

女子の大学教育需要と雇用環境の変化

— 4年制大学と短期大学の志願率決定の二項・多項ロジットモデルによる
時系列分析 —

田 中 寧
千 葉 能 宏

要 旨

1990年代以降、女子の大学進学率は男子との格差を狭めつつあるが、4年制大学と短期大学に分けてみると、前者の増加に対して後者は減少の一途をたどっている。本稿は、高等教育サービスを消費財と投資財の側面から分析し、女子の雇用環境の変化を考慮しながら、1970年代以降の日本の女子の4年制大学と短期大学への進学行動の推移の要因を探った。計量分析には二項・多項ロジットモデルを使い、特に後者では、4年制大学と短期大学への進学行動の直接比較を行った。

おもな結論としては、女子の大学教育サービスが「男子化」し投資財的側面が顕在化してきたこと、さらなる進学者数の増加のために教育投資の支援策が求められること、短期大学が存続するためには職業教育の特化などを通して「4年制大学との棲み分け」が不可欠であることなどが指摘された。

キーワード：人的資本論、大学教育需要、4年制大学と短期大学、二項・多項ロジットモデル、
女子の雇用環境の変化

第1章 はじめに

1990年代以降、女子の大学進学行動には4年制大学の進学率の急上昇と短期大学の進学率の下落という大きな変化がみられる。図1は文部科学省の「学校基本調査報告書」から作成した1965年以降の男女の大学進学率の推移である。女子全体の進学率は現在に至るまで男子とほぼ同じような動きをしているが、これを4年制大学と短期大学に分けてみると、1990年代以降に前述の傾向が観察される。また、これ以前では女子の進学率は短期大学が常に4年制大学を上回っていたが、1997年に逆転してからはその差は開く一方にある。

1965年以降の日本経済は、高度経済成長期、バブルとその崩壊を越えて、その後の回復期に到達したが、近年は世界的な金融危機の影響でさらなる経済不況から抜け出せていない。この間、女性の

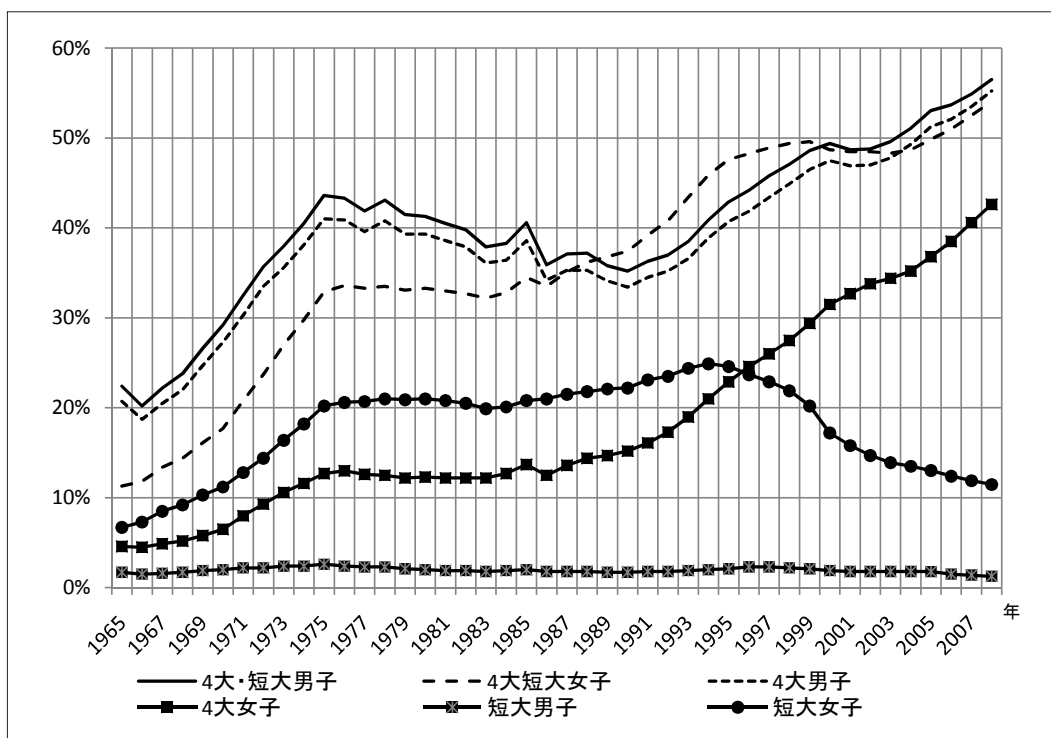


図1 男女別 4年制大学・短期大学の進学率の推移（1965～2008年）

出典：学校基本調査報告書（文部科学省）各年度版より作成

雇用環境も様々な変化を迎えた。1985年には「雇用の分野における男女の均等な機会及び待遇の確保等に関する法律（いわゆる「男女雇用機会均等法」）」が制定され、その後も数回の改正が続き、女子の雇用機会は改善されている。一方で、1986年に制定された「労働者派遣法」はその後の1999年、2004年の改正を通して、非正規労働者を増加させている。もともと、女子の割合が多かったことから、この変化が女子の雇用環境に与える影響も無視できない。

本稿では、特にこれらの女子の雇用環境の変化を中心に、女子の大学教育需要の変化の要因について以下の順を追って分析して行く。まず、第2章で女子の大学教育需要に関する先行研究を整理する。第3章では、女子の大学進学行動を教育サービスの需要としてモデル化し、そのうえで回帰分析の枠組みを紹介する。第4章では、回帰分析に使うデータを定義し、第5章でその結果を紹介する。最後に第6章では、これらの分析結果にもとづいて将来の女子の大学教育需要の予測と政策提言を行う。

第2章 先行研究

本稿の実証研究の理論基盤となる人的資本論は Becker (1993)、Mincer (1974) らによって紹介されたが、労働経済学の理論的枠組みにおける人的資本論の位置づけについては Borjas (2008)、Cahuc and Zylberberg (2004)、大橋 (1990)、大森 (2008)、中馬 (1995) などのテキストが詳しい。一方、日本における教育経済学の実証研究の詳しいサーベイ論文としては小塩・妹尾 (2003) がある。教育経済学は教育学の分野からも多くの研究がなされている (たとえば、岩村 (1996)、島 (1999)、矢野 (1984)、矢野・濱中 (2006) など) が、本稿では経済学分析に限定して先行研究を紹介する。

さて、大学教育を投資と考えるときその便益は卒業後の労働所得であるが、女子の場合には就職後も結婚・出産・育児のための早期退職をすることが多いので、実質的賃金プロファイルの把握が難しい。そのため、大学教育需要の分析は男子に限られたものが多い。ここでは、その数少ない先行研究の中から荒井 (1998)、中村 (1993)、田中 (1998a)、(1998b) を紹介する。まず、荒井 (1998) は、1961～1996年のデータを用いた女子の大学進学率の時系列分析を行い6つの説明変数、すなわち、私学の実質授業料、家計の実質可処分所得、完全失業率、有効求人倍率、女子労働力率、専修学校のダミー変数、第三次産業就業者率の中で、可処分所得と授業料の進学率に与える影響に有意性があるとの結果を得た。また、男子の結果と比較すると、女子の場合は、教育需要の所得弾力性が男子より高く、就業機会を示す失業率や有効求人倍率にも影響を受けるとも述べている。

中村 (1993) は、1982年と1987年の都道府県クロスセクションデータを用い、大学進学率の決定要因として所得が有意であり、特に女子に関しては両親の学歴や職業にも有意性が見られるという結果を得た。

田中 (1998a) は、1990年の都道府県別クロスセクションデータを用い、大学進学率の決定要因が大学教育の普及度、家計所得、父母の社会的地位、父母の学歴、母親の労働力参加率、自営率、家族構成、大学への近接度などの個人の社会経済的屬性に依存するとの仮説を検証している。その中で男女を比較すると特に女子短期大学の場合に教育の価格や予算制約としての所得に依存するという消費財的な傾向が見られるという結果を得た。さらに、女子の場合は大学教育の普及度や近接度が進学率に正の有意性を持つことも示された。

さらに、田中 (1998b) は1990年の都道府県別クロスセクションデータを用い、4年制大学・短期大学・卒業後就職の3つの選択肢を持つ高校生女子の進路決定要因の分析を行い、同じく女子の大学・短期大学進学率は大学教育の普及度や自営率から有意の高い影響を受け、特に短期大学の進学率は家計所得と大学への近接度が強い影響を及ぼすことを示した。

教育を投資として考える研究は正確な賃金プロファイルの把握が難しい女子の場合には数少ないことは述べたが、荒井 (1990)、(1995) と田中 (1994) の男子の進学率の時系列分析に基づく先行研究

からその理論的枠組みを簡単に紹介する。荒井（1990）、（1995）は、1965～1985年のデータを使って男子の大学進学率の決定要因として内部収益率や賃金格差を使った分析を行っている。その結果、この期間の内部収益率は進学率の変動とは完全には一致せず、進学率の変化は内部収益率では完全に説明ができず、また、賃金格差も有意な要因とは認められず、結果的に学校納付金などの教育費用と資金調達財の財源としての所得に有意性が見られるとの結論に達した。

