

高等教育機会の選択と家庭所得

— 選択モデルによる規定要因分析 —

金子 元久

吉本 圭一

目次

序

1. 研究の背景と方法

(1)研究の背景

(2)データ

(3)分析のためのモデルと実証の方法

2. 実証分析

(1)進学と家庭所得

(2)進学規定要因と比較分析

(3)出身高校別にみた家庭所得の効果

3. まとめと今後の課題

高等教育機会の選択と家庭所得

— 選択モデルによる規定要因分析 —

金子元久*
吉本圭一**

序

現代日本において、出身家庭の所得が高等教育への進学行動にどのような影響を与えているのか。高等教育政策にも直接の含意をもつにもかかわらず、この問題に関しての実証研究はすくない。進学に関する「選択モデル」という理論枠組みを設定して、これを日本青少年研究所（千石保 所長）の「高校生将来調査」による進学行動に関する追跡データに適用することによって、この問題に新しい角度から接近しようとするのが本稿の課題である。具体的には、

- a. 高校卒業生の高等教育への進学と、その家庭所得との間には、明確な関係があるのか、また関係があるとすれば、それは高等教育機会の種類（国立・私立の4年制大学、短期大学、専修学校）によってどう異なるのか。
- b. 家庭所得以外の属性（特に両親の職業・学歴、および本人の学業成績）をも視野にいれば、家庭所得とそれらの属性の間にはどのような相互関係があり、またそれらが全体として進学行動をどのような構造をもって規定していると見ることができるのか。
- c. そのうえでなお家庭所得が、進学行動の重要な独立の規定要因となっているとすれば、それはどのようなばあいか。

の三つの点に分析の焦点をあてる。

続く第1節ではまずこの問題の現実的背景、理論上の問題点、分析の枠組みについて整理し、第2節でこれにもとずいて上記の三点に関して実証的な検証をおこない、そこでえられた分析結果の将来への含意を第3節で検討する。この論文の基礎となったのは共著者二人の共同の分析作業であるが、本稿では、第1節および第2節(1)を金子が、第2節(2), (3)および第3節を吉本が分担執筆した。

1. 研究の背景と方法

(1) 研究の背景

高等教育への進学行動に影響を与える家庭背景の要因は、さしあたり家庭の所得などのいわば経済的要因と、両親の職業・学歴などのいわば非経済的要因の二つに大きくわけて考えることができる。これらは直接に、あるいは本人の学力・嗜好を通じて間接に、進学の決定を左右する。それらの中から本稿ではとくに家庭所得を分析の主たる視角にすえる。

* 広島大学・大学教育研究センター助教授

** 雇用職業総合研究所研究員

理念としての「教育機会の均等」が現実においてどの程度実現されているかを実証的に問うといういみで、出身家庭の経済的な階層がどのように上級学校への進学を規定しているかという問題は早くから研究者の関心をあつめた。このいみで教育の社会学的研究における一つの「古典的テーマ」であったといえよう。そしてそれはある程度、戦後の世界的な潮流でもあった。しかしその後研究は、1960年代から1970年代にかけて、教育社会学における「社会移動論」のより一般的な枠組みのなかに位地づけられて展開し、パス分析などの導入によって分析方法も精緻化する。そして同時に皮肉にもこの過程において、規定要因としての家庭所得は研究の焦点から後退したのである。それは一つにはとくにアメリカ、イギリスなどにおける実証研究によって、出身家庭の社会的階級と子どもの進学の間に関係があっても、それは経済的な直接の制約よりもむしろ、親の職業、教育などの非経済的要因による子どもの知的能力・性向の差によるところが大きいことが強調されたためであった。他方で研究は、学校などの具体的な環境のなかで、子どもの進学のアスピレーションがどのように形成されていくかに焦点をおく、微視的な方向にも発展してきた〔藤田、1987〕。

ここで留意しておきたいのは、このような研究態度の変化が、進学の規定要因としての家庭所得の地位の、現実での変化にある程度対応していたと見られる点である。特にアメリカでは、戦後すぐから機会均等の実現をめざして公立大学の拡大や、奨学金の拡充など福祉国家的な高等教育が積極的に展開された。わが国においては1950年代から1960年代を経て1970年代に至る高度経済成長の過程において、家庭所得の水準が驚異的な上昇をみせた一方で、特に国立大学の授業料は長期的に低額にすえおかれた。この結果、国立大学の授業料は次第に名目化し、すくなくとも国立大学に進学する限りは、進学の直接費用の負担の能力は進学の制約となり得なくなっていくのである〔金子 1987, p. 78〕。私立大学の授業料ははるかに高額であり、増額も頻繁におこなわれたが、しかし家庭所得の水準と比べれば相対的に下降の趨勢をたどった点については同様であり、このような変化がこの時期の進学率の急劇な上昇の主要な要因となっていたと考えられる〔金子 1986〕。一人一人の高校生についてみれば、家庭の経済的要因が高等教育進学のための絶対的な障壁となる場合は次第に少なくなる傾向にあったことは事実であろうと思われる。

また学生の出身家庭についてのわが国での唯一の全国的なサンプル調査として文部省が2年ごとに実施する「学生生活調査」に基づく推定よれば、家庭所得と進学率との間にはすでに明確な対応関係がみられなくなっている。文部省はこの調査から得られた学生の家庭所得による分布と、総理府の「家庭調査」から得られた世帯主年齢45-54歳の家庭の所得分布を対応させることによって、所得階級5分位別の大学・短大在学者の分布を推計してきた〔文部省 1988〕。これによれば、所得階級別の進学率の差は1970年代を通じて縮小し、1980年代においては下位の第Ⅰから第Ⅳ分位までには在学者の比率に大きな差はなく、強いていえば最も下位の第Ⅰ分位で高く、それよりうえの第Ⅱから第Ⅳ分位で少し低く、第Ⅴ分位でまた高い値をしめすという、U字型のプロフィールを描くようになっているのである。もしこれが事実を正確に反映しているとすれば、家庭所得は、その直接・間接の効果のいずれを問わず、高等教育への進学に重要な影響を及ぼさなくなっているとならなければならないことになる。

では家庭所得と進学行動という問題に焦点をあてることはもはや無意味となっているのか。まず

研究の経緯を振り返って確認しておかねばならないのは、社会移動を焦点とする研究の動向がアメリカ、イギリスなどでの研究の進展に強く影響されてきたという点である。すくなくともわが国においては、大量のデータにもとづいて経済的・非経済的要因の双方を視野において進学行動の体系的な実証研究が行われたことは少数の例〔江原 1984〕をのぞけば少ない〔岩井、片岡、清水 1987〕。また高等教育の直接費用も1970年代中ごろから急激な上昇をみせ、家庭所得に対する相対的な比率も増加してきている点にも留意する必用があろう。1人あたりGNPに対する平均学生納入金の比率は1970年代はじめから1985年までに、国立で3パーセントから9パーセントへ、私立で16パーセントから29パーセントへと増加してきているのである〔Kaneko 1988. p. 66〕。そしてこれが1970年代中ごろからの進学率の停滞傾向と関連があるのではないかと指摘されている〔菊地 1983〕。さらに「学生生活調査」にもとづく所得階級別の在学率の推定については、その妥当性について専門家の間から強い疑念が提出されてきた〔市川 1987, 菊地 1987, 金子 1987〕。その論点についてここで詳しく論じることはできないが、もともと全く対象の異なる二つの調査の結果を用いて推定をおこなうこと自体に基本的な問題点があるといえよう。したがって、高等教育進学と家庭所得との間の関係は実証的に明らかにされているとは決していえないのである。しかもそれは国立大学の授業料、私立大学への助成のありかた、さらには奨学金制度などの、政策的問題にきわめて直接的な含意を持っていることはいうまでもない。このように考えれば家庭所得という、いわば古典的な視点をいま敢えて設定することの意味も了解されよう。

しかしそれは実証分析のうえからは旧来の方法をくりかえすということではない。むしろ、このような観点からは実証分析上でのきわめて重要な飛躍が必用となってくる。本稿の分析はこれを第1に、追跡調査による個票データ、第2に明示的な理論モデルとそれに対応して非連続的な変量を扱うことのできる統計的な方法、によって試みようとするものである。

(2) データ

まず「学生生活調査」について述べた問題点を回避するには、集計的なデータから間接的に分析をおこなうのではなく、一人一人の個人の進学選択の行動をとらえること、しかも非進学者を含めた高校生を対象として、その進学前の属性と、具体的な進学選択の過程をとらえたデータを用いることが必用となる。いいえかれば、高校生の進路選択について追跡調査を、個票の段階でもちいなければならない。

このような観点からきわめて貴重であるのは、日本青少年研究所が故松原治郎教授を中心とする研究グループの協力によって実施した「高校生将来調査」のデータである。同調査はアメリカ合衆国で実施された High School and Beyond 調査に呼応して、高校生の進路に関する大規模な追跡調査として企画された。まず第1回調査として、1980年10月から12月にかけて、全国の10地点で46校に在学する高校3年生、7,239人を対象として家庭背景、進路計画などを聞いた。1982年末から1983年はじめにかけて行われた第2回調査ではその調査対象者の二年後の実際の進路などが追跡調査され、3,651人から回答を得ている。その後さらに1985年には第3回の追跡調査が行われ、1,497人から回答が得られた。調査結果の概要とその一次的な分析は、すでに3冊の報告書に発表されている〔日本青少年研究所 1981年, 1984年, 1987年〕。しかし、この調査による情報はきわめて豊

