

## 女子の大学進学率の時系列分析

荒 井 一 博

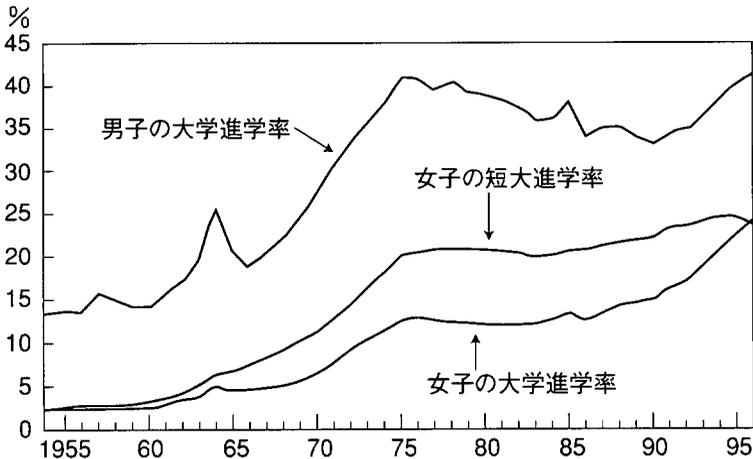
### 第1節 序論

近年、女子の高等教育進学率に大きな変化が生じている。まず第一に特筆すべきは、1989年に女子の大学・短大進学率が、男子のそれを上回ったことである。それまでのわが国の高等教育進学率は、男子の相対的に高い進学率によって特徴づけられていた。しかし1989年に、男子高等教育進学率が35.8%であったのに対し、女子のそれは36.8%に達するようになった。その後も女子の高等教育進学率は男子のそれを上回り、現時点でデータ入手可能な最近年である1996年の女子の大学・短大進学率は48.3%、男子のそれは44.2%となっている。

第二に特筆すべきは、1996年に女子の大学進学率が女子の短大進学率を上回ったことである。この事実は図1からも見てとることができる。同図は、1950年代半ばから1990年代半ばまでの女子の大学進学率と短大進学率、および男子の大学進学率の推移を表したものである。それによると、1950年代の半ばにおいては、女子の大学進学率と短大進学率はほぼ同じ水準にあった。1960年代から1970年代の半ばにかけて両進学率は急激に上昇したが、短大進学率の方が大きな上昇率を示した。

1970年代半ばからの約10年間は、女子の大学進学率と短大進学率が停滞した期間である。(男子の大学進学率は、1970年代半ばから15年間ほど下降傾向を示している.)。1980年代の後半あたりから、再び女子の高等教育進学率の上昇が始まったが、今度は大学進学率のきわめて急激な上昇が発生

図1 高等教育進学率



した。これによって女子の大学進学率が短大進学率を凌駕することとなった。1996年時点では、女子の大学進学率が24.6%であるのに対し、女子の短大進学率は23.7%である。

かつて筆者は、近い将来に女子の大学進学率が短大進学率を上回る可能性のあることを指摘したが(荒井(1995)参照)、それがごく短期間のうちに実現したことになる。女子の短大進学率は1994年の24.9%がピークで、その後低下している。短大から大学へ改組する高等教育機関が増えている最近の傾向を考慮すると、短大進学率は下降状態に入った可能性が高い。

このような進学率の変化はなぜ生じたのであろうか。男子の大学進学率に関しては荒井(1990)などである程度詳しく論じたので、本論文では女子の大学進学率に関して実証分析をしてみたい。女子の短大進学率に関する分析は後の機会にまわしたい。本論文の構成は次のようである。まず第2節で、仮説や女子の大学進学率の分析において特に注目すべき点を論じる。第3節では、どのようなデータを使って第2節の仮説を実証するかを述べる。第4節は得られた実証結果を検討する。第5節では、実証結果から得られる若干

