

しかしながら、そのことは、こうしたトレンドがそのまま現在にまで至っていることを保証するわけではない。SSM95年の最も若いコーホートが義務教育を終えたのは1990年である。高校の3年間を含めたとしても1990年代に始まり、現在に至る教育改革の影響を強く受けているとはいえない。1980年代末までに初中等教育を終えた人々を対象に、出身階層が中学校時の成績に及ぼす影響が弱まっているように見えても、その傾向がそのまま現在にまで続いているとはいえないのである。

しかも、SSM調査ではあくまでも個人の自己評価により中学時代の成績を回顧的に質問しているにすぎない。学業達成を測定する尺度としては、大まかものであることは否めないのである。

そこで、1990年代に本格化した教育改革の影響を取り出すために、ここでは、算数・数学、国語の学力テストを含む、小中学生を対象とした調査データを分析することにしよう。

簡単に、調査の概要について説明する。このデータは、私たち研究グループが2001年11月に関西都市圏で実施した調査である(注4)。この調査は、1989年に大阪大学のグループ(代表：池田寛教授)が実施した「学力・生活総合実態調査」をもとに、2001年に同一の学校で再調査を行うことで、1990年代に進行した教育改革の前後の状況を把握できる設計となっている。

大阪大学の調査は、「学力テスト」と「生活と学習についてのアンケート」の2種を、小学校5年生2100名あまり、中学校2年生2700名あまりを対象に行ったものである。この調査と同一の学校を選び、同一の項目を用いた再調査を行おうとした理由は、前々回の学習指導要領の時代(1982年4月から1992年3月)と、「新しい学力観」が導入された前回の指導要領(1992年4月から2002年3月)の最終年との間で、学力がどのように変化したのかをみることができると考えたからである。加えて、学力の実態と子どもたちの生活・学習状況との関連も、その変化を含めて分析可能になる。学力が低下したかどうかを見るだけでは、教育の改善にはつながらない。子どもたちの生活や学習状況とあわせて、しかも、その変化まで視野にいれて見ることで、教育改革に資する分析が可能になる。

そこで12年前の大阪大学調査の「学力テスト」の問題をほぼそのまま使い、採点基準についても過去のマニュアルに忠実にしたがって採点を行った。また、「生活・学習アンケート」については内容の修正を施したうえで、前回調査の対象校に個別に依頼した。結果的に小学校16校、中学校11校(前回対象校の約7割にあたる)の協力を得た。有効回答数は、小学5年生が921名、中学2年生が1281名である。

国語と算数・数学からなる今回の学力テストの問題は、89年時点での学習指導要領にもとづいて、当時の調査対象地区の教師たちが、「ひと学年前までの教育内容」からピックアップしたものである。ちなみに、92年の指導要領改訂に伴い削除された問題は含まれていない。したがって、テスト結果に何らかの変化が生じていたとしても、それは、その内容が指導要領から削除された(つまり未習だった)からではない。

なお、89年と01年とを比べると、今回の調査対象地域では、国立、私立の中学校に進学

したものの比率が、およそ3%から7%へと高まっている。その点、中学生の結果を見る場合には注意が必要である。ただし、東京のように25%近い子どもが国立、私立に行く地域とは異なり、4ポイント程度の上昇は、仮にこれら調査から外れた子ども全員が今回のテストで95点をとった生徒だと仮定しても、01年テストの平均点を1点程度低めているに過ぎないと推定でき、今回の分析結果を大きく変えるものではない。

出題した問題の内容としては、国語は「長文読解」「文章構成」「文法」「漢字」、算数は「数と計算」「量と測定」「図形」「数量関係」、数学は「数と式」「図形」「数量関係」といった領域から成る。後で詳しく見るように、前回調査において、全体の正答率はおおむね70・80%という値であった。この平均点の高さから見て、用意された問題が、ごく基本的な学習項目であるといえる。その意味で、以下の分析は、学習指導要領に提示された、かなり基本的な内容について、子どもたちがどれだけ学習に習熟していたかに関する変化を示すものといえる。

すでに、このデータを用いた分析の結果は、荻谷ほか(2002)に報告している。ここでは、そこでの知見を簡単にまとめた上で、本稿の課題である、学業達成の格差の問題について分析を進めてきた。

すでに報告した分析結果から、本稿にとっても関係する知見を簡単にまとめると、次のようになる。

①小学校5年生、中学校2年生ともに、国語においても、算数・数学においても1989年に比べ2001年の方が、平均正答率が下回ると同時に、正答率の低いものが増えることによって得点のばらつきが大きくなっている。

②通塾の有無によって、正答率の低下傾向が異なる。小5の算数の場合を除いて、塾に行っていない子どもの得点低下の幅は、塾に行っているものよりも大きい。ただし、小5の算数については、通塾の有無によらずいずれの場合も百点満点に換算して11ポイントの低下を示す。

③後述する、2001年の調査より家庭の文化階層グループごとに正答率を見ると、文化階層上位グループほど、いずれの学年、いずれのテストにおいても、正答率が高くなる。

④家庭の文化階層グループごとに、子どもが自ら調べたり発表したりする授業へのかかわり方の違いを比べると、小5、中2ともに、上位グループほど積極的なかわりを示す。

これらの結果は、おもに平均値の比較やクロス表による分析の結果であった。そこでここでは、つぎのステップとして、重回帰分析などの方法を用いて、さらには、新たな変数を導入することによって、1989年と2001年とで、学業達成の格差が拡大しているのかどうかを検討したい。なお、ここでは、問題設定のところで述べたように、「学力低下」問題で盛んに議論された算数・数学、なかでも中学生の数学のテストの結果を主な対象とする。