富であって、さらに本格的な分析がさまざまな視点から行われることが期待される。本稿における分析もそのような再分析の一つとして位置づけることができよう。

本稿の分析はこの高校生将来調査の第2回調査の回答者について、第1回調査の回答における家庭環境に関する回答、および第2回調査における進路に関する回答を合成したデータをもちいる。無効の回答をふくむケースを除去すると、分析の対象となるのは男子約1200人、女子約1000人、男女計約2200人のケースであった。これらのうち、第2回調査時に大学及び短期大学に進学していたものの割合は男子64パーセント、女子50パーセントで、これらは1980年について学校基本調査から推計した粗大学・短大進学率の各42パーセント、33パーセントよりかなり高く、このサンプルが全国平均より高等教育進学者を多く代表させていることが明かである¹¹。しかし、就職者も相当数が含まれているので、進学選択における各要因の規定力に関する統計的な検定に大きな問題はないものと考えられる。

(3) 分析のためのモデルと実証の方法

進学の規定要因に関して、社会移動論の枠組みの中で行われた研究は、実証手法のうえからは初期の多重クロス表にもとずいた分析から、個票を直接に回帰分析してその結果を因果構造として解釈するパス分析に移行した。しかし通常の回帰分析の手法では、従属変数として離散的な変量を扱うことができないことが指摘され、最近では再び多重クロス表にたちもどって、それにいわゆる対数線形（ログ・リニア）モデルを適用することが試みられている。対数線形モデルはしかしその名称にもかかわらず、各変数間の潜在的な相互関連の構造を明かにするための一般的な統計的手法であって、進学選択に焦点をしばった分析に必ずしも適当であるとはいえない。われわれの直接の関心からいえば、進学行動を直接に明示的なモデルであらわし、これを適当な統計的手法で検定する方向がのぞましい。このような観点から、ここでの分析の枠組みとするのは、アメリカの経済学者を中心に1970年代から開発されてきた「確立論的行動選択モデル」である。じっさい、アメリカの High School and Beyond 調査によるデータにもとづく進学行動の分析は選択モデルの適用によって最近おおきく展開している〔Manski and Wise, 1986〕。

われわれのモデルはまず、将来に関しての特定の高校生（ i 君とよぶ）の選択に着目する事から出発する。例えば4年制大学への進学の、それ以外の選択に比べての相対的な便益を R_i と表わすことにしよう。ここで R_i はつぎのような関数で表わされる。

$$R_i = V(Y_i, A_i, H_i) + \mu \quad \dots \textcircled{1}$$

ここで、 Y_i は家庭所得、 A_i は本人の学業成績、 H_i はその他の家庭背景をあらわすベクトルである。また $V(\cdot)$ はこの高校生にとって進学の選択肢 j のもつ効用をあらわす関数で、ここではそれが進学の動機にあたることから、「動機関数」と呼んで置くことにしよう。 μ は Y 、 A 、 H のいずれにも含まれないさまざまな要因の影響を表わすランダム変数である。

i 君が大学進学を選択するのはこの相対的効用 R_i が正であるばあいであることになる。その確率を P と表わすことにしよう。そこで、

$$P = \text{Pr ob} \{R_i > 0\}$$

$$= \int_{V_1}^{\infty} f(\mu) d\mu$$

$$= P[V(Y, A, H)], \quad \dots \textcircled{2}$$

ここで $f(\mu)$ はランダム変数 μ の確立密度関数である。 $P[\cdot]$ は $f(\mu)$ の形状によって定まる、動機の強さ（動機関数の値）を進学選択の確率に結びつける関数で、一定の仮定のもとで、いわゆるロジット関数によって近似しうるものがしめされる [金子 1987, PP. 43-44]。従って実証分析の課題はうへの動機関数 $V(\cdot)$ の形状を、測定することに帰着する。

ここでの問題は、まず個票そのものからは選択の確率 P が測定されるわけではないことであり、次に動機関数 $V(\cdot)$ を線形であると仮定しても、関数 $P(\cdot)$ は明かに非線形であって、通常の最小2乗法を用いることができないことである。もし分析の対象となる独立変数が少なく、そのそれぞれの値の組合せによるセルに充分大きなサンプルがあるのであれば、そのセルごとに選択の結果の比率を算出して、それを P の逆関数で変換した値を、ウェットつきの回帰分析に準ずる方法で分析することも可能である。しかしそのような条件が整わない場合には、 V に線形性の仮定をおいた上で、そのパラメータを最尤法で直接に測定する事が必要になる。ただしこの場合には、決定係数に相当する指標を得ることはできない。本稿に於ける分析で用いたのはこの方法であって、計算には SAS の CATMOD プロセジャーを利用した。なお以下の議論では、この統計的方法を「ロジット回帰分析」と便宜的に呼ぶことがある。

2. 実証分析

上の枠組みに従って行った実証分析の結果は下にまとめる通りである。まず、(1)家庭所得のみを独立変数として投入し、ついで(2)それに加えて本人の学業成績、家庭環境などの変数を加えて全体としての規定構造を分析し、さらに(3)そのうえで、家庭所得がとくに有意な規定要因となる場合を検討する。

(1) 進学と家庭所得

進学を選択する確率と、家庭所得との関係をみるために、上式①における動機関数 $V(\cdot)$ を次の形で測定する。

$$V = \beta_0 + \beta_1 \ln Y \quad \dots \textcircled{3a}$$

$$V = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 (\ln Y)^2 \quad \dots \textcircled{3b}$$

ここで $\ln Y$ は対数変換をした家庭所得、 β_0 、 β_1 、 β_2 は回帰係数である。③ a 式は動機関数の値に対して対数変換した家庭所得が線形的な影響を持つ場合を仮定し、 β_1 はその影響の大きさを測定する。③ b 式は両者の関係が非線形的である場合を仮定している。もし「学生生活調査」による推計が正しく、両者の間にU字型の関係があるなら、 β_2 は有意の正の値をしめすであろう。

この測定を男女別のサンプルに適用する。進路の選択としては、(1)4年制大学とそれ以外、(2)短期大学以上（4年制大学及び短期大学）とそれ以外、(3)専修学校以上（4年制大学、短期大学および専修学校）とそれ以外、の三段階での選択を考える。さらに各段階での個別の選択として、(4)私立4年制大学、(5)国公立4年制大学、(6)短期大学、(7)専修大学、の選択に関しても測定をおこな

う。このようにして得られた測定の結果を表1に示した。またそのうち統計的に有意な回帰係数をそれに対応する回帰式（女子の専修学校の選択についてのみ③b式，その他について③a式による）にあてはめて，家庭所得の値からそれぞれの進路の選択の確率を算出し，これを図示したのが図1である。これらから次の三点をよみとることができよう。

表1. 進学選択と家庭所得のロジット回帰分析

選択変数	定 数	Ln (所得)	[Ln (所得)] ²
男子 (N=1226)			
大学	-6.843 ***	1.301 ***	
短大以上	-6.077 ***	1.186 ***	
専修以上	-5.754 ***	1.167 ***	
私立4大	-4.941 ***	0.744 ***	
国立4大	-2.415 **	0.216 **	
短大	6.984 **	-1.890 ***	
専修学校	0.783	-0.675 *	
大学	-1.329	-0.559	0.156
短大以上	2.227	-1.616	0.235
専修以上	2.417	-1.595	0.232
私立4大	-4.601	0.631	0.009
国立4大	-17.788	5.344	-0.425
短大	-5.636	2.484	-0.377
専修学校	-12.776	3.911	-0.386
女子 (N=974)			
大学	-9.536 ***	1.428 ***	
短大以上	-8.322 ***	1.399 ***	
専修以上	-6.617 ***	1.200 ***	
私立4大	-10.796 ***	1.510 ***	
国立4大	-5.973 ***	0.655 **	
短大	3.233 **	-0.335	
専修学校	1.400	-0.572 **	
大学	6.336	-3.864	0.439
短大以上	9.180	-4.504	0.496
専修以上	-3.733	0.222	0.082
私立4大	-0.512	-1.895	0.280
国立4大	-6.121	0.704	-0.004
短大	-15.164	4.343	-0.335
専修学校	-51.612 **	17.459 **	-1.527 **

注：***99%で有意。**95%，*90%。

高等教育進学 of 段階的選択

第一に，高等教育進学における，専修学校以上，短期大学以上，4年制大学以上の，三つの段階的選択についてみれば，家庭所得の一次項の係数 β_1 がいずれの場合にも，しかも男女双方

について高い有意性をもつ正の値を示す。すなわち、家庭所得が高くなるに従って、動機関数のとる値は直線的に上昇し、従って進学率自体も単調に増加する。(ただし確率の変化の幅は、確率が100パーセントに近づくと小さくなる)。これと対比的に、いずれの場合にも所得の二次項の係数 β_2 は有意の値を示さない。いいかえれば、「学生生活調査」からの推定にみられたU字形のプロフィールを検出する事はできない。図1にしめたシミュレーションの結果をみても大学進学率の確率は、家庭所得200万円付近での51パーセントから500万円付近での78パーセントに、女子の場合は12パーセントへと上昇する³⁾。また一次項の係数 β_1 の推定値の大きさを選択の段階を通じて比較す

