

第5章

母親による進学期待の決定要因 マルチレベル分析による検討

中澤 渉 (東洋大学)

本稿は、マルチレベル・ロジットモデルによって、母親の子どもに対する大学進学期待を決定する要因を探ろうと試みたものである。従来の進学決定行動モデルは、階層変数を重視してきたが、なぜ階層という属性が規定力をもつのか、十分な説明がなされたとはいえなかった。親の子に対する進学期待や態度自体が階層的要因によって異なるならば、階層が重要な変数となる理由の有力な根拠となる。また学校組織や環境要因を重視するなら、データの構造に見合った分析手法が採用されるべきである。その点に注意して分析を行った結果、男子、両親が高等教育を受けていること、経済的ゆとりがあること、子どもの成績がよいことが進学期待を高め、子どもの数が多いと進学期待が低くなることがわかった。また東京都区内にある学校や、母親の学歴が高い学校では、進学期待が高く、また学校における進学熱の強さが、個人への効果に影響を与えることも明らかになった。

1 はじめに

本稿の目的は、母親による子どもに対する進学期待が、①属性、いわゆる社会経済要因や子どもの成績・性によって強く規定されるのか、②環境的要因、特に子どもの通う学校の地域的な性格や学校の特徴によって強く規定されるのか、③属性と社会的要因による交互作用は存在するのか、といった課題について検討することにある。

日本の学校は、国際比較の見地からすれば(特にアメリカなどと比較すると)、期待される役割、機能が多義的で曖昧である。つまり、単なる知識や技能を身につける機関に特化しているわけではなく、生活全般に渡る指導が行われる。これは、生活態度などが学業成績とも何らかの関連があると考え、広く教育の世界に浸透している考え方に基づくものであるが、日本

の教師集団は、何か問題が起これば、それが学校外の日常生活のことであっても、できるだけケアを行うべく対処してきた(恒吉 2008)。こういった指導が、日本において相対的に低学力の児童生徒を生み出さないように機能してきたともいえるが、一方で、学校が過剰な期待や役割を負わされてきた、とみることも可能である。何らかの事件が起こったときに、しばしば過度の学校批判がマスコミを中心になされてきたのは、その一つの表れでもある。そのような中、文部科学省(旧文部省)は、学校と家庭の関係について、大きな政策的転換をはかってきた。1991年の中央教育審議会(以下、中教審)第29回答申でも、既に学校機能の肥大化、家庭役割の見直し、ということがよびかけられているが、1996~7年の中教審答申「21世紀を展望した我が国の教育の在り方について」では、さらに家庭や地域社会の役割が強調され、いわゆ

る「ゆとり」教育によって、「生きる力」を身につけることの重要性が指摘されてきた。その後、様々な少年犯罪の発生もあって「心の教育」が推進され、「家庭教育」が重視されるにいたるのである。

確かに、学校が負わされている責任や役割はあまりに肥大化しており、それゆえに生じている問題も多い。したがって、このような言説が発生するにいたる背景は、理解できないわけではない。しかし、安易にこれまで学校教育が担っていた一部の機能を家庭に還元するのは、結果的には家庭的な背景による教育達成の差を固定化、拡大化させることにつながりかねない、という危険性をはらむ（藤田 1997; 藤田 2005）。

もとより、教育機会の不平等は、どの社会においても観察されている（Shavit and Blossfeld eds. 1993）⁽¹⁾。このような進学機会の格差が生じるのは、経済的な問題によるとする経済格差原因論、あるいは親の価値観や考え方の内面化とその実現、といった社会化論などが考えられる。特に後者は、教育に対する熱心さや、教育の機能（社会的意義）に対する理解度が、親の学歴と相関関係にあり、それゆえ高い学歴の親をもつ子どもは、その価値を内面化することで、結果としてインセンティブが維持され、同様に高い教育達成を果たすことが可能になる、と説明できる。

ところで、日本では、このところ、格差論が喧しい。格差の拡大、固定化、という「議論」は、世界の趨勢の中であってやや特殊な動きであるといえる⁽²⁾。実際は、格差が固定化しているか、拡大化しているのか、といったことは、論者の設定する基準、方法などが様々なので、必ずしも一定の同意を得ているわけではない。ただし、日本の教育における上記のような「家庭回帰」の傾向には、そういった風潮と併せて注意を払っておく必要がある。そこで、本稿では、社会化モデルの重要性を前提として、親による教育期待が、どのような要因によって規定され

るのかを推定したい。なぜ親（本稿では、後述するように、技術的な問題から、母親に限定する）に着目するのか、その意味や研究上の位置づけを整理した上で、分析モデルの枠組みを説明し、その後結果を提示したい。

