

日本における教育達成の世代間比較

Intergenerational Comparative Analysis of Educational Attainment in Japan

中澤 渉
Wataru NAKAZAWA

1 はじめに

現在、日本では格差論が盛んになっている。実を言えば、これは階層研究の国際的潮流に逆行している。というのも、近年、教育機会の不平等研究におけるこれまでの知見が見直されつつあるからである。国際比較研究において非常に大きな影響をもったShavit and Blossfeld (1993) 編では、スウェーデンとオランダを除き、教育拡大が起こったにもかかわらず、進学機会の格差は強固に残っている、と結論付けられ、教育と階層の研究における重要な知見としてしばしば言及されてきた¹⁾。ここで多くの研究者が用いたのは、Mareが提唱したトランジション・モデル (transition model) であった (Mare 1980; 1981)。

教育達成の平等・不平等の趨勢は、教育拡大に伴う学歴の価値の低下 (例を挙げると、従来の高卒学歴が進学率の上昇により価値を失い、かつての義務教育段階 (中卒) レベルと同等の価値しかもたなくなった、といったとき、そのコーホート間比較をどう考慮するか、など) という厄介な問題を含みつつ判断しなければならない。Mareのトランジション・モデルが普及したのは、ロジット回帰モデルの特性から、進学の有無という従属変数のオッズ (正確には対数オッズ) に対する独立変数の効果が、教育拡大 (進学率の上昇) の影響を受けない、という点にある。階層研究者の関心は、機会の「格差」にあることが多い。したがって、単に進学率そのものが上昇したというだけでは満足しない。例えば、仮に出身階層を高階層と低階層に二分し、高等教育進学についてもその有無で二分して2×2のクロス表をとる。多くの場合、進学率そのものは出身階層にかかわらず上昇しているだろう。しかしその進学率に見られた階層間の「差」は、縮まったのだろうか。このとき階層研究者は、階層別の進学率の比をとって、その比の増減傾向をみることで格差拡大・縮小を推定しようとしてきたのである。その際多用されたのがオッズ比であり、オッズ比は周辺度数の変化に影響を受けず、格差の比を示すという都合のよい性質をもっていた²⁾。

このようなオッズ比の性質を背景に備えたMareのトランジション・モデルに対しては、近年批判も生まれている。彼らの推定モデルは、ある段階の教育に進むか進まないか (もしくは修了するか、ドロップアウトするか) という二者択一の選択を従属変数としたものである。そして早い段階で非進学とされたサンプルは、その上の段階における進学/非進学決定モデルの分析から除外されている。トランジション・モデルにおける重要な発見の一つは、上の進学段階に進むほど、回帰係数の値が小さくなる、というものである。しかしCameron and Heckman (1998) は、このロジット推定モデルが非現実的な仮定を置いていること、また回帰係数の推定値が (上の教育段階に進むほど) 小

さくなるのは推定モデルの特性に由来するもので「発見」ではないと喝破した。また「進学/非進学(ドロップアウト)」という二者択一的な選択は、アメリカ的な教育制度に馴染むものであり、同一教育段階において質的に全く異なる教育機関が並立しうる教育制度をとる場合(ヨーロッパの分岐型教育システムなど)、選択肢は同時に複数存在するはずだ、という批判もある(Breen and Jonsson 2000)。

こうした批判は、いわゆる高学歴層に特有の個人的性格や能力や、教育選択は年齢を追って異時点で行われるという事実が、推定モデルに組み込まれていないのではないかと、という点にまとめられる。教育と不平等をめぐっては、常に平等化が進んだか否か、という課題が問われ続けているが、推定法やデータの性質によってその結論が揺らぐことが起こりうる。また、トランジションは段階的に、異時点で生起する現象であるがゆえ、上記のように推定法をめぐる様々な問題点が浮上するが、単に教育達成そのものに関心があるのであれば、いわゆる二項ロジット・モデルによるトランジション・モデルに固執する必要はないと考えられる。本稿では、教育達成を従属変数とした多項ロジット・モデルを用いることで、コーホート間における特定の独立変数(出身階層など)の効果の違いがどのように現れるかを視覚的に明らかにできる方法を示し、各独立変数のもたらす影響の変化を検討する。

2 本研究の背景と戦略

(1) 日本における教育拡大の状況

まず、戦後日本の教育が、いかにして発展してきたのかについて、確認をしておきたい。日本の高等教育は、90年代以降の18歳人口減少により進学率が上昇している。2007年の大学・短大進学率は既に5割を超えており(54.6%)、これにもし専修学校や通信制・放送大学への進学者を含めると8割弱(77.6%)が進学している³⁾。一方、高卒就職者は、高卒者全体のうち、2割弱に過ぎなくなっている。高等教育は、高専を別として、短大と四年制大学という2つの選択肢が存在し、短期高等教育の短大は事実上の女子高等教育機関という特異な発展を遂げてきた⁴⁾。また高校卒業後に、専修学校(1976年専修学校制度発足までは、各種学校扱い)に進学する層が少なからず存在する。しかし専修学校はいわゆる一条校に該当しないため、伝統的な分類では高等教育の分類からは除外されている。したがって、実態として短大・四年制大学でない進学者が相当数いるにもかかわらず、未だにその実態把握からは彼らの動向が抜け落ちていることが多い。なお、四年制大学進学率は、1974年に25%を超えるが、その後しばらく25%前後で推移し続ける。これが30%を超えるのが1994年、それ以降再び進学率が上昇している。

高校についても、普通科と職業科の間に、高卒後の進路選択に影響を与える実質上のトラッキングが存在し、両者の間に出身階層の関係があること、また普通科に限っても、いわゆる入学難易度と出身階層にも関係があることは、広く知られている(尾嶋 1990; 中西・中村・大内1997; 橋本 2003: 112-130など)。新制高校は発足後、進学熱の高まりによって、普通科の人气が上昇し、職業科との学力格差が早くも高度成長期には顕在化する(佐々木 1976: 204-205)。その需要に対応するため、特に都市部を中心に普通科高校の増設が行われた。このことは普通科内部での格差を生むこととなったため、近年は必ずしも普通科が職業科より難易度が高いとはいえなくなった(門脇・陣内編 1992)。

また、日本の労働市場は男女に基づく区分が強く残存してきた。このことは、男女間における親の教育期待の差異となって現れ、特に高等教育で特異な発達を遂げることとなる。従来、特に四年制大学を卒業した女性の参入できる枠は、労働市場において極めて限られていた。企業のコース別採用により補助的な仕事を割り当てられた一般職の女性は、四年制大学卒より短大卒が歓迎された。こうして短大は女性に特化した高等教育機関となり、また女性の高等教育進学率上昇に大きく貢献したが、一方で四年制大学者との間にある階層差（父職の差）は温存された（尾嶋・近藤 2000）。しかし近年は少子化に伴い、短大の四年制大学への改編が行われたり、四年制大学入試の易化や女性の社会進出などもあって、女性の高等教育進学における短大のシェアは低下している。このような中で、吉川（2006; 2009）は、今や日本では学歴（特に大卒 / 非大卒）が、日本社会を分ける重要な分断線になっていると主張している。

