

## 高等教育進学機会の地域間不平等

### Regional Inequality of Opportunity for Higher Education

中澤 渉

Wataru NAKAZAWA

【要約】本稿の目的は、出身地方による高等教育の進学機会に不平等が存在するかを検討することにある。高等教育機関は大都市圏に集中しており、特に地方の出身者は進学のために移動を強いられる。そのことが意味するのは、高い学費だけではなく、物価の高い都市部での生活維持費が余計にかかるということである。したがって地方出身者にとって、進学の障壁は都市部出身者より高くなることが予想できる。本稿では、JLPSのデータを用いて分析を行い、傾向スコアを用いて共変量調整を行うことで、出身地域の真の因果効果を推定した。その結果、出身地域の効果は調整後も消えることがなく、特に大学と専修学校への地方による進学格差は拡大した。つまり個別の社会経済変数の影響を除去しても、出身地域による進学機会の不平等は存在していることが明らかになった。

#### 1 問題設定

このところの日本経済の不振は、多くの人々の生活に影響を与えている。先が見えない、という世の中であって、特に育児・教育の金銭的コストが高いことは、少子化の趨勢に歯止めがかからない大きな要因でもある。日本の育児・教育の金銭的負担が大きいことは、塾・予備校などの、学校外教育にかかる費用の問題、高等教育段階にかかる費用の問題、の2点に大きくまとめることができる<sup>1)</sup>。もっとも塾・予備校といった学校外教育の究極的目標は進学にあるので、はと深く関連している。いずれにしても、進学したり、進学に有利な教育を受けさせるには、結局のところ、経済的な負担に耐えうる収入が必要ということになる。特に日本は、先進諸国の中でも、高等教育にかかわる私費負担が大きなことで知られている（市川 2000; 矢野 2003; 中澤 2004）。

ここで問題になるのは、高等教育進学機会が平等か否か、ということになる。第一に想起されるのは、出身階層による機会の不平等問題であろう。教育の機能主義的立場に立つのであれば、シグナリング理論やスクリーニング理論のように機能主義を批判する立場であれ、高学歴であるということはその後の職業経歴において有利に扱われると主張している点で共通しており、もし経済的理由によって進学機会が阻まれることがあれば、その後の経歴に負の影響をもたらすであろうという結論に至る。それゆえ、教育機会の不平等問題では、階層や所得不平等の問題が中心に取り扱われてきたのである。

本稿の課題も、階層や所得不平等の問題と関連がないわけではない。しかし、高等教育の進学にかかるコストは、学費だけではない。目指す大学が近距離にあればよいが、そうとは限らないことも多い。社会的に高く評価されている大学は、首都圏や関西圏などごく一部に集中している。つまりそれ以外の地域出身の学生は、進学と同時に地域移動を余儀なくされる。さらに都市部は一般的に、住居費を含め、物価が高い。つまり地方出身者は、進学決定のハードルが経済的にその分高い、ということが予想される。このことは、社会移動研究の古典ともいえるLipsetとBendixによる『産業社会の構造』でも指摘されている。つまり、都市部のほうが高率の社会移動があり、それは高等

教育機関が都市部に集中することで教育機会に恵まれているからである。さらに職業的にも、(農村部に比して)都市部は異質性に富み、職業上の可能性について多くの子ども・青年が知悉していること、それにより特に下層階級にとって上昇移動のアスピレーションが高められる機会が都市部に豊富に備わっている、というのである(Lipset and Bendix 1959=1969: 207-213)。

本稿では、いわゆる階層の変数による高等教育進学機会の不平等ではなく、出身地域による進学機会に焦点を絞って論じることとする。ただし実際には、地域変数と階層変数は相互に独立の関係にはない。なぜなら階層変数は職業や収入の変数と置き換えられるものだが、地域による産業の分布が異なることから、階層の分布が地域によって異なることが容易に推測できるからである。さらにいえば、上述したように、地方出身者は進学に際し移動を伴うことが多いため、一層のコストを強いられる。つまり進学機会の階層間の不平等度は、都市部より地方においてより深刻に現れることが予想される。本稿では、統計的な処理により、事前の地域間にみられる異なる階層の分布の影響を補正して、地域変数独自の、進学への決定に及ぼす影響力を確認する。

## 2 先行研究の検討

### (1)マクロデータを用いた分析

戦前はある程度、大学や専門学校の設置は地域的なバランスを考慮しつつ進められてきた<sup>2)</sup>。しかし多くの私立大学の設置認可は、旧制大学や専門学校をそのまま存続するという前提で進められたため、大学は大都市圏に集中した<sup>3)</sup>。1959年にいわゆる工場等制限法が施行されたことで、指定地域では1,500平米以上の教室の建設が不可能となり、既に集中する都市部での大学新設が不可能になった。しかしベビーブーム世代の大学生急増や一部私大の大学拡張の要望に押され、大学設置認可は非常に緩いものとなった。当時の大学拡大は私立によって担われてきたが、あまりに急激な大学の量的拡大で学習環境が劣悪化し、学生運動を誘発した面もあった(Pempel 1978=2001)。1971年のいわゆる四六答申とよばれる中教審答申を受けて、高等教育懇談会が設置され、漸く地域間の大学進学格差が問題視されるようになった。当初国立大学の増加により格差を是正しようとしたが、第一次石油危機により計画は頓挫した。今度は、大学・短大の設置抑制政策をとることとなり、定員増は非常に限定的な部分のみに適用され、政令指定都市等の特定地域では設置認可を出さなかった(黒羽 2001: 102-111)。しかしながら、指定地域以外であれば大学の設置が認められる余地を残したともいえ、これを大学地方分散化政策、と捉えることも可能である。

こういった時代背景を受けて、高等教育、特に大学への進学機会の地域間格差に焦点を当てた研究が、70年代から80年代に多く見られる。その嚆矢に位置づけられるのが友田(1968; 1970)であろう。友田(1968)は、大学のランクにより移動のパターンが異なっており、特に上位ランクは関東などの大都市圏に集中していることから、全国から大学集中地域への移動がみられるが、ランクが下がると地元や隣接地域からの入学者が増えることを明らかにした。また友田(1970)は、分析水準を地方から都道府県レベルに落とし、都道府県レベルの経済水準、職業構成、学歴構成と大学・短大進学率との間に相関があることを明らかにした。ただし首都圏や近畿圏の大都市圏が進学に有利かといえば、必ずしもそうとは言い切れない。池田(1975)によれば、シンブルに大学志願者の出身都道府県と大学のある都道府県をと突き合わせた場合、両者の需給バランスはむしろ首都圏などの都市圏で悪い。池田はこれを、全国から受験生が集中するために、むしろ地元に進学しようとする受験生の進学機会を圧迫するためではないか、と推測する。牟田(1986)によれば、70年代後半からの大学地方分散化政策により、進学に伴う地域移動は減少したという。しかしそれは平等化を促したというよりは、意図せざる不平等化を生んだ。この時期に私学助成政策が導入され、その助成を正当化するために定員超過を厳しく監視することとなった。さらに大都市の大学新設が

