

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

出身地域による高卒後進学機会の不平等

Inequality of Opportunity for the Progression to Higher Education
on the Basis of Residential Areas

中澤 渉

(東洋大学社会学部)

Wataru NAKAZAWA

March 2011

No.43

出身地域による高卒後進学機会の不平等

中澤 渉（東洋大学社会学部）

要約

高等教育の進学機会格差については、これまでもマクロデータをもとに何度か論じられてきた。しかし集計データの相関と、個人レベルの選択行為の相関は必ずしも一致しないことがあり、ミクロレベルでの分析が不可欠である。さらに日本の高等教育機関は、校種によっては地域的に偏って設置されており、遠隔地出身者にとって進学コストが高い。なぜなら、もともと高い学費に、生活費などのコストが余計にかかるからであり、それだけ進学という決断には重みが増す（より高い成績水準や経済水準が必要とされる）と予想される。そこで本稿では、有名大学、それ以外の四年制大学、短大・高専への進学傾向に、地域間格差がないかを検討した。ただし地域間には事実上、経済格差が存在し、それは出身階層（具体的には父職）の分布と強く関連していると予想される。そこで地域変数独自の影響を確認するため、地域割り当てに関する傾向スコアを用いて補正を行った。その結果、特に有名大学への進学に関しては、関東・東海・近畿のような本州中心部に比較して、東北、四国、九州などの周縁部出身者の進学が不利であることが明らかにされた。また特に東北地方では、短大・高専といった校種においても、進学が他地域に比して不利であることが明らかにされた。この結果は傾向スコアを用いた調整前後で大きな変化はなく、地域変数の効果は、個人の階層変数によって説明できない独自の効果をもっていた。

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。

1. 進学機会の地域間格差への着目

近年、「格差」の問題が注目を集めている。特に教育の分野に関連すると、学業成績や高等教育などへの進学に、出身階層などの社会経済的要因が絡んでくるか、ということが専ら問題とされる傾向がある。本稿の目的は、個人の社会経済的要因ではなく、少し視点を変えて、出身地域により進学機会の差があるかどうかを問うことにある。

日本の教育社会学では、伝統的にも、進学機会の地域間格差が何度も問われ続けてきた。それは日本の大学が極めていびつな形で、都市部に集中して存在していたこと、地域間の経済格差も現在より見えやすく、そういった格差をできるだけ縮小することが社会的に重要な課題として共有されていたからである。第4～5期中央教育審議会の「大学教育の改善について」の答申（1960年5月2日）では、高等教育機関とその学生の過半数が大都市に集中し、学習環境的にも悪化していて、施設の拡充も困難であること、高等教育を受ける機会が地域的に偏らない配慮が必要であることが指摘されている。しかし多くの教育社会学における進学機会の地域間格差研究は、データの制約もあって、主として『学校基本調査』などをはじめとするマクロデータをもとにした分析が主流であった。例えば友田（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という移動パターンを明らかにした。また友田（1970）は、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が、首都圏や近畿圏の大都市圏が進学に有利かといえ、必ずしもそうとは言い切れないという。これについて池田（1975）は、大学志願者の出身都道府県と大学のある都道府県をと照らし合わせると、むしろ需給バランスは首都圏などの都市圏で悪くなることを発見した。池田はこれを、全国から首都圏に受験生が集中するために、むしろ首都圏の学生が地元に進学しようとするときに、首都圏進学希望者の進学機会を圧迫するためではないか、と推測した。

このほか牟田（1986; 1988）などの研究が、地域間進学機会構造に焦点を当てたものであるが、このような研究はしばらく停滞し、佐々木（2006）までほとんど現れない。それはデータ自体が少なかったことと、マクロデータを使って言えることに限界があることが挙げられるだろう。そこで個票データを使った分析が考えられるが、分析を行うには最低でも出身高校や幼少期を過ごした都道府県（などの地域）情報と、進学先の都道府県（などの地域）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）データなどに限られる。その先駆けは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）などと続く。ただしこれらは必ずしも進学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して、「どの地方からの」というような、具体的な特定地域の進学機会の不平等を問題にしているわけではない。

そこで本稿では、出身地域という変数に特に着目して、高等教育進学機会の不平等について分析する。次項において、まずマクロデータ（都道府県別データ）から、高等教育進学機会が、地域によってかなり異なっていることを確認する。またその違いと、地域的な経済指標との間に関連性がありそうなことを指摘し、「地域」変数独自の効果（effect）をみるにはどうしたらいいのか、といった分析方法論を検討し、それを実際に適用する。

2. 地域間の高等教育進学機会の格差

(1)マクロデータからみた進学機会構造の変化

荻谷（2009）にあるように、戦後日本の教育政策は、特に義務教育において不揃いであった教育環境をできるだけ平等化することに力を注いだ。そしてそれはある程度功を奏したといえる。特に義務教育段階で、全国一律に一定の教育水準が保たれてきたことの意義は（近年、悪平等主義だとか、競争や自由を阻害するという批判が強まっているが）、強調しすぎてもし過ぎることはない。しかしバブル崩壊後の日本では、規制緩和、構造改革の動きが強まった。このことは急激な中央（都市）集中の動きを強め、地域間格差の拡大を促進したといわれる。実際、地方都市の衰退は著しい。

今回分析で使用するデータは、2007年1月時点での20歳から40歳であった年齢層の人々である。彼らが高校を卒業するのは、それぞれ2005年と1985年であるが、当時の日本各

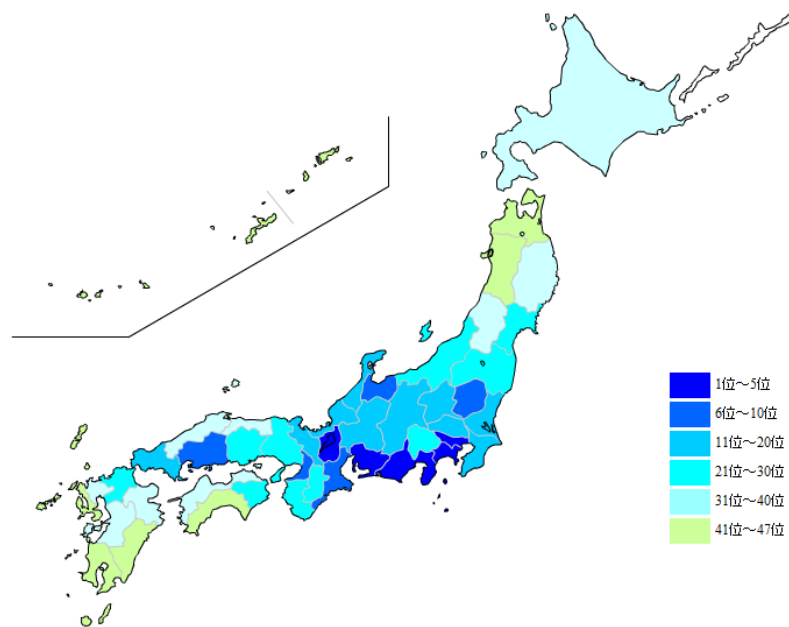


図1 一人あたり県民所得（2005年） 内閣府『県民経済計算詳報』より

地域の経済状況を振り返ってみる。図1と図2はそれぞれ、2005年と1985年の、1人あたり県民所得の多い順に47都道府県を並べたものを示したもので、上位ほど濃い青となっており、順位が下がるほど色が薄くなり、最も低い水準の県は黄緑で塗られている。細かく見るといろいろ変化

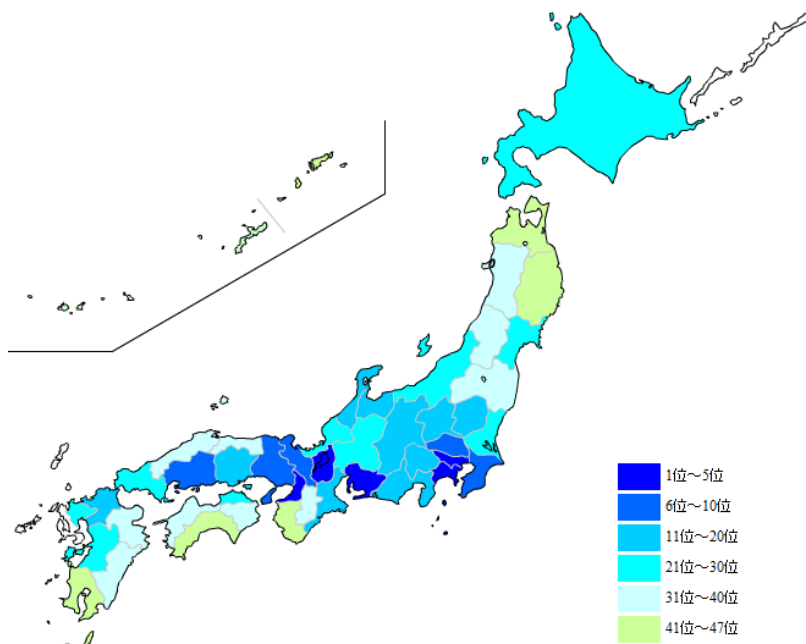


図2 一人あたり県民所得（1985年）経済企画庁経済研究所『県民経済計算年報』より

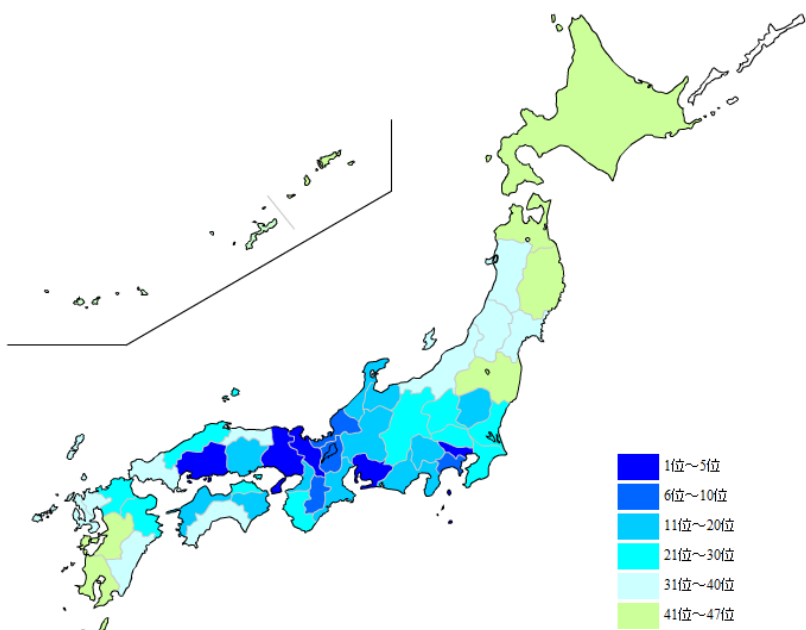


図3 大学・短大等の進学率（2005年）文部科学省『学校基本調査報告書』より

している部分がないわけではないが、概ね、大都市圏の都府県は濃く（所得が多い）、東北、九州、四国といった周縁部で薄い色や黄緑色（県民所得の下位）が目立つことがわかる。つまり細かな順位の変動はあるが、20年間での順位の「大きな」変動が起こっているとは言い難い。ちなみに1985年での1人あたり

平均県民所得は186.4万円、標準偏差は26.6万円、首位は東京都で301.9万円、最下位は沖縄県の147.7万円で、東京と沖縄の間には約2倍の差がある。2005年になると、平均は