一方、田中（1994）は、男子の大学志願率を被説明変数とし、タイムラグ付きの内部収益率を説明変数とした。その結果、内部収益率は大学進学需要の重要な要因となりうるが、その影響が現れるのには3～4期のタイムラグを要する、また、教育の価格は、重要ではあるが所得ほどではないという結論を得た。さらに、大学進学決定は、収益率と予算制約の2面性を持ち、長期的には内部収益率を参考に進学準備を行い、短期的には教育費用の負担能力を確認して進学を決定するのではないかと指摘している。

以上の先行研究では、説明変数や分析期間及び分析手法は様々ではないが、女子の大学進学行動については家計所得の正の効果と授業料の負の効果は共通している。また、内部収益率は理論的には重要な要素の一つではあるものの、時系列分析ではその有意性を導くことは容易でない。

第3章 大学進学行動の理論モデル

教育サービスは消費財と投資財の側面を持っている。消費財であれば、その購入は消費者の効用を高める効果を持つ。そして、ギッフェン財でない限り一般の消費財と同様にその需要はその価格である教育費用の変化に負に反応し、下級財でない限り消費者の予算制約である所得に正に反応する。一方、投資財であればその投入は将来の金銭的便益を生むので、その需要は収益率に正に反応する。したがって、教育サービスの需要はその教育費用、需要者の所得、そして、その収益率に依存する。さらに、大学教育の需要については、すべての希望者が大学へ進学できるとは限らないので入学難易度には負に反応する。以上から、各個人の大学進学意思決定の理論式は、

$$\text{大学進学需要} = f(\text{大学教育の収益率、教育費用、需要者の所得、大学進学難易度})$$

で表わせる。

また、需要量 y は「大学に行くか、行かないか」の二者択一の意味決定であることから、大学進学すれば $y = 1$ 、それ以外は $y = 0$ と書ける。このようなモデルは離散的選択モデルのなかの二項モデルと呼ばれ、実証分析には、確率分布関数にロジスティック曲線をあてはめたロジット分析や標準正規分布をあてはめたプロビット分析が使われるが、本稿では前者を使う。

通常、ロジット分析というと「個票データに基づく離散的選択モデルのことで、これを最尤法を使って解く」ことが一般的であるが、個票データでなくマクロのグループデータを使った分析も可能でこのような分析にはミニマム χ^2 法 (Minimum Chi-Squared Method) が使われる。ただし、このときには、各グループのサイズが異なるため WLS を使うことになる。本稿では時系列データを扱うため、個人の需要量 y の代わりに各年の志願率を使う。また、各グループとしての各年の志願者数にクロスセクションほどの格差がないことから OLS を使うこととする。(「志願率」を使う理由については次章を参照)

したがって、志願率 Y は以下のようなロジスティック曲線で表わされる。

$$Y = e^g / (1 + e^g) \quad (1)$$

ただし、 $0 \leq Y \leq 1$ 、 $g = g(X_1, X_2, X_3, X_4)$ 、 X_1 ：大学教育の収益率、 X_2 ：教育費用、 X_3 ：所得、 X_4 ：大学進学の高難度

さらに、 g をこれらの変数の線形関数とすると、

$$g = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 \quad (2)$$

ロジット変換後、

$$\text{Ln}(Y/(1-Y)) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 \quad (3)$$

本稿ではこれに誤差項 ε を加えた推定式を使って、OLS による時系列分析を行う。

$$\text{Ln}(Y_t/(1-Y_t)) = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(なお、二項モデルおよびロジットモデルの詳しい理論的展開については、佐和 (1979)、Green (2007)、Wooldridge (2009)、田中 (1998a)、(1998b) を参照のこと。)

第4章 分析データの概要：被説明変数と説明変数

分析対象期間は1969年(昭和44年)より2007年(平成19年)の39年間とした。ただし、賃金データの制限から内部収益率と生涯賃金格差のみ1974年(昭和49年)より2007年(平成19年)の34年間とした。以下、前章で紹介した推定式に使う変数を紹介する。また、進学の意味決定は主に

進学の前年に行うと思われるので、各説明変数は被説明変数の1年前のものを用いる。

(A) 被説明変数：女子の4年制大学および短期大学の志願率

各年の大学志願率は、文部科学省「学校基本調査報告書」にある志願者数を3年前の中学校卒業生数で除した数字である。高校卒業生数でなく中学卒業生数を使うのは、後者が義務教育のためこの数字はすべての対象者を含んでいるからである。ところで、先行研究では、「進学率」を使ったものと「志願率」を使ったものがある。本稿では、前者の分子である進学者数は需要である進学希望者数でなく供給である定員数に依存し、進学需要を正確に反映しないという判断で「志願率」を使っている¹⁾。

ただし、志願率も分子の志願者数に浪人生等の過年度卒業生を含むが、分母は現役生である各年度の18歳人口（つまり3年前の中学卒業生）であるため、志願者に過年度卒業生の占める割合が多いと志願率が過大に表現される欠点を持っている。この部分についての完全な調整は困難であるが、女子については過年度卒業生の占める割合が比較的少ないため、本論文ではデータ上の不完全性を認識した上でこの値を用いる事とした²⁾。

図2は大学志願率の推移を表わしている。これを図1の進学率と比較すると、男子の場合は、進学

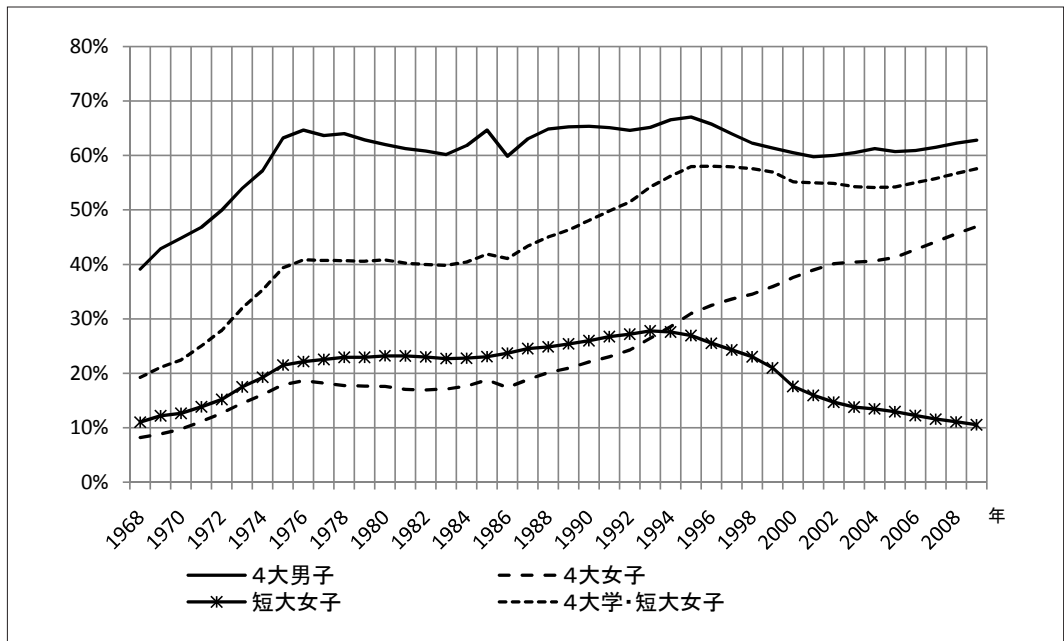


図2 男女別 4年制大学・短期大学の志願率の推移（1968～2009年）

出典：学校基本調査報告書（文部科学省）各年度版より作成

率の推移でみられた着実な増加は志願率では観察できず、むしろ、1975年以降60%前後の高位水準を保っていることが分かる。一方、女子の場合は1995年前後から50%台の高位水準を保持しているが、これは4年制大学の志願率の増加と短期大学の志願率の減少が相殺された結果である。

(B) 説明変数

前章の理論モデルの枠組みの中で、説明変数は、大学教育の収益率、教育費用、所得、大学進学の高難易度、の4つに分けられた。以下、各変数について、分析に直接使うのは女子のデータではあるが、男子とも比較しながら、回帰分析の結果として予想される係数、つまり(4)の各 β 、の符号も含めて紹介する。

(a) 大学教育の収益率（係数： β_1 ）

この変数としては以下のデータを使った。

* 内部収益率

4年制大学進学の内率収益率（IRR）は以下のように定義される。

$$\sum_{t=19}^{22} (w_{ht} + C_{ut}) / (1 + IRR)^{t-19} = \sum_{t=23}^{60} (w_{ut} - w_{ht}) / (1 + IRR)^{t-19}$$

w_{ht} ：高卒者のt歳時の税引き前賃金

w_{ut} ：大卒者のt歳時の税引き前賃金

C_t ：大学生t歳時の大学教育の費用

ただし、高卒者は19歳から就業、4年制大学の卒業者（以下、4大卒者）は23歳、また短期大学（以下、短大卒者）は21歳から就業し失職することなく60歳で退職するとし、退職金は考慮しない。また、定義式左辺の w_{ht} は大学進学の高卒者の賃金である。短期大学進学の内率収益率も大学在学期間を2年として同様に算出される。内部収益率算出に使う賃金は「賃金構造基本統計調査」より、全労働者5年年齢階層の学歴別賃金を基に、便宜上各年齢階層では賃金が均等に上昇すると仮定し1年毎の年齢に均等配分、これより学歴間の賃金格差を算出した。教育費用は、「学生生活調査」より各年度の学生納付金（授業料+その他学納金）を就学期間年数で同額配分した。（教育費用の詳細は「教育費用」で後述）。