の示唆を論ずる。

## 第2節 女子の大学進学率に関する問題と仮説

男子の大学進学率に関する時系列分析は、荒井(1990)や荒井(1995)などでかなり詳細に行なわれている(その他の文献についても同書を参照せよ)。女子に関しても類似の分析が適用できると考えられるが、女子の就業行動は男子のものと同じではないので、分析に際しては若干の留意が必要である。本節では荒井(1990)や荒井(1995)の分析との異同にも留意しながら、女子の大学進学行動に関わる問題を考察してみたい。

大学進学行動を規定する最も基本的な要因の一つは、学校納付金(教育価格)である。これは個人の教育費用、すなわち私的費用の重要な項目になる。学校納付金が高くなれば、明らかに進学意欲は低下する。男子に関する分析ではこのことが実証されている。女子に関しても同様な事実がみられるかを、本論文では検定してみたい。

教育投資に関する人的資本論やシグナリング理論などの経済理論によれば、高等教育を受けることによる金銭的便益の大きさが、進学決定の重要な要因になる。すなわち、金銭的便益が高ければ進学動機が高まり、金銭的便益が低ければ進学動機も低くなる。しかしながら、時系列分析によって金銭的便益の効果を明瞭に析出できる可能性は低い。実際、男子の進学行動に関する荒井(1990)の分析は、大卒・高卒賃金差で表された金銭的便益が進学行動に影響するという仮説を棄却している。一般の家計は、賃金データにあらわれた金銭的便益の変化に敏感でないのがその理由であろう。すなわち大学教育投資に対して、個人はかなり曖昧な、またある程度安定的な金銭的便益を主観的に感じているように考えられる。さらに女子の場合は、労働力率が金銭的便益を大きく左右する。しかし入手可能な学歴別・年齢別の労働力率データは非常に限られている。したがって本論文では金銭的便益は無視することにする。

大学進学率を決定する他の重要な要因の一つに、教育投資資金の調達可能

性がある。基本的な人的資本論やシグナリング理論は資本市場の完全性を仮定しているため、それらのモデルでは投資資金の調達可能性が進学行動を規定することはない。しかし現実の資本市場は不完全であって、競争的な利率で個人が投資資金を自由に借り入れることができるわけではない。すると、Arai (1998) に詳論されているように、人的資本論的な進学行動においても、シグナリング理論的な進学行動においても、投資資金の調達可能性が個人の進学行動を規定するようになる。そこで本論文では、家計所得を表す変数を導入して、進学行動を分析することにする。家計所得が上昇すると教育投資資金の調達は容易になり、大学進学率は上昇すると考えられる。

以上で論じられた変数は、男女の進学行動を説明する共通の変数になると考えられるものである。それとは対照的に、女子の進学行動に特有な変数、あるいは女子の進学行動には特に強く作用すると考えられる変数も存在する。

その第一の候補は景気の状態を表す変数である。景気が悪くなると、高校を卒業しても就職できないこともありうるため、期待放棄稼得が低下し進学動機が高まる。さらに、たとえ就職が可能であっても、希望どおりの職業に就くことができないこともありうるため、大学教育の期待収益（大学を卒業することによって得られる賃金や精神的満足と高卒で希望に添わない就職をして得られる賃金や精神的満足との差）が大きくなり、大学進学動機が高まると考えられる。したがって他の事情一定ならば、景気が悪くなると大学進学率は上昇し、景気がよくなると上とは逆の効果が生じて進学率は低下する、という仮説を提起することができよう。

女子に特有な変数の第二の候補は、女子の労働力率である。男子と違って、女子はすべてが定年退職時まで就業するわけではないので、どれだけの割合の者が就業するかが全体としての進学率に影響する。大学進学の意味決定時において多数の女子が就業している状態であれば、それを観察した意思決定者も将来高い確率で就業することを考えるようになる。換言すれば、進学意思決定時の労働力率が高いと高学歴の期待利益も大きいと感じるので、大学進学率が高くなると考えられる。近年、特に学校卒業直後の年齢段階におけ

