

次に、交互作用項を含めたモデルの結果が次ページの表3であるが、結果に大きな相違はないといえる。ただし、就職者について、進学率と普通科の交互作用項が有意となり、普通科と進学率の主効果は有意でなくなっていることから、進学率が高くて、かつ普通科高校であるほど、大学進学者に対して、就職者が出にくい、ということが示されたといえる。この点は常識とも一致する結果である。

表3 1年後の進路先を規定する要因の多項ロジット推定値(交互作用項を含む)

	基準／大学進学者					
	就業している		短大進学者		専門学校進学者	
	coef.	std.err.	coef.	std.err.	coef.	std.err.
男性	-0.181	0.342	-0.485	0.261 +	-1.106	0.288 ***
私立	-1.596	0.657 *	-0.115	0.286	-0.749	0.343 *
普通科	-1.094	0.748	-1.081	0.776	-0.145	0.698
職業科・専門学科(基準)	-	-	-	-	-	-
総合学科	-1.575	0.652 *	-0.999	0.784	-1.819	0.757 *
大学進学率	-0.009	0.012	-0.020	0.017	-0.029	0.015 +
1970年以降に設立	0.114	0.882	-0.462	0.961	0.570	0.783
進学率×普通科	-0.040	0.018 *	0.015	0.018	-0.012	0.017
進学率×70年以降	0.009	0.028	0.007	0.023	-0.015	0.023
定数	1.379	0.586 *	0.652	0.685	1.655	0.613 **
-2LL	1006.04					
N	464					
LR χ^2 (df=24)	167.48 ***					
***<.001 **<.01 *<.05 +<.10						

以上の多項ロジットの結果は、従属変数の基準カテゴリーを大学・短大進学者、としたケースの場合である。本分析の場合、ベースの大学・短大進学者をUとし、就職者をE、無業者をN、専門学校進学者をVとおくと、この多項ロジット・モデルは

$$\ln \left[\frac{\Pr(W | x)}{\Pr(U | x)} \right] = \beta_{0,W|U} + \sum \beta_{n,W|U} x_n$$

$$\ln \left[\frac{\Pr(N | x)}{\Pr(U | x)} \right] = \beta_{0,N|U} + \sum \beta_{n,N|U} x_n$$

$$\ln \left[\frac{\Pr(V | x)}{\Pr(U | x)} \right] = \beta_{0,V|U} + \sum \beta_{n,V|U} x_n$$

という3つの二項ロジットを立てたものに見立てることができ、対数計算の

$$\ln \frac{a}{b} = \ln a - \ln b$$

という性質から、例えば、

$$\ln \left[\frac{\Pr(W|x)}{\Pr(U|x)} \right] - \ln \left[\frac{\Pr(N|x)}{\Pr(U|x)} \right] = \ln \left[\frac{\Pr(W|x)}{\Pr(N|x)} \right]$$

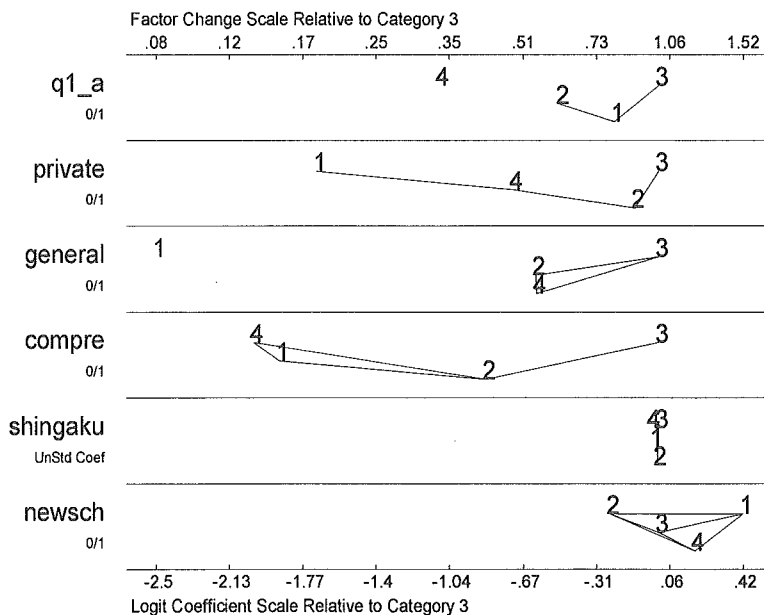
が成立する。このことは

$$\beta_{n,W|U} - \beta_{n,N|U} = \beta_{n,W|N}$$

も成立することを意味し、表2や3の係数の差をとることで、基準カテゴリーを変えた場合の回帰係数を容易に計算することが可能である。

しかしながら、上記のような計算を行うのは冗長であり、また計算された回帰係数が、実際に有意なのか（多項ロジットの場合、基準カテゴリーに対し、その選ばれたカテゴリーの発症確率が、特定の独立変数について、有意な効果をもつか、換言すれば、基準カテゴリーに対して有意な効果をもつのであれば、基準カテゴリーとその効果をもつカテゴリーは、着目した独立変数について、同一のカテゴリーと捉えることができない、ということの意味する）を調べるのは難しい。これらについては、Stataのプログラムで容易に計算できるが、それぞれの回帰係数から導かれたオッズ比の関係を示したのが、以下の図1である。このプロットは、交互作用項の入っていない、表2のモデルから導かれたものである。

図1 多項ロジット・モデル（交互作用項なし）から導かれたオッズ比のプロット



※ q1_a は男性ダミー、private は私立、general は普通科、compre は総合学科、shingaku は大学・短大進学率、newsch は1970年以降設立を示す。

この図1において、1は就職者、2は短大進学者、3は四年制大学進学者、4は専門学校進学者を示し、線で結ばれているカテゴリー間には10%水準で有意な差が存在しない（同一のカテゴリーと見なせる）ことを示す。ここからわかるのは①男性であることは、専門学校生より就職や短大・四年制大学進学の可能性を高めるが、進学先としては、短大よりは四年制の大学

を選択する可能性が有意に高い、②私立高校の卒業生は、大学・短大進学より、就職の可能性は低くなる。また進学する場合、専門学校より四年制大学の可能性が高い。③普通科の卒業生は、進学の可能性が高い。④総合学科の卒業生は、四年制大学進学者に比して就職者や専門学校進学者になる可能性が低い。⑤（図では見難いが）大学進学率が上昇すると、専門学校進学よりは就職者になる可能性が高い。⑥新しい高校であるかどうかは、仮説4で提示したような有意な効果は見られない、ということでもとめることができる。

ただし、これまでの分析では、独立変数の学科の基準カテゴリーを職業科にしていた。これは表3で示したような、普通科との交互作用項を同時に投入し、交互作用項と単独項に、それぞれ独自の効果を見ようとするためであったが、仮説3の後半の職業学科の効果はまだ完全に確かめられていない。そこで、表2と同じ多項ロジット・モデルを推定し、基準カテゴリーを普通科にしたときの、職業学科・専門学科ダミーの回帰係数とオッズ比の一覧が次の表4である。

ここからわかるのは、専門学科・職業学科を卒業することは、進学する傾向も減るが、就職の確率は確実に他の学科に比して高まるということである。例えば一番上の行に注目すれば、実に職業学科の卒業生は、短大進学者より就職者の数（そうなる確率）が6.6倍以上であり、少なくとも、労働市場からの排除、というリスクを減らすセイフティ・ネットとして機能しているといえる（その逆数を取れば、就職者に比して、短大進学者は $e^{-1.894}=0.15$ ということ、進学する可能性は低くなることを意味する）。これが職業学科や専門学科の教育やカリキュラムの成果といえるのか、はもう少し検証が必要であるが、少なくともその卒業生は（他学科と比較して）就職をしやすい環境にあることはわかった。仮説3の後半は、（その理由、メカニズムについてはもう少し検証が必要だが）、結果としては支持されたといえる。

表4 「職業学科・専門学科」卒であることのも項ロジット・推定値

従属変数の組み合わせ	coef.	std. err.	e ^b
就職／短大	1.894	0.4767	6.646
就職／専門学校	1.896	0.4381	6.661
就職／四年制大学	2.588	0.4464	13.307

