

【研究ノート】

大学進学における学力の効果と出身階層

鳶島 修治

計量社会学研究室

**Socioeconomic Differences in Academic Achievement Effect on
Access to University in Japan**

Shuji TOBISHIMA

Quantitative Sociology

Abstract

Using data from the Japanese Life Course Panel Survey (JLPS), this paper investigated the relationship between academic achievement, socioeconomic background and access to university in Japan. While the university entrance rate has drastically risen since 1990s, socioeconomic disparity in access to university has not necessarily decreased. On the other hand, the effect of academic achievement on access to university has significantly decreased during the same period. More detailed analysis revealed, however, the decline of academic achievement effect on whether to go on to university was found only for those with lower socioeconomic background. As a consequence, socioeconomic differences in the effect of academic achievement on access to university almost disappeared.

キーワード：大学進学機会，学力，出身階層

1. 問題の所在

2000年前後の「学力論争」を契機として、日本では学力の階層差に対する関心が高まっている。しかし、他方で、1990年代以降の大学進学率上昇にともない、学力と教育達成の結びつきが弱まるとともに、進路選択における家庭背景の直接的な影響が強まってきているという見方もある(矢野 2001)。大学進学率の上昇にともなう学力面での大学進学の障壁が以前に比べて低くなったという見方は一定の説得力をもっている。実際、「大学全入」という言葉が象徴するように、1990年には約50%にとどまっていた大学合格率(志願者のうち進学した者の割合)が近年では90%を超えている(矢野 2011)。

学力の階層差の大きさを一定とした場合、学力と教育達成の結びつきが弱まることによって、教育

機会の不平等という問題を議論する上での学力の階層差の相対的な重要性は低下する。近年の日本で実際に教育達成の決定要因としての学力の重要性が低下しつつあるのだとすれば、学力形成の局面における階層差の生成よりも、むしろ出身階層が進路選択を直接左右する局面——Boudon (1973=1983) のいう「第2次効果 (secondary effect)」——に焦点をあてるべきだ、ということになるだろう。

しかし、学力と教育達成の結びつきが弱まってきているのかどうかという論点については経験的な検証の余地がある。先行研究で示唆されているように、1990年代からの大学進学率上昇にともなって近年の日本では学力と教育達成の結びつきが弱まる傾向にあるのだろうか。また、実際に学力と教育達成の結びつきが弱まってきている場合、そのような変化は社会全体で一様に生じているのか、あるいは特定の社会的属性をもつ集団において局所的に生じているのだろうか。若年層を対象として実施された社会調査のデータにもとづく計量分析をとおして、こうした問いに答えることが本稿の目的である。

2. 大学進学率の上昇と大学入試の多様化

教育達成に対する学力の効果の弱まりをもたらした可能性のある要因として、1990年代以降に進行した大学進学率の上昇が挙げられる。大学進学率が上昇することで、以前であれば学力面の制約によって大学へ進学できなかった層にも進学が開かれると考えられるためである。「学校基本調査」(文部科学省)をもとに大学進学率の推移を示した図1から見てとれるように、大学進学率は1990年代に入ってから上昇傾向にあり、1990年～2009年の20年間で24.6%から50.2%まで上昇している。

現代の日本では高校進学率が100%に近い水準で推移しており、さらに近年では大学進学率も50%に達している。その意味で、教育達成の違いを生み出す主要な分断線は高校卒業後に〈大学へ進学するかどうか〉にあるといえる。こうした観点から、本稿では大学進学率の機会を問題にする。

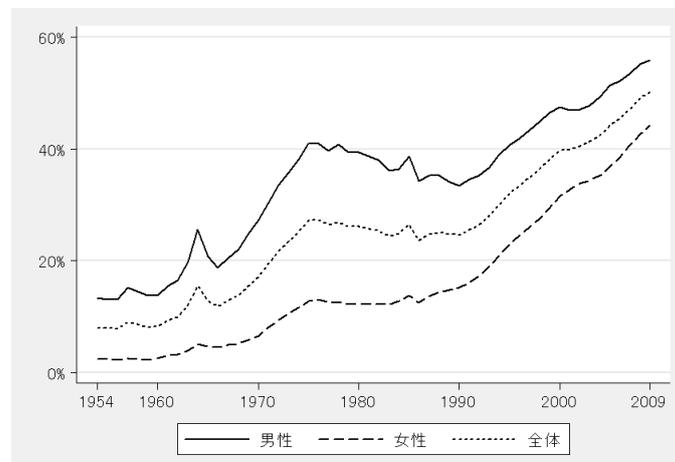


図1. 大学進学率の推移 (1954年～2009年)

