

広島大学 大学教育研究センター
大学論集 第16集 (1986) : 41-64

高等教育進学率の時系列分析

金子元久

目次

序

1. 高等教育機会への需要の理論モデル
2. 期待収益の推計
3. 回帰分析

結論

高等教育進学率の時系列分析

金子元久*

序

わが国の高等教育進学率は1950年代の微増の後、1960年代から1970年代中頃まで急増し、それ以降一転して停滞傾向を示している。このような進学率の長期的変化は、どのようなメカニズムに規定されているのか。この問題に、教育機会への需要の理論的・実証的分析をつうじてアプローチするのが本稿の課題である。⁽¹⁾

ところで進学率の規定要因をめぐっては、各国において経済学者による分析が行なわれてきたほか、社会学者からは「教育拡大(Educational Expansion)」論も提起されてきた。⁽²⁾ わが国においても最近この方面での実証的分析への関心が高まり、菊地城司、山本真一、天野郁夫他、矢野真和、藤野正三郎らの研究が蓄積されている。⁽³⁾ これらの研究の主たる論点を整理すると、次の三つの仮説に帰着するのではないかと考える。

まず第1は「顕示効果仮説」とも呼ぶべきものである。これによれば、進学者の存在自体が社会心理的な過程をつうじて、他の人々に対する進学誘因となり、従って進学率上昇の原因となる。いいかえれば教育需要の変化は、消費財の普及あるいは技術革新の拡大などについていわれるデモンストレーション(顕示)効果によって規定されているとする。教育拡大論の代表的な論者であるマイヤーらの研究⁽³⁾はこれを、進学者と非進学者との接触の確率が、進学率上昇の速度を決定する、という形で端的に定式化したのであった。ここで定式化された過程は例えば、伝染病の拡大のそれと原理的には同様であり、進学率の自己増殖的な拡大を説明するところにこの仮説の特徴があるといえよう。特に1960—70年代には「学歴インフレ」、「学歴病」、「強制進学」などの言葉にあらわされるように、進学率の継続的な急拡大の、自己増殖的な側面が強調され、この点から顕示効果仮説は専門家の間でも根強い支持をうけてきた。しかし進学率の継続的な上昇は必ずしも自己増殖的過程を意味しないし、また自己増殖的過程は一時的には顕示効果以外の要因でも起こりうる。例えば大卒者の急増は一定の条件のもとでは一時的に高卒労働力の需要を低下させ、大学進学インセンティブな場合もあろう。顕示効果仮説は、主として直観的な理由で支持されてきたのであって、明確な理論的・実証的土台の上で検証されているわけではないことに留意しておきたい。

第2は、「期待収益仮説」ともよぶべきものである。これによれば教育需要の変化は、その教育を受けることによって将来に期待される収益(利益と費用の差)の変化によって規定される。教育を将来に対する一つの投資としてとらえ、その費用としての授業料(直接費用)および在学中に得べかりし所得(放棄所得=間接費用)と、それによって将来生じる所得格差(利益)を対置させ、両者の相対的關係(収益)を一定の指標を用いて定式化したのは「教育投資」あるいは「人的資本」理論であった。特に、巨

* 広島大学・大学教育研究センター助教授

視的な政策決定理論としてではなく、個人の行動選択の一般理論としての人的資本理論の発達に重要であり、この仮説はそこに理論的基盤をおいているといえよう。⁽⁴⁾しかし、人的資本理論全体の大きな理論的影響力にもかかわらず、期待収益仮説を実証研究によって明確に検証した例は多くなく、しかも肯定的な結論を得たのは、フリーマンの米国の大学進学率の分析⁽⁵⁾のみである。これも、期待収益の指標と家庭所得の指標がうまく分離されているか否かが疑わしい。他方、ハンダとスコリニックによるカナダ・オンタリオ州についての分析⁽⁶⁾においては結論は判然としなかった。わが国についてこの問題を正面から扱ったのは矢野真和の分析⁽⁷⁾のみであるが、ここでも期待収益の影響は確認されていない。ただしこれらの研究で期待収益の指数とされているのは、概ね初任給水準であってこれが一生にわたっての教育の収益の有効な指数であるか否かには問題がある。また、一般的行動理論としての人的資本理論で本来想定されているのは、各個人が主観的に将来得ると期待している収益であって、このような主観的要素を考慮に入れた期待収益仮説は、まだ理論的にもまた実証的にも充分検証されている訳ではない。

第3は「家計所得仮説」ともよぶべきもので、これによれば家計所得の社会的水準の上昇において教育需要が変化する。教育需要を一般の消費財需要と同様にとらえれば、それがその価格（費用）とともに所得水準によって規定されると考えるのは自然であろう。実際、教育需要の経済分析の先駆とされるキャンベルとシーゲルの研究は、このような枠組にもとづいて、家計所得の役割を実証分析の焦点にすえたのであった。しかし、家計所得仮説自体は必ずしも教育＝消費論を前提とするものではない。前述の人的資本理論は、教育を即自的な消費ではなく、将来に対する投資としてとらえ、従って進学による利益と費用の相対的関係が進学選択の基礎となると考える。だが、進学費用を額面でなく調達費用を含めた、家計への実効費用として捉えれば、それは明らかに家計所得の水準に影響をうける。従って、家計所得は教育需要の規定要因の一つであることは人的資本理論の枠組からも理論的に予測されるのである。⁽⁹⁾さらに、家計所得仮説は、経済学の変数のみが教育需要を規定することを前提としているのでもない。例えば、わが国においては文化的な理由から、進学率の「非経済的」価値が大きく、これが他国に比して特に高い進学率の原因となっている、という議論がよくなされる。しかし、もしそれが本場で、進学が誰にとっても望ましいものであったとしても、実際に進学を選択する人の数は家計所得などの制約条件によって左右されているのは明らかである。一定の期間に、その制約条件としての家計所得が上昇すれば、これに応じて教育需要は増加するであろう。即ち、教育需要の経済的な変化の直接の原因は家計所得の上昇であると考えられるから家計所得仮説に帰着する。このように、家計所得仮説は前二者と比べてより一般的であり、実際にそれを支持している実証分析も多い。前述のキャンベルとシーゲルによる米国の大学進学率の時系列分析をはじめとして、わが国においても中教審報告書付属文書（時系列分析）⁽¹⁰⁾、前述の山本真一（県別クロス・セクション分析）、天野郁夫他（県別および時系列）、矢野真和（時系列）、藤野正三郎（時系列）らはほとんど家計所得水準の有意な影響をみとめている。しかしこれらの実証的分析を仔細に検討すると、その多くにおいて、家計所得の変動をあらゆる指標が同時に教育からの期待収益の変動に対応していると解釈できる場合が多く、必ずしも家計所得の独立した効果が検定されているわけではない。さらに、前述のマイヤーらは国別パネル・データを用いて、一人あたりGNPと進学率の間に法則的な関係がみられないとし、家計所得仮説そのものを否定している点にも留意しなければならない。

以上に述べたように、進学率の規定要因に関する主要な仮説を整理すると、その各々の理論的定式化

あるいは検証の方法において従来の研究は必ずしも充分であったわけではない。しかしそれ以上に従来の研究の制約になっていたのは、個々の仮説が個々の理論的脈らくの上に発想され、またその限りで実証研究に付されていた為に、進学率の規定要因の研究という観点からみれば部分的な分析にとどまっていた点にあるといえよう。その為に一つの仮説の検証が、他の仮説の分析から見れば充分ではなく、それが実証研究の蓄積にも拘らず、そこから一定の総合的結論をみちびきだすことを難かしくする一因となっているように思われる。従って、上にあげた三つの仮説の関係を示す統合的な教育需要の理論枠組を形成し、それに実証分析を適用して三つの仮説を同時に検証して、その上で個々の仮説の当否を検証すること、が進学率の実証研究の現段階で必要とされていると考える。

