

教育達成における階層差の発生メカニズム：「教育的地位志向」モデルによる解釈の試み

荒牧, 草平
九州大学大学院人間環境学研究院：准教授

<https://doi.org/10.15017/2235336>

出版情報：九州大学教育社会学研究集録. 13, pp.1-15, 2012-03-31. Seminar of Sociology of Education, Department of Education, Graduate School of Human-Environment Studies, Kyushu University

バージョン：

権利関係：

教育達成における階層差の発生メカニズム

「教育的地位志向」モデルによる解釈の試み

Generating Mechanism of Class Differences in Educational Attainment:
Interpretation by “Educational Status Orientation” Model

荒牧 草平

1. 研究目的と分析枠組

1.1. 研究目的

教育達成の階層差に着目する研究は、これまでも数多くなされてきたが、その力点は主として教育社会変動が不平等を軽減／解消したか否かに置かれていた。こうしたアプローチは、社会構造の不平等度の認定や、その国際比較等といった目的には有効であると考えられる。しかしながら、結果として得られた学歴分布の階層差が、いかなるメカニズムによって形成されたのかを理解しようとする場合には、教育達成過程のリアリティに一步近づいた実証的な把握が、有益な知見を与えてくれると期待できる。この場合、上記のような研究とは異なる「実態のとらえ方」が求められる。

ここで、教育達成過程は、複合的な要因とそれらの影響を受けた諸行為の長期的・累積的な相互作用の結果によって決定する極めて複雑な決定過程である。したがって、その過程を完全に把握するのは不可能であり、どういった関心・観点を持つかによって、階層差の発生メカニズムをとらえるモデルの設定方法も異なってくる。本稿では、荒牧(2011a)の議論を参考に、教育達成の階層差(Class Differences in Educational Attainment: 以下、CDEA)の<発生過程>に即して、<作用経路>と<階層の種類>を区分しながら、2005年「社会階層と社会移動調査」(2005年SSM日本調査)のデータを用いて実証的に把握し、それらを説明する理論・仮説の妥当性を評価するとともに、全体を統合的に理解する新しいモデルの提示も試みる。

1.2. CDEAの把握枠組

教育達成の階層差(CDEA)を、その<発生過程>に即して把握するには、教育達成を教育段階間の移行過程ととらえることが有効である。それぞれの移行段階で発生する階層差を個別に観察できれば、どの段階でいかなる階層差が発生するかを照らして、CDEAの発生メカニズムを考察可能となるからである。ただし、教育達成の過程で実際に人々が直面する選択は、単に上級学校へ進学するか否か(2肢選択)ではなく、どういうタイプ・

ランクの学校を受験するか（多肢選択）なので、この点も考慮した枠組が有効である。

教育達成過程における多肢選択に関して、日本では、高校のタイプ・ランクによる「トラッキング」に関する研究が積み重ねられてきた。トラッキングとは、狭義には「どのコース（学校）に入るかによってその後の進路選択の機会と範囲が限定されること」を指すが、トラックへの振り分けに家庭背景が強く関与していること（教育的社会的トラッキング）も含意したものであった（藤田 1980）。しかし、基本的にトラック間の移動がない日本のトラッキング論は、スタート地点において割り振られたトラックが、その後の機会を一定の幅に制限する機能に主たる関心を寄せた脱階層論的な展開を見せてきた（飯田 2007）。また、家庭背景の効果を問題にする場合でも、検討の範囲をスタート地点（図 1 の a）に留めてしまう傾向があった。つまり、日本のトラッキング論の枠組で問題とされる出身階層の効果は、トラックを経由した間接的な側面（図 1 の a から b を経由した効果）に限られる傾向にあったと言える。

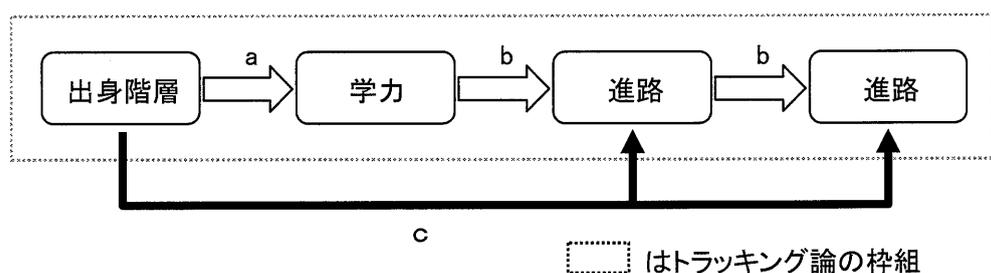


図1 教育達成過程における階層差の作用経路

しかしながら、Boudon（1973=1983）による教育機会の不平等の発生メカニズムに関する研究枠組（以下、IEO モデルと呼ぶ）を参考にすれば、CDEA の発生はこれに限られるわけではない。Boudon の IEO モデルとは、CDEA が「文化的遺産のメカニズム（1次効果）」と「社会的位置に応じた決定のメカニズム（2次効果）」という2つのメカニズムによって生じるとするものである。Boudon は、1次効果を階層ごとに学業成績の分布が異なることによって、2次効果を成績等が同じでも階層によって残存率（＝進級・進学率）が異なることによって表現したモデルを用いてシミュレーションを行い、その結果が過去の教育統計に表れる諸傾向と一致することを報告している。このモデルに照らすと、CDEA は、図1の矢印cによって表されるような2次効果によっても発生することが予想される。これは同一の学力やトラックであっても、出身階層が卒業後の進路に影響することを意味する。

