測に加え、ここでは教育不平等研究の経験的知見にもとづく2つの仮説を取り上げる。

進学率が飽和するまで機会の不平等が保たれ、その後は天井効果による不平等の縮小期が訪れるとする Maximally Maintained Inequality および Essentially Maintained Inequality (MMI/EMI) 仮説<sup>\*8</sup> (Hout 2006) と、教育拡大は家族間の相対的な機会の改善に寄与しないとすると持続的障壁の命題 (Blossfeld & Shavit 1993) である。

これらの仮説群により現実的な教育機会の変化のパターンはおおむね網羅される。それをまとめたのが表 7.1 である。本章はコンテキスト間の教育機会の差異をマクロ・レベルの回帰分析で検討し、上掲のどの仮説が機会の動向を的確に説明するのかを探っていく。

<sup>\*8</sup> EMI 仮説は次の事実確認にもとづき成立した (Hout 2006)。アメリカやオランダをはじめとするいくつかの国では、進学率の飽和という現象をまたずに機会の平等化が実現した。Hout はその理由を一部の学区や地域において他の場所に先駆けて進学率が飽和したことに求めている。そのような事情をふまえ、Hout は (進学率に) 地域ごとの傾向差がある場合、国全体では進学率があまり高くないときでも局地的な飽和の動きを反映して、機会の平等化が観察される可能性があると推測した。これが EMI 仮説の内容である。EMI 仮説は進学率の飽和とその後の平等化というプロセスが地域単位で生じていると仮定した推論であり、マクロ・レベルの分析単位を地域に置けば、MMI 仮説との区別はなくなる。なお、Lucas (2001) の Effectively Maintained Inequality は Hout の EMI 仮説とは別の論理で構成されている。

## 7.4 データと分析方法

### 7.4.1 使用するデータと変数

数回分のSSMとJGSSの結果を合併したファイルを、本章の分析においても使用する。これらの調査はカバーする世代の範囲が広く、長期的な社会変化を分析するのに適したデータだといえる。

今回の目的変数は高校普通科と4年制大学への進学である。本章のサンプルは高学歴化の終焉期以降に進学した世代を多く含むので、それぞれの教育段階で選抜度の高い学校の変化に光を当てようというのが、そのようにした理由である。

ミクロ・レベルの説明変数は父職業と親学歴である。ここでの焦点は機会構造のマクロな変化をとらえることなので、回答者のレベルでの変数間関係は、できるだけシンプルなのが望ましい。そこで、父職業と親学歴の指標にはISEI(国際社会経済的地位尺度)と教育年数を用いることにした<sup>\*9</sup>。

また、分析は男女一緒におこなう<sup>\*10</sup>。その際、進学率の性差は性別をミクロ・レベルの説明変数に加えることでコントロールする。

マクロ・レベルのグループの基本単位は、出生年を同じくする集団である。そのうえで、中等教育進学とその後の教育継続の意志決定にとって重要な高校進学時期に着目する。47の都道府県におけるそれぞれの進学年コーホートを、同一の学校教育環境を共有し青年期を過ごしたコンテキストと見なす。

そしてコンテキスト・レベルの説明変数には、次のものを使う。産業化した社会についてのTreiman(1970)の命題は産業背景の変化とそれにもなう教育水準の上昇、さらに職業的地位の配分における学歴主義の浸透をキーワードに組み立てられている。したがって、本章は産業化の多様な側面のうち、非農業労働力率と高学歴者率の増加に照準を絞る。

<sup>\*9</sup> 父職業と親学歴を同時に扱うと欠損値の関係から有効ケース数が減少するため、それらの欠損値には標本平均を代入した。分析では、そのような処理をしたケースが1となるダミー変数を用いて、回答値と代入値とを区別している。

<sup>\*10</sup> サンプルを男女で分けると、後述のコンテキストごとのケース数が過小となる。その結果、ケース数が0のコンテキストが生じ、マクロ・レベルの分析単位が減少してしまう。これはマクロ偏回帰係数の推定を不安定にする一因である。これらのことから、ここではコンテキストの数の確保を優先し、分析は男女を合計しておこなうことにした。

非農業労働力率は1955年から2000年の国勢調査<sup>\*11</sup>にもとづき、各コンテキストの15歳以上就業者数から農業、林業・狩猟業、漁業・水産養殖業、分類不能の産業に従事するものの数を引き、全体に対するその割合を計算することで定義した。同様に国勢調査の数値を用いて、コンテキストにおける高学歴者率を求めた。高学歴者の基準は在学年数13年以上のもの(1950年まで)および短大・高専と大学の卒業者(1960年以降)とした。

さらに、コンテキストの進学状況を利用してMMI/EMIのプロセスを確認する。マクロ変数の定義は中等学歴進学率と高等学歴進学率で、いずれも個票データから求めたものである。以下ではKikkawa(2004)にならい、前者をSER(secondary education enrollment rate)、後者をTER(tertiary education enrollment rate)の略号で表記する。

### 7.4.2 分析モデル

教育機会の動向にかかわる仮説は、本来、時点間や社会間の変化、すなわちマクロ・レベルの関係性として検証されるべきものである。この目的のために、個人間の差異と切り離れたコンテキスト間の変動を検討することが可能なマルチレベル分析をおこなう。

マルチレベル分析にはさまざまなものがある。ここでは、レベル1(ミクロ・レベル)が回答者、レベル2(マクロ・レベル)がコンテキストとなるオーソドックスな混合効果モデルを推定する(DiPrete & Grusky 1990; DiPrete & Forristal 1994)。

$$\eta_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1k}X_{1ij} + \beta_{2jk}(X_{2ij} - \bar{X}_{2,j}) + \beta_{3jk}(X_{3ij} - \bar{X}_{3,j}) + \sum_m \delta_{mk}Z_{mij} \quad (7.1)$$

$$\beta_{0jk} = \gamma_{00k} + \gamma_{01k}Y_j + \gamma_{02k}Y_j^2 + \gamma_{03k}W_j + \sum_h \theta_{0hk}C_{hj} + u_{0j} \quad (7.2)$$

$$\beta_{pjk} = \gamma_{p0k} + \sum_l \gamma_{plk}W_{lj} + u_{pj}, \quad p = 2, 3 \quad (7.3)$$

式(7.1)の $\eta_{ijk}$ は個人*i*のコンテキスト*j*における進学傾向、変数 $X_{1ij}$ は性別(女性ダミー)、 $X_{2ij}$ と $X_{3ij}$ が父職業と親学歴、 $Z_{mij}$ が出身背景の欠損値を区別した統制変数である。 $k = 1$ を普通科、 $k = 2$ を大学の分析結果とする。父職業と親学歴の級内の効果を

<sup>\*11</sup> マクロ・レベルの変数は国勢調査の実施年を基点に、そこから5年分のコーホートに対して同一の数値を割り当てることで作成した。たとえば、1955年の国勢調査の結果は1955年から1959年の5つのコーホート(進学年)の変数値を用意するために利用されている。

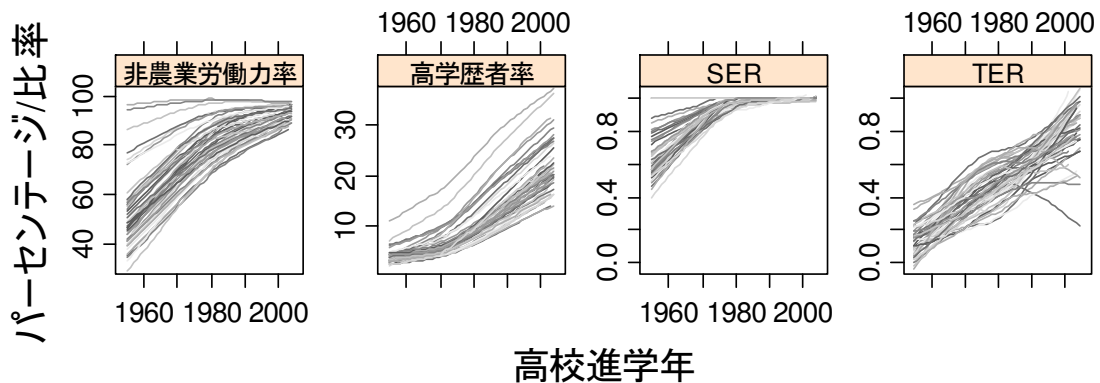


図 7.1 社会的コンテキストの変貌：1955-2004 年進学コーホート

見るために、それらの変数はコンテキスト平均で中心化している (Raudenbush & Bryk 2002)。リンク関数は  $\eta_{ijk} = \log[\varphi_{ijk}/(1 - \varphi_{ijk})]$  (ロジット) である。

レベル 2 の方程式では、コンテキスト間の切片と傾きの分散をマクロ変数を用いて検討する。式 (7.2) が切片に、式 (7.3) が傾きに対応したマクロ・レベルの構造モデルである。ここで変数  $Y_j$  がコーホート (高校進学年) を、 $W_j$  がコンテキストの特徴をとらえたマクロ変数をあらわす。 $C_{hj}$  は個人属性の効果を取りのぞくための統制変数である。

## 7.5 分析結果

### 7.5.1 教育機会のマルチレベル分析

分析に先立ち、日本社会のマクロな変化の様相を確認しておく。進学年ごとに都道府県の傾向を見たものが図 7.1 である。グラフでは 1 つの地域を 1 本の線分に対応させている。どの指標にも右肩上がりのトレンドがあらわれているが、SER 以外は各時点で地域間に無視しえない差がある。非農業労働力率や高学歴者率の水準には、地域間に数十年分の較差が生じているといえる。教育機会を分析する際にコンテキストの峻別が必要なのは、このためである。

マクロ変数間の相関係数は 0.4 から 0.8 程度で、VIF には 3 をこえる数値が見られた。多重共線性の兆候があるので、マクロ・レベルの回帰分析では説明変数の効果は 1 つずつ検討する。表 7.2 と表 7.3 が普通科および大学への進学を分析した結果である。

表 7.2 普通科進学機会についての分析結果(一般化線型混合効果モデル)

	年 + 年 2 乗		非農業労働力率		高学歴者率		SEER	
	Coeff.	z	Coeff.	z	Coeff.	z	Coeff.	z
固定推定量								
切片 ( $\beta_{0j}$ )								
定数 ( $\gamma_{00}$ )	-3.6590	-18.18	-3.8978	-22.23	-3.3389	-19.19	-4.6738	-20.79
マクロ効果 ( $\gamma_{01}$ )	0.0539	7.25	0.0398	5.89	0.0552	9.18	0.0016	0.19
マクロ効果 ( $\gamma_{02}$ )	-0.0011	-6.62	-0.0009	-6.41	-0.0013	-9.81	-0.0001	-0.69
マクロ効果 ( $\gamma_{03}$ )			0.0097	5.04	0.0390	7.28	2.5094	11.92
性別の回帰係数 ( $\beta_1$ )	0.3808	9.37	0.3896	10.29	0.3890	10.29	0.3891	9.47
父職業の回帰係数 ( $\beta_{2j}$ )								
定数 ( $\gamma_{20}$ )	0.0376	5.80	0.0554	6.66	0.0352	10.99	0.0748	5.50
マクロ効果 ( $\gamma_{21}$ )	-0.0007	-1.04	-0.0003	-3.19	-0.0006	-2.23	-0.0521	-3.45
マクロ効果 ( $\gamma_{22}$ )	0.0000	1.16						
親学歴の回帰係数 ( $\beta_{3j}$ )								
定数 ( $\gamma_{30}$ )	0.1078	3.40	0.0486	1.17	0.0811	5.12	0.0458	0.69
マクロ効果 ( $\gamma_{31}$ )	0.0008	0.24	0.0013	2.51	0.0066	5.05	0.1139	1.54
マクロ効果 ( $\gamma_{32}$ )	0.0000	0.52						
ランダム推定量 (SD)								
レベル 2 残差 ( $\sigma_{u_{0j}}$ )	0.6384		0.3157		0.2906		0.6384	
レベル 2 残差 ( $\sigma_{u_{2j}}$ )	0.0502		0.0072		0.0078		0.0502	
レベル 2 残差 ( $\sigma_{u_{3j}}$ )	0.2583		0.0380		0.0241		0.2583	
モデル適合度								
AIC	17259		16883		16848		17062	
BIC	17411		17027		16992		17206	
$R_L^2$	0.087		0.107		0.109		0.098	

Note:  $N = 14,362$ , コンテクト数 = 2,195,  $AIC = -2LL + 2 \times \text{自由パラメータ数}$ ,  $BIC = -2LL + \log(N) \times \text{自由パラメータ数}$ ;  $R_L^2 = 1 - LL_{(M)}/LL_{(0)}$ .