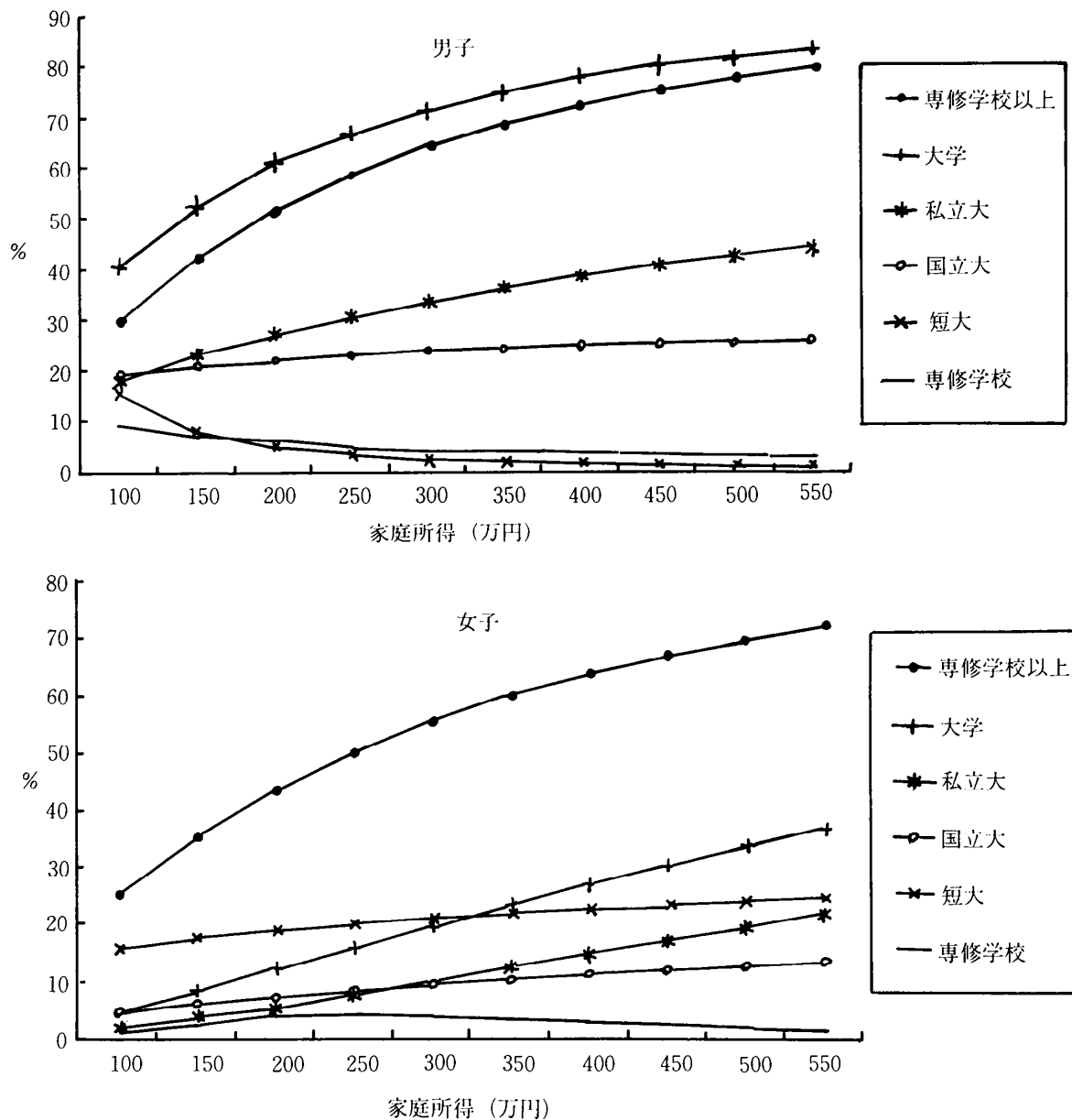


図1 進学選択と家庭所得のシミュレーション

ると、高等教育進学に関するより低位の選択（専修学校以上）から、より上位の選択（4年制大学）へと、その値が大きくなる傾向がみられる。すなわちこの順に、家庭所得による進学の確率の差が大きくなる。この傾向は男女ともに明かである。なお男子と女子との間で回帰係数 β_1 を比較してみれば、女子のそれが男子のそれを大きく上回る。すなわち、いずれの段階での選択でも、家庭所得の差が進学の確率に与える影響は女子の方が大きいことが示された。

国立と私立大学との間の選択

第二に、4年制大学のなかで、私立大学へと国立大学への進学それぞれの確率を分析してみると次の点がわかる。即ち、双方とも一次項の回帰係数 β_1 が有意の正の値をとり、二次項の回帰係数 β_2 が有意の結果を示さないのは、4年制大学として一括したばあいと同様であった。しかし一次項の回帰係数 β_1 の大きさに注目してみると、私立大学のそれが国立大学のそれを大きく上回ることが明かである。これは男女双方についていえるが、とくに女子の私立大学への進学については、 β_1 の値はきわめて大きく、その確率が家庭所得を敏感に反応していることをしめしている。実際、図1に描いたシミュレーションの結果をみても、年間収入200万円付近での6パーセント程度から、500万円付近での20パーセント近くへと急劇な変化をする事がわかる。男子の私立大学についても、年間収入200万円付近での27パーセント台から、500万円付近での42パーセント近くへとやはり相当な幅での変化がある。これとは対照的に、男子の国立大学への進学については、 β_1 の値は有意であるといえきわめて小さく、その確率が家庭の所得に左右される度合の少ないことを示している。実際、その値は20パーセント台で家庭所得による差はほとんど目立たないことが明かであろう。女子についても同様の傾向がみとめられる。またとくに男子の国立大学については二次項の回帰係数 β_2 が有意ではないながら負の測定値を示す、即ち家庭所得と進学の確率との間に逆U字型のパターンさえ検出されうることに留意しておきたい。これらは、所得が高くなるに従って4年制大学への進学を選択するものがふえるものの、低所得層ではおそらく授業料あるいは進学コストのために、国立大学しか選択できないものの割合が高く、高所得者層にいたって国立大学にこだわらず進学する者が多くなることを物語っているものと解釈される。

短期大学、専修学校の選択

第三に、高等教育への進学の選択肢の中でも、とくに短期大学および専修学校がどのような位地を占めているかに着目したい。これらについては所得の一次項の回帰係数 β_1 が、いずれも有意の負の値をしめす。すなわち家庭の所得が高いほど、短期大学あるいは専修学校に進学する確率は低くなる傾向が一般によみとれる。このことはとくに男子の短期大学について著しい。男子はほとんど国立の短期大学に進学しており、従って男子にとっての短期大学進学は直接費用、放棄所得のいずれの面において実質的にもっとも低コストの高等教育機会となっていることを考慮すれば、家庭の経済的制約のきわめてきびしい高校生にとって短期大学が選択の対象となることは不思議ではない。家庭所得が上になるにしたがって、4年制大学を選択する傾向が急速に強くなり、従って短期大学を選択する確率は減少するのであろう。ただし女子については、家庭所得との関係ははるかに弱く、図にみられるように年間所得200万円から500万円までの間では、短期大学を選択する確率は20パーセント付近を中心に5ポイント程度の差にとどまる。専修学校への進学についてもほぼ同様

であるが、短大の場合のように男女の間に大きな相違がない。なおここで留意しておきたいのは、短大、専修学校の進学については男女いずれの場合も、家庭所得の二次項の回帰係数 β_2 に負の値が測定されることである。とくに女子の専修学校への進学についてはその測定値が高い有意性を示すことが着目される。すなわち低家庭所得層で選択の確率が低く、それより上位の家庭所得層で高くなるが、さらに上位層では再び低くなる、という逆U字型のプロフィールを検出する事ができる。低所得から中所得層にかけて、これらの教育機会が高等教育の選択にかんしてマージナルな教育機会を提供するものの、それ以上の所得層ではより高価な、しかしより効用の高い4年制大学への進学に代替されていくことを示しているのみられよう。

(2) 進学規定要因の比較分析

つぎに、家庭所得以外の規定要因を加えて、進学選択に関わる家庭所得の相対的な規定力の大きさを分析する。ここでは、これまでの多重クロス分析の結果を踏まえ、本人の学業成績の指標として出身高校の特性、家庭環境の要因として父親の職業、父親の学歴を規定要因として加えた。各変数のカテゴリーは、吉本 [1984 a, 118~119頁] をもとに、一部まとめ直している。すなわち、上記③かえて次の④式を考える⁴⁾。

$$V = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \sum_{i=1,4} \beta_{2i} S_i + \sum_{i=1,3} \beta_{3i} J_i + \sum_{i=1,3} \beta_{4i} E_i \dots \textcircled{4}$$

ここでS (S_1, S_2, S_3, S_4) は出身高校の特性 (平均進学率及び学科)⁵⁾、J (J_1, J_2, J_3) は父親の職業、E (E_1, E_2, E_3) は父親の学歴を表わすカテゴリー変数で、 β はそれぞれの影響を測定するための回帰係数である (表2を参照)。その測定結果 (表3) を次のようにまとめることができる。

表2 測定式と規定要因枠組

$V = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \sum_{i=1,4} \beta_{2i} S_i + \sum_{i=1,3} \beta_{3i} J_i + \sum_{i=1,3} \beta_{4i} E_i$		
変数 (所得以外)	カテゴリー (変数値)	影響パラメーター
出身高校 ($S_i, i=1, 4$)	職業科 ($S_1=1$, 他の $S_i=0$)	β_{21} (但し $\sum_{i=1,4} \beta_{2i} = 0$)
	普通科進学希望率70%以下 ($S_2=1$, 他の $S_i=0$)	β_{22}
	普通科進学希望率70~95%以下 ($S_3=1$, 他の $S_i=0$)	β_{23}
	普通科進学希望率95%以上 ($S_4=1$, 他の $S_i=0$)	β_{24}
父親の職業 ($J_i, i=1, 3$)	農林業・自営業 ($J_1=1$, 他の $J_i=0$)	β_{31} (但し $\sum_{i=1,3} \beta_{3i} = 0$)
	ブルー・グレーカラー職 ($J_2=1$, 他の $J_i=0$)	β_{32}
	ホワイトカラー職 ($J_3=1$, 他の $J_i=0$)	β_{33}
父親の学歴 ($E_i, i=1, 3$)	義務教育 ($E_1=1$, 他の $E_i=0$)	β_{41} (但し $\sum_{i=1,3} \beta_{4i} = 0$)
	中等教育 (旧中, 新制高校) ($E_2=1$, 他の $E_i=0$)	β_{42}
	高等教育 ($E_3=1$, 他の $E_i=0$)	β_{43}

