博 士 論 文

教育達成過程における階層差生成のダイナミクス

―選抜制度と不平等に関する計量・シミュレーションアプローチ―

濱本 真一

教育達成過程における階層差生成のダイナミクス
――選抜制度と不平等に関する計量・シミュレーションアプローチ

【目次】

3 部　シミュレーション編

序章　教育機会の不平等をとらえる視点

本論の目的は，教育達成過程における出身階層による分化の構造をとらえることである．出身階層による教育機会・教育達成の不平等は，これまでの教育社会学の中でも重要なテーマであり続けた．一方で，産業構造の変化などの社会変動に伴って日本の教育システムにもさまざまな変化があった．その変化に合わせて，教育機会・教育達成の不平等に対しても異なる側面からの検討が必要である．本論は，教育システムの変化の中でも進学率の拡大とそれに伴う内部の序列化（質的差異）に注目し，出身階層による教育の配分がこれらの変動に伴ってどのように変化してきたのかを中心的な問いに据える．

近代社会において，高い教育達成を持っていることは高い知能や生産性を持つ「エリート」の証書として機能する．教育達成過程は，マクロな視点から見れば社会が「エリート」を選別していく過程でもあり，個人が高い教育達成を得るには幾重にも重なる選抜，または順位づけのプロセスを経なければならない．ここで問題となるのは，その選抜のプロセスに誰が参加し，そして誰が通過する（または序列の上位に位置づく）のかという問題であり，社会階層論が教育を扱う際の大きな関心の一つである．

本論では，このような社会階層による教育達成格差の研究の中に身を置きつつ，社会移動の重要な過程としての教育内移動，中学校も含めた階層間格差，教育制度の変化が社会（階層間格差）にもたらす影響，合理的選択理論による格差生成メカニズムの抽出というこれまでの研究が大きく扱ってこなかった点に注目する．具体的には，(1)中学校段階より始まる教育達成過程のどこで階層による分化が生じるのか，(2)教育達成過程の階層差構造は，世代間でどう変化してきたのか，(3)制度条件である教育機会の規模によって階層差が変化するのか，の 3 点を検討する．

0.1　問題の所在：社会移動における教育と社会移動としての教育

教育の平等／不平等は, 社会的にも社会学的にも大きな関心事の一つである．社会学，中でも社会階層論において教育が重要視されるのは，社会的資源の配分や社会移動の構造を描き出すのに欠かせない要素として位置づけられていることによる．

社会移動とは「個人がある社会的な地位から別の地位へ移動すること」である．社会移動は大別して世代間移動と世代内移動に分けられ，世代間移動は親と子など世代をまたいだ別個人の社会的地位の移動を指す (Glass and Hall 1954)．社会移動研究において，産業構造の変動によらない親子間での地位の関連は，「産業社会において共通である」という FJH 命題 (Featherman, Jones and Hauser 1975) が支持されている (Erikson and Goldthorpe 1992; Yaish 2001) ．一方，世代内移動は同一個人の地位の移動を指す．職業的地位の推移のように移動の前後で同一概念の移動を指すこともあれば，異なる社会的地位の対応関係を移動ととらえることも可能である．

世代間・世代内，どちらの社会移動をとらえる際にも，教育は重要な要素として扱われてきた．世代間移動に対しては，親子の階級・階層継承を教育がどの程度流動化するのかが問われ，世代内移動に対しては，ライフコース上の教育（学歴）の影響力が問われてきた．ただし，世代間移動にせよ世代内移動にせよ，これまでの社会移動研究における教育の扱われ方は，教育を地位達成過程上の一つの通過点ととらえており，その内部構造を詳細に検討するという視点が欠落していた．個人にとって教育は長い年月をかけて蓄積される社会的地位の一つであり，どれくらいの教育を蓄積するのかは，各時点における選択の総体である．教育機会の不平等構造を正確にとらえるには，個人の教育達成をライフコース上の一点ではなく時間的な幅を持つ「過程」ととらえることが必要である（荒牧 1998，2011a,b）．本論ではこのような観点から，教育という社会的地位の移動過程としての教育達成をとらえていく．

社会移動の文脈から独立して，誰が高い教育を受けることができるのか（できないのか）を問う「教育機会の不平等」論は，教育社会学の中で一大テーマとなっている．教育達成が不平等に配分されるという事実は，研究者の間だけでなく世間一般の認識としても共有されている．日本の教育は私費負担割合が非常に高いことから，特に金銭的な負担への関心が強い．文部科学省が行う「子供の学習費調査」[1]や，日本政策金融公庫が行う「教育費負担の実態調査」[2]などで，様々なパターンに分けて教育費負担のシミュレーションが行われている．教育社会学の領域では，経済的な要因のみでなく，様々な出身家庭背景の情報が「出身階層」として教育達成に影響を与える要素ととらえられてきた．個人の教育機会・教育達成を学歴としてとらえたとき，出身階層によってより高い学歴が不平等に配分されていることは，多くの検証によって明らかになっている．日本においても戦後長らく教育達成の不平等の安定性が主張されてきた．

これまで教育機会不平等に関して多くの研究が蓄積されているが，それらに

おいても社会移動研究と同様に，個人がどの学歴を得たかをもって教育機会がとらえられてきた．このようなとらえ方は，さいころを振って出た目によって学歴が決まるというようなとらえ方であり，複数段階の学校によって成り立つ教育達成を正確にとらえているとは言えない．すなわち，個人が教育達成の各局面でそれぞれ不平等な賽の目を割当てられ，最終的な学歴分布は，いわばその確率過程の最終的な結果として生じたものととらえる必要がある．本論ではこの視点を採用することによって，時間的な幅を持つ複数段階の教育制度のうちいずれの部分が出身階層によって不平等に分配されているのかを見ることができる．

0.2　格差をとらえる視点 1:マクロな視点での進学率とミクロな視点の内部分化

本論では，教育に関する階層間格差を主に 2 つの視点からとらえる．すなわち，進学率に関する階層間格差と，同じ教育段階内で分化した進学パターンの分布に関する格差である．

「教育機会」と呼ばれるものが，その内部で同質なものである限り，各学校段階に進学できるか否かの配分だけを見ることは妥当性を持つ．例えば高校に進学することを考えれば，高校に進学することの意味が，等しく高等教育への進学の機会を開くことであり，どの高校に進学しようと進学した人の（真の）高等教育進学率が同じであれば，高校に進学するかしないかという分断線がただ一つ重要な意味を持つ．教育機会の規模が同一コーホートの人口に対してそれほど多くない場合は，ある学校段階に「進学すること」が次の学校段階への機会を開き，または地位達成を有利にするものとして認識され，進学／非進学の分断線が地位達成過程の中で重要な地位を占める（Boudon 1973=1983）．とくに大学への進学が地位達成の分布を分ける大きなファクターとして認識されている（吉川 2006 など）．本論でもこの立場に立ち，分析の第 1 の視点として，個人の教育達成過程の中である学校段階の「進学／非進学」に対する階層間格差を検討する．この分断線への注目はマクロな視点から見れば，階層による進学率の格差である．

一方で，同じ教育段階への到達も，その内部には多くのヴァリエーションが存在する．その分化は，あらゆる教育段階に存在すると言ってよい．そして，どのような学校に進学するかは次の学校段階を強力に規定するものである．それはちょうど，「高等教育」，ないし「大学」といってもそこに進学することがのちの地位達成に有利に働くものとそうでないものがあるのと同じ構造である．

本論の第 2 の視点として，このような学校段階内部の「順位づけ」に対して働く出身階層の影響力について検討する．

この分化に目を向けるとき，教育機会の不平等は，単に個人がどのような学歴を獲得するかという視点ではとらえられなくなる．複数の段階構造をもつ教育システムにおいて，ある教育段階にて得られる教育は，それまでに経てきた教育の条件付き確率で定義される．簡単に言えば，どのような高校に行くかによって，どのような大学に行くか（または行かないか）が決まるということ（トラッキング）である．

さらに教育機会を時間的な幅を持つものとしてとらえたとき，先に説明したように，これまで議論の対象となってこなかった義務教育段階の内部分化にも焦点が当てられる．日本では前期中等教育すなわち中学校までは義務教育としてすべての子どもに教育の機会が保障されている．中学校段階においては，当然進学率の格差は存在しない．しかし義務教育段階にあっても，その教育機関に様々な差異が存在する．その代表例が国私立／公立を境界とする設置主体に関する差異である [3]．国私立中学校は現在，少子化の影響もありそのシェアを拡大しつつある．そのシェアは関東圏を中心にした都市部で高く，地方で少ない傾向にあるが，2013 年現在，すべての都道府県に国私立中学校が設置されている．

この 2 つの教育達成のとらえ方は，図 0.1 のような関係である．これまでの教育機会研究は，①個人に与えられる学歴（中卒，高卒，大卒）を点の集まりとして見ていた．最終学歴を出目とする賽を一回だけ振るようなものである．

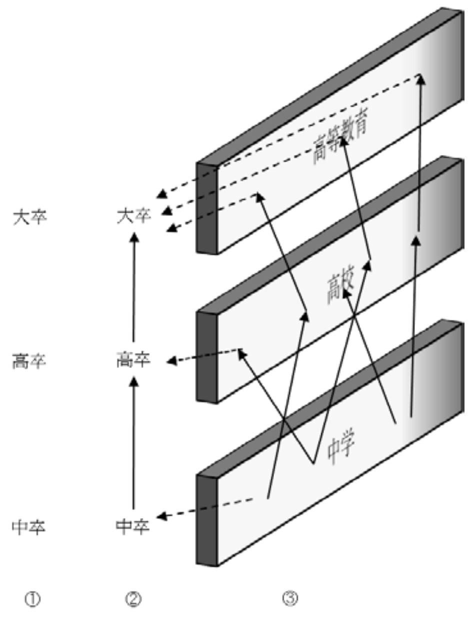


図 0.1 教育機会格差のとらえ方

教育年数を従属変数にした回帰分析や最終学歴を従属変数にした多項ロジットモデルなどは基本的に全てこのような見方をしているといってよい．これに時間的な広がりを認めると，②教育機会格差は，中学校→高校→大学という学校段階を結ぶ矢印に対する格差とみることができる．「進学・非進学」の確率過程を繰り返していくものである．加えて教育段階の内部分化に目を向けることは，③これまで見てきた学歴の奥行に対して目を向け，複数の出目を持つ賽を何度も振るようなものである．本論では，この教育達成過程の奥行にも目を向け，個人がどのような教育達成のパスを描くのか，そして各学校段階においてどのような分化に対する格差が生じているのかを検討する．

0.3 格差をとらえる視点 2：選抜制度による不平等の変化

本論における視点の 2 つ目は，選抜制度による教育機会不平等構造の変化である．特に，教育機会規模の拡大，質的な分化，中学校段階の分化の 3 点が本論のポイントである．

教育機会の不平等は，制度によってもその形や現れ方を変化させる．近代になり，学校教育が国民国家の礎として国家的に整備されるようになると，教育を経たことが地位達成を保証する機能を持ち始める．その過程で，誰が教育を受け，誰が受けられないのか，その配分に偏りが生じる．日本の近代化初期の学校への進学機会にも，現代と似たような格差が存在したことが知られている（菊池 2003）．学校教育が普及していくことによって階層間の相対的な格差が変化するのかという問いに対して，これまで多くの研究が，悲観的な解答を提示している（Raftery and Hout 1993）．

さらに先に述べたように，「進学／非進学」の分断とともに，どのようなタイプの学校に進学できるのか，その“質的差異”に階層的偏りが生じてくる．教育段階内部の“質的差異”は現代に特有の現象ではない．日本の近代化初期の教育機関も，男子に中等教育を与える中学校，女子教育を目的とした高等女学校，専門技術を教授する実業学校というような分化が存在した．複線型における質的差異は，「正系」「傍系」というような区別をしながら，互いの構成員の入れ替えは基本的に行われない．一度職業トラックに入ったらアカデミックなトラックに参入することはほとんどない．

戦後日本は，このような「複線型」の教育体系から，「単線型」の教育体系にシフトした．単線型教育体系における質的分化は，境界のあいまいな「順位」として現れる．たとえば高校段階において，進学した高校に（入学者選抜の難

易度等による）順位があり，教育達成過程はこの「順位づけ」を繰り返していく過程となる（中西 2000）．ただし，すべての学校がこのような一元的な順位づけの下にあるわけではない．例えば普通科の高等学校は主に入試難易度によってその社会的地位が順位づけられている一方で，職業科高校はこのような序列の中には必ずしも組み込めない．現代の学校制度の質的差異は，（本来的な意味で）質の異なる「分断的」な差異と境界のあいまいな「傾斜的」差異（竹内 2011）の下で構成されている．本論ではこのような複雑な層構造をなす教育の質的差異において，その配分に関する階層間格差がどのようなパターンを描くのかを検討する．

質的差異が顕在化している教育体系においてその達成過程の階層間格差を問うとき，「移行ごとの階層効果」と「トラッキング」という 2 つの要素が重要になる（Breen and Jonsson 2000）．「移行ごとの階層効果」は，複数の教育機関の移行（トランジション）の成否またはパターンに対して出身階層（出身家庭背景）がどの程度影響するかという問いである．これに対しては，Mare (1980,1981) のトランジションアプローチ以来，多くの国，時代で「前期の移行において後期より大きな階層の影響を受ける」という階層効果逓減現象が発見されている（Mare 1980; Treiman and Yamaguchi 1993; Mare and Chang 2006; 鹿又 2006 など）．

一方「トラッキング」は，教育段階移行の前回の結果が次回にどの程度影響するかというもので，「早期の段階で高い順位を得たものが後期でも高い順位を得やすい」という，直観に沿う結果が得られている（荒牧 2008a；西丸 2008a，b など）．早い段階の教育がのちの教育段階に影響するという構造それ自体は，「問題」として認識されることは少ない．「良い高校に行った人は，高校受験期（または高校時代）にそうでない人よりも努力したのであって，よい大学への機会が開かれているのは正当である」というロジックである．問題となるのは，その早い段階の教育の分化が，出身家庭背景により条件づけられている場合である．高校段階で，良い高校に行ける確率が，親の地位により不平等に配分されているとなれば，高校段階の進学機会およびトラッキングは，有利な階層にいる人々がより競争に有利な条件を得るための分化装置として機能する．

さらに本論が重視するのは，義務教育段階の差異に関するものである．日本では近年，少子化の影響もあり，国立・私立中学校のシェアが増加している．国私立中学校のシェアは，2000 年代後半から 10%近くに達しており，受験者なども含めると，無視できない規模の現象となりつつある．国私立中学校を扱った研究は例が少ないが，受験意思や進学に階層差があること（片岡 2009），国私立中学校進学がのちの教育達成に有利に働くこと（西丸 2008a，b；都村・西

丸・織田 2011）等が断片的に示されている．これらから，中学校段階における分化も,教育達成過程における階層差の問題として扱う必要があるといえる[4]．

国私立中学校と並び，1998 年の学校教育法改正以降，公立中学校においても中高一貫教育が可能になり，地域の公立中高一貫校に多くの受検者[5]が集まる事態が起きている．中高一貫校の制度化に関する政策論議において，進学機会の格差を解消するという目的（の一部）に反し，かえって格差を助長するというのではという懸念が見られた．この懸念が正しいのか，解答が出るには制度化以降相当の時間を待たなければならない．もし，中高一貫校が格差を助長するものであった場合，制度改革によって次の世代の格差を解消することはできても，当該世代の児童生徒にとっては，一度しかない教育達成過程に著しい利益・不利益を付与することになる．

中高一貫校に限らず，制度を改変するときに，その帰結をある程度予想することは不可欠である．さらに言えば，現在の制度が人口的要因によって変化していった場合の予測も必要となるが，現在の（教育）政策科学においてはその手法に乏しい．制度の変化に着目する本論では，これまでの選抜制度の下でどのような格差が生じていたのかという問いからさらに前進し，今後，どのような格差が生じうるのかという問いにも取り組む．そのためには，教育選抜を取り巻く個人や社会を，体系的に示す「モデル」が必要となる．

0.4　格差をとらえる視点 3：格差生成メカニズム

続いて本論が重視するポイントは，階層間格差が生じるメカニズムへの言及である．これまで多くの研究で様々な観点から階層間格差が「存在する」ことは示されてきた．本論では，戦後日本の学校選抜システムの中で，個人の教育達成がどのように階層によって影響を受けてきたのかを明らかにするとともに，その内部のメカニズムに関しても焦点を当てる．これまで多くの研究で，教育機会の規模を拡大することによって階層間格差が是正されるという楽観的な見方は否定されてきた．しかし，その安定的な格差構造がなぜ維持されるのか，また教育達成過程における階層差はそもそもどのようにして発現するのかという問いにはいまだ統一的な答えは出ていない．

本論では，合理的選択理論を用いてこれらのメカニズムの説明を試みる．教育機会不平等の生成を合理的選択理論の枠組みから説明する試みは近年注目を集めている．その端緒は Breen and Goldthorpe(1997) のモデルである．このモデルはディシジョンツリー形式の教育段階移行モデルをもとに，(1)学力の階級・

階層差，(2)資源の階級・階層差，(3)相対リスク回避の 3 つを仮定して教育機会不平等の生成を説明した．特に注目されたのが，(3)相対リスク回避（Relative Risk Aversion; RRA）のメカニズムである．「個人は自分の親と同じかそれ以上の階級に到達しようとし，その可能性を最大にするような教育選択をする」というこのメカニズムは合理的選択理論から教育の不平等を説明するモデルとして注目されている．RRA の提示以降，いくつかの方向で発展がみられたが，教育機会の拡大や多岐選択を含む教育達成モデルに関しては数学的な困難からいまだ手つかずである．

本論では，教育機会の不平等を説明する枠組みを提示するため，合理的選択理論を用いながら，学校段階の内部分化や教育機会拡大をも含んだ形でモデルを作成する．さらに，数学的な困難に対処するため，人工社会上のシミュレーションによって分析する．（確率論的）シミュレーションは，研究者が設定したメカニズム以外の一切を排除して，社会の特定の要素がもたらす結果を検証することができる．これによって，RRA をはじめとする仮定の下での教育達成過程モデルがどのような社会を創発するのかを検証することが可能となり，既存の教育達成格差生成の説明枠組みを評価することができる．さらに，シミュレーションは，任意の条件を変更することによる影響を測ることも可能であり，教育制度という安易に変更できないものの影響力を検証するのに適した手法であるといえる．

これまでの教育達成研究で行われてきたような大規模データを用いた統計分析のほかに，本論ではシミュレーションという，これまで社会学の中では大きな注目を集めてこなかった手法を用いて，教育達成における階層差の生成過程を抽出し，それらを説明・予測しうる社会モデルを作成する．これらの手順を経て，教育達成の階層間格差を制度と関連付けながら理論化することを試みる．工学分野におけるシミュレーションと異なり，社会モデルでは，モデルの妥当

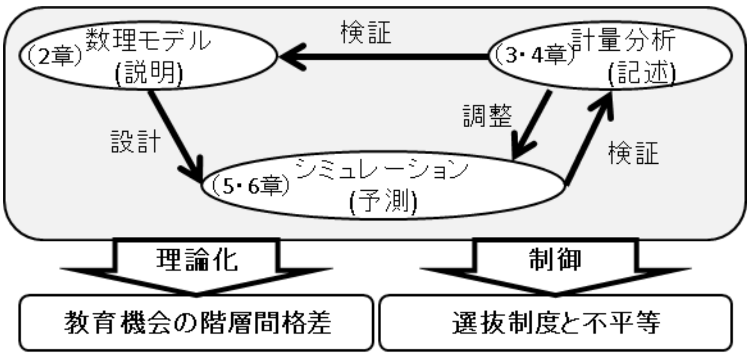


図 0.2　3 つの手法の関係

性評価方法も絶対的な指標もない．そこで本論では，観察によって得たデータの分析結果（3・4 章）を厳密解とし，その値に近づくようにモデルの細部を変更していく．本論で用いる計量分析，数理モデル，シミュレーションは図 0.2 のような関係になる．数理モデルは本論のテーマである教育機会不平等の生じるメカニズムを説明し，計量分析によってそれを検証する．数理モデルが設計する社会をシミュレーションによって再現し，計量分析の結果と突き合わせて調整を図りながら教育機会の不平等の未来像を予測する．この 3 者を通じて，教育機会，特に中学校段階の質的な分化の帰結としての教育機会，教育内移動の不平等構造を理論化する. さらに, 選抜制度の変化に言及することによって，選抜制度と教育機会不平等の関連を制御する可能性も拓くことができる.

0.5　本論の構成

本論の構成は，以下のとおりである(図 0.3)．まず 1 部として，社会学・教育社会学・社会階層論における教育達成のとらえ方と，その理論的展開をまとめる．1 部は 1 章「社会移動における教育」および 2 章「相対リスク回避による教育選択定式化」で構成される．1 章では，これまでの研究のレビュー，および選抜制度に関する歴史的な変遷を追いながら，これまでの教育達成研究で重要視されてきた点と，見落とされてきた点を整理する．特に，本論がもっとも重きを置く「中学校段階での内部分化」の視点に注目する．2 章は，教育機会不平等生成のメカニズムを，個人の合理的選択の集積ととらえたモデルを提示する．合理的選択理論によるモデル化の嚆矢となった Breen and Goldthorpe (1997) の相対リスク回避モデルを取り上げ，日本の教育制度に適合的になるようにモデルを展開する.

2 部では，社会調査データの分析を通して，これまでに日本社会における教育機会不平等の変遷を追う．すでに述べたように教育達成の階層差をとらえようとするときに，進学率または社会全体の教育達成水準としてのとらえ方と，教育達成過程内部での分化という 2 つの側面がある．まず，前者に関しては，3 章「進学率の階層間格差の安定推移」にて，戦後日本社会における各学校段階の教育機会がどのように配分されてきたのかを追う．進学率の階層差は，視点を個人に移せば進学するか否かという 2 項選択に関する格差となる．戦後日本においてはこの選択が生じるのが高校入学以降であるため，3 章で扱うのは，高校進学および高等教育進学に関する階層差である.

続く 4 章「教育内移動の不平等構造の趨勢」では，同じ教育達成段階での内部分化も含めた分析を行う．個人の視点では，進学するか否かだけでなく，どのような学校に進学するのかという多項選択図式となる．この視点を持つとき，中学校段階での国私立による分化, 学校段階ごとの内部分化同士の結びつき（広義のトラッキング）が意味を持つ. 4 章では, 3 章から対象も視野も大幅に広げ, 12 歳より始まる教育達成における階層差生成過程をとらえていく.

3 部では，1 部と 2 部の知見を統合する．2 章で作成したモデルの妥当性を検証し，さらに教育達成の階層差と選抜制度との関連を見出すのが 5 章「相対リスク回避モデルのパラメータ推定」である．2 章で作成した 2 つのモデルを，それぞれコンピュータ内の人工社会上に表現し，数理モデルが導く社会状態を確認する．当然，数理モデルが導く社会状態は現実のものと大きく異なることがある．本論では，2 章で作成したモデルの細部を修正しながら，2 部で得られ

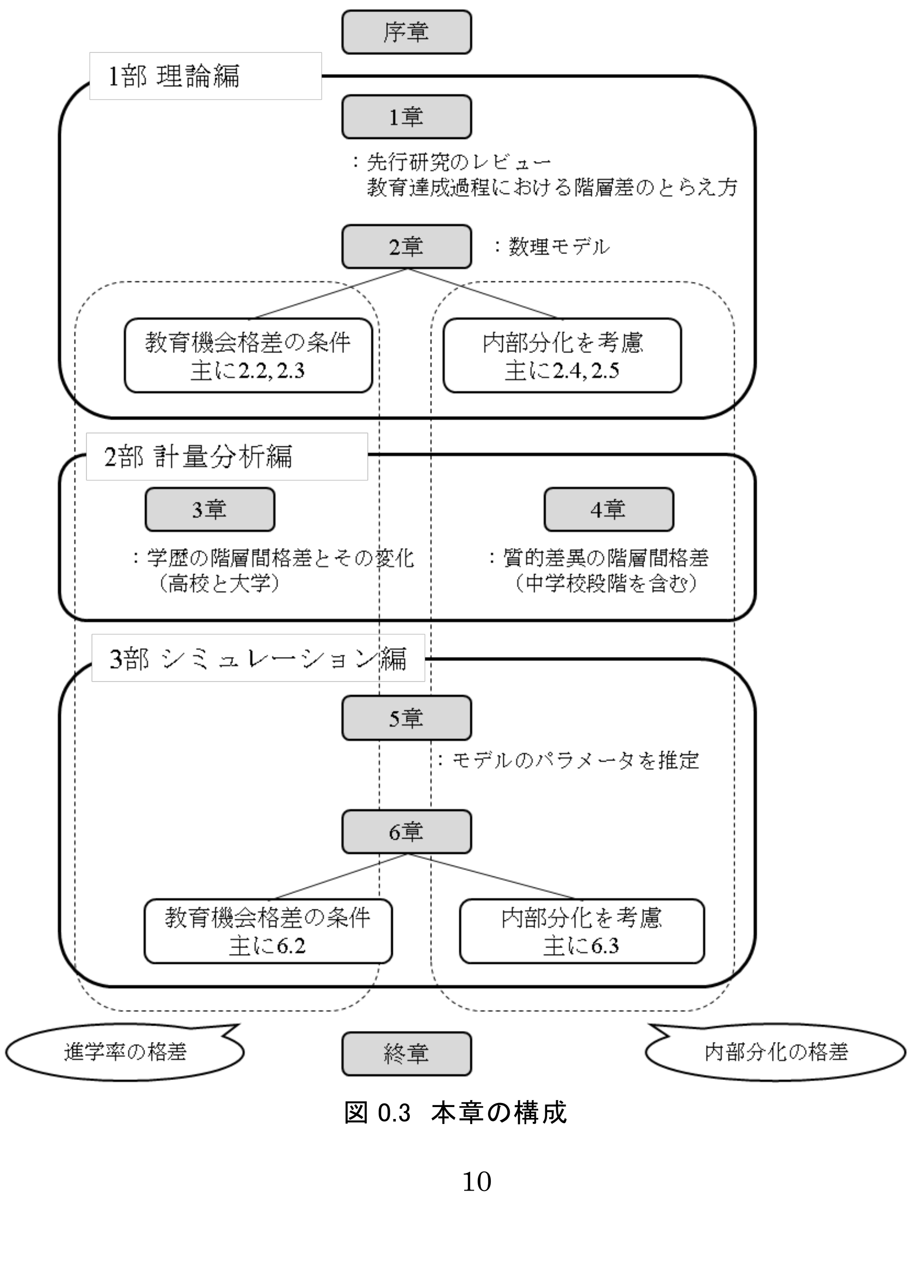


図 0.3　本章の構成

た結果を再現するようなモデルを完成させていく．続く 6 章「質的分化が教育機会不平等をもたらすか」では，5 章で得られた修正モデルによって，いまだ現実に起こっていない，中学校段階の質的分化が進行した際に起こる格差構造の変化について検討する．人工社会上で，国私立中学校の規模を変化させ，それによって教育達成過程全体に対してどのような格差構造の変化があるのか，その様態を確認し，選抜制度によってもたらされる格差について検討する．

最後に終章では，本論で得られた知見をまとめ，個人の合理的選択と選抜制度の変化によって，教育機会不平等がどのような姿をたどるのかをまとめる．さらに，教育社会学，社会階層論に対する本論の理論としての意義と，方法としての意義，そして今後の展望についてまとめる．

【注】

1 文部科学省『子どもの学習費調査』(2015 年 12 月 27 日最終閲覧）URL：〈http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa03/gakushuuhi/kekka/k_detail/1343235.htm〉

2 日本政策金融公庫『教育費負担の実態調査』(2015 年 12 月 27 日最終閲覧）URL：〈https://www.jfc.go.jp/n/findings/kyoiku_kekka_m_index.html〉

3 中学校間の差異は当然これだけにとどまるものではない．学校によって生徒一人当たりの教員数や教育内容に大きな違いもある．本論では教育達成過程の重要な分化として国私立／公立の分化のみを対象とする．

4 本論では中学校，高校，高等教育機関（大学，短大，専門学校）という 3 つの段階を扱うが，これら以外の機関が社会階層論的な重要性を持たないというわけではない．私立小学校への進学や大学院進学に関する出身階層とのかかわりも報告されている（小針 2008，村澤 2011）．

5 公立中高一貫校に関しては入学者の選抜に際して試験ではなく適性検査を課すことが許可されている．このため，入学希望者は受験者ではなく受検者と呼ばれる．

1 部

理 論 編

1 章　社会移動における教育

本論は教育社会学の一大テーマである教育機会不平等について，社会移動における位置づけ，教育システムのとらえ方，計量分析の手法，メカニズムの 4 つの観点から論じる．教育は社会移動の流動性を担保するものとして期待された一方，社会移動の障壁としての機能をも有していることが経験的な検証によって明らかにされてきた．教育機会・教育達成の不平等は単なる学歴格差だけでなく，教育達成過程の各段階における格差へと関心がおよび，理論的・経験的な検証が進んでいる．教育機会が飽和した現在，各学校段階が質的に分化し，「より良い」学校へ進学する機会に階層差が生じることが指摘されている．それにもかかわらず質的格差をも包括する理論体系，分析手法は十分に整備されていない．高学歴化した社会において不可避ともいえる質的差異に関する階層間格差を検証し，社会階層論の中に位置づけるための理論が今後必要になると言える．

本章では, 教育機会の不平等, および社会移動における教育の役割について，過去の知見を整理していく．本章の構成は以下のとおりである．1.1「社会移動における教育の役割」では，社会移動論，社会階層論の中で教育がどのように扱われていたかを整理する．1.2「教育における移動の類型」では，教育内移動の理念系としての 3 つのモデルをレビューし，その特徴と本論の分析との関連を整理する．1.3「選抜制度と教育機会」では，日本の教育制度，特に選抜制度に焦点をあて, 教育機会不平等に対する教育制度への視点の重要性を強調する．1.4「分析手法の発展」では，教育機会，教育達成，および教育内移動を捉える統計的な分析手法の発展を追い，それらが可能にした教育内移動への視座を整理する．

1.1　社会移動における教育の役割

1.1.1　社会移動上の通過点としての教育機会

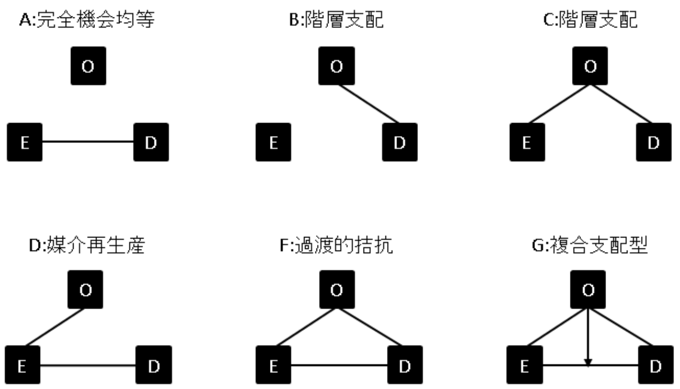
社会移動研究において，教育は重要な役割を担っているということは繰り返し指摘されている．日本においても近代教育システムが確立して以降，教育は社会移動（特に上昇移動）の手段としてとらえられてきた．しかし同時に，教育は社会移動の障壁としての機能も持っている．理念上・制度上は平等な教育

機会を保証しているものの，教育機会の獲得もしくは獲得競争には大きな参入障壁があることも論じられてきた．

近代化以降，教育が地位達成の手段的機能を持ち，社会移動の流動化を促進するものとして期待されるようになる．それと同時に学歴が職業的地位の配分にかんする正当化の原理となる．近代化による業績原理の浸透によって，個人が持つ学歴は，社会が必要とする生産性の証書となり，人材の配分機能を持つようになる（今田 1979）．このような社会は「学歴社会」と呼ばれる（安藤 1979; Dore1976＝1978; 原・盛山 1990）が，この学歴社会という概念は社会の一種の理念型である．学歴社会の理念型が完全に再現されるためには，①個人の属性によらず能力によってのみ学歴の配分が行われること，②社会的地位の配分が学歴によってのみ行われることが必要条件となる．

「学歴社会」というとき，学歴の機能は業績主義（メリトクラシー）によって正当化される．業績主義（メリトクラシー）の浸透した社会においては，教育は地位達成と強い結びつきを持つ一方，出自や属性とは結びつかないだけでなく，出自と地位達成との結びつきを断つものとして期待されている．教育拡大の説明枠組みとしての機能主義も，この考え方を支持しているものである．

出身階層[O]，教育[E]，到達階層[D]の三者の結びつきは，社会移動・社会階層研究の中核的な位置を占めている．教育と社会移動に関する諸モデルは，図 1.1 のようにまとめられる（近藤 1990）[1]．機能主義，人的資本論，メリトクラシーと呼ばれる社会モデルは，議論の焦点は多少違うものの，基本的には[O][ED]モデル（図 A）を支持していたと言える．これに対する葛藤理論の視点からは，直接／間接的に[O]と[D]の結びつき（モデル A 以外）を認めるモデルが示される（Bowles 1971; Collins 1971＝1980）．経験的な検証は，多くが葛藤理



Oは出身階層、Eは教育、Dは地位達成を示す。関係がある要素が相互に結ばれている。

図 1.1　教育と社会移動（近藤 1990 を一部改編）

論の立場を支持しており，[OD]だけでなく[OE]の関係も認めている（モデル C,D,F,G）．出身階層と到達階層が教育によって媒介されているとき（図 1.1 のうち D,F,G），教育が能力ある者の上昇移動の手段になっているだけではなく，既存の上層にとっての階層再生産の手段ともなっている．多くの検証によって，教育を受ける機会にも階層の影響力が存在することが示されている (Blau and Duncan 1967; Halsey 1977=1980; 富永編 1979; Erikson and Jonsson 1993).

出身階層と教育達成の結びつきは，地位達成の問題と離れ「教育機会・教育達成の不平等」という独自の研究分野として確立し，社会階層・社会移動の理論の中で重要な要素として位置づけられている．教育機会・教育達成の不平等に関する研究は，主に大規模調査を用いた統計的手法によって担われてきた．統計的手法の発展によって新しい教育格差の捉え方が提示されたともいえる．時系列的に見ると，1960 年代以降に登場した地位達成過程の中での学歴を媒介した階層再生産の研究, 1980 年代以降の学校段階の移行を対象とした研究, 2000 年代以降の質的差異を考慮した研究という 3 つの時期に区別できる (Simonová and Katrňák 2011) ．教育が地位達成の配分と深くかかわるという背景から，教育機会の不平等論は，学歴継承（菊地 1986），学校段階の移行に関する格差（Mare1980），学力格差（須藤 2010），アスピレーションの格差（Kariya and Rosenbaum 1987），など，様々な次元から論じられている．それらは互いに影響を及ぼし合いながら発展してきた．いずれの研究も，教育の機会は出身階層により強固に規定されており，教育による能力主義の理想は体現されていないことを示している．

これらの格差構造が指摘されている一方で，その変化も注目されている．教育機会の拡大を伴う長期的な機会格差は縮小傾向にあるという報告もなされている（近藤・古田 2011，Breen et al. 2009）ものの，依然として教育機会が階層から自由になった（図 1.1 の A）という証拠は得られていない．

日本では，1955 年以降 10 年毎に行われている「社会階層と社会移動全国調査（SSM）」が，教育と社会移動の関係を詳らかにしてきた．安田（1971）や富永（1979）は戦後世代の教育達成の階層差の減少を示す一方，後の検証では教育達成の階層差の無変化も示されている（尾嶋 1990 など）．質的差異に関しては，早くは今田（1979）がその視点を示しているが，分析の対象となったのは 1990 年代以降である（荒牧 1998, 2000, 2008, 2011; 中西 2000，中西・中村・大内 1997）．

1.1.2　社会階層と教育内移動

先の OED 図式は（先天的なものと後天的なものの違いはあるが）個人が持つ社会階層的な位置の対応関係の有無を問題にしていることになる．教育機会の不平等は親の地位と教育的地位の対応関係であり，階層移動の一形態といえる．世代間移動において重要な概念となる強制移動／構造移動，または水平移動／垂直移動は，親子間で同じ社会的地位を測定したときにはじめて定義可能となる．世代間移動を扱うとき，対象となる社会的地位の次元は親子間で同一（親の職業と子の職業，親の所得と子の所得，親の学歴と子の学歴など）であることが暗黙の前提になっている．

社会移動の研究関心が主に OD 関係であり，教育はその関係への媒介としてとらえられていたため，OE 関係をメインの焦点とする本論は，世代間移動の研究のストリームに位置づけることは難しい．親の地位と子の教育達成それぞれに望ましさの順序を仮定しカテゴリの数をそろえれば，2 つのクロス集計から水平移動や垂直移動を定義し，上昇移動率や下降移動率を計算することは可能であるが，実質的な意味を持たないからである．

それでは，世代内移動はどうか．世代内移動は同一個人が持つ社会的地位の変化であるため，OED 図式の中では ED の関係，または D の内実を詳細に検討するものである．本論の標的のなかで，教育達成 過程 上の位置は個人内で変化しうる社会的地位と捉えることが可能である．前節までに触れたように，教育達成は最終学歴という単一の指標でとらえるにはあまりにも複雑化している．各教育段階に異なるタイプの学校が存在し，どこに進学するかによってのちの教育達成，ないしは地位達成に大きな影響がある．先にふれたように，進学する学校を社会階層の一要素ととらえれば，中学，高校，高等教育と続く一連の教育達成過程は，不均等に配分された社会的資源の移動の過程ととらえることができる．すなわち，教育達成過程は世代内移動の一つの点であると同時にそれ自体が移動の一プロセスであるとみることができる．

一般的な世代内移動と区別し，教育達成過程上の移動を「教育内移動」と呼ぶことにする．教育内移動は一般的な職業上の世代内移動と比べて，いくつか特殊な点がある．第 1 に移動のタイミングが固定されていることである．職業トラックにおいて転職をするのとは異なり，進学のタイミングは 12 歳時，15 歳時，18 歳時と決められており，同じタイミングで同じコーホートが一斉に争う形態をとる．したがって，職業トラックにおいてはメジャーな移動の起こるタイミングを検討する方法（中澤 2011 など）とは見方が異なる．第 2 に，制度的な袋小路があることである．職業トラックにおいても，非正規雇用に就くこ

とが正規雇用への脱出の道を実質的に塞いでしまう袋小路として機能していることが報告されている（Scherer 2004 など）．教育内移動においては，ある教育段階を終えて，その後教育機関に「とどまらない（進学しない）」という選択をした場合，再び教育機関のルートに戻ることは（不可能ではないが）非常に困難である．本論では，教育を制度的に制約された特殊な社会移動のプロセスとみなすことによって，その内部にある不平等構造を明確化する．

1.2 教育における移動の類型

教育達成過程は，マクロな視点から見れば，社会がエリートを選抜していく過程でもある．近代の学校の選抜が正当化され，学歴と地位達成の結びつきが正当化されるのは, 学校は「高い知能や学力の持ち主を国民の各層から選抜し，集中化しておく機能」を担っている（麻生 1978:102）ときである．本節では，教育による社会移動の捉え方の契機となった 4 つの移動規範をまとめ，それらが持つ社会移動への意味と，それらのもとで正当化される選抜の形式について考察する．大まかに言えば，移動規範は教育システムをより詳細に見る形で発展してきた．その発展は，出身階層による教育機会・教育達成の不平等を検証する統計モデルの発展と非常に類似した流れである．

1.2.1　競争移動と庇護移動

選抜方法の正当性の議論は，Turner (1960=1963) に端を発すると言える．Turner はアメリカとイギリスの移動規範を「競争移動」と「庇護移動」と名付け，2 つの移動規範の違いからそれぞれの国の教育制度の違いを説明した．「競争移動」は，エリートの地位を得る機会が開かれており，個人の能力や努力によってそれを勝ち取ることができる．それに対して「庇護移動」は，既存のエリートが次世代のエリートの地位を付与するようになっており，個人の能力や努力によってそれを勝ち取ることができない．

この類型において教育を考えるとき，2 つの要素が重要になる．それは，教育による集団の分化が行われる時期と，出自や教育歴といったそれまでの個人の履歴の重要性である．競争移動型社会においては，社会の中で誰がエリートで誰がエリートでないのかという判断は教育の最終局面まで延期される，ないしは教育達成を終えても決定しない．そして個人の出身階層や，最終学歴段階までの教育歴などは一度リセットされ，次の競争のステージにおいては何も影響を及ぼさない．このような移動規範において，教育を受けることは上昇移動

の有効な手段となる．学校は業績（メリット）によって個人に学歴を付与し，社会的ないかなる特権も教育達成に対して意味をなさないことが選抜の正当化の重要な条件となる．

それに対して庇護移動型社会においては，早い段階で「エリート」を選別し，エリートのための教育と非エリートのための教育が明確に区別される．そして一度エリートトラックに入ると，次のステージにおいても確実にエリートトラックを歩むことになる．すなわち，出自や教育歴が到達段階にまで直接影響を与えている．次期エリートの訓練のための教育と，非エリートへの教育はその内容が明確に分かれており，エリート養成教育を得る機会は，既存のエリートの子弟に対して優先的または独占的に開かれている．

1.2.2　トーナメント移動

競争移動や庇護移動では，エリート選抜の過程が常に流動的か固定的かを問題にしてきた．それに対して，1970 年代以降には，複数の教育段階において前期における勝敗が後期に影響を与えるモデルが提示され，分析の関心も最終学歴や教育年数から，学校段階移行の成否に移ってきた．

このモデルの理論的な背景となったのは，Boudon (1973=1983) の IEO モデルや，Rosenbaum (1979) の「トーナメント型移動モデル」であろう．Boudon (1973=1983) の IEO モデルは教育機会の不平等の生成メカニズムを示したモデルの端緒であり，のちの発展に続く様々な要素を提示している（詳しくは 2 章でふれる）が，その一つとして複数段階の教育機会に対し，ある教育段階から次の教育段階にとどまったものだけがさらに次の教育段階にとどまる可能性を持つという見方を明示した点があげられる．

トーナメント型移動は，アメリカの教育を「競争移動型」とした Turner (1960=1963) への反論として提示されたものであり，アメリカの社会移動はトーナメント，すなわち前回の勝者のみが次回の競争のステージに立つことが許され，前回の勝者が次回の勝者になることを約束しないという構造を持っているというものである．多くの国の教育機会は，およそこのような構造を持っているといってよい．高等学校に進学し，卒業した者のみが大学の進学機会を与えられ，高校に進学したからと言って必ずしも大学に進学できるとは限らないが，高校に進学しなかったものに対しては，大学進学の機会は基本的に開かれていない．この規範のもとでは教育システムの中で個人は複数の時点で進学・進級の要件を満たしているかを試験され，要件を満たしているもののみが次のステージへ進むことを許される．それは入学試験のような競争試験だけでなく，

卒業試験のような資格試験も含まれる．日本においては近代化以降この規範が浸透し，試験・選抜の多い教育システムが構築されている（天野 2006；斉藤 2011）．

先進諸国においては 1990 年代以降，教育の拡大が収束し始め，教育機会は飽和状態となった．トーナメントの「優勝」＝「大学の学歴を得ること」であるとすれば，高学歴化に伴い「優勝者」の規模が膨れ上がってきたのである．それに伴って，教育達成のとらえ方も新しい次元が生じ始めた．特に重要な視点となったのは，同じ学校段階の中における「進学校／非進学校／底辺校」，「銘柄大学／非銘柄大学」といったような内部の差異，質的差異に関する注目である．

1.2.3　**ご破算型移動モデル**

日本においても，高等学校の進学率が 1980 年代以降に 9 割を超え，高等教育の進学率も大学，短大，専門学校を含め 6 割程度となった．Lucas (2001) が指摘するように，量的な拡大が一定程度達成された教育システムは，次第に質的な分化を始めるようになる．ある段階の教育や選抜の変容は，その前後の教育や選抜にも影響を与え（吉田 1977），教育システム全体の問題となりうる．質的差異を考慮するとき，移行における「トラッキング」がより多彩な様相を呈してくる（藤田 1996）．高等教育機関の平準化に伴う質的分化によって高校にも質的な分化が起こる．各段階の選抜の結果は「勝敗」から「順位」になるが，前期の移行における順位と後期の移行における順位が，完全には対応しない（中西 2000）．

トーナメント型教育内移動に対し，竹内（1991）は日本の教育内移動は，敗者復活の可能性が十分にある「ご破算型移動」であるとした．ある教育機関における勝敗を「進学／非進学」という 2 項でとらえるのではなく，どのような高校・大学に進学したかという差異も含めると，高校段階で低いランクの学校に進学した者でも，高いランクの大学に進学する可能性が少なからず存在することが，日本の教育内移動における特徴である．中西（2000）も，日本の高校から大学への移行に対して，高校のランクと大学のランクが必ずしも一致せず，高校段階での「敗者」から大学段階の「勝者」に至るご破算上昇移動や，逆に高校段階の「勝者」が大学段階で「敗者」になる落伍型下降移動が存在することを示している．

1.2.4　**社会移動としての教育内移動**

教育内移動の型を示したトーナメント型，ご破算型移動モデルは，ともに教

育内移動に焦点を当て，特に「高校間格差」が注目されることになった（飯田 2007）．ただし，高校間格差のような学校段階の質的差異に注目した研究の多くは，その論点を学校段階ごとの順位の結びつきから学校段階内部の進路選択メカニズム(進路指導等を通じたトラッキング)に着目していく(苅谷 1986, 1999, 菊池 1986）ことで，かえって教育と出身階層のかかわりに関しては注目が集まりにくくなった（西丸 2006，中西 2000）．中西（2000）によると，高校と大学で順位が入れ替わる際にも，出身階層要因が影響を与えていることを示した．すなわち，先の「敗北」を次回でご破算できるのは，有利な階層の出身者である．日本における教育内移動は，「条件付きご破算移動」である．

教育達成過程を学校段階ごとの地位の移動ととらえるとき，移動に対する出身階層の影響の仕方は，非常に複雑になり，一元的に表すことは困難になる．時間的な広がりと制度的な広がりの中で，出身階層がどの段階の，どのトラックを優先的に開くことに寄与しているのかを検討しなければならない．

この問いに取り組むとき，教育制度の変容と教育機会の関連を捉える必要がある．人口要因による機会の拡大や縮小だけでなく，終戦に伴う学校制度変化前後での機会格差の変化（近藤・古田 2011，尾嶋 1990），高等教育の分化を加味した進学機会構造の検討（濱中・米澤 2011），義務教育段階の私学に関する進学機会（小針 2004，西丸 2008）など，学校制度としての教育制度と教育機会の関連が検討されてきた．学校制度はその姿によっては教育機会の不平等構造を強く規定する一方で，政策的な介入も可能な要素である．これまでも，教育制度の改変によって教育機会の格差（を含む教育関連諸問題）の解決が図られてきた．ただし教育制度の改変は必ずしも教育機会の不平等を解決することを意図していないばかりか，格差解消を意図して設計された制度もその意図とは逆の結果を招いていることも指摘されている．節を改めて，教育制度の変化と格差の関係について整理していく．

1.3　選抜制度と教育機会

1.3.1 選抜制度改革のロジック

前節で確認したように，教育は社会移動研究においてキー変数と位置づけられていた．近年では教育機会の量的な拡大と質的な変容にともない，教育機会・教育達成の地位達成上の位置づけにも変化が生じていた．日本に限らず近代の教育は，その教育機関の目的に合致する人物を何らかの基準によって選抜し，教育すべき対象としてきた．そしてその制度は不変のものではなく，社会の教

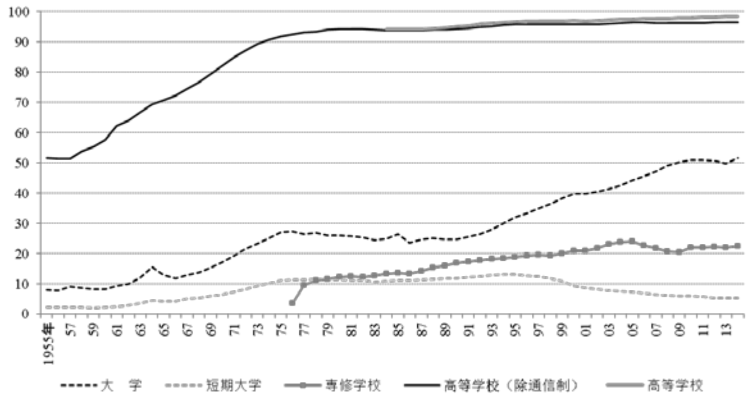


図 1.2　進学率の推移　　　　　　（出典:学校基本調査）

育要求や，経済的な背景による影響を受けながら，様々に変化してきた．それは決して明文化された法律による制度改変だけではなく，産業構造など人口的な要因による緩やかな変化も含まれる．

戦後の教育改革によって作られた単線型の教育体系は，選抜制度の問題を社会により広く認識させることになる．中学校を卒業後，子供たちは高校（もしくはそのほかの後期中等教育機関）に進学するか, 教育を終えるかを選択する．この選択肢は形式上すべての子供に与えられる．1960 年代には，第一次ベビーブーム世代（1940 年代後半生まれの世代）で高校教育への需要は供給量を大きく上回り,「進学したくても進学できない」人が一定数いることが社会問題として認識された．

このように進学の需要に供給が追い付いていない状態が社会問題として認識された背景には，前述のように進学によって地位達成に大きなアドバンテージをもたらすことがあった．国全体での産業構造の変化や所得の増加に伴い,「よい暮らし」が手に届くものとして認識され，その手段として教育が位置づけられていた．

進学率の上昇に伴い，選抜制度に関する批判がなくなったかといえば，そうではない．進学率の拡大によって，より多くの子供が選抜にさらされるようになった．高校進学率が上昇したのちも高校入試は依然として厳しい選抜を強いる．特に普通科高校，中でも卒業後に多くの生徒が大学に進学するようないわゆる「進学校」では，公私を問わず各地で激しい受験競争となっていた．大学においてもその構造は同じようにみられる．高校と比べて高等教育進学率の上昇は緩やかであったが，やはり 4 年制大学，特にいわゆる「銘柄大学」などでは激しい競争が行われていた．

進学の需要に供給が追いついた結果，さらに選抜が浸透していった．その中

で，選抜制度は別の批判を受けることになる．それらは大きく 2 つに集約される．1 つ目は，選抜の激化による教育困難である．1970 年代以降，校内暴力や不登校など，教育に関する問題が広く認識された．それらに対する考察でしばしば見られたのが,「激化する受験競争のプレッシャーによって逸脱行為がもたらされる」というものであった．結果次第でその後の人生を決定するような重大な選抜は 15 歳，18 歳の少年たちの健全な発達を阻害し，校内暴力や不登校などの原因となるというのである. その真偽は定かではないが, いずれにせよ，競争が「激しい」ことが問題とされ，それらをいかに緩和するかが，その後の教育に関する政策設計全体を巻き込む課題となる．

もう 1 点は，選抜の内容に関する疑問である．高校にせよ高等教育にせよ，選抜は何らかの能力を数値化し，入学にふさわしいかどうかの判断に用いる．その数値化の方法によって，有利になるものと不利になるものが生じてくる．特に階級や人種など，社会的な分断線が顕著である国においては，選抜制度によって誰が有利になり, 誰が不利になるのかという問題が重要性を帯びてくる．たとえばアメリカにおいては，人種の問題が教育にも通じており，伝統的な階級（意識）が残るヨーロッパの国では，選抜の内容，または選抜に使われる言語が支配階級の子弟に親和的であるという，階級の再生産装置としての選抜制度が指摘されている（Cicourel and Kitsuse 1963=1980 など）．

一方日本においては少々批判のロジックが異なる．日本の高校や大学の選抜制度は 3~5 教科のペーパーテストを中心としたものであるが，この方法で測定しているのが,「試験学力」のみであることへの批判である．もともと義務教育終了後の学校は，基礎学力を前提として高度な普通教育や専門教育を施す場であり，そこに入学するための適性検査として学力試験があるのは一定の論理的整合性を持っている. しかし, 進学が後の地位達成と強く結びついていること，学校が人格形成など学力以外の機能を期待されていることなどを背景に，選抜が学力以外の能力を測ることを要求されたのである．

これらの批判が日本の選抜制度への中心的な関心であったことは，1987（昭和 62）年に臨時教育審議会が出した答申（第 4 次答申）によく表れている．同答申では，今日（当時）の教育に指摘される 6 つの「問題点や限界」の 1 つとして次の点が挙げられている．

> 「教育が画一的になり，極端に形式的な平等が主張される傾向が強く，各人の個性，能力，適性を発見し，それを開発，伸ばしていくという面に欠けているということ．
>
> また，受験競争が過熱し，教育が偏差値偏重，知識偏重となり，創造性・考

えるカ・表現力よりも記憶力を重視するものとなっていること.
　いじめ，登校拒否，校内暴力などの教育的荒廃の現象が目立ちはじめ，画一的，硬直的，閉鎖的な学校教育の体質の弊害が現れてきたこと.」
（臨時教育審議会昭和 62 年 8 月 7 日答申「教育改革に関する第 4 次答申」より）

いじめや校内暴力などの「教育的荒廃」が「画一的，硬直的，閉鎖的な」学校教育の体質によってもたらされたものか，その真偽は曖昧であるし，本論の趣旨を超えるためここで議論することはしないが，受験競争や知識偏重と「教育的荒廃」が同じ項目内に同列に扱われ，何らかの関連が想定されている.「ゆとり」を特徴とする学習指導要領の改訂，総合選抜制，推薦入試制度など，その後全国規模で生じた教育制度，選抜制度改革はこれらの問題意識が背景にあるといってよい.

1.3.2　選抜制度の変遷

図 1.2 のように，戦後の高等学校は急速に拡大していった．その理念は，旧制の中等教育の複線型教育体系を廃し，学校間の格差をなくすことを意図していた（苅谷 2008）．高校の量的な増加が進むに伴い，質的な分化も同時に進行していった．苅谷（2001）において再三指摘されているように，高校の量的拡大は，内部分化した学校タイプや学校ランクと，出身階層の関係を維持しながら進行した．それにもかかわらず，教育の課題に出身階層の視点が入ることはほとんどなかった．その代わりに前項で示したような，学歴偏重や入試偏重に対する批判から高校段階の選抜の変革の要求が強まっていった．そのうちの一つが高校段階の推薦入試である．中澤（2007）は，日本の推薦入試に関してその導入の背景や地域的なばらつき，そして導入後の影響などを詳細にに整理している．その中で,「受験競争を緩和し個性を重視する選抜を行う」という理念の下に制度化された推薦入試だが，自治体の推薦入試導入の要因には競争的な側面があることや，推薦入試で獲得できる生徒が，従来の試験学力においても上位の成績を収めていたような層であることなど, 皮肉な結果が示されている.

前期中等教育，すなわち中学校に関しても，戦後にいくつか特徴的な変動があった．第 1 に私立中学校の拡大である．戦後の私立中学校割合は，3%程度と低い水準を保っていたが，1980 年代前半から，徐々にそのシェアを伸ばしている．2010 年代には 8%前後で推移している．この値は高校段階以上と比べると小さいものの，中学校段階においても質的な分化が生じていると言える．私立中学校のシェアは, 政策担当者が数値目標をもとに決定しているわけではなく, 教育に関する需要と供給のバランスで決まる．そのような一種の均衡解として

の社会状態も，広い意味で制度とみることができる．80 年代以降，少子化やいわゆる公立不信の影響を受けて, 私立学校の需要が増加した結果と考えられる.

