

家計属性と進学行動に関する実証分析*

中 村 二 朗

1. 序

本論では、わが国の大学進学率の決定要因を実証的に分析することを試みる。特に、できるだけ整合的なデータを用いることにより家計属性が進学と就職における選択にどのように影響を与えているか検討する。

大学進学率については、従来、Schultz, Becker 以来の人的資本論の立場から大学教育の内部収益率と進学率の関係が実証的に分析される例が多い(例えば, Mattila(1982), Pissarides(1983)). わが国についても, Nakata-Mosk(1987), 荒井(1990), 小椋・若井(1991)などにおいて内部収益率仮説を含めて進学率に影響を及ぼす様々な要因について実証的な分析が行われているが, 内部収益率仮説については, どちらかと言うと否定的な見解が多い¹⁾。しかし, アメリカなどでは Manski-Wise(1983)の分析に見られるように個人に関する詳細なデータを下に実証研究が行われているのに対し, わが国ではデータの利用可能性などによる制約のため極めて集計度の高いデータを用いて分析が行われることが多い。したがって, 内部収益率仮説にしても他の説明要因にしても, 限定された条件の下で結果を解釈するしかない。

本論では, できるだけ Manski-Wise が行ったような整合的なデータを下に実証的な分析を行う。ただし, わが国の現状においてはまだ彼らが用いたような詳細なデータを利用することはできない。特に, 個々人の想定する期待所得や進学のための費用などの内部収益率に関する情報は利用することができない。この分析では家計属性が進学行動にどのような影響を与えているかについてのみ検討を行う。

2. 大学進学者の動向

推定に入る前に推定に用いる時期(82年, 87年)の進学者の動向を簡単に整理しておこう。

表2-1は, 82年, 87年について大学への入学志願者数と入学者数を整理したものである。ここでの入学志願者数は延べ受験者数であり実際の入学希望者数とは一致しない。かりに, 女子短大入学希望者が一時期に3校以上受験するとしたならば, 短大志願者は大学を選ばない限り, どこかの大学には入学できることになる。4年制大学についても名目競争率((3)欄)は5~9倍であり, 一人の受験者が平均5校程度受験しているとすれば, 実質競争率はそれほど高いものではなくなる(特に女子については, その傾向が強い)。

表2-2は, 志願者の現役比率を示したものであるが, この表から短大においては, 93%の受

表2-1 大学(昼間部)の入学志願者および入学者数

	4年生大学			短期大学		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
82年 女子	461760	94647	4.9	472500	159905	3.0
男子	2029956	290866	7.0	—	—	—
87年 女子	683374	121329	5.6	605325	193712	3.1
男子	2730926	316031	8.6	—	—	—

出所:『学校基本調査報告書』(文部省)。

注: (1)は志願者数, (2)は入学者数, (3)は志願者数÷入学者数を示す。

表2-2 大学志願者の現役比率

(単位: %)

	82年		87年	
	短大	大学	短大	大学
女子	92.7	73.4	92.9	72.4
男子	—	53.6	—	52.2

注:『学校基本調査報告書』(文部省)より作成。

験生が現役で志願していることが確認でき、表2-1の結果と考え併せれば、短大については、志願者、入学者共に現役の比率が高いことが分かる。4年制大学志願者では、女子の現役比率は73%程度と短大よりは低くなるものの男子4年制志願者と比べるとかなり高い数字を示している。

以上のことから、女子入学志願者については多少志望順位の低い大学でも浪人することなしに入学する傾向が強いことが示唆される。男子については入学志願者の5割前後が浪人であり、浪人してでもより志望順位の高い大学に入学しようとする傾向が強い²⁾。

また、男女では大学卒業後の進路もかなり異なる。4年制大学男子では卒業後における無業者(進学も就職もしない者)比率が7%前後であるのに対し、女子は4年制、短大共に卒業者の内13%以上が無業者となっている。

以上のように男子と女子では、入学時においても大学卒業後の経路においても、かなり大きな相違が見られる。この5年間(82~87年)で、女子は男子に比べて志願者、入学者(特に4年制大学)共に大きく増加させた。その結果、表2-3に示したように、男子では進学率を低下させているのに対し女子では逆に増加させることとなった。また、最近では、進学率の水準そのもの