※1%水準で有意な組み合わせのみ掲載

5 まとめ

どの高校を卒業するかによって、1年後の職業・進学状況に違いがあるかを検証することに着目し、多項ロジット・モデルによって検証を試みた。現在話題になっている、いわば定職を持たず、また進学もしないという非正規雇用層を中心とした人々については、データのサンプルの数の関係から検討できなかったが、職業学科の卒業生は、有意に高等教育機関に進学するのではなく、就職する確率が上昇することがわかった。したがって仮説の2の後半は支持されるとはいえない。私学の出身者は大学・短大進学者に対し、専門学校進学者は少ない。進学するというのであれば、一条校（四年制大学や短大）ということなのだろう。そして就職者の輩出は少なくなる。また普通科を卒業することは、いずれかの高等教育機関への進学可能性を高めるが、その高等教育機関の間の差は存在しないため、仮説1で提示したように、必ずしも

四年制大学進学者が特に多いということではない。交互作用項を入れたモデルの結果を見ると、普通科で進学率が高い高校出身であるほど、四年制大学に比して就職者が少ないという結果は出ている。このとき、普通科であることの主効果はなくなるので、普通科であることそのものが進学率を高めているとは必ずしもいえない。仮説3の前半と4については、明確に支持できる結果は見出せなかったといえる。大学進学率の高い高校の卒業生は、専門学校進学を選択するのであれば、むしろ就職する可能性が高まる。しかし職業学科・専門学科に進学することは、進学する確率に対して、高卒の就職の可能性を有意に高め、高卒の正規労働者としての就職経路として、機能していることが明らかになった。この点は仮説3の後半を支持できる結果と解釈できる。

ただし、本稿の結果を読み取る際には、いくつかの注意が必要である。まずサンプリングの抽出を慎重に行っているとはいえ、日本全体の動向として捉えることは、若干の留保が必要であると思われる。それは分析の対象となっている県のうち3県が地方（特に2県が東北地方）であるからである。今回のサンプルは、就職率と進学率の高低によって4類型化し、それぞれの類型に属する県の高校生を1つ選んで、該当する類型の高校生の分布に比例配分する形をとった。しかし、初等中等教育は、かなり都道府県の裁量が許されている側面もあり、例えば私立高校比・公立高校比や、高校の学科構成は、都道府県によって相当な差がある。そして耳塚（2005）の指摘するように、高卒無業者層の輩出は、突出している沖縄県を別として、主として都市圏、指定都市に多くみられる現象である。もし、そのような点に焦点を絞るのであれば、多少地域を限定して検証する必要があると思われる。また本稿では、どの高校のルートを経ることが、進路決定に影響を与えるかという「教育（学校）」の変数に着目したが、しばしば指摘されるように、無業者輩出の家庭環境の影響など、社会経済変数を取り入れた分析を行うことが、残された課題となるだろう。

[注]

(1) 学科の種類は既にこの審議会設置前までに、職業学科で218、専門学科が7であるという報告が文部省からなされている。このときの答申で、新たに設置が推進されたのは、森林土木科、金属加工科、電気工作科、衛生工学科、事務科、経理科、営業科（販売科）、貿易科、秘書科、調理科、和裁科、手芸科、商業家庭科、建築施行科、漁業経営科、服飾デザイン科である。

(2) 当時の中高生や父母の間では「普工商農」という言葉まで使用されるようになり（須川 1973）、農業学科では「農業をやらない」生徒が集まって非行が目立つという記述が、既に1960年代から存在していることが明らかになっている（木下 1973）。

(3) ただし職業学科の「相対的地位」は、都道府県によって大きく異なる面があることも否めない。教育社会学の先行研究では、普通科、職業学科という序列を前提に話を進めているものがあるが、ごく少数の進学校を除き、必ずしも職業学科の地位が普通科より下にある、と断言することはできない。公立高校の学科比率は都道府県により大きな違いがあるほか、推薦入学制度の実施などで、スポーツに秀でた生徒を集めることで学校の特色を掲げることは広く行われてきたし、特に地方によっては、そういった伝統ある職業科の高校出身の人々が社会的に活躍している場面は決して珍しいことではない。

(4) トラッキングは、自己選択の結果として、ある種の進路の水路付けが行われるという含意がある。すなわち、日本において、例えば大学進学で普通科に進学するか、職業科に進学するかは、

制度的な差別は原則として、ない。また日本の職業科は、それほど職業教育に特化しているとは限らず、普通科で行われている一般教育にもかなり時間が割かれていることから、ドイツなどに見られるような、明確な普通教育と職業教育という分化があると決定付けるのは不適切である。

(5) 注4で述べたように、職業科でも一般教育科目にかなりの時間が割かれてはいるが、それでも普通科進学校からの進学者と比較すると、大学進学という点で授業時間数配分がやや不利なのは否めない。1990年代以降の受験生の減少から、大学側も、多様な高校のカリキュラムや学科の特性を逆手にとって、職業高校からの受験生を積極的に入学させる制度を取り入れているところもある。したがって現在は、職業科だから進学に不利、とは一概には言えない面もある。

(6) 高卒生を対象とした職業訓練校は、職業能力開発大学校のように、大学に順ずるものが想定されると考えられる。

(7) 多項ロジットが適用できる前提は、従属変数の4つのカテゴリーが、それぞれ独立性を保っていることにある。例えば、ある人が進学か、就職か、という選択を迫られ、結果的に進学という選択を行い、さらに進学先を大学にするか、専門学校にするか、というような考え方をすると仮定した場合、この4つのカテゴリーはそれぞれ独立であるとは言えない。「四年制大学・短大」というカテゴリーと、「専門学校」というカテゴリーは、「進学」というより大きなカテゴリーの中に入れ子型 (nested) の構造となっていることがわかる。例えば、上記の4カテゴリーに進む確率がそれぞれ0.25だと仮定しよう。その場合、任意の2組の確率の比 (オッズ) は1:1である。もしそのうち、任意の1カテゴリーを除いたとき、残ったカテゴリーの確率は0.333, 0.333, 0.333となり、結局どの任意の2組のオッズは1:1のまま変化しない。ところが、もし1つのカテゴリーを除いたとき (例えば、上記の説明での入れ子構造になっている「専門学校」というカテゴリーに該当する人がいなかったとする)、全体の比率は0.25, 0.25, 0.5となる。すると、任意の2組のオッズは1:1をキープできなくなる。この状態は、選択肢の独立性が担保されていないことを意味する。

これはいわゆる IIA (Independence of Irrelevant Alternatives) といわれる問題で、任意のカテゴリー間のオッズが、他の選択肢によって影響を受けないとする帰無仮説を立てて、これが棄却できないことを確認することで、選択肢が入れ子構造になっていないことを証明する。その際に用いられるのが Hausman 検定であり、もしこの仮説が棄却された場合は IIA に反する可能性が高く、多項ロジットを用いるのは不相当とされる (Long and Freese 2001: 188-189)。もっとも、入れ子構造になっているかどうか、というのが、この Hausman 検定によって論理的に決められるものと考えられるのかどうかは、一考の余地がある。しかし念のため Hausman 検定を行った結果、帰無仮説は棄却されなかった。検定結果の上では、この4つのカテゴリーを従属変数 (基準カテゴリーは、最も人数の多い四年制大学進学者) とする多項ロジット・モデルを推定することに誤りとはいえない、ということになる。同様の前提は、条件付ロジット (Conditional Logit) モデルを推定する際にも必要とされる (Powers and Xie 2000: 245-247)。

(8) つまり、筆者は高校教育の多様化政策などの「教育政策」によって、現在のトランジションの問題がすべて解決すると、必ずしも思っているわけではない。雇用制度の問題、景気変動や労働市場の構造などが複雑に絡み合っており、フリーターと呼ばれる層が構造的に生み出されている側面も大きいと考えている。最近の若者気質は、などと嘆き、「啓蒙活動」をすることが100%無意味だとは言わないが、現在の若者の閉塞状況 (や閉塞的な自己感情を抱く原因) は、社会的な構造の問題が大きいのではないかと考えられる。このような層の存在は、長期的な視野に立てば、社会の安定性などに大きな問題を引き起こすリスクを伴うものであり、以前から若年失業者の多さが課題

となっていたヨーロッパでの研究蓄積は大いに参考になる面があると思われる(例えば Schmidt and Goodin 1998, Pierson 2002, Hills and Stewart eds. 2005, Levitas 2005)。しかし今回の分析ではそれに関する変数を投入することが困難であるという限界があること、また問題の焦点を絞るために、教育に関する変数に限定して分析を行った。

[参考文献]

Arum, Richard, 1996, "Do Private Schools Force Public Schools to Compete?" *American Sociological Review* 61(1): 29-46.