る女子の労働力率が上昇している。したがって、その影響が女子の大学進学率に表れる可能性が高い。

第三の候補は、専修学校制度の影響である。1976年に専修学校制度が発足し、その専門課程(専門学校)が大学教育の代替財となった可能性がある。すなわち、専門学校が大学の役割を部分的に果たすようになったかもしれない。荒井(1990)によれば、男子の大学進学率に対して専門学校の存在は有意な効果を持たなかった。しかし、女子の場合は事情が異なる可能性もある。本論文では、専修学校制度の存在が女子の大学進学率を抑制したという仮説を検定したい。

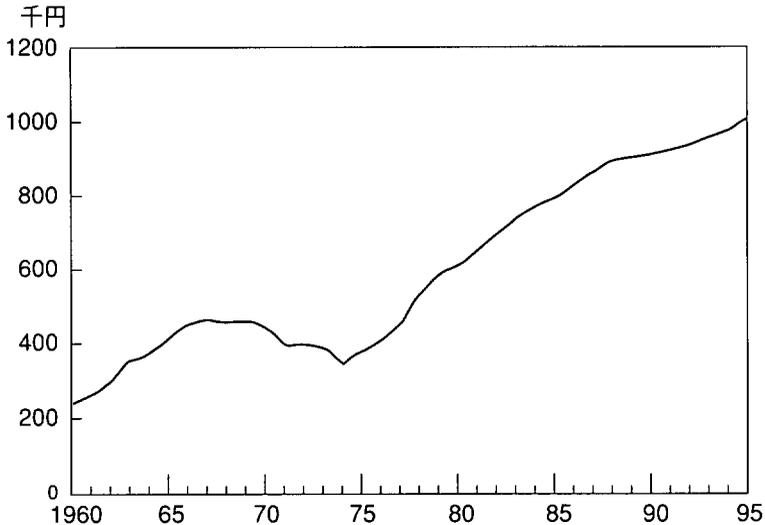
第四の候補は産業構造を表す変数である。女性はサービス・セクターで就業する割合が大きいため、当セクターが大きくなると、多くの女子が長期間就業する意思を持つようになる。すると高学歴のもたらす利益を求めて、多くの女子が大学に進学するようになるであろう。したがって、サービス・セクターの大きさが女子の大学進学率に影響するという仮説が提起できる。

### 第3節 データ

女子の大学進学率に関する実証を行なうには、大学進学率を算出するためのデータと、第2節で提起した仮説を検定するためのデータが必要である。まず大学進学率は、文部省『学校基本調査報告書』より計算することができる。すなわち、ある年の女子の大学進学率は、その年の女子の大学進学者数を、3年前の女子の中学校卒業生数で除すことによって求めることができる。これがわが国で通常使われている大学進学率の定義である。本論文では、進学率を百分率で表すことにする。

学校納付金の効果を検定するために、本論文では私立大学の一人当り実質年間学校納付金額を用いることにする。文部省『私立学校の財務状況に関する調査報告書』と『学校基本調査報告書』を利用すれば、各年の値を計算することができる。実質値を得るには消費者物価指数を用いて調整すればよい。万円単位で表すことにする。この変数を以下では  $TU$  と呼ぶことにする。