も女子の方が高くなってきている。

このような男女での進学率に関する動向の相違を考慮して、以下では男女別に進路決定に及ぼす要因を検討する。

3. 進学・就職の選択モデル

この論文では、大学進学か就職かの決定を質的選択モデルを使って説明する。今、主体*i*は、*N*個の選択肢に直面しているとしよう。ここで、選択肢*j*を選択したときに得られる効用水準(U_{ij})を

$$U_{ij} = Z_{ij}\beta + S_i\gamma_j + e_{ij}$$

で表すことにする。 S_i は、主体*i*の特性を表す変数(特性変数)、 Z_{ij} は、主体*i*が選択肢*j*を選択することに依存する変数(条件変数)のベクトルである。 β 、 γ はパラメータのベクトルを示す。 e_{ij} は攪乱項である。

ここで、

$$U_{ij} > U_{ik} \quad k = 1, \dots, N \quad j \neq k$$

ならば、主体*i*は選択肢*j*を選択することによって最も高い効用水準を得ることができるため*j*を選択することになる。Manski-Wiseでは、以上の選択モデルを基本として大学進学に関する様々な意志決定行動を実証的に分析している。本論において取り扱うモデルも基本的にはManski-Wiseと同じである。

具体的に主体*i*の選択肢が進学と就職の2つというケースを考えよう。ここで、 y_i は、

$$y_i = 0 \quad (\text{就職を選択})$$

$$y_i = 1 \quad (\text{進学を選択})$$

である。主体*i*が進学を選択するならば、

$$\begin{aligned} P(y_i = 1) &= P(U_{i1} > u_{i0}) \\ &= P((Z_{i1} - Z_{i0})\beta + S_i(\gamma_1 - \gamma_0) \\ &\quad > e_{i0} - e_{i1}) \\ &= F((Z_{i1} - Z_{i0})\beta + S_i(\gamma_1 - \gamma_0)) \end{aligned} \quad (3-1)$$

となり、分布関数*F*がロジスティック関数で表される場合には(3-1)式はlogit modelとなる。ここで、選択が2回に渡ってなされるようなときには、nested logit modelで表すことができる³⁾。

進学か就職かの決定を考える際に、まだ問題

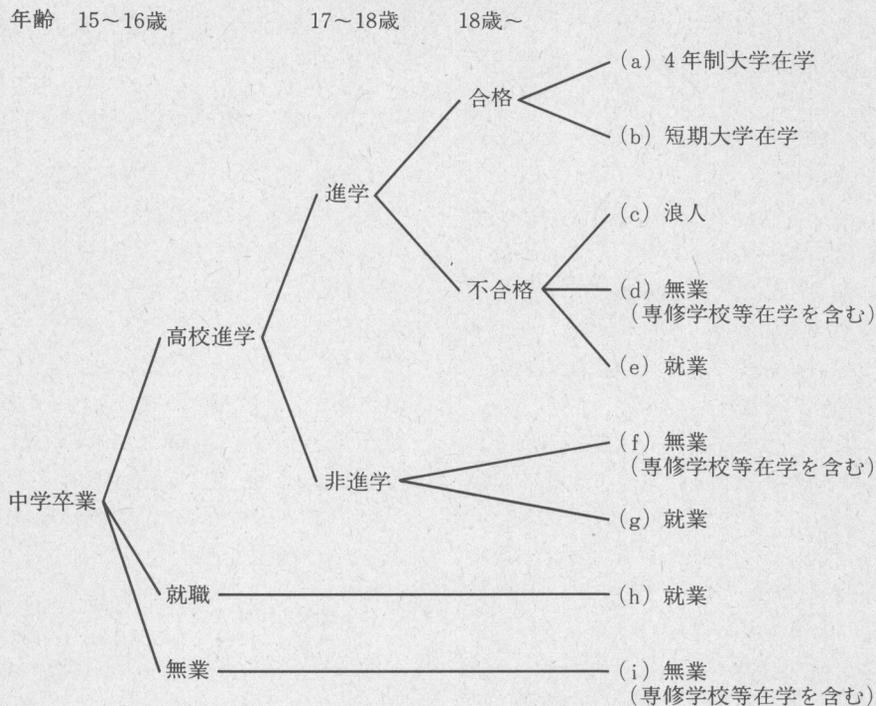
表2-3 大学進学率の推移
(単位：%)