図3は以上の計算により算出した男子の大学進学、女子の4年制大学進学、女子の短期大学進学の内率収益率の推移である。いずれも6%を超えた安定した高い値であるが若干の逡巡傾向が見られる。また、内部収益率は女子の4年制大学、女子の短期大学、男子の大学の順で高い。内部収益率は、大学進学への投資効果が高めるため、予想される係数 β_1 の符号は正である³⁾。

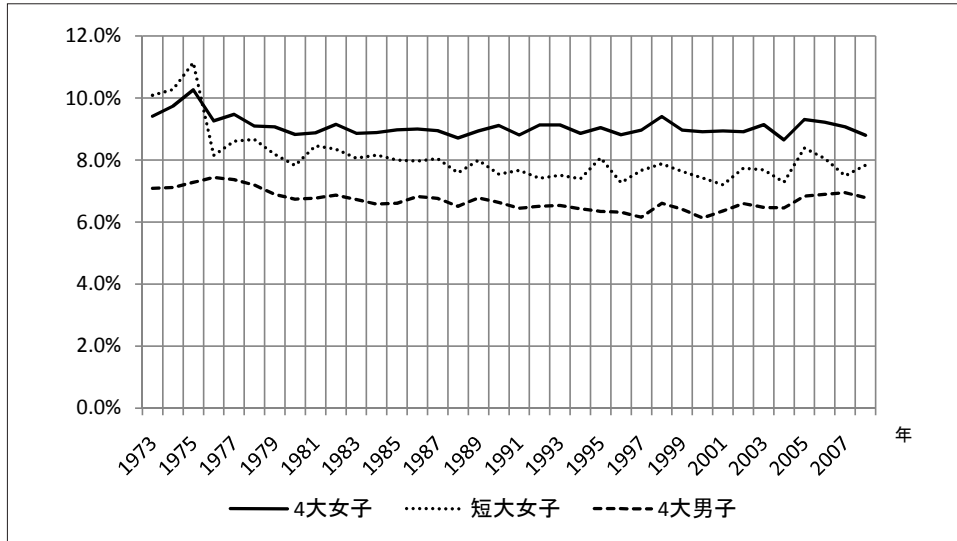


図3 内部収益率の推移（4大男子、4大女子、短大女子、1973～2008年）

出典：賃金構造基本統計調査（厚生労働省）、学生生活調査（文部科学省）より作成

* 生涯賃金格差

多くの実証研究で内部収益率が大学教育需要の決定要因として認められなかった理由として、「一般個人は厳密な内部収益率に依らず、賃金格差を見て直感的に進学行動を決定している」という可能性も考えられる。そこで、内部収益率の算定に使用した賃金プロフィールにおける大卒と高卒の賃金格差を現在価値への割引を行わず、単純合計したものを「生涯賃金格差」とした。また、各年の生涯賃金格差はCPI（2005年 = 100）で実質値に補正している。その推移を示したものが図4である。各賃金格差の相対的位置と推移は内部収益率の場合と近く、生涯賃金格差もまた大学進学への投資効果が高めるため、予想される係数 β_1 の符号は正である。

* 高卒者の失業率

高校卒業時の就職状況が悪ければ大学進学へのメリットは高まる。内部収益率の議論に基づくと、高卒者の失業率の上昇は彼らの期待賃金を下げることを通して大学進学への機会費用を下げるからである。ただ、高卒者の失業率は十分な学歴別時系列データが見当たらないため、「労働力調査報告」の年齢階層別完全失業率より15～19歳のデータを使った。1975年以降は、中学卒業者の高校進学率は90%を超えており、この年齢層の失業率は、高卒者の失業率の傾向とほぼ一致していると考えられる。なお、先行研究では20歳以上の年齢階層別失業率を説明変数として用いている例もあるが、この分類では学歴別の失業率が分からないので本稿では用いていない。図5はその推移を示している。男女と

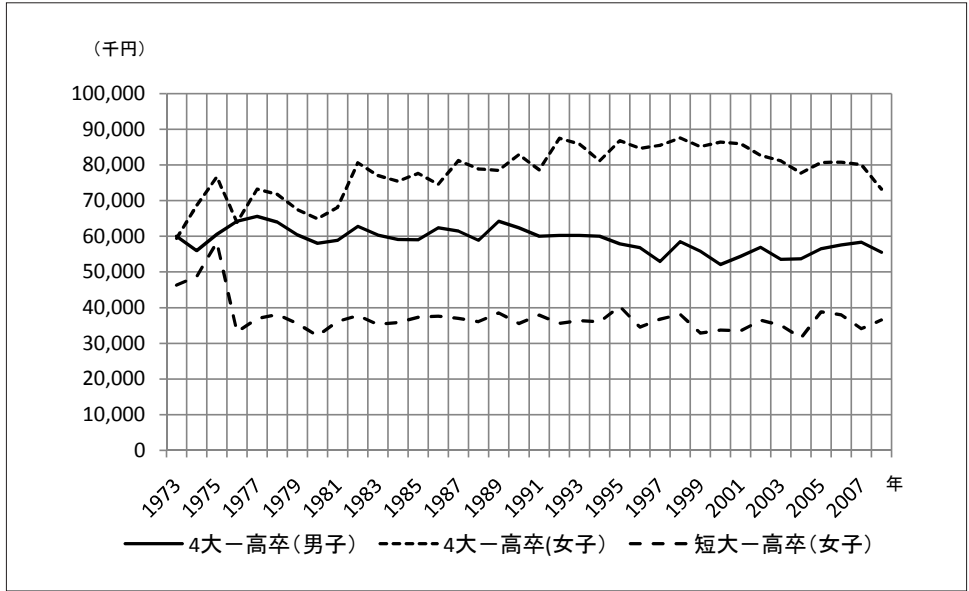


図4 学歴別男女別 生涯賃金格差の推移 (1973~2008年)

出典：賃金構造基本統計調査（厚生労働省）、学生生活調査（文部科学省）より作成

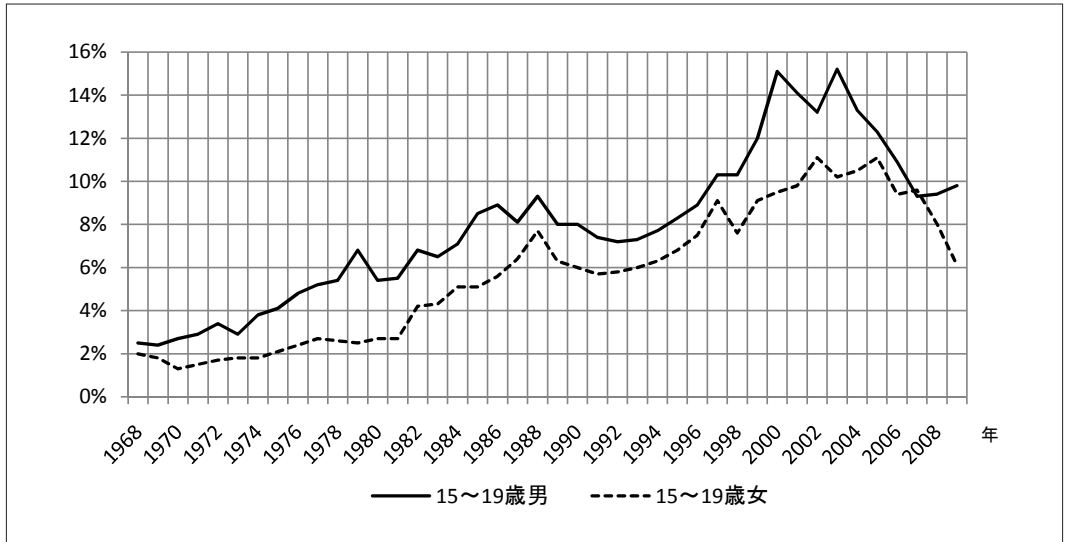


図5 男女別完全失業率（15~19歳）の推移（1968~2009年）

出典：労働力調査報告（厚生労働省）より作成

も長期的には右上がりの傾向にあるが、景気変動にも影響を受けて短中期的に増減していることが分かる。また、男子のほうが女子より高い。前述のように、予想される係数 β_1 の符号は正である。