認められなかったことが、都市部での大学入学競争に拍車をかけた。進学に伴う移動としては、地方から大都市圏の大学に進学するという現象は珍しくないが、その逆はあまりなく、特に大都市圏では、地方の大学に進学するくらいであれば、地元の専修学校に進学するという選択が珍しくなかった。80年代に入り、一時期若干大学進学率が低下の傾向まで見せたのは、こうした都市部での進学行動が多大な影響を与え（牟田 1986）、結果的に大都市部における大学進学希望者の進学機会を、むしろ奪うことになった（牟田 1988）。最近では佐々木（2006）が、学校基本調査のデータから、高度成長期以降の大学進学率と社会経済変数や大学収容力との関係を検討した。それによると、90年代以降、地域による進学率の格差は拡大傾向にあり、特に女性で顕著であること、しかも進学率に対する社会経済変数の規定力が増しているという（佐々木 2006）。

本稿でも、基本的な事実を確認しておこう。表1は2009年春の出身高校のあった都道府県と、進学先大学のあった都道府県の間の地域移動関係について、『学校基本調査』をもとにまとめたものである<sup>4)</sup>。このようにすると、階層分析で用いられる移動表と同じものができる。行（横）が出身高校のある地方に対応し、列（縦）が進学先の大学のある地方に対応する。数は男女とも、国公立も私立もすべてを含んでいる。例えば2009年において、東北地方の高校出身で北海道の大学に進学したのは、1,101人であり、東北地方の高校出身で、東北地方の大学にとどまったのは21,351人である。移動表分析の詳細には本稿では踏み込まないが<sup>5)</sup>、分析の際に特に注目しなければならないのは、クロス表の対角線上のセルである。この例でいえば、北海道出身で北海道の大学、東北地方の出身で東北の大学、というように、地域移動を伴わない進学行動の人数の入ったセルである。通常移動表では、この対角線上のセルに多くの度数が集中する。「近くにある大学に進学する」というのは、普通に考えて合理的な行動であり、このような傾向が出ることは全く不自然ではない。ただし問題は、学生の出身地域への定着率が、地方によって異なっていることである。

この移動表を見たとき、行の合計セル（最右列）は、大学進学を決定した高校生の数である。続いて列の合計セル（最下行）は、実際に大学に入学した人の地域別の数である。対角線上のセルの人数を、それぞれの地方の行合計人数で割れば、地域移動を伴わなかった人の比率（定着率）が求

表1 出身高校と進学先大学の地域移動の関係（上・2009年 下・1989年）

出身高校／進学先大学 09年	A	B	C	D	E	F	G	H	I	計
A 北海道	14831	853	3657	211	302	952	109	41	189	21145
B 東北	1101	21351	13958	1133	358	585	51	12	86	38635
C 関東	1174	2394	193667	2183	1293	1912	237	102	583	203545
D 甲信越・北陸	401	1017	15994	14776	2676	3758	298	79	156	39155
E 東海(岐阜・三重含む)	465	914	13056	2522	41609	6380	571	222	369	66108
F 近畿	459	207	4928	1076	1622	91360	2297	1115	874	103938
G 中国	180	110	4114	275	683	6960	17963	1687	2347	34319
H 四国	114	67	2481	145	409	4892	2475	6468	665	17716
I 九州・沖縄	238	196	8331	360	967	3968	3112	531	43960	61663
計	18963	27109	260186	22681	49919	120767	27113	10257	49229	586224
出身高校／進学先大学 89年	A	B	C	D	E	F	G	H	I	計
A 北海道	10419	828	2803	187	155	355	27	11	48	14833
B 東北	1068	13555	9668	695	276	424	36	15	73	25810
C 関東	1775	3428	144108	2257	1518	2113	247	128	1334	156908
D 甲信越・北陸	357	1248	14288	7969	1988	2831	226	52	288	29247
E 東海(岐阜・三重含む)	643	1041	15125	2857	30638	5463	764	227	1435	58193
F 近畿	627	553	6971	1541	2610	70525	2770	1014	2084	88695
G 中国	143	203	6143	331	1130	5869	12253	1619	4391	32082
H 四国	82	121	3280	222	705	3428	2041	5169	1725	16773
I 九州・沖縄	237	254	8661	320	882	2722	2715	615	33465	49871
計	15351	21231	211047	16379	39902	93730	21079	8850	44843	472412

注) 『学校基本調査』より作成

められる。例えば2009年において、北海道の高卒者の定着率は、 $14,831 \div 21,145$ を%表示したもので、約70.14%となる(表2)。換言すれば、3割ほどの卒業生は、北海道以外の大学に進学したということである。また、各地方の行合計セルと列合計セルの数字が一致すれば、理論上、進学希望者と大学収容力は、その地域で一致していることになる。仮に2009年において、北海道から大学進学決定した高卒者の人数は、行合計の21,145人であり、北海道にある

表2 高校と大学・非移動率と高卒者・大学入学者のオッズ

	2009年		1989年	
	%	オッズ	%	オッズ
A 北海道	70.14	1.115	70.24	0.966
B 東北	55.26	1.425	52.52	1.216
C 関東	95.15	0.782	91.84	0.743
D 甲信越・北陸	37.74	1.726	27.25	1.786
E 東海(岐阜・三重含む)	62.94	1.324	52.65	1.458
F 近畿	87.90	0.861	79.51	0.946
G 中国	52.34	1.266	38.19	1.522
H 四国	36.51	1.727	30.82	1.895
I 九州・沖縄	71.29	1.253	67.10	1.112

注1) 表1より計算

注2) %は移動表において、移動のない(対角線上)人の比率

注3) オッズは高卒者と大学収容者の比。周辺度数より算出

る大学が受け入れた入学生の合計は18,963人である。ここで21,145と18,963のオッズをとれば、 $21,145 \div 18,963$ で1.115となる。つまり北海道で大学進学した高卒者の人数は、北海道の大学入学者の人数を上回っているわけだから(1.115倍) 物理的に北海道以外の大学に進学せざるを得ない人々が出現する構造となっている。