年\	女子	男子	計
70	17.7	29.2	23.6
75	32.4	43.0	37.8
80	33.3	41.3	37.4
81	33.0	40.5	36.9
82	32.7	39.8	36.3
83	32.2	37.9	35.1
84	32.8	38.3	35.6
85	34.5	40.6	37.6
86	33.5	35.9	34.7
87	35.1	37.1	36.1
88	36.2	37.2	36.7
89	36.8	35.8	36.3

出所：『文部統計要覧』
(文部省)。

注：女子、男子、計い
ずれも短大進学を
含む。

図 3-1 中学卒業後の進路類型



が残る。わが国における大学進学もしくは就職までの一般的な経路は図3-1に示すようなものとなっている。図で示したように大学への進学は、耐久財などの購入と異なり、いくら希望しても入学試験に合格しなければ達成されない。大学へ進学することの期待効用が高卒で就職する場合のそれより大きかったとしても、必ずしも効用の大きい選択肢を選択できるとは限らない。したがって、例えそれを希望したとしても入学試験に合格しなければ事前の選択と事後的に選択できる選択肢が異なってしまう。

受験した大学とその合否および入学した大学についてのデータが存在すれば、Manski-Wiseが行ったように、(1)受験するかどうか、また、合格したならば(2)入学するかどうかの事前・事後の2つの意志決定を同時に説明するようなモデルを構築することが可能である。しかし、次章でも示すようにそのような調査は現在のところ利用することはできない。したがって、ここでは受験生は自分の大学受験に関する能力を

知っており、また、その能力で合格できる大学も正確に分かっていると仮定する⁴⁾。この仮定の下では、受験生は自分の能力に応じた大学に入学することの効用水準と就職したときの効用水準を比較し、進学するか就職するかを決定することになる。もちろん自分の能力以上の大学に合格した場合には入学する。

男子においては浪人してまで受験する者が多いことを考慮すると、かなり強い仮定と思われるかもしれないが、男子においても2浪以上の受験者の割合は7.3%(87年)であり、1浪までを対象として考えれば、この仮定はそれほど非現実的なものとはならないだろう。

4. 推定結果とその検討

4-1. 使用データと推定に関する諸仮定

3章で示したモデルを推定するための適切なデータを見つけることは、それほど容易な作業ではない。3-1式に含まれる説明変数にManski-Wiseが使用したような受験生の個人

表 4-1 各地域の域内進学率 (単位: %)

	東京	千葉	埼玉	神奈川	大阪	京都	兵庫
短大(女)	82年	99.2	97.5	94.5	98.7	92.8	86.0
	87年	98.8	96.5	96.0	98.1	89.7	88.5
4年制(女)	77年	98.0	96.0	96.4	97.7	88.6	85.9
4年制(男)	82年	93.8	90.0	90.0	93.4	84.7	80.1
	87年	92.5	89.1	88.5	91.7	78.7	74.1

出所:『学校基本調査報告書』(文部省).

注:4年制大学(女子)の82,87年の域内進学者のデータは『学校基本調査報告書』(82,87年版)に掲載されていない。

成績をも含めるならば、現状ではほぼ不可能と言えよう。また、個々人が想定する内部収益率もしくは期待所得等についても同様なことが言える。さらに、大学進学に掛かる費用も国公立では異なるし、私立の中でもかなりのバラ付きが見られる⁵⁾。もし、個々人が入学した大学が特定化されるならば、そのようなデータは比較的簡単に計算される。しかしながら、利用可能な統計資料の中には、そのような調査項目は存在しない。

したがって、本分析では3-1式に含まれる条件変数については、攪乱項に吸収されると仮定して、conditional logit modelやmixed modelではなく、multi-nomial logit modelでの推定を行うことにする。また、前章で述べたように選択の時期が2期以上に渡る場合には、nested logit modelにおいて推定することも可能であるが、今回の分析では進学か就職かを決定するときに、進学を選択する場合には短大か4年制大学かの選択をも同時に決定していると仮定する。