2 進学への期待に関する研究

2.1 先行研究の問題点

これまでの社会階層と教育に関する研究において、人々の進学行動は社会経済的変数（出身階層）の影響を受けているというのが、ほぼ一貫した見方である。しかし、このような分析の結果、仮に社会経済的変数が有意になったとしても、そのこと自体が「なぜ」進学決定行動に影響を与えるのか、というメカニズムを説明してくれるわけではない。一般に、社会学において人々の地位を決定する変数は、職業、収入、学歴だと考えられる。進学自体にはコストがかかるものなので、経済的変数が有意になるという結果が出れば、やはり経済的に不利な人が進学決定をしにくくなるという説明は、比較的受け入れやすいように思われる。しかし親の職業や学歴が有意になる、という結果は、確かに実態として格差が存在することを示しているのだが、なぜそのような変数による格差が生じるのかという説明はブラックボックスに包まれたままなのである。

もちろん、そのメカニズムを説明しようと試みた研究は存在する。たとえば、文化的再生産論はその一つである。ブルデューによる文化的再生産論の重要な概念の一つは、もちろん文化資本である（Bourdieu and Passeron 1970=1991）。通常、教育は社会移動を促進するものと考えられているが、実態としては、経済的な豊かさがなければ上位に進学することができない。つまり経済的な資本をもたなければ、教育を通じた将来への投資ができない。その点で、経済資本の有無は、進学決定行動に重要な

意味をもつ。ブルデューが強調したのは、進学決定行動に影響を与えるのは、そうした経済資本の有無だけではない、ということである。学校を通じて教育される内容は、きわめて強く上流階級の価値、嗜好、趣味を反映しているものである。そういった意味で、学校で称揚される知識や行動原理は決して階級中立的（ニュートラル）なものではない。つまり一見中立を装う学校における選抜は、上流階級が重視する慣習行動（ハビトゥス）や知識を身につけているか、を基準に行われているに過ぎない。このことが、世代間で同一階級の継承性が強いという社会構造を「再生産」するメカニズムを説明しているのだが、要はある階級に親和的な文化を保持しているか否かが、進学という将来への投資にとって重要な意味をもつという点で、一種の資本とみなせるのである。これこそがブルデューのいう文化資本概念の意義であるが、ここでは独立変数にそういった文化資本の保持の有無を示す変数を入れることで、一つのメカニズムとして説明できる。しかし、仮に「文化資本」変数が有意になったとしても、それでもまだ親の学歴や職業の変数が有意であったら、そのことはどう説明されるのだろうか。学歴や職業の変数を、文化資本の代理変数と考えるのは、かなり無理があるように思われる。ブルデューが『ディスタクシオン』（1979=1990）において行った対応分析（邦訳では照応関係分析、となっている）を行い、仮に文化資本の軸に教育や職業の変数がうまく位置づいたとしても、それは社会空間としてそういう位置に位置づけられたということを示すに過ぎない。結局、そこで示された結果が、なぜ「有意になるのか」というメカニズムを説明するわけではない、ということである。また社会経済的変数の有意性にかかわらず、文化資本関連の変数が有意になったとしても、それは有意な関連性があるということを示すに過ぎないから、なぜ有意な関連があるのかを説明しなければならぬ。再生産の議論において

は「学校文化とある階級文化の親和性」そのものが証明される必要がある。これまでの進学決定行動モデルでは、必ずしもそのこと自体が証明されたり、そのことを証明した上で分析モデルに含めて考慮されたりしているわけではない。

近年有力視されている、別の説明枠組みとしては、「相対リスク回避」説がある（Breen and Goldthorpe 1997）。このモデルでキーになっているのは、Boudon（1974）で示された、第一次効果と第二次効果とよばれるものである（Nash 2003; Breen and Yaish 2006）。第一次効果は出身階級と学業成績（能力）との間に関係がある、ということであるが、この説明枠組みにおいては重要ではない。問題なのは第二次効果である。これは同じような成績をとっていながら、なぜ教育選択が人によって異なるのかを説明するものであり、このことが相対リスク回避説の重要なヒントとなっている。つまり、人々の選択は、基本的には地位の低下というリスクを最小にするような無難なものになる傾向がある。悪くても現状維持、あわよくば上昇移動、という選択を行い、最悪でも出身階級を下回るようなことにならないようにする、というのが圧倒的多数の選択なのである。到達階級と学歴の間には強い関係があるから、上の階級に進むためには、高い学歴が必要となる。ということは、出身階級により、進学すべき教育レベルは異なることになる。これが階級と教育選択に（成績を統制しても）一定の関連が観察される理由である。したがって、教育拡大が進んでも、格差は維持され、また下層階級出身者はなかなか上級学校に進もうとしないのである。教育拡大にもかかわらず、格差が温存され平等化が進まない理由やメカニズムが、数理モデルを用いてスマートにまとめられており、その後多くの実証研究が試みられている。

ただし、BreenとGoldthorpeが発表したのは、あくまで理論的枠組みとしてであり、仮説的なものであった。その後多くの実証研究が試みら

れたとはいえ、この理論を実際に証明するためには、親の学歴・職業や収入といった社会経済的変数のほか、本人の（教育選択を実施した時の）成績、その後の教育選択、就職（到達階級）といった変数が最低でも必要であろう。しかしこれを本当に揃えるには、きわめて長い観察期間が必要であり、現実にはこれらの変数を完全にもっている社会調査はないに等しく、多くの先行研究は何らかの代理変数を立てて実証しようとしてきたものであった（Becker 2003; Jæger 2007; Holm and Jæger 2008）。