表7.3 大学進学機会についての分析結果（一般化線型混合効果モデル）

	年 + 年 2 乗		非農業労働力率		高学歴者率		TER	
	Coeff.	z	Coeff.	z	Coeff.	z	Coeff.	z
固定推定量								
切片 ( $\beta_{0j}$ )								
定数 ( $\gamma_{00}$ )	-4.3670	-17.76	-4.9410	-21.82	-4.1684	-19.26	-3.1118	-11.99
マクロ効果 ( $\gamma_{01}$ )	0.0035	0.38	-0.0075	-0.90	0.0129	1.67	-0.0359	-3.59
マクロ効果 ( $\gamma_{02}$ )	0.0000	0.21	0.0002	1.10	-0.0003	-1.70	0.0004	2.10
マクロ効果 ( $\gamma_{03}$ )			0.0148	5.93	0.0276	5.32	3.4602	19.92
性別の回帰係数 ( $\beta_1$ )	-1.5180	-29.09	-1.5361	-31.64	-1.5453	-31.72	-1.6106	-29.77
父職業の回帰係数 ( $\beta_{2j}$ )								
定数 ( $\gamma_{20}$ )	0.0195	2.47	0.0499	4.80	0.0393	11.03	0.0400	6.31
マクロ効果 ( $\gamma_{21}$ )	0.0013	1.64	-0.0002	-1.91	-0.0007	-3.06	-0.0161	-1.45
マクロ効果 ( $\gamma_{22}$ )	-0.0000	-1.19						
親学歴の回帰係数 ( $\beta_{3j}$ )								
定数 ( $\gamma_{30}$ )	0.1080	2.66	0.0076	0.14	0.1224	6.37	0.1329	3.84
マクロ効果 ( $\gamma_{31}$ )	0.0055	1.32	0.0023	3.51	0.0064	4.85	0.1516	2.46
マクロ効果 ( $\gamma_{32}$ )	-0.0000	-0.41						
ランダム推定量 (SD)								
レベル 2 残差 ( $\sigma_{u_{0j}}$ )	0.6736		0.2279		0.2467		0.6736	
レベル 2 残差 ( $\sigma_{u_{2j}}$ )	0.0517		0.0006		0.0004		0.0517	
レベル 2 残差 ( $\sigma_{u_{3j}}$ )	0.2706		0.0462		0.0328		0.2706	
モデル適合度								
AIC	12292		11941		11939		11738	
BIC	12441		12082		12080		11880	
$R^2_L$	0.174		0.197		0.198		0.211	

Note:  $N = 12,731$ , コンテックスト数 = 2,166.  $AIC = -2LL + 2 \times$  自由パラメータ数,  $BIC = -2LL + \log(N) \times$  自由パラメータ数;  $R^2_L = 1 - LL_{(M)} / LL_{(0)}$ .

表 7.2 の 1 列目では絶対的な時間単位である進学年の効果を検討している。この予備的な分析を例に、変数間の基本的な関係を確認しておこう。

回帰係数の定数項は父職業が  $\gamma_{20} = 0.0376$ 、親学歴が  $\gamma_{30} = 0.1078$  と推定されている。 $\gamma > 0$  より 1955 年コーホートの男性では父職業と親学歴が高い場合、普通科に進学しやすくなる。こうした関係が見られることは、これまでも多くの研究者が指摘してきた。

父職業の係数  $\beta_{2j}$  のマクロ分析では、進学年の 1 次の効果は負、2 次の効果は正である。よって、若いコーホートほど  $\beta_{2j}$  は小さくなるが、その変化率は時間とともに減速する。ただし推定値の誤差が大きく、実際に母集団でこのような変化が生じたかどうかは定かではない。同じことは親学歴の係数についてもいえる。

教育機会の動向を分析する際に進学年のような指標を用いると、マクロな変化を見落としかねないというのがここでの主要な発見である。父職業と親学歴の傾きに対する進学年とその 2 乗項の効果は、有意性検定の通常の基準をクリアしていない。なるほど、分析でえられる計量的知見は研究の目的にも依存するので、表 7.2 の結果は時間変数の一般的な傾向を示したものではない。そのことを認めつつも、時点比較にのみ依拠した教育機会の議論には再考の余地があるというのが、本章の基本的な方針である。

残りの 3 列はマクロ変数を具体的に特定した場合の結果である。レベル 2 の方程式に高学歴者率を投入したとき、 $AIC$ 、 $BIC$ 、 $R_L^2$  のすべてで最善の数値がえられている。高学歴者率は普通科への進学を説明するもっとも有効なマクロ変数だといえる。

高学歴者率を使用した方程式を見ると、父職業の係数に対する負のマクロ効果 ( $\gamma_{21} = -0.0006$ ) があらわれている。高学歴者の増加とともに、普通科進学に対する父職業の影響力が漸減していくということである。親学歴についてはこれと対照的な傾向が見られ ( $\gamma_{31} = 0.0066$ )、コンテキストにおける高学歴者率の上昇は家庭の教育的背景による機会の不平等を増幅させている。さらにマクロ回帰係数の  $z$  値は、社会構造の特徴と教育機会とのこのような共鳴関係が誤差を加味しても成り立つことを教えてくれる。

SER の結果は予測と食い違う。式 (7.3) の目的変数に父職業の傾きを用いた分析は事前に期待したとおりの関係 (進学率の上昇による不平等の縮小) を示すが、親学歴の傾きに対する効果は不鮮明で係数の符号も予測と逆向きである。後者については、SER が進学率の飽和以前の動きを過剰に反映していると解釈すれば、この結果は MMI/EMI 仮説と必ずしも矛盾しない。しかし、その場合は父職業と親学歴でなぜ傾向が異なるのかが問題となる。そして、そうした分析結果を統合的に理解するためには MMI/EMI 以外のプロセ

スも考慮せざるをえない。要するに、進学率の高いコンテキストでは機会の平等化がすすむとの見方に固執すると、どうしても無理がでてくるのである。

大学進学も普通科進学と同じ分析設計で検討した(表7.3)。ただし、コンテキストの進学率の指標はSERからTERに替えている。TERをレベル2の説明変数に使用したモデルはデータとの適合度がよいが、それはモデリングの性質上、各コンテキストの平均的な大学進学率( $\beta_{0j}$ のマクロ変化)の予測精度が押し上げられている——TERは目的変数との概念的な重なりが大きい——ため、TERは傾きの変化にはあまり関与していない。とくに父職業の分析結果は誤差が大きく、母集団の特徴を正確に見積もることはむずかしい。

TER(コンテキストの進学率)の役割以外の結果は、表7.2とよく似ている。すなわち、コーホートの説明有効性が低いこと、教育機会とマクロ変数との連関を扱う分析では高学歴者率をもっとも適切な尺度であること、高学歴者の増加と逆比例して父職業の効果が減少すること、同時に親学歴の規定力は強まることが見て取れる。

教育機会の動向には学校段階に応じた特徴はそれほどなく、比較観点で重要なのは父職業と親学歴との対比である。高学歴化に象徴される産業化の進展した社会では、職業階級社会的なアプローチが現実への適合性を失う一方で、学歴を駆動軸に教育機会の不平等が傾向的に拡大している。このイメージはクロス・セクションのデータ分析をもとにした先行研究の報告と相似する<sup>\*12</sup>。社会のマクロな変化と連動し、経済的な境遇による進学の制約は改善していくが、それと引き替えに学歴再生産の様相が前景化するというのが、教育機会の動態についてえられる1つの結論なのかもしれない(近藤2012)。

### 7.5.2 出身背景の影響力の時空間変容

図7.2は父職業と親学歴を5つずつの集団にわけ、銘々について大学進学の前測確率 $\varphi_{ijk} = 1/[1 + \exp(-\eta_{ijk})]$ を求めて布置したものである。出身背景は高い順にI/II/III/IV/Vとし、IとVとのあいだには Ganzeboom et al. (1992)の尺度で60点(父職業)、教

<sup>\*12</sup> 先進諸国では出身背景と学校教育との関係が、文化資本の媒介効果に強く依存している——そうした議論では、父職業を家庭の経済的な環境の代理指標と見なし、親学歴の効果は文化的背景の影響過程をあらわすものと解釈することが多い——との指摘がある(Kikkawa 2004)。秦(1977a)は各県の高学歴進学率を分析し、低進学率県(69%以下)では所得の影響が目立つが、高進学率県(80%以上)では母学歴などの文化的な要因がものをいう余地が大きくなることを確認している。