高等教育進学の段階別選択

まず家庭所得の効果に着目すると、四年制大学への進学については、男子のばあい、他の規定要因を加えることによって、家庭所得の独立の効果は統計的に有意でなくなる。つまり、父親の職業や学歴、本人の出身高校を所与とすれば、家庭所得に拘らず動機関数の値は一定となる。ただしこれは家庭所得外の規定要因のそれぞれの値の組合せに関して、家庭所得の独立の効果が同一であると仮定したときに、家庭所得の独立の効果が現われないということであって、特定の場合に家庭要因の効果がないというわけではない。この点については後にのべる。また、ここで肝心な点は、家庭所得が関係しないのは、進学するか否かの選択に関してのことであり、進学コストに関する経済的問題はない（消え去っている）ということではない。むしろ、結果的には、一定以下の家庭所得の層に関しては、進学するというばあいの選択が、男子では相当部分、他の何らかの生活上の犠牲を当然のこととして行なわれている、と見るべきではないだろうか〔金子、1987〕。

これに対して女子では、他の要因を加えた後にも、所得の効果が有意性の高い正の値を示す。モデルケースとして、父親がホワイトカラー・中等教育層の女子のばあいの進学確率を、計測の結果にもとずいて推計してみると、図2のように家庭所得が高いほど進学率も上昇する⁶⁾。ただし、職業科校や普通科進学率70%未満の学校では、平均的に進学率の水準自体が低いため、所得の変動による確率変化のばは小さくあらわれる。

このような四年制大学進学に関する傾向は、他の段階別の選択—「短大以上」および「専修学校以上」の高等教育—についても同様にあてはまり、女子で家庭所得の影響が有意であり、男子では有意ではない。図3は女子の「短大以上」への進学率に関して、モデルケースにおける推計をしたものである。家庭所得の動機関数への規定力はさらに大きくなっている。ただし、進学率の変化でみると、四年制大学のばあいとは異なり、普通科進学率95%以上の学校では、すでに進学率の水準が高い水準にあるために、所得変化に対する弾力性が小さくあらわれる。逆に、普通科進学率70%未満の学校では、家庭所得に応じて、進学率が大きく変化する。

家庭所得以外の要因の影響については、ここでは簡単にまとめておくことにしよう⁷⁾。まず、いずれの選択についても男女ともに、出身高校の属性（あるいは本人の学業成績）が個人の動機関数をもっとも大きく規定している。ついで父親の職業、学歴とも、それぞれ有意性の高い結果を示しており、多様な家庭背景要因が進学の動機関数を規定していることを示唆している。父親の職業では、農林・自営業層よりもブルーカラー層の方が、さらにそれらよりもホワイトカラー層のほうが進学率が高くなる。また、父親がより高学歴層であるほど、進学率が高くなる傾向が測定された。

私立大学・国公立大学の選択

続いて、四年制大学のなかで私立大学と国公立大学との選択に着目する。計測結果を比べると、男女とも、私立大学では家庭所得の回帰係数が有意性の高い正の値を示している。これに対して、国公立大学では逆に回帰係数が負の値を示しており、特に男子では有意性が高い。男子について測定結果にもとづいて進学率をシミュレートしてみると（図4）、特定の出身高校・父親の職業・学歴の個人について、家庭所得の低い層ほど国公立大学への進学率が高い傾向があきらかである。

表3 進学選択のロジット回帰分析(その2)

選 択	定 数	In(所得)	出身高校 職業科	普通科 70%未満	普通科 70-95%	普通科 95%未満	父 職 業 農林・ブルー・グ 自営業 レジャー ラー	父学歴 義務 教育	中等 教育	高等 教育
男子 (N=1226)										
大学	0.242	0.092	** -2.456	-0.350	-0.449	2.357	** -0.414	** -0.296	-0.124	0.420
短大以上	1.711	-0.125	** -2.383	-0.448	-0.428	2.403	** -0.363	** -0.300	-0.109	0.409
専修以上	2.433	-0.173	** -2.329	-0.224	-0.227	2.326	** -0.459	** -0.404	-0.048	0.452
国立4大	-3.233	** -0.486	*** -13.267	2.641	4.954	5.672	** -0.301	* 0.220	0.023	-0.243
私立4大	** -2.697	** 0.369	** -1.209	0.826	0.095	0.288	0.009	-0.200	0.066	0.134
短大	3.749	** -1.342	0.496	-0.054	0.391	-0.833	0.338	0.030	0.178	-0.208
専修学校	-2.468	-0.126	** -0.797	1.248	-0.305	-1.740	-0.281	-0.285	0.263	0.022
女子 (N=974)										
大学	** -6.879	** 0.862	** -2.189	-1.419	0.727	2.881	** -0.378	* -0.324	-0.042	0.366
短大以上	** -5.717	** 0.966	** -1.954	-0.574	0.218	2.310	** -0.136	** -0.541	0.028	0.513
専修以上	** -3.657	** 0.756	** -2.066	-0.767	0.244	2.589	** -0.210	** -0.484	-0.131	0.615
国立4大	-9.516	-0.214	** -9.428	-9.505	8.591	10.342	-0.207	-0.252	-0.279	0.531
私立4大	** -7.804	** 0.904	** -1.464	-0.669	0.783	1.350	** -0.320	** -0.235	-0.134	0.369
短大	** -3.303	0.293	** -0.579	0.816	0.464	-0.701	0.148	** -0.387	0.153	0.234
専修学校	0.893	** -0.535	** -0.186	0.345	0.599	-0.758	-0.037	0.151	-0.133	-0.018

注: ***90%で有意, **95%, *90%

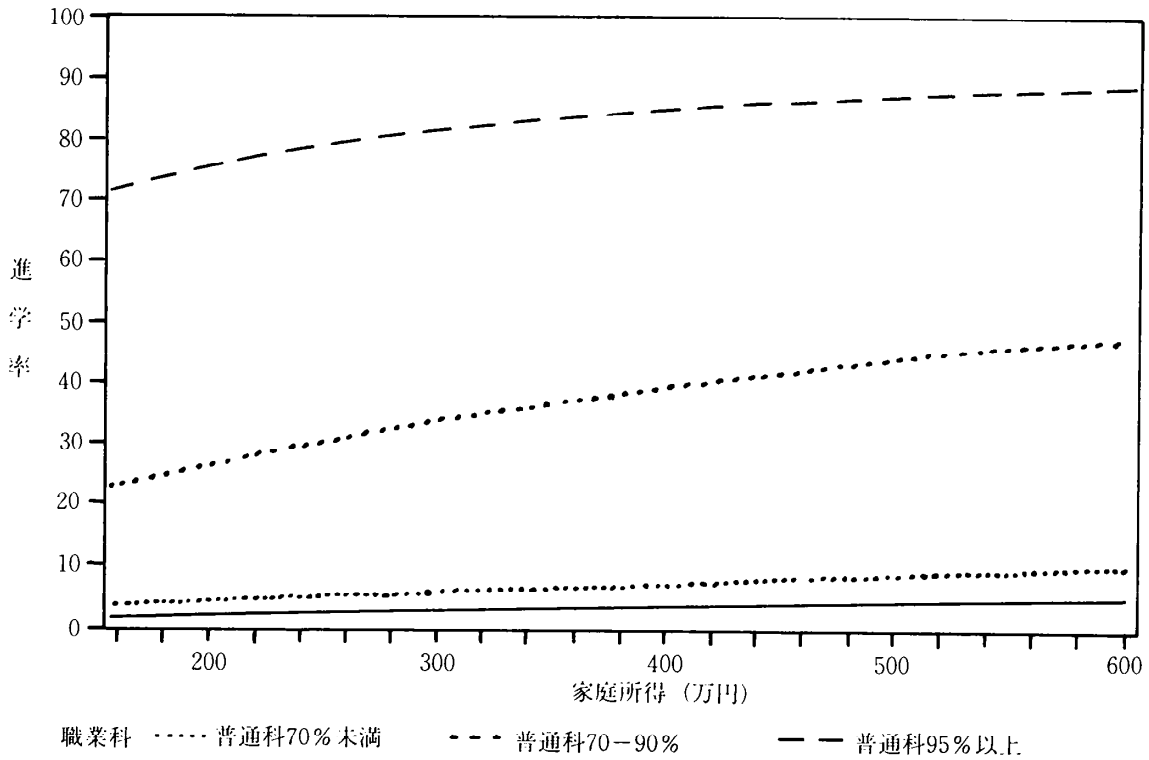


図2 女子・大学進学率推計
(父：ホワイトカラー，中等教育)