以上をふまえると、CDEA は、個々人の学力形成における1次効果と進路選択時における2次効果によって生み出されると考えられる。先にく作用経路を区分すると述べたのは、こうした階層差の作用する経路を明確に区分して検討することを意味する。なお、学力形成は、生まれてすぐの親の働きかけや養育環境から始まり、少なくとも十数年に及ぶ長期に渡るプロセスであり、その全過程を観察することは不可能と言える。ただし、現在

までのわが国における教育選抜システム、なかでも高校のタイプ・ランクによるトラッキングを前提とすれば、とりわけ重要なのは、中学3年時の学力における階層差を把握することである¹。他方、2次効果に関して、日本社会では高校におけるトラッキングが重要な役割を果たしているから、高校入学および卒業時の移行に着目することが不可欠だと考えられる。

図1に照らしてCDEAを把握する枠組の概略は以上の通りだが、これに加えて本稿では<階層の種類>による格差の相違にも着目したい。階層の種類としては、これまで、社会・文化・経済の3次元が着目され、職業・学歴・所得に関する地位変数が用いられてきた(今田・原 1979)。ここで、各次元における格差の総量を想定し不平等度を測定するには、それぞれの階層変数を連続量として変数化するのが1つの合理的な設定となる。しかし、格差がどこで生じるかに着目して、その発生メカニズムを検討するには、各変数をカテゴリーカルにとらえることが有効である。本稿では、いくつかの理論仮説に対応したカテゴリー化を試み、各理論に対応した実態が認められるか否かを確認していく。

2. 階層化理論に対応した変数の構成

2.1. 職業階層

出身階層の指標としては上記の通り3次元が想定されてきたものの、何より職業に着目するのが社会階層論の基本的な立場であり、教育達成への効果を検討した実証研究でも、そうしたスタイルが踏襲されてきた。ただし、親の職業に関する階層差が、なぜ教育達成に作用するのかについては、従来、必ずしも明確に理論化されてこなかったと言える。こうした中であって、Breen and Goldthorpe (1997)の相対的リスク回避(Relative Risk Aversion: 以下RRA)仮説は、1つの理論的枠組を提示し、これを検証する数多くの実証研究を生み出した(荒牧 2010)。この仮説は、先述したBoudonのIEOモデル等をベースにして、合理的選択理論の枠組からCDEAの発生メカニズムをモデル化した試みであり、人々が自分の出身階層(=父職)を基準として、そこからの下降移動とならないような職業を希望し、その職業への到達を可能とする教育選択を行うと想定する点に特徴がある。つまり、親の職業は人々の「社会的地位」を表すが故に、転落回避の心理を背景にして、教育達成(期待)水準の決定においても準拠点になると考えられているのである。

ここで、一般に職業階層を分類する観点としては、「狭義の職業」「従業先の規模」「従業上の地位」を挙げることができるが、これらに基づく分類はCDEAの発生に関する理論仮説を考慮したものではないため、その妥当性を評価する目的には適切とは言えない。本稿では、社会的地位としての職業階層と学歴水準の結びつきに着目したRRA仮説の考え方をふまえ、上記の3観点に、必要とされる学歴資格を加味して分類することとする。

まず高等教育学歴を考えると、専門職のうち高等教育を要するものと、その他が分類可

能である。また、「大企業の管理職」は、資格要件として高等教育学歴を求めるわけではないが、実際には、それが強く関与すると考えることができる。逆に、ブルーカラーや農業では高等教育学歴は必要とされない。その他のホワイトカラー層に関しては、学歴要件が不明確だが、両者の中間に位置すると考えられる。以上をふまえ、15歳時の父職²を、「高等教育を要する専門職と大企業管理職³（以下、専門管理）」「その他のホワイトカラー職（以下、ホワイトカラー）」「ブルーカラー職と農業（以下、ブルーカラー）」に分類して用いる。

この場合、大学進学を不可欠とする「専門管理」と他の層の間には、高卒時移行において有意な差異が認められるだろう。さらに、大学の中でも特に「有名大学」への進学に関して、「専門管理」と「ホワイトカラー」の間で差異が認められた場合にも仮説に適合的だと判断できる。一方、中等教育学歴と職業との関連は曖昧だが、高校によるトラッキングを考慮すると、「専門管理」層は、いわゆる進学校への進学に効果を持つだろう。また、ホワイトカラーの場合、少なくとも中等学歴が必須とされる一方、ブルーカラーの場合は必ずしもそうではないので、中卒時移行（進学か否か）において「ホワイトカラー」と「ブルーカラー」に明確な差異が認められれば仮説に適合的だと判断できる。

2.2. 文化的背景

文化的背景の影響について考察する際には、何より Bourdieu (Bourdieu et Passeron 1970=1991 ; Bourdieu 1979=1990) の文化資本論が重要であるとみなされており、家庭の「客体化された文化資本」や本人に「身体化された文化資本」と教育達成との関連が着目されてきた。このうち、客体化された文化資本については「文化財」として、美術品や百科事典等の有無および本の数などに着目する研究が多い。他方、身体化された文化資本については、そもそも特定の変数によって観察され難いものと想定されているため、これを質問紙調査によって把握することは非常に困難と言えるが、言語資本（言語能力）やその伝達を測定したり（藤田ほか 1987 ; 宮島・藤田 1991 ; 吉川 1996 など）、（とりわけ幼少時における）芸術・読書文化資本への接触や慣習行動などから、それらの伝達を類推しようとする意欲的試みがある（片岡 2001 ; 片瀬 2004 など）。いずれにせよ、文化資本論に基づく実証研究では、親の文化資本が日常的な相互作用を通じて半ば自動的に子どもに伝達され（ハビトゥスの形成）、学力の差異として現れる側面（Boudon の言う第1のメカニズム）に着目している⁴。