以上のような仮定の下では、利用可能な統計資料として『就業構造基本調査』、『全国消費実態調査』、『国勢調査』などが揚げられる。何れの調査も調査項目に一長一短がある。『就業構造基本調査』や『国勢調査』では、大学進学のために下宿したようなケースでは、独立世帯となってしまう親の所得や学歴と照合することができない。また、『国勢調査』では所得の調査がなされていない。一方、『全国消費実態調査』では、進学などに伴い別居している世帯構成員についても調査されているが、親の学歴を知ることができない。

以上のような問題はありますが、今回の分析では中村(1990)で『就業構造基本調査』を特別集計した82年と87年の2時点に関するデータを使用することにより3-1式の推定を行うことにした。

集計は、進学のための別居世帯構成員を無視することによるバイアスをできるだけ排除するように、同一地域内に進学する者が多い地域だけを抜き出して行っている。表4-1には採用した1都2府4県(東京都、大阪府、京都府、千葉県、埼玉県、神奈川県、兵庫県)の域内進学率を示している⁶⁾。これらの地域では、女子に関しては85%以上の学生が親元にある大学に進学していることが分かる。特に、関東地方に属する地域では、90%以上が域内進学となっている。男子は、87年で70%を割る地域があり女子と比べて域内進学は低くなっており、若干注意が必要である。

説明変数としては、『就業構造基本調査』より家計属性として利用することができる両親の所得(年収)、学歴、父親の職業、父親の年齢、他の子供の年齢及び都市ダミーを採用した(詳しくは付録を参照のこと)。以上の変数を説明要因としたのは、前章で説明したモデルにおける主体を家計として促えているためである。父親の所得は流動性制約を示す。一方、母親の所得を分離して扱ったのは、母親が就労していることの進学への影響をみるためである。進学該当者が女子であった場合、母親がパートタイムやフルタイムで就業していることが進学・就業の決定に何らかの影響を及ぼす可能性がある⁷⁾。

両親の学歴が進学行動に与える影響は様々な原因が考えられる⁸⁾。ここで利用したデータでは、それらの原因を区別して進学行動に与える影響を把握することは困難であり、親の学歴がどの程度進学行動に影響を与えているか検討するだけに止めている。

父親の年齢については、後述するように資産形成の程度や、大学教育に対する親の年代の相違による必要度の違いなどを表すために導入されている。

他の子供の年齢(長男・長女ダミー)変数は、

表 4-2 選択肢が3つのケース(女子)

	1982年		1987年	
	短大	4年制	短大	4年制
FINCOME	1.10901 ^a (3.22)	2.32366 ^a (4.85)	1.15732 ^a (3.67)	2.02921 ^a (4.60)
MINCOME	0.375403 (1.25)	0.149321E-1 (0.04)	0.177959 (0.70)	0.277230 (0.85)
FEH	0.385916 (1.04)	2.14535 ^b (2.56)	0.429327 (1.30)	0.653221 (1.08)
FEU	1.44502 ^a (2.94)	3.33267 ^a (3.71)	0.567128 (1.15)	1.52161 ^b (2.09)
MEH	0.707317 ^c (1.95)	0.762604 (1.24)	0.550070 ^c (1.75)	0.658961 (1.26)
MEU	2.14571 ^b (2.45)	2.39304 ^b (2.35)	2.54101 ^b (2.33)	3.39067 ^a (2.90)
FJOB 1	0.459065 (1.08)	0.351285 (0.66)	0.992763 ^b (2.19)	0.621778 (1.12)
FJOB 2	0.913851 ^a (2.62)	0.388132 (0.81)	0.665049 ^b (2.27)	0.640901 (1.61)
FAGE	0.788675E-1 ^c (1.84)	0.153925 ^a (2.86)	0.774574E-1 ^b (2.35)	0.100959 ^b (2.26)
CHILD	0.153861 (0.47)	0.585987 (1.42)	0.495116E-1 (0.18)	0.526205 (1.43)
KANSAI	0.776627 ^b (2.55)	0.823560 ^b (2.09)	0.363264 (1.40)	0.431855 (1.29)
N	368		482	
LH	-297.9		-407.4	