（2）トランジション・モデルと本稿のとの戦略の差異

これまでの教育と階層に関する研究の知見は、こういった教育拡大にもかかわらず、教育機会の格差は安定的に推移し、進学率が高くなっても、結局格差が学校の質の間で維持されている、というのが主流である（尾嶋 1990; 荒牧 2000）。Mareのモデルや、Raftery and Hout（1993）を発展的に批判・継承したLucas（2001）の知見も、これに沿うものである。これらの研究に影響を与えたのは、既に述べたMareのトランジション・モデルである。これは、ある段階における進学 / 非進学の二項ロジットを推定し、続いてその段階で進学したサンプルに対して、次の段階における進学 / 非進学の二項ロジットを推定する、という手続きを繰り返すものである。このモデルの考え方の前提になっているのは、各段階に進むたびに、前の段階と全く独立の状態に進学 / 非進学の決定を行っている、ということである。しかしその前提は現実的ではない、というのがCameron and Heckman（1998）の批判の骨子である。例えば、早い段階から高等教育に進学することを決定している人と、とりあえず次の段階に進学しようとしている人が存在しているとする。前者の人にとって、高等教育段階前での進学は自明のことである。後者にとっては、必ずしもそうではない。逆にいえば、高等教育に進学する人というのは、仮に進学が困難であれば、もともと早い段階で準備をしているとか、進学に向けてのアスピレーションを強く保持するなど、一定の傾向をもともと強くもっているだろう。単独のロジット推定モデルでは、投入した独立変数以外の要素は全て誤差と解釈されるが、仮に同じ人物のトランジションのプロセスを追うのであれば、投入されていない独立変数以外にも性格や考え方の違いといった不変の個人的要素が確固として存在しているはずで、継続的に立てられているトランジション・モデルではそれが考慮されず、すべて誤差と見做されているのはおかしい、という問題である。いわゆる観察できない異質性（unobserved heterogeneity）の問題である。

もう一つのは、トランジション・モデルでは中卒者と高校進学者の間で進学 / 非進学のロジット推定を行った後、次に高卒者と大学進学者の間で進学 / 非進学のロジット推定を行う。後者のロジット推定ではサンプルから中卒者は省かれている。中卒者と高校進学者の間に何の関連もないのであれば推定値に問題は生じないが、高校進学者に成績がよい、階層が高いなどの一定の傾向があるようであれば、もとの全体サンプルに対して高校進学者のサンプルに一定のバイアスがかかるということだから、推定値も歪む。単純に考えれば、進学する人の出身階層が高いという傾向があるとすると、上の教育段階のトランジションになればなるほど、階層の高い人の中で更に進学できるか

否かという差異を推定することになるから、効果は小さくなる（もともと階層の高い傾向のあるサンプルの中では、階層の高さも目立ちにくい）と予想できる。これは選択バイアス（selection bias）の問題である。問題設定の仕方にもよるが、選択バイアスにより、当初の意図より階層の効果を過少に見積もる、といった解釈をもたらす原因となる可能性がある⁵⁾。こういった問題に対処するため、Breen and Jonsson (2000)では多項ロジット・モデルによる多項トランジション・モデルが提唱され、Lucas (2001)では順序プロビット・モデルが利用されている。

ただし分析の対象を、トランジションではなく最終学歴と考えるとする。年齢規範が強く、教育段階と労働市場への参入との段階が峻別されている日本では、多くの人にとって最終学歴は固定的である。その点で、最終学歴を（どの段階であれ）一種の名義尺度と捉え、多項ロジット分析を行うことに大きな問題はないだろう。この場合、一定の教育段階でとどまった人をサンプルから排除する、ということはないから、単純なトランジション・モデルほどの観察できない異質性の問題の影響は受けにくい（Breen and Jonsson 2000）。しかし多項ロジット・モデルには欠点がある。それは従属変数のカテゴリーが増えることで、任意の従属変数のカテゴリー同士の組み合わせが増加し、解釈が複雑になる点にある（Long 1997: 164）。通常、ある基準カテゴリーに対するその他の各カテゴリーとのロジット・モデルの推定結果（係数がオッズ比）を掲載することが多い。例えば従属変数のカテゴリーがA、B、Cと3つあり、基準カテゴリーをAとしたとき、アウトプットとして掲載されるのは、B vs. AとC vs. Aの2組である。B vs. Cの組み合わせはアウトプットに掲載されないが、

$$\ln \left[\frac{\Pr(B|x)}{\Pr(A|x)} \right] - \ln \left[\frac{\Pr(C|x)}{\Pr(A|x)} \right] = \ln \left[\frac{\Pr(B|x)}{\Pr(C|x)} \right],$$

が成り立つから、B vs. Aの係数とC vs. Aの係数の差をとることで、手計算で求めることは可能である。ただしそれも、結果の理解がすぐに行われにくいという欠点が解決されるわけではない。

しかし多項ロジット分析の目的は、次のようにも考えられる。ある従属変数のカテゴリーの組み合わせにおいて投入した説明変数が有意である、ということは、その従属変数間において説明変数に有意な差異がある、ということの意味する。有意でなければ、その説明変数において、従属変数の両カテゴリー間に違いはなく、実質的に同一カテゴリーと見なせるということである。以上の点に気づいた Longらは、説明変数ごとに従属変数のカテゴリーの区分が可能か、またその説明変数による影響の大きさ（相対的位置）を視覚的に明らかにできるStataのプログラム（SPost）を開発している（Long and Freese 2001: 200-209）⁶⁾。つまりコーホートごとに従属変数を学歴にした多項ロジット・モデルを推定することで、いつ、どんな説明変数によって、どの教育段階の間に階層による明確な区分が見られるのか、また説明変数からみた最終学歴の位置の変遷を図示できる。本稿では、このSPostの機能を用いた多項ロジットの解釈を紹介する。

(3) 分析の課題

一般的に教育拡大は、高い階層集団から始まり、その後ブルーカラー層や農業層に波及する。尾嶋（1990）で指摘された「高校に進学したか否か」の格差が徐々になくなっていった、というのはその現れである。それはRaftery and Hout（1993）によって、上の階級にとっての進学率が飽和状態になるまでそれより下の階級との格差は維持され、飽和状態以降に初めて格差が縮小する