* 女子の労働力率

労働力率は、「労働力調査(基本集計)」(総務省統計局)より抽出した年齢階級別労働力率のうち、特に上昇が顕著であった25~29歳と30~34歳の労働力率を使用した。ここは、結婚・出産・育児を優先させるために就労を控える状況をもっとも大きく受ける年齢層で、女の労働力率のいわゆるM字型カーブの谷の部分構成している。(図6参照)したがって、この年齢層は女性の社会進出が進み雇用環境が変化したときにその影響がもっとも顕著に表れる層でもある。図6はさらに、過去30年の間にこの谷が浅く、さらに、右にシフトしていることも示している。前述のように、この変数は失業率とは異なり景気変動だけでなく、女子の社会進出の状況を反映した継続的な女子の雇用環境の変化をとらえると考えられる。女子の場合、「男女雇用機会均等法」の制定や改正などにより社会的地位が向上し就労を家内労働に優先させるようになればこの年齢層を中心に労働力率が高くなり期待賃金を高めるため、4年制大学への進学需要が高まる。したがって、予想される係数 β_1 の符号は4年制大学志願率に対しては正、短期大学に対しては負である。

* 女子の非正規雇用率

女子の非正規雇用率は、総務省統計局の「労働力調査(基本集計)」より、女子の15歳以上人口において、非農林業就業者における雇用者(除役員)を一般常雇と非正規雇用者(臨時雇+日雇)に区別したものを年齢階級別に抽出し比率を次式により計算した。

$$\text{非正規雇用率} = \text{非正規雇用者} / \text{雇用者総数 (除役員)}$$

この変数も、労働力率と女子の雇用機会均等法の関係と同様に、一連の労働派遣法の改正と関係が深く、景気変動のみならず継続的な女子の雇用環境の変化を反映していると考えられる。

図7を見ると、若い層ほど非正規率が高いこと、そしてその年齢層間格差は長期的に拡大し、若年層の女子の非正規化が進んでいることが分かる。15歳から29歳の年齢層のなかでは若い就労者ほど学歴が低い可能性が高いから、正規雇用機会を求めることは4年制大学への進学需要の高まりにつながる。このことから、非正規雇用率の高まりは4年制大学志願率に対して正、短期大学志願率に対しては負の効果を持つことが予想される。

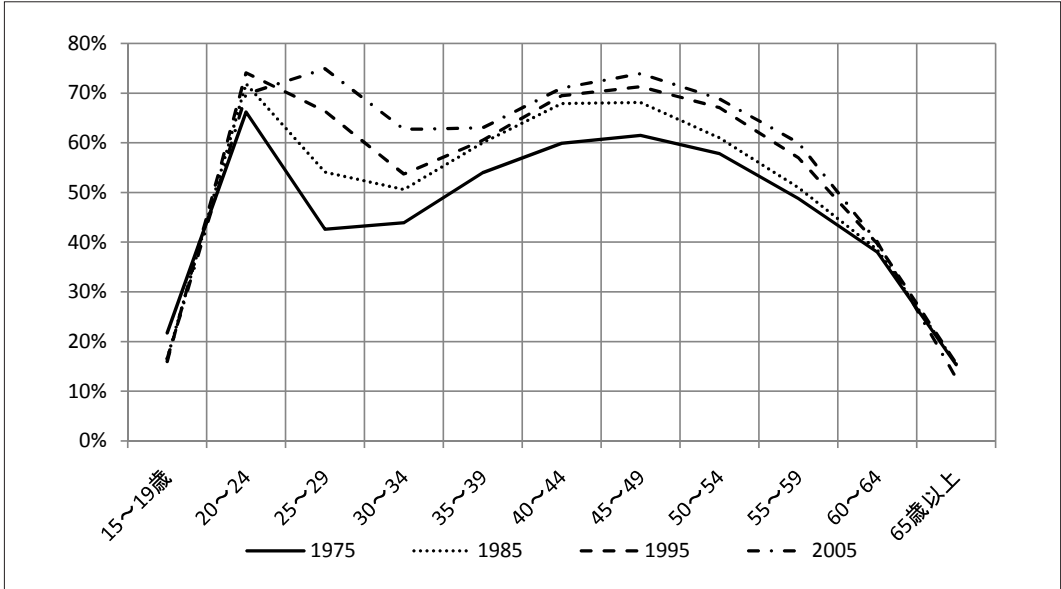


図6 女子の労働力率の推移 (1975、1985、1995、2005年)

出典：労働力調査報告(厚生労働省)より作成

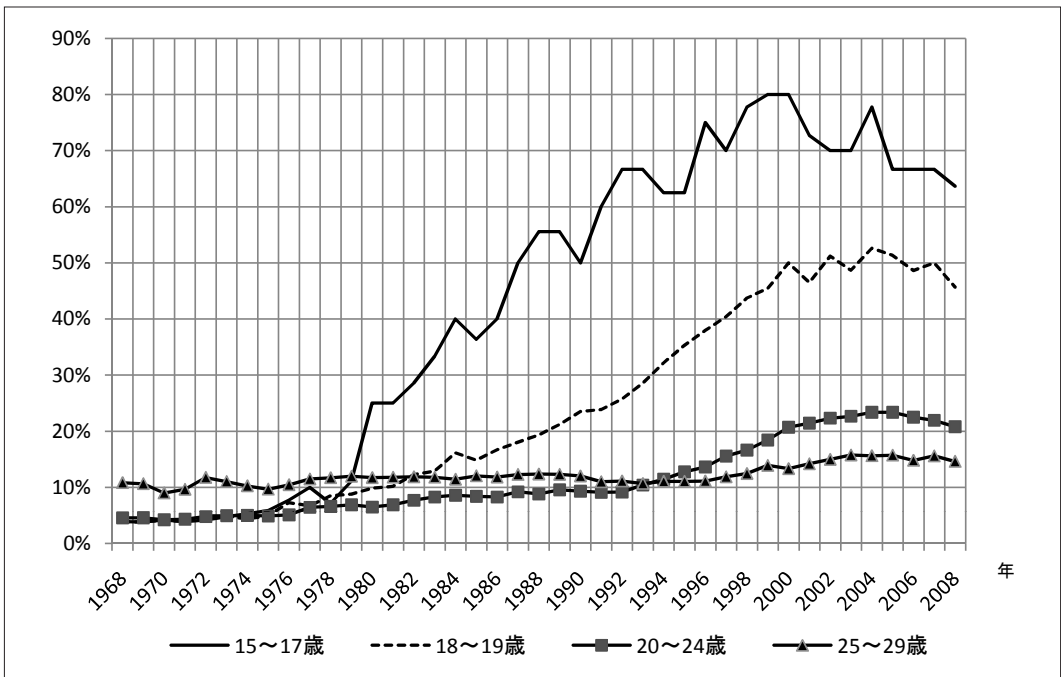


図7 女子の年齢階級別非正規雇用率の推移 (1968~2008年)

出典：労働力調査報告(厚生労働省)より作成

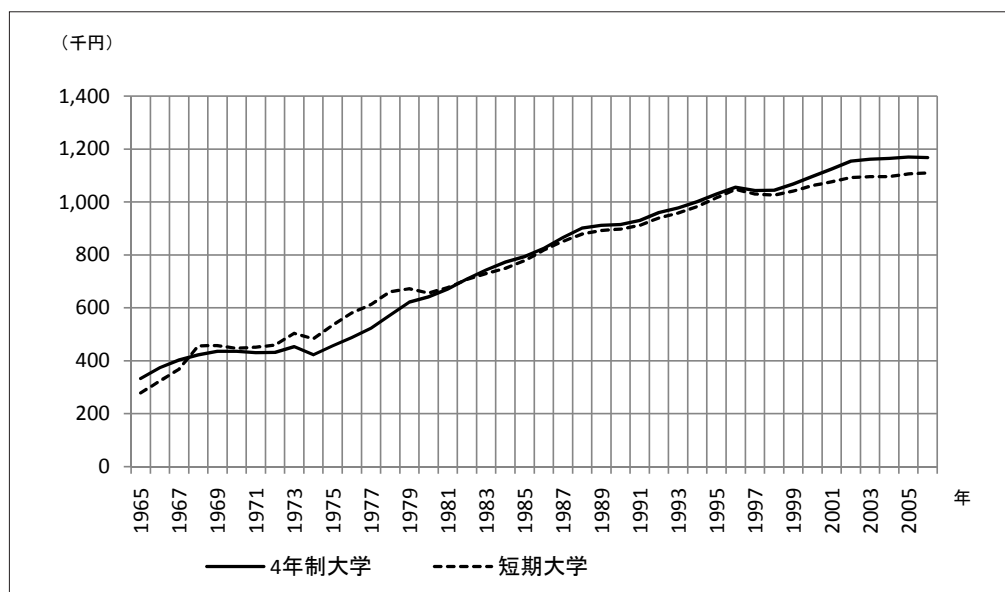


図8 4年制大学と短期大学の学生納付金の推移（1965～2006年）

出典：学生生活調査（文部科学省）より作成、CPI（2005年＝100）

(b) 教育費用（係数： β_2 ）

文部科学省の「学生生活調査」より、4年制大学と短期大学の授業料とその他学納金を算出し、CPI（2005年＝100）で実質値に直し、これを「学生納付金」とした。学生生活調査は隔年データなので、調査がない年は前年と後年の平均値を当該年のデータとした⁴⁾。

図8が4年制大学と短期大学の「学生納付金」の推移である。4年制大学と短期大学の学生納付金は共に多少の増減はあるが長期的には上昇傾向が続いており単年度の金額もほぼ同額である。教育費用の上昇は家計の負担増加を招くので、予想される係数 β_2 の符号は負である。