重回帰分析に入る前に、格差拡大について一つの記述的データを紹介しておこう。図1は、中2の数学の得点をもとに、生徒を4分の1ずつにグループ分けし、それぞれの4分

位ごとの平均点を1989年と2001年とで比較したものである。テストの難易度にもよるが、比較的基礎的な問題を出題している今回の調査で見ると、平均点の低下が最も大きいのは、第4・四分位グループである。つまり、下位4分の1のグループの得点の低下が最大であるということであり、ここから、低学力層のさらなる「学力低下」が生じていることがわかる。この知見は、正答率の低下が、格差拡大を伴いながら生じていることを推察させる結果といえる。

<図1>

下位4分の1層の分析

それでは、このような正答率下位グループの生徒はどのような特徴を持った生徒なのだろうか。そこには、家庭的な背景などがどのように関係しているのか。まず、家庭の文化的環境についての調査項目が含まれている2001年のデータを用いた分析を行う。

ここではロジスティック回帰分析を使って、最下位グループになるか否かを推定する分析を行った。独立変数としては、性別（男子なら1のダミー変数）、家庭の文化階層グループを示す二つのダミー変数（下位グループダミーと上位グループダミー；なお、この変数作成の手続きについては注5を参照してほしい）、父親が大卒か否かのダミー変数（大卒なら1の大卒ダミー）、小学校時代の授業経験を示す二つの変数（体験学習や調べ学習などの頻度が高かったとする「新学力観型授業経験」と、教科書中心・宿題やドリルを出すなどの授業が多かったとする「伝統型授業経験」；変数作成の手続きについては注6参照）、そして、家での学習時間（分）、塾に行っているかどうかのダミー変数（通塾している場合を1）を用いた。

結果は表3に示したとおりである。ここからまず、家庭環境の影響が有意に出ていることがわかる。父親が大卒の場合には、数学下位グループにはなる確率がオッズ比で0.582となる。また、家庭の文化階層グループについても、階層下位グループの場合、数学の正答率が下位4分の1のグループになる確率は、オッズ比でみて1.697倍になる。文化階層上位と中位との間には統計的に有意な違いは見られないが、文化階層下位グループの場合には、中位、上位に比べて、数学の学力が下位4分の1になる確率が高まるのである。

<表3>

次に注目に値するのが、小学校時代の授業経験の影響である。小学校時代に、新しい学力観型の授業に多く触れた生徒は、中学校2年の段階で数学の正答率が下位4分の1となる確率が高まる。オッズ比で見ると、1.208倍となる。他方、伝統的な授業が多かった生徒の場合には、逆に数学下位グループになる確率は小さくなる（オッズ比で0.715倍）。ここに投入した他の独立変数をコントロールしても、小学校時代の授業経験の特徴が、中学校

での数学で最下位グループとなることに関係しているのである。

最後に、家での学習時間と通塾の影響についてみる。興味深いことに、家での学習時間は回帰係数の値も小さく、しかも統計的に有意でない。家でどれだけ学習しているのかを時間量で把握してこの分析に投入する限り、学習時間の多寡は数学の学力下位グループに属するかどうかに影響を及ぼしているようには見えないのである。

それに対し、通塾の有無は大きな影響力を持つ。塾に行っていれば、最下位グループとなる確率はオッズ比で 0.205 倍とかなり小さくなる。裏返せば、塾に行っていない生徒が数学の下位 4 分の 1 のグループに属する確率が高いということである。塾に行くかどうかは、生徒自身の意思にもよるが、同時に家庭の経済的な状況や親の教育意識にも影響を受けると考えることができる。その意味では、個人の意思を越えた学習機会・学習資源としての性格を有するものである。そうだとすれば、通塾の影響がこれだけ大きく出たというここでの結果は、塾という学校外での学習機会への接近可能性の多寡という「社会経済的格差」が、数学の正答率を左右する現象であるという見方もできるだろう。家庭の文化的環境や父親の学歴といった階層要因にとどまらず、通塾という学校外の学習資源への接近可能性を通じて、生徒個人を越えた家庭環境の影響が現れるのである。

1989 年と 2001 年の比較

これまでの分析は、2001 年調査にしか含まれていない家庭の文化階層、父親の学歴、さらには小学校時代の学習経験などを含めた分析であった。残念ながら 1989 年の調査にはこれらの質問項目は含まれていなかったため、89 年と 01 年との間でどのような変化が生じているのかを分析することはできない。

そこで次に、90 年代を通じてどのような変化が生じたのかを見るために、89 年調査にも含まれており、なおかつ、家庭環境と関連する項目を取り出し、89 年と 01 年と出それぞれロジスティック回帰分析を行った。従属変数は、先ほどの分析と同じく、数学の正答率が下位 4 分の 1 のグループになるかどうかである。独立変数としては、男子ダミー、家での勉強時間、通塾の有無といった変数のほかに、基本的な生活習慣を示す以下の項目をダミー変数として入れた。すなわち、「朝、自分で起きる」「朝食を食べる」「『いってきます』『ただいま』のあいさつをする」「前の日に学校の用意をする」「決まった時間に寝る」の 5 項目である。これらはいずれも、2001 年調査の項目で見ると、家庭の文化階層グループと統計的に有意な関連を持つ項目であり、直接、家庭環境を示すものではないがその代理指標として使うことができると考える項目である。