日本は、周知のとおり、教育に関する家計負担率が高い。また、仮に上級学校に進もうとすると、授業料は高価であり、奨学金整備も遅れていることから、自己負担になる可能性は非常に大きい。ただし日本人学生一般にとって、保護者（親）によって授業料の支払いが行われることは、かなり一般的に浸透していると思われる。つまり、日本の教育選択は家計の影響、そして家計を握る保護者（親）の考え方や態度が強く影響している可能性は否定できない。欧米では自立した個人が自分の進路に関する選択を本人が行う、という規範が強く働くためなのか、BreenとGoldthorpeでも「親の意向」というようなものはほとんど考察されていない。しかし日本社会において、本人のみの合理的選択に基づいて、という前提は、上記の事情から、必ずしも日本人一般の感覚を代表しているとはいえないように思われる。子ども本人も、親の期待や考え方や、あるいは家計の状況などを考えて教育選択を行っている可能性は高いし、保護者（親）も自らの子どもの進学先の程度をある程度見込んで（期待し）、日本の教育の特徴とされる学校外教育（塾など）に投資している、という説明のほうが、より現実的に即しているともみることができのではないだろうか。

2.2 本論文の課題—母子関係に着目する

地位達成モデルの構築に絡み、いわゆる将来

に向けての「アスピレーション」の保持が、職業到達にきわめて大きな役割をもっていることが明らかになっている（Sewell, Haller, and Portes 1969）。いわゆるウイスコンシン・モデルとよばれる、アスピレーションのような社会心理的要因に着目した地位達成モデルは、主として「ピアグループ」からの影響（Duncan, Haller, and Portes 1968）を念頭に置いたものである。つまり、そのピアグループは教育機関、すなわち学校という社会化機関を通じてのものがメインであり、学校の組織構造に注目が集まったのは自然の成り行きである。そして、いわゆる習熟度学級編成のような組織構造が、きわめて強くアスピレーションに影響をおよぼしていることが明らかにされてきたのである（Rosenbaum 1976; Oakes 1985）。「教育」社会学の関心として、いわゆる学校組織や所属トラックによる本人のアスピレーション、進路への影響を測るという方向性は、決して不自然なものではない。日本の場合、進路選択に影響を与えるというトラッキングは、事実上高等学校にみられる学校間格差に相当するものとして、しばしば普通科と職業科、もしくは異なる入学難易度をもつ高校間での学校文化の違いが指摘されてきたのだが（たとえば耳塚・荻谷・樋田 1981）、このような所属トラックに関する変数を統制しても、出身階層による影響は残るといふ分析結果もある（Ishida 1998）。つまり結局は、出身階層による影響のメカニズムを、いかにして説明するのか、というところに問題が辿り着く。

ごく当然のことではあるのだが、通常は生まれ育った家庭が、最初の、そして幼少期におけるメインの社会化を行う場である。したがって、一定の年齢まで育て、基本的な人格形成などがある程度なされてからの学校という場における適応は、家庭に比べれば限定的だとみることができよう。そして特に本人（子ども）の年齢が小さいとき、親による意志、希望が子育て態度に大きな影響をもつことは大いに予想できる。日本

では、社会化におよぼす母親の影響が、非常に重視されている。恒吉 (2008) は国際比較の視点からその点を指摘しており、古くは山村 (1971) において、日本人の間で共有される母親イメージが存在し、その母親に対する特別な「思い」が育まれることで、「母親に対する罪悪感」から大きな逸脱行為を防ぐ、一種の社会統制の機能が生まれていることが指摘されている。また、いわゆる「教育ママ」の存在も、国際比較的な視点から、しばしば注目を集めてきたものである (Hirao 2001)。つまり、子育てに対する母親のコミットメントは、社会化に対し、それなりに大きな影響を与えることが予想される (3)。

以上のようなことは、容易に想像がつくことであるが、実際には母親の子どもに対する進学期待に関する分析は、あまり多く検討されていない。多くは「親の態度 (特に母親の育児態度やコミットメント) は、進学決定行動に影響を与えるに違いない」という想像に基づいて推論を行い、またその推論のもとで解釈を行っても特に矛盾はなかった、といったところであろう。しかし、もちろん、その中身を注意深く検証することは重要であるが、そればかりではなく、親の教育観や期待、というものの自体も、自らの教育経験、職業経験によって形成されるだろうし、また周囲の教育環境によっても大きく異なることがありうる、という点に注意する必要がある。たとえば、現在の家庭の経済状況によっては、子どもに進学を諦めさせざるを得ない、とか、子どもの成績によっては、無理に進学させる必要はない、と考えるようになることも十分考えられる。それだけでなく、周囲に塾通いの子どもが多い、進学熱が強い地域や学校の雰囲気が存在すれば、子どもの成績にかかわらず、どの親も進学させたいと思う、というようになる可能性はあるだろう。