275.2万円に増えるが、標準偏差も45万に増加し、ばらつきが大きくなる。首位と最下位はそれぞれ東京都と沖縄で不変だが、東京都は477.8万円、沖縄県は202.1万円と、これも格差が2.36倍に拡大している。

今度は、高卒者の大学・短大への進学率を検討してみよう。2005年では45.5%だが、

1985年ではまだ3割を切っていた（29.6%）。図3が2005年の、次ページの図4が1985年の、同様に進学率の高いほうから順位別に色付けしたものである。進学率については、順位にかなり変動がみられる。2005年の図3をみると、地域間格差の傾向はわかりやすく、明らかに大都市圏で進学率が高く、地方（周縁部）において進学率が低い。その傾向は、

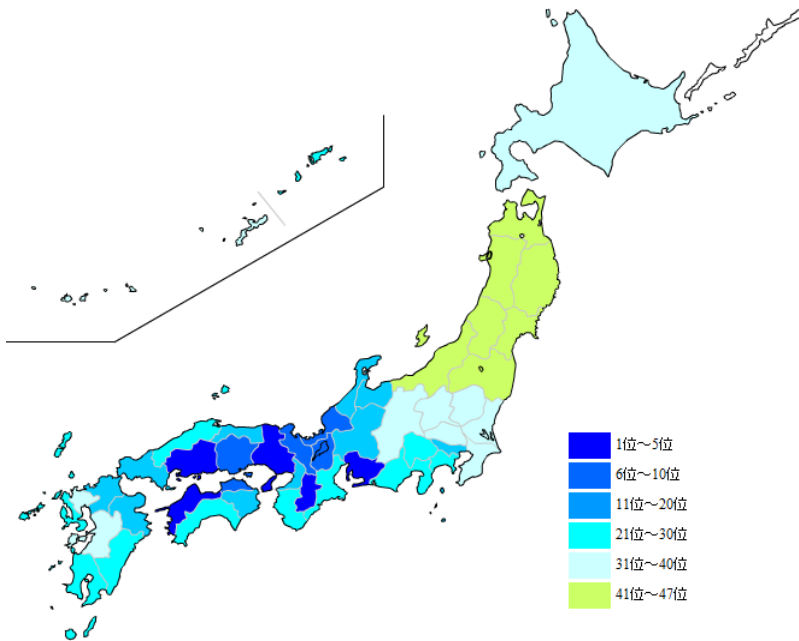


図4 大学・短大等の進学率（1985年）文部省『学校基本調査報告』より

図1の県民所得に近い。2005年で進学率トップなのは京都府で58.4%、最下位は沖縄県で31.1%である。一方、1985年をみると、一様に低い東北地方が目立つが、例えば関東圏はほとんど色が薄く、全般的には西日本で濃い傾向があり、必ずしも都市圏の都道府県が上位とは限らない。ちなみに1985年のトップは奈良県の40.8%、最下位

は新潟県の18.1%である。進学率にしても、県民所得同様に全体のばらつき具合は2005年で拡大している。2005年トップの京都府は、85年当時8位で36.1%の進学率であったが、20年で20%以上上昇したことになる。沖縄県は1985年当時39位で、23.2%だったため、伸びはそれほど大きくはない。ただし1985年当時最下位だった新潟県は、2005年に進学率40%を超えており、順位は大幅に上昇した。いずれにしても、この20年で、各都道府県の経済指標と、高等教育への進学率との関係は一気に強まったように見える。

| | A | B | C | D | E | F | G | H |
|-------------------|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| A 2005年の1人あたり県民所得 | 1.000 | 0.915 | 0.667 | 0.307 | 0.742 | 0.721 | 0.708 | 0.699 |
| B 1985年の1人あたり県民所得 | | 1.000 | 0.690 | 0.331 | 0.845 | 0.805 | 0.829 | 0.842 |
| C 2005年の大学進学率 | | | 1.000 | 0.720 | 0.417 | 0.387 | 0.413 | 0.432 |
| D 1985年の大学進学率 | | | | 1.000 | 0.211 | 0.217 | 0.246 | 0.215 |
| E 2005年の大学数 | | | | | 1.000 | 0.982 | 0.982 | 0.963 |
| F 1985年の大学数 | | | | | | 1.000 | 0.969 | 0.933 |
| G 2005年の短大数 | | | | | | | 1.000 | 0.978 |
| H 1985年の短大数 | | | | | | | | 1.000 |

※太字は統計的に有意

表1は、各都道府県についてのデータの相関係数をとったものである。太字は5%あるいは1%水準で有意な係数である。上述したことは、この表1によって裏づけられる。2005年における一人あたり県民所得と大学進学率との相関は0.667である。しかし1985年のそれは0.331に過ぎない。また大学進学率と、実際の大学数・短大数の関係をみても、2005年においては正の有意な相関をもつが、1985年の相関係数は有意ではない。つまり県民の経済状況と、大学の設置状況が、この20年間で進学率とダイレクトに関連するように変化

しているのである。

(2)地域間進学格差に関する分析の仮説

以上のマクロデータから読み取れる事実をまとめておきたい。一般によく知られているように、特に日本は高等教育での進学コストが高い。また上述の通り、そもそも大学の配置がかなり偏っており、しかも有名な、威信の高いとされる大学も、ほとんどは大都市圏に存在する。一方、例えばアメリカで、名門大学とよばれる大学は、必ずしも大都市の、都市部にキャンパスを構えているとは限らない。その点で、高等教育をめぐる日米の立地条件のあり方は対照的である。大学が都市部に集中することは、生活にかかわるコスト（住居費など）が高くつくことを意味する。もともと実家が都市部にあるのならまだいいが、実家からの通学が不可能であれば、結果的に単身で生活しなければならない。単身とはいえ、1世帯分多くの生活費がかさむようなものである。つまり、かかるコストを考慮すると、大都市圏出身者より、地方出身者のほうが大学進学ハードルが高く、実際の進学が困難だと予想されるのである。

ところが先行研究では、これと異なる見解もある。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、確かに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。というのも、私学助成政策の導入と引き換えに、私学の定員超過を文部省は厳しく監視することとなったことと、大都市の大学新設が認められなかったことが、結果的に都市部での大学入学競争に拍車をかけたからである。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、その逆はあまりない。なぜなら、大都市圏には名前の知られている大学が多く、全国から進学者が殺到する。一方で地方にある大学は、それほど有名ではないことが多い。実際、大都市圏では、地方の大学に進学するくらいであれば、大都市にとどまって、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たからである（牟田 1986）。つまり進学にかかわる移動は、専ら地方から都市という流れに限られており、そうなると大都市圏の大学の難易度が上昇してしまう。このことは、大都市部における大学進学希望者の進学機会を奪うことを意味する（牟田 1988）。これは既に冒頭で引用した、友田（1970）や池田（1975）を支持する内容である。

ただし、以上の動きを、マクロデータから推測するのは困難である。マクロデータの動きは、必ずしも個人の動きと連動するわけではない。例えば、個人レベルで、収入の高い世帯ほど進学傾向が強い、ということはしばしば指摘されるが、そのことは、収入の高い世帯の多い（平均世帯収入の高い）都道府県であるほど進学率が上昇する、ということ

常に意味するわけではない。この両者は、データの上で矛盾することもありうる¹。それゆえ、個人レベルでの行為・選択に落とした分析が必要とされる。

そこで、個人の高等教育進学を選択行為に関する仮説を、端的に以下のようにまとめることにしよう。①経済的に余裕のある家庭出身者ほど、あるいは文化的資源を多く保持する家庭出身者ほど、大学、それも威信の高い大学を目指そうとする。②成績がよいほど、大学、それも威信の高い大学を目指そうとする。以上の2点に「出身地域」の変数を絡めると、次のようにまとめることができる。③有力大学の少ない地方出身者は、威信の高い大学の進学に不利である。さらに大学そのものの進学機会も、首都圏や中京・関西圏のような都市部より地方が不利である。④大学、それも威信の高い大学に進学できるか否かは、都市部より地方出身者ほど成績がものをいう。⑤大学、それも威信の高い（選抜度の高い）大学に進学できるか否かの階層差は、都市部より地方出身者の方が大きくなる。つまり、地域変数と成績や階層の変数との交互作用項をとったとき、その交互作用項が有意になる、ということで、④の場合は、好成績と地方出身の交互作用項が正に有意、⑤は高階層と地方出身の交互作用項が正に有意、ということの意味する。ただし、ここでキーとなる地方の概念をどう捉えるかが、この分析を左右する重要なポイントになる。

『学校基本調査』などの統計データから、都道府県によりかなり高等教育進学率に差があることが明らかである以上、そのまま都道府県の変数や、都道府県をもとに分類した地域変数を入れれば、おそらく有意な結果がもたらされる。問題はそのことのもつ意味である。既にみたように、それぞれの都道府県間にも一定の経済格差（県民所得の格差）が存在している。しかもそれはランダムに散らばっているというよりは、太平洋ベルトを中心に高所得エリアが連なり、北海道、東北、四国、九州のような地方は平均所得が低くなる、という関係にある。このことは、高所得を期待できる職業の機会が、地域によりかなり偏っていることを意味している。仮にこれらの地域変数が有意になったとしても、それは事実上、エリアによる経済的地位や職業の分布の違いを反映するに過ぎない、と考えることもできる。だとすると、出身階層（父職など）は地域変数と無関係であり得ず、特定の地域変数と父職や親学歴（これも地域によってかなり差がある）との間に相関がある可能性が高い。回帰分析では、こういった相関のある変数同士を同時に投入すると、係数の推定値にバイアスをもたらすことがわかっている。そこで経済学においては、該当する相関があると思われる変数を直接入れないで、その変数と強い相関をもちながらも、推定式の他の説明変数とは相関のない変数（操作変数）を用意して、それを代わりに利用するという操作変数法が使われてきた。しかし操作変数法は、適切な操作変数の発見が最も重要な作

¹ いわゆるマルチレベル分析が重要だと指摘されるようになったのは、このような個人レベルの効果と、文脈レベル（例えば学校や都道府県のようなマクロレベルの変数）での効果に交互作用（交絡）があることが明らかになったからである。

業だが、実際にはこれが最も難しい。近年の統計的因果分析は、こういった相関がある変数を同時に考慮した分析を行うとき、特定変数の効果をいかにして導き出すかに関心が置かれてきた。本稿では、その方法の中から、傾向スコアを用いた分析を紹介する。

(3)傾向スコア分析

傾向スコア (propensity score) を用いた分析は、本ディスカッションペーパーシリーズにも、菅 (2009) による分析がある。ここでは子どもの学業成績を従属変数としたとき、母親の就業の影響がどう現れるかに焦点をあてているが、母親が就業するか否かは、(学業成績に通常影響すると考えられている) 父親の職業や家庭の経済状況などの要因も関連していると思われる。したがって同時にこれらの変数を考慮した時、母親就業の係数の推定値はバイアスがかかっていることが予想される。本来は、母親が就業するか否かは全くランダムな形で振り分けられていて、その上で成績に違いが生じるようであれば、母親の就業が及ぼす成績への真の効果が推定できる、ということになるが、そのような実験的環境は事実上存在しない。そこで母親の就業の有無を有意に分けるとされる要因を考慮し、そこから各サンプルについて、母親就業の理論的予測確率を計算する。その上で、実際の母親の就業有無群の間で、その予測確率の近いサンプル同士をマッチングさせて、両者の学業成績の差を比較する。このときの予測確率を傾向スコアといい、この分析の流れ全体を、傾向スコアによるマッチング推定とよぶ。