これに対応する変数として、本稿では、15歳時の家庭における「文化財（本の数⁵およびピアノ、文学全集・図鑑、美術品・骨董品の有無）」の所持状況（合計得点）を「客体化された文化資本」の指標とした。ただし、時代によって保有数の分布が異なるため、出生年による標準化⁶を施し、分布の標準的なちらばり（標準偏差）から「下位（-1未満）」「中位（-1以上1未満）」「上位（1以上）」に3区分した。この文化資本カテゴリーが高いほど成績も高くなるという結果が得られるか否かが注目される点である。

上記とは別の文脈で文化階層に着目した理解として、吉川（2006）の「学歴下降回避」説がある。これは、人々が自分の親の学歴を基準として、そこからの下降移動を回避する学歴を希望することにより CDEA が発生するとみなす考え方である。RRA 仮説とほぼ同様の論理にしたがっているが、地位の準拠点を学歴に取る点が根本的に異なる。

これに対応した階層指標として、本稿では、父親の学歴を義務・中等・高等の3段階に分類して用いる。仮に、中卒時移行では中等学歴、高卒時移行では高等学歴の有無が、それぞれ重要だという結果が得られれば、学歴下降回避説の主張に整合的だと判断できる。

2.3. 経済的資源

経済的資源の階層差による作用としては、従来、学費等の支払いを可能にする条件として進路選択時に直接的に作用する側面（費用負担説）と、塾通いなどの学校外教育投資による学力形成を通じて間接的に作用する側面（学力形成説）の2つが指摘されてきた。ここで、成績分化において明確な経済階層の効果が認められ、各移行において難易度の高い進路ほど効果が強ければ、学力形成説が妥当すると判断できる。他方、いずれの移行においても、難易度にかかわらず進学か否かに効果が認められれば、費用負担説が妥当と言えるだろう。なお、費用負担の影響は負担額の大きい進路ほど強く現れると考えられるので、費用負担説が正しければ、私立大学への進学において経済階層の強い効果が認められるはずである。実際、荒牧（2011b）は、私立大学への進学に限り、統計的に有意な経済階層の効果が認められることを報告し、費用負担説の妥当性を認めている。

経済階層の指標としては15歳時の保有資産数および「くらしむき」を用いた⁷。ただし、この場合にも時代によって保有数が大きく異なるため、先の文化資本の場合と同様の方法を用いて標準化を施し、相対的な下位層／中位層／上位層に3分類した。

以上をふまえ、各理論・仮説にしたがった場合、どの段階のいかなる移行において階層差が認められると予想できるかを表1にまとめた。次節以降の分析を、これと対照することによって、各説明の妥当性を評価していくことになる。

表1 階層化理論・仮説から予想される移行格差の発生箇所

| 階層次元 | 対応する理論・仮説 | 成績 | 中卒時移行 | | 高卒時移行 | |
|------|-----------|-------|-------|---------------|--------|----------------|
| | | | 進学か否か | 進学先 | 進学か否か | 進学先 |
| 職業階層 | RRA仮説 | --- | B/W | W/専管 (進学校) | B/W/専管 | W/専管 (有名大) |
| 学歴階層 | 学歴下降回避説 | --- | 義務/中等 | --- | 中等/高等 | --- |
| 文化資本 | 文化資本論 | 下/中/上 | --- | --- | --- | --- |
| 経済階層 | 学費負担説 | --- | 下/中/上 | --- | 下/中/上 | 下/中/上 (私立大) |
| | 学力形成説 | 下/中/上 | --- | 難易度に対応した効果 | --- | 難易度に対応した効果 |

注：職業階層における「B」は「ブルーカラー」、Wは「ホワイトカラー」を、文化資本と経済階層における「下」「中」「上」は相対的な「下位」「中位」「上位」を、それぞれ意味する。

2.4. その他の変数

中学時代の学力には成績の自己申告を「成績低（「下の方」「やや下の方）」「成績中（「真ん中のあたり）」「成績高（「やや上の方」「上の方）」に3分類して用いた。

高校トラックについては、学科と卒業後の進学割合を組み合わせ、職業科」「普通科低（進学者が「ほとんどいない」と「2～3割）」「普通科中（同「半数くらい」と「7～8割）」「普通科高（同「ほぼ全員）」の4分類を作成した。

高卒時の移行先カテゴリーとしては、「有名大学（相対的に歴史が古く社会的評価も高い国公立の大学群）」⁸「国公立大学（有名大学以外）」「私立大学（同左）」「専修・各種学校」「短期大学」を用意し、男子の場合は「専修・各種学校と短期大学」「私立大学」「国公立大学」「有名大学」の4カテゴリー、女子の場合は「専修・各種学校」「短期大学」「私立大学」「国公立大学と有名大学」の4カテゴリーとした。

出生コーホートは「1935-49年」「1950-64年」「1965-85年」に3区分した。

3. 成績分化の分析結果

はじめに Boudon の第1のメカニズムに相当する、学業成績の分化と出身階層との関連を検討する。表2は、各階層変数と成績との関連を多項ロジットモデルで推定した結果である。なお、各階層要因は上位と下位の双方と比較できるように、各変数の中間的カテゴリー（父職は「ホワイトカラー」父学歴は「中等教育」文化資本と資財数は「中位層」）を基準とした。