注：括弧内の数字は漸近的 T-値を示す。

N は標本数、LH は対数尤度を示す。

係数右肩の記号は、a：有意水準 1% で有意、b：有意水準 5% で有意、c：有意水準 10% で有意であることを示す。

表 4-3 選択肢が3つのケース(男子)

	1982年		1987年	
	短大	4年制	短大	4年制
FINCOME	0.375160E-1 (0.10)	1.81637 ^a (5.15)	1.47766 ^a (3.63)	1.65805 ^a (4.74)
MINCOME	0.106691 (0.28)	0.125753 (0.43)	0.337102 (0.99)	0.245905 (0.86)
FEH	-0.476099 (0.93)	0.341883 (0.86)	-0.394149 (0.91)	-0.242789 (0.66)
FEU	-0.418126 (0.59)	0.314563 (0.57)	0.816562E-1 (0.14)	0.437065 (0.87)
MEH	1.06540 ^b (2.15)	0.748823 ^c (1.94)	0.660689 (1.59)	0.653913 ^c (1.87)
MEU	-0.198517 (0.16)	0.653466 (0.90)	3.34110 ^b (2.35)	3.77972 ^a (2.78)
FJOB 1	0.471032 (0.82)	0.595837 (1.33)	-0.782924 (1.47)	0.247291E-1 (0.06)
FJOB 2	-0.436008 (0.71)	0.875702 ^b (2.21)	0.362517E-1 (0.09)	0.278716 (0.84)
FAGE	0.946280E-1 ^c (1.66)	0.671584E-1 (1.55)	-0.124113E-1 (0.27)	-0.445930E-1 (1.14)
CHILD	0.207440 (0.49)	0.874856 ^a (2.63)	0.148129 (0.42)	0.179996 (0.60)
KANSAI	-0.274513 (0.69)	0.240331 (0.79)	0.175354 (0.52)	0.861030E-1 (0.30)
N	320		346	
LH	-254.7		-319.9	

注：表 4-2 の注に同じ。

ここで対象としている子供以外の子供が今後進学する可能性があるか、または、長男(もしくは

長女)であることが何らかの制度的な要因によって進学行動に影響を与えているかをみるため

に導入されている。

さらに、以上の説明変数で示される以外の世帯類型の相違などが進学行動に影響を及ぼすことが考えられるので、今回の分析では、19才の年齢の子供を少なくとも1人以上持っている親2人子供2人の勤労者世帯だけを取り扱うことにする⁹⁾。また、図3-1で示したように19才で就学も就業もしていない人たちは、その経路によって色々なパターンに分類(例えば、経路(c), (d), (f), (i))されるが、『就業構造基本調査』では、それらを区別することができない。したがって、今回の作業では19才で無業の人達を全てサンプルから除外した¹⁰⁾。

4-2. 推定結果

表4-2, 4-3は、選択肢が3つ(4年制大学への進学, 短大への進学, 就職)のケースにおける推定結果を男女別に整理したものである。最初に女子について検討しよう。

表4-2から分かるように各変数の有意性は比較的高い。親の所得の影響では、父親の所得(FINCOME)は全てのケースで有意に推定さ

れている。一方、母親の所得(MINCOME)は全て有意とならない¹¹⁾。また、母親の所得変数の代わりにパートタイム就業ダミー、フルタイム就業ダミーを用いて推定を行ったが、やはり有意な結果は得られなかった。このことは母親の就業の有無が進学行動にほとんど影響を与えていないことを意味するが、今回の推定では自宅外通学者となるような受験生をデータから除外しており、断定的な結論を導き出すことはできない。

親の学歴(FEH, FEU, MEH, MEU)については、父親、母親共に大卒であることが子供の進学に大きな影響を与えていることが分かる¹²⁾。

父親の職業(FJOB1, FJOB2)は、4年制大学への進学に対しては有意でないものの、短大についてはかなり有意に推定される。特に、事務・販売職ダミー(FJOB2)が両年共に有意に推定されている¹³⁾。

父親の年齢(FAGE)は、全てのケースにおいてプラスで有意に推定される。FAGEの係数がプラスの値を取ることを解釈としては色々な理由を考えることができようが、ここでは、他