これらの項目を含めて、先ほどと同様のロジスティック回帰分析を行った。結果は、表 4 のとおりである。ここから、いずれの年度でも、通塾と「朝食をとる」の影響がともに統計的に有意であることがわかる。しかも、通塾の影響はいずれの年度でも比較的大きい。塾に行っていない場合に、数学の成績が下位 4 分の 1 になる確率が高まるのである。また、朝食をとらない生徒の場合にも、下位 4 分の 1 となる確率が高まる。

<表4>

家での学習時間については、89年においては有意な影響を持っていたが、01年では有意ではなくなる。その分、通塾の影響が若干大きくなっているように見える。通塾の影響は、オッズ比でみると89年の.357から01年の206に変化しており、塾に行っていることで下位4分の1となる確率が01年で低くなる。

「あいさつをする」は、89年では5%水準で有意であったが、01年には10%で有意である。ただし、回帰係数の値にはそれほど大きな変化は見られない。他方、「学校の用意をする」については、89年には有意ではなかったが01年には有意な影響を持つようになっており、回帰係数の値も絶対値が大きくなっている。学校の用意をしない生徒ほど、数学で下位グループになる確率が高まるのである。また、わずかではあるが、「朝食をとる」の回帰係数が、89年に比べて01年で絶対値が大きくなっている（-.663→-.814）。

いずれも、家庭環境の影響を見るにはあくまでも代替的な指標であり、以上の分析から、家庭環境の影響が顕著に増大したとすることはできない。それでも、通塾の影響力の増大、朝食をとることの影響の若干の増大、さらに「学校の用意をする」が01年で有意になっていることなどをあわせると、この12年間で家庭環境の影響がわずかながら増大している傾向を伺うことができる。

正答率の分析

これまでの分析では、数学で下位4分の1になるかどうかの確率を推定した。つぎに、実際の正答率を従属変数に用いた分析を行ってみよう。ここでは、正答率を100点満点に換算した数値を従属変数として、重回帰分析を行った。結果は、小学校の算数とあわせて表5に示すとおりである。

<表5>

ここでの分析から、先ほどのロジスティック回帰分析と同様に、いずれの年度でも通塾と「朝食をとる」の影響が統計的に有意であることがわかる。ただし、回帰係数の値を見ると、通塾についても、朝食をとるについても89年よりも01年で影響力が強まっているように見える。通塾の影響は、11.5から16.9へと5.4ポイント、朝食をとるは、6.77から11.95へと増大している。また、それほどの変化ではないが、「学校の用意をする」でも変回帰係数の値が増大しており、しかも89年には10%水準で有意だったのが、01年には0.1%水準で有意となっている。他方、「あいさつをする」については、89年には有意な影響を持っていたが、01年には有意ではなくなっている。ただし、回帰係数の値の変化はそれほど大きくない。

基本的な生活習慣を示す要因や通塾の有無が家庭環境の影響を示す代理指標だと見れば、数学の正答率に及ぼす影響が01年で増大しているという推測が可能である。直接比較できる家庭環境を示す変数がないという限界から、断定的な結論を下すことはできないが、通塾や「朝食をとる」の影響に見られるように、全般的な正答率の低下が、家庭環境の影響の増大を伴いながら進行していることは推測できる結果が示されていると言うことはできるだろう。

4. 「新しい学力観」的な授業へのかかわり

教育界の議論では、これまで見たようなペーパーテストの得点が多少下がっても、これからの時代に必要とされる「生きる力」＝「自ら学び、自ら考える力」がついていけばよい、とする考え方がある。それでは、こうした、いわゆる「新しい学力観」と呼ばれる見方に従った「学力」については、社会経済的な格差は形成されていないのだろうか。

このような「学力」が実際にどれだけ生徒の身に付いているかどうかを調査によって把握することは容易ではない。しかし、こうした「新しい学力」を身につけさせるための授業の方法や学習のあり方として考えられている学習活動への生徒のかかわりについては、間接的ながら質問紙による測定が可能である。

ここでは、生徒たちが自分で調べたりする学習（「調べ学習」と呼ばれる）や集団で調べたり発表したりする学習（「グループ学習」と呼ばれる）へのかかわり方についての質問への回答を用いて、「新学力観的な授業へのかかわり」における家庭環境の影響について見ていくことにする。

すでに単純集計レベルの分析については報告がなされているので、ここでは重回帰分析を用いて、これらの授業へのかかわりにどのような要因が影響を及ぼしているのかを見る。

従属変数とするのは、「調べ学習の時は積極的に活動する」と「グループ学習の時はまとめ役になることが多い」の二つの質問項目への回答（ともに4点尺度、得点が高い方がかかわりが強い）への得点を単純に合計し（2点から8点までの合成得点）、それを用いることにした。

結果は、表6、7の通りである。はじめに小学5年生の結果を見ると、家庭の文化的階層が上位グループの場合にこれら新学力観型授業への関与が強くなることがわかる。上位グループは基準変数として用いた中位グループよりもかかわりが強くなる。下位グループはマイナスの値を持つから、文化階層上位グループの生徒ほど、中位や下位グループより、新学力観型授業へのかかわりが強くなるといえる。新学力観型の授業と呼ばれている学習へのかかわり方は、子どもの家庭的な背景と関係を持つのである。