前項と考え合わせると、暗黙の内に階層、ひいては家庭環境が、進学行動に影響を与えることがよく知られているが、家庭環境が進学行動

に影響を与えるメカニズムの一つとして、母親の進学期待の投影、ということが予想できる。本稿ではその点に着目し、「学校教育に対する保護者の意識調査2008」のデータを用いて分析を行う。

3 分析の方法

3.1 仮説

母親の、子どもに対する進学期待は、学歴に強く影響されると考えるのは不自然ではない。つまり学歴の高い母親ほど、子どもに対する進学期待も高い、ということである。それ以外には、既に述べたように、家庭の経済状況も、進学期待に影響を与えるだろう。つまり経済的なゆとりがあるほうが、強く進学を期待する、ということである。以上の点は、先行研究からも容易に想像できる。それ以外に、きょうだい数が、教育達成に影響を与える、という先行研究も存在する (平沢 2004)。データの制約で、それがなぜなのかは断定できないが、一つの要因としては、日本は教育費が非常に多くかかるため、きょうだい数が多ければ、高等教育への投資に不利となる可能性が考えられる。つまりきょうだい数が多いと、教育達成が低くなるという傾向がみられる、ということである。また何より子ども自身の成績も、重要な要因であろう。子どもの成績がよければ、親としても進学を期待するだろうし、逆であれば無理に進学させようと思わないだろう。そして、子ども自身の性別も、日本における進学期待では考慮する必要のある変数である。日本は、子どもの性別によって、進学期待の程度が異なっている (男子への進学期待のほうが高い) ことが明らかになっているからである (Brinton and Lee 2001)。

ただし、以上のような母親個人 (あるいは家庭・子ども本人) に関する要因のみならず、地域的あるいは学校の環境的要因を考慮する必要がある。たとえば、一般に地方より東京は進学

熱が強い。そのような環境に置かれれば、おそらく子どもへの進学期待も全体として底上げされる。また、親の学歴が高い（ということは、階層の高い家庭が多く居住する地域ということの意味するが）学校や、親の進学熱が高い学校では、全体的に子どもへの進学熱が強い雰囲気となり、結果として上記のような個人的要因が薄まる（つまり進学期待という意識に対し、個人的要因と、学校の環境的要因の交互作用が存在する）といったことも予想できる。あるいは逆に、そういった学校だからこそ、逆に、不利な家庭環境にある場合には、他の家庭の平均的に高い教育期待に対し、顕著に低い教育期待が現れてしまう、といったことも考えられる。

本稿では、親や家庭の個人的要因と、学校や地域という環境的要因を同時に考慮して分析を行うことを試みる。その目的と、以下に述べるデータの特徴から、本稿では、いわゆるマルチレベル分析を用いるのが適切であり、この方法は問題設定とも整合的であることを示したい。

3.2 用いるデータと変数

データについての特徴は調査概要（p.7）に示されているので、詳細についてここでは述べない。ただし、この調査で回答している保護者の約9割が母親である。父親や祖父母が回答している例もあるが、全体のサンプルの中ではごく少数であり、逆に解釈に混乱を来す可能性がある。分析対象を母親に絞ったのは、このサンプルの特性を考慮してのものである。従属変数は、「あなたはお子様をどこまでの学校へ進学させたいとお考えですか」への回答を用いるが、半数近くが「四年制大学まで」と回答しているため、「四年制大学まで」あるいは「大学院まで」と回答した人を1、それ未満の段階と回答した場合を0とするダミー変数に変換した。「その他」や無回答は欠損値として扱った。

回答する母親の学歴については、回答者と回答者の配偶者が短大・大学以上の学歴があるか

をたずねる質問項目が存在するため、その変数を用いた。ここでは、母親のみならず、父親の学歴変数も用いることにする。また子どもの性別は、「男子」が1となるダミー変数に変換して使い、いわゆる「きょうだい数」にあたる子ども数は、「お子様全員の人数」の数値を用いた。ただし、5人以上の場合は、1つのカテゴリーに括られて区別できないので、「5人以上」は「5人」として計算した。成績については、客観的な数値は手に入らないため、母親による自己申告のデータを用いた。これは「お子様の学校での成績は、クラスの中でどれくらいですか」に対する回答で、5段階で「上のほう」から「下のほう」に判定させるものである。分析にあたっては、「わからない」や無回答を欠損値とし、上ほど数値が大きくなるようにリコードした。経済的ゆとりについては「あなたの生活には経済的にどの程度ゆとりがありますか」の回答を用いた。この回答は「ゆとりがある」から「ゆとりがない」まで4段階となっている。成績と同様、無回答を欠損値とし、「ゆとりがある」ほど数値が大きくなるようにリコードした。

学校に関する変数については、まず東京23区内にある学校を1、それ以外を0とするダミー変数をつくった。学校の進学熱や（保護者の平均的）階層に関する客観的なデータは手に入らないため、この調査の母親の回答から、学校ごとに母親の短大卒以上の比率と、子どもの大学以上への進学を母親が希望する比率を求め、それぞれ学校における「保護者の平均的な学歴の高さ」と「保護者の平均的な大学進学熱の強さ」と定義した。