Arum, Richard and Yossi Shavit, 1995, "Secondary Vocational Education and the Transition from School to Work," *Sociology of Education* 68(3): 187-204.

Ayalon, Hanna and Yossi Shavit, 2004, "Educational Reforms and Inequalities in Israel: The MMI Hypothesis Revisited," *Sociology of Education* 77(2): 103-120

Breen, Richard and Jan O. Jonsson, 2000, "Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model," *American Sociological Review* 65(5): 754-772.

Cameron, Stephen V. and James J. Heckman, 1998, "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males," *The Journal of Political Economy* 106(2): 262-333.

Hills, John. and Kitty Stewart, 2005, *A More Equal Society? New Labour, Poverty, Inequality and Exclusion*, Bristol: The Policy Press.

本田由紀、2005『若者と仕事 - 「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会。

飯田浩之、1992「新制高等学校の理念と実際」 門脇厚司・飯田浩之編『高等学校の社会史 新制高校の〈予期せぬ帰結〉』東信堂 3-70。

荻谷剛彦・粒来香・長須正明・稲田雅也、1997「進路未決定の構造 - 高卒進路未決定者の析出メカニズムに関する実証的研究」『東京大学大学院教育学研究科紀要』37: 45-76.

木下春雄、1973『高校教育改革の基本問題』民衆社。

Levitas, Ruth., 2005, *The Inclusive Society? Social Exclusion and New Labour: 2nd edition*, New York: Macmillan.

Long, Scott J. and Jeremy Freese, 2001, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, College Station in Texas: Stata Press.

Lucas, Samuel R. 2001, "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects," *American Journal of Sociology* 106(6): 1642-90.

耳塚寛明、2005「高卒無業者層の漸増」矢島正見・耳塚寛明編『変わる若者と職業世界 - トランジションの社会学 第二版』学文社、93-108.

Park, Hyunjoon., 2003, "Educational Expansion and Inequality of Opportunity for Higher Education in South Korea," paper presented at the meeting of ISA RC28 in New York. (<http://education.nyu.edu/humsocsci/rc28/>)

Pierson, John., 2002, *Tackling Social Exclusion*, London: Routledge.

Powers, Daniel A. and Yu Xie, 2000, *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, San Diego: Academic Press.

Raftery, Adrian E. and Michael Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion,

Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75" *Sociology of Education* 66(1): 41-62.

Rosenbaum, James E. and Takehiko Kariya, 1989, "From High School to Work: Market and Institutional Mechanisms in Japan," *American Journal of Sociology* 94(6): 1334-1365.

Rosenbaum, James E., 2001, *Beyond College for All: Career Paths for the Forgotten Half*, New York: Rusell Sage Foundation.

佐々木享、1992「高校の学科多様化の新たな様相」『季刊 高校のひろば』3: 52-59.

Schmidtz, David, and Robert E. Goodin, 1998, *Social Welfare and Individual Responsibility: For and Against*, Cambridge, Cambridge University Press.

須川清、1973「高校多様化路線の破綻」『現代教育科学』16(9): 86-90.

Torche, Florencia., 2005, "Privatization Reform and Inequality of Educational Opportunity: The Case of Chile," *Sociology of Education* 78(4): 316-347.

粒来香、1997「高卒無業者層の研究」『教育社会学研究』61: 185-209.

中等後教育進学に対する所得の効果

朴澤泰男

(日本学術振興会特別研究員)

本章では、高校生の大学・短大・専門学校への進学に対する出身家庭の所得の効果进行分析した。高校生調査・第1次追跡調査・保護者調査のデータを男女別に分析した結果、以下の点が明らかになった。第一に、大学（また、短大を含めた高等教育）進学／非進学の二項選択については、男子の場合、出身県や出身学科、高校時代の成績を考慮すると、所得が有意な効果を持たない。専門学校をも含めた中等後教育への進学についてのみ正の効果を持つ。第二に、女子の場合は所得が高いほど、大学または高等教育に進学する見込みが高い。第三に、中等後教育への進学者のみに限り、学校種の選択に対する所得の効果を分析すると、男子の場合、大学／短大・専門学校の二項選択には有意な効果がないのに対し、女子の場合は正の効果が見られる。また、女子の大学／短大／専門学校間の多項選択については、専門学校に対する大学進学に所得が正の関連を持つことが明らかとなる。

1. はじめに

本章では、高等教育および中等後教育⁽¹⁾への進学に対する出身家庭の所得 (family income を指す。以下、「所得」) の効果という古典的な問題を取り上げる。高等教育への進学と所得との関連は、これまでも繰り返し明らかにされてきたところであり、およそ真新しい問題設定とは言えない。しかし、だからと言って分析の意義が失われるわけではない。利用可能な最新のデータを用い、現代的な文脈に位置づけた上で、所得の及ぼす効果をモニタリングし続けることが重要である。では、その現代的な文脈とは何か。

伝統的な進学適齢層である18歳人口が、1990年代初頭を境に減少を続けていることはあらためて指摘するまでもない。大学進学率が高まると同時に、合格率ないし進学実現率（進学率／志願率）も上昇を続けている。高等教育への進学が、シンプルに学力と費用負担能力によって決まるとするならば、学力による選抜が弱まった分、進学はより家計の負担能力（基本的には所得）に左右されるようになる（矢野1996）。これは、日本社会における格差や不平等に対する一般的な関心が高まる前から指摘されていたことである。

いっぽう、進学希望の実現度も、進学に対する所得の効果も一般的には高まっているはずだとは言え、それはすべての生徒に同様の影響をもたらすわけではない。近藤(2005)は、前稿(近藤2001)で用いたものと同様の方法を用い、文部(科学)省「学生生活調査」の結果から、所得階層別の私立大学在学率を男女別に推計している。それによると、所得階層による在学率の格差は男子よりも女子で大きく、(長期的に縮小傾向とは言え)2002年現在でも四半世紀前の男子とほぼ同じ水準にあるという。したがって、家計負担能力の重要性が増すことは、男子よりも女子に不利に働くはずである。

女子についてもう一つ指摘しなければならないことは、進学先の選択に変化が起きていることである。かつて女子の最も有力な進学先だった短大への進学率は1990年代に減少し、四大進学率、次いで専門学校進学率と逆転した。短大を選ばなくなった女子の四大進学が増えるの

は、教育投資効果の観点からは合理的な行動と言える⁽²⁾。では、短大以外の進学先のもう一方、専門学校への進学率も同時に上昇しているのはなぜか。単純なようだが、4年間の就学費用を負担するのは困難でも、それより短い期間なら可能という層が存在するはずである。したがって、所得が進学に及ぼす効果は、進学先の学校種によっても異なる可能性がある。

以上のように、進学に対する所得の効果はそれ自体が重要な問題であるのみならず、現代的な観点からは、性別や学校種によってどのように異なるのかが問われなければならない。しかし、こうした課題に答えるには伝統的な集計データではなく、基本的にはマイクロデータの分析が必要となる。幸い今回利用できる若年パネル調査は、そうした要請に応える貴重なデータであり、その重要性を示すことが本章のもう一つの目的となる。

2. 先行研究の検討と本章の仮説

2.1 日本の大学進学行動——マイクロデータによる研究

日本の高校生の進学行動をマイクロデータによって分析した研究は、これまでも複数なされている。早い時期のものとして、Bowman (1981) や江原 (1984) によるものがあるが、そこでは所得は中心的な変数ではない。その意味で、本章の直接的な先行研究と言えるのは金子・吉本 (1986)、中村 (1993)、近藤 (2005) らによる研究である⁽³⁾。