図2 一人当たり私立大学実質学校納付金

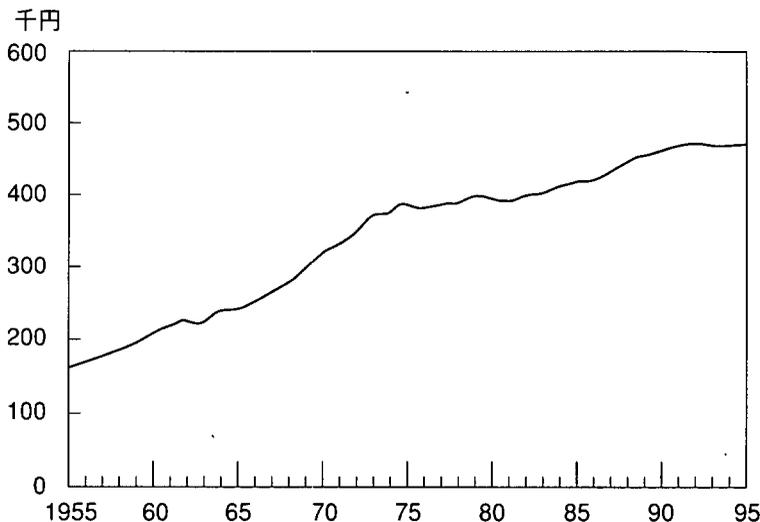


私立大学の学校納付金を使用するのは、わが国では大多数の学生が私立大学に進学するのが一つの理由である。もう一つの理由は、年々の進学率の変化に影響する学生のほとんどは私立大学に進学すると考えられるからである。この点に関しては、後にもう少し詳しく論ずることにする。

このようにして計算された学校納付金は、図2にグラフ化されている。同図から明らかなように、実質学校納付金は単調に増加してきたわけではない。1960年代の終わり頃から1970年代の中ごろにかけては、停滞ないしは下落の傾向がみられた。1970年代半ば以降は、単調に、またかなり急激に上昇している。

投資資金の調達可能性を表しうるデータは多数存在する。そして、いずれを実証に用いても似たような結果が得られることが多い。本論文では、総務庁統計局『家計調査年報』から計算される勤労者家計の実質月額可処分所得によって、投資資金の調達可能性を表すことにする。金額単位は万円とする。この変数は  $IN$  と表記する。図3は1950年代半ばから1990年代半ばまでの

図3 勤労者家計の実質可処分所得



$IN$  の値を図示したものである。実質可処分所得は1970年代半ばごろまで急激に上昇したが、それ以後の増加率は低下している。付随的に、世帯主年齢45~49歳の勤労者世帯の1ヵ月実収入、および同50~54歳の勤労者世帯の1ヵ月実収入も、代替的な変数として使用してみる。これらも『家計調査年報』から得られる。これらの代替的な変数も使用するのには、大学進学意思決定をする学生の父親は、ほぼこの年齢階級に属すると考えられるからである。所得の単位は万円である。前者の変数は $IN'$ 、後者は $IN''$ と呼ぶことにする。

残りの三つの変数について簡単に説明を付加しておこう。景気の状態を表す変数として、本論文ではまず総務庁統計局『労働力調査』による完全失業率(%)を用いることにする。これを $UN$ と呼ぼう。さらに、それとは代替的な変数として労働省『労働市場年報』より得られる有効求人倍率も使ってみることにする。これは $ED$ と表記する。わが国の完全失業率の推移は図