表4-4 選択肢が2つのケース

	1982年		1987年	
	女子	男子	女子	男子
FINCOME	1.37538 ^a (4.09)	1.21552 ^a (4.01)	1.31166 ^a (4.19)	1.59804 ^a (4.99)
MINCOME	0.284056 (0.97)	0.104851 (0.38)	0.193564 (0.78)	0.275376 (1.04)
FEH	0.642533 ^c (1.79)	0.626771E-1 (0.17)	0.454975 (1.43)	-0.299169 (0.90)
FEU	1.77977 ^a (3.74)	0.929420E-1 (0.18)	0.796795 ^c (1.66)	0.326078 (0.69)
MEH	0.729219 ^b (2.09)	0.831312 ^b (2.37)	0.568226 ^c (1.86)	0.656794 ^b (2.08)
MEU	2.20181 ^a (2.58)	0.571830 (0.85)	2.82398 ^a (2.62)	3.66389 ^a (2.74)
FJOB1	0.472934 (1.17)	0.594162 (1.41)	0.911492 ^b (2.04)	-0.202146 (0.53)
FJOB2	0.791081 ^b (2.35)	0.602880 (1.62)	0.665141 ^b (2.33)	0.190915 (0.62)
FAGE	0.962733E-1 ^b (2.29)	0.758960E-1 ^c (1.90)	0.818494E-1 ^b (2.53)	-0.331842E-1 (0.93)
CHILD	0.251574 (0.78)	0.662971 ^b (2.19)	0.135501 (0.50)	0.170866 (0.62)
KANSAI	0.791596 ^a (2.67)	0.863954E-1 (0.31)	0.381316 (1.50)	0.118489 (0.44)
N	368	320	482	346
LH	-163.9	-171.1	-222.4	-187.8

注：表4-2の注に同じ。

の条件が一定ならば父親の年齢が高いほど当該家計での資産形成が大きく、資産効果を通じて進学意欲を高めるように作用するものと解釈する¹⁴⁾。

都市ダミー(KANSAI)は、82年には有意に推定されるものの87年には有意でなくなる。

次に男子の推定結果をみてみよう。表4-3から分かるように男子の場合は女子と異なり、父親の所得と母親の学歴以外の変数はほとんど有意に推定されない。男子の短大在学者の内、かなりの割合で高等専門学校(高専)在学者が含まれていることが考えられるため短大についての推定結果が女子より悪くなることは十分に有り得ることであるが、4年制大学についても短大の推定結果と同様に有意に推定された係数は少ない。4年制大学のケースにおいて、両年共に有意な変数は、父親の所得を除けば母親の高卒ダミー(MEH)だけである。また、この変数の有意性もそれほど高くない。

女子では父親の年齢(FAGE)が全てのケースで有意に推定されているのに対し、男子では、ほとんど有意とならない。さらに、母親の学歴ダミーの有意性が高くなっている(特に、87年には母親の大卒ダミー(MEU)の有意性が高くなる)のに対し、父親の学歴は全てのケースで有意とならない。また、女子では長女(男)ダミー(CHILD)が全て有意とならないのに対し、男子では、87年には有意とならないものの、82年の4年制大学で有意に推定されている。これは、最近では薄れたものの長男重視の傾向が若干見受けられることの反映と思われる。

以上の推定結果から、男女で進学行動に影響を及ぼす要因に相違が見られることが分かる。しかし、2章でも触れたように女子の場合は、短大と4年制大学両方を受験し合格した方へ進学するというパターンも多く存在すると考えられる。その場合には、選択肢は3つではなく進学か就職かという2つの選択肢だけが考えられる。各個人について受験した大学と入学した大学の情報を入手できない限り、どちらの選択肢がより現実的か判断することはできない。そこで、ここでは選択肢を2つにした場合について

も推定を行い、各説明変数の有意性がどの程度変化するか調べておくことにしよう。

表4-4は、選択肢が2つ(進学、就職)のケースについて推定した結果を男女別に整理したものである。男女共に、各変数の有意性に関する傾向は、選択肢が3つの場合の推定結果とそれほど異なっていないことが分かる。したがって、男女別の進学行動に影響を与える要因として、表4-2、4-3の結果を用いてもそれほど大きな間違いを犯す危険は少ないと考えられる¹⁵⁾。