試みに、リーマンショックの起きた後になる2009年と、いわゆるバブル景気真っ只中であった1989年という、経済情勢からみても対照的な2つの年の移動表を作成した。この20年間で、急速に少子化が進行しており、大学進学率そのものも大きく上昇している。しかし大まかにみると、移動の構造自体は大きく変わっていない。大学の集まっている関東と近畿は、非移動率が高い。またオッズも非移動率に対応しており、関東や近畿は1を下回っていることから、それぞれの地方以外の出身者がかなり流入してきていることがうかがえる。オッズが大きければ、それだけ進学希望する高校生を受け入れる大学側の余裕がないことを意味し、進学しようと思うのなら他の地方に出なければならぬ、という人が増える。1989年と2009年で比較すると、オッズは上昇した地方と下降した地方とで二分されている。ところが、非移動率の数値を見ると、北海道を除いたすべての地方で、2009年の数値が1989年と比較すると上昇している。つまり進学にあたって、地域移動が減っているということを示す。この要因は少なくとも2点考えられる。1つは、経済情勢の悪化に伴い地域移動を伴う進学の余裕がなくなり、やむを得ず出身地域にとどまるケースが増えた、というものである。もう1つは、大学進学率の上昇に伴うものである。特に地方の大学は入試難易度が相対的に低く、特に進学率の上昇の担い手は、「大学進学か就職か(あるいは専修学校などへの進学か)」の選択をするグレーゾーンの学生であると考えられることから、そういった学生ほど地元に着しやすいのではないか、と予想できる(池田1975を参照)。

ただし当初から友田(1970)が気付いていたように、また尾嶋(1986)が指摘しているように、こうしたマクロデータの分析には限界がある。近年、マルチレベル分析が注目を集めている一つの重要な根拠となるものだが、「県レベルでの経済水準が高いことと県の進学率が正の相関をもつ」とことは、「経済水準の高い個人が、強い進学傾向をもつ」ことを証明しない。この両者の関係が矛盾することも、十分ありうる。したがって個人の選択行動に迫ろうとするならば、どうしても個票レベルのデータに向き合わざるを得ない。

## (2) 個票データを用いた分析

前節のようなマクロデータを用いた分析が多くなされてきた理由はいくつかあるだろうが、一つはデータの制約の問題が大きいものと思われる。本稿のような関心をもつ場合には、出身階層を示

すデータのほか、最低でも出身高校の都道府県、進学先の都道府県の変数が必要である。しかし全国調査でそのようなデータが取れていることは稀で、社会学では主としてSSM（社会階層と社会移動調査）データ分析などに限られる。先駆けは1975年SSM調査データを用いた塚原・小林（1979）であり、85年SSM調査データを用いた塚原・野呂・小林（1990）、95年SSM調査データを用いた林（1997）、粒来・林（2000）へと続く。ただしこれらは必ずしも進学という局面の移動だけに焦点を当てているわけではなかったり、地域の単位が都市規模で分類されていたりなど、本稿の関心とは異なる。

もっとも、日本の地域（地方）を分類しようとすれば、よく用いられる北海道・東北・関東・中部・近畿・中国・四国・九州というだけでも、8つのカテゴリーが形成される。さらに高等教育の戦後の発展は一様ではないから、コーホートを分けた分析を行う必要もあろう。このようにカテゴリーを増やすと、サンプルサイズを大きくしなければ意味ある分析にならない。SSM調査は重要な変数を網羅しているが、特にコーホート別に区切ると、若年層のサンプルが少なくなってしまう。もう一つ、従来は従属変数に対するある説明変数の独自の影響を見ようとするとき、別の統制変数を同時に考慮すればよいとされた。しかし回帰分析は本来、投入する説明変数間に相関がないという前提である。その前提を満たさなければ、係数の推定値は不偏性をもたない。近年、因果推定（causal inference）においてパネル調査などに注目が集まっている理由は、この問題を解決しようとする点にある。地域により経済水準や主産業が異なっていることから、個人の所属階層と居住地域は関連しているはずで、回帰分析において階層変数と地域変数を同時に考慮すれば、不偏推定値が得られるとは限らない。それを解決するため、本稿では、傾向スコア分析による調整を行い、出身地方が進学決定に対し、独立した影響力をもっているのかを確認したい。

### 3 使用データと分析枠組み・変数

#### (1) データ

本稿で用いるのは、東京大学社会科学研究所が2007年から実施している「働き方とライフスタイルに関する調査」というパネル調査の第1波と第2波のデータである。このパネル調査は若年調査と壮年調査からなり、使用している質問紙は同じであるが、前者は2007年時点の20歳から34歳、後者は同時点の35歳から40歳のサンプルで構成される。追跡調査は、1年に1度行われる。初年度のサンプルサイズは若年・壮年合わせて4,800である。このパネル調査では、個人の学歴（進学大学名や所在地など）に関する詳細データを第2波の時点ですべて持っている<sup>6)</sup>。第2波の時点で、いわゆる脱落サンプルがあるので、実際の分析対象者は、第2波の調査にも回答し、使用する変数に欠損値がないものに限られる。一方出身都道府県は、15歳時点での居住지를第1波で尋ねられているので、それを用いる。都道府県のカテゴリーでは分析には細かすぎるので、先の移動表分析と同じ9分類を用いる。

#### (2) 分析枠組み

厳密な因果推定を行う上で障壁となるのは、いわゆる選択バイアス（selection bias）である（Lieberson 1983; 山口 2009）。教育社会学的なテーマでは、特にセンシティブにならざるを得ない問題である。簡単な例をあげて説明しよう。例えば私立中高一貫校の教育効果が公立高校より大きいのか否か、を検討したいとしよう。ここでの教育効果は、進学率の高さやテストの点という意味で用いる。このとき単純に私立校と公立校の進学率やテストの点（の平均値）を比較する、というのはフェアではない。誰でも思いつくことだが、そもそもこの両者の学校では、入学時点で選別が行われており、初めから生徒の能力や成績差、家庭環境などに相当の差があることが想像できる。

教員が何もしなくても自発的に勉学に励み、家庭環境も安定的な生徒がそろっている学校と、学業についてくるのが精一杯で、家庭に問題を抱える生徒が集中している学校とでは、教員のそそぐエネルギーも教育方法も異なるはずだ。それらを見捨て、単純にアウトプットだけ比較、評価されては、特に後者にいる教員の努力は報われない。

もし実験的方法によって効果測定するのであれば、能力や家庭環境がランダムに散らばるようにグループ分けし、一方に関心ある教育実践を行い(実験群) もう一方は対照群として特別な方法を採用せず、一定期間経過後に結果の平均差をみることになるだろう。しかし実際の現場でこのようなことをするのは、倫理的に許されない。そこで代わって提案されたのが、傾向スコア(propensity score)である(Rosenbaum and Rubin 1983)。教育社会学においては、Morganがカトリック学校(多くは富裕な家庭の子どもの通う私立学校)の教育効果を公立学校のそれと比較するために用いたのが嚆矢と考えられる(Morgan 2001)。