表2 成績分化におけるMTモデルの結果

| | 成績中 | | 成績高 | |
|---------|-------|------|-------|------|
| | coef. | p | coef. | p |
| ブルーカラー | -.24 | .049 | -.56 | .000 |
| 専門管理 | -.02 | .929 | .52 | .026 |
| 父教育義務 | -.19 | .126 | -.58 | .000 |
| 父教育高等 | .37 | .055 | .30 | .128 |
| 文化資本少 | -.23 | .131 | -.86 | .000 |
| 文化資本多 | .28 | .083 | .74 | .000 |
| 資財数少 | -.48 | .001 | -.66 | .000 |
| 資財数多 | .18 | .265 | .25 | .125 |
| きょうだい数 | -.06 | .116 | -.14 | .002 |
| 女性ダミー | .60 | .000 | .19 | .080 |
| 大都市ダミー | .05 | .693 | .00 | .989 |
| 第2コーホート | -.28 | .054 | -.45 | .003 |
| 第3コーホート | -.77 | .000 | -1.26 | .000 |
| 定数 | 1.50 | .000 | 2.14 | .000 |

注：N=3,329 McFadden's R²=.064 成績「下位」を基準。

表 2 より、まず指摘できるのは、疑似決定係数 (McFadden's R^2) の値 0.064 が示すように、全体としてのモデルの説明力が低いことである。また各変数が示す効果もそれほど強いわけではない。ちなみに、階層変数自体の効果を調べるため、上記のモデルの説明力 (McFadden's R^2) を、4 つの階層変数を含まないモデルの場合と比較すると、4.8% ($0.048 = 0.064 - 0.016$) ポイントの違いが認められた。この値自体の大きさを評価する客観的な基準はないが、少なくとも成績分化に対して階層要因の効果が決定的に重要とは言えないと判断できるだろう。

各階層変数の効果は、いずれもそれほど大きいとはいえないが、父親の職業と学歴および文化資本は、「上位」成績を獲得するか否かに関して、統計的に有意な効果を持っている。一方、経済階層の場合、標準的な家庭より豊かであることは有意な効果を持たないが、相対的に貧しい場合には、中上位の成績を得がたい傾向が認められる。これらの結果は、表 1 にも示したように、文化資本論および経済階層による学力形成説に整合的だと言える。

なお、以上の結果に男女による違いがないか確認するため、上記のモデルに各階層変数と性別の相互作用項を逐次追加し、統計的に有意な効果が認められるかを検討した。その結果、性別によって特定階層要因の効果が一貫して強い（あるいは弱い）という傾向は認められなかった⁹。

4. 中卒時移行の分析結果

中卒時移行に関する MT モデルの分析結果を表 3 に示した。ここから第 1 に指摘できるのは、中学時代の成績を統制しているにもかかわらず、4 つの階層要因が統計的に有意な効果を示すことである。成績の場合と同様、McFadden's R^2 の増分から階層変数自体の説明力を求めると、先ほどと同等の 4.5% ポイントであった¹⁰。つまり、出身階層の効果は、中学時代の成績にも卒業後の進路にも同程度に現れるのである。ここから、Boudon の言う 2 次効果 (図 1 の矢印 C) に着目する意義が確認されたと言えるだろう。

次に、各階層変数の効果を検討しよう。まず、指摘できるのは、父親の職業と学歴のいずれについても、相対的な上位層 (父職「専門管理」および父学歴「高等」) の効果が有意でない一方で、相対的な下位層 (父職「ブルーカラー」および父学歴「義務」) の効果が有意なことである。中位層と下位層に限って違いが認められる点にのみ着目すれば、RRA 仮説や学歴下降回避説からの予想と一致すると言える。ただし、その効果が、普通科の進学率ランクの高い学校ほど大きい点は、必ずしも仮説の想定とは一致しない。

文化資本の場合は、相対的な上位層の効果が有意であり、しかも資本の多い家庭の子どもほど、進学率の高い学校へ進学しやすい傾向も認められる。トランジション・アプローチの枠組に基づかない従来の研究では、必ずしも想定されていなかったが、これだけ明確な効果を持つ点は注目に値する。後で改めて考察してみたい。

最後に経済階層の効果を見ると、相対的に豊かな場合も貧しい場合も、統計的に有意な効果が認められ、その効果は進学率ランクの高さには関わらない。この結果は、学力形成説に合わない一方で学費負担説に適合的である。

以上の結果に男女差がないか確認するため、成績の場合と同様、各階層変数と性別の相互作用項を追加して有意な効果が認められるか検討した。その結果、5%水準で統計的に有意な相互作用効果は認められなかった¹¹。したがって、この段階での移行に関しても、階層の作用に性差を考慮する必要はないと言える。