ここで、ある結果変数 Y に対し、直接の因果効果があるかどうかを確認したい要因を z とおく。上の例では、 Y が成績で、 z が母親の就業有無である。 Y に対しては、 z のみならず、 X という要因群 (共変量) も関連していると想定されたとする。 X には、父職や父収入、子の性別や学年などが考えられる。要因 z は、 X の分布とも独立ではなく、 z のトリートメントがあるかないかは X とも関連するとする。このとき X によって z の割り振りが行われるとき、 $z=1$ となる確率 p が傾向スコアである。 X の要素が極めて多元にわたるとき、それぞれの次元を層化して因果効果の平均値の差を求めることは現実的ではない。傾向スコアを用いると、 z の割り当て確率を一次的に縮約することが可能となる。これが、傾向スコア分析の最大のメリットである。つまりこの p の逆数をウェイトとして用いることで、 z の処置群と対照群との間で、共変量の分布が同じになるようにコントロールできる。こうすれば z の処置群 ($z=1$) と対照群 ($z=0$) が、あたかもランダムに振り分けられたような擬似ランダム実験グループを作ることができる。そして両者のグループの平均値を求めることで、その平均値の差 (Average Treatment Effect) を因果効果、と見なすことができるのである。それは、

$$\text{Average Treatment Effect (ATE)} = Y^{z=1} - Y^{z=0}$$

で表すことができる (Rosenbaum and Rubin 1983; Winship and Morgan 1999; Gangl 2010)。 p の真値は実際にはわからないが、通常は z を従属変数とし、 X の共変量を説明変数群とするロジスティック回帰分析を行い、そこから各サンプルの $z=1$ となる確率を計算した結果を代用する。さて、 $z=1$ と $z=0$ のときの Y の平均値はどう求められるか、ということだが、共変量 x に対する傾向スコア p を $e(x)$ とおくと、

$$e(x) \equiv p(z = 1 | X = x)$$

という形で示すことができる。ここでこの z の割り当てが、所与の共変量 X に対して独立であるとき、 z の割り当ては傾向スコアに対しても独立である、ということを意味する。換言すれば、共変量 X のもとで $z=1$ となる確率の条件において計算された Y の予測値は、 z とは独立の関係にある、ということである。そして仮に $z=1$ のときの従属変数 Y の予測値を $E\{Y(1)\}$ 、 $z=0$ のときの Y の予測値を $E\{Y(0)\}$ とおくと、Horvitz and Thompson (1952) の推定値により、以下の式が導かれる (Imbens 2000)。

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

ところで、教育の因果効果を確認する推定は、多くの場合、処置群の割り当ての非ランダム性 (セレクション・バイアス) の問題を抱えている。教育社会学では Morgan (2001) のカトリック学校による教育効果の分析が有名だが、日本では私立中高一貫校の教育効果や、塾の教育効果にも応用できると思われる。例えば、私立中高一貫校に大学進学確率を高めるような教育効果があるかを確認したい、とする。そして従属変数を大学進学とし、出身階層、経済的要因、地域的要因などとともに、私立中高一貫校を示すダミー変数を説明変数として、この私立中高一貫校ダミーが正に有意であったとする。ではこれをもって、私立中高一貫校の正の教育効果が確かにある、といえるのか。私立中高一貫校に行くか否かは、確かに出身階層や、経済的要因、地域 (東京など、そもそも一貫校が多く存在するか否かが重要な要因となりうる) にも左右されるが、それがすべてではない。回帰分析で考慮されていないが、成績、進路志向 (進学意欲の強さ) や将来への関心、勉学に取り組む姿勢と性格、数値化しにくい環境的要因、などのような要素も絡みあってくるだろう。努力次第でこれらの不確定要素の変数を具体的に変数化し、回帰分析に盛り込むことは、ある程度は可能だが、すべては不可能である。つまりどうしても具体的な変数化は難しいが、しかし私立中高一貫校に行くか否かを分けるとい個人特性が存在し、これを既に投入されている階層などの説明変数と相関がある、と考えるのは不自然ではない。ところが、この「相関がある」という現実には、回帰分析を推定するにあたっての前提に反してしまう。なぜなら、回帰係数が不偏推定値になるためには、説明変数と誤差項 (つまり説明変数で考慮されていない要素) が無相関である必要があるからである。つまり、私

立中高一貫校ダミーが正に有意な効果をもっていたとしても、それは単に私立中高一貫校を選択するような独特の特性が初めからあって（しかもそれらが投入されている他の説明変数とも相関があり）、結果として生じる進学率の違いも、教育効果によるのではなく、私立中高一貫校に行くかどうかの選択する前からあった違いを反映するに過ぎない、という疑問を生ぜしめるのである²。塾についても、同じことが言えるだろう³。

教育的に見て、ここでわれわれが実践的にも関心があるのは、単に私立中高一貫校出身者とそうでない人との間に進学率の差があるか、ということではない。それだけであれば、巷の週刊誌の大学入試結果速報などを眺めれば、自ずと答えが出る。しかしこのことは、私立中高一貫校が、他の学校に比べて、より効果的な教育を行っていることを意味するわけではない。もともと大学入試に適応的な性格や、成績のよかった生徒を、私立中高一貫校が初めから選んでいるだけかもしれない。極端なケースの場合、私立中高一貫校では大した教育をしなくても、勝手に受験勉強するが、そうでない学校では、綿密で良好な受験対策の教育を行なわないと生徒がついてこない状況があるので、教育内容はより洗練されているということも考えられる。そうだとすると、「教育」の効果は、実際には私立中高一貫校より、そうでない学校のほうが高い、という判定を下すことも可能かもしれない。このことを端的にまとめると、以下のように言い換えることができるだろう。真の教育効果とは、仮にある A という人物がいたとして、その A が私立中高一貫校に行くという選択をした場合、A が私立中高一貫校に行かないという選択をした場合に比べて、大学進学の可能性が上昇するか、ということである。問題なのは、私立中高一貫校に行くか否かは、同一の人物にとっていずれか一方しか選択できないから、観察されているのは私立中高一貫校に行った、もしくは行かなかった、というどちらか一方の事象だけである、ということである。したがって現実には、観察できなかった側の事象とは物理的に比較のしようがない。つまりここで立てられる問いは、「A という人物は、現実には私立中高一貫校に行く（行かない）という選択をしたが、仮に行かない（行く）という選択をした場合に比べて、大学進学の可能性は本当に高まった（低くなった）といえるのか」という、仮定法的な（反事実的な）論理構成をとることになる。こういった論理構成を Morgan や Winship は Counterfactuals とよんでいる（Winship and Morgan 1999; Morgan and Winship 2007）。

さて本稿の α にあたるものは、出身地域の変数である。地域と階層要因が関連している

² つまり私立中高一貫校に行く人は、初めから成績がよいとか、進学意欲が高いとか、そういった特性をもともと持っている、という意味である。それゆえ、結果として私立中高一貫校の進学率が高くなったとしても、それは学校の教育に効果があったのではなくて、初めから進学しやすい生徒が集まったということの意味するに過ぎない、ということになる。

³ これは一種の選択バイアス（selection bias）の問題であり、Liebersohn（1985）が様々な例をとりあげて説明している。

とすると、仮に地域変数が有意な効果をもつということは、地域変数が出身階層を示す父職などの分布の代理指標になっていることを意味する。その場合、地域ごとの階層的要因が同一分布条件になれば、地域間格差は生じないはずだ。しかし地域ごとの出身階層や経済的事実などの分布を考慮しても、地域効果が残れば、それは階層のような個人的要因に還元できない格差を生み出す要因が、地域ごとに存在することを意味する。そこで「どの地域出身か」を予測する確率（傾向スコア）を求め、調整に使用することになるが、その地域を1か0かという二値で分類するのは無理がある。これまで処置 z は二値という前提で説明してきたが、Imbens（2000）は処置群が多値であっても、同様に傾向スコアを用いることができることを証明している⁴。多値の場合の傾向スコアは、多項ロジットモデル、もしくは入れ子ロジットモデルによって推定できるので、本稿ではその方法を採用する。

3. 分析手続き

(1) データと変数の処理と推定モデル

データはJLPS（Japanese Life Course Panel Survey）の第2波にある教育に関する詳細データを中心に、必要に応じて第1波独自の変数も用いる。今回の分析でキーになるのは、出身地域であるが、ここでは15歳時点（中卒時）に住んでいた都道府県を出身地域として定義する。また高校卒業後の進学先は、第2波において学校名を含めた詳細データを獲得しているため、それをもとに進学先の地域も特定できる⁵。ただし都道府県そのままでは、基準カテゴリーを除く46カテゴリーを回帰分析に投入することになり、節約的ではない上、それぞれの都道府県内のケース数が十分ではないので、北海道、東北、関東、甲信越北陸⁶、東海⁷、近畿、中国、四国、九州の9ブロックに分けた。回帰分析の際には、基準カテゴリーを関東にしている。なお、第2波を中心に用いるということは、当然第1波からの脱落サンプルが存在することを意味する。本来であれば、その脱落のバイアスを補正するウェイトをつけて分析をすべきであろうが、本稿ではそれを行っていない。

従属変数は、高卒後の進路を①有名な四年制大学、②その他の四年制大学、③短大・高専、④その他（非進学と専修学校）の4つに分類する。そして④をベースカテゴリーとし

⁴ 日本語では星野・繁樹（2004）がわかりやすい。

⁵ このデータも将来的には公開される予定であるが、パネル調査の場合、何度も繰り返して同一人物に回答を求めていることから、学校名のような固有名詞データも公開することは人物の特定につながるリスクを一層高める。したがって学校名に関するデータは一般公開の予定はない。今回は分析目的に照らして、パネル調査企画委員会の特別許可を得ている。

⁶ 新潟・長野・山梨・富山・石川・福井の6県。

⁷ 静岡・愛知・岐阜・三重の4県。

た多項ロジットモデルを推定する。四年制大学については、いわゆる大学ランクに基づく社会的威信の違いが厳然として存在しており、大学進学率が5割に達した今、それらを区別して考えるのは重要な課題であるといえる。ただし何をもって有名大学と定義するかは、実際は困難である。これについては特に定説があるわけではないので、サンプルサイズなどを勘案して、以下の大学を①の有名大学に含めた。それは、旧帝大・一橋大・東京工業大・早稲田大・慶應義塾大・上智大・ICU・明治大・青山学院大・立教大・法政大・中央大・東京理科大・同志社大・関西大・関西学院大・立命館大・筑波大・千葉大・東京外国語大・横浜国立大・大阪外国語大・神戸大・広島大である。またいわゆる「大学校」については、②のその他の四年制大学に含まれている。

出身階層など社会経済変数は、回顧データのため直接親や世帯の収入を聞くことができないという制約があるが、両親の学歴、父職、「15歳時点で家庭にあったもの」「15歳時点での暮らし向き」「15歳時に自宅にあった本の量」といった変数を用いることができる。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カテゴリとし、高卒を基準カテゴリとする。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・無職の6分類に再カテゴリ化して、事務職を基準カテゴリとする。「15歳時点で家庭にあったもの」はwave1に含まれている20の項目で、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・文化的資産と見なす⁸。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。なお、後に交互作用項などの解釈に便利なように、この得点の平均値が0になるように線型変換している⁹。「15歳時点での暮らし向き」については、wave1にある質問項目で、「豊か」から「貧しい」の5段階評価である。ただし「ふつう」を0とし、「貧しい」を-2、「豊か」を+2とする得点に置き換えている。わからない、という回答については、モードである「ふつう」に置き換えた。「15歳に自宅にあった本の量」は、7段階の変数¹⁰であり、基本的に数字が増えるほど多くなるので、そのまま用い