金子・吉本 (1986) は、1980年の秋に全国10地点46校に在学する高校3年生を対象として実施された第1回「高校生将来調査」(日本青少年研究所)、および第2回調査(2年後の追跡調査)のデータを用い、高等教育機会の選択に対する家庭所得の効果を男女別に分析した。進学や学校種、大学の設置者の選択を被説明変数とし、出身家庭の所得(対数)、出身高校のランク(学科、普通科進学希望率に基づく)、父親の職業、父親の学歴を説明変数とする二項ロジット・モデルによるものである。本章の関心にとって重要なのは、以下の結果である。第一に、所得(一次項)のみを用いた分析では、男女とも所得は進学に対して(大学、短大以上、専修学校以上のいずれの場合も)有意な正の効果を持つ。しかしながら、第二に、それ以外の変数を同時に考慮すると、男子の場合、所得の効果は有意ではなくなるのに対し、女子の場合はなお有意である。第三に、所得のみの分析、他の変数をも加えた分析のいずれの場合も、所得の効果は男子よりも女子の方が大きい。第四に、大学、短大、または専修学校進学者のみに限り、学校種の選択を分析すると、(大学・短大を基準とした場合の)専修学校の選択に対しては、男女とも所得は負の効果を持っている。

中村 (1993) は、前稿(中村 1990)と同様、1982年と1987年の「就業構造基本調査」を特別集計したデータ(個票)を用い、進学に対する家計属性の影響を男女別に分析している⁽⁴⁾。四年制大学、短大(高等専門学校を含む)、就職の3つの選択肢を被説明変数とし、父母の所得(対数)、父母の学歴、父親の職業、父親の年齢、長男・長女ダミー、京阪神ダミーを説明変数とする多項ロジット・モデルが適用された。主な結果は次の通り。第一に、男女とも、父親の所得は(就職を基準とした)四大進学、短大進学に正の効果を持つ(ただし1982年の男子・短大は有意ではない)。第二に、1982年、1987年とも、四大進学に対する所得の効果は男子よりも女子の方が大きい。第三に、男女とも進学に対する所得の効果は短大よりも四大の方が大きい。いずれも、その他の変数を同時に考慮した分析の結果である。

近藤 (2005) は、1975年(男子のみ)、1985年、1995年のSSM調査と、2000年および2001年を合併したJGSS(日本版総合社会調査)の計4つのデータセットを用い、進学に対す

る親の所得の効果を男女別・世代別に分析している。それぞれのデータについて若年サンプル（20-25歳）を対象に、四年制大学（また、四大または短大）に通ったか否か（在学中や卒業を含む）を被説明変数とし、所得（対数）のみを説明変数とする線型確率モデルが実施された。その結果、以下の点が明らかにされた⁽⁵⁾。第一に、いずれの時点においても、親の所得は四大および四大・短大進学に有意な正の効果を持つ。第二に、1985年と2000-01年のデータでは、四大進学に対する所得の効果は男子の方が女子よりも大きいのに対し、1995年のデータでは、逆に男子よりも女子の方が大きい。四大・短大進学に対する効果は、1985年では男子の方が、1995年および2000-01年のデータでは女子の方が大きくなっている。第三に、いずれの時点においても女子の進学に対する所得の効果は、四大よりも高等教育（四大・短大）の方が大きい。

2.2 仮説

以上の3つの研究は、サンプルや分析手法（二項ロジット、多項ロジット、線型確率モデル）、同時に考慮した変数が異なることもあり、必ずしも一貫した結果を示しているとは言いがたい。しかし、これらを総合すれば、以下の3つの仮説を導くことができるのではないかと考えられる。

仮説1 進学に対する所得の効果は、男子よりも女子の方が大きい⁽⁶⁾。

仮説2 進学に対する所得の効果は、四年制大学進学よりも大学・短大進学の方が大きい。

仮説3 学校種の選択に対する所得の効果は、短大や専門学校よりも四年制大学の選択に対するものの方が大きい。

3. データと方法

本章で使用するデータと分析方法について説明したい。以下で用いるのは、高校生調査、第1次追跡調査、保護者調査の全てに回答のあったサンプルである（サンプルサイズは433）。本章では、大きく次の二つの分析を行う。第一に、欠損値を除く全サンプルを対象とした、進学／非進学の選択行動に関する二項ロジット・モデルである。進学なら1、非進学なら0をとる二値変数を被説明変数とし、四年制大学進学、高等教育（大学・短大）進学、中等後教育（大学・短大・専門学校）進学のそれぞれについて分析する。第二に、サンプルを四大、短大、または専門学校進学者のみに限り、学校種の選択行動を分析する。四年制大学／短大・専門学校の選択行動に関する二項ロジット（四大・短大／専門学校の選択も扱う）、および女子についてのみ、四大／短大／専門学校の3つの選択肢からなる多項ロジット・モデルの推定を行う。

被説明変数を設定する際、浪人をどう扱うかについては若干の注意が必要である。後にみるように、今回のサンプルでは浪人が男子の13%、女子の4%を占めている。浪人が進学か非進学かと言えば、高校卒業直後の状況としては「非進学」に分類できるが、1、2年後に進学している可能性は小さくないはずである（また、回答者の属性も四年制大学進学者に近い）。そこで、浪人生については次のように扱う。進学／非進学の分析においては、高校3年冬時点の希望進路（大学、短大、専門学校、その他）が実現したものとして分類し直した。サンプルを進学者のみに限った学校種選択の分析においては、浪人生は除外した。

分析に用いる説明変数は、所得、出身県、出身高校の学科、高校時代の成績である。最も関心のある変数が所得であることはすでに述べた。それ以外の変数は先行研究を参考に選定したが、サンプルサイズが小さいことを考慮し、主要なもののみにとどめている。

所得は、2003年度の家族全体の税込み年収（賞与込み）である。調査票では「100～200万円未満」といった幅をとって尋ねているため、一律に各カテゴリの中央値を割り振ることにし、連続変数として用いる。ただし、「100万円未満」は50万円、「2,000万円以上」は2,000万円として扱っている。さらに、自然対数をとったものが実際の分析では使用される。

出身県は、「神奈川」を基準とし、「秋田」「宮城」「石川」の3つのダミー変数として使用する。大学の収容力（18歳人口に対する入学者数）は、都道府県によって異なることはよく知られているし（猪俣 2002）、短大や専門学校の収容力もやはり県ごとの違いは大きい。親元を離れて他県の学校に進学することは、就学のための費用（特に生活費）が増えることから、出身県内にどれだけの進学機会が存在するか、という事実そのものが進学に影響する可能性がある（島 1996）。ここでは出身県の効果を分析するのではなく、統制変数として用いたい。

学科は、専門学科・総合学科を1、普通科を0とするダミー変数である。進学のチャンスが高校の学科タイプによって異なることは、これまでの研究でも繰り返し明らかにされてきたところであり（日本青少年研究所 1984、樋田ほか 2000、尾嶋 2001 など）、また、現在でも学科間の大学進学率の違いは小さくない⁽⁷⁾。ただし、普通科と言っても進学の可能性やプロセスは様々であり（荻谷・濱中・大島・林・千葉 2003、佐藤（粒来） 2004 など）、専門学科からの進学率が近年高まっていることから、本来は大学進学率など、県内における各高校のランキングを示す変数を用いるべきかも知れない。しかし、本章の全てのサンプルをカバーできるだけの体系的な指標は、現時点では得られていないと判断し、使用しなかった。

成績は、高校時代の成績（5段階自己評価）を連続変数として用いる。「下のほう」、中の下、「真ん中ぐらい」、中の上、「上のほう」のそれぞれに、1から5までの値を割り当てた。

以上の説明変数の中では、出身県と学科の扱いに注意が必要である。高校生調査のデータはもともと、層化のうえ高校をサンプリングし、さらに高校を通して個々の生徒に調査を依頼したものである。したがって、個々の回答者は高校ごとにクラスター化されている。クラスター化されたデータを扱う際、あるクラスター（高校）内の、全ケース（生徒）が同一の値をとる変数（学科）の効果を分析しようとする、観測値の独立性の仮定が満たされず、一般に標準誤差が過小となり、変数の効果を誤って検出する可能性が高まる（第一種の誤り）という問題が指摘されている。こうした問題に対処するために、本章では、クラスター（ここでは出身高校）・レベルの残差に基づく頑健標準誤差（robust standard errors）を用いてパラメータの推定を行った（Kirkwood & Sterne, 2003; Skrondal & Rabe-Hesketh, 2004）。