図4 完全失業率

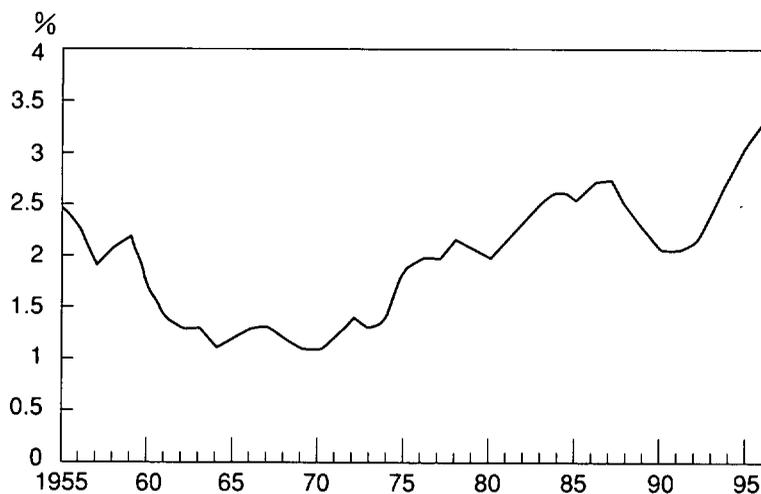


図5 有効求人倍率

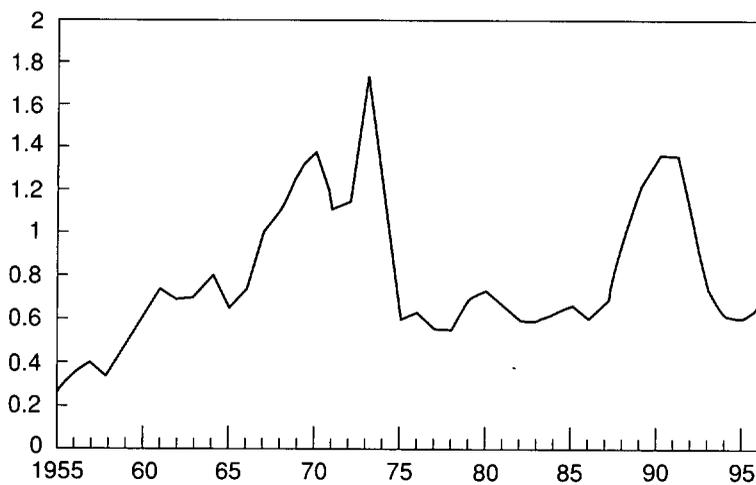


図6 女子25—29歳労働力率

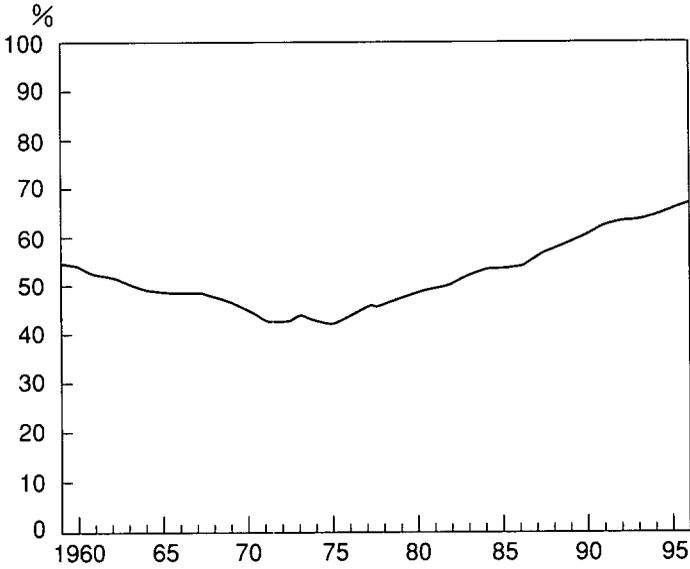
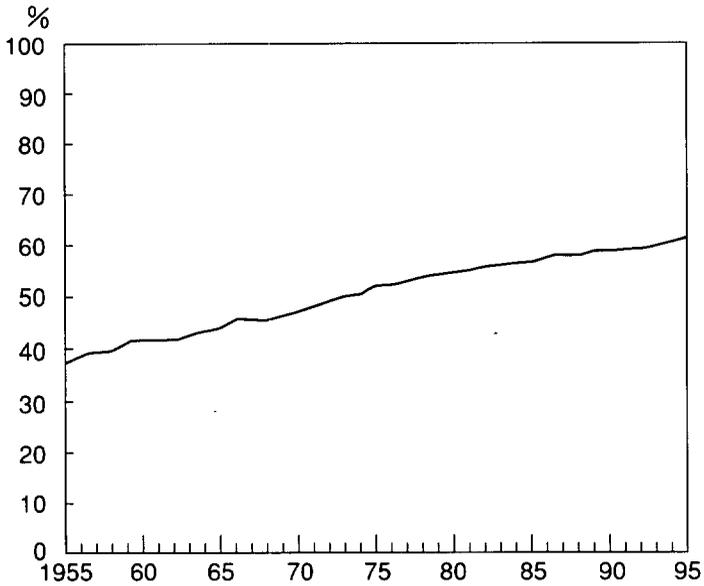


