



Title	教育機会の地域間格差と教育達成
Author(s)	尾嶋, 史章
Citation	大阪大学人間科学部紀要. 1986, 12, p. 97-116
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/12611
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

教育機会の地域間格差と教育達成

尾 嶋 史 章

教育機会の地域間格差と教育達成

はじめに

社会移動と教育をめぐるこれまでの研究（主として地位達成分析）は、個人の社会的地位の形成に対して、出身階層という帰属的な要因が高度に産業化された社会においても重要な役割を果たしていることを明らかにしてきた。これらの諸研究によれば、父親の職業・学歴や母親の学歴という帰属的要因は、本人の学歴（教育達成）を媒介として、その後の職業的地位形成に影響を及ぼすとされる。つまり、学歴は個人の社会的地位を構成する一要素であると同時に、その後の社会的地位形成に大きな影響を及ぼすが故に、地位達成分析における“鍵変数”として位置付けられてきたのである。

ところで、個人の教育達成にその出身階層が重要な役割を果たすとしても、学歴を獲得していく社会の構造的文脈が異なれば階層の及ぼす影響は質的にも量的にも異なってくることが想像される。また同様に社会の構造的特性自体が個人の教育達成を少なからず規定していることも充分予測できるであろう。すなわち、これまでの地位達成分析は主として個人間の不平等状態に基づく分析モデルであったのに対し、個人の属性要因に論理的にも因果的にも先行して存在する社会の不平等構造を組み入れた分析モデルが必要とされてきているのである¹⁾。

こうした観点から、本稿では社会の構造的な不平等のひとつとして地域間にある教育機会の格差を取り上げ、それが個人の教育達成に及ぼす影響を階層要因を加味して検討していくことにする。

分析に用いるのは、1975年社会階層と社会移動（略称—SSM）全国調査（A調査）データである。このうち学校基本調査により地域別（都道府県別）の教育機会指標を得ることのできる39才以下で、さらに15才時に沖縄・海外を除く46都道府県に居住していた男性1,374ケースを分析対象とした。

1 進学機会の地域間格差

戦後の教育水準の上昇はめざましいものがある。こうした教育水準の全国的上昇は、進学機会の地域間格差にどのような変化をもたらしたのだろうか²⁾。はじめにこの点を簡単に検

討しておこう。

表1には、今回の分析対象となる年齢層の男性について、高校進学率および高校からの大学・短大現役進学率の変化と、都道府県別の各進学率に基づいた標準偏差の変化が示されている。(同一年齢コーホートを基準としているため、大学・短大への現役進学率に関しては、高校進学率の3年後の数値を対応させている。)

表1 上級学校進学率の推移と地域間格差 (%)

年 度	高 校 進 学 率		高校からの大学・短大現役進学率	
	全国平均	標準偏差	全国平均	標準偏差
1951(54)	51.4	7.50	23.3	4.33
52(55)	52.9	7.34	20.9	3.84
53(56)	52.7	7.24	18.7	3.42
54(57)	55.1	7.12	18.2	3.94
55(58)	55.5	7.29	19.0	3.96
56(59)	55.0	7.18	19.6	4.08
57(60)	54.3	7.54	19.7	4.32
58(61)	56.2	7.56	20.2	4.41
59(62)	57.5	7.52	21.9	4.67
1960(63)	59.6	7.78	23.8	5.07
61(64)	63.8	7.38	26.9	5.41
62(65)	65.5	7.82	30.1	5.85
63(66)	68.4	7.50	28.2	5.07
64(67)	70.6	6.93	26.1	4.75
65(68)	71.7	6.93	24.7	4.21
66(69)	73.5	6.74	24.1	4.60
67(70)	75.3	6.82	25.0	4.71
68(71)	77.0	7.14	27.6	5.38
69(72)	79.2	6.88	30.0	5.63
1970(73)	81.6	6.86	31.6	6.10
71(74)	84.1	6.35	32.2	5.98

この表から次の特徴を読みとることができる。

①高校進学率も高校からの大学・短大現役進学率も、この20年間をみると全般的に上昇傾向にあるが、県別進学率に基づく標準偏差からみた場合、地域間格差にはそれほど大きな変化はみられない。

②ただし、高校進学率が70%を越える頃(1964年)から高校進学率の標準偏差が7.0を割り、地域間格差が若干縮少していることがうかがえる。ところが、もう一方の指標である高校からの大学・短大現役進学率をみると、標準偏差が大きくなる(地域間格差が拡大する)傾向があり、後者の格差拡大が、前者の格差縮少を相殺する形で推移してきていることがわかる。

上記の結果は、この20年間の急激な進学率の上昇（全体的な教育機会の拡大）にもかかわらず、上級学校への進学機会の地域間格差は実質的にはほとんど変化しなかったことを示していると言えよう³⁾。

こうした上級学校への進学率の地域間格差に注目した研究はいくつかみられる。（友田1970、山本1979、天野・吉本他1983）これらの研究は、学校基本調査や国勢調査等の集計資料を用い、都道府県の職業構成・学歴構成・平均所得という社会経済的条件や高校の普通科率・大学の県内収容力等の学校教育条件と、主として高等教育進学率（志願率）との関連を、相関係数や重回帰分析を用いて分析するところに特徴を持つ。