4. 高校卒業直後の進路と回答者の属性

進学行動の分析に入る前に、まずサンプルの概要をみておきたい。表1に示したのは、高校卒業直後の進路を男女別に整理したものである⁽⁸⁾。

まず四年制大学進学者は、男子は55%、女子は40%となっている。短期大学は男子で1%、女子で14%であり、大学・短大の合計で男子と女子の進学率はほぼ同じくらいとなる。専門・専修学校（職業訓練校を含む。以下同じ）への進学は男子で16%、女子で29%であり、いずれも短大進学者より多い。就職は男女とも11%、パート・アルバイトは数%、無職・その他は1%程度である。進学を目指した浪人は、男子で13%、女子で4%となっている。

表1には、高校3年冬（1月）時点での希望進路についても掲げてある。これを見ると、実際の決定進路に比べて四大進学希望者が多かったことがわかる（男子68%、女子45%）。決定

進路の四大と浪人を合計すると、男子 68%、女子 44%となるから、高3冬の四大進学希望が実現しなかった生徒がほぼ浪人という計算になる（実際、後に見るように浪人のほとんどが四大進学希望者である）。それ以外の進路については、高3冬の希望と高卒直後の状況との間にそれほど大きな違いは見られない。高校生調査の実施された高3の1月時点ともなると、多くの生徒にとって卒業後の進路はほぼ決まっていることが確認できよう。なお高校生調査の全サンプル（男子 3,683 人、女子 3,861 人）の回答分布と比べると、男女とも追跡調査では四大進学希望者が多く、就職希望者が少なくなっていることには注意が必要である。

表 1 高校卒業直後の進路（男女別）

	男子		女子	
	度数	%	度数	%
高校卒業直後の進路				
四年制大学	103	54.8	96	39.5
短期大学	2	1.1	33	13.6
専門学校・職業訓練校	30	16.0	70	28.8
就職	20	10.6	26	10.7
パート・アルバイト	6	3.2	6	2.5
浪人	25	13.3	10	4.1
無職・その他	2	1.1	2	.8
NA	0	.0	2	.8
高3冬(1月)の希望進路				
四年制大学	127	67.6	110	44.9
短期大学	3	1.6	31	12.7
専門学校・各種学校	30	16.0	60	24.5
就職(家業手伝い含む)	20	10.6	30	12.2
フリーター	4	2.1	0	.0
その他	4	2.1	14	5.7
NA	0	.0	0	.0
<i>N</i>	188	100.0	245	100.0

高校生調査、第1次追跡調査、保護者調査の全てにおいて回答の得られたサンプル(433人)。

以上を、表2に掲げた学校基本調査の2004年3月高等学校卒業者のデータ（秋田・宮城・石川・神奈川の4県のみ）の数値）と比べてみよう⁽⁹⁾。

表 2 2004年3月に高等学校を卒業した生徒の進路（学校基本調査）

	男子	女子
卒業後の状況		
大学(学部)	43.1	32.5
短期大学(本科)	1.5	13.6
専修学校	24.6	26.4
就職	16.7	12.9
一時的な仕事	1.9	2.9
入学志願者		
大学(学部)	57.5	39.7
短期大学(本科)	1.7	14.4
浪人(翌年度入学志願者)		
大学(学部)・短期大学(本科)	12.8	5.4

『学校基本調査報告書(初等中等教育機関 専修学校・各種学校)』
2004年度版、2005年度版より作成。秋田・宮城・石川・神奈川のみ。

卒業後の状況を見ると、本章のサンプルの方が男女とも四年制大学進学者が多く、就職者が少ないことがわかる。また、学校基本調査から算出した入学志願者の割合と、調査サンプルの高3冬時点の希望進路を比較すると、やはり本章のサンプルの方が、四年制大学進学希望者の割合が大きい(特に男子)。しかし短期大学についてはそれほど大きな違いではない。学校基本調査から推計した浪人率⁽¹⁰⁾と、調査サンプルの浪人割合との違いもあまり大きくはない。

次に、回答者の属性を男女別にみてみよう(表3)。無回答を欠損値として扱い、カイ二乗検定を行うと、出身県についてのみ男女の間に有意な違いがある($p < .001$)。

表3 回答者の属性(男女別)

	男子		女子	
	度数	%	度数	%
所得				
400万円未満	34	18.1	39	15.9
400-600万円	34	18.1	43	17.6
600-800万円	37	19.7	42	17.1
800-1,000万円	27	14.4	46	18.8
1,000万円以上	44	23.4	47	19.2
NA	12	6.4	28	11.4
出身県				
秋田	42	22.3	37	15.1
宮城	26	13.8	92	37.6
石川	73	38.8	89	36.3
神奈川	47	25.0	27	11.0
学科				
普通科	146	77.7	196	80.0
専門学科・総合学科	42	22.3	49	20.0
高校の成績				
上のほう	36	19.1	37	15.1
中の上	52	27.7	63	25.7
真ん中ぐらい	55	29.3	85	34.7
中の下	23	12.2	33	13.5
下のほう	21	11.2	25	10.2
NA	1	0.5	2	0.8
<i>N</i>	433	100.0	433	100.0

高校生調査、第1次追跡調査、保護者調査の全てにおいて回答の得られたサンプル(433人)。普通科には理数科を含む。

所得については、男女とも比較的幅広い所得階層に分布しているが、1,000万円以上が最も多い結果となっている。なお、無回答(保護者調査)は男子で6%、女子で11%である。出身県は、男子は石川、女子は宮城と石川の回答者が多い。高校生調査の全サンプルと比べると、男子は秋田と宮城の割合が高校生調査よりも小さく、石川と神奈川の割合が多い。女子の場合、秋田の割合が小さく宮城の割合が大きい以外は、あまり大きな違いはない。高校の学科は、男女とも約8割が普通科(理数科を含む。以下同じ)である。高校生調査の全サンプルと比べると、男女とも普通科出身者がより多く代表されている。高校時代の成績は、男女とも、比較的上位層の多い分布となっている。これは、高校生調査の全サンプルよりも、「上のほう」や中の上と回答した人が多く代表され、「下のほう」や中の下と回答した人が少なくなっているためである(ただし、もともとの高校生調査の回答分布もやや上位層に偏っている)。

以上のように、本章で用いるサンプルには、高校生調査の全サンプルと比較すると若干の偏りがあることには注意が必要である⁽¹¹⁾。とくに高3冬時点の希望進路、出身県、高校の成績の違いが大きい。また、そもそも男女比も異なっている。しかし、以下ではとくにウェイトを加えるなどの処理は行っていない。本章の分析には、そうした限界があることをあらかじめお断りしておきたい。

次に回答者の属性を、高校卒業直後の進路別に示したものが表4である。ここでは進路別の集計を示すにとどまり、特に検定は行っていないが、まず所得については、四年制大学や短期大学、浪人で比較的高所得層に偏っていることが目を引く。それに対し、就職とパート・アルバイト、無職・その他は低い方に偏っている。なお専門学校では幅広く分布している。出身県については、特に明確な傾向を指摘することは難しい。学科については、四大進学者で普通科出身者が最も多く、就職者で最も少ない。高校の成績は、四大進学者と浪人で上位層への偏りがみられる。短大進学者の場合、「真ん中ぐらい」が最も多い。また、専門学校進学と就職・パートを比べると、就職者の方が平均して高い成績であることがわかる。