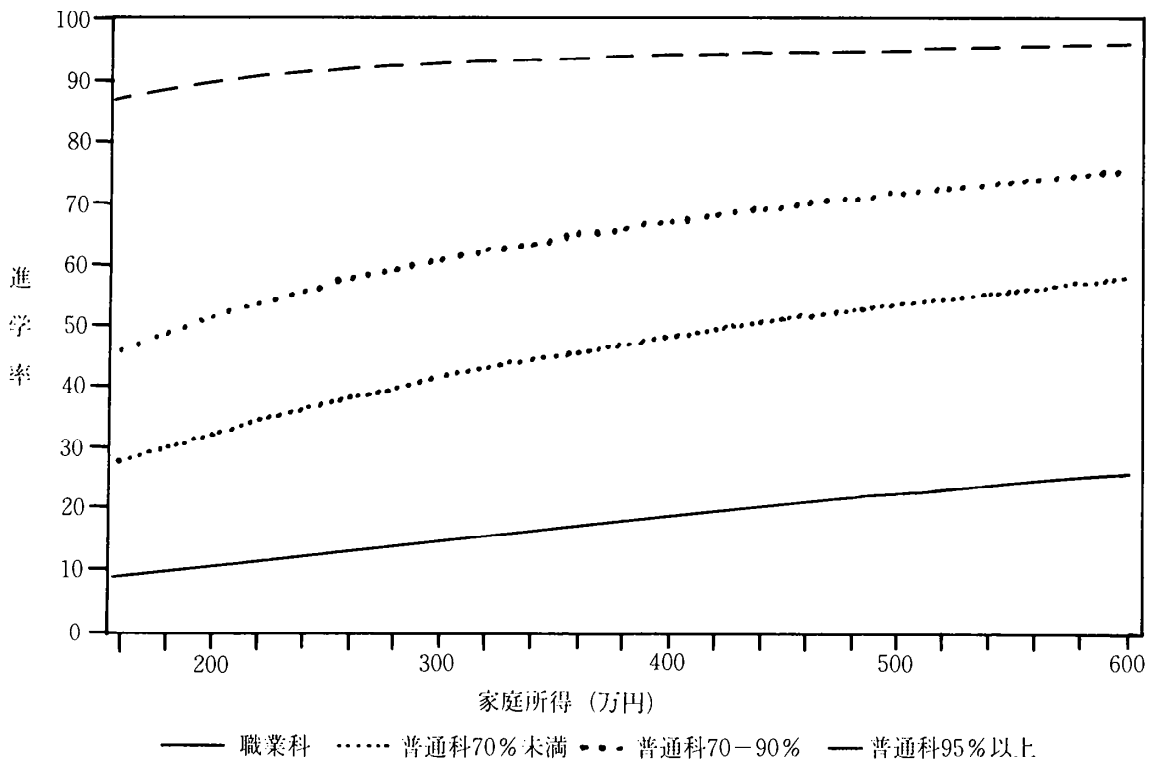


図3 女子・短大以上進学率推計
(父：ホワイトカラー，中等教育)

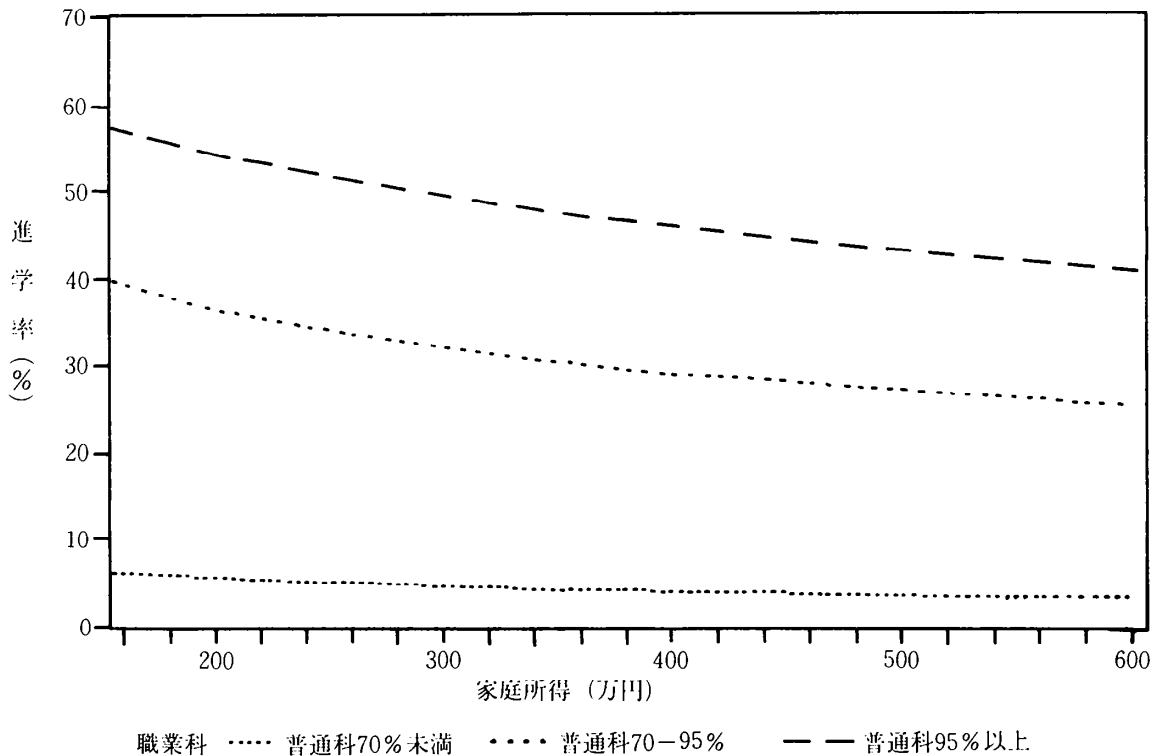


図4 男子・国立大学進学率推計
(父：ホワイトカラー，中等教育)

つまり、先に示唆した通り、国公立大学は直接コストの低さ故に、低所得層においてより多く選択されるばあいがあり、家庭所得が高くなれば国公立大学以外に私立大学に選択肢の範囲が加わることを示唆しているものと考えられる。もちろん、国立大学の選択が現実に可能になるためには、学力が一定の水準に達していることが必用だが、この点は後に出身高校別の分析で再び論ずる。

ところで図4においては、家庭所得と国公立大学進学確率との関連は、右下がりの曲線となっている。しかし前出の図1における、家庭所得による単回帰分析の結果は、この関係を右上がりの曲線としてあらわしていた。なぜこの両者に相違ができたのだろうか。それは家庭所得と出身高校という、ふたつの規定要因の間に、学業成績を媒介として正の相関があるからである。すなわち、国公立大学進学チャンスの大い普通科進学校には、高所得層が相対的に多く、チャンスの小さい職業科校などには低所得層が多く存学している。このため、個々の高校の卒業生の中でみれば、所得が低くなれば私立大学でなく国公立大学へより多く進学する傾向があるものの、サンプル全体でみれば低所得層で国公立大学進学者が多くなってはいないのである。いいかえれば、国立大学進学への家庭所得の影響は、一定の出身高校において高校の影響とは独立に家庭所得が持つ効果（直接効果—経済的效果）と、家庭所得と出身高校との相関を經由して間接的に進学確率に与える差（間接効果—入学時の学力經由効果）に分けられる。直接効果としては負の効果であるが、出身高校を經由して正の間接効果をもつため、合わせて単回帰では正の関連を示すのである。

実際のデータ解析でこのことを確かめるために、男子の出身高校のカテゴリー別の在学率を、3つの家庭背景要因（所得・父職・父学歴）にこれまでと同じく「ロジット回帰分析」を用いて分析した結果が、表4である。ここから、それぞれのタイプの高校の在学率（構成比率）をモデルケースについて推計したものが、図5である。

表4 高校進学選択のロジット回帰分析（男子）

	定数	ln(所得)	父職業 農林・ 自営業	ブルー・グ レーカラー	ホワイトカ ラー	父学歴 義務教育	中等教育	高等教育
男子 (N=1226)								
職／普A	6.066	-1.116	0.167	0.396	-0.563	1.000	0.079	-1.079
普C／普A	2.273	-0.730	-0.016	0.426	-0.410	0.465	0.238	-0.703
普B／普A	3.589	-0.704	0.305	-0.339	0.034	0.556	0.103	-0.659

一例をあげると、家庭所得が300万円の男子の普通科進学率95%以上の高校への在学率は42.9%であり、これより所得が50万円高いと、このタイプの高校への在学率は3.2ポイント高くなることになる。家庭所得が国立大学の選択に独立には全く影響を与えないとしても、国立大学進学確率には、1.2ポイントの差が生じる。これが間接的な効果である。他方、出身高校を所与とすれば家庭所得の増加に応じて国公立大学進学確率は低下する。前の図4で示したように、家庭所得300万から50万円の増に応じて、例えば普通科で進学率95%以上の高校であれば、1.9ポイントの低下となる。全ての出身高校の種別を加重平均すると直接効果はマイナス1.3ポイントとなる。各所得階級ごとに、所得変化50万円に対する進学確率変化の2つの効果を比較したものが図6である。下位の所得階層になるに従って、直接効果（負）と間接効果（正）の双方が増大し、結果としては、両者がほとんど相殺しあう形になることが明かである⁹¹。

短大・専修学校進学を選択

短大・専修学校への進学については、どちらも家庭所得を含む家庭背景要因の影響は必ずしも一貫しておらず、有意性の低い値をとっている。また出身高校についても、他の段階別の選択や機関タイプの選択の場合よりも規定力が小さい。家庭所得の影響が有意となるのは、男子の短大及び女子の専修学校の選択であり、いずれもその係数が負の値をとっている。つまり、これらの選択においては家庭所得が低いほど動機関数の値は上昇する。

なお、女子の専修学校について、先の分析と同様、家庭所得の2次の効果を加えて検討してみると、その結果は有意な係数を示す。測定された回帰係数から進学確率を推計したものが図7である。これによれば家庭所得が300万円前後の層でもっとも専修学校進学確率が高くなる。すなわち、300万円より下の層では所得の増加に応じて選択の確率が高くなり、それより上の層では所得の上昇はむしろ負の影響をもつことになる。1次の効果のみを考慮した場合と比較すると、低所得層の推計に関して相違が生じることになる。この二次項に関する計測結果は、所得300万円を境にして進路選択肢の組合せが異なっている可能性を示唆しているものと解釈される。あくまで仮説の範囲であるが、300万円以上の階層の女子では、4年制大学・短大進学と専修学校進学とを天秤に掛けて比較し、所得が低くなるほどコストは低い専修学校を選択する。ところが、300万円以下の層までな