3.3 分析モデル

本稿のデータの特徴は、個人をランダムに抽出したものではなく、学校を通して回収したデータである、という点にある。日本の教育社会学において、このような構造をもったデータは珍しくない。それは単に、学校通しで集めた

データは、コストがかからず、回収率もよいから、というだけではない。学校組織に関する分析を行うという目的に照らせば、学校ごとに調査票を回収するという作業は、学校が分析の単位となる以上決して非合理的であるとはいえないからである。ところが、残念ながら、日本の教育社会学において、そのようなデータの特性を考慮した分析方法は、事実上ほとんど用いられてこなかったといつてよい。

教育調査において、学校が一つの有力な分析単位となっているのは米国も同じである。このようなデータの構造を無視して、あたかも各個人のサンプルが独立しているかのように扱って分析を行うのは、三輪・小林（2005）の指摘に

あるように、不適切である。というのも、同一の学校に所属するサンプルは、似通っている可能性があるから、回帰分析の前提であるサンプルの独立性という仮定に反するし、たとえば、マクロレベル（学校）の要因を個人のデータに割り当てて分析をするとすれば、同一の学校に所属する人は同じ値が割り振られることになるから、誤差項も（独立変数に対して）独立ではなく、推定にバイアスをもたらす可能性があるのみならず、標準誤差を過少推定しやすくなる（結果的に「有意」となりやすくなる）。

仮に、子どもに大学進学を期待するか否かに関する二項ロジット・モデルを推定するとしよう。推定モデルの式は、以下の通りとなる（数式5-1）。

数式5-1

$$\log_e(p/1-p) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{male} + \beta_2 \times \text{fedu} + \beta_3 \times \text{medu} + \beta_4 \times \text{econ} + \beta_5 \times \text{numchild} + \beta_6 \times \text{grade} \quad (1)$$

（male=子・男子ダミー、medu=母高等教育ダミー、fedu=父高等教育ダミー、econ=経済的ゆとり（4段階）、numchild=子ども（きょうだい）数、grade=成績（5段階））

この式は、ミクロの要因のみを考え、マクロ要因を考慮しない、通常行われている二項ロジッ

ト・モデルと同様である。このうち、切片にあたる β_0 を次のように分解する（数式5-2）。

数式5-2

$$\beta_0 = \gamma_{00} + u_0 \quad (2)$$

γ_{00} は切片の学校における平均であり、そのばらつきが u_0 で示されている。つまり u_0 が大きいということは、学校間での切片のばらつきが大きいということを意味する。この u_0 は、マクロの単位（ここでは学校）ごとにばらつくことが想定されていることから、ランダム効果、とよばれている。まずは、(1)の式に(2)の式を当てはめたモデルを考慮し、学校間の効果の差異が大きく、マルチレベル分析を行うことが正当であることを確認したい（モデル1）。

次に、モデル1で行ったように、各係数についても、それぞれランダム効果を想定することができる。それはつまり、係数の傾きが学校によ

って一定のばらつきをもつことを意味する。もし、モデル2から導かれる信頼性係数が大きくない場合は、事実上ランダム効果は存在せず、一定の傾き（固定効果）であるとみなして構わない（モデル2）⁽⁴⁾。本稿では、信頼性係数と、ランダム効果の有意性検定の結果から、ランダム効果をそれぞれの係数に残すか否かを判断する。

モデル2において、信頼性係数が十分大きいと考えられる係数についてはランダム効果を想定し、今度は、切片のばらつきや、傾きのばらつきが、マクロの要因で変動するかを考える。まず切片については、数式5-3という式が想定でき（ mean_medu は学校ごとの母親の高等教育経験率）、

数式5-3

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times Tokyo + \gamma_{02} \times mean_medu + u_0$$

以下 $\beta_1 = \gamma_{10}$ 、 $\beta_2 = \gamma_{20}$ …と置き換えると、以下の混合モデルで示すことが可能になる（ここでは、ひとまず切片以外のランダム効果はないものと想定した式を提示している）。これをモデル

3としよう（数式5-4）。このモデル3は、東京区部あるいは母親の短大以上進学率が高い学校の親ほど、子どもに対する大学への進学期待が上昇あるいは下降することを示している。

数式5-4

$$\log_e(p/1-p) = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times Tokyo + \gamma_{02} \times mean_medu + \gamma_{10} \times male + \gamma_{20} \times fedu + \gamma_{30} \times medu + \gamma_{40} \times econ + \gamma_{50} \times numchild + \gamma_{60} \times grade + u_0$$