<表6, 7>

また、国語の学力テストの正答率、全般的な授業の理解度もまた、正の影響を及ぼしている。算数のテストは 10%水準で有意とある。これらは、教科の学習の習熟や理解度が、「新しい学力観」型の授業へのかかわりと無関係ではないことを示している。

次に、中学 2 年生の結果について見よう。ここでも家庭の文化階層上位グループの生徒ほど新学力観型授業へのかかわりが大きくなることがわかる。また、学力テストの結果は国語、数学ともに有意な効果を示さない。その代わりに、授業の理解度が強い影響を示す。正答率そのものよりも、教科の授業がどれだけわかっているかと言うことが、中学生にとっては新学力観型授業へのかかわりを規定するのである。

モデル 2 では、さらに小学校時代の成績の自己評価の得点を投入した。その結果を見ると、小学校時代の成績が高いほど、中学校での新学力観型授業へのかかわりが強くなることがわかる。文化階層上位グループダミーも、授業の理解度も依然として有意な影響を及ぼしている。これらから、中学校においても新学力観型授業へのかかわりには家庭環境の影響があること、さらには、通常の教科の授業の理解度や小学校時代の学習の習熟度（成績）の影響を及ぼしていることが確認できた。ペーパーテストの正答率そのものではなく、どれだけ授業がわかっていたか、わかっているかが、調べ学習やグループ学習への積極的なかかわりを支える基礎となっているのである。

すでに別のところで示したように、小学校時点でのペーパーテストの正答率は、家庭の文化的環境の影響を受けている。中学校におけるそれも同様である。また、当然ながら、授業の理解度はペーパーテストの得点と高い相関関係を持つ。とすれば、生徒の家庭的背景は、直接的に新学力観型授業へのかかわりを規定するだけでなく、ペーパーテストの正答率や授業理解度を媒介しても、新学力観型授業への関与に影響を及ぼしていることになる。

教育学者の議論ではほとんど論じられることはないが、実際の学校においては、家庭的背景の影響を受けながら、新学力観的な学習が行われている。そうだとすれば、「多少はペーパーテストの得点が下がっても問題ない」という、根拠のほとんどない楽観論は、こうした家庭的背景の影響にまったく目を向けない「教育論」とどまり、その社会経済的な影響を無視したイデオロギーとして機能してしまう。社会科学的視点を欠いた教育研究の陥穽がそこにある。

また、教育改革が、こうした楽観論に立ち、「新しい学力」の形成においても、数学の場合と同様に、家庭的背景の影響を受けていることを見逃せば、こうした教育を一層押し進めようとする改革が、将来度のような社会経済的格差を生み出すかという問題にもつながっていく。いずれにしても、教育学的な議論を離れて、教育改革の社会・経済的影響について考える上で、ここで示した分析結果は一つの手がかりとなるだろう。

5. 結論

以上の分析から、学業成績を組み込んだ教育達成、初職達成の特徴、さらには、それらの結果をふまえた1990年代の教育改革のもとでの学業達成や学力形成の問題点が明らかになった。

S S M調査データの分析による限り、1990年初頭までは、社会的出自よりも学業達成(中学校時の成績)が、教育達成や初職の達成に及ぼす影響が強まっていた。しかも、中学校時の成績として自己評価された学業達成自体は、社会的出自からの直接的な影響を受けにくくなる趨勢にあった。その意味で、1980年代の終わりまでの戦後日本社会においては、進学率の上昇によって示される教育機会の量的な拡大とは別に、社会階層の影響を受けにくくなった学業達成という業績主義的な原理が強まっていたと見ることができるだろう(注7)。

ところが、実際の学力テストを用いた1990年代を通じた変化を見ると、こうした趨勢にかげりが生じており、あるいは、業績主義的な原理が弱まっているという可能性が示唆できるのである。数学の学力テストを用いた分析は、そこに社会的出自の影響が及んでおり、しかもその影響が近年少しずつ強まってきている傾向を見いだすことができる。

とりわけ、通塾の影響が強まっていることは、家庭の経済水準や親の教育意識によって学力の形成に格差が生まれる可能性を示唆するだけではない。教育改革が本格化した90年代以前には、塾に行かなくてもある程度維持されていた学力が、塾に頼らなければ維持しにくくなっていることも示しているからである。塾の効果が高まったからなのか、学校教育の効果が弱まったからなのかは識別できないものの、通塾の影響が強まっているという今回の結果は、社会経済的格差拡大の抑制に資するはずの予防的な意味合いを持つ教育政策にとって、無視できない結果だろう。

さらに、「新しい学力」の形成においても家庭の文化的環境の影響が出ている。教育改革が目指す新しい能力形成が、これからの時代に必要な市場能力の育成に結びつくものだとすれば、教育改革の「善意」とは別に、こうした能力の形成に社会的出自の影響が及んでいるのである。

この知見は、ある意味で数学などの旧学力の格差以上に重要な意味をもつものかもしれない。というのも、こうした学習を通じて形成される能力が、「知識を基盤とした経済」において、旧来の「知識の量」以上に市場価値を持つとしたら、その格差拡大の影響は、これからの時代において一層強い影響を及ぼすことになるからである。この問題を無視した教育改革論議の危険性は、一方で新しい能力の形成が時代の要請にかなっていないと言っておきながら、その形成のプロセスに一向に目を向けないことにある。

それだけではない。近年の教育改革においては、生徒の体験や関心、意欲、態度を重視するあまり、教科の学習における理解度や学習の定着度を軽視してきたという批判が教育界にはある(注8)。本稿が示した、授業の理解度が新しい学力の形成にとっても重要な要因であるとの知見は、これまでの改革動向の偏りをあぶり出すものといえる。体験の機会を与えることが、「生き生き」とした学習につながるという教育改革者の理想とは異なり、