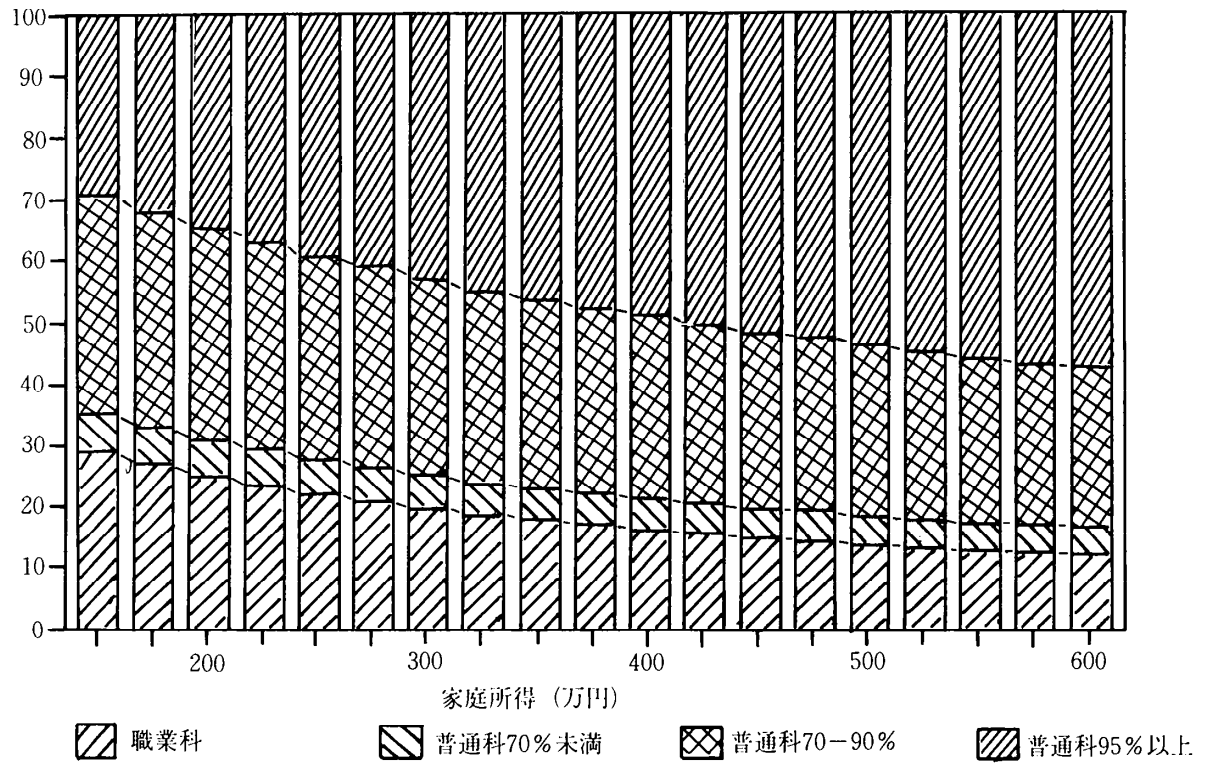


図5 男子・出身高校の構成比率推計

(父：ホワイトカラー，中等教育)

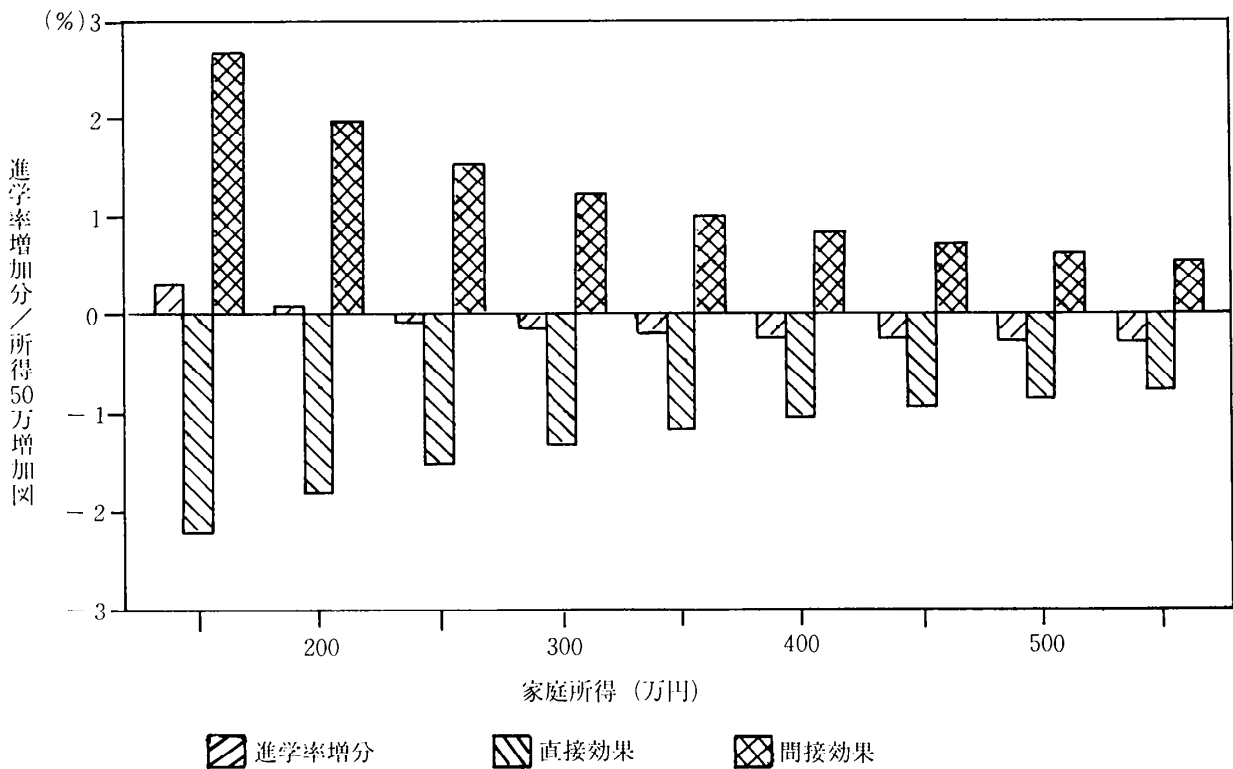


図6 男子・国立大学進学率変化の推計

—所得50万円増 (父：ホワイトカラー，中等教育) による変化—

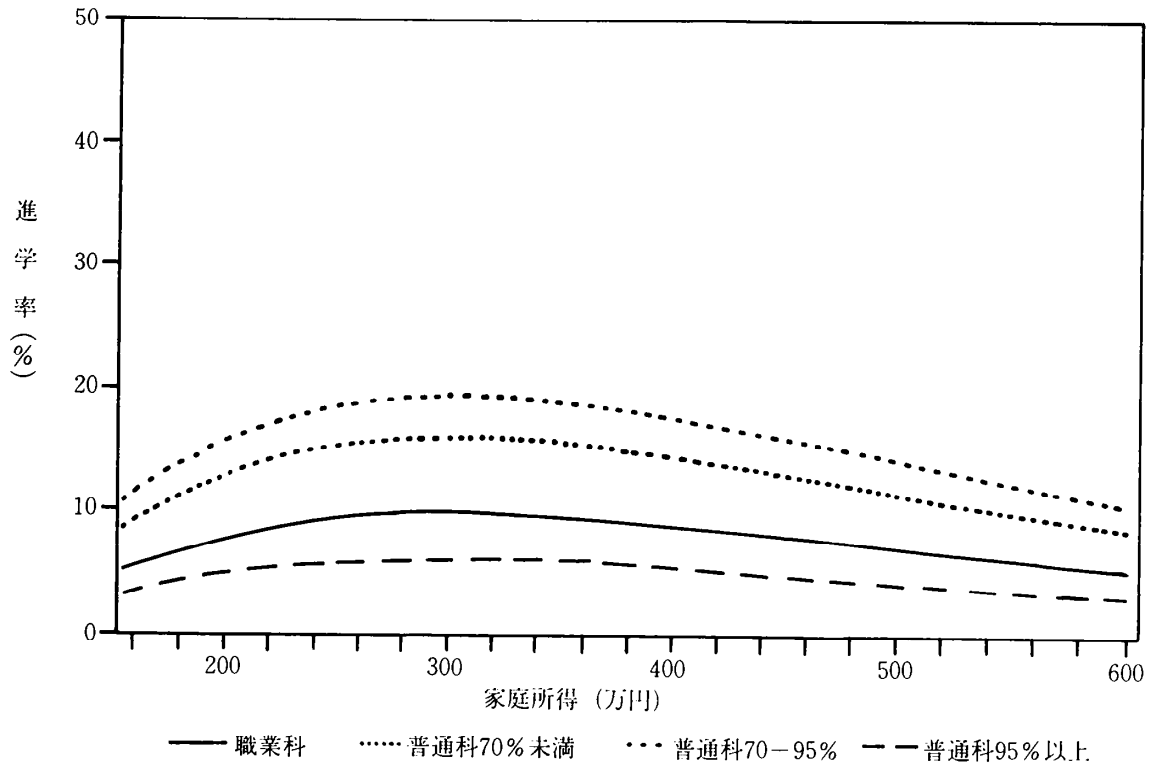


図7 女子・専修学校進学率推計

(父：ホワイトカラー，中等教育)

ると，専修学校進学コストも比較的無視できない負担となり，その結果，専修学校と比較される選択肢は就職であり，所得の低下が専修学校進学確率の低下につながるのではあるまいか。

(3) 出身高校別にみた家庭所得の効果

これまでは，動機関数を各選択ごとに同一の回帰式で測定してきた。つまり，家庭所得の効果が他の要因のどの組合せについても同様であると仮定してきた。しかし，家庭所得は，これまでも国公立大学と私立大学の選択や専修学校の逆U字形の選択などから示唆されるように，ある限界層ないしは限界的選択において特に重要な規定要因になるものと考えられる。ここで特に重要なのは学力水準別にみて家庭所得がどのような独立の影響を与えているかという点である。そこで，ここでは動機関数を，

$$V_i = \beta_{j0} + \beta_{j1} \ln Y + \sum_{i=1,4} \beta_{j2i} J_i + \sum_{i=1,3} \beta_{j3i} E_i \quad \dots \textcircled{5}$$

のように，出身高校カテゴリー（j）ごとに測定した。この結果のうち，家庭所得の係数のみを抜きだして整理したのが表5である。この結果は次のようにまとめることができる。