(Maximally Maintained Inequality) と説明されている。これを敷衍すれば、以前重要だった中卒が高卒かという違いは、教育拡大とともに高卒が大卒かの違いに移行する。さらに言えば、皆が進学するような高校であっても、どこに進学するのかという同一段階における学校の「質」の違いが重要視されるようになる (Lucas 2001)。これについては高等教育にもあてはまることである。高等教育進学率の上昇が早かった男性では、進学先の大学で他人との差異化を図ろうとする。実際、特定の大学出身者の就職や昇進が有利になること (Ishida 1993) は以前から指摘されてきた。女性は、四年制大学か、短大か、が重要な岐路であり続けてきた (尾嶋・近藤 2000; Ishida 2007) が、近年四年制大学へのシフトが起こりつつある。つまり高等教育機関内部での質的分化が進んでいるという状況にあり、階層間格差がその質的な差に温存されている可能性がある。

またこれまで、一条校ではない専修学校について問われることが非常に稀であった。高卒における就職状況が特に若年層で悪化する中、専修学校への進学者の性質がいかなるものなのか、ということはずしも明らかではない。特に90年代以降少子化で四年制大学への進学が易化している可能性がある一方、日本経済の不振による各家庭への相対的な負担増から、特に経済的に余裕のない家庭では短期に終わる専修学校を選択する傾向が強まっているという可能性もある。

3 データと分析方法

(1) 用いるデータについて

本稿で用いるのは、社会階層と社会移動に関する全国調査 (SSM調査) の2005年日本版本調査のデータである⁷⁾。データは日本全国300地点より、層化多段抽出法によって抽出された。個人情報保護に対し敏感になっている情勢下であり、また国勢調査が行われた直後というタイミングの問題もあって、最終的な回収率は44.06% (13031人抽出・サンプルサイズ5,742人) にとどまった。この回収率は、サンプルにバイアスが生じていることを懸念させるが、過去のSSM調査と比較して、2005年調査に職業の分布に著しい偏りがあるといえる証拠は特に見当たらない (三隅・三輪 2008; 吉田 2008; 石田・三輪 2008)。

分析対象者の出生コーホートは、人数と高等教育の発展段階に考慮して1935~45年生、1946~57年生、58~72年生、73~85年生の4区分とした。高等教育進学率15%が、Trowによるエリート段階からマス段階への移行期とされるが、最初に大学進学率が15%を超えたのが1964年 (ただし団塊世代の参入でその後若干進学率が低下する) で、それ以前に該当する世代を1番目のコーホートとした。またマス段階以降、70年代半ばまで大学進学率は上昇する。これが2番目のコーホートに該当する。その後文部省 (当時) による大学の抑制政策もあり進学率が停滞したのが3番目のコーホートで、専修学校制度が正式に位置づけられた世代に該当する。最後が再び大学進学率が上昇する世代である。

(2) 分析に用いる変数

従属変数は個人の教育達成 (学歴) で、男性は中卒、職業科高校卒、普通科高校卒、専修 (各種) 学校・短大・高専卒、銘柄大学・院卒⁸⁾、それ以外の大学・院卒、女性は中卒、職業科高校卒、普通科高校卒、専修 (各種) 学校卒、短大・高専卒、四年制大学・院卒と、それぞれ6カテゴリーに区分した。なお、専修学校は制度上1976年に発足したが、それ以前に高校卒業後、職業に直結する専門教育を受ける学校に進学した人は、各種学校進学者として、「専修 (各種) 学校」のカテゴリーに

含めた。

説明変数の出身階層は、父と母の教育、父職業威信スコア⁹⁾、15歳時に家にあった所有物のスコアを用いる。親学歴については、父は義務教育、中等教育・前期高等教育、四年制大学(院を含む)の3カテゴリーとした。ただし母は高等教育が高年齢層のコーホートで極端に少ないため、すべてのコーホートの変数を揃えるため義務教育と中等教育以上の2カテゴリーとし、中等教育以上を基準とした。なお、SSM調査は回顧法データであるから、回答者の子ども時代の資産、収入のような経済的指標や豊かさに関するデータを、正確に獲得できない。したがってその代理指標として、15歳時に家にあったもの¹⁰⁾、という項目を用いた。ただし、この項目は文化的な豊かさに関するものと、経済的な豊かさに関するものとに分けることができる。そこで、前者を子供部屋、学習机、ピアノ、文学全集・図鑑、パソコン・ワープロ、美術品・骨董品とし、それ以外を後者に該当するものと便宜的に分類した。これらの「家庭にあったもの」は、時代と当時の普及度に応じて、その価値(もっている人の比率)が大きく変化している。したがって、分析で用いる各4コーホート内で持っていない人の比率をスコアとし(例えば、10%の人しか持っていなければ、スコアは0.9、つまり持っている人が少ないほどスコアは大きい)その合計得点を算出し、さらにそれを標準化して、「15歳時文化的資産」「15歳時経済的資産」とした。

4 分析の結果

(1) 図の読み方

先に述べたSPostを実行した結果が図1~8で、図1~4が男性、図5~8が女性である。図のアルファベットは従属変数のカテゴリーである。男性の場合、J=中卒、V=職業高校卒、G=普通高校卒、S=専修各種・高専・短大卒、H=銘柄大・院卒、L=その他四大卒を意味する。女性の場合、J=中卒、V=職業高校卒、G=普通高校卒、S=専修各種学校卒、C=短大・高専卒、U=四年制大・院卒を意味する。ここでそれぞれの独立変数について、カテゴリーの間に線が引かれている場合、その独立変数についてカテゴリーの間に5%水準で有意な差がない(実質的に同一カテゴリーと見做せる)ことを示す。ベースカテゴリーはG(普通高校卒)になっているので、Gを中心にそれぞれのカテゴリーの位置が置かれている。親の教育はダミー変数なので、例えば「父義務教育」についてみると、(基準カテゴリーである父義務教育もしくは四年制大学ではない人に対して)父が義務教育であるほど、本人がどのような学歴になりやすいか、が示されている。J(中卒)が最も右に来ているので、父義務教育であるほど本人も中卒になりやすい、という傾向があるようだが、このJはS、V、Gと線で結ばれているので、5%水準で有意な違いがない(結局、父義務教育であれば、本人が大学に進学するか否かにおいて有意な差があるが、それ以下の学歴においてはどこに進もうと有意な差がない)ということを示している。ただし見方を変えると、銘柄大を示すHもS、L、Gと線で結ばれており、銘柄大進学者は父義務教育という傾向が少なかったとはいえ、S、L、Gとの間には有意な差が生じるほどではなかった、ということも示している。なお、一部コーホートにおいて「父四大卒以上」の変数では該当ケース数の不足で推定できなかったところがあるため、その部分については図から「父四大卒以上」を省いている。

資産と父職業威信スコアは連続変数なので、1単位分の变量を図にすると見難くなってしまうため、1標準偏差分の变量をプロットするように設定してある。ただし、基本的な図の見方は同じである。