上記の私立校と公立校の例で、学校選択を $Z$ としたとき、進学率や成績を結果 $Y$ とおく。傾向スコアとは、 $Z$ を分ける要素と、 $Y$ の結果に影響を及ぼす要素が共通しているとき、その共通要素を $X$ とすると、 $X$ によって $Z$ に割り当てられる確率 $p$ を指す。もし $Z$ の割り当てに影響を与える変数群 $X$ が、 $Y$ にも影響しているならば、 $Z$ の $Y$ への影響には $X$ の構成比の大きさの違いが影響してくるはずである。これが選択バイアスである。そこで傾向スコアの逆数によるウェイト付けをすることで、実験群と対照群の分布が同じになるように調整するのである(山口 2009)。仮に第 $i$ 対象者のもつ共変量の値を $x_i$ とし、私立か公立かの割り当ての値を $z_i$ とする。このときの私立学校選択群に割り当てられる確率 $e_i$ は

$$e_i = p(z_i = 1 | x_i)$$

で示され、この $e_i$ が傾向スコアと定義される。このような条件のもとで、私たちが求めたいのは、私立中高一貫校に行った場合( $z=1$ )とそうでない場合( $z=0$ )における成績の平均結果の差 $E\{Y(1) - Y(0)\}$ であると考えられる。このときの $E\{Y(1)\}$ と $E\{Y(0)\}$ は、Horvitz and Thompson (1952)の推定値を用いると、以下のように示される(Imbens 2000)。

$$E\{Y(1)\} = E\left\{\frac{YZ}{e(X)}\right\}, \quad E\{Y(0)\} = E\left\{\frac{Y(1-Z)}{1-e(X)}\right\}$$

これは後に、いわゆる反事実的(counterfactual)分析へと発展していった(Morgan and Winship 2007)。反事実的発想は、因果分析の基本である。例えば先の私立校の教育効果は公立校の教育効果より高いのか、という問いの背景には、次のような思考があるはずである。もしある人物 $A$ が私立校に行ったならば、同一の $A$ が公立校に行った時よりも教育効果が上がるのだろうか、と。しかしこの問いは、現実には解くことができない。なぜなら同一人物 $A$ が、同時に私立校と公立校に通うことはできないからだ。こういったときにも傾向スコアの考え方を活用できる。つまり傾向スコアを用いて私立校群と公立校群の背景にある階層の偏りを補正して、あたかも両群が同じであるかのような疑似グループを作る。その群間比較で得られた平均結果の差は、求めたい因果効果になるはずだ。本稿のテーマに合わせれば、特定の地域に居住していること自体が、別の地域に居住することに比較して、高等教育への進学に有利になるか、ということだから、地域ごとにばらつきのある階層変数などの影響を補正して、なお出身地域による高等教育進学機会の不平等が存在するか、を推定することになる。

通常、傾向スコアの推定には、二項ロジットモデルが使用される<sup>7)</sup>。つまり実験群と対照群を分ける共変量を推定するロジットモデルを推定し、そのモデルを使って各サンプルが実験群に割り当てられる予測確率を計算する。この予測確率が傾向スコアの推定値である。そしてこの傾向スコアの逆数をとって重みづけしつつ、真に因果推定を行いたいモデルを推定する。Imbens (2000)は、

実験群と処置群が2つではなく3つ以上のグループに分かれるときにも、多項ロジットモデルで傾向スコアが推定できることを示した。本稿ではその方法を用いる。つまり出身地域 $Z$ の進学率 $Y$ への因果効果をみるとき、その $Z$ には性や階層的な変数などの $X$ が影響していると予想される。したがってまず $X$ により $Z$ を予測する多項ロジットモデルをたてて傾向スコアを推定し、その傾向スコアの逆数で重みづけをして、 $Z$ と $X$ によって $Y$ を予測するモデルを立てることになる (Guo and Fraser 2010: 199-204)。

### (3)使用する変数と分析モデル

ここでは高等教育進学という決定に対して影響を与えると思われる要因を、いくつか考える。経験的に、男女の進学率の違いは明らかであり、しかも日本では短大という女性に特化した高等教育機関が存在するため、性別を考慮する必要がある。また出生コホートにより進学率は変化しているので、この点も考慮する必要がある。本稿ではサンプルを2007年時点での30代以上と20代に分け、20代(若年)を基準カテゴリーとする。

出身階層については、両親の学歴、父職、「15歳時点に家庭にあったもの」という項目の回答を用いる。学歴は、中卒、高卒(専修学校はここに含める)、高専・短大・四年制大・大学院の3カテゴリーとし、高卒を基準カテゴリーとする。父職は、いわゆるSSM職業8分類をもとに、専門・管理職、事務職、販売職、熟練職、半熟練職、非熟練・農業職の6分類に再カテゴリー化して、事務職を基準カテゴリーとする。「15歳時点に家庭にあったもの」はwave1に含まれている20の項目<sup>8)</sup>で、あったものに「をつけてもらう質問である。これらのものは、時代などにより価値が異なり、大抵の家庭にあるものと、そうでないものがある。その価値の違いを反映させるため、この調査のそれぞれの項目で「持っていない人」の比率を得点と見なし、のついている項目の得点を加算したものを経済的・文化的資産とした。つまり大抵の家にあるものについては、仮に「がついていても、全体の得点に加算される程度が非常に小さくなる。その他、自己評価で中学3年時と、高校3年時の成績を尋ねているので、その項目を利用した。いずれも5段階で、数字が大きいほど成績上位ということを示す。進学の決定要因に成績の要素は欠かせないからである。

以上の変数をもとにすれば、基本的には高階層(親学歴が高い、父職は専門・管理職や事務職、経済的・文化的資産が多い)ほど、また成績自己評価が高いほど、大学に進学しやすいだろう。また大都市圏の地方で特に大学進学傾向が強いだらうが、地域変数と階層変数や属性変数は関連があると予想できるので、傾向スコアを用いて補正すると、地方の効果は弱まるのではないかとと思われる。もし補正後も地域の効果が残るとすれば、それは大都市圏と地方の階層分布にとどまらない、出身地域の影響が残るという解釈になる。

本稿では、単に高校から大学へ、というだけではなく、進学先に専修学校や短大も含めて考慮することにした。つまり高卒後の進路を、四年制大学、短大、専修学校、就職という4つに分けて、就職を基準カテゴリーにしたときの他の3つの進学先の傾向の違いをみることにした。