これらの諸研究から得られる知見は、①都道府県の進学率の格差は、その府県の学歴水準・ホワイトカラー率（あるいは専門・管理職率）・県民所得・第一次産業構成率という社会経済的条件によってかなりの部分が説明される、②こうした地域の社会経済的条件以外に、高校の普通科率や階層構造という学校教育独自の条件も地域間格差を少なからず説明するひとつの要因となっている、という点に要約される。つまり、集計化された形で個人の属性要因（出身階層要因）ばかりでなく、地域独自の要素（例えば教育システムの特殊性）が進学率（個人の進学行動の集積）を説明する重要なファクターとなることを示して、地域独自の影響が存在することを主張している。

ところで、集計データを用いたこのような分析は、進学率にあらわれる地域間格差自体を説明するには有効な方法となるが、その結果をそのまま具体的な個人の進学行動（その結果としての教育達成）に読み変えて説明することには様々な困難が付きまとう。たしかに、被説明変数である都道府県別進学率は、そこに居住する個人の進学行動を集積した結果に他ならないし、説明変数として用いられる父世代の高学歴者率や個人平均所得という社会経済的条件は、一般に進学に有利な家庭の多さを示す指標となっている。したがって、これまでの個人レベルの分析が明らかにしてきた、父学歴・父職・家庭の経済状況が教育達成に及ぼす影響が集計レベルにそのまま反映されたとみることもしる。しかし、この分析に用いられる説明変数の特徴である府県別の平均値や比率には、同一府県内に居住する個人間の分散が考慮されていないという問題点がある。たとえば、家庭の経済状況は個人の進学を規定する直接的な要因であるが、個人所得の県内分散が大きい府県の平均値と逆に小さい府県の平均値が等しい場合には、府県別進学率と個人所得平均との相関は0になる。が、このことは、個人が進学するか否かという行動に経済的要因が影響しないということを示していることにはならないだろう。また、高等教育学歴を持つ者が父世代に多ければ、最も進学に有利だとされる学歴階層の子弟が多いことを意味することになるが、高等教育学歴比率が等しい場合でも、中等教育学歴と初等教育学歴との構成には変化がみられることが予測され、高等教育学歴者比率をもって個人レベルの効果の「集積指標」と見なすことはできない。さらに、別

の視点からみると、父世代の高等教育学歴者の比率やホワイトカラーの比率がその数字に示される以上の効果を持つことも予想される。すなわち、その地域独特の階層構造によって生じる構造効果 (structural effect) の問題である⁴⁾。これまでの一連の研究が行なってきた集計レベルの相関分析では個人レベルの効果と構造効果を区別できないため、個人属性の集積指標の説明力の中に地域独自の構造効果が混在してしまうことになる。

つまり、府県別の集計データを用いた分析では、データ上の制約から個人の教育達成に及ぼす個人レベルの階層要因をコントロールしたうえで、地域独自の効果を抽出することは非常に難しい。こうした地域独自の効果を探るためには、何らかの形で個人レベルのデータと地域レベルのデータとを結合して、個人レベルの効果をコントロールしたうえで、地域特性という構造変数が個人の教育達成に及ぼす効果を推定していく必要があるだろう。

2 分析の方法

これまで教育達成に及ぼす地域効果を個人の地位達成過程の中に位置付けた研究が皆無であったわけではない。1975年 S S M の分析において、塚原・小林 (1979) は、地域変数として出身地 (15才時に居住していた市町村) の人口規模を取り上げ、それが、父学歴や父職とは別の独自の効果を教育達成に及ぼしていることを明らかにした。しかし、この分析における地域変数 (出身地の人口規模) は 1～8 の順序尺度 (村 = 1～100 万以上の都市 = 8) であり、都市部の教育機会が町村部より開かれていることは事実だとしても、この数値を地域の教育機会の開放性や教育資源の豊かさを示す指標としてそのまま理解することはできない。さらに、サンプルが 20才～69才に及ぶため出身地の人口規模が教育達成に及ぼす効果には、都市化ならびに教育水準の全体的上昇とによる時代効果が含まれている恐れがある。つまり、若年層ほど都市出身者が多くなる (都市への人口集中) が、彼らは高年層に比べて一般に学歴が高くなる (教育水準の上昇) ため、教育達成に及ぼす出身地の効果を過大評価する可能性が生じるのである。したがって出身地域の効果を重回帰分析等で探るにあたっては、地域変数として明確な意味付けが可能な尺度を用い、そのうえで上記のような時代効果をできるだけ除去する作業が必要となる。

本稿の分析においては、高校進学時 (15才時) に居住していた都道府県の高校進学率、及びそれに対応した (3年後の) 大学・短大進学率、さらに両者を用いて得られる地域の平均教育年数を地域の教育機会をあらわす指標として用いることにする⁵⁾。進学率指標はその地域に居住している者が上級学校へ進学できる平均的な可能性を測る尺度 (裏返せば個人の進学行動が規制されている程度を測る尺度) であり、そこから導かれる平均教育年数は当該地域に居住することによって到達可能となる平均的学歴水準を示すことになる。もちろん、こ

うした地域教育機会指標はサンプルに含まれる個人が進学した（しなかった）結果によって左右される性格を持っており、トートロジカルな印象を与えるかもしれない。しかし、教育達成に影響を及ぼす個人の属性変数をコントロールしたうえでも、なおかつ地域単位教育機会指標が教育達成に効果を持つとすれば、そこには地域独自の効果が多分に含まれることになると思えて差し支えないだろう。