図1 男性（1935-45生）の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

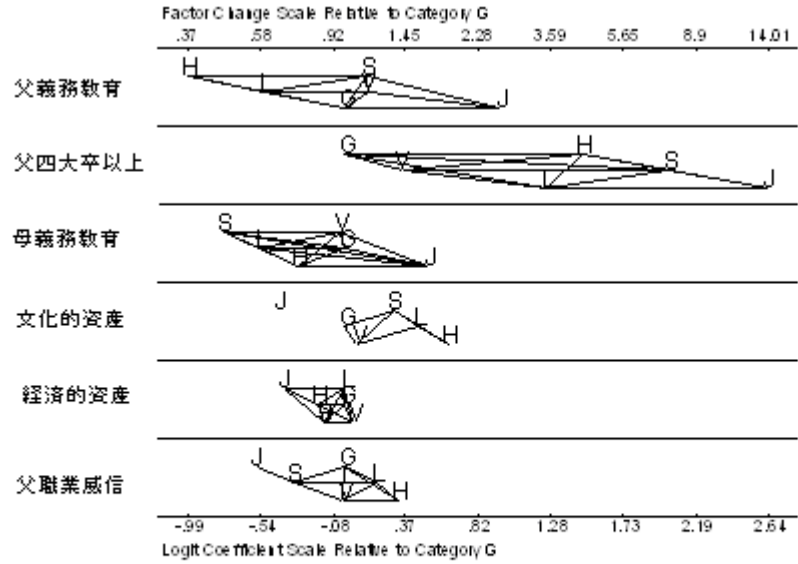


図2 男性（1946-57生）の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

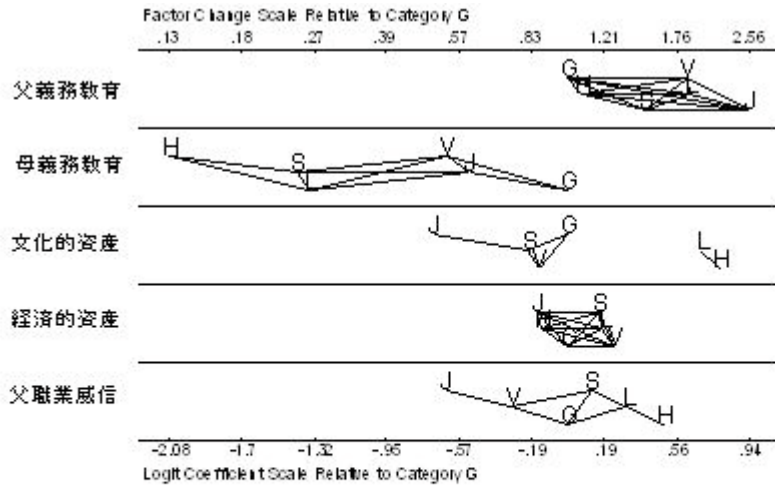


図3 男性(1958-72生)の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

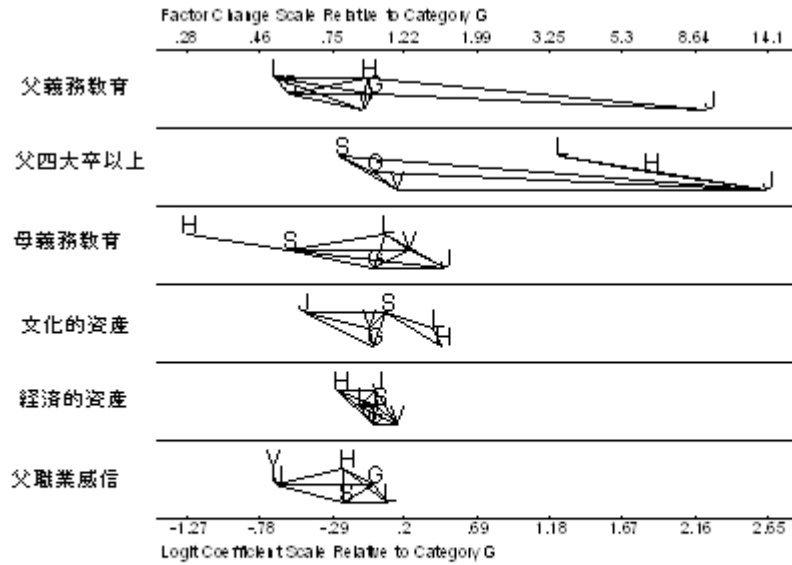


図4 男性(1973-85生)の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

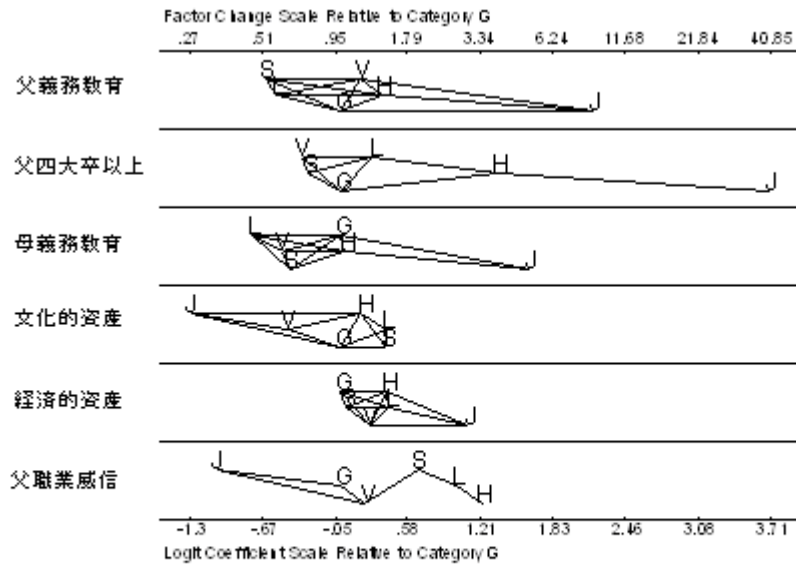


図5 女性（1935-45生）の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

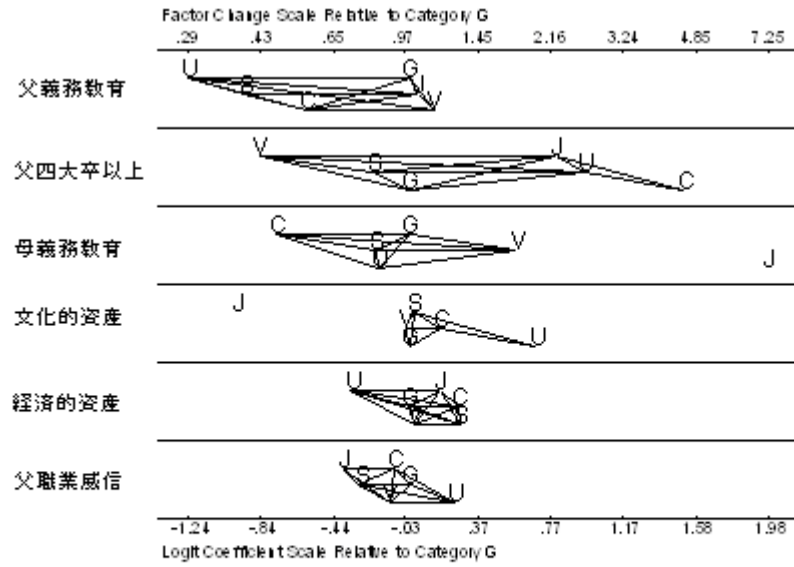


図6 女性（1946-57生）の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

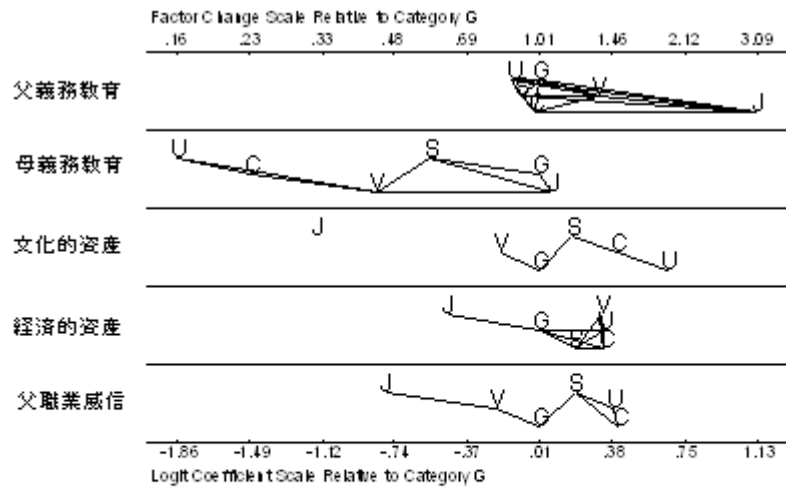


図7 女性(1958-72生)の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット

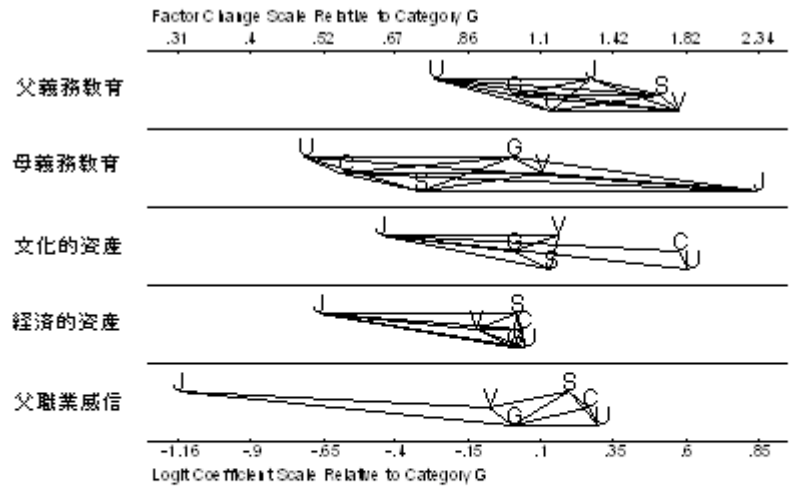
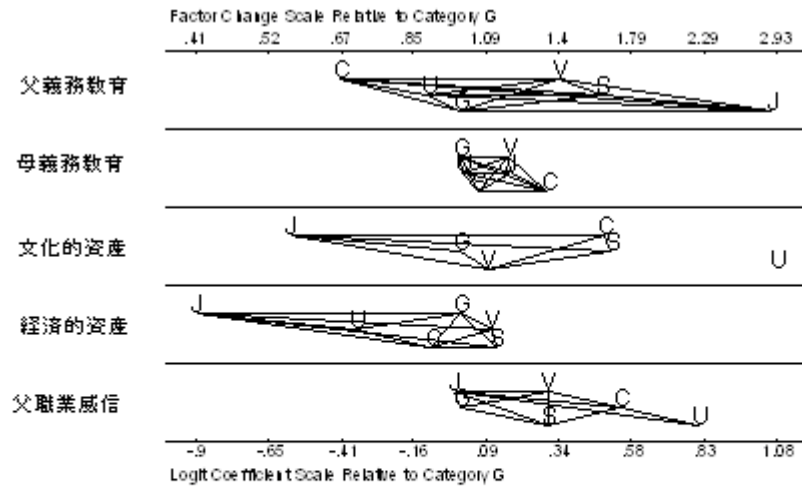


図8 女性(1973-85生)の各説明変数に対する従属変数カテゴリーのプロット



(2) 分析結果の解釈