表3 中卒時進路分化におけるMTモデルの結果

| | 職業科 | | 普通L | | 普通M | | 普通H | |
|---------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|
| | coef. | p | coef. | p | coef. | p | coef. | p |
| ブルーカラー | -.77 | .000 | -.97 | .000 | -1.28 | .000 | -1.65 | .000 |
| 専門管理 | .45 | .488 | 1.03 | .114 | 1.00 | .126 | .97 | .142 |
| 父教育義務 | -.68 | .003 | -.86 | .000 | -.97 | .000 | -1.35 | .000 |
| 父教育高等 | -.26 | .556 | -.30 | .492 | .02 | .957 | .33 | .467 |
| 文化資本少 | .09 | .735 | -.14 | .636 | -.61 | .050 | -1.08 | .012 |
| 文化資本多 | .94 | .004 | 1.04 | .001 | 1.27 | .000 | 1.68 | .000 |
| 資財数少 | -.86 | .000 | -.65 | .002 | -.84 | .000 | -1.08 | .001 |
| 資財数多 | .61 | .016 | .58 | .024 | .80 | .002 | .81 | .004 |
| 成績 | .75 | .000 | .79 | .000 | 1.38 | .000 | 2.01 | .000 |
| きょうだい数 | -.29 | .000 | -.22 | .000 | -.44 | .000 | -.71 | .000 |
| 女性ダミー | -.37 | .010 | .31 | .039 | -.09 | .550 | -.42 | .024 |
| 大都市ダミー | .82 | .001 | .66 | .012 | 1.20 | .000 | 1.51 | .000 |
| 第2コーホート | 1.74 | .000 | 1.37 | .000 | 2.28 | .000 | 2.83 | .000 |
| 第3コーホート | 2.43 | .000 | 1.85 | .000 | 3.30 | .000 | 3.96 | .000 |
| 定数 | .28 | .517 | -.33 | .469 | -1.83 | .000 | -4.57 | .000 |

注: N=3,329 McFadden's R^2 =.203 高校「非進学」を基準。

5. 高卒時移行の分析結果

5.1. 男子の分析結果

高卒時移行に関する男子の分析結果を表4に示した。まず指摘できるのは、卒業後の進路を大きく規定する高校ランクをコントロールしてもなお、階層要因が統計的に有意な「直接効果」を持つ局面があることである。上記の通り学力形成や高校進学時にも出身階層は影響するが、それに加えて、ここでも改めて「直接効果」が加算されている点は注目すべきであろう。ちなみに、これまでと同様に求めた階層要因の説明力は4.4%であり、中卒時移行の場合と同等であった。

では、各階層要因はいかなる効果を持つのか確認してみよう。父職の場合、私立大への進学における「ブルーカラー」層の負の効果と、有名大への進学における「専門管理」層

の正の効果が5%水準で有意である。この結果は、RRA 仮説の想定に適合するようにも思える。しかし、「専門管理」層が下降移動を回避するには高等学歴が不可欠であることを考慮すれば、「ホワイトカラー」層との間にもっと明確な差異があつてしかるべきであろう¹²。一方、父学歴の場合、主たる格差は高等教育と中等教育の間に認められており、学歴下降回避仮説に適合的な結果と言える。文化資本の場合は、中卒時移行と同様、難易度の高い進路ほど強い効果が認められる。

最後に、資財数の効果を見ると、統計的に有意な効果は認められない。これは、同じく2005年SSM日本調査のデータを用いて多項トランジション・モデルによる分析を行った荒牧(2011b)が、私立大学への進学に限り資財数の効果が認められたとする結果と食い違っている。変数や分析モデルの構成が異なるため、両者の齟齬を解明するのは簡単ではないが、本稿との最も大きな違いは、文化資本要因を考慮したか否かにある。ここからは、経済的な資産・財産と文化財を区分しなかった荒牧(2011b)では、誤って経済的要因の影響を過大に評価していたと推察される¹³。

表4 高卒時進路分化におけるMTモデルの結果(男性)

| | 専各短大 | | 私立大 | | 国公立大 | | 有名大 | |
|---------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|
| | coef. | p | coef. | p | coef. | p | coef. | p |
| ブルーカラー | -.16 | .502 | -.92 | .000 | -.53 | .096 | -.57 | .061 |
| 専門管理 | -.64 | .171 | .52 | .089 | .44 | .290 | .76 | .048 |
| 父教育義務 | -.77 | .001 | -.08 | .684 | -.63 | .076 | -.26 | .422 |
| 父教育高等 | .77 | .018 | .81 | .004 | .64 | .101 | .89 | .015 |
| 文化資本少 | -.40 | .198 | -.73 | .019 | -1.38 | .076 | -1.21 | .118 |
| 文化資本多 | .08 | .808 | .68 | .005 | .30 | .394 | .85 | .007 |
| 資財数少 | -.17 | .611 | -.01 | .975 | -.85 | .188 | -.06 | .904 |
| 資財数多 | .06 | .832 | .32 | .163 | -.37 | .328 | -.14 | .678 |
| 普通科低ダミー | .48 | .076 | .74 | .004 | 2.11 | .002 | 3.35 | .001 |
| 普通科中ダミー | 1.14 | .000 | 2.49 | .000 | 3.40 | .000 | 4.77 | .000 |
| 普通科高ダミー | 1.50 | .001 | 3.30 | .000 | 5.48 | .000 | 6.79 | .000 |
| きょうだい数 | -.30 | .004 | -.29 | .000 | -.02 | .902 | -.17 | .146 |
| 大都市ダミー | .45 | .076 | .38 | .084 | -.21 | .556 | .74 | .011 |
| 第2コーホート | .57 | .079 | .43 | .072 | .07 | .852 | -.13 | .702 |
| 第3コーホート | .76 | .023 | .15 | .569 | .10 | .802 | -.89 | .016 |
| 定数 | -1.27 | .018 | -1.09 | .010 | -4.06 | .000 | -4.96 | .000 |

注: N=1,360 McFadden's R^2 =.263 高卒後「非進学」を基準。

5.2. 女子の分析結果

女子の場合にも、まず指摘すべきなのは、男子と同様、改めて統計的に有意な階層要因の効果が認められる点である。また、疑似決定係数の増分から求めた階層要因の説明力は、男子と同等の4.2%であった。