ただし、こうした地域教育機会指標に何ら操作を加えず個人の学歴（教育年数）との関連を検討していくと、先述した時代効果の罠に陥ることになる。表1からも明らかのようにこの20年間の教育水準の上昇は著しいものがあり、教育年数にして平均2年程度の伸びがあったと推測される。もし、前述の指標を用いて、20才の年齢差のあるサンプルを同時に分析すると各都道府県における教育機会の拡大（それによって生じる教育水準の上昇）と個人の達成学歴の上昇との間に、時代効果による疑似相関が生じることになる。したがって、以下の分析では本人の学歴（教育年数）及び地域教育機会指標（進学率から推定される地域の平均教育年数）からそれに対応する年度の全国平均値を引いた偏差を求め、この偏差を用いて分析を行なうことにする⁹⁾。この操作により、この2変数間にある時代効果による疑似相関を除去することが可能になる。

本稿の最終目的は、時代効果を除去した変数を用いた重回帰分析を行なうことにより、地域が個人の教育達成に及ぼす影響を明らかにすることである。この分析を行なう前に、地域の影響の具体的内容を高校及び大学進学という2つの段階において、進学者比率を用いて検討することにしよう。

3 上級学校進学に及ぼす地域の影響

本章では、対象者が15才時に居住していた都道府県に注目して、当該年齢進学率が全国平均より高い都道府県に居住していた者（「高進学率県居住者」）と低い都道府県に居住していた者（「低進学率県居住者」）とに操作的に分割し、父学歴・父職別の進学者比率を比較することによって、個人の進学行動に及ぼす地域の影響を検討していくことにする。ここでは、高校進学段階と大学進学段階に分けて考察していくが、それは、個人の教育達成過程において、高校入試と大学入試という2つの選抜段階が存在しており、この2つの段階で、地域の及ぼす影響が異なることが予測されるからである。

はじめに、高校進学段階に目を向けてみよう。表2は、年齢層（コーホート）と父学歴をコントロールしたうえで、高校進学率を基準として分けた地域カテゴリー別に高校進学者の割合を示したものである。いずれの地域に居住していた者についても、同じ学歴の父親を持つ者では一部（低進学率県居住者で父親が高等教育学歴の者）を除いて30代より20代の進学

者の割合が増加している。また同一地域カテゴリー・同一コーホート内の父学歴間にみられる差 (range) をみてみると、高進学率県では30代 .350 から20代 .224へ、同様に低進学率県でも .470から.274へと著しい減少がみられ、この間の全国的な高校進学率の上昇により、高校への進学機会の父学歴間格差がかなり縮少してきたことがわかる。

表2 父学歴別にみた場合の高校進学者比率の差

コ ー ホ ー ト	父 学 歴	本 人 の 学 歴（高校以上に進学した者の割合）								地域間 格 差 (A)－(B)
		高 進 学 率 県 居 住 者				低 進 学 率 県 居 住 者				
		中学校	高校以上	計	高校進学者 の割合 (A)	中学校	高校以上	計	高校進学者 の割合 (B)	
20 代	義務	47	163	210	.776	65	140	205	.683	.093
	中等	3	61	64	.953	2	44	46	.957	▲.004
	高等	0	40	40	1.000	4	31	35	.886	.114
	計	50	264	314	.841	71	215	286	.752	.089
30 代	義務	72	118	190	.621	132	128	260	.492	.129
	中等	6	52	58	.897	10	43	53	.811	.086
	高等	1	34	35	.971	1	25	26	.962	.009
	計	79	204	283	.721	143	196	339	.578	.143

表3 父職別にみた場合の高校進学者比率の差

コーホート	父 職	本人の学歴（高校以上に進学した者の割合）								地域間 格 差 (A)－(B)
		高進学率県居住者				低進学率県居住者				
		中学校	高校以上	計	高校進学者 の割合 (A)	中学校	高校以上	計	高校進学者 の割合 (B)	
20代	上級ノンマニュアル	1	44	45	.978	5	33	38	.868	.110
	一般ノンマニュアル	7	74	81	.914	9	50	59	.847	.067
	マ ニ ュ ア ル	29	80	109	.734	15	47	62	.758	▲.024
	農 業	20	52	72	.722	38	82	120	.683	.039
	計	57	250	307	.814	67	212	279	.760	.054
30代	上級ノンマニュアル	1	36	37	.973	5	32	37	.865	.108
	一般ノンマニュアル	6	63	69	.913	10	44	54	.815	.098
	マ ニ ュ ア ル	21	37	58	.638	35	37	72	.514	.124
	農 業	38	46	84	.548	94	68	162	.420	.128
	計	66	182	248	.734	144	181	325	.557	.177

(注) 上級ノンマニュアル…専門的・管理的職業、一般ノンマニュアル…事務的・販売的職業

一方、地域間格差についてはどのような傾向がみられるのだろうか。表2の最後のコラムには進学者比率の地域間格差 (A) - (B) が示されている。父学歴をコントロールしないで全体として2つの地域カテゴリーを比較すると当然のことながら高進学率県居住者の方が

低進学率県居住者より30代で.143 (14.3%), 20代で.089 (8.9%) 高くなっている。もしこの差異が、個人レベルの要因に還元されるものならば、すなわち、地域間の進学率の差は地域間の父学歴の構成が異なるためだとするなら、父学歴をコントロールした場合にみられる地域カテゴリー間の差異はかなり減少することになるだろう。結果をみると、30代で父学歴が高等教育レベルの者や20代で中等教育レベルの者ではほとんど地域カテゴリー間の差がなくなる。しかし、30代の義務教育・中等教育レベルの場合は、減少したとはいえまだかなりの差がみられる。そればかりか、20代の義務教育レベルや高等教育レベルの場合は、父学歴をコントロールしない場合より格差が拡大しているのである。この結果は、父学歴の構成に還元できない地域独自の影響が存在していることを示唆している。