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 もともとの平均値が2.733...であるが、これが0になるように、各個人の得点と平均値の差をとった、ということで、標準化のような作業は行っていない。

¹⁰ 0=0冊（家に本はなかった）、1=10冊以下、2=11~25冊、3=26~50冊、4=51~100冊、5=101~200冊、6=201~500冊、7=500冊以上、というカテゴリである。ここには雑誌、新聞、教科書、漫画、コミックの類は含めないように、という指示がある。

ている。ただしわからないという回答は、同様にモードの「26～50冊」のカテゴリーに含めた。なお、「15歳時点で家庭にあったもの」をもとにした経済的・文化的資産と、暮らし向き、本の量は、弱いながらも、それぞれ相関（0.3～0.5の間）がある。したがって、これらは交互作用項の検討の際には同時投入せず、別個に検討することにした。

また在学時の成績については、クラス内での相対的な位置を尋ねる質問項目が用意されている。そこで、中3時と高3時のそれぞれについて、この変数を利用する。回答は5段階だが、「真ん中くらい」を0（基準）とし、「上の方」を+2、「下の方」を-2と置き換える。「わからない」とした人は、「真ん中くらい」に含めた。

以上に加えて、コントロール変数として、性（女性ダミー）と年齢（2007年時点での30代以上ダミー）を投入する。

(2)地域変数の処理・傾向スコアの算出

本稿では、個人の階層などの影響とは独立した地域変数独自の効果を推定することを目的としている。そこで、地域変数を一種のトリートメント（処置）変数と見立てる。そして地域間で偏って存在する階層変数などを補正するため、それぞれの地域に所属する傾向スコアを推定する。したがって、傾向スコアを推定する際の従属変数は9つの地域変数となり、その地域を推定するモデルの共変量は、性、年齢、親学歴、父職、経済的・文化的資産、暮らし向き、本の数とする。

傾向スコアを算出した後、その傾向スコアの逆数を各サンプルについて計算する。この傾向スコアの逆数でウェイトをつけることによって、見かけ上、9つの地域の間でランダムに、上記の共変量の属性が振り分けられたのと同じことになる。その上で地域間に進学率の違いが出れば、これらの共変量で説明できない地域間の格差が存在すると見なせる。推定については、初めに主効果のみのモデルを推定し、続いて成績や社会経済変数と地域の交互作用項を含めたモデルを検討する。

3. 分析結果

(1)傾向スコアの算出

まず従属変数を地域（基準カテゴリーを関東）とする多項ロジットモデルを推定する。その推定結果が以下の表1の通りである¹¹。多くのところで有意（つまり関東と差がある）なのは、父学歴と経済的・文化的資産である。前者は関東圏の父親が、他の多くの地域に比較して有意に大卒が多いことを示している。一方、経済的・文化的資産については、む

¹¹ 一連の処理については、Guo and Fraser (2010: 199-204)参照。

しる関東圏に対して（北海道を除き）正に有意で、より多くもっていることを示す。若干違和感があるようにもみえるが、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%がもっていると回答しているのだが、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。したがってこの変数は、全体として、土地をもつ地方の一戸建ての家に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。

| | 北海道 | | 東北 | | 甲信越北陸 | | 東海 | |
|------------------|--------------------------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 女性 | -0.020 | 0.192 | 0.017 | 0.150 | 0.295 + | 0.160 | -0.208 | 0.127 |
| 07年で年齢30以上 | -0.329 | 0.206 | -0.255 | 0.157 | -0.168 | 0.168 | 0.051 | 0.137 |
| 父中卒 | 0.315 | 0.276 | -0.311 | 0.226 | -0.150 | 0.226 | -0.244 | 0.193 |
| 父大卒以上 | -0.291 | 0.266 | -0.930 *** | 0.211 | -1.215 *** | 0.238 | -0.690 *** | 0.178 |
| 母中卒 | 0.433 | 0.269 | 0.168 | 0.227 | 0.398 + | 0.225 | 0.515 ** | 0.189 |
| 母大卒以上 | -0.408 | 0.316 | -0.316 | 0.241 | -0.247 | 0.265 | 0.135 | 0.191 |
| 父専門管理 | 0.225 | 0.312 | -0.148 | 0.255 | 0.501 + | 0.277 | -0.144 | 0.213 |
| 父販売 | -0.238 | 0.340 | -0.046 | 0.254 | 0.334 | 0.281 | -0.157 | 0.224 |
| 父熟練 | -0.031 | 0.321 | 0.086 | 0.252 | 0.357 | 0.280 | 0.110 | 0.217 |
| 父半熟練 | -0.327 | 0.341 | 0.004 | 0.255 | 0.412 | 0.276 | 0.407 + | 0.209 |
| 父・非熟練・農業他 | 0.292 | 0.403 | 0.903 ** | 0.292 | 0.442 | 0.361 | 0.475 + | 0.280 |
| 経済的・文化的資産 | -0.198 * | 0.098 | 0.229 ** | 0.071 | 0.238 *** | 0.075 | 0.288 *** | 0.060 |
| 本の冊数 | 0.011 | 0.072 | -0.020 | 0.056 | -0.059 | 0.060 | -0.124 ** | 0.047 |
| 暮らし向き | -0.123 | 0.137 | -0.182 + | 0.106 | -0.122 | 0.111 | -0.070 | 0.089 |
| 定数項 | -1.483 ** | 0.483 | -0.409 | 0.367 | -1.040 * | 0.403 | -0.179 | 0.314 |
| | 近畿 | | 中国 | | 四国 | | 九州 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 女性 | -0.050 | 0.119 | 0.073 | 0.164 | -0.327 | 0.214 | 0.013 | 0.143 |
| 07年で年齢30以上 | 0.023 | 0.127 | 0.188 | 0.174 | 0.238 | 0.230 | 0.086 | 0.154 |
| 父中卒 | -0.218 | 0.189 | 0.071 | 0.248 | 0.209 | 0.303 | -0.164 | 0.215 |
| 父大卒以上 | -0.451 ** | 0.159 | -0.813 *** | 0.228 | -0.975 ** | 0.317 | -0.453 * | 0.196 |
| 母中卒 | 0.330 + | 0.186 | -0.603 * | 0.296 | -0.449 | 0.350 | 0.316 | 0.212 |
| 母大卒以上 | 0.313 + | 0.167 | 0.619 ** | 0.227 | -0.278 | 0.354 | -0.069 | 0.220 |
| 父専門管理 | -0.022 | 0.191 | 0.102 | 0.286 | 0.017 | 0.367 | -0.109 | 0.242 |
| 父販売 | 0.168 | 0.195 | 0.349 | 0.293 | -0.068 | 0.377 | 0.008 | 0.243 |
| 父熟練 | 0.170 | 0.202 | 0.799 ** | 0.285 | -0.306 | 0.400 | 0.272 | 0.237 |
| 父半熟練 | 0.181 | 0.202 | 0.698 * | 0.288 | 0.429 | 0.347 | -0.126 | 0.254 |
| 父・非熟練・農業他 | -0.122 | 0.304 | 0.319 | 0.419 | 0.670 | 0.428 | 0.730 * | 0.294 |
| 経済的・文化的資産 | 0.135 * | 0.057 | 0.451 *** | 0.075 | 0.516 *** | 0.099 | 0.206 ** | 0.068 |
| 本の冊数 | -0.096 * | 0.044 | -0.064 | 0.060 | -0.112 | 0.080 | -0.155 ** | 0.054 |
| 暮らし向き | -0.089 | 0.083 | -0.294 * | 0.116 | -0.296 + | 0.153 | -0.119 | 0.101 |
| 定数項 | -0.170 | 0.296 | -1.139 ** | 0.416 | -0.958 + | 0.523 | -0.421 | 0.355 |
| N | 2813 | | | | | | | |
| -2Log Likelihood | 10838.60 | | | | | | | |
| | +<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<0.001 | | | | | | | |

なお、それぞれのケースについて、各カテゴリーに当てはまるとされる（例えば、回答者が北海道の人物であれば、推定式をもとに、実際に北海道に該当するものとして計算される確率）傾向スコアは、平均が0.185、標準偏差が0.127で最小値0.009、最大値0.634であった（いずれも小数第4位を四捨五入）。

(2)進学傾向の地域間格差

それでは、従属変数を学歴にした多項ロジットモデルを推定する。まず主効果のみで、傾向スコアによる調整の前後で比較した。表3が調整前、表4が調整後の推定結果である。

いわゆる階層変数の効果は、先行研究とほぼ一致する結果となっている。有名大学とその他大学で比較しても、係数の符号はほぼ同じで、有名大学の係数の絶対値が大きくなっていることから、有名大学への入学に対しては、階層変数が一層強く効いていることがわかる。ただし短大・高専については、こうした階層変数において、基準カテゴリーの高卒や専修学校進学者層と大差ないことがわかる。関心のある地域変数をみると、有名大学では関東・東海・近畿以外での進学傾向が弱いことがわかる。全体的には、東北地方での不利さが目立ち、有名大学に限定しなければ、東海での進学機会は比較的恵まれている。短大についても、近畿や中国で関東より進学機会が多い。

| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | |
|-------------------|-------------------------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 女性 | -1.019 *** | 0.186 | -0.660 *** | 0.108 | 2.137 *** | 0.204 |
| 07年で年齢30以上 | -0.365 + | 0.189 | -0.265 * | 0.110 | 0.210 | 0.146 |
| 父中卒 | 0.132 | 0.356 | -0.237 | 0.164 | -0.712 ** | 0.205 |
| 父大卒以上 | 1.068 *** | 0.232 | 0.604 *** | 0.139 | 0.320 + | 0.184 |
| 母中卒 | -1.244 ** | 0.408 | -0.587 *** | 0.166 | -0.293 | 0.194 |
| 母大卒以上 | 0.477 * | 0.230 | 0.254 + | 0.154 | -0.145 | 0.214 |
| 父専門管理 | 0.178 | 0.258 | 0.073 | 0.173 | -0.117 | 0.234 |
| 父販売 | -0.593 * | 0.299 | -0.355 * | 0.175 | -0.111 | 0.227 |
| 父熟練 | -0.612 + | 0.334 | -0.344 * | 0.175 | -0.019 | 0.228 |
| 父半熟練 | -0.786 * | 0.333 | -0.527 ** | 0.176 | -0.058 | 0.220 |
| 父非熟練・農業他 | -1.287 * | 0.526 | -0.555 * | 0.230 | -0.419 | 0.298 |
| 高校3年成績 | 0.314 *** | 0.060 | 0.078 * | 0.038 | 0.075 | 0.050 |
| 中学3年成績 | 1.603 *** | 0.108 | 0.825 *** | 0.053 | 0.311 *** | 0.067 |
| 経済的文化的資産 | 0.052 | 0.084 | 0.101 * | 0.050 | 0.119 + | 0.063 |
| 本の冊数 | 0.196 ** | 0.065 | 0.100 * | 0.039 | 0.057 | 0.052 |
| 暮らし向き | -0.117 | 0.123 | 0.074 | 0.075 | 0.041 | 0.097 |
| 北海道 | -1.579 ** | 0.543 | -0.232 | 0.259 | -0.835 + | 0.428 |
| 東北 | -2.207 *** | 0.502 | -0.386 + | 0.198 | -0.675 * | 0.289 |
| 甲信越北陸 | -0.659 + | 0.393 | -0.181 | 0.223 | -0.072 | 0.261 |
| 東海 | -0.456 | 0.334 | 0.584 ** | 0.171 | 0.453 * | 0.222 |
| 近畿 | -0.064 | 0.247 | 0.078 | 0.165 | 0.345 + | 0.204 |
| 中国 | -0.652 | 0.408 | 0.335 | 0.222 | 0.616 * | 0.265 |
| 四国 | -2.749 ** | 1.052 | 0.130 | 0.280 | 0.033 | 0.383 |
| 九州 | -1.127 ** | 0.360 | -0.144 | 0.194 | -0.110 | 0.251 |
| 定数項 | -2.574 *** | 0.383 | -0.370 + | 0.218 | -3.084 *** | 0.335 |
| N | 2598 | | | | | |
| -2 Log Likelihood | 4775.947 | | | | | |
| | +<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<.001 | | | | | |