最後に、傾きにおよぼすマクロ要因の影響を考えたい。ここでは、周囲の大学進学熱が、母親の態度に影響を与えることを想定する。たとえば全体として大学進学熱が高ければ、仮に成績がよくなるとも、進学させたい、と思う親が増えることが考えられる。その場合、全体として成績と進学希望に正の相関はあるだろうが、進学熱の高い学校では両者の関係が弱まる（符号が負）ということが予想できる。また、先行研究の結果によれば、きょうだい数が多いと、進学希望は低下する。つまり、子ども数と進学希望の間には負の相関がある。上記と同様のメカニズムが働けば、進学熱の高い学校で両者の関係は弱まるため、符号は正になるだろう。同様のことは他の変数についても予想できる。このように、各変数の傾きについても、進学熱の

高さをレベル2で考慮し、有意なものだけを残すことにする。これをモデル4とする。

4 分析結果

4.1 記述統計の確認

分析は、HLM6.06を利用して行った。元データはSPSSにsav形式で保存されているが、学校に関する変数は、筆者が改めてSPSSで作成しなおし、それをレベル2のデータとした。HLMで分析する際、レベル1とレベル2のファイルを対照させ、mdmファイルを作るのだが、その際に欠損値の含まれる個人は排除している。その結果、分析対象となる母親の数は3,541名、小中学校は合計40に上った。

特にレベル2の変数をみてわかるように、公

表5-1 マルチレベルモデル分析に用いた記述統計量

レベル1 (N=3,541)	平均	S.D.	最小値	最大値
子どもの性 (男)	.51	.50	0	1
父高等教育以上	.40	.49	0	1
母高等教育以上	.37	.48	0	1
経済的ゆとり	2.22	.78	1	4
子ども数	2.32	.77	1	5
子どもの成績	3.27	1.18	1	5
四年制大学以上を希望	.61	.49	1	0
レベル2 (N=40)	平均	S.D.	最小値	最大値
東京都区内所在	.30	.46	0	1
母高等教育以上の学校平均比率	.34	.12	.14	.72
四年制大学以上希望の学校平均比率	.51	.11	.29	.69

立小中学校でありながら、学校によって、保護者の教育レベル、あるいは子どもへの進学熱には、学校によってかなりの差があることが理解できよう。なお、学校レベルの母親の高等教育修了率と、同じく学校レベルの子どもに対する大学進学希望率の相関は高く、相関係数は0.778となっている。

4.2 マルチレベル・ロジット分析の結果

表5-3に、マルチレベル・ロジット分析の結果を示している。まず、モデルの1について確認しよう。投入した個人レベルの固定効果はすべて有意である。また、切片のランダム効果も有意であり(5)、標準偏差の値から、切片は平均-.795を中心に上下.496の範囲にあるというこ

とが推定される。そしてこの切片自体が有意であるから、学校間に無視し得ない大学への進学希望の格差が存在することを示している。

では、それぞれの係数について、それぞれランダム効果の存在を仮定した場合はどうなるだろうか。そのときの結果は表5-1にまとめられている(モデル2)。すると、事実上、ランダム効果が有意で、信頼性係数が大きいのは切片のみである。そこで、今後は、切片のみランダム効果を仮定したモデルを考える。

モデル3が、切片に「東京都区内の学校か否か」と「母高等教育以上の率」のマクロ変数を回帰させたもの、モデル4は、「大学進学を希望する親の率」を各係数に回帰させ、有意になったものを残したもの(結果的に、子ども数と成

表5-2 モデル2における各係数に対するランダム効果

	χ^2	S.D.	分散成分	信頼性
切片 (u_0)	87.75	.591***	.349	.573
子どもの性(男) (u_1)	46.13	.318	.101	.209
父高等教育以上 (u_2)	26.69	.209	.044	.083
母高等教育以上 (u_3)	24.93	.175	.031	.060
経済的ゆとり (u_4)	40.75	.172	.030	.158
子ども数 (u_5)	41.42	.232	.054	.267
子どもの成績 (u_6)	36.92	.138	.019	.183

注) *** <.001

表5-3 マルチレベル・ロジット分析の結果(モデル2は略)

	モデル1			モデル3			モデル4		
	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio
固定効果(レベル1)									
切片 (γ_{00})	-.795	.107***	0.45	-.928	.091***	0.40	-.938	.091***	0.39
子どもの性(男) (γ_{10})	1.456	.090***	4.29	1.513	.092***	4.54	1.516	.092***	4.55
父高等教育以上 (γ_{20})	1.154	.101***	3.17	1.167	.103***	3.21	1.163	.103***	3.20
母高等教育以上 (γ_{30})	.838	.102***	2.31	.833	.104***	2.30	.804	.104***	2.23
経済的ゆとり (γ_{40})	.361	.058***	1.43	.383	.059***	1.47	.386	.059***	1.47
子ども数 (γ_{50})	-.263	.055***	0.77	-.271	.057***	0.76	-.290	.057***	0.75
子どもの成績 (γ_{60})	.763	.042***	2.14	.794	.043***	2.21	.786	.043***	2.19
固定効果(レベル2)・切片	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio
東京都区内所在 (γ_{01})				.451	.134**	1.57	.448	.132**	1.57
母高等教育以上の学校平均比率 (γ_{02})				3.096	.585***	22.10	3.006	.579***	20.21
固定効果(レベル2)・子ども数	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio
四年制大学以上希望の学校平均比率 (γ_{51})							-1.268	.591*	0.28
固定効果(レベル2)・子どもの成績	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio	Coef.	S.E.	Odds ratio
四年制大学以上希望の学校平均比率 (γ_{61})							-.710	.415*	0.49
ランダム効果	χ^2	S.D.	d.f.	χ^2	S.D.	d.f.	χ^2	S.D.	d.f.
切片 (u_0)	153.30	.496***	39	60.57	.222**	37	58.360	.213*	37
		9798.29			9888.70			9903.74	