教科学習の基盤がどれだけ整備されているのかが、「新しい学力」形成にも結びついていたのである。こうした常識的ともいえる視点を無視した政策が、結果的に新しい時代の市場能力の形成における格差を拡大しているとしたら、教育改革はどのように評価されるのだろうか。

教育界では、教育を「人的資本」形成と見なすこと自体が一種のタブーであった。雇用機会や雇用可能性とつながる能力の形成と切り離れたところで、学習の成果も、学力も論じられてきたのである。それ故、そこでどのような格差が生じているのかと自問すること自体が、教育界では議論の俎上に上ることはなかった。

「人材」という言葉を使うことさえ、人間の崇高さを認めない、人間を経済や産業の道具（＝材）としか見ない発想だとの批判を受ける。教育の真正性を中心とした議論が、格差の問題に目を向けずにきたのである。その陰で、実際には家庭環境の影響を受けつつ、新しい市場能力の形成に格差が生じている。それが、将来、どのような社会経済的な格差に結びつくのかは現時点ではわからない。しかし、教育改革者が想定するように、こうした新しい能力が重要であるとすればそれだけ、その形成の過程で生じる格差の問題性は増すことになる。こうした実態把握を政策評価に結びつけることによってしか、教育の予防的な性格を行かす道は閉ざされたままになるだろう。

<注>

1. 世間で言われるように、現在、「知識基盤経済」への移行が急速に進んでいる。従来型の「知識の詰め込み」教育では養成できない（と見なされている）問題発見能力や問題解決能力、創造性、情報処理能力といった市場能力が社会的に要請されているとすれば、それら新しいタイプの能力（コンピタンス）をどこかで身につけた人びとの市場価値は高まっているはずである。逆に、従来型の教育によって高い学歴を得た人びとの場合、新しい能力が備わっていなければ、どんなに学歴が高くても、そうした人びとの市場価値は低くならざるを得なくなる。もちろん、実際には、「詰め込み教育」を受けた人びとも、その後の職業生活などを通じて、問題解決能力や、創造性、情報処理能力といった能力を身につけることができる。その過程で、詰め込まれた知識や旧来型の学習で得た能力（とくにメタ認知の力）が有効に働くことは否定できない。学習の転移が起こることの可能性を認めれば、新しい学力と旧学力を単純に二分して議論する教育界の議論の限界が見えてくる。
- 2) ここに紹介する以下の分析は、荻谷（2001）においてすでに報告したものである。
- 3) 出身階層を示す変数は、いずれもダミー変数。中学校時の成績は上位者が1、下位者が5となる5点尺度、本人の学歴は教育年数という数量化の手続きをとった。
- 4) このデータを用いた調査報告としては、荻谷ほか（2002）がある。
- 5) 文化的階層グループは、次のように作成した。まず、「家の人はテレビでニュース番組を見る」「家の人が手作りのお菓子を作ってくれる」「小さいとき、家の人に絵本を読んでもらった」「家の人に博物館や美術館に連れていってもらったことがある」「家にはコンピ

ュータがある」といった質問項目への回答（コンピュータがあるのをの扱い手、4点尺度）をもとに、小、中学生のそれぞれに主成分分析を用いて、家庭の文化的環境を示す一次的尺度を作成した。つぎに、この尺度を用いて、小、中学生のそれぞれの調査対象者の数がほぼ3分の1ずつになるように、3つの「文化的階層グループ」を構成した（上位グループ、中位グループ、下位グループ）

6) 今回の調査では、中学生を対象に、小学校時にどのような授業を受けたかを聞いている。その内容は、「教科書や黒板を使って先生が教えてくれる授業」「ドリルや小テストをする授業」「宿題がでる授業」「自分たちで調べる授業」「自分たちの考えを発表したり、意見を言いあう授業」「はじめがあつて、集中できる授業」「何を勉強するか選べる授業」「教室の外で見学したり、体験したりできる授業」の8つである。8項目のそれぞれについて、「とても受けた」「まあ受けた」「あまり受けてない」「まったく受けていない」の4つの選択肢から一つを選んでもらった。ここでは、これらの授業タイプに4点尺度の得点を与え、主成分分析を行った。その結果、二つの因子が抽出された。第1因子は、「何を勉強するか選べる授業」「教室の外で見学したり、体験したりできる授業」「自分たちで調べる授業」「自分たちの考えを発表したり、意見を言いあう授業」といった項目が高い因子負荷量を持つ因子であり、これを「新学力観型授業」因子と名づけた。第2因子には、「教科書や黒板を使って先生が教えてくれる授業」「ドリルや小テストをする授業」「宿題がでる授業」といった項目が高い因子負荷量を持つ因子であり、これを「伝統型授業」因子と名付けた。ここで独立変数として用いたのは、これら二つの因子の得点である。

7) このように述べたからと言って、職業達成の及ぼす社会的出自の直接的な影響が弱まったことを意味するわけではない。

8) 例えば、そうした問題点をまとめたものとして荻谷 2002 参照。

<参考文献>

デーリー・S・ベッカー 1976 『人的資本：教育を中心とした理論的・経験的分析』佐野陽子訳 東洋経済新報社

コリンズ、ランドール 1984 『資格社会：教育と階層の歴史社会学』大野雅敏、波平勇夫共訳、有信堂高文社

Ishida, Hiroshi 1993 Social mobility in contemporary Japan : educational credentials, class and the labour market in a cross-national perspective, London : Macmillan in association with St. Antony's College, Oxford

荻谷剛彦、志水宏吉、清水睦美、諸田裕子 2002 『「学力低下」の実態』、岩波書店、岩波ブックレット No.578。

荻谷剛彦 2001 『階層化日本と教育危機』有信堂高文社

荻谷剛彦 2002 『教育改革の幻想』ちくま新書。

Murnane, Richard, J, Willet, John B. and Levy Frank 1995 "The Growing Importance

of Cognitive Skills in Wage Determination”, *The Review of Economics and Statistics*,
77(2 May) pp.251-66.