次に、各階層要因の効果を検討する。父職の場合、主たる格差は「ブルーカラー」と「ホワイトカラー」の間にある。ここに差異が認められる点は必ずしも RRA 仮説の想定と矛盾しないが、これが階層差発生の主たるメカニズムであるならば、「専門管理」と「ホワイトカラー」の間に明確な差異が現れていなければならないだろう。父学歴の場合、男子では学歴下降回避説の予想に沿った結果となっていたが、女子の場合には、そのように解釈するのは困難である。突出しているのは、「義務教育」層が「中等教育」層と比較して、国公立大学に進学しにくい点である。文化資本の効果は、男子と違って難易度とは対応しないが、特に標準よりも文化資本が高い場合に、統計的に有意な正の効果を持つ（10%水準で見れば標準より低い場合の負の効果も有意）。また、逆に文化資本が標準よりも低い場合には、私立大学への進学に対して突出した負の効果を示す。経済階層は、男子と同様、有意な効果を持たない。総じて、女子の場合には、各理論・仮説の想定と一致しない結果が得られている。

表5 高卒時進路分化におけるMTモデルの結果(女性)

| | 専各 | | 短大 | | 私立大 | | 国公立+ | |
|---------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|
| | coef. | p | coef. | p | coef. | p | coef. | p |
| ブルーカラー | -.36 | .033 | -.53 | .004 | -.86 | .001 | -.54 | .124 |
| 専門管理 | -.36 | .221 | -.01 | .961 | .07 | .825 | .38 | .308 |
| 父教育義務 | -.15 | .380 | -.47 | .018 | -.09 | .752 | -1.70 | .003 |
| 父教育高等 | .31 | .191 | .43 | .070 | 1.04 | .000 | .92 | .009 |
| 文化資本少 | -.46 | .091 | -.61 | .077 | -2.01 | .053 | -.48 | .557 |
| 文化資本多 | .30 | .107 | .61 | .001 | .86 | .000 | .83 | .008 |
| 資財数少 | .00 | .986 | -.59 | .124 | -.91 | .166 | .07 | .915 |
| 資財数多 | .11 | .582 | -.05 | .827 | .22 | .370 | -.06 | .857 |
| 普通科低ダミー | .53 | .006 | .36 | .148 | 1.19 | .014 | 1.63 | .150 |
| 普通科中ダミー | 1.17 | .000 | 1.55 | .000 | 2.46 | .000 | 3.53 | .001 |
| 普通科高ダミー | 2.11 | .000 | 3.33 | .000 | 4.62 | .000 | 6.33 | .000 |
| きょうだい数 | -.09 | .170 | -.19 | .012 | -.33 | .004 | -.17 | .244 |
| 大都市ダミー | -.07 | .719 | -.05 | .812 | .01 | .963 | -.23 | .470 |
| 第2コーホート | .61 | .003 | .68 | .005 | .94 | .011 | .02 | .959 |
| 第3コーホート | .93 | .000 | .81 | .002 | 1.48 | .000 | .68 | .136 |
| 定数 | -1.63 | .000 | -1.62 | .000 | -3.70 | .000 | -5.14 | .000 |

注: N=1,603 McFadden's $R^2=.199$ 高卒後「非進学」を基準。

6. 結果のまとめと考察

6.1 階層間格差の様態

本稿では、まず、教育達成の階層差（CDEA）を、その＜発生過程＞に沿って、＜階層の種類＞と＜作用経路＞を区分しながら実証的に把握するとともに、階層差の発生メカニ

ズムに関する理論仮説の妥当性を評価するよう試みた。

＜作用経路＞の観点から重要なのは、中学時代の成績分化に関する各階層要因の効果が決定的とは言えない一方、中卒時および高卒時の移行においても、その都度、同程度の直接的な階層の効果が認められた点である。この結果から、Boudon の指摘した 2 次効果に着目する必要性が指摘できる。

＜階層の種類＞に着目した結果からは以下の知見が得られた。1) 職業階層の效果に RRA 仮説に矛盾しない結果も得られたが、総合的に見て本仮説の観点から理解するのが妥当とは判断できなかった。2) 学歴階層の場合は、男子に限られるが、中卒時移行では中等教育を受けているか否かが、高卒時移行では高等学歴を有するか否かが大きな役割を果たしており、学歴下降回避説に適合的だとみなせる。3) 文化資本の效果は全般的に有意となる局面が多く、同一段階の移行では難易度の高い達成において強い効果を示した。文化資本論の主張が 1 次効果にのみ対応するという従来の理解とは異なるが、荒牧 (2011b) の指摘した「文化資本の直接効果」説の有効性を検討する余地を残した。4) 経済階層は、とりわけ中卒時移行において大きな影響力を持っていたが、高卒時移行には統計的に有意な効果を示さなかった。また、中卒時移行における効果には、高校のランクによる違いが認められなかったこと、成績分化に対する効果も小さかったことを勘案すると、経済的要因の效果については、学校外教育投資を経由した学力形成説ではなく、学費負担説の理解が妥当すると判断できる。

6.2 教育達成過程における階層差の発生モデル

IEO モデルを提示した Boudon (1973=1983) は、特定の階層要因にのみ着目したり、それだけが強く働くとするような説明を単一的要因理論として退けた。前節までに示した分析のように、教育達成過程における諸階層要因の効果を個別に把握するだけでは、単一要因論の枠を出ることはできないだろう。ここでは、職業／文化／経済の 3 次元から階層効果をとらえる従来の考え方を離れ、＜志向性＞＜地位＞＜資源＞の 3 機能から CDEA の発生過程を再構成してみたい (図 6 参照)。