出典：「学校基本調査」(文部科学省)をもとに筆者作成。

なお、1990年～2009年の20年間で男子の大学進学率は約20ポイント上昇したが、女子の進学率はそれを上回るペースで上昇している（約30ポイントの増加）。その結果として大学進学率の男女差は縮小してきており、2009年時点では大学進学率の男女差が約10ポイントとなっている。近年では女子に関しても短大進学がもっとも主要な高卒後進路とはいえなくなっており、本稿で大学への進学／非進学に焦点をあてることには一定の妥当性が認められるだろう。

大学進学の見方としての学力の重要性が低下したという見方に説得力を与えているもう1つの要因は、「学力一斉筆記試験」（以下、学力試験）をとらぬ推薦入試やAO入試等の拡大（中村2011）である（以下、学力試験をとらぬ入学者選抜制度を「推薦入学制度」と総称）。山村（2009a）によると、近年では学力試験をとらぬ一般入試を経て大学へ入学する者は全体の6割に満たない。約3割は推薦入試による入学者であり、AO入試等を加えればその比率はさらに大きくなる。

ただし、選抜方法別の入学者の分布には大学の設置形態によって大きな差がある。すなわち、国公立大学では約8割の入学者が一般入試を受験しているのに対し、私立大学では一般入試による入学者が半数に満たない（山村2009a）。また、大学ランク（入学難易度）との関連も明瞭に見てとることができる。私立大学の中でも入学難易度がもっとも高い「ランク1」の大学では約75%の学生が一般入試による入学者である。これが「ランク2」では約63%、「ランク3」では約48%となり、入学難易度がもっとも低い「ランク4」の大学では一般入試による入学者が約27%にとどまる（山村2009a）。こうした入学難易度の低い大学では、大部分の入学者が学力試験をとらぬ推薦入試やAO入試等によって進学してきているのである。

本稿の関心から重要な点は、威信の高い大学（国公立大学や入学難易度の高い私立大学）に進学するためには依然として高い水準の（学力試験をとらぬ一般入試で合格できるレベルの）学力を求められる場合が多いということである。逆に、推薦入試やAO入試等による入学者の比率が大きいのは入学難易度の低い私立大学であり、全般的に大学進学の手がかりが拡大したとはいえ、一定水準以上の学力を有していない者が進学できるのはそうした（低ランクの）大学に限られる。推薦入学制度を利用して大学へ進学した者は出身高校のランクも低い傾向があり（山村2009b）、大まかな傾向として、推薦入学制度は低ランクの高校から低ランクの大学への進学に特徴的な移行経路であるといえる。

推薦入学制度の拡大によって大学進学に対する学力の効果弱まりが弱まったのだとすれば、その大きな要因の1つは低ランクの高校から低ランクの大学への進学者が増加したことであると考えられる。その場合、大学進学の見方としての学力の効果の変化を検討する上では、高校ランクと出身階層の結びつき（中西ほか1997；荒牧2008；三輪2008）を考慮する必要があるだろう。高校進学段階で出身階層が低いほど進学先の高校ランクは低いという傾向があるため、近年の日本での大学進学における学力の効果弱まりは、社会全体で一様に生じているわけでは必ずしもなく、出身階層が低い層において局所的に生じている可能性がある。近年の日本での大学進学に対する学力の効果の変化については、それが「誰」にとっての変化なのかという論点を含め、経験的な検証が必要であるといえる。

3. データと変数

3.1. 利用データの概要

本稿では、東京大学社会科学研究所が「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (Japanese Life Course Panel Survey : JLPS)」の一環として実施している若年パネル調査 (JLPS-Y) のデータを用いて分析を行う。JLPS-Yは2006年12月時点で20歳~34歳の男女を対象として実施されている。標本抽出は日本全国に居住する上記年齢層の男女から層化2段無作為抽出法によって行われた。本稿では2007年に実施された第1波調査と2008年に実施された第2波調査のデータを使用する。

JLPS-Yの対象者は1990年代~2000年代前半に高卒時の進路決定を行った年齢層であり、1990年代以降の大学進学機会の動向に着目する本稿の関心に合致している。なお、本稿では高卒時の進路選択という教育達成過程の一局面に焦点をあて、大学への進学/非進学の決定要因に関する分析を行うため、中卒者は分析対象から除いた。ただし、大学中退や在学中のケースは分析対象に含む。分析に用いるすべての項目(表1を参照)に関して回答が得られているケースの数はN=2,530である。