表1 教育年数(学歴)を規定する要因分析(重回帰分析)

	1956-75年生			1946-55年生			1926-1945年生		
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
父職・事務	0.030	0.000	0.006	0.053	0.043	-0.002	0.046	0.031	0.010
父職・農業	-0.062	-0.056	-0.017	-0.094 *	-0.097 *	-0.031	-0.152 ***	-0.120 **	-0.039
父職・マニキュアル	-0.094 *	-0.087 *	-0.085 *	-0.079 +	-0.063	-0.036	-0.060	-0.049	-0.042 +
父職・専門管理	0.179 ***	0.129 **	0.099 **	0.111 *	0.088 *	0.065 *	0.207 ***	0.152 ***	0.039
母・中等教育	0.104 **	0.115 *	0.054 +	0.087 *	0.013	-0.046 +	0.160 ***	0.147 ***	0.068 **
母・高等教育	0.107 **	0.103 **	0.065 *	0.040	0.024	-0.012	0.004	-0.006	-0.022
父・中等教育	0.069 +	0.023	0.021	0.164 ***	0.126 ***	0.094 ***	0.095 *	0.072 *	0.009
父・高等教育	0.179 ***	0.092 *	0.065 +	0.239 ***	0.201 ***	0.121 ***	0.151 ***	0.110 **	0.098 ***
性別ダミー	0.202 ***	0.199 ***	0.211 ***	0.153 ***	0.168 ***	0.143 ***	0.198 ***	0.213 ***	0.137 ***
中学校時の成績		-0.427 ***	-0.233 ***		-0.413 ***	-0.141 ***		-0.316 ***	-0.080 ***
高校ランク			0.313 ***			0.413 ***			0.303 ***
中卒ダミー			-0.214 ***			-0.326 ***			-0.469 ***
	Adjusted R-Square = .229	Adjusted R-Square = .397	Adjusted R-Square = .543	Adjusted R-Square = .217	Adjusted R-Square = .372	Adjusted R-Square = .704	Adjusted R-Square = .291	Adjusted R-Square = .378	Adjusted R-Square = .774
	N. = 782	N. = 782	N. = 782	N. = 639	N. = 639	N. = 639	N. = 659	N. = 659	N. = 659
	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000	F. sig. = .000

表2 初職の職業威信を規定する要因分析(重回帰分析) ; SSM95年調査、男性

	20-30代(1956-75年)			40代(1946-55年)			50-60代(1926-45年)		
	回帰係数	標準誤差	標準化回帰係数	回帰係数	標準誤差	標準化回帰係数	回帰係数	標準誤差	標準化回帰係数
父職事務	1.313	1.742	0.046	0.967	1.906	0.031	-0.741	1.637	-0.025
父職農業	1.104	1.690	0.038	0.524	1.301	0.027	-1.205	1.146	-0.073
父職マニキュアル	1.203	1.254	0.065	0.033	1.262	0.002	-0.755	1.175	-0.043
父職専門管理	2.532	1.579	0.112	3.147	1.819	0.120 +	1.400	1.431	0.068
母中等教育	1.201	1.202	0.065	2.781	1.274	0.143 *	-0.334	1.184	-0.017
母高等教育	2.023	2.241	0.052	3.297	2.638	0.078	0.308	2.490	0.007
父中等教育	-1.468	1.219	-0.073	-3.894	1.531	-0.163 *	-1.089	1.239	-0.049
父高等教育	-1.481	1.699	-0.061	-0.816	1.821	-0.032	1.842	1.606	0.075
成績	-2.306	0.459	-0.289 ***	-1.484	0.439	-0.213 ***	0.303	0.407	0.042
学歴	0.960	0.236	0.248 ***	0.826	0.256	0.223 **	1.366	0.190	0.448 ***
定数	43.736	4.142	***	44.314	4.052	***	33.131	3.027	***
	Adjusted R Square = .228	F = 10.808		Adjusted R Square = .198	F = 8.362		Adjusted R Square = .246	F = 11.755	
	Signif F = .000	ケース数 = 333		Signif F = .000	ケース数 = 300		Signif F = .000	ケース数 = 330	