全体的にみれば、それぞれの階層変数により、効果の表れ方はかなり多様で、単線的な変化を読み取るのは難しい。ただしいくつかの傾向は指摘できる。例えば、本人中卒の数は若くなるほど少なくなり、当然親学歴中卒の数も減ってゆく。父四大卒でJとHという両極端のカテゴリーが隣り合ったりすることがあるのは、少数の例外的なケースの影響を受けたもので、安定的な結果ではない。ただ有意でなくとも、並んでいるアルファベットの順を見れば、どのコーホートでも親が義務教育だと中卒になりやすいような傾向は観察できる。父四大卒については、いくつかのコーホートで、父大卒で本人中卒という人が存在せず、多項ロジットの推定結果は標準誤差が非常に大きくなったため、図からは省いた。ただし後に掲載した表1と2をみると、大まかには父大卒であれば本人も高学歴になる傾向はある。詳細を検討すると、若いコーホートほど、男性の銘柄大、女性の四年制大学に対して、職業科高卒や、男性の専修学校・短大・高専卒のような職業教育機関において、父四大卒が少なくなっている。

また、親学歴だけではなく、特に15歳時の文化的資産と父職が、本人学歴を決定する重要な要因となっている。特に文化的資産は、学歴を分けるかなり決定的な要因となっている。男性については、まず中卒とそれ以上の進学グループが分断されている（図1）が、次のコーホートになると大学進学者とそれ以外との差が明確になる（図2）。次の世代はやや錯綜しているが、専修・各種と大学の間で有意な差がなくなり（図3）、最も若い世代ではほとんど有意な差がなくなる（図4）という経過をとる。女性についてはややラグをとりつつ男性に似た経過を取るともいえるが、上位2つのコーホートでは中卒者が目立って不利な状況にあった（図5,6）のが、徐々に格差がなくなり、若いコーホート（図8）になると四年制大学進学層が特殊な層となることが示されている。また短大卒がそれまで四大卒と有意な差がなかった（例えば図7）にもかかわらず、若いコーホート（図8）では切り離されており、短大の相対的地位の低下が示されている。