表3には、父学歴にかえて父職を用いた場合の結果が示されている。父学歴を用いた場合と同様、いずれの地域カテゴリーに属する者でも父職が同じ場合は、30代より20代の進学者の割合が高くなり、同じ地域カテゴリー内での父職間の差は30代より20代の方が小さくなる傾向がみられる。また地域間格差に注目すると全体としてみた場合30代から20代にかけて差が縮少するが、父職をコントロールしてもかなりの部分で差が残っており、地域独自の影響を個人の進学行動に及ぼしていることが推察される。

さらに、表2、表3に共通して興味深い事実を読みとることができる。それは、30代の場合、父学歴や父職をコントロールするといずれの場合も地域カテゴリー間の差が縮まるのに対して、20代の場合は差が拡がる場所がみられる点である。たしかに、30代から20代にかけて、全体としてみた場合の格差は減少する傾向にあるが、その地域の階層構成の相違によって説明される部分（個人レベルの影響の総和）も同時に減少してきていることを、上記の結果は示唆しているのである。そして、このことは、先にみた同一地域カテゴリー内の階層間格差の急激な縮少を考慮に入れば、個人レベルの要因である父職や父学歴の影響力に対して地域の影響力のウェイトが相対的に上昇している可能性を推測させるものとなっている。

目を転じて大学進学段階の問題を検討していくことにしよう。この段階ではどのような傾向がみられるのだろうか。表4は父学歴を用いて、表5は父職を用いて、高校進学者数を母数とした場合の大学・短大以上進学者の割合を示している。（ただし、地域分割は高校からの大学・短大等現役進学率を基準として行なった。）この2表に示される結果を検討すると、高校進学段階とは異なった傾向を読み取ることができる。まず第1に、30代から20代にかけて高校進学者が著しく増加するために、高校進学者を母数とした場合の大学・短大進学者比率はあまり増加していない、第2に、20代と30代の同一地域カテゴリー内の階層間の差（range）をみるとあまり変化がなく、高校進学段階の場合と異なり階層間格差がこの期間に縮少しているわけではない。第3に、地域間格差に注目してみると、年齢層にかかわりなく、父親の学歴や職業によって地域の及ぼす影響の強さが異なっていることがわかる。父学歴で

表4 父学歴別にみた場合の大学・短大進学者比率の差

コーホート	父学歴	本人の学歴（高校進学者のうち大学・短大以上へ進学した者の割合）								地域間格差 (A)－(B)
		高進学率県居住者				低進学率県居住者				
		高校	大学・短大以上	計	大学・短大進学者の割合(A)	高校	大学・短大以上	計	大学・短大進学者の割合(B)	
20代	義務	101	38	139	.273	131	33	164	.201	.072
	中等	27	32	59	.542	28	18	46	.391	.151
	高等	6	28	34	.824	15	22	37	.595	.229
	計	134	98	232	.422	174	73	247	.296	.126
30代	義務	65	25	90	.278	135	21	156	.135	.143
	中等	21	28	49	.571	26	20	46	.435	.136
	高等	6	19	25	.760	16	18	34	.529	.231
	計	92	72	164	.439	177	59	236	.250	.189

表5 父職別にみた場合の大学・短大進学者比率の差

コ ー ホ ー ト	父 職	本人の学歴（高校進学者のうち大学・短大以上へ進学した者の割合）								地域間 格 差 (A)－(B)
		高 進 学 率 県 居 住 者				低 進 学 率 県 居 住 者				
		高校 以 上	大学・短大 以 上	計	大学・短大進学者 の 割 合 (A)	高校 以 上	大学・短大 以 上	計	大学・短大進学者 の 割 合 (B)	
20 代	上級 ノンマニュアル	9	31	40	.775	15	22	37	.595	.180
	一般 ノンマニュアル	39	34	73	.466	28	23	51	.451	.015
	マニユアル	54	19	73	.260	44	10	54	.185	.075
	農 業	28	11	39	.282	80	15	95	.158	.124
	計	130	95	225	.422	167	70	237	.295	.127
30 代	上級 ノンマニュアル	8	23	31	.742	15	22	37	.595	.147
	一般 ノンマニュアル	29	22	51	.431	39	17	56	.304	.127
	マニユアル	27	7	34	.206	33	7	40	.175	.031
	農 業	22	8	30	.267	75	9	84	.107	.160
	計	86	60	146	.411	162	55	217	.253	.158

みた場合には、高校教育レベルの父親を持つ場合20代でも30代でも約23%の差がみられ、義務・中等レベルよりその開きはかなり大きい。また父職を基準としてみた場合には、上級ノンマニュアル職（専門・管理職）や農業で地域間の格差が他の職業よりも大きくなっていることがわかる。つまり、農業の場合は別として、高等教育学歴や上級ノンマニュアル職の父

親を持つ、換言すれば、大学進学に最も有利な家庭背景を持つ者に対して居住地域が強い影響を及ぼしているという興味深い結果を読み取ることができるのである。

このように、地域が個人の進学行動に及ぼす影響は、出身階層との関わりで変化し、必ずしも一様でない。しかし、これまでの分析から明らかなように、地域は出身階層とは異なる独自の影響力を持ち、それはいずれのコーホートにおいても、また高校進学段階及び大学進学段階のいずれの時点においてもみられる。すなわち、地域はこの二つの選抜段階を通じて個人の教育達成を規定しているとみることができる。ただし、本章で行なった分析では、出身階層を測る指標が単一のものであるため、さらに階層に関わる変数を導入していくと、地域間にみられる差異がみられなくなる可能性もある。次章ではこの点を考慮した分析を行なっていくことにしよう。