このような考えにたって本稿では、まず個人的進学選択の理論モデルをもとに、集計的教育需要関数を定式化し、それから上計の三つの仮説がいかに実証的に検証され得るかを明らかにする(第1節)。次に、そこで必要となる、進学の期待収益の時系列指数を、期待形成に関するいくつかの前提にもとずいて推定する(第2節)。そして、これらの準備に基いて、戦後日本の進学率の時系列変化を統計的に分析して三つの仮説の検証を行なう(第3節)

1. 教育機会需要の理論モデル

本節では、まず個人的な教育機会選択のモデルから確率的な個人的教育需要関数を定義し、これにもとずいて集計的な教育需要関数を導いて、さらに教育需要の推計モデルを設定する。なおこの理論的操作についてさらに詳しくは拙稿を参照されたい。⁽¹⁾

個人的進学選択のモデルと確率的需要関数

進路の決定にさしかかっている高校生 (i 君と呼ぶ) を想定しよう。彼の選択は基本的には、(1) 大学に行く、(2) それ以外、すなわち大学以外の教育機会を選ぶか就職する、の二つの選択枝の間の二者択一だと考えることができる。

この決定の基礎となるのは選択1が選択2に比してどの程度 i 君にのぞましいか、すなわち、相対的な効用をもっているかということである。その相対的な効用を Φ_i という連続量であらわし得るものとする、 i 君の選択は次のように定式化される。即ち、

$$\begin{aligned} \Phi_i > \text{ならば進学,} \\ \Phi_i \leq \text{ならば就職,} \end{aligned} \tag{式1}$$

である。

ところで、この相対的効用 Φ_i は具体的にどのような内容をもっていると考えべきだろうか。いまとりあえず、相対的効用が金銭的尺度ではかられるものとする、それは大学に進学することによって期待される利益 $\ln B_i$ と、その実効コスト $\ln C_i$ との差と定義することができよう。即ち、

$$\Phi_i = \ln B_i - \ln C_i \tag{式2}$$

である。

さらに、期待される利益 B_i が下のように定式化されるとする。

$$B_i = b \cdot \exp(\alpha \cdot a_i) \cdot \exp(\mu_i^b) \tag{式3}$$

ここで b は進学によって期待される利益の、 i 君を含む該当年齢人口全体での平均値。 $\exp(\alpha \cdot a_i)$ は期

待利益の学業成績による補正項で、 a_i が*i*君の学業成績指数（人口平均値が0となるように標準化）、 α （ >0 ）が期待利益の学業成績に対する弾力性をあらわすパラメーター。 μ_i^B は期待利益に関する*i*君の主観的な評価の個人的なバイアスをあらわす指数（人口平均値が0となるように標準化）である。他方、実効コスト C_i を次のように定式化する。

$$C_i = c \cdot (Y_i/Y_N)^{-\beta} \cdot \exp(\mu_i^C) \quad (\text{式4})$$

ここで c は直接費用、機会費用を含む大学進学に要するコストの額面值。 Y_N は実効費用が額面と一致するような家庭所得水準のベンチ・マーク値。 β （ >0 ）は実効費用—の家庭所得水準に関しての弾力性。 μ_i^C は*i*君の個人的な様々な事情による実効コストのバイアスで、同所得水準において期待値0をとる。さらに、いま学業成績と家庭所得の間に次のような関係があるとする。

$$a_i = r \cdot \ln(Y_i/Y_M) + \mu_i^A \quad (\text{式5})$$

ここで、 r （ >0 ）は学業成績と家庭所得の相関を表すパラメーター、 μ_i^A は家庭所得との関係とは独立な*i*君の個人的バイアスをあらわす。 a_i が平均値0の正規分布、 Y/Y_M が平均値0の対数正規分布にしたがうものとする、 μ_i^A の平均値は0である。

以上の第2～第5式をまとめて、

$$\Phi_i = \ln b - \ln c + r \cdot \alpha \cdot (\ln Y_i - \ln Y_M) + \beta \cdot (\ln Y_N) + \mu_i^B - \mu_i^C + \alpha \cdot \mu_i^A \quad (\text{式6 a})$$

さらに、期待収益／費用比（ b/c 比） R を、

$$\ln R = \ln b - \ln c$$

と定義すると上式は、

$$\Phi_i = \ln R + r \cdot \alpha \cdot \ln(Y_i/Y_M) + \beta \cdot \ln(Y_i/Y_N) + \mu_i \quad (\text{式6 b})$$

と書きかえられる。即ち、*i*君にとっての大学進学の効用 Φ_i は、人口全体での大学進学の期待 b/c 比を基礎とし、学業成績との相関をつうじた家庭所得の影響をあらわす補正項 [$r \cdot \alpha \cdot \ln(Y_i/Y_M)$]、実効コストへの影響をつうじた家庭所得の影響をあらわす補正項 [$\beta \cdot \ln(Y_i/Y_N)$]、および*i*君個有の事情あるいは心理的なバイアスの総計（ μ_i ）、の四つの要素によって表現され得る。

ところで上式において、 μ_i は具体的には*i*君個有の、外部からは客観的に観察しにくい事情によって生じられた変数であるから、分析上は一つのランダム変数と考えることができる。しかしその諸成分は期待値が0で、それぞれ独立の確率分布をもっているから、充分大きい人口全体に関しては、 μ 自体が期待値0の正規分布に従うと考えても不自然ではない。そこで、上式を次のように書きかえる。

$$\Phi_i = V_i + \mu_i \quad (\text{式7 a})$$

ここでは μ は上の定義によるランダム変数、

$$V_i = \ln R + r \cdot \alpha \cdot \ln(Y_i/Y_M) + \beta \cdot \ln(Y_i/Y_N) \quad (\text{式7 b})$$

は、 Φ_i の非ランダム部分である。

そこで、 i 君が大学進学という選択枝を選択する確率、即ち第1式に従えば Φ_i が0より大となる確率を考えよう。この確率を p_i とあらわすと、第1、7式から、

$$\begin{aligned} p_i &= P_r\{\Phi_i > 0\} \\ &= P_r\{V_i + \mu > 0\} \\ &= P_r\{-V_i < \mu\} \end{aligned} \quad (\text{式8})$$

すなわち、大学進学が選択される確率は、 V_i が μ より大となる確率に等しい。従って、 μ の確率密度関数 (p. d. f.) を $f(\cdot)$ 、累積密度関数 (c. d. f.) を $F(\cdot)$ とあらわすと、

$$\begin{aligned} p_i &= \int_{-V_i}^{\infty} f(\mu) d\mu \\ &= 1 - F(-V_i) \end{aligned} \quad (\text{式9})$$

となる。ところで正規分布の累積密度関数はいわゆるロジット関数で近似できることが分っているから¹⁰⁾、上式を

$$\begin{aligned} p_i &= 1 - 1/[1 + \exp(-\gamma \cdot V_i)] \\ &= 1/[1 + \exp(-\gamma \cdot V_i)] \\ &= p[V_i] \end{aligned} \quad (\text{式10})$$

と近似することができよう。ここで γ は、 μ の従う正規分布の分散 (の逆数) をあらわすパラメーターである。上の第10式は、 i 君が進学を選択する確率 (p_i) を、人口全体および i 君に関して観察可能な属性からなる非ランダム変数 (V_i) の関数としてあらわしたものである。確率的な教育需要関数と呼ぶべきものである。

集計的教育需要関数の演えき

次に、個人的な進学選択確率 (p_i) を人口全体で集計して、集計的な進学選択率 (P) を演えきしてみよう。 P は、 i 君の属する同学年コホートのうちで、大学進学を選択するものの構成比として定義される。

まず、該当年齢人口全体を家庭所得によって配列し、下から J 等分して、これを第 j ($= 1 \dots J$) 階級と呼ぶ。 J が十分に大きいとき、第 j 階級の家庭所得中位数を Y_j 、これに対応する V の値を V_j とあらわすことにしよう。 J が十分に大きいなら、この階級に属する個人の大学進学選択の確率の平均は、上の第10式から、 $p(V_j)$ に等しい。さらに、いわゆる大数の法則によって、 $p(V_j)$ は、第 j 階級において実際に進学を選択するものの比率 (選択率— P_j) の期待値に等しい。従って、各階級が十分に大きければ次式がなりたつ。

$$P_j = p(V_j) \quad (\text{式11})$$

従って集計的な進学選択率 P は、

$$\begin{aligned}
 P &= \frac{1}{N} \cdot \sum_j (P_j) \\
 &= \frac{1}{N} \sum_j [p(V_j)]
 \end{aligned}
 \tag{式12}$$