次ページの表4が傾向スコアに基づく調整後の結果である。調整後も大きな変化はなかったと言ってよいが、そのことは換言すれば、地域間の格差を示す変数は結局有意な効果を残すということである。つまり、個人の階層的要因や、地域による特定階層の集中傾向といった要因だけでは説明できない地域間の差が残ることを意味する。有名大学への進学についてみれば、調整後にむしろ東北や四国の絶対値が大きくなっている。符号の上でも

すべて負になっており、関東に比べて有名大学進学傾向が弱いことを意味するが、東海と近畿では関東との間に有意な差がない。一般大学については有名大学ほどの地域差はなく、東海で関東より進学傾向が強くなっている。東北は調整前、5%水準で有意だったが、調整後は有意ではなくなる(10%水準では有意)。短大は調整により結果がかなり変わっており、地域の有意な変数は減少する。

| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | |
|----------------------|-------------------------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 女性 | -1.034 *** | 0.257 | -0.718 *** | 0.141 | 1.787 *** | 0.253 |
| 07年で年齢30以上 | 0.034 | 0.253 | 0.080 | 0.152 | 0.570 ** | 0.173 |
| 父中卒 | 0.305 | 0.441 | -0.314 | 0.198 | -0.715 ** | 0.240 |
| 父大卒以上 | 0.832 ** | 0.281 | 0.344 + | 0.204 | 0.363 | 0.231 |
| 母中卒 | -1.656 ** | 0.544 | -0.606 ** | 0.207 | -0.348 | 0.220 |
| 母大卒以上 | 0.617 * | 0.310 | 0.386 + | 0.231 | -0.286 | 0.277 |
| 父専門管理 | -0.023 | 0.366 | 0.018 | 0.243 | -0.043 | 0.316 |
| 父販売 | -1.006 ** | 0.407 | -0.464 * | 0.233 | -0.188 | 0.287 |
| 父熟練 | -0.758 + | 0.413 | -0.537 * | 0.226 | 0.168 | 0.304 |
| 父半熟練 | -1.173 ** | 0.403 | -0.589 ** | 0.218 | 0.075 | 0.283 |
| 父非熟練・農業他 | -1.771 ** | 0.622 | -0.754 ** | 0.281 | -0.655 + | 0.359 |
| 高校3年成績 | 0.387 *** | 0.080 | 0.106 * | 0.050 | 0.059 | 0.054 |
| 中学3年成績 | 1.846 *** | 0.160 | 0.787 *** | 0.075 | 0.336 *** | 0.081 |
| 経済的文化的資産 | 0.037 | 0.105 | 0.086 | 0.069 | 0.122 + | 0.072 |
| 本の冊数 | 0.180 + | 0.097 | 0.117 * | 0.054 | 0.012 | 0.064 |
| 暮らし向き | 0.009 | 0.176 | 0.088 | 0.097 | 0.045 | 0.122 |
| 北海道 | -1.494 ** | 0.600 | -0.239 | 0.313 | -0.877 + | 0.450 |
| 東北 | -2.530 *** | 0.525 | -0.364 + | 0.211 | -0.871 ** | 0.305 |
| 甲信越北陸 | -0.963 * | 0.442 | -0.234 | 0.243 | -0.055 | 0.277 |
| 東海 | -0.499 | 0.365 | 0.692 *** | 0.170 | 0.433 + | 0.223 |
| 近畿 | -0.160 | 0.263 | 0.038 | 0.167 | 0.271 | 0.204 |
| 中国 | -0.706 + | 0.397 | 0.153 | 0.236 | 0.385 | 0.294 |
| 四国 | -4.332 *** | 1.081 | 0.252 | 0.322 | 0.107 | 0.403 |
| 九州 | -1.150 ** | 0.369 | -0.111 | 0.195 | -0.098 | 0.250 |
| 定数項 | -2.810 *** | 0.478 | -0.430 | 0.276 | -2.877 *** | 0.395 |
| N | 2598 | | | | | |
| Log Pseudolikelihood | -20835.733 | | | | | |
| | +<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<.001 | | | | | |

主効果のみを入れたモデルをもとにすると、東北地方で高等教育進学傾向が弱い傾向が出ている。つまり東北地方は、大学のみならず、短大・高専への進学機会自体が制約されており、言い換えれば高卒となる可能性が高い。ただし全体としてみると、有名大学を除けば、進学機会の地域差はそれほど目立たず、階層差で機会の不平等のかなりが説明可能である。短大・高専になると、階層的にも目立った差が少なくなる。つまり進学先の選抜度が上昇すると、首都圏をはじめとする太平洋ベルトの都市部に住むことが(階層的要因と独立して)より有利になっている、ということはいえそうである。

(3)成績効果の地域による違い

本稿の関心は、単に進学傾向の地域差があるかどうかだけではなく、成績や社会経済変数の利き方が地域によって異なるか否か、という交互作用効果の存在にもある。ここではまず①中3時の成績、②高3時の成績、のそれぞれについて検討したい。なお分析結果については、関連する変数の主効果と交互作用効果の係数のみを掲載した（その他の投入変数の効果は、ほとんど表3、表4の主効果のみのモデルと大きく変わらなかったため、略）。

表5 交互作用項を入れたモデル(中3時成績)

| | 調整前 | | | | | | 調整後 | | | | | |
|-------------|-----------|----------|-----------|-------|----------|-------|-------------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 中学3年成績(主効果) | 1.495 *** | 0.152 | 0.795 *** | 0.094 | 0.356 ** | 0.121 | 1.691 *** | 0.180 | 0.845 *** | 0.106 | 0.430 *** | 0.118 |
| 北海道(主効果) | -2.635 | 1.756 | -0.100 | 0.264 | -0.778 + | 0.427 | -3.514 * | 1.606 | -0.082 | 0.302 | -0.829 + | 0.449 |
| 東北(主効果) | -28.833 | 1008.731 | -0.337 | 0.228 | -0.422 | 0.292 | -35.391 *** | 0.642 | -0.344 | 0.265 | -0.632 * | 0.301 |
| 甲信越北陸(主効果) | -0.770 | 0.735 | -0.393 | 0.277 | -0.020 | 0.268 | -1.073 | 0.969 | -0.561 | 0.359 | 0.021 | 0.278 |
| 東海(主効果) | -0.359 | 0.480 | 0.542 ** | 0.180 | 0.492 * | 0.227 | -0.368 | 0.527 | 0.683 *** | 0.184 | 0.477 * | 0.230 |
| 近畿(主効果) | -0.043 | 0.368 | 0.012 | 0.179 | 0.375 + | 0.209 | 0.050 | 0.417 | -0.028 | 0.182 | 0.306 | 0.209 |
| 中国(主効果) | -3.491 + | 1.909 | 0.355 | 0.235 | 0.679 * | 0.270 | -4.495 * | 1.884 | 0.233 | 0.259 | 0.416 | 0.304 |
| 四国(主効果) | -27.624 | 1600.618 | 0.306 | 0.294 | -0.388 | 0.505 | -32.379 *** | 1.253 | 0.414 | 0.328 | -0.126 | 0.459 |
| 九州(主効果) | -1.794 * | 0.833 | -0.103 | 0.212 | -0.214 | 0.281 | -1.367 | 0.895 | -0.103 | 0.213 | -0.140 | 0.270 |
| 中3成績×北海道 | 0.474 | 0.974 | -0.313 | 0.223 | -0.445 | 0.378 | 0.954 | 0.966 | -0.417 | 0.267 | -0.402 | 0.402 |
| 中3成績×東北 | 13.569 | 504.366 | -0.101 | 0.195 | -0.696 * | 0.278 | 16.646 *** | 0.613 | -0.089 | 0.238 | -0.598 * | 0.299 |
| 中3成績×甲信越北陸 | 0.245 | 0.522 | 0.368 | 0.257 | -0.073 | 0.273 | 0.271 | 0.661 | 0.465 | 0.311 | -0.262 | 0.306 |
| 中3成績×東海 | 0.067 | 0.359 | 0.225 | 0.178 | 0.054 | 0.224 | 0.071 | 0.425 | 0.202 | 0.196 | 0.065 | 0.212 |
| 中3成績×近畿 | 0.077 | 0.281 | 0.183 | 0.172 | 0.008 | 0.204 | -0.147 | 0.322 | 0.114 | 0.172 | -0.094 | 0.195 |
| 中3成績×中国 | 1.663 | 1.019 | -0.056 | 0.210 | -0.213 | 0.250 | 2.091 * | 1.014 | -0.182 | 0.241 | -0.174 | 0.274 |
| 中3成績×四国 | 12.655 | 800.310 | -0.215 | 0.262 | 0.662 | 0.435 | 14.214 *** | 1.160 | -0.227 | 0.306 | 0.442 | 0.304 |
| 中3成績×九州 | 0.518 | 0.522 | 0.015 | 0.192 | 0.237 | 0.259 | 0.183 | 0.560 | 0.007 | 0.205 | 0.077 | 0.246 |

+<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<.001 この他、性、年齢、親学歴、父職、高3時成績、経済的文化的資産、本の冊数、暮らし向きの変数を投入。