表4 回答者の属性（高校卒業直後の進路別）

	四年制大学		短期大学		専門学校		就職・パート		浪人		無職・その他	
	度数	%	度数	%	度数	%	度数	%	度数	%	度数	%
所得												
400万円未満	22	11.1	4	11.4	20	20.0	20	34.5	6	17.1	1	25.0
400-600万円	27	13.6	6	17.1	18	18.0	19	32.8	5	14.3	1	25.0
600-800万円	35	17.6	7	20.0	24	24.0	7	12.1	4	11.4	2	50.0
800-1,000万円	37	18.6	10	28.6	16	16.0	3	5.2	7	20.0	0	.0
1,000万円以上	54	27.1	6	17.1	16	16.0	4	6.9	11	31.4	0	.0
NA	24	12.1	2	5.7	6	6.0	5	8.6	2	5.7	0	.0
出身県												
秋田	30	15.1	3	8.6	19	19.0	23	39.7	3	8.6	1	25.0
宮城	46	23.1	6	17.1	38	38.0	15	25.9	9	25.7	3	75.0
石川	78	39.2	23	65.7	34	34.0	17	29.3	10	28.6	0	.0
神奈川	45	22.6	3	8.6	9	9.0	3	5.2	13	37.1	0	.0
学科												
普通科	178	89.4	25	71.4	77	77.0	23	39.7	35	100.0	2	50.0
専門学科・総合学科	21	10.6	10	28.6	23	23.0	35	60.3	0	.0	2	50.0
高校の成績												
上のほう	43	21.6	7	20.0	7	7.0	9	15.5	7	20.0	0	.0
中の上	54	27.1	6	17.1	25	25.0	18	31.0	11	31.4	1	25.0
真ん中ぐらい	70	35.2	15	42.9	33	33.0	10	17.2	11	31.4	0	.0
中の下	22	11.1	3	8.6	19	19.0	9	15.5	2	5.7	1	25.0
下のほう	10	5.0	3	8.6	15	15.0	11	19.0	4	11.4	2	50.0
NA	0	.0	1	2.9	1	1.0	1	1.7	0	.0	0	.0
高3冬(1月)の希望進路												
四年制大学	194	97.5	4	11.4	6	6.0	1	1.7	30	85.7	2	50.0
短期大学	0	.0	28	80.0	3	3.0	1	1.7	1	2.9	1	25.0
専門学校・各種学校	0	.0	0	.0	86	86.0	2	3.4	2	5.7	0	.0
就職(家業手伝い含む)	0	.0	0	.0	1	1.0	48	82.8	0	.0	0	.0
フリーター	0	.0	0	.0	0	.0	4	6.9	0	.0	0	.0
その他	5	2.5	3	8.6	4	4.0	2	3.4	2	5.7	1	25.0
NA	0	.0	0	.0	0	.0	0	.0	0	.0	0	.0
N	199	100.0	35	100.0	100	100.0	58	100.0	35	100.0	4	100.0

高校生調査、第1次追跡調査、保護者調査の全てにおいて回答の得られたサンプルのうち、高校卒業直後の進路不明者を除く(431人)。専門学校には職業訓練校を含む。普通科には理数科を含む。

表4には、高校3年冬時点の進路希望についても掲げておいた。これを見ると、ほとんどの場合で高3冬の希望進路と高卒直後の決定進路とが一致していることがわかる。ただし、短大進学者の1割は四大希望、専門学校進学者の1割程度が四大・短大希望、就職希望者の7%程度が進学希望であった。また、浪人のほとんどは四大への進学を希望していたようである。なお無職・その他の大半も進学希望者であった。

5. 進学に対する所得の効果——分析

5.1 進学／非進学の選択

それでは以下、多変量解析を用いて進学行動に対する所得の効果を男女別に分析していく。進学／非進学の選択行動に関する5つの二項ロジット・モデルの結果を表5に示した。

表5 進学選択の二項ロジット（男女別）

	男子			女子	
	大学 (それ以外)	高等教育 (それ以外)	中等後教育 (それ以外)	大学 (それ以外)	高等教育 (それ以外)
ln所得	.346	.444	.735 *	.902 **	.932 **
出身県(神奈川県)					
秋田	-2.287 ***	-2.641 ***	-2.168 +	-.376	-.485
宮城	-2.446 ***	-2.582 ***	-1.846	-.567	-.403
石川	-1.564 *	-1.800 **	-1.427	-.631	.283
学科(普通科)					
専門学科・総合学科	-1.742 **	-1.894 **	-1.633 **	-2.049 ***	-1.076 *
高校の成績	.756 ***	.805 ***	.486 *	.411 *	.312 +
定数	-1.948	-2.348	-2.288	-6.718 **	-6.470 **
-2 Log Pseudo-Likelihood	168.3	159.3	114.1	247.1	255.2
Wald χ^2 (df)	44.2 (6)	44.7 (6)	28.7 (6)	33.3 (6)	28.3 (6)
有意確率	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001
McFadden's R^2	.256	.284	.225	.150	.132
サンプルの大きさ	175	175	175	214	214

+ $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$.

欠損値を除いた全てのサンプル。変数名の後の括弧内は基準カテゴリを示す。

これらは、欠損値を除く全サンプルについて男女別に分析したものである。男子については大学、高等教育、中等後教育のそれぞれへの進学に関する分析、女子については大学、高等教育に関する分析の結果を掲げた⁽¹²⁾。サンプルサイズはいずれも男子が175、女子が214である。表5上部の「大学」「高等教育」「中等後教育」は、それぞれの分析の被説明変数を示しており、例えば「大学」なら大学進学を1、それ以外の進路を0とする二値変数を用いた分析結果である。Wald 検定から、表5に掲げた全ての分析について、モデル全体で有意な結果が得られていることがわかる ($p < .001$)。ただし、擬似決定係数 (McFadden's R^2) は男女とも必ずしも高くない。特に女子は、男のきょうだいの有無や、母親が働いているか否かなど、ここでは考慮しなかった変数についても今後検討していく必要がある。

これらの分析結果から明らかなのは、出身県や出身学科、高校時代の成績を同時に考慮すると、所得は男子の大学・高等教育進学に対して有意な効果を持たないのに対し、女子のそれに対しては有意な正の影響を示すことである ($p < .01$)。つまり、女子の場合は出身家庭の所得が高いほど、大学進学および大学・短大進学の見込みが高いという予想通りの結果が得られる。所得弾力性を推計すると、大学は男子が.099であるのに対し女子は.558、高等教育は男子の.113に対して女子は.414となっている⁽¹³⁾。なお男子については、専門学校をも含めた中等後教育への進学についてのみ所得が正の効果を持つ⁽¹⁴⁾ ($p < .05$)。

なぜ男子の場合、大学や高等教育への進学に対する所得の効果が有意ではないのだろうか。

他の変数の組み合わせを用いた分析結果から、若干の検討をしておきたい（表は省略）。まず所得のみを回帰式に投入したモデルでは、大学 ($p < .10$)、高等教育 ($p < .05$) とも有意な正の効果が認められる。ただし前者は 10%水準と、この時点で既に明確な関連を強く主張することは難しい。所得に出身県（秋田、宮城、石川の 3 つのダミー変数）のみを加えたモデルでは、大学、高等教育のいずれも所得の効果は有意ではなくなる。所得に学科のみを加えたモデルでも同様である。これら所得に出身県のみ、または学科のみを加えたモデルでは、いずれも所得の係数の大きさが、所得だけのモデルより小さくなることから、所得は進学に全く関係がないわけではなく、出身県や学科を経由した効果を持つことがわかる⁽¹⁵⁾。

さて、男子よりも女子の方が、大学および高等教育進学に対する所得係数（および弾力性）が大きくなっている。これは有意な違いと言えるのだろうか。それを確かめるために、男女をあわせたサンプルについて、ここで用いた説明変数に男子ダミーを加えた分析を行った（表は省略）。大学、高等教育のどちらを被説明変数にとっても、所得や男子ダミーは有意な正の効果をもつ。しかし、さらに交互作用項（所得×男子ダミー）を追加したモデルは、モデル全体の当てはまりを有意に改善することがなく、また、交互作用項そのものの効果も有意ではなかった。したがって、所得の効果には男女の間で統計的に有意な差があるとは言えない。

所得についても一つ指摘すべきは、その効果の大きさが、進学先としてどこまでの学校を含むかによって異なっていることである。男子の進学に対する効果は、大学<高等教育<中等後教育の順に大きくなっている（ただし、大学・高等教育進学に対する効果は有意ではない）。女子の場合も、大学よりも高等教育進学に対する係数の方が大きい。これは、大学、高等教育、中等後教育と進学先の学校種の範囲を広く取るにしたがって、学力面での選抜がより緩やかになり、それだけ進学費用の負担能力（基本的には所得）に規定される度合いが高いことを示唆するのではないか。実際、高校の成績の効果は 10%水準まで認めれば全てのモデルで有意だが、男子の場合は大学や高等教育よりも中等後教育進学の方が、女子の場合は大学よりも高等教育進学の方が係数の大きさが小さい。