(c) 所得：可処分所得（係数： β_3 ）

総務省統計局の「家計調査年報」より、世帯主年齢45～54歳の勤労世帯の可処分所得を世帯人数で除し1人当たりの平均可処分所得を算出しCPI（2005年＝100）で実質値に直し、これを「可処分所得」とした。45～54歳層を使ったのはこの年齢層の世帯が進学適齢年齢の子供を有する可能性が高いと思われたためである。また、データの制約上、勤労世帯のみを対象としている。図9がその推移であるが、「可処分所得」は、1975年まで上昇し安定、1985年より緩やかに上昇し1995年前後から緩やかな減少に転じている。可処分所得の上昇は、教育資金調達力を高めるため、予想される係数 β_3 の符号は正である。

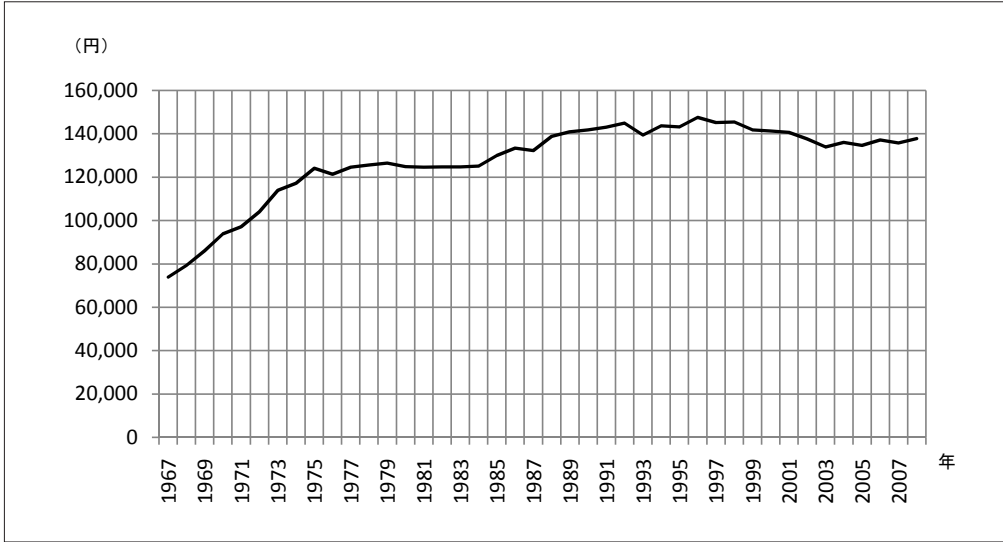


図9 1人当たりの平均可処分所得の推移 (1967~2008年)

出典：家計調査年報（総務省統計局）の各年度版より作成、CPI（2005年 = 100）

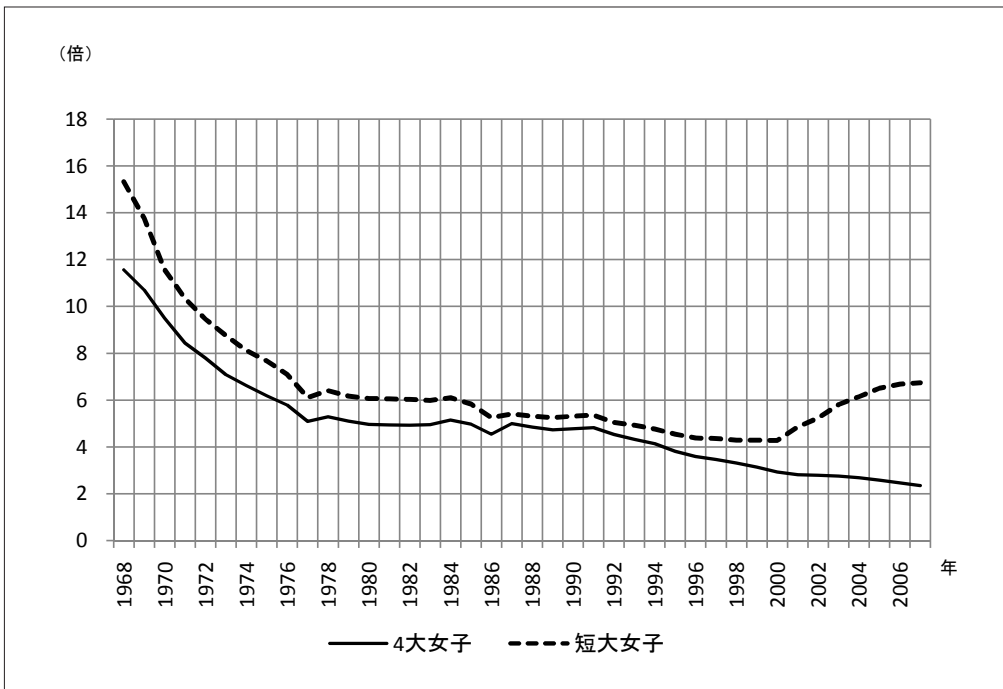


図10 4年制・短期大学の定員倍率の推移 (1967~2006年)

出典：全国大学一覧、全国短大一覧、学校基本調査報告（文部科学省）の各年度版より作成

表 1：回帰分析で予想される説明変数の係数の符号

説明変数	使われた変数	予想される係数の符号
大学教育の収益率 (β_1)	内部収益率	正
	生涯賃金格差	正
	高卒者の失業率	正
	女子の労働力率	正/負
	女子の非正規雇用率	正/負
教育費用 (β_2)	学生納付金	負
所得 (β_3)	可処分所得	正
大学進学 of 難易度 (β_4)	定員倍率	負

(d) 大学進学 of 難易度：定員倍率 (係数： β_4)

文部科学省の「全国大学一覧」および「全国短期大学一覧」にある4年制大学と短期大学の総定員数で18歳人口である3年前の中卒者数と18歳女子人口をそれぞれ除して「大学定員倍率」と「短大定員倍率」とした。短期大学の定員倍率を、18歳女子人口に限定したのは、短期大学の志願者の9割以上が女子であるためである。図10がその推移で、1967年から1975年にかけて定員倍率は4年制大学・短期大学共に下降し、その後ほぼ横這いを続けた後、2000年以降、短期大学は上昇傾向にある。ただし、短期大学の定員倍率の上昇は、短期大学の定員割れが常軌化したため、供給側の短期大学側で定員の調整（学部廃止、統合等）が行われた結果である。定員倍率の上昇は、大学進学 of 難易度の上昇を示すので予想される係数 β_4 の符号は負である。

表1に、これらの説明変数の予想される係数の符号がまとめてある。

第5章 回帰分析の結果

(A) 二項モデル

OLSを使って式(4)を推定した結果が、4年制大学では表2-1、短期大学では2-2にまとめてある。ただし、ここでは大学教育の収益率を表わす説明変数としては人的投資論を構成する要素を説明変数として使い、労働力率や非正規雇用率などの女子の雇用環境の変化を表わす要素は除いている。志願率の決定要素を表わす変数をいくつか変えることでそれぞれ6の式を1974年から2007年のサンプル数34で推定した。概して高い補正 R^2 値は式の説明力の高さを示しているが、個別の推定値については以下のいくつかのポイントが挙げられる。

まず、4年制大学については、内部収益率、完全失業率、大学定員倍率の推定値は符号が正しく有

表 2-1：二項ロジットモデル分析結果（被説明変数：4年制大学志願率）

式	1	2	3	4	5	6
内部収益率	0.379 (3.331)a	0.318 (4.175)a				
生涯賃金格差			0.002 (0.179)	-0.004 (-0.361)	0.003 (0.407)	0.002 (0.362)
可処分所得	7.379 (1.433)		-9.934 (-1.068)	6.296 (0.780)		
学生納付金			2.141 (6.935)a		0.217 (0.586)	
完全失業率 15~19歳	0.155 (9.522)a	0.056 (2.777)a		0.148 (7.382)a		0.033 (1.216)
4大定員倍率		-0.312 (-6.289)a			-0.358 (-5.572)a	-0.326 (-5.248)a
定数	-6.475	-2.976	-1.736	-2.554	0.068	-0.042
\bar{R}^2	0.864	0.937	0.799	0.815	0.898	0.901
N	34	34	34	34	34	34

下段は t 値 \bar{R}^2 は自由度調整済決定係数 N はサンプル数
a：1%有意 b：5%有意 c：10%有意

表 2-2：二項ロジットモデル分析結果（被説明変数：短期大学志願率）

式	1	2	3	4	5	6
内部収益率	-0.086 (-1.852)c	0.002 (0.047)				
生涯賃金格差			-0.013 (-2.238)b	-0.007 (-1.188)	0.008 (1.226)	0.007 (1.341)b
可処分所得	27.970 (5.719)a		52.001 (9.687)a	31.691 (7.083)a		
学生納付金			-2.910 (-11.108)a		-1.500 (-8.503)a	
完全失業率 15~19歳	-0.143 (-10.169)a	-0.103 (-9.980)a		-0.141 (-9.705)a		-0.100 (-11.063)a
短大定員倍率		-0.262 (-7.56)a			-0.317 (-8.690)a	-0.274 (-9.782)a
定数	-3.453	0.803	-5.290	-4.384	1.478	0.608
\bar{R}^2	0.754	0.823	0.788	0.738	0.751	0.833
N	34	34	34	34	34	34