＜志向性＞とは、学力形成にしる進路選択にしる、＜資源＞の使い方や＜地位＞の作用を方向づける心理的傾向といった程の意味である。類似の概念に価値観や規範等もあるが、ここで言う＜志向性＞は教育達成過程における階層差の作用を方向づける、より直接的な概念とみなせる。CDEA の発生に直接的に強く関連するのは、高学歴志向と表現できるような志向性であり、まず学力形成において、保有する＜資源＞の使い方に影響を及ぼす。つまり、経済的資源を用いて文化財を購入したり、文化的資源をベースに子どもの学習環境を整え養育態度を方向づけることで、学力形成に寄与すると考えられる。また、進路選択場面においても、こうした志向性の強弱は、どの学校を選ぶかに直接的に関与するだろう。本稿で教育達成の全般に渡って効果を示した「客体化された文化資本」の指標は、実

は、この志向性の指標でもあるとみなすと、上述の理解と整合的である。一方、〈地位〉は、アスピレーション水準に関する準拠点として、やはり進路選択に影響するだろう。本稿では、学歴下降回避説の予想に沿った結果が得られたことから、日本社会（男子）における教育達成で志向される地位は、職業でなく学歴そのものだと推察される。

ここで、地位としての学歴自体を志向する傾向を仮に〈教育的地位志向〉と呼ぶと、この〈教育的地位志向〉自体による効果と、これによる〈資源〉の動員が、階層効果として観察されるものの正体（あるいは背景）だと解釈できる。また、従来、階層として把握されてきたものは、〈地位〉として〈教育的地位志向〉の形成に影響するとともに、〈資源〉の多寡や種類を規定するものと理解される。

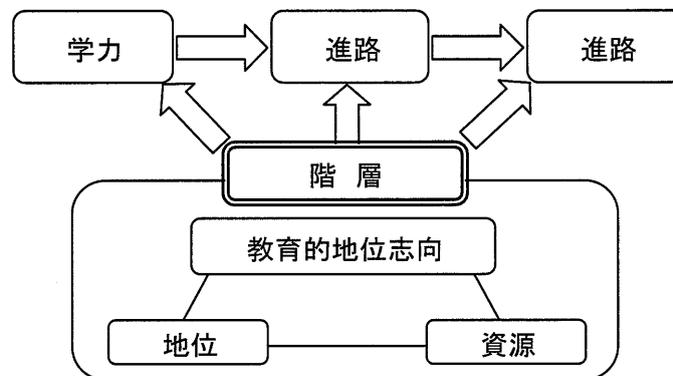


図2 教育達成過程における階層差の生成モデル

類似の概念に「学歴=地位達成」志向（モデル）があるが、これは学歴獲得を通じた地位達成志向（「いい学校を出て、いい会社に入る」こと等を志向する傾向）を意味する。これに対し、〈教育的地位志向〉は、一種の社会的地位としての学歴自体を志向する傾向である。本稿の分析結果が、職業に着目した RRA 仮説でなく、学歴下降回避説の妥当する可能性を示したように、どちらの地位を志向したものかを区別しておくことは、少なくとも理論的には重要である¹⁴。

なお、〈教育的地位志向〉は、より一般的には〈中核的地位志向〉として理解することができる。すなわち、アイデンティティ（あるいは予期的社会化の対象となるような準拠的地位）の中核となる社会的地位の達成を志向する傾向である。ここで日本は学歴意識社会であるために、〈学歴（教育的地位）〉が中核的地位となるが、階級意識社会のヨーロッパでは、〈階級〉自体が地位の中核をなす。RRA 仮説がヨーロッパ社会から主張され、一定のリアリティを持つものとして受容されているのも、これが理由であろう。

ちなみに、文化資本論との大きな違いは、それが基本的には社会化論であるのに対し、〈教育的地位志向〉モデルは、親のそうした志向性による子どもの社会化（内面化）を主たるメカニズムと想定していない点にある。また、この志向性は、階層との必然的な結びつきを前提としないのも根本的な相違と言える。逆に、階級文化による社会化を主たるメカニズムとしている文化資本論等には、階級文化決定論的な嫌いがある。もちろん、この

志向性の水準は、＜地位＞や＜資源＞の影響を受けるため、集計レベルでは階層と相関関係を持つ。高学歴志向や子どもの学歴が、親の階層と関連を持つという観察の背景にも、こうした事情があると考えられる。しかしながら、子どもに高学歴を強く望む傾向を持つのは、自らも高学歴を取得した親ばかりではない。相対的に低学歴の親であっても、自分と同じ苦勞をさせまいとして、やはり子どもに高学歴を強く望む例もある。

階層差として観察されたものに対して、従来は、階層（階級）自体を起点に理解してきたが、そのように考えなければならない必然性はない。ここでは、いわゆる階層概念にとらわれず、＜志向性＞＜地位＞＜資源＞の機能という単純なモデルから理解することを提案した。その妥当性や有効性については、これから考察を進めていきたい。