所得以外の変数については、おおよそ予想通りの結果を示している。専門学科または総合学科出身であることは、いずれのモデルでも有意なマイナスの効果を持っている。つまり、普通科出身の方が進学しやすい。また、高校の成績も、全てのモデルにおいて有意な正の効果を示すことは既に述べた（ただし、女子・高等教育では 10%水準で有意）。出身県については、男子の大学や高等教育で全てのダミー変数が有意となっている（女子は有意ではない）。すなわち、神奈川県出身者よりも、秋田県や宮城県、石川県出身の方が大学（また大学・短大）に進学する見込みは低いことを示している⁽¹⁶⁾。

5.2 学校種の選択

次に、学校種の選択行動に関する分析である。欠損値を除く全サンプルのうち、中等後教育進学者に限り、男女別に分析した結果が表 6 である。男女とも、大学と短大・専門学校の選択、および大学・短大と専門学校の選択を二項ロジット・モデルで分析している。女子については、大学、短大、専門学校の 3 つの学校種からの選択についても多項ロジット・モデル（基準カテゴリは専門学校）を用いて分析した⁽¹⁷⁾。サンプルサイズはいずれも男子が 126、女子が 174 である。モデル全体の有意性を検定すると、女子の大学・短大/専門学校の二項選択以外は 1%水準で有意である。擬似決定係数は、やはり女子はどのモデルでも値が小さい。

表6 学校種選択の二項ロジット・多項ロジット（男女別・進学者のみ）

	男子進学者(二項)		女子進学者(二項)		女子進学者(多項)	
	大学 (短大・専門)	大学・短大 (専門学校)	大学 (短大・専門)	大学・短大 (専門学校)	大学 (専門学校)	短大 (専門学校)
ln所得	-.045	-.036	.686 *	.679 *	.777 *	.344
出身県(神奈川県)						
秋田	-2.456 **	-3.291 **	.239	.174	.267	.385
宮城	-2.629 **	-3.429 ***	-.330	-.139	-.237	.582
石川	-1.820 *	-2.473 *	-.591	.469	.004	2.210 **
学科(普通科)						
専門学科・総合学科	-1.327 *	-1.468 *	-1.610 **	-.289	-1.145 +	1.379 *
高校の成績	.790 ***	.867 ***	.415 +	.301 +	.405 +	-.030
定数	1.011	1.554	-5.439 *	-4.934 *	-5.945 *	-4.510
-2 Log Pseudo-Likelihood	113.1	103.4	218.4	213.2	318.8	
Wald χ^2 (df)	24.2 (6)	25.0 (6)	19.8 (6)	9.2 (6)	64.4 (12)	
有意確率	<.001	<.001	<.01	.161	<.001	
McFadden's R^2	.208	.252	.091	.064	.108	
サンプルの大きさ	126	126	174	174	174	

+ $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$.

欠損値を除いた全てのサンプルのうち、大学・短大・専門学校進学者。変数名の後の括弧内は基準カテゴリを示す。

それでは所得の効果について検討していこう。二項ロジットの分析結果からまず言えるのは、学校種の選択についても、男子については所得が有意な効果を持たないことである。所得のみを投入したモデルでも有意でなかったことは、男子進学者にとって、大学と短大・専門学校（また、大学・短大と専門学校）の間の選択には、所得は関係がないということを示唆している。それに対し、女子について有意な正の効果がある ($p < .05$)。すなわち女子進学者の場合、出身家庭の所得が高いほど、短大や専門学校に対して大学に、また、専門学校に対して大学・短大に進学する見込みが高いと言える。

また、多項ロジットの結果は、女子進学者の中では所得が高いほど、(専門学校を基準として) 四年制大学への進学を選択しやすいことを示している ($p < .05$)。係数の符号を比較すると、四大進学に対する所得の効果は、短大進学に対するそれよりも大きいことがわかる。四年制大学は短大や専門学校よりも教育期間が長い分、進学に対する所得の効果が大きいと解釈できよう。なお専門学校を基準とした短大進学に対しては、所得の効果は有意ではない⁽¹⁸⁾。

男子の分析結果について若干検討しておきたい。所得の係数はマイナスとなっている。つまり、他の変数を同時に考慮した場合、所得が低いほど短大・専門学校に対して大学を（また、専門学校に対して大学・短大を）選択しやすいことになる（ただし有意な効果ではない）。また、所得のみを投入したモデルでは所得の係数は正だが（有意ではない）、所得に出身県のみを加えたモデルや、所得に学科のみを加えたモデルでは、所得の効果は（有意ではない）負となっている。したがって、所得の効果が負というのは安定した結果とは言いがたい。

所得以外の変数をみてみよう。出身県については、やはり男子では全てのダミー変数が有意となっている ($p < .05$)。係数の符号も、進学/非進学の分析結果と同様である。それに対し、女子は多項ロジットの石川のみが有意となっている ($p < .01$)。すなわち、女子進学者の中では、石川県出身者は神奈川県出身者よりも専門学校に対して短大に進学しやすいという結果である。

実際、表4では短大進学者にしめる石川県出身者の割合が高かった。これは今回のサンプル特有の要因によるのかも知れない。

次に学科である。二項ロジットの結果を見ると、男女とも専門学科または総合学科出身であることは、短大・専門学校に対して大学を選択することに（男子の場合、専門学校に対する大学・短大進学に対しても）マイナスに働く（ $p < .05$ ）。つまり普通科出身の方が大学を選択しやすい。これは、先の進学／非進学に関する分析結果とも整合的である。他方、女子の多項ロジットの結果は、女子進学者の中では普通科よりも専門学科・総合学科出身の方が、専門学校に対して四年制大学への進学を選択しにくく（ $p < .10$ ）、短大に進学しやすい（ $p < .05$ ）ことを示している⁽¹⁹⁾。確かに表4を見ると、短大進学者にしめる専門学科・総合学科出身者が比較的多いのが目を引く。これは興味深い結果だが、やはりサンプル特有の要因が介在していることは否定できないため、慎重な解釈が必要だと思われる。

最後に成績の効果だが、学科同様、ほぼ予想通りの結果が得られた。男女とも高校時代の成績がよいほど、短大・専門学校よりも大学を選択する（男子は専門学校に対して大学・短大進学も）。ただし、男子の成績の効果は0.1%水準で有意だが、女子については10%水準となっている。女子の多項ロジットの結果を見ると、成績は専門学校に対する四大選択には有意な正の効果をもつが（ $p < .10$ ）、短大選択には有意ではない⁽²⁰⁾（また、係数はマイナスである）。

6. まとめにかえて

本章では、高校生調査、第1次追跡調査、保護者調査の全てに回答のあったサンプルを用いて、大学・短大・専門学校進学に対する出身家庭の所得の効果を男女別に分析してきた。分析の結果は、次のようにまとめられよう。

第一に、大学（また、短大を含めた高等教育）進学／非進学の二項選択については、男子の場合、出身県や出身学科、高校時代の成績を考慮すると、所得が有意な効果を持たない。専門学校をも含めた中等後教育への進学についてのみ正の効果を持つ。第二に、女子の場合は所得が高いほど、大学または高等教育に進学する見込みが高い。第三に、サンプルを中等後教育への進学者のみに限り、学校種の選択に対する所得の効果を分析すると、男子の場合、大学／短大・専門学校の二項選択には有意な効果がないのに対し、女子の場合は正の効果が見られる。また、女子についてのみ、大学／短大／専門学校の3つの選択肢からなる多項選択を分析すると、専門学校に対する大学進学に所得が正の関連を持つことが明らかとなる。