4 地域の教育機会と教育達成

前章では進学者比率を用いて、高校進学・大学進学段階で地域が進学行動に及ぼす影響を、その内容面から検討した。しかし、この分析ではサンプル数の関係から統制変数として用いる階層要因が単一指標としてしか導入できないため、階層要因を可能な限りコントロールして、地域の教育機会が個人の教育達成に及ぼす影響を検討することや、階層要因と地域要因との説明力を比較することが不可能であった。したがって、本章では、階層要因をコントロールした後も地域の影響は残るのか、またそれは、階層要因と比較してどの程度の説明力を持つのか、という点を重回帰分析を用いて検討していくことにしよう。分析に入る前に、用いる変数の内容について説明しておくことにする。

地域（都道府県）の教育機会を評価するための指標として、当該地域の平均教育年数を用いることは既に2で述べた。地域の平均教育年数を推定するには、その地域内の高校進学者数や大学・短大進学者数を用いれば可能となる。ところが、こうした情報を得ることのできる唯一の資料である学校基本調査では、昭和42年（1967年）以前の大学・短大進学者数の都道府県別の数値が、高校からの現役進学者に限定されたものになるという欠点がある。それ故、この数値を用いて都道府県別の教育年数平均を推定した場合、浪人して進学した者が除外され、実際の平均値よりも低い値が得られることになる。が、ここで必要とされているのは、都道府県の平均教育年数そのものでなく、46都道府県の相対的位置を示す指標である。この意味で都道府県間の浪人率が極端に異ならない限り問題はないであろうし、また浪人率に多少の変動があったとしても、中卒者を母数として求める平均教育年数にはそれほど大きな変動をもたらさないと予測される⁷⁾。したがって、地域の教育機会を示す指標としてはこの推定値で十分役割を果たすと考えられる。

もちろん、こうした平均教育年数を用いなくて、それを算出するもとになった高校進学率と大学・短大進学率の2変数を地域の教育機会指標として用いることも可能である。が、被説明変数として用いる個人の教育年数に対して、この両変数は同質的で累積的な影響を及ぼす性格を持っており、また、この2変数間にある高い相関(.79)から生じる多重共線関係(multicollinearity)を避けるためにも、この両変数を合併した形の地域の平均教育年数を用いる方が望ましいと判断した。

その他、出身階層要因として用いる父学歴と母学歴には教育年数を対応させ、父親の職業は本人が15才時点のものを採用し、それにSSM威信スコアをあてはめることにした⁸⁾。また、家庭の経済状態を測定するための変数として15才時の「くらしむき」(5 = 非常に豊か……1 = 非常に貧しい)を採り入れることにした。

表6 教育達成に対する規定要因分析(β 係数)

	(1)	(2)
父 学 歴	.3381	.3098
父 職	.2545	.2559
地域の平均 教 育 年 数	—	.1955
R ²	.2592	.2967
n	(1374)	
R ² の増分	.0375	
F 値	55.78	
Sig.	.000	

* β 係数はすべて .01 水準で有意

表6は、20代・30代の全ケースについて、父学歴・父職という出身階層変数と地域の平均教育年数を用いて、本人の教育年数に対する重回帰分析を行なった結果である。(1)は父学歴と父職を用いた場合、(2)はそれに地域の平均教育年数(以下「地域変数」と略す)を追加した場合の結果を示している。父学歴と父職に回帰させた場合、この2変数で教育年数の分散のうち約26%が説明されるが、地域変数を追加することにより30%近くまでが説明されるようになる。地域変数を追加することにより説明される分散量の増加は3.75%で、F検定の結果、.001水準で有意な説明力の増加がみられた。つまり、地域変数は、教育達成に対して階層要因とは異なる効果を持っていることをこの結果は示していると言える。

ところで、2で検討したように、年齢差の広いサンプルを対象とする場合には、時代効果によって生じる疑似相関が含まれていることに留意しなければならない。この点を確かめるために、被説明変数である本人の教育年数と5つの説明変数との相関を、積率相関係数と、

年齢でコントロールした偏相関係数とで比較してみることにしよう。表7に示されたとおり、父学歴や父職など出身階層に関わる変数については、両相関係数の差は $+0.04 \sim -0.024$ 程度でそれほど大きいものとは言えない⁹⁾。ところが、地域変数との間の相関は、年齢をコン

表7 本人の教育年数と独立変数間の積率相関係数と年齢を統制した際の偏相関係数

	父 学 歴	父 職	地域の 平均教育年数	母 学 歴	くらしむき
積 率 相 関 係 数	.4566	.4120	.2548	.4692	.2764
偏 相 関 係 数	.4473	.4163	.1840	.4554	.2524
n	(1219)	(1157)	(1350)	(1220)	(1345)

トロールすることにより、.2548から.1840へと約.07減少し、他と比較すると非常に大きな値を示している。この結果は、先に予測したように、教育年数と地域の平均教育年数の間に、時代効果による疑似相関がかなり含まれていることを示している。したがって、時代効果を除去するために、本人の教育年数と地域変数については、それから全国平均を引いた偏差を求め、以下ではこの偏差を用いて分析を進めることにする¹⁰⁾。