注) * <.05 ** <.01 *** <.001

績が有意)である。

いずれも、レベル1における固定効果の係数に大きな違いはない。たとえば、男子に対する大学以上の進学を期待するかしないかのオッズは、女子のそれに対して約4.5倍であり、男子のほうに、より一層大学進学を期待する傾向がある。同様にみていけば、母親の意識が従属変数なものにもかかわらず、父親が大卒か非大卒かの違いのほうが、母親のそれに対してオッズ比が大きくなっている。経済的ゆとりがあるほど、また成績がよいほど、大学以上の進学を期待する人とならない人のオッズが上昇する傾向があり(つまり大学進学を期待する傾向があり)、子ども数が多い母親は逆に、大学進学を期待しない傾向が強まるのは、先行研究のこれまでの結果と整合的である。

レベル2をみると、東京都区内にある学校、母親の学歴が高い(高等教育経験の比率が高い)学校ほど、子どもへの高等教育進学への期待が高いことがわかる。このあたりは常識と合致する。また子どもの成績の係数に対する四年制大学以上の進学希望の学校平均の高さ(進学熱)の固定効果もマイナスで、レベル1の符号と重ねて考えれば、進学を希望する親の多い学校では、成績の効果は薄められる(仮説は支持)、ということができる。しかし子ども数については、進学熱の強い学校では、子ども数による負の効果が強まる、ということを示しており、これは仮説とは逆の方向である。これを文字通り解釈すると、(きょうだい数、本稿の文脈に即せば子ども数、が多いほど、教育達成に負の効果があるという理由やメカニズムはまだはっきりしないとはいえ)子どもの数が多いことによる母親の教育期待は、進学熱の高い学校において順応的というより、むしろ逆に、期待を一層低める方向に作用するということである。残念ながら、現段階でこの理由やメカニズムを解釈できる材料はもっていない。同様の結果が他でも観察できるのか、またこの説明枠組みを準備すること

が今後の課題となろう。

5 まとめ

進学決定行動に関する分析において、これまで本人の選択がどこから影響を受けているのか、といった点がブラックボックス化されていることを問題視し、本稿では、母親による教育期待について分析を行った。分析は、標本が学校単位の抽出であり、また学校の環境による要因を考慮すべきといった考え方から、マルチレベル分析の手法を採用した。その結果、親自身の学歴が高く、経済的ゆとりがあり、子どもの成績がよいと認識している男子の母親が、大学への進学を強く期待していた。また子ども数が多い母親は、大学への進学を期待しない傾向があった。学校環境も、東京都区内にあること、母親の高等教育経験率が高い学校において大学進学を希望する率が上がること、また子どもへの大学進学期待率が、その子どもの進学期待に対し、子ども本人の成績や、子ども数の効果と交互作用の効果をもつことが示された。

以上から、母親の進学期待も、これまでの進学決定モデルと、概ね矛盾しない結果が示されたといえる。ただし、このデータはあくまで「母親」に対してなされたものだから、実際にその子どもが母親の意図を汲み取っているか、といったことは調査をしなければわからない。分析対象から外された父親の影響についても考察する必要があるだろうし、両者を重ね合わせれば、たとえば父-息子・娘、母-息子・娘といった異なる性別における親子の教育期待に関する意識に対する考察を深めることができる。また、その両者のリンクが明らかになったとしても、それは意識レベルの話であるから、実態そのものの説明にはならない。つまり本稿で最初に提起した問題のすべてが明らかにされたことにはならない。したがって、本稿の分析は、あくまで進学決定モデルを明らかにする上での、一つの