父職についても、顕著に学歴を分ける要因となっている。男性についてはむしろ若い世代で、父職と学歴間階層の対応関係がはっきりしている。女性は、男性ほどはっきりしていないものの、各カテゴリーの並び方が左から順に、概ね世間の学歴評価の相対的順位に対応している。つまり父の職業威信が高いほど、その子は進学する傾向がある。専修・各種学校に注目すると、若いコーホートにおいて父職では確かに威信の低い大学（男性）や短大（女性）と有意な差がなくなっているが、銘柄大学（男性）や四年制大学（女性）との間では有意な差が残っている（図4と図8）。つまり「進学する」という意味においては同じなのだが、どこに進学するか、という点で父職の違いが現れつつある、とみることができる。以上のように、各独立変数において、従属変数のカテゴリー（学歴の社会的相対的位置付け）が、世代によってどう変化しているかを視覚的に捉えることができる。

表1 男性の教育達成を示す多項ロジットモデルの推定結果

従属基準 = 普通科高校卒 中卒	1935-45生		1946-57生		1958-72生		1973-85生	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	.972	.620	.942	.561 +	2.246	1.14 +	2.196	1.239 +
父四大卒以上	2.640	1.327 *	-30.604	2.646		1.521 +	3.710	1.418 **
母義務教育	.521	.595	-.514	.576	.471	.730	1.649	.991 +
15歳時文化的資産	-.429	.212 *	-.703	.300 *	-.490	.445 -	1.298	.750 +
15歳時経済的資産	-.393	.175 *	-.163	.232	.014	.281	1.117	.474 *
父職業威信スコア	-.062	.024 **	-.070	.032 *	-.074	.042 +	-.118	.079
定数項	1.972	1.404	2.464	1.659	-.013	2.357	.8893	.736
職業高校卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	.136	.457	.616	.402	-.078	.378	.176	.513
父四大卒以上	.3581	.279	.0121	.449	.152	.689	-.342	.668
母義務教育	-.029	.457	-.629	.440	.232	.374	-.508	.609
15歳時文化的資産	.073	.180	-.148	.213	-.037	.201	-.463	.305
15歳時経済的資産	.051	.154	.237	.172	.152	.160	.259	.229
父職業威信スコア	-.002	.018	-.032	.021	-.077	.020 ***	.024	.033
定数項	.366	1.092	2.135	1.158 +	4.235	1.064 ***	-1.019	1.664
専修・短大・高専卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	.132	.800	.401	.620 -	.587	.454	-.650	.624
父四大卒以上	2.019	1.368	2.105	1.253 +	-.232	.723	-.277	.613
母義務教育	-.764	.755	-1.413	.614 *	-.582	.460	-.436	.709
15歳時文化的資産	.300	.308	-.206	.338	.078	.227	.413	.280
15歳時経済的資産	-.148	.278	.160	.268	.027	.192	.052	.240
父職業威信スコア	-.037	.036	.013	.028	-.024	.020	.075	.032 *
定数項	.729	2.028	-1.086	1.583	1.421	1.086	-3.284	1.598 *
一般四大卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	-.519	.515	.628	.428	-.679	.370 +	-.555	.582
父四大卒以上	1.251	1.137	2.017	1.124 +	1.246	.525 *	.290	.559
母義務教育	-.543	.512	-1.357	.445 **	.072	.368	-.765	.710
15歳時文化的資産	.453	.212 *	.685	.215 **	.403	.182 *	.405	.262
15歳時経済的資産	-.009	.188	.174	.184	-.104	.158	.424	.225 +
父職業威信スコア	.021	.020	.033	.020 +	.009	.015	.110	.030 ***
定数項	-.964	1.192	-1.025	1.105	.268	.837	-4.813	1.533 ***
銘柄大・院卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	-.992	.591	+.070	.548	-.050	.524	.372	.954
父四大卒以上	1.480	1.151	.750	1.227	1.851	.602 **	1.367	.767 +
母義務教育	-.310	.587	-2.078	.558 ***	-1.270	.579 *	.044	1.064
15歳時文化的資産	.640	.244 **	.779	.259 **	.452	.225 *	.189	.359
15歳時経済的資産	-.182	.224	-.138	.242	-.256	.216	.413	.341
父職業威信スコア	.036	.021 +	.055	.023 *	-.023	.021	.134	.036 ***
定数項	-2.216	1.300 +	-2.484	1.303 +	.799	1.158	-8.586	1.953 ***
-2 Log Likelihood	1397.036		1506.868		1529.714		791.374	
N	490		522		527		291	

+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001

ここに該当するケースがないため、標準誤差が非常に大きくなったもの。

表2 女性の教育達成を示す多項ロジットモデルの推定結果

従属基準 = 普通科高校卒 中卒	1935-45生		1946-57生		1958-72生		1973-85生	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	.042	.392	1.127	.686	.270	.866	1.060	1.007
父四大卒以上	.804	1.011	-29.124		-28.799		-33.313	
母義務教育	1.981	.474 ***	.072	.587	.850	.978	.175	.987
15歳時文化的資産	-.954	.181 ***	-1.086	.272 ***	-.433	.661	-.560	.718
15歳時経済的資産	.162	.160	-.455	.236 +	-.674	.449	-.894	.557
父職業威信スコア	-.043	.019 *	-.087	.033 **	-.129	.074 +	-.002	.074
定数項	.353	1.136	1.573	1.697	2.319	3.605	-3.078	3.749
職業高校卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	.124	.412	.315	.352	.573	.320 +	.338	.519
父四大卒以上	-.844	1.117	-32.488		-.229	.645	-.596	.637
母義務教育	.586	.398	-.825	.332 *	.105	.317	.168	.533
15歳時文化的資産	-.030	.165	-.187	.147	.153	.172	.095	.245
15歳時経済的資産	.017	.171	.320	.144 *	-.123	.155	.109	.221
父職業威信スコア	-.012	.017	-.024	.017	-.009	.020	.034	.031
定数項	-.537	1.053	1.250	.911	-.157	1.044	-1.749	1.569
専修学校卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	-.929	.461 *	-.086	.394	.512	.305 +	.483	.502
父四大卒以上	-.209	.761	.174	.678	.314	.482	.051	.527
母義務教育	-.197	.446	-.555	.383	-.315	.299	.062	.523
15歳時文化的資産	.016	.194	.166	.160	.126	.157	.494	.225 *
15歳時経済的資産	.282	.201	.183	.164	.013	.144	.124	.210
父職業威信スコア	-.032	.021	.021	.016	.022	.017	.034	.029
定数項	.929	1.239	-1.485	.858 +	-1.251	.892	-1.587	1.461
短大・高専卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	-.589	.694	-.017	.431	.133	.340	-.413	.551
父四大卒以上	1.507	.673 *	.131	.639	.645	.451	.222	.498
母義務教育	-.755	.651	-1.487	.425 **	-.588	.333 +	.298	.538
15歳時文化的資産	.159	.255	.386	.172 *	.541	.155 ***	.471	.224 *
15歳時経済的資産	.272	.268	.327	.175 +	.033	.153	-.097	.210
父職業威信スコア	-.011	.023	.046	.016 **	.029	.016 +	.061	.027 *
定数項	-1.173	1.404	-2.789	.873 **	-1.726	.884 +	-2.820	1.410 *
四年制大・院卒	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
父義務教育	-1.244	1.050	-.136	.552	-.269	.424	-.111	.602
父四大卒以上	.957	.833	1.113	.629	+1.387	.444 **	.829	.488+
母義務教育	-.179	.915	-1.863	.568 **	-.725	.402 +	.006	.623
15歳時文化的資産	.675	.340 *	.628	.202 **	.578	.166 **	1.032	.232 ***
15歳時経済的資産	-.348	.395	.321	.201	.045	.170 -	.355	.223
父職業威信スコア	.027	.028	.043	.018 *	.033	.017 +	.090	.027 **
定数項	-4.260	1.824 *	-3.336	1.009 **	-2.333	.943 *	-4.748	1.428 **
-2 Log Likelihood	1293.881		1791.356		1852.842		1111.888	
	512		625		611		369	