図7 第3次産業就業者数割合



4に、また有効求人倍率の推移は図5に示されている。

女子労働力率に関しては、25歳から29歳までの労働力率データを使うことにする。これは *PAR* と表記する。この変数を使用するのは、20歳代後半の労働力率が進学行動に特に大きく影響すると考えられるからである。図6を見ると、20歳代後半の労働力率は1970年代中ごろまで低下していたが、その後ほぼ単調に増加していることがわかる。

専修学校制度の影響は、荒井(1990)と同様に、ダミー変数を使って検定することにする。すなわち、専修学校制度の存在しないとき(1975年以前)は0、存在するとき(1976年以降)は1の値をとるダミー変数を導入する。この変数は *PRO* と表記する。

サービス・セクターの大きさを表す変数としては、ここでは総務庁統計局『労働力調査』から得られる第3次産業就業者数割合(%)を使うことにする。これは *TE* と呼ぼう。図7がこの変数の推移を示している。1950年代半ばから1990年代半ばの期間に、この割合は20パーセント・ポイント以上のほぼ単調な増加を示した。

実証は、女子の大学進学率を被説明変数とし、それ以外の上記変数を説明変数とする通常最小自乗法によって行なう。ただし、専修学校制度の存在を表すダミー変数以外の説明変数には、1年のタイムラグを付すことにする。これは、大学進学決定が高校卒業時の前年に行なわれると仮定したことを意味する。専修学校制度の存否は前年にはわかっているので、ダミー変数にタイムラグを付ける必要はない。

#### 第4節 実証結果

実証はまず1961年から1996年までの進学率に関して行なう。したがって標本数は36である。表1に実証結果が示されている。各説明変数に対応した数値は回帰係数を表し、その下の括弧内の数値はそれに対応した *t* 値を表している。*CON* は定数、 $R^2$  決定係数を示す。

まず(1)の特定化から見てゆくことにしよう。学校納付金 *TU* の係数は

表1 女子の大学進学率の決定要因I

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CON</i>	-25.11	-74.77	-73.21	-24.26
<i>TU</i>	-0.0663 (-1.74)	-0.161 (-3.67)	-0.155 (-3.70)	-0.051 (-1.48)
<i>IN</i>	0.664 (9.58)			0.761 (12.05)
<i>UN</i>	1.71 (2.00)	-0.490 (-0.54)		
<i>ED</i>				-2.89 (-3.49)
<i>PAR</i>	0.281 (3.61)	0.385 (4.74)	0.370 (4.91)	0.299 (4.35)
<i>PRO</i>	-3.23 (-2.90)	-4.29 (-3.96)	-4.54 (-4.67)	-4.06 (-3.95)
<i>TE</i>		1.522 (10.05)	1.485 (11.16)	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.944	0.948	0.948	0.955

負で、有意といえる。したがって、学校納付金が増加すると、他の事情一定のもとでは進学率が低下する。可処分所得 *IN* の係数は正で、きわめて有意である。可処分所得の増大が女子の大学進学率の上昇をもたらす有力な要因であることを示している。失業率 *UN* の係数は正で有意である。したがって、他の事情一定のもとで景気が悪くなると、女子の大学進学率は上昇することになる。労働力率 *PAR* の係数は正で有意なので、労働力率の増加は進学率の上昇をもたらす。専修学校制度の存在 *PRO* は、女子の大学進学率に対して負の有意な効果を持っている。したがって、専修学校制度が存在しなければ、女子の大学進学率はもっと高くなっていただはずである。