表6 交互作用項を入れたモデル(高3時成績)

| | 調整前 | | | | | | 調整後(S.E.はRobust) | | | | | |
|-------------|------------|-------|----------|-------|-----------|-------|------------------|-------|-----------|-------|----------|-------|
| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 高校3年成績(主効果) | 0.360 *** | 0.094 | 0.104 | 0.069 | 0.189 * | 0.086 | 0.364 *** | 0.115 | 0.095 | 0.066 | 0.180 * | 0.082 |
| 北海道(主効果) | -1.571 ** | 0.560 | -0.225 | 0.262 | -0.877 + | 0.450 | -1.533 * | 1.189 | -0.282 | 0.304 | -0.907 + | 0.464 |
| 東北(主効果) | -2.384 *** | 0.614 | -0.414 * | 0.204 | -0.569 + | 0.298 | -2.803 *** | 1.539 | -0.392 + | 0.216 | -0.782 * | 0.311 |
| 甲信越北陸(主効果) | -0.599 | 0.420 | -0.130 | 0.227 | -0.051 | 0.280 | -1.017 * | 0.980 | -0.202 | 0.250 | -0.054 | 0.295 |
| 東海(主効果) | -0.469 | 0.358 | 0.597 ** | 0.172 | 0.495 * | 0.228 | -0.515 | 0.873 | 0.696 *** | 0.172 | 0.480 * | 0.227 |
| 近畿(主効果) | 0.032 | 0.262 | 0.062 | 0.168 | 0.381 + | 0.210 | -0.049 | 0.591 | 0.017 | 0.172 | 0.318 | 0.207 |
| 中国(主効果) | -1.101 + | 0.565 | 0.341 | 0.222 | 0.641 * | 0.270 | -1.199 * | 1.364 | 0.149 | 0.235 | 0.413 | 0.298 |
| 四国(主効果) | -2.729 * | 1.059 | 0.106 | 0.293 | 0.021 | 0.411 | -4.342 *** | 1.395 | 0.227 | 0.343 | 0.069 | 0.417 |
| 九州(主効果) | -1.032 * | 0.402 | -0.114 | 0.200 | -0.105 | 0.263 | -1.057 ** | 0.798 | -0.089 | 0.200 | -0.066 | 0.256 |
| 高3成績×北海道 | -0.016 | 0.376 | -0.021 | 0.177 | 0.122 | 0.261 | 0.084 | 0.421 | 0.143 | 0.222 | 0.122 | 0.252 |
| 高3成績×東北 | 0.197 | 0.377 | 0.050 | 0.147 | -0.692 ** | 0.244 | 0.328 | 0.472 | 0.073 | 0.139 | -0.577 * | 0.231 |
| 高3成績×甲信越北陸 | -0.162 | 0.275 | -0.194 | 0.171 | -0.107 | 0.211 | 0.034 | 0.307 | -0.119 | 0.186 | -0.045 | 0.206 |
| 高3成績×東海 | -0.032 | 0.217 | -0.086 | 0.121 | -0.148 | 0.155 | -0.040 | 0.309 | -0.075 | 0.115 | -0.149 | 0.139 |
| 高3成績×近畿 | -0.148 | 0.169 | 0.032 | 0.109 | -0.113 | 0.136 | -0.153 | 0.199 | 0.048 | 0.104 | -0.118 | 0.117 |
| 高3成績×中国 | 0.545 | 0.416 | -0.064 | 0.195 | -0.425 + | 0.239 | 0.548 | 0.434 | -0.053 | 0.202 | -0.525 * | 0.239 |
| 高3成績×四国 | -0.156 | 0.885 | 0.099 | 0.291 | 0.063 | 0.371 | -0.044 | 0.379 | 0.102 | 0.350 | 0.141 | 0.324 |
| 高3成績×九州 | -0.125 | 0.181 | -0.078 | 0.127 | -0.035 | 0.184 | -0.098 | 0.246 | -0.055 | 0.137 | -0.076 | 0.150 |

+<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<.001 この他、性、年齢、親学歴、父職、中3時成績、経済的文化的資産、本の冊数、暮らし向きの変数を投入。

交互作用項を入れたとき、主効果は、「交互作用項をとったもう一方の変数の基準カテゴリー（つまり値がゼロ）のとき」という限定条件をつけた解釈を行う。例えば中3時成績

の主効果は、もう一方の交互作用をなす地域の基準カテゴリー（関東=0）において、成績が1段階上がった時、進学傾向が有意に上昇するか、を示す。逆に地域変数は、成績が0（つまり真ん中）のとき、関東に比較して有意に進学傾向が強いか弱いかを示す。

まず中3時成績を検討する。有名大学の一部の効果が非常に大きくなっているのは、該当ケースが非常に少ない（あるいは、ない）ことによる。そして調整後、結果が若干異なっている。主効果の有意な変数は、粗方マイナスとなっている。これは中3時に真ん中と回答した人が有名大学に進学する傾向が、基準カテゴリーの関東に比べて有意に少ない、ということの意味する。逆に、交互作用項が正に有意であることが意味するのは、有名大学に進学するには、関東出身者と比較してより中3時の成績が上位である必要がある、ということである。このことは仮説で述べた通りで、地方出身者（ここでは東北・中国・四国）は、関東出身者と比較して、よりよい成績をとっていなければ、有名大学の進学していなかった、ということの意味する。なお、その他四年制大学と短大・高専については、調整前後で目立った違いはない。

高3時成績は、中3時成績ほど明瞭ではないものの、特に有名大学の主効果において類似の傾向が見出せる。つまり成績の主効果をみると、地域変数のベースカテゴリーである関東において、成績が上位であるほど有名大学進学傾向が強い。ただし高3時に真ん中の成績（0が入力されている）だった生徒の有名大学進学傾向は、関東に比して、北海道、東北、甲信越北陸、中国、四国、九州で少ない、ということになる。つまり特に真ん中あたりに位置する生徒にとって、どの大学に進学するかが大きな違いとなって現れることが、ここから理解できる。なお、逆に東海地方は、有名大学という限定をしなければ、何らかの進学機会に恵まれていることがわかる。短大・高専については、調整後に近畿や中国の主効果が有意でなくなっている。調整前は、成績が真ん中だと、関東に比して近畿や中国で短大・高専に進学しやすかった、ということの意味していたが、傾向スコアによる重みづけを行ったことで、実際には関東と近畿・中国の間に有意な差はなかったと結論付けられる。

(4)社会経済変数の効果の地域による違い

引き続き、社会経済変数と地域変数の交互作用項を含めたモデルで、前項と同様の検討を行いたい。ここでは①15歳時に家にあった20項目をもとに作成した経済的文化的資産の指標、②15歳時、家庭にあった本の冊数、③15歳時の暮らし向き、の3つの変数を使用し、検討する。

| | 調整前 | | | | | | 調整後(S.E.はRobust) | | | | | |
|-------------|------------|-------|----------|-------|----------|-------|------------------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 経済文化資産(主効果) | 0.066 | 0.114 | 0.141 + | 0.082 | 0.134 | 0.107 | 0.090 | 0.132 | 0.118 | 0.089 | 0.156 | 0.109 |
| 北海道(主効果) | -1.590 ** | 0.555 | -0.275 | 0.266 | -0.819 + | 0.432 | -1.607 ** | 0.574 | -0.284 | 0.277 | -0.853 + | 0.449 |
| 東北(主効果) | -2.273 *** | 0.587 | -0.391 + | 0.200 | -0.771 * | 0.314 | -2.636 *** | 0.552 | -0.371 + | 0.209 | -0.942 ** | 0.325 |
| 甲信越北陸(主効果) | -0.582 | 0.396 | -0.244 | 0.230 | -0.058 | 0.263 | -0.975 * | 0.497 | -0.305 | 0.261 | -0.047 | 0.279 |
| 東海(主効果) | -0.547 | 0.367 | 0.554 ** | 0.171 | 0.461 * | 0.223 | -0.453 | 0.398 | 0.689 *** | 0.171 | 0.444 * | 0.225 |
| 近畿(主効果) | -0.157 | 0.259 | 0.060 | 0.166 | 0.330 | 0.205 | -0.220 | 0.269 | 0.030 | 0.167 | 0.265 | 0.205 |
| 中国(主効果) | -0.472 | 0.416 | 0.152 | 0.240 | 0.615 * | 0.277 | -0.606 | 0.391 | 0.094 | 0.256 | 0.406 | 0.298 |
| 四国(主効果) | -3.284 * | 1.660 | 0.276 | 0.290 | 0.165 | 0.387 | -5.072 *** | 1.094 | 0.280 | 0.311 | 0.089 | 0.395 |
| 九州(主効果) | -1.181 ** | 0.374 | -0.158 | 0.194 | -0.184 | 0.262 | -1.164 ** | 0.367 | -0.107 | 0.195 | -0.153 | 0.259 |
| 資産×北海道 | 0.186 | 0.535 | -0.134 | 0.252 | 0.218 | 0.390 | 0.450 | 0.613 | 0.272 | 0.356 | -0.049 | 0.270 |
| 資産×東北 | 0.075 | 0.416 | -0.004 | 0.169 | 0.193 | 0.239 | 0.071 | 0.272 | -0.036 | 0.183 | 0.121 | 0.238 |
| 資産×甲信越北陸 | -0.260 | 0.337 | 0.092 | 0.179 | -0.065 | 0.207 | 0.053 | 0.378 | 0.194 | 0.209 | -0.040 | 0.193 |
| 資産×東海 | 0.110 | 0.241 | 0.009 | 0.136 | -0.072 | 0.179 | -0.031 | 0.308 | 0.038 | 0.142 | 0.000 | 0.169 |
| 資産×近畿 | 0.188 | 0.207 | 0.038 | 0.136 | 0.071 | 0.171 | 0.190 | 0.232 | 0.073 | 0.142 | 0.064 | 0.161 |
| 資産×中国 | -0.220 | 0.326 | 0.278 | 0.182 | 0.066 | 0.216 | -0.191 | 0.292 | 0.250 | 0.214 | 0.034 | 0.230 |
| 資産×四国 | 0.168 | 0.667 | -0.399 + | 0.211 | -0.438 | 0.315 | 0.196 | 0.256 | -0.453 * | 0.220 | -0.425 | 0.334 |
| 資産×九州 | 0.031 | 0.271 | -0.035 | 0.161 | 0.151 | 0.197 | 0.025 | 0.267 | 0.007 | 0.166 | 0.110 | 0.197 |

+<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<.001 この他、性、年齢、親学歴、父職、中3時成績、高3時成績の変数を投入。

| | 調整前 | | | | | | 調整後(S.E.はRobust) | | | | | |
|------------|----------|-------|----------|-------|---------|-------|------------------|-------|----------|-------|--------|-------|
| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 本の冊数(主効果) | 0.212 * | 0.092 | 0.112 + | 0.065 | 0.119 | 0.087 | 0.202 + | 0.113 | 0.108 | 0.068 | 0.104 | 0.094 |
| 北海道(主効果) | 0.078 | 1.343 | 0.967 | 0.598 | 0.086 | 1.160 | 0.291 | 1.523 | 0.774 | 0.679 | 0.527 | 1.233 |
| 東北(主効果) | -2.238 | 1.378 | -0.313 | 0.468 | -0.880 | 0.727 | -2.216 * | 1.007 | -0.263 | 0.485 | -1.012 | 0.657 |
| 甲信越北陸(主効果) | -1.001 | 1.027 | -1.347 * | 0.598 | 0.062 | 0.641 | -1.797 | 1.302 | -1.653 * | 0.673 | -0.145 | 0.649 |
| 東海(主効果) | 0.087 | 0.872 | 0.180 | 0.429 | 0.605 | 0.562 | 0.549 | 0.885 | 0.304 | 0.433 | 0.680 | 0.567 |
| 近畿(主効果) | 0.438 | 0.669 | 0.519 | 0.400 | 0.724 | 0.512 | 0.404 | 0.776 | 0.516 | 0.392 | 0.567 | 0.496 |
| 中国(主効果) | -0.881 | 1.170 | -0.353 | 0.601 | 1.121 + | 0.667 | -1.180 | 1.069 | -0.437 | 0.583 | 0.806 | 0.820 |
| 四国(主効果) | -2.671 | 2.898 | -0.152 | 0.772 | 0.087 | 1.045 | -4.439 ** | 1.583 | -0.416 | 1.055 | 0.188 | 1.112 |
| 九州(主効果) | -2.556 * | 1.155 | -0.108 | 0.453 | -0.494 | 0.640 | -2.964 * | 1.331 | -0.143 | 0.463 | -0.287 | 0.596 |
| 本×北海道 | -0.449 | 0.309 | -0.374 * | 0.162 | -0.295 | 0.340 | -0.470 | 0.364 | -0.295 | 0.220 | -0.430 | 0.353 |
| 本×東北 | 0.001 | 0.302 | -0.015 | 0.124 | 0.062 | 0.182 | -0.087 | 0.217 | -0.031 | 0.130 | 0.031 | 0.164 |
| 本×甲信越北陸 | 0.135 | 0.252 | 0.348 * | 0.160 | -0.011 | 0.182 | 0.270 | 0.307 | 0.423 * | 0.188 | 0.053 | 0.188 |
| 本×東海 | -0.114 | 0.221 | 0.131 | 0.121 | -0.028 | 0.160 | -0.255 | 0.227 | 0.108 | 0.126 | -0.075 | 0.167 |
| 本×近畿 | -0.143 | 0.162 | -0.130 | 0.107 | -0.113 | 0.141 | -0.159 | 0.189 | -0.141 | 0.107 | -0.092 | 0.136 |
| 本×中国 | 0.087 | 0.274 | 0.204 | 0.162 | -0.132 | 0.193 | 0.131 | 0.263 | 0.167 | 0.163 | -0.123 | 0.238 |
| 本×四国 | 0.014 | 0.686 | 0.098 | 0.215 | 0.008 | 0.285 | 0.053 | 0.339 | 0.192 | 0.295 | -0.020 | 0.308 |
| 本×九州 | 0.336 | 0.253 | -0.001 | 0.126 | 0.126 | 0.172 | 0.393 | 0.304 | 0.013 | 0.127 | 0.054 | 0.161 |