+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001

ここに該当するケースがないため、標準誤差が非常に大きくなったもの。

5 考察

StataのSPostを用いることで、コーホート間の学歴がもつ相対的な位置の変化を視覚的に追うことができることを、本稿で明らかにした。厳密な意味で、前のコーホートと統計的に有意な違いが起きているか否か、ということを示すわけではないが、教育拡大によって学歴インフレが起こって

るのか、あるいは進学機会の平等化が進んでいるのかを直感的に理解するには、一定の有効性がある方法だと考えられる。

興味深いのは、資産について、文化的資産と経済的資産の結果が全く異なる点で、後者は学歴にどのコーホートを通じても大きな意味をもつことはないが、前者は学歴を分ける重要な要素となっている点である。これは直接的な経済指標ではないので解釈は慎重であるべきだが、教育達成には、必ずしも経済的な要素のみならず、文化的背景が重要であるとするBourdieuらの業績を一定程度サポートする結果といえる。また急速な教育拡大が起こったのは団塊世代を含む図2や6の世代だが、図を見ると明らかに他のコーホートより学歴カテゴリーの間に明瞭な有意な差が保たれている(カテゴリーを結ぶ線が少ない)。つまり教育拡大が起こっている最中は、格差の縮小が起こっているというより、出身階層による格差がキープされつつ拡大が進行し、それが一段落したところで階層による格差が見えにくくなった、という経路を辿ったように見える。なお、全体として、日本における教育達成における出身階層による格差が縮小傾向にあるか、たとえば、例えば男性で図2と3を比較するとそのようにも見えるが、図4になると父職では図2に近い様相を呈しており、一概にそう評価できない。女性についても、団塊世代のコーホートで出身階層の影響が最も強固だといえるが、文化的資産で依然一部に学歴による違いが残存しており、格差縮小の趨勢にあると判断するのは時期尚早だと評価するのが無難だろう¹⁾。

しかし本稿には問題点も残されている。曖昧な結論に終わらざるを得なくなったのは、コーホートを細かく区切ったこと、学歴のカテゴリーを細かくしたこと、どうしても特定のカテゴリーの組み合わせが少数になり、結果が不安定になっていることが予想されるからである。例えばBreen, Luijckx, Müller, and Pollak (2009)では、Mareのモデルと順序ロジット・モデルを用い、教育達成の不平等傾向の再評価がなされている。その結果、従来の見解に反し、どちらのモデルでも格差が縮小傾向にあるというロバストな結果が示されるという。こうした相反する結果の出た原因は、過去のデータのサンプルサイズの小ささに求められ、特に近年主流になっている最尤推定法のモデルを実行する際には、サンプルサイズを大きくすることが重要であることを指摘している。ただし、学歴に関する細かな情報を含むデータは多くなく、仮に複数のデータを合併して見た目のサンプルサイズを大きくするにしても、本来は異なる調査である以上、そのような手続きを踏む際には、調査の性質などを厳しく吟味する必要がある。ただし学歴の細かい分類に拘泥しなければ、例えばJGSS(日本版総合社会調査)の合併データを用いれば、相当数のサンプルを確保できるため、一定の安定した結果が得られる可能性がある。今後の検討課題としたい。

【注】

1) ただし最近の研究では、高等教育機会の拡大によって、社会経済変数に有意な影響は依然残るものの、全体としては弱まる傾向があることが、国際比較によって指摘されている(Arum, Gamoran, and Shavit 2007; Breen, Luijckx, Müller, and Pollak 2009)。

2) オッズとは、ある任意の集団について、それに属する者と属さない者を二分し、両者の比をとったものである。このオッズの比をとったものがオッズ比となる。例えば、高階層/低階層、高等教育進学/非進学と二分して二重クロス表を作成し、高階層者の高等教育進学/非進学のオッズと、低階層者の進学/非進学者のオッズをとって、その両オッズの比(前者を分子、後者を分母)をとれば、それがオッズ比となる。このケースの場合、

出身階層にかかわらず進学傾向が同じであればオッズは一致するはずで、オッズ比は1となる。しかし通常は高階層者のほうに進学傾向が強いため、1より大きな値を示すだろう。ただしこのままだと、オッズ比の数値は、無限大から0の間を推移するが、その推移の仕方が1を境に対称とはいえないため、自然対数をとった対数オッズ比が用いられるのが普通である。もっとも、オッズ比自体統計的に都合のよい性質をもつものの、数値の意味はこれに馴染んだ階層研究者以外に必ずしも明瞭ではなく、ある条件においては平等化・不平等化を過度に評価しうる指標になりうるという近藤（2001）による重要な指摘もある。

3) 文部科学省の統計による。ホームページからもアクセスが可能である。

(http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/001/08030520/004.htm)

4) 例えば松井（1997）や吉原（1998）を参照。

5) もっとも、純粋に一定のある教育段階に進学した人を母集団とし、そのサンプルにおけるより上の段階への進学/非進学を推定するモデル（問題設定）だというのであれば、そのモデル自体を不当とはいえない。ただし、各トランジション段階において推定を行い、その推定値を比較した上で何らかの解釈を行うというのであれば、上の段階のトランジションにおいて前の段階で非進学となったかなりのサンプルが脱落しているということには自覚的でなければならぬし、Cameron and Heckman（1998）の批判にも一定の合理性がある。

6) このコマンドは、Stataに予めセットアップされているわけではないので、自らインターネットを通じてインストールする必要がある。インストールするには、インターネットにつないだ状態でStataを起動し、net search spostを実行して、あとは画面にしたがってインストールすればよい（Long and Freese 2001: 11）。またlistcoefというコマンドで、指定した独立変数に対するすべての従属変数のカテゴリーの組み合わせについての係数が表示される。

