

出身地域が教育達成に与える影響

平松誠

(大阪大学・日本学術振興会)

教育達成の地域間格差の問題は階層研究や教育社会学において取り組まれてきた古典的なテーマの1つである。とくに近年の研究から、1990年代以降に都道府県間の大学進学率の格差が拡大傾向にあることが指摘されるようになってきた。しかし、出身階層等の個人属性を統制した上で地域間格差が存在することを明らかにし、またその地域間格差がいかなる要因によって生じているのかを明らかにした研究は近年では多くはみられない。そこで本章ではSSM2015データを用いて、まず個人の出身地域による教育達成の格差が存在することを記述的に確認した後に、つぎに地域の大卒比率と大学収容率に着目して、いかなる地域の要因がその格差を生み出しているのかを検討した。分析の結果、以下のことが明らかになった。第1に、クロス表分析より東京圏と近畿出身であることは大学進学行動において有利であることがうかがえる。大学進学において、東京圏・近畿などの都市圏とそのほかの地方部との格差が大きいことが確認できた。第2に、マルチレベル分析の結果、最も新しいコーホートにおいて地域の大卒比率と大学収容率が大学進学行動を規定していることが明らかになった。つまり、近年では大卒比率や大学収容率が高い地域出身であることが、出身階層の効果を統制した上でも大学進学において明確に有利であることが示された。

キーワード：地域間格差、教育達成、大卒比率、大学収容率

1. はじめに

教育達成や職業達成における地域間格差の問題は、階層研究における古典的な研究テーマの1つである(原 2006: 47)。つまり、地位達成過程の階層間格差ほどではないにせよ、地域間格差も決して無視できない問題の1つとして考えられてきたのである。なぜなら、ある個人が生まれ育った地域によってその後の教育達成と職業達成に大きな制限がかかることは、「機会の平等」という観点から問題をはらんでいるからである。

とりわけ、1990年代以降の現代日本社会では、教育達成の地域間格差が拡大傾向にあることが指摘されるようになってきており(佐々木 2006)、この問題は決して看過できるものではなくてきていると言える。教育機会などをはじめとしたライフチャンスが東京などの大都市圏出身者ばかりに多く配分されているということは、必ずしも社会が公正な状態にあるとは言えないだろう。

これまでの先行研究の流れを概観したところ、特に近年ではマクロデータである「学校基本調査」のデータを用いて教育達成の地域間格差について扱ったものが多く(佐々木 2006;

上山 2011)、出身階層や家庭環境などの属性変数が含まれた個票データを用いて、地域間格差が生じる要因を明らかにしようとした研究は多くはみられない。つまり、出身階層などの個人属性の効果を統制した上でもなお教育達成における地域間格差が存在するのかが明らかにされる必要がある。

そこで本章では、個票データである SSM2015 データを用いて、(1) 出身地域による教育達成の格差が存在することを記述的に確認した後に、(2) 地域の社会経済的特性である大卒比率と、大学収容率に着目して、いかなる地域の要因がその格差を生み出しているのかを明らかにする。なお、(2) の分析課題では、地域間格差が拡大傾向にあることが指摘されている 1990 年代以降に大学進学をしたコーホートにとくに注目する。

2. 先行研究

出身地域が教育達成に与える影響についての先行研究は、大きく 2 つに分けられる。以下ではその 2 つを検討し、本章の分析課題を明確にする。

2.1 地域間格差の趨勢について

まず、教育達成の地域間格差の趨勢をみた研究があげられる。1980 年代までは、地方分散政策¹の影響などにより、大都市圏の進学率が減少し地方の進学率が上昇することで大学進学機会の地域間格差は縮小傾向にあった（牟田 1988）。その後、1990 年代以降は、大学進学機会の地域間格差が拡大傾向にあることが複数の研究より指摘されている（佐々木 2006; 上山 2012; 朴澤 2016）。佐々木洋成（2006 : 316）によると、1990 年代以降は、大都市圏の進学率が再び上昇することにより大学進学機会の地域間格差が拡大しており、その傾向は男女ともにみられるようになっている。

また、朴澤泰男（2016）によると大学進学行動という観点から日本の地域を分類すると、低進学率地域、中進学率地域、高進学率地域に分けられる。なお、朴澤（2016）は 1990 年代以降の大学進学行動に注目している。ここで低進学率地域として北海道・東北、九州・沖縄、中進学率地域として北関東・甲信越・静岡、北陸、中国・四国が、そして高進学率地域として東京・南関東、東海、近畿が該当する。朴澤はこの 3 つの地域間には、大学進学行動の構