下段は t 値 \bar{R}^2 は自由度調整済決定係数 N はサンプル数
a：1%有意 b：5%有意 c：10%有意

表3-1：二項ロジットモデル分析結果（被説明変数：4年制大学志願率）

式	1	2	3	4	5	6	7	8
可処分所得	16.777 (4.413)a		28.668 (5.732)a		15.062 (9.013)a		16.852 (7.996)a	
学生納付金	-1.654 (-2.308)b	-2.068 (-7.073)a	-1.817 (-2.799)a	-0.080 (-0.241)	-1.269 (-5.305)a	-0.577 (-3.109)a	-0.507 (-2.154)b	0.293 (1.41)
4大定員倍率		-0.227 (-14.353)a		-0.187 (-6.908)a		-0.140 (-9.492)a		-0.130 (-5.858)a
労働力率 25～29歳	0.071 (4.923)a	0.067 (11.539)a						
労働力率 30～34歳			0.131 (5.709)a	0.051 (4.227)a				
非正規雇用率 18～19歳					0.041 (13.767)a	0.028 (10.957)a		
非正規雇用率 20～24歳							0.077 (10.974)a	0.042 (5.905)a
定数	-6.046	-2.267	-10.220	-2.896	-3.041	-0.695	-3.794	-1.272
\bar{R}^2	0.910	0.980	0.922	0.936	0.976	0.978	0.966	0.951
N	39	39	39	39	39	39	39	39

下段はt値 \bar{R}^2 は自由度調整済決定係数 Nはサンプル数
a：1%有意 b：5%有意 c：10%有意

表3-2：二項ロジットモデル分析結果（被説明変数：短期大学志願率）

式	1	2	3	4	5	6	7	8
可処分所得	25.620 (5.020)a		7.341 (1.493)		20.469 (7.597)a		17.919 (12.134)a	
学生納付金	-0.248 (-0.256)	0.251 (0.228)	1.780 (2.677)b	2.296 (4.121)a	0.929 (2.139)b	1.583 (4.058)a	0.587 (3.182)a	1.107 (7.487)a
短大定員倍率		-0.152 (-3.887)a		-0.025 (-0.831)		-0.117 (-7.020)a		-0.105 (-12.217)a
労働力率 25～29歳	-0.030 (-1.965)c	-0.027 (-1.403)						
労働力率 30～34歳			-0.112 (-6.032)a	-0.122 (-6.574)a				
非正規雇用率 18～19歳					-0.031 (-7.428)a	-0.033 (-7.660)a		
非正規雇用率 20～24歳							-0.070 (-16.238)a	-0.072a (-17.610)a
定数	-2.753	0.930	2.038	3.282	-4.033	-1.094	-3.381	-0.767
\bar{R}^2	0.757	0.708	0.868	0.862	0.895	0.885	0.968	0.970
N	39	39	39	39	39	39	39	39

下段はt値 \bar{R}^2 は自由度調整済決定係数 Nはサンプル数
a：1%有意 b：5%有意 c：10%有意

意性も高い。一方、生涯賃金格差と可処分所得についてはその志願率の決定要素としての有意性はなかった。さらに、学生納付金を使った式3では志願率に正に影響を及ぼしその有意性も高いという理論に反した結果が得られた。短期大学については、可処分所得、学生納付金、大学定員倍率で符号が正しく有意性も高かったが、内部収益率と賃金格差には志願率の決定要素としての有意性はなかった。さいごに、完全失業率は志願率に負の影響を及ぼしその有意性も高いという理論に反した結果が得られた。4年制大学と短期大学の進学行動を比較すると、前者では内部収益率が有意であったことから投資財としての性質が、そして、後者では可処分所得と学生納付金が有意であったことから消費財としての性質が見えてくる。ただ、4年制大学の場合の学生納付金や、短期大学の場合の完全失業率などの理論的に不整合な推定値の存在も無視できない。

そこで、内部収益率については先行研究でもなかなか理論的整合性を持った結果は得られていないことから、これを除き、大学教育の収益率については女子の雇用環境の変化を表わす変数として女子の労働力率と非正規雇用率を使った。前述のように、女子の労働力率が高まることと非正規雇用率が高まることはともに高学歴者の立場を有利にすることを通じて教育の収益率を高めることが予想される。前ケースと同様に、様々な変数を使い、4年制大学と短期大学の場合でそれぞれ8つの式を推定した。ここでは、サンプル数は1969～2007年の39で、推定結果はそれぞれ表3-1と3-2にまとめられている。4年制大学の志願率については、ほぼすべての変数で予想された符号が有意性のもとに得られた。これに対し、短期大学では多くの変数の係数の符号が予想を覆し、また有意性を持ってしまい、理論的整合性をもった変数は可処分所得と定員倍率のみであった。

このような結果の原因として考えられるのは、高卒時の進路決定については4年制大学、短期大学、高卒就職の3つの選択肢を同時に考えるという意思決定パターンである。例えば4年制大学に魅力があることは高卒就職のみでなく短期大学にも魅了がないことであるかもしれない。ここまでの分析では、4年制大学に進学するかどうかと、短期大学に進学するかどうかについて、別々に「二項モデル」で分析したが、次節では4年制大学進学、短期大学進学、高卒就職の3つの選択肢を同時に考える「多項モデル」を使った回帰分析を試みる。

(B) 多項モデル

二項モデルの基本的枠組に基づき、今度は選択肢が4年制大学、短期大学、高卒就職の3つある場合を考える。各志願率を Y_U 、 Y_C 、 $Y_{HS} (= 1 - Y_U - Y_C)$ とすると、これらは以下のように書き表せる。(詳しくは、Domencich and McFadden (1975)、Wooldridge (2009)、Green (2007)、田中 (1998b) を参照)

$$Y_U = e^{f_U} / (e^{f_U} + e^{f_C} + e^{f_{HS}}) \quad (5)$$

$$Y_C = e^{f_C} / (e^{f_U} + e^{f_C} + e^{f_{HS}}) \quad (6)$$

$$Y_{HS} = e^{f_{HS}} / (e^{f_U} + e^{f_C} + e^{f_{HS}}) \quad (7)$$

ただし、 $0 \leq Y_U, Y_C, Y_{HS} \leq 1$ 、 $Y_U + Y_C + Y_{HS} = 1$ 、

また、各志願率が選択者の特質 X_1 と X_2 (たとえば、可処分所得や労働力) と、選択肢の特質 Z_1 と Z_2 (たとえば、学費や定員倍率) に線形的に依存するのなら、その因果関係は以下の関数で表わされ、

$$f_U = \alpha + \beta_{1U}X_1 + \beta_{2U}X_2 + \gamma_1Z_{1U} + \gamma_2Z_{2U} \quad (8)$$

$$f_C = \alpha + \beta_{1C}X_1 + \beta_{2C}X_2 + \gamma_1Z_{1C} + \gamma_2Z_{2C} \quad (9)$$

$$f_{HS} = \alpha + \beta_{1HS}X_1 + \beta_{2HS}X_2 + \gamma_1Z_{1HS} + \gamma_2Z_{2HS} \quad (10)$$

これらをロジット変換すると、以下の式が得られる。

$$\text{Ln}(Y_U/Y_C) = (\beta_{1U} - \beta_{1C})X_1 + (\beta_{2U} - \beta_{2C})X_2 + \gamma_1(Z_{1U} - Z_{1C}) + \gamma_2(Z_{2U} - Z_{2C}) \quad (11)$$

$$\text{Ln}(Y_C/Y_{HS}) = (\beta_{1C} - \beta_{1HS})X_1 + (\beta_{2C} - \beta_{2HS})X_2 + \gamma_1(Z_{1C} - Z_{1HS}) + \gamma_2(Z_{2C} - Z_{2HS}) \quad (12)$$

本節ではこれに誤差項 ε_i を加えた推定式を使って、OLS による時系列分析を行う。

さて、推定結果について述べる前にこれらの係数について補足説明をしておく。例えば、(11)式で推定される係数 $(\beta_{1U} - \beta_{1C})$ 、 $(\beta_{2U} - \beta_{2C})$ 、 γ_1 、 γ_2 は、それぞれが対応する説明変数が「相対的に4年制と短期大学の志願率に与える影響」を計っている。したがって、もし X_1 が可処分所得ならば、 $(\beta_{1U} - \beta_{1C})$ は可処分所得が4年制と短期大学の2つの選択肢に与える影響の違いを計り、さらに「この値が負であれば、それは可処分所得の増加が4年制よりも短期大学の志願率の上昇に大きい影響を与えることを意味する。」一方、学費のように選択肢の特質を表わす説明変数については、ロジット変換前の(8)、(9)、(10)式にあるように、その志願率への影響は選択肢にかかわらず同一と考える。例えば4年制大学と、短期大学の学費が Z_{1U} と Z_{1C} (ここでは $Z_{1HS} = 0$) で、 γ_1 が負ならば、学費は選択肢にかかわらず志願率を下げることを意味する。