第 2 の変化として, 公立中学校も含んだ中高一貫教育の制度化が挙げられる. 1998 年の学校教育法改正では，法律の定める学校として 6 年生の中等教育学校が追加されたほか，中高一貫教育に関する項目が追加された．中高一貫教育は大きく 3 つの形態に分かれる．6 年生の一貫教育を行う中等教育学校，高校に付属する形で中学校を並置して，中学校卒業者は無試験で高校に進学できる併設型中高一貫校，独立した高校と中学校でカリキュラム上の連携を行う連携型の中高一貫校である．前者 2 つは中学校段階で入学者の選抜を課すという点は私立中学校と同じであるが，中学校段階（前期 3 年間）は授業料を課されないという特徴を持つ．現在最も数が多いのは連携型であるが，その数は平成 17 年度あたりを境に平原化し，現在は入学試験を課すタイプの併設型と中等教育学校がその数を伸ばしている（図 1.3）公立学校における中高一貫教育の導入については，その是非も含めてさまざまな議論がなされてきた．また，現在設置されている公立中高一貫校の課題等についても多数論じられている．藤田(1996)は公立中高一貫校のメリットを理論的に検討したうえで，2 つの問題を指摘している．第 1 に，限られた学校を中高一貫校にした場合に起こるいわゆる「受験エリート校化」の可能性，第 2 に，高校受験から解放される代わりに中学校段階での選抜が生じるという問題である．これらの点に関して，近年の研究では中学受験の過熱は避けられないという主張が支配的（油布・六島 2006，増田 2009 など）だが，受験エリート校化に関しては統一的な見解は得られていない (井島 2005，田中 2006 など)．選抜を課さない連携型と選抜を課す併設型・中等教育学校それぞれに対して，都道府県単位での設置の時期と量的な拡大の要因

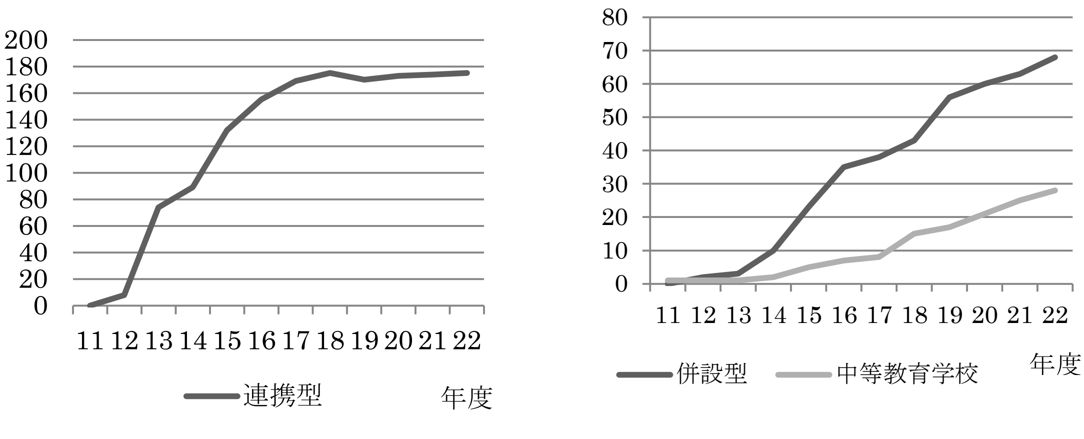


図 1.3　公立中高一貫校数の推移　　　（出典：学校基本調査）

を検討した濱本（2012）では，私立中学校のシェアが，量的な拡大を加速させることを示している．選抜を課す中学校は，公立学校であっても私立中学校と同様の生徒確保の側面を持って拡大していることが示唆されている．

1.3.3　**制度がもたらす不平等**

教育が業績主義に基づいて社会的地位を配分する機能を期待されてきたこと，および，現行の教育システムがその機能を十分に体現していないことはすでに述べたとおりである．近代化以降，日本の教育機会は拡大し，それに伴い人々の教育需要も高まってきた．教育の供給量が需要量の増加に追い付かないとき，それは教育熱と呼ばれる現象として可視化される（大脇 2001）．量的な供給量が頭打ちになれば，その中で差異化の要求が生まれ，進学校・非進学校の別のような差異の中で，より好ましい教育への需要が過熱する．そしてそれらの教育熱は，どの家庭に対しても同様に過熱していくのではなく，家庭の社会的地位により不平等な分布で加熱または冷却が起こり（中村 2000 など），新しい次元での教育の階層差が生じるのである．

これまでの研究で，選抜制度の変化に対して有利に対応してきたのが，社会的地位の高い家庭に生まれた子弟であることは繰り返し指摘されてきた（Raftery and Hout 1993，菊池 2003，苅谷 2001）．そこで問題にしなければならないのが，選抜制度が変化（それが政策によるものであれ，人口的要因によるものであれ）したことによる恩恵は誰に配分されるのか，換言すれば選抜制度の変化によって既存の不平等構造がどう変化するのかということである．

教育の拡大によって平等化が必ずしももたらされないという現象に対して説明を与えようとした試みとして Raftery and Hout (1993) の最大格差維持仮説 (Maximally Maintained Inequality; MMI) がある．これは，教育機会の拡大によって有利な階層出身者が優先的に恩恵を享受し，その階層出身者の教育要求が完全に満たされたのちに不利な階層出身者に恩恵がもたらされるというものである．この仮説によると，教育拡大の初期において，機会格差は維持または増大し，一定程度の機会規模に達してから平等化の傾向を示す．これに対し，Lucas (2001, 2009) は，教育達成の質的な差異を考慮し，たとえ進学率が飽和しても，質的な差異は残るとしている（Effectively Maintained Inequality; EMI）[2]．そもそも教育の質的な差異は，産業化の進展以前から存在している．教育機会の質的な分化は，階級ごとに教育の内容を変え階級構造を維持する機能を果たしている．日本においても，高等教育機関は 4 年制大学のほかに主に女子の高等教育機会を担保する短期大学や，中堅技術者養成のための高等専門学校，その他の

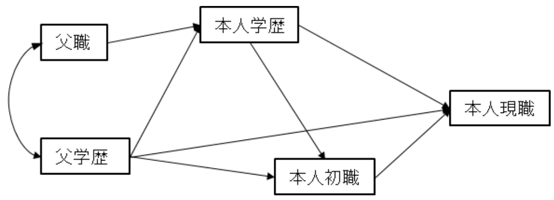
専門技術を習得させるための専修学校というように制度的な分化がなされていた．Lucas が指摘する質的差異は，これら性格の異なる教育に対し何らかの社会的な順位を想定し，社会経済的に有利な人々がその上位を独占するという構造である [3].

質的な差異化現象の一つとして公立中高一貫校を挙げた．公立中高一貫校は，国私立中学校への進学者が裕福な層に限定されている状況（橘木 2010）をかんがみ，教育の質 [4]の格差を是正するものとして期待されたが，公立中高一貫校の設置は地方自治体の政策判断によるため，設置する地域と設置しない地域での「新たな教育格差」（増田 2009）を生じてしまう可能性を含んでいる．また公立中高一貫校へも選抜のプロセスがあり，一見能力主義と思われるような選抜の中にも親の地位などの影響力が入り込めば，それはかえって教育機会の不平等を増長するような結果になってしまう．

これは当然，公立中高一貫校に限った話ではない．完全に不平等のない選抜制度を作成することは現実的には不可能であり，選抜制度が変わればどこかに不均衡な恩恵がもたらされるのは避けられない．選抜制度の改変は，当事者（児童・生徒，家庭または学校）はその制度の下で，制度の理念とは関係なく打算的に行動する．ある制度のもとで最も合理的に行動できる人々が，その制度の下で恩恵を受け，それができない人たちが排除される構図はどのような制度でも起こりうる．

1.4 分析手法の発展

前述のとおり，教育機会・教育達成の不平等は，分析手法の発展と共に新たなステージに至る．その伝統的な捉え方は，出身階層と教育達成の 2 重クロスにより，出身階層と教育達成が独立であるかを検討するというものであった．それと同時に，個人の教育達成の指標を従属変数とする回帰分析の手法により，教育に対して出身階層の影響力を検討するという方法がある．前者は教育達成や地位達成の情報を恣意的にスコア化する必要がない（安田 1971）ものの，一度に複数の要因を検討することが困難である．逆に回帰分析では，複数の要因を同時に分析することが可能である反面，教育達成に関して何らかのスコアに変換しなければならない．このような性格の違いから，教育機会・教育達成をとらえる分析方法としては，互いに関連しながらも両者は別々に発展し，応用されてきた．本節では回帰分析による教育機会・教育達成の不平等でのアプロ



※双方向の矢印は相関、片方向の矢印は因果関係を示す。
誤差項は省略した。

図 1.4　地位達成モデル

ーチをレビューしたのち，クロス表による関連分析の手法について述べる．

1.4.1　地位達成モデル

パス解析を用いた教育達成に対する社会経済的要因の分析は，先に示したOED 図式を経験的に検証したものである．よってその興味は，世代間移動における直接的・間接的な教育の役割にあった．端緒となった Blau and Duncan のパスモデルは，図 1.4 のような因果図式を立て，父親の職業，学歴といった階層要因が教育を介して子どもの地位達成にどの程度の規定力を持っているかを検証している（Blau and Duncan 1967）．パスモデルは，様々な因果の構造を仮定することができるため，このモデルに沿った多くの研究が蓄積されている（Halsey 1977=1980, Sewell, Hallar and Potes 1969 など）．これらに共通の知見として，出身家庭背景は，直接子供の地位達成に影響力を持ちながらも，教育を媒介して地位達成に影響力を持つという知見である．

これらの知見は，伝統的な機能主義理論に対して懐疑的な見方を提示したと言える．近代以降の教育システムがメリトクラシーを完全に再現できていないことが明らかになった．教育という業績によって地位達成が配分されているように見えても，背後にある家庭の教育戦略によって教育達成そのものが不平等に配分されている．これらの知見は，機能主義と対をなす葛藤理論のロジックと親和的であった．

地位達成モデルと呼ばれる一連のアプローチは，パスモデルを採用していることからもわかるように教育の拡大による影響を受ける．1980 年代以降，日本においても高等教育が再拡大し，平均的な教育年数は上昇していった．そのような状況にあって，パス解析は教育達成または地位達成に対する階層要因の変化を厳密に捉えられない．社会移動研究においては産業化による世代間の職業構造の変化を考慮し，その影響を取り除いたうえでの「純粋な」世代間移動・世代間職業再生産を捉えることを主眼としてきた（富永 1979）．教育達成における開放性も同じように，機会拡大による教育達成の分布の変化に影響されな

い不平等の計測が必要となる．

1.4.2 トランジションアプローチ

地位達成モデルにおいては OED 図式をもとに，「教育」という過程を単一の要素としてとらえていた．1970 年代後半より，「トーナメント移動」に代表される教育内移動の見方が現れるに伴い，分析手法においても新しいアプローチが採用されるようになる．すなわち，学校システムの内部に着目し，複数の学校の接合部分における移行を教育機会としてとらえる方法である．移行の成否に焦点を当てて階層との関係を指摘したものとして Jencks (1972)，Boudon (1973) などがある．日本の近代教育草創期，すなわち明治期の初中等教育においても，進学および進級に関して激しい競争が行われ（斉藤 2011），中等教育進学が家の資産と結びついているということが知られている（菊池 2008）．学校段階移行における階層間格差は，現在でも特に大学に進学するかしないかという分断線において顕著であるという報告もなされている（吉川 2006）．

地位達成モデルと教育内移動モデルの大きな違いは教育機会のとらえ方にある．地位達成モデルにおいては，個人に対して出身階層等の背景によって期待される教育年数や教育機会・教育達成の確率が予測されるが，教育内移動モデルが扱うのはある教育段階における前段階の教育を達成した者による条件付き確率である．学校段階の移行に対する出身家庭背景の影響力をとらえる方法として，Robert D. Mare (1980, 1981) は革新的なアプローチで迫った．分析の射程を，個人が最終的に得た学歴の種類ではなく，個人の教育達成段階の移行（初等教育の終了，中等教育への入学・・・）とし，各学校段階の移行の成否が階層によりそれぞれ不平等に配分されているという見方である．

このアプローチは教育を個人に与えられる静的な変数ではなく，時間的な広がりを持った過程の集積として見る考え方（荒牧 2007，2011b）として，教育機会の不平等のとらえ方を刷新した．また，目的変数を教育年数ではなく，（前段階の教育を終えたという条件の下での）教育段階移行の確率の対数オッズとしたことによって，教育機会全体の規模の変動の影響を受けない，「純粋な」もしくは「相対的な」階層間格差を抽出できるという特徴を持つ．トランジションモデルと呼ばれるこの手法は，教育機会の格差をとらえる標準的なアプローチとなった．

トランジションモデルは，各学校段階において教育を続けるか離脱するかを問題としており，トーナメント型の教育システムモデルと整合的である．この枠組みの中で，より早期の選抜において階層効果が強く検出され，後期の移行

になるほど階層効果が弱まるという「階層効果逓減現象」が多くの研究によって示されている（Blossfeld and Shavit 1993）.

1.4.3　多項トランジションモデル

トランジションアプローチは，教育システムの内部において階層間格差がどこで生じるのかを検証する方法として広く用いられ，発展モデルも提示されている（Hauser and Andrew 2006 など）．しかし現在では，この方法に対し以下のような問題が指摘されている．

第 1 に，方法論上の問題として，「観察されない異質性」（Unobserved Heterogeneity）がある．これは Cameron and Heckman (1998) によって指摘されたものである．この問題に対し，潜在クラスを用いた解決策（Mare 1993）等いくつかの方法が提示されているが，統一的な方法は提示されていない（Mare 2011）．

第 2 の問題として，Lucas (2001) の Effectively Maintained Inequality (EMI) という形でとりあげた質的差異である．「進学／非進学」のみを対象にしていたトランジションモデルに代わり，質的格差を考慮した「多項トランジションモデル」と呼ばれるアプローチが 2000 年以降に登場した（Breen and Jonsson 2000）．同じ進学者の中でも，「アカデミック／職業訓練コース」といった違いが存在し，それぞれが地位達成に対して影響力を持っている．Breen and Jonsson (2000) は 2 項ロジスティック回帰を多項ロジスティック回帰に展開したこのモデルを用いて，アカデミックコースへの進学はより顕著な階層効果逓減が見られることを示した．教育における質的分化は多くの国で見られため，この方法が多く採用されている (Reizel 2011; 荒牧 2008a, b, 2011a; 三輪 2008; Ishida 2007)．他にも学校段階の質的格差を序列と捉えた手法もある（Lucas 2001 など）．

ただし，多項トランジションモデルには統計技法上の問題も多く存在する．複数の学校段階移行を対象にする際は，階層効果の大きさを移行ごとに比較するために，データの形式を前述のパーソントランジションデータに変換する必要がある．この形式に変換すると，前の学校段階における移行の結果がのちの移行に影響を与える構造（トラッキング）が，サンプルの（漸近）独立性の破綻を招いてしまう．また，多項ロジットに特有の無関係な選択肢からの独立（I.I.A.）の問題も重大である．これらの問題は，推定値にバイアスを与えてしまうため，次善の策として各学校段階の移行ごとにそれぞれ多項ロジットモデルを繰り返すという手法が取られることが多いが，個別の分析では階層効果の直接比較が厳密には不可能であるというジレンマに苛まれる．これらの解決方

法がいくつか提案されている（Karlson 2011 など）が，いまだ統一的な見解は得られていない．

1.4.4　トランジションと教育内移動

社会学における計量的な分析手法は，これまで示してきた回帰分析を主体とするモデルのほかに，移動表等のクロス集計表を用いた対数線形モデルおよびその応用モデルも発展してきた [5]．伝統的な社会移動の分析は，教育を介したことにより親子間の地位達成の関連がどの程度消失するのかを問うてきた（Hall and Glass 1954）．クロス集計表の度数（パーセンテージ）の比較から，周辺度数の影響を取り除いた分析として対数線形モデルが発展した．対数線形モデルは，クロス集計表の度数をいくつかのパラメータの積によって再現することを目的とした手法である（Knoke and Burke 1980; Ishii-Kuntz 1994; Xie 1992, 1994; Gilbert 1992; 近藤 1997）．

OE の関連を移動表形式で示した研究も多数存在する. 世代間の学歴移動を分析したものとして Pfeffer (2008)などがある．Peffer (2008) は産業化した 20 の国を対象にし, 親子間の学歴再生産の程度だけでなくその時代変化にも着目した. 学歴継承が融解している国がある一方で強固なままの国があることを示している.

本論では，教育達成過程を世代内移動の一ステージであるととらえる．前節に示したように，異なる学校段階のトランジションを移動表の形式で示すことも可能である. 教育内移動における階層効果を検討したものとして荒牧（1998）などがある.

1.5 教育機会不平等が描く社会像

これまで 4 つの次元から，教育機会・教育達成の不平等をとらえる視点を整理してきた．これらの視点が共通に抱えている問題は，「（教育の制度的な拡大を経ても）教育機会・教育達成の格差は存在するのか」というものである．この問いを各段階の質的格差まで拡大させたとき，紡ぎだされる仮説は多岐にわたる．これまでの議論をもとに，各教育段階における出身階層の効果とトラッキングに着目すれば，階層と教育内移動の構造は出身階層 O，前期教育 S，後期教育 H の 3 者関連で示すことができる．荒牧（1998）はこの 3 者の結びつきを図 1.5 のように整理した．このモデル群は 3 者の関係のすべてのパターンを示しているわけではなく，さらに時間的変化も含んだ関係図である．3 者の関

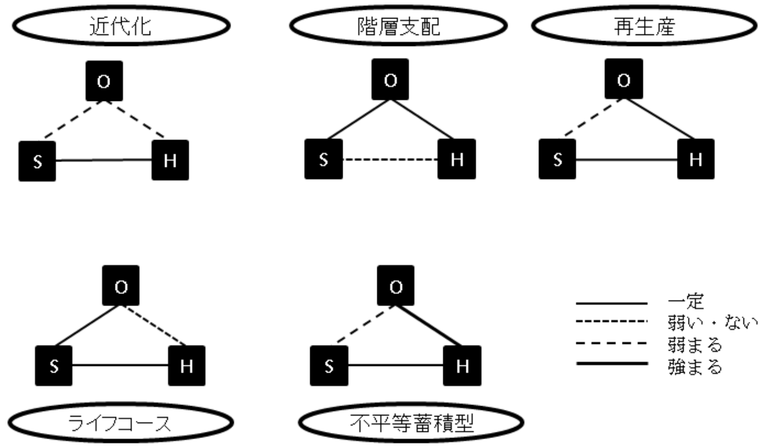


図 1.5 荒牧(1998) によるモデル

係を静的にかつ網羅的に示すと図 1.6 のようになる [6]. この分類によって教育機会・教育達成と階層の結びつきが描く社会のモデルを提示する. 荒牧（1998）が試みているモデルとの対応を考慮しながら，それぞれを考察していく. ただし，荒牧（1998）では 3 要素の結びつきの時間的変化を組み込んでいるため，厳密な一致とはならない.

図 1.6 左側「トラッキング無」群は，前期の教育達成が後期の教育達成に与える影響が比較的少ない，つまりご破算移動が比較的多く生じる場合である. まず A は，教育達成に対して階層が影響力を持たない場合，つまり完全なメリトクラシーである. ついで B も，前期の教育達成には階層が意味を持つものの，最終的な教育達成には結びつかないという意味では，メリトクラシーの一形態ととらえてもよい. この際，前期の教育は階層による格差はあるものの，消費としての教育としてとらえられ問題にはならない. 続いて C，D は最終学歴段階に階層が影響している学歴格差型の社会である. 荒牧仮説群の中では，D が「階層支配仮説」とされ，この状態では教育拡大によって階層差が維持されたまま各階層出身者の進学率が上昇するとしている. トラッキングがない社会では，前期の教育に対して階層差があるかどうかは大きな問題とはならない.

一方右側は，トラッキングがある場合の社会である. この時，最終学歴段階だけではなく，それ以前の学校段階に機会格差が生じているのかが重要になる. E では前期，後期ともに階層との結びつきはなく，A，B のメリトクラシーと同一である. A や B との違いは，メリトクラティックな競争が最終学歴段階以前に生じている点である. 荒牧仮説群では，教育拡大によって SH の結びつきが

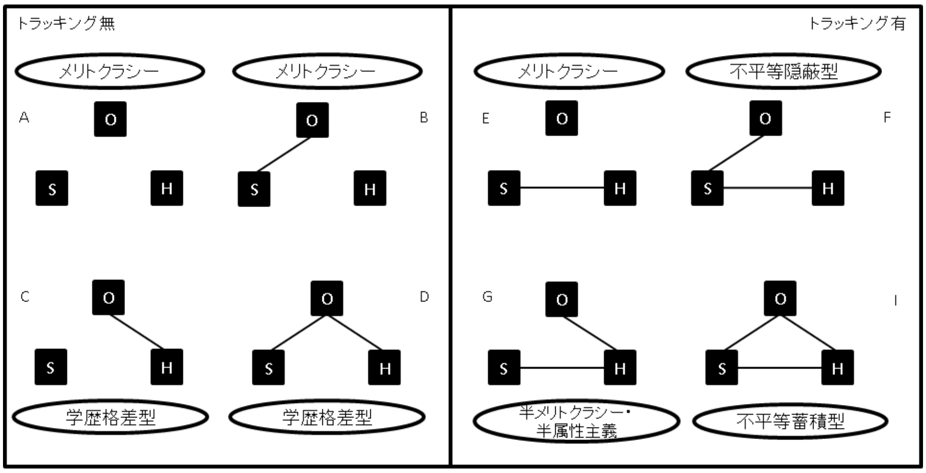


図 1.6 教育内移動のモデル

強まる「近代化仮説」を提示している．F は H の直接階層の効果がないものの，階層は前期の教育段階 S を介して最終教育達成に働きかける，いわば「不平等隠蔽型」の社会である．この時，顕著な「階層効果逓減」と「トラッキング」が生じる．荒牧仮説群の中では「ライフコース仮説」とされている．G は，階層要因と同時に階層に影響されない S が最終教育達成 H に影響している．この社会は，属性主義の側面も持ちながらメリトクラティックな選抜も起こっている「半属性主義・半メリトクラシー」といえる．荒牧仮説群では OS 関係が次第に弱まるが OH 関係と SH 関係は維持される「再生産仮説」と，同時に OH 関係が強まる「差別的選抜仮説」としている．最後の I はすべての要素が結びついている．階層が前期の教育を媒介し，さらに最終教育達成にも直接的に影響を及ぼしている，「不平等蓄積型」の社会である．

教育機会・教育達成の不平等の検証は，それを通じて社会がこの 5 つの分類のどれに属すかを検証することと同義だと言える．さらに，時代などの動的な視点を組み込めば，これらの構造が時代・世代で変化しているのかを検討することになる．多項トランジションモデルの提示以降，3 つの要素を統一的に扱った研究では，おおむね I の不平等蓄積型の社会が支持されている(荒牧 1998; 都村・西丸・織田 2011 など)．つまり，出身階層は直接最終学歴を規定しながら，前期の教育にも影響し，トラッキングというメカニズムを介して間接的にも影響している．そのような社会において， 次なる検証の的は，トランジションアプローチが注目してきた「教育段階移行のどこで強く生じているのか」という疑問である．図 1.6 で言えば，G と F のどちらにより近い（またはいずれとも異なる）社会なのかということになる．この問いに関しては，「階層効果逓減」の存在（荒牧 2008）から，前期において階層効果が強いことが示唆されて

いるが，その厳密な検証方法も含めて，いまだ答えは出ていない．

本章では，教育機会・教育達成の不平等を捉える 4 つの視点をレビューし，今後の検証が想定するモデルを提示した．先に強調したように，教育機会・教育達成の不平等を捉える研究は，主に統計的な手法によって行われてきた．それらは教育機会の構造の変容に伴い発展し，不平等の新しい視角を提示してきた．これまでの知見を簡単にまとめると，(1)近代以降の教育の拡大は，出身階層による社会移動（世代間移動）の流動性を促進する十分な機能を果たしていないこと，(2)教育の規模が人口規模（教育需要）に対して飽和といえる段階には，同じ教育段階において質的な分化が発生すること，(3)「より良い」教育を得る機会が有利な階層に優先的に開かれていること，(4)質的差異も含めた教育内部の移行の階層差を検証，説明する枠組みが必要であること，の 4 点である．

教育機会・教育達成の不平等は，その内部構造を詳細に検討するという方向で相互に関連しあいながら発展してきたと言える．社会移動における教育への着目が地位達成モデルを発展させ，教育達成家庭に着目したトーナメント移動モデルが IEO やトランジションモデルの基礎となった．さらに，多項トランジションモデルが，EMI など教育の質的差異への言及を可能にした．教育機会・教育達成の不平等は，個人の教育達成の過程に焦点を当てることが主流となり，質的差異という新しい視点への注目が必要である．

質的差異への関心は，教育と階層を論じるうえで古くから関心の対象にはなっていたものの，それを支える理論枠組みは十分に発展しているとは言い難い．荒牧 (1998) や前節で示したモデルは，その試みの一つである．これは主に高校と大学（高等教育）の 2 段階を想定したモデルであるが，近年では，義務教育段階における質的差異にも注目が及んでいる．少子化に伴い，国私立の小・中学校がシェアを伸ばし，それらへのアクセスの機会が階層によって規定されていることも知られている（西丸 2008a, b; 片岡 2009；都村・西丸・織田 2011；小針 2004）．教育と階層を描く本論の教育内移動モデルは，これらの変化をも射程に入れる．

【注】

[1] 近藤（1990）が示した 5 つのモデルに，新たにモデル B を追加したのが図 1.1 である．本論で示したモデル D は近藤（1990）においては，「学歴支配」と呼ばれている．しかし，本論では教育達成の指標として単なる学歴のみではなくその内部分化にも注目することから，「媒介再生産」の名をあてた．

[2] MMI に倣って「実質格差維持仮説」と訳すのが適切かもしれないが，定訳はない．

[3] Lucas (2001) では各トランジションに関する出身家庭背景の効果を順序プロビットで検証している．ここからも EMI が想定する教育システムは何らかの順序性を持つことが条件になる．このような教育システムの構造は，あるトランジションの量的な拡大に伴う制度的な平準化を想定しているといえる．日本において質的差異を問題にするとき，前述のような高等教育機関の制度的な分化により，順序性を仮定することはせずに多項選択モデルを用いることが多い（荒牧 2008 など）．一方，高等学校に関しては，普通科高校が大半を占めることもあり，質的な差異は「進学校」「中堅校」「進路多様校」という具合に大学進学率を基準に順序尺度として扱うこともある（中村 2011a など）．

[4] ここで教育の「質」という表現を用いたが，本論を通じての「質的差異」などと同じように，必ずしも「質」という言葉からは序列を意味しないことに注意する．公立中高一貫校の制度化に関して公開されている中央教育審議会の議事録では，明確に質の良し悪しに関する言及はなく，あくまでも 6 年間一貫教育による「ゆとり」の確保や個性尊重などの，藤田（1996）のいう「建前」のメリットを強調する向きがある．

[5] 回帰分析の手法とクロス集計表の分析手法は独立変数・従属変数を区別するかしないかという点が大きく異なるものの，互いに全く独立した手法というわけではない．相関係数の応用が線形回帰（OLS）であるのと同様に，対数線形モデルの特殊な形式として 2 項ロジットや多項ロジットモデルが位置づけられる（Agresti 1996）．

[6] このほかにも SH 関係の大きさに階層が影響を与える条件付きご破算型や，OSH の相互作用効果なども考えられるが，単純化のためここでは扱わない．

2章　相対リスク回避による教育選択定式化

本章では，教育内移動に出身階層の影響力が入り込むメカニズムについて，数理モデルを用いた考察を行う．社会科学の分野で，数理モデルともっとも親和的な理論体系として合理的選択理論がある．これは，純粋数学および経済学の分野から発展した，個人の行動原理を単純なメカニズムで理解しようとするものであり，社会現象の説明枠組みとして多くの分野で用いられている．教育に関する現象も，合理的選択理論のもとで理解することが可能であり，また，計量的アプローチによって得られた知見のロジックとしての正当性を確認する手段としても有効である．

本章は以下のような構成のもとで，教育内移動の説明枠組みを提示していく．2.1 ではまず，社会科学において数理的なアプローチが必要な理由について述べる．2.2 では，教育機会の不平等を数理的アプローチによって解明しようとした試みの中でも，合理的選択によって教育機会不平等の発生メカニズムを説明しようとした Breen and Goldthorpe (1997) のモデル（中でも相対リスク回避メカニズム）に着目し，その後の展開を追う．

2.3 以降では Breen and Goldthorpe (1997) のモデル（以後 BGM）を応用し，日本の教育システムと適合的なモデルの作成を図る．各節で主に 3 通りに発展させる．第 1 の応用としてオリジナルの BGM で可能性として残されていた複数段階の教育機会モデルの下での機会不平等の発生条件を特定する（2.3）．つぎに教育達成に複数のヴァリエーションがあるモデルを作成する（2.4）．さらに 2 つのモデルを統合し，2.5 では多段・多層の教育システムのモデルを作成する（2.5）．

2.1　理論としての数理モデル

2.1.1　数学的な社会モデル作成の必要性と有用性

本論の目的は，日本の教育内移動に出身階級・階層が影響を与えているのか，また教育機会の拡大や変動によってその階級・階層間格差が変化するのかを示すことである．それは換言すれば，能力主義を理想として設計された日本の教育制度のもとで，「なぜ」生まれ落ちた家によって教育達成過程に格差が生じ，教育制度が「どのように」格差に影響を与えているのかを検証することである．

「なぜ」「どのように」という問いに答えるには，対象とする現象（ここでは教育達成）を表現する何らかの説明枠組みが必要である．

本章では，教育機会・教育達成の不平等を説明する道具として，数理モデルを用いる．モデルとは，対象とする現象に関する本質的な部分を抽出した，現象の模型であり，そのうち数学の言葉で書かれたものが数理モデルである．「社会的諸事実を物のように考察すること」が社会学の基本的な基準（Durkheim 1895=2013; 71）であれば，その社会的諸事実のメカニズムを説明する枠組みが必要である．物理現象を中心に自然科学領域では多くの数理モデルが立てられ，現象を記述・説明するのに役立ってきた．しかしながら，社会現象は非常に複雑な要因や測定不能な要因が絡み合って実現し，それらの要素をすべて盛り込んで，寸分の狂いもなく表現することは非常に難しいないしは不可能である．社会科学におけるモデルの作成は，それぞれの社会事象に対してもその重要な要素のみを抽出し，本質的な理解を促進するのに役立つ．

1 章で論じたように，これまでも教育機会・教育達成の不平等を説明する枠組みは，バーンスタインの言語コード論（Bernstein 1975＝1985），ブルデューの文化資本論（Bourdieu1964＝1970），シコレルとキッセのラベリング理論（Cicourel and Kitsuse 1963=1980）など多くたてられてきた．葛藤理論においては，教育が支配階級による文化伝達装置であり，支配階級が再生産に都合のいいように教育システムが形成されている．Turner (1960=1963) の庇護移動モデルも同様のメカニズムを想定したものである．このような階級対立の一形態という教育のとらえ方も可能であるが，真偽の判定（または妥当性の程度）を判断することは困難である．

社会科学における理論によって導出される命題は，統計データを用いた計量的アプローチによってなされてきた．計量的アプローチが帰納的な検証方法であるのに対し，数理的アプローチは演繹的な検証方法であると言える．数理的アプローチも計量的アプローチも，社会現象を説明するモデルを設計するというところまでは共通している．しかし，設計したモデルをどのように扱うのかは，両者で大きく異なる．計量的アプローチではモデルを仮説として設定し，データによってそれを検証する．一方数理的アプローチは，仮定と公理によってモデルを作成し，数学的な概念によって示される命題を仮説として提示する．数理モデルは数学の言葉で書かれているがゆえに，社会現象の文脈依存性が（意図的に）捨象される．その論理展開は純粋に数学的な手続きによってなされ，主観による誤謬の入り込む余地が非常に少なく，さらに推論の真偽も厳密に判定できることが，数理モデルの大きな強みである．

表 2.1　階級ごとの学力分布

	R_1	R_2	R_3	計
C_1	0.60	0.30	0.10	1.00
C_2	0.50	0.30	0.20	1.00
C_3	0.30	0.40	0.30	1.00

Boudon (1973=1983); 142 より

表 2.2　階級×学力ごとの進学率

	R_1	R_2	R_3
C_1	0.85	0.75	0.65
C_2	0.70	0.60	0.40
C_3	0.60	0.40	0.20

同左

2.1.2　数理モデルを用いた教育機会不平等

数理モデルを用いた教育機会不平等生成モデルの端緒としては Boudon (1973＝1983) があげられる．Boudon のモデルの大きな特徴は，教育機会不平等が生じるメカニズムを 2 つの基本的な原理に落とし込み，さらにその 2 つの原理を用いて教育機会全体の拡大と不平等の関係を描き出したことである [1]．2 つの原理とは，階級による学力分布の差（1 次効果）と学力を統制した上での階級による進学率の差（2 次効果）である．表 2.1 と表 2.2 に，その原理を示した．C は階級，R は学力階層を示す．階級はC_1, C_2, C_3の順に高い階級を示している．R についても同様である．表 2.2 を見て分かるように，同じ学力水準であったとしても，階級ごとに進学率が異なる．Boudon モデルでは，複数の教育段階のトランジションを仮定し, 階級×学力に応じた割合でトランジションを繰り返していくとした．例えば第 2 段階のトランジションを通過する確率は，C_1R_1層の進学率は$0.85^2 = 0.7225$に等しくなる [2]．さらに，先進産業社会では全体の就学率が増加しているという事実を受け，表 2.2 における確率にも時系列的な変化を仮定した. それらの仮定の下で, 各階級からの進学率を計算していったところ，教育機会の拡大による進学率の階級間格差の縮小はごくわずかであることを示した．

教育機会の不平等を説明するモデルの端緒である Boudon の方法は，Hauser (1976) がそのパラメータ依存性を指摘し, モデルの妥当性に疑問を呈している. つまり, 教育機会の階級間格差が目に見えて縮小しないという命題（予測）は, 階級ごとの学力分布や進学率が表 2.1，2.2 で示した値を取るときのみであり, 一般化はできないというものである．Hauser の疑問は至極まっとうなものであるが，これに対しては 2 通りの反論が成り立つ．第 1 に，モデルが導く命題が用いたパラメータに依存するとしても，妥当なパラメータを選択すればその命題の妥当性は否定されない. モデルのパラメータ依存性は Boudon モデルのみでなくすべてのモデルについていえることであり，モデルを作成した後は，モデルの要素となるパラメータの値を推定すればよいのである. 例えば潮木（1976）は，Boudon のモデルが導く帰結と現実から得られるデータを比較し，その乖離

表 2.3 教育機会不平等メカニズムモデル化の試み

	手法	特徴	発展形
Boudon (1973＝1983)	シミュレーション	教育機会不平等発生に関する 2 つの原理を提示	潮木（1975），岡田（1977）
高坂（1987）	数理モデル	Boudon のモデルを数理モデル化	岩本（1990）
Breen and Goldthorpe (1997)	数理モデル	合理的選択理論を教育機会不平等モデルに応用	Breen and Yaish (2005)，浜田 (2009)，毛塚(2013)など
Breen (1999)	数理モデル	ベイズの定理を用いて主観的な教育達成利得を定式化	
荒井（2008）	シミュレーション	学習指導要領改正による学力格差の発生を再現	

を埋めるようにモデル上のパラメータを推定した．岡田（1977）は，パラメータの値を日本の教育制度から導かれる値に近づけることによってモデルの妥当性を高めた．第 2 に，モデルがパラメータに依存するのであれば，それらのパラメータも含む形に一般化したモデルを作成すればよい．この立場に立って Boudon のモデルを一般化しようとした試みとして，高坂（1987）や岩本（1990）がある．彼らのモデルは，Boudon の第 1 次効果すなわち学力の階級差をも可変なパラメータとして設定し,「階級間の学力格差を残したまま業績主義を追求することは機会の平等をもたらさない」ことを示している．学力の階層差は，欧米の研究では多く指摘されているものの，日本においては 2000 年代に入ってから経験的な検証が進んでいる（耳塚 2007; 荒牧 2008; 苅谷 2012; 川口 2009; 須藤 2007）．出身階層による学力差はおおむね認められており，Boudon モデルの一次効果は（パラメータの値の大きさはともかくとして）一定の妥当性を持つことが示されている．

2.2　相対リスク回避モデル

近年になって，Boudon の 2 次効果に注目して教育機会不平等の生成を合理的選択理論の枠組みから説明する試みが注目を集めている．その端緒は Breen and Goldthorpe (1997) のモデル（BGM）である．BGM は (1)学力の階級・階層差，(2)資源の階級・階層差，(3)相対リスク回避 の 3 つを仮定して教育機会不平等の生成を説明した．特に注目されたのが，(3)相対リスク回避（RRA）のメカニズムである.「個人は自分の親と同じかそれ以上の階級に到達しようとし，その可能性を最大にするような教育選択をする」というこのメカニズムは BGM の代名詞となっている．

本節では，RRA を中心とした BGM の概要とその問題点に関して概観し，本論の目的である教育制度による不平等構造の変化を予測できるようなモデル展

開のための必要事項について確認する．

2.2.1　合理的選択理論による社会現象の説明

前項までのモデルでは，非常に単純な数学的仮定によって教育機会の不平等が減じないという社会的諸事実を説明するためのモデルを提示してきた．ただしこれまでのモデルは，個人が進学をするか教育を終えて労働市場に参入するのかは，単純に確率的なプロセスで表現されていた．そこで想定されているのは，集団ごとに平均的に同質な個人が，外から与えられた確率によってのみ進学を決定する世界である．個人の行動をとらえようとするとき，それぞれがサイコロを振って意思決定を行っているのではなく，それぞれの判断によって可能な選択肢から自らの行動を選択していると考えるのが自然である．

Goldthorpe (2014) は，世代間移動における教育の位置づけについて，機能主義的な観点からの考察がマクロレベルの理論化であることを指摘し，マイクロレベルの説明の重要性を主張する．マクロレベルの説明とは，産業化に伴う「社会」の要請によって教育の形態や役割が変容するというものであり，社会の成員（個人，家庭，企業，学校など）がその社会をどのように認識し，どう行動するかという観点は無い．これらの説明枠組みは，マクロレベルで検証することはできても，なぜそれらの説明枠組みが支持される／されないのかに関しては何も語らない（Goldthorpe 2014; 2000）．それに対してマイクロレベルの説明は，社会の成員の自律的な行動を許容し，各々の選択によって社会行動がなされるとするものである．

社会の成員を行為の最小単位としてみなすとき，成員には何らかの行動原理を与えなければならない．人間の行動を統一的に説明するようなモデルは未だ存在しないが，多くのモデルの中で人間行動の説明枠組みとして最も成功しているといえるのは合理的選択理論であろう（太郎丸 2006）．合理的選択理論は，もともとゲーム理論（Von Neumann and Morgenstern 1944=2009）の分野から派生してきた理論体系であり，ある社会状態から得られる個人の効用とその効用を得られる確率を根幹とするモデルである（Elster 1989=2007）．合理的選択理論による行為モデルは，機会や欲求を数量的に定義することで厳密に数学的な論理展開が可能である．そこには経済学が想定する「合理的経済人」が礎となっている．人間は自分の行為を取り巻く社会状態を完全に知ることができ，複雑な確率計算をし，その結果を正しく評価できるという行為モデルが多く採用される．

ただし，合理的選択理論がすべての社会現象の説明に成功しているかと問わ

れれば，必ずしもそうではない．「囚人のジレンマ」「共有地の悲劇」「最後通牒ゲーム」問題に代表されるように，完全な合理的選択による帰結と現実に見られる（と思われている）社会状態が整合的でないケースは多く見られる．合理的選択理論がとらえようとしている行為は Weber の行為類型のうち目的合理的行為にあたる．目的合理的行為は個人の行為の中で論理的に解析可能な領域であるがゆえに，合理的選択理論の枠組みの中でとらえることが可能である．しかしこれは裏を返せば，社会的行為の残りのタイプ（感情的行為，伝統的行為，価値合理的行為）に関しては原理的な合理的選択理論が適していないということである．さらに，先に挙げたように，一見目的合理的行為ととらえられそうな行為であっても，うまく説明できていない問題もある．このような問題に対処するために，合理的選択理論の枠組みの中で新しく評判や間接互恵性などの概念を取り入れたり（Nowak and Sigmunt 1998），完全な合理性を離れて誤謬や感情による非合理性を一部認めたり（Kahneman and Tversky 1979; Kahneman 2003）と，合理的選択理論は応用範囲を拡大している．

2.2.2　相対リスク回避モデルの概観

ゲーム理論における均衡問題や社会的選択理論等に主に用いられてきた合理的選択理論を，教育機会不平等の生成メカニズムと結びつけた Breen and Goldthorpe (1997) の試みは，「なぜ教育機会不平等が生じるのか」という問いに答えるための一つの説明枠組みを与えた．彼らのモデルの概要は以下の通りである．まず，個人が置かれているのは，義務教育段階（彼らが想定しているイギリスの教育制度では総合制中等学校がそれにあたる）を終えた時点である．その時点で持っている選択肢は，教育段階に留まる（Stay）か教育を終えて労働市場に参入する（Leave）の 2 つである（図 2.1）．Stay の選択肢の先には，成功(Success)か失敗(Failure)という 2 つの分岐点があり，どちらに分岐するかは完全に確率的なプロセスによって決まる．ただし個人は，Stay を選択した際にどちらに進むかの主観的な確率を持っている．最終的な教育達成は｛Success, Failure, Leave｝の 3 つであり，それぞれにおいて異なる利得が獲得できる．本モデルにおける利得は，社会的地位達成の確率であり，それぞれサービスクラス，ワーキングクラス，アンダークラスのいずれかに配分される．その確率はそれぞれ確率ベクトル$\boldsymbol{\alpha} = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3], \boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \beta_2, \beta_3], \boldsymbol{\gamma} = [\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3]$で示される．個人は，社会的地位達成の手段として教育を選択し，「自分の出身階級と同等またはそれ以上の階級に到達したい」という欲求を持っている．個人はこの欲求を満たすために，最も合理的な選択をする．

このモデルのもう一つの大きな特徴は Stay 選択が下降移動のリスクを持つという仮定である．Stay を選んで失敗した場合，Leave を選択した場合よりもアンダークラスに落ちる可能性が大きくなるというものである$(\beta_1+\beta_2<\gamma_1+\gamma_2)$.

このモデルは一見単純ではあるが，合理的選択理論を教育選択に適用するという点で先駆的であると共に，興味深い要素を多く含んでいる．客観的な確率と対比する意味で強調されている「主観的な」成功確率，Stay という選択肢がもたらしうるリスク，パラメータの設定による結果の変化などである．このモデルは教育社会学，数理社会学の領域で注目を集め，多くの議論の対象となった．

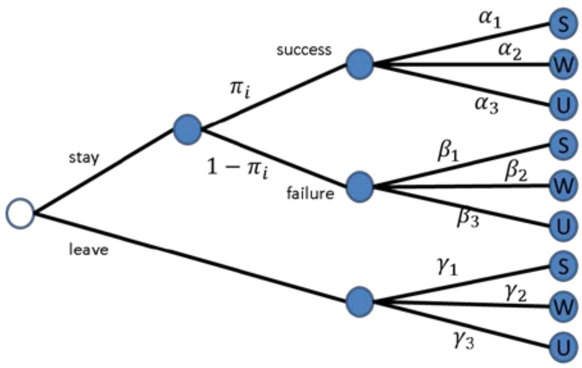


図 2.1　BGM 概念図

2.2.3　相対リスク回避説の展開

Breen and Goldthorpe (1997) のモデルの主要な要素は以下の 3 つである．すなわち，1．相対リスク回避（Relative risk aversion; RRA），2．学力の階級・階層差，および 3．資源の階級・階層差である．BGM の大きな特徴である RRA は，先に示した，各個人が「自分の親と同等かそれ以上の地位達成を望み，出身より下の階級・階層に到達する確率（相対リスク）を最も低くするような教育達成を志向する」というものである．RRA を考慮した教育達成過程の研究は，BGM 以降いくつかの方面に展開された．

第 1 の展開として，RRA というメカニズムの存在仮説を実証的な手続きで検証しようとしたもの（Stoké 2007 など）である．日本においては太郎丸（2007），近藤・古田（2009），藤原（2011，2012），古田（2008）などがある．しかし，その多くは RRA が存在するときに起こり得る結果が実データで得られるかという必要条件を検証したにすぎず，「個人が相対リスクを回避する」という心理的なメカニズムを直接的にはとらえていない．その結果，「階層と成績の交互作用」などの作業仮説（太郎丸 2007）が支持されたとしても，それが RRA によ

って生じた結果であるとは言い切れない [3].

第 2 の展開として，RRA に対立または補完するメカニズムを提示したものがある．日本では吉川（2006）の学歴下降回避説がその代表である．Lucas (2001; 2009) の Effectively Maintained Inequality (EMI) もその一つといえる．ただしこれらの諸モデルは，内的妥当性を保ちながらも，RRA を退けるのに十分な論理に乏しい．吉川（2006）は，相対リスク回避説を職業の世代間継承の戦略として学歴の階層差を説明する遠回りな説明枠組みとし，これに対してより直接に学歴の階層差を説明できる学歴下降回避説の妥当性を主張している．しかし，因果プロセスが直接的になったからと言って，それが即相対リスク回避説を退け学歴下降回避説の妥当性を主張できる論拠にはならない．他説をしのぐ妥当性を検証するには何らかの検証が必要であるが，それがなされていない以上，学歴下降回避説の優位性を主張する根拠はない．

3 つ目の展開は，BGM の数学的なフォーマライゼーションである．BGM は，合理的選択理論を階層論と結びつけるといういわば試論という位置づけにあり，数学的な厳密性には乏しい状態にあった [4]．これらの穴を埋めることなしに BGM が理論として成立することは不可能であるが，この作業は意外にも蓄積が乏しい．数少ない例として浜田（2009）や瀧川（2011）などによって，RRA のもとで進学率に階級・階層間の格差が生じる条件が特定された．

以上 3 つの展開をすべて盛り込んだ研究として，Breen and Yaish (2006) では，BGM において最大化する目的関数を相対リスク回避の確率ではなく地位達成によって得られる利得とし，実証可能な命題を導き出した．毛塚（2013）は，BGM のうち RRA を仮定しない「単純進学モデル」，RRA に学歴下降回避を加えた「二重回避」のそれぞれのモデルを定式化し，実証によって RRA を退け，単純進学モデルを採用している．

2.2.4　モデルの妥当性問題

以上のように，BGM は提示されて以降多くの関心を集めているが，モデルの妥当性には多くの疑問が示されている．特に重要なものが，用いるパラメータの妥当性である（浜田 2009）．BGM に限らず多くの数理モデルは，設定するパラメータによって結果が大きく異なる．それはモデルの妥当性にも大きくかかわる問題である（Troitzsch 2004）．BGM のうち 1 段階の教育達成モデルで用いられているパラメータは$\boldsymbol{\alpha} = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3], \boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \beta_2, \beta_3], \boldsymbol{\gamma} = [\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3]$ の 3 つである [5]. これらは 4 つの制約(1) $\alpha_1 > \beta_1$，$\alpha_1 > \gamma_1$，(2)$\beta_1 + \beta_2 < \gamma_1 + \gamma_2$, (3) $\beta_2/\beta_1 < \gamma_2/\gamma_1$, (4) $\alpha_1 > 0.5$が仮定されている. この制約のもとでもパラメータの値を変化

させれば大きく異なる結果も生じてしまう（さらに制約そのものも自明なものではない）．その一例として浜田（2009），毛塚（2013）では，相対リスク回避メカニズムによってSクラスの進学意思決定率がWクラスのそれを上回る条件が$\frac{\alpha_1-\gamma_1}{\alpha_1-\beta_1} > \frac{\gamma_3-\alpha_3}{\beta_3-\alpha_3}$ であることを示している．この条件式に関して，不等号が逆になれば，Wクラスの進学意思決定率がSクラスの意思決定率を上回るということを示してしまう．オリジナルの BGM に含まれる 4 つの仮定からは直ちにこの条件を満たすことが示せない．

さらに，モデルそのものの妥当性も問われる．BGM では単一のトランジションにおける合理的選択をモデル化しているものであるが，日本も含む多くの国において教育機会の移行は複数の教育機関で構成されている．Breen and Goldthorpe (1997)では複数の教育段階を想定したモデルにも言及されているが，そのもとでのモデル化はほとんどなされていない（Breen and Yaish (2005)，浜田（2009），毛塚（2013）がその穴を一部埋めている）．また，前章までに指摘した質的差異を含む教育機関を想定することも必要となる．教育達成過程は「成功／失敗」の分断性ではとらえられないような「順位付け」を「繰り返す」過程である．したがって，RRA が教育機会不平等を説明するロジックとしての妥当性を検討するには，より日本の教育システムを再現したモデル化が必要となる．この課題を解決するためのモデル化を次節以降で行う．まずは複数段階の移行を表現するモデル，教育の結果が多岐分化するモデルをそれぞれ作成し，最後にその 2 つを統合して一般化したモデルを提示する．

2.3　多段式選抜システムにおける機会不平等の生成

先に整理した BGM では教育に関する個人の合理的選択は 1 回きりであった．しかし現実には，個人は多段式の教育機会（高校進学時，高等教育進学時）において，各時点で合理的選択を繰り返す．本節では，Breen and Goldthorpe (1997) が提示したモデルを整理し，その中で可能性として残されたままであった 2 段階の選抜モデルを定式化する．

2.3.1　モデルの設定

基本となるモデルは図 2.2 のとおりである．個人は，2 つのノード（白であらわされている）において，教育機関にとどまる（Stay）か，教育を終えて労働市場に参入する（Leave）かのどちらかを選択する．教育機関にとどまることを

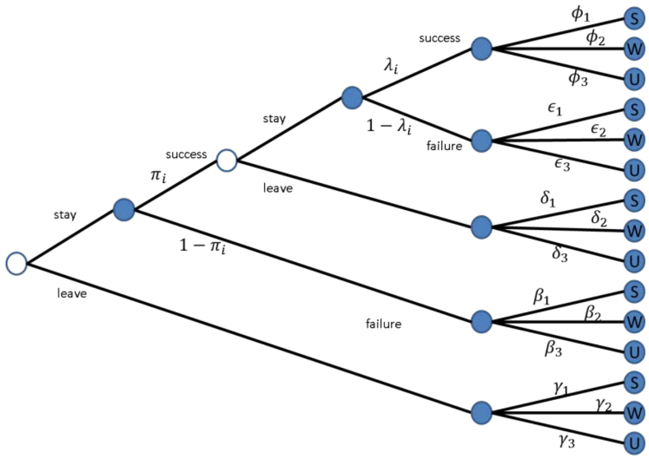


図 2.2　BGM の概念図（2 段階）

選択した者（Stayer）は，個人が持つ成功確率（π_i）によって｛成功，失敗｝のどちらかに振り分けられる．成功した者は，第 2 段階の選択ノードに移行し，さらに高い教育機関にとどまるか，そこで教育を終えるかを選択する．それ以降は第 1 段階と同様のプロセスである．それぞれの教育の履歴（ノード）によって，異なる確率で到達階級が決定される．個人は，この図式を完全に把握した状態で，各段階で｛Stay, Leave｝のどちらかを合理的に選択する．Breen and Goldthorpe (1997) では，図 2.2 を提示するにとどまり，機会不平等の発生条件を導くには至っていない．本論では複数段階の教育機会を考えるため，この図式の下で，個人が各段階で Stay 選択する条件を整理することが必要になる．

2.3.2　利得・進学条件の設定

相対リスク回避のメカニズムが存在するとき，個人は自分の出身階級と同等以上の階級に到達する確率を最大化しようとする．サービスクラス（S）出身者にとっては，Stay を選択した場合にサービスクラスに到達する確率$\Pr(S|Stay)$と Leave を選択した場合にサービスクラスに到達する確率$\Pr(S|Leave)$を比べて前者のほうが大きければ Stay を選択する．すなわち，$\Pr(S|Stay) > \Pr(S|Leave)$ が進学の条件となる．

2 段階目における選択肢をそれぞれ Stay2, Leave2 とあらわすと，個人がとりうる選択肢は{(Stay, Stay2), (Stay, Leave2), leave} の 3 つとなる．サービスクラスに関して，1 段階目で進学する条件は，

$$\Pr(S|Stay, Stay2) > \Pr(S|Leave) \vee \Pr(S|Stay, Leave2) > \Pr(S|Leave)$$

となる．2 つの条件が or 条件で結ばれていることに注意する．2 段階目でどちらの選択をするにしても，第 1 段階目で Leave を選択するよりは合理的である

ことを示している．図 2.2 のノーテーションに従って書き下すと，

$$\begin{aligned}\pi_i\{\lambda_i\phi_1 + (1-\lambda_i)\varepsilon_1\} + (1-\pi_i)\beta_1 &> \gamma_1 \\ \text{or} \qquad \pi_i\delta_1 + (1-\pi_i)\beta_1 &> \gamma_1.\end{aligned} \tag{2.1}$$

2 つの式の違いは第 1 項の確率π_iがかかる事後確率の部分である. ここの大小によって 1 段階目で成功した際に 2 段階目でどちらを選択するかが決定する.

同様に，ワーキングクラス（W）に関しては

$$\begin{aligned}\pi_i\{\lambda_i(\phi_1+\phi_2) + (1-\lambda_i)(\varepsilon_1+\varepsilon_2)\} + (1-\pi_i)(\beta_1+\beta_2) &> \gamma_1+\gamma_2 \\ \text{or} \qquad \pi_i(\delta_1+\delta_2) + (1-\pi_i)(\beta_1+\beta_2) &> \gamma_1+\gamma_2\end{aligned} \tag{2.2}$$

となる．1 段階目で進学を選択し，成功したものは 2 段階目でも同様に意思決定を行う．ここで用いる条件は，S, U に対してそれぞれ

$$\text{S: } \lambda_i\phi_1 + (1-\lambda_i)\varepsilon_1 > \delta_1 \tag{2.3}$$

$$\text{W: } \lambda_i(\phi_1+\phi_2) + (1-\lambda_i)(\varepsilon_1+\varepsilon_2) > \delta_1+\delta_2 \tag{2.4}$$

となる.

2.3.3　進学率の階層間格差

ここまでの定式化によって, S／W 間での進学率の格差が生じる条件を示す. $\mathrm{P_S}(stay) > \mathrm{P_W}(stay)$を満たす条件は，$\mathrm{Pr}(\mathrm{Pr}(\mathrm{S|Stay}) > \mathrm{Pr}(\mathrm{S|Leave})) > \mathrm{Pr}(\mathrm{Pr}(\mathrm{W|Stay}) > \mathrm{Pr}(\mathrm{W|Leave}))$を満たすことに等しい．$\mathrm{Pr}(\mathrm{S|Stay}), \mathrm{Pr}(\mathrm{S|Leave}), \mathrm{Pr}(\mathrm{W|Stay}), \mathrm{Pr}(\mathrm{W|Leave})$はすべて$\pi, \lambda$を実現値とする確率変数$\Pi, \Lambda$の関数であるので [6]，$\Pi, \Lambda$の同時密度関数を$f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)$と示せば，式(2.2)~(2.4)より

$$\begin{aligned}&\int_0^1\int_{\kappa_1^*}^1 f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda + \int_{\theta_1^*}^1\int_{d_1(\lambda)}^{\kappa_1^*} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda \\ &\qquad > \int_0^1\int_{\kappa_3^*}^1 f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda + \int_{\theta_3^*}^1\int_{d_3(\lambda)}^{\kappa_3^*} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda\end{aligned}$$

となる．ただし，$d_1(\lambda) = \frac{\gamma_1-\beta_1}{\{\lambda(\phi_1-\varepsilon_1)+(\varepsilon_1-\beta_1)\}}, d_3(\lambda) = \frac{\beta_3-\gamma_3}{\{\lambda(\varepsilon_3-\phi_3)+(\beta_3-\varepsilon_3)\}}, \theta_1^* = \frac{\delta_1-\varepsilon_1}{\phi_1-\varepsilon_1}, \kappa_1^* = \frac{\gamma_1-\beta_1}{\delta_1-\beta_1}, \theta_3^* = \frac{\varepsilon_3-\delta_3}{\varepsilon_3-\phi_3}, \kappa_3^* = \frac{\beta_3-\gamma_3}{\beta_3-\delta_3}$ である [7]．また，Success と Failure のふるい分けが完全に能力のみによって行われ，階級ごとの能力分布に差がないとき，2 段階目の進学率の階層差生成条件は,

$$\int_{\theta_1^*}^1\int_{d_1(\lambda)}^1 f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda > \int_{\theta_3^*}^1\int_{d_3(\lambda)}^1 f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda$$

となる（毛塚 2013；詳細な導出は Appendix A に示す）.

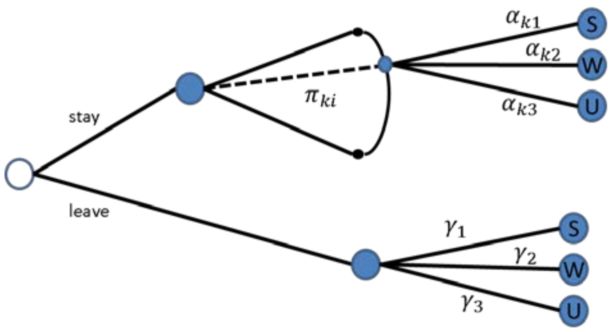


図 2.3 質的差異を挿入した展開 BGM

2.4　多岐選択型モデルによる不平等の生成

2.4.1　質的差異の下でのパラメータの制約

本節では，前節までに示した BG モデルを多項選択，すなわちある学校段階に上位校／下位校といったタイプがある社会を表現できる形に書き換えていく．図 2.3 はそのイメージ図である．まず，個人が Stay と Leave の選択肢のうち 1 つを選ぶこと，そして Leave の先のノードには確率$\boldsymbol{\gamma}$によって配分される到達階級があることは変わっていない．一方 Stay の先のノードは，2 つ以上の分岐がある．BG では成功か失敗しかなかった教育達成が，複数のヴァリエーションを持っている．Stay を選択した際に各教育達成k $(k = 1,2, \ldots, K)$ に到達する確率をπ_kとする．そして，ある教育達成 k から 3 つの到達階級へ至る確率は$\boldsymbol{\alpha}_k = (\alpha_{k1}, \alpha_{k2}, \alpha_{k3})$とする [8]. これらのモデル化から，直ちに$\sum_{k=1}^{K} \pi_k = \sum_{d=1}^{3} \alpha_{kd} = \sum_{d=1}^{3} \gamma_d = 1$ がわかる．このモデルにおいては，Stay を選択した場合，確率的にいずれかの教育達成に割り振られるという仮定を置いている．

ここまでの展開で，オリジナルの BGM の仮定がどのように変化するかを確認する．2.2.4 で確認した 4 つの仮定は，以下のように書き換える．

i) $\alpha_{11} > \alpha_{21} > \cdots > \alpha_{K1}, \exists_k \{\alpha_{k1} > \gamma_1\}, \alpha_{13} < \alpha_{23} < \cdots < \alpha_{K3}$

ii) $\exists_{k'} \forall_{k \geq k'} \{\alpha_{k1} + \alpha_{k2} < \gamma_1 + \gamma_2\}$

iii) $\frac{\gamma_2}{\gamma_1} \geq 1, \forall_k \left\{\frac{\gamma_2}{\gamma_1} \geq \frac{\alpha_{k2}}{\alpha_{k1}}\right\}$

iv) $\alpha_{11} > 0.5$

i) 最初の仮定は，進学成功者が最も大きな S クラスへの到達確率を持つというものである．1 つ目は S 階級に到達する確率は，より高い教育達成をした場合に高くなることを示している．2 つ目は，複数の教育達成のうち，少なくと

も一つは非進学時よりも S 階級への到達確率が高いものがあることを示している．この 2 つから直ちに$\alpha_{11} > \gamma_1$が導かれる．複数の教育達成には，順序があるものと考える. 教育達成 1 が最も望ましく, 2, 3,…と望ましさが下がっていき，K＝max k の教育達成が最も望ましくないとする．望ましさは各教育達成からの各クラスへの到達確率によって決まる.

ii) 2 つ目の仮定は，進学失敗者は非進学者よりも U クラスに陥る確率が高くなるという，進学に関するリスクを表していた．教育達成が複数あっても，そのうちのいくつかが非進学よりもリスクがあるとする．すなわち，Stay を選択して到達する先のうち，少なくとも一つは，Leave を選択したときよりもアンダークラスへの下降リスクが高まるものがあるということである.

iii) 3 つ目の仮定は，非進学者の W,S それぞれへの到達確率の比が，進学失敗者のそれよりも大きくなるというものである.

iv)　4 つ目の仮定は，進学成功者に対しては S クラス到達の可能性が最大であるというものであった．これはそのまま，$\alpha_{11} > 0.5$と書き直す．k>1（最上位校以外）に対して特に仮定はおかない.