とあらわされる。これは該当年齢人口全体のうち、進学を選択するものの比率を先に定義した関数 P および V の関数としてあらわしたものであるから、集計的な教育機会需要関数とみなすことができる。しかし、これに前の第10式を代入すれば明らかとなるように、この形式での需要関数自体は数学的な処理がきわめて難しい。ただ、上の式の時間による変化は、わかりやすい性質をもつことを示しうる。そのため、第12式を時間 t で微分して、

$$\frac{dP}{dt} = \frac{1}{N} \cdot \sum_j \left[\frac{dP_j}{dV_j} \cdot \frac{dV_j}{dt} \right]
 \tag{式13}$$

ここで第10式から

$$\frac{dP_j}{dV_j} = \gamma \cdot P_j \cdot (1 - P_j)
 \tag{式14}$$

さらに、第7 b 式から、

$$\frac{dV_j}{dt} = \frac{\partial V}{\partial R} \cdot \frac{dR}{dt} + \frac{\partial V}{\partial Y_j} \cdot \frac{dY_j}{dt} + \frac{\partial V}{\partial Y_M} \cdot \frac{dY_M}{dt} + \frac{\partial V}{\partial Y_N} \cdot \frac{dY_N}{dt}
 \tag{式15}$$

である。ここで、

$$\frac{\partial V}{\partial R} \cdot \frac{dR}{dt} = \frac{1}{R} \cdot \frac{dR}{dt} = \dot{R}
 \tag{式16}$$

ここで \dot{R} は期待 b/c 比 (R) の変化率をあらわす。さらに、

$$\frac{\partial V}{\partial Y_j} \cdot \frac{dY_j}{dt} + \frac{\partial V}{\partial Y_M} \cdot \frac{dY_M}{dt} + \frac{\partial V}{\partial Y_N} \cdot \frac{dY_N}{dt} = \gamma \cdot \alpha \cdot (\dot{Y}_j - \dot{Y}_M) + \beta \cdot (\dot{Y}_j - \dot{Y}_N)
 \tag{式17}$$

ここで \dot{Y}_j , \dot{Y}_M , \dot{Y}_N はそれぞれ Y_j , Y_M , Y_N の変化率である。いま短期間においては該当年齢人口の家計所得は一律の比率で変化する、即ち所得分配の形状には変化がないとすると、 $\dot{Y}_j = \dot{Y}_M = \dot{Y}$ である。また高等教育のコストに対する家計負担能力のベンチ・マーク値 Y_N に、短期間には変化がないものとする、 $\dot{Y}_N = 0$ となる。従って、第16, 17式から、第15式は次のように書きかえられる。

$$\frac{dV_j}{dt} = \dot{R} + \beta \cdot \dot{Y}
 \tag{式18}$$

これと第13, 14式から、

$$\frac{dP}{dt} = \gamma \cdot \frac{1}{N} \cdot (\dot{R} + \beta \cdot \dot{Y}) \cdot \sum P_j \cdot (1 - P_j) \quad (\text{式19})$$

を得ることができる。

さらに、 $1 - \sigma$ を次のように定義する。

$$1 - \sigma = \frac{1}{N} \cdot \sum \frac{(P - P_j)^2}{P \cdot (1 - P)} \quad (\text{式20})$$

すなわち、 $1 - \sigma$ は P_j の分散を $P \cdot (1 - P)$ で標準化した指数である。これから第19式は、

$$\frac{dP}{dt} = \gamma \cdot \sigma \cdot P \cdot (1 - P) \cdot (\dot{R} + \beta \cdot \dot{Y}) \quad (\text{式21})$$

ここで上式は、右辺に P を含んでいることに留意したい。即ち、集計的進学選択率の時間的変化 (dP / dt) は、同期間の平均期待収益／費用比の変化 (\dot{R})、家庭所得水準の変化 (\dot{Y}) のみならず、進学選択率がすでに到達した水準 (P) に依存しているのである。 P を含む項 [$P \cdot (1 - P)$] は具体的には P が0のとき極小、0.5のとき最大、 P が1に近づくに従って再び極小となる。これを規模乗数と呼ぶことができよう。

上式の両辺を $P \cdot (1 - P)$ で除すと、

$$\dot{L}(E) = \frac{\Delta P}{P(1-P)} = \gamma \cdot \sigma \cdot (\dot{R} + \beta \dot{Y}) \quad (\text{式22})$$

を得る。 $\dot{L}(E)$ は、 P の時間的変化 (ΔP) を規模乗数によって標準化したもので、その形態がロジット関数の性質に由来するところから、進学選択率のロジット変化率と呼ぶことができる。上式は、そのロジット変化率が、行論に述べた仮定の下では、平均期待収益／費用比の変化率 (\dot{R}) と家庭所得水準の変化率 (\dot{Y}) の一次関数となることを示している。それを媒介するパラメーターは、実功費用弾力性 (β)、個人的偏倚ランダム変数の分散指数 (γ)、所得階級集計バイアス補正項 (σ) であった。

集計的需要関数の推計モデル

上の第22式は、一次階差の集計的教育需要関数とみなすことができる。しかし、それを実証分析の基礎とする前に、なお次の二つの点を考慮しておかねばならない。

第1に、上の需要関数は、第1式から明らかのように合理的な個人選択モデルを基礎としている。これに対して、もし非合理的な要因、たとえば前述の顕示効果が有意な影響をもっているとするればそれはどのような集計的需要関数となってあらわれるだろうか。顕示効果仮説によれば、集計的教育需要の増加 (ΔP) は、在学者と非在学者との接触によって規定される。その確率は $P \cdot (1 - P)$ であるから、結局その関係を定式化すると、

$$\Delta P = \varepsilon \cdot P \cdot (1 - P) \quad (\text{式23})$$

とあらわすことができよう。ここで、 ε は顕示効果の強さをあらわすパラメーターである。したがって、

もし顕示効果が影響をもっていたとするなら、期待 b/c 比、家庭所得とは独立に、 P のロジット変化率が一定、即ち、

$$\dot{L}(E) = \frac{\Delta P}{P \cdot (1-P)} = \varepsilon \quad (\text{式24})$$

となるであろう。

第2に、進学選択率 P は、高等教育機会の供給の条件にかかわりなく、いわば潜在的な教育機会需要をあらわす変数として導入されている。しかし、事実として観察され得る、たとえば願書提出、あるいは入学などの行動は教育機会の需給の相対的關係を映していることも考慮に入れねばならない。わが国では各私立大学は大学基準による定員をこえて入学者をうけいれることが慣行化しているから、入学者選抜水準の低い大学には相当の潜在的な余剰収容能力があつて、これが高等教育機会需給の調節の一種のバッファーを形成していると考えられる。しかも原則として設置基準をみたせば私立大学の拡大、新設の自由が認められているから、需給のひっ迫の度合に応じて顕在的な供給能力の上限も変化していく。このような柔軟な需給メカニズムの下では、潜在的な需要の変化は、長期的には忠実に実際の進学者数の変化に反映しているものと思われる。しかし、進学適齢学年コホート（高校3年に在学する同一学年人口）の総数が増加した場合には、他の事情が等しくても、進学を希望するものの総数は増大し、より週辺的な教育機会、すなわちより低い選抜水準の大学への入学を余義なくされる受験生が増加するであろう。より低い選抜水準の大学を卒業したことによって期待させる収益は低いから、特に進学選択に関して緑辺的な位置にあつた受験生は進学を選択自体をひるがえすことになる。従つて、潜在的な余剰進学機会が存在していたとしても、進学者数はより小さくなることになる。逆に、同一学年コホートが減少した場合には、進学者数は増加することが考えられる。また、1965年度ごろにみられたように、進学年齢コホートの規模がきわめて短時間に急激に拡大した場合には、前述の需給バッファーが一時的に枯渇し、実進学者数を制限するであろう。したがつて、進学年齢コホートの時間的な変化は、選択率にあらわされる潜在的な需要の変化とは相対的に独立に、独自の影響を、そのコホートの実際の進学率に与えることになる。これを定式化すれば、

$$\dot{L}(E) = \dot{L}(P) + \delta \cdot \dot{S} \quad (\text{式25})$$

ここで E は、一つの学年コホートからの進学者（現役、浪人を含む）の比率、 \dot{S} はコホートの規模の変化率、 δ はコホート規模のコホート進学率に対する弾力性（コホート規模弾力性）である。