端緒に過ぎない。とはいえ、曖昧な前提をより
確実な知見に代えて説明しようとする努力は重
要なことであり、特に今後の調査設計にあたっ

て、本稿で残された課題を十分意識することが
必要になると考えられる。

<注>

- (1) 高等教育への進学決定行動については、最新の国際比較研究によれば、全体としては格差が縮小している傾向があるようである (Shavit, Arum, and Gamoran eds. 2007)。ただしそれでも、格差が全面的に消滅したわけではない。
- (2) 日本社会学会第81回大会におけるシンポジウム (2008年11月24日、東北大学)、石田浩『世代間社会移動と「格差社会」——「格差社会」の議論との関連を読み解く』の報告による。
- (3) このような問題設定を立てた場合、予想される批判として、たとえば父子家庭の存在の無視、あるいは、性別役割分業の前提視、といったものが挙げられよう。確かに、このような分析を行うことは、結果的に父子家庭を対象から排除しているのは事実である。また、後者は結果的に「母親の育児態度が進学に影響を及ぼす」とも読まれ、父親の態度については問題にする必要がない、という誤った解釈をされるリスクがある。ただし、本稿はそういった主張を行おうとするものではなく、分析範囲を母親に限定したのは、後述するようにデータの制約という技術的な問題が大きい。ただし、先行研究を検討したとき、日本人の社会化、子育て、育児には、極めて母子関係を強調したものが多いためまた事実である。
- (4) 後に出てくる、各係数に対するランダム効果の分散成分とは、 β の真の分散 (学校間分散の真の部分) と、各学校からの標本を抽出する際に起こる誤差分散からなっている。そして、全体の分散のうち、真の分散が占める割合をランダム効果の信頼性係数とすると、この係数が小さければ、事実上真の学校間分散で示される部分が小さいことになるので、その部分についてはランダム効果を推定しなくともよい、ということが示される。
- (5) このときの信頼性係数の値は0.743と大きいことから、ランダム効果を推定することが妥当であると考えられる。

<参考文献>

- Becker, Rolf, 2003, "Educational Expansion and Persistent Inequalities of Education: Utilizing Subjective Expected Utility Theory to Explain Increasing Participation Rates in Upper Secondary School in the Federal Republic of Germany," *European Sociological Review*, 19: 1-24.
- Boudon, Raymond, 1974, *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*, New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre, et Jean-Claude Passeron, 1970, *La Reproduction: éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris: Les Éditions de Minuit. (=1991、宮島喬訳『再生産——教育・社会・文化』藤原書店。)
- Bourdieu, Pierre, 1979, *La Distinction: critique sociale du jugement*, Paris: Les Éditions de Minuit. (=1990、石井洋二郎訳『ディスタンクシオン I・II』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.
- Breen, Richard, And Meir Yaish, 2006, "Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making," in Stephen L. Morgan, David B. Grusky, and Gary S. Fields eds., *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*, Stanford: Stanford University Press, 232-57.
- Brinton, Mary C. and Sunhwa Lee, 2001, "Women's Education and the Labor Market in Japan and South Korea," in Mary C. Brinton ed., *Women's Working Lives in East Asia*, Stanford: Stanford University Press, 125-50.
- Duncan, Otis Dudley, Archibald O. Haller, and Alejandro Portes, 1968, "Peer Influences on

- Aspirations: A Reinterpretation,” *American Journal of Sociology*, 74: 119-37.
- 藤田英典、1997、『教育改革——共生時代の学校づくり』岩波新書。
- ____、2005、『義務教育を問いなおす』ちくま新書。
- Hirao, Keio, 2001, “Mothers as the Best Teachers: Japanese Motherhood and Early Childhood Education,” in Mary C. Brinton ed., *Women’s Working Lives in East Asia*, Stanford: Stanford University Press, 180-203.
- 平沢和司、2004、「家族と教育達成——きょうだい数と出生順位を中心に」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会、327-46.
- Holm, Anders, and Mads Meier Jæger, 2008, “Does Relative Risk Aversion Explain Educational Inequality?: A Dynamic Choice Approach,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 26: 199-219.
- Ishida, Hiroshi, 1998, “Educational Credentials and Labour-Market Entry Outcomes in Japan,” in Yossi Shavit and Walter Müller eds., *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford: Clarendon Press, 287-309.
- Jæger, Mads Meier, 2007, “Economic and Social Returns to Educational Choices: Extending the Utility Function,” *Rationality and Society*, 19: 451-83.
- 耳塚寛明・苅谷剛彦・樋田大二郎、1981、「高等学校における学習活動の組織と生徒の進路意識——高校生の生徒文化と学校経営(2)」『東京大学教育学部紀要』21: 29-52.
- 三輪哲・小林大祐、2005、「階層帰属意識に及ぼす地域効果の再検討——階層線型モデルの可能性と限界」『社会学研究』77: 17-43.
- Nash, Roy, 2003, “Inequality/Difference in Education: Is a Real Explanation of Primary and Secondary Effects Possible?,” *British Journal of Sociology*, 54: 433-51.
- Oakes, Jeannie, 1985, *Keeping Track: How Schools Structure Inequality*, New Heaven and London: Yale University Press.
- Rosenbaum, James E., 1976, *Making Inequality: The Hidden Curriculum of High School Tracking*, New York: John Wiley & Sons.
- Sewell, William H., Archibald O. Haller, and Alejandro Portes, 1969, “The Educational and Early Occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, 34: 82-92.
- Shavit, Yossi, and Hans-Peter Blossfeld eds., 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder: Westview Press.
- Shavit, Yossi, Richard Arum, and Adam Gamoran eds., 2007, *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford: Stanford University Press.
- 恒吉僚子、2008、『子どもたちの三つの「危機」——国際比較から見る日本の模索』勁草書房。
- 山村賢明、1971、『日本人と母——文化としての母の観念についての研究』東洋館出版社。