## 4 分析結果

### (1)傾向スコアの算出

まず従属変数を9つの出身地域とする多項ロジットモデルを推定する。表3がその分析結果である。従属変数の基準カテゴリーは関東地方出身者なので、それぞれのカテゴリーは、関東地方出身者に対する各地方の分布の違いを示すことになる。

まず父学歴、特に父高等教育層は、北海道を除き、いずれの地方でも関東より有意に少ない、という結果になっている。母学歴は、中国地方で関東より高学歴の傾向があるようだが、この調査そ

表3 傾向スコア算出のための多項ロジット推定値(従属変数の基準は関東)

	北海道		東北		甲信越・北陸		東海	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
女性	-.027	.195	-.017	.131	.290 *	.161	-.195	.128
07年時点の30代	-.351 *	.207	-.271 *	.157	-.166	.168	.030	.136
父中卒	.352	.280	-.223	.228	-.136	.227	-.207	.193
父高等教育	-.231	.266	-.957 **	.211	-1.246 **	.237	-.743 **	.177
母中卒	.392	.272	.083	.231	.368	.226	.504 *	.190
母高等教育	-.391	.317	-.333	.241	-.259	.264	.104	.191
父専門管理	.213	.316	-.122	.256	.480 *	.275	-.155	.213
父販売	-.202	.340	.038	.255	.348	.279	-.125	.222
父熟練	.028	.321	.221	.252	.407	.276	.172	.215
父半熟練	-.258	.339	.103	.255	.453 *	.272	.451 *	.206
父非熟練	.537	.415	1.200 **	.299	.536	.374	.668 *	.289
経済・文化的資産	-.269 **	.093	.158 *	.066	.191 *	.069	.233 **	.055
高校時代成績(5段階)	-.187 *	.077	.010	.055	-.031	.059	-.062	.048
中3時成績(5段階)	.054	.088	.170 *	.070	-.035	.072	-.081	.058
定数項	-.627	.495	-1.948 **	.395	-1.802 **	.416	-.920 **	.327
	四国		九州・沖縄					
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
女性	-.045	.119	.111	.165	-.337	.214	-.003	.144
07年時点の30代	-.005	.126	.174	.173	.201	.229	.046	.153
父中卒	-.221	.190	.154	.249	.270	.303	-.113	.216
父高等教育	-.492 **	.158	-.864 **	.227	-1.058 **	.316	-.522 **	.195
母中卒	.332 *	.187	-.617 *	.296	-.440	.350	.321	.213
母高等教育	.296 *	.167	.554 *	.226	-.313	.354	-.110	.219
父専門管理	-.035	.189	.116	.284	-.009	.366	-.132	.240
父販売	.199	.193	.395	.292	.000	.376	.064	.242
父熟練	.230	.200	.886 **	.284	-.175	.399	.362	.235
父半熟練	.211	.200	.753 **	.286	.557	.344	-.022	.251
父非熟練	-.038	.323	.482	.437	.980 *	.432	.983 *	.300
経済・文化的資産	.084	.052	.357 **	.069	.400 **	.090	.123 *	.063
高校時代成績(5段階)	.033	.043	-.105 *	.064	-.047	.080	.040	.051
中3時成績(5段階)	-.065	.054	.069	.075	.088	.098	.006	.065
定数項	-.803 **	.306	-2.871 **	.443	-1.200 **	.566	-1.676 **	.374

N=2793, -2 Log Likelihood = 10751.99

注) 女性に対して男性、30代に対して20代、各観望態では高卒、父職では事務が基準カテゴリーとなる。

\* <.10 \*\* <.05 \*\*\* <.01 \*\*\*\* <.001

のものの性質なのか、もともと真にこのエリアの女性の学生が高い傾向だったのかはわからない。父職では、非熟練のカテゴリーが、東北・東海・四国・九州で関東より有意に多いが、これはこの非熟練カテゴリーに農業などの第一次産業が含まれているからだだろう。また東海地方や中国地方で、父熟練工と父半熟練工の分布が、関東と有意に異なっているようだが、ホワイトカラー層についてはほとんど差がない。経済的文化的資産は、多くのところで東京より多くある、という結果になっているが、これは項目の中身が影響していると思われる。例えば、持ち家は全体としては78.6%がもっていたのだが、関東と近畿が平均未満である。山林・田畑や自家用車も同傾向である。この項目は全体として、土地をもつ地方の一戸建ての家によく見られるものが反映されている印象がある。それゆえ、この変数の効果を解釈する際には注意が必要である。実際に傾向スコアを推定したところ、平均値は0.184、標準偏差は0.124、最小値は0.005で最大値は0.553(いずれも小数点以下第4位で四捨五入)であった。

## (2)地域効果の推定結果

まず表4が、通常の多項ロジットモデルによって、高卒後の進路を推定したモデルの推定結果(係数値)である。従属変数の基準カテゴリーは高卒者なので、それぞれ高卒者に対してのオッズ比として解釈する。左側が傾向スコアによる重みづけを行わない通常の回帰分析の結果を、右側に傾向スコアの逆数で重みづけした回帰分析の結果を提示した。