(2) の特定化は、*IN* を取り除いて第3次産業の就業者数比率 *TE* を導入したものである。所得の上昇とともに第3次産業のウェイトが大きくなるのが一般的であるため、*IN* と *TE* との間には高い相関が存在する。実際図3と図7とを比べれば、両図の変数がほぼ同じように増加していることがわかる。そこで上記のような変数の入れ替えを行ってみた。その結果をみると、

表2 女子の大学進学率の決定要因Ⅱ

	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CON</i>	-38.04	-31.34	-38.77	-33.62
<i>TU</i>	-0.255 (-3.81)	-0.163 (-2.44)	-0.229 (-3.20)	-0.153 (-2.18)
<i>IN'</i>	0.472 (9.29)	0.545 (9.89)		
<i>IN''</i>			0.499 (8.31)	0.574 (9.32)
<i>UN</i>	3.30 (3.42)		2.88 (2.71)	
<i>ED</i>		-2.49 (-2.56)		-2.27 (-2.24)
<i>PAR</i>	0.727 (4.93)	0.588 (3.88)	0.686 (4.32)	0.571 (3.61)
<i>PRO</i>	-2.48 (-2.14)	-2.92 (-2.17)	-3.94 (-3.07)	-4.65 (-3.17)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.936	0.926	0.924	0.919

*TE*の係数は正で有意性が非常に高いことがわかる。しかし*UN*の効果が消失したので、(3)には*UN*を除いた実証結果を示した。

(4)は、(1)の*UN*の代わりに有効求人倍率*ED*を用いたときの実証結果である。*ED*の係数は負で有意性が高い。したがって、有効求人倍率の高い好景気のときは、他の事情一定にして大学進学率は低下することになる。*ED*を使用すると*TU*の有意性が少し低下するが、その他の説明変数の有意性はおかえて高まる。

表2は*IN*の代わりに、*IN'*ないしは*IN''*を使用した回帰結果である。実証期間は1965年から1996年までで、標本数は32である。いずれにおいても仮説どおりの有意な結果が得られている。決定係数などをみると、*IN''*を使った場合よりも*IN'*を使った場合のほうが全体的に好ましい結果が出ている。おそらく進学の意味決定をする学生の父親は50歳～54歳の年齢階級よりも、45歳～49歳の年齢階級に多いためであろう。これより、進学の意味決定をする学生の親の実収入を用いても、表1とほぼ同様の結果を得られる

ことがわかる。

### 第5節 実証結果に関する考察

以上の実証結果をもとに、女子の大学進学率の推移に関して特に注目すべき点を取り上げてみよう。図1をもう一度見てみると、女子の大学進学率の変化をもとに、過去30年の期間はほぼ等間隔の三つの期間に区分できることがわかる。ここでは1966年、1976年、1986年、および1996年の時点に注目してみたい。1966年から1976年までを第1期間、1976年から1986年までを第2期間、1986年から1996年までを第3期間と呼ぶことにしよう。(この区分によると1976年と1986年は二つの期間に含まれてしまうが、以下の議論には特に支障がない。)

第1期間に女子の大学進学率は4.5%から13.0%に急激に上昇した。すなわち進学率は2.9倍になった。この期間で特に注目すべきは、実質学校納付金 $TU$ が若干低下したことである。このことは図2からも読み取ることができる。実際、1976年の実質学校納付金は1966年のその0.9倍になっている。それに対して可処分所得 $IN$ は、この期間に1.6倍になった。この二つの事実が、この期間の進学率の急上昇を説明する場合に特に重視すべき要因になる。