2.4.2　利得・進学条件の設定

進学・非進学の期待利得を下降回避確率によって式(2.1)(2.2)と同じ要領で定義すると，以下のようになる.

$$\mathrm{E}_S(stay) = \Pr(S|stay) = \sum_{k=1}^{K} \pi_{ik}\alpha_{k1} \qquad \mathrm{E_S}(leave) = \Pr(S|leave) = \gamma_1$$

$$\mathrm{E}_W(stay) = \Pr(S \vee W|stay) = \sum_{k=1}^{K} \pi_{ik}(\alpha_{k1} + \alpha_{k2}) \qquad \mathrm{E_W}(leave) = \Pr(S \vee W|leave) = \gamma_1 + \gamma_2$$

S クラスに関して進学を選択した際の利得は，割り振られた学校タイプ k による S クラス到達確率α_{k1}とタイプ k に割り振られる確率π_{ik}の積を k に関して総和することで求められる．W クラスに関しては S または W クラスの到達確率$(\alpha_{k1} + \alpha_{k2})$を使う．ここから，S 階級，W 階級の出身者が進学を選択する条件式はそれぞれ

$$\mathrm{S}: \sum_{k=1}^{K} \pi_{ik}\alpha_{k1} > \gamma_1 \qquad W: \sum_{k=1}^{K} \pi_{ik}(\alpha_{k1} + \alpha_{k2}) > \gamma_1 + \gamma_2 \tag{2.5}$$

となる.

2.4.3　能力分布と主観的到達確率

主観的達成確率π_{ik}について，この確率は教育達成kごとに定義され，個人の

能力x_iの関数$\boldsymbol{\pi}_i = \pi(x_i)_k$としてあらわせる[9]．オリジナルの BG モデルにおいては，個人の能力をモデルの要素として含んでいるものの，その扱いは非常にあいまいなものである．主観的成功確率が能力によって決定されることも示唆されているが，明確な定式化はなされていないため，xとπの関係を明示する必要がある．まず$x_i = x_j \Leftrightarrow \boldsymbol{\pi}_i = \boldsymbol{\pi}_j$を仮定する．つまり，同じ能力であれば主観的到達確率の組み合わせはすべての教育達成について同じになるという条件を付ける．能力と主観的成功確率を結びつけたものとしては，毛塚（2013）のモデル化が有用である．その概要は以下のとおりである．

進学して成功するのは社会の構成員のうち特定の割合の人数だけであり，その割合を P とする．能力 X は何らかの分布f_Xに従い，成功するために必要な能力の閾値τ_Xは成功者割合 P の逆関数$F_X^{-1}(1-P)$として定義できる．さらに，個人の能力は，平均x_iを持つ誤差関数f_εによって定義される．この 2 つの要素によって，主観的合格率は，合格に必要な閾値を自分の能力が上回る確率として定義できる．すなわち

$$\pi(x_i) = 1 - F_\varepsilon(\tau_X - x_i) = 1 - F_\varepsilon(F_X^{-1}(1-P) - x_i)$$

である（図 2.4）．

これを応用して，複数の教育達成にそれぞれ必要な能力水準の閾値を複数用意すれば，それぞれの主観的到達確率$\pi(x_i)_k$が定義できる（図 2.5）．教育達成 k に到達するのに必要な能力水準をτ_kとすれば，

$$\pi(x_i)_k = F_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i) - F_\varepsilon(\tau_k - x_i)$$

ただし$F(\tau_0) = 0, F(\tau_K) = 1$とする．

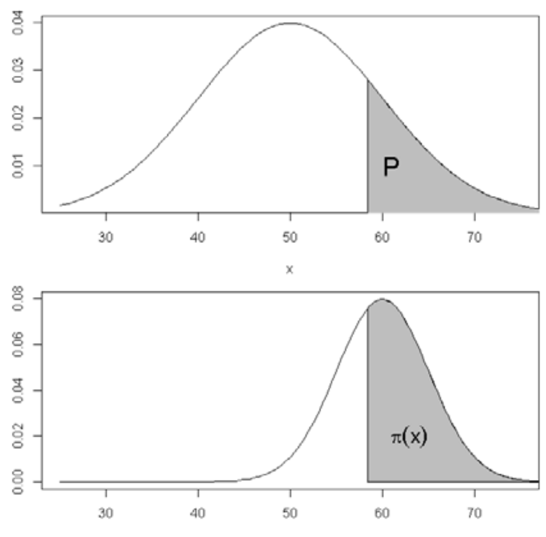


図 2.4　毛塚（2013）による能力と主観的成功確率

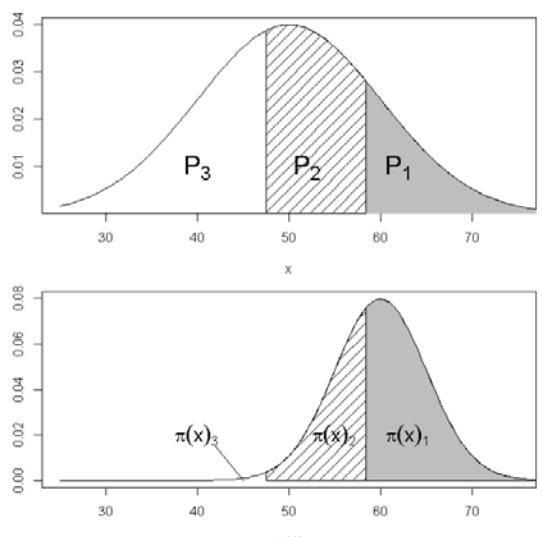


図 2.5　質的差異を考慮した能力と主観的達成分布

2.4.4　進学率階層差の生成条件

個人の能力x_iについて，これは確率変数であり，何らかの分布に従う．BG モデルにおいては能力の階級差をはじめから仮定していたが，本論では，階級による能力差がないものと仮定する．すなわち$\boldsymbol{\pi}_i$の分布も階級ごとに同じである．これらの仮定の下で，進学の階級差があるのはどのような条件によるかを考える．

$$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1 \qquad \sum_{k=1}^{K}\pi(x_i')_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})=\gamma_1+\gamma_2 \tag{2.6}$$

を満たすx^*,x'を考えると，左辺はそれぞれ x の増加関数（Appendix A に証明を記す）であるため，$x>x^*\Rightarrow\sum_k\pi_k\alpha_{k1}>\gamma_1, x>x'\Rightarrow\sum_k\pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})>(\gamma_1+\gamma_2)$である．このとき，$x^*<x'$ならば，$\sum_k\pi_k\alpha_{k1}>\gamma_1,\sum_k\pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})<(\gamma_1+\gamma_2)$ となる x は存在するが，$\sum_k\pi_k\alpha_{k1}<\gamma_1,\sum_k\pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})>(\gamma_1+\gamma_2)$となる x は存在しない．つまり，$\sum_k\pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})>\gamma_1+\gamma_2\Rightarrow\sum_k\pi_k\alpha_{k1}>\gamma_1$ であり，ここから $x^*<x'$ のとき$\Pr(\sum_k\pi(X)_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})>\gamma_1+\gamma_2)<\Pr(\sum_k\pi(X)_k\alpha_{k1}>\gamma_1)$が示せる[10]．

ここで示しているのは，進学することが合理的となる能力水準の閾値が階級ごとあり，W 階級より S 階級のほうでその閾値が低ければ，進学率に差が生じるということである．上記をさらに書き換えると，進学率に階層差が生じる条件は以下のようになる．

$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1$かつ，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})<\gamma_1+\gamma_2$
たるx^*が存在する．

2 つ目の方程式は，1 つ目の方程式から$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k2}<\gamma_2$と簡略化できる．この命題を図示すると図 2.6 のようなイメージになる．横軸は能力水準 x を表している．2 本の曲線のうち上側の点線で表されているのは$\mathrm{E}_W(stay)$，下側の実線で表されているのが$\mathrm{E}_S(stay)$である．同じ能力水準の場合は必ず$\mathrm{E}_S(stay)<E_W(stay)$が成り立つ．2 本の直線は，上側が$\mathrm{E_S}(leave)=\gamma_1+\gamma_2$，下側が$\mathrm{E_W}(leave)=\gamma_1$を表す．各クラスに対して，直線よりも曲線が上側にある領域が，進学することが合理的となる領域である．S クラスにおいては能力水準が 50 を超えたあたりから$\mathrm{E_S}(stay)>E_S(leave)$となる一方，$\mathrm{E_W}(stay)>E_W(leave)$ となるのは60程度の能力水準を上回らなければならない．このとき，

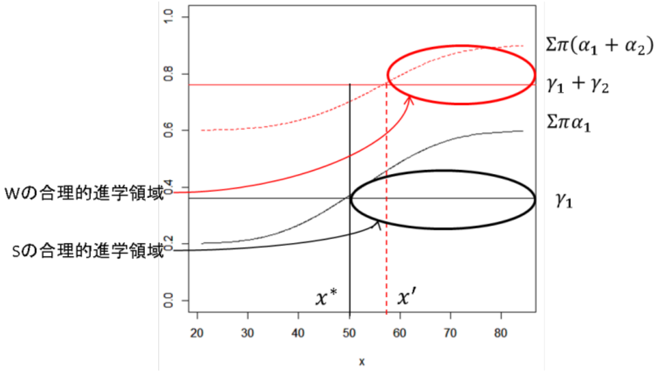


図 2.6　教育達成の階層差生成条件の概念図

能力水準 50 から 60 の間では，S クラスでは進学，W クラスでは非進学が合理的となる．その他の領域ではどちらのクラスも選択肢は同じになる（60 以上なら進学，50 以下なら非進学）から，能力の分布が同じであったとしても出身階級による進学率の差が生じうる．この命題は K=2 すなわちオリジナルの BGM においても成立する．K=2 のとき，$\pi(x_i)_1$が決まれば$\pi(x_i)_2$も一意に決まり，方程式内の k は消失するが，K>2 のときは方程式内に k が残るため，進学意思決定の階層差が生じる条件は固定パラメータのみでなく能力Xによって決まる主観的成功確率$\boldsymbol{\pi}_k$の配分にも依存することになる．

2.4.5　能力に階級差がある場合

ここまでに得られた命題は，能力の階級差が存在しない場合に成り立つ．次にこの仮定を緩め，能力に階級差がある場合について触れておく．S クラスの能力の平均が W クラスの能力水準よりも平均的に高い場合は各階級の能力 X が任意の x を超える確率$\mathrm{P_S}, \mathrm{P_W}$について$\mathrm{P_S}(X > x) > \mathrm{P_W}(X > x)$が成り立つので，$x^* = x'$であっても進学率の階級差が生じる．能力に階級差がある場合に進学率の階層差が生じる条件はやや異なってくる．

ここで，S クラスの能力はμ_S，W クラスの能力はμ_Wを平均に持つ，等分散な分布に従うとする．x^*が$\sum_{k=1}^{K}\pi(x^*)_k\alpha_{k1} = \gamma_1$を満たすとき，S クラスの進学率は能力の分布関数を用いて$1 - F_{X_S}(x^*)$と表せる．W クラスの進学率が S クラスと同等になるのは，$1 - F_{X_W}(x^* - \Delta) = 1 - F_{X_S}(x^*)$すなわち$F_{X_W}(x^* - \Delta) = F_{X_S}(x^*)$となるときである（$F_{X_W}(\cdot)$は W クラスの分布関数，また$\Delta = \mu_S - \mu_W$）．W クラスで進学が合理的に至る能力水準$x'$が$x^* - \Delta$よりも大きければ，W クラスの進学率は S クラスよりも小さくなる（図 2.7）．これらから，さきに示したものと同様に，進学率の階級差の発生条件は

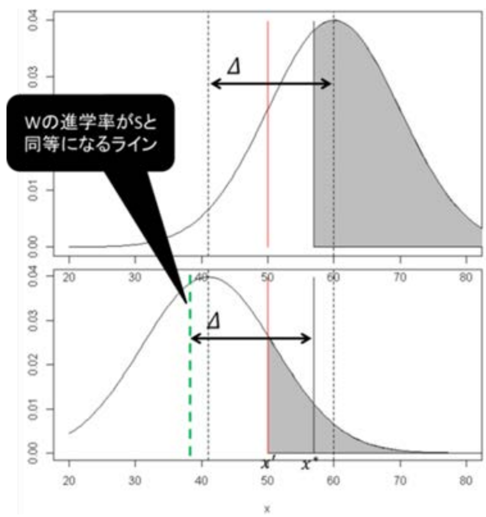


図 2.7 能力分布が異なる際の進学格差生成条件の概念図

$$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1 \text{ かつ，} \sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*-\Delta)_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})<\gamma_1+\gamma_2$$

たるx^*が存在する．

となる．前段と後段の左辺が異なる形であるため前節のような単純化はできないが，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1$が成り立つとき，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*-\Delta)_k\alpha_{k1}<\gamma_1$となるため，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*-\Delta)_k\alpha_{k2}$の条件は（$\Delta>0$ならば）前節の条件よりも緩くなる．つまり進学によって期待されるWクラスへの到達確率が高くても進学率の階層差が生じることがある．

2.5　多段・多岐選択モデル

2.3 節にて教育の段階を増やし，2.4 節にて教育段階の結果を増やし，合理的選択理論による教育機会不平等の発生条件を検討した．本節では，これらを組み合わせ，高校・高等教育共に質的差異があるような多段・多岐選択型のモデルを作成する．オリジナルの BGM においても，2 段階選抜への発展系が示唆されているが，その考察は非常に簡素なものにとどまっている．浜田（2009）では，2 段 2 層型のモデルが示されているが，多項型への発展系はいまだ見られない．

2.5.1　モデルの設定

図 2.8 のような 2 段多層の教育達成モデルを考える．○は個人が選択を行うノ

ード，●は個人の意思によらず確率的に次の行き先が決定するノードである．個人は，第 1 段階で教育機関に留まる Stay1 か教育を終えて労働市場に参入する Leave1 かを選択する．Stay1 を選択した場合，確率的に教育機関 $j_{\in\mathbb{N}}\ (1 < j < J)$ に割り振られる．それぞれの教育機関に割り振られる確率はその教育機関および個人の能力によって決まる．ここではπ_{ij}とする．教育機関 j を終えると，再び進学 Stay2 か離学 Leave2 を選択する．Stay2 を選択した者は，次の教育機関 $k_{\in\mathbb{N}}\ (1 < k < K)$ 確率λ_{ijk} で割り振られる．先のπ_{ij}と比べると，1 回目の進学先 j によって，2 回目の教育達成の分布も異なるという点に注意する．最終的な教育達成 k に対し，到達階層がそれぞれ$\boldsymbol{\alpha}_k = (\alpha_{k1}, \alpha_{k2}, \alpha_{k3})$で与えられる．

一方 Leave2 を選んだものは，最終教育達成 j に対して，それぞれ$\boldsymbol{\beta}_j = (\beta_{j1}, \beta_{j2}, \beta_{j3})$の確率で，各階層に到達する．1 度目の選択で Leave1 を選択した者は，確率$\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$でそれぞれの階層に到達するものとする．

このモデルは中西（2000）などが想定する，教育達成の各ステージにおいて順位付けを繰り返していく過程であり，能力や階層によって，各ステージの移動においてそれまでの順位が入れ替わることも許容している．第 1 段階を高校，第 2 段階を高等教育機関ととらえれば，$\boldsymbol{\alpha}_k, \boldsymbol{\beta}_j, \boldsymbol{\gamma}$はそれぞれ大卒（短大や専門学校含む），高卒，中卒における地位達成分布ととらえることができる [11].

このモデルでは新しくパラメータλ_{ijk}が追加される．主観的到達分布λ_{ijk}は先に示した通り，1 段階目の進学先 j によって異なる分布が与えられる． 1 段階目で上位の学校を経ているほど，2 段階目でも上位の学校に進学しやすいという構造を持つものとする． 1 段階目と同様に，個人の持つ能力をx_iとし，$\lambda_{ijk} = \lambda(x_i)_{jk}$のように示す．1 段階目と違い，2 段階目では前段階の結果によっ

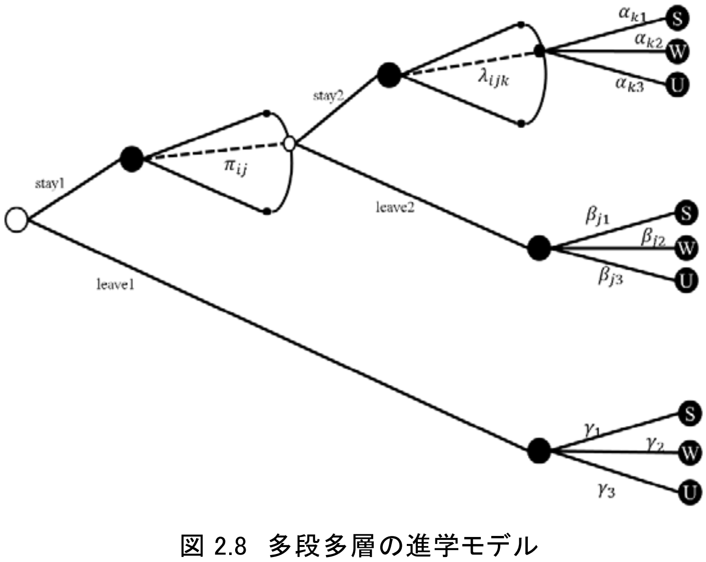


図 2.8　多段多層の進学モデル

て確率分布が異なる．その点を踏まえて，以下のように表現する．

$$\lambda(x_i)_{jk} = F_\varepsilon\left(\tau_{k-1}^{(2)} - x_i - \psi_j\right) - F_\varepsilon\left(\tau_k^{(2)} - x_i - \psi_j\right) \tag{2.7}$$

$\tau_k^{(2)}$は1段階モデルにおけるτ_jと同様に，各進学先に到達するのに必要な能力の閾値である．1 段目との違いは，確率の基準点に前回の学校タイプによって異なるパラメータψ_jがひかれている点である．ψ_jの値が大きいほど，進学閾値を超える確率が大きくなる．これによって1段階目の上位校進学者が平均的に高い能力を持つ（教育効果）という構造を仮定する [12]．図示すると図 2.9 のようになる．実線は下位校進学者における，点線は上位校進学者における能力の分布である．教育効果により，上位校では 0.6，下位校では－0.5 が期待値となっている．2 段階目の学校（k=1）の進学に対する能力閾値を$\tau_1^{(2)}$とするとき，能力が閾値を超える確率は（先天的な能力が同じであっても教育効果により）上位行進学者の方が高くなる．

このようにモデルを定義するとき BGM における 4 つの仮定のうち最初の 2 つは以下のように一般化できる．

i) $\alpha_{11} > \alpha_{21} > \cdots > \alpha_{K1}$，$\alpha_{13} < \alpha_{23} < \cdots < \alpha_{K3}$，$\exists_k\{\alpha_{k1} > \beta_{j1}\}, \exists_j\{\beta_{j1} > \gamma_1\}$

ii) $\exists_{k',j}\,\forall_{k\geq k'}\{\alpha_{k1} + \alpha_{k2} < \beta_{j1} + \beta_{j2}\}$，$\exists_{j'}\{\beta_{j1} + \beta_{j2} < \gamma_1 + \gamma_2\}$

このような教育達成モデルにおいても，合理的選択によって個人が意思決定する場合を考える．意思決定の方法としては，後ろ向き帰納法（Backward Induction）を用いる（浜田 2008）．これは，モデルツリーの後ろ側（右側）から

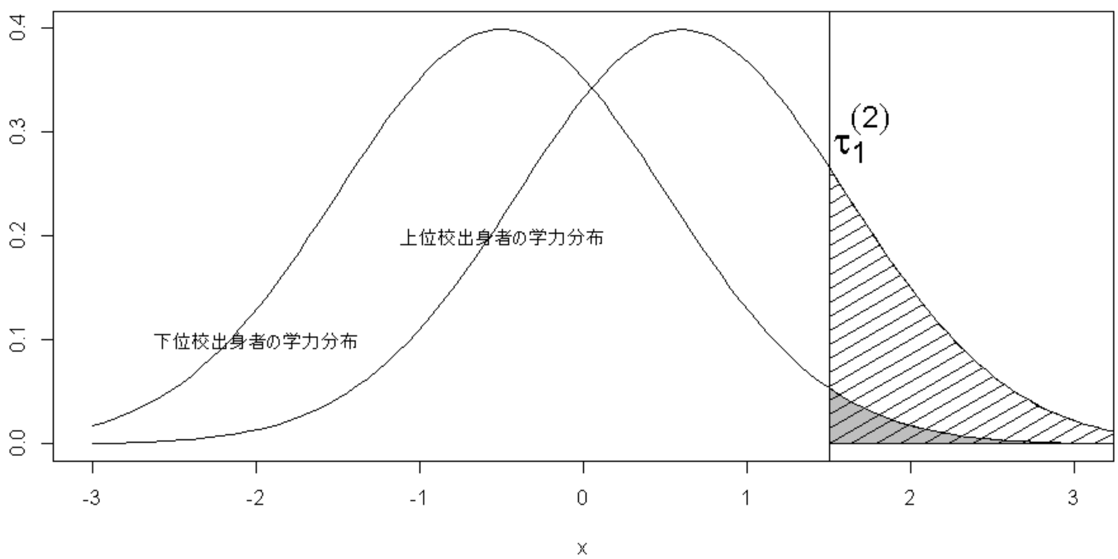


図 2.9　1段階目の進学先による教育効果

順次合理的な選択を行うものである．図 2.8 では，個人の意思決定は最大で 2 回あるので，2 段階の合理的選択を行う．

2.5.2　進学意思決定：2 段目

ここからしばらく，サービスクラス出身者の合理的選択を見ていく．相対リスク回避モデルにおいては，サービスクラス出身者にとって最も合理的な選択は，サービスクラスへの到達確率を高める選択肢である．

いまサービスクラス出身者が，教育機関 j を終え，Stay2，Leave2 の選択肢を持っている．それぞれの期待利得を計算すると以下のようになる．

$$\mathrm{E_S}(stay2|j) = \sum_k^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1} \qquad \mathrm{E_S}(Leave2|j) = \beta_{j1}$$

2 段階目で教育機関 k に到達する確率は，1 段階目でどの教育段階を経たかに依存する．ここから（1 段階目で学校タイプ j を経た場合の）2 段階目で Stay2 が合理的となる条件は

$$\sum_k^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1} > \beta_{j1}$$

となる．

2.5.3　進学意思決定：1 段目

1 段階目で Stay1 を選択した際の期待利得は，

$$E_{\mathrm{S}}(stay1) = \sum_j^J \left\{\pi_{ij} \times \max\left(E_S(stay2|j), E_S(Leave2|j)\right)\right\}$$

となる．2 段階目の選択は j に依存するため，教育機関 j に至る確率とそこにおいて合理的な選択をした際の利得（つまり$E_S(stay2|j), E_S(Leave2|j)$のうち大きい方）の積を j に関してすべて足し合わせたものとなる．一方 Leave1 の期待利得は定数γ_1であるため，1 段階目での Stay1 が合理的になる条件は

$$\begin{gathered}\mathrm{E_S}(stay1) > \mathrm{E_S}(Leave1) \\ \Rightarrow \sum_j^J \left\{\pi_{ij} \times \max\left(E_S(stay2|j), E_S(Leave2|j)\right)\right\} > \gamma_1\end{gathered} \tag{2.8}$$

集合演算の公理より

$$\sum_j^J \pi_{ij}\,E_S(stay2|j) > \gamma_1 \vee \sum_j^J \pi_{ij}\,E_S(Leave2|j) > \gamma_1$$

$$\Rightarrow \sum_j^J \pi_{ij} \sum_k^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1} > \gamma_1 \vee \sum_j^J \pi_{ij}\,\beta_{k1} > \gamma_1.$$

さらに，

$$\boldsymbol{\pi}_i = \left[\pi_{i1}, \dots \pi_{ij}, \dots \pi_{iJ}\right]^t, A = [\boldsymbol{\alpha}_1, \boldsymbol{\alpha}_2, \boldsymbol{\alpha}_3], B = [\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \boldsymbol{\beta}_3], \Lambda_i = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \cdots & \lambda_{1K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{J1} & \cdots & \lambda_{JK} \end{bmatrix}$$

とすれば，

$$\boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i \boldsymbol{\alpha}_1 > \gamma_1 \vee \boldsymbol{\pi}_i^t \boldsymbol{\beta}_1 > \gamma_1 \tag{2.9}$$

と表せる(ただし$\boldsymbol{\alpha}_1 = [\alpha_{11}, \dots \alpha_{k1}, \dots \alpha_{K1}]^t, \boldsymbol{\beta}_1 = \left[\beta_{11}, \dots \beta_{j1}, \dots \beta_{J1}\right]^t$)．ここまでサービスクラスに関する進学意思決定の条件を求めてきたが，ワーキングクラスに関しては期待利得に用いる到達階層をサービスクラスおよびワーキングクラスにすればよい．したがって条件式は

$$\sum_j^J \pi_{ij} \sum_k^K \lambda_{ijk} \left(\alpha_{k1} + \alpha_{k2}\right) > \gamma_1 + \gamma_2 \vee \sum_j^J \pi_{ij} \left(\beta_{k1} + \beta_{k2}\right) > \gamma_1 + \gamma_2.$$

ベクトル表記であらわせば

$$\boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i (\boldsymbol{\alpha}_1 + \boldsymbol{\alpha}_2) > \gamma_1 + \gamma_2 \ \vee \ \boldsymbol{\pi}_i^t (\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\beta}_2) > \gamma_1 + \gamma_2 \tag{2.10}$$

となる．

2.5.4　進学率格差生成条件

パラメータを次のように固定し[13]，能力による進学期待値の挙動を図 2.10 で確認する．

$$\mathrm{A} = \begin{bmatrix} 0.7 & 0.3 & 0 \\ 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \end{bmatrix}, \mathrm{B} = \begin{bmatrix} 0.1 & 0.5 & 0.4 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \\ 0.4 & 0.4 & 0.2 \end{bmatrix} \tau_j = \begin{bmatrix} 1.5 \\ -0.5 \end{bmatrix}, \psi_j = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ -0.5 \end{bmatrix}, \tau_k^{(2)} = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \end{bmatrix}, \boldsymbol{\gamma} = \begin{bmatrix} 0.35 \\ 0.35 \\ 0.3 \end{bmatrix}$$

第 1 段階，第 2 段階ともに 3 つの教育達成で構成され，第 1 段階における教育達成は能力 1.5, －0.5 で分割され, 進学後能力の平均値が上位校から順に 1, 0, －0.5 だけ増加する．第 2 段階は能力 1 と－1 の前後で 3 つの教育達成が配分されるものとする．

このときの式(2.9)(2.10)を満たす領域を示すと図 2.10 のようになる．4 本の曲線のうち下 2 本が S クラス出身者の関数，上 2 本が W クラス出身者の関数である．直線は，各階級出身者の非進学の際の利得であり，いずれかの曲線＜直線となる黒い部分は第 1 段階の進学が合理的になる領域で，グレーの部分は非進学が合理的になる部分である．能力 X に対して，条件式(2.9)(2.10)が OR 条件で結ばれているため，非進学の領域はともに能力の中央付近のみになる．進学率の格差が存在するということは，図 2.10 中のそれぞれのグレーの領域での確率が，S クラスにおいて W クラスより小さいことと同値である．進学率の格差が

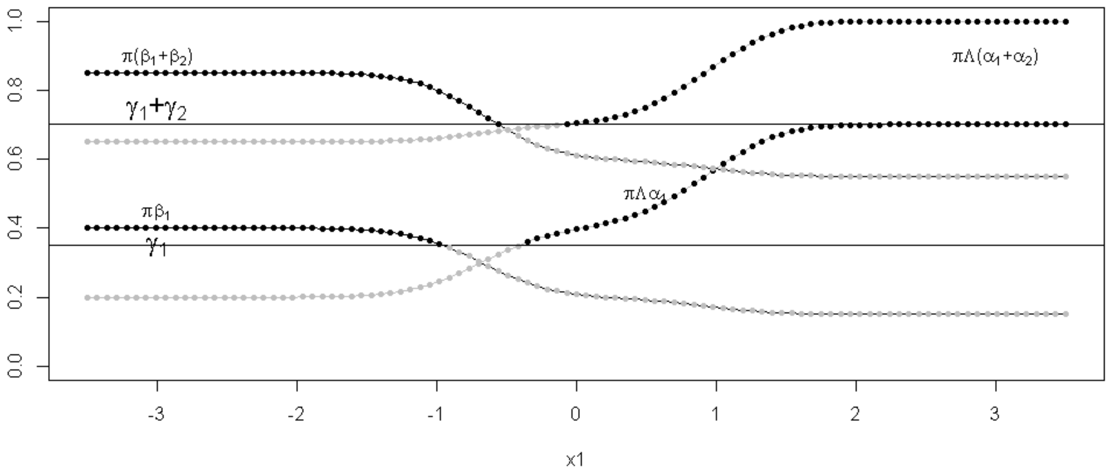


図 2.10　出身階層ごとの 1 段階目の進学領域（数値計算の例）

相対リスク回避のみで説明できるならば，S,W の学力分布の密度関数を $f_S(X), f_W(X)$とすれば，

$$\int_{D_S} f_S(x)dx < \int_{D_W} f_W(x)dx \qquad (2.11)$$

$$s.t.\ \ D_S = \{x| \boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i \boldsymbol{\alpha}_1 < \gamma_1 \ \wedge\ \boldsymbol{\pi}_i^t \boldsymbol{\beta}_1 < \gamma_1\}, D_W = \{x| \boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i (\boldsymbol{\alpha}_1 + \boldsymbol{\alpha}_2) < \gamma_1 + \gamma_2 \ \wedge\ \boldsymbol{\pi}_i^t (\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\beta}_2) < \gamma_1 + \gamma_2\}$$

である [14]．1 段階のモデルと同じく，曲線と直線（γ_1, $\gamma_1 + \gamma_2$）の交わる点を解析的に求めることはできず，2 段階目の進学率を特定することもできない．そのため，2 段階モデルの解析はすべて数値計算の手法を用いて行う．

2.6　残された謎

本章では，教育機会の不平等のメカニズムを説明するため，合理的選択理論を用いた Breen and Goldthorpe (1997) のモデルを発展させた．本章での展開は，より複雑な教育システムの下での教育機会不平等生成条件を特定できたものの，オリジナルの BGM と比べてより多くのパラメータを必要としているため，これらの値に極度に依存する．ただいずれにせよ，学力の階級差やリソースの階級差を仮定しなくても，純粋に合理的な選択によって，教育機会の階級差が生じることが可能であるということは示された．

パラメータの問題のほかにも，BGM において未だ議論，考察の及んでいない「謎」は多い．例を挙げると，まず第 1 に BGM のもとで教育達成過程，地位達成過程がどのような様相を呈すのかがはっきりしていないことが挙げられる．

RRA では，個人が主観的な合理的選択によって意思決定を行うことが仮定されているだけで，それによって各階級出身者がどのようなライフコースを歩み，結果としてどのような教育内移動ないしは世代間移動が起こるのかは，全く言及されていない．

第 2 の謎は，アンダークラスに関する無関心である．BGM においては図 2.1 で示す通り，サービスクラス(S)，ワーキングクラス(W)，アンダークラス(U)の 3 階級が仮定されている．もともと U の存在は，W にも進学に伴う下降リスクを定義するために作られた便宜上の階級であるともいえる．そのため理論展開においては S と W のみに着目している．U にも合理的選択を仮定することも当然考えられるが，U には回避すべきリスクが存在しないため，Stay と Leave の選択肢は優劣のない（無差別な）選択肢となってしまう．学力条件と資源条件をクリアすれば RRA は選択のメカニズムにはなり得ない．すなわち，アンダークラスを含めて BGM を一般化しようとすると，その主要な要素である RRA ではなく，資源・学力の階級差の方が重要な要因となることは想像に難くない．

数理モデルを作成したら次に向かう関心は大きく 3 パターンある．1 つは純粋に数学的な手続きによって，モデルの持つ意味を解釈すること，2 つ目はモデルの妥当性や信頼性を検証すること，3 つ目はモデルから導かれる社会状態を予測すること，である．これまで述べてきたように，これ以上の解析的な手続きは困難である．2 つ目の手続きは，パラメータの問題を解決することにつながる．本モデルが妥当な帰結を導くようにパラメータを設定すれば，モデルの妥当性を向上させることができる．3 つ目は数値計算によって可能である．本論の大きな目的は，教育の質的分化の様態によって教育機会の格差が変化するのかをとらえることであった．本章で作成したモデルは，質的な差異を仮定し，さらにそれぞれに定員を設定することによって質的分化の様態を表現できる．質的な分化の姿が変わった際にどのような格差のパターンが現れるのかを予測できることは，本論が数理モデルを用いた大きな理由である．

数理モデルの妥当性を高め，さらにこのモデルから予測できる社会状態を予測するため，5 章以降ではこのモデルをコンピュータ上に再現した人工社会を作成する．人工社会上では，アンダークラスに属する子弟の教育機会選択も仮定し，さらに純粋な学力選抜によって各階級の教育達成も記述することができる．

【注】

1 Boudon (1973=1983) においては，教育機会の不平等だけでなく，学歴を介した世代間移動の動態の分析も行っている．このほかに学歴を介した世代間移動をメインの現象としてモデル化した試みとして原（1973），浜田（2008a, b）などがある．

2 この計算は，「各階級の学力分布が先天的なものである」すなわち「各階級の能力Rの分布が学校段階ごとに変化しない」という仮定の下で正当化される．例えばC_1出身の子弟の最初の進学率は$(0.6 \times 0.85 + 0.3 \times 0.75 + 0.1 \times 0.65 =)0.8$，次の段階では$(0.6 \times 0.85^2 + 0.3 \times 0.75^2 + 0.1 \times 0.65^2 =)0.6445$になるが，進学者の中で能力が再び 0.6, 0.3, 0.1 と配分されるならば，次の段階の進学率は$0.8 \times (0.6 \times 0.85 + 0.3 \times 0.75 + 0.1 \times 0.65) = 0.64$となる．

3 計量研究で相対リスク回避説を直接検証できない原因は，そもそも，どのような命題が支持されればRRA の存在を証明できたことになるのかが明確でないことが大きい．

4 同じく教育機会の不平等をベイズ学習の理論を用いてモデル化した Breen (1999) なども，いわばアイデアを提示したものであり，数学的な厳密性や一貫性が保たれていない．

5 Boudon モデルの際に示したのと同様に，教育段階が 1 段階であることや階級が 3 つに分かれていることもモデル設計上の仮定である．教育段階数や階級カテゴリ数をパラメータとして扱うことも可能であるが，ここでは立ち入らない．

6 ここで言う確率変数は，個人が持つ確率変数ではなく，集団の分布としての確率変数である．社会において能力 X は確率変数であり，X の関数として示されるΠ, Λも確率変数ととらえることができる．

7 第 2 項が 0，さらに$\frac{\partial f}{\partial \lambda} = 0$とすると 1 段階モデルの条件式$\left(\frac{\alpha_1 - \gamma_1}{\alpha_1 - \beta_1} > \frac{\gamma_3 - \alpha_3}{\beta_3 - \alpha_3}\right)$と同値になる．

8 K=2 のとき$\boldsymbol{\alpha}_2 = (\alpha_{21}, \alpha_{22}, \alpha_{23})$は BG モデルでいう$\boldsymbol{\beta}$ と同一である．

9 このように示すときπは$\mathbb{R}$を$\boldsymbol{e}_1 = (1,0,0), \boldsymbol{e}_2 = (0,1,0), \boldsymbol{e}_3 = (0,0,1)$ の3つのベクトルで生成される2次元上の単位単体(Single Symplex)に移す関数となり，期待利得は$\boldsymbol{\alpha}_1 = (\alpha_{11}, 0,0), \boldsymbol{\alpha}_2 = (0, \alpha_{21}, 0), \boldsymbol{\alpha}_3 = (0, 0, \alpha_{31})$で生成される 2 次元単体上の点となる．

10 別の表記をすれば，「$X^*: \{x | \sum_k \pi_k \alpha_{k1} > \gamma_1\}, X': \{x | \sum_k \pi_k (\alpha_{k1} + \alpha_{k2}) > \gamma_1 + \gamma_2\}$に対して，$X^* \supset X$．したがって，$\Pr(x \in X^*) > \Pr(x \in X')$」と同じことを示している．

11 このモデルをさらに発展させ，中学校段階の分化を組み込むこともできる．しかし中学校段階の進学は「Leave」という選択肢が基本的にはないため，自己相似形なグラフをもう一つ追加するのではなく，図 2.8 と同系のグラフが並列する．詳しくは 5 章で論じる．

12 学校によって一律に平均値が変化することを仮定している．上位校で能力が下がってしまったり，下位校で能力が上昇するというパターンは一切想定していない．

13 ここで，2 段階目で進学しなかった際の地位達成分布βには，$\beta_{11} < \beta_{21} < \cdots < \beta_{J1}$，$\beta_{13} > \beta_{23} > \cdots > \beta_{J3}$という仮定をおいている．第 1 段階で上位校を出た者がそのまま離学すると，下位校出身で離学した者よりも平均的に低い到達階層になるという仮定である．この仮定は自明でなく，モデルに必須でもないが，普通科高校と職業科高校を比較して前者からの大学非進学者が低い職業達成が低いという報告（池田 2015）などもあり，直ちに否定されるものではない．なお，この仮定が成り立つとき$\pi_i^t \beta_1$は減少関数となり，S クラス全体の進学率は$\min(\Pr(\boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i \boldsymbol{\alpha}_1 > \gamma_1) + \Pr(\boldsymbol{\pi}_i^t \boldsymbol{\beta}_1 > \gamma_1), 1)$となる．

14 $D_s \subseteq D_W$ならば式(2.11)は常に成り立つが，逆は必ずしも成り立たない．なお，本章で示した 3 つのモデルおよびオリジナルの BGM それぞれの関係は Appendix A に示した．

2部

計 量 分 析 編

3 章　進学率の階層間格差の安定推移

2 部では，社会調査データを用いて，過去・現在の日本における個人の教育達成過程の階層差を検討する．本論で用いる 3 つの手法のうち，本章と続く第 3 章は計量パートを構成する．そして，計量パートは続く 3 部で用いる数理モデル，シミュレーションアプローチによって「再現すべき観察値」を提示する．

計量パートのうち前半部に当たる本章では，これまでのトランジションアプローチの見方を踏襲し，個人の教育達成のうち，各学校段階でのトランジションの成否に焦点をあてる．トランジションアプローチは，Mare (1980)を端緒として以後数々の発展を遂げてきた．中でも本章では，構造方程式モデル(SEM)を用いた Hauser and Andrew (2006)の部分比例制約付きロジットモデルを用いる．このモデルを，コーホート間比較が可能な形に展開し，階層効果の時代的趨勢を検証する．

本章の構成は以下の通り，まず 3.1「社会階層による教育機会不平等の展開」では，教育達成過程の階層差を検討した先行研究のレビューを通じ，トランジションアプローチが持つ教育格差問題への意味および課題を明確化する．3.2「条件付きロジットモデル」は，Mare (1980) に端を発するトランジションモデルの数理的側面を整理し，さらに Hauser and Andrew (2006) が用いた Logistic Regression with Partial Proportionality Constraints (LRPPC：部分比例条件付きロジットモデル) の特徴を，類似のモデルと比較しながら述べる．3.3「データと変数」では，本論で用いるデータと変数について整理する．続く 3.4 と 3.5 は分析結果である．3.4「階層効果逓減現象の検討」においては LRPPC モデルを用いて戦後日本の教育達成過程が，Blossfeld and Shavit (1993) が指摘した階層効果逓減の構造を示しているのかを検討する．3.5「戦後日本の格差構造の変化」では，3.4 のモデルにコーホートの効果を加え，格差構造が戦後を通じて安定していたのか，または変化してきたのかを検討する．3.6「教育達成への階層の現代的意味と残された課題」では本章の結果を今一度まとめ，特に現代における教育達成過程上の階層の意義について述べるとともに，本章の結果が教育内移動のいかなる側面を見ているのかについて考察する．

3.1　社会階層による教育機会不平等の展開

3.1.1　教育年数の不平等から移行の不平等へ

社会移動における教育の役割，教育機会・教育達成に及ぼす出身階層の効果に関する知見は，1 章にも述べた．本節ではより関心を絞って，教育段階の移行の成否に着目した研究を整理していく．そもそも，教育段階の移行の成否に着目する理由は何か．教育機会・教育達成の階層差を見る視角としては，個人の最終学歴を一つの変数とみなして，それに対する出身家庭背景の影響力を検討するという方法は伝統的に採用されており（Blau and Duncan 1967, Halsey 1977=1980）現在でも最も簡便な方法として採用されている（中村 2011a など）．このアプローチが見えなくする最も重要な要素が，教育達成過程のどこに不平等が存在するかという点である．換言すれば，教育システムのどの時点に大きな階層分化機能が存在しているのかという点である．この問いに答えるには，教育システムの内部にある階層による分化のタイミングを定義し，それらの階層に対する感度を調べることが必要となる．

複数の学校段階移行に対する出身家庭背景の影響力を抽出する方法を統計モデルとして提示した Mare (1980, 1981) は「トランジションアプローチ」と呼ばれ，教育機会・教育達成の不平等への標準的なアプローチとなっている．Mare (1980, 1981) は，教育達成の指標として教育年数を用いることの問題点を指摘し，教育規模の拡大に影響を受けない純粋な階層間格差を抽出するための方法として，ある教育機会への進学・卒業の条件付き確率（移行確率）の対数オッズを目的変数としたロジスティック回帰の方法を提示した．それまでのモデルとトランジションモデルを数学的に表すと以下のようになる．

$$y_i^{year} = \beta_0 + \beta_1 x_i \tag{3.1}$$

$$\log\left(\frac{\Pr\left(y_{ij}^d = 1 |\, y_{i(j-1)}^d = 1\right)}{\Pr\left(y_{ij}^d = 0 |\, y_{i(j-1)}^d = 1\right)}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j} x_{ij} \tag{3.2}$$

式 3.1 のy_i^{year} は個人の教育年数，式 3.2 のy_{ij}^d は個人 i の教育機関 j に関する移行の成否を示すダミー変数である．式 3.2 は左辺が移行の成否確率の対数オッズ比になっているが，各学校段階における移行確率はそれより前の学校段階を経たという条件($y_{i(j-1)}^d = 1$)付きの確率である．辺々に添え字 j がついていることからわかるように，それぞれの教育機関に対して個人内でそれぞれ成否がありさらに独立変数 x の効果が教育段階ごとに変化することを示している(Mare 1980). この定式化によって得られる係数β_{1j}は独立変数の単位変化による対数オッズ比であるため，周辺分布（社会全体の教育機会規模）の影響を受けない「純粋な」不平等指標とみなせる．

3.1.2　階層効果逓減現象

1990 年代以降，学校段階ごとの階層効果の大きさを厳密に比較するための改良がなされた．分析の単位を個人ではなく，各学校段階の移行にすることによって，各学校段階に対する階層効果が比較可能な形で推定される．トランジションモデルが用いられて以降，多くの研究によって，学校段階ごとの階層効果が比較され，より早期の学校段階においてのちの学校段階よりも大きな階層効果を持つという「階層効果逓減現象」（Declining Family Background Effect）が発見されている(Blossfeld and Shavit 1993; Treiman and Yamaguchi 1993; 鹿又 2006; Mare and Chang 2006; Müller and Karle 1993)[1]．

トランジションアプローチは教育機会の不平等をとらえる分析視角として広く用いられた．多くの追試によって，階層効果逓減現象は世界的，通時的に共通の傾向として見出されている（Shavit and Blossfeld eds 1993,　Mare and Chang 2006, Breen and Jonsson 2005 など)．日本においては，1975 年の SSM データを用いた Treiman and Yamaguchi (1993) が同様の傾向を示している．

トランジションモデルによるアプローチは，階層効果の逓減を発見して以降は，その構造の世代による変化を主眼としてきた．特に，戦後で中等教育・高等教育共に急速な拡大を示してきた日本においては，その拡大によって教育機会の不平等が減じられているのかは大きな関心であった．鹿又（2006）の分析によると高校／大学での父職による進学格差の差は減少傾向にあり，逓減構造が徐々に崩れていることがうかがえる．日本における階層効果逓減のトレンドをさらに詳細に検討した荒牧（2007）では，高校進学率の飽和や大学進学率の増加によって近年では必ずしも当てはまらないと指摘されている（荒牧 2007）．
本章では，個人の教育達成のうち，高校進学時と高等教育進学時に着目して，2つの移行にかかる出身家庭背景の影響力を抽出する．特に，階層効果逓減と言われる構造が，戦後の日本社会においてどのような変動をたどったのか（または変動していないのか）を描き出すことを目的とする．

3.2　条件付きロジットモデル

先に示した Mare (1980, 1981)は，統計的には，個人の教育達成段階の移行に対して，それぞれの移行を通過するかどうかの確率の対数オッズ比を従属変数とし，ひとつ前の移行を通過したもののみに関して，続いての段階の移行に関するロジットモデルを繰り返すと表現できる．式(3.2)を簡単に書き直すと，

$$\log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{jk} X_{ijk} \qquad (3.3)$$

i:個人，j:移行

となる．p_{ij}は個人 i がある教育段階 j の移行を経る確率，β_{jk}, X_{ijk}はそれぞれ移行 j における係数と独立変数である．教育達成の階層差を対象としたこれまでの研究が，個人の受けた教育年数を従属変数にした線形モデルであったのに対し，このモデルでは従属変数を対数オッズとしたことで，教育機会の全体的な規模（周辺分布）の変化に影響されない純粋な出身家庭背景による効果を抽出できた．さらにこのモデルでは，係数β に移行に関する添え字 j がついていることからわかるように，出身家庭背景その他の共変量が，移行ごとにそれぞれ影響を及ぼしていることを仮定している．

日本における階層効果の逓減を確認した Treiman and Yamaguchi (1993)においては，1975 年 SSM データの構造を再構成し，各個人の移行を独立したサンプルとして分析した．具体的には図 3.1 に示す通りで，Person-Period データと同一の構造を持つ．本論ではこの形式のデータを Person-transition データ [2]と称することにする．個人がある移行段階で移行を経験しない（＝卒業しない）際には，続くステージでの移行に関するサンプルは存在しない．このような打ち切り構造を持つことによって，個人内での移行に関する変数の漸近的な独立性が保たれる（Allison 1982）.

図 3.1 のデータ変換によって，進学に対する階層効果が直接比較可能になっただけでなく，その世代間変動も同時に分析することが可能となった [3]．本論でもこの点に関心をおき，荒牧（2007）より若い世代も分析対象にしながら，教育達成に対する出身家庭背景の影響力が世代を通してどのように変化しているのかを分析する．さらに，階層効果逓減の構造が世代間で一定であるのか，それとも若年世代ではこの構造が崩れているのかを明らかにする．

以上の課題に取り組むに当たり，Hauser and Andrew (2006) が提示したモデル

ID	高校	大学	親学歴
1	1	1	大学
2	1	0	大学
3	0	0	高校
4	1	0	高校
5	1	1	高校
6	1	0	中学
7	1	1	高校
・・・・・・			

ID	進学	親学歴	大学インデックス
1	1	大学	0
1	1	大学	1
2	1	高校	0
2	0	高校	1
3	0	高校	0
4	1	高校	0
4	0	高校	1
・・・・・・			

図 3.1　一般的なデータ(左)とパーソントランジションデータ(右)

が有用である．Hauser らのモデルは，トランジションアプローチに構造方程式モデルの枠組みを適用し，部分比例制約付きロジットモデル (Logistic Regression with Partial Proportionality Constraints: LRPPC)を提案した．LRPPC モデルは以下の式であらわされる．

$$\log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right)=\beta_{0j}+\lambda_j\sum_{k=1}^{k'}\beta_k X_{ijk}+\sum_{k'+1}^{K}\beta_{jk}X_{ijk} \tag{3.4}$$

i:個人，j:移行

先の式(3.3)との違いは第 2 項である．LRPPC では，一部の変数に対して，移行ごとに共通の係数β_k を推定し，それらの線形和が移行ごとに異なる係数λ_jが乗じられる. このモデルは Mare のモデルよりも自由度を節約した形式になっている．変数X_{ij1}から$X_{ijk'}$のk'個の変数に対して推定するパラメータは，Mare モデルにおいて$k' \times \mathrm{J}-1$個であるのに対し，LRPPC モデルでは$k'+J-1$個となる[4]．また，このモデルにおいては，複数の出身家庭背景をあらわす変数を，線形和によって一つにまとめることで，変数間の相関による共線性の問題にも対処することができる．

さらに，式(3.4)をコーホート比較が可能な形に一般化すると式(3.5)のようになる．

$$\log\left(\frac{p_{ijt}}{1-p_{ijt}}\right)=\beta_{0jt}+\lambda_j\sum_{k=1}^{k'}\beta_k X_{ijkt}+\sum_{k'+1}^{K}\beta_{jk}X_{ijkt}+\gamma_t\sum_{k=1}^{k''}\beta_k X_{ijkt}+\sum_{k''+1}^{K}\beta_{kt}X_{ijkt} \tag{3.5}$$

i:個人，j:移行，t:世代

Hauser and Andrew (2006) においては，式(3.5)のような展開が可能であることは述べられていたが，このモデルではなく式(3.2)のモデルを用いて，出身家庭背景が教育段階の移行確率に与える影響を推定している[5]．

本論では，彼らが発展の可能性として示すにとどまっていた出身家庭背景の影響力のコーホート間比較を試みる．前章までに確認したように，戦後日本において急速な量的拡大を経た高等学校は 1970 年代には 90%を超え, 高水準で推移している．高等教育機会は，高校に比べ緩やかな増加傾向をたどり，2012 年(平成 24)現在での進学率は 4 年制大学で 49.9%，大学院で 11.3%となっている．これら教育システムの量的変動によって，教育達成の階層差がどのように変動してきたのかを検証した荒牧（2007）や鹿又（2006）においては，近年のコーホートにおける階層効果逓減の崩壊の可能性が示されている．本論では，さらに若年の世代を加え，LRPPC モデルによる階層効果のコーホートトレンドを抽出する．

3.3　データと変数

3.3.1　分析モデル

前節で紹介した 3 つのモデルを応用し，階層効果逓減の検討，およびその世代間比較を行う．まず，戦後日本の平均的な姿を描くために，式(3.4)のモデルを適用する．

続いて, 先に示したモデル式(3.5)を用いて, 階層効果の世代変化を検討する．分析に先立ち，式(3.5)が示す仮定を改めて確認し，より用いやすい形に変形する．式(3.5)は，出身家庭背景の影響力が移行ごとに異なることと世代ごとに異なることを許容するモデルである．この式においては，移行ごとに効果の異なる変数と世代ごとに効果の異なる変数が異なることをも許容しているが，本論ではこれらの X を共通にする．すなわち，

$$\log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right)=\beta_{0jt}+\lambda_j\sum_{k=1}^{k'}\beta_k X_{ijk}+\gamma_t\sum_{k=1}^{k'}\beta_k X_{ijk}+\sum_{k+1}^{K}\beta_{jkt}X_{ijk} \tag{3.6}$$

とする．これによって，比例制約をおく出身家庭背景の変数をそろえることにする．

式 3.6 は第 2 項と第 3 項をまとめて

$$\log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right)=\beta_{0jt}+\left(\lambda_j+\gamma_t\right)\sum_{k=1}^{k'}\beta_k X_{ijk}+\sum_{k'+1}^{K}\beta_{jkt}X_{ijk} \tag{3.7}$$

とあらわせる．本論ではこのモデルを PPCC (Partial Proportionality Constraints on Cohort) と呼ぶことにする．ここからわかるように，出身家庭背景の効果は，移行ごとの比例係数と世代ごとの比例係数の和でその大きさを変化させる．このモデルでの大きな仮定は，移行ごとの比例係数は世代ごとに共通であり，逆に世代ごとの効果は各移行に対して共通にかかるということである．

この仮定を緩め，世代ごとの効果が，各移行段階に対してそれぞれ独立にかかることを仮定したモデルを考える．すなわち，

$$\log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right)=\beta_{0jt}+\lambda_{jt}\sum_{k=1}^{k'}\beta_k X_{ijkt}+\sum_{k'+1}^{K}\beta_k X_{ijkt} \tag{3.8}$$

である．これを CDPC (Cohort Differentials of Proportionality Constraints) と称する．モデル(3.7)とモデル(3.8)の違いを直感的にあらわすと図 3.2 と図 3.3 のようになる．図 3.2 では移行ごとの階層効果（グラフの高さ）の差は同じであり，コーホートごとに一定の高さが減少している．これに対し図 3.3 では，移行 1 では世代間で効果の大きさはほとんど変化せず，移行 2 では世代間で家庭背景

の効果は増加している．移行 3 では家庭背景の効果は減少している．このように移行×世代でそれぞれ出身家庭背景の効果を独立に推定する．モデル(3.7)とモデル(3.8)では，世代間で移行間の効果の差が一定であると仮定しているモデル(3.7)のほうが自由度を節約している．

先に示した LRPPC と比較して，PPCC と CDPC は，比例制約をかける次元が 1 つ増加している．したがって，比例制約のパラメータには，追加的な制約を課さなければならない．まず PPCC において，$\lambda_1 = 1$ は同様である．これに加えてγには基準となるコーホートに対し，$\gamma_1 = 0$ という制約をおく．これは，移行とは違い個人にコーホートがネストする Person-cohort データを作成できないことによるものである．すなわち，コーホート t の，移行 j>1 に関する階層効果は$(1 + \lambda_j + \gamma_t)\Sigma\beta_k X_{ijkt}$ となる．

CDPC では，比例制約のパラメータはλ_{jt}となり$(J-1)\times(T-1)$ 個推定され，そして$\lambda_{11} = 1$すなわち基準コーホートの第 1 トランジションを基準にした推定値となる．さらに，各移行，各コーホートのパラメータは，それぞれの基準となる移行およびパラメータに対する増分として推定される．コーホート t の，移行 j>1 に関する階層効果は，$(1 + \lambda_{j1} + \lambda_{1t} + \lambda_{jk})\Sigma\beta_k X_{ijkt}$ である [6].

3.3.2　用いるデータと変数

本論は，以上のモデルを日本のデータに対して施し，教育達成に対する出身階層の効果のトレンドを分析する．日本の分析には，社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）の 1985 年男性版ならびに女性版，および同調査 2005 年日本版データを用いる．これらのデータは，教育歴や親の社会的地位に関する詳細な情報が含まれており，本論全体を貫くテーマの検討に適している [7]．これを用いて，2 つの学校段階移行（高校卒業，大学卒業）に着目し，person-transition

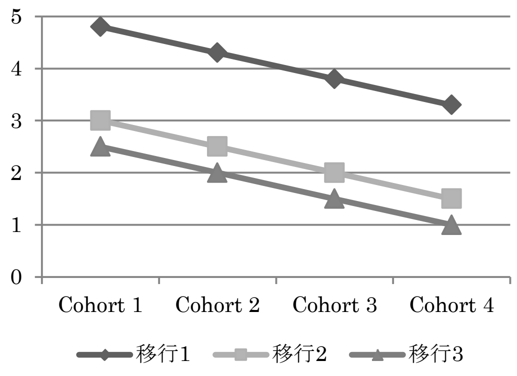


図 3.2　PPCC の概念図

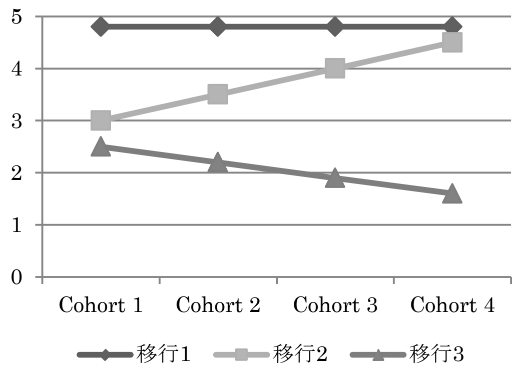


図 3.3　CDPC の概念図

データを作成する．それぞれの学歴を得た人は 1，得ていない人を 0 とする．また，ひとつ前の学歴に到達していない場合は，そのケースに対しては欠損（打ち切り）に指定する．

比例制約をおく独立変数（Multiple Component）として，父親の教育年数（paedu），兄弟姉妹数（sibs），父親の職業威信スコア（papres：SSM95 威信スコア）の 3 つを用いる．

教育達成に関しては，旧制の学歴を持っているケースは分析から除外し，新制高校，大学の学歴を対象とする [8].