表8 分析に用いる変数の平均と標準偏差

変 数 名	教育年数(偏差)	父 学 歴	父 職	地域変数(偏差)	母 学 歴	くらしむき
平 均	0.183	8.605	44.039	0.027	7.939	2.766
標準偏差	2.437	3.000	10.511	0.464	2.197	0.683

表8には、偏差化した変数を含めて分析に用いる6変数の平均値と標準偏差が示されている。もしサンプルの代表性が高ければ、偏差化した変数の平均値は0に非常に近い値になるはずである。本人の教育年数及び地域変数(地域の平均教育年数)をみると、それぞれ0.183, 0.027と0に近似しており、この操作が妥当な方法であったことがわかる。

表9は上記の変数を用いて、本人の教育年数(偏差)に対する重回帰分析を行なった結果である。表7と同様に父学歴と父職に回帰させただけで、地域変数を追加するという方法を採っている。表7の結果と比較すると、 β 係数(標準偏回帰係数)の変化からみて、父学歴や父職により説明される分散量はそれほど変化していないと言える。ところが、地域変数の説明力は、 β 係数が.1955から.1194へと変化したことからわかるように減少している。これは、先述した時代効果が除去されたために生じた結果だと言える。ただし、減少があったとはいえ、地域変数の β 係数は.01水準で有意であり、また地域変数を追加することによって説明される分散量(R^2)の増加も、.001水準で有意な値を示している。すなわち、時代効果を除去した場合でも、教育機会の地域間格差が教育達成を説明する重要な要因になっていることにはかわりはない。

表9 偏差を用いた教育達成に対する規定要因分析 (β 係数)

変 数	全 体		20 代		30 代	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
父 学 歴	.3196	.3085	.3126	.3057	.3335	.3184
父 職	.2670	.2637	.2394	.2343	.2883	.2860
地域変数	—	.1194	—	.1261	—	.1219
R ²	.2529	.2670	.2209	.2367	.2896	.3042
n	(1374)		(671)		(703)	
R ² の 増 分	.0141		.0158		.0146	
F 値	20.87		11.32		11.16	
Sig.	.000		.001		.001	

* β 係数はすべて .01 水準で有意

表9には、同様の分析を20代と30代に分割して行なった結果も併せて提示している。20代と30代とを比較してみると、父学歴と父職によって説明される分散量は30代の29%から20代の22%へと約7%減少しており、この間に出身階層が教育達成に及ぼす影響力が減少する傾向にあることがうかがえる。一方、地域変数の β 係数をみると、いずれのコーホートの場合も.12程度で大きな変化はなく、一定の効果を維持していることがわかる。さらに、この3変数によって説明される分散量に占める地域変数のウェイトに注目してみると、上記の結果から、出身階層要因に対する地域変数の相対的比重が上昇する傾向にあるという興味深い結果を読みとることができる。つまり、個人の教育達成を説明する要因として、地域の教育機会の重要性が高まってきているのであり、2の進学者比率を用いた分析において推測された点が重回帰分析によって裏打ちされたことになる。

これまでの分析では、個人の出身階層要因を父学歴と父職を用いて測定したうえで地域変数の効果を検討してきた。しかし、個人の出身階層要因がこの2変数で測定されるものではないだろう。そして、地域変数との関連で言えば、階層を測定する変数を増加させることによって、地域変数の効果が消える（他の変数の効果に吸収される）可能性も考えられる。したがって、次に1975年SSMで利用できる母学歴と「くらしむき」変数を追加した場合の重回帰分析の結果を検討しておくことにしよう。

表10は表9と同じ方法で母学歴と「くらしむき」を加えて行なった分析結果を示している。まず出身階層要因のみで説明される分散量(1)をみてみると、いずれの場合も、父学歴と父職の2変数で説明される量よりも4～5%の増加がみられ、母学歴と「くらしむき」を加えることによって、説明力が上昇していることがわかる。そして、ここで問題としている地域変数の β 係数をみると、表9の値より若干減少しているが、どのコーホートについても、 β 係

表10 母学歴・くらしむき変数を加えた教育達成に対する規定要因分析 (β 係数)

変 数	全 体		20 代		30 代	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
父 学 歴	.1839	.1806	.1798	.1797	.1824	.1752
父 職	.2202	.2193	.1883	.1852	.2335	.2336
母 学 歴	.2147	.2049	.2264	.2156	.2291	.2206
くらしむき	.1115	.1074	.1130	.1129	.1325	.1272
地 域 変 数	—	.1018	—	.1124	—	.1039
R ²	.2961	.3062	.2689	.2813	.3397	.3502
n	(1374)		(671)		(703)	
R ² の 増 分	.0102		.0125		.0105	
F 値	15.57		9.44		8.31	
Sig.	.000		.002		.004	

* β 係数はすべて .01 水準で有意

数自体、また地域変数を増加することによって上昇する説明力の増分は、統計的に有意であり、階層変数を追加しても、地域自体の効果が消えることはない。そして、この手続きによって減少する地域変数の説明力は微少であり、さらに出身階層変数（あるいは学力等の他の個人レベル変数）を投入したとしても、教育機会の地域間格差が教育達成を説明する規定力は完全に消滅することはないと推測される。この結果を見る限り、出身地域の教育機会は、個人レベル変数とは相対的に独立しており、出身階層ほど強い影響力を持たないまでも、個人の教育達成に少なからぬ影響を及ぼす重要なファクターとなっていると言える。

5 要約と課題

本稿では、1975年 S S M データに学校基本調査から得られる都道府県別の進学指標を付加することにより、社会の構造的特性のひとつである教育機会の地域間格差が個人の教育達成に及ぼす影響を検討してきた。本稿の分析で明らかになった点は、以下の4点にまとめられる。