以上の議論と第22式から、実証分析のための推計モデルを次のように設定する。即ち、

$$\dot{L}(E_t) = b_1 + b_2 \cdot \dot{R}_t + b_3 \cdot \dot{Y}_t + b_4 \cdot \dot{S}_t \quad (\text{式26})$$

ここで、 $\dot{L}_t(E)$ は E の t 年におけるロジット変化率である。 b_1 は第24式における ε の推定値で、0より有意に大きければ顕示効果仮説が支持される。 b_2 は第22式における $\gamma \cdot \sigma \cdot \beta$ の推定値で、これが有意の正の値をとれば家庭所得仮説が支持される。 b_3 は $\gamma \cdot \sigma$ の推定値で、これが有意の正の値をとれば期待収益仮説が支持されることになる。 b_4 は第25式における δ の推定値で、有意の負の値が推定されればコホート規模が進学率に影響を与える。

2. 期待収益比の推計

上の第26式はなお、平均期待収益比（R）という、直接には観察し得ない変数を含んでいる。本節では一定の仮説のもとに、平均的期待収益率の形成に関する仮説的モデルを説定して、観察可能な変数からRの変化の仮説的な時系列指数を作成する。

期待収益比

大学教育からの平均期待収益比Rを、通常の便益／費用比にならって次のように定義する。

$$\begin{aligned}
 R &= b / c \\
 &= \frac{\sum_{n=n_g+1}^{n_r} (\tilde{w}_n^T - \tilde{w}_n^S) \cdot (1+i)^{-n}}{\sum_{n=1}^{n_g} (\tilde{w}_n^S + D_n) \cdot (1+i)^{-n}} \\
 &= R(\tilde{W}, D; i)
 \end{aligned}
 \tag{式27}$$

ここで \tilde{w}_n^T 、 \tilde{w}_n^S は高校卒業後からn年後における、大学を卒業した場合、および高卒で就職した場合に期待される賃金、Dは大学教育の直接費用、iは将来の所得を現在値に変換するための割引率。 n_g は大学の卒業に要する年数、 n_r は高校卒業から数えての退職年次である。R(\tilde{W} , D; i)は期待収益比の導出を示す演算子で、 \tilde{W} はマトリクス表示の期待賃金構造をあらわす。

したがって問題は上の第27式における、R(・)の構成要素 \tilde{W} 、D、iを、入手し得る統計資料からいかに推計するかということになる。このうち、現在価値への割引率iは、将来の収入あるいは支出に関するいわゆる時間選好をあらわしている。通説によればその社会的平均は長期的な金融資産の利回り率に近似されるから、長期の定期預金利率をこれにあてることができよう。大学進学額の額面での直接費用Dについては、大学進学を選択の境界にある受験生の大部分が私立大学への進学について選択を行っているものと考えれば、集計的教育需要の変化を問題にする限り、私立大学に進学した際に予期される直接費用をもとにRを算出するのが適当である。直接費用については一般の認識に法則的なバイアスは少ないであろうから、学生生活費調査による実際の(私立大学進学時の)直接費をDとする⁽¹³⁾。問題はしかし期待賃金構造 \tilde{W} にある。個人が将来の職業生活の個々の時点で、大卒・高卒で就職した場合にどのような差が出ると予測しているか、については、残念ながら直接的なデータを得ることはむずかしい。しかも我々が仮定し得るのは、その期待賃金構造が該当年齢人口全体についてみれば、客観的に観察し得る変数と何らかの規則的な関係によって規定されている、言いかえればマックスウェーバーのいう「了解可能」という意味で、合理的であるということのみであろう。しかし規則が具体的にどのようなものであるかについては、分析にア・プリオリに知られるわけではない。我々はそこで、賃金構造の期待形成に関して、考えうる複数のモデルを定式化し、これから仮説的な期待収益の指数をみちびく、というう回的方法をとらざるを得ない。

期待収益比に関する三つのモデル

(1) 古典モデルとA指数

期待賃金構造に関してもっとも単純な仮説は、期待賃金構造が、現時点で労働市場において観察され

る学歴別・年齢別賃金構造（これをマトリクスWと表記する）に一致する、というものである。

いいかえれば、一般に人々は労働市場における賃金構造について正確な情報を持ち、しかもその賃金構造が将来も少くとも実質値の上ではそのまま存続する、と予期している場合にこれは相当する。従来の人的資本理論における教育の内部収益率の概念は、現実の労働市場における学歴別、年齢別の賃金構造から直接算出されるから、暗黙的にこの仮説を前提にしている。従って、この仮説を期待収益比形成に関する「古典モデル」と呼ぶ。

古典モデルによって推定された仮説的な期待収益比の時系列指数を、便宜的にA指数とよび、 R^A と表記する。t年におけるA指数 R_t^A は、次のように定義される。

$$R_t^A = R(W_t, D_t; i_t) \quad (式27)$$

ここで、 $R(\cdot)$ は第27式で定義された演算子である。

(2) 情報ラグ・モデルとB指数

しかし、古典モデルに想定されている、期待形成の構造は現実的ではないという批判があり得よう。考える批判の一つの主要な論点は、一般に人々の賃金構造に関する認知は、正確ではなく、常に一定の時間的なおくれをもっている、という点である。⁽⁴⁾

一般に経済学では、時間ラグを含む時系列分析の手法として「分布ラグ」法が用いられてきた。⁽⁵⁾ これによって、情報ラグ・モデルによる期待収益比の時系列指数（これを期待収益比のB指数とよび、 R_t^B と表記する）を定式化すると、次のようになろう。

$$\begin{aligned} R_t^B &= \sum_{n=0}^{t-m} \lambda_n \cdot R(W_{t-n}, D_{t-n}; i_{t-n}) \\ &= \sum \lambda_m \cdot R_{t-m}^A \end{aligned} \quad (式28)$$

ここでそえ字mは、当該年度からさかのぼった年数をあらわし、 λ_m ($\sum \lambda_m = 1$)はm年前の当該変数の値に付加される、標準化済みのラグ加重である。すなわち、t年における期待収益比のB指数(R_t^B)は、t年およびそれに先行する諸年度(t-1年、t-2年……)における古典的期待収益比指数(R_t, R_{t-1}, R_{t-2} ……)の加重平均と定義される

ところで、過去の変数値の影響についてはそれが過去のいずれかの年についてもっとも強く、その後でより小さいであろうこと、すなわちラグ加重は、逆V字形の分布をとるであろうことは想像される。しかし、具体的にどの年に最も強い影響があるかは先験的に知り得ない。従って、我々は、異った年にピークを示す、いくつかの仮説的なラグ分布パターンを設定しなければならないであろう。その仮説的なラグ分布パターンを表1に示した。表から明らかかなように、ラグ分布パターンの番号が小さいほど最近の値が影響力をもち、大きくなるにつれてより以前の値が大きな荷重をもつ、即ちラグの巾が大きくなる。特別な場合として当該年のみにウェイトがかかる場合を考えると、それはA指数に一致する。

表1. ラグ荷重パターン

ラグ加重 パターン 番号	対 応 す る 年						
	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6
1	1	2	1	0	0	0	0
2	0	1	2	1	0	0	0
3	0	1	2	2	1	0	0
4	0	1	2	3	2	1	0
5	0	1	2	3	3	2	1
6	0	1	2	3	4	3	2
7	0	1	2	3	4	5	4
8	0	1	2	3	4	5	6
9	0	0	1	2	3	4	5