世代に関する変数は，出生年をいくつかのグループに分けてそれぞれの世代グループごとの効果を推定することができる．しかしこの方法では，世代の区切り方によって結果に大きな違いを生じる可能性がある．ここでは単純に出生年が線形の効果を持つことを想定して投入する．具体的には，(出生年－1960) と変換し, 1960 年生まれが 0 となるよう調整している. この変換によって式(3.7)から，まとめ上げた階層変数の効果が，1960 年生まれの高校段階で 1 となるように調整される．

3.4　分析結果 1：階層効果逓減現象の検討

本節と次節において分析結果を示す．まず，本節では，階層効果の世代変化を考慮しないモデルに関して考察する．表 3.1 は，LRPPC を男女別に推定した結果である．LRPPC モデルにおいては，男女ともに類似の傾向を確認できた．階層変数を形成する 3 つの出身家庭背景変数の効果は 3 つともすべて有意であり，父職，父教育，兄弟数がすべて進学のしやすさに影響を与えていることがわかる．

まとめ上げられた階層変数の効果は，高校段階に関して 1.0 と固定されている．高等教育段階に関する係数は，高校段階のそれと比較してとらえられる．男性ではその値は-0.116 となり, 効果の総量としては 0.884（=1-0.116）となる．これらから，顕在変数の効果の大きさはパス解析と同様に係数の掛け算で示される．兄弟姉妹数が 1 人増えることによる，進学／非進学のオッズ比は高校段階で 0.757（=exp(－0.278×1)）倍，高等教育段階に関して 0.782（=exp(－0.278×0.884)）となる．また，父親の最終学歴が新制高校卒業の時と比べて，新制大学卒の場合の進学確率は，高校段階で 2.75 倍（=exp(0.273×4×1)），高等教育段階で 2.44 倍（=exp(0.273×4×0.884)）となる．

女性も同様に，高校段階を基準とした高等教育段階への階層効果は 0.81 倍と

表 3.1 LRPPC の推定結果

	男性			女性		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Independent Effect						
高校	-0.451	(0.207)	*	-0.344	(0.136)	*
高等教育	-3.432	(0.215)	***	-4.156	(0.207)	***
コーホート	0.036	(0.007)	***	0.087	(0.007)	***
コーホート×高等教育	-0.060	(0.008)	***	-0.067	(0.008)	***
Multiplicative Effect						
高校	1.000			1.000	——	
高等教育	-0.116	(0.070)	*	-0.190	(0.054)	***
コーホート						
コーホート×高等教育						
コーホート 2 乗						
(コーホート×高等教育)2 乗						
Multiple Component						
父教育年数	0.253	(0.020)	***	0.273	(0.019)	***
父職威信スコア	0.029	(0.004)	***	0.029	(0.003)	***
兄弟姉妹数	-0.278	(0.030)	***	-0.185	(0.027)	***
N of Transition	4412			5218		
N of individual	2593			3134		
Log likelihood	-1980.5795			-2060.3666		
BIC	4028.2956			4189.2122		

***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1
Estimated by Stata 13.1 "ml" function

なり, 兄弟姉妹数 1 人の増加につき, 進学確率は高校で 0.76 倍, 高等教育で 0.78 倍となり，父大卒の効果は高校段階で 2.75 倍，高等教育段階で 2.44 倍となる．男女ともに確認できたのは，これまでの研究同様，学校段階以降に関する階層効果は前期の学校段階で大きく後期では小さいという傾向が確認できた．

3.5　分析結果 2：戦後日本の格差構造の変化

続いて，階層効果のコーホートごとによる違いを認めるモデルを検討する．モデル比較の結果を表 3.2，表 3.3 に示し，各モデルを簡単に説明する．M1 は何も変数を投入しない全体での平均である．M2 は，3 段階のトランジション，出生年，およびそれらの交互作用項を入れたモデルである．M3 は，世代の情報を考慮せずにトランジションにのみ比例制約をかけたものであり，先の LRPPC と同一である．M4 は式(3.7) に対応した PPCC モデルであり，世代によってすべてのトランジションに共通の効果を持つモデルである．M5 が式(3.8) に対応

表 3.2 モデル比較の結果（男性）

	Model	df	LogLik	contrast	p
M1	Constant intercept	1	-2847.0099		
M2	Intercept for each transition and cohort	6	-2240.1064	M1	0.000
M3	Partial Proportional constraints (LRPPC)	9	-1980.5795	M2	0.000
M4	Partial Proportional constraints on cohort (PPCC)	10	-1980.4236	M3	0.577
M5	Cohort differentials of proportional constrains for transition (CDPC)	11	-1979.7992	M4	0.264
M6	Quadratic Cohort effect of proportional constraints (CDPC2)	13	-1979.2975	M5	0.606

表 3.3 モデル比較（女性）

	Model	df	LogLik	contrast	p
M1	Constant intercept	1	-3519.2566		
M2	Intercept for each transition and cohort	6	-2316.2796	M1	0.000
M3	Partial Proportional constraints (LRPPC)	9	-2060.3666	M2	0.000
M4	Partial Proportional constraints on cohort (PPCC)	10	-2059.7431	M3	0.264
M5	Cohort differentials of proportional constrains for transition (CDPC)	11	-2058.9344	M4	0.203
M6	Quadratic Cohort effect of proportional constraints (CDPC2)	13	-2041.2602	M5	0.000

表 3.4 男性の分析結果

	PPCC			CDPC			CDPC2		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Independent Effect									
高校	-0.415	(0.184)	*	-0.191	(0.212)		-0.320	(0.166)	†
高等教育	-3.394	(0.202)	***	-3.459	(0.245)	***	-3.503	(0.217)	***
コーホート	0.041	(0.010)	***	0.061	(0.014)	***	0.054	(0.015)	***
コーホート×高等教育	-0.058	(0.008)	***	-0.084	(0.018)	***	-0.082	(0.019)	***
Multiplicative Effect									
高校	1.000			1.000			1.000		
高等教育	-0.112	(0.066)	†	-0.028	(0.085)		-0.057	(0.074)	
コーホート	-0.002	(0.003)		-0.010	(0.005)	*	-0.008	(0.005)	
コーホート×高等教育				0.010	(0.006)		0.009	(0.006)	
コーホート 2 乗							0.000	(0.000)	
(コーホート×高等教育)2 乗							0.000	(0.000)	
Multiple Component									
父教育年数	0.250	(0.018)	***	0.232	(0.018)	***	0.245	(0.017)	***
父職威信スコア	0.028	(0.004)	***	0.026	(0.004)	***	0.027	(0.003)	***
兄弟姉妹数	-0.267	(0.034)	***	-0.241	(0.031)	***	-0.253	(0.035)	***
N of Transition	4412			4412			4412		
N of individual	2593			2593			2593		
Log likelihood	-1980.4236			-1979.7992			-1979.2975		

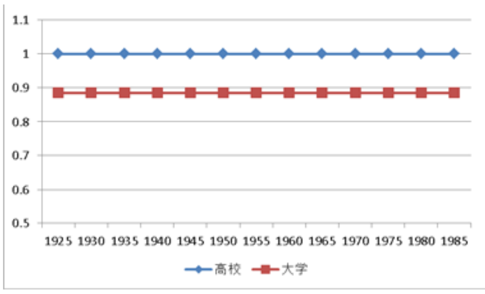
****: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †; p < 0.1*
Estimated by Stata 13.1 "ml" function

した CDPC で，トランジションごとに独立の世代効果がかかる．M6 は，コーホートそれぞれの比例制約に加え，コーホートの 2 乗の制約を加えたもの，すなわち階層効果が世代間で放物線上に変化していることを仮定するモデルである．

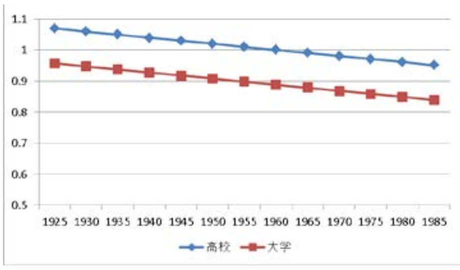
モデル比較の基準として対数尤度を比較する．まず，男性の場合は，M1 から M3 に至るまではモデルが有意に改善しており，進学に関する階層効果は認められる．しかし，階層効果のコーホートトレンドを考慮したモデルは，どれも適合度が改善していない．2 乗項を投入したモデル M6 と M3 の間でもほとんどモデルは改善されておらず，階層効果は戦後世代で非常に安定した構造を持っていることが言える．

一方女性は，対数尤度が M5 と M6 の間で有意に改善している．M3 と M6 で比較した際もモデルは有意に改善している．女性の階層効果は，学校段階ごとに別個に，2 次曲線上のダイナミクスを描いているといえる．

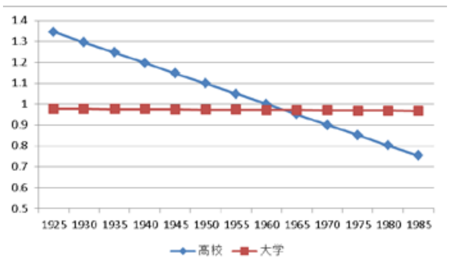
分析結果を表 3.4，3.5 に示す．先に確認したように，男女では階層効果は異なるトレンドを示している．まず，男性の結果（表 3.4）は，階層効果の世代間変動を認めないモデルで十分に当てはまりがよいことが示されている．M3 から M6 までの 4 つのモデルで推定された階層効果の変動をプロットしたのが図 3.4 である．有意な改善を示してはいないがコーホートの変化を認めるモデルを検討してみると，M4（PPCC），M5（CDPC），M6（CDPC2）のいずれにおいて



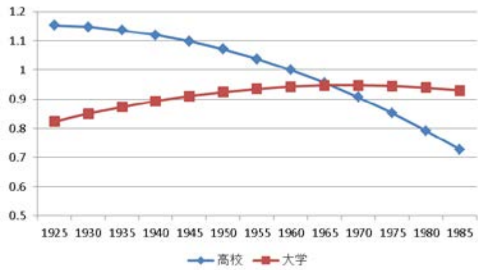
LRPPC



PPCC



CDPC



CDPC2

図 3.4　階層効果の変動（男性）

表 3.5　女性の分析結果

	PPCC			CDPC			CDPC2		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Independent Effect									
高校	-0.182	(0.162)		0.203	(0.188)		-1.018	(0.167)	***
高等教育	-4.075	(0.227)	***	-4.136	(0.210)	***	-4.305	(0.294)	***
コーホート	0.100	(0.010)	***	0.130	(0.016)	***	0.074	(0.013)	***
コーホート×高等教育	-0.061	(0.010)	***	-0.101	(0.021)	***	-0.058	(0.023)	*
Multiplicative Effect									
高校	1.000	——		1.000	——		1.000	——	
高等教育	-0.162	(0.075)	*	-0.028	(0.075)		-0.263	(0.067)	***
コーホート	-0.004	(0.003)		-0.016	(0.006)	**	-0.006	(0.003)	†
コーホート×高等教育				0.014	(0.007)	*	0.007	(0.005)	
コーホート 2 乗							-0.001	(0.000)	***
(コーホート×高等教育)2 乗							0.000	(0.000)	*
Multiple Component									
父教育年数	0.258	(0.019)	***	0.225	(0.017)	***	0.329	(0.023)	***
父職威信スコア	0.028	(0.003)	***	0.024	(0.003)	***	0.035	(0.003)	***
兄弟姉妹数	-0.172	(0.027)	***	-0.144	(0.025)	***	-0.174	(0.029)	***
N of Transition	5218			5218			5218		
N of individual	3134			3134			3134		
Log likelihood	-2059.7431			-2058.9344			-2041.2602		

****: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1*
Estimated by Stata 13.1 "ml" function

も，高等教育段階（■のプロット）の傾きはほぼ水平であり，安定した傾向を示している．高校段階に関しては，概して減少傾向，すなわち平等化の傾向を示している．M5，M6 ともに，1965 年以降生まれ（1980 年代以降に高校に進学した世代）世代には高等教育段階よりも階層効果は小さくなっており，階層効果逓減現象の崩壊の兆候が見て取れる．ただし，これらの結果は，M3 と比べて予測の改善にはなっていないため積極的な解釈はせず，男性の進学率格差は，戦後一貫した階層効果逓減構造を保ちながら推移しているといってよい.

続いて女性に関する結果である. 女性の結果は表 3.5 および図 3.5 で確認する. 女性に関する階層効果は世代間で変動を認めるモデルにおいて当てはまりが改善されている．図 3.5 から高校進学に関する階層間格差の変動をみると，M5（CDPC）モデルでは，1960 年代生まれを境に階層効果の大小関係が逆転している．これは，男性に関する CDPC モデルと同等である．2 次曲線状の変化を認めた CDPC2 の結果からは, 高校は 1960 年代頃に階層間格差のピークを迎え, その後減少に向かっていることが読み取れる．高等教育段階は，CDPC にて安定的な推移が読み取れる（表 3.5 における Multiplicative Effect のコーホート係数とコーホート×高等教育係数がほとんど打ち消しあう数値になっていることか

らもわかる）．CDPC2 を見ると，1960 年代後半をピークに，その後減少に転じている．ただし減少の仕方は高校段階と比べると緩やかである．

これらの結果と過去の研究との整合性についてまとめると以下のようになる．まず，Treiman and Yamaguchi (1993) が SSM75 年を用いて示した明確な階層効果逓減は 1955 年生まれまで世代の男性に関するものである．出身家庭背景として投入した変数に違いはあるが，その世代までにおける父親の教育や職業に関する階層効果逓減，そしてその安定構造は，本モデルでも支持されている．これまでの研究で言及されなかったより若い世代に関して言えば，特に女性に関して高校段階で平等化の傾向が見られる．荒牧（2007）が指摘した階層効果逓減構造の崩れは，高校段階の平等化によって起こっていたものであることが指摘できる．荒牧（2007）は，10 年刻みの世代間比較によって，近年の階層効果逓減構造の崩壊を示唆していたが，大局的に見れば，男性に関しては安定，女性に関しては高校の開放というようにまとめられる．

3.6　教育達成への階層の現代的意味と残された課題

本稿では，教育達成の階層差を検討する方法として提案された部分比例条件

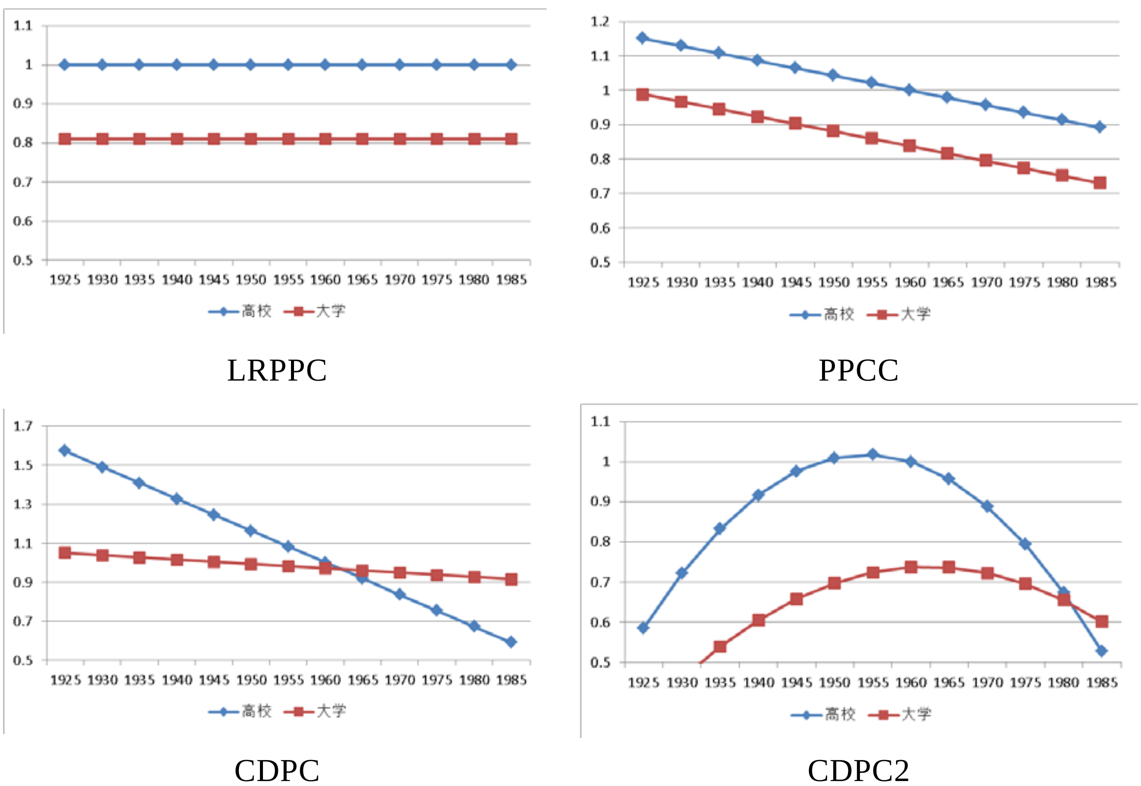


図 3.5　階層効果の世代変化（女性）

付きロジットモデルをさらに改良し，階層効果のコーホート比較を試みた．その結果として，①戦後世代の階層効果逓減現象の存在，②男性の進学格差の安定構造，そして③女性に関する高校進学平等化と階層効果逓減構造の崩壊，の3 点が確認できた．

進学に関する階層効果は男女で異なるトレンドを示した．ここで，男女に生じたトレンドの違いに関して考察する．図 3.6 は，大学と短期大学の進学率の男女別推移のプロットである．高等教育は戦後も複線型の体系を一部維持し，4 年制の大学以外に短期大学，専修学校等を置き，多様な高等教育の機会を担保してきた．特に女子の高等教育は 2 年ないし 3 年制の短期大学によって担われてきた．図 3.6 を見て分かるように，戦後の高等教育進学率の拡大は，男子は 4 年制の大学，女子は短大への進学の増加によって起こっていた．一方で女子の大学進学率も着実に上昇している．本章の分析において，1960 年代後半生まれの世代移行，高等教育の進学格差が停滞ないし減少傾向にあることが示された．1960 年代生まれの世代が高等教育に進学するのは，1980 年代の中盤から後半にかけてであるが，この時期は，女子の高等教育進学率が 4 年制大学を中心に上昇している．さらにその 10 年後の 1990 年代後半では短大進学率が減少し始め，女子の高等教育の主流が短大から 4 年制大学に変化し始めた時期である．この時期の進学者（1970 年代生まれ）は，高校と高等教育の進学格差にかかる階層の影響力が一致し，逓減構造が崩壊している．

日本の教育システムは戦後の再編から大きな量的変動を経験した．量的な飽和を迎えた中等教育における階層差は減少傾向にあった．Raftery and Hout (1993)は，教育機会の拡大が，階層構造の上位に位置づく人々の教育達成欲求にこたえてもなお機会の拡大が続くときに階層差が縮小するという MMI (Maximally Maintained Inequality) 仮説を唱えている．高校の拡大期にあった時代から飽和に至った時代にかけて女子において階層の効果が上向きのカーブを示したことは，この仮説を支持するものといえる．ただし，男子においては，2 乗項を含めたモデルにおいても階層効果のピークは見られず，ほぼ単調減少の推移を見せていた．高校進学率は男女ともに同程度に伸びているため，MMI のみではこの傾向の違いを説明できない．またこの仮説が当てはまるならば，日本の高等教育は未だ階層差を縮小されるレベルにまで拡大していないということになる．本論においては最も若い世代において高校段階における階層差も健在であることは興味深く，MMI 仮説が想定している結果とは言い切れない．今回の分析では出生による平均的なトレンドを見たに過ぎず，より細かい分析による考察が求められるが，量的な飽和の段階にある階層差は，中等教育，高等

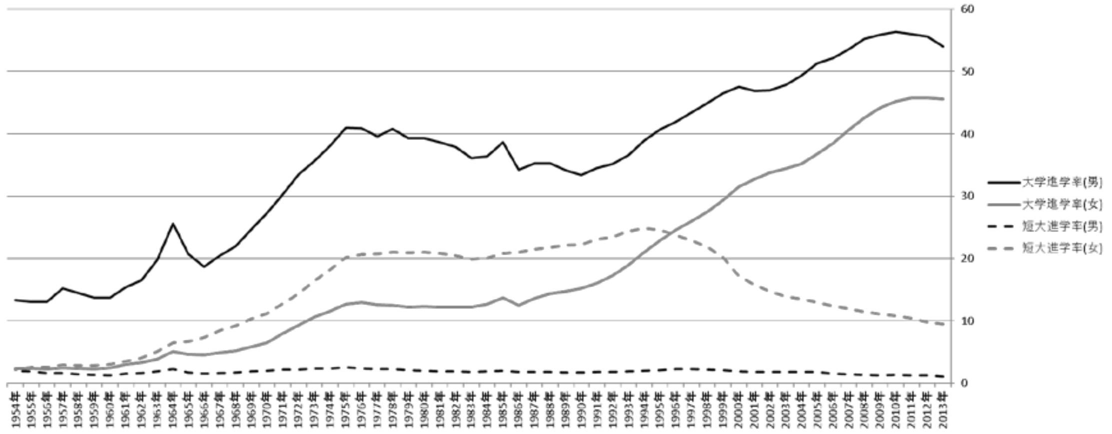


図 3.6　男女別高等教育進学率の推移

（出典：学校基本調査）

教育ともに MMI では説明しきれない生成メカニズムの存在（もしくは変容）を示唆している．

本章では，Hauser and Andrew (2006) が提唱した部分比例条件付きロジットモデル（LRPPC）を加工して，階層効果のコーホートトレンドを抽出した．LRPPC モデルでは，基準とする学校段階の階層効果の大きさを基準化して，そのほかの学校段階の効果はその基準との比較で示された．学校段階ごとに出身家庭背景の効果の大きさを比較する際，重要なのは各学校段階における出身家庭背景の大きさそれ自体ではない．高校と大学，大学と大学院といった学校段階ごとにおける相対的な不平等の大きさである．トランジションモデルの構造方程式モデルへの応用は，トランジションモデルが持つ特徴に非常に適合したものであり，有用性が高いモデルといえる．

教育機会・教育達成に関する出身家庭背景の効果を論じるとき，「出身家庭背景」が何によって代表されるのかという問題は常に付きまとう．親の職業や学歴や兄弟姉妹数がそれぞれ独自の意味を持って子供の教育に影響を与えることは繰り返し言及されているが，多くの場合，出身家庭背景が相互に相関を持っているため，それらをすべて用いて分析をしようとすると，共線性によってそれらの効果が過小に評価される事態を招く．LRPPC モデルでは，これらの変数を一つの潜在的な変数にまとめ上げるため，変数間の相関によって過小評価されることはない．このような統計上の扱いやすさとともに，各階層変数がそれ単体でなくほかの要因と一体になって教育達成に影響するという見方をも，本モデルの特徴では含意している．

本章の最後に，限界と展望について述べる．本章の大きな課題は，変数の選

択に関するものである．統制変数を性別以外に加えることはもちろんのこと，従属変数としたトランジションにも考察を迫られる．本論では，教育達成の段階を高校，大学，の２段階の卒業時点に絞って分析をした．これは推定にかかる負荷を考慮したものであるが，これまでの研究（特にアメリカを対象としたもの）では各学校段階への入学と卒業を分けてとらえる方法が一般的である．その方法は，「入学しなければ卒業はなく，前段階を卒業しなければ次の学校に入学もできない」と論理的にも正当化され，実際にアメリカでは義務教育以後の中途退学率が高く，入学と卒業がそれぞれ別々のハードルとしてとらえられる．日本においては，ほとんどの学校段階において中途退学が非常に少ないこともあり，入学と卒業を分けずに分析することも多いが，諸外国との比較可能性を高めるという観点からは，必要なことであろう [9].

本章の第 2 の課題はモデル上の問題である．Hauser and Andrew (2006) が提唱した LRPPC モデルに対して，Mare (2006) は係数の識別の問題を挙げている．Mare によれば LRPPC モデルの係数が同一の標準誤差を持つときに限り，比例制約が正当化されるとしている．

以上のような限界を含みつつではあるが，本章で用いた構造方程式の枠組みは，これまでより節約した方法によって階層効果のトレンドを抽出することに成功した．次章では，これらのモデルを別の形に展開し，以下のような課題に対してアプローチする．まず第 1 に，近年の日本では特に重要になっている，同一学校段階における質的差異に関する階層効果の検証である．先にも考察したように，日本には高等教育段階において制度的な複線体系も残っている．さらに，同一のトラックに含まれるような教育機関でも，地位達成または教育達成に有利にはたらくようなトラックとそうでないトラックの分化が顕在化している．一口に「高等教育段階」といっても，4 年制大学と 2 年ないしは 3 年制の課程を置く短期大学，専修学校の別があり，さらに言えば，4 年制大学の中にも，比較的学費負担の少ない国公立大学，負担の大きい私立大学，進学が非常に困難ないわゆる難関大学などの分化がある．高等教育進学にかかる階層効果の変動が，その質的な分化とそれらのシェアの推移に影響を受けて変動している可能性は，女子の高等教育進学の階層効果変動からも指摘できる．質的差異に関しては Breen and Jonsson (2000) が多項トランジションモデル (Multinomial Transition Model; MT モデル) を提唱してから, 日本でも同様の分析が行われている (荒牧 2008a,b など) が，MT モデルは Mare のトランジションモデルには無かったモデル上の問題を多く含み [10]，その解決手段が現在模索されている(Karlson 2011 など).

質的差異に触れるとき，前章で強調した中学校段階に関する分化を分析の射程に含めることができる．近年，私立中学校シェアの相対的な増加や，公立における中高一貫教育校の制度化によって，これまで高校段階から発生していた教育機会の質的差異が義務教育段階においても発生していることが指摘されている（都村・西丸・織田 2011）．日本の中学校は義務教育であるため，どのような学校を卒業しても次の学校段階への移行のリスクセットに入る．しかし，どのような中学校に入学するのかは出身家庭背景に依存しており，階層効果の逓減現象が当てはまるならば，中学校段階において高校や高等教育よりも大きな階層効果があることが予想される．これらの課題に取り組むことによって，これまでのトーナメント型学校体系（Rosenbaum1979，竹内 1991）の枠組みでとらえられないような教育システムにおける機会格差，達成の格差に潜む出身階層の効果を明らかにすることにつながる．次章では，本章のモデルの因果的な枠組みを踏襲しながら，より細かい学校段階の分化に潜む出身階層の影響力，そしてその世代変化について検討することにする．

【注】

1 ただし，日本においては必ずしも当てはまらず，一過性の現象であったという指摘もある（荒牧 2007）．階層効果逓減が教育の規模や社会構造の変化に対して頑健であるとは限らない．

2 この語は Hauser and Andrew (2006) が用いたものであり，Mare は Person-Decision の語を用いている(Mare and Chang 2006).

3 高校非進学によるデータの打ち切りを行うことにより，高校進学の成否と大学進学の成否が個人内で漸近的な独立性を保つことが知られている(Mare 1980, 1981; Breen and Jonsson 2000)．この性質は分析に対して都合がいいだけでなく，「前期の成功が後期の成功を約束しない」というトーナメント型移動モデルとも親和性を持っている．

4 K 個すべての変数に比例制約を仮定すれば，推定するパラメータの数は$K+J-1$個となる．この際のモデルは構造方程式モデリングの中の MIMIC (multiple indicator multiple cause)モデルと同等になる．

5 彼らが用いたデータ（OCG）データは，同一コーホートのパネルデータであったため，コーホート比較が不可能であった．

6 本論ではコーホートの効果として出生年 c を用いるため，正確には$(1+\lambda_{j1}+c\lambda_{1t}+c\lambda_{jt})\Sigma\beta X$である．

7 本章の分析に用いられる変数は 1995 年データでも完備されている．しかし，95 年データでは，4 章で扱う最重要変数である「出身中学校の設置主体」が含まれていない．4 章の分析との整合性を担保するために，本章においても 95 年データは用いずに分析を行った．なお SSM は 1955 年より 10 年ごとに行われている全国調査である．2015 年時点において SSM2015 プロジェクトが動いており，同調査には出身中学校の設置主体などの詳細な教育歴が含まれている．

8 本来は，戦前の世代で，新制の学歴を持っているものが，必ずしも新制の前段階の移行を経たとは言えない．同時に，新制の大学を経たものが，高校を卒業せずに大検（高卒認定試験）によって大学への移行を経た可能性も考えられるが，本論ではこのような可能性については扱わない．トランジションアプローチは，複線型の教育システムにおいて，主流となるトラック以外の教育達成が十分に多いときには使えないという弱点を持っている．

9 トランジションモデルにおいて階層効果逓減の検討をする際，2 段階の教育段階で後期の移行における

階層効果が小さいことをもって「逓減」と断言することには論理的な脆弱さをはらんでいる．より多くのありうるトランジションを考慮したうえで一貫して階層効果が手限していれば，階層効果逓減「構造」があるという命題がより正当性を持ちうる．

[10] 進学先によってトランジションが打ち切られないことによる Transition の漸近独立性の破たん，IIA の問題などがある．また，選択バイアスの問題も依然としてある．

4 章　教育内移動における不平等構造の趨勢

前章では，教育達成過程のうち，進学／非進学を分断線とする側面について検討し，出身階層による教育達成の影響力が男性に対して安定的で，女性に対しては変動していることを示した．本章では，教育達成過程の内部をさらに詳しく検討する．

本章で焦点を当てるのは, 1 章でも強調してきた教育段階内部の分化である．3 章までの分析は，さまざまなバリエーションを持つ教育内移動のうち，「進学／非進学」という 1 つの境界線を見ていたに過ぎない．その境界線が地位達成上重要な役割を持つことは認めつつも，平準化と質的差異を含む学校を一つのカテゴリでとらえることには限界がある．本章では，教育達成の見方をより細かい単位に分割し，さらに中学校段階も含めた 3 段階の教育トランジションの様態をとらえる．

本章の構成は以下の通り. まず 4.1「日本における教育制度の内部分化」では，主に戦後の日本の教育機会の内部分化を学校段階ごとに整理し，教育機会の不平等論または社会階層論がこれらの現象をどのようにとらえ分析の俎上に載せるのかを整理する．4.2「対数線形モデルと潜在クラスモデル」では，本章で用いる主要な分析手法である対数線形モデル（Log-linear Model）と潜在クラスモデル（Latent class Model）に関して整理する．さらに 3 章で扱ったロジットモデルとの関連についても述べる．4.3「データと変数・基礎統計」は，タイトル通り本章の分析で用いるデータについて整理する．4.4 と 4.5 は分析結果を示す．4.4「教育内移動における階層差の生成過程」では，分析結果から日本の教育システムに存在する内部分化に対して，出身階層がどのような働きをしているのかを示す．4.5「コーホートによるパスの推移」では，階層効果およびトラッキング効果の世代変化を認め，戦後日本の教育内移動における階層の影響力がどのように変化してきたのかを述べる．4.6「中学校が持つ教育達成過程への意味づけ」は，特に本論がその重要性を強調する中学校段階での分化について，教育達成過程全体の問題と関連付けながら，その意義を述べていく．

4.1　日本における教育制度の内部分化

本論では，教育達成過程の「どの時点で」階層による分化が生じているのか

という点を重要視して，そこに潜む出身階層の影響力を抽出することを主眼としている．3 章では高校や大学に進学する確率が階層によって依然規定されているということを示した．高校や大学に進学するか否かの分断線は今日においても確かに重要な意味を持つ（吉川 2006）．しかし実際には高校段階でどのような高校に進むか（普通科か職業科か，進学校か非進学校かなど）によって，大学に進学できるか，またはどのような大学に進学できるかがおおよそ決定されてしまう．このように考えると，教育達成の階層差を論じる際にその最終的な結果のみならず各教育段階で生じる分化（教育内移動）に着目することが重要となる．

この課題に対し本章では，引き続き教育達成を複数の学校段階における「過程」ととらえ（荒牧 2007，2011），その変化に 2 つの側面からアプローチする．第 1 に，質的差異を伴う階層間格差の変化である．教育機会の量的な増加と平準化に伴い，教育機関の各段階では質的な分化が進行してきた．高等教育では 4 年制大学と短期大学・専門学校等との分断のほかに，4 年制大学においても，入試難易度を基準としていわゆる「銘柄大学」とそうでない大学の区別が顕在化している．毎日新聞出版社が毎年発行している『サンデー毎日特別増刊号　高校の実力』には，「難関大」合格者数を中心とした高校ごとの大学合格者数が掲載されている．「難関大」として記載されている一部の国立・私立大学に進学することが，大学に進学することの中でも高い価値があるということが広く認められている．

高等教育段階の変化はそれ以前の教育機関に対しても変化を生じさせ，高等学校ではその後の進路の形態によって進学校とそうでない学校といったような区別が生じている．このような変化は高校にとどまらず，その下の中学校段階

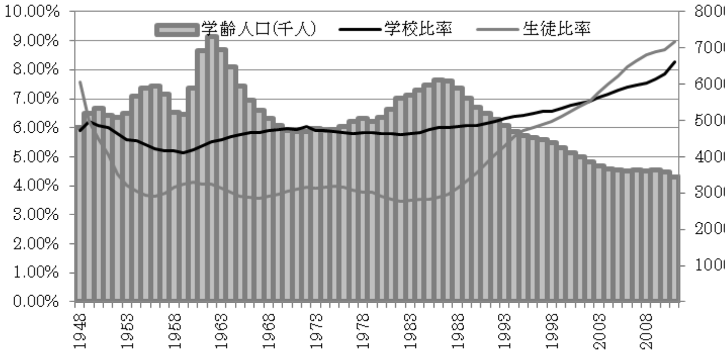


図 4.1　国私立中学校シェアの推移

(出典：学校基本調査)

においても生じうる．図 4.1 は，日本の国私立中学校の量的な推移を示したものである．若い世代においては，学校数でも生徒数でも増加傾向を示し，現在では同学年の 10%に近づいている．中学校の設置主体によってのちの教育達成に差が生じることも知られており（西丸 2008a,b など），中学校段階における質的な差異も無視できないレベルになりつつあると言ってよい．

本章では，中学校段階も含めた教育機会を，進学する／しないの 2 分法で考えるのではなく，質的差異も含めた進学先が，家庭背景によってどのように分配されているのか, そしてその構造がどのように変化しているのかを検討する．この視点に立つときに重要な仮説として先に示した Maximally Maintained Inequality (MMI; Raftery and Hout 1993) と Effectively Maintained Inequality (EMI；Lucas 2001) がある．MMI は，教育機会の拡大期には恵まれた階層の教育欲求を満たすまで機会格差は大きくなり，量的な飽和によって平等化に転じるという説である. これに異を唱えた EMI では, 教育機会の量的な飽和の後も，質的な格差は存続するとしている．EMI が妥当であれば，全ての学校段階において階層の影響力が確認されるだけでなく，進学率が飽和した後の高校においても, 質的な分化に対して安定的な階層効果が見られるはずである. MMI も EMI も，家庭の（合理的）選択を階層差の根拠としている．すなわち恵まれた階層において教育欲求が高いというものである．そうであるならば，質的な分化が生じている中学校段階においては階層が影響力を持つことも予想される．本章の分析は，これらの仮説の検討を通じて，各学校段階それぞれに関して EMI が妥当性を持つのかを検証することに等しい．

もう一つの側面は，トラッキングである．先に示したように，高校段階の質的差異は「後の教育段階で望ましい大学に進学できるか」を基準とした分化である．各学校段階の「順位」のようなものが，学校段階を経る際にどの程度継承されるかについて，Rosenbaum (1979) はトーナメント型移動を提示し，竹内（1991）や中西（2000）はご破算移動を提示した．トーナメント型移動は，複数回行われる選抜に際し，前回の「勝者」のみが次回の選抜に参加することができ，前回の勝利が次回の勝敗に関係ないような移動パターンである．これは,「進学／非進学」を対象にする教育内移動のモデルとしては有用であるが，質的差異の生じた学校段階においては，選抜の結果は勝敗ではなく順位として配分される（中西 2000）．日本においては，高校と大学，または職業達成に関しても，段階を経るごとに順位の入れ替わりが一定程度起こっている．この構造は中学校と高校の結びつきにおいても想定することができる．国私立中進学がのちの教育達成に重要な意味を持つことをふまえれば，中学校も含んだ教育達

成過程上のどの時点で格差が生じ，それらがどのように継承・蓄積していくのかを検討することが必要となる．

トラッキング構造は，教育達成においては重要な意味を持ちうるが，体系的な研究の蓄積がない（数少ない例として荒牧（1998）など）．教育内移動の閉鎖性がどの段階で，どの程度存在するのかを，各学校段階への階層の影響力と同時に見ることによって，それぞれの学校段階が持つ階層分化装置としての役割を特定することができる．

4.2　対数線形モデルと潜在クラスモデル

複数の教育段階を用いた分析手法として，3 章までに用いた Mare (1980, 1981) に端を発するトランジションアプローチが有名であり，質的差異を考慮したモデルも考案されている（Breen and Jonsson 2000; Karlson 2011 など）．これらのモデルは多くの変数を規定要因として投入することが可能であるが，選択肢の独立性の問題や階層効果とトラッキングを同時に考慮できないなどの問題を抱える．そこで本章では，出身家庭背景として多くの変数を使わずに，対数線形モデルを用いた分析を試みる．対数線形モデルにおいては出身階層の効果とトラッキングを同時に扱うことが可能となる．さらに本論では，対数線形モデルの応用として，対数乗法層化モデル，潜在クラスモデルを分析枠組みに加えていく．本節では，本章で用いるモデルの特徴を簡単に整理してく．

4.2.1　対数線形モデル

1 章でも示したように，社会学における社会移動の分析は，移動表（多元クロス表）に基づく分析を主としてきた．その基本的な方針は，限られたパラメータで移動表の度数を再現することである．対数線形モデル（Log-linear Model）の基本モデルは以下の式であらわされる．

$$F_{ij}^{XY} = \tau_0 \tau_i^X \tau_j^Y \tau_{ij}^{XY}$$

$$\rightarrow \log F_{ij}^{XY} = \mu_0 + \mu_i^X + \mu_j^Y + \mu_{ij}^{XY} \qquad (4.1)$$

$$(\text{ただし}\mu = \log\tau)$$

変数 X のカテゴリ$i(= 1,2,\dots,I)$，変数 Y のカテゴリ$j(= 1,2,\dots,J)$に対し，2 元分割表 XY の ij セルの度数$\mathrm{F_{ij}}$は 4 つのパラメータの積であらわされる．両辺の対数を取れば，セル度数の対数値$\log F_{ij}$は 4 つのパラメータ$\mu_0, \mu_i^X, \mu_j^Y, \mu_{ij}^{XY}$ の和であらわされる．式（4.1）は，2 元分割表に対する飽和モデル（Saturated model, Full model）と呼ばれ，*IJ* 個のセルに対して *IJ* 個のパラメータを推定し，その度数を完全に再現できる．ここで$\forall_{ij}; \mu_{ij}^{XY} = 0$ との仮定を置けば，式（4.1）は

$\log F_{ij}^{XY} = \mu_0 + \mu_i^X + \mu_j^Y$ というように書き換えられる．このもとでは，一般的に度数は完全に再現されない. しかし, このモデルの下で予測されるセル度数と, 現実のセル度数（＝飽和モデルが予測するセル度数）を比較し，統計的に大きな逸脱がなければ，パラメータを節約したモデルでも分割表が十分に再現されたと判断する.

2 元分割表の場合は最大 *IJ* 個のパラメータを推定したが，3 元分割表になると推定するパラメータの数も増大する．いま，変数 XY に加えて，K 個のカテゴリを持つ変数 Z を含む 3 元分割表を作成したとすると，その際の飽和モデルは,

$$\log F_{ijk}^{XYZ} = \mu_0 + \mu_i^X + \mu_j^Y + \mu_k^Z + \mu_{ij}^{XY} + \mu_{jk}^{YZ} + \mu_{ki}^{ZX} + \mu_{ijk}^{XYZ} \qquad (4.2)$$

となる．第 1 項が全体平均（grand mean）パラメータ，第 2～4 項が各変数の周辺度数パラメータ，第 5～7 項が 2 変数の交互作用パラメータ，第 8 項が 3 変数の交互作用パラメータである．2 元分割表の際と同様に，最大 IJK 個推定されるパラメータのいずれかに制約を課しながら，飽和モデルとのかい離を検討していく [1].

4.2.2　対数乗法層化モデル

対数乗法層化モデル(Log-multiplicative layer effect model)は，対数線形モデルの発展型である. 3 つの変数 XYZ の 3 元分割表において, 飽和モデルは式(4.2)であらわされた．$\forall_{ijk};\ \mu_{ijk}^{XYZ} = 0$とすると，$(I-1)(J-1)(K-1)$個のパラメータを節約し,「どの 2 変数の関連も第 3 の変数によって影響を受けない」ということを仮定することに等しい．対数乗法層化モデルは，飽和モデルよりもパラメータを節約しながら，2 変数間の関連の変動を求めるモデルである．モデル式は

$$\log F_{ijk}^{XYZ} = \mu_0 + \mu_i^X + \mu_j^Y + \mu_k^Z + \mu_{ik}^{XZ} + \mu_{jk}^{YZ} + \mu_{ij}^{XY}\phi_k^Z \qquad (4.3)$$

のようにあらわされる．（4.2）では，すべてのセル ijk に対してそれぞれ別個のパラメータを推定したのに対し,（4.3）では, XY の関連を示すパラメータμ_{ij}^{XY}に対して，Z によってのみ変動するパラメータϕ_k^Zを乗じることにより，XY の関連が Z によって変動することを表現している．μ_{ijk}^{XYZ}とϕ_k^Zが示すものの違いは，図 4.2 ように理解すればよい．μ_{ijk}^{XYZ}を用いて再現されるクロス表では，Z の値によって，XY カテゴリ間の関連の大きさ（図で言うとバーの高さ）の相対的な関係（パターン）の変動も許容しているのに対し，ϕ_k^Zを用いて再現されるクロス表では，Z の値によって関連の大きさは変動するものの，部分分割表内部の相対的な関係は維持されたまま，比例的な変化をしている．この方法によって，

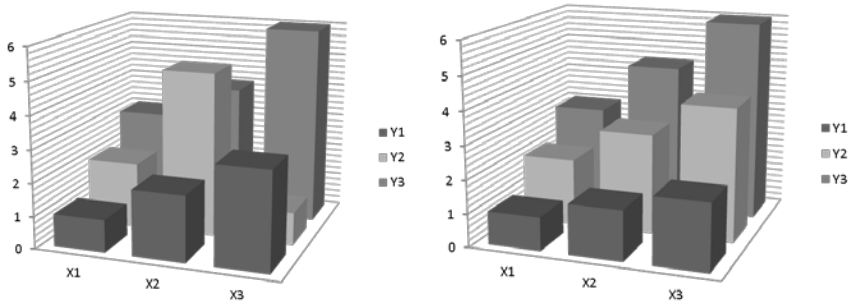


図 4.2　対数線形フルモデル（左）と対数乗法層化モデル（右）の違い

パラメータを節約しながら XY の関連の大きさが Z に制約されることを許容することができる. 式(4.2) における末項μ_{ijk}^{XYZ}では, パラメータを$(I-1)(J-1)(K-1)$個推定したのに対し，式（4.3）の末項で推定しているパラメータ数は$(I-1)(J-1)+K-1$となる.

4.2.3　潜在クラスモデル

潜在クラスモデルは，対数線形モデルに潜在変数を含んだものとして理解される．3 元クロス表 XYZ に対して，M 個のカテゴリを持つ 1 つの潜在変数 U(=1,…,m,…,M)を用いるとき，式（4.2）と同じように，

$$\log F_{ijkm}^{XYZU} = \mu_0 + \mu_i^X + \mu_j^Y + \mu_k^Z + \mu_m^U + \mu_{ij}^{XY} + \mu_{jk}^{YZ} + \mu_{ki}^{ZX} + \mu_{im}^{XU} + \mu_{jm}^{YU} + \mu_{km}^{ZU} + \mu_{ijk}^{XYZ} + \mu_{ijm}^{XYU} + \mu_{jkm}^{YZU} + \mu_{ikm}^{XZU} + \mu_{ijkm}^{XYZU}$$

とモデルを立てることができる．ただし，このモデルはすべてのパラメータを推定できない．なぜなら，このモデル（飽和モデル）の推定されるべきパラメータは IJKM 個あるが，観測されている変数は XYZ の 3 つのみであり，推定に用いるパラメータは IJK 個を超えることはできないからである（識別不能という）．潜在変数を用いた場合には，対数線形モデルの場合とは異なり，厳密な飽和モデルは存在せず, いずれかのパラメータに制約をかけた状態を前提とする. 個人が観測セル ijk に属す確率をπ_{ijk}^{XYZ}とすれば，それは以下のように示される.

$$\pi_{ijk}^{XYZ} = \sum_{m=1}^{M} \pi_{ijkm}^{XYZU}$$

ただしπ_{ijkm}^{XYZU}は個人が潜在変数 U のカテゴリ m に属す確率と，m による条件付き確率の積であらわされ,

$$\pi_{ijkm}^{XYZU} = \pi_m^U \pi_{ijk|m}^{XYZU}$$

である．最も基本的な潜在クラスモデルは,

$$\pi_{ijkm}^{XYZU} = \pi_m^U \pi_{ijk|m}^{XYZU} = \pi_m^U \pi_{i|m}^{XU} \pi_{j|m}^{YU} \pi_{k|m}^{ZU} \tag{4.4}$$

とし，X,Y,Z の分布がそれぞれ U との関連によってのみ決まるということを仮定する．観測された複数の変数の分布が，潜在的な変数によって決まるという考え方は，因子分析や項目反応理論と同様である．これらとの違いは，潜在クラスモデルにおいてはすべての変数がカテゴリカルであるという点である．式（4.4）を対数線形モデルパラメータを用いて表すと，

$$\log F_{ijkm}^{XYZU} = \mu_0 + \mu_i^X + \mu_j^Y + \mu_k^Z + \mu_m^U + \mu_{im}^{XU} + \mu_{jm}^{YU} + \mu_{km}^{ZU} \tag{4.5}$$

となる（図 4.3）．$\mu_{ij}^{XY} = \mu_{jk}^{YZ} = \mu_{ki}^{ZX} = 0$という制約を置いている．この制約は局所独立（Local Independence）と呼ばれるが，識別可能性を担保しているという条件付きでこの制約を外すこともできる．

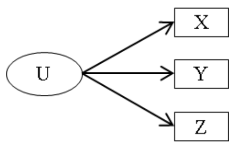


図 4.3　潜在クラスモデル概念図

図 4.3 または式（4.5）を基礎とし，潜在クラスモデルは学歴移動表分析への応用（中澤 2011），時系列データへの応用（Hagenaars 1990）や観察されない異質性への対処（Mare 1993，1994），欠測データへの対応（Vermunt 1997，安田 2000）など様々な応用可能性を持つ．本章の分析は潜在クラスモデルの持つ特徴を多く利用する．

4.2.4　修正パスモデル・本論での分析モデル

潜在変数を用いた構造方程式モデリングにおいて行われるように，潜在クラスモデルにおいても潜在変数に対して外生変数を用いてその条件付き分布を求めることができる．図 4.4 のようにすれば，MIMIC モデルと同様の構造が，カテゴリカルな変数に対して表現できる．本論では，3 章において MIMIC モデルの応用である LRPPC モデル（およびその特殊系の PPCC モデル）を採用してきた．本章では図 4.4 のモデルを基礎として分析する．異なる情報を示した変数ではあるが, 3 章と同様の枠組みで検討できるモデルを採用することによって，教育達成過程の階層差のとらえ方をより鮮明にできるからである．

図 4.4 の左側には外生変数，中央には潜在変数，右側には目的変数が並ぶ．本章でも，3 章同様，外生変数として出身家庭背景を示す変数を用い，複数の出身家庭背景の情報から, 潜在的な階層変数を作成する. 潜在的な階層変数が，各段階の教育内移動に対して影響力を与えるという構図である．このモデルは，

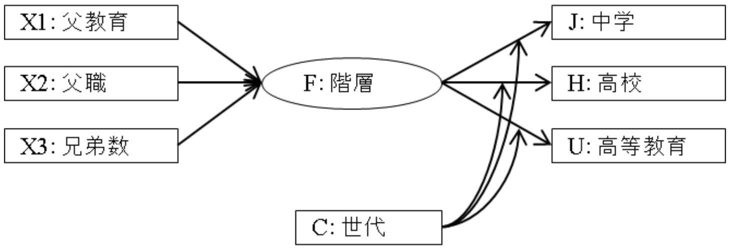


図 4.4　本論のモデル

外生変数を用いた潜在クラスモデルであり, 多項選択に関する MIMIC モデルでもあり, Hauser and Andrew（2006）の LRPPC モデルのカテゴリ変数版でもある.

前項で説明したように，潜在変数の条件付き確率で示される顕在変数（Indicator）にある局所独立の仮定は，必要に応じて外すことができる．本論における中学校，高校，高等教育の 3 変数における局所従属（Local Dependence）は，トラッキング効果に等しい．本章では，3 変数に局所従属を認めたモデルを作成する．ここで用いる局所従属は，中学校－高校間の関連と，高校－高等教育間の関連である [2].

3 章と同様，本章でも階層効果の世代変化に着目する．そのために対数乗法層化モデルを用いる．潜在クラスモデルにおいても，対数線形モデルと同様に第 3 変数によって 2 変数間の関連を比例的に変化させることができる．図 4.4 のモデルは，2 章で用いたモデルのうち，トランジションごとにコーホートの変動パターンの違いを認める CDPC モデルおよび CDPC2 モデルと同様の構造である．2 者の違いは各変数がカテゴリカルであることと，コーホート制約について，3 章では線形および 2 次曲線としてパラメトライズされた変化を扱ったのに対し，本章ではカテゴリカルに区分されたコーホートが独立した変化をしていることを許容する．したがって，コーホートによって直線状，2 次曲線状の変化に限らず，ジグザグな変化パターンや特定のコーホートのみで不平等が著しく変化するというようなパターンを抽出することもできる．

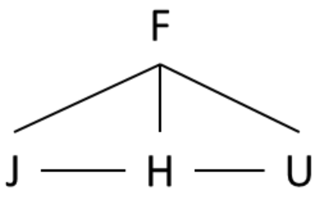


図 4.5　階層効果とトラッキング概念図

表 4.1　基礎統計

	男性		女性	
	度数	(%)	度数	(%)
中学				
国私立中	123	(5.3%)	166	(6.2%)
公立中	2,184	(94.7%)	2,515	(93.8%)
高校				
普通科 A	283	(12.3%)	281	(10.5%)
普通科 B	825	(35.8%)	1,307	(48.8%)
職業科	787	(34.1%)	640	(23.9%)
非進学	412	(17.9%)	453	(16.9%)
高等教育				
大学 A	166	(7.2%)	41	(1.5%)
国立大	89	(3.9%)	60	(2.2%)
私立大	396	(17.2%)	155	(5.8%)
短大専門	146	(6.3%)	688	(25.7%)
非進学	1,510	(65.5%)	1,737	(64.8%)
コーホート				
1935~50 年生	1,047	(45.4%)	1,164	(43.4%)
1951~60 年生	540	(23.4%)	614	(22.9%)
1961~70 年生	376	(16.3%)	447	(16.7%)
1971~85 年生	344	(14.9%)	456	(17.0%)

Variable	Mean	s.d	Min	Max	Mean	s.d.	Min	Max
父教育年数	9.43	3.32	6	18	9.79	3.32	6	18
父職威信	50.22	11.28	23.4	90.1	50.40	11.12	23.4	90.1
兄弟姉妹数	2.47	1.70	0	11	2.48	1.76	0	11
N		2307				2681		

4.3　データと変数・基礎統計

扱うモデルのうち，外生変数を除いた主要な部分を示せば図 4.5 のように表現できる．F は出身家庭背景，J,H,U はそれぞれ中学校，高校，高等教育段階を表す．出身家庭背景はそれぞれの学校段階に独自の効果を与えている一方で，前段階の教育機関での分化は次の段階の進学先に影響を与えることを示している．

データは 3 章に引き続き社会階層と社会移動全国調査（SSM）の 1985 年と 2005 年データを用いる．これらのデータには，出身家庭背景に加え，詳細な教育歴に関する情報がある [3]．用いる変数は以下のとおりである．各変数の基礎統計（周辺度数）は表 4.1 に示した．

1) 潜在階層変数 F : 階層変数は，3 章と同様に父職威信スコア，兄弟姉妹数，父教育年数の 3 つの顕在変数（連続）を総合して用いる．

カテゴリ数は 2 カテゴリで統一する．

2) 中学校 J : 出身の中学校に関して「国私立中学校=1」「公立中学校=2」とする．

3) 高等学校 H : 出身の高校に関して普通科（理数科，国際関係学科も含む）のうち，ほとんどの人が大学に進学する学校を「進学校=1」，普通科のうち進学校以外の学校を「非進学校=2」，普通科以外の学科を「専門学科=3」とし，非進学に関しても「非進学=4」とした [4].