(1) 地域の教育機会指標として、15才時に居住していた都道府県を基準に当該地域の平均教育年数（地域変数）を求め、それをういて達成教育年数に対する重回帰分析を行なった。その結果、地域の教育機会は、時代効果を除去した後も、父学歴や父職という出身階層要因とは異なる有意な説明力を持っていることが明らかになった。

(2) さらに出身階層要因として、母学歴や15才時の「くらしむき」変数を追加したが、この操作を加えた後でも、地域変数の説明力にはあまり減少がみられなかった。つまり、地域の

教育機会は、出身階層のような個人レベル変数とは相対的に独立した性質を有しており、それとは異なる何らかの構造的な影響を個人の教育達成に及ぼしていると考えられる。

(3)こうした地域の影響を、高校進学段階と大学進学段階に分けて考察してみると、出身階層によって地域の強い影響を受ける段階が異なっていることがわかる。ただし、こうした影響の強さは異なるものの、その影響はほぼ全ての階層で二つの段階を通してみられるのであり、地域がこの二つの選抜段階を通して個人の教育達成を規定しているとみることができる。

(4)また、20代と30代のコーホートを比較してみると、30代から20代にかけて階層変数に対する地域変数のウェイトが相対的に上昇する傾向がみられる。この結果は、個人の教育達成を説明する要因として、地域の重要性がこの20年間（1950年代後半～1970年代前半）に高まってきたことを示唆している。

これまでの分析を通じて、地域が時代効果を除去した後も、個人の教育達成を説明する重要な要因となっていることが確かめられたと言えるだろう。しかし、こうした地域の影響が何に起因するものなのか、また、階層によって地域の影響を受ける段階が異なっていたが、地域の及ぼす影響と階層が及ぼす影響との間にはどのような相互連関が存在するのか等、地域が及ぼす影響の内容面からのアプローチを本稿ではほとんど行っていない。こうした点は、地域の構造的特性と個人の行動とのエコロジカルな因果的連関を検討していく中で、はじめて明らかにできる性格のものであり、内容面からのアプローチを今後行っていく必要がある。

また、こうした内容面ばかりでなく、方法論上の課題も残されている。本稿では、地域変数という集計レベルの変数と父学歴等の個人レベルの変数との集合体水準の相違には特に注意を払わなかった。ところがこれまでの学校効果等の集合・集計レベルの変数に注目した研究ではば一貫してみられる傾向は、被説明変数として個人レベルの変数（例えば教育アスピレーションなど）を用いた場合、集合・集計レベルの構造的な変数の説明力が個人レベルの説明変数のそれと比して小さいという点にある。（Meyer 1970, Coleman 1972など）今回の分析においても、地域変数の統計的有意性は確認されたというものの、その説明力は階層指標として用いた変数よりも小さくなっている。この結果は、変数のレベルの相違（個人レベルと集計レベル）から生じた結果とも考えられ、変数のレベルを考慮した分析を行えば異なった結果が得られるかもしれない¹¹⁾。方法論上の重要な課題である。

〔付記〕

なお、本稿の作成にあたっては、直井優助教授ならびに客員研究員の K. M. Slomczynski 氏より貴重な示唆を受けた。略儀ながら感謝の意を表します。

(注)

- 1) こうした批判は、地位達成分析が、職業達成や所得達成を分析する際に、労働市場の構造や階級構造を無視しているという面からなされることが多い。(Bielby 1981, 鹿又 1984)
- 2) 教育水準という用語の意味する内容は多岐にわたるが、本稿では学校教育の普及度という点に絞ってこの用語を用いることにする。
- 3) 地域間の教育機会の格差を検討するにあたって、変動係数(標準偏差/平均)を用いたものもみられるが(山本 1979, ただし山本の場合は進学率ではなく志願率の格差を検討するために用いている), 進学機会, 換言すれば進学可能性を検討するにあたっては、平均で除さない標準偏差の方が望ましいと考えられる。
- 4) 例えば友田(1970)は、地域の階層構成が異なることによって生じる人々の接触機会の差が、アスピレーションの上昇となって地域独自の効果を生むことを示唆している。
- 5) 1975年SSM調査では、対象者の年齢が10月1日を基準としてコードしてある。このため、地域の進学率や平均教育年数を求める基数となる卒業者数や入学者(進学者)数は、当該年齢の者が所属する2つの学年コーホートを合算したもの(例えば75年10月に20才であれば、高校卒業者数は73年と74年を合計した数)を用いた。
- 6) 偏差を求める基準となる全国平均値は、本人の達成教育年数については、当該年齢の者が所属する2つの学年コーホートの全国の大学・短大・高専・高校入学者数を用い、地域の平均教育年数については、同様に高校入学者数及び高校からの現役大学・短大進学者数を用いて、中学卒業者数を母数として推定した。
- 7) 1968年以降は都道府県別に過年度卒業生の大学進学者数を知ることができるが、この数値から得られる地域の平均教育年数を該当年齢の全ケースに付加して、現役進学者のみを用いた地域の平均教育年数との相関を求めたが、その値は.988と非常に高く、現役進学者のみを用いた指標で充分役割を果たすことが裏付けられた。
- 8) SSM威信スコアについては直井(1979)に詳しい。
- 9) もちろん父学歴や母学歴についても当時の進学率の上昇による時代効果が含まれていることは否めない。ただし、データ上の制限から父年齢や母年齢を特定化できないため、個々のケースに対応する全国平均値を推定できないという問題点があるうえ、子どもとの年齢差が一樣でないため、こうした操作を行なうことにより変数の意味を変えてしまう恐れがあり、ここではこうした操作は行なわないことにした。
- 10) 偏差を求める方法については注5), 6)を参照。
- 11) 甲田・直井(1985) P122-124。