¹ 地方分散政策とは、1976 年に高等教育懇親会がとりまとめた「昭和 50 年代前期高等教育計画」の中で示された政策的な方針の 1 つである（島 1996）。島一則（1996 : 127-128）によると、この分散政策には 2 つの政策的意図がある。1 つは地方からの若年人口の流出と大都市圏への流入の抑制という人口・労働力政策的な意図であり、もう 1 つは大学進学機会の地域間格差の是正という教育政策的意図であった。また、島（1996 : 139）によると 1976 年から 1986 年にかけては、地方分散政策のもとで教育機会の地域間格差是正が進んできたが、1986 年以降には地方分散政策の実質的な意味が失われてきた。

造的なパターンの違いがあることを明らかにしている。

2.2 地域間格差が生じる要因について

つぎに、教育達成の地域間格差が生じる要因について明らかにしてきた研究について検討してみよう。まず、都道府県の社会経済的特性による説明を行った研究が多くみられる。たとえば、教育水準の高い地域出身者が大学進学に有利（友田 1970; 尾嶋 1986; 上山 2011）であることを指摘した研究が多くみられる。そして、ホワイトカラー比率の高い地域出身者が有利（友田 1970）であることを指摘した研究や、高所得の地域が有利（上山 2011）であることを指摘した研究などがみられる。

大学収容率による説明を行った研究もみられる。大学収容率とはある都道府県における大学教育の供給量を表す指標である（上山 2011）。これまで、大学収容率が高い都道府県出身者とその周辺地域出身者が大学進学に有利（雨森 2008）であることや、大学収容率が高い地域が有利（上山 2011）であることが指摘されてきた。つまり、ある都道府県において大学に進学していない若者（高校生）に対して大学の定員が十分に用意されている場合には、彼ら彼女らの大学進学が促進されるということである。

最後に、市区町村の効果に着目した研究について検討しよう。ここまで主に都道府県の効果に関する先行研究を検討してきたが、市区町村の効果に着目してきた研究もみられる。これらの研究は、主に SSM 調査のデータを用いて、市区町村単位では都市部出身者が有利（塚原・小林 1979; 塚原・野呂・小林 1990; 林 1997）であることを指摘してきた。たとえば林拓也（1997）は、大都市およびその周辺都市の出身者がより高い学歴を持ちやすいことを、1995 年の SSM 調査データの分析から明らかにしている。

2.3 先行研究の課題

ここまでみてきたところ、1990 年代以降は大学進学機会の地域間格差が拡大傾向にあることが分かった。また都道府県レベルでは社会経済的地位と大学収容率が高い地域において、そして市区町村レベルでは都市部において大学進学行動が促進されやすいことが示されてきた。

これらの先行研究にはいくつかの課題がみられる。第 1 に、出身階層の効果を統制した上で、都道府県社会経済的特性や大学収容率が大学進学行動に与える影響を検討した研究が多くはみられないということである。分析結果を精緻にするという観点からは個人レベルの階層変数の効果を統制した上で、地域レベルの変数の効果を明らかにする必要があるだろう。第 2 に、地域間格差が拡大傾向にある 1990 年代以降の傾向をみた研究が依然として不足していることである。

そのため、本章では個票データである SSM2015 データを用いて、個人レベルの階層変数の

効果を統制した上で、都道府県レベルの社会経済的特性と大学収容率の効果に着目する²。また、とくに90年代以降に大学進学をする新しいコーホートに焦点を当てて分析を行う。

3. データ、変数、分析手法

3.1 データ

データは、2015年「社会階層と社会移動に関する全国調査」(SSM調査)によるものを用いた。また、2017年2月27日版(バージョン070)のデータを用いた。調査対象者は20～79歳まで(昭和10年から平成6年生まれ)の日本国籍をもつ男女である。

コーホート間の比較を行うために、データを3つに分割した。それぞれ、「34～56年度生まれ」「57～71年度生まれ」「72～91年度生まれ」に分割した³。57～71年度生まれは、地方分散政策の影響で大学進学率の地域間格差が縮小していた時期に、大学進学をしていたコーホートに該当する。72～91年度生まれは、90年代以降の大学進学率の地域間格差が拡大している時期に大学進学をしていたコーホートに該当する。なお、72～91年度生まれのみ分析結果を詳細に検討するために、「72～81年度生まれ」と「82～91年度生まれ」の2つにデータを分割した。また、92～94年度生まれの回答者は、本章では分析に含めなかった。

3.2 変数

まず、従属変数として大学進学をした経験のある人を1、それ以外の人を0とするダミー変数(大学進学ダミー)を用いた。

つづいて、地域レベルの独立変数について説明する。今回は2種類の地域変数を用いた。第1に、出身都道府県(中学卒業時の居住地域)を7つに分けた7地方区分である。具体的には朴澤(2016:33)を参考にして、北海道・東北、北関東・甲信越、東京圏、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄の7つに分類した⁴。