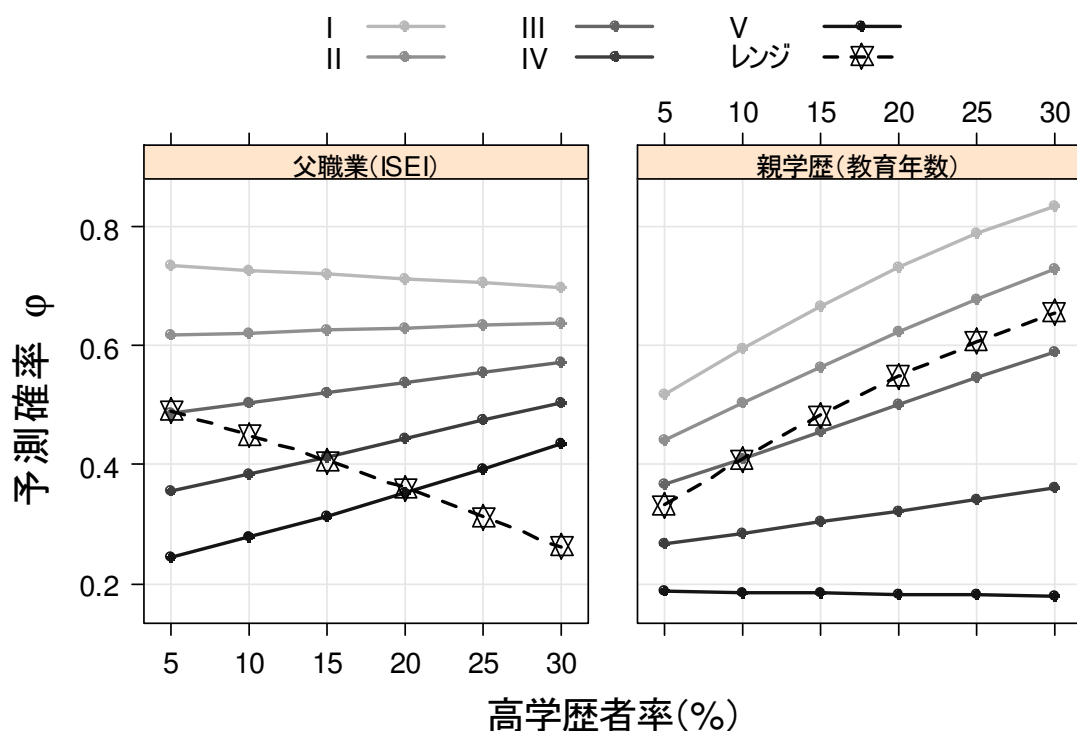


図 7.2 社会的コンテキストにおける大学進学機会の配分状況

育年数で 10 年 (親学歴) の差がある。横軸は高学歴者率の水準をあらわしている。

父職業と親学歴は大学進学に機会に歴然とした不平等を生みだしている。この自明の事実の傍ら、生産年齢人口に占める高学歴者の増加が、両者に対照的な変化をもたらす様子が見えてくる。横軸の左側では父職業に由来する進学率の差異が大きく (最大で約 50 ポイント)、親学歴の影響力は相対的に小さい (最大で 30 ポイント程度)。横軸の右側では、それと反対の関係を確認できる。高学歴者の増加にともない機会構造の要因転換がすすみ、父職業よりも親学歴が優勢な状況へと次第に推移していくことがわかる<sup>\*13</sup>。両者の相対的な重要性が逆転するのは、高学歴者率が 12% もしくは 13% のあたりだろう。

\*13 表 7.2 と表 7.3 の推定値はよく似ているため、普通科の分析結果を素材にして作図をしても同様の印象がえられる。

## 7.6 議論

以上、社会的出自にもとづく教育の不平等を、社会のマクロな特徴との共変動という問題関心から見てきた。その際、時系列変容と地域比較の視野を織り交ぜたパースペクティブに立脚し、マクロ分析に着手した。そして、社会の産業化は学校教育の結果に及ぼす父職業の影響力を削ぎ落とす一方、学歴再生産の過程を強化することを明らかにした。

上記の分析結果は、階層多次元化の議論を支持している。背景変数のあいだでの比重の移動が、教育機会の動静を読み解くうえでの糸口となるからだ。つまり、産業化の開始期には進学空間における断層(対立)は父職業の差異を境にして生じていた。それは1960年代までの教育不平等の典型的な姿だと想像できる。そのような条件を出発点とし、父職業と親学歴の影響力が拮抗する状態を経て、徐々に親学歴の不平等形成力が優位になっていくというのが、教育機会の趨勢について産業化の連続的なプロセスを想定したときにえられるイメージである。

産業化の諸指標のなかで高学歴者率のマクロ効果が有効なのは、この変数のコンテキスト間の分散が観察期間をとおして大きく、ポスト産業化期の変動をとらえることに成功しているためだと考えられる。1990年代以降、コンテキスト間の非農業労働力率は収斂し、この側面での産業化は完成期に入る。他方、教育不平等の要因構造はそのあいだも変化し続けている可能性がある。そうだとすれば、理論的には社会のマクロな変化に歩みを合わせるかたちで、当分は親学歴の効果が遞増すると予測される。

教育不平等の変化を扱う際の注意事項として冒頭に挙げた諸点については、学校段階による分析結果の攪乱は小さいが、機会の動向を単純な時点間の比較でとらえようとするマクロな傾向が曖昧になる——と回答できる。さらに、一次元的な指標による社会的出自の操作化は、現実の変化をつかみにくくする一因だといえる。理想的な分析の手順は研究目的により異なるのが当然で、唯一の正しい方法は存在しない。教育機会の変化を検討するとき、どういう事柄に配慮すべきかは、継続的な議論を必要とする題材である。

父職業と親学歴とのあいだで相対的な影響力の交替がおきた理由は、階層多次元化仮説の本来の理解(近藤2012)を用いて説明できるかもしれない。たとえば親世代で階層構造の多次元化がすすみ地位の非一貫性が高まれば、父職業とは独立に親学歴が子どもの教育達成にとってもつ意味は増加する。その一方で職業階層全体に学歴主義が普及し、労働者

層でも学校教育を無視できなくなれば、職業間の差異は薄れていく。こうした仮説を確かめるためには社会的出自の指標に加え、生活様式や価値意識を含む多様な変数を用いた実証分析を展開する必要がある。そのような作業により、教育と社会との相互関係について、さらに興味深い示唆がえられるだろう。



## 第 8 章

# 教育機会の階級・階層間不平等の持続と変容のメカニズム

### 8.1 各章での統計分析のまとめ

本研究ではいろいろと角度を変えながら、教育達成と出身階級・階層との関係を実際のデータを用いて検討した。ここでは各章における分析結果を振り返りつつ、教育機会の不平等がどのように推移してきたかについて、まとめの作業をおこなう。

第 3 章では最終到達学歴と移行過程という教育達成の 2 つの側面を取り上げ、男女別の分析に着手した。平均的な教育水準の上昇とともに教育達成年数に対する父職業の効果が縮小したこと、その結果が出身背景 (父職業と親学歴) を説明変数とする線型モデルの決定係数の低下に反映されていることを明らかにした。加えて、中等教育への移行にかんする階級間の不平等がおおむね解消されたこと、高等教育への移行については、不平等が明確に縮小した様子はないことを確認した。さらに、第 4 章ではトランジション・モデルを用いて、中等教育の場合、移行先の質的な差異を考慮しても平等化の傾向が見られること、高等教育の不平等には拡大や縮小のような一方向に向かう動向が認められないことを指摘した。

移行機会に対する親学歴の効果は、中等・高等のどちらの学校段階でも、大局的には拡大へと向かう動きを示していた。これは、最終教育年数の分析では親学歴の効果にも減少ととれる傾向が見られたことと、非常に異なる点である。このように、教育達成の操作化

の仕方と説明変数の種類により、趨勢の見え方が異なること——教育不平等の多面的な姿——を、第3章と第4章の分析全体をとおして実証的に描きだした。

それに続けて第5章では高等教育の不平等にフォーカスし、教育達成を規制する階級原理とジェンダー原理の「競合」関係を検討した。そこでは、教育達成の男女差が縮小するのに合わせて、サービス階級およびノンマニュアルの女性と、熟練マニュアルの女性とのあいだで不平等が拡大していた。そして、こうした動きの背後には、高等教育の選抜度の強化が関係していることが示唆された。これらの結果は、Shavit & Blossfeld (1996) が想定した「階級競合」現象にかなり近い事態である。教育機会におけるジェンダーの平等化は、全体社会で見たときの階級差の維持に寄与したと推察できる。

第6章では親学歴と教育達成との関係を仔細に分析した。その際、学歴取得の「便益」と「成功確率」に及ぼす親学歴の影響力を適切に取りだすために、親学歴の線型効果と非線型効果をモデル内で区別する方法を採用した。親学歴が「便益」と「成功確率」を媒介して回答者の教育達成を規定する働き（非線型効果）は、一部の時代でのみ強く、「成熟学歴社会」の議論（吉川 2006）と一貫していた。さらに、親学歴の非線型効果の大きさはどの学校段階でも等しく（比例オッズの関係が成立）、教育達成の過程で反復的・累積的な不平等形成作用をもつことが判明した。

マクロな社会的文脈と教育機会の構造との共変関係を精査したのが第7章である。産業化の帰結にかんする既存の理論仮説を整理し、ミクロ・レベルの不平等構造（個票レベルでの回帰分析における父職業と親学歴の係数）に与えるマクロ変数の効果を推定したところ、コンテキストの高学歴者割合の上昇が父職業の影響力を削ぎ、逆に親学歴の影響力を強めていく様子が見えてきた。これらの分析結果は教育不平等のマクロな変化にかかわる諸説のうち、階層多次元化の予測を支持するものである。

## 8.2 日本社会における教育不平等の実相

### 8.2.1 社会的出自の効果の学校段階による差異

本研究は、戦後日本における教育機会の変動過程について、見取り図をつくることを目的としていた。そこで、この節では先行研究の理論と各章の分析結果を接合することで、総体的にどのような姿が見えてくるのかを考察していく。

ヨーロッパの教育システムを比較分析した Müller & Karle (1993) は、学校段階ごとの

生徒の移行率のパターンによって、各国の機会の不平等の大きさを説明できるという。すなわち、選抜開始年齢が早く、早期の移行段階で多くの生徒が学校を去る社会では、不平等の度合いが強い (Shavit et al. 2007)。Müller & Karle の分析は、移行の早期で出身家庭の効果が強くあらわれるという、教育不平等の標準的なメカニズム (Mare 1981; Shavit & Blossfeld eds. 1993) がもつ示唆を、国際比較の文脈で掘り上げた好例である。

このような論理を国内の不平等のトレンドに拡張すれば、早期の学校段階において機会の平等化がすすむことで、教育達成の全体についても出身背景の効果が低下するという仮説を立てることができる (Shavit et al. 2007)。本研究の資料は、この仮説を支持している。第 4 章で示したように農業と下層マニュアル (半・非熟練) は中等教育の移行と高等教育の達成では、上層階級 (サービス) との不平等が縮小していた。ところが、高等教育の移行機会を単独で取りだすと、必ずしも明確なトレンドは存在しない。これらの結果から、初期の移行における強い不平等が和らぐことで、高等教育の到達機会に平等化の効果が波及したと推察される。

教育機会の不平等にかんして、日本社会の基本的な動向は、上述のプロセスに沿うかたちで変移したと結論する。

中等教育の内部格差を区別しても、このような結論が大きく変わらないというのが、本研究の発見の 1 つである。高校の「トラック」の機能をめぐり国内外で多様な意見が提示されているが (Gamoran & Mare 1989; 中澤 2008)、少なくとも教育機会との関係については、「トラック」が機会の不平等の維持や拡大に寄与したという確実な証拠は見つからない (第 4 章、第 7 章)。確かに上層階級の生徒のほうが進学に有利な「トラック」にすすみやすい傾向をもつ。しかし、そのような出身家庭と進路分化との対応が時間とともに増加し、機会の平等化を阻害する働きをしたとはいえないのだ。

ただし、そうした分析結果は日本の学校制度のあり方をふまえて解釈する必要がある。日本では上層階級と (高校の) 普通科との結びつきが強いとはいえ、その理由は学校が上層階級のメンバーに加わるのに必要な知識や教養を提供しているからではない。上層階級の (大学) 進学アスピレーションを実現するためには、普通科にすすむことがもっとも合理的な判断だからである (藤原 2012)。加えて、日本の高校入試は単純な筆記試験によるものが大半を占め、中等教育における階級的なバイアスは弱い。学校の規模 (定員) の大きさも、中等教育の大衆化から上層階級の特権を守るための塹壕として、普通科が機能しなかった理由の 1 つに挙げることができる。