第2期間に進学率はほぼ横ばいである。(厳密にいうと、1986年の大学進学率は、1976年のその0.96倍になっている。)このような停滞をもたらした重要な要因としては、まず学校納付金の急上昇が挙げられる。実際、 $TU$ はこの期間に2.1倍になった。それに対して可処分所得 $IN$ は1.1倍になったにすぎない。20歳代後半の女子の労働力率がこの期間には1.3倍ほどになったが、この上昇は進学率を押し上げるまでにはいたらなかった。女子の労働力率は上昇していたにもかかわらず、可処分所得があまり増加しない状態で学校納付金が急激に増大したため、大学進学率は上昇しなかったといえよう。

第3期間に、進学率は12.5%から24.6%に約倍増した。倍率は第1期間

のものより小さいが、上昇幅は12.1パーセントポイントで、第1期間の8.5パーセントポイントより大きい。この間学校納付金は1.3倍、可処分所得 $IN$ は1.1倍になっている。第2期間と比べると、 $IN$ の増加率はほぼ同一であるが、 $TU$ のそれは非常に低い。これがこの期間における進学率急上昇の一因である。この期間においては、すでに多くの家計が子供二人を大学に進学させるゆとりを得たと推察される。そのため、教育需要の所得弾力性が高い女子の大学進学率が大きく上昇したと考えられる。20歳代後半の女子の労働力率に注目してみると、この期間に54.1%から66.4%に12パーセントポイント強増加している。第2期間には42.6%から54.1%に12パーセントポイント弱増加しているので、両期間の増加はほぼ同一である。女子の労働力率が上昇すると、相対的に有利な仕事に対する女子労働者間の競争が激しくなる。これが大学進学率の上昇を加速したと考えられる。

前節の実証結果のうち、景気変動に関する説明変数の効果について付論しておきたい。荒井(1990)ないしは荒井(1995)による男子の大学進学率に関する時系列分析では、完全失業率が進学行動に有意な効果を持っていない。都道府県別データを用いた荒井(1995)の横断面分析では、有効求人倍率は男子の大学進学行動に影響しないが、女子の大学進学行動には多少影響するような(しかし有意ではない)結果が得られた。(女子の短大進学行動には、ある程度有意な影響がみられる。)ただし、地域間には労働市場の差異が存在すると考えられるので、横断面分析は景気と進学行動の関係を分析するには必ずしも好ましくないことを付言しておいた。

それに対して前節の時系列分析では、完全失業率や有効求人倍率が女子の大学進学率に対して有意な効果を示しており、これより景気が悪くなると進学率が上昇すると主張することが可能である。男女間のこの相違は、特に不自然ではなく、両性の就業行動の差に起因するといえよう。女子の場合は生涯の就業期間が短かったり、キャリアが非連続的になったりするので、進学行動が短期的要因に影響される度合いが強い。それに比して男子の場合は、定年退職年齢まで継続的に就業することがほぼ確実なので、長期的な視点か

ら教育投資決定がなされ、短期的な景気要因は進学意思決定に影響しないといえよう。

専修学校制度の影響も男女間で相違がみられる。荒井(1990)ないしは荒井(1995)による時系列分析では、専修学校制度の存在は男子の大学進学率に有意な影響を与えなかった。それに比して本論文では、その制度の存在が女子の大学進学行動を抑制していることが判明した。女子の就業が短期的ないしは非連続的になる場合が多いので、専門学校と大学との代替性が、男子よりも女子の場合に大きいためであろう。

\*本論文は1996-97年度文部省科学研究費補助金による研究成果の一部である。

#### 参考文献

荒井一博 「大学進学率の決定要因」『経済研究』1990年。

荒井一博 『教育の経済学—大学進学行動の分析』有斐閣1995年。

Arai, Kazuhiro. *The Economics of Education: An Analysis of College-Going Behavior*. Springer-Verlag: Tokyo, Berlin, and New York, 1998.

文部省『学校基本調査報告書』

文部省『私立学校の財務状況に関する調査報告書』

総務庁統計局『家計調査年報』

総務庁統計局『労働力調査』

労働省『労働市場年報』

(一橋大学教授)