<引用・参考文献>

- 天野郁夫・河上婦志子・吉本圭一・吉田文・橋本健二 「進路分化の規定要因とその変動—高校教育システムを中心として—」 東京大学教育学部紀要第23巻 P1-P43 1983.
- Alexander, K. L., J. Fennessey, E. L. McDill, R. J. D'Amico, "School SES Influences—Composition or Context?" *Sociology of Education* Vol. 52 (Oct.) Pp. 222-237, 1979.
- Bielby, W. T. "Model of Status Attainment" Pp. 3-26. in D. J. Treiman & R. V. Robinson (Eds.), *Research in Social Stratification and Mobility*, JAI Press, Vol. 1. 1981.
- Borgatta, E. F. & D. J. Jackson (Eds.), *Aggregate Data Analysis and Interpretation*, Sage, 1980.
- Campbell, R. T. "Status Attainment Research; End of the Beginning or Beginning of the End?" *Sociology of Education* Vol. 56 (Jan.) Pp. 47-62. 1983.
- Coleman, J. S. "The Evaluation of Equality of Educational Opportunity" in F. Mosteller & D. P. Moynihan (Eds.), *On Equality of Educational Opportunity*, Vintage Books, 1972.
- Dogan, M. & S. Rokkan (Eds.), *Social Ecology*, The M. I. T. Press, 1969.
- 藤田英典「社会的地位形成過程における教育の役割」, 富永健一編『日本の階層構造』P329-361. 東大出版会, 1979.
- 鹿又伸夫「地位達成分析の成果と課題」*社会学評論* 第35巻第2号 P17-34. 1984.
- 甲田和衛・直井優『社会調査』放送大学教育振興会 1985.

- McDonell, P. "An Elaboration of the Role of Education; The Australian Case" Pp. 145-161. in D. J. Treiman & R. V. Robinson (Eds.), *Research in Social Stratification and Mobility* Vol. 2, JAI Press, 1983.
- Meyer, J. W. "High School Effect on College Intentions" *A. J. S.* Vol. 76 (July), Pp. 59-70, 1971.
- 直井優 「職業的地位尺度の構成」富永編前掲書 P 434-472, 1979.
- Naoi A. "The Status Attainment Process; Results from the Japanese Data" *Annals of Human Sciences*, Vol. 6, Pp. 1-25, 1985.
- Parcel, T. L. "Race, Regional Labor Markets and Earnings" *A. S. R.* Vol. 44 (Apr.), Pp. 262-279 1979.
- Sewell, W. H. & J. M. Armer, "Neighborhood Context and College Plans" *A. S. R.* Vol. 31, No. 2, Pp. 159-168, 1966.
- Spady, W. G. "Educational Mobility and Access; Growth and Paradoxes" *A. J. S.* Vol. 73, Pp. 273-286, 1967.
- 友田泰正 「都道府県別大学進学率とその規定要因」 *教育社会学研究* 第25集, P 185-195, 1970.
- 塚原修一・小林淳一 「社会階層と移動における地域の役割」富永編前掲書, P 232-271, 1979.
- 山本真一 「大学進学希望率規定要因の分析」 *教育社会学研究* 第34集 P 93-103, 1979.

REGIONAL EDUCATIONAL OPPORTUNITY AND EDUCATIONAL ATTAINMENT

Fumiaki OJIMA

In recent years, several sociologists and economists have criticized status attainment research for ignoring the structure of inequality (for example, the opportunity structure of the labor market) which regulates the status attainment process. Such a structural regulation also exists in the educational attainment process. In this paper, using 1975 SSM data in Japan, I examine the impact of regional educational opportunity (measured by mean years of schooling in each prefecture) on educational attainment.

Some studies have examined regional effects on higher education placement (Tomoda 1970, Yamamoto 1979, Amano et.al. 1983). These studies examined the effects of regional socio-economic conditions (ratio of higher education graduates, mean income, and white-collar worker ratio of fathers' generation), of regional educational conditions (for example, ratio of general course students of high schools), and of geographical conditions (for example, distance from large cities) on regional higher education placement. They found that educational and geographical conditions have an effect on higher education placement ratio as well as socio-economic conditions. Such an aggregate data analysis, however, does not take into consideration distribution between individuals, and so does not represent regional effect on educational attainment correctly.

In order to examine the effect of regional educational opportunity on educational attainment, I added an index of regional educational opportunity, mean years of schooling in each prefecture, to each sample of SSM. Then, I calculated deviance from the national mean of mean years of schooling in each prefecture and of individual years of schooling to eliminate the time dependent effect of regional educational opportunity on educational attainment.

The major findings of this analysis are as follows;

- (1) The basic educational attainment model is made up of three variables; father's education, father's occupation and regional educational opportunity. These three variables explain 27% of total variance of educational attainment. In this model, regional educational opportunity affects significantly (β coefficient .119), after its time dependent effect is eliminated.
- (2) When two other social background variables, mother's education and economic conditions of family, are added to prior model, total variance explained rises about

4%. After adding these variables, β coefficients of father's education and father's occupation are reduced significantly, but that of regional educational opportunity is scarcely changed. This shows that regional educational opportunity is relatively independent of individual social backgrounds, and has some "structural" effect on educational attainment.