4) 高等教育 U : 4 年制大学のうち，荒牧（2008b）に倣い，比較的歴史が古く，入試難易度や社会的な威信の高い大学を「大学 A 群=1」とし，そのほかは「国公立大学=2」「私立大学=3」「短大・専門学校=4」「非進学=5」とした．なお，本論においては高校卒業後最初の進学先によって分類し，中退や在学中も含めて進学先としている．

5) 世代 C : 世代の区分は，3 章では連続値を使っていたが，本章では 4 つのカテゴリに分割する．進学率の変動をもとに，高校，大学ともに拡大していた「第 1 コーホート 1935~1950 年生」，高校進学率が 90%を超え，大学進学率も 30%代で安定した「第 2 コーホート 1951~1960 年生」，大学進学率が再上昇した「第 3 コーホート 1961~1970 年生」, 大学進学率が 40%程度で一度落ち着き再び上昇した「第 4 コーホート 1971~1985 年生」4 つの世代に分ける．

これらの変数に対して図 4.4 のモデルを用いた分析を行う（推定に用いたプログラムは Appendix に記す）．表 4.1 を見てわかるように，男女別にした際に特定の度数に極端に少ないセルが生じている．このような極端な分布は，推定を不安定にすることが知られており，多くのパラメータを用いる本章の分析もこの影響を受けやすいことが予想させる．ここで，推定するパラメータを節約するため，高校－高等教育間のトラッキングに関して仮定を追加する．本来，局所従属の仮定によって高校 4 カテゴリ×高等教育 5 カテゴリ＝20 カテゴリに対して，12 個のパラメータが推定される [5]．全てのセルに対してパラメータを推定するのは冗長なため, いくつかのセルのパラメータに等値制約をおく. 高校，高等教育のランクをそれぞれ 3 つに分けた中西（2000）の教育内移動の分類で

表 4.2 デザイン行列（中西 2000）

	大学 A	大学 B	大学 C	短大専門
普通科 A	1	5	5	5
普通科 B	4	2	0	0
普通科 C	4	0	3	0
職業科	4	0	0	0

表 4.3 本章で用いるデザイン行列

	大学 A	国立大	私立大	短大専門	非進学
普通科 A	1	2	2	2	0
普通科 B	3	1	1	0	0
職業科	3	0	0	1	0
非進学	0	0	0	0	0

は，1 位キープ組，2 位キープ組，3 位位キープ組，ご破算上昇組，落伍移動組の 5 パターンが想定されていた．本章ではこの枠組みを一部踏襲する．中西（2000）においては非進学者が一切考慮されていなかったが，本章では非進学者も含んでいるため，独自のカテゴリとして認識する必要がある．本章の教育達成のカテゴリに従えば，中西（2000）の分類枠組みは，トラッキング構造に表 4.2 のようなデザイン行列を仮定することに等しい．本論では，これに倣い，表 4.3 のようなデザイン行列を仮定する．対角線上の 1 は，中西分類でいう 1～3 位キープ組を同等のものとしてまとめた「順位キープ組」である．2 と 3 はそれぞれ落伍移動とご破算上昇に対応する．高等教育非進学は進学先の順位としての位置づけではないため，落伍移動とはみなさない．大学非進学を独立のカテゴリとして推定することも考えられるが，この効果はすべて高校と大学の主効果によって表現される（共線関係）ため，デザイン行列には含まれない．この仮定によって，推定するパラメータは 3 個にまで節約できる．

分析の第 1 段階として，図 4.5 の各関連が存在するのかを検証する．そのあと第 2 段階として，それぞれのパスがコーホートごとに変化しているのかを，対数乗法層化モデルを用いて検討する．対数乗法層化モデルは，2 つの変数の関連のパターンを固定し，その大きさが第 3 変数によって異なることを想定したモデルである．

本論では，F, J, H, U それぞれの関連のパターンは変化させずに，関連の大きさがコーホートによって変化しているのかを検討する．それによって，階層効果とトラッキング効果が全体として固定化しているのか開放化に向かっているのかを検討する．第 1 段階で確認された出身家庭背景と進学先の関連がコーホートによって強まっている($\phi_c^C > 1$)ならば，若年世代において教育機会の不平等は強まっていると理解できる．また，第 1 段階で確認された J, H, U 間の関連がコーホートによって強まっていれば，若年世代において教育内移動の固定化が進んでいると理解できる．

表 4.4　対数線形モデルの比較（男性）

	主効果						Log likelihood	df	比較	ΔL2 乗	p
1	無効果	[C][F][J][H][U] [CF][CJ][CH][CU] (base)					-26423.62	39			
2.1	トラッキングのみ				[JH]	[HU]	-26228.11	45	1	391.00	0.000
2.2	階層効果のみ	[FJ]	[FH]	[FU]			-25860.60	47	1	1126.04	0.000
2.3	中学校無効化		[FH]	[FU]		[HU]	-25872.61	49	1	1102.02	0.000
3	トラッキング +高等教育主効果			[FU]	[JH]	[HU]	-26084.65	49	2.1	286.93	0.000
4	中学校階層効果無		[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-25862.52	52	3	444.26	0.000
5	階層効果＋トラッキング	[FJ]	[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-25842.72	53	4	39.60	0.000

表 4.5　対数線形モデルの比較（女性）

	主効果						Log likelihood	df	比較	ΔL2 乗	p
1	無効果	[C][F][J][H][U] [CF][CJ][CH][CU] (base)					-30532.10	39			
2.1	トラッキングのみ				[JH]	[HU]	-30414.35	45	1	235.50	0.000
2.2	階層効果のみ	[FJ]	[FH]	[FU]			-30113.09	47	1	838.02	0.000
2.3	中学校無効化		[FH]	[FU]		[HU]	-30133.25	49	1	797.70	0.000
3	トラッキング +高等教育主効果			[FU]	[JH]	[HU]	-30320.28	49	2.1	188.14	0.000
4	中学校階層効果無		[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-30121.34	52	3	397.89	0.000
5	階層効果＋トラッキング	[FJ]	[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-30092.09	53	4	58.50	0.000

4.4　分析結果 1：教育内移動における階層差の生成過程

まずは，図 4.5 で示したそれぞれの関連を示す．表 4.4 と 4.5 は第 1 段階のログリニアモデルのモデル比較の結果である（df はパラメータ推定に使用した自由度）．男女別に，それぞれ同じモデル比較を行っている．モデル 1「無効果」モデルは，F,J,H,U 全ての関連を認めず，周辺度数の世代変化のみを考慮したモデルである．モデル 2.1 以降はモデル 1 をベースラインとして，各要素の関連を認めていった際にどの程度適合度が改善しているかを示している．全てのパスを引いたモデル 5 において$\mathcal{L}2$ 乗$(= -2 \times \mathrm{Loglikelihood})$値がほかのモデルと比べて十分に小さい値を示し，モデル 4（中学校種別への階層効果がなく他の関連は認めるモデル）との比較においても当てはまりが有意に改善しているため，男女ともに，このモデルが最もよい当てはまりを示したとみなせる．すなわち，前期の教育段階が後期の教育段階に影響を与える「トラッキング」の効果がありながらも，各学校段階に対して，出身階層が独自に影響を与えていることが読み取れる．

モデル 5 で得られた階層効果を男女別に確認していく．表 4.6 は，対数線形モデル 5 の結果の一部である．数値に違いはあるが，男女ともに親の地位を示す顕在変数→潜在変数→教育達成には同じような構造があることが見て取れる．中学校から高等教育に至る 3 つのトランジションの，どこに大きな階層効果が潜んでいるのかを図 4.6，図 4.7 で検討する．図 4.6，図 4.7 は，階層 F のうち

表 4.6　対数線形モデルの結果

	男性				女性			
	beta	(s.e.)	exp(beta)		beta	(s.e.)	exp(beta)	
潜在クラス								
1	-2.374	(.178)	0.093	**	-2.990	(.268)	0.050	**
2	2.374	(10.735)	10.735		2.990	(19.881)	19.882	
独立変数（潜在クラス1＝1, 潜在クラス 2＝－1）								
父教育年数	0.141	(.011)	1.152	**	0.184	(.016)	1.202	**
父職威信	0.018	(.003)	1.018	**	0.018	(.004)	1.018	**
兄弟姉妹数	-0.117	(.022)	0.889	**	-0.115	(.034)	0.892	**
中学校								
国私立	-1.453	(.055)	0.234	**	-1.367	(.056)	0.255	**
公立	1.453	---	4.275		1.367	---	3.924	
潜在クラス 1×								
国私立	0.344	(.056)	1.410	**	0.440	(.064)	1.553	**
公立	-0.344	---	0.709		-0.440	---	0.644	
高等学校								
普通科 A	0.200	(1.875)	1.221		0.599	(1.357)	1.820	
普通科 B	2.213	(1.829)	9.139		2.421	(1.348)	11.253	†
職業科	1.057	(1.850)	2.877		0.980	(1.356)	2.664	
非進学	-3.469	---	0.031	**	-3.999	---	0.018	**
潜在クラス 1×								
普通科 A	3.065	(1.873)	21.439		2.376	(1.353)	10.764	†
普通科 B	1.279	(1.825)	3.594		1.191	(1.346)	3.291	
職業科	-0.640	(1.850)	0.527		-0.028	(1.353)	0.972	
非進学	-3.704	---	0.025		-3.539	---	0.029	
国私立中学×								
普通科 A	0.378	(.139)	1.459	**	0.219	(.120)	1.244	†
普通科 B	0.028	(.100)	1.028		0.029	(.085)	1.029	
職業科	-0.007	(.122)	0.993		-0.001	(.111)	0.999	
非進学	-0.398	---	0.671		-0.246	---	0.782	

占める割合の少ない方の効果を学校段階別に示したもの($\mu_{1j}^{FJ}, \mu_{1h}^{FH}, \mu_{1u}^{FU}$)である．このクラスは父学歴・父職威信からは正の効果，兄弟姉妹数からは負の効果を受けており，潜在的に高い階層群として見ることができる．各学校段階の値をすべて合計すると 0 になるように設定されている．これを見ると，すべての段階において階層の効果が存在することがわかる．3 章の分析と違い，これらの値はそれぞれの教育段階について別個に推定された値であり，その大小関係に

表 4.6　対数線形モデルの結果（Cont.）

	男性				女性			
	beta	(s.e.)	exp(beta)		beta	(s.e.)	exp(beta)	
高等教育								
大学 A	-0.753	(2.419)	0.471		-2.726	(8.036)	0.065	
国公立大学	-2.971	(9.297)	0.051		-2.564	(3.101)	0.077	
私立大学	1.305	(2.329)	3.688		0.013	(2.181)	1.013	
短大専門	0.571	(2.345)	1.769		2.613	(2.096)	13.634	
非進学	1.849	---	6.350		2.664	---	14.355	
潜在クラス 1×								
大学 A	1.363	(2.397)	3.907		2.705	(8.029)	14.956	
国公立大学	2.894	(9.307)	18.062		1.731	(3.103)	5.649	
私立大学	-0.034	(2.325)	0.966		0.130	(2.180)	1.139	
短大専門	-1.813	(2.353)	0.163		-1.820	(2.093)	0.162	
非進学	-2.410	---	0.090		-2.747	---	0.064	
トラッキング								
順位キープ	-0.605	(.201)	0.546	**	-0.470	(.116)	0.625	**
落伍移動	-0.846	(.365)	0.429	*	0.075	(.270)	1.078	
ご破算上昇	-1.044	(.475)	0.352	*	-2.157	(.451)	0.116	**
N		2307				2681		
log-Likelihood		-25842.71754				-30092.08785		

***: p<.01, *: p<.05, †: p<.10*
Estimated by ℓEM 1.0, Newton Raphson method on EM algorithm

統計的な有意差を持って正当化することはできない．ここでは，その値を大まかに見比べて傾向をつかむことにする．男性では，特に高校段階において，前後の学校段階と比較してもその効果は強い．階層効果について，より早い学校段階において階層効果が強く，後の段階において弱まる「階層効果逓減現象」（Müllar and Karle 1993; Blossfeld and Shavit 1993; Breen and Jonsson 2000; 荒牧 2008a,b）は高校と高等教育の比較において整合的だが，中学校と高校の比較においては整合的ではないことがうかがえる．中学校段階には「非進学」のようなのちの教育達成過程に著しい不利をもたらすような選択肢がなく，国私立中進学は限られた集団のオプショナルな選択肢であることが理由として挙げられる．

女性に関しては，高校・高等教育段階において，普通科 A，大学 A のような上位校に関しては高校よりも高等教育段階の方がわずかに大きい．このかい離が意味のあるかい離なのかを判断することには慎重にならなければならないが，少なくとも，男性で見られた高校＞大学の関係は見られない．一方，非進学カ

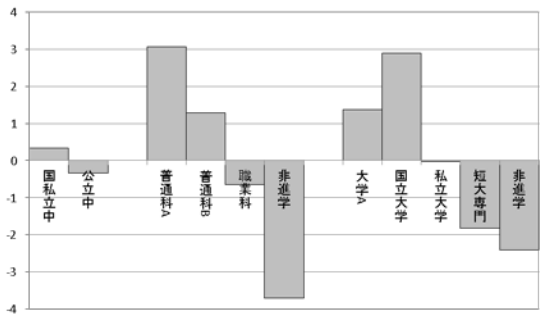


図 4.6 学校段階ごとの階層効果（男性）

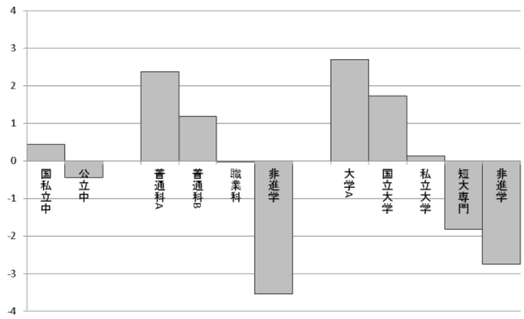


図 4.7 学校段階ごとの階層効果（女性）

テゴリに関する階層効果は男性同様高校で大きい. 男女ともに, 高校段階では, 進学と非進学の分断線が大きな意味を持っている．高等教育では，どのような学校に進学するか，そのタイプ・ランクに関しても階層が大きく影響を与えていると言える.

次に，モデルから予測されるトラッキングの構造を確認する．国私立中学校を卒業することによる高校進学の分布の違いは表 4.6 のうち高等学校の段の 3 つ目のブロックで確認できる．男女ともに，国私立中学校を卒業することは，より上位の高校に進学しやすくなる効果を持っている．一般的な見方と相違ない，いわば当然と言えるような結果であるが，国私立中学校への進学に対して出身階層の影響力が潜んでいることと併せて考えれば，階層効果を高校段階に媒介して伝えるという，中学校段階の持つ階層分化装置としての意味を強調できる.

高校→高等教育間のトラッキングは, 表 4.5 の最後のブロックで確認できる. 順位キープ組が，純粋な教育トラックと考えられる．これらの確率は男性で $35.32\% = \exp(-0.605)/(1+\exp(-0.605))$，女性で $38.46\% = \exp(-0.470)/(1+\exp(-0.470))$であり，完全にではないが進んだ高校により高等教育の進学先も決定している．男性と女性で顕著な違いは落伍移動組に現れた．男性に関して落伍移動は 30%程度であるのに対し，女性では 51%が落伍移動に分類される．短大や専門学校が女子教育を担ってきたことの表れと言える [6]．しかしいずれにせよ竹内（1991）や中西（2000）が指摘するように，日本の教育内移動にはかなりの順位変動があることがわかる.

4.5　分析結果 2：コーホートによるパスの推移

続いて，これまでに確認した階層効果とトラッキングの世代による変化を検

討する．階層変数と各教育段階の結びつきが，コーホートによって比例的に変動するかを，対数乗法層化モデルを用いて検討する．3 つの教育段階に対して，コーホートの層効果の有無を検討するので，モデルは$2^3 = 8$パターンある．ここでは，男女別に 8 パターン全てを検討し，前節と同じく対数尤度の差分によって妥当なモデルを識別する．

対数乗法層化モデルのモデル比較は表 4.7，4.8 に示した．モデルの要素のうち「:C」がついているものが，コーホートごとに変化を認めた関連である．1 行目の「無変化」モデルは，先に示したログリニアモデルのモデル 5「階層効果＋トラッキング」と同一である．これを基準に各要素のコーホート変化を認めていく．各モデルの階層構造は，図 4.10，4.11 のようになる．各ノードの番号は表 4.7，4.8 のモデル番号と対応している．上のモデルは複雑なモデル（より自由度を消費しているモデル）であり，エッジ（辺）で結ばれているノードは互いに包含関係にあることを示す．最も単純なモデル 1 から始まり，各ノードから実線で結ばれている（有意なモデル改善がみられる）モデルを採用していき，これ以上改善が見られないモデルを最適なモデルとして採用する．

男性では，1 の「無変化」モデルから有意な改善傾向を示したモデルはない．よって，男性は 3 つの教育段階すべてにおいて安定的な格差構造を示している

表 4.7　対数乗法モデルの比較(男性)

	コーホート変化						Log Likelihood	df	比較	d_L2	p
1	無変化	[FJ]	[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-25842.72	53			
2	中学校のみ変動	[FJ:C]	[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-25841.03	56	1	3.366	0.339
3	高校のみ変動	[FJ]	[FH:C]	[FU]	[JH]	[HU]	-25841.87	56	1	1.696	0.638
4	高等教育のみ変動	[FJ]	[FH]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-25841.46	56	1	2.510	0.474
5	中学校･高校変動	[FJ:C]	[FH:C]	[FU]	[JH]	[HU]	-25840.15	59	1	3.433	0.753
6	中･高等教育変動	[FJ:C]	[FH]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-25839.72	59	1	5.987	0.425
7	高校･高等教育変動	[FJ]	[FH:C]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-25840.78	59	1	2.174	0.903
8	階層効果全変動	[FJ:C]	[FH:C]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-25839.06	62	1	7.313	0.605
	パターン変動	[FJC]	[FHC]	[FUC]	[JH]	[HU]	-25827.69089	77	1	30.053	0.183

表 4.8　対数乗法モデルの比較(女性)

	コーホート変化						Log Likelihood	df	比較	d_L2	p
1	無変化	[FJ]	[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-30092.09	53			
2	中学校のみ変動	[FJ:C]	[FH]	[FU]	[JH]	[HU]	-30089.51	56	1	5.15	0.161
3	高校のみ変動	[FJ]	[FH:C]	[FU]	[JH]	[HU]	-30085.66	56	1	12.85	0.005
4	高等教育のみ変動	[FJ]	[FH]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-30085.84	56	1	12.49	0.006
5	中学校･高校変動	[FJ:C]	[FH:C]	[FU]	[JH]	[HU]	-30083.60	59	3	4.12	0.248
6	中･高等教育変動	[FJ:C]	[FH]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-30083.32	59	2	4.67	0.198
7	高校･高等教育変動	[FJ]	[FH:C]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-30080.55	59	4	10.59	0.014
8	階層効果全変動	[FJ:C]	[FH:C]	[FU:C]	[JH]	[HU]	-30078.28	62	5	10.64	0.014
	パターン変動	[FJC]	[FHC]	[FUC]	[JH]	[HU]	-30074.55	77	7	11.99	0.848

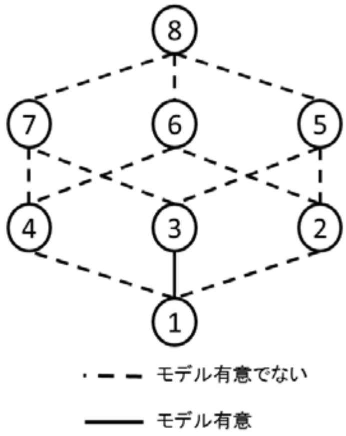


図 4.10　対数乗法モデルの比較（男性）

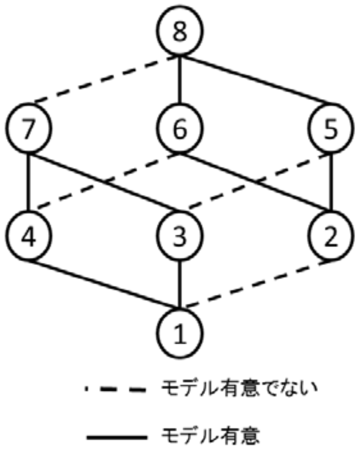
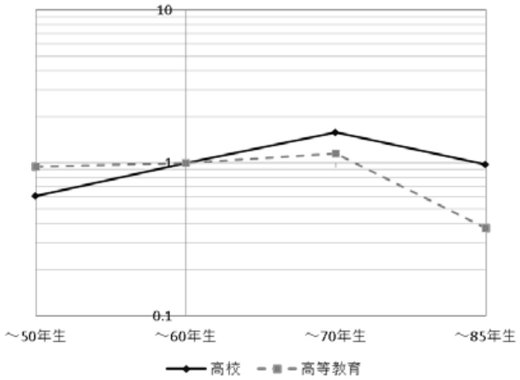


図 4.11　対数乗法モデルの比較（女性）

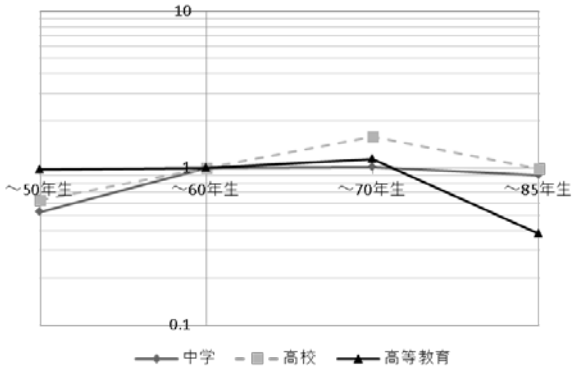
と見ることができる．一方女性は，3 章と同じくダイナミックな変動が読み取れる．「無変化」モデルから，3「高校のみ変化」モデルと 4「高等教育のみ変化」モデルが有意な改善を示した．さらに，2 つのモデルからは 7「高校・高等教育変化」がそれぞれ 5%有意で改善している．モデル 7 に中学校の変化を追加したモデル 8 との比較では，有意な改善を示さなかったため，女性の教育達成過程に関する階層効果は中学校に関しては安定的に推移し，高校と高等教育においては変動していると見ることができる．先に説明したように，これらのモデルは階層と教育達成の結びつきのパターンを変化させずにその大きさだけが比例的に変化するとしたモデルである．パターンが変化しないという仮定が妥当かを検討するため，最も当てはまりが良いとされたモデルと，階層と教育の結びつきのパターン変動を認めたモデル（交互作用）を比較した．その結果，どちらもパターン変動モデルに対して有意な当てはまりの改善が見られないため，層化モデルの仮定は妥当なものである（特定の進学パターンと階層の結びつきが大きく変化したというような構造を仮定しなくてよい）と判断できる．

採用されたモデルの結果を見ていく．各パスのコーホートによる変化を示したものが図 4.12 である．グラフの縦軸がコーホートによる Multiplicative effect を示しており，上に行くほど当該コーホートでの階層効果が大きいことを示している．3 章の図 3.4，図 3.5 との対応関係を考慮し，パラメータはすべて 2 番目のコーホート（1951 年～60 年生）を 1 に固定したものである．女性は最も適切とされたモデル 5 と，最も複雑なモデル 8 の結果を，男性は有意に改善したモデルはないが，女性との比較のためもっとも複雑なモデル 8 の結果を載せる．

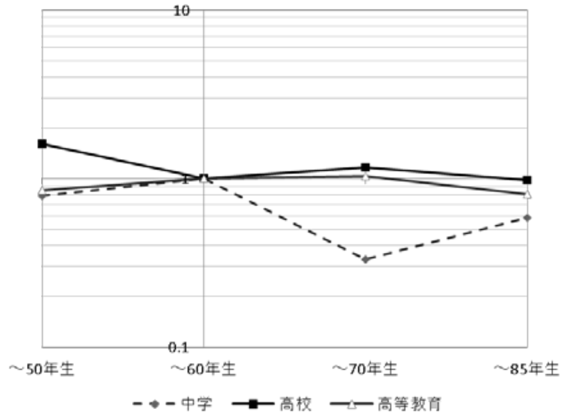
女性の階層効果の変動は図 4.12 左上と右上に示した．どちらのモデルの結果も高校と高等教育に関しては同様の変化を描いている．高校の変化を見ると，



女性：モデル 7



女性：モデル 8



男性：モデル 8

図 4.12　階層効果とトラッキングの世代変化

1950 年以前から 1970 年代にかけて階層効果が強化され，その後はやや落ち着きを見せている．高等教育の階層効果の変化を見ると，1970 年代生まれの世代までは安定的な階層効果が維持され，71 年以降生まれの世代では，やや平等化に転じている. モデル 8 の結果 (図 4.12 右上) から中学校段階の変化を見ると，1960 年代以降の世代で進行した階層効果の強まりがそれ以降安定している. 1950 年代の階層効果が特殊なパターンを示しているようにも見えるが，モデルが有意でないことからもわかるように，大局的に見れば中学校段階の不平等は安定した構造を保っていると言ってよい．3 章では，進学／非進学の際に関してコーホートの 2 次曲線的な変化を見出したが，質的差異を考慮すると変化しているのは高校段階の不平等であって，高等教育段階では戦後世代で変化していないことが確認できる [7].

参考までに男性の結果も図 4.12 右下に示す. 変化を認めたモデルにおいても，

高校段階，高等教育段階は安定した傾向が見て取れる．中澤（2008）の分析においても出身家庭背景の効果は高校拡大を経ても変化していないことが示されており，それと整合的なものとなった．高等教育進学機会に関しては石田（1989）が 1975 年 SSM データを用いてその階層差の増大を示しているが，それ以降の世代も合わせた潮流の中では大きな変化がない，安定した構造と言えよう．中学校段階は 1960 年以降生まれに一時的な平等化の傾向が見られる．これらを積極的に解釈することもできるが，モデル比較からはこれらの傾向は誤差の範囲であり，3 章同様男性の階層効果は一貫して安定である．

4.6　教育内移動の諸相

本章の分析では，中学校段階の分化も考慮に入れながら教育達成過程における階層差生成のパターンを析出した．男女ともに，高校段階と比べると小さいものの，中学校段階の分化に対して出身家庭背景の影響力が存在している．階層→中学校→高校という間接効果が存在することを考えると，中学校段階の選抜は，出身階層による進学の格差を蓄積していく作用を持っていると言える．

また，分析期間中の中学校段階の階層効果は，一定の水準を保ってほとんど変化をしていない．女性の結果から，最も若い世代では高等教育に対してやや階層と教育達成の結びつきが弱まる傾向を見せた．これらをまとめて考察すると，教育達成過程による階層による分化は，高校までにその順位が大概決定してしまう．階層効果媒介機関としての中学校が，教育達成過程上でこれまで以上に大きな意味を持ちうると言えよう．

中学校に対する階層効果の安定構造は，それが規模の安定によるものなのか，それとも中学校段階の分化の程度に関係なく安定しているのかは，現段階でのデータでは知りようがない[8]．今後，少子化に伴い中学校段階の選抜が一般化していく未来像も十分に想像でき，そのような社会において出身家庭背景がその分化にどのような影響を持ってくるのか，注視が必要である．

本章では，3 つの教育段階に注目し，出身家庭背景が各段階の進学先におよぼす効果，およびそれぞれの世代間比較を行った．分析の結果から，すべての学校段階において無視できない階層間格差があることが確認できた．しかもそれは，前期の教育段階が後期の教育段階との関連を考慮してもなお見られる現象であった．前期の教育段階もまた出身家庭背景の影響を受けていることから，教育達成の階層間格差は，各教育段階における階層差を蓄積して生じたものととらえることができる．その階層差はすでに中学校段階で生じている．

階層による機会格差の世代間の挙動を検証した分析では，各効果がそれぞれ異なる挙動を示した．中学校では男女ともに，すべての年代で安定的な構造を示し，教育達成過程上の階層による分化に静かに影響を与え続けている．

高校，高等教育段階は男女で異なる傾向を示し，男性ではともに安定的な推移，一方女性はダイナミックな動きをしていた．女性の高等教育に関する階層効果は，1970 年代以降生まれの世代で多少の平等化を見せた．この時期は前述したように，短大がメインであった女子の高等教育進学が徐々にその構造を変化させ，4 年制大学がとってかわった時期である．高等教育の内部分化に大きな変動がなかった男性で階層効果が安定してきたことを踏まえると，質的な差異に関する階層効果は，質的分化の変化に影響を受けながら変動したことが示唆される．

高等学校段階は，男女で大きな構造変動の違いは見られない．それにもかかわらず，女性の階層効果のみが変動するという特徴的な結果となった．特に大きい階層効果が検出された 1960 年代生まれの世代は，高校進学率の急激な上昇と高度経済成長の中での集団就職が同時に起こっていた時期に 15 歳を迎える．高校進学率の急速な高まりによって，中卒ブルーカラーの職が高卒ブルーカラーによって代替され，高卒学歴が事務職等のホワイトカラーへの道を保証するものではなくなった（本田 2005）．「高卒学歴が「行けば得する」という「プレミア」であったものから，「高校くらいは最低出ておかないと！」という防衛的支出へと変化」した時期でもある（香川・児玉・相沢 2014; 54）．そのような中での女子の質的格差の高まりは，ブルーカラーを避けるための高等教育進学を目的とした高校進学欲求の高まりととらえることができる．

これらをまとめ，女性の階層効果の変化に重点を置くと，教育内移動における階層分化のプロセスは図 4.13 のような推移をしているとみることができる．図 4.13 に示したパスのうち，二重線のものは強化されたことを，点線は弱まったことを示している．高校進学率の上昇に伴って増大し，高校段階の質的格差を形成してきた．やがて高校進学率が飽和を迎えると，高校段階の格差は緩和され，また高等教育機会の質的変化によってこちらも平等化に転じるようになった．ただし，中学校段階の階層による分化が，それ以降の分化と比べて小さいものの，安定的に階層の影響を受け続け，高校段階へ階層効果を継承している．一見高校から始まるように見える階層による質的分化は，中学校段階から始まっており，高校は中学校における階層差を部分的に継承し，それを高等教育段階まで継承する役割を担っているといえる．とくに若年の世代では，高校，

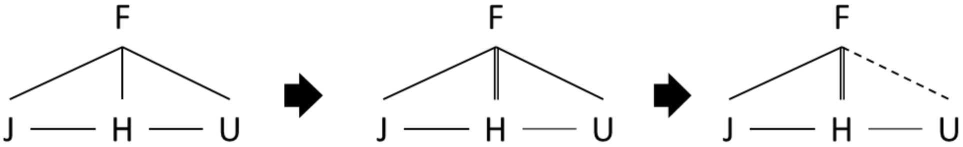


図 4.13　階層による質的格差構造の変化

高等教育の階層効果の弱まりを受けて，中学校段階の質的分化が教育達成過程全体での役割を増しているといえよう．

3, 4 章の結果は, 教育機会の拡大と階層差の変動メカニズムを説明した MMI, EMI のロジックを一部退ける結果となった．MMI が想定する「有利な階層の教育要求を優先的に満たしていく」というロジックが妥当ならば，高校段階は量的飽和後平等化に転じていなければならず，高等教育段階は一定もしくは不平等化の傾向を持つはずである．しかし，高校段階が飽和した時期以降でも男性の階層差は維持されているし，いまだ飽和していない女性の高等教育段階は平等化の傾向を示している. EMI の「量的飽和後にも質的な格差が 維持 される 」という命題とも女性の結果はそぐわない．教育機関の量的および質的な変化およびは，その成否にかかわる出身家庭背景の影響力の変化を伴っている．教育機関の変化と不平等の変化は，当該の段階のみの変化で説明できるものではない．本章の結果からみられるように，高等学校段階の階層効果の男女での違いは，量的な拡大や質的な構造変動だけでは説明がつかず，その後の教育段階の変化とも関連付けて論じる必要がある．

本章の課題と展望について述べる．まず出身家庭背景のとらえ方について，本論で用いた対数乗法層化モデルは対数線形モデル同様，少数セルによる結果の不安定を生みやすい．セル度数を確保するため，潜在的な階層変数は 2 カテゴリで統一したが，これまでの研究でも社会経済的地位が非一貫性をもちながら分布していることが知られており（原・今田 1979），それらが 1 つの次元，2 カテゴリに縮約されるということは保証されない [9]．さらに，独立変数群にも再考の余地がある．本章の分析では，データの制約から顕在的な出身家庭背景変数として経済的な要因を含んでいない．階層要因に限らず，居住地の情報も重要な要因となる．中学校段階に関しては家庭の経済的な要因や居住地が，高等教育段階に関しては居住地などが効果を持つことも指摘されており，これらを含んだ教育達成への影響を考慮することも今後の重要な課題となる．

本論では図 4.4 の枠組みにそって分析を行った．しかし，中西（2000）も指摘するように，教育段階をまたぐ際の順位継承の構造もまた出身家庭背景に影

響を受ける．階層によるトラッキングへの影響を視野に入れることも必要となろう．

以上のような課題を含みつつではあるが，本論では個人の教育達成過程における出身家庭背景の役割の重要な変化を示した．質的差異を考慮した上でも，機会の飽和した高校段階においても不平等は減じられなかった．EMI の命題のうち「量的飽和期の質的格差の維持」とは整合的な結果であり，飽和による平等化を唱えた MMI 退けられる．さらに依然として存在する中学校間の質的格差とトラッキングを考えると，高校段階における階層による分化に関しては楽観視しがたい．今回の分析から，中学校段階の質的格差に対する階層の直接的な影響力の安定または強化によって，かつてよりも中学校段階で生じた格差を継承した結果（迂回路）としての意味が強まっていることを確認した．MMI や EMI が想定する家庭の合理的選択が，教育システム全体を見渡し，より早い段階で行われている可能性を指摘できる．少子化に伴い国私立中学校のシェアは増大していくことが考えられる．また，近年首都圏以外においても公立中高一貫校のような新しいタイプの学校が広がりつつある（濱本 2012）．義務教育段階で生じた質的分化が，教育達成過程全体にますます重要な意味を示すことが示唆される．

本章までの分析では，中学校段階の分化に関して，その階層効果が他の教育段階の影響を受けながら変化している可能性を示した．しかし，本来ならば，中学校段階の機会格差は，中学校段階の分化の程度に影響を受けると考えるのが自然である．日本の国私立中学校のシェアは，戦後大きな変化を示していないが，本章の分析よりも後の世代（1985 年以降生まれ）では，少子化の影響も受けながら徐々に国私立中学校がシェアを伸ばしている．これらの世代で，どのような不平等構造が生じているのかを検証する必要がある．さらに言えば，国私立中学校や公立中高一貫校といった選抜を課すタイプの学校の増加が，どのような不平等構造の変化をもたらすのか，本章の分析まででは判断できない．

次章からは，これらの課題に対処するため，これまでとは異なるアプローチをとる．さきに作成した合理的選択理論による進学機会モデルをコンピュータ上の仮想社会に再現し，教育達成シミュレーションを行うことで中学校段階の分化が生じた際に生じる教育機会不平等構造の変化を予測する．3 章の冒頭に述べたように，本章までの分析は，数理モデルと仮想社会の妥当性を担保するための 1 つの指標として機能する．

【注】

1 複数のセルパラメータに等値制約を置いたり，変数を順序変数とみなしてパラメータを節約する UA モデル，RC モデルなど，対数線形モデルのパラメータ制約はこのほかにもさまざまな応用がある．詳細は Ishi-Kuntz (1994) など．

2 中学校と大学の直接的な結びつきを考慮することも可能であり，実際にそのような関連も報告されている（西丸 2008a, b）が，本論では単純化のために中学校段階の分化が直接関連を持つのは高校段階の分化のみとする．

3 1995 年調査データには，出身の中学校の設置主体（国私立，公立）に関する情報が存在しないため，分析には用いない．計量パート全体としての整合性を持たせるため，3 章においても 95 年データを用いていない

4 85 年データは，出身高校の大学進学率を尋ねる代わりに出身高校名を直接尋ねている．本論では，出身高校名から, 現在においても大学進学率が高く, また比較的歴史の古い高校を進学校として類推した．

5 ただし，高校に進学していない者は基本的には高等教育機関へ進学しないため，高校非進学かつ高等教育の非進学以外のセルにはデザイン行列を用いて構造的 0 セルの制約を置いた．

6 短大進学率が低下している現在においてもこの傾向が当てはまるかは，これらの効果の世代間変化を仮定する（すなわちコーホートごとにデザイン行列を指定する）ことで検討できる．しかし本論ではこの後の 3 つの学校段階に対する階層効果の世代変化を検討するため, トラッキングにも世代変化を仮定すると分析が煩雑になり，モデルも安定しないため，これに関しては扱わず，今後の課題とする．

7 本論の分析は，進学／非進学の差異と学校タイプの差異を同じ次元で扱っているため，質的な階層差が低下しているのか，それとも進学／非進学の階層差が低下しているのかを識別できない．しかし，4 つの高校カテゴリと階層の関係を示すパラメータを自由に推定するモデルを推定したところ, 有意な適合度の改善を示さなかったことから進学／非進学の階層差が特別に大きな動きをしたわけではないことが推察できる．

8 現在でも国私立中学校のシェアは地域ごとにばらつきがあるため，地域比較によってシェアの影響を見ることは可能である．そのような分析枠組みで，比較的私立中学校の多い地域とそうでない地域（都道府県単位）で階層効果に差がないということ報告がなされている（濱本 2014）．ただし，国私立中学校の分布に関する都道府県単位での比較はやや分類が粗いきらいがある. 市町村や学校区などより妥当な地域分類が必要となるが, 現在の大規模な社会調査データでは匿名性確保の観点から詳細な居住地情報を公開しないケースが多く，この枠組みでの分析には限界がある．

9 これは 3 章の分析にも言える課題である．なお地域，世代による構造の違いは，本章のモデルをマルチレベル構造にして分析することによって検討することができる（Vermunt 2003; Rabe-Hesketh and Skrondal 2012）．

３部

シミュレーション 編

5章　相対リスク回避モデルのパラメータ推定

3部では，シミュレーションを用いて，教育機会不平等発生メカニズムを定式化したモデルの精緻化を図るとともに，本論のモデルから導かれる，教育機会不平等構造の未来像を予測することを目的とする．前半部として，本章では2章で提示したモデルの不明な部分であったパラメータを，現実の値から計算・予測する．

シミュレーションという手法は，社会を説明する理論が現実に適合するのかを確認するツールとして有効である．本論においては2章で合理的選択理論を応用した教育機会不平等の生成モデルを作成した．個人の合理的選択を仮定したモデルは，個人が持つ特性の多様性によって計算は加速的に複雑さを増していく．コンピュータの発展により社会の成員に合理的選択を仮定したシミュレーションの手法（Agent Based Simulation; ABS）が可能となった（Gilbert2008; Gilbert and Terna 2000; Epstein and Axtell1996＝1999）が，教育機会・教育達成不平等の生成を人工社会上で再現する試みは見られない[1]（数少ない例として，学力の階層差の生成を再現した荒井 2008 など）．

人工社会シミュレーションの手法はいまだ発展段階にあり，統一的な分析枠組みは作られていない（Salamon 2011）が，社会における複雑な事象に対する仮説検証の道具として用いられ始めている（Macy and Willer 2002）．その多くは，理論的に導かれたモデルを人工社会上に再現し，パラメータの変動による挙動の変化を確認するものである．本論では，そこから一歩前進し，シミュレーションを，核となる数理モデルの精緻化にも用いる．社会を表現する数理モデルが「正しい」か否かは，特定の条件の下での出力が理論値と一致するかどうかを確認することによって確かめられる．工学分野におけるシミュレーションは，実験で得られる値や理論的に求められうる値を厳密解とし，シミュレーションの結果が厳密解を導けるかによってモデルの妥当性を評価する．社会モデルにおいては，その厳密解を定義するのが困難であり，モデルの妥当性評価の絶対的な指標がない．そこで本章では，観察によって得たデータの分析結果を厳密解とし，その値に近づくようにモデルの細部を変更していく．本章で精緻化したモデルを用いて，教育機会の質的分化（具体的には私立中学校のシェア増加）によって教育達成過程における格差構造がどのように変化するのかを予測する．

本章の構成は以下の通り．5.1「シミュレーションの理論と方法」では，社会事象に対する数理モデルの妥当性を図る手段としてシミュレーションが有用であることを示す．5.2 および 5.3 では，数理モデルを人工社会で再現する手続きについて説明する．まず 5.2「シミュレーションの手順」では，2 章の数理モデルに即して人工社会を設定する．5.3 では，シミュレーションで得られた出力をもとにして，どのようにモデルの妥当性を判断するのか，その評価方法と基準について述べる．5.4「パラメータの推定」では，シミュレーションの出力と計量分析の結果を見比べながら，両者のかい離が最も少なくなるようなパラメータを推定していく．

5.1　シミュレーションの理論と方法

本論がシミュレーションの手法を用いる目的は主に 2 つである．第 1 に前章で作成した，パラメータによる未知領域が多いモデルに対し，経験データとの比較によって未知のパラメータを推定することである．これは前章の数理モデルがより現実をとらえるのに適したモデルとなるように妥当性を高めることに等しい．第 2 の目的は教育制度の質的分化が機会の不平等にどのような影響が出るかを検証することである．本章ではまず，1 点目に焦点を当てる．分析に先立って，3 部のメインの手法である社会シミュレーションという方法についての概略を述べていく．

5.1.1　社会科学におけるシミュレーション

「シミュレーション」という言葉は，現実には起こっていない，もしくは起こりえない事象を再現することを指す用語として広く一般的に用いられている．

社会現象を説明もしくは予測するシミュレーションのうち，一部には市民権を得ているものもある．代表的なものとしては，今日の社会統計学や計量経済学に必須の手法である最尤法である．最尤法は，統計モデルおよび尤度関数をもとに，推定したい係数に様々な値の組合せを代入し，それをもとに尤度関数を評価し，適切な値になるまで係数の組合せを代入→尤度関数の計算→係数の組合せの変更を繰り返していく手法である．また，変数や係数に特定の分布を仮定しないベイズ統計の分野では，信用区間の算出（一般的な頻度統計における信頼区間とほぼ同等）には大量の乱数を発生させる．これもモンテカルロ法というシミュレーションの一種である．

税金や社会保障制度の改編に伴い，個人・家計にどのくらいの負担があるのか，生涯にわたって受けられる社会保障にどの程度の世代間格差があるのかなどは，個人収入や人口などをもとにしたシミュレーションによって予測される．また，現在の出生率などから長期的な人口変動を予測する人口統計学の領域においてもシミュレーションの方法が用いられている．これらはマイクロシミュレーションと呼ばれる手法であり，政策的な関心に基づいて進められてきた．

政治学における投票行動の分析や，経済学における貧困成生のメカニズムの解明の道具としてもシミュレーションが用いられるようにもなった（中村・茶本・村田 2007，谷田・村上 2004 など）．人口動態などとは異なり，個人の主体的な行動が対象となるシミュレーションでは，仮定した個人の行動原理からマクロな社会変動をとらえることが目標とされた．その際に，創発（emergence）という概念が多く用いられる．

創発の概念の導入により，社会シミュレーションの技法は大きく発展する．創発とは，ある要素同士の作用によって，その上位の階層での現象に影響を与えるというものである(Gilbert and Troitzsch 1999＝2003)．たとえば，アリの集団行動などは創発の例である．アリは単体では，ひとつ前に歩いていたアリが残したフェロモンに沿って歩くという原理を持っている．そのアリがさらにフェロモンを残し，後続のアリに食料の場所を教える．その集積によってアリは餌と巣を結ぶ縦隊をなす．さらに，そのフェロモンは一定時間で消失し，より効率のよいルートを見つけたアリのフェロモンが（確率的に）後続のアリに採用されやすく，コロニー全体の効率性を改善していく（アリコロニー最適化，ACO，Dorgio　and Di Caro 1999，伊庭 2005）．単体のアリはランダムに歩き餌を探すか，前方のアリのフェロモンに沿って歩くかという単純な行動原理しか持たず，集団全体の動態を一切考えてはいないが，行動の集積を巨視的にみると，ひとつのシステムを形作っている．このように，ある社会の構成単位が，それぞれの原理で行動することにより，上位の社会に一つの秩序が生まれるという現象を創発という．社会シミュレーションでは，社会の構成単位としての個人を想定し，個人は比較的単純な原理のもとに行動する．その集積によって社会状態が生成されることを指す．

コンピュータの技術が十分に発展していなかった時代に，手動でシミュレーションを実行した Schelling（1969，1971）は，創発のメカニズムの端緒と言ってよい．Schelling の分居モデルは，「近隣に自分と同じ人がいることを望む」という心理的な作用のみを仮定し，社会全体に関する知識や差別意識が一切ない状態でも，自然と分居が起こることを示している．

Schelling 以降の研究では，人工社会をコンピュータ上に作り出し，その住人による挙動をみるようになる．コンピュータによる計算技術が発展した今日では，Schelling の想定した人工社会の住人（エージェント）よりもはるかに複雑な行動原理を持つことが可能になっている．Epstein and Axtell (1996=1999)は，分居モデルにおけるエージェントに個人差を加えることによっても，同様の分居が起こることを示している．

本章でも，コンピュータ上に人工社会を発生させ，その住人に行動原理を与える．進学行動は，個人が周囲の環境や制度条件などを考慮しながら，自分の意志で行動を選択する．教育機会の不平等論は，それら個人の行動が集積した結果としての社会状態としてとらえられる．進学の意思決定を行う個人が出身階層による機会格差の構造を俯瞰しているということはないため，教育機会不平等も，社会の構成要素によって創発したものととらえることができる．しかし，教育の問題を人工社会上で分析する試みはあまり多くはない．教育制度を議論する際には，その制度がどのような帰結を生むのかをあらかじめ予想する必要があるだろう．現在の問題に対処するために制度を変えたとしても，個人はその制度の下で自己の合理的判断に従って行動する．受験制度の変革が意図せざる結果を招くことは大いに考えられる(河野 2002)．教育制度改革が何らかの観点から「失敗であった」という結論が出たとしても，それはもはや手遅れとなる場合もある．進学率や内部分化は戦後日本の教育システムが施行されて以降とどまることなく変化してきた．観察されるデータから現在までの教育システムが不平等にどのように寄与してきたのかを検討することは可能である．しかし国私立中学校シェアが現在よりも増加したら，高等教育進学率が飽和したら，それに伴い学校段階内部の質的分化が進行したらなど，未来に起こりうる「もしも」を予測しようとする際，過去のデータからの推論にはどうしても限界がある．これらの問いを検証しようとするとき，数理モデルに下支えされたシミュレーションが有効である．

5.1.2　シミュレーションの目的

社会科学におけるシミュレーションは大きく 2 つの目的で扱われる．第 1 の目的は，モデルの妥当性の検証である．

2 章に示したように，数理モデルは目的とする事象の本質的な部分を抽出した社会の設計図である．この設計図を基に，仮想空間という箱庭に人工社会という模型を組み立て，その振る舞いを観察するのが本章で用いるシミュレーションである．本論の文脈に即して考えると，2 章で用いた数理モデルは，個人

が持つ出身階級に制約された能力，リソース，ならびに相対リスク回避メカニズム，3つの学校段階のキャパシティ，および教育達成と到達階級の結びつきというごく限られた要素によって，教育内移動の不平等生成を説明しようとした．この説明枠組みが真であるならば，このモデルが導く社会状態は現実のものと一致するか近いものにならなければならない．現実をうまく再現できないモデルは，モデルとして不完全だからである．ただし，多くの場合，数理モデルの妥当性は用いるパラメータに依存する. 単純化したモデル$y=f(x|a)$で考えてみよう．入力変数xはパラメータaの下で関数fによって出力変数yを返すというものである．任意のxに対し，この方程式は，パラメータaが特定の値a_0をとるときのみ成り立ち, 他では成り立たない. それではこの方程式を成立させるa_0の値が何なのかを求めるには，観察によって(x,y)の組合せを十分に得たのち，a_0に対する逆問題を解くか，様々なa_0の候補を用意し，それぞれで方程式が成り立つかどうかを検討するという2つの方法が存在する．

前者の方法は（逆問題を定義できる程度に）単純なモデルに採用される．よく用いられる例としては，OLSにおける係数の推定がこの方法を利用したものであるといってよい．複雑なモデルになると，a_0は後者の方法によって求められる．後者の方法が広くシミュレーションと呼ばれるものである．最尤法は一般的にこの方法を利用したものである（局所解問題を考慮しなければならないのはこのため）．このように，シミュレーションは，複雑なモデルに含まれるパラメータの値を識別し，モデルを完成させるための手法として用いられるのである．

本論で用いるのは，後者の手法である．xを個人の学力やリソースの（混合）分布，yを個人の教育達成の分布とすれば，ある特定のパラメータの組合せの下で，合理的選択による意思決定モデルが現実に得られるデータと一致するはずである．

シミュレーションの第2の目的は，パラメータ，または変数の変動による結果の予測である．数理モデルが完成すれば，そのモデルは入力値を自由に操作することによって出力値を予測することができる．人工社会上では，研究者の関心に基づき比較的自由な社会状態を再現できる．個人の行動原理をモデル化し，制度との相互作用を検証することで，いくつかの仮定の下での教育制度変化による不平等構造への動的な影響を検証することができる．それによって，教育制度を変えることによって教育機会の階層間格差が是正されるのかを，実際に教育制度を変化させることなく予測できるのである．これについては6章で行う．

5.1.3　シミュレーションの種類

ここまでシミュレーションという手法に共通する特徴を述べてきたが，社会科学におけるシミュレーションはいくつかのタイプが存在する．それぞれに長所や短所がありその目的に応じて使い分けがなされる．本章ではシミュレーションの中でもマルチエージェントシミュレーション（MAS；エージェントベーストシミュレーション，ABS とも）という方法を用いる．この手法が持つ特徴を，他の手法と比較しながら簡単に述べる．

社会科学におけるシミュレーションの手法は多岐にわたるが，代表的なものを挙げるとおおむね表 5.1 のような分類[2]ができる（Gilbert and Troitzsch 1999=2003）．

マイクロシミュレーション（micro simulation）：特定の社会政策がどのような効果を持つかの検討に多く用いられる．マイクロシミュレーションの設計はまず，現実のデータから社会の構成員を年齢，性別等でいくつかの層に分化してそれぞれの特徴を抽出する．そののちに制度や政策の変化によって影響を受ける層の状態の変化を試算するという手順をとる．そのため，シミュレーションの妥当性は持ちうる社会データの質（不偏性）に大きく依存することが指摘されている．

セル・オートマトン（cellular automaton）：2 状態の遷移過程の分析に用いられる．平方グリッド上に配置された個人が，2 つの状態（生／死，オン／オフなど）を持ち，周囲の状況を見て状態を切り替えていく．個人はせいぜい自分の周囲 8 個のセル状態しか参照していないにもかかわらず，全体を俯瞰してみると何かに導かれたかのように状態遷移のパターンが生じることがある．意見分布の創発モデルに用いられるほか，個人がセル上を移動することを許容したモデル（Schelling 1971）など，いくつかの応用可能性がある．

モンテカルロシミュレーション(Monte Carlo simulation)：条件に合致する範囲で乱数を発生させ，厳密解が得られないような計算式，方程式の解の近似を与える方法である．シミュレーションの原理としてはもっとも単純である．「ビュフォンの針」問題を応用した円周率 π の値の近似計算などが有名である．統計科学の分野においては，特殊な推定方程式のパラメータ推定値の一致性の検討に用いられるほか，ベイズ統計の分野では信用区間を求める最もシンプルな方法として採用されている．

表 5.1　シミュレーションの分類

手法	方法	利点	欠点	応用例
マイクロシミュレーション	社会の状態を個人に還元し，特性ごと変化を観察する	社会を構成する個人が複数の特徴を持つことを仮定できる	モデルの作成に膨大なデータを必要とする	補助金の経済効果（土井・朴 2010）
セル・オートマトン	個体の 2 状態の遷移をモデル化し，社会全体の分布を観察する	個体同士の相互作用を仮定できる	個体の状態は 2 状態しか仮定できない．個体の意思を仮定できない．	
モンテカルロシミュレーション	乱数によって計算の近似解を得る	解析的に解けない問題の近似解を示せる	行動主体の性格の違いや「意思」を仮定できない	ベイズ統計学
待ち行列モデル	離散的に発生する事象の効率化	「顧客/サーバー」という関係にあるシステムへの応用可能性が広い	行列は所与のものとされ，行列に並ぶ人の適応行動を仮定できない	
マルチエージェントシミュレーション	個人の意思決定や相互作用による行為の集積を観察する	行動主体の自律性を考慮できる	オブジェクト指向型のプログラミングが必要	人工社会の作成（Epstein and Axtell 1996=1999）流行の発生（中井 2004）

待ち行列モデル(Queueing Modeling)：離散的に発生する事象に関する最適化問題を解くために発展したモデルである．銀行や空港の窓口など，サービスを行う主体とそれを求める行列があるような社会状態をモデル化する．行列の長さや対応時間などは，外的な要因や確率的なプロセスによって決定し，それらの条件の下で窓口の数や行列の分散の仕方などを変化させ，最も効率の良いシステムを発見する方法である．

マルチエージェントシミュレーション(MAS)：コンピュータ上に自律的に行動する主体（エージェント）を発生させ，エージェントの行動の総体として集合状態を観察する手法である．先に示した Shelling (1969，1971) の分居モデルや Epstein and Axtell (1996=1999) のモデルは，MAS の中でも Sugar Scape モデルと呼ばれるシミュレーションの端緒である．人工社会の地理上に資源の多寡を仮定し，エージェントが資源を求めて自律的に行動する．結果として資源の多い場所にエージェントが密集し，そこに資源を求めての闘争，集団移動，経済活動などが発生する．

MAS の大きな強みは，エージェントの自律的な行動を仮定する点である．エージェントの自律性を仮定できるということは，エージェントの性格によって行動原理が違うことを許容できる．社会の構成員は，セル・オートマトンでは完全に予定された行動を行い，モンテカルロシミュレーションでは，意思のない原子として表現される．それに対して MAS では，確率的な揺らぎ（社会認識の誤差や限定合理性など）を組み込みながら，意思を持つ原子として表現でき

る．本論が MAS を用いる理由もこの特徴に依る．相対リスク回避説が想定する個人は，階級や能力ごとに行動原理が異なる．教育制度の変化が社会の構成員に同じ影響力を与えるわけではなく，それぞれに異なる形で機能するのである．

5.2　シミュレーションの手順

本章では，2 章で作成したモデルに従って人工社会を作成する．2 章では多分岐型の教育システムを 2 つ設定していた．2 章のモデルで描かれる教育システムは，高校と大学のような関係である．本章では本論の目的に合わせ，もう 1 段階教育システムを設定し，中学校段階も含めた 3 段階の教育システムを人工社会上に設定する．

5.2.1　中学校段階の選抜と意思決定プロセス

人工社会の設定に先立ち，中学校段階の選抜を考慮した教育内移動モデルを整理しておく．多岐選択型の教育段階を 1 つ追加するなら，2 章に示したモデルツリーを自己相似形に発展させればよいが，国私立中学校を想定すると，他とは性格の異なるノードを作成しなければならない．中学校段階では，どのような中学校を卒業しても，のちの段階の教育選択を制限されない．つまり，これまでのモデルの Leave という選択肢は中学校段階には存在しない．したがって，中学校段階での選択は，国私立中進学を選択するか公立中学校進学を選択するかの 2 通りになり，国私立中学校選択者が割り振られるノードは，（希望通りの）国私立中学校進学か，（受験失敗等の）公立中学校進学のいずれかになる（図 5.1）．このような，教育選択 0 段目を含むモデルの下での意思決定を定式化する．

このようにモデルツリーを展開しても，個人の意思決定はこれまでと同様後ろ向き帰納法で示される．教育段階 2 は，教育段階 1 と教育段階 0 による条件付きの意思決定となるが，4 章と同様の仮定を採用する．すなわち，教育段階 2 への分布を示す確率Λは教育段階 1 にのみ制約され, 教育段階 0 の影響を受けない．教育段階 0 でどちらのタイプに進んでいても，教育段階 2 への到達確率には直接的に影響しないということである．この仮定を採用すれば，各クラスの教育段階 2 への意思決定は，2 章とまったく同じように

$$S\colon \sum_{k}^{K} \lambda_{ijk}\, \alpha_{k1} > \beta_{j1} \qquad\qquad W\colon \sum_{k}^{K} \lambda_{ijk}\, (\alpha_{k1} + \alpha_{k2}) > \beta_{j1} + \beta_{j2}$$

と示すことができる．

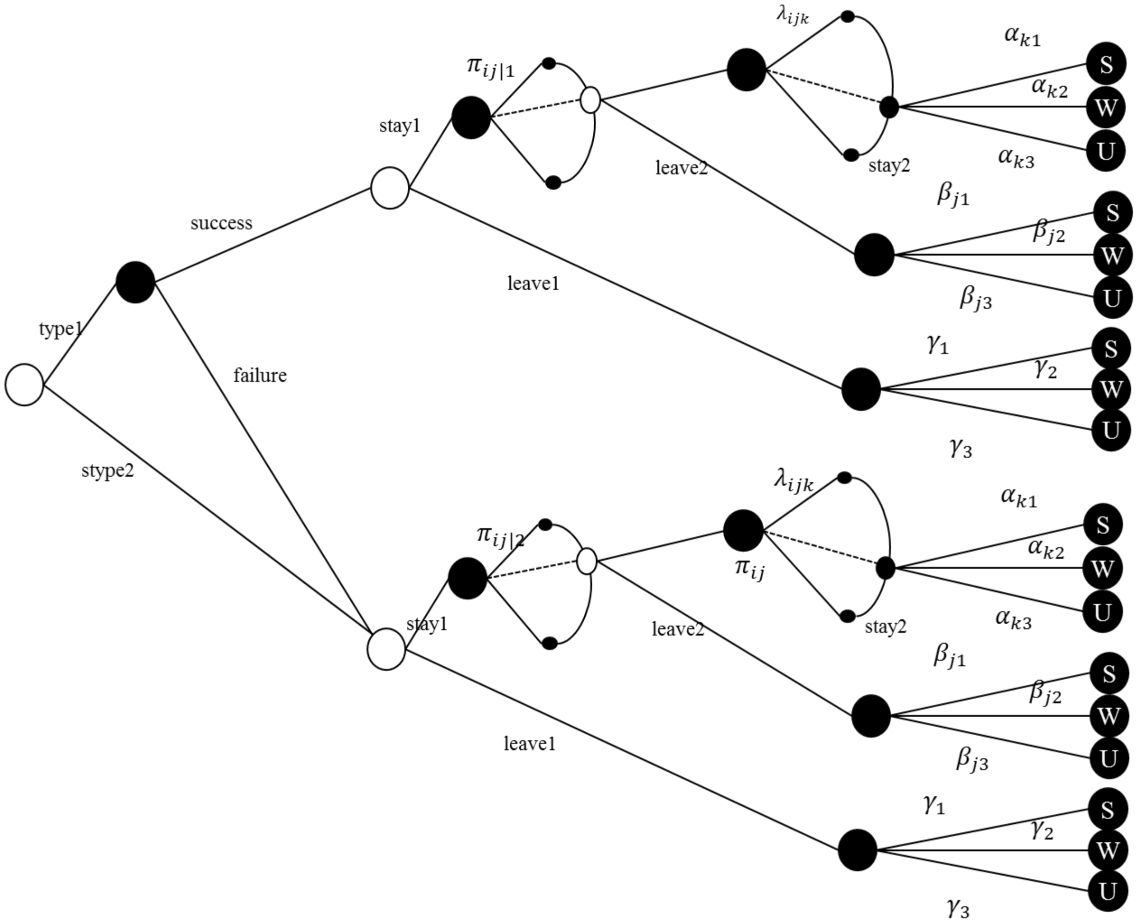


図 5.1　義務教育段階を追加した教育決定木

続いて，教育段階 1 は，教育段階 0 の直接の影響を受ける．教育段階 1 における意思決定の条件は，

$$S:\ \sum_{j}^{J}\pi_{ij}\sum_{k}^{K}\lambda_{ijk}\,\alpha_{k1} > \gamma_1 \vee \sum_{j}^{J}\pi_{ij}\,\beta_{j1} > \gamma_1$$

$$W:\ \sum_{j}^{J}\pi_{ij}\sum_{k}^{K}\lambda_{ijk}\,(\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) > \gamma_1+\gamma_2 \vee \sum_{j}^{J}\pi_{ij}\left(\beta_{j1}+\beta_{j2}\right) > \gamma_1+\gamma_2.$$

であった．いま，教育段階 0 にタイプ 1 とタイプ 2 の学校があり，進学した学校タイプによって，教育段階 1 で進学した際の達成の確率分布に違いがあると仮定する．進学した際の達成の確率分布π_{ij}は，個人の能力によって決定された．教育段階 0 による教育段階 1 への影響は，確率分布を決定する個人の学力に対する影響ととらえることができる．教育段階 0 でタイプ 1 へ進学した集団の，学力分布の平均的な変動をθ_1とし，タイプ 2 におけるそれをθ_2とすれば，教育段階 0 を経た後の，教育段階 1 への達成分布π_{ij}は，

$$\pi(x_i)_{j|1} = F_\varepsilon\left(\tau_{j-1} - x_i - \theta_1\right) - F_\varepsilon\left(\tau_j - x_i - \theta_1\right) \qquad (5.1)$$

$$\pi(x_i)_{j|2} = F_\varepsilon\big(\tau_{j-1} - x_i - \theta_2\big) - F_\varepsilon\big(\tau_j - x_i - \theta_2\big) \tag{5.2}$$

である．

これらを踏まえて，教育段階 0 に関する意思決定を考える．これまでと同様に，2 つの選択肢[type1, type2]の期待利得の大小関係を見るが，$\theta_1 > \theta_2$のときにはどのような定式化によっても，必ず$\mathrm{E(type1)} > \mathrm{E(type2)}$となってしまう．そこで，教育段階 0 には特別に参入障壁となるような定数 e を仮定し，$\mathrm{E(type1)} > \mathrm{E(type2)} + \mathrm{e}$となるときに，type1 を選択することにする．教育段階 0 でどちらのタイプに進学しても，その利得は，それ以降の教育段階の意思決定による最大利得に等しい．タイプ 1 を選択して，希望通りに進学できる主観的到達確率をν_1とすると，タイプ 1，2 を選択することの期待利得はそれぞれ

$$\begin{aligned}\mathrm{E(type1)} = \nu_i \times \max\left\{\sum_j^J \pi_{ij|1} \sum_j^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1}, \quad \sum_j^J \pi_{ij|1}\beta_{j1}, \gamma_1\right\} + (1-\nu_i)\\ \times \max\left\{\sum_j^J \pi_{ij|2} \sum_j^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1}, \quad \sum_j^J \pi_{ij|2}\beta_{j1}, \gamma_1\right\}\end{aligned} \tag{5.3}$$

$$\mathrm{E(type2)} = \max\left\{\sum_j^J \pi_{ij|2} \sum_j^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1}, \quad \sum_j^J \pi_{ij|2}\beta_{j1}, \gamma_1\right\} \tag{5.4}$$