表4 高卒後の進路を推定する多項ロジットモデル（基準は高卒就職）

	四年制大学				短大				専修学校			
	修正前		修正後		修正前		修正後		修正前		修正後	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
女性	-.520 ***	.119	-.502 **	.162	2.321 ***	.211	2.058 ***	.268	.451 ***	.129	.442 ***	.169
母年時点の10代	-.238 *	.123	.120	.176	.229	.158	.511 **	.190	.011	.133	-.070	.174
父中卒	-.272	.172	-.301	.210	-.789 ***	.216	-.718 ***	.260	-.152	.163	-.067	.200
父高等教育	.746 ***	.162	.436 *	.225	.370 *	.205	.408	.256	.042	.187	.205	.248
母中卒	-.757 ***	.175	-.847 ***	.222	-.391 *	.206	-.450 *	.237	-.217	.164	-.334 *	.202
母高等教育	.277	.183	.506 *	.279	-.174	.239	-.249	.313	-.099	.217	.027	.317
父専門管理	.305	.209	.289	.303	.081	.265	.132	.367	.328	.239	.254	.338
父職史	-.391 *	.198	-.460 *	.274	-.104	.249	-.238	.322	.025	.218	.045	.290
父熟練	-.419 *	.193	-.489 *	.248	-.044	.245	.124	.334	-.008	.207	.121	.265
父半熟練	-.684 ***	.193	-.710 **	.237	-.172	.237	-.099	.308	-.197	.208	-.281	.265
父非熟練	-.891 ***	.248	-1.025 ***	.301	-.667 *	.314	-.890 *	.389	-.523 *	.261	-.445	.334
経済・文化的資産	.261 ***	.052	.269 **	.078	.268 ***	.064	.229 **	.077	.261 ***	.055	.266 **	.071
高校時代成績(5段階)	.141 *	.046	.193 *	.062	.105 *	.061	.115 *	.068	-.079	.050	-.014	.076
中3時成績(5段階)	1.009 ***	.059	.890 ***	.090	.389 ***	.072	.339 ***	.087	.199 **	.058	.087	.079
北海道	-.310	.291	-.162	.364	-.722	.449	-.596	.492	.193	.270	.388	.304
東北	-.896 ***	.216	-.824 ***	.229	-.968 ***	.303	-.997 ***	.319	-.705 **	.232	-.636 **	.240
甲信越・北陸	-.213	.247	-.301	.270	-.016	.288	-.030	.303	.137	.234	.113	.255
東海	.307	.190	.354 *	.189	.324	.239	.261	.242	-.390	.216	-.477 *	.225
近畿	-.172	.179	-.152	.176	.140	.220	.110	.218	-.450 *	.200	-.328	.209
中国	.123	.255	.053	.270	.561	.297	.375	.323	.126	.282	.168	.299
四国	-.087	.328	.052	.422	.070	.418	.116	.456	.079	.333	.277	.396
九州・沖縄	-.300	.216	-.261	.208	-.098	.272	-.090	.268	.029	.216	.038	.221
定数項	-3.423 ***	.328	-3.310 ***	.491	-4.533 ***	.435	-4.262 ***	.507	-1.389 ***	.338	-1.102 ***	.423

N=2997, 修正前モデルの2 Log Likelihood = 5403.754

注) 女性に対して男性、30代に対して20代。各変数値では高卒、父職では事務、出身地域は関東が基準カテゴリーとなる。

\* <.10 \*\* <.05 \*\*\* <.01 \*\*\*\* <.001

係数の上から、関東地方に対して明らかに有意に進学の格差が現れているのが東北地方である。いずれの符号も負であることから、東北地方出身者は有意に高卒就職者が多く、どの学校種であれ、進学者が有意に少ないことを示す。補正後の結果も、特に大きな変化がない。東海地方では補正後に若干の変化があり、四年制大学進学傾向が強まり、専修学校進学者が有意に弱まっている。短大については10%水準で有意に関東より中国で多く見られるという結果であったが、調整後は有意ではなくなった。近畿の専修学校も有意に少ない、という結果だったが、調整後は有意ではなくなっている。特に四年制大学に着目すると、いわゆる階層変数にあたる父職や親学歴については、一部を除いて調整後に係数の値が大きくなっている。特にブルーカラー層がより不利になり、母学歴の影響が、上下で顕在化しているのが注目値する。表3と重ねて考えると、傾向スコアによって地域変数の効果が純化され、そこで除かれた階層変数の影響が顕在化したのだと考えられる。高卒層と比較して、階層差があるのは四年制大学が顕著で、短大、専修学校の順に差が減少する。専修学校進学者と高卒者の違いは、調整後の結果に着目すると、経済的・文化的資産くらいである。地域的には、東北と東海で少ないという程度でほとんど差はない。もっともそのことは、その地域に専修学校が少ないからなのか、また専修学校入学機会に経済格差が存在するということなのかについて、深い精査が必要なことを示している。

表5は多項ロジットモデルをもとに計算できる高卒後の進路の平均予測確率について、傾向スコア調整の前後でどの程度の変化があったかを示したものである<sup>9)</sup>。調整前後で、地域による大きな差があること自体には変化はない。例えば東北地方は、高卒就職者において調整前が40.7%、調整後が40.2%と若干低下しており、これは5%水準で有意な変化だが、結果的に調整後も4割以上が高卒就職層ということで、他の地域に比較して圧倒的に高い。四年制大学については、調整の結果、関東の予測確率が若干低下し、東海の予測確率が関東を抜いてトップになっている。両地方の調整前後の予測確率の差は1%水準で有意である。大都市を抱え大学の多いはずの近畿は、四年制大学

表5 高卒後の進路 多項ロジットをもとにした各地域平均予測確立の調整前後の比較とt検定結果

	大学進学						短大進学					
	調整前		調整後		N	p	調整前		調整後		N	p
	平均	標準偏差	平均	標準偏差			平均	標準偏差	平均	標準偏差		
北海道	.346	.276	.343	.263	125	.501	.058	.055	.062	.056	125	.011
東北	.346	.251	.349	.242	237	.324	.084	.076	.078	.068	237	.000
関東	.463	.277	.455	.264	867	.000	.116	.103	.119	.101	867	.000
甲信越・北陸	.313	.252	.305	.239	208	.002	.143	.111	.146	.110	208	.032
東海	.438	.264	.460	.255	367	.000	.143	.129	.140	.123	367	.058
近畿	.410	.272	.409	.260	434	.622	.153	.134	.148	.124	434	.000
中国	.443	.257	.426	.246	190	.000	.195	.157	.185	.145	190	.000
四国	.414	.267	.431	.254	102	.001	.116	.108	.111	.098	102	.039
九州・沖縄	.358	.266	.361	.258	263	.220	.122	.108	.122	.107	263	.521
	専修学校進学						就職					
	調整前		調整後		N	p	調整前		調整後		N	p
	平均	標準偏差	平均	標準偏差			平均	標準偏差	平均	標準偏差		
北海道	.263	.105	.296	.118	125	.000	.333	.210	.299	.184	125	.000
東北	.163	.064	.171	.067	237	.000	.407	.220	.402	.206	237	.038
関東	.182	.092	.190	.092	867	.000	.239	.188	.236	.173	867	.008
甲信越・北陸	.256	.098	.255	.095	208	.823	.288	.189	.293	.177	208	.012
東海	.142	.064	.121	.057	367	.000	.277	.198	.279	.191	367	.353
近畿	.140	.064	.158	.070	434	.000	.297	.215	.285	.196	434	.000
中国	.159	.073	.169	.077	190	.000	.203	.151	.220	.146	190	.000
四国	.214	.093	.227	.096	102	.002	.257	.184	.232	.161	102	.000
九州・沖縄	.219	.090	.222	.091	263	.131	.302	.207	.294	.191	263	.000