3.2. 分析方法と使用する変数

本稿では、回答者の到達学歴(最後に通った学校)をもとに、大学への進学/非進学を表す2値変数(1:「進学」、0:「非進学」)を従属変数としてロジスティック回帰分析を行う。なお、最後に通った学校に関して不明または無回答のケースは分析対象から除いている。

大学進学行動の決定要因(の変化)に関してロジットモデルによる分析を行う場合、学力をはじめとした独立変数の回帰係数は、周辺分布の変化(本稿の議論の文脈では大学進学率の上昇)の影響を除去した上での相対的な進学機会の差を表す(Mare 1981)。したがって、仮に低学力層の進学確率が以前に比べて上昇していたとしても、高学力層の進学確率が低学力層と同程度(あるいはそれ以上)に上昇していた場合、大学進学に対する学力の効果の弱まりは観察されない。本稿では学力による大学進学の制約を(異なる学力レベルの集団間における相対的な進学機会格差)として捉え、このような視点から近年の日本で大学進学行動に対する学力の効果が変わったのかどうかを検証する。

本稿の分析における主要な説明変数は学力である。学力に関わる変数として中学3年時成績(-2:「下の方」、-1:「やや下の方」、0:「真ん中あたり」、1:「やや上の方」、2:「上の方」の5点尺度)を用いる。ここでいう中学3年時成績は、回答者が通っていた学校での成績に関する自己評価である。中学3年時成績については出生コーホートや15歳時父職との交互作用項を用いる都合上、0という値に実質的な意味をもたせるため、「真ん中あたり」を0に設定している。成人を対象とした社会調査(JLPSを含む)において、回答者が中高生のころの学力を正確に測定することは難しい。そうした中で、中学3年時成績という変数には学力の代理指標として重要な位置づけが与えられてきた。というのも、日本では大部分の中学生が公立中学に通っており、また、公立中学校間には顕著な学力水準の格差が存在していないと想定することができるため、「中学校内の相対的成績評価は、その人の現実の全国的成績の分布に占める相対的位置と大きくずれることはないだろう、と推測される」(中澤 2010:

219) ためである。主観的な自己評価であること、過去の成績に関する回顧的データであること等の限界があることは否定できないが、現実的なデータの利用可能性を考えた場合、中学3年時成績は学力の代理指標として有用な変数であるといえる。

中学3年時成績の効果を検討する上での統制変数としては、出身階層に関する変数として15歳時の父職（「上層ノンマニュアル」、「下層ノンマニュアル」、「マニュアル」の3分類）、父親の学歴（高等教育ダミー）、母親の学歴（高等教育ダミー）を用いる¹⁾。15歳時父職（3分類）については、SSM職業8分類にもとづき、専門と管理を「上層ノンマニュアル」、事務と販売を「下層ノンマニュアル」、熟練・半熟練・非熟練・農林漁業を「マニュアル」とした。

この他、性別に関して男性ダミー（1:「男性」、0:「女性」）を用いる。出生年については「1972-76年生」、「1977-81年生」、「1982-86年生」という3つの出生コーホートに区分した。なお、出生コーホートについては順序ダミー変数を用いている。一連の変数の基本統計量は表1に示したとおりである。

表1. 分析に用いる変数の基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
大学進学	44.9%	—	0	1
男性	49.4%	—	0	1
出生コーホート				
1972-76年生	40.8%	—	0	1
1977-81年生	30.4%	—	0	1
1982-86年生	28.9%	—	0	1
15歳時父職				
上層ノンマニュアル	21.5%	—	0	1
下層ノンマニュアル	34.7%	—	0	1
マニュアル	43.8%	—	0	1
父高等教育	34.2%	—	0	1
母高等教育	23.2%	—	0	1
中学3年時成績	0.285	1.160	-2	2

注：N=2,530。質的変数については平均値に代えて比率（%）を示した。

4. 分析結果

4.1. 記述的分析

まず、JLPS-Yのデータをもとに1990年代以降の大学進学機会の動向を改めて確認しておく。図2は中学3年時成績を「成績高」（「上の方」＋「やや上の方」）、「成績中」（「真ん中くらい」）、「成績低」（「やや下の方」＋「下の方」）の3段階に区分した上で大学進学者の比率（の変化）を比較したもの

である。図2より、「成績高」と「成績中」では一貫して大学進学者の比率が増加してきていることがわかる。他方、「成績低」に関しては、1972-76年生と1977-81年生の間では大学進学者の比率がほとんど変化していないが、もっとも若い1982-86年生のコーホートにおいて急激に大学進学者の比率が増加しており、1977-81年生と比較して約15ポイントの増加が確認される。