² 本章では、地域の単位として都道府県に着目した。その理由は、都道府県は政策単位として重要な意味を持つことや、国勢調査や学校基本調査といったマクロデータから得られる都道府県別の変数が豊富にあるために分析の柔軟性が高いことである。しかしながら、市区町村やあるいは小学校区等のより小規模な範囲における地域効果が存在する可能性も十分に考えられる。

³ 本章の分析ではコーホートを生年ではなく、生まれた年度で分割している。なぜなら、大学進学は年度、つまり学年ごとに規定された行動であるからである。

⁴ 朴澤(2016:33)の7つの分類と異なる点は、静岡を「北関東・甲信越静」ではなく、「北陸・東海」に分類している点である。また、本章で用いる7地方区分の詳細は以下の通りである。「北海道・東北」は北海道、青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島を、「北関東・甲信越」は茨城、栃木、群馬、新潟、山梨、長野を、「東京圏」は埼玉、千葉、東京、神奈川を、「北陸・東海」は富山、石川、福井、岐阜、静岡、愛知、三重を、「近畿」は滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山を、「中国・四国」は鳥取、島根、岡山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、高知を、「九州・沖縄」は福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄を含む

第2に、地域の社会経済的特性を示す指標として代表的な大卒比率（総務省統計局 2017a）と、大学収容率（総務省統計局 2017b）を用いた⁵。この2つの変数は個人の出身都道府県に値を割り振っている。なお、本章では90年代以降に大学進学を行ったコーホートにとくに關心がある。そのため、この2つの変数を用いた分析では、72～81年度生まれと82～91年度生まれのコーホートのみを分析に用いた。具体的には72～81年度生まれには1990年の大卒比率と大学収容率の値を、同様に82～91年度生まれには2000年の値を割り振っている。

最後に、個人レベルの独立変数について説明する。なお、これらの変数は統制変数として用いる。先行研究の中澤渉（2011）と藤原翔（2012）を参考に以下の変数を用いた。具体的には年齢、性別、兄弟姉妹数（15歳時）、所有財（15歳時）、成績（中学3年生時）、両親学歴、父職（15歳時）を用いた。

詳しい説明が必要な変数について以下で記述する。性別は男性を1、女性を0としたダミー変数である。兄弟姉妹数（15歳時）は、自分を含めた兄弟姉妹数のことである。所有財（15歳時）は、15歳時に家にあった財産項目を単純加算したものである⁶。成績（中学3年生時）は、中学3年生時の学年の中での成績であり、成績が良いほど値が大きくなるように反転している。両親学歴は高等学歴、中等学歴、初等学歴の3つに分類した⁷。なお、父と母の学歴を同時投入している。父職（15歳時）はSSM職業分類をもとに4つ（専門管理、事務販売、マニュアル・農業、無職・不在）に再分類した。

3.3 分析手法

2つの分析を行う。第1に、クロス表分析を行った（図1～4）。これは、7地方区分と大学進学ダミーとのクロス表をみたものである。これにより、大学進学行動の地域間格差の構造を記述的に確認することができる。

第2に、マルチレベル分析を行った（表1～2）。具体的には大学進学ダミーを従属変数としたマルチレベルロジスティック回帰分析を行った。本章では地域変数が大学進学行動に与える影響に關心があるために、切片のみにランダム効果を仮定したランダム切片モデルを用

でいる。

⁵ 大卒比率は、「国勢調査」（総務省統計局 2017a）から作成した。具体的には、最終学歴が不詳の人を除いた人口に占める大学・大学院卒業者数の割合のことである。大学収容率は「学校基本調査」（総務省統計局 2017b）から作成した。この変数はある都道府県に設置されている大学への入学者数を、その都道府県の3年前の中学卒業者数で割ることで求められる（上山 2011：213）。

⁶ 調査票で15歳時に家にあったかどうかを聞かれている財産項目は、以下の通りである（持ち家、別荘、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、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）。