ここで、2節で設定した仮説について検討を加えておきたい。まず仮説1だが、本章のサンプルの推計結果からは、進学に対する所得の効果は確かに男子よりも女子の方が大きかったが、統計的に有意な違いとは言えない。仮説2は、表5の分析結果から一定の支持が与えられよう。進学に対する所得の効果は、四年制大学よりも（短大をも含めた）高等教育進学で大きかった。仮説3は、女子についてのみ支持される。二項ロジットの結果から、所得の効果は短期の中等後教育機関（短大または専修学校）に対して四年制大学を選択する場合に大きく、多項ロジットの結果でも、四年制大学の選択に対する効果が大きかった。これらの結果は、本章で取り上げた先行研究の結果とも概ね整合的である。

以上の知見からあらためて気づかされるのは、現代高校生の進学と所得との関連が、1980年代初頭のそれに驚くほど似通っているということである。この20年の間に、何の変化もなかったわけではない。大学進学率の停滞していた1980年代には所得階層間の大学在学率の格

差は縮小したが、再び進学率の上昇する 90 年代以降、格差が再度拡大しつつあるという（近藤 2001）。高等教育の拡大は、逆説的だが、家庭背景の違いによる進学機会の不均等を縮小させるとは限らない（Ishida, 2003）。今後も進学に対する所得の効果を、さらに精密に検討していきたいと考えている。

【注】

（1）高等教育が大学セクターを中心とし、日本では大学、短期大学、高等専門学校を含むものと考えられているのに対し、中等後教育（postsecondary education）は、字義通りには中等教育以後のあらゆる教育機会を包括する概念とされる（喜多村 1999）。本章では、大学・短大を高等教育、それにさらに専門学校を加えたものを中等後教育と呼ぶことにする。

（2）仕事を中断せずに継続している女性の所得をもとに、四大と短大進学収益率を推計すると、1975 年から 2000 年まで、一貫して四大が短大を上回っているという。また、90 年以降、四大、短大とも収益率が増加に転じる（矢野 2004）。

（3）これらは、基本的に質的選択（discrete choice）モデルによる教育需要研究をベースにしている。質的選択モデルについては、Becker（1990）、Train（2003）、小塩・妹尾（2005）など参照。

（4）世帯を単位としたデータであることから、より正確には 19 歳の子のいる世帯を対象とし、その子が大学や短大に在学しているか否かと、家庭背景との関連を分析したものである。用いたサンプルは、東京、千葉、埼玉、神奈川、京都、大阪、兵庫の 7 都県に住む世帯のうち、年齢が 19 歳の子を少なくとも 1 人以上持つ、親 2 人子 2 人の勤労者世帯であり（専修学校在学者や浪人を含む「無業」の子は除く）、基本的には自宅通学者に関する分析となっている。

（5）親の所得は、TSIV（Two-Sample Instrumental Variables）法と呼ばれる手法で間接的に推計されたものが使用されている。これらの SSM 調査と JGSS をすべて合併したデータを用い、親世代のサンプル（45-59 歳）の所得関数を教育年数と職業（ダミー変数）によって推計し、得られたパラメータと、各調査の若年サンプル（20-25 歳）からの情報（親の教育と職業）とによって、若年サンプルの親の所得を予測した値である。20-25 歳層の進学実績を分析しているため、1985 年データは 1970 年代末から 80 年代前半、1995 年データは 1980 年代末から 90 年代前半、そして 2000-01 年データは 1990 年代中頃以降の進学状況をあらわす。

（6）この点は、金子・吉本（1986）と中村（1993）に共通している。しかし、彼らに共通した分析対象である 1980 年代前半に関しては、近藤（2005）の分析（1985 年 SSM 調査データによる）では逆の結果となっている。また、男女の効果の大きさは時期によっても異なる可能性がある。

（7）2004 年 3 月高等学校卒業者の四大進学率は、普通科で男子が 50.5%、女子が 39.0%、商業科は男子が 25.6%、女子が 7.4%、工業科は男子が 14.5%、女子が 9.2%となっている。総合学科は、前身が進学者の多い学校の場合があることを反映し（三戸 2001）、男子が 28.1%、女子が 14.3%と比較的高い。『学校基本調査（初等中等教育機関 専修学校・各種学校）』2004 年度版より算出。

（8）第 1 次追跡調査の回答者の中には、高校卒業（2004 年 3 月）直後の状況が、調査時点（2004 年 10 月）まで継続していない人がいる。会社の倒産など理由は様々だが、初職をやめて今は非正社員として働いている人、専門学校を退学して現在は無職（就職活動をしている人、いない人の両方を含め）、パート・アルバイトをやめた後は仕事についていない人、といったケースである。そうしたケースについては、会社や学校をやめた時期など卒業後約半年間の状況の変化に関する質問項目への回答から判断し、高校卒業直後の状況として分類し直した。使用した質問項目は以下。A 票の

問 1～問 15、問 20、問 22、問 36。B 票の問 1～問 8、問 11、問 20、問 25。

(9) 大学・短期大学の通信教育部、大学・短期大学(別科)、高等学校(専攻科)、盲・聾・養護学校高等部(専攻科)、および各種学校への進学者、「左記以外の者」、死亡・不詳の者を除いているため、「卒業後の状況」欄の合計は 100%にはならない。なお専修学校には、「専修学校(専門課程)」「専修学校(一般課程)等」「公共職業能力開発施設等」を含む。

(10) 佐藤(粒来)(2004)にしたがい、高校を卒業した翌年の大学・短大志願者を浪人とみなし、「志願者数÷(前年)卒業者数×100」を浪人率とした(253-254頁)。

(11) 第 1 次追跡調査にはどのような属性の人の回答が得られたのかについて詳しくは、本報告書所収の中澤論文(中澤渉「若年者の進路選択行動に関する第 1 次追跡調査への協力傾向」)参照。

(12) 女子の中等後教育については、安定した分析結果が得られなかった。

(13) 所得が 1%変化するとき、進学確率が何%変化するかを推計したもの。説明変数の値をそれぞれの平均値に固定した場合の数値である。

(14) 以上の点は、被説明変数を進学志願(高校 3 年冬時点の進学希望の有無)とし、同じ説明変数を用いて分析を行っても同様であった。

(15) 所得に成績のみを加えたモデルでは、大学については 10%水準で、高等教育については 5%水準で、所得の正の効果がみられる。ただし所得の係数は、いずれについても、所得だけのモデルよりも大きくなる。

(16) なお、学校基本調査より 2004 年 3 月に高等学校を卒業した生徒の大学進学率(および大学・短大進学率)を算出すると、男子は、秋田 32.3%(35.3%)、宮城 35.5%(36.8%)、石川 48.0%(51.5%)、神奈川 46.9%(48.0%)となる。女子は、秋田 24.3%(41.3%)、宮城 27.4%(35.1%)、石川 29.8%(48.9%)、神奈川 36.4%(50.6%)である。

(17) ハウスマン検定により、無関係な選択肢からの独立性(Independence of Irrelevant Alternatives: IIA)の仮定を満たしていることを確認した。なおここでの分析は、まず進学か非進学か、という選択があつて、その後に学校種を選ぶという二段階の選択を前提としている。それが現実の選択場面を適切にモデル化できているかどうかについては議論の余地があろう。大学、短大、専門学校、それ以外という 4 つの選択肢からなる分析も様々に行つたが、ハウスマン検定、または任意の二つの選択肢が区別できるか否かに関する Wald 検定のいずれかをパスしなかったため、本章のように、二段階の選択を仮定して進学者のみに限つた分析を行つた。

(18) 被説明変数の基準カテゴリを短大とする分析も行つたところ、所得は、短大に対して四年制大学を選択する確率とも有意に関連していなかった(表は省略)。

(19) 被説明変数の基準カテゴリを短大にすると、専門学科・総合学科ダミーは大学進学に有意な負の効果を持つ($p < .001$)。すなわち、専門学科または総合学科出身者は普通科出身者よりも、短大に対して四大に進学する見込みが低い(表は省略)。

(20) 被説明変数の基準カテゴリを短大とした分析では、成績は、短大に対して四大を選択する確率と正の関連を持つものの、有意ではない(表は省略)。

[参考文献]

Becker, William E., 1990, "The Demand for Higher Education," Stephen A. Hoenack and Eileen L. Collins eds. *The Economics of American Universities: Management, Operations, and Fiscal Environment*, State University of New York Press, 155-188.