次に、中学3年時成績による相対的な進学機会格差について検討する。もっとも年長の1972-76年生ともっとも若い1982-86年生のコーホートを比較した場合、「成績高」における大学進学者の比率が約7ポイント増加しているのに対し、「成績中」は約18ポイントの増加を示している。図3に示したように、こうした変化に対応して、「成績高」と「成績中」の間の相対的な進学機会格差の大きさを表す対数オッズ比²⁾の値（基準カテゴリは「成績中」）も低下してきている（1.543→1.387→1.062）。この結果から、1990年代以降の大学進学率上昇にともなって「成績高」と「成績中」の間の進学機会格差は縮小したことが確認される。

他方、「成績中」と「成績低」を比較した場合、大学進学機会の格差は必ずしも縮小していない。図3から対数オッズ比の変化を見ると、1972-76年生と1977-81年生の間ではむしろ進学機会の格差が拡大しており（-0.579→-1.004）、1982-86年生のコーホートでは格差縮小の傾向が見られるものの（-1.004→-0.618）、1972-76年生のコーホートと同程度の水準まで戻ったに過ぎず、全体として見た場合には格差がほぼ維持されている。

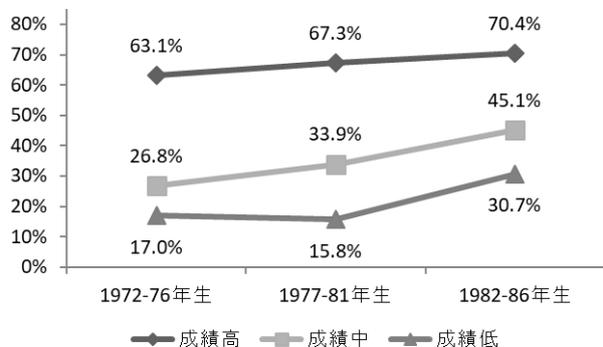


図2. 大学進学者の割合（中学3年時成績別）

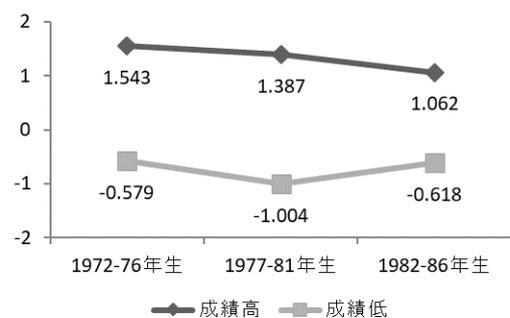


図3. 大学進学機会の格差（対数オッズ比）

（注：基準カテゴリは「成績中」）

続いて、大学進学率と出身階層の関係について検討する。図4から、上層ノンマニュアルや下層ノンマニュアルの出身者では大学進学者の比率が一貫して増加してきたことが見てとれる。他方、マニュアル層の出身者に関しては「成績低」の場合と同様の傾向が見られ、1972-76年生と1977-81年生の間では大学進学者の比率がほとんど変化しておらず、1982-86年生のコーホートで急激に大学進学者の比率が増加している。

1972-76年生と1977-81年生の間では上層ノンマニュアルや下層ノンマニュアルの出身者において進学率が上昇し、マニュアル層の出身者では進学率がほとんど変化していない。そのため、図5に示

した対数オッズ比(基準カテゴリは「マニュアル」)の変化から進学機会の階層差の拡大が観察される。これに対し、1977-81年生と1982-86年生の間では上層ノンマニュアルや下層ノンマニュアルの出身者よりもマニュアル層の出身者において大学進学者の比率が大幅に増加したため、進学機会の階層差が縮小している。ただし、もっとも年長の1972-76年生ともっとも若い1982-86年生の比較から全体の傾向を見ると、約15年間をとおして大学進学機会の階層差は必ずしも縮小していないことがわかる。下層ノンマニュアルとマニュアルの差は若干縮小したものの(0.719→0.631)、上層ノンマニュアルとマニュアルの間の差は拡大している(1.309→1.466)。

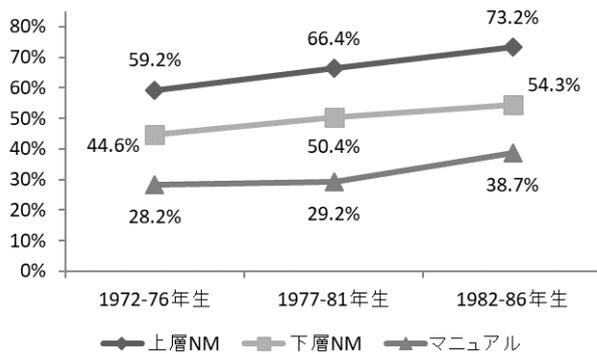


図4. 大学進学者の割合(15歳時父職別)
(注: 図中の「NM」はノンマニュアルを表す)