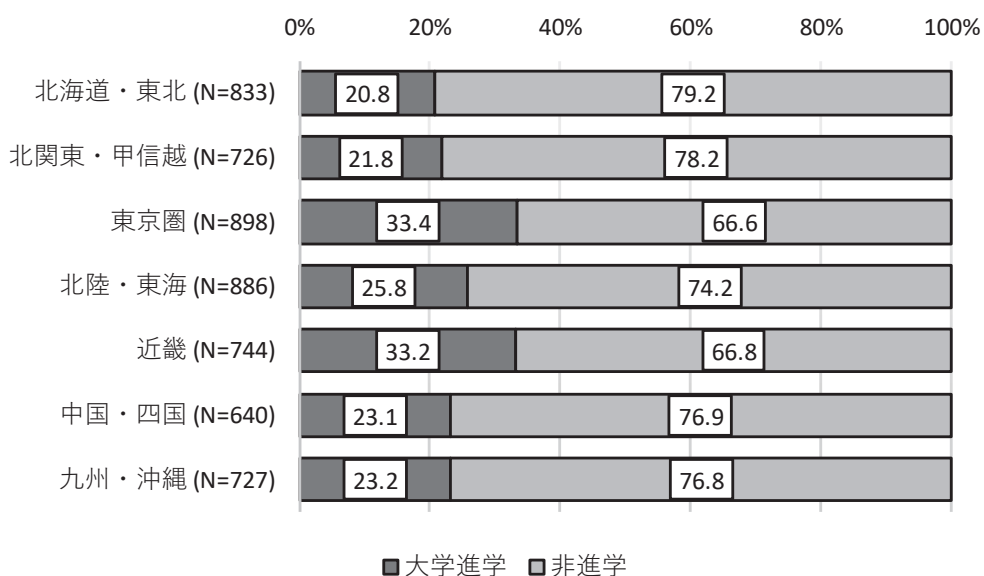
⁷ 両親学歴の分類法は藤原（2011）が参考になる。なお、本章の分析では「新制専門学校」が両親の最終学歴となっている場合には、欠損値として扱った。

いた。

4. 分析

4.1 クロス表

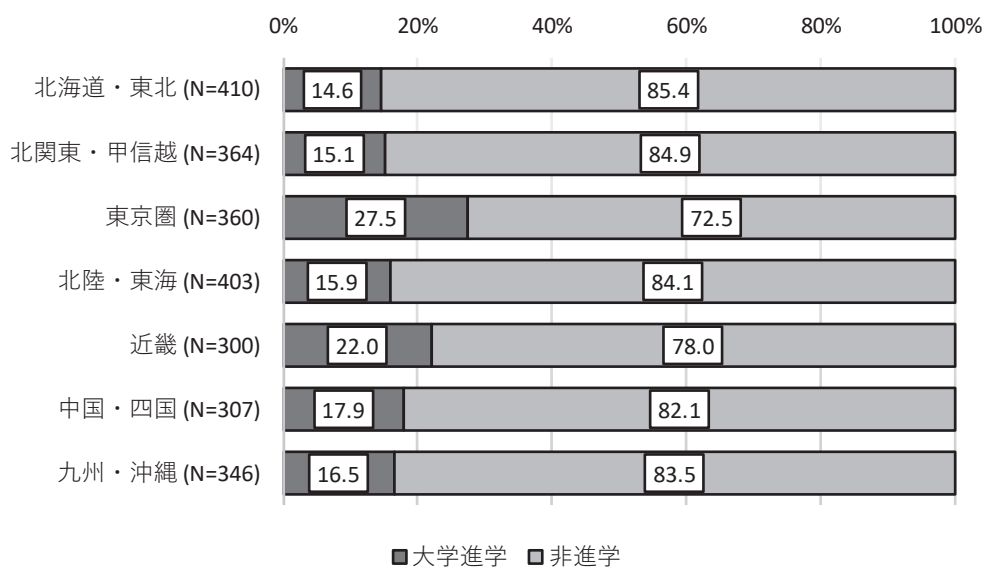
まずは記述的な分析を通して、出身地域と大学進学行動との関連性を確認していきたい。図1は、全サンプルにおける出身地域と大学進学ダミーとのクロス表である。一見して分かるのは、東京圏（33.4%）と近畿（33.2%）の大学進学率の高さである。一方で、地方部である北海道・東北、北関東・甲信越、中国・四国、九州・沖縄では相対的に大学進学行動が少ない傾向がうかがえる。