ヨーロッパでもオランダのように学校のカリキュラムと階級文化との距離が大きな社会では (Buis 2013)、「トラック」の拡大や費用負担の低下の結果、進学用のコースに入学する下層階級の生徒が増えたことが報告されている (Tieben et al. 2010; Tieben & Wolbers 2010; Tieben 2011)。出身階級に応じて生徒が中等教育の複数の経路にわかれていく現象は、多くの社会に共通して見られる。そうした現象に着目する際にも、いかなる社会的文脈がそれらの経路の役割を規定しているのかをよく考えることが重要である。

## 8.2.2 社会的出自の第1次効果と第2次効果

中等教育の平等化と教育機会の大局的な動向との関係については、Müller & Karle (1993) の主張と対抗的な見方もある。それが、異質性の変化に着目した Mare (1980, 1981) の議論である (Blossfeld & Shavit 1993)。

本研究のデータに、異質性の変化から引きだされるインプリケーション——差別的選抜仮説——を支持する数字はあらわれていない。中等教育の機会が改善した農業や半・非熟練とサービスとの不平等が、高等教育の段階で広がったようには見えないからだ (第4章、第5章)。この結果は、日本の場合、移行の前進と機会の不平等の減少との関係を生じさせるプロセスとして、学力や意欲の分布の変化よりも、家族の介入の低下のほうが重要であること、要するに後期の移行では社会的出自の第2次効果が弱まることを示唆している。

出身階級は学業成績の分布を規定し、教育の結果に間接的に影響力を及ぼす。この第1次効果——文化的遺産のメカニズム (Boudon 1973=1983)——は学力の形成過程としては重要だが、子どもが成長するあいだに、その成績表が生まれに見合うように何度も書き替えられるとは想定しにくい。だから、学校教育の各々の分岐点における出身階級の働きは、学業成績を中継した媒介的な効果ではなく、より安定的な決定過程 (第2次効果) に重心を移していくというのが、機会の不平等にかんする Boudon の議論の骨子である。

Boudon (1973=1983) の指摘は、本研究の分析結果とただちに矛盾するわけではない。けれども移行の前進とともに第2次効果も低下すると仮定したほうが、データが示す傾向との一貫性は高い。Mare (1980, 1981) の定式化にしたがえば、移行初期の平等化は移行後期の不平等の拡大を必ずともなう。そうした傾向が顕在化しない場合、不平等の拡大を抑える反成層化の機能を、教育システムが備えていると見るべきである (Arum et al.



2007)。日本の学校教育は、移行の後期で第2次効果が作動しにくい環境を整えることで、(異質性の増大がもたらす)第1次効果の上昇を中和してきたと見なせるのかもしれない。

中等教育(移行初期)の平等化を牽引したのが第1次効果と第2次効果のどちらの変化なのかはわからない。だが、出身階級と子どもの学力や成績との関係の強さは、時代や社会の差異をこえて似たようなものだという意見がある(Erikson & Jonsson 1996a)。本当にそうだとすれば、教育機会の動向を説明するためには、第2次効果の働きを中心に議論をすすめていくのが賢明といえよう。

第2次効果の変化にかんしては、第6章の分析から傍証がえられている。学歴取得の「便益」と「成功確率」のパラメータを操作化した親学歴の段階的(非線型)効果は、1959-68年以降の出生コーホートでのみ認められた。親子の学校教育経験が共通化した世代では、学歴の同型的再生産の傾向が顕著である。学歴経験が世代間で同質的ならば、学歴下降回避(吉川 2006)を目標にした教育計画を組み立てやすい。さらに、学校教育について親がもつ知識・情報は自らの経験に裏打ちされているので、(成功の見通しを上げるための)資源的な価値は高い(Erikson & Jonsson 1996a)。

親学歴の効果のうち、一部の機能は教育環境においていくつかの条件がそろうことで、はじめてその影響力が実質化する。第6章では、そういう環境条件の変化が、家族間の教育機会の不平等を強めたことを突きとめた。ただし、そうした条件が用意されたときの親学歴の非線型効果の強さは移行の初期と後期とで変わらない。

親学歴が生み出す不平等のこの側面を第2次効果の発現過程と読むことが可能だとすれば、この解釈は後期の移行で社会的出自の第2次効果が遞減する可能性を指摘した前述の議論と論理的に相容れない。しかし、そこには出身階級と親学歴という説明概念の異同がある。どちらも家庭背景の標準的な操作的定義であること、そして学年の上昇と社会的不平等の低下との関係が一般性の高い議論であることを理由として、このような本質的な相違についてはこれまでほとんど目が向けられていない。出身階級と親学歴が教育達成の過程でもつ意味のちがいを強調し、両者の差異をデータで示してきた本研究の理論的な成果の1つが、ここにあると考えている。

教育機会の変化のすべてが第2次効果の強弱に由来しているとするのも、理解の仕方としては一面的である。第1次効果、第2次効果という区分も、相対的なものでしかないという考え方もできる。実際のデータの動きは第1次効果と第2次効果のいずれの変化をより強くとらえたものなのか、それらの効果の変化は、どのような表出的なプロセスを随

伴しつつ教育機会の構造を変えていくのか。そうした問いに合わせてデータと理論を積み上げていくことで、教育不平等の動静は少しずつ明らかになっていくはずだ。

## 8.3 教育機会の潜在的変容：諸原理間の相対的重要性の変化

### 8.3.1 進学空間における帰属原理と業績原理の対立

教育の不平等を扱う先行研究の多くで、どの時代でも階級・階層間に無視しえない機会の不平等があることが確認されている。他方、時代ごとの特徴について、明確な結論を示す研究は少ない。機会の不平等は多義的な概念で、そのうえ複数の異なる要素が入り組む時代比較では、傾向的なトレンド自体が存在しないというのも、1つの結論だろう。

教育達成に対する性別と出身階級の効果は、そうした複雑性を生み出す源泉である。性別も階級も本人の意志では変えられない帰属的な要因なので、それらを原因とする機会の制約を取りのぞくことは、近代社会が掲げる主要な理念だといえる。

教育機会を切り口に社会の移り変わりを見ていく場合、配分原理の業績主義化がすすんだと主張することはむずかしい。Shavit & Blossfeld (1996) は女性の教育への参加率の上昇と引き替えに、階級間の機会の不平等が拡大する可能性を指摘した。教育資源の量は階級により異なるため、女性の進学率が上がり座席の奪い合いが厳しくなれば、恵まれた家庭の生徒のほうが競争では有利になるからだ。このとき、教育機会の配分過程において帰属原理の1つである性別の効果は減少していくが、その動きが誘因となって、階級——第2の帰属原理——の効果は逆に増加する。

見方を少し変えて、性別から階級に視点を移しても、これと似た物語をつくることができる。上層ホワイトカラーの家族がいち早く新しい価値観(性別平等主義)に適応し、娘への教育投資をはじめ(Buchmann & DiPrete 2006)。すると、女性を中心に教育達成の階級差が開く。ところで、職業構造の変化にともない、ホワイトカラーの従事者は増加傾向を示す。したがって、男女の教育を等しく扱う家庭(上層ホワイトカラー)が増えていけば、構成効果が発生し、教育達成の平均的な男女差は縮小する。

ここで紹介した2つの立場には、説明における強調点のちがい——性別本位か階級本位か——はあるが、理論的なインプリケーションは共通している。性別と階級は個人の教育達成に相互作用的に干渉し、機会の平等化と不平等化を両立させる。進学空間において複数の階層化要因が絡み合う状況では、帰属的な要素の影響力が単調に薄まっていくとは

限らないということである。

帰属原理と業績原理との直接的な対比を問題とする場合も、話はそう単純なものではない。第5章で報告したように、若年コーホートでは中等教育の経路(過去の業績)が高等教育の機会を強く規定している。そこだけを取り上げると、若い世代の機会配分には業績主義が浸透したといえるが、階級間の不平等は局所的には拡大する動きを見せる。階級により学業成績の分布が異なるので、業績優位の選抜制度を設計するだけでは、出身背景の影響力はなくなりはない(Blossfeld & Shavit 1993; Shavit & Blossfeld 1996)。

社会環境や教育制度が変われば、子どもへの教育期待のあり方も変わる。個々の家族はそうした家庭の外部の状況をふまえたうえで、教育訓練に資源やアスピレーションを投じてきた。そして、資源やアスピレーションの水準は家族の社会的位置と正の相関関係をもつ(Boudon 1973=1983)。その部分の関係が安定している限り、どのようにしても教育達成の過程から家族の影響力を拭い去ることはできないだろう。

### 8.3.2 社会的コンテキストの変遷と機会構造の転換

しかしながら教育の不平等は不変的だと要約するのも、正確さに欠ける。本研究は全体をとおして、教育の機会構造が漸次的に変容する現実を示してきた。機会の不平等を構成する複数の要素をくもめて、総括的な結論を導くのはむずかしいけれども、個別の不平等に着目すれば、そこには多様な変化を認めることができる。

産業化がすすむにつれて教育機会が平等化していくという社会階級・階層論の主要命題は、あらゆる不平等が一様に弱まることを予測した仮説として受け取るならば、その主張はデータの傾向と矛盾する。社会的コンテキストにおける産業化の程度と教育機会の不平等との共変関係を調べた第7章の分析からは、産業化の進行は機会の平等化を促すのではなく、教育達成の要因構造を多次元的にしていくことが判明した。

そういった機会構造の転換は、産業化の一般理論では想定されていない。社会的出自の定義を明確化した理論以外には、上述の社会過程を予測することは不可能である。多数の背景変数が多重的に形成しているのが現実の不平等であり、社会的文脈の変化に対する諸変数の反応の仕方も一枚岩ではない。

それだけでなく、マクロ/コンテキスト要因が背景変数の影響力の規模に与える効果も産業化の発展段階に応じて異なるため(Kikkawa 2004)、産業化期のどのような局面に光

を当てるかによって、計量分析の結論は変わってくる。職業構造の変換（農業社会からの離脱）が1990年代までにほぼ完了する日本社会では、非農業労働力率の説明効率が及ぶ時空間的な範囲は必ずしも広くない。すでにポスト産業化の段階を迎えつつある局面においては、研究者は、当該社会の高学歴化に呼応して、親学歴の影響力が増していく様子を目撃することになるのである。

この計量的な知見は、近年の社会学の議論とも整合的である。苅谷(2001)は、学力競争を避ける心情に支えられた教育改革は少子化の進行と相まって、個人に外在する学習へのインセンティブを見えにくくしたと指摘している。学業成績を基準とした従来の大学入学者の選抜方式の見直し（推薦入試やAO入試の導入）により、受験生の負担は著しく軽減した。18歳人口の減少は大学入学の易化を速める人口学的な要因である。豊かな社会が実現し、学校的な成功の意味が希薄化したことも、受験に対する社会的な圧力の弱化と関係していると想像できる。そうした状況のもとで、学習への意欲を見失う層と、可視性が低下したインセンティブの構造を見抜き、意欲を維持している層との2極分化がすすむおそれがあるというのが、問題提起的な意図を含む苅谷の議論の要点である。