(11)式の推定結果を符号が予想と整合的であった式を中心にまとめたものが表4である。4年制と短期大学の違いに注目するために(12)式の推定結果は本稿の対象から外した。可処分所得の係数はすべての式で負の有意性を持ち、これは前述のように、短期大学の教育サービス需要のほうが4年制大学より所得に敏感であり、「教育サービスとしての短期大学は消費財的で4年制大学は投資財的傾向を持つ」という論点を支持するものである。学生納付金については、可処分所得の場合と比べると有意性

は低いものの、その符号は負で教育コストが志願率を下げることを示唆している。大学定員倍率については3式のうち2式で係数は負で有意であり、入学難易度が志願率を下げる効果があることを示している。

女子の労働力率と非正規雇用率は女子の雇用環境の変化を表わす変数として使われているが、これらの係数は雇用環境が4年制大学と短期大学の志願率に与える相対的影響を測っている。表4の式1と2の労働力率の係数が正であることは、労働力率の変化に4年制大学の志願率が短期大学の志願率より敏感に反応することを表わしている。言い換えれば、近年の労働力率の上昇は大学教育サービス需要の消費財的な短期大学から投資財的な4年制大学へのシフトを生み出している。男女雇用機会均等法の制定や改正により女子の雇用環境が改善することが女子の労働力率の上昇の要因の1つと考えると、このような雇用環境の変化が女子の大学教育のシフトを生み出していると解釈できよう。

非正規雇用率についても推定値が正で有意性が高いことから、その上昇が女子の大学教育サービスの需要の短期大学から4年制大学へのシフトを生み出すと理解できる。したがって、近年の一連の労働者派遣法の施行による非正規雇用者の増加という雇用環境の変化が、女子の教育需要サービスを

表4：多項ロジットモデル分析結果（被説明変数：4年制大学・短期大学間志願率差）

式	1	2	3	4	5	6	7	8
説明変数	3変数					4変数		
可処分所得 a	-17.973 (-4.135)a	-5.941 (-1.363)	-6.049 (-10.726)a	-7.606 (-19.405)a	-8.412 (-5.886)a	-6.408 (-18.645)a	-7.636 (-18.368)a	-8.902 (-9.001)a
学生納付金差 b	2.899 1.674	7.916 (5.439)a	-2.59 (-2.515)b	-1.484 (-2.602)b	-2.392 -1.269	-1.9 (-3.025)a	-1.546 (-2.451)b	-2.007 -1.542
大学定員倍率差 b						-0.125 (-7.978)a	0.005 0.246	-0.176 (-5.858)a
労働力率 25~29歳 a	0.043 (4.362)a							
労働力率 30~34歳 a		0.017 1.582						
非正規雇用率 18~19歳 a			0.039 (13.214)a			0.033 (17.338)a		
非正規雇用率 20~24歳 a				0.100 (22.898)a			0.101 (16.803)a	
完全失業率 15~19歳 a					0.209 (6.699)a			0.177 (7.990)a
R ²	0.646	0.495	0.908	0.942	0.759	0.966	0.964	0.885
AIC	0.618	0.975	-0.724	-1.703	0.233	-1.709	-1.653	-0.486
N	39	39	39	39	39	39	39	39

下段はt値 R²は自由度調整済決定係数 Nはサンプル数
 a：1%有意 b：5%有意 c：10%有意
 説明変数：選択者の特質 a、選択肢の特質 b

「男子化」し、消費財よりも投資財としての大学教育を求めていると言えよう。さらにこれらの結果は、前述の二項モデルの労働力率や非正規雇用率が短期大学の志願率に負の影響を与えるという理論的に不整合な表3-2の結果を覆すものである。つまり、大学進学分析には短期大学と4年制大学の同時分析が不可欠であることを示している。

さいごに、若年層の失業率が高ければ進学が選ばれるが、その場合も短期大学よりは4年制大学が好まれるという結果が有意性を持っている。

以下、ここまでの分析結果を簡単にまとめておく。人的資本論を基礎としたモデルでは、理論的整合性を持たない推定結果が数多くみられた。(表2-1、2-2)そこで、人的資本論の代わりに、女子の雇用環境の変化に関する変数を使ってみた。ここでは、4年制大学については理論的に整合性のある推定結果が得られた(表3-1)が、短期大学については多くの変数の推定値が理論的予測とは異なったものとなった。(表3-2)そこで、女子の雇用環境の変化を残しつつ、多項モデルを用いて、4年制大学、短期大学、高卒後就職の3つの選択肢を同時に分析してみた。(表4)ここでは、4年制大学との比較のもとで短期大学志願のパターンも説明可能となった。

第6章 結論：今後の予測と政策提言

1960年代以降、日本の大学教育サービスの需要は大きく増加してきた。進学率で見ても、近年では男女とも50%を超えて、2人に1人は大学進学するまでに至った。ただ、女子についてはこの全体的増加に並行して短期大学から4年制大学への大きなシフトが観察される。いわゆる、M字型の年齢別労働力参加率カーブで表わされる、多くの女子が結婚、出産、育児のために労働市場から退場する状況では、大学教育の人的投資財的要素は少なく、むしろ、消費財としての側面が強かったと考えてよいだろう。本稿では、前者が4年制大学であり、後者が短期大学であることを明らかにしたが、そのような状況では4年制大学より安価な短期大学が選択されたことは容易に理解できよう。しかしながら、男女雇用機会均等法や労働者派遣法による近年の女子の雇用環境の変化は、女子の教育サービスを消費財的な短期大学から投資財的な4年制大学へとシフトさせた。

さて、女子の大学教育サービス需要は今後どのように変化していくのだろうか。本稿で扱った説明変数の今後の動向のもとに予測して見る。まず、可処分所得は大学教育需要に正の効果を持っているため、景気回復の強いインパクトが期待できない現状では大学進学行動も伸び悩む恐れはあり、とりわけ、短期大学への進学願望は今後も減っていくだろう。学生納付金の支払いは大学進学者をもつ家計を圧迫するので、図8で見えるような継続的な増加のもとでは進学願望を抑制してしまう。一方、「全入時代」迎えた大学教育サービス市場では入学の競争が緩和され高校卒業者の進学願望は今後も増加する効果を持っている。さいごに、男女の雇用機会の均等化や非正規雇用率の上昇などの女子の雇用環境の変化は今後も予測され、女子の大学教育サービスの消費財的要素から投資財的要素へのシ

フトは今後も続くであろう。これらの効果を総合すると、中長期的には女子の大学進学のパターンは今後さらに男子のパターンに近づいていくことが予想される。

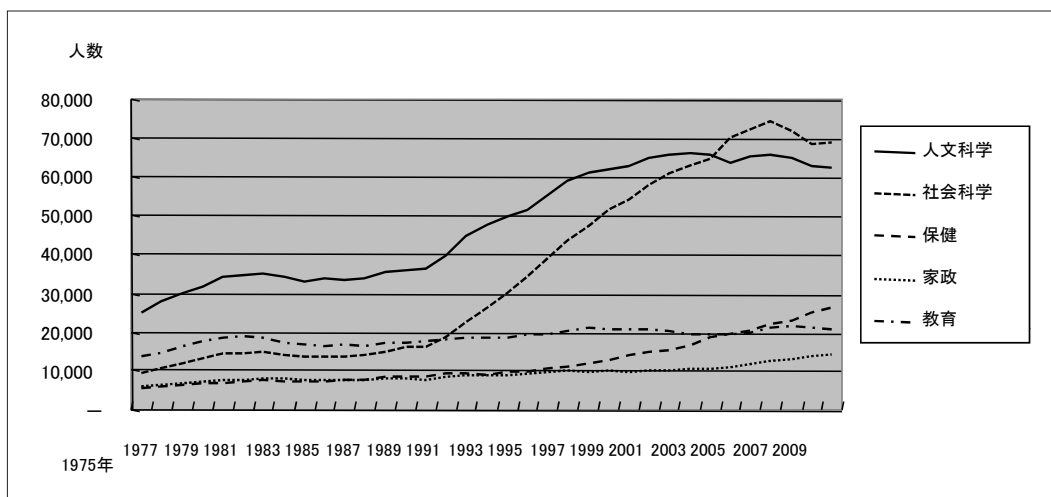
ところで本分析では使わなかったが、1990年代以降の女子の学部別の卒業生数を見ても、特に短期大学の家政学系統の学部の卒業生数が減少しているのと並行して、4年制大学の社会科学系学部の卒業生数は増加しており、ここでも女子の進学行動の「男子化」が観察できる⁹⁾。

さいごに、本稿の分析結果をもとに2つの政策提言をしたい。第1は教育ローン制度の充実や授業料の国家補助による進学希望者に対する教育費用負担の軽減である。本稿でも指摘されたように大学教育、とりわけ4年制大学教育、の需要の決定要因として学生納付金の存在は重要である。女子が男子と同様に大学教育を投資財とみなすのであれば、志願率の男女格差は徐々になくなるはずではあるが、教育費用負担の軽減はこのプロセスを早めることができる。また、多くの実証研究が指摘するように大学進学の内部収益率が5~10%程度（田中（2010）、小塩・妹尾（2003）参照）ならば、大学教育投資とくに4年制大学教育投資のメリットは大きい。したがって、もし大学進学を選ばない理由が資金の欠如であれば、教育費用負担の軽減によって進学率を高めることが求められる。すでに、欧米の多くの国では授業料が公的補助を受けて低額に抑えられたり、学生納付金の支払いや生活費をカバーするための学生本人に対する教育ローンが存在するのが一般的である。（詳しくは、田中（2010）参照）