$\chi^2(d.f.=6)=69.677^{**}$, Cramer's V=0.113 (注) $^{**}p<.01$

図1 クロス表（全体）

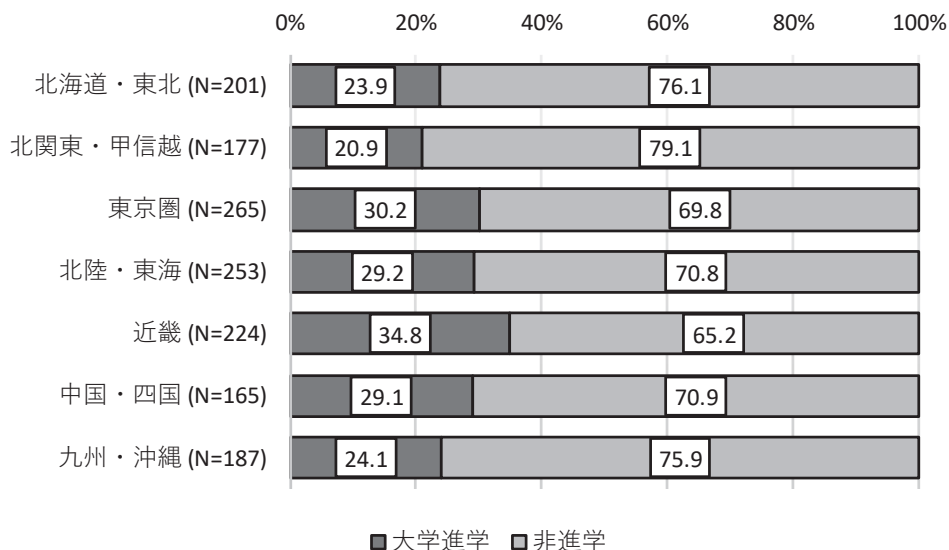
つづいて、34～56年度生まれに限定したクロス表（図2）をみる。こちらも図1と同じように、東京圏と近畿で高い傾向がうかがえる。特に東京圏は27.5%と最も高く、最も低い北海道・東北との間には12.9ポイントの差がある。このコーホートでは、東京圏に居住することで大学進学への見込みが高まっていたことがうかがえる。



$\chi^2(d.f.=6) = 31.651^{**}$, Cramer's V=0.113 (注) $^{**}p < .01$

図2 クロス表 (34~56 年度生まれ)

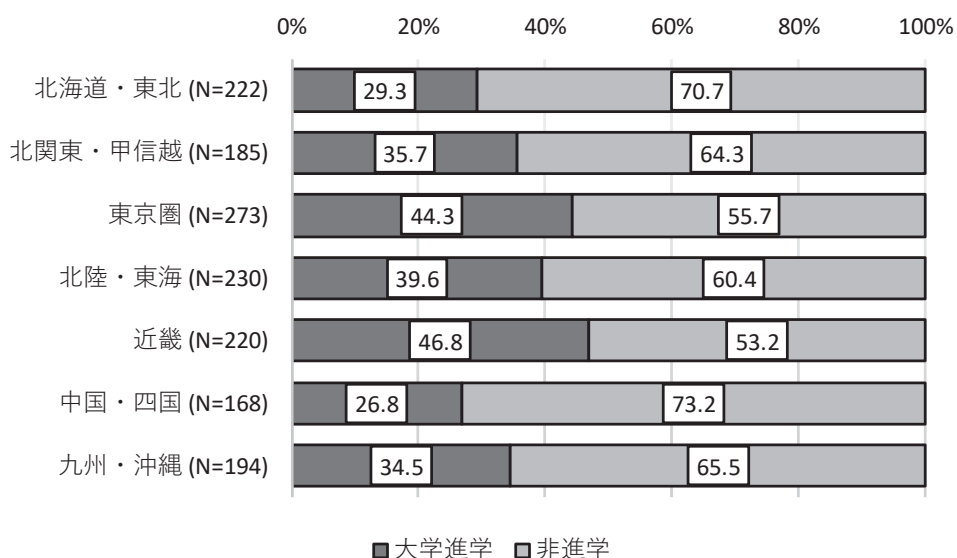
つぎに、57~71 年度生まれに限定したクロス表 (図 3) をみってみる。すると、相対的に北陸・東海 (29.2%) と中国・四国 (29.1%) で大学進学率が高いことが分かる。このコーホートでは、東京圏、近畿といった都市圏と地方である中国・四国などの格差が縮小傾向にあったことが確認できる。この時期は、牟田博光 (1988) が指摘するように地方分散政策の影響により地方で進学率が上昇し、都市圏で進学率が伸び悩んだために、結果として大学進学機会の地域間格差が縮小したと考えられる。一方で、東京圏に近い北関東・甲信越が 20.9% と低い値にとどまっていることも分かる。



$\chi^2(d.f.=6) = 13.671^*$, Cramer's V=0.096 (注) $**p < .01$, $*p < .05$

図3 クロス表 (57~71 年度生まれ)

最後に 72~91 年度生まれに限定したクロス表 (図 4) をみてみよう。一見して分かるのは、東京圏 (44.3%) と近畿 (46.8%) の高さである。北陸・東海も 39.6% と高い値を示している。一方で、北海道・東北 (29.3%) や中国・四国 (26.8%) のように大学進学行動が伸び悩んでいる地域もあり、再び都市圏と地方との格差が拡大しているようにもみえる。また、57~71 年度生まれとは対照的に北関東・甲信越が高い値 (35.7%) を示していることも分かる。



$\chi^2(d.f.=6) = 29.635^{**}$, Cramer's V=0.141 (注) $**p < .05$

図4 クロス表 (72~91 年度生まれ)