(3) 成長期待モデル

古典モデルに対するもう一つの批判は、それがあたかも人々は現状の賃金構造が将来も変化しない、いいかえれば現時点での例えば40歳時の大・高卒間賃金差が実質額においてそのまま残る、と考えていると想定していることである。しかし、1960年代の日本のように、実質賃金が長期にわたってすう勢的な上昇をみせているときには、一般的にそのようなすう勢が将来も続くという期待が形成されてもおかしくない。そしてそのような期待のもとでは、大・高卒間の予想賃金格差は古典モデルの想定したそれより大きくなる、即ち、教育の期待収益は上昇するであろう。¹⁶⁾ このような想定にもとづく期待収益のモデルを「成長期待モデル」と呼び、それに対応する指数を R^c と表記する。そうすると、 R^c は次のように定式化される。

$$\begin{aligned}
 R^c &= \frac{\sum (w^T - w^S) \cdot (1 + \tilde{g})^n \cdot (1 + i)^{-n}}{\sum (w^S \cdot (1 + \tilde{g})^n + D_n) \cdot (1 + i)^{-n}} \\
 &\simeq \frac{\sum (w^T - w^S) \cdot (1 + i - \tilde{g})^{-n}}{\sum (w^S + D_n) \cdot (1 + i - \tilde{g})^{-n}} \quad (\text{式29}) \\
 &= R(W, D; i - \tilde{g})
 \end{aligned}$$

ここで \tilde{g} は期待実質賃金成長率で、上の議論から、過去の実質賃金の上昇に規定されると考えて、次のように定義される。

$$\tilde{g}_t = \sum_m (\lambda_m \cdot g_{t-m}), \quad (\text{式30})$$

ここで \tilde{g}_t は t 年において形成された将来の賃金に関する期待賃金上昇率、 g_{t-m} は $t-m$ 年における実質賃金上昇率である。 λ_m はラグ・オペレーターで、情報ラグ・モデルに関して用いたものと技術的に全く同様である。

期待収益比指数の推計

上の三つのモデルに従い、各々、期待賃金構造、さらに期待収益比指数の時系列を算出することができる。これらの指数は古典モデルについて1系列(A指数と呼ぶ)、情報ラグ・モデルについては9のラ

グ・パターンに対応して、9系列(B-1, B-2…B-9), 成長期待モデルについても同様に、9系列(C-1~C-9)である。従って計19系列が考えられることになる。ところで、これらの期待収益指数は、主観的な期待形成について理論的な仮程をおいて客観的なデータから算出した仮説的なものであるから、それぞれ「真実」の期待収益の変化に正確に対応しているという保証は全くない。そのような「真実性」は、進学者の具体的な行動からなる進学率の年々の変化をいかに整合的に説明するかによって、間接的に判断されるものでしかない。推定にあたっては、実質賃金変化率(g)については毎月賃金調査、賃金構造(w)については賃金構造基本調査(1956~1981年)をもちいた。¹⁷⁾ 1956年以前については、その後と比較可能な賃金構造データが存在しない。また、女子の大卒者については、1958~1972年については高卒者と区別されていないので、期待収益率指数を連続的に算出できなかった。

そこで、最終的な回帰分析(次節)にとりかかる前に、これらの指数の変化率(\dot{R})が進学率のロジット変化率($\dot{L}(E)$)との間にどのような相関関係をもっているかを概観していくことは有用であろう。 \dot{R} の全ての指数の各々と、 $\dot{L}(E)$ との単純相関係数を算出し、その結果を示したのが図1である。図では、タテ軸に単純相関係数をとり、ヨコ軸に、BおよびC指数の算出に用いられたラグ・パターンの番号をとった。

いうまでもなく、期待収益率指数が「真実」のそれを忠実に反映しているほど、相関係数はより高い正の値を示すと考えられる。

まず一見して明らかなのは、期待収益形成に関する古典モデルから導出された、A指数の変化率の、進学率のロジット変化率との相関が負の値を示す(男子の大学進学率と、女子の高校進学率)か、正であっても値が小さい(男子の高校進学率)ことである。情報ラグ・モデルにもとづくB指数も、男子高校進学について、ラグ分布番号1, 2を用いたときに小さな正の値をとるものの、他では一貫して負の値をとる。これらと対照的に、成長期待モデルから導出されたC指数は、いずれの進学率についても、ラグ分布番号1については負の値をとるが、それ以外については正の値をとる。しかも、特に大学進学率については、ラグ番号の小さい(即ち進学時の直前に大きな比重がかかる)ものから、番号の大きなものにかけて、相関係数が増加し、ラグ番号4(進学時3年前に最大の比重がかかる)で最大となり、それ以上のラグ番号(進学時の4年またはその以上まえ)についてまた漸減する傾向が明らかである。即ち、進学時の前数年の実質賃金上昇率をもとにして成長期待が形成され、それにもとづいて期待収益が定まると考えた場合に、もっとも進学率の変化との整合性が高くなる。男子、女子の高校進学率については、ピークが比較的早い(より最近の上昇率の影響が高い)が、ラグ番号が大きくなるに従って相関係数が小さくなる傾向は同様である。

このように、A, B指数が理論的に非整合的な結果を示すのに対し、C指数は全般的に整合的な結果を示す。従ってこの限りでは、成長期待モデルがもっとも「真実」に近いと考えられよう。しかし、これはあくまで単純相関分析にもとづくものであって、最終的な判断は、他の進学率規定要因も含めた回帰分析の枠の中で行なわれなければならない。そしてそれが次節の課題であった。