となる．この 2 式の大小関係によって教育段階 0 の意思決定が決まる．すなわち，

$$\mathrm{E(type1)} > \mathrm{E(type2)} + \mathrm{e}$$

$$\begin{aligned}\Rightarrow \nu_i \times \Bigg[\max\left\{\sum_j^J \pi_{ij|1} \sum_k^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1}, \quad \sum_j^J \pi_{ij|1}\beta_{j1}, \gamma_1\right\}\\ - \max\left\{\sum_j^J \pi_{ij|2} \sum_k^K \lambda_{ijk}\,\alpha_{k1}, \sum_j^J \pi_{ij|2}\beta_{j1}, \gamma_1\right\}\Bigg] - \mathrm{e} > 0\end{aligned} \tag{5.5}$$

となる．これが教育段階 0 における type1 の選択条件である．α_{k1}を$\alpha_{k1} + \alpha_{k2}$に，$\beta_{j1}$を$\beta_{j1} + \beta_{j2}$に置き換えれば，W クラスに関する意思決定条件となる．

5.2.2 人工社会の設定

コンピュータ上の人工社会は，個人（エージェント）と教育機関の 2 要素によって作成する．いま，社会には 3 つの教育段階があり，それぞれ教育段階 0，1，2 とする．教育段階 1 は 2 つ，教育段階 1 と 2 にはそれぞれ 3 つの学校タイプがあり，その望ましさは 1，2，3 の順番である．エージェントにはそれぞれ階級，能力，リソースの 3 つの情報を持ち，階級と能力は相対リスク回避メカニズムの下での意思決定（式 5.5・2.3・2.4）の算出に用いる．同様にリソースも意思決定に用いられる．エージェントが持つリソースがそれぞれの教育段階

にかかるコストを上回っていればその教育段階で進学の意思決定を行う．すなわち，進学の意思決定は，相対リスク回避メカニズムと，コスト制約の 2 条件をクリアしたときになされる（図 5.2）．

各学校段階は，それぞれの定員がある．教育段階 0 では type1 の希望者が定員を超えたときに能力による選抜を行う．教育段階 1 と 2 では，それぞれタイプ 1 と 2 にのみ定員が存在し，能力による選抜によってそれぞれ定員を充足したら，残りの進学意思決定者はすべてタイプ 3 に配分されるものとする．学校段階 0 と 1 では，それぞれ進学先に伴う学力分布の変動を経たのち，次の教育段階における意思決定を行う．

シミュレーションに用いるパラメータ（後述）のうち，確率に関係するものはいくつかあるが，これらは個人の初期設定かまたは合理的選択に用いるためのパラメータであり，このモデルをコンピュータ上に再現しても，確率的な要素はない．合理的選択理論の下では，所定の条件の下では個人は常に同じ選択を行うため，このモデルは決定論的なモデルとも言える．そのため，このモデルから全体の進学率を推測することは比較的容易にできる．しかし，社会的行為の選択には観測されていない要素による誤差が入り込む．本論のモデルでは，その誤差を 2 つの時点で採用する．

第 1 に意思決定に関する誤差である．数理モデル上の個人は，進学のコストを賄え，かつ進学が合理的になると判断したとき常に進学を選択することになっているが，シミュレーションの際にはそこに誤判断を認め，本来なら進学を選択する個人は，確率 0.9 で進学を選択するものとする．逆に本来は進学をしない層に関しては，確率 0.1 で進学を選択するものとする．これらは，家計と合理的選択以外の要素で，進学を断念させたり無理強いする要素が一定割合存

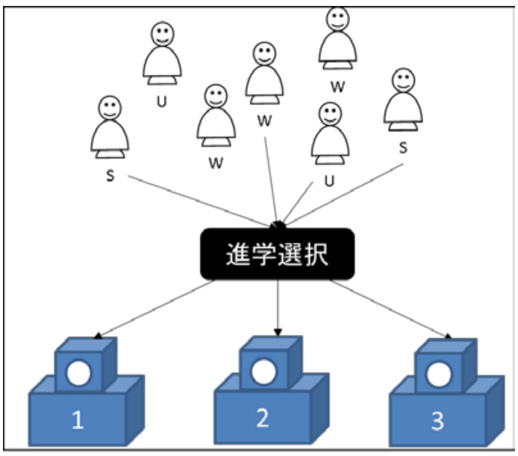


図 5.2 シミュレーション模式図

在することを意味する．

第 2 に，選抜のステージにも確率的なプロセスを置く．数理モデル上，個人は自らの能力によって主観的合格率を計算する．選抜のプロセスにおいては完全に能力の高い者から選抜されるため，個人は進学を決定した時点で合否は決まっている．シミュレーションでは，そこに誤差を含め，選抜においては個々の能力を期待値とする乱数をそれぞれ発生させ，その値の大きさによって合否を決定する．入学試験に際して「山が当たった」「調子が悪かった」などの攪乱要因ととらえればよい．

以上のプロセスを 3 つの教育段階で再現する．意思決定→選抜→意思決定を繰り返し，個人に配分される最終的な教育達成に対する階層の影響力，そしてその影響力の教育制度による変化を分析する．

5.3　出力の評価方法

5.3.1　パラメータの分類と設定

2 章で見たとおり，社会現象のモデル化には多くのパラメータを用いる．シミュレーションの結果もパラメータの値に大きく依存する．シミュレーションの結果の妥当性もパラメータの妥当性に依存する．シミュレーションの実装に先立って，本モデルで用いるパラメータについて整理しておく．

本論のモデルも多くのパラメータを使用する．それらはその性質によって以下の 4 つに分類される（表 5.2）．第 1 に，人工社会の住人の数（人口）であるが，これはモデル設定に完全に影響を与えないパラメータである．3・4 章の分析も，本章の分析も，すべて係数は対数オッズ比を基本指標としているため，社会全体の規模や階級の構成割合は結果に影響しないとみてよい．

第 2 のは人工社会のエージェントがもつ特性に関する個人パラメータである．本論のモデルでは，エージェントにはそれぞれ能力 X とリソース R を仮定している．これらは階級ごとの分布によって確率的に分布する．

第 3 は制度パラメータである．制度パラメータは各学校段階が持つ特性を示すものであり，学校段階ごとの「定員」「コスト」および「トラッキングパラメータ」で構成される．定員は毛塚（2013）でも採用されていた各学校に社会全体の何割が配分されるかを示す．これは外部データより設定することができる．すべての人が教育達成を割り振られるまでのプロセスをまとめて 1 回の試行とする．1 回の試行で出力されるデータは，数あるパラメータの組み合わせの 1 つを採用した際のものである．本論では，特に教育制度の規模による結果の違

表 5.2 使用するパラメーター覧

要素	ノーテーション・分布・値		説明	決定方法	備考
完全局外パラメータ					
人数	N	$N_S = 400$ $N_W = 700$ $N_U = 900$	各階級の人数	仮定	分析はすべてオッズ比を用いるため，値の変化の影響を受けない
個人パラメータ					
能力	x_i	$X_S \sim N(50,10)$ $X_W \sim N(50,10)$ $X_U \sim N(50,10)$	各階級の学力	仮定	階級ごとに学力差がないことを仮定している．
リソース	r_i	$R_S \sim LN(-.5,1)$ $(R_W - 1) \sim LN(-.5,1)$ $(R_U - 2) \sim LN(-.5,1)$	各階級のリソース	仮定	
制度パラメータ					
定員		$\mathrm{P}_1 = (.057, .050, .067, .062)$	中学校段階（国私立中学校）の定員	外挿・変数化	SSM1985，2005 より，世代 4 区分ごとの進学率を外挿 6 章では変数として値を操作する．
		$\mathrm{P}_{21} = (.0633, .112, .156, .206)$ $\mathrm{P}_{22} = (.378, .442, .509, .457)$	高校段階の定員		
		$\mathrm{P}_{31} = (.0371, .0442, .0571, .0338)$ $\mathrm{P}_{32} = (.0923, .156, .2005, .187)$	高等教育段階の定員		
トラッキング	Δx_{i1} Δx_{i2}	$\Delta X_1 \sim N(\theta_1, \sigma_1)$ $\Delta X_2 \sim N(\theta_2, \sigma_2)$	各中出身者の学力分布の変動	外挿	SSM1985，2005 より，中学校と高校のクロス表から計算
	Δx_{i21} Δx_{i22} Δx_{i23}	$\Delta X_{21} \sim N(\psi_1, \phi_1)$ $\Delta X_{22} \sim N(\psi_2, \phi_2)$ $\Delta X_{23} \sim N(\psi_3, \phi_3)$	各高校出身者の学力分布の変動	外挿	SSM1985，2005 より，高校と高等教育のクロス表から計算
コスト	c	$\mathrm{c}_1 = \exp(0.45)$ $\mathrm{c}_2 = \exp(0.39)$ $\mathrm{c}_3 = \exp(0.5)$	各学校段階にかかるコスト	仮定・外挿	高校段階のみ U クラスの進学率より計算
参入障壁	e	$\mathrm{e} = 0.002$	国私立中学校の参入障壁	仮定	
BGM パラメータ					
		$A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix}$	教育達成から得られる到達階級の確率分布	推定・仮定	B, Γは仮定しAのみ反復シミュレーションと計量分析の結果より推定
		$B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .2 & .35 & .45 \\ .35 & .35 & .30 \\ .35 & .50 & .15 \end{bmatrix}$			
		$\boldsymbol{\gamma} = [\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3] = [.3, .43, .27]$			

いに注目している．4 節では，現実のデータとシミュレーションによるデータを突き合わせるため，教育機会の規模を妥当な値に設定しなければならない．教育機会の規模は世代によりおおきなばらつきがあるため，どの値を採用しても結果にゆがみが出る可能性を捨象できない．よって 4 節では，各学校段階の規模を 4 通り設定し，それらを用いた 4 回の試行によって得られたデータを合併し，最終的な分析対象とする．以後この 4 回の試行を 1 セットと表現する．具体的には，3・4 章で用いた SSM1985，2005 データより，各学校段階におけるコーホート 4 区分ごとの進学パターンの度数分布を出力し，これらを世代ごとの教育機会規模とする．6 章以降では，このパラメータを変数として扱い，教育機会の規模変動による階級と教育達成の関連の変化について検討する．各学校段階のコストとトラッキングパラメータも 4 章までに示したデータから算出することができる．詳しくは次節で述べる．

第 4 の BGM パラメータは，オリジナルの BGM を拡張した，質的な分化を考慮した下での教育達成と地位達成の結びつきを示すパラメータである．本モデルにおいては 14 の BGM パラメータが存在する．4 節ではこれらのパラメータを変化させながら現実データを最もよく再現するパラメータの組み合わせを推定していく．ただし 14 のパラメータすべてを推定するのは過剰な計算負荷をかけるため，本論では$B,\boldsymbol{\gamma}$を固定して，A内の 6 つを推定することにする．

5.3.2　BGM パラメータの推定方法

本モデルの重要な要素である BGM パラメータは，14 の自由度を持つ．本論では，$B,\boldsymbol{\gamma}$をそれぞれ固定し，Aの値を現実データから推定する．推定方法は以下のように行う．

まず，3 つの$\boldsymbol{\alpha}_k$の組を，0 から 1 の範囲で，さらに合計が 1 を超えないような制約のもとでランダムに発生させ，そのもとで 1 セットのシミュレーションを行う．1 セットのシミュレーションが終了したら，$\boldsymbol{\alpha}_k$ の組合せを変化させ，再

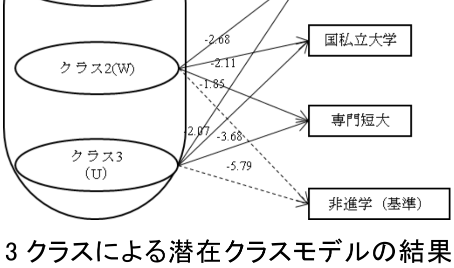


図 5.3　3 クラスによる潜在クラスモデルの結果の一部

表 5.3　コーホートごとの教育達成分布

	中学校		高校				高等教育			
	国私立	公立	普通科 A	普通科 B	職業科	非進学	A 大学	4 年制大学	短大専門	非進学
C1	5.7	94.3	6.33	37.86	25.01	30.80	3.71	9.23	7.78	79.29
C2	5.0	95.0	11.27	44.19	35.44	9.10	4.42	15.68	17.85	62.05
C3	6.7	93.3	15.67	50.91	28.92	4.50	5.71	20.05	25.27	48.97
C4	6.2	93.8	20.63	45.75	28.38	5.25	3.38	18.75	31.00	46.88

C 1 ：1935〜50 年生，C2：1951〜60 年生，C3：1961〜70 年生，C4：1971〜85 年生

びシミュレーションを行う．これらの操作を繰り返すことによって，さまざまな$\boldsymbol{\alpha}_k$の値の下での仮想データが作成される．次に，シミュレーションによって作成された仮想社会データのそれぞれに対して以下の多項ロジスティック回帰分析を行う．

$$\log\left(\frac{p_m}{p_4}\right) = \beta_0^{(m)} + \beta_{1W}^{(m)} X_{iW} + \beta_{1U}^{(m)} X_{iU} \qquad (5.6)$$

ここで m は高等教育の学校タイプ（4 は非進学），X_{iW}, X_{iU}は個人の出身階級が W，U であることを示すダミー変数である．9 つ推定される係数のうち 6 つが出身階層と教育達成の結びつきを示す対数オッズ比である．

本論では，4 章にて，（総合化した）階層と高等教育の関係を示す対数オッズ比を算出している．4 章では，2 カテゴリの潜在クラスを用いて，各教育段階の質的な分化に対する階層効果を測定した．同様のモデルを，階層 3 クラス，中学校 2 タイプ，高校 4 タイプ（含非進学），高等教育 4 タイプ（A 大学，国私立大学，専門短大，非進学）に設定して，高等教育に関する階層効果(μ_{ec}^{EC})を推定すると図 5.3 のような結果になる．

図 5.3 の値と式（5.6）を対応させると，

$$\begin{aligned} \beta_{1W}^{(1)} &= \mu_{1W}^{EC}, \quad \beta_{1W}^{(2)} = \mu_{2W}^{EC}, \quad \beta_{1W}^{(3)} = \mu_{3W}^{EC} \\ \beta_{1U}^{(1)} &= \mu_{1U}^{EC}, \quad \beta_{1U}^{(2)} = \mu_{2U}^{EC}, \quad \beta_{1U}^{(3)} = \mu_{3U}^{EC} \end{aligned} \qquad (5.7)$$

となる．確率的なプロセスを伴うシミュレーションは一般にはこの等式を満たさない．さらに，各βの値はシミュレーションに用いるパラメータの値によっても変化する．本論ではシミュレーションの結果としての係数βの組が最もμの組と近くなったαの組を最尤な値の組み合わせとして採用する．近似の評価方法は，

最小二乗法と同じロジックで，$\boldsymbol{\beta} = \left[\beta_{1W}^{(1)}, \beta_{1W}^{(2)}, \beta_{1W}^{(3)}, \beta_{1U}^{(1)}, \beta_{1U}^{(2)}, \beta_{1U}^{(3)}\right], \boldsymbol{\mu} =$

$[\mu_{1W}^{EC}, \mu_{2W}^{EC}, \mu_{3W}^{EC}, \mu_{1U}^{EC}, \mu_{2U}^{EC}, \mu_{3U}^{EC}]$として

$$\mathcal{L} = (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})^{\mathrm{t}} \qquad (5.8)$$

を最小にするαの組を採用する[3]. ただし, 確率的なシミュレーションの下では, 条件がすべて同じであっても異なる結果を出力する．確率的な変動を考慮し, 同一のパラメータの組み合わせで 5 セットのシミュレーションを行い，それぞれで得られた係数の平均値を$\boldsymbol{\beta}$として用いる.

5.4　パラメータの推定

5.4.1　完全局外パラメータと個人パラメータ

1 回の試行における人工社会の規模はすべて 2000 で統一する．4 世代分の試行によって 8000 のエージェントが生成される．エージェントの階級構成は, $N_S = 400, N_w = 700, N_U = 900$ とする．個人パラメータは，階級ごとの能力 X とリソース R で構成される．X は正規分布し階級ごとに分散は同じである．個人の学力に加算される誤差は，標準正規分布に従うものとする.

5.4.2　制度パラメータ

システムパラメータは「定員」「コスト」「トラッキング」の 3 種類で構成される．これらはすべて外部データから挿入または算出できる．表 5.3 は，3 章で用いた SSM85,05 データより，コーホート 4 分類（分類方法は 4 章と同様）教育達成のクロス表である．前述のように教育達成の分布はコーホートにより大きな違いがあるため，4 回の試行を 1 セットとしたシミュレーションを行う．1 回の試行ごとの定員は，各学校段階の比率をそのまま採用する[4].

コストは，各エージェントが持つリソースがこの値を超えた時に進学するものである．リソース同様，各学校段階のコストを厳密に測定することは困難であるため，これらの値も仮定として決定するしかない．しかし，いくつかの外的な基準によって，ある程度の妥当性を持たせた値を決定する．エージェントは，相対リスク回避とコストによって進学を決定するが，アンダークラスに限っては，回避すべき相対リスクがないため，純粋にリソースがコストを上回るかどうかが意思決定の要素となる．中学校には参入障壁項，高等教育には高校からの打ち切りトラックが存在するため，U クラスも厳密にリソースとコストの関係のみで意思決定をしているわけではないが，高校段階に関しては，進んだ中学校のタイプに寄らず，U クラス出身者はリソースとコストの関係のみにって意思決定を行う．　U クラス出身者の高校 非 進学率は

$0.813\left(=\frac{\exp(\mu_4^H+\mu_{U4}^{XH})}{\sum_h \exp(\mu_h^H+\mu_{Uh}^{XH})}\right)$と求められる．すなわち，$F_{R_U}(\cdot)$をUクラスのリソースの分布関数とすれば，

表 5.4 トラッキング効果の実測値

	普通科 A	普通科 B	職業科
国私立中	0.302	0.520	0.179
公立中	0.124	0.526	0.350
	0.136	0.525	0.338

	大学 A	国立・私立大	専門短大
普通科 A	0.227	0.521	0.252
普通科 B	0.090	0.391	0.520
職業科	0.005	0.308	0.687
	0.114	0.414	0.332

コスト c に関して，$F_{R_U}(c)=0.813$が成り立つ．U クラスのリソースは対数正規分布$LN(-0.5,1)$に従うことを仮定しており，その分布関数は$\Phi\left(\frac{\log x-\mu}{\sigma}\right)$とあらわされるので，$\Phi(\log c+0.5)=0.813 \rightarrow c=\exp(\Phi^{-1}(0.813)-0.5) \fallingdotseq \exp(0.389)$が導ける（$\Phi(\cdot)$は標準正規分布の分布関数）．子供の教育費調査および学生生活調査より，子供を高校に通わせる際にかかる費用は平均して 56 万 4 千円である．一方，国私立中学校（対公立中学校比較），高等教育ではそれぞれ，84 万 4 千円，189 万 5 千円である．中学校段階と高等教育段階のコストをモデル上から算出することはできないため，高校＜中学＜高等教育の大小関係のみは担保しながら，中学校，高等教育のコストをそれぞれ$\exp(0.5),\exp(0.6)$と仮定しこれらの値を各学校段階のコストとして採用する [5]．

続いて，トラッキングに関するパラメータを算出する．表 5.4 は先の分析で推定されたトラッキング効果を示したものである．4 章で見た数値は，各学校段階での学校タイプから「非進学」カテゴリを含んだ次の段階の進学先への条件付き確率であったが，ここでは，進学に範囲を絞った場合の各学校段階への分布を示している．表 5.4（遷移行列）を用いて，学校タイプによるトラッキング効果をモデル化する．高校段階に関する個人の主観的到達確率π_{ij}は，

$$\pi_{ij}=F_\varepsilon(\tau_{j-1}-x_i)-F_\varepsilon(\tau_j-x_i)$$

と表された．ここで，εは標準正規分布に従う確率変数である．いま，社会に公立中学校と私立中学校の 2 タイプの学校があり，それぞれの出身者が異なる学力分布を持つとする．

国私立：　　$X_{1i}\sim N(\bar{x}_1,\sigma_1)$

公立：　　　$X_{2i} \sim N(\bar{x}_2, \sigma_2)$

とする．$\bar{x}_1, \bar{x}_2$ の全体平均からのかい離が，中学校段階と高校段階を結ぶトラッキング効果とみることができる．

まず，国私立中学校出身者に関するパラメータから求めていく．表 5.4 から，国私立中学校出身者の普通科 A，B への進学率はそれぞれ 0.302，0.520 なので，

$$1 - F_\varepsilon\left(\frac{\tau_1 - \bar{x}_1}{\sigma_1}\right) = 0.302 \quad (5.9a)$$

$$F_\varepsilon\left(\frac{\tau_1 - \bar{x}_1}{\sigma_1}\right) - F_\varepsilon\left(\frac{\tau_2 - \bar{x}_1}{\sigma_1}\right) = 0.520 \quad (5.9b)$$

の連立方程式を解けばよい．これらを$\bar{x}_1, \sigma_1$について解くと

$$\sigma_1 = \frac{\tau_1 - \tau_2}{F_\varepsilon^{-1}(0.698) - F_\varepsilon^{-1}(0.178)}$$

$$\bar{x}_1 = \tau_1 - \sigma_1 F_\varepsilon^{-1}(1 - 0.302)$$

となる．能力分布 X が$N(50,10)$に従うとすれば，周辺度数からτ_1, τ_2はそれぞれ，

$$\tau_1 = F_X^{-1}(1 - 0.14) = 60.8$$

$$\tau_2 = F_X^{-1}(1 - 0.14 - 0.52) = 45.87$$

と算出される．これを用いて

$$\sigma_1 = \frac{\tau_1 - \tau_2}{F_\varepsilon^{-1}(0.698) - F_\varepsilon^{-1}(0.178)} = 10.51$$

$$\bar{x}_1 = \tau_1 - \sigma_1 F_\varepsilon^{-1}(0.698) = 55.50$$

となる．同様に，公立中学校出身者に関しては，能力の標準偏差をσ_2とし，

$$1 - F_\varepsilon\left(\frac{\tau_1 - \bar{x}_2}{\sigma_1}\right) = 0.124 \quad (5.10a)$$

$$F_\varepsilon\left(\frac{\tau_1 - \bar{x}_2}{\sigma_2}\right) - F_\varepsilon\left(\frac{\tau_2 - \bar{x}_2}{\sigma_2}\right) = 0.526 \quad (5.10b)$$

を解いて，

$$\sigma_2 = 9.83$$

$$\bar{x}_2 = 49.62$$

と算出できる．これらを，進学した中学校による学力分布の変動として採用する．

$$\theta_1 = \frac{55.50 - 50}{10.51} = 0.524, \theta_2 = \frac{49.62 - 50}{9.83} = -0.048$$

として，中学校のタイプに条件づけられた主観的到達確率$\pi(x_i)_j$を以下のように設定する．

$$\pi(x_i)_{j|1} = F_\varepsilon(\tau_{j-1} - x_i - \theta_1) - F_\varepsilon(\tau_j - x_i - \theta_1) \qquad \text{（国私立出身）}$$
$$\pi(x_i)_{j|2} = F_\varepsilon(\tau_{j-1} - x_i - \theta_2) - F_\varepsilon(\tau_j - x_i - \theta_2) \qquad \text{（公立出身）}$$

高等教育進学時の到達確率にも，同様のロジックで，高校のタイプによって変動があるとする．高校タイプによって条件づけられた高等教育のタイプへの主観的到達確率を$\lambda(x_i;j)_k$とすると，

$$\lambda(x_i;j)_k = F_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i - \psi_j) - F_\varepsilon(\tau_k - x_i - \psi_j)$$

と示せる．細かい過程は省略するが，高校段階と同様の方法で算出されるψ_jの値を表 5.5 にまとめる．

表 5.5 トラッキングパラメータの計算値

中学→高校		高校→高等教育	
$\theta_1 = 0.524$	$\sigma_1 = 10.11$	$\psi_1 = 0.591$	$\phi_1 = 8.990$
$\theta_2 = -0.048$	$\sigma_2 = 9.826$	$\psi_2 = -0.120$	$\phi_2 = 9.864$
		$\psi_3 = -0.602$	$\phi_3 = 6.133$

5.4.3 BGM パラメータ

ここまでに，BGM パラメータのAを除くすべてのパラメータを仮定または現実データより示した．これでシミュレーションを実装することができる．

$$A = \begin{bmatrix} .9 & .1 & 0 \\ .6 & .3 & .1 \\ .4 & .4 & .2 \end{bmatrix}$$

として，1 セット試行の合併データから，出身階層と教育段階 2 に関するクロス集計表を作成すると，表 5.6 のようになる．

表 5.6 シミュレーションの結果例

	大学 1	大学 2	大学 3	非進学	合計
高校 1	257	62	76	5	400
	(64.3%)	(15.5%)	(19.0%)	(1.3%)	(100.0%)
高校 2	227	67	61	345	700
	(32.4%)	(9.6%)	(8.7%)	(49.3%)	(100.0%)
高校 3	116	16	32	736	900
	(12.9%)	(1.8%)	(3.6%)	(81.8%)	(100.0%)
合計	600	145	169	1086	2000
	(30.0%)	(7.3%)	(8.5%)	(54.3%)	(100.0%)

ここから算出される対数オッズ比は，各クラス／学校段階ごとの対数オッズ比（β）は以下の通りである．

表 5.7 シミュレーションの評価例

		β	μ	$\beta-\mu$	$(\beta-\mu)^2$
U クラス/S クラス	1	-4.358	-2.074	-2.284	5.218
	2	-4.157	-3.683	-0.474	0.224
	3	-4.454	-5.787	1.333	1.777
W クラス/S クラス	1	-5.787	-2.684	-3.103	9.630
	2	-6.346	-2.112	-4.234	17.930
	3	-5.857	-1.853	-4.004	16.030

合計	50.809

実データから得られる値（μ）とは，かなりの差が見られる．この差を縮めるために，αを変化させていく．さて，αの値をさまざまに変化させ，5 セットの結果から得られる係数から，式（5.8）を計算していった結果が図 5.4 である [6]．横軸はシミュレーションの回数であるが，5 セットごとにαを設定しなおしているので，時系列データとしてのつながりはないことに注意する．本シミュレーションで得られた乖離度$\mathcal{L}$の最小値は，

$$A^* = \begin{bmatrix} .87 & .11 & .02 \\ .80 & .03 & .17 \\ .34 & .45 & .21 \end{bmatrix} \tag{5.11}$$

のもとで，係数の組合せは，表 5.8 のようになった．

係数の乖離の 2 乗和は$\mathcal{L}^* = 11.493$となった．推定に使った 6 つの係数が漸近的に正規分布に従うと仮定すれば，$\mathcal{L}$の値は自由度 6 の $\chi 2$ 乗分布にしたがう．$1 - \chi^2_6(\mathcal{L}) = 0.104$であり，棄却域に入っていないことから，この値が現実の値と大きくかい離していないといってよいだろう．

表 5.8　パラメータの最尤値と評価

		β	μ	$\beta - \mu$	$(\beta - \mu)^2$
	1	-3.467	-2.074	-1.393	1.941
U クラス/S クラス	2	-3.357	-3.683	0.326	0.106
	3	-3.065	-5.787	2.722	7.411
	1	-1.565	-2.684	1.119	1.251
W クラス/S クラス	2	-1.446	-2.112	0.666	0.444
	3	-1.270	-1.853	0.583	0.339
				合計	11.493

Estimated by R 3.1.1 vglm function in “VGAM” package

最尤解として採用されたパラメータAについて考察してみよう. まず目に付くのは$\alpha_{31} = 0.34$である．これは，$\beta_{21} = \beta_{31} = 0.35$よりも小さい．$\alpha_{21} = 0.80$はこれらよりも大きいことから，教育段階 2 で進学を選択してタイプ 1 かタイプ 2 の教育達成を得ることは S クラス出身者の地位達成にとって有利にはたらくが，タイプ 3 では逆に不利になってしまう．S クラス出身者にとって，高等教育進学はリスクを伴う選択である．

一方，W クラスに関してはどうか．$\alpha_{31} + \alpha_{32} = 0.79$は，$\gamma_1 + \gamma_2 = 0.73$より大きいが$\beta_{31} + \beta_{32} = 0.80$よりもわずかに小さい．W クラスに関しても，教育段階 2 への進学は，リスクを伴う選択肢であることがいえる [7]．これらのパラメータをすべて用いて, 階級ごとの期待利得の関係を示すと図 5.5, 5.6 のようになる．図 5.5 は公立中学校出身者に関する期待利得であり，見方は前章の図 2.6，2.10

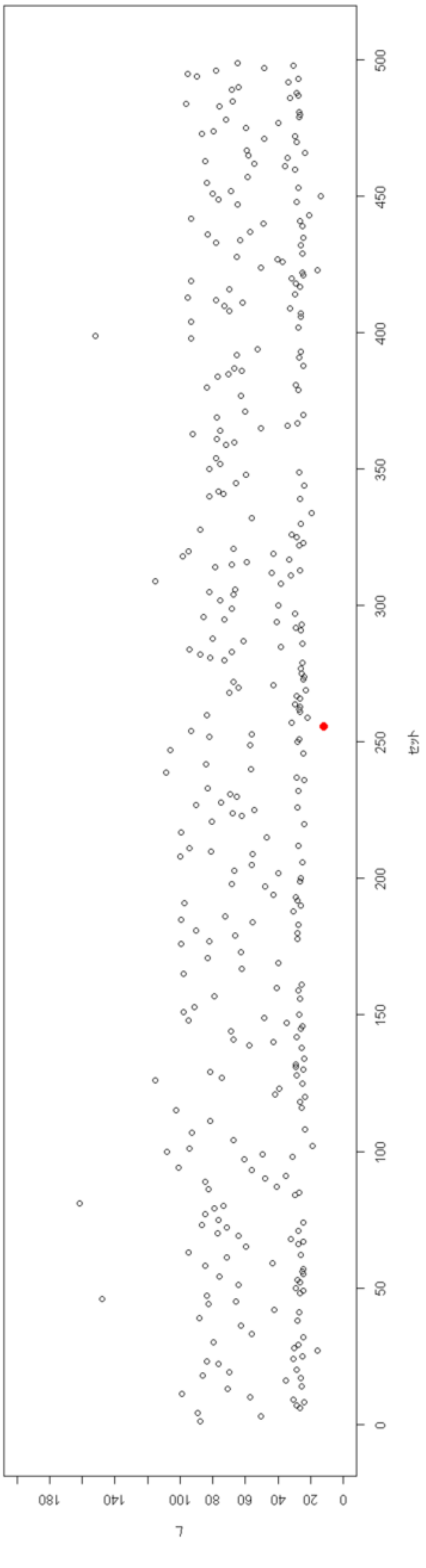


図 5.4　シミュレーションによるχ^2値の出力

と同じである．これを見ると，両階級ともに，能力から導かれる高校進学の期待利得は，得られる学力分布の上では常に進学しない場合より大きな利得となる．得られた推定値からは，高等教育の進学は，どのような結果になったとしても中学校卒で教育を終えるよりも地位達成の下降移動のリスクが少なくなる

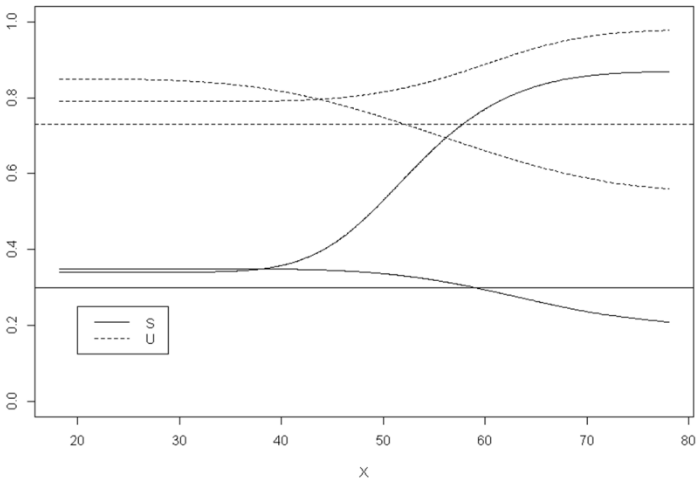


図 5.5　最適パラメータによる進学意思決定グラフ(高校)

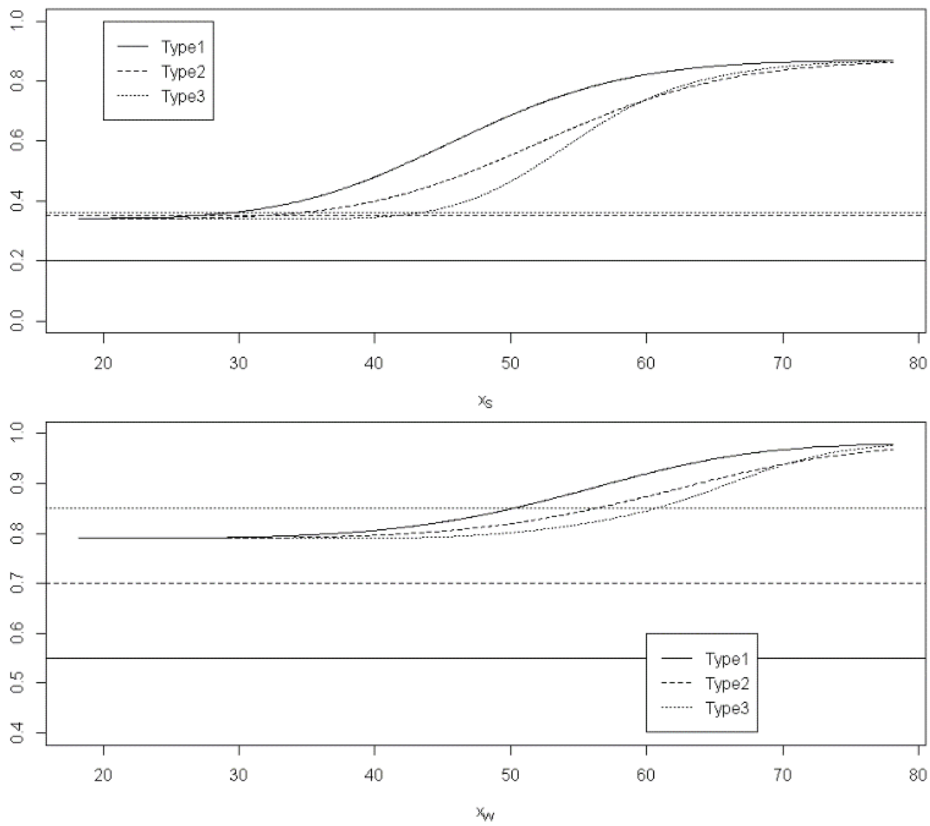


図 5.6　最適パラメータによる進学意思決定グラフ(高等教育)

ためである．この関係からわかることは，相対リスク回避メカニズムのみに基づいて教育意思決定を行うとき，S,W クラス共に高校には進学することが常に合理的となり，高校非進学は発生しない．中学校・高校間の移行で歩留まり率が厳密に 1 にならないのは，リソースの差，および構造化されていない誤差の成分に依存するということである．

一方図 5.6 は，高校のタイプごとの，高等教育進学の期待利得を示したものである．高等教育進学の期待利得は，高校のタイプによって異なるため，一つの階級につき 3 つの曲線と 3 つの直線が表示される．S クラスに対しては，高校 Type1 に進学した場合, 高等教育も常に進学することが合理的となる. Type2, 3 については，進学しないことが合理的になる領域も存在する．高校のタイプはより上位の高校ほど，進学せずに労働市場に参入した場合の下降リスクが大きくなるような設定になっており, さらにAの推定結果が$\alpha_{31} < \beta_{21}$となっていることから，高校段階で中位，下位に配分されてしまった場合，（トラッキング効果も加わり）進学しないことが合理的になる層が存在する．W クラスに関しても類似の傾向が読み取れるが, S クラスとは違い, Type2 の高校に進学した際も, 常に高等教育の進学が合理的な選択となる．グラフを見てわかるように，Type3 の進学者に関して言えば，進学が合理的になる水準は，S クラスのそれの方が W クラスのそれよりも小さい．一方 Type2 に関しては W クラスの方が小さい．合理的選択のみが進学の基準であるならば，高等教育機会の進学率は，
$\mathrm{P}(stay2|S, j_3) > \mathrm{P}(\mathrm{stay2}|\mathrm{W}, j_3), \mathrm{P}(stay2|S, j_2) < \mathrm{P}(stay2|W, j_2)$となる．

5.5 相対リスク回避説の限定的機能

本章では，教育機会不平等が生じるメカニズムとして Breen and Goldthorpe (1997) の相対リスク回避説に注目し，2 章で定式化した発展モデルが現実の格差と適合するようにモデル内のパラメータを調整した．本章で推定したパラメータは，モデル要素のうち，2 段階目の進学による利得を示すパラメータ，すなわち高等教育進学に対する利得パラメータである．

シミュレーションの結果得られたパラメータ（式 5.11）が示すのは以下の 2 点である．第 1 に，高等教育進学には高校進学と比較して地位が下降するリスクが存在した．高校・高等教育をそれぞれ 3 つのタイプに分割した本章の分析では，高等教育で下位のランクに割り振られた際に，高卒で終えていた時よりも下降移動の確率は高くなる．高校で教育を終えた場合の利得は，上位校ほど低いことを仮定している．下位高校に職業高校のような学校タイプを含んでい

るので，これは不自然なことではない．本章の仮定の下では，上位の高校進学者は常に高等教育に進学することを余儀なくされていると言ってよい．

第 2 に，相対リスク回避メカニズムのみで教育達成の階層間格差を導出することは不可能であることが示された．高校進学に際しては，どの階級も合理的選択によって常に進学することが合理的になり，数理モデル上の厳密な定義からは，教育達成の不平等は起こりえない．各階級共に高校の「非進学」が生じるのは，リソースによる制約，さらにそれらに帰せない誤差要因によるものと言わざるを得ない．シミュレーションが示す結果は，教育内移動において相対リスク回避という心理的メカニズムは限定的にしか機能しないということである [8]．

ここまでに，相対リスク回避説に基づいた教育機会不平等のモデル化を行った．合理的選択によって教育達成の階層間格差を十分に再現することができた．ここまでのモデル化を経て，次に行うことは，選抜制度による教育機会不平等を観測することである．本章では，国私立中学校のシェア，高校・大学のタイプ別シェアを実データから得られる値（戦後日本の「平均的な」値）に固定した下で機会格差を算出した．次章では，このシェアを可変な変数とみなし，本論の主要な問いである「選抜制度の変化によって階層間格差がどのように変動するのか」を検討する．

【注】

1 教育機会不平等を予測するシミュレーションの試みが少ないのは，計算不可の問題だけに着せられない．人工社会シミュレーションを行うには人工社会を設定し個人の選択・行動を記述する（数理）モデルが必要である．しかし本文に示したように，合理的選択による数理モデルは Breen et al.のモデルのほかわずかしかなく，それらも教育選択を示す関数を完全に定義できていない．教育に限らず，社会現象の説明を試みた検証可能なモデルを欠いていることが，社会シミュレーションの発展が進まない根本の原因である．

2 確率論的なシミュレーションのうち，社会や個人のとらえ方が異なる手法を代表例として挙げた．Gilbert and Troitzsch (1999=2003) では，このほかにもマルチレベルシミュレーション等も紹介されているが，これらは，複数の階層構造を持つ社会を仮定する手法であり，基本的には本文に挙げた 5 つの手法のいずれかを用いる．

3 最尤解の見つけ方はこのほかにも考えられる．たとえば，複数のシミュレーションによって得られる仮想データをマージし，仮定したαの値を変数として投入した多項ロジットモデル

$$\log\left(\frac{p_m}{p_4}\right)=\beta_0^{(m)}+\sum_{j,k}\xi_{jk}^{(m)}\alpha_{jk}+\beta_{1W}^{(m)}X_{iW}+\sum_{j,k}\gamma_{jkW}^{(m)}\alpha_{jk}X_{iW}+\beta_{1U}^{(m)}X_{iU}+\sum_{j,k}\gamma_{jkU}^{(m)}\alpha_{jk}X_{iU}$$

を推定し，主効果と交互作用項で構成される階層と教育達成の結びつきと，4 章で得られたμの組を対応付ける方法などがある．この方法を採用すると，

$\boldsymbol{\beta} = [\beta_{1W}^1, \beta_{1W}^2, \beta_{1W}^3, \beta_{1W}^1, \beta_{1U}^2, \beta_{1U}^3]^t, \Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11W}^1 & \cdots & \gamma_{32W}^1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{11U}^3 & \cdots & \gamma_{32U}^3 \end{bmatrix}, \boldsymbol{\alpha} = [\alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{21}, \alpha_{22}, \alpha_{31}, \alpha_{32}]^t$として，　$[\boldsymbol{\beta} \quad \Gamma] \begin{bmatrix} 1 \\ \boldsymbol{\alpha} \end{bmatrix} = \boldsymbol{\mu}$

の関係が成り立つ．6 つの未知数αに対して 6 つの方程式が立てられるので，これを満たすαの組合せは$\boldsymbol{\alpha} = \boldsymbol{\Gamma}^{-1}[\boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\beta}]$によって一意に求められる．しかしこの方法では，各αが単位単体外に求められる（負の値や 1 より大きい値をとる，合計が 1 にならないなど）可能性があるため，本論ではこの方法を採用せず，制約をつけた最小化問題として求める．

4 ただし，高校と高等教育段階に関しては，上から 2 つ目までの学校タイプに定員を設定し，3 つ目の学校タイプには設定しない．すなわち，進学の意思決定をすれば，各学校段階で少なくともタイプ 3 の学校には進学できる．

5 実際の進学コストはこれよりも大きくなりうる．Breen and Goldthorpe (1997) においては，コストは授業料等の直接的な費用だけでなく，その学校段階に進学せずに労働市場に参入していれば得られたはずの放棄所得等も含まれるとしている．これらの値も，厳密に確認することは困難であり，また本論の目的からも逸脱するため，直接経費のみを考慮したコストをパラメータとして採用する．

6 試行によっては教育段階 2 においてタイプ 3 への配分がない場合もしばしば起こりうる．その際にはタイプ 3 に対する係数が算出できないため，便宜的に-1000 を代入している．乖離度の値が枠外にあるような結果は，この操作によるものである．

7 α_{31}とγ_1の差も$\alpha_{31} + \alpha_{32}$と$\beta_{31} + \beta_{32}$の差も 0.1 とわずかである．これらの差が本質的なものであるのかという点は議論を要する．確認のために，$\boldsymbol{\alpha}_3 = (0.30,0.54,0.16)$として$\alpha_{31} = \gamma_1$の下でのシミュレーション，および$\boldsymbol{\alpha}_3 = (0.29, 0.56, 0.15)$として$\alpha_{31} + \alpha_{32} = \beta_{31} + \beta_{32}$の下でのシミュレーション結果を確認したが，ともに乖離度は改善されなかった．わずかではあるが，このような大小関係が必要であることが推測される．

8 これは，相対リスク回避という心理的なメカニズム自体の存在否定を意味しない．個人の意思決定の要素として相対リスク回避のメカニズムが存在したとしても，社会の構造によってそのメカニズムの機能を限定的にしているということである．また，誤差要因とは，必ずしも確率的な変動を示しているわけではなく，本論で仮定していないメカニズムが存在する可能性もある．

6章　質的分化が教育機会不平等をもたらすか

本章では，5 章にて必要なパラメータ設定を終えた教育機会不平等モデルを用いて，選抜制度の変化による教育機会不平等の変動を観察する．選抜制度の中でも国私立中学校シェアの変化に注目する．前章に示したように，シミュレーションの大きな目的は，(1)パラメータ推定によるモデルの精緻化，および (2) モデルが導く観測不能な状態予測の 2 つである．前章までに(1)の手続きを終え，本章では(2)に取り組む．

本章の構成は以下のとおりである．6.1「シミュレーションの手順」では，5 章の結果を受けて次に行うシミュレーションの手順を説明する．6.2 および 6.3 では，私立中学校シェアの影響に絞ってシミュレーションの結果を提示する．6.2「機会規模変動による格差」では，国私立中シェアの増加によって，教育機会全体における進学率格差および質的格差がどのように変動するのかの予測を示す．6.3「中学校分化による迂回階層効果」では，質的格差に重点を置き，トラッキング構造がどのように変化するかを予測する．

6.1　シミュレーションの手順

5 章までに，仮定と推定によってすべてのパラメータの値を決定し，合理的選択による教育内移動モデルが完成した．完成したモデルは，合理的選択理論の枠組みに沿いながら，現実の教育機会格差を再現できるモデルである．本節では，このモデルを用いて，教育機会規模の変動による出身階層と教育達成の関係の変化を予測する．

分析の手順は以下の通りである，まず，これまでパラメータとして外挿していた，各教育段階の定員 P を，任意に変動する変数としてとらえる [1]．所与の P の組合せの下で 1 回の試行を行い，それらのデータに対して先と同じく階層と進学先確率の関係を推定していく．推定された値の変動を，P を変化させながら観察していく．1 回の試行につき，進学先を階級で回帰する一般化線形モデル（必要に応じてロジットモデルとログリニアモデルを使い分ける）を実行することで，ある P の組の下で生じる進学パターンの階級間格差が 1 つずつ出力される．確率論的シミュレーションにおいては，当然 P を変化させなくても試行ごとに結果は異なってくるため，ある P のもとで出力された階層間格差（ロ

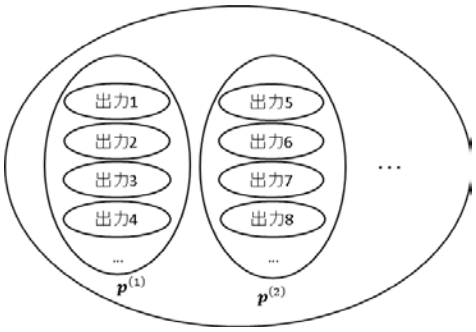


図 6.1　出力の入れ子関係概念図

ジットモデルの係数）を，そのまま採用することはできない．そこで，本章では同じ P の組み合わせの下でそれぞれ独立に 10 回のシミュレーションを行い，それぞれで得られた係数の群に対して分析を行う．

同じ P の組の下で 10 回の試行を行うので，1 つの P の組合せに対して 10 個の分析結果が推定される．P をn_Pパターン用意してそれぞれシミュレーションを行えば，$10n_P$個の分析結果が図 6.1 のような層構造をもって出力される．これらの分析結果（具体的には教育段階ごとの一般化線形モデルの回帰係数）を 1 つのデータとして，以下のような方程式を立てる．

$$\zeta_{ip} = \xi_{0p} + r_{ip}$$
$$\xi_{0p} = \xi_{00} + \xi_{01}P_1 + \xi_{02}P_1^2 + \xi_{03}P_{21} + \xi_{04}P_{22} + \xi_{05}P_{31} + u_{0p} \qquad (6.1)$$

ξは 1 回の試行における分析で得られる回帰係数，i は試行，$\boldsymbol{p}$ は試行に用いた変数群 P の組を示す．$\mathrm{r_{ip}}, u_{0p}$はそれぞれ試行レベル，パラメータの組レベルの誤差である．このモデルは，独立変数を投入しない階層線形モデル（Empty Model）である．これによって，進学の階級差が制度パラメータ P によってどのように変化するのかを導出することができる [2]．中でも本論では，中学校段階の質的分化の影響力を示す係数ξ_{01}に特に注目し，中学校段階の質的分化が教育内移動全体に対してどのようなインパクトを与えうるのかを考察する．

P の変化のさせ方は以下のとおりである．まず，国私立中進学者のシェアを示す$\mathrm{P_1}$は，若年層の値≒ 0.05から順次増加させ，$0.05 \to 0.1 \to 0.2 \to 0.5$とする．$\mathrm{P_1} = 0.5$は，全体の半数が国私立中学校に進学するような社会であり，中学校段階における質的分化が相当に進んだ社会と言える．高校タイプの分布を示すP_{21}, P_{22}, P_{23}は，セットで変動させる．若年層に近い値$(0.1, 0.4, 0.5)$，それよりもややタイプ 1（最上位）の高校が縮小し，代わりにタイプ 2（中位）の学校が拡大した社会$(0.05, 0.50, 0.45)$，タイプ 1 が拡大し，二極化が進行した社会$(0.4, 0.05, 0.55)$の 3 パターンを想定する．高等教育の分布であるP_{31}, P_{32}, P_{33}も，

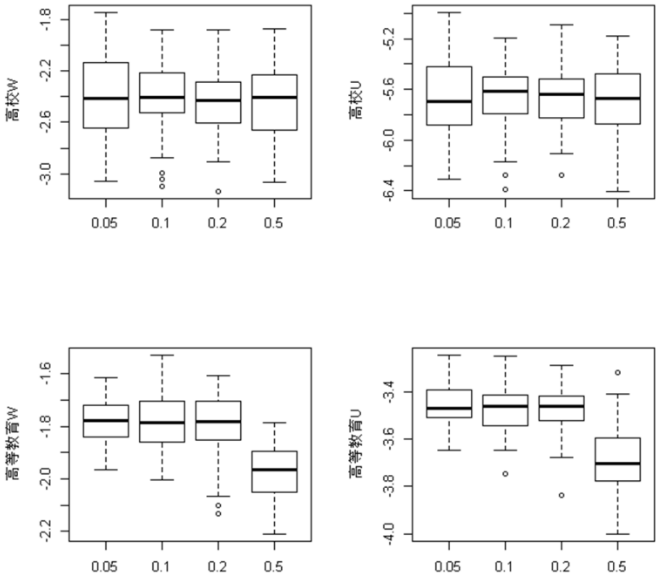


図 6.2　国私立中学校比率と進学率格差の関係

高校段階同様セットで変動させる．若年層の値に近い(0.05, 0.2, 0.75)とタイプ 1 が肥大化し，タイプ 2 が縮小した社会(0.3, 0.05, 0.65)の 2 パターンを想定する．中学校段階 4 パターン×高校段階 3 パターン×高等教育段階 2 パターンで合計 24 パターンの教育機会構造を想定し，それぞれに対して先の手順で試行→分析を繰り返し，その結果を蓄積していく．

なお，本章の推定結果に関しては，有意水準に関する解釈は極力用いない．t 値や χ2 乗値は，分析に用いたサンプル数に依存し，サンプル数が大きくなれば有意になりやすくなる傾向にある．シミュレーションという手法は，分析者の意図でサンプル数を操作できるため，「有意にしたい」係数が有意になるまでサンプル数を増やすことも可能となる．恣意的な操作も可能となってしまう手法は避け，本章ではあくまでも推定された係数の値をもとにした議論を行う．

6.2　機会規模変動による格差

6.2.1　分析結果 1：進学率格差の変動

まず，私立中学校のシェアによる，高校，高等教育段階の結果を見ていく．図 6.2 は中学校段階の分化の程度ごとに，高校，高等教育の進学の格差（対数オッズ比）の分布を示した箱ひげ図である（横軸が等差でないことに注意）．階層は S クラス，進学パターンは非進学を基準としている．すべての P の組合せにおいて，負の値を示している．つまり S クラスに比べて W クラスも U クラス

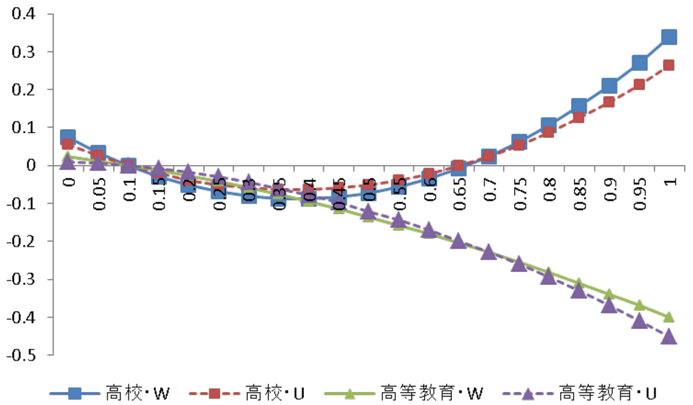


図 6.3　国私立中学校比率による進学率格差の変化予測

も，進学を選択しづらい，裏を返せば高校段階，高等教育段階ともに S クラスが他のクラスよりも進学しやすいという，進学機会の階層間格差が存在している．中学校の分化の程度の変化によって，格差の大きさの分布にばらつきがあることが見て取れる．ただし，このばらつきは，シミュレーション 1 回 1 回の確率的なばらつきと他の変数の変化によるばらつきが混在している．それらの要因を区別し，中学校の分布の変動による実質的な格差の変化をとらえるために，式（6.1）で示したマルチレベルモデルを実装した結果が図 6.3 である．

図 6.3 は，横軸が私立中学校のシェアP_1，縦軸が格差の程度である．ただし縦軸は，$P_1 = 0.1$のときに 0 になるように基準化された相対的な数値である．推定式に 2 乗項が含まれるため，格差の予測値は放物線を描き，上に行くほど格差が小さい（平等である）ことを示している．これを見ると，国私立中学校のシェアが高校段階と高等教育段階に異なる影響を与えていることがわかる．高校段階の格差は，国私立中学校シェアの増加によって一度不平等化し，ある程度のシェアを超えたあたりから平等化に転じてくる．これは，増加した国私立中学校に S クラス出身者が優先的に配分されていることによるものと考えられる．高校進学をより有利にする中学校の増加は，まず有利なクラスに対して恩恵を与え，有利なクラスの教育欲求を満たしてから不平等化に転じるという MMI（Raftery and Hout 1993）の説と整合的と言える．一方で，高等教育に関する格差は，中学校段階の分化に伴って不平等化する傾向を示している．放物線の頂点は 0 の近傍にあり，グラフはほとんど単調減少と言ってよい．中学校段階の分化が最終学歴の格差の変動にも影響を及ぼしている．

6.2.2　分析結果 2：質的差異の変動

続いて，各学校段階の質的な差異を考慮した場合の分析結果を示す．本章では，中学校段階で 2 タイプ，高校段階で 3 タイプ，高等教育段階で 3 タイプの学校を仮定しており，S クラスを基準とした対数オッズ比は 14 個推定される．それらすべての分布をp_1ごとに示した箱ひげ図が図 6.4 である．概観すると，どの係数も，P_1の変化に影響を受けてダイナミックな動きをしていることがわか

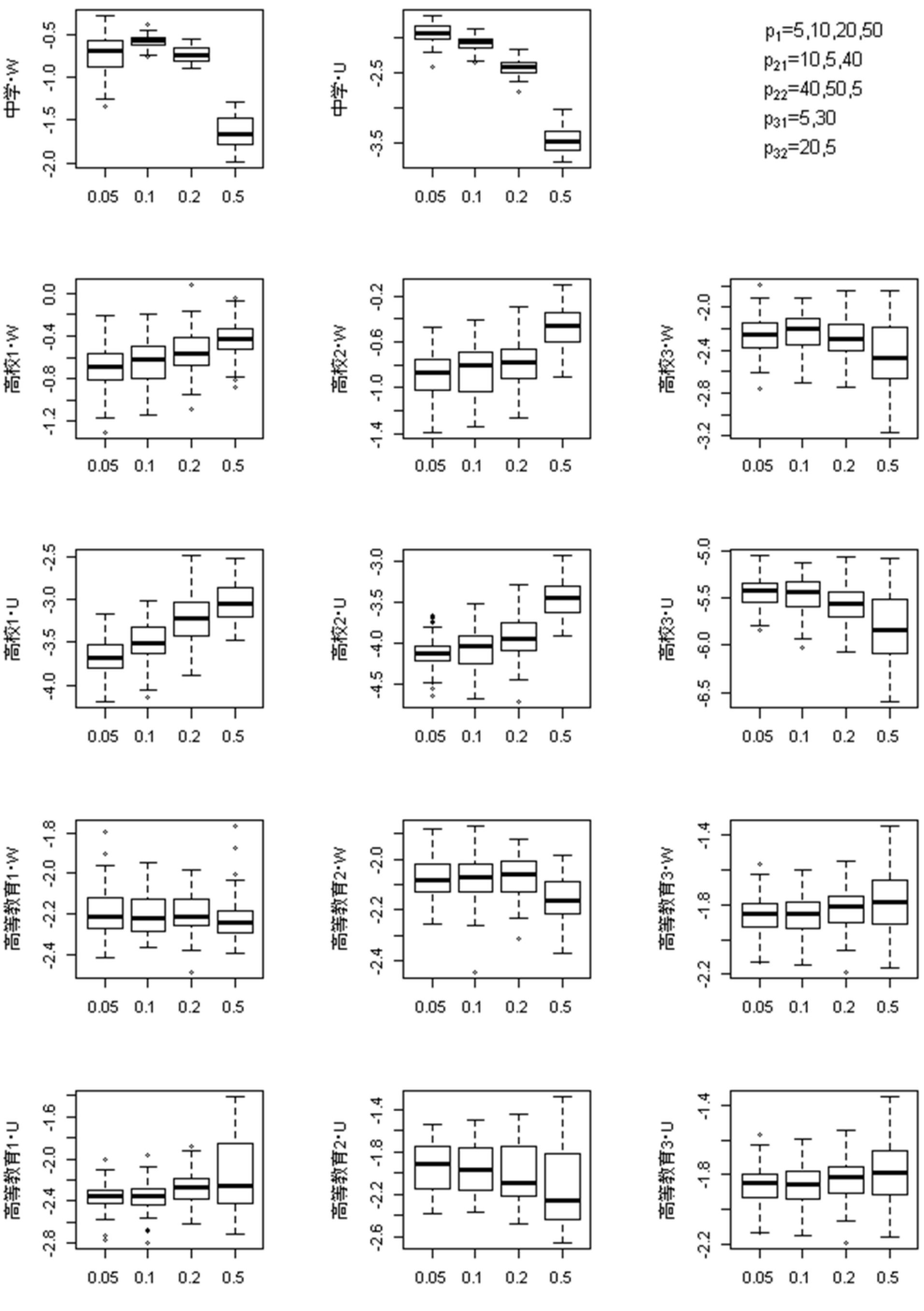


図 6.4　国私立中学校比率と学校段階ごとの階層差の関係

る．また，どの係数も値は負である．中学校段階は公立中学校を基準として国私立中学校に進学する対数オッズ比であるから，S クラスは，W,U クラスに比べてどの社会でも優先的に国私立中学校進学が開かれている．高校，高等教育はともに非進学を基準としたものである．S クラスが他のクラスに比べてどの学校に進学する確率も大きいことが見て取れる．高校段階の質的差異に関しては，S クラスと U クラスの間の格差が減少している．

先と同じように，学校段階ごとにマルチレベルモデルの結果から予測される格差の変動をグラフに示すと図 6.5～図 6.7 のようになる．学校段階ごとに，複雑な動きが見て取れる．中学校段階の格差は，ほとんど単調と言える程度に不平等化の傾向を示している．私立中学校のシェアの増大は，階層間格差を余計に助長する方向に働いている．国私立中学校と公立中学校のシェアが 1:1 にな

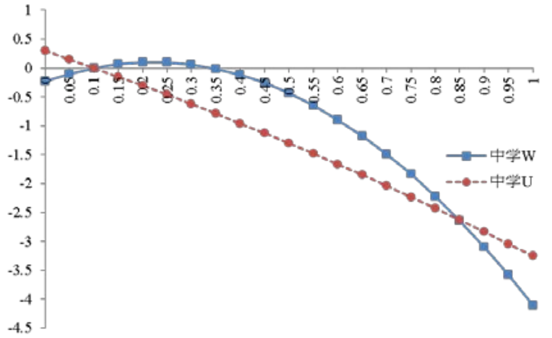


図 6.5　国私立中学校比率による中学校格差の予測

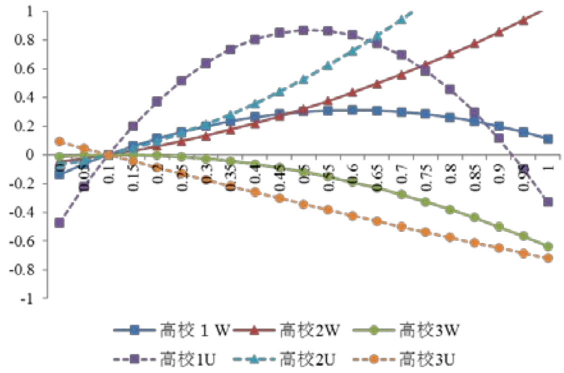


図 6.6　国私立中学校比率による高校格差の予測

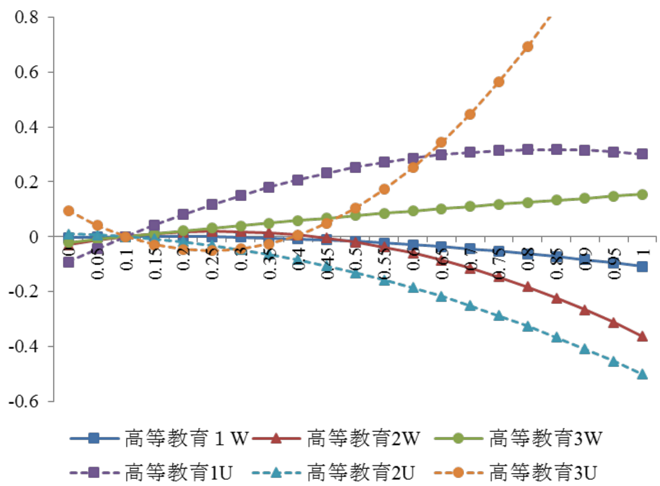


図 6.7　国私立中学校比率による高等教育格差の予測

ったときに予測される階層間格差は現在（シェア 1:9）と比べて，S/W 間で 1.57 倍，S/U 間で 3.86 倍となる．

高校段階は，そのタイプごとにP_1による傾向が異なっている．各クラスとも，タイプ 2 の学校は単調に平等化の傾向を示し，タイプ 3 の学校は，他のタイプと比べて変化は小さいが不平等化の傾向を示している．先に確認した進学率の不平等化は，主にこのタイプ 3 の学校に関するものであったと推察できる．タイプ 1 の学校は，国私立中学校の増加に伴い，一時的に平等化するものの，一定のシェアを超えてからは不平等化に転じる．国私立中学校が同世代の半数を超え，むしろ多数派となってくると，より価値の高い高校タイプ 1 に対する，国私立中進学者（卒業者）内部の競争が激しくなる．それにより，再び階層の影響力が発現するものと考えられる．国私立中学校が多数派になると，高校段階において，S クラスはタイプ 1（上位校），W,U クラスはタイプ 2（中位校）という棲み分けのような現象が起こることが予測される．

高等教育段階は，U クラスのタイプ 3 への進学率を除いてほとんど変化はない．進学率だけを見ると不平等化しているように見えるが，教育機会の内部分化を含めて観察すると，質的な格差はほとんど変化せず，安定した動きをすることがわかる [3].