7) データの利用に関しては、SSM調査2005年研究会の許可を得た。データはversion14.2版を用いた。

8) ここでは銘柄大学を、旧帝大・東京六大学のほか、東工大・一橋大・東京外語大・筑波大（東京教育大）・横浜国立大・千葉大・大阪外語大・神戸大・広島大・上智大・国際基督教大・中央大・同志社大・関西学院大・関西大・立命館大に含めた。

9) 父職の職業威信スコア算出のシンタクスは、三輪哲氏が作成し、SSM調査2005年研究会に配布されたものを用いている。記して感謝したい。

10) 持ち家、田畑（家庭菜園は除く）、風呂、子供部屋、学習机、応接セット、ピアノ、テレビ、ラジオ、ビデオデッキ、冷蔵庫、電子レンジ、電話（携帯電話・PHS含む）、カメラ、文学全集・図鑑、パソコン・ワープロ、クーラー・エアコン、乗用車、美術品・骨董品、といった項目である。

11) ただし近藤・古田（2009）の順序ロジット・モデル（ただし通常のシンプルな順序ロジット・モデルではなく、従属変数の一部の学校段階間において、説明変数により異なる効果が現れると仮定する部分的比例オッズ・モデル）により、ポスト団塊世代において一時的に格差縮小が進んだこと、若年世代において局所的に格差拡大の傾向が見られる、（本稿と定義は異なるが）財所有の効果は縮小している、というような、本稿と矛盾しない結果を導き出している。

本稿の分析にあたって、SSM調査2005年研究会の許可を得た。データはversion14.2版を用いている。本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金「教育選択における合理的選択理論の実証（若手B）」（課題番号21730679）による研究成果の一部である。

【参考文献】

荒牧草平、2000、「教育機会の格差は縮小したか - 教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム 戦後日本の教育社会』東京大学出版会：15-35。

Arum, Richard, Adam Gamoran, and Yossi Shavit, 2007, "More Inclusion Than Diversion: Expansion, Differentiation, and Market Structure in Higher Education," in Yossi Shavit, Richard Arum, and Adam Gamoran eds. *Stratification in Higher Education*, Stanford: Stanford University Press, 1-35.

Breen, Richard, and Jan O. Jonsson, 2000, "Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model," *American Sociological Review*, 65(5): 754-772.

Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Müller, and Reinhard Pollak, 2009, "Nonpersistent Inequality in Educational

- Attainment: Evidence from Eight European Countries," *American Journal of Sociology*, 114(5): 1475-1521.
- Cameron, Stephen V., and James J. Heckman, 1998, "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males," *The Journal of Political Economy*, 106(2): 262-333.
- 橋本健二、2003、『階級・ジェンダー・再生産 - 現代資本主義社会の存続メカニズム』東信堂。
- Ishida, Hiroshi, 1993, *Social Mobility in Contemporary Japan: Educational Credentials, Class and the Labour Market in a Cross-National Perspective*, London: Macmillan.
- 近藤博之、2007, "Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education," in Yossi Shavit, Richard Arum, and Adam Gamoran eds. *Stratification in Higher Education*, Stanford: Stanford University Press, 63-86.
- 石田浩・三輪哲、2008、「戦後日本の階層構造と社会移動に関する基礎分析」三輪哲・小林大祐編『2005年SSM日本調査の基礎分析 - 構造・趨勢・方法 -』2005年SSM調査シリーズ : 73-93。
- 門脇厚司・陣内靖彦編、1992、『高校教育の社会学 - 教育を蝕む 見えざるメカニズム の解明』東信堂。
- 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。
- 近藤博之、2009、『学歴分断社会』ちくま新書。
- 近藤博之、2001、「オッズ比の変化をどう読むか」『理論と方法』16(2): 245-252。
- 近藤博之・古田和久、2009、「教育達成の社会経済的格差 - 趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59(4): 682-698。
- Long, Scott J., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, London, and New Delhi: Sage.
- Long, Scott J., and Jeremy Freese, 2001, *Regression Models for categorical Dependent Variables Using Stata*, College Station in Texas: Stata Press.
- Lucas, Samuel R., 2001, "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects," *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690.
- Mare, Robert D., 1980, "Social Background and School Continuation Decisions," *Journal of American Statistical Association*, 75(370): 295-305.
- 近藤博之、1981, "Change and Stability in Educational Stratification," *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.
- 松井真知子、1997、『短大はどこに行く』勁草書房。
- 三隅一人・三輪哲、2008、「2005年SSM日本調査の欠票・回収状況の分析」三輪哲・小林大祐編『2005年SSM日本調査の基礎分析 - 構造・趨勢・方法 -』2005年SSM調査シリーズ! : 17-29。
- 中西祐子・中村高康・大内裕和、1997、「戦後日本の高校間格差成立過程と社会階層 - 1985年SSM調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』第60集 : 61-82。
- 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# 教育と社会移動』東京大学出版会、25-55。
- 尾嶋史章・近藤博之、2000、「教育達成のジェンダー構造」盛山和夫編『日本の階層システム4 - ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会 : 27-46。
- Raftery, Adrian E., and Michael Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75," *Sociology of Education*, 66: 41-62.
- 佐々木享、1976、『高校教育論』大月書店。
- Shavit, Yossi, and Hans-Peter Blossfeld eds. 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, San Francisco, and Oxford: Westview Press.
- 吉田崇、2008、「職業経歴データの基礎分析」三輪哲・小林大祐編『2005年SSM日本調査の基礎分析 - 構造・趨勢・方法 -』2005年SSM調査シリーズ : 47-71。
- 吉原恵子、1998、「異なる競争を生み出す入試システム - 高校から大学への接続にみるジェンダー分化」『教育社会学研究』第62集 : 43-67。

【Abstract】

Intergenerational Comparative Analysis of Educational Attainment in Japan

Wataru NAKAZAWA

It is difficult to judge whether educational attainments have been equal since the social value of educational credentials changes as the scale of education expands. In the field of social stratification research, transition model introduced by Mare (1980) was often used. However, this model is reexamined because it does not solve the problems of selection bias and unobserved heterogeneity. Although the knowledge that the inequalities of educational attainment have been stable in most industrialized countries was widely supported, some sociologists started to demonstrate that these inequalities had shrunk. In this paper, I estimate the multinomial logit models the educational attainment is the dependent variable, and I show figures representing changes of the relationship between educational attainment and social class using the Stata's program SPost developed by Long and Freese (2001). These figures indicate that the relationship between educational attainment and social class fluctuated over the postwar period, and we cannot find any evidence that the inequality has monotonically declined. However, since the results of my analysis are unclear due to the relatively small sample size, reexamination using larger data is needed.