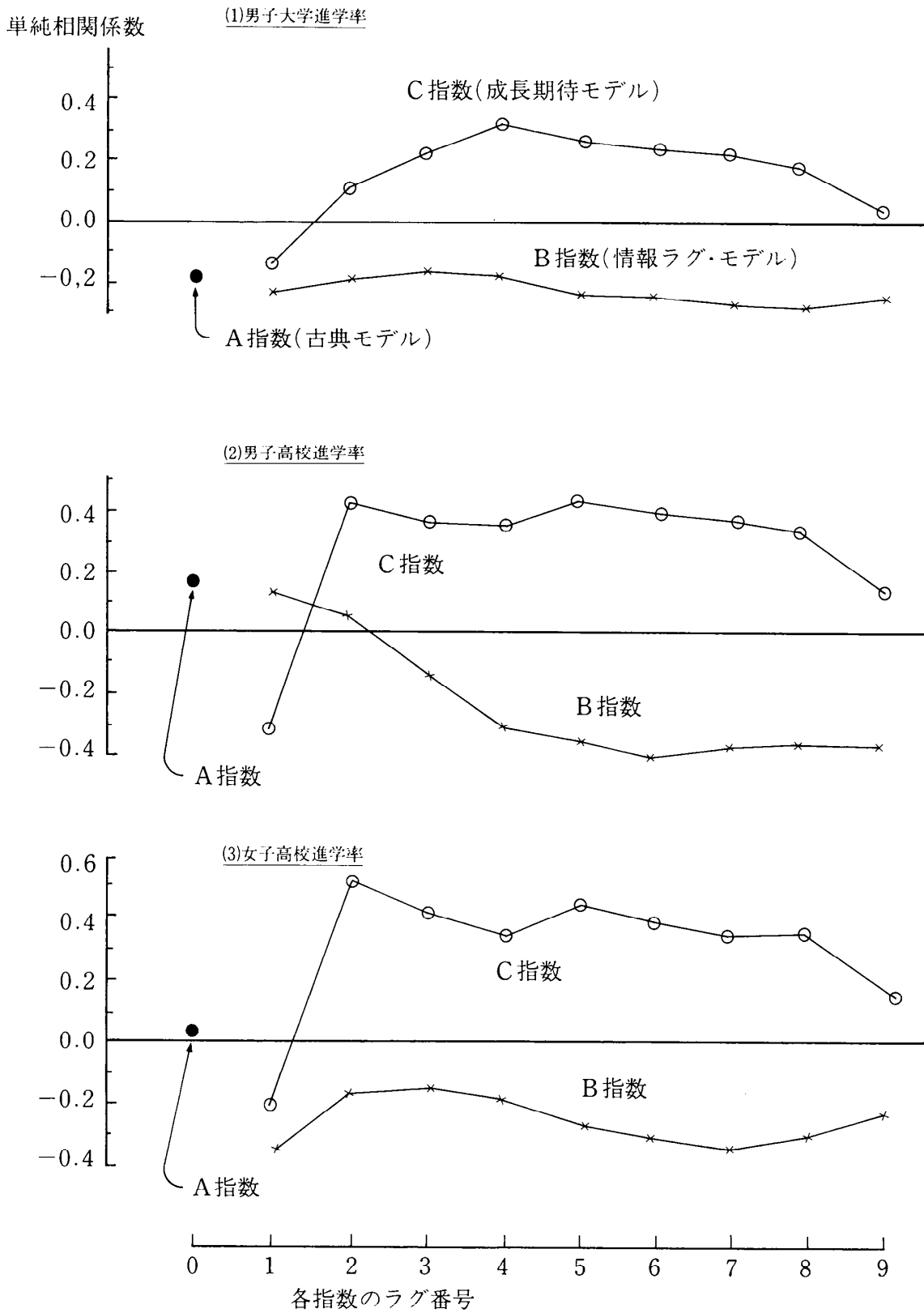


図1. 期待収益率の変化率 \dot{R} と各指数と
進学率のロジット変化率 $\dot{L}(E)$ との単純相関係数

3. 回帰分析とその解釈

回帰分析の方法

上の第26式にもとずいて、コホート進学率（男子の高校、女子の高校、男子の4年制大学）について回帰分析を行なった。コホート進学率 E は学校基本調査から推計した。¹⁰⁰ 回帰式の独立変数である家計所得上昇率 \dot{Y} は、3年の短いスパンの分布ラグを用いて¹⁰¹、総理府の家計調査の時系列データから推定された。¹⁰² またコホート規模変化率 \dot{S} は学校基本調査の中学卒業者数の時系列データによる。期待収益比の変化率 \dot{R} は、第2節で推定した期待収益比指数の19の時系列のそれぞれについて算出した。

実際の回帰分析においては、上にのべた19の期待収益比変化率のそれぞれと、他の独立変数とのくみあわせの全てについて分析を行なった。その結果、古典モデルによる期待収益比指数（A指数）を用いた回帰分析では、そのほとんどにおいて期待収益比の回帰係数が有意のマイナスの値としてあらわれ、理論的な解釈ができないことが分った。そこで、情報ラグ・モデルにもとずく期待収益比を用いた回帰分析結果、成長期待モデルにもとずく期待収益比を用いた回帰分析結果、の各々から、最も高いF値を示すものをえらんだ。これらは、独立変数の一部の一部のみを用いた結果とあわせて表2に示してある。なお、カッコ内は推定値の標準誤差で、t値の第26式における仮説の各々に応じた片側検定の結果がアスタリスクによって示されている。

分析の結果

表にみられるように、一部の変数しか含まない部分回帰式については有意なF値を示さないものがあるが、全部の変数を含むフル回帰式ではすべて全帰式全体で有意性を示す。D.W.値は、一部の部分回帰式で誤差項に正の相関が生じていることを示すが、その他では2に充分近く、99%の信頼率で誤差項の自己相関によるバイアスを棄却し得る。各回帰係数は次のようにまとめられよう。

(1) 定数項（第26式における b_1 ）は、独立変数の中に期待収益比が入っていない回帰式ではおおむね有意の、正の値をとり、これは家庭所得が加えられた場合でも同じである。したがって、顕示効果仮説は一見だ当しているかにみえる。しかし、独立変数に期待収益比をいれると、高校・大学進学率のいずれについても有意性をうしない、特にフル・モデルでは一貫して負の値をとっている。即ち、体系的な理論枠組を基礎にすれば顕示効果仮説を支持することはできない。

(2) \dot{R} の回帰係数（第26式の b_2 ）は用いられた期待収益のモデルによって大きく異なる。

前述のように、古典モデルによると期待収益比の係数は負となる（表には省略）。即ち、期待収益が上昇すると、進学需要が下降することになって理論的な解釈ができない。情報ラグ・モデルによると、男子の高校進学率については正の有意の値をとるものの、女子の高校進学率では負、大学進学率については有意の負、と結果が一貫しない。

これに対して、最も安定した結果を示すのが、成長期待モデルに基づいた期待収益比指数を用いた場合である。ことに高校進学率に関しては男女ともに高い統計的有意性を示す。大学進学率に関しては、有意性が少し低くなるが、これは \dot{S} の係数が特に高いことから知られるように、年齢コホートの規模が進学率に大きな影響を与え、これによって期待収益の教育需要に対する影響が統計的にはかく乱されて表れるためであろう。

しかし、ともかくも一定の前提にたてば、期待収益を支持し得ることは明らかである。

(3) \dot{Y} の回帰係数（第26式の b_3 ）は、一般に正の値をとり理論的期待に一致するが、期待収益の入ら

表2. 回帰分析の結果

用いられた 期待収益モデル	(同 指数)	回帰係数				R	\bar{R}^2	F	D.W.
		定数	\dot{R}	\dot{Y}	\dot{S}				
(1)大学進学率(男子)									
※期待収益を含まない		0.051 (0.593)		0.643 (0.478)	-0.445*** (0.117)	0.616	0.332	7.952 ***	1.223
		0.046*** (0.014)			-0.440*** (0.108)	0.611	0.351	6.713 ***	1.489
情報ラグ・モデル	(B-3)	-0.061* (0.033)	-0.572** (0.258)	2.250*** (0.637)	-0.368*** (0.095)	0.761	0.517	9.196 ***	2.133
成長期待モデル	(C-6)	0.060*** (0.013)	0.064 (0.043)		-0.325*** (0.109)	0.578	0.278	6.007 ***	1.650
	(C-5)	-0.009 (0.033)	0.091* (0.049)	1.491** (0.662)		0.506	0.194	4.127 **	1.738
	(C-6)	-0.009 (0.028)	0.073* (0.038)	1.525** (0.557)	-0.324*** (0.094)	0.705	0.432	7.583 ***	1.915
(2)高校進学率(男子)									
※期待収益を含まない		0.062** (0.024)		0.644 (0.426)	-0.098 (0.378)	0.347	0.053	1.778	1.809
		0.092*** (0.012)			-0.118 (0.092)	0.202	0.006	1.185	1.632
情報ラグ・モデル	(B-2)	-0.010 (0.021)	0.237** (0.101)	2.586*** (0.459)	-0.073 (0.070)	0.793	0.572	11.265 ***	1.125
成長期待モデル	(C-7)	0.096 (0.012)	0.072* (0.037)		-0.090 (0.105)	0.430	0.117	2.720 *	1.922
	(C-7)	0.022 (0.025)	0.078*** (0.028)	1.606*** (0.495)		0.641	0.362	8.381 ***	1.769
	(C-6)	0.024 (0.025)	0.079** (0.031)	1.587*** (0.494)	-0.095 (0.089)	0.661	0.364	5.956 ***	1.733
(3)高校進学率(女子)									
※期待収益を含まない		0.067** (0.017)		0.782* (0.459)	-0.121 (0.119)	0.386	0.083	2.277	1.806
		0.106*** (0.013)			-0.150 (1.119)	0.232	0.020	1.597	2.155
情報ラグ・モデル	(B-8)	0.010 (0.032)	-0.218 (0.414)	2.532*** (0.698)	-0.067 (0.108)	0.678	0.379	5.673 ***	1.994
成長期待モデル	(C-4)	0.105*** (0.013)	0.096*** (0.032)		-0.088 (0.112)	0.559	0.255	5.455 **	2.161
	(C-3)	0.046 (0.029)	0.085*** (0.030)	1.277** (0.587)		0.641	0.362	8.376 ***	1.954
	(C-4)	0.045 (0.029)	0.079** (0.031)	1.319** (0.588)	-0.105 (0.104)	0.660	0.363	5.923 ***	1.931