+<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<.001 この他、性、年齢、親学歴、父職、中3時成績、高3時成績の変数を投入。

まず表7は、①の経済的文化的資産に関する分析結果を示している。調整により、10%水準で有意だった経済文化資産の主効果がなくなっている。つまり基準カテゴリーの関東圏において、これらの差は進学の有無と有意な差をもたない、ということである。他に短大・高専の中国の主効果が、調整後に消えている。つまり経済文化資産が平均レベルの人の場合、調整前は関東に比して中国地方出身者は短大・高専進学傾向が強かったことを意味したが、調整後は両者の傾向に有意な差はなくなった、ということになる。逆に、有名大学の甲信越北陸は、調整後に有意な効果が現れている。つまり経済文化資産が平均レベルの人にとっては、関東圏出身者に比して、甲信越北陸出身者は有意に有名大学進学傾向が弱くなる、ということである。なお、北海道、東北、四国についても、係数の絶対値が

調整後に大きくなっている。傾向スコアの調整をすることで、むしろ有名大学への進学については、平均レベルの経済文化資産を持っている人の場合、地域差がはっきり現れる（北海道・東北・甲信越北陸・四国・九州で、関東より不利な）傾向があることがわかる。

②の本の冊数（表8）をみてみよう。短大・高専進学については、高卒層とほとんど変わらないことがわかる。有名大学では、調整前有意でなかった東北と四国の主効果が、調整後有意になった。仮に本がない（0が投入されている）家庭の場合、東北、四国、九州において、有名大学進学傾向が関東より少なくなる、ということである。一方で本の主効果が、調整後小さくなり、有意水準も5%から10%となっている。つまり関東圏における（高卒層に対する）有名大学進学の有無は、傾向スコアによる調整を行うと、家庭の本の冊数の効果が弱まる（差が明瞭でなくなる）ということである。関東ではこういった社会経済的変数が、進学を決める要因として、相対的重要性が減少するということである。その他の四年制大学では、調整後、本の主効果と北海道の交互作用項が消えている。ただし残った甲信越北陸の主効果と交互作用項は、係数の絶対値が調整後に大きくなっている。このことは、本をもっていない家庭同士で比較すると、関東に対して甲信越北陸では大学進学傾向が弱いこと、また本をもっていることの大学進学傾向を強める効果が、関東に比して甲信越北陸で有意に（正に）大きい、ということを示している。

| | 調整前 | | | | | | 調整後(S.E.はRobust) | | | | | | |
|-------------|------------|-------|----------|---------|----------|-------|------------------|-------|-----------|---------|-----------|-------|-------|
| | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | | 有名大学 | | その他大学 | | 短大高専 | | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | |
| 暮らし向き(主効果) | 0.057 | | 0.167 | 0.301 * | 0.123 | 0.137 | 0.164 | 0.108 | 0.177 | 0.289 * | 0.135 | 0.181 | 0.155 |
| 北海道(主効果) | -1.772 ** | 0.594 | -0.233 | 0.261 | -0.873 * | 0.436 | -2.031 ** | 0.615 | -0.263 | 0.304 | -0.855 + | 0.458 | |
| 東北(主効果) | -2.061 *** | 0.512 | -0.295 | 0.199 | -0.625 * | 0.289 | -2.344 *** | 0.544 | -0.314 | 0.211 | -0.840 ** | 0.307 | |
| 甲信越北陸(主効果) | -0.566 | 0.393 | -0.103 | 0.224 | -0.027 | 0.261 | -0.894 + | 0.477 | -0.205 | 0.254 | -0.063 | 0.276 | |
| 東海(主効果) | -0.503 | 0.351 | 0.603 ** | 0.175 | 0.423 + | 0.229 | -0.528 | 0.402 | 0.694 *** | 0.175 | 0.356 | 0.229 | |
| 近畿(主効果) | -0.078 | 0.259 | 0.153 | 0.168 | 0.319 | 0.208 | -0.144 | 0.273 | 0.097 | 0.167 | 0.251 | 0.208 | |
| 中国(主効果) | -0.535 | 0.408 | 0.332 | 0.229 | 0.727 ** | 0.267 | -0.642 | 0.395 | 0.045 | 0.246 | 0.429 | 0.296 | |
| 四国(主効果) | -2.707 * | 1.051 | 0.245 | 0.281 | -0.114 | 0.428 | -4.405 *** | 1.092 | 0.271 | 0.330 | -0.046 | 0.449 | |
| 九州(主効果) | -1.154 ** | 0.373 | -0.113 | 0.197 | -0.096 | 0.254 | -1.202 ** | 0.409 | -0.093 | 0.197 | -0.081 | 0.252 | |
| 暮らし向き×北海道 | 0.873 | 0.758 | -0.225 | 0.355 | 0.018 | 0.613 | 1.373 * | 0.636 | 0.008 | 0.434 | -0.170 | 0.390 | |
| 暮らし向き×東北 | -0.771 | 0.593 | -0.554 * | 0.252 | -0.553 | 0.393 | -0.779 | 0.493 | -0.436 | 0.288 | -0.378 | 0.478 | |
| 暮らし向き×甲信越北陸 | -0.663 | 0.457 | -0.398 | 0.277 | -0.184 | 0.323 | -0.481 | 0.553 | -0.346 | 0.287 | -0.027 | 0.369 | |
| 暮らし向き×東海 | 0.181 | 0.454 | -0.002 | 0.227 | 0.279 | 0.279 | 0.110 | 0.555 | 0.004 | 0.248 | 0.411 | 0.265 | |
| 暮らし向き×近畿 | -0.119 | 0.312 | -0.375 + | 0.217 | 0.134 | 0.273 | -0.193 | 0.302 | -0.354 | 0.220 | 0.081 | 0.252 | |
| 暮らし向き×中国 | -0.523 | 0.539 | 0.141 | 0.303 | -0.631 | 0.388 | -0.298 | 0.495 | 0.250 | 0.315 | -0.888 * | 0.441 | |
| 暮らし向き×四国 | -0.257 | 1.911 | -0.570 | 0.447 | 0.782 | 0.636 | -0.095 | 0.675 | -0.347 | 0.551 | 0.688 | 0.653 | |
| 暮らし向き×九州 | -0.044 | 0.402 | -0.163 | 0.259 | -0.007 | 0.326 | 0.000 | 0.416 | -0.154 | 0.279 | -0.102 | 0.328 | |

+<0.1 *<0.05 **<0.01 ***<0.001 この他、性、年齢、親学歴、父職、中3時成績、高3時成績の変数を投入。

最後に表9が③の暮らし向きについて、である。有名大学については、これまでと類似した結果が出ている。地域変数の主効果は、暮らし向き変数が0（つまり普通のレベルと回答）の人について、関東と比べたときに有意に有名大学に進学する傾向があるかどうかを示している。これをみれば、関東と比較して、北海道・東北・甲信越北陸・四国・九州

で有意に、暮らし向きが普通の人々の有名大学進学機会が恵まれていなかった、ということになる。その他四年制大学進学についての交互作用項は、調整後に有意でなくなっている。

全体としてみると、地域間格差が最も顕著に現れているのは、いずれの社会経済的指標をとっても、有名大学への進学である。短大・高専はさほどの差はないが、一部、北海道や東北で不利、とされる結果が出ている。傾向スコアの調整によっても、地域変数の効果がなくなることはなく、むしろその係数の絶対値が大きくなることも、ままた見られた。これらの結果は、進学傾向の違いが個人レベルの階層などの変数によってのみ説明できるものではなく、地域間の格差が厳然と残存していることを示しているといえよう。

4. おわりに

本稿での知見は、以下のようにまとめられる。まずマクロデータを見ると、1985年から2005年にかけて起こった変化は、都道府県レベルの社会経済的指標（1人あたりの県民所得）と、高等教育進学率や設置大学数との間の相関が強まった、ということである。つまりマクロなデータで見る限り、経済的に恵まれている地域ほど、高等教育機会がより多く提供されるようになっていることを意味する。受験競争がまだ厳しく、大学進学率の上昇も抑えられていた80年代には、ある程度大学の地方分散化政策が行われていたこともあり、必ずしも両者の相関は強くない。当時の研究には、このような大学地方分散化政策により、むしろ都市部に受験生が集中するようになって、都市部の受験者の進学機会が抑制されている可能性を示唆するものが多かった。

本稿での分析は、大学進学率が上昇し始める90年代以降の進学者層もかなり含んでおり、彼らが大学入試を迎えたときには80年代の状況と大きく変化していること、つまり大学入試をめぐる環境が大きく異なる世代が同一サンプルに含まれていることを念頭に置く必要がある。さらに、一般的に言って、日本子高等教育進学コストは非常に高く、学費の他、特に地方から進学に際して都市部に出てきた場合に、住居費などの新たな生活費も発生する。もし個人が打算的（合理的）な計算をするのであれば、移動を伴う進学を行わねばならないか否かの選択に迫られたとき、あえて金銭的な負担を多く伴う自宅外通学という選択をするには、進学することで将来回収が見込める（それなりのメリットがある）ことが予想できる必要がある。あるいはそういった人は受験に失敗して浪人する、というリスクを避けるため（金銭的な負担も大きいし、浪人をする上で受験準備に有効な予備校自体も都市部に集中している）、確実に合格できるという自信のある者だけが、進学という選択を採用すると思われる。つまりそのような負担やリスクを予想する者ほど、「無難な」進路選択をすると思われる。もし地元には多くの進学選択肢が存在すれば、支払われるべき金銭や、負うべきリスクは減少するだろう。つまり進学を決断の基準となりうる自分の置かれた状