4.2 マルチレベル分析

ここまで、クロス表の結果を検討してきたが、その結果には出身階層などの個人属性の効果と地域の効果が混在しているという問題がある。そこで、以下では個人属性の効果を統制したマルチレベル分析の結果をみていくことにする。

表1は都道府県レベルに7地方区分を投入したマルチレベルロジスティック回帰分析の結果である。まず、全体のモデルをみてみよう。東京圏を基準カテゴリとすると、北海道・東北、北関東・甲信越、九州・沖縄で大学進学行動が抑制されていることが分かる。つまり、クロス表の結果と同じように、地方出身者が大学進学行動を抑制されるという傾向が分かる。

34～56年度生まれに限定したモデルをみると、統計的に有意な関連性はみられない。つまり、このコーホートにおいては個人属性を統制するとそこまで大きな地域間格差が存在しなかったことが示唆される。

つぎに57～71年度生まれに限定したモデルをみると、北関東・甲信越、九州・沖縄で有意な負の値を示す。このコーホートでも地方においては大学進学行動が抑制されていたことが分かる。特に地方分散政策の影響下で、東京圏に近い北関東・甲信越で大学進学が抑制されていたことがうかがえる。

最後に、72～91年度生まれに限定したモデルの分析結果をみると、中国・四国で有意な負の関連性がみられる。

表 1 大学進学ダミーを従属変数としたマルチレベルロジスティック回帰分析(7 地方区分への着目)

	全体		34~56年度生まれ		57~71年度生まれ		72~91年度生まれ	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
個人レベル								
年齢	-0.005	0.003	-0.011	0.016	0.033 *	0.014	-0.035 *	0.014
男性ダミー	1.780 **	0.080	2.522 **	0.146	1.782 **	0.166	1.179 **	0.128
兄弟姉妹数	-0.190 **	0.035	-0.221 **	0.045	-0.201	0.116	-0.169	0.089
所有財	0.100 **	0.016	0.140 **	0.030	0.107 **	0.028	0.065	0.036
成績	1.017 **	0.070	0.943 **	0.077	1.004 **	0.105	1.126 **	0.097
父親中等学歴	0.291 *	0.120	0.541 *	0.216	0.012	0.212	0.480 *	0.220
父親高等学歴	0.763 **	0.144	0.621 **	0.215	0.473	0.285	1.201 **	0.296
父親初等学歴 (基準)								
母親中等学歴	0.325 **	0.100	0.369	0.192	0.549 *	0.220	0.146	0.230
母親高等学歴	0.994 **	0.162	0.853 **	0.282	1.206 **	0.279	0.798 *	0.312
母親初等学歴 (基準)								
父職専門管理	0.560 **	0.131	0.472	0.246	0.736 **	0.199	0.451 *	0.180
父職事務販売 (基準)								
父職マニュアル・農業	-0.663 **	0.080	-0.981 **	0.133	-0.592 **	0.160	-0.357 *	0.146
父職無職・不在	-0.468 *	0.212	-0.743 **	0.277	-0.443	0.426	-0.234	0.405
都道府県レベル								
北海道・東北	-0.418 *	0.189	-0.422	0.357	-0.413	0.241	-0.397	0.244
北関東・甲信越	-0.343 *	0.162	-0.491	0.378	-0.601 **	0.156	-0.038	0.145
東京圏 (基準)								
北陸・東海	-0.157	0.135	-0.478	0.331	0.046	0.095	0.039	0.189
近畿	-0.102	0.151	-0.357	0.361	-0.115	0.237	0.116	0.136
中国・四国	-0.358	0.185	-0.250	0.351	-0.227	0.209	-0.615 *	0.280
九州・沖縄	-0.518 **	0.174	-0.612	0.346	-0.688 **	0.238	-0.364	0.225
切片	5.888 **	0.490	5.643 **	1.405	7.953 **	0.922	4.782 **	0.907
Residual Variances	0.007	0.013	0.031	0.052	0.000	0.000	0.000	0.000
-2Log Likelihood	4064.864		1440.046		1187.434		1338.168	
N (個人レベル)	5454		2490		1472		1492	
N (都道府県レベル)	47		47		47		47	

(注) ** $p < .01$, * $p < .05$.