<注>

- 1 東京等の大都市部や一部の地域では、私立や国立の小中学校や幼稚園の受験が広がっているが、それらが社会全体の CDEA を決定しているわけではない。
- 2 父親の主な職業も利用可能だが、移行年齢が 15 歳と 18 歳であるため、ここでは 15 歳時の職業を用いた。なお、SSM 調査における父職に関する 5 つの質問すべてにおいて、「15 歳時」よりも「主な」職業で、無回答等が多かった。回答者にとって何が「主な」職業であるか判断しかねる場合があったのかもしれない。
- 3 ここでは、「従業先の規模」が「300 人以上」または官公庁であり、かつ「従業上の地位」が「課長以上」の場合を「大企業の管理職」とした。
- 4 なお、上記のうち、吉川（1996）と片瀬（2004）では、文化資本の伝達（相続）に否定的な結果が得られている。
- 5 「本の数」については、他の「文化財」変数と同様の 2 値変数とするため、全体を 2 分するよう、25 冊以下を「0」、26 冊以上を「1」とした。
- 6 出生年ごとに標準得点を求めると、ケース数が少なく値が安定しないので、移動平均を求める場合のように、当該年度の前後を合わせた 3 年間に出生した者をプールして標準得点を求めた。
- 7 資財数は、「客体化された文化資本」変数に用いた 3 項目を除く 16 項目の保有数とし、「くらしむき」については、「豊か」「やや豊か」の場合を「1」、「ふつう」を「0」、「貧しい」「やや貧しい」を「-1」として上記に加えた。
- 8 具体的な大学名は以下の通りである。国立旧七帝大・千葉・東京工業・一橋・筑波・東京外国語・横浜国立・金沢・大阪外国語・神戸・岡山・広島・熊本・東京都立・横浜市立・名古屋市立・京都府立・大阪市立・大阪府立・神戸市外国語の国公立大学、早稲田・慶応・立教・上智・青山学院・国際基督教・学習院・関西学院・関西・同志社・立命館の私立大学、および医療系単科大学。
- 9 「ブルーカラー」層より「ホワイトカラー」層が「上位」の成績を取る傾向に限って、男子と比較した女子の効果が有意に弱かった。ただし、その差異が小さいこと、また、「専門管理」層の効果や、「中位」の成績に対する効果には男女差が認められないことを考慮し、ここでは解釈を保留しておく。なお、他の 3 変数では有意な交互作用は 1 つもなかった。
- 10 重回帰分析によって同様の分析を行った荒牧（2011b）でも、出身階層要因自体の説明力は、中学時代の成績と中卒時の移行で同程度（ R^2 値にして約 7%）であることが確認されている。
- 11 相互作用項の検討においては、男女による効果の違いを検出しやすいよう、各階層変数の下位カテゴリーを比較基準に設定した。なお、有意水準を 10%にとると、職業科への進学に対する父高等学歴層の効果に限って有意であった。ただし、高学歴の父を持つ娘が特に職業科へ進学しやすいというわけではない。一般に女子は職業科へ進学しない傾向がある中で、父学歴が高いと進学傾向が強まることを意味しているのである。
- 12 本データにおいても両者の高等教育到達率には、どのコーホートにおいても概ね 40～50% ポイントの大きな差異がある。
- 13 もちろん、文化財の購入にも費用がかかるので、ここに経済的な側面が含まれていること

は間違いないが、両変数を同時に投入した結果であること、他の移行では明確な経済階層の効果が認められていたこと等を勘案すれば、こうした解釈が妥当だと判断できる。

- ¹⁴ もちろん、学歴の先に職業を意識していることは十分に考えられるが、親の職業を基準とした職業達成こそが真のゴールだと想定するのは不相当だという主張である。高校生の教育期待と職業期待の形成を分析した荒牧(2001)は、学歴=地位達成モデルの想定とは異なり、2つの期待の形成が相対的に独立したものであると報告している。

<引用文献>

- 荒牧草平, 2001, 「高校生にとっての職業希望」尾嶋史章編『現代高校生の計量社会学—進路・生活・世代—』ミネルヴァ書房: 81-106.
- , 2011a, 「教育達成における階層差発生過程のモデル化」『大学院教育学研究紀要』(九州大学大学院人間環境学研究院 教育学部門)14: .
- , 2011b, 「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・尾嶋史章編著『現代の階層社会1—格差と多様性』東京大学出版会: 253-266.
- Bourdieu, Pierre, 1979, *La Distinction: Critique sociale du Jugement*, Minuit. (=1990, 石井洋二郎訳『ディスタンクシオン: 社会的判断力批判 I・II』藤原書店).
- Bourdieu, Pierre et Jean-Claude Passeron, 1970, *La Reproduction: éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Les Editions de Minuit. (=1991, 宮島喬訳『再生産: 教育・社会・文化』藤原書店).
- Breen, Richard and John H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- Boudon, Raymond, 1973, *L'Inegalite des Chances: La mobilite dans les societes industrielles*, Paris: Librairie Armand Colin. (=1983, 杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳『機会の不平等: 産業社会における教育と社会移動』新曜社).
- 藤田英典, 1980, 「進路選択のメカニズム」山村健・天野郁夫編『青年期の進路選択』有斐閣選書: 105-129.
- 藤田英典・宮島喬・秋永雄一・橋本健二・志水宏吉, 1987, 「文化の階層性と文化的再生産」『東京大学教育学部紀要』27: 51-89.
- 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.
- 今田高俊・原純輔, 1979, 「社会的地位の一貫性と非一貫性」富永健一『日本の階層構造』東京大学出版会: 161-197.
- 片岡栄美, 2001, 「教育達成過程における家族の教育戦略: 文化資本効果と学校外教育投資効果のジェンダー差を中心に (特集 家族の変容と教育)」『教育学研究』68(3): 1-15.

259-273.

片瀬一男, 2004, 「文化資本と教育アスピレーション: 読書文化資本・芸術文化資本の相続と獲得」『人間情報学研究』9: 15-30.

吉川徹, 1996, 「言語資本による文化的再生産: 現代日本社会における説明力と適用範囲についての一考察」『ソシオロジ』41(1): 35-49.

———, 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.

宮島喬・藤田英典, 1991, 『文化と社会: 差異化・構造化・再生産』有信堂.