5. 結論

以上の推定結果から次のようなことが言えよう。

- (1)男女共に父親の所得が進学決定に大きな影響を持っているが、母親の所得(就業状態)は有意とはならない。
- (2)女子と男子では、進学決定に関わる要因が一部異なっている可能性が強い。女子は、両親の学歴や職業などによる家計属性の影響を受けやすい性質を持っているのに対し、男子ではそれらの要因がほとんど作用していない。
- (3)82年と87年では、特に女子で顕著であるが、父親の学歴の影響が弱まり相対的に母親の学歴の影響が強くなる。
- (4)女子に限ってみると、短大進学の方が4年制大学より両親の学歴や職業などによる家計属性の影響を受け易い。
- (5)家計属性の影響は、女子短大進学、女子4年制大学進学、男子大学進学という順で、その影響が弱まる。

以上のような特徴がどのようなメカニズムから生じたかは今回の作業からは厳密な結論を導き出すことはできない。かりに男子を主とする4年制大学への進学が内部収益率に大きく依存して決められているとすれば、男子の進学が女子に比べて家計属性に依存しにくいことは容易に理解できる。しかし、Nakata-Mosk(1987)、荒井(1990)などのこれまでの研究では男子の進学決定が内部収益率に依存して行われていることに否定的である。

以上のような疑問に回答を与えることは今後の課題として残される。また、今回の作業では、関東と関西という都市部のみのデータに基づいたものであり、日本全体について検討したものではない。このことが結論に何らかのバイアスをもたらしている可能性は否定できない。今後、他のデータの利用可能性の検討をも含めて、より包括的な分析を行う必要が残されていることは言うまでもない。

(論文提出日1992年3月27日・採用決定日1993年4月14日、東京都立大学経済学部)

付録、使用データ

記号

FINCOME：父親の年収(前年)、11区分の階層データ((1)0-50万未満、(2)50-99、(3)100-149、(4)150-199、(5)200-249、(6)250-299、(7)300-399、(8)400-499、(9)500-699、(10)700-999、(11)1000万以上)より、各々の中央値の対数を用いている。区分(11)については、中央値を1250万円とした。

MINCOME：母親の年収、FINCOMEと同様に計算。ただし、無業者の所得は区分(1)に含まれるため、無業者については0と置いた。

FEH：父親の学歴ダミー。高卒を1、その他の学歴は0。

FEU：父親の学歴ダミー。短大卒以上を1、その他の学歴は0。

MEH：母親の学歴ダミー。高卒を1、その他の学歴は0。

MEU：母親の学歴ダミー。短大卒以上を1、その他の学歴は0。

FJOB1：父親の職業ダミー。専門的・技術的職業従事者および管理的職業従事者を1、その他の職業従事者は0。

FJOB2：父親の職業ダミー。事務従事者および販売従事者を1、その他の職業従事者は0。

FAGE：父親の年齢。

CHILD：他の子供の年齢ダミー(長男・長女ダミー)。他の子供が18才以下の場合に1、その他は0。

KANSAI：地域ダミー。大阪、京都、兵庫は1、その他の地域は0。

・何れの変数も中村(1990)で使用されたもの(『就業構造基本調査』(1982年、1987年)より作成)。

・標本数

	女子		男子	
	1982年	1987年	1982年	1987年
短大在学	149	240	42	67
4年制大学在学	85	99	170	159
就業	134	143	108	120
合計	368	482	320	346

注

* 本論文の作成過程において、本誌レフェリーより有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。

1) 藤野(1986)のように大学進学が耐久財の購入的な性格が強いことを指摘する分析もある。

2) ちなみに合格者の現役比率は87年で、短大女子：96.2%、4年制女子：81.2%、4年制男子：60.5%である。

3) 以下のような場合には、nested logit modelとなる。詳しくはAmemiya(1985)などを参照のこと。



4) 予備校などの受験産業の存在を考慮すれば、この仮定はかなり現実的なものと考えられる。

5) 私立の場合には、学部によってもかなり費用が異なる。

6) ここでの域内とは、東京、千葉、埼玉、神奈川の1都3県と、大阪、京都、兵庫の2府1県を指す。

7) 母親がフルタイムなどで就業を行っている場合、その娘が結婚後も就業を継続することを希望する可能性が高くなることは十分に考えられる。その場合、そのような希望を持つ子供とそうでない子供とは、大学進学に対する態度が異なることが予想される。この変数は、そのような効果を把握するために導入されている。実際の推定の際には、母親の就業ダミーを代わりに使用することも行ったが有意ではなかった。