(注)

カッコ内は推定値の標準誤差。***は99パーセントで有意、**は95パーセント、*は90パーセント。
 サンプル数は収益期待指数を含まないものについては30(1952-81年)、B指数を含むもの、24、C指数を含むもの、27。 \bar{R}^2 は自由度調節済み決定係数。

ない回帰式においては値が小さく、統計的な有意性も低い。しかし、期待収益比の入ったフル回帰式では、男子および女子の高校進学率、大学進学率のいずれにおいても一貫して高い有意性を示し、しかもその有意性は他の係数と比べてもっとも安定している。即ち、家庭所得仮説は、統合的な理論枠組をもとに検証すれば、三つの仮説の中でもっとも広い範囲において、しかも高い確実性をもって支持することができるのである。また、 \dot{Y} の係数の値自体がいずれのフル回帰式においても、他の係数とくらべて最も高い点にも注目したい。この係数の値は、一種の弾力性を示しているが、計測結果は家計所得の1パーセントの変化が、他の変数のそれとくらべてもっとも大きい影響を進学率に与えることを示している。

(4) \dot{S} の回帰係数(第26式における b_4)は、すべての回帰式で負の値をとり、理論的な期待に一致する。ただし、男子および女子の高校進学率についてはいずれの場合でも係数が小さく統計的にも有意ではない。すなわち供給の非弾力性は高校進学率に大きな影響を与えてなかったと解釈される。これと対照的に、大学進学率に関しては係数が大きな負の値をとり、しかも統計的に高い有意性を示す。他の係数が回帰式に加えらるに従って、係数の値は減少する傾向があるが、全部の独立変数が入ったフル回帰式においてもきわめて高い有意性をしめすことが注目される、このように、大学進学率に限っては、供給の非弾力性は、コホート規模の変動を媒介して大きな影響力を与えてきたと考えることができる。

回帰分析の結果による進学率変化の解釈

上の回帰分析に用いた第26式をいま一度みなおすと、左辺の進学率のロジット変化率を、右辺における規定要因の各項の和としてあらわしていることに気づく。従って、上で測定した回帰係数と、年々の各変数の値を第26式に代入すれば、進学率の変化についての要因分解ができることになる。男子大学進学率についてそのような計算を行ない、進学率のロジット変化率(実測値と推定値)、それに対する家庭所得変化(\dot{Y})の寄与分、期待収益の変化(\dot{R})の寄与分、コホート規模の変化(\dot{S})の寄与分を時系列で示したのが図2である。なお回帰係数は、期待収益指数C-6を用いた回帰分析結果による。

図にもとずいて、1950年代おわりから1981年までの男子大学進学率の変化の要因を整理すれば次のようになるであろう。まず、進学率のロジット変化率そのもののすう勢をみると、1963~1965年の一次的な変動を除いて、1950年代おわりから、1960年代にかけてすう勢的な上昇が続いて、 $\dot{L}(E)$ が0.13前後に達し、それが1970年代前半にそのまま維持されたことが明らかである。即ち、1960年代から、1970年代前半にかけての進学率上昇のすう勢的加速化は、単に前述の規模効果のみによるのではなく、実際に進学率を上昇させる要因自体に加速化傾向があったとみられるのである。しかし、1976年にロジット変化率は突然マイナスの値をとり、それ以降は、0.0前後で推移している。

次に寄与要因別のすう勢をみると、家庭所得変化率(\dot{Y})の寄与分は、1960年代から1970年代前半にかけて、0.80から0.10程度の高水準を維持し、これが進学率のロジット変化率 $\dot{L}(E)$ の高水準の基礎をなしていたことが明確である。ところが \dot{Y} の寄与分は1973年ころから低下しはじめ、1970年代後半にかけて、それまでよりかなり低い水準に移向した。これが $\dot{L}(E)$ の低下の一次的な要因であることはいうまでもない。即ち、進学率の1960年代から70年代前半にかけての持続的上昇の核は家庭所得の上昇であり、それ以降の停滞の主たる要因もまた、家庭所得のびなやみ傾向にあると解釈されよう。

他方で、期待収益変化率(\dot{R})の寄与分は、1950年代に負であったが、1960年代にはほとんど0であった。即ち、通常的手法で(即ち古典モデルの仮定によって)算出した期待収益の指標はこの間、下降

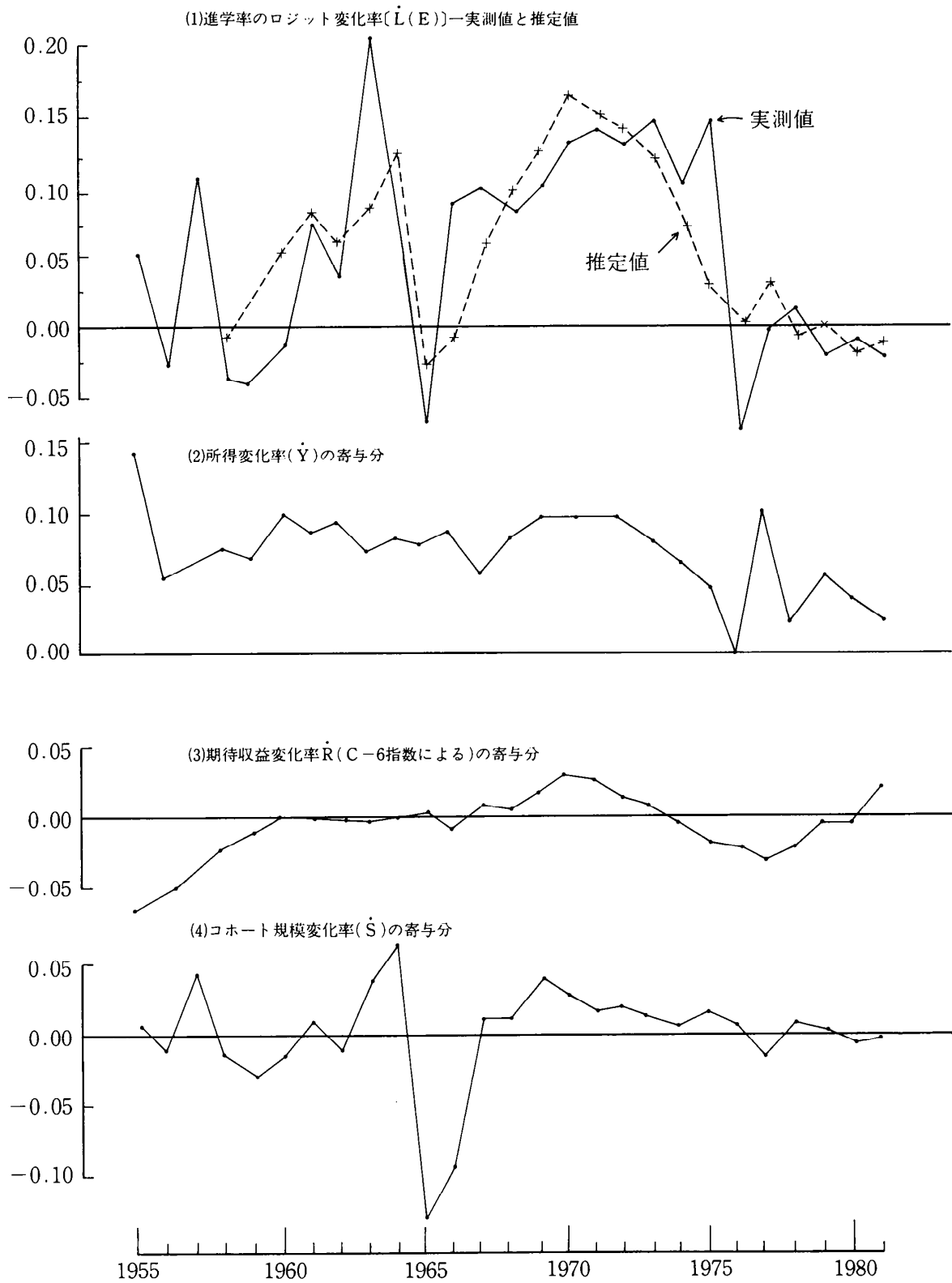


図2. 進学率のロジット変化率(実測値と推定値)と各要因の寄与分

して、進学率には負の影響を与えるのに対して、成長期待モデルによる期待収益指標は、継続する高成長による将来への成長期待を反映してほとんど変化せず、従ってその効果はほとんどあらわれなかった。いかえれば成長期待の上昇のため、横断的な大卒・高卒間の賃金拡差の縮小にもかかわらず、期待収益は大学進学需要をおし下げる要因とはならなかったと解される。さらに、1960年代末から1970年代前半にかけては、 \dot{R} はかなり大きい正の値を示し、進学率上昇のすう勢的加速の要因になった、とみることができよう。しかし、1975年以降は、 \dot{R} も負の値を示すに至っている。