進学確率が目立って高いわけではない。

先行研究から既に明らかのように、出身地域を出るような地域移動を伴う進学のコストはそれだけ莫大になることから、コストを回収するという合理的選択に基づけば、進学で地域移動を行うのは圧倒的に四年制大学が多いはずである（牟田1986）。専修学校卒の位置づけは曖昧だが、中澤（2010）によれば、四年制大学とは勿論のこと、短大卒とも異なり、むしろ高卒層に近い層であることが示唆されている。これは表4の結果とも整合的で、多くの階層変数において、専修学校卒層と高卒層との間に有意な関係は見られない。そうなると、地元への定着は、四年制大学進学層より、短大や専修学校進学層に強くみられると思われる。例えば、北海道は四年制大学・短大での進学率が低い、代わって専修学校の予測確率が高めに出ている。短大進学確率は全体的に調整後抑えられ気味だが、専修学校の予測確率は一部を除いて調整後に高くなっている。専修学校については、地域的なばらつきがかなりあり、北海道、甲信越・北陸、四国、九州といった地方で、有力な進学先として機能しているようである。北海道、四国、九州は短大が少ないので、専修学校が補完的な役割を果たしているのかもしれない。甲信越・北陸は短大進学確率が低いとは言えないが、四年制大学進学確率が高くないので、四年制大学に進学できない層を専修学校が吸収しているのだと思われる。東北の場合、いずれもあまり高いといえず、それが高卒就職者を多めに輩出している原因と思われる。

以上をまとめてみよう。傾向スコアによる調整を行った後にも、地方による進学傾向の差異は残る。表5をみると、平均の四年制大学進学率については、調整前は関東の46.3%が最高で、甲信越・北陸の31.3%が最低のスコアであり、両者の差は15.0%であったが、調整後には東海が46.0%でトップになり、最下位は甲信越・北陸で変わらなかったものの値が低下して30.5%になったため、両者の差はむしろ15.5%へと開いた。短大については、調整後の進学率の最大値と最小値の差は若干縮小しており（6.4%→6.0%）、専修学校については地域差が大きく、しかも調整後の格差は大きくなっている（12.3%→17.5%）。最後に、高卒就職者については、調整後の格差は縮小している

(20.4% 18.2%)。つまり階層的要因などを調整すると、何らかの高等教育機関に進学する機会がある、という意味において地域格差は若干減少する。ただし問題になるのは進学先で、四年制大学や専修学校における予測進学率の地域差は、調整後にむしろ大きくなった。

## 5 まとめ

以上のように、父職、親学歴、成績などの変数を調整した上で、結果的に進学率の上下の差が縮まらないということは、それらに還元できない地域的な進学格差が存在するという結論になる。ではその格差が存在するのはなぜなのだろうか。

考えられるのはやはり、進学できる高等教育機関へのアクセシビリティの問題であろう。四年制大学の進学、特に地域移動を伴う進学は、地方から都市ということがほとんどであり、逆はあまりない(牟田 1986)。マクロデータから、大学進学の地元志向の傾向は確かに見られるようになっているが、一方で大学の収容力に地域差が依然あることも事実であり、必ずしも少子化で地方の地元高校生を大学が吸収できるわけではない。つまり地方からの大学進学希望者は、かなり地域移動を強いられている。一方、短期大学や専修学校は、かなりの程度、地元出身の高校生が進学してくるものと思われる。それゆえ、地方にそれらの学校がどれだけ設置されているかが問題になるが、本稿の分析結果からは、特に専修学校の進学機会は相当な地域差があると推測できる。

もっとも本稿の分析では、収入のような具体的な経済変数が使用できていない。高等教育進学にかかる諸費用の大きな日本では、経済的要素が全てでないにせよ、かなりの程度進学選択を説明できるのは間違いない。したがって経済変数を直接扱えないことが本稿の限界でもある。ただし少なくとも本稿では、親学歴や父職といった主要な階層変数による調整を行っているのであって、それでも明瞭な地域格差が残存する実情は見逃せないだろう。進学に際し移動コストがかかるということは、移動しなくとも進学できる人より経済的な負担が大きくなるということだ。冒頭に述べたように、それは単に移転そのものの費用だけではなく、その後の生活維持コストが必要で、事実上1つの家計で2つ以上の世帯を維持するのと同じことである。仮に同じ階層的な地位で経済的な収入も同程度であっても、進学で移動が不要ならば進学できるが、移動が必要になると進学は不可能、というケースはかなり考えられるのではなかろうか。以上から、確かに大学進学率は頭打ちかもしれないし、大学は過剰かもしれないが、進学機会が平等に行き渡っているとは言えず、その設置や進学補助(奨学金制度など)のあり方があまりに無策だったのではなかろうか。しかも近年、国立大学の法人化により、運営費交付金が削減されるなど、地方国立大学の劣化、消耗が激しい(全国大学高専教職員組合 2009)。未だ大学進学機会の地域間格差が存在する中、相対的に安い学費で、全都道府県で高等教育進学機会を提供し、地元の産業や経済とも密着し発展してきた国立大学の存在意義は、決して看過されるべきではない。どの出身階層か、ということのみならず、どの地方に生まれ育ったかによって高等教育機会が大きく制約されてしまうことは、望ましいことではないはずである。

【謝 辞】本研究は、科学研究費補助金基盤研究(S)(18103003, 22223005)の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。

## 【注】

- 1) 民主党政権化の高校無償化で少し問題が顕在化した。高校段階での学費の公立・私立格差も深刻な問題である。東京の一部では、私立ということと中高一貫校のエリート校を彷彿とさせるが、これは私立高校のごく一部