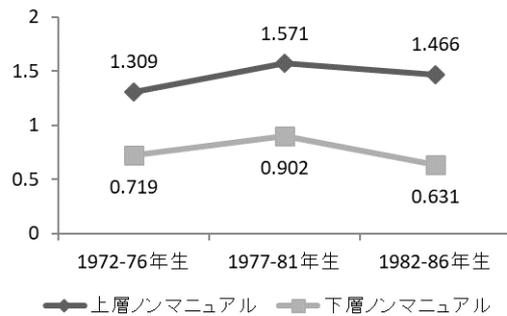


図5. 大学進学機会の階層差(対数オッズ比)
(注: 基準カテゴリは「マニュアル」)

4.2. 大学進学行動のロジスティック回帰分析

以上を踏まえ、大学進学行動に対する中学3年時成績や出身階層の影響を多変量解析によって検討する。大学進学決定要因に関するロジスティック回帰分析の結果を示したのが表2である。まず、モデル1の推定結果をもとに基本的な知見を確認しておく。本稿が注目している中学3年時成績は有意な正の効果を示しており、中学3年時の成績が高いほど大学へ進学しやすい傾向がある。中学3年時成績のオッズ比は2.380であり、5段階で測定された中学3年時成績が1段階高いと約2.38倍大学へ進学しやすい。この結果から、大学への進学/非進学の決定要因としての中学3年時成績の重要性が示唆される。

性別については男性ダミーが正の効果を示している。2.で見たように、近年の大学進学率上昇にともない男女間の進学機会格差は縮小傾向にあるものの、大学進学の面で依然として男性が相対的に有利であるといえる。出身階層に関する変数として投入した15歳時父職・父学歴・母学歴はいずれも有意な効果を示しており、大学進学機会には出身階層による格差が認められる。すなわち、親の学歴や職業的地位が高いほど子どもは大学へ進学しやすい。

モデル2では15歳時父職および中学3年時成績と出生コーホートとの交互作用項を追加し、大学進学行動に対する出身階層や中学3年時成績の効果がどのように変化してきたかを検討している。推定結果を見ると、15歳時父職と出生コーホートの交互作用項はいずれも統計的に有意でなく、大学進

学機会の階層間格差は安定的に推移してきたことが見てとれる。他方、中学3年時成績の効果の変化に関しては、中学3年時成績×1982-86年生の交互作用が有意な負の効果を示しており、若いコーホートにおいて中学3年時成績の効果が弱まったことを読み取ることができる。なお、出生コーホートに関しては順序ダミー変数を用いているため、この結果は1977-81年生と比較して1982-86年生のコーホートで中学3年時成績の効果が弱まったことを意味している。

表2. 大学進学のプロジスティック回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
男性	1.132 ***	1.135 ***	1.132 ***	1.135 ***
1977-81年生	0.146	0.027	0.153	0.034
1982-86年生	0.268 *	0.483 *	0.257 *	0.496 *
15歳時父職				
上層ノンマニュアル	0.821 ***	0.670 **	0.930 ***	0.790 ***
下層ノンマニュアル	0.437 ***	0.386 *	0.544 ***	0.504 **
父高等教育	0.828 ***	0.830 ***	0.828 ***	0.829 ***
母高等教育	0.643 ***	0.656 ***	0.648 ***	0.662 ***
中学3年時成績	0.867 ***	0.988 ***	1.031 ***	1.134 ***
1977-81年生×中3時成績	—	-0.061	—	-0.057
1982-86年生×中3時成績	—	-0.244 *	—	-0.233 *
1977-81年生×上層NM	—	0.262	—	0.260
1977-81年生×下層NM	—	0.248	—	0.232
1982-86年生×上層NM	—	-0.052	—	-0.096
1982-86年生×下層NM	—	-0.337	—	-0.358
上層NM×中3時成績	—	—	-0.297 *	-0.280 *
下層NM×中3時成績	—	—	-0.255 *	-0.239 *
定数項	-1.996 ***	-2.004 ***	-2.068 ***	-2.069 ***
N	2,530	2,530	2,530	2,530
McFadden's R ²	0.248	0.251	0.250	0.253
-2loglikelihood	2619.307	2608.388	2611.251	2601.365