最後に、都道府県レベルの変数として大卒比率と大学収容率を投入した表 2 の分析結果を確認する。なお、分析は 72~81 年度生まれと 82~91 年度生まれでデータを分けている。また、大卒比率と大学収容率は相関係数が高く多重共線性の恐れがあるので、本章の分析では同時に投入することはしていない⁸。

72~81 年度生まれでは、統計的に有意な結果は見出すことができなかった。つまり、これらのコーホートでは目立った地域の効果がなかったといえる。しかし、最も新しいコーホートである 82~91 年度生まれにおいては大卒比率と大学収容率の両方において、有意な正の値が示された。

⁸ 1990 年時点の相関係数が 0.729 ($p < .01$)、2000 年時点の相関係数が 0.801 ($p < .01$) である。

表2 大学進学ダミーを従属変数としたマルチレベルロジスティック回帰分析（大卒比率と大学収容率への着目）

	72~81年度生まれ				82~91年度生まれ			
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
個人レベル								
年齢	-0.048	0.032	-0.046	0.032	-0.030	0.037	-0.028	0.037
男性ダミー	1.226 **	0.155	1.227 **	0.155	1.195 **	0.245	1.181 **	0.246
兄弟姉妹数	-0.120	0.109	-0.126	0.109	-0.329 *	0.151	-0.347 *	0.149
所有財	0.057	0.038	0.058	0.038	0.110	0.058	0.116 *	0.058
成績	1.273 **	0.109	1.269 **	0.108	0.848 **	0.149	0.841 **	0.148
父親中等学歴	0.454	0.278	0.454	0.277	0.708	0.579	0.734	0.591
父親高等学歴	0.823 **	0.303	0.829 **	0.302	1.873 **	0.613	1.897 **	0.615
父親初等学歴（基準）								
母親中等学歴	0.142	0.266	0.148	0.267	0.198	0.676	0.175	0.674
母親高等学歴	1.003 *	0.387	1.023 **	0.383	0.592	0.707	0.587	0.708
母親初等学歴（基準）								
父職専門管理	0.397	0.250	0.397	0.250	0.444	0.305	0.473	0.309
父職事務販売（基準）								
父職マニュアル・農業	-0.457 *	0.185	-0.458 *	0.187	-0.265	0.277	-0.231	0.281
父職無職・不在	-0.590	0.437	-0.601	0.430	0.279	0.489	0.359	0.493
都道府県レベル								
大卒比率	3.264	2.371			5.581 **	1.831		
大学収容率			0.693	0.595			1.131 **	0.417
切片	5.194 **	1.554	5.020 **	1.521	5.673 **	1.637	5.382 **	1.622
Residual Variances	0.046	0.083	0.051	0.085	0.000	0.000	0.000	0.000
-2Log Likelihood	858.866		859.850		466.832		467.300	
N（個人レベル）			980				512	
N（都道府県レベル）			47				47	

（注） ** $p < .01$, * $p < .05$.

5. まとめ

ここまでの分析結果をまとめてみてみよう。第1に、クロス表の結果（図1~4）より、東京圏と近畿出身であることは大学進学行動において有利であることがうかがえる。またクロス表の結果（図4）より、新しいコーホートでは、北陸・東海出身であることも大学進学に有利であると考えられる。大学進学において、東京圏・近畿などの都市圏とそのほかの地方との格差が大きいことが確認できた。

第2に、マルチレベル分析の結果（表2）、最も新しいコーホート（82~91年度生まれ）において、地域の大卒比率と大学収容率が大学進学行動を規定していることが明らかになった。このことは上山浩次郎（2011）が学校基本調査データの分析から指摘した近年の傾向と重なっている。近年では都道府県の大卒比率や大学収容率が高い地域、つまり豊富な教育資源や教育機会がある地域において大学進学が有利になっていることが分かる⁹。換言すると近年で

⁹ 大卒比率や大学収容率が高い地域の例として東京が該当する。たとえば、2000年のデータによると、東京は47都道府県の中で大卒比率が0.27と最も高い（総務省統計局2017a）。ま

は、地域レベルの教育の資源と機会に欠ける地方出身者が、大学進学において不利な立場に置かれていると言えるだろう。

本章の分析結果は、おおむね先行研究の結果（上山 2011 など）を追認するものである。しかしながら、最も新しいコーホートにおいて都道府県の大卒比率や大学収容率が大学進学行動を規定しており、また地域間格差の拡大傾向を示す研究が近年蓄積されている（佐々木 2006 など）ことから分かるように、教育達成の地域間格差の問題は現在無視できるものではない。今後も学校基本調査などのマクロデータと SSM 調査などの個票データの両方を使用して、教育達成における地域間格差の趨勢とその要因を明らかにしていくことが求められていると考えられる。