+p<0.10, * p<0.05, **p<.01, ***p<.001

図1

中学校数学の四分位別平均点の変化

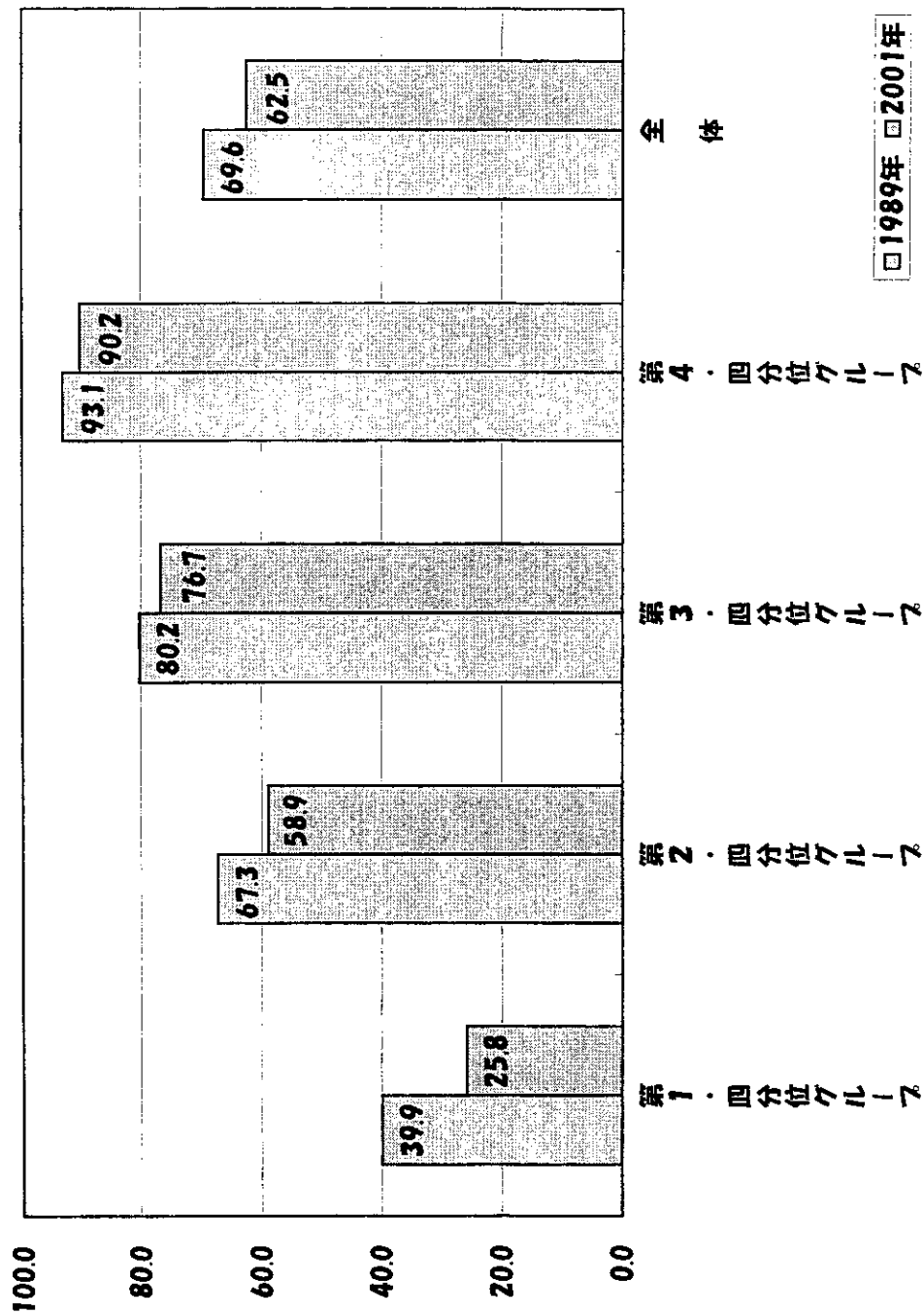


表3 中学2年数学・下位4分の1グループになることに影響する要因(ロジスティック回帰分析;2001年)

	B	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
男子ダミー	0.292	0.165	3.122	0.077	1.339
文化階層下位ダミー	0.529	0.193	7.493	0.006	1.697
文化階層上位ダミー	-0.073	0.221	0.111	0.739	0.929
父大卒ダミー	-0.542	0.198	7.507	0.006	0.582
小学校で新学力観型授業	0.189	0.081	5.407	0.020	1.208
小学校で伝統型授業	-0.336	0.074	20.556	0.000	0.715
家での学習時間(分)	-0.003	0.002	1.175	0.278	0.997
通塾	-1.586	0.192	68.319	0.000	0.205
定数	-1.018	0.185	30.283	0.000	0.361

表4 数学下位4分の1になることに影響を及ぼす要因(ロジスティック回帰分析;中2)の年度別分析

1999年		B	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
男子ダミー		0.155	0.149	1.094	0.296	1.168
通塾		-1.031	0.151	46.813	0.000	0.357
家での学習時間		-0.015	0.002	38.795	0.000	0.985
朝自分で起きる		-0.048	0.143	0.113	0.737	0.953
朝食をとる		-0.663	0.178	13.912	0.000	0.515
あいさつをする		-0.401	0.158	6.417	0.011	0.670
学校の用意をする		-0.128	0.150	0.725	0.394	0.880
決まった時間に寝る		0.186	0.182	1.044	0.307	1.204
定数		-0.272	0.230	1.391	0.238	0.762
2001年		B	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
男子ダミー		0.185	0.162	1.307	0.253	1.204
通塾		-1.581	0.185	72.688	0.000	0.206
家での学習時間		-0.001	0.002	0.350	0.554	0.999
朝自分で起きる		-0.051	0.162	0.099	0.754	0.950
朝食をとる		-0.814	0.185	19.465	0.000	0.443
あいさつをする		-0.302	0.181	2.801	0.094	0.739
学校の用意をする		-0.620	0.185	11.282	0.001	0.538
決まった時間に寝る		0.159	0.235	0.456	0.499	1.172
定数		0.131	0.228	0.331	0.565	1.140