苅谷(2001)が分析したデータを見ると、1970年代の後半には就学生の学習時間に対して母学歴は有意な規定力を示さないが、その20年後の結果では母学歴の効果が統計的な有意水準をクリアしていることがわかる。学習時間は「学歴取得に向けた個人の関与の度合いや、それに費やされるエネルギー量を示す指標」(苅谷2001: 144)である(進学競争を前提としたときの努力や意欲の操作的定義と考えてよい)。学習時間の階層(母学歴)差の拡大を示すデータと教育状況の変化とを結びつけることで、最終的に彼は「受験競争に向けた動員力が弛緩することで、学力や教育達成における階層間の不平等の拡大・顕在化の可能性が出てくる」(苅谷2001: 161)という理論仮説を提出している。

社会階級・階層構造の上層部に位置する家族(具体的にいえば高学歴層)が何をインセンティブに進学競争に参加しているのかは、苅谷(2001)の議論では不明である。しかし、そうした教育決定のプロセスに学歴の象徴的価値がかかわっていると推察することは不可能ではない(盛山2013)。戦後社会が成し遂げた生活水準の向上と高等教育の大衆化は、学歴の道具的価値の低下をもたらした。現代の日本において学歴のアウトプットとして生活者が目にするものは豊かさのなかの不平等(原・盛山1999)であり、高学歴者と低学歴者とのあいだに生活機会の隔絶を認めることは、もはやできない。それにもかかわらず、学歴の象徴的価値が生み出す序列差異の重要性は肥大化しているとさえいえるのだ。

ポスト産業化社会では第3次産業に従事する人々の比率が一貫して増加し、ホワイトカラーとブルーカラーとの区別は次第に不明瞭になっていく。そのような社会では学校教育に対して、道具的価値とは別に認識可能な共通の地位尺度としての意義が与えられることになる。そこにおいて、人々は職業や収入とは独立して、学歴の高低を目安に自他の地位所属を判別しているのだ(吉川 2006)。階層意識研究の分野では、学歴の急激な構造移動が終息した後に、高学歴の継承が主観的な地位認知を上昇させる効果を強めることが確認されている(数土 2009)。ここからもポスト産業化期の高学歴社会において、特定の家族が学歴の象徴的価値の追求に依然、重要な意味を認めていること、そうした価値規範が世代間の学歴継承性を強化する駆動因の役割を果たしていることがうかがい知れる。

本節の議論は、現代社会において機会の不平等度が高まっているという単純な見方にするものではない。戦後日本の教育機会の動態を特徴付けるトレンドは、不平等の単線的な増加/減少ではなく、規定構造の多次元化である。親学歴と教育達成との関係が深化した可能性は否定できないが、その一方で出身階級の影響力が減退している事実を見落とすわけにはいかない。

階級間の教育機会の平等化は、経済的資源や社会関係的資源への接近手段として学歴を利用する移動戦略が、社会にあまねく浸透したことを意味している。このような学歴主義の普及は、日本社会における豊かさの成果に他ならない。少なくとも絶対移動に目を向ける限り、ブルーカラーの再生産傾向が弱い(石田 2008a)という日本の職業階級社会の特質も、この動きと無関係ではないだろう。長期の教育課程に参加する家族の増加は、紛れもなく日本社会が一定の豊かさを達成したことの証左である(近藤 2002)。そうした機会の拡大とともに教育の「便益」が階級的なバイアスを帯びることなく一様に受け入れられたため、階級間の相対的な程度差を保ちつつも、かなりの数の個人が学歴取得を契機に自身の生まれとは異なる階級へと移動していったのだ。

親学歴の影響力の変化も、額面どおりの受け止め方だけでなく、さまざまな解釈の可能性に開かれていることを指摘しておきたい。その際、親学歴の時代ごとの分布の変化を考慮することが、機会の変化を読み解くうえでの鍵になると考えている。日本社会では調査対象者の親世代にかんしても、若いコーホートにおいて教育水準が上昇している事実を観察することができる。このことを前提とする以上は、名目的には同一の親学歴が、どの時代でも等しい意味をもつと見なすことに、問題がないとは言い切れない。

ふつう、高年のコーホートでは親の教育水準はおしなべて低い。そのような状況では、

子世代における教育機会の爆発的な拡大期に、子どもに対して高い教育期待をもつ人々が、すでにまとまった集団として存在していると想定することは困難である。むしろ、多様な学歴層に分布する家族が、高学歴化の流れに歩みを合わせて、一斉に子どもを学校に送り出すことになると考えるほうが、現実との矛盾が小さいだろう。

時代が下るにつれて、親世代の教育拡大がすすむと、子どもの教育に高い期待を寄せる人々は徐々に高学歴層に集中していく。それにより、かつては明確な実像を結ぶことになかった教育期待と社会集団との対応が、中等学歴以上と初等学歴との差異として、あるいは高等学歴と中等学歴以下との差異として、リアルにとらえられるようになる。さらに、財所有とそれ以外の背景変数との重なり減少に加えて(近藤・古田 2009)、親世代の学歴と職業との一貫性も低下していけば、高学歴の家族の内部構成における階級的な統一性が融解する。その場合、教育達成に対する親学歴の効果の上昇には、階級間の機会の平等化が高確率でともなうとの予測を導くことができる。

ここまで述べてきた事柄はたぶん推測を交えたものであり、引き続き分析行為をおして、仮説的命題の経験的な妥当性を問うていくのが肝要であることは、いうに及ばない。そのためにも、本研究が明らかにした事実レベルの知見を、再度、要約的に示すことには意味があるといえよう。

教育機会の変容は社会的文脈の相違やミクロな機会構造を構成する変数間の相互作用関係が作りだす、コンティンジェントな現象である。そこでは帰属的な諸原理のあいだに競争が生じたり、社会環境の変化がミクロな変数効果の働きに非一貫的な増幅と逡減のパターンを将来させたりすることで、不平等の構造に動的な要素を付与している。

潜在的にはそのような動的過程が進行しているが、それらを総合すると、通時的に安定した機会の不平等があらわれる。見せかけの安定(持続性)の背後には、複数の規定要因のあいだでの相対的な影響力の交替や、進学空間を構造化する諸原理間の緊張関係が隠れている。そういう多重的な変動のプロセスを潜勢力として、機会の不平等は皮相的な均衡を維持しているのだ。教育機会の持続的な不平等の遠因は、潜在的だが確実な機会構造の変化だと結論できる。

## 8.4 残された課題

出身階級と中等教育の移行との関係が平等化したことは、複数の章・節で認められた。第4章ではその理由を(経済的な)生活実態の改善に求めたが、確証はえられていない。この種の推論を裏付けるためには、階級間の経済格差の動向を調べる必要がある。それと並行して職業階層の非経済的な側面——たとえば、職業文化と学校教育との親和性——に配慮した分析を重ねていけば(Bukodi & Goldthorpe 2012)、階級と教育達成との連関をいっそうクリアにすることができるだろう。

親学歴の効果についてもよくわからないことが多い。教育年数から切り離した非線型効果は、先行研究が想定する「便益」と「成功確率」の媒介過程を適切にとらえたものなのか、そうだとすれば「便益」と「成功確率」のどちらが相対的により重要なのか。これらの疑問を解くためには、第6章と同じ形式で今後もデータの分析を続けていくのと同時に、「便益」や「成功確率」などの動機メカニズムを操作化する作業をすすめていくことが実際的である(Stocké 2007; Gabay-Egozi et al. 2010; Tolsma et al. 2010)。

社会的コンテクストの高学歴者率の増加は、家族の影響力の中心を父職業から親学歴へと転移させる。そのことについては、社会空間の多次元化(近藤 2012)をキーワードに据えて2、3の解釈を述べたが、じゅうぶんな議論はおこなえていない。社会的な状況の変化に合わせて、高学歴者の生活様式や社会移動のアスピレーション、地位達成に利用可能な手段はどう変わるのか。それを受けて、家族の教育戦略がどのように展開してきたのかを、これからの研究で検討していこうと思う。

最後に、ぜひとも強調しておきたいのは、教育機会の長期的な動向を説明する新しい理論をつくることである。産業化の帰趨について Treiman (1970) が提出した命題では、社会構造の変革に対する生活者の反動的な振る舞いが、理論化の作業から抜け落ちている。

いま、求められているのは、社会環境や教育システムの変容を目の前にした家族の適応的な行動に目を向け、不平等の単調な増減とは異なるプロセスを描く理論である(Jackson et al. 2005; Goldthorpe & Jackson 2008)。Alon (2009) の Effectively Expanding Inequality (EEI) 仮説や Bukodi & Goldthorpe (2010) の Market versus Meritocracy (MVM) 仮説に、そうした関心を見て取れる。それらの議論を参考にしつつ、産業化の一般理論に替わる新しい物語を創出することが、社会階級・階層論の課題である。





## 付録 A

# データ・セットの概要

### A.1 調査の方法

本研究では複数の社会調査からえられた個票データを統合して、分析に使用している。各々の調査の実施方法の概略は、以下に記すとおりである。

#### A.1.1 社会階層と社会移動全国調査 (SSM 調査)

- 1985 年「社会階層と社会移動全国調査」
  1. 調査主体：1985 年 SSM 全国調査委員会
  2. 調査時期：1985 年 11 月～1986 年 2 月
  3. 調査対象：20 歳以上 69 歳以下の男性 (男性 A 票、男性 B 票)、20 歳以上 69 歳以下の女性 (女性票)
  4. 抽出方法：層化 2 段等間隔抽出法
  5. 調査方法：訪問面接調査
  6. 有効回収率 (有効回収数)：61.03% (1,239 [男性 A 票])、60.79% (1,234 [男性 B 票])、67.89% (1,474 [女性票])
  
- 1995 年「社会階層と社会移動全国調査」
  1. 調査主体：1995 年 SSM 調査研究会
  2. 調査時期：1995 年 10～11 月

3. 調査対象：20 歳以上 69 歳以下の男女
  4. 抽出方法：層化 2 段確率比例抽出法
  5. 調査方法：訪問面接調査
  6. 有効回収率 (有効回収数)：65.8% (2,653 [A 票])、67.1% (2,704 [B 票])
- 2005 年「社会階層と社会移動全国調査」
    1. 調査主体：2005 年社会階層と社会移動調査研究会
    2. 調査時期：2005 年 11 月 19 日～12 月 25 日 (1 次調査)、2006 年 1 月 7 日～2 月 12 日 (2 次調査)、2006 年 3 月 10 日～4 月 16 日 (3 次調査)
    3. 調査対象：20 歳以上 69 歳以下の男女
    4. 抽出方法：層化 2 段確率比例抽出法
    5. 調査方法：訪問面接調査 + 留置調査
    6. 有効回収率 (有効回収数)：44.1% (5,742)
  - 2007 年「SSM 若年郵送調査」
    1. 調査主体：2005 年社会階層と社会移動調査研究会
    2. 調査時期：2007 年 1 月 11 日～2 月 26 日
    3. 調査対象：18 歳以上 34 歳以下の男女
    4. 抽出方法：層化 2 段無作為抽出法
    5. 調査方法：郵送調査
    6. 有効回収率 (有効回収数)：25.4% (1,187)