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05

注：表中の数値は対数オッズ比。「NM」はノンマニュアルを表す。

ただし、交互作用が統計的に有意であることと実質的に意味のある変化が生じたかどうかは別の問題であり、中学3年時成績の効果がどの程度変化したのかという点が重要になる。中学3年時成績の係数は0.988であり、これは基準カテゴリである1972-76年生のコーホートにおける中学3年時成績の効果を表す。そして、1977-81年生のコーホートにおける中学3年時成績の効果は0.927(=0.988-0.061)、1982-86年生のコーホートにおける中学3年時成績の効果は0.683(=0.927-0.244)となる。

1972-76年生と1982-86年生のコーホートを比較すると、中学3年時成績の効果は約30.9%低下したことになる、これは決して無視できない変化であると考えられる。

なお、モデル2では大学進学行動に対する出身階層（15歳時父職）の効果の変化についてもあわせて検討を加えている。推定結果を見ると、出生コーホート×15歳時父職の交互作用は有意でない。したがって、本稿で分析対象としている1972～1986年生の年齢層において、中学3年時成績を介さない出身階層の直接的な影響の大きさは変化していない（大学進学機会の階層差は拡大も縮小もしていない）と解釈することができる。

4.3. 学力の効果の変化と出身階層

続いて、大学進学に対する中学3年時成績の効果が出身階層によって異なるのかどうか（また、どのように異なるのか）を検討する。表2に示したモデル3の推定結果において、上層ノンマニュアル×中学3年時成績と下層ノンマニュアル×中学3年時成績の交互作用はいずれも有意な負の効果を示している。すなわち、マニュアル層の出身者と比較した場合、上層ノンマニュアルや下層ノンマニュアルの出身者では大学進学の決定要因としての中学3年時成績の効果が小さい。マニュアル層と比較して、上層ノンマニュアルや下層ノンマニュアルは経済的・文化的な資源の面で相対的に豊かな階層であるため、学力がそれほど高くなくても大学へ進学しやすい傾向があると解釈できる。逆に、マニュアル層は出身家庭の経済的・文化的資源が相対的に乏しく、本人がかなり高い水準の学力を有していなければ大学へ進学する機会に恵まれにくいということになる。

表3. 大学進学のリジスティック回帰分析（15歳時父職別）

	上層 NM		下層 NM		マニュアル	
男性	0.854	***	1.336	***	1.106	***
1977-81年生	0.238		0.278		0.052	
1982-86年生	0.312		0.184		0.557	**
父高等教育	0.792	**	0.633	***	1.235	***
母高等教育	0.951	***	0.489	*	0.604	*
中学3年時成績	0.696	***	0.888	***	1.252	***
1977-81年生×中3時成績	0.052		-0.018		-0.127	
1982-86年生×中3時成績	0.001		-0.211		-0.424	*
定数項	-1.167	***	-1.585	***	-2.168	***
N	543		879		1,108	
McFadden's R ²	0.203		0.186		0.246	
-2loglikelihood	555.025		992.199		1036.624	

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05

注：表中の数値は対数オッズ比。「NM」はノンマニュアルを表す。

このように、大学進学に対する中学3年時成績の効果の大きさは出身階層によって異なっている。この結果を踏まえると、大学進学に対する中学3年時成績の効果の「変化」についても出身階層間の違いが見られる可能性がある。こうした観点から、中学3年時成績の効果の変化の仕方が出身階層（15歳時父職）によって異なるかどうかを検証する。大学進学行動に対する中学3年時成績×出生コーホートの交互作用効果が出身階層によって異なるかどうかを検討するため、15歳時父職ごとにサンプルを分割した上で改めてロジスティック回帰分析を行った³⁾。

推定結果を示した表3を見ると、出生コーホート×中学3年時成績の交互作用項が有意な（負の）効果を示しているのはマニュアル層のサンプルだけである。また、マニュアル層の出身者を対象とした分析においても1977-81年生×中学3年時成績の交互作用効果は有意でなく、1982-86年生×中学3年時成績の交互作用効果だけが有意になっている。この結果から、大学進学に対する中学3年時成績の効果の弱まりは、マニュアル層の出身者において1977-81年生と1982-86年生の間のみ観察される局所的な現象であるといえる。

かつては出身階層によって大学進学に対する中学3年時成績の効果に差があり、出身階層が高いほど中学3年時成績の効果は小さいという傾向が見られた。しかし、このような出身階層と結びついた進路決定原理の違いは縮小してきており、もっとも若い1982-86年生のコーホートでは出身階層にかかわらず中学3年時成績が大学進学の決定要因として同程度の効果をもつようになっている（図6）。