況、具体的には「どの程度の成績であれば受験してよいか」という大学進学を決定する基準となる成績や、出身家庭の経済状況が本人の進路選択にもたらす影響が、地域によって異なることが予想される。もしそうだとすると、地域変数と、成績や経済状況に関する変数の間で、交互作用効果があるはずである。

ただしキーとなる地域変数については、いわゆる出身階層、経済的指標との相関が考えられた。実際、一人あたりの県民所得をみても、本州の太平洋ベルトを中心とする都府県と、それ以外の地域では、かなりの格差があることを確認した。これは事実上、進路決定に大きな影響を与えるとされる階層変数（父職など）の分布が、地域により偏っていることを示すものである。つまり地域変数と、出身階層変数の間には一定の相関が存在する可能性がある。そうだとすると、推定される地域変数の効果はバイアスがかかると予想されるため、擬似的に各地域のサンプルの出身階層の分布がランダムになる状態を作り出す必要がある。これが傾向スコアによる調整である。調整後の結果をみると、予想通り、特に有名大学への進学について、関東地方に比較して、周辺地域（特に東北・四国）において、成績が下降するほど進学機会がより一層奪われること（有名大学進学には、関東圏出身者より高い成績水準が要求されたこと）が明らかにされた。また短大・高専にあっても、関東出身者に比較して、同等の成績水準の東北・北海道出身者は進学しにくいこともわかった。

経済的指標についてみても、指標を何に据えるかによって若干の違いはあるが、概ね仮説に沿った結果が出た。特に平均レベルの生活水準をもつ家庭出身の人では、有名大学進学において、関東圏に比して北海道・東北・四国・九州、場合によっては甲信越北陸などで不利であるという結果が出た。四年制大学そのものの地域による進学機会の差は、それほど明瞭なものではなかったが、短大・高専では東北地方などで差が顕在化する。高等教育全般を通してみると、東北地方で、進学機会が制約されているという傾向が目立った。ただし大学そのものの進学機会の地域間格差は、かなりの程度解消されているとみてよいが、問題は進学先となる大学の種類である。昨今のような経済情勢の中で、就職機会に大学間格差があるとすれば、これは由々しき問題を引き起こすことになる。また本稿の分析射程からは外されているが、各都道府県に必ず設置されている国立大学は、その地域の高等教育進学機会のみならず、一定水準の教育も提供してきた歴史をもつ。現在、国立大学への運営費交付金は毎年削減され、特に地方国立大学の教育・研究環境は急速に悪化している。しかしこれらの大学がこれまで果たしてきた役割や機能は、きちんと評価検討がなされて現在の状況に至っているとは思えない。確かに、今回の分類のような有名大学への進学には、かなりの地域間格差を残していることが明らかになった。しかし相対的に授業料も安く全国にある国立大学が、高額な費用を負担できない優秀な地方の受験生に対して、大学進学というチャンスを提供してきた可能性は否定できない。もしそうだとしたら、こ

れまで地方国立大学の果たしたそうした役割を看過すべきではない。

なお、本稿では、冒頭部で引用したような、都市部に受験生が集中したため、関東・東海・近畿などの都市部の受験生が受験機会を奪われた、というようなことを示す結果は見出せなかった。しかし本稿の分析と、先行研究の間には、使用データや扱う年齢層の範囲に大きな違いがあり、即座に先行研究が否定されるわけではない。先行研究では、より狭い時間（場合によっては単年度）の受験生の選択行動を対象にしており、本稿では約 20 歳の差のある年齢層を一度に扱っている。この 20 年というのは、日本の高等教育選択行動に大きな変化をもたらした時期であり、大学進学機会が極めて厳しく制約された世代と、規制緩和や少子化で進学機会が大きく拡大した世代が同時に含まれている。もちろん回帰分析でコーホートを示す変数を投入してはいるが、それだけでは十分とは言えない。有名大学の定義や、地域の定義にも恣意性が残るという批判も考えられよう。また結局残った地域変数の効果を、どう読み取るか、という解釈も、実際は難しい。地域変数の効果が残ったから、では進学機会の平等を保障するために、不利と判断された地方に条件を満たす高等教育機関を設置すれば問題が解決するのか、といえ、必ずしもそうではないようにも思う。さらに本稿では、地方出身者ほど、経済的なもののみならず、心理的なものも含め、進学にかかわるコストが大きいという前提をもとで仮説を設定したが、この前提自体が実態に即しているのか自体も確認する必要があるように思われる。

引用文献

- Gangl, Markus. 2010. "Causal Inference in Sociological Research," *Annual Review of Sociology*, 36: 21-47.
- Guo, Shenyang, and Mark W. Fraser, 2010, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, Sage.
- 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・繁榘算男, 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。
- 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.
- 菅万理, 2009 「母親の就労が思春期の子どもの行動・学業に及ぼす効果：Propensity Score Matching による検証」東京大学社会科学研究所パネル調査 ディスカッションペーパー

- シリーズ 28。
- 苅谷剛彦, 2009 『教育と平等』 中央公論新社。
- Lieberson, Stanley. 1985. *Making it Count: The Improvement of Social Research and Theory*, University of California Press.
- 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。
- Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin. 1983. “Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score,” *Journal of the American Statistical Association*, 79: 516-524.
- 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。
- 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③ 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① 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 127-149。
- Winship, Christopher, and Stephen L. Morgan. 1999. “The Estimation of Causal Effects from Observational Data,” *Annual Review of Sociology*, 25: 659-707.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金
基盤研究 S：2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度

厚生労働科学研究費補助金
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ

- No.1 山本耕資 標本調査における性別・年齢による層化の効果：100 万人シミュレーション（2007 年 4 月発行）
- No.2 石田浩
三輪哲
山本耕資
大島真夫 仕事・健康・希望：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査（JLPS）2007」の結果から（2007 年 12 月発行）
- No.3 中澤渉 性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Survey を用いて（2007 年 12 月発行）
- No.4 戸ヶ里泰典 大規模多目的一般住民調査向け東大健康社会学版 SOC3 項目スケール：(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS)の開発（2008 年 1 月発行）
- No.5 戸ヶ里泰典 20～40 歳の成人男女における健康保持・ストレス対処能力 sense of coherence の形成・規定にかかわる思春期及び成人期の社会的要因に関する研究（2008 年 1 月発行）
- No.6 田辺俊介
相澤真一 職業・産業コーディングマニュアルと作業記録（2008 年 2 月発行）
- No.7 中澤渉 若年層における意識とライフスタイル：JLPS と BHPS における日英の家事労働と性役割意識の比較（2008 年 3 月発行）
- No.8 深堀聡子 若者の働くこと・結婚すること・子どもをもつことに関わる意識
高卒パネル（JLPS-H）と NELS による日米比較（2008 年 3 月発行）
- No.9 戸ヶ里泰典 若年者の婚姻および就業形態と健康状態、健康関連習慣との関連性の検討（2008 年 3 月発行）
- No.10 三輪哲 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007 における標本特性と欠票についての基礎分析（2008 年 3 月発行）
- No.11 安藤理 公共政策支持の規定要因～公共事業と所得再分配に着目して～（2008 年 4 月発行）
- No.12 長尾由希子 若年男女における性別役割分業意識の変化とその特徴：高校生のパネル調査から（2008 年 4 月発行）

- No.13 伊藤秀樹 高校生の自信と卒業後の揺らぎ (2008年4月発行)
- No.14 相澤真一 誰が仕事をやめたがっているのか：重要なのは職場環境か、それとも家庭か？ (2008年6月発行)
- No.15 元治恵子 若年層のキャリアデザイン・ライフデザインの変化—高校在学時から高卒3年目への変化— (2008年6月発行)
- No.16 橋本摂子 性別役割意識の揺らぎをたどる(1)—結婚アスピレーションから見た行動規範と現状追認の距離— (2008年6月発行)
- No.17 石田浩 世代間移動の閉鎖性は上昇したのか (2008年11月発行)
- No.18 石田浩 結婚・健康・地域：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査
三輪哲 (JLPS) 2008」の結果から (2008年12月発行)
村上あかね
- No.19 Sawako SHIRAHASE Change in Living Arrangement of Unmarried Adults with Parents and Income Inequality in Japan with Comparative Perspective (2009年2月発行)
- No.20 Wataru NAKAZAWA Inequality of Opportunities for Access to Universities among the Japanese Young People: Focused on the Scholarship Loan Program (2009年2月発行)
- No.21 Hiroshi ISHIDA Educational Attainment and Social Background (2009年2月発行)
- No.22 大島真夫 大学就職部の斡旋機能とその効果 (2009年3月発行)
- No.23 中澤渉 職業的地位の変容に関する基礎分析 JLPS wave1とwave2の比較から (2009年3月発行)
- No.24 戸ヶ里泰典 ストレス対処能力概念 Sense of Coherence の抑うつ傾向ならびに心理社会的な職場環境との因果関係の検証—構造方程式モデリングを用いた検討 (2009年4月発行)
- No.25 戸ヶ里泰典 若年成人男女における慢性疾患の有病率の分布と就業、婚姻との関連の検討—自己報告を国際疾病分類 (ICD-10) に基づいて分類したデータより (2009年5月発行)
- No.26 大島真夫 誰が大学就職部を利用するのか (2009年9月発行)

- No.27 Hiroshi ISHIDA Social Inequality in Health in Japan (2009年10月発行)
- No.28 菅万理 母親の就労が思春期の子どもの行動・学業に及ぼす効果：Propensity Score Matching による検証 (2009年11月発行)
- No.29 橋本摂子 未婚者層における結婚意識の変動と社会階層的要因：パネル・ロジットモデルによるアスピレーション分析 (2009年12月発行)
- No.30 石田浩 有田伸 田辺俊介 村上あかね 生活・交際・労働者の権利：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査 (JLPS) 2009」の結果から (2009年12月発行)
- No.31 中澤渉 男女間のメンタルヘルスの変動要因の違いに関する分析 (2010年2月発行)
- No.32 平沢和司 確率抽出データを用いた大卒就職機会に関する検討 (2010年3月発行)
- No.33 長尾由希子 短大進学率の変動にみる教育知のシフトとその支持層：教養知から職業知へ (2010年3月発行)
- No.34 山本耕資 石田浩 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(JLPS)の欠票分類と回収状況に関する諸指標の検討：対象者「本人」の協力の度合いと調査員訪問の成功の度合い (2010年3月発行)
- No.35 有田伸 変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性：従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として (2010年3月発行)
- No.36 村上あかね パネル調査にみる若者の交際の現状 (2010年5月発行)
- No.37 三輪哲 結婚活動の「成果」と「効果」 (2010年10月発行)
- No.38 田辺俊介 吉田崇 大島真夫 希望・所得変動・自己啓発「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS) 2010」の結果から (2011年2月発行)
- No.39 中澤渉 若年層の不安定雇用に関する成長曲線モデル分析 (2011年2月発行)
- No.40 鈴木伸生 大卒就職における OB 利用の効果と機会格差 (2011年2月発行)

- No.41 Hiroshi
ISHIDA Social Inequality among Japanese Youth: Education, Work, and Marriage
in Contemporary Japan (2011年2月発行)
- No.42 Hiroshi
ISHIDA Are There Increasing Barriers to Intergenerational Mobility? Trends in
Intergenerational Class Reproduction in Contemporary Japan
(2011年2月発行)
- No.43 中澤渉 出身地域による高卒後進学機会の不平等 (2011年3月発行)

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>