表5 中学校数学の正答率と基本的な生活習慣(重回帰分析)

	1989年				2001年			
	非標準化係数	標準誤差	標準化係数	有意確率	非標準化係数	標準誤差	標準化係数	有意確率
(定数)	49.261	1.669		0.000	40.674	2.088		0.000
男子	0.277	0.898	0.006	0.758	-0.842	1.298	-0.017	0.517
勉強時間	0.088	0.010	0.177	0.000	0.031	0.017	0.049	0.076
通塾	11.496	0.885	0.266	0.000	16.908	1.314	0.347	0.000
朝自分で起きる	0.649	0.872	0.015	0.456	0.121	1.298	0.002	0.926
朝食をとる	6.772	1.329	0.105	0.000	11.954	1.743	0.185	0.000
あいさつをする	3.636	1.103	0.069	0.001	2.488	1.548	0.043	0.108
学校の用意をする	1.529	0.917	0.035	0.096	4.464	1.380	0.089	0.001
決まった時間に寝る	-0.938	1.145	-0.017	0.413	-0.536	1.863	-0.008	0.774
	N=2095				N=1163			
	修正済みR2乗=.147				修正済みR2乗=.201			

表6 新学力観型授業への関与(重回帰分析・小5)

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
(定数)	2.387	0.278	***
男子タミ	-0.249	0.110	-0.077 *
文化階層下位	-0.099	0.124	-0.029
文化階層上位	0.475	0.128	0.135 ***
父・大卒	0.166	0.116	0.047
通塾	0.019	0.114	0.005
国語得点	0.008	0.004	0.099 *
算数得点	-0.008	0.004	-0.090 +
授業理解度	0.635	0.062	0.363 ***
	N=821、修正済みR2乗値=.190		

表7 新学力観型授業への関与(重回帰分析・中2)

モデル1		モデル2	
	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
(定数)	2.701	0.224	2.383 ***
男子ダミー	0.063	0.102	0.021
文化階層下位	-0.220	0.118	-0.190
文化階層上位	0.415	0.116	0.405 ***
父・大卒	-0.111	0.104	-0.119
通塾	-0.028	0.104	-0.005
国語得点	0.001	0.004	-0.002
数学得点	0.004	0.003	0.004
授業理解度	0.374	0.060	0.316 ***
小学校時代の成績			0.300 ***
N=1097、修正済みR二乗値=.106		N=1097、修正済みR二乗値=.121	

第5章 教育機会の格差と出身階層

<研究協力者>

東京大学社会科学研究所教授

石田 浩

Inequality in Educational Opportunities and Social Background

Hiroshi Ishida
Institute of Social Sciences
University of Tokyo
7-3-1 Hongo, Bunkyo-ku
Tokyo 113-0033, Japan
Email: ishida@iss.u-tokyo.ac.jp

March 2003

ABSTRACT

This paper examines the relationship between social background and educational attainment in postwar Japan. The overall picture regarding the effect of social background on educational attainment is of stability. However, gender inequality in access to higher education was reduced substantially in the postwar period, although gender inequality in access to university rather than junior college persisted. There was neither a clear correspondence between the pattern of the effects of social background and the stages of expansion, nor a linear pattern of diminishing or increasing effects of social background. The stability is remarkable given that the Japanese higher education went through the series of changes, closely following the educational policies of the Ministry of Education. Although the educational policies of the Ministry of Education did not explicitly attempted to reduce the impact of social background, the expansion of the higher educational system did not necessarily bring about equality of access to higher education in Japan.

Keywords: higher education, Japan, trend, educational expansion

Introduction

Japan experienced an expansion of its postsecondary educational system during the latter half of the twentieth century. As in many other industrial nations, enrollment rate in postsecondary institutions jumped dramatically from less than ten percent in early 1950s to over 50 percent at the end of the century. The expansion of the higher education sector, in particular, is one of the major social changes that took place in postwar Japan. Access to universities and junior colleges improved dramatically during the high economic growth period.

However, the expansion of postsecondary education in Japan did not take place in a linear fashion. The process of development of a postsecondary educational system went through three stages: the first stage of expansion, the stagnation stage, and the second stage of expansion. It is also important to notice that different types of postsecondary institutions expanded at different periods. Furthermore, it is an open question whether the access to different types of postsecondary education by people from different social backgrounds has changed or not. Therefore, in order to fully understand the development of the Japanese educational system and the changes and stability of educational opportunities in Japan, it is crucial to pay attention to different historical stages of the development of the Japanese educational system and to the various institutional forms of postsecondary education in Japan.

The main purpose of this paper is to examine the relationship between social background and access to various types of postsecondary education in Japan. It begins with a descriptive presentation of the Japanese education. The first section describes the characteristics of the Japanese postsecondary education, and the second section focuses on its historical development. The third section describes the data sets, methods, and variables used in the analyses. The fourth section presents empirical findings about the relationship between social background and educational attainment. The final fifth section discusses sociological implications of the findings.

Japanese Postsecondary Educational System

One of the most important features in understanding the development of postsecondary education in Japan deals with the diversity of institutions. The postsecondary educational system in Japan consists of four types of institutions: four-year universities, two-year junior colleges, two-year technical colleges, and special vocational schools. Four-year universities and colleges compose the heart of the postsecondary education in Japan. There are more than six hundred fifty institutions with 2.7 million students, including graduate students. Although about two-thirds of