6.3　中学校分化による迂回階層効果

前節において，国私立中学校のシェア増加に伴う，高校進学に関する少なくとも一時的な平等化の傾向を確認した．続いて，国私立中学校の増加に伴う，トラッキングの変化についても予測する．4 章の分析では，分析に用いた世代で中学校の比率はほとんど変化がなく中学校比率によるトラッキングの変化を示すことはできないため，進学した中学校の種別による各高校タイプへの進学確率は経年で変化しないという仮定を置いていた．本章では国私立中学校のシェアを変化させることによって生じるトラッキングの変化も予測することができる．

図 6.8 は，国私立中学校のシェアによるトラッキング効果の推移である．上から順番に，公立中学校出身者に対する国私立中出身者の，高校段階非進学と比べた際の高校 1，高校 2，高校 3 への進学確率の対数オッズ比を示している．縦軸は対数オッズ比であり，上に行くほど，国私立中学校出身者に有利に開かれている学校タイプである．これを見てわかるように，国私立シェアが少ないうちは，その増加によってトラッキング効果も増加傾向にあることがうかがえ

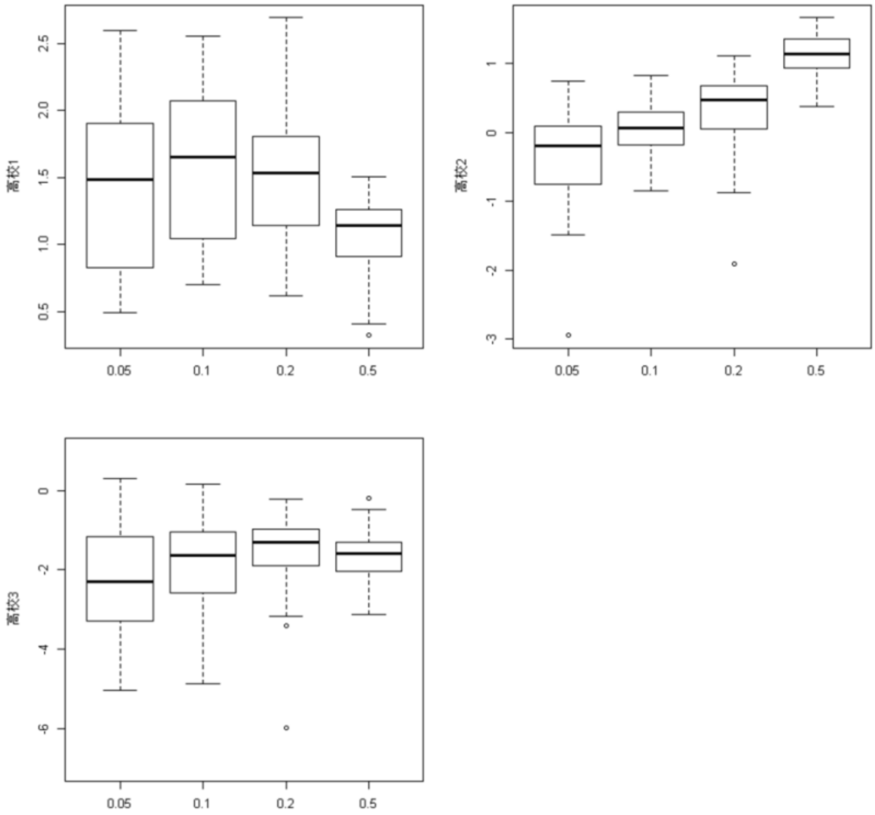


図 6.8　国私立中比率とトラッキングの関係

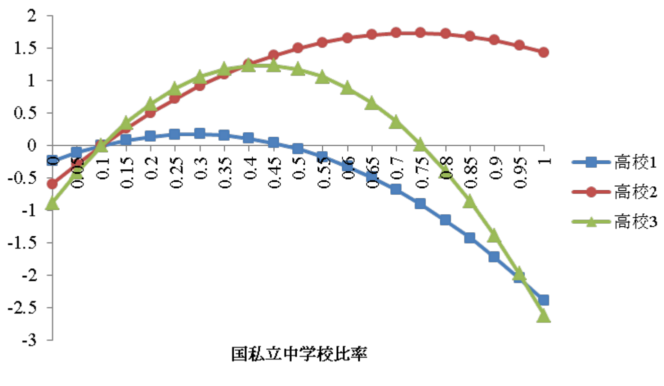


図 6.9　国私立中比率によるトラッキングの予測

る．マルチレベルモデルによって予測したトラッキング効果の推移（図 6.9）からも同様の傾向が読み取れる．

この結果をふまえると，前節に示した高校進学の一時的な平等化の傾向から，国私立中学校のシェアの拡大と教育達成過程における階層間格差の関係は楽観視しがたい．中学校段階を含む教育内移動と出身階層の関係は，中学校段階の

質的変動によって以下のような変化を辿ると考えられる．まず，国私立中学校のシェアが少ない社会から，その割合が増加していくと，中学校段階での分化と階層の結びつきが強化され，国私立中学校がより有利な階層に開かれ始める．それに伴い，高校段階における階層効果は減じられていき，一見階層から自由な選抜が行われているように見え始める．しかし，それらに並行して中学校と高校の結びつきが強化される．出身階層は，中学校段階を経由して間接的に高校段階に影響を与えるようになる．国私立中学校に対する階層の影響力は強化され続けるが，そのシェアが一定の割合を超えると，その他の結びつきが次第に元の水準に戻り始める．高校段階では，高校 2 すなわち中レベルの高校に対して平等化は進行し続けるも，エリートコースに対する平等化は頭打ちになり，再び不平等化に転じる．中レベルに対するトラッキング効果は依然として強化され続けるも，エリートコースに対するトラッキングは減少を始める．高校段階に対する変化は特徴的である．国私立中学校の増加によって，エリートトラックだけでなく，他の高校タイプに対してもトラッキングが強化される．とくに中レベルの高校に対する教科の度合いが大きいことから，もともと国私立中出身者はエリートトラックの高校への進学がほとんどであったが，国私立中学校卒業者の増加に伴い（高校の質的分化の様子が変化しないという仮定の下で），エリートトラックへ進学できなかった者たちが次の中レベルの学校へ進学するという構図が読み取れる．いずれにせよ，出身階層による直接的または間接的な影響力は消えることはなく，中学校段階の分化が変化しても，相対リスク回避とリソースの差によって，教育内移動に影響を与え続けている．

6.4　シミュレーションによる未来予測の有効性

本章では前章に引き続き，合理的選択理論に基づく教育機会不平等モデルに対してシミュレーションによる考察を行った．人工社会の学校の質的分化を変化させ，教育機会の変化による格差構造の変化を観測した．本論で強調する中学校段階の分化について，それが教育達成全般に与える影響を分析したところ，中学校段階の分化が大きくなると，高校や大学の機会構造が変化しなくても，トラッキングを介した階層効果の迂回経路として，より強く機能することが分かった．現在，国私立中学校のシェアは全国で約 1 割程度に抑えられているが，このシェアがより増大し，より多くの子どもが中学校段階の選抜に巻き込まれるようになると，12 歳時の選択が，これまで以上に教育達成全般に対して尾を引くようになってしまう．吉田（1977）は「入試制度の変更

がそれよりも前期の段階の選抜にも影響を与える」ことを指摘したが，本論の結果が示すのはその逆，つまり前期の選抜の様子の変化が後期の選抜にも影響を及ぼしうる可能性を示している．それは，後期の教育機会に対して一見すると平等化したように見せかけ，前期の教育の中に階層の効果を隠ぺいするような働きを持つのである．

3 部では，中学校段階の質的分化の影響力を測るため，シミュレーションという社会学においていまだ注目度の低い手法を用いた．本論ではシミュレーションの手法の有用性に着目し，手法としての意義を強調するという副次的な目的もある．シミュレーションによって，国私立中学校のシェア増加といういまだ生じていない現象の効果を（その他の要因を統制した上で）測ることが可能になった．Salamon (2011) はマルチエージェント型のシミュレーションが持つ限界または弱みを (1)結果の信頼性を欠いていること，(2)シミュレーションを容易かつ理解しやすくするような方法の発展がないこと，(3)モデリングの統一的な枠組みがないこと，(4)コンピュータの性能の限界，(5)手法が広く認知されていないこと，の 5 点にまとめている．特に(1)に関しては，社会シミュレーションに限らず，シミュレーションという手法全般が抱える課題である．シミュレーションによる研究には,「ヤッコー」という批判がある. 社会モデルを作り，シミュレーションを「ヤッたらコーなりました」というものであり，シミュレーションで得られた結果の妥当性や信頼性に対する主要な批判の一つである．本論ではこの点を重視し，シミュレーションという手法を，より妥当なモデル設定の道具としても用いた．シミュレーションの核となる数理モデルが導く結果と現実に得られたデータを比較して，数理モデルが持つパラメータを推定した．そこから得られたのは,「相対リスク回避モデルをもとに作成した社会モデルでは, 相対リスク回避の機能は限定的である」という逆説的な結果であった．このような結果が得られるのは，数理モデルの仮定そのものを検証すべきものとしてとらえ，仮想社会と現実社会との整合性を図る本論の方法ならではである．

今回用いた合理的選択理論によるモデル化には，限界もある．数理モデル，シミュレーションという手法の総括として，そこに触れておく．第 1 に，本論に限らず, 合理的選択理論が社会事象をうまく説明できない原因の一つとして，個人の完全な合理性の仮定がある．本論では，完全な合理性のもとでは，個人は常に下降移動のリスクを回避するようふるまう．進学をして下位の学校に到達してしまう（進学しなかった場合よりも加工のリスクが大きい）確率が大きいと判断すれば進学をしない．結果として，社会全体で進学を選択するのは教

育によって下降リスクを避けられる人たちだけになってしまう．5 章で行ったシミュレーションの一部からも，そのような結果は得られている．このような事態を避ける目的も含みながら，シミュレーションでは「進学／非進学」の判断に確率的なプロセスを導入した．確率的なプロセスは「誤差」もしくは「誤判断」ととらえることができるが，これらを仮定することによって，「これらが何によって，どのようなメカニズムで生じるのか」という新たなブラックボックスを生み出してしまう．

第 2 に，数理モデルが持つ仮定の妥当性の問題がある．本論，特に前節で得られる命題は，相対リスク回避という心理メカニズム，およびそれらに用いたパラメータの値がすべて正しいならば，という条件付きの命題である．パラメータの値は，そのほとんどが何らかの外部的な情報の下に設定した値であるが，相対リスク回避メカニズムそれ自体は，全くの仮定である．2 章でも述べたように，相対リスク回避説は自分の親（家庭）の情報のみを利用して期待利得の計算式を定義する．ここには，社会の産業構造の変化などは一切含まれていない．例えばブルーカラーの規模が親の世代とこの世代では全く異なっていたとしても，ブルーカラーの子弟の利得は最低限ブルーカラーになれればいいというものである．さらに言えば，相対リスク回避の下での期待利得計算は，教育による各階級への到達確率（の期待値）で定義された．社会の変動によってこれらの分布が変化する可能性や，各階級への到達による利得（Breen and Yaish 2006）が変化する可能性も考慮に入れることも必要となる．

総じていえば，相対リスク回避説のロジックは，教育（本論のモデルで言えば教育内移動）を一つの閉じたシステムとして認識している．社会移動の一過程として教育を位置づける以上，教育が社会構造と隔絶されたシステムととらえることにはどうしても限界がある．社会変動によってシステムの詳細や時にはシステムそのものが変化し，また社会構造の変化を促すことも考えられるからである．ただし，社会のすべての要素を取り入れて教育を含む完全に閉じたシステムを構築することは，完全には不可能である．そればかりか，モデルに要素を取り入れることによっていたずらに複雑な構造を作ることは，数理モデルが持つ論理としての明瞭さを犠牲にすることであり，本来の目的に反する [4]．教育を含むシステムのうち，何が本質的な要素で何が些末な要素であるのかを判断するのは非常に難しいが，社会移動における教育の役割のとらえかたを通じて，教育のモデルも再考していかなければならない．

【注】

1 一般的に数理モデルによる「変数」とは方程式中で任意の値を取ることを許されているものを指し，パラメータは，仮定などによって定数であることが期待されているものを指す．微分方程式モデルでは$x = x(t)$と示せるものを変数という．本論のモデルでは，わざわざPをパラメータから変数と呼び変える必要はない．しかし，これまでに仮定や推定によって示してきたパラメータとは違い，格差の大きさをPの関数形式で示すという本章の分析の特徴を強調するため，本章ではあえてPを「変数」と呼び変える．

2 この手順は，マルチレベル一般化線形モデル$\mu_i = \zeta_{0p} + \zeta_{1p}C_W + \zeta_{2p}C_U$の係数$\zeta_{1p}, \zeta_{2p}$に対してレベル2の変数Pで回帰を行うことと同等である．同時に方程式を解くことも原理的には可能であるが，リンク関数の設定や極端な度数に伴う推定の不安定性を考慮し，レベル1の推定とレベル2の推定を別々に行うことにした．なお，対数線形モデルの推定にあたっては，glm 関数にリンク関数をポアソンに指定することによって実行する．本章では用いないが，対数乗法層化モデルは一般化非線形モデリングを行う関数 gnm で行える．

3 「進学・非進学」間の格差が拡大する一方で質的格差が変動しないという状態はわかりにくいが，以下のようなクロス表で表現できる．

クロス表1

	A	B	C	D	計
S	21	139	202	38	400
W	15	203	379	103	700

クロス表2

	A	B	C	D	計
S	120	100	100	80	400
W	100	160	200	240	700

左のクロス表1では，A/D，B/D, C/D 間のオッズ比はそれぞれ 3.79, 1.86, 1.44 であり，A~C までをまとめた場合のオッズ比は 1.64 である．右のクロス表2では，各カテゴリ間のオッズ比はほとんど変化していないが，A~C をまとめるとオッズ比は 2.09 に増加している．このように各カテゴリ間の格差を維持したままある分断線のみで格差が拡大（縮小）するということは実際に起こりうる．

4 これは社会現象におけるモデルだけではなく物理現象を表現したモデルに対しても同じことが言える．例えば自然落下の法則一つをとっても，ある位置xにある物体の落下速度$v_x = gt$(重力×時間）は，空気抵抗がない状態で無限の値を取りうるが，物体の形状と空気抵抗を考慮すると，終端速度と呼ばれる一定の速度に落ち着く．ただし実験室等での自由落下を考える際には空気抵抗や物質の形状は無視され，純粋な自然落下と考えて計算をする．社会をモデル化する作業においては，どの要素を本質的ととらえ，どの要素を無視できるものととらえるのか，その線引きが非常に困難である．

終章　新しい教育格差をとらえる視点

本論では，社会階層と教育の関係を描き出すという動機の下，(1)中学校段階より始まる教育達成過程のどこで階層による分化が生じるのか，(2)教育達成過程の階層差構造は，世代間でどう変化してきたのか，(3)制度条件である教育機会の規模によって階層差が変化するのか，を大きな問いに据えて分析を行ってきた．結論となる本章では，まず 7.1 で各章を通じて得られた知見を要約する．そのうえで，7.2 ではいま一度，教育機会の変動が与えうる教育の階層間格差への影響を整理する．7.3 で日本の教育システムが持つ社会移動構造への意味について考察し，教育社会学・社会階層論における今後の教育機会不平等の新たなとらえ方を提示する．7.4 では，本章が用いた特徴的なアプローチである数理・シミュレーションについて，その有用性について触れる．最後に 7.5 で，本論の課題と展開可能性について述べる．

7.1　本論の知見の要約

7.1.1　強固な階層効果逓減構造と迂回路としての中学校

3 章，4 章では，トランジションを 2 つの側面からとらえ，そこに潜む出身階層の影響力を抽出した．まず，進学率に着目した 3 章では，個人の教育内移動を，高校および高等教育段階それぞれ「進学／非進学」の 2 つに区分し，部分比例条件付きロジットモデル（Hauser and Andrew 2006）およびその発展系を用いた分析を行った．分析の結果，高等教育段階の選抜より高校段階における選抜で階層効果が強いという階層効果逓減構造（Mare 1980，Blossfeld and Shavit 1993）はほとんどの世代を通じて変わらず見られていることがわかった．

荒牧（2007）が階層効果逓減現象の普遍性を否定し，日本において階層効果逓減構造は「高校進学率が上昇しながらも高等教育進学率が低い水準で安定していた時期に見られた一過性の現象である」ことを指摘したが，大局的に見れば，この構造は未だ強固に安定した構造と言ってよい．ただし例外的なのは若い世代の女性の傾向である．女子の高等教育進学率が大学進学率を中心に上昇をはじめ，短大進学率が停滞し始めたころ，高校進学に関する階層差が減少をはじめ, 1970 年代以降生まれの世代では階層効果の大きさにほとんど差がない，または「階層効果逓増」とも呼ばれる構造になりつつある．女性の高校進学格

差減少が，高校進学率の飽和によっておこったと考えれば，この結果は Raftery and Hout (1993) の最大格差維持仮説を支持するものと言える．しかし，同時期に男性の高校進学率も飽和しており，性別による高校進学率の差はほとんどない．女性にのみ階層効果の変化が認められたということは，高等教育進学パターンの変動など，より広い範囲での教育機会の変動によるものと言えよう．

続く 4 章では，教育達成過程の内部構造にも着目し，さらに分析対象を中学校にまで広げて分析した．学校段階ごとの質的な差異を導入すると，これまで頑健であった階層効果逓減構造を強くは主張できない結果となった．特に，中学校段階の分化に関する階層間格差は，無視できないレベルで存在こそするものの，高校段階や高等教育段階と比べても小さいことが明らかとなった．男女でみられる違いは 3 章の結果とほぼ同等のものである．すなわち，男性は安定した推移，女性はダイナミックな変動というものである．とくに女性は，若い世代において高校段階に対する階層効果の増加と高等教育段階に対する階層効果の減少が伴って生じていた．階層による分化は高校までに起こっていると言える．また，中学校における階層効果は中学校段階のそれと比べて大きくはないものの，戦後世代で変化せず，安定して静かな階層間格差を形成している．

7.1.2　相対リスク回避メカニズムの限定的機能とトラッキングの強化

3 部シミュレーション編では，フィールドをコンピュータ上の人工社会に切り替え，仮想社会の住人による教育達成過程を分析した，

5 章では，2 章で作成したモデルを人工社会上に再現し，そこで生じる教育達成の階層間格差の様態を確認した．モデルの妥当性を高めるためのパラメータ推定シミュレーションでは，高等教育進学の際の利得構造を変化させながらシミュレーション結果を現実の値に近づけていった．結果として得られたパラメータ群が示すのは，高等教育段階にあっても，進学した際のリスクとして，進学しなかった際に得られる利得よりも小さい可能性を含むものであった．サービスクラス等のもっとも有利なクラスでは，上位の高校→下位の高等教育機関というような落伍移動型の教育内移動を経るよりも，下位の高校→労働市場というルートを経たほうが合理的であるという．

6 章では得られたパラメータのもと，教育機会の構造を変化させながら，階層による進学パターンの変化を分析した，中学校段階の分化は，一方で中学校段階自身における進学パターンの不平等を増大させ，もう一方では後期段階における階層効果を（相対的に）緩和し，トラッキング機能を介した階層効果の迂回経路として機能することが分かった．現在，国私立中学校のシェアは全国

で約 1 割程度に抑えられているが，このシェアがより増大し，より多くの子どもが中学校段階の選抜に巻き込まれるようになると，12 歳時の選択が，これまで以上に教育達成全般に対して尾を引くようになってしまう．中学校段階の選抜が，後期の教育機会に対して一見すると平等化したように見せかけ，前期の教育の中に階層の効果を隠ぺいするような働きを持つ．

7.2　出身階層による教育機会格差のゆくえ

7.2.1　教育達成の平準化による「順位づけ」への格差

ここまでの知見を，教育機会不平等と教育機会の質的分化の関係に軸を置いて考察する．まず，3 章，4 章の分析に共通して見られた，高等教育段階の安定不平等構造である．若い世代の女性において高等教育段階の階層効果が減少傾向を示した．戦後高等教育は，ある程度の質的な分化を残しながらも，その供給量を大幅に増やし，本論の分析対象で最も若い世代には大学進学率が Trow (1961＝1980)の言う「マス段階」から「ユニバーサル段階」に達しようとしている時期である．女子の高等教育は，短大から 4 年制大学へとその中心を移していった．それは教育達成の平準化とともに，制度的に明確な質的差異が徐々に意味を持たなくなり，代わって 4 年制大学内での境界のあいまいな順位付けが質的な分化を形成するようになったことを意味する．エリートとノンエリートが「分断的」な選抜から「傾斜的」な選抜に変化していった（竹内 2011）のである．男性の結果からは，教育機会の量的な規模によって階層差が変化しないことが示せたが，女性の結果からは，どのような差異（分断的な違いか傾斜的な違いか）が質的差異を形成しているのかによって格差構造も変化しうることが示された．

高校段階においても教育機会構造の変動によって多少の格差構造の変動があった．その傾向は特に高等教育段階の質的分化の様相が変化してきた女子において顕著である． 高校段階は戦後急速に進学率を拡大してきた．それに伴って進学率に関する格差は一部減少しているものの，質的な差異を含めると階層間格差は減少していない．進学できる確率が階層の影響力を受けなくても，その内部の学校間格差に対して階層の影響力が認められるという，新しい格差のパターンを意味している（図 6.1）．高等学校段階の学校間格差は，高等教育段階の進学格差，または質的格差に直結する．相伴って生じた高校，高等教育の拡大は，高校段階の学校段階の階層効果を強め，階層間格差を最終学歴段階に生じさせる効果を持っていると言える．

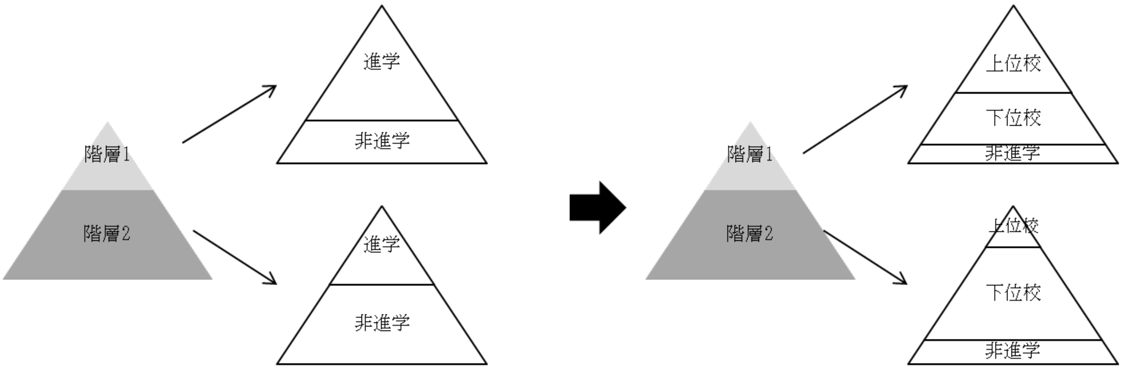


図 7.1　高校段階の階層効果の変化

シミュレーションによって検証した中学校段階の質的分化の帰結も，ほぼ同じことが言える．中学校段階の分化によっても，高等教育段階の不平等はほとんど姿を変えない．ただし，中学校段階の分化によって，高校の階層効果は一部減じられる．しかし，中学校段階にかかる階層効果および高校と中学校の結びつきが強まるため，最終学歴に出身階層の効果を運ぶ役割が，高校段階の選抜から中学校段階の選抜にとって代わられるというべきであろう．

7.2.2　不平等蓄積から不平等隠蔽・社会的排除へ

本論の1章にて,教育内移動と階層の関係を示した8つのモデルを提示した．これまでの分析から見える日本の教育内移動の様態について考察する．

各章で指摘したように，少なくとも高校以上に関して言えば，教育内移動は各段階に無視できない階層の影響力が見られ，さらに高校と高等教育の進学タイプに関連が見られる不平等蓄積型の様相を呈していた．さらに中学校段階を加えた分析からも同様の傾向が見られた．質的差異を含む複数の教育段階は，段階ごとにその順位をシャッフルする「御破算」の機能を多少持ちながらも，階層による純化を一層進めていくように機能している．

このような構造がある中で，中学校段階の質的分化が進行するとどうなるか．シミュレーションからは，高校段階の質的差異は上位校で平等化し，下位校で不平等化するという予測が得られた．国私立中学校の増加によって，上位校の優先切符としての意義が融解し，国私立中学校の進学機会を占有していた上位階層の子弟が，徐々に下位校に流れ，低い階層の子弟が教育機会から離脱を迫られる状況が生じている．上位校への進学は国私立中学校への進学が決定的な意味を持つ代わりに，代替の教育機関への進学に，階層が影響を与えている．この不平等構造は，中学校段階を考慮に入れなければ高校段階に生じた格差と

して表れる．静かに進行する中学校段階の質的分化は，階層による分化機能を隠蔽しながら階層間の格差をより上の段階まで継承する機能を持っている[1]．

さらに中学校段階の不平等は，これまで減少したことがないばかりか，今後も減少しない．国私立中学校や公立中学校が全体の大部分を占める状態になったとしても現在より大きな不平等を生じさせる．一方で中学校と高校のトラッキング構造は一部で維持され続ける．中学校段階での質的差異が拡大すると，それまでオプショナルな選択肢であった，国私立中学校などの上位校に進学することの重要性がいっそう増し，そこに進学できるかどうかでその後の教育段階における勝敗が決定してしまうという事態が生じる．質的差異に関する階層間格差は，上位校のシェアが小さい状態は「上位校への進学が後の移行を有利にする」という付加価値型の階層間格差である．選抜規模の拡大によって上位校が一定の規模となると,「下位校への進学者が不利になる」という社会的排除型の階層間格差を生み出してしまう可能性を持っている．一部の裕福な家庭のみが後の進学を有利にする格差よりも，一部の不利な家庭の子どもに対して後の進学における地位上昇の可能性を閉ざしてしまう方が，社会的な「問題」としては，大きな意味を持つことになるだろう．

これらの知見は，現在増えつつある公立中高一貫校に対しても示唆を与えるものである．現在の公立中高一貫校の増加は，早期段階での選抜の増加と同義である．本論では出自によって早期選抜への参入・勝敗の確率が異なることが示された．少なくとも理念として平等な機会を保証する公教育が，特定の階層に対して特別な教育の機会を閉ざしていく可能性は否定できない．

中学校段階の分化は，義務教育段階の選抜の拡大と同義である．それは激しい競争を生み出すばかりでなく，機会獲得の階層間格差をも拡大させる可能性を持っている．本論の分析から，中学校段階の階層間格差は，中学校段階それ自身の質的分化に影響を受けるだけでなく，それ以後の教育段階の影響も受けながら変動する．1 章で確認したように，公立中高一貫校の規模は私立中学校のシェアの大きい地域で，生徒獲得の側面を強めながら増加している．公立中高一貫校の規模がどこで飽和するかはまだわからないが，国公私立含めた早期選抜は少なくとも現状よりも大きな階層の規定力を持ち，そこに参入できない層に後々まで不利益を与え，あらかじめ競争から排除するような構造になっていく．

7.3　「教育を受ける機会」をとらえなおす

本論では教育機会の不平等を進学率と内部分化という 2 つの側面からとらえ，そこに潜む出身階層の影響力を抽出した．本節では，本論および本論の視点の教育社会学に対する位置付けを確認する．教育（特に学校教育）が持つ選抜の機能は，教育社会学の中で中心的なテーマであり続けた．近代学校制度草創期より行われた選抜は，社会のエリート候補を選別するための手段であり，学歴はエリート候補として選別されたことを示す証書として機能し（麻生 [1991] 2009），その正当化のロジックには学歴が業績原理に基づく選抜によって付与されたものであるという前提があることは 1 章でも述べた．裏返して言えば，高度に成熟した教育制度が発達していても，それが出生環境と結びつきながら不平等に配分されているような状態は正当化されえない．近代教育制度の下で発展してきた教育社会学，特に教育機会の不平等論はこの前提を置きながら，エリート候補の証書たる学歴が誰に配分されているのかを問うてきた．

進学率が上昇し，選抜がエリート候補の選別とは異なる機能を持ち始めると，エリートの証書は学歴ではなく学校歴がその意味を持つようになる．大衆化した教育システムにおいて，学校歴が社会移動により重要性を増してくる．本論ではこの点を重要視しながら，複数の教育段階で，誰が有利な学校歴を積みやすいのかを検証してきた．結果として，大衆化した教育社会にあっても，エリートの証書は有利な階層に優先的に配分されていた．それだけではなく，最終的なエリートの証書を得るためにより早い段階から始まっている階層による分化構造を見出した．教育機会の不平等を記述するこれまでの研究は，高等学校を階層による分化の起点としてきた．しかし教育機会の不平等は，12 歳の段階で始まっている．

教育社会学・社会階層論の領域で，教育機会の不平等が存在すること，教育拡大を経ても階層間の格差が維持されていることは多く示されてきた．ただしこれまでの研究では，教育達成は地位達成過程上の一つの点であった．社会移動論の主要な問いが親子間の地位継承の程度・パターンであり，その構造を媒介・融解するものとして教育がとらえられてきた．このような見方に対して本論で強調したのは，教育達成も時間的な広がりと制度的な広がりを持つ「移動」の一過程というとらえ方である．このとらえ方によって，従来の地位達成モデルやトーナメント移動モデルでは描き出せない，教育達成の階層差の生成要因の特定につながる．本論で得られたのは，教育機会の質的差異が「分断的」な差異から「序列的」な差異になることによって，その上位に位置づく学校への到達はより前期の教育に左右されるようになるということである．これは教育

内移動モデルの中では庇護移動型に近い．日本の教育機関が，各学校段階で能力によってエリートの選抜を行っているように見えて，その実は早期で選別されたエリートの候補を後期まで庇護し，さらに後期の順位付けの結果を「能力による選抜」という隠れ蓑によって正当化しているということになる．

このような構造がある中で，教育達成を地位達成上の一つの点としてとらえる見方は教育機会の不平等に対する示唆を誤らせる可能性がある．高等教育進学に対して階層効果が認められたとしても，それは高等教育段階の選抜に対して階層の影響力があるのではなく，より前期，高校や中学校（場合によっては初等教育や就学前教育）の選抜に対する親の地位の影響力，またはその累積の結果である．

これらの事実を受けて，「教育を受ける機会」の現代的な意味を再考する必要性を主張できる．「教育を受ける機会」は単に進学する機会だけではなく，どのような教育内移動を経由して教育を終えるのか（労働市場に出るか）の選択可能性としてもとらえることが必要となる．これは，教育を地位達成過程の一経由点ではなく，時間的にも内容的にも幅を持った線としてとらえることによって可能となり，大衆化した教育の中に潜む不平等構造を見出すことを可能とする．すでに述べたように，今後ますます教育段階ごとでのエリートトラック／ノンエリートトラックの分別は，断続的なものでなく境界のあいまいな，もしくは連続的な「順位」として現れる．そのような構造の中で，最終的な教育達成に至る道で不平等がどのように蓄積またはご破算していくのかをとらえることが，社会階層論における教育機会不平等の見方として求められる．

7.4　社会学における数理モデル・シミュレーションの必要性

本論は，方法論に関しても従来の教育社会学とは大きく異なる．再三指摘してきたように数理モデルを使った教育機会不平等生成条件の定式化と，シミュレーションによる理論と現実の橋渡しは本論の大きな特徴である．いま一度，数理モデルとシミュレーションの有用性について強調しておく．

社会学に限らず社会科学の目的は，人間社会に観察される事象を記述し，それらに対して理解することにある．社会を理解するための体系的な説明枠組みとして「理論」がある．数理モデルは，この理論的アプローチの道具として数学を用いている．数学的言語による理論構築は，数学が持つ明証性や非イデオロギー性によって，現象をより精密に，かつ冷静に見る視点となりうる．注目する事象に対して，その必要な要素を定義し，それらに関する仮定と公理を設

定してしまえば, 数学的に定められた操作によって命題が導出できるのである. 本論においては, 多分岐型の教育システムと合理的選択という 2 つの公理と [2], 各種パラメータの値という仮定のもとで教育機会不平等が生じる条件を特定した.

Breen and Goldthorpe (1997) 以降，教育達成不平等の生成を個人の合理的選択の集積としてとらえる試みは注目を浴びたが，彼らが仮定として唱えた相対リスク回避説の下での機会不平等条件を正面から議論したものは限られていた. 浜田 (2009) などによって相対リスク回避メカニズムの下でもパラメータの値によって進学率の階級間格差を再現できないことがあることは知られていた. 本論では，複雑な教育達成過程をとらえるためにモデルを展開し，複数の学校タイプが存在する複数段階の選抜を表現するような拡張を行った．複数の学校タイプの拡張によって，オリジナルのモデルにあった主観的成功確率$\boldsymbol{\pi_i}$ はそれぞれのタイプの学校に対応する到達確率$\boldsymbol{\pi_{ij}}$となる．また，学校段階を複数に拡張すると，後期の学校段階への主観的到達確率$\boldsymbol{\lambda_i}$は，前期の教育段階の条件付き確率となり前期の教育段階と後期の教育段階の結びつきの強さを示す指標$\{\lambda_{ijk}\}$となる．その結果得られた条件式が式（2.11）である.

$$\int_{D_S} f_S(u)du < \int_{D_W} f_W(u)du \tag{2.11}$$

$$s.t.\ \ D_S = \{x|\, \boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i \boldsymbol{\alpha}_1 < \gamma_1 \ \wedge\ \boldsymbol{\pi}_i^t \boldsymbol{\beta}_1 < \gamma_1\}, D_W = \{x|\, \boldsymbol{\pi}_i^t \Lambda_i (\boldsymbol{\alpha}_1 + \boldsymbol{\alpha}_2) < \gamma_1 + \gamma_2 \ \wedge\ \boldsymbol{\pi}_i^t (\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\beta}_2) < \gamma_1 + \gamma_2\}$$

この条件式は用いる変数とパラメータに対して条件式が少ない（自由度が高い）ため，シンプルに 1 つの関数形で示すことはできなくなり，基本的には数値計算に頼ることになるが，必要な条件が観測，測定されれば，教育機会不平等が発生しうるのか，そしてそれはどの程度の格差となりうるのかを演繹的に明示することが可能になる.

事象に対して体系的な説明を与える数理モデルとともに，本論のもう一つの柱としてシミュレーションを用いた．シミュレーションが果たす役割は主に 2 つである．第 1 に，理論として立てられた数理モデルの妥当性を検証し，より妥当性を高めるための示唆を得ること，第 2 に多数のパラメータを持つ複雑なモデルが導く帰結を予測することである．本論においては第 1 点が 5 章に，第 2 点が 6 章に対応する.

理論的な数式が必要とするパラメータは主に実験によって測定されるが，社会科学領域では，実験を行うことが困難な領域が多く存在する．本論のテーマも実験的手法が未だ確立していない領域の一つであり，代替的手法としてシミ

ュレーションが有効である．社会現象を定式化する数理モデルは，ときに現実の社会から目を背けて空虚な論理展開に終始することがある（もっともこれは数理モデルに限らず社会学理論全般に生じる可能性のあることではあるが）．モデルの妥当性を検証する手段として社会調査データを用いた計量分析を行うことが多いが，モデルが複雑になれば，それを検証しうる統計モデルの構築も困難になり，測定の困難な概念を用いるモデルは検証できなくなる．その一つが本論で用いた相対リスク回避である．相対リスク回避を測定によってとらえることは非常に困難であり，それが測定できたとしてもその心理作用がどのように個人の合理的選択に作用しているのかまではわからない．シミュレーションの手法は，土台となるモデルに矛盾がなければ，複雑なモデルでもそれを完全に再現することが可能になる．

6 章で用いたシミュレーションは，特に政策科学研究に関してその有用性を強く主張できる．教育政策に対する議論は，その多くが不確実な未来への予測を伴う．当然そこには「意図せざる結果」が付きまとう．個人にとって教育というプロセスは 1 回しか経験しない．政策的な介入によって階層間格差を助長したことが後から判明したとしても，その政策の下で教育を受けた世代にとっては取り返しのつかない事態となってしまう可能性もある．

中学校段階での上位校進学は，国私立中学校だけではなく，公立中高一貫校も含まれる．特に公立中高一貫校などは，政策的な介入によってそのシェアを変化させることができる．中高一貫教育の制度化には様々な目的があるが，少なくとも私立中学校進学への経済的な格差是正がそこに含まれている．もし政策的な介入によって公立中高一貫校のシェアを増やしていけば，中学校段階の不平等の拡大と，階層間格差の迂回路という，意図せざる結果を導くことになる．藤田(1996)は公立中高一貫校の是非を論じる際に，ありうる公立中高一貫校の規模について 4 つの可能性を示している．すなわち，1) 限られた数の公立学校を中高一貫校にする，2) 公立中高一貫校をかなり広い範囲(例えば公立の 3 分の 1 以上)で実施する，3) 全ての公立学校を中高一貫校にし，地元の学校に入学させる，4) 全ての公立高校を一貫校にし，かつ学校選択の自由を認める，という 4 つである．現在の私立中学校・公立中高一貫校は同世代の一部のみがその選抜に参加している 1)の状態である．今後，人口の変動や政策的な介入によって，どのような規模になるかは分からないが，本論の結果が示唆するのは，2)や 4)のような状態になり選抜にさらされる子どもが増加していくと，その分化に現れる階層間格差は増大し，さらにはトラッキングの仮定を経て高校段階までに大きな階層的分化を生み出してしまうということである．中学校段階の

分化の程度は高等教育段階に関する階層差を直接的にほとんど変化させないため，高等教育段階までに累積していく階層による分化の程度はこれまで以上に大きくなる．

Boudon(1973＝1983)が「機会を拡大すれば不平等は減少する」という命題を覆したように，本論からも「一部の裕福な家庭が私立学校に進学する機会を独占しているから，公立中高一貫校の設置によってその格差を是正する」という政策理念の誤りを指摘できる．政策的な介入の効果を事前に予測する手段としてマルチエージェントシミュレーションは有効である．本論では教育機会の階層間格差に対して機会規模の拡大がどのように影響するのかを主眼に置いていたが，その応用の可能性は広いといえる．例えば 6・3・3・4 制などの現在の教育制度の根幹をなす部分の変革に関する議論をする際，それらがどのような社会的影響を及ぼすかを考察することは不可欠である．その議論の妥当性を担保する手段として，シミュレーションを用いることは非常に有用になり，意図せざる結果を未然に防ぐ手段ともなる．

シミュレーションによる事前予測は，陰に陽に様々設定される政策目標に対しても重要な示唆を与える．その中で，何を重視し，何を犠牲にするのかの選択に問いかけることもできる．中学校の文脈でいえば，早期受験の拡大によって階層間格差を広げてでも地域の優秀な子どもを公立学校に獲得するのか，それとも格差の是正を優先させてありうべき早期受験の代替案を考えるのか，その選択肢を与えることができる．また，近年では高等教育改革議論の中で，大学（国立大学のみの議論であるが）の役割をいくつかに分割するという改革案が提示されている（『読売新聞』東京版 2015/09/04 朝刊）[3]．これらの政策が，教育と地位達成の結びつきをどのように変化させ，さらに出身階層と教育機会の関係をどのように変化させるのか．理念や目標が先行しがちな教育政策論議において，シミュレーションの果たす役割が，今後期待されると言えよう．

7.5　残された課題と今後の可能性

最後に，本論の課題もしくは発展の可能性について述べる．分析上の細かな課題は各章に示しているので，ここでは本論全体を通じた課題・可能性についてのみ触れる．

第 1 の課題は，国際比較の可能性である．本論では日本における教育内移動を対象とした分析を行ってきたが，教育と選抜に関して本論で立てた問いは，教育制度が地位達成の手段として位置付けられている国ではどこでも成り立つ．

教育の規模や質的分化が教育機会の不平等構造に影響を与えるならば，異なる教育制度を持つ国では異なる教育機会不平等が存在し，教育が持つ社会移動への役割も異なるはずである．産業社会においては教育が個人の地位達成に重要な役割を持つことはほぼ共通であるが，教育機会の構造は国ごとに大きく異なる（Hopper1968＝1980）．それにもかかわらず，産業社会の社会移動はほとんど同じようなパターンであり，さらに教育機会の不平等構造も似通った傾向を示している．これらの事実は，教育内移動をさらに詳細なパターンに分けたときに違いが明確になることも考えられるし，それとも一見各国で異なると思われていた教育制度，選抜システムは，社会移動との位置づけの中で根底に持っている性質は同質なものなのかもしれない．

本研究が用いた数理社会学的な手法は，条件の設定によってあらゆる教育システムを数理モデルとして再現可能である．数理モデルによって，これらの新しい問いにアプローチし，様々な違いを持つ諸外国の教育制度と教育機会不平等の関係を見出す道具としての可能性が期待される．

第 2 の可能性は，社会制度の変化に対するメカニズム究明である．本論では一貫して，個人を分析単位としてモデル化や分析を行ってきた．そこでは制度の変化（進学率の変動や質的変化）はすべて外生的に与えられる条件としてとらえてきた．当然この仮定は問い直されなければならない，教育はサービスの一種であり，教育に関する需要に従ってその規模も変動し，また質的な変化も教育を受ける側のニーズによって変動しうる．さらに言えば，制度の変化は機会の量的な規模や分化の程度だけではなく，どのような基準によって選抜を行うかという軸も存在する．中村(2011b)が「4 年制大学における推薦入試や AO（アドミッションズ=オフィス）入試の導入によって，進路多様高校卒業者の進路決定が 4 年制大学にシフトした」と指摘するように，入学試験の形態によっても人々の行動は変わり，それによって選抜方法もまた変化を迫られる．本論で強調してきた中学校段階も，国私立中学校，さらには公立中高一貫校に関しても，公立学校以外での教育サービス需要があるからこそ生じ，または維持されるのである [4]．一方で，近代国家の教育の発展は，国ごとの人口要因や産業構造に依存しない自己組織的な拡大を示していたということも知られている（Meyer, et al. 1977; Meyer, et al. 1992）. 現在のような選抜システムがなぜ生じ，維持されるのか，またはなぜ変化するのかという政策科学上の大きな問いは，いまだ手付かずのままである.「マイクロ・マクロリンク」は，社会状態の変化を所与とする個人行動の変化を仮定しながらも，その集積としての社会状態の変化にも視点を向ける．本論で考察した社会状態の変化とは，階層と教育の関

係といういわば「社会学的な状態」といえるものの変化である．これらが目に見える形での質的な分化の程度や選抜の方法をどのように変化させるかという問いも，マイクロ・マクロリンクが取り組むべき課題として残されている．

教育・選抜の制度だけでなく，教育達成と地位達成の関係の変化も同時に考察される必要がある，本論において，この関係は 3 つの BGM パラメータで表現され，そのうちの一部を推定した，しかし，教育の拡大に伴い，これらの値も同時に変化することも当然考えられる，本論では教育機会の不平等構造を中心に論じたため，地位達成に関するパラメータの変化までは扱えなかった，Boudon (1973=1983) が教育機会の不平等のみでなく，親子間の地位継承（ISO）の変化をも射程に入れていたように，教育と地位達成の関係を説明する理論を確立することによって，教育達成過程を，再び地位達成過程または世代間移動の枠組みの中に戻して，再生産のメカニズムを理論化できる．

第 3 の展開可能性として，計量分析の枠組みに対する数理モデルからのアプローチがある．5 章で用いたシミュレーションは，その結果が計量分析の結果に近づくようにその精度を高めていった．この方法を採用する根底には，計量分析の結果が正しい（一般的な数理モデルで言う厳密解）という前提がある．まったく同じ目的を持った分析であっても，用いる変数，データを変えれば結果が変わることは 5 章・6 章でも述べたとおりである．この方法の根底にはもう一つの前提がある．それは，用いる統計モデルの正当性である．本論の 5 章で厳密解とした値は，潜在クラスを使った対数線形モデルの結果である．階層と教育の関係を描き出す分析手法は対数線形モデルに限られることはなく，異なるモデルを採用すれば異なる結果を導くことにもなる．さらに言えば，多くの統計モデルは，パラメータに対して線形の仮定を置いている（浜田 2012）．これらは数学的な扱いやすさから多く採用されているが，この定式化が正しいという根拠もない [5]．

統計分析も数理モデルも，分析のスタートは同じであり，仮定と公理によって社会を表すモデル式を立てるところから始まる [6]．数理モデルが，仮定と公理にしたがって社会のモデルを設計できれば，それに沿うような計量モデルを構築することも原理的には可能である．計量モデルの枠組みそのものを対象とする事象に沿って構築できるような，数理的手法からの接近が期待される．

これら 3 つの発展によって，より一般的な教育機会不平等のメカニズム解明が期待できる．教育というシステムと社会とのかかわりに関する一般的な命題を見出すには， 各国の教育システムや社会構造がどのように生成され，またそれらが教育機会に対してどのような影響を与えているのかを検討できるような

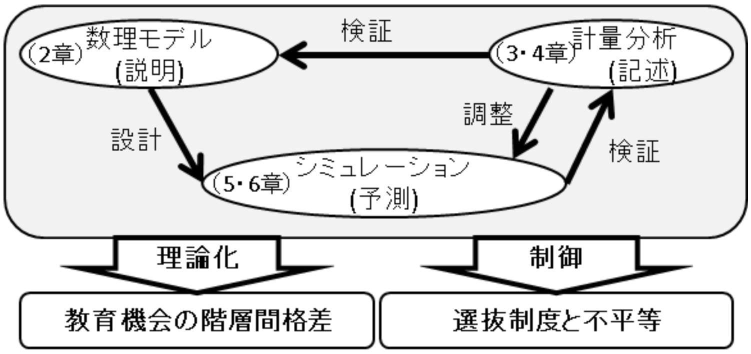


図 0.2　本論で用いる 3 つの手法の関連（再掲）

モデルを作成しなければならない．序章に示した 3 つの手法の連携（図 0.2）によって，それらは可能になる．

【注】

1 この論理は，同時に中学校段階の階層間格差自身の正当性も脅かす．すなわち，中学校段階の不平等は，小学校などそれ以前の教育によって生じた階層間格差をトレースしたものであるという批判が生じうる．国私立の小学校受験に存在する階層的閉鎖性などは小針（2004）が指摘しているように確かに存在し，階層的分化のスタート地点がどの時点なのかを明確にすることは難しい（遺伝的要因によって出生時から不平等がはじまっているとみなすこともできる）．本論が明らかにしたのは，すべての階層間格差のスタート地点が中学校段階であったとすれば，中学校段階の質的分化がその不平等を増大させるということである．

2 数学的に厳密な意味での「公理」を特定するのは難しい．一般に公理とは，演算規則や推論の根底にある，それ自体を証明することができない最も基礎的な仮定（群）のことを指す．空集合の存在，順序公理などがその代表である．一方，三角不等式など，ある論理体系では証明不可能であるが自明でない（これを満たさない別の論理体系が成立しうる）命題を公準といい，公理とは区別される．「教育機関が複数の階層構造を持ち一度そこから離脱すると戻ってこられない構造をもつ」という命題を高坂(1987；147)では公理，Boudon (1973＝1983；140) では補助公理と称していたが，この命題は自明ではないため厳密には公理とは呼べない．その意味では，本論で用いているモデルにも「公理」と呼ばれるものはほとんどない．「公理」と呼べるものは，「進学率の大小関係で格差を表現できる」ことや「進学率が確率変数の分布関数で示される」などの命題に限られる．2 章ではこれらの命題を特に強調することなく用いたが，それはこれらが公理である故である．

3 「国立大学改革の概要「３類型」から将来像選ぶ」読売新聞東京版 2015/09/04 朝刊 17 面
または文部科学省「国立大学改革について」（2015 年 12 月 27 日最終閲覧）
http://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/houjin/1341970.htm

4 教育の供給が需要によってのみ決まるという話では，当然ない．たとえば併設型公立中高一貫校の設置が，私立学校に流出する生徒確保の側面を持ちながら行われていたり（濱本 2012），学校統廃合の一形態として連携型の公立中高一貫校や小中一貫校を設置するというケースもある．また，高等専門学校は，中堅技術者を養成するという経済界からの要求によって制度化されたものであり，単純な市場メカニズムとは異なる面も多分にある．

5 もっとも，一般的な関数$f(x)$がC^{∞}級（無限回微分可能）であるとき，テイラー展開によって$f(x)=\sum_{k=0}^{\infty}\alpha_k(x-a)^k$と表される$\left(ただし\alpha_k=\frac{f^{(k)}(a)}{k!}\right)$．この定理は多変量関数にも適用されるため，一般的な線形モデルは，真たる関数形の近似として見ることができる．関数$f(x)$がC^n級$(1\leq \mathrm{n}<\infty)$であるときは$f(x)=\sum_{k=0}^{n-1}\alpha_k(x-a)^k+\frac{f^{(n)}(c)}{n!}(x-a)^n$と表され，剰余項$\frac{f^{(n)}(c)}{n!}(x-a)^n$が十分に小さければ，線形モデルの近似とみることが可能である．

6 その意味では，統計分析も数理モデルを用いた研究分野の一部ということもできる．

Appendix A　細かい数式の導出・証明

補節として本論で触れたいくつかの命題の数学的な証明を与える．

A1　浜田（2009）毛塚（2013）が用いた進学率とその関係

まず，各クラスでの進学率は，進学による期待利得が非進学による期待利得を超える確率として定義できる．S クラスの進学率は

$$\Pr(\Pr(S|stay) > \Pr(S|leave)) = \Pr\left(\frac{\pi\alpha_1 + (1-\pi)\beta_1}{\gamma_1} > 1\right)$$

である．このとき，S クラスの進学率f_Sは，$1 - \Pr\left(\frac{\pi\alpha_1+(1-\pi)\beta_1}{\gamma_1} < 1\right) = 1 - \mathrm{pr}\left(\pi \leq \frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right)$

であり，πを確率変数Πの実現値とすれば，$f_S = 1 - F_\Pi\left(\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right)$となる．同様の手順

で$f_W = 1 - F_\Pi\left(\frac{\gamma_1+\gamma_2-(\beta_1+\beta_2)}{\alpha_1+\alpha_2-(\beta_1+\beta_2)}\right)$とわかる．ここから，進学率の階級差が生じる条件は，

$$\begin{aligned} f_S > f_W &\Leftrightarrow 1 - F_\Pi\left(\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right) > 1 - F_\Pi\left(\frac{\gamma_1+\gamma_2-(\beta_1+\beta_2)}{\alpha_1+\alpha_2-(\beta_1+\beta_2)}\right) \\ &\Leftrightarrow \frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1} < \frac{\gamma_1+\gamma_2-(\beta_1+\beta_2)}{\alpha_1+\alpha_2-(\beta_1+\beta_2)} \\ &\Leftrightarrow \frac{\alpha_1-\gamma_1}{\alpha_1-\beta_1} > \frac{\gamma_3-\alpha_3}{\beta_3-\alpha_3} \end{aligned}$$

となる [1].

A.2　進学選択による期待値$E_S(stay), E_W(stay)$は能力xに関して増加．

$E_S(stay)$が能力xに関して増加関数であることを示すには，$\frac{\partial}{\partial x}E_S(stay) > 0$を示せばよい．定義より，

$$\begin{aligned} E_S(stay) &= \sum_{k=1}^{K} \pi_{ik}\alpha_{k1} \\ &= \sum_{k=1}^{K} \{F_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i) - F_\varepsilon(\tau_k - x_i)\}\alpha_{k1} \end{aligned}$$

なので

$$\frac{\partial}{\partial x}E_S(stay)=\frac{\partial}{\partial x}\sum_{k=1}^{K}\{F_\varepsilon(\tau_{k-1}-x_i)-F_\varepsilon(\tau_k-x_i)\}\alpha_{k1}$$

$$=\sum_{k=1}^{K}\{-f_\varepsilon(\tau_{k-1}-x_i)+f_\varepsilon(\tau_k-x_i)\}\alpha_{k1}$$

$$=-\alpha_{11}f_\varepsilon(\tau_0-x_i)+\alpha_{11}f_\varepsilon(\tau_1-x_i)-\alpha_{21}f_\varepsilon(\tau_1-x_i)+\alpha_{21}f_\varepsilon(\tau_2-x_i)-\cdots-\alpha_{K1}f_\varepsilon(\tau_{K-1}-x_i)+\alpha_{K1}f_\varepsilon(\tau_K-x_i)$$

$$=\sum_{k=1}^{K-1}f(\tau_k-x_i)\big(\alpha_{k1}-\alpha_{k+1,1}\big)>0.$$

$E_W(stay)$に関しても x で微分すれば導関数$\sum_{k=1}^{K-1}f(\tau_k-x_i)\big(\alpha_{k1}-\alpha_{k+1,1}+\alpha_{k2}-\alpha_{k+1,2}\big)$が得られ，$\alpha_{k3}$が k について増加であることを利用すれば，これも正であり，$E_W(stay)$も x に関して増加であることが得られる．

A.3　2 段階モデルにおける進学条件

2.4 節で示した 2 段階モデルにおいて，S クラスの進学条件を特定した．2.5 以降のノーテーションに従って書き直すと，1 段階目では

$$\pi_i\{\lambda_i\phi_1+(1-\lambda_i)\varepsilon_1\}+(1-\pi_i)\beta_1>\gamma_1 \qquad \text{or} \qquad \pi_i\delta_1+(1-\pi_i)\beta_1>\gamma_1.$$

2 段階目は

$$\lambda_i\phi_1+(1-\lambda_i)\varepsilon_1>\delta_1$$

であらわされる．これらを整理すると，それぞれ

$$\pi_i>\frac{\gamma_1-\beta_1}{\lambda_i(\phi_1-\varepsilon_1)+(\varepsilon_1-\beta_1)} \quad \text{or} \quad \pi_i>\frac{\gamma_1-\beta_1}{\delta_1-\beta_1}$$

$$\lambda_i>\frac{\delta_1-\varepsilon_1}{\phi_1-\varepsilon_1}$$

となる．π_i,λ_i は能力の関数として定義される確率変数のため，何らかの確率分布に従う確率変数(Π,Λ)の実現値である．これらを(Π,Λ)平面に示すと図 A.1 のようになる．グレーの領域が高校進学が合理的になる領域，射線の部分が高等教育進学が合理的になる領域である [2].