### A.1.2 日本版総合的社会調査 (JGSS)

- 2002 年「日本版 General Social Surveys」
  1. 調査主体：大阪商業大学比較地域研究所、東京大学社会科学研究所
  2. 調査時期：2002 年 10 月～11 月
  3. 調査対象：20 以上 89 歳以下の男女
  4. 抽出方法：層化 2 段無作為抽出法
  5. 調査方法：訪問面接調査 + 留置調査
  6. 有効回収率 (有効回収数)：62.3% (2,953)

- 2009 年「日本版 General Social Surveys」(ライフコース調査)
  1. 調査主体：大阪商業大学比較地域研究所、東京大学社会科学研究所
  2. 調査時期：2009 年 1～3 月
  3. 調査対象：28 歳以上 42 歳以下の男女
  4. 抽出方法：層化 2 段無作為抽出法
  5. 調査方法：訪問面接調査 + 留置調査
  6. 有効回収率 (有効回収数)：51.1% (2,727)

## A.2 分析サンプルの決定

第 3 章から第 7 章までの各章では、新制の学校教育を受けたことがあるものに、分析対象を限定した。最終学歴が旧制の諸学校となるケースは、すべて欠損値に指定した。

第 4 章、第 5 章、そして第 7 章の分析に利用した高等学校の学科と進学実績の情報は、1985 年 SSM 調査の男性 B 票と女性票、1995 年 SSM 調査の A 票、2005 年 SSM 調査、2007 年 SSM 若年郵送調査、2002 年 JGSS、2009 年 JGSS の調査結果からえることができる。各章の目的に合わせて分析対象を変えることは可能だが、今回は同一のサンプルにもとづきすべての章の議論をおこなうことにした。このため、本研究では 1985 年 SSM 調査の男性 A 票と 1995 年 SSM 調査の B 票のデータには検討を加えていない。

## A.3 統合データの作成手順

データの統合には R プログラムを用いた。各調査のデータ・ファイルについて、データ行列を同じ形式 (列数) にそろえておけば、行 (ケース) の結合によって複数の調査結果を統合したデータ・セットを作成することができる。その際、元の変数名は当然、調査ごとに異なるので、データの統合に先立って、適宜、変数名の修正をしておく必要がある。

次に記すのは父職業の値 (小分類) から EGP 階級図式を作成するためのプログラムの一部である (データは 1995 年 SSM 調査 [A 票])。すべての調査ファイルに対して共通のプログラムを走らせるために、リコードの前段階として父主職の役職 (q19f)、従業上の地位 (q19a)、勤め先の規模 (q19d) をそれぞれ SV.O、SE.O、SZ.O という変数にコピーしている。

```

library(car)                # car パッケージの読み込み
d1$SV.0 <- recode(d1$SV.0, "  # 父職の職位のリコード
                        2 = 1; 3:4 = 2; 5 = 3; 6 = 4; else = 0 ")
d1$SE.0 <- recode(d1$SE.0, "  # 父職の地位のリコード
                        5 = 1; 1 = 3; else = 0 ")
d1$SZ.0 <- recode(d1$SZ.0, "  # 父職の規模のリコード
                        1 = 1; 2:4 = 2; 5:10 = 3; else = 0 ")

d1$PR.0 <- d1$q19e          # 父主職 EGP 分類の補正
d1$DG.0 <- d1$q19e
d1$PR.0 <- recode(d1$PR.0, "
                        501:613 = 1; 615:681 = 1; c(684, 687) = 1; else = 0 ")
d1$DG.0 <- recode(d1$DG.0, "
                        553:565 = 1;          569 = 1; 572:577 = 1; 579 = 1;
                        581:592 = 1; c(597, 611) = 1; 616:618 = 1; else = 0 ")
LS <- ifelse(d1$EG95.0==3 & d1$SV.0>1, c(1), c(0))
d1$EG95.0 <- replace(d1$EG95.0, which(LS==1), 2)
I1 <- ifelse((d1$EG95.0==2 | d1$EG95.0==3) & d1$SE.0>0
            & d1$DG.0==1, c(1), c(0))
d1$EG95.0 <- replace(d1$EG95.0, which(I1==1), 4)
I2 <- ifelse((d1$EG95.0>6 & d1$EG95.0<10) & d1$SE.0>0
            & d1$PR.0==1, c(1), c(0))
d1$EG95.0 <- replace(d1$EG95.0, which(I2==1), 5)
MF <- ifelse((d1$EG95.0==8 | d1$EG95.0==9) & (d1$SV.0>0
            & d1$SV.0<4), c(1), c(0))
d1$EG95.0 <- replace(d1$EG95.0, which(MF==1), 7)
d1$EG95.0 <- ifelse(d1$EG95.0==4 & d1$SZ.0==1, 5, c(d1$EG95.0))
d1$EG95.0 <- ifelse(d1$EG95.0==5 & d1$SZ.0==2, 4, c(d1$EG95.0))
US <- ifelse((d1$EG95.0>1 & d1$EG95.0<5) & d1$SV.0>2
            & d1$SZ.0==3, c(1), c(0))

```

```
d1$EG95.0 <- replace(d1$EG95.0, which(US==1), 1)
```

大規模な調査において、1人の研究者が分析ですべての変数を使うことはないので、必要な変数だけを抽出したデータ・フレームを調査ごとに用意しておくのが实际的である。データの形式的な統一性は、変数を抽出した段階で保たれていればよい。

```
d1 <- ssm85b[c(2, 3, 8, 9, 24:26, 13:17)]      # 変数の抽出
d2 <- ssm85f[c(2, 3, 8, 9, 13:20)]
d3 <- ssm95a[c(2, 3, 8, 9, 13:20)]
d4 <- ssm05[c(2, 3, 8, 9, 13:20)]
d5 <- ssm07y[c(2, 3, 8, 9, 13:20)]
d6 <- jgss2002[c(2, 3, 8, 9, 13:20)]
d7 <- jgss2009lcs[c(2, 3, 8, 9, 13:20)]
```

```
education <- rbind(d1, d2, d3, d4, d5, d6, d7) # ケースの結合
```

以下に、統合後のデータ・セットの一部(最初の6ケース)を示す。

```
head(education)
```

	SEX	BYEAR	EGP6.ORIG	ISEI.ORIG	EDON.AVAI	EDUC.AVAI
1	1	1951	III Routine clerical/sales	39	旧・中学	中等教育
2	1	1961	I+II Service class	69	新・大学	高等教育
3	1	1938	Ivab Petty bourgeoisie	29	旧・高等	義務教育
4	1	1936	I+II Service class	39	旧・尋常	義務教育
5	1	1923	Ivab Petty bourgeoisie	49	旧・尋常	義務教育
6	1	1937	I+II Service class	70	旧・尋常	義務教育

	EDYR.AVAI	EDUC.RATT	COMP.RSCYR	EDUC.TR1	TERT.ATT	EDUC.TR2
1	11	中等教育	12	普通科 II	義務 / 中等	非進学
2	16	大学以上	16	普通科 I	大学	大学
3	8	義務教育	9	非進学	義務 / 中等	< NA >
4	6	中等教育	12	普通科 I	義務 / 中等	非進学
5	6	< NA >	NA	< NA >	< NA >	< NA >
6	6	義務教育	9	非進学	義務 / 中等	< NA >



## 【文献】

- Agresti, A., 2010, *Analysis of Ordinal Categorical Data*, 2nd ed., New York: John Wiley & Sons.
- Alon, S., 2009, "The Evolution of Class Inequality in Higher Education: Competition, Exclusion, and Adaptation," *American Sociological Review*, 74(5): 731–55.
- 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』38: 44–9 .
- , 1986, 『高等教育の日本的構造』玉川大学出版部 .
- , 1996, 『日本の教育システム——構造と変動』東京大学出版会 .
- , 2003, 『日本の高等教育システム——変革と創造』東京大学出版会 .
- 天野正子, 1980, 「女性にとっての青年期とその進路選択」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, 130–56 .
- , 1986, 「戦後期・大衆化と女子高等教育——性別役割『配分』の流動化過程」天野正子編『女子高等教育の座標』垣内出版, 59–92 .
- , 1988, 「『性（ジェンダー）と教育』研究の現代的課題——かくされた『領域』の持続」『社会学評論』39(3): 266–83 .
- 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の」岩本健良編『1995年SSM調査シリーズ9教育機会の構造』1995年SSM調査研究会, 15–31 .
- , 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 .
- , 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 .
- , 2008a, 「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」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ5教育達成の構造』2005年SSM調査研究会, 57-79.
- , 2008b, 「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.
- Arum, R., A. Gamoran, & Y. Shavit, 2007, "More Inclusion Than Diversion: Expansion, Differentiation, and Market Structure in Higher Education," Y. Shavit, R. Arum, & A. Gamoran eds., *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford, Calif.: Stanford University Press, 1-35.
- 麻生誠, 1966, 「後期中等普通教育における学校差の実証的研究」『教育学研究』32(4): 237-48.
- Astone, N. M. & S. S. McLanahan, 1991, "Family Structure, Parental Practices and High School Completion," *American Sociological Review*, 56(3): 309-20.
- Ballarino, G., F. Bernardi, M. Requena, & H. Schadee, 2009, "Persistent Inequalities? Expansion of Education and Class Inequality in Italy and Spain," *European Sociological Review*, 25(1): 123-38.
- Baudrillard, J., 1970, *La société de consommation: Ses mythes, ses structures*, Paris: Denoël. (= 1995, 今村仁司・塚原史訳『消費社会の神話と構造』紀伊國屋書店.)
- Becker, R. & A. E. Hecken, 2009, "Why are Working-class Children Diverted from Universities?—An Empirical Assessment of the Diversion Thesis," *European Sociological Review*, 25(2): 233-50.
- Blossfeld, H.-P. & Y. Shavit, 1993, "Persisting Barriers: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries," Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 1-23.
- Boudon, R., 1973, *L'Inégalité des chances: La mobilité sociale 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.)
- Bourdieu, P., 1979, *La distinction: Critique sociale du jugement*, Paris: Éditions de Minuit. (= 1990, 石井洋二郎訳『ディスタクシオン——社会的判断力批判 I・II』藤原書店.)