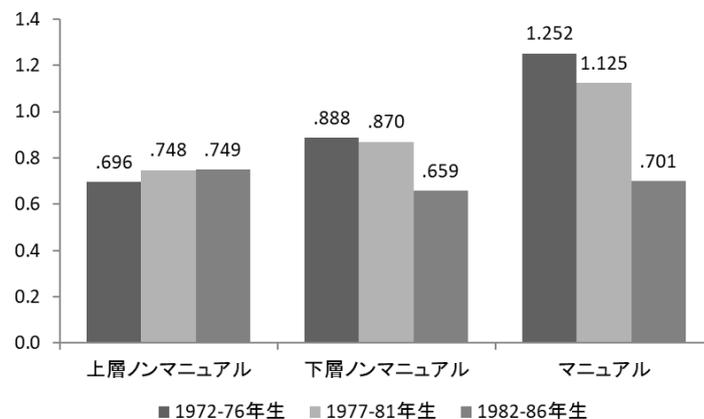


図6. 中学3年時成績の効果（対数オッズ比）の変化（15歳時父職別）

5. 考察

本稿では学力に関わる要因として中学3年時成績に着目し、1990年代以降の日本で大学への進学／非進学の決定要因としての中学3年時成績の効果はどのように変化してきたのかを検討した。1990年代以降、大学進学率が上昇する中で、全体の傾向としては大学進学に対する中学3年時成績の効果は弱まってきた。しかし、出身階層（15歳時父職）による中学3年時成績の効果の違いに着目した分析を行ったところ、大学進学に対する中学3年時成績の効果の弱まりが明確に見られたのはマニュアル層の出身者だけであり、上層ノンマニュアルや下層ノンマニュアルの出身者においてはそのような変

化が観察されなかった。大学進学の見込要因としての中学3年時成績の効果の弱まりは相対的に進学
の機会に恵まれていないマニュアル層の出身者においてのみ生じた局所的な現象であったといえる。

さらに、マニュアル層の出身者においても1977-81年生のコーホートでは(1972-76年生のコーホ
ートと比較して)中学3年時成績の効果の変化が見られず、もっとも若い1982-86年生のコーホ
ートにおいてのみ(1977-81年生のコーホートとの比較から)中学3年時成績の効果の弱まりが観察される。
この結果から、マニュアル層の出身者における大学進学の見込要因としての中学3年時成績の効果の
弱まりは2000年代に入ってから生じた現象であると考えられる。

このような変化の背後に存在する要因の1つとして指摘できるのは1990年代以降の高卒就職市場
の厳しい状況(本田2005;小杉2010)であり、「大学は無業という暗い現実からの最終避難所となり
つつある」(宮本2002:155)という指摘もなされている。実際、近年では〈就職できないから大学へ
進学する〉という形の進路選択も行われるようになってきている(西村2006;中村2010)。そして、こ
うした進路選択が現実的に可能になっている背景には、18歳人口の減少にともなう大学進学
の容易化や学力試験をとまなわない選抜方法の拡大という要因が存在していると考えられる。

もう1つの要因は1990年代末からの「奨学金」政策である⁴⁾。「学生生活調査」(文部科学省)のデ
ータを分析した古田は、1990年代からの格差拡大傾向が反転した2002年以降、「授業料の高騰にもか
かわらず、低所得層からの進学が伸び所得階層間の格差が縮小するといった驚くべき状態」(古
田2006:209)が生じていること、その背景として日本育英会(当時)による「奨学金」の拡充(1999年)
が重要な役割を担っていることを指摘している。家庭の経済状況にあまり余裕がなくても、子ども
の学力が高ければ親は多少無理をしてでも進学に係る費用を負担する傾向がある(小林2008)。これに
加え、「奨学金」の拡充によって学力が高くない場合にも進学に係る費用を調達することが可能にな
った。その結果として、1990年代以降の動向に焦点をあてた本稿の分析ではマニュアル層において大学
進学に対する中学3年時成績の効果の弱まりが観察されたのではないかと考えられる。