確率分布する(Π,Λ) がグレーの領域に入る確率は，二重積分によって求められる．$d_1(\lambda)=\frac{\gamma_1-\beta_1}{\{\lambda(\phi_1-\varepsilon_1)+(\varepsilon_1-\beta_1)\}},\theta_1^*=\frac{\delta_1-\varepsilon_1}{\phi_1-\varepsilon_1},\kappa_1^*=\frac{\gamma_1-\beta_1}{\delta_1-\beta_1}$ として

$$P_S(stay)=\int_0^1\int_{\kappa_1^*}^1 f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\,d\lambda+\int_{\theta_1^*}^1\int_{d_1(\lambda)}^{\kappa_1^*}f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\,d\lambda$$

となる. 第 1 項は$\pi_i>\frac{\gamma_1-\beta_1}{\delta_1-\beta_1}$を示す領域, 第 2 項は$\pi_i>\frac{\gamma_1-\beta_1}{\lambda_i(\phi_1-\varepsilon_1)+(\varepsilon_1-\beta_1)}\wedge\pi_i<\frac{\gamma_1-\beta_1}{\delta_1-\beta_1}$ を示す領域に関する重積分である [3].

となる. W クラスに関してもパラメータに W クラスに到達する確率を加えて同様に求められる.

毛塚（2013）においては，高等教育進学率を

$$\int_{\theta_1^*}^{1}\int_{d_1(\lambda)}^{1} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda$$

と定義している（斜線領域の重積分）が，この確率は厳密には 2 段階の選抜システムにおいて 2 回とも選択が可能である場合の確率，すなわち $\Pr\left(E_S(stay, stay2) > E_s(leave) \wedge E_S(stay, stay2) > E_s(stay, leave2)\right)$である． 1 段階目に Stay を選択した者のうち，Failure に割り振られたものは 2 回目の選択をすることはできない. よって, 高等教育進学率はこの確率にさらに進学者が Success に割り振られる確率を乗じなければならない. Success と Failure の振り分けが完全に能力によって行われるならば，進学者が Success に割り振られる確率は，能力を示す確率変数 X と誤差項を示す確率変数εに対して，$\Pr(X+\varepsilon>\tau_2)$である. $X \sim N(\mu_X,\ \sigma_X^2),\ \varepsilon \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2), X \perp \varepsilon$ であるとき，$X+\varepsilon \sim N(\mu_X, \sigma_X^2+\sigma_\varepsilon^2)$ であるため，

$\Pr(X+\varepsilon>\tau_2) = 1-\Phi\left(\frac{\tau_2-\mu_X}{\sqrt{\sigma_X^2+\sigma_\varepsilon^2}}\right) = \Phi\left(\frac{\mu_X-\tau_2}{\sqrt{\sigma_X^2+\sigma_\varepsilon^2}}\right)$となる（Φは標準正規分布の分布関数）.

したがって，高等教育進学率は

$$\Phi\left(\frac{\mu_X-\tau_2}{\sqrt{\sigma_X^2+\sigma_\varepsilon^2}}\right)\int_{\theta_1^*}^{1}\int_{d_1(\lambda)}^{1} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda$$

である．能力の分布が階級間で変化しないならば，進学者が Success に振り分けられる確率も階級間で同じであるため，2 段階目の進学率に階級差が生じる条件は

$$\Phi\left(\frac{\mu_X-\tau_2}{\sqrt{\sigma_X^2+\sigma_\varepsilon^2}}\right)\int_{\theta_1^*}^{1}\int_{d_1(\lambda)}^{1} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda \ > \ \Phi\left(\frac{\mu_X-\tau_2}{\sqrt{\sigma_X^2+\sigma_\varepsilon^2}}\right)\int_{\theta_3^*}^{1}\int_{d_3(\lambda)}^{1} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda$$

$$\Rightarrow \int_{\theta_1^*}^{1}\int_{d_1(\lambda)}^{1} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda > \int_{\theta_3^*}^{1}\int_{d_3(\lambda)}^{1} f_{\Pi,\Lambda}(\pi,\lambda)d\pi\, d\lambda$$

となる$\left(d_3(\lambda) = \frac{\beta_3-\gamma_3}{\{\lambda(\varepsilon_3-\phi_3)+(\beta_3-\varepsilon_3)\}}, \theta_3^* = \frac{\varepsilon_3-\delta_3}{\varepsilon_3-\phi_3}, \kappa_3^* = \frac{\beta_3-\gamma_3}{\beta_3-\delta_3}\right)$.

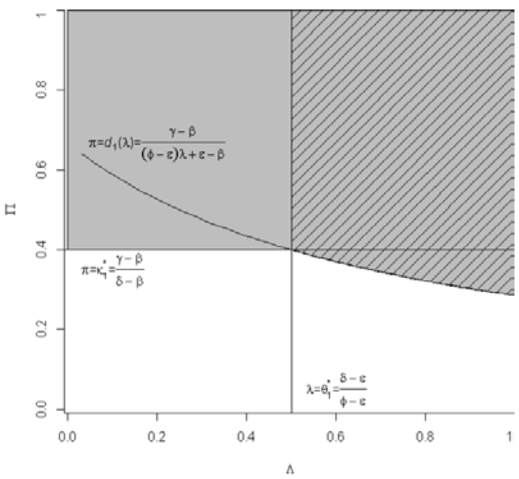


図 A.1 主観的成功確率による進学領域

4 章で示した諸モデルの関係は以下のとおりである．もっとも一般化した多段・多岐選択モデルにいくつかの仮定を置くと，2 段階モデル，または 1 段の多岐選択モデルになる．さらにそれぞれに仮定を追加するとオリジナルの BGM となる（図 A.2）．

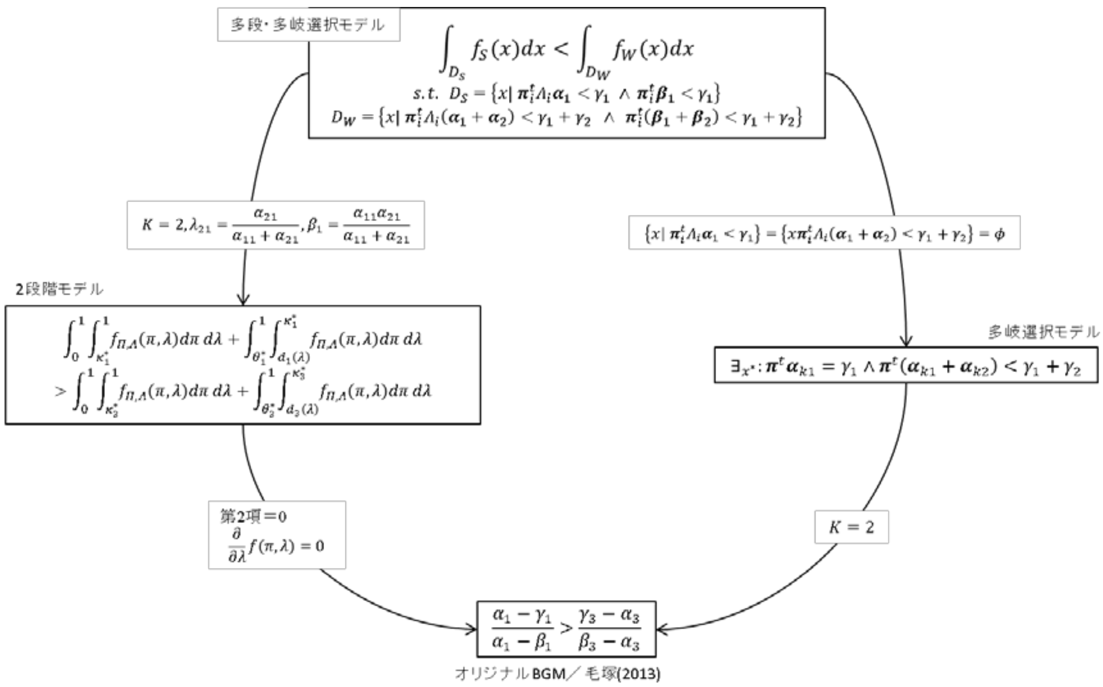


図 A.2 2 章に示した諸モデルの相互関係

【注】

[1] 浜田（2009）においては$\alpha_3 = 0$とおいていたので，条件は$\frac{\alpha_1-\gamma_1}{\alpha_1-\beta_1} > \frac{\gamma_3}{\beta_3}$ となっている．

[2] 2 本の直線と 1 本の曲線によって，平面は 6 つの領域に分かれる．6 つの領域はそれぞれ，最終学歴と

そこから得られる期待利得と対応している．高等教育を U，高校を H，中学を J と表記すると最も右上の領域から反時計回りに，期待利得の大きさはそれぞれ$(\mathrm{U} > \mathrm{H} > \mathrm{J}), (\mathrm{H} > \mathrm{U} > \mathrm{J}), (\mathrm{H} > \mathrm{J} > \mathrm{U}), (\mathrm{J} > \mathrm{H} > \mathrm{U}), (\mathrm{J} > \mathrm{U} > \mathrm{H}), (\mathrm{U} > \mathrm{J} > \mathrm{H})$となる．

[3] $\mathit{\Pi}$と$\mathit{\Lambda}$が互いに独立な一様分布とみなせるなら，S クラスの各学校段階の進学率は，それぞれの領域の面積に等しくなる．高校進学率は，$\mathrm{P_S}(stay) = \int_0^1 \left\{1 - \frac{\gamma_1 - \beta_1}{\lambda(\phi_1 - \varepsilon_1) + (\varepsilon_1 - \beta_1)}\right\} d\lambda + \int_0^{\theta^*} \left\{\frac{\gamma_1 - \beta_1}{\mathit{\Lambda}(\phi_1 - \varepsilon_1) + (\varepsilon_1 - \beta_1)} - \frac{\gamma_1 - \beta_1}{\delta_1 - \beta_1}\right\} d\lambda = 1 - \frac{\gamma_1 - \beta_1}{\phi_1 - \varepsilon_1}\left\{\log\left(\frac{\phi_1 - \beta_1}{\delta_1 - \beta_1}\right) + \frac{\delta_1 - \varepsilon_1}{\delta_1 - \beta_1}\right\}$となる．

Appendix B　推定に用いたプログラム

Appendix B では，本論の推定に用いたプログラムを提示する．一般に学術誌等に掲載される論文などは分量の限界が設けられているため，方法論を扱う論文でない限り，計量分析またはシミュレーションを行っても，プログラムのソースを公開するものはそれほど多くない．また，社会科学の研究においては，その細かいプログラムよりも，それが表す社会的な事象や結果の解釈を重視している．詳細なプログラムを作成したとしても，それが実質的な知見と結びつかなければ意味はないのである．

本論は紙面の制約を受けないため，プログラムのソースを提示することができる．また，ソースを提示することは実験手順や分析手続きを公開することと同様，計量分析シミュレーションの再現性を高めることにつながり，本論の知見の妥当性を検証することを可能にする．本章で提示するプログラムは，3 章の LRPPC およびその発展形のプログラム，4 章の潜在クラスモデルのプログラム，5・6 章のシミュレーションに用いたプログラムである．

B.1　部分比例条件付きロジット（3 章）

3 章の分析には Stata 13.1 を用いた．Hauser and Andrew (2005) において，LRPPC のプログラムソース例が示されている．本論ではこのプログラムを用いて分析を行った．

```
program define pplogit
tempname theta
args lnf theta1 theta2 theta3
gen `theta' = `theta1' + `theta3' + (`theta2'*`theta3')
quietly replace `lnf' = ln(exp(`theta')/(1+exp(`theta'))) if$ML_y1==1
quietly replace `lnf' = ln(1/(1+exp(`theta'))) if $ML_y1==0
end

ml model lf pplogit (outcome = trans1 trans2 T1C T2C , nocons) (trans2 cohort
    T2C coh_sq T2C_sq ,nocons) (fedu papres sibs, nocons)
ml maximize
```

B.2　潜在クラスモデル（4 章）

4 章の分析はフリーの解析言語ℓEM 1.0（Vermunt 1997）を用いて行った．ℓEM

は対数線形モデルおよび潜在クラスを用いた分析にたけており，推定には Fisher スコアリングを基準とした EM アルゴリズムを用いている．データのハンドリング等はソフトウェアの内部で行えないなどの制限はあるものの，柔軟なモデル推定と高速の推定が行えるという利点がある．本節では，男性を対象にした対数乗法層化モデル（4 章表 4.7 のうちモデル 8）のソースのみを提示する．そのほかのモデルはログリニアパラメータを変えることによって，女性の結果はデータを変えることによって再現されるので省略する．

```
* J(2): private1 public2
* H(4)
* U(5)
* C(4): ~50 1, ~60 2, ~70 3, ~85 4
* x1 : year father's edu
* x2: papres
* x3:sibs

lat 1
man 4
con 3
dim 2 2 4 5 4
lab  X J H U C  x
mod X|x {X  cov(x 1 X c -1) cov(x 2 X c -1)
           cov(x 3 X c -1)}
     J|XC   {JC spe(JX 1a C b)}
     H|JXC  {HC spe(HX 1a C b) JH}
     U|HJXC {UC spe(UX 1a C b)
              fac(HU 5)  wei(UH)}
rec 2307
des [1 0 1 0 1 0
     1 2 2 2 0
     3 1 1 2 0
     3 0 0 1 0
     0 0 0 0 0]
dat mal.dat
sta X [.1 .9]
sta wei(HU) [1 1 1 1 1
              1 1 1 1 1
              1 1 1 1 1
              0 0 0 0 1]
nco
ite 70000
```

```
* define variables
* use 1 latent variable
* use 4 categorical variables
* use 3 continuous variables

* label define
*

* N=2307 in record data "male"
* Multiple component
* tracking design

* tracking weight (structural zeros)
```

B.3　シミュレーション（5・6 章）

シミュレーションには，フリーのプログラミング言語 R を用いた．R は柔軟なプログラミング言語であり，シミュレーション→計量分析→結果参照という一連

の動作を行うのに適している．また，生成する乱数の質が高いことでも知られている．コンピュータが出力する乱数は，すべて疑似乱数であり，1 つの数値から，その次の数値は一意に予測できる．疑似乱数の生成法は数多く作られており，乱数としての精度は乱数列の系列相関と，再び同じ乱数列が出てくるまでの周期によって評価される．たとえば Microsoft Excel の乱数は線形合同法で発生しており，時に極端な系列相関を生じることがある．R が出力する乱数は，メルセンヌ・ツイスター法(Mersenne Twister)と呼ばれる方法で生成される．この方法による乱数は，高速での生成が可能であるほか，最大で$2^{19937}-1$の長い周期をもつこと，高い精度のランダム性がある(系列相関がない)ことが知られている．従って，乱数の成生によって結果に多少の変化を生じるが，系列による結果の違いはないものと考える（メルセンヌ・ツイスター法に関しては，作成者である松本眞・西村拓士が松本・西村(2002)「間違いだらけの乱数選び疑似乱数選び」
(http://www.soi.wide.ad.jp/class/20010000/slides/03/sfc2002.pdf)
で簡潔に解説している）．

プログラムは以下の要素で構成される．1) 1 回の試行を行うためのシミュレーション関数の定義，2) 利得行列A 推定のための反復シミュレーション，3) 制度変更による格差変動予測の 3 つである．なお，2)の評価基準用にℓEMを用いた 3 カテゴリの潜在クラスモデルを行っているが，ℓEMのソースは前節で示しているので省略する．

B.3.1 シミュレーション関数の定義

```
############  BGM Parameter ###############
a1<-c(0.9,0.1,0)
a2<-c(0.6,0.3,0.1)
a3<-c(0.4,0.4,0.2)        #alpha
A<-matrix(c(a1,a2,a3),3,3,byrow=T)

b1<-c(0.20,0.35,0.45)
b2<-c(0.35,0.35,0.30)
b3<-c(0.35,0.50,0.15)      #beta
B<-matrix(c(b1,b2,b3),3,3,byrow=T)

c1<-c(0.3,0.43,0.27)       # gamma
e<-0.002

ns<-400;nw<-700;nu<-900;n<-sum(ns,nw,nu)

BGM3<-function(p1,p21,p22,p31,p32){
class<-(c(rep("S",ns),rep("W",nw),rep("U",nu)))
```

```
############  Object parameter
x<-rnorm(n,50,10)
rs<-rlnorm(ns,-0.5,1)+2;rw<-rlnorm(nw,-0.5,1)+1;ru<-rlnorm(nu,-0.5,1)
r<-c(rs,rw,ru)

############  System Parameter ################
cost1<-exp(0);cost2<-exp(-.47);cost3<-exp(0.3)

tau1 <-qnorm(1-p1,50,10)
tau21<-qnorm(1-p21,50,10) ; tau22<-qnorm(1-p21-p22,50,10)
tau31<-qnorm(1-p31,50,10) ; tau32<-qnorm(1-p31-p32,50,10)

theta1<-.5238 ; theta2<- -.0384
sigma1<-10.11 ; sigma2<- 9.826

psi1<-.5914 ; psi2<--.1198 ; psi3<--.6018
phi1<-8.99  ; phi2<-9.8635 ; phi3<-6.1326

##############################################
nu1<-1-pnorm((tau1-x)/10,0,1)
tau.3<-c(Inf,tau31,tau32,-Inf);phi<-c(phi1,phi2,phi3);psi<-c(psi1,psi2,psi3)
tau.2<-c(Inf,tau21,tau22,-Inf);sigma<-c(sigma1,sigma2);theta<-c(theta1,theta2)

lambda<-function(x,t2, t3) {
        pnorm((tau.3[t3]-x)/phi[t2]-psi[t2],0,1)-pnorm((tau.3[t3+1]-x)/phi[t2]-psi[t2],0
,1)
}
L.1<-matrix(c(lambda(x,1,1),lambda(x,1,2),lambda(x,1,3)),3,n,byrow=TRUE)
L.2<-matrix(c(lambda(x,2,1),lambda(x,2,2),lambda(x,2,3)),3,n,byrow=TRUE)
L.3<-matrix(c(lambda(x,3,1),lambda(x,3,2),lambda(x,3,3)),3,n,byrow=TRUE)

E2_j1<-ifelse(class=="S",A[,1]%*%L.1,ifelse(class=="W",(A[,1]+A[,2])%*%L.1,c(1,1,1)%*%L.1
))
E2_j2<-ifelse(class=="S",A[,1]%*%L.2,ifelse(class=="W",(A[,1]+A[,2])%*%L.2,c(1,1,1)%*%L.2
))
E2_j3<-ifelse(class=="S",A[,1]%*%L.3,ifelse(class=="W",(A[,1]+A[,2])%*%L.3,c(1,1,1)%*%L.3
))
E2_j <-matrix(c(E2_j1,E2_j2,E2_j3),3,n,byrow=T)

pi<-function(x,t1,t2){
        pnorm((tau.2[t2]-x)/sigma[t1]-theta[t1],0,1)-pnorm((tau.2[t2+1]-x)/sigma[t1]-the
ta[t1],0,1)
}

P.1<-matrix(c(pi(x,1,1),pi(x,1,2),pi(x,1,3)),n,3)
P.2<-matrix(c(pi(x,2,1),pi(x,2,2),pi(x,2,3)),n,3)

E1_1<-rowSums(P.1*t(E2_j));E1_2<-rowSums(P.2*t(E2_j))


EL_1<-ifelse(class=="S",P.1%*%B[,1],ifelse(class=="W",P.1%*%(B[,1]+B[,2]),P.1%*%c(1,1,1))
)
EL_2<-ifelse(class=="S",P.2%*%B[,1],ifelse(class=="W",P.2%*%(B[,1]+B[,2]),P.2%*%c(1,1,1))
)
```

```
#####Decision making #################
M11<-ifelse(E1_1>EL_1,E1_1,EL_1)                              ;                              M1
<-ifelse(M11>ifelse(class=="S",c1[1],ifelse(class=="W",c1[1]+c1[2],0.99)),M11,ifelse(clas
s=="S",c1[1],ifelse(class=="W",c1[1]+c1[2],0.99)))
M21<-ifelse(E1_2>EL_2,E1_2,EL_2)                              ;                              M2
<-ifelse(M21>ifelse(class=="S",c1[1],ifelse(class=="W",c1[1]+c1[2],0.99)),M21,ifelse(clas
s=="S",c1[1],ifelse(class=="W",c1[1]+c1[2],0.99)))

d<-data.frame(x,L1=t(L.1),L2=t(L.2),L3=t(L.3),

        E_s2=t(E2_j),E_s1=(matrix(c(E1_1,E1_2),n,2)),E_l1=(matrix(c(EL_1,EL_2),n,2)),
                M1,M2,class=class, r=r)

############ Lower Secondary !
d$pri1<-ifelse(nu1*(d$M1-d$M2)>=e & d$r>cost1,0.9,0.1)
d$pri1<-9-9*rbinom(nrow(d),1,d$pri1)
subd01<-subset(d,d$pri1==0)
ifelse(nrow(subd01)>0,
        subd01[rank(-1*subd01$x+rnorm(nrow(subd01),0,6))<=n*p1,"pri1"]<-1,
        print("NON private"))
d<-rbind(subd01,subset(d,d$pri1==9))
d[d$pri1==1,"x"]<-ifelse(nrow(d[d$pri1==1,])>1,
                        d[d$pri1==1,"x"]                                                    +
rnorm(nrow(d[d$pri1==1,]),theta1,sqrt(abs(sigma1^2-var(d[d$pri1==1,"x"]))))
                                ,ifelse(nrow(d[d$pri1==1,])==0,d[d$pri1==1,"x"],
                        d[d$pri1==1,"x"]                                                    +
rnorm(nrow(d[d$pri1==1,]),theta1,sqrt(abs(sigma1^2)))
                        ))
d[d$pri1!=1,"x"]<-                              d[d$pri1!=1,"x"]                              +
rnorm(nrow(d[d$pri1!=1,]),theta2,sqrt(abs(sigma2^2-var(d[d$pri1!=1,"x"]))))
d$stay0<-d$pri1==1

######### Upper secondary !!
d$stay1<-ifelse(
                ifelse(d$pri1==1,d$M1,d$M2)                                                   >
ifelse(d$class=="S",c1[1],ifelse(d$class=="W",c1[1]+c1[2],0)) & d$r>cost2  ,0.9,0.1)
d$stay1<-9-6*rbinom(nrow(d),1,d$stay1)
subd11<-subset(d,d$stay1==3)
subd11[rank(-1*subd11$x+rnorm(nrow(subd11),0,6))<=n*(p21+p22),"stay1"]<-2
subd11[rank(-1*subd11$x+rnorm(nrow(subd11),0,6))<=n* p21    ,"stay1"]<-1
d<-rbind(subd11,subset(d,d$stay1==9))
        #tracking2
d[d$stay1==1,"x"]<-                             d[d$stay1==1,"x"]                             +
rnorm(nrow(d[d$stay1==1,]),psi1,sqrt(abs(phi1^2-var(d[d$stay1==1,"x"]))))
d[d$stay1==2,"x"]<-                             d[d$stay1==2,"x"]                             +
rnorm(nrow(d[d$stay1==2,]),psi2,sqrt(abs(phi2^2-var(d[d$stay1==2,"x"]))))
ifelse(nrow(d[d$stay1==3,])>1,
 d[d$stay1==3,"x"]<-                            d[d$stay1==3,"x"]                             +
rnorm(nrow(d[d$stay1==3,]),psi3,sqrt(abs(phi3^2-var(d[d$stay1==3,"x"]))))
  ,ifelse(nrow(d[d$stay1==3,])==1,
                        d[d$stay1==3,"x"]<-             d[d$stay1==3,"x"]             +
rnorm(nrow(d[d$stay1==3,]),psi3,sqrt(abs(phi3^2)))
                                ,print("NON Stay13"))
```

```
                  )

######### Higher Educaiton!!!
d$E<-ifelse(d$stay1==1,d$E_s2.1,   ifelse(d$stay1==2,d$E_s2.2,        d$E_s2.3))
d$E_L2<-ifelse(d$stay1==1,b1[1],   ifelse(d$stay1==2,b2[1],  b3[1]))
d$E_L2<-ifelse(d$class=="W",
                  ifelse(d$stay1==1,        b1[1]+b1[2],
         ifelse(d$stay1==2,b2[1]+b2[2],     b3[1]+b3[2]))    ,d$E_L2)
d$E_L2<-ifelse(d$class=="U",       0.95     ,d$E_L2)

d$stay2<-ifelse(d$E>d$E_L2 & d$r>cost3 ,0.9,0.1)
d$stay2<-9-6*rbinom(nrow(d),1,d$stay2)
d[d$stay2==9,"stay2"]<-9;d[d$stay1==9,"stay2"]<-9
subd21<-subset(d,d$stay2==3)
subd21[rank(-1*subd21$x+rnorm(nrow(subd21),0,6))<=n*(p31+p32),"stay2"]<-2
subd21[rank(-1*subd21$x+rnorm(nrow(subd21),0,6))<=n* p31    ,"stay2"]<-1
####+rnorm(nrow(subd01),0,6)#####
d<-rbind(subd21,subset(d,d$stay2==9))

d$class<-ifelse(d$class=="S", "1S",ifelse(d$class=="W","2W","3U"))
d}  #############################################################
```

B.3.2 BGM パラメータ推定のためのシミュレーション

```
library(VGAM)
p1<- c(5.7,5.0,6.7,6.2)/100
p21<-c(6.33,11.27,15.67,20.63)/100 ; p22<-c(37.86,44.19,50.91,45.75)/100
p31<-c(3.71,4.42,5.71,3.38)/100 ; p32<-c(9.23,15.68,20.05,18.75)/100
beta<-matrix(c(-2.68,-2.11,-1.85,-2.07,-3.68,-5.79),6,1)

###############  Estimation!!      #####################

simbind<-numeric(0);rec.n<-numeric(0);ls<-numeric(0);bgmp<-list(numeric(0))
dummy.d<-data.frame(stay1=rep(0,30),stay2=3,stay0=0,class=c("S","W","U"),x=0,r=0)
beta<-matrix(c(-2.68,-2.11,-1.85,-2.07,-3.68,-5.79),6,1)


for(j in 1:500) {print(j)
a11<-round(runif(1,0.5,1),2)
a12<-round(runif(1,0,1-a11),2)
a13<-1-a11-a12

a21<-round(runif(1,0.4,a11),2)
a22<-round(runif(1,0,1-a21),2)
a23<-1-a21-a22

a31<-round(runif(1,0,a21),2)
a32<-round(runif(1,0,1-a31),2)
a33<-1-a31-a32

A<-matrix(c(a11,a12,a13,a21,a22,a23,a31,a32,a33),3,3,byrow=T)
bgmp[[j]]<-A

simbind.k<-numeric(0)
for(k in 1:10){print(j*100+k)
```

```
        rec.n<-numeric(0)

for(i in 1:4){
        sim.i<-BGM3(p1[i],p21[i],p22[i],p31[i],p32[i])
        sim.p[sim.p$stay2==9,"stay2"]<-0
        sim.i<-sim.i[,c("stay1","stay2","stay0","class","x","r")]
        rec.n<-rbind(rec.n,sim.i)
                }
#       ifelse(nrow(rec.n[rec.n$stay2==3,])==0,rec.n<-rbind(rec.n,dummy.d),print("NO
Problem"))
        ifelse(nrow(rec.n[rec.n$stay2==3,])==0,print("Problem"),print("NO Problem"))

        result<-vglm(stay2~class ,data=rec.n,family=multinomial())
        m.sim<-if(length(coef(result))==9) {       matrix(coef(result),9,1)[4:9,]
                        }else{
                        matrix(c(        coef(result)[1],coef(result)[2],-1000,
                                         coef(result)[3],coef(result)[4],-1000,

        coef(result)[4],coef(result)[6],-1000),9,1)}[4:9,]
        simbind.k<-cbind(simbind.k,m.sim)
}
simbind<-cbind(simbind,rowSums(simbind.k)/k)

lsj<-sum((simbind[,j]-beta)^2)
ls<-c(ls,lsj)
}

nrow(rec.n)
plot(ls,type="o",col=ifelse(ls==min(ls),2,1),pch=ifelse(ls==min(ls),20,1),cex=ifelse(ls==
min(ls),2,1),lty=2,
                xlim=c(1,length(ls)),lab=c(j,10,1),ylim=c(0,max(ls)),xlab="  セ  ッ  ト
",ylab=expression(italic(L)))
min(ls)

minbgm<-order(ls)[1]
bgmp[[minbgm]]
simbind[,minbgm]
sum((simbind[,minbgm]-beta)^2)
sum((simbind[,minbgm]-beta)^2)<qchisq(0.95,9)
########################################
```

B.3.3 制度変更による格差変動予測

```
p1<- c( 5,10,20,50, 5,10,20,50, 5,10,20,50,  5,10,20,50, 5,10,20,50, 5,10,20,50)/100
p21<-c(10,10,10,10,20,20,20,20,40,40,40,40, 10,10,10,10,20,20,20,20,40,40,40,40)/100
p22<-c(40,40,40,40,30,30,30,30, 5, 5, 5, 5, 40,40,40,40,30,30,30,30, 5, 5, 5, 5)/100
p31<-c( 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 30,30,30,30,30,30,30,30,30,30,30,30)/100
p32<-c(20,20,20,20,20,20,20,20,20,20,20,20,  5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5)/100

###########Ver. Loglinear ###################
repd<-numeric(0)
coef.m<-numeric(0);w1<-numeric(0)
ws0<-numeric(0);us0<-ws0;ws12<-ws0;us12<-ws0;ws13<-ws0;us13<-ws0;ws11<-ws0;us11<-ws0;ws22
<-ws0;us22<-ws0;ws23<-ws0;us23<-ws0;ws21<-ws0;us21<-ws0
```

```
for(m in 1:length(p1)){coefmat<-numeric(0);print(m)
        for (i in 1:10){
                sim.p<-BGM3(p1[m],p21[m],p22[m],p31[m],p32[m])
                sim.p<-rbind(sim.p,c(rep(0,19),"1S",0,9,FALSE,9,0,0,3))
                sim.p[sim.p$stay2==9,"stay2"]<-0
                sim.p[sim.p$stay1==9,"stay1"]<-0

        table.p<-as.data.frame(table(sim.p$stay0,sim.p$stay1,sim.p$stay2,sim.p$class))
                colnames(table.p)<-c("stay0","stay1","stay2","class","Freq")

        table.p$stay1<-as.factor(table.p$stay1);table.p$stay2<-as.factor(table.p$stay2)
                table.p[table.p$stay2==3 & table.p$stay1==0,]$Freq<-0
                        table.p$fac1<-   table.p$stay1==1   &     table.p$stay2==1     |
table.p$stay1==2 & table.p$stay2==2 | table.p$stay1==3 & table.p$stay2==3
                        table.p$fac2<-   table.p$stay1==1   &   (table.p$stay2==2      |
table.p$stay2==3)
                        table.p$fac3<-(table.p$stay1==2   |      table.p$stay1==3)   &
table.p$stay2==1
                        table.p$fac4<- table.p$stay1==0 &  table.p$stay2==0
                result.p<-glm(Freq~class*(stay0+stay1+stay2)+stay0*stay1+fac1+fac2+fac3,
        data=table.p,family=poisson)

        p.sim<-rbind(matrix(coef(result.p)[14:30],17,1)  ,matrix(coef(result.p)[11:13],3,
1))
                coefmat<-cbind(coefmat,p.sim)
                }
        coef.m<-cbind(coef.m,rowSums(coefmat)/i)
        ws0<-c(ws0,coefmat[1,]);us0<-c(us0,coefmat[2,])
        ws11<-c(ws11,coefmat[3,]);us11<-c(us11,coefmat[4,]);   ws12<-c(ws12,coefmat[5,]);
us12<-c(us12,coefmat[6,]); ws13<-c(ws13,coefmat[7,]); us13<-c(us13,coefmat[8,])
        ws21<-c(ws21,coefmat[9,]);ws21<-c(us21,coefmat[10,]);ws22<-c(ws22,coefmat[11,]);
us22<-c(us22,coefmat[12,]);ws23<-c(ws23,coefmat[13,]);us23<-c(us23,coefmat[14,])
        repd.m<-data.frame(m,coefmat[1,],coefmat[2,],coefmat[3,],coefmat[4,],coefmat[5,]
,coefmat[6,],coefmat[7,]

        ,coefmat[8,],coefmat[9,],coefmat[10,],coefmat[11,],coefmat[12,],coefmat[13,],coe
fmat[14,]

        ,coefmat[15,],coefmat[16,],coefmat[17,],coefmat[18,],coefmat[19,],coefmat[20,],
                                p1[m],p21[m],p22[m],p31[m],p32[m])
        repd  <-rbind(repd,repd.m)
};colnames(repd)<-c("m","ws0","us0","ws11","us11","ws12","us12","ws13","us13","ws21","us2
1","ws22","us22","ws23","us23",
                "tp.1","tp.2","tp.3","fac1","fac2","fac3","p1","p21","p22","p31","p32")
```

参考文献リスト

Agresti, Alan, 1996, *An Introduction to Categorical Data Analysis*, New York: Willy & S Sons.

Allison, Paul D., 1982, “Discrete-time Methods for the Analysis of Event Histories,” *Sociological Methodology*, 13: 61-98.

安藤文四郎，1979，「学歴社会化説の検討」富永健一編著『日本の階層構造』東京大学出版会.

天野郁夫，2006，『試験と選抜の社会史』ちくま学芸文庫.

荒井篤子，2008，「学力向上とシミュレーション」『教育と医学』56(3)：529-36.

荒牧草平，1998，「高校教育制度の変容と教育機会の不平等——教育拡大のもたらしたもの」岩本健良(編)『1995 年 SSM 調査シリーズ 9　教育機会の構造』: 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格差」近藤博之編『日本の階層システム 3　現代日本の教育社会』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，「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

————，2008b，「教育達成過程における階層差の様態——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』: 57-79.

————，2011a，「教育達成過程における階層差の生成——「社会化効果」と「直接効果」に着目して」佐藤嘉倫・尾嶋史章(編)『現代の階層社会 1　格差と多様性』東京大学出版会：253-66.

————，2011b，「教育達成過程における階層差発生過程のモデル化」『九州大学大学院教育学研究紀要』13：1-14.

麻生誠，1978，『エリート形成と教育』福村出版.

————，1991，『日本の学歴エリート』玉川大学出版会.（再録：麻生誠，2009，『日

本の学歴エリート』講談社学術文庫.）

Blau, Peter M. and Otis D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, John Wily & Sons.

Bernstein, Basil, 1975, *Towards A Theory of Educational Transmissions*, London: Routledge (=1985，萩原元昭編訳『教育伝達の社会学——開かれた学校とは』明治図書出版．)

Blossfeld, Hans-Peter and Yossi Shavit, 1993, “Persisting Barriers: Change in Educational Opportunities in Thirteen Countries”, Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 1-23.

Boudon.R, 1973, *L’ Inégalité des Chances*: *La mobilité sociale dans les sociétiés industrielles* (=1983，杉本一郎・草壁八郎・山本剛郎訳，『機会の不平等——産業社会の教育と社会移動』新曜社．)

Bourdieu, P and Passeron, J. C., 1964,*Les heritiers: Les etudiants et la culture*, Editions de Minut = 石井洋二郎監訳，1970,『遺産相続者たち——学生と文化』藤原書店.

Bowles, S., 1971, “Unequal Education and the Reproduction of the Social Division of Labor,” *Review of Radical Political Economics 3* （＝1980，早川操訳,「教育の不平等と社会的分業の再生産」潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳『教育と社会変動　上——教育社会学のパラダイム展開』東京大学出版会：161-83.）

Breen, R., 1999, “Beliefs, Rational Choice and Bayesian Leaning,” *Rationality and Society*, 11:463-79.

Breen, R., and Jon Goldthorpe, 1997, ”Explaining Educational Differentials: Toward a Formal Rational Action Theory” *Rationality and Society* 9 (3): 275-305.

Breen, R., and J. O. Jonsson, 2000, “Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model,” *American Sociological Review*, 65(5): 754-72.

————, and ————, 2005, “Inequality of Opportunity in Comperative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility,” *Annual Revew of Sociology*, 31: 223-43.

Breen, R., R. Luijkx, W. Mullar, R. Pollak, 2009, “Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries,” *American Journal of*

Sociology, 114(5): 1475-521.

Breen, Richard and Meir Yaish, 2006, “Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making,” Stephen L. Morgen David B. Grusky and Gary S. Fields ed, *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and economics*, Stanford University Press: 232-58.

Cameron and Heckman, 1998, “Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males,” *Journal of Political Economy*, 106(2): 262-333.

Cicourel, Aaron V., and John I. Kitsuse, 1963, “The School as a Mechanism of Social Differentiation,” *The educational Decision-Makers*, 4-8, 63-71, and 134-8 (=1980，潮木守一訳「選抜機関としての学校」潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳『教育と社会変動　上――教育社会学のパラダイム展開』東京大学出版会 : 185-203．)

Collins, Randall, 1971, “Functional and Conflict Theories of Educational Stratification”, *American Sociological Review*, 36(6): 1002-19.

Dorgio, Marco and, Gianni Di Caro, 1999, “Ant Algorithms for Discrete Optimization,” *Artificial Society*, MIT Press.

Dore, Ronald D., 1976, *The Diploma Disease: Education, Qualification and Development*, London George Allen & Unwin Ltd. (=1978，松井弘道訳『学歴社会――新しい文明病』岩波現代選書．)

土居丈朗・朴寶美，2012，「所得税制改革が家計に与える影響――平成 23 年度税制改正大綱に関するマイクロシミュレーション」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 編『パネルデータによる政策評価分析 2 教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』: 133-52.

Durkheim, E., 1895, *Les Règles de La Méthode Sociologique* (=2013，宮島喬訳『社会学的方法の規準』岩波文庫．)

Elster, Jon, 1989, *Nuts and Bolts for the Social Sciences*, Cambridge University Press (＝2007，海野道郎訳『合理的選択理論――社会科学の道具箱』ハーベスト社．)

Erikson, Robert and John H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford University Press.

Erikson, Robert and Jan O. Jonsson eds., 1993, *Can Education Be Equalized? : The Swedish*

Case in Comparative Perspective, Westview Press.

Epstein, Joshua M. and Axtell, Robert, 1996, *Growing Artificial Societies: Social Science from the Bottom Up*, The Brookings Institution Press (=1999, 服部正太・木村香代子訳『人工社会――複雑系とマルチエージェント・シミュレーション』共立出版．)

Featherman, David L., F. Lancaster Jones, and Robert M. Hauser., 1975, “Assumptions of Social Mobility Research in the U.S.: The Case of Occupational Status,” *Social Science Research*, 4: 329-60.

藤原翔，2011,「Breen and Goldthorpe の相対的リスク回避説の検証――父親の子どもに対する職業・教育期待を用いた計量分析」『社会学評論』69(2): 18-35.

――――, 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，1996,「教育の市場性／非市場性――「公立中高一貫校」「学校選択の自由」問題を中心に」森田尚人・藤田英典・片桐芳雄・佐藤学(編)『教育学年報 5 教育と市場』世織書房: 55-95.

古田和久，2008,「教育機会の不平等生成メカニズムの分析」『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.

Gilbert, Nigel, 1992, *Modeling Society　An Introduction to Loglinear Analysis for Social Researchers*, London, George Allen & Unwin.

――――, 2008, *Agent-Based Modeling*, Sage Publication.

Gilbert, Nigel and Terna, Pietro, 2000, “How to Build and Use Agent-Based Models in Social Science,” *Mind and Society* 1(1): 57-72.

Gilbert, Nigel, and Klaus G. Troitzsch, 1999, *Simulation for Social Scientist*, Buckingham : Open University Press. (=2003, 井庭崇・岩村拓哉・高部陽平訳『社会シミュレーションの技法――政治・経済・社会を巡る思考技術のフロンティア』日本評論社．)

Glass, D. V., and J. R. Hall, 1954 “Social mobility in Britain: a study of inter-generation changes in status,” D. V. Glass ed., *Social Mobility in Britain. London*, Routledge & Kegan　Paul.

Goldthorpe, John H., 2000, *On Sociology: Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*, Oxford University Press.

Goldthorpe, John H., 2014, “The Role of Education in Intergenerational Social Mobility: Problems from Empirical Research in Sociology and Some Theoretical Pointers from Economics,” *Rationality and Society*, 26(3): 265-89.

Hagenaars, Jacques A., 1993, *Loglinear Models with Latent Variables*, Sage Publication.

Halsey, A. H., 1977, “Towards Meritocracy?　The Case of Britain” (=藤田英典訳, 1980,「メリトクラシーの幻想」潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳『教育と社会変動　上——教育社会学のパラダイム展開』東京大学出版会：127-148.　)

浜田宏，2008a,「進学と世代間移動の合理的選択モデル——MMI 仮説の定式化」渡邊勉(編)『2005 年 SSM 調査シリーズ 3　世代間移動と世代内移動』111-28.

————，2008b,「進学率と世代間移動の数理モデル」『社会学評論』58(4)：608-24.

————，2012,「線形結合モデルは科学的説明たりうるか？——階層帰属意識研究における計量と数理の融合」『理論と方法』27(2)：259-76.

————，2009,「相対リスク回避モデルの再検討——Breen and Goldthorpe モデルの一般化」『理論と方法』24(1): 57-75.

濱本真一，2012,「公立中高一貫校拡大の規定要因分析——学校タイプによる傾向の違いに着目して」『社会学年報』41：115-25.

————, 2014,「国私立中学校における不平等——移行における質的格差の地域比較」『東北社会学会第 61 回大会要旨要録』，秋田大学.

濱中義隆・米澤彰純，2011「高等教育の大衆化は何をもたらしたのか？——グレーゾーンとしての「専門学校」」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1　格差と多様性』東京大学出版会：281-95.

原純輔，1973,「マルコフ連鎖と社会移動」安田三郎編『数理社会学』東京大学出版会：79-114.

原純輔・今田高俊，1979,「地位の一貫性と非一貫性」富永健一編著『日本の階層構造』東京大学出版会：161-97.

原純輔，盛山和夫，2003,『社会階層——豊かさの中の不平等』東京大学出版会.

Hauser, Robert M., 1976, “On Boudon’s Model of Social Mobility,” *American Journal of Sociology*, 81(4): 911-28.

Hauser, Robert and Megan Andrew, 2006, “Another Look at The Stratification of Educational Transitions: The Logistic Response Model with Partial Proportionality Constraints,” *Sociological Methodology* 36(1): 1-35.

本田由紀，2005，『若者と仕事――「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会.

Hopper, Earl I., 1968, "A Typology for the Classification of Educational Systems," *Sociology* 2:29-46 (=1980，天野郁夫訳「教育システムの類型学」潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳『教育と社会変動　下――教育社会学のパラダイム展開』東京大学出版会：1-18．)

飯田浩之，2007，「中等教育の格差に挑む――高等学校の学校格差をめぐって」『教育社会学研究』80：41-60.

池田岳大，2015，「高学歴化社会における高校普通科・職業学科の位置づけ――教育達成・職業達成過程の陥穽」『「若年者のライフスタイルと意識の関する調査」報告書』東北大学大学院教育学研究科教育政策科学研究室：45-52.

伊庭斉志，2005，『進化論的計算手法』オーム社.

石田浩，1989，「学歴と社会経済的地位の達成――日米英国際比較研究」『社会学評論』40(3): 252-66.

Ishida, Hiroshi, 2007, "Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education," Yosshi Shavit, Richard Arum and Adam Gamoran eds, *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford University Press: 63-86.

今田高俊，1979，「社会的不平等と機会構造の趨勢分析」富永健一編著『日本の階層構造』東京大学出版会：88-132.

ISHII-KUNTZ, Masako, 1994, *Ordinal Log-Linear Models*, Sage Publication.

岩本健良，1990，「機会の不平等と教育――ブードンモデルの再構成」『現代社会学研究』3：47-66.

井島秀樹，2005，「公立中高一貫校の現状と課題――中等教育学校及び併設型中高一貫教育校へのアンケート調査を通して」『教育行財政論叢』9：97-111.

Jencks, C., 1972, *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*, Harper Colophon Books.

Kahneman, Daniel, 2003, "A Psychological Perspective on Economics," *American Economic Review*, 93(2): 162-8.

Kahneman, Daniel and Amos Tversky, 1979, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47(2): 263-92.

香川めい・児玉英靖・相澤真一，2014，「〈高卒当然社会〉の戦後史——誰でも高校に通える社会は維持できるのか」新曜社.

鹿又伸夫，2006，「計量社会学における多重比較の同時分析——ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21（1）：33-48.

Kariya T., and James E., Rosenbaum, 1987, “Self-Selection in Japanese Junior High Schools: A Longitudinal Study of Students' Educational Plans,” *Sociology of Education*, 60(3): 168-18.

Karlson, K. B., 2011, “Multiple Path in educational transitions: A Multinomial Transition Model with Unobserved Heterogeneity,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 29: 323-41.

苅谷剛彦，1986，「閉ざされた将来像——教育選抜の可視性と中学生の「自己選抜」」『教育社会学研究』41：95-109.

————，1999，『大衆教育社会のゆくえ——学歴主義と平等神話の戦後史』中公新書.

————，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.

————，2008，『教育と平等——大衆教育社会はいかに生成したか』中公新書.

————，2012，『学力と階層』朝日文庫.

片岡栄美，2009，「格差社会と小・中学受験——受験を通じた社会的閉鎖，リスク回避，異質な他者への寛容性」『家族社会学研究』21(1)：30-44.

川口俊明，2009，「マルチレベルモデルを用いた「学校の効果」の分析——「効果的な学校」に社会的不平等の救済はできるのか」『教育社会学研究』84：5-31.

吉川徹，2006，『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.

菊地栄治，1986，「中等教育における「トラッキング」と生徒の分化過程——理論的検討と事例研究の展開」『教育社会学研究』41：136-50.

菊池城司，2003，『近代日本の教育機会と社会階層』東京大学出版会.

毛塚和宏，2013，「下降回避か，単純進学か——教育達成の階層間格差における下降回避仮説の検討」『理論と方法』28(2)：337-54.

Knoke, David, and Peter J. Burke, 1980, *Log-Linear Models*, Sage Publication.

小針誠，2004，「階層問題としての小学校受験志向——家族の経済的・人口的・文化的背景に着目して」『教育学研究』71(4)：42-54.

近藤博之，1990，「学歴メリトクラシーの構造」『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.

————，1997，「教育と社会移動の趨勢」『行動計量学』24(1)：28-36.

近藤博之・古田和久，2011，「教育達成における階層差の長期的趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会 2　階層の移動と構造』東京大学出版会：89-105.

————・————，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): 682-96.

河野敬雄，2002，「大学入試制度における資格試験化と受験機会複数化の数理分析——ゲーム理論的視点からの試論」『理論と方法』17(2):195-209.

高坂健次，1987，「教育機会の数理モデル」『理論と方法』2(1)：141-52.

Lucas, Samuel R, 2001, “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.” *American Journal of Sociology* 106(6)：1642-90.

————, 2009, “Stratification Theory, Socioeconomic Background, and Educational Attainment: A Formal Analysis,” *Rationality and Society*, 21(4): 459-511.

Macy, Michael W., and Robert Willer, 2002, “From Factors to Actors: Computational Sociology and Agent-Based Modeling,” *Annual Review of Sociology*, 28: 143-66.

Mare, Robert D., 1980, “Social Background and School Continuation Decisions”, *Journal of the American Statistical Association*, 75: 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,” Shavit, Yossi and Blossfeld, Hans-Peter eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 351-76.

————, 1994, “Discrete-Time Bivariate Hazards with Unobserved Heterogeneity: A Partially Observed Contingency Table Approach,” *Sociological Methodology*, 24: 341-383.

————, 2006, “Response: Statistical Models of Educational Stratification—Hauser and

Andrew's Models for School Transitions," *Sociological Methodology*, 36(1): 27-37.

————, 2011, "Introduction to Symposium on Unobserved Heterogeneity in School Transition Models," *Research in Social Stratification and Mobility*, 29: 239-45.

Mare Robert D. and Huey-Chi Chang, 2006, "Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effect of Parents' Transition," Morgan, Stephan L., David B. Grusky, and Gary S. Fields ed. *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*, California, Stanford University Press.

増田ユリヤ，2009，『新しい「教育格差」』講談社現代新書.

Meyer, John M., Francisco O. Ramirez, Richard Rubinson, and John Boli-Bennett, 1977, "The World Educational Revolution, 1950-1970", *Sociology of Education*, 50(4): 242-58.

Meyer, John M., Francisco O. Ramirez, Yasemin Nuhoḡlu Soysal, 1992, "World Expansion of Mass Education, 1870-1980", *Sociology of Education*, 65(2): 128-49.

耳塚寛明，2007，「小学校学力格差に挑む――だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』80：23-39.

三輪哲，2008，「教育達成過程にみられる出身階層の影響」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動――日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会：225-36.

Müller, Walter and Wolfgang Karle, 1993, "Social Selection in Educational Systems in Europe," *European Sociological Review*, 9(1): 1-23.

村澤昌崇，2011，「大学院をめぐる格差と階層――大学院進学の規定要因と地位達成における大学院の効果」佐藤嘉倫・尾嶋史章(編)『現代の階層社会 1　格差と多様性』: 297-311.

中井豊，2004，「人工社会を用いた熱狂の発生メカニズムの考察」『理論と方法』19(1)：21-36.

中村悦大・茶本悠介・村田忠彦，2007，「中選挙区内での選挙競争を理解する――シミュレーションによる一つの検討」河野勝・西條辰義編『社会科学の実験アプローチ』勁草書房.

中村高康，2011a，「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」石田博・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.

————，2011b，『大衆化とメリトクラシー——教育選抜をめぐる試験と推薦のパラドクス』東京大学出版会.

中村高康，2000，「高学歴志向の趨勢——世代の変化に着目して」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：151-173.

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」『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——1985SSM 調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』60：61-82.

中澤渉，2007，『入試改革の社会学』東洋館出版社.

————，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.

————，2011，「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』61(2)：112-29.

西丸良一，2006，「教育における社会移動「型」の諸理論と残された分析課題」『佛教大学大学院紀要』34：301-8.

————，2008，「大学進学に及ぼす国・私立中学校進学の影響」『教育学研究』75(1)：24-33.

————，2008b，「国・私立中学校の学歴達成効果」米澤彰純編『SSM 調査シリーズ 5　教育達成の構造』2005 年 SSM 調査研究会：99-111.

Nowak, Martin A., and Karl Sigmund, 1998, "Evolution of Indirect Reciprocity by Image Scoring," *Nature*, 393: 573-7.

尾嶋史章，1990，「教育機会の趨勢分析」菊池城司編『現代日本の階層構造 3　教育と社会移動』東京大学出版会：25-55.

岡田真，1977，「「学歴」取得と階層移動——潮木シミュレーション接近を手がかりにして」『駒澤大学文学部研究紀要』35：17-25.

大脇康弘，2001，「日本における進学競争の変容——認識枠組みと分析課題」『大阪教育大学紀要第Ⅳ部門』50(1)：13-25.

Pfeffer, Fabian T., 2008, "Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional Context," *European Sociological Review*, 24(5): 543-65.

Rabe-Hesketh, Sophia and Andres Skrondal, 2012, *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata: Volume 2 Categorical Responses, Counts, and Survival*, Third edition, Texas, A Stata Press Publication.

Raftery, Adrian E., and Michael Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75", *Sociology of Education*, 66(1): 41-62.

Reizel, Liza, 2011, "Two Paths to Inequality in Educational Outcomes: Family Background and Educational Selection in the United States and Norway," *Sociology of Education*, 84(4): 261–80.

Rosenbaum James E., 1979, "Tournament Mobility: Career Patterns in a Corporation," *Administrative Science Quarterly*, 24(2): 220-41.

斉藤俊彦，2011，『試験と競争の社会史』講談社学術文庫.

Šalamon, Thomáš, 2011, *Design of Agent-Based Models: Developing Computer Simulations for A Better Understanding of Social Processes*, Bruckner Publishing.

Schelling, Thomas C., 1969, "Models of Segregation," *American Economic Review*, 59(2):488-93.

――――. 1971. "Dynamic Models of Segregation," *Journal of Mathematical Sociology*, 1:143-86.

Scherer, Stefani, 2004, "Stepping-Stones or Traps? : The Consequences of Labour Market Entry Positions on Future Careers in West Germany, Great Britain and Italy," *Work, Employment and Society*, 18(2): 369-94.

Sewell, William H., Archibald O. Haller and Alejandro Portes, 1969, "The Educational and Early occupational Attainment Process," *American Sociological Review*, 34(1):82-92.

Simonová, Natalie and Katrňák, Tomáš, 2011, Conceptual and Methodological Innovations in Research into Educational Inequalities, 『理論と方法』26(1)：197-214.

須藤康介，2007,「学習方略が PISA 型学力に与える影響 ：階層による方略の違いに着目して」『教育社会学研究』86：139-58.

Stoké, Volker, 2007, "Explaining Educational Decision and Effects of Families' Social Class Position: An Empirical Test of the Breen–Goldthorpe Model of Educational Attainment" *European Sociological Review*, 23(4): 505-19.

竹内洋, 1991,「日本型選抜の研究――御破算型選抜規範」『教育社会学研究』49 : 34-56.
――――, 2011,『学校と社会の現代史』左右社.
滝川裕貴, 2011,「持続する不平等を説明する――相対的リスク回避モデルを中心に」『理論と方法』26(1) : 215-23.
橘木俊詔, 2010,『日本の教育格差』岩波新書.
田中洋, 2006,「公立中高一貫校の現状」『琉球大学教育学部紀要』68 : 273-84.
谷田則幸・村上雅俊, 2004,「貧困・格差問題のエージェントシミュレーション手法による分析」『関西大学『経済論集』』54(1) : 61-77.
太郎丸博, 2006,「合理的選択理論――行為と合理性」盛山和夫・土場学・野宮大志郎・織田輝哉編著『〈社会〉への知／現代社会の理論と方法（上）――理論値の現在』勁草書房 : 121-38.
――――, 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――相対リスク回避の 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.
富永健一編著, 1979,『日本の階層構造』東京大学出版会.
Treiman, D. J. and Yamaguchi, K. 1993, "Trends in Educational Attainment in Japan," Shavit, Yossi and Blossfeld, Hans-Peter eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 229-50.
Troitzsch, Klaus G., 2004, "Validating simulation models," *Proceedings of the 18th European Simulation Multi-Conference*: 98-106.
Trow, Martin, 1961, "The Second Transformation of American Secondary Education," *International Journal of Comparative Sociology*, 2(2): 144-66 (=天野郁夫訳, 1980「アメリカ中等教育の構造変動」潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳,『教育と社会変動　教育社会学のパラダイム展開』下巻 : 19-42.)
都村聞人・西丸良一・織田輝哉, 2011,「教育投資の規定要因と効果――学校外投資と私立中学進学を中心に」佐藤嘉倫・尾嶋史章(編)『現代の階層社会 1　格差と多様性』東京大学出版会 : 267-80.
Turner, Ralph H., 1960, "Sponsored and Contest Mobility and School System", *American Sociological Review*, 25(9): 855-67.
潮木守一, 1976,「教育と階層に関するシミュレーション分析(Ｉ)」『名古屋大学教育学

部紀要　教育科学科』: 49-70.

Vermunt, Jeroen K., 1997, *Log-Linear Models for Event histories*, Sage Publication.

————, 2003, "Multilevel Latent Class Models," *Sociological Methodology*, 33(1): 213-39.

Von-Neumann, J., and Oskar Morgenstern, 1944, *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press (=2009, 銀林浩・橋本和美・宮本敏雄・阿部修一訳『ゲームの理論と経済行動』1~3, ちくま学芸文庫．)

Xie, Yu, 1992, "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables," *American Sociological Review*, 57(3): 380-95.

————, 1994, "Log-Multiplicative Models for Discrete-Time, Discrete-Covariate Event-History Data." *Sociological Methodology*, 301-40.

Yaish, Meir, 2001, "Class Structure in A Deeply Divided Society: Class and Ethnic Inequality in Israel, 1974–1991," *British Journal of Sociology*, 52(3): 409-39.

安田時男, 2000,「クロス集計表における欠損データの分析:——学歴移動表を例として」『理論と方法』15(1)：165-80.

安田三郎, 1971,『社会移動の研究』東京大学出版会.

吉田辰雄, 1977,「入学者選抜の理論的考察」『東洋大学文学部紀要』31 教育学科・教職課程編 III: 41-61.

油布佐和子・六島優子, 2006,「中高一貫校の現状と課題」『福岡教育大学紀要』55(4)：101-18.

【付記】

第 3 章，第 4 章，および第 5 章に用いられた分析にあたっては，2015 年「社会階層と社会移動全国調査」データ管理委員会より，SSM1985 男性調査，SSM1985 女性調査，および SSM2005 年日本調査（面接票）の個票データの利用許可を得た．