最後にその点を踏まえて、今後の分析課題を指摘しておきたい。まず第 1 に、男女別の分析が必要となるだろう。大学進学行動に地域間格差が生じる要因には男女で異なる部分があるため（朴澤 2016 : 13）、男女別に異なる分析をした方が教育達成の地域間格差についてより正確に理解することが可能となるだろう。今回は全体の傾向をみることに主眼があったために行わなかったが、今後は男女別に詳細なパターンをみる分析も求められる。第 2 に、第 1 の課題とも重なるが短大と専門学校への進学行動を従属変数に含んだ分析も求められるだろう。とくに女性は短大進学が多かった時代があり、また近年は男女ともに専門学校への進学も増加している。これらの大学以外の学校への進学機会の地域間格差がどれだけ存在するのかを明らかにした研究は管見の限りみられず、今後取り組む余地が十分にある。第 3 に、出身地域が教育達成を媒介として職業達成に与える影響まで明らかにする必要があるだろう。この第 3 の課題に取り組むことで、地位達成の格差が生じる要因を地域という観点から理解することができ、社会階層論に対する 1 つの貢献にもつながると考えられる。

[文献]

- 雨森聡. 2008. 「大学進学に対する地方居住のもつ意味：地域的教育機会格差に焦点を置いて」
中村高康編『2005 年 SSM 調査シリーズ 6 : 階層社会の中の教育現象』2005 年 SSM 調査
研究会 : 69-86.
- 藤原翔. 2011. 「Breen and Goldthorpe の相対的リスク回避仮説の検証：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』62(1) : 18-35.
- 藤原翔. 2012. 「きょうだい構成と地位達成：きょうだいデータに対するマルチレベル分析に
よる検討」『ソシオロジ』57(1) : 41-57.
- 原純輔. 2006. 「社会階層研究と地域社会」『地域社会学会年報』18 : 45-61.
- 林拓也. 1997. 「地位達成における地域間格差と地域移動：学歴・初職に対する影響の計量分

た、大学収容率も 1.08 と京都に次いで 2 番目に高い（総務省統計局 2017b）。

- 析」『社会学評論』48(3) : 334-349.
- 朴澤泰男. 2016. 『高等教育機会の地域格差：地方における高校生の大学進学行動』東信堂.
- 牟田博光. 1988. 「進学移動と大学・短大の適正配置」『大学研究』1 : 37-55.
- 中澤渉. 2011. 「高等教育進学機会の地域間不平等」『東洋大学社会学部紀要』48(2) : 5-18.
- 尾嶋史章. 1986. 「教育機会の地域間格差と教育達成」『大阪大学人間科学部紀要』12 : 97-116.
- 佐々木洋成. 2006. 「教育機会の地域間格差：高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」『教育社会学研究』78 : 303-320.
- 島一則. 1996. 「昭和50年代前期高等教育計画以降の地方分散政策とその見直しをめぐって」『教育社会学研究』59 : 127-143.
- 総務省統計局. 2017a. 『国勢調査』(2017年11月29日取得. <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521>).
- 総務省統計局. 2017b. 『学校基本調査』(2017年11月29日取得. https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020101.do?_toGL08020101_&tstatCode=000001011528&requestSender=dsearch).
- 友田泰正. 1970. 「都道府県別大学進学率格差とその規定要因」『教育社会学研究』25 : 185-195.
- 塚原修一・小林淳一. 1979. 「社会階層と移動における地域の役割：出身地と居住地」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 : 232-271.
- 塚原修一・野呂芳明・小林淳一. 1990. 「地域と社会階層：地域差，地域効果および地域移動」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1：社会階層の構造と過程』東京大学出版会 : 127-149.
- 上山浩次郎. 2011. 「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容：多母集団パス解析による4時点比較」『教育社会学研究』88 : 207-227.
- 上山浩次郎. 2012. 「『大学立地政策』の『終焉』の影響に関する政策評価的研究：『高等教育計画』での特定地域における新增設の制限に注目して」『教育社会学研究』91 : 95-116.

The Effect of Region on Educational Attainment

Makoto HIRAMATSU

(Osaka University, Japan Society for the Promotion of Science)

Regional disparity in educational attainment is a part of the traditional research issues of social stratification and the sociology of education. In addition, recent studies have reported that regional disparity started increasing in the 1990s. However, many studies about this regional disparity didn't consider the effects of individual social origin. Therefore, this study reveals the effect of region on educational attainment using the nationally representative sample of the SSM2015 survey which includes variables indicating social origin. First, this study reveals the disparity of region through the use of cross tables. Second, it examines the effects of educational level and educational opportunity by region on educational attainment through the use of multilevel analysis.

These analyses suggested that people from the Tokyo and Kinki areas have greater opportunities for attaining higher education. In Japan, the disparity between urban areas and rural areas is large. Moreover, in the youngest cohort, regional effects of educational level and opportunity for educational attainment were found to be statistically significant. Therefore, in present day Japan, residents of areas with good educational level and opportunity have an advantage in acquiring higher education.

Key words: Regional Disparity, Educational Attainment, Regional Educational Level, Regional Educational Opportunities