- に過ぎない。実際には、公立高校に行けない学生の受け皿になっている私立高校も多く、特にリーマンショック後に、授業料減免措置を求めたり、奨学金を求めたり、学費滞納家庭が増えている、というような報道が増えている（例 2009年6月5日朝日新聞の神奈川版「私学教職員組合連合の調査で、経済的理由による中退急増」、2009年10月31日朝日新聞の社会面「全国私立学校教職員組合連合の調査で、98年の調査開始以降最悪の数値で、1.7%が滞納」など）。これも社会的には重要な問題だが、別の機会に論じることしたい。
- 2) もっとも戦前の時点で、旧制高校の入学試験にははっきりとした差があり、特定旧制高校をめぐる激しい受験競争があったことが知られている。都市部（特に東京）の旧制高校の人気が高かったことは、戦前も同じであった（竹内 1999）。
  - 3) 1951年段階で、東京・大阪・京都・福岡・兵庫・愛知の6都府県で学校数、在学者数の7割を占めていた。特に私立大学の半分以上は、短大の4割弱、在学者数で見ると大学生の6割、短大生の4割弱が東京に集中していた（黒羽 2001: 103-104）。
  - 4) ここで区分した地方内でも、格差があることに注意されたい。地域区分基準は、一般的に使用されるものを用いた。中部地方は、甲信越・北陸と東海に分けた。前者は新潟・富山・石川・福井・長野・山梨であり、後者は静岡・愛知・岐阜・三重である。
  - 5) 移動表分析の基本的なテキストはHout（1983）。最近ではWongが、Association Modelに関するテキストを刊行している（Wong 2010）。
  - 6) パネル調査の場合、追跡調査を行う関係上、通常の質問紙調査よりも回答者の特定を行ってしまうリスクが大きくなる。もちろん通常の計量分析を行う上で、個人の特定は全く無意味であるが、将来データを一般公開する際にも、そのリスクを避けるため、詳細データについては公開に制約が設けられる予定である。今回は、学校に関する詳細データの使用について、パネル調査企画委員会の特別許可を得ている。
  - 7) 分析の詳細については、星野・繁樹（2004）、星野（2009）、山口（2009）などが日本語で参照できる。
  - 8) 20項目の内容は、持ち家、田畑・山林（家庭菜園は除く）、風呂、自分専用の部屋、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、冷凍庫、電子レンジ、電話（携帯電話・PHSを含む）、百科事典、文学全集・図鑑、パソコン・ワープロ、クーラー・エアコン、自家用車、美術品・骨董品、別荘である。
  - 9) 表4と表5の解釈には、混同が起こる可能性があるため、ここで注意を促しておきたい。表4の多項ロジットモデルの係数は、各学校への進学者の比率（多さ）そのものを示すのではなく、あくまで各学校への進学者と高卒就職者との間の対数オッズを示すに過ぎない、ということである。そして地域ダミーで東北が負に有意なもの、進学者と就職者の比が、地域の基準カテゴリーの関東のそれと比較すると小さい、という意味である。この表4だけみると、有意な変数が少ないため、一見進学率に地域差がないと解釈してしまいそうになるが、この係数は進学率の地域差という意味をもつものではない。表5は表4で求められた多項ロジット推定式に、現実の個別データを実際に代入して計算できる確率である。高卒後に歩んだであろう進路の予測確率を各サンプルについて計算し、そうして計算された値を地域別に平均したものが表5である。地域という要因の効果が、傾向スコアによる調整でどう変化したかをみるのであれば、モデルの係数値だけではなく、実際の従属変数の予測値の変化も確認すべきであろう。

#### 【参考文献】

- Guo, Shenyang, and Mark W. Fraser, 2010, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, Sage.
- 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析」『社会学評論』48(3): 334-349。
- Horvitz, Daniel G. and Donovan J. Thompson, 1952, "A Generalization of Sampling without Replacement from a Finite Population," *Journal of the American Statistical Association*, 47: 663-685.
- 星野崇宏・繁樹算男, 2004「傾向スコア解析法による因果効果の推定と調査データの調整について」『行動計量学』31(1): 43-61。
- 星野崇宏, 2009『調査観察データの統計科学 - 因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店
- Hout, Michael. 1983. *Mobility Tables*, Sage.
- 市川昭午, 2000『高等教育の変貌と財政』玉川大学出版部
- 池田秀男, 1975「大学の地域的構造と機能 - 教育機会の過密と過疎 - 」『広島大学教育学部紀要 第一部』24: 281-291。

- Imbens, Guido W., 2000, "The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions," *Biometrika* 87: 706-710.
- 黒羽亮一, 2001 『新版 戦後大学政策の展開』玉川大学出版部
- Liebertson, Stanley, 1985, *Making it Count: The Improvement of Social Research and Theory*, University of California Press.
- Lipset, Seymour Martin, and Reinhard Bendix. 1959. *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press. ( = 1969, 鈴木広訳 『産業社会の構造 - 社会的移動の比較分析』サイマル出版会 )
- Morgan, Stephen L., 2001, "Counterfactuals, Causal Effect Heterogeneity, and the Catholic School Effect on Learning," *Sociology of Education*, 74: 341-374.
- Morgan, Stephen L. and Christopher Winship, 2007, *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research*, Cambridge University Press.
- 牟田博光, 1986 「大学・短大進学に伴う地域間移動の時系列分析」『大学論集』16: 179-198。  
 , 1988 「進学移動と大学・短大の適正配置」『大学研究』1: 35-56。
- 中澤渉, 2004 「日本における教育行政支出の問題点 - 福祉国家レジーム論を手がかりにして」『日本教育行政学会年報』30: 145-157。  
 , 2010 「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』61(2): 112-129。
- 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: 97-115。
- Pempel, T. J., 1978, *Patterns of Japanese Policymaking: Experiences from Higher Education*, Westview Press. ( = 2004, 橋本鉦市訳 『日本の高等教育政策 - 決定のメカニズム』玉川大学出版部 )
- Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika* 70: 41-55.
- 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分析」『教育社会学研究』78: 303-320。
- 竹内洋, 1999 『学歴貴族の栄光と挫折』中央公論新社。
- 友田泰正, 1968 「大学入学者の地理的移動と地域別輩出率」『教育学研究』35(4): 10-20。  
 , 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。
- 粒来香・林拓也, 2000 「地域移動から見た就学・就職行動」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, 57-76。
- 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 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 127-149。
- 矢野裕俊, 2003 「教育システムの国際比較 - 福祉国家における教育戦略の展開に着目して」埋橋孝文編 『比較のなかの福祉国家』ミネルヴァ書房, 167-197。
- Wong, Raymond Sin-Kwok. 2010. *Association Models*, Sage.
- 山口一男, 2009 『ワークライフバランス 実証と政策提言』日本経済新聞出版社。
- 全国大学高専教職員組合編, 2009 『大学破壊 - 国立大学に未来はあるか』旬報社。

【Abstract】

## Regional Inequality of Opportunity for Higher Education

Wataru NANAZAWA

The aim of this paper is to examine the regional inequality of opportunity for higher education in Japan. Institutions of higher education concentrate in metropolitan areas, and many students who live outside metropolitan areas have to move when they decide to progress to higher education, which implies that they have to pay not only tuition fee but also costs of living in large cities where prices are high. Therefore, students who live outside metropolitan areas are at a disadvantage in progressing to higher education from the viewpoint of economic condition. In this paper, data from the Japanese Life Course Panel Survey (JLPS), conducted by the Institute of Social Science, University of Tokyo, was used. To estimate the real causal effects of the area of residence, I employed the adjustment method of propensity scores. As a result of this analysis, the effects of the area of residence did not disappear, and the differences of mean predicted probabilities of progression to universities and specialized technical colleges expanded after the propensity score adjustment. This result shows that the inequality of opportunity for higher education on the basis of the area of residence exists even after elimination of each respondent's socioeconomic factors.