第2の提言は、職業教育に特化した短期大学の制度作りである。本稿の分析にもあるように、短期大学は消費財的な「家庭に入る女子の高等教育」の使命を終えつつある一方で、投資財的な存在としては4年制大学の「セカンドベスト」の位置に甘んじている。短期大学が存続するためには、「4年制大学との棲み分け」を図ることが不可欠となろう。例えば、保育士、介護士、栄養士など社会福祉関係を中心とした職業教育に特化することも1つの対策と言えよう。しかしながら、現状ではこれらの資格取得者の社会的ステータスは高くなく、就労状況は低賃金、高離職率などを伴う良好なものとは言い難い。したがって、政府には、これらの資格制度の充実と同時に、短期大学に対するこれらの資格者養成制度の設立や拡充の支援、および、資格取得者の良好な就労条件の確保のための政策的支援が強く求められる。

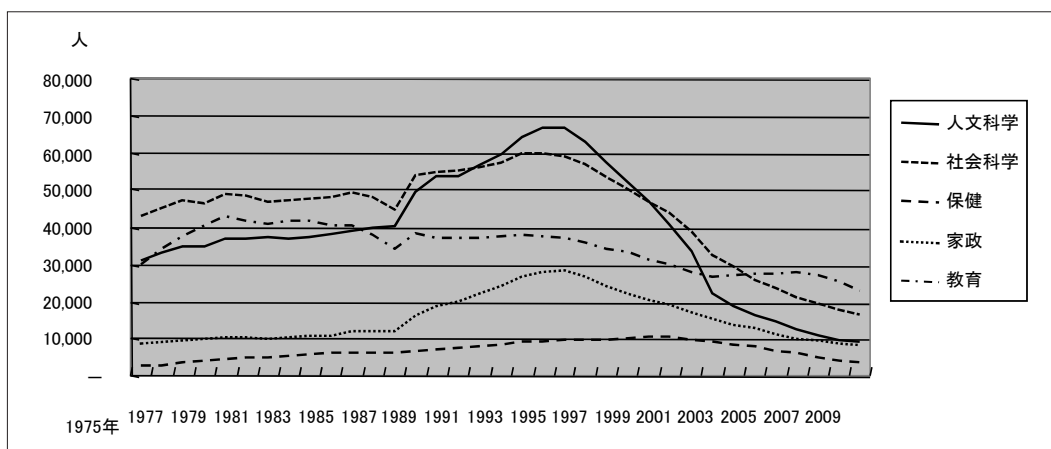
注

- 1) 荒井(2002)はこの点について、大学教育の購入は対価の支払のみならず、入学試験に合格する最低限度の学力の必要性に着目し、代理変数は進学率が妥当で、志願率は学力不十分な者の教育需要も含む可能性を指摘している。本稿は、過去の大学定員数が制限的であった事からこの立場に立っていない。
- 2) 男子の志願率や進学率を使用する場合は、この点を特に留意すべきであるが、先行研究では同様の計算方法による進学率や志願率を使用しているものの、この点に触れている文献は少ない。
- 3) 女子の場合、出産・育児等により必ずしも退職年齢までの期間に継続して労働力参加をしないことも十分考えられる。非就業期間の賃金は0になる。または、自分の代わりに働く夫の賃金を教育投資の回収部分に反映させるという議論も可能であろう。何れの場合でも、内部収益率は低くなることが予想される。言い換えれば、本稿の内部収益率は現実のものを過大評価している可能性がある。ただ、このような条件に基づく期待賃金の具体的な算出には様々な仮定が必要であり、本モデルの分析を必要以上に複雑化させることにもなりかねない。したがって、本稿では女子の場合も就労者の平均賃金を使った場合に限定して分析を行うこととした。
- 4) 授業料にその他学納金を加えたのは、特に私立大学において授業料以外のその他学納金の金額が大きく無視できない数値となっている為である。
- 5) 図A、Bは4年制大学と短期大学の学部別卒業生数の推移を表わしている。前者では、社会科学系と人文科学系が増加しているのに対し、後者では人文科学系、家政学系の減少が顕著である。このことから、多くの女子学生が社会進出を考え投資的効果の高い選択肢を選んでいることが分かる。



図A 女子4年制大学の学部別卒業生数の推移 (1975~2009年)

出典：学校基本調査(文部科学省)より作成



図B 女子短期大学の学部別卒業生数の推移（1975～2009年）

出典：学校基本調査（文部科学省）より作成

参考文献

荒井一博（1990）：「大学進学率の決定要因」経済研究 第41巻 第3号 241-249頁。
 （1995）：「教育の経済学」有斐閣。
 （1998）：「女子の大学進学率の時系列分析」一橋論叢 第119巻 第6号 24-38頁。
 （2002）：「教育の経済学：入門」勁草書房。

岩村美知恵（1996）：「高等教育の私的収益率」教育社会学研究 第58集 5-28頁

大橋勇雄（1990）：「労働市場の理論」東洋経済新報社。

大森義明（2008）：「労働経済学」日本評論社。

小塩隆士・妹尾涉（2003）：「日本の教育経済学：実証分析の展望と課題」ESRI No.69.

佐和隆光（1979）「回帰分析」、朝倉書店。

島一則（1999）：「大学進学行動の経済分析」教育社会学研究 第64集 101-121頁

田中寧（1994）：「戦後日本の大学教育需要の時系列分析」経済経営論叢、京都産業大学経済経営学会、第28巻第4号 73-95頁。
 （1998a）：「クロスセクションにおける質的データの分析方法」経済経営論叢、京都産業大学経済経営学会、第33巻 第1号 104-121頁。
 （1998b）：「女子の大学進学率決定要因」経済経営論叢、京都産業大学経済経営学会、第33巻 第1号 122-147頁。
 （1998c）：「女子の大学進学率決定要因」経済経営論叢、京都産業大学経済経営学会、第33巻 第2号 21-44頁。
 （2010）：「内部収益率のバリエーションと大学進学率の経済的メリットの再考察」京都産業大学論集、社会科学系列 第27号 63-82頁。

中馬宏之（1995）：「労働経済学（新経済学ライブラリー）」新世社。

- 中村二郎 (1992): 「大学進学決定要因」経済セミナー 第453号 37-42頁.
(1993): 「家計属性と進学行動に関する実証分析」経済研究 第44巻 第3号 212-220頁.
矢野眞和 (1984): 「大学進学需要関数の計測と教育政策」教育社会学研究 第39集 216-228頁
矢野眞和・濱中淳子 (2006): 「なぜ、大学に進学しないのか」教育社会学研究 第79集 85-104頁

- Becker, Gary S. (1993) "Human Capital," 3rd ed., University of Chicago Press.
Borjas, George J. (2008): "Labor Economics," 4th ed., McGraw-Hill/Irwin.
Cahuc, Pierre and Zylberberg, Andre (2004): "Labor Economics," MIT Press.
Domencich, Tom and McFadden, Daniel L. (1975): "Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis," North-Holland Publishing.
Green, William H. (2007): "Econometric Analysis," 6th ed., Prentice Hall.
Mincer, Jacob (1974): "Schooling, Experience, and Earnings," Columbia University Press.
Wooldridge, Jeffrey M. (2009): "Introductory Econometrics: A Modern Approach," 4th ed., South-Western Cengage Learning.

- 「家計調査年報」(総務省統計局)各年度版
「学生生活調査」(文部科学省)各年度
「学校基本調査報告書」(文部科学省)各年度版
「消費者物価年平均」(総務省統計局)各年度版
「私立大学・短期大学等入学志願動向」各年度版
「人口統計」(総務省統計局)各年度版
「全国大学一覧」「全国短期大学一覧」「短期大学一覧」(文部科学省)各年度版
「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)各年度版
「平成21年度私立大学・短期大学等入学志願動向」(日本私立学校振興・共済事業団)
「労働力調査報告」(基本調査・特別調査・詳細調査)(総務省統計局)各年度版

Female Demand for university education and their changing job environment

— Time-series analysis of female university enrolment rate
by binomial and multinomial logit models —

Yasushi TANAKA
Yoshihiro CHIBA

Abstract

Since 1990's, the female university enrolment rate has been closing the gap with the male rate. Yet, when we separate the trends for four-year universities and two-year colleges, the former shows an increase while the latter declines. This paper attempts to identify the main causes of such trends since 1970's as the female job environment changes, by considering education as consumer goods as well as investment goods. Binomial and multinomial logit models were used for econometric estimation and in the latter model the demands for universities and colleges are directly compared.

The main results are; (1) the female demand for university education now has more investment element as in the male case, (2) for raising the female enrolment rate policies are needed to support the educational investment, (3) in order to co-exist with universities, colleges need to offer special programmes such as occupational training.

Keywords : Human Capital Theory, Demand for university education, Universities and colleges, Binomial and multinomial logit models, A change in female job environment