普通科進学率95%以上の高校

普通科進学率95%以上の学校の出身者では，男女ともに各段階別の選択への家庭所得の影響は，有意な値を示さない。但し4年制大学を選択したもののうち，国・公立と私立大学の選択に着目すると，家庭所得の回帰係数は私立大学について有意性の高い正の値，国公立大学については特に男子で有意性の高い負の値をとる。つまり，このタイプの高校出身者は，ほとんど大学へ進学するた

表5 進学選択のロジット回帰分析(3)
—出身高校別の家庭所得の係数—

	職業科	普通科		
		70%未満	70-95%	95%以上
男子 (N=1226)				
大学	*-0.761	**1.744	0.413	0.235
短大以上	*-0.810	*1.460	0.235	-0.237
専修以上	-0.250	0.798	0.025	-0.738
国立4大			-0.147	***-0.623
私立4大	-0.476	*1.517	0.423	**0.552
短大	-0.764	-2.080	-1.576	2.737
専修学校	0.860	-1.319	-1.046	-1.077
女子 (N=974)				
大学	-3.282	***1.955	***0.852	0.675
短大以上	1.056	*0.646	***1.354	0.044
専修以上	1.051	0.442	***1.200	-2.095
国立4大			0.179	-0.634
私立4大	-3.282	*1.955	***0.807	**1.208
短大	*1.631	0.258	0.520	-0.965
専修学校	0.648	-0.299	*-0.761	-1.155

注：***99%で有意，**95%，*90%。---は推定が収束しなかったもの。

めに、家庭所得は大学進学確率には独立の影響をあたえない。しかし進学するものの中では、低所得層ほど国公立大学を選択する確率が高くなり、逆に高所得層ほど私立大学を選択する確率が高くなる傾向が認められる。

普通科進学率70-95%の高校

普通科進学率70-95%の高校の出身者のうち、男子については上の場合と同様に、大学進学に家庭所得が与える影響は有意ではない。しかし、国公立-私立の選択に関する家庭所得の影響はみられない。つまり、国立大学は、入学に際して一定以上学力水準が必要であり、全体に選抜度が高いため、もはや家庭所得に応じた選抜肢ではなくなっているものと考えられる。他方で女子については、4年制大学、短期大学以上、専修学校以上の各段階での進学選択に対して、家庭所得の回帰係数の値が大きく、また特に高い有意性をしめす。家庭所得が独立の重要な規定要因となっていることがあきらかである。たとえば、モデルケースの父親ホワイトカラー・中等学歴の女子について、短大以上の進学確率を推計したものが図8である。家庭所得300万円層では、所得が50万円増加することで進学確率が4.9ポイント増加すると推計できる。

職業および普通科進学率70%未満の学校

以上の二つカテゴリーの高校と対照的に、普通科進学率70%未満の学校では、男子女子双方について4年制大学への進学に関して家庭所得が有意の独立の影響を与えている。特に注目されるのは、男子についても回帰係数の値が高く、ほとんど女子のそれに同じであることである。すなわち、他の規定要因を所与としても、家庭所得が高い程大学に進学する確率が明らかに高くなる傾向が認められ、この点に関しては男女の相違が少ない。このような傾向は短大以上の進学の選択をとっても同じであった。しかし、このカテゴリーの高校出身者は国・公立大学へ入学する学力に達しているものが少ないものと思われる、大学進学者はほとんど私立大学へ進学している。

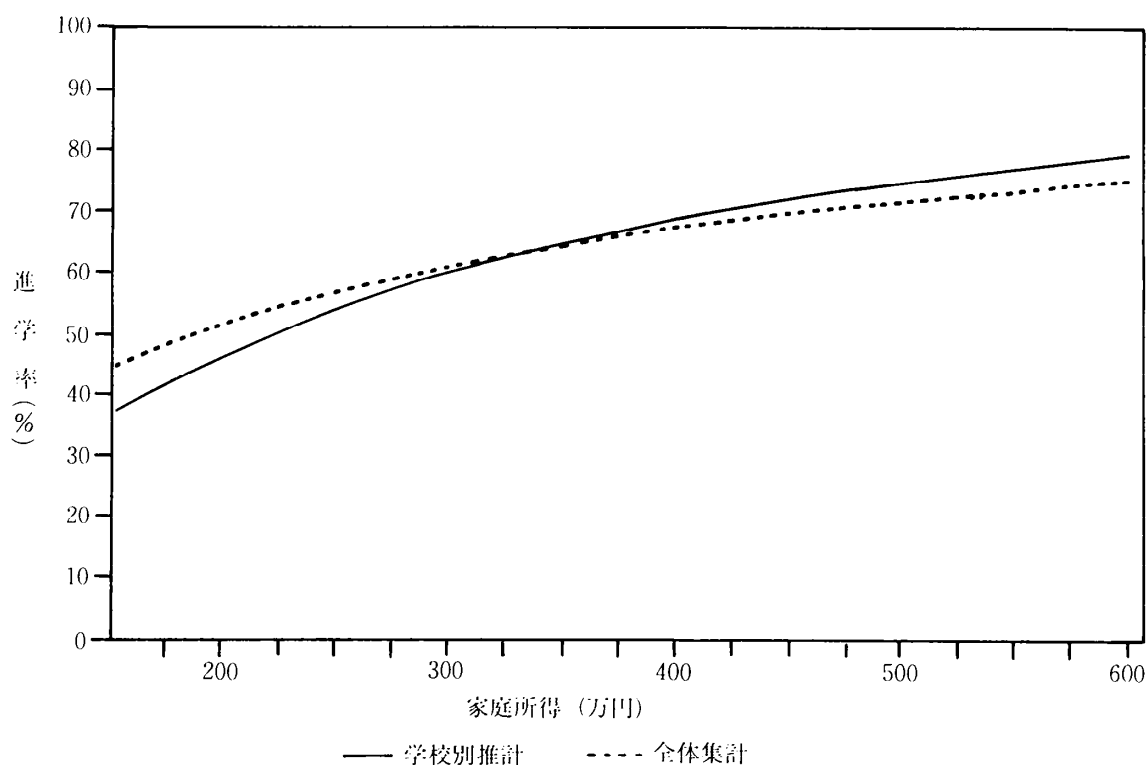


図8 女子・短大以上進学率推計（普通科70—95%）

（父：ホワイトカラー，中等教育）

また、職業科女子では、短大進学を家庭所得が規定し、家庭所得が高いほど短大進学確率が上昇する。なお、職業科男子では、大学および短大以上の進学選択への家庭所得の影響が見られるが、このばあい、家庭所得の係数は負の値をとっている。

3. まとめと今後の課題

家庭所得の高等教育進学への影響を分析した結果を次のようにまとめることができよう。すなわち、①家庭所得と進学確率との間には明確な対応があり、専修学校以上、短大以上、4年制大学、の各段階での進学の確率は、家庭所得がたかくなるほど大きくなる。この傾向は特に女子で顕著であった。ただし、短大および専修学校への進学の確率は、すくなくとも一定の水準よりうえの家庭所得では、家庭所得が高くなるほど小さくなる傾向がある。②学業成績の指標としての出身高校や他の家庭背景の要因を加えて測定すると、段階べつの進学選択への家庭所得の影響は一般に小さくなり、特に男子については有意でなくなる。ただし、女子については家庭所得の影響はなお有意である。また、4年制大学のうち、私立大学に対する国公立大学の選択の確率は、低所得層で高くなる傾向があることが明かとなる。③しかし家庭所得の進学選択への効果は、おそらく学業成績を反映して、出身高校によって異なっている。高等教育進学—非進学の選択についての家庭所得の影響は男女ともに、進学率の高い高校の出身者では小さく、進学率の中程度の高校で大きくかつ有意と

なり、それ以下でふたび小さくなる。同様の傾向は短大以上の選択についてもみられる。また低所得層が私立大学に対して国立大学を選択する傾向が特に進学率の高い高校で明かである。

以上の分析結果をつうじて、次の三点を指摘しておきたい。すなわちまず第一に、家庭所得の進学選択への影響については、男子と女子との間で大きな差があることである。通常、教育機会の均等の観点からは、男女間に進学率の差があることが問題とされる。しかしわれわれの分析から明らかなのは、女子の間での家庭所得による進学率の較差が、高等教育進学の何れの段階的な選択においても大きく、しかもそれは他の家庭要因を考慮してもなお一貫して現われるということであった。これは教育の機会均等を将来に論ずる際に一つの重要な視点となることと思われる。第二は、家庭所得は、男女ともに学力限界層の進学選択において特に大きな影響をもつという点である。上に述べたように、家庭所得の進学選択に対する影響は、他の要因を含めた分析では、特に男子に関して小さくなる。しかしこれは、他の要因の全ての組合せについて家庭所得の影響が同じであるという分析手法上の仮定によるのであって、出身高等学校のカテゴリー別に分析すれば、進学率中位の高校で明らかに重要な影響がみられるのであった。これは進学率上位の高校出身者については所得にかかわらず進学するものがおおく、逆に下位では非進学が多数となるなかで、このカテゴリーの高校の出身者が進学を選択にいわば限界的な層となっていることによるものと考えられる。しかも、高校のカテゴリーは学力の指標という点では不十分であって、同一高校カテゴリー内での学力の個人的差異は大きく、またそれは家庭所得とは相関がない〔吉本 1984 a〕。もし学力そのもので限界層を抽出したとすれば、家庭所得の影響もさらに大きく現われる可能性がある。第三に分析結果は、国・公立大学は、学力の上位層で、かつ家庭所得が低いものに対して教育機会を供給するうえで大きな役割をはたしていることをしめしている。また、短期大学、専修学校は学力のうえで4年制大学への進学に関して限界的な水準にあるもののなかで、とくに低所得層に高等教育の機会を提供しているとみることができる。