- Bourdieu, P. & J.-C. Passeron, 1964, *Les Héritiers: Les étudiants et la culture*, Paris: Éditions de Minuit. ( = 1997, 小澤浩明・高塚浩由樹・戸田清訳 『遺産相続者たち——学生と文化』藤原書店. )
- Bowles, S. & H. Gintis, 1976, *Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of Economic Life*, New York: Basic Books. ( = 2008, 宇沢弘文訳 『アメリカ資本主義と学校教育——教育改革と経済制度の矛盾 I・II』岩波書店. )
- Breen, R. & J. H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory," *Rationality and Society*, 9(3): 275–305.
- Breen, R. & J. O. Jonsson, 2000, "Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model," *American Sociological Review*, 65(5): 754–72.
- , 2005, "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility," *Annual Review of Sociology*, 31: 223–43.
- , 2007, "Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden," *American Journal of Sociology*, 112(6): 1775–810.
- Breen, R., R. Luijkx, W. Müller, & R. Pollak, 2009, "Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries," *American Journal of Sociology*, 114(5): 1475–521.
- , 2010, "Long-term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences," *European Sociological Review*, 26(1): 31–48.
- Buchmann, C. & T. A. DiPrete, 2006, "The Growing Female Advantage in College Completion: The Role of Family Background and Academic Achievement," *American Sociological Review*, 71(4): 515–41.
- Buchmann, C., T. A. DiPrete, & A. McDaniel, 2008, "Gender Inequalities in Education," *Annual Review of Sociology*, 34(1): 319–37.
- Buchmann, C. & H. Park, 2009, "Stratification and the Formation of Expectations in Highly Differentiated Educational Systems," *Research in Social Stratification and Mobility*, 27(4): 245–67.
- Buis, M. L., 2013, "The Composition of Family Background: The Influence of the Eco-

- conomic and Cultural Resources of both Parents on the Offspring's Educational Attainment in the Netherlands between 1939 and 1991," *European Sociological Review*, 29(3): 593–602.
- Bukodi, E. & J. H. Goldthorpe, 2010, "Market versus Meritocracy: Hungary as a Critical Case," *European Sociological Review*, 26(6): 655–74.
- , 2012, "Decomposing 'Social Origins': The Effects of Parents' Class, Status, and Education on the Educational Attainment of Their Children," *European Sociological Review*, Advance Access published on October 16, 2012, doi: 10.1093/esr/jcs079.
- de Graaf, P. M. & H. B. G. Ganzeboom, 1993, "Family Background and Educational Attainment in the Netherlands for the 1891-1960 Birth Cohorts," Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 75–99.
- DiPrete, T. A. & C. Buchmann, 2006, "Gender-Specific Trends in the Value of Education and the Emerging Gender Gap in College Completion," *Demography*, 43(1): 1–24.
- DiPrete, T. A. & J. D. Forristal, 1994, "Multilevel Models: Methods and Substance," *Annual Review of Sociology*, 20: 331–57.
- DiPrete, T. A. & D. B. Grusky, 1990, "Structure and Trend in the Process of Stratification for American Men and Women," *American Journal of Sociology*, 96(1): 107–43.
- Dupriez, V., C. Monseur, M. van Campenhoudt, & D. Lafontaine, 2012, "Social Inequalities of Post-secondary Educational Aspirations: Influence of Social Background, School Composition and Institutional Context," *European Educational Research Journal*, 11(4): 504–19.
- Edwards, L. N. & M. K. Pasquale, 2003, "Women's Higher Education in Japan: Family Background, Economic Factors, and the Equal Employment Opportunity Law," *Journal of the Japanese and International Economies*, 17(1): 1–32.
- 江原武一, 1973, 「高等学校卒業者の進路選択に関する要因分析——進学者を中心として」『教育学研究』40(1): 11–22 .
- , 1977, 「大衆化過程における高等教育機会の構造」『大学論集』5: 177–99 .

- Erikson, R. & J. H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, R. & J. O. Jonsson, 1996a, "Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case," R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press, 1–63.
- , 1996b, "The Swedish Context: Educational Reform and Long-term Change in Educational Inequality," R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press, 65–93.
- Erikson, R. & J. O. Jonsson eds., 1996, *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press.
- Erikson, R. & F. Rudolphi, 2010, "Change in Social Selection to Upper Secondary School—Primary and Secondary Effects in Sweden," *European Sociological Review*, 26(3): 291–305.
- Featherman, D. L. & R. M. Hauser, 1978, *Opportunity and Change*, New York: Academic Press.
- 藤原翔, 2011, 「教育達成の階級間格差の日米比較」佐藤嘉倫編『現代日本の階層状況の解明——ミクロ マクロ連結からのアプローチ 2 教育・ジェンダー・結婚』科学研究費補助金(基盤研究(A))(課題番号 20243029) 研究成果報告書, 45–74 .
- , 2012, 「高校選択における相対的リスク回避仮説と学歴下降回避仮説の検証」『教育社会学研究』91: 29–49 .
- 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, 329–61 .
- , 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, 105–29 .
- , 1990, 「社会的・教育的トラッキングの構造——階層構造化過程に関する 1 考察」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, 127–54 .
- Fullerton, A. S., 2009, "A Conceptual Framework for Ordered Logistic Regression Models," *Sociological Methods & Research*, 38(2): 306–47.

- 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『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』2005年SSM調査研究会, 81-97.
- , 2011, 「教育達成の構造とジェンダー——学業成績, 教育アスピレーションに着目して」佐藤嘉倫編『現代日本の階層状況の解明——ミクロ マクロ連結からのアプローチ 2 教育・ジェンダー・結婚』科学研究費補助金(基盤研究(A))(課題番号20243029)研究成果報告書, 89-105.
- Gabay-Egozi, L., Y. Shavit, & M. Yaish, 2010, "Curricular Choice: A Test of a Rational Choice Model of Education," *European Sociological Review*, 26(4): 447-63.
- Gamoran, A. & R. D. Mare, 1989, "Secondary School Tracking and Educational Inequality: Compensation, Reinforcement, or Neutrality?," *American Journal of Sociology*, 94(5): 1146-83.
- Ganzeboom, H. B. G., P. M. de Graaf, & D. J. Treiman, 1992, "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status," *Social Science Research*, 21(1): 1-56.
- Ganzeboom, H. B. G. & D. J. Treiman, 1993, "Preliminary Results on Educational Expansion and Educational Achievement in Comparative Perspective," H. A. Becker & P. L. J. Hermkens eds., *Solidarity of Generations: Demographic, Economic and Social Change, and Its Consequences*, Vol. 1, Amsterdam: Thesis Publishers, 467-506.
- Goldthorpe, J. 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.
- , 2001, "Causation, Statistics, and Sociology," *European Sociological Review*, 17(1): 1-20.
- , 2007, *On Sociology Second Edition Volume One: Critique and Program*, Stanford, Calif.: Stanford University Press.
- Goldthorpe, J. H. & M. Jackson, 2008, "Education-Based Meritocracy: The Barriers to Its Realization," A. Lareau & D. Conley eds., *Social Class: How Does It Work?*, New York: Russell Sage Foundation, 93-117.
- Halsey, A. H., A. F. Heath, & J. M. Ridge, 1980, *Origins and Destinations: Family, Class,*

- and Education in Modern Britain*, Oxford: Clarendon Press.
- Hansen, M. N., 1997, "Social and Economic Inequality in the Educational Career: Do the Effects of Social Background Characteristics Decline?," *European Sociological Review*, 13(3): 305–21.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層——豊かさの中の不平等』東京大学出版会。
- 秦政春, 1977a, 「高校不進学者発生の要因に関する地域比較」『名古屋大学教育学部紀要・教育学科』24: 205–18。
- , 1977b, 「高等学校格差と教育機会の構造」『教育社会学研究』32: 67–79。
- 平尾桂子, 2008, 「人口変動とジェンダー・家族——女子教育の効用とその変化」『教育社会学研究』82: 89–107。
- Holm, A. & M. M. Jæger, 2008, "Does Relative Risk Aversion Explain Educational Inequality? A Dynamic Choice Approach," *Research in Social Stratification and Mobility*, 26(3): 199–219.
- 星野崇宏, 2009, 『調査観察データの統計科学——因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店。
- Hout, M., 2006, "Maximally Maintained Inequality and Essentially Maintained Inequality: Crossnational Comparisons," 『理論と方法』21(2): 237–52。
- Hout, M., A. E. Raftery, & E. O. Bell, 1993, "Making the Grade: Educational Stratification in the United States, 1925-89," Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 25–49.
- 飯田浩之, 1992, 「新制高等学校の理念と実際」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, 3–70。
- , 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』80: 41–60。
- 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。
- , 1989, 『現代政治学叢書 7 社会階層と政治』東京大学出版会。
- Ishida, H., 2007, "Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education," Y. Shavit, R. Arum, & A. Gamoran eds., *Stratification in Higher Edu-*

- cation: A Comparative Study*, Stanford, Calif.: Stanford University Press, 63–86.
- 石田浩, 2008a, 「社会移動の国際比較と趨勢」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 221–56 .
- , 2008b, 「世代間階層継承の趨勢——生存分析によるアプローチ」『理論と方法』23(2): 41–63 .
- 石田浩・三輪哲, 2009, 「階層移動から見た日本社会——長期的趨勢と国際比較」『社会学評論』59(4): 648–62 .
- 石井洋二郎, 1993, 『差異と欲望——ブルデュー「ディスタンクシオン」を読む』藤原書店 .
- 岩井八郎・片岡栄美・志水宏吉, 1987, 「『階層と教育』研究の動向」『教育社会学研究』42: 106–34 .
- Jackson, M., R. Erikson, J. H. Goldthorpe, & M. Yaish, 2007, “Primary and Secondary Effects in Class Differentials in Educational Attainment,” *Acta Sociologica*, 50(3): 211–29.
- Jackson, M., J. H. Goldthorpe, & C. Mills, 2005, “Education, Employers and Class Mobility,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 23: 3–33.
- Jacobs, J. A., 1996, “Gender Inequality and Higher Education,” *Annual Review of Sociology*, 22: 153–85.
- Jonsson, J. O., 1987, “Class Origin, Cultural Origin, and Educational Attainment: The Case of Sweden,” *European Sociological Review*, 3(3): 229–42.
- , 1993, “Persisting Inequalities in Sweden,” Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 101–32.
- Jonsson, J. O., C. Mills, & W. Müller, 1996, “A Half Century of Increasing Educational Openness? Social Class, Gender and Educational Attainment in Sweden, Germany and Britain,” R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press, 183–206.
- 門脇厚司・飯田浩之編, 1992, 『高等学校の社会史——新制高校の 予期せぬ帰結』東信堂 .

- Kahl, J. A., 1961, "'Common Man' Boys," A. H. Halsey, J. E. Floud, & C. A. Anderson eds., *Education, Economy, and Society: A Reader in the Sociology of Education*, New York: Free Press of Glencoe, 348–66.
- 鹿又伸夫, 1990, 「不平等の趨勢と階層固定化説」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 151–67.
- , 2001, 『機会と結果の不平等——世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房.
- , 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.
- 鹿又伸夫・田辺俊介・竹ノ下弘久, 2008, 「SSM 職業分類と国際的階層指標——EGP 階級分類・SIOPS・ISEI への変換」前田忠彦編『2005 年 SSM 調査シリーズ 12 社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』2005 年 SSM 調査研究会, 69–94.
- 苅谷剛彦, 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』有信堂高文社.
- 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.
- Keller, S. & M. Zavalloni, 1964, "Ambition and Social Class: A Respecification," *Social Forces*, 43(1): 58–70.
- Kerckhoff, A. C., 2001, "Education and Social Stratification Processes in Comparative Perspective," *Sociology of Education*, 74(Extra Issue): 3–18.
- 吉川徹, 1998, 『階層・教育と社会意識の形成——社会意識論の磁界』ミネルヴァ書房.
- Kikkawa, T., 2004, "Effect of Educational Expansion on Educational Inequality in Post-industrialized Societies: A Cross-cultural Comparison of Japan and the United States of America," *International Journal of Japanese Sociology*, 13: 100–19.
- 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.
- , 2007, 「格差・階層・意識論」吉川徹編『階層化する社会意識——職業とパーソナリティの計量社会学』勁草書房, 1–19.
- 菊池城司, 1982, 「教育需要の経済学」市川昭午・菊池城司・矢野真和編『教育学大全集 4 教育の経済学』第一法規出版, 15–38.
- , 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 .
- 木村邦博, 2000, 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」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, 177-92 .
- 木村涼子, 2002, 「ジェンダー秩序の再編成と男女間格差」原純輔編『講座・社会変動 5 流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 201-32 .
- 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 3 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 .
- , 1990, 「『学歴メリトクラシー』の構造」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, 185-208 .
- , 1997a, 「教育と社会移動の趨勢」『行動計量学』24(1): 28-36 .
- , 1997b, 「高等教育機会の趨勢——1995 年 SSM 調査の結果から」『IDE 現代の高等教育』388: 55-9 .
- , 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): 181-96 .
- , 2002, 「学歴主義と階層流動性」原純輔編『講座・社会変動 5 流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 59-87 .
- , 2012, 「社会空間と学力の階層差」『教育社会学研究』90: 101-21 .
- 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): 682-98 .
- , 2011, 「教育達成における階層差の長期趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 89-105 .
- Long, J. S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, Calif.: Sage.
- 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 the American Statistical Association*, 75(370): 295-305.
- , 1981, "Change and Stability in Educational Stratification," *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.