1990年代以降の日本では高卒時の進路選択(大学へ進学するか否か)に対する中学3年時成績の効
果の弱まりが局所的に観察されるものの、全体として見ると中学3年時成績は現在の日本でも依然と
して高卒時の進路選択を左右する重要な要因の1つであり続けている。また、本稿では大学への進学
／非進学だけを問題にしたが、大学進学率が50%以上の水準に達した現代の日本社会において、学力
(の階層差)が強く反映されるのは〈大学へ進学するかどうか〉よりも〈どのような大学へ進学する
か〉という分岐点であると考えられる。大学へ進学すること自体は以前に比べて容易になったが、現
在でも威信の高い大学へ進学するためには高い学力が必要とされる⁵⁾。こうした観点からも、個人の
教育達成を左右する要因の1つとして学力には重要な位置づけが与えられるだろう。

付記

二次分析を行うにあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター
SSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y) wave1-7(寄託者:東京大学社会科

学研究所パネル調査プロジェクト)」の個票データの提供を受けた。記して感謝いたします。

注

- (1) 親の学歴については「わからない」という回答が少なくないため、高等教育ダミー変数を作成するにあたって（欠損値として扱うのではなく）0の値を与えた。ただし、「わからない」と回答したケースを分析対象から除いた場合にも結果が大きく変わらないことは確認済みである。
- (2) 対数オッズ比は2つのカテゴリ間でまったく差がない場合に0の値をとる。また、2つのカテゴリ間に差がある場合は、対数オッズ比の絶対値が大きいほどカテゴリ間の差は大きいと解釈することができる。
- (3) 出生コーホート×父職×中学3年時成績という3変数の交互作用項を用いた分析を行うことも可能だが、最尤推定法によるロジスティック回帰分析では3変数の交互作用について安定した結果が得られない場合があること（Long 1997）、また、3変数の交互作用項を用いると結果の解釈が煩雑になることから、ここでは父職ごとにサンプルを分割して推定を行うこととした。
- (4) 日本でいう奨学金は実質的には教育ローンを指している場合が多いため、カギ括弧付きの「奨学金」という表記を用いている（中澤 2014）。
- (5) また、「どのような大学へ進学するか」という側面に関しても出身階層間の格差は存在している（Ishida 2007; 荒牧 2008; 平沢 2011）。

引用文献

- 荒牧草平, 2008, 「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: 235-248.
- Boudon, R., 1973, *L'inegalite des chances: la mobilite sociale dans les societes industrielles*, Armand Colin. (= 1983, 杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳『機会の不平等』新曜社.)
- 古田和久, 2006, 「奨学金政策と大学教育機会の動向」『教育学研究』73(3): 207-217.
- 平沢和司, 2011, 「大学の学校歴を加味した教育・職業達成分析」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 155-170.
- 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.
- Ishida, H., 2007, "Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education," Y. Shavit, R. Arum and A. Gamoran eds., *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford University Press, 63-86.
- 小林雅之, 2008, 『進学格差——深刻化する教育費負担』筑摩書房.
- 小杉礼子, 2010, 『若者と初期キャリア——「非典型」からの出発のために』勁草書房.
- Long, S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage.
- Mare, R. D., 1981, "Change and Stability in Educational Stratification," *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.
- 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, 225-236.
- 宮本みち子, 2002, 『若者が《社会的弱者》に転落する』洋泉社.
- 中村高康, 2010, 「四大シフト現象の分析」中村高康編『進路選択の過程と構造——高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ』ミネルヴァ書房, 163-183.

- , 2011, 『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.
- 中西祐子・中村高康・大内裕和, 1997, 「戦後日本の高校間格差成立過程と社会階層——1985年 SSM 調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』60: 61-82.
- 中澤渉, 2010, 「JGSS-2009 ライフコース調査にみる高等教育進学行動の分析——日本における相対リスク回避説の検証」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集 [10]』大阪商業大学 JGSS 研究センター, 217-227.
- , 2014, 『なぜ日本の公教育費は少ないのか——教育の公的役割を問いなおす』勁草書房.
- 西村貴之, 2006, 「思わぬワンランクアップとしての大学進学」乾彰夫編『18歳の今を生きぬく——高卒1年目の選択』青木書店, 179-204.
- 山村滋, 2009a, 「多様な入学者選抜方法の実態分析」山村滋・鈴木規夫・濱中淳子・佐藤智美『学生の学習状況からみる高大接続問題』大学入試センター研究開発部, 81-109.
- , 2009b, 「多様な選抜方法と大学教育の機会」山村滋・鈴木規夫・濱中淳子・佐藤智美『学生の学習状況からみる高大接続問題』大学入試センター研究開発部, 139-153.
- 矢野眞和, 2001, 『教育社会の設計』東京大学出版会.
- , 2011, 『「習慣病」になったニッポンの大学——18歳主義・卒業主義・親負担主義からの解放』日本図書センター.