さて、今後の分析上の課題にふれておこう。われわれの分析の基礎となった選択モデルでは高等教育の選択は、選択によって期待される便益（長期的・短期的）と実質費用（直接的・間接的）の両者を比較・秤量しておこなうものと設定されている〔金子 1987〕。このモデルをもとに分析結果を解釈すれば、たとえば、男子の高学力層で家庭所得の規定力が弱いのは、期待される便益が一般にきわめて高いために、低い家庭所得層においても実質費用を下回ることがすくない。そのため、結果としてあらわれる限りでは進学と家庭所得の間に強い相関関係がみられないためであろうと考えられる。他方で女子の進学確率が所得に左右される傾向が強いのは、高等教育進学によって期待される便益が低く、実質費用との差が一般に小さいために、家庭所得による実質所得の差が両者の関係に直接影響するためであろう。しかし、上のモデルでは単純な選択を念頭において、便益と実質費用を考えたにすぎない。じっさいの選択ではさらにさまざまな要因がこの両者に影響を与えているものと考えられる。たとえば、出身地域とそこで得られる高等教育機会の種類によって、高等教育から期待される便益と実質費用は大きく異なる。また浪人して進学することによって、より選抜度の高い大学に入学すれば便益は高くなるが、明らかに実質費用も増大する。このような費用と便益の構造をモデルに取り入れることによって、進学行動の規定要因をさらに具体的に把握していく

ことができよう（たとえば〔Schwarz 1986〕参照）。またそれによって、進路選択肢の相互関係（補完・代替）を分析することも可能になることと考えられる。

注

- 1) 粗進学率は、同年に大学及び短大に入学したものの数と、同年3月末までの一年間に18才となったものの比率。
- 2) もとのデータにおいては家庭所得をカテゴリー変数として（100万円以下，100-199万円，等）あつかっている。これを連続変数に変換するために次の方法をもちいた。すなわち，まず上の集計表から，家庭所得に関する累積度数分布表を作成する。つぎに家庭所得の分布が対数正規分布に近いものと考えて，その累積密度関数をロジット関数で近似する。具体的には累積度数をロジット変換して，これを対数表示の家庭所得に回帰分析する。この回帰分析による説明力（ R^2 乗）は0.996であった。この結果を用いて，累積度数分布を家庭所得の関数として表現し，データにおける各所得階級における所得額の中央値を算出する。そしてこれを各階級に属する個人全てに代入するわけである。
- 3) 年間所得200万円はこのサンプルでは，下から10パーセンタイルにあたり，年間所得500万円は上から24パーセンタイルにあたる。
- 4) 実際のSASの集計プロセス（CATMODプロシジャー）の中では，表1における各変数のカテゴリーのパラメーターをすべて直接測定しているのではない。つまり，表中に但し書きしているように，各変数効果（主効果）のパラメーターの合計値にはゼロという制約を加えており，各変数の最後のパラメーターは，他のパラメーターが算出された出力結果をもとに算出している。つまり，各変数のカテゴリー数が K 個であれば，その主効果の自由度は $K-1$ であり，このためここでは，全ランクの中心点をゼロとする制約を加えて，パラメーターの標準化を行なっているのである。
- 5) 正確にいえば，出身高校という指標の影響を，単に個人の学業成績要因として解釈することはできない。もともと，普通科と職業科の分類はカリキュラム上の分岐によって進学率の差を生じさせているものである。また，現実には，ここで用いる高校のタイプが進学に関わる学業成績と関係していると仮定しても問題はないだろうが，この指標は，個々人の成績だけでなく，高校という組織・集団単位の影響も加味されたものである。つまり，それぞれに高校の社会的コンテキストや組織に応じて進学アスピレーション統制メカニズムが存在しているからである（吉本1984b，吉本1984dなどを参照）。
- 6) 他の要因を除外した上での，家庭所得と進学確率の関係の推計において，本稿では，各変数のカテゴリーを具体的に組合せたモデルケースに関して，各パラメーター値を測定式③に代入し，様々の家庭所得の値に応じた進学確率を予測したものである。

このモデルケースの選択は，各変数ごとにパラメーターの大小順にカテゴリーを並べ，各カテゴリーに属するサンプル数を積み上げていき，メディアンに相当するカテゴリーを選んだ。この結果として，ホワイトカラー・中等教育学歴層を，父親の職業・学歴に関して「中間」的な組合

せとして扱うことになった。こうした推計の他、注(4)のような考え方からすれば、父親の職業と学歴については、パラメーターの中心点であるゼロを代入することも、これらの要因コントロールの方法として可能である。

- 7) 本稿は、家庭所得の影響に焦点を当てているため、それ以外の要因の影響については簡単にふれるにとどめ、進学・就職を含めた諸要因の総合的な分析は今後の課題としたい。なお、多変量解析としては、江原〔1984〕の枠組みに準拠しながら「数量化Ⅱ類」による進学選択の分析を試みている〔吉本1984 d〕。
- 8) ここでのモデルは、従属変数が二項選択ではなく、4カテゴリーの選択であり、このため3つの応答関数を測定している。
- 9) 所得50万円の差を仮に通常の学費で比較すると、当時の国公立大学と私立大学の学生の学費の差が40万円弱であり、この所得50万円の差は、私立から国公立への変更によるコスト低下ではほぼカバーできることになる。

参考文献

- 市川昭午，1988。「費用負担と進学機会」、『高等教育研究紀要』8，（1988年3月），pp. 61-72。
- 岩井八郎，片岡栄美，志水宏吉，1987。「階層と教育」研究の動向，『教育社会学研究』42，pp. 106-134。
- 江原武一，1984。『現代高等教育の構造』，東京大学出版会。
- 金子元久，1986。「高等教育進学率の時系列的分析」、『大学論集』16，pp. 41-64。
- _____ 1987 a。「受益者負担主義と育英主義—国立大学授業料の思想史—」，『大学論集』17，pp. 67-88。
- _____ 1987 b。「教育機会均等の理念と現実」，『教育社会学研究』42，pp. 38-50。
- 菊地城司，1983。「私立大学授業料と低所得層在学部」，『IDE—現代の高等教育』240（1983年，4-5月）。
- _____ 1985。「高等教育機会の変動と測定」，『大阪大学人間科学部紀要』11 pp. 197-213。
- 日本青少年研究所，1981。『高校生将来調査—日米比較による高校生活と将来の職業生活に関する調査—』。日本青少年研究所。
- _____ 1984。『学校教育とその効果—第2回高校生将来調査（追跡調査）』。日本青少年研究所。
- _____ 1981。『第3回高校生将来調査—高卒4年目青年の進路と職業意識（最終追跡調査）』。日本青少年研究所。
- 藤田英典，1987。「階層と教育」研究の今日的課題，『教育社会学研究』42，pp. 5-23。
- 文部省高等教育局学生課，1988。「昭和61年度学生生活調査報告」，『大学と学生』267，（1988年3月臨時増刊），pp. 1-72。
- 吉本圭一，1984 a。「進学パターンの規定要因」，前掲日本青少年研究所『学校教育とその効用—第2回高校生将来調査（追跡調査）』。
- _____ 1984 b。「高校教育の階層構造と進路分化」，『教育社会学研究』第39集，pp. 172-186。

- _____ 1984 c. 「日米高校比較第1回・高校教育と進学」『高校教育展望』9月号, 小学館, pp. 52~59。
- _____ 1984 d. 「高校卒業後の進路と適応状況(Ⅱ) —進学者を中心として—」『第57回日本社会学会大会報告要旨』, pp. 343~344。
- Keneko, Motohisa 1988. "Changing Patterns of Finance in Higher Education - Country Case Study: Japan ." OECD Educational Monographs.
- Manski, Charles and Wise, David. 1983. College Choice in America. Cambridge, Ma.: Harvard University Press.
- Schwartz, J. B. 1986. Wealth Neutrality in Higher Education: The Effects of Student Grants , "" Economics of Education Review" Vol. 5, No. 2, pp. 107- 117.

The Choice of Higher Education and Family Income — An Application of the Choice Model —

Motohisa KANEKO* and Keiichi YOSHIMOTO**

This paper analyses the effect of family income upon the choice of opportunities of higher education by applying the discrete choice model. The data were taken from a tracer survey conducted upon high school graduates in 1980. Empirical findings from the analysis may be summarized as follows:

- 1) The chances of taking the opportunities of higher education are indeed related to family income. This is true for three stages of choice (special training schools and above vs. employment; junior college and above vs. special training schools and employment; and four-year college vs. junior college, special training school and employment). With higher family incomes, the probability of advancing to higher education institutions increases. The relation is particularly strong among women. Also it was found that the probabilities of selecting particular types of institutions are negatively correlated to family income. Those are junior colleges for men and women, and special training schools for women.
- 2) The independent effects of family income decline when other variables than family income — academic ability, father's education and father's occupation are added into the logit-regression framework. This is particularly true with men; but with women the effects still remain significant. By the addition of other variables it was also revealed that the choice of national universities over private institutions is negatively related with family income. This suggests that the lower tuition level at the national institutions attracts high school graduates who are academically eligible but financially marginal in college choice.
- 3) Even though the full regression model above indicated that the independent effect of family income becomes negligible with men when other variables are added, it was only the result of the latent assumption that the effect is constant over permutation of the independent variables. Separate analyses by academic ability indicated that the independent effect of family income varies depending upon the level of academic ability. Indeed, family income exerts significant influence upon the choice of four-year university over other careers when only the men with medium ability levels are analyzed. Presumably, for those students the choice of higher education is more marginal than others. Similar tendencies are found with other levels of choice, and also with women.

* Associate Professor, R. I. H. E., Hiroshima University

** Researcher, National Institute of Employment and Vocational Research

Through these analyses it is argued that family income is still a significant determinant of the choice of college education, especially among women and among those of marginal academic ability with respect to college education. Also it is argued that the national universities are playing a significant role through their low tuitions in providing opportunities for low income families.