- , 1993, "Educational Stratification on Observed and Unobserved Components of Family Background," Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 351–76.
- Mare, R. D. & H.-C. Chang, 2006, "Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effects of Parents' School Transitions," S. L. Morgan, D. B. Grusky, & G. S. Fields eds., *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*, Stanford, Calif.: Stanford University Press, 195–231.
- Mastekaasa, A., 2006, "Educational Transitions at Graduate Level: Social Origins and Enrolment in PhD Programmes in Norway," *Acta Sociologica*, 49(4): 437–53.
- McDaniel, A., 2010, "Cross-National Gender Gaps in Educational Expectations: The Influence of National-Level Gender Ideology and Educational Systems," *Comparative Education Review*, 54(1): 27–50.
- McLanahan, S., 1985, "Family Structure and the Reproduction of Poverty," *American Journal of Sociology*, 90(4): 873–901.
- 三輪哲, 2008, 「キャリア軌跡からみる世代間移動機会の不平等とその趨勢」『理論と方法』23(2): 23–40 .
- 森口兼二, 1960, 「進学機会の規定諸因子に関する一研究」『京都大学教育学部紀要』6: 128–49 .
- Müller, W. & W. Karle, 1993, "Social Selection in Educational Systems in Europe," *European Sociological Review*, 9(1): 1–23.
- 仲新, 1955, 「愛知県における中学校卒業者の就職とその移動状況」『教育社会学研究』7: 18–30 .
- 中村高康, 2011, 「高校平準化と社会階層——日本と韓国に見る高校間格差解消政策の帰結」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 139–53 .
- 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』60: 61-82.
- 中澤涉, 2008, 「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」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ5教育達成の構造』2005年SSM調査研究会, 37-55.
- , 2010, 「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』61(2): 112-29.
- , 2013, 「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性——傾向スコア・マッチングの応用」『教育社会学研究』92: 151-74.
- 直井優, 1987, 「現代日本の階層構造の変化と教育」『教育社会学研究』42: 24-37.
- , 1990, 「産業化と社会階層——トライマン命題の再検討」『現代社会学研究』3: 1-26.
- Need, A. & U. de Jong, 2001, "Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory," *Rationality and Society*, 13(1): 71-98.
- O'Connell, A. A., 2006, *Logistic Regression Models for Ordinal Response Variables*, Thousand Oaks, Calif.: Sage.
- 尾嶋史章, 1986, 「教育機会の地域間格差と教育達成」『大阪大学人間科学部紀要』12: 97-116.
- , 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.
- Ojima, F., 1998, "Inequality of Educational Opportunity in Japan: How Gender and Class Produced Educational Inequality?," 岩本健良編『1995年SSM調査シリーズ9教育機会の構造』1995年SSM調査研究会, 1-14.
- 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.
- 尾嶋史章編, 2001, 『現代高校生の計量社会学——進路・生活・世代』ミネルヴァ書房.
- , 2009, 『学校教育と社会的不平等に関する国際比較研究(第1次報告書)』科学研究費補助金(基盤研究(B))(課題番号19330189)研究成果報告書.
- 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.
- 尾崎盛光, 1957, 「教育,特に高等教育と社会的階層の関係」『教育社会学研究』11: 94-108.
- Peterson, B. & F. E. Harrell Jr, 1990, "Partial Proportional Odds Models for Ordi-

- nal Response Variables," *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 39(2): 205–17.
- Pfeffer, F. T., 2008, "Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional Context," *European Sociological Review*, 24(5): 543–65.
- Raftery, A. E. & M. Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75," *Sociology of Education*, 66(1): 41–62.
- Raudenbush, S. W. & A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, 2nd ed., Thousand Oaks, Calif.: Sage.
- Recchi, E., 2007, "Italy: Expansion, Reform, and Social Inequality in Higher Education," Y. Shavit, R. Arum, & A. Gamoran eds., *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford, Calif.: Stanford University Press, 400–20.
- Rijken, S. & H. B. G. Ganzeboom, 2000, "The Effect of Social Origin on Educational Opportunity: A Forty-Two Country Comparison (1900-1970)," *Paper presented at the European Consortium for Sociological Research*, Giens (near Toulon), France, 15 September.
- Rijken, S., I. Maas, & H. B. G. Ganzeboom, 2007, "The Netherlands: Access to Higher Education—Institutional Arrangements and Inequality of Opportunity," Y. Shavit, R. Arum, & A. Gamoran eds., *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford, Calif.: Stanford University Press, 266–93.
- Rohlen, T. P., 1983, *Japan's High Schools*, Berkeley: University of California Press. (= 1988, 友田泰正訳『日本の高校——成功と代償』サイマル出版会.)
- 笹原恵, 1999, 「ジェンダーの『社会化』——『適応』と『葛藤』のはざまから」鎌田とし子・矢澤澄子・木本喜美子編『講座社会学 14 ジェンダー』東京大学出版会, 179–212.
- 佐々木洋成, 2006, 「教育機会の地域間格差——高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」『教育社会学研究』78: 303–20.
- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本——さよなら総中流』中央公論新社.
- , 2001, 「それでも進む『不平等社会化』——選抜と機会と『階級』」『中央公論』編集部編『論争・中流崩壊』中央公論新社, 238–56.
- 盛山和夫, 2000, 「ジェンダーと階層の歴史と論理」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, 3-26 .
- , 2011, 「階層的不平等研究の最近の動向と課題」『海外社会保障研究』177: 52-64 .
- , 2013, 『社会学の方法的立場——客観性とはなにか』東京大学出版会 .
- 盛山和夫・直井優・佐藤嘉倫・都築一治・小島秀夫, 1990, 「現代日本の階層構造とその趨勢」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 15-50 .
- Shavit, Y. & H.-P. Blossfeld, 1996, "Equalizing Educational Opportunity: Do Gender and Class Compete?," R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press, 233-53.
- Shavit, Y. & H.-P. Blossfeld eds., 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press.
- Shavit, Y. & K. Westerbeek, 1998, "Educational Stratification in Italy: Reforms, Expansion, and Equality of Opportunity," *European Sociological Review*, 14(1): 33-47.
- Shavit, Y., M. Yaish, & E. Bar-Haim, 2007, "The Persistence of Persistent Inequality," S. Scherer, R. Pollak, G. Otte, & M. Gangl eds., *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*, Frankfurt: Campus Verlag, 37-57.
- Snijders, T. A. B. & R. J. Bosker, 1999, *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Thousand Oaks, Calif.: Sage.
- Stocké, V., 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.
- 数土直紀, 2009, 『階層意識のダイナミクス——なぜ, それは現実からずれるのか』勁草書房 .
- 田中重人, 1997, 「高学歴化と性別分業——女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果」『社会学評論』48(2): 130-42 .
- 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 .
- Teachman, J. D., 1987, "Family Background, Educational Resources, and Educational Attainment," *American Sociological Review*, 52(4): 548–57.
- Tieben, N., 2011, "Parental Resources and Relative Risk Aversion in Intra-secondary Transitions: A Trend Analysis of Non-standard Educational Decision Situations in the Netherlands," *European Sociological Review*, 27(1): 31–42.
- Tieben, N., P. M. de Graaf, & 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(1): 77–90.
- Tieben, N. & M. H. J. Wolbers, 2010, "Transitions to Post-Secondary and Tertiary Education in the Netherlands: A Trend Analysis of Unconditional and Conditional Socio-Economic Background Effects," *Higher Education*, 60(1): 85–100.
- Tolsma, J., A. Need, & U. de Jong, 2010, "Explaining Participation Differentials in Dutch Higher Education: The Impact of Subjective Success Probabilities on Level Choice and Field Choice," *European Sociological Review*, 26(2): 235–52.
- 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 .
- , 1990, 『日本の近代化と社会変動——テュービンゲン講義』講談社 .
- 友田泰正, 1970, 「都道府県別大学進学率格差とその規定要因」『教育社会学研究』25: 185–95 .
- Treiman, D. J., 1970, "Industrialization and Social Stratification," E. O. Laumann ed., *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Indianapolis: Bobbs-Merrill, 207–34.
- Treiman, D. J. & H. B. G. Ganzeboom, 2000, "The Fourth Generation of Comparative Stratification Research," S. R. Quah & A. Sales eds., *The International Handbook of Sociology*, London: Sage, 123–50.
- Treiman, D. J., H. B. G. Ganzeboom, & S. Rijken, 2003, "Educational Expansion and Educational Achievement in Comparative Perspective," *California Center for Population Research On-Line Working Paper Series*, 007-03.

- Treiman, D. J. & K. Yamaguchi, 1993, "Trends in Educational Attainment in Japan," Y. Shavit & H.-P. Blossfeld eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press, 229–49.
- Treiman, D. J. & K.-B. Yip, 1989, "Educational and Occupational Attainment in 21 Countries," M. L. Kohn ed., *Cross-National Research in Sociology*, Newbury Park, Calif.: Sage, 373–94.
- 潮木守一, 1975, 「進路決定過程のパス解析——高校進学過程の要因分析」『教育社会学研究』30: 75–85 .
- van de Werfhorst, H. G., 2002, "A Detailed Examination of the Role of Education in Intergenerational Social-class Mobility," *Social Science Information*, 41(3): 407–38.
- , 2009, "Credential Inflation and Educational Strategies: A Comparison of the United States and the Netherlands," *Research in Social Stratification and Mobility*, 27(4): 269–84.
- van de Werfhorst, H. G. & R. Andersen, 2005, "Social Background, Credential Inflation and Educational Strategies," *Acta Sociologica*, 48(4): 321–40.
- van de Werfhorst, H. G., N. D. de Graaf, & G. Kraaykamp, 2001, "Intergenerational Resemblance in Field of Study in the Netherlands," *European Sociological Review*, 17(3): 275–93.
- van de Werfhorst, H. G. & S. Hofstede, 2007, "Cultural Capital or Relative Risk Aversion? Two Mechanisms for Educational Inequality Compared," *British Journal of Sociology*, 58(3): 391–415.
- Westergaard, J. & A. Little, 1967, "Educational Opportunity and Social Selection in England and Wales: Trends and Policy Implications," OECD ed., *Social Objectives in Educational Planning*, Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 215–32.
- Wolter, S. C., 2003, "Sibling Rivalry: A Six Country Comparison," *IZA Discussion Paper*, 734.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会 .