8) 親の学歴が子供の進学行動に影響を与える可能性としては、例えば、(1)親の学歴が高くなるほど家庭内の教育水準も高くなり、結果的に子供の学力水準も高くなる、(2)知能(学力)水準が遺伝する、(3)その他、などが考えられるが、ここで利用する資料からは、そのような要因を区別することは困難である。

9) 18才でなく19才とした理由は、1浪まで含めて大学進学を考慮したからである。

10) 無業者をサンプルから除外することには少なからぬ批判が考えられる。しかし、無業者の中には好んで専修学校などに在学している者も多く存在する(女子についてその傾向が強い)。したがって、無業者の多くを進学希望者であったと仮定することも危険であり、現在我々が利用できる情報の下では、これら無業者を除外しておくことが、最もバイアスの少ない推定結果を得ることができると考えられる。

11) このことから、子供の進学費用を捻出する目的で就業している母親が少ない、という解釈をすることも可能であろう。そうだとすれば、従来の研究結果と矛盾する可能性がある(Arai(1989)では、この変数に対応するものがプラスで有意に推定されている)。ただし、子供の大学進学までに、ある時期就業することによって進学費用に充当する資金を貯蓄していたとするならば、必ずしもこれまでの研究結果と矛盾するものではない。しかし以上のような解釈をしようとするれば、母親の就業行動(もしくは所得)も進学行動と同

時決定となり、説明変数の外生性と矛盾する。

12) 各年での両親の中卒比率(%)は以下の通りである。

	女子のケース		男子のケース	
	父親	母親	父親	母親
82年	25.5	25.3	35.0	34.7
87年	20.3	25.3	28.0	29.5

13) JOB 1 より JOB 2 が有意に推定された理由としては、事務・販売職に従事している家計では、人並意識が強く作用していることなどが考えられる。

14) 82年において、持ち家に関するダミーを説明変数に加えると有意に推定される。父親の年齢と持ち家などの資産形成が比例的に行われると仮定すれば、この解釈もそれほど非現実的なものではないだろう。むしろ、4-1節で示したもう一つの解釈を否定することもできない。

15) また、親の所得が他の説明変数(特に学歴)と高い相関関係を持っていることも考えられる。そこで、両親共高卒の家計だけを取り出して推定を行ったが、そのことによる他の説明変数の有意性の変化はほとんど見られなかった。

参考文献

Amemiya, T.(1985), *Advanced Econometrics*, Oxford: Basil Blackwell.

Arai, K.(1989), "A Cross-sectional Analysis of the

Determinants of Enrollment in Higher Education in Japan." *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 30 No. 2.

荒井一博(1990)「大学進学率の決定要因」『経済研究』, Vol. 41 No. 3.

藤野正三郎(1986)『大学教育と市場機構』, 一橋大学経済研究双書 36, 岩波書店.

Manski, C., and D. Wise(1983), *College Choice in America*, Cambridge Mass.: Harvard University Press.

Mattila, J. P.(1982), "Determinants of Male School Enrollments: A Time-Series Analysis." *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 64 No. 2.

中村二郎(1990)「女子大学進学率の決定要因: 実証分析」『労働市場における女子労働者の将来展望に関する研究会報告書』(労働省婦人局).

Nakata, Y., and C. Mosk(1987), "The Demand for College Education in Postwar Japan." *Journal of Human Resources*, Vol. 22 No. 3.

小椋正立・若井克俊(1991)「高等教育市場の量的規制に関する計量経済学モデル—なぜ受験競争はなくなるか—」『日本経済研究』, No. 21.

Pissarides, A.(1983), "From School to University: The Demand for Post-Compulsory Education in Britain." *The Economic Journal*, Vol. 92.