次にコホート規模変化率(\dot{S})の寄与分をみると、1963、64年に高い正、1965、66年に高い負の値を示しており、これが進学率のロジット変化率の1963、64年における急増、1965年における急激という短期的な変動に対応していることが分る。特に1965、66年度は、いわゆるベビー・ブーム(1947、48年生まれ)が大学進学年齢に達した時で、進学希望者総数の一時的な急増に対して、教育機会の供給が充分弾力的に適応できず、結果として進学率の変化に一時的に大きなマイナス要因として働いたことを示しているものといえよう。なお、これに関連して興味深いのは、終戦直後に生まれ、1963、64年に適齢に達したコホートは、その前後に比べてその総数がきわめて小さかったが、それが進学率の一時的上昇をみちびいたとみられる点である。これは教育機会の供給との相対的關係の変化が、進学選択率をおし上げる場合があることを示しているともみることができよう。

結 論

戦後日本の大学および高校進学率の実証分析によると、進学率の経時的変化の規定要因について以下のことが明らかになった。まず顕示の効果仮説は支持し得ない。部分的な回帰分析によると、顕示効果は統計的に有意な影響を与えたかにみえるが、それは見せかけの効果であって、統合的な回帰分析の枠組では有意性がなくなる。期待収益仮説は、特定の期待収益のモデルを用いた場合に支持される。即ち、主観的要因の介在しない古典モデル、ないし認知の時間的おくれを勘案した情報ラグ・モデルから推計された期待収益比指数は理論的に整合的な結果を与えないが、将来の賃金構造の変化の予測を組み込んだ成長期待モデルによると期待収益比の統計的に有意な影響を認めることができる。家庭所得仮説は、もっとも確実に支持することができる。家庭所得の影響の統計的有意性は、大学、高校男女の全てのはん囲で一貫して確認され、また有意性の水準も高かった。なお、年齢コホートの規模は、高校進学率についてはほとんど影響を与えないが、大学進学率については重要な影響力をもつことが分った。回帰分析の結果を用いて、戦後の男子大学進学率の変化を要因別に解釈すると、その長期的な周期の基調をなしたのは家庭所得水準の変化であった。即ち、1960年代からの高度経済成長による家計所得の上昇が進学率の長期的上昇の核となり、またオイル・ショック後の家計所得上昇率の鈍化が進学率停滞の主たる要因となっている。大学教育からの期待収益は1960年代には、内部収益率などの指標のみかけの下降にもかかわらず、おそらく将来の経済成長への期待が形成されたために下降せず、1970年代前半にはむしろ上昇して進学率上昇のすう勢的加速の要因になったのではないかと考えられる。しかし1970年以降、その役割は反転した。コホート規模は、特にベビーブーム世代が進学年齢に達した前後の1960年代なかばに短期的に大きな影響を与えたものと解することができる。

研究方法上の制約から、本稿における以上の分析結果は、そのまま進学率の将来予測に適用し得るものではない。しかし、それが、どのような基本的な含意をもっているかには留意しておく必要があるだ

ろう。ここで特に重要なのは、教育需要に関する、顕示効果仮説および古典的な期待収益仮説の双方が実証的に否定された点である。もし、顕示効果仮説が事実であったとするなら、進学需要は他の社会的・経済的要因とは独立に自律的に上昇し続ける。従って、労働市場における大卒労働力の慢性的過剰を避けるために、政府は高等教育機会の供給を常に強力に制限し続けなければならないであろう。他方で、もし古典的な期待収益仮説が正しかったとすると、進学需要はその時点での大卒労働力の需給を忠実に反映して増減する。従って政府は高等教育の需給を全く自由放任することが、むしろ有効な資源配分という観点からみても望ましい。ただしこの場合、経済的、人口的要因による労働市場の変動の為に、進学率もきわめて不安定な短期的変化をみせることになる。本稿はしかし、この相対する二つの論理的可能性が、ともに薄いことを示したのである。

分析結果が示唆したのはむしろ、家庭所得水準と、労働市場の現在の需給とその将来のみこみが、進学需要の動向を決定する、といういわばきわめて常識的な構図である。これに従えば、中・長期的な経済の拡大期には、家庭所得が上昇し、将来についても強気のみこみが有力となるために、みかけ上の大卒の供給過剰にも拘らず進学率は急上昇し、あたかも顕示効果が働いているかにみえる。しかし、経済成長が停滞局面に入れば、進学率も停滞する。この場合、成長期待も中立化するから、労働市場の需給状況や教育の直接費用などが直接に需給に影響を与えやすくなり、前述の古典的収益仮説の世界に近くなるであろう。これは1980年代の状況に近いのではないと思われる。総じて、これに従えば進学率は、経済成長の中期的周期を反映して変化することになる。そうだとすれば、長期的な視野にたつて、周期的な変動の行きすぎを是正する為に、間接的な介入を行なうことが、高等教育政策の主要な課題であると考えられる。

- (1) この論文は、下記の拙著のうち、進学率の時系列変化を扱った部分を要約したものである。更に詳しくは同書を参照されたい。Kaneko, Motohisa. *Enrollment Expansion in Postwar Japan — A Theoretical and Empirical Study*. Research Institute for Higher Education, Hiroshima University, forthcoming.
- (2) 丸山文裕、「教育の量的拡大のメカニズム——その理論と実証」、『大学論集』 本集。
- (3) この分野の実証的分析のうち、主たるものをあげれば次のようになる。菊池城司「教育需要の経済学」, 市川昭午, 菊池城司, 矢野真和編『教育の経済学』, 1982年, 15—38頁。菊池城司「わが国の高等教育進学率はなぜ停滞しているか」, 『IDE』第226号, 民主教育協会, 1981年12月。
山本真一, 「大学進学希望率規定要因の分析」, 『教育社会学研究』第34集 (1979年), 93—103頁。
天野郁夫, 河上婦志子, 吉本圭一, 吉田文, 橋本健二, 「進路分化の規定要因とその変動——高校教育システムを中心として」, 『東京大学教育学部紀要』第23巻 (1983年), 1—43頁。矢野真和, 「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 (1984年), 216—228頁。
藤野正三郎『大学教育と市場機構』, 岩波書店, 1985年, 特に28—33頁。
- (3) Meyer, John W. ; Ramirez, Francisco O.; and Bolli-Bennett, John. "The World Educational Revolution 1950-70." In *National Development and the World System*. pp. 37-55. Edited by John W. Meyer and Michael T. Hannan. Chicago: The University of Chicago Press, 1979.
- (4) 金子元久「解説：シュルツ以降の教育経済学」, T. W. シュルツ著, 清水義弘, 金子元久訳, 『教育の経済価値』, 1981年, 141—167頁。

- (5) Freeman, Richard B. "The Decline in the Economic Rewards to College Education." *Review of Economics and Statistics* 69 (February 1977). pp. 18-29.
- (6) Handa, M. L, and Skolnic, M. L., "Unemployment, Expected Returns, and the Demand for University Education in Ontario: Some Empirical Results." *Higher Education* 4 (February 1975). pp. 27-43.
- (7) 矢野前掲論文
- (8) Campbell, Robert and Siegel, Barry N. "The Demand for Higher Education in the United States, 1919-1964." *The American Economic Review* 57 (June 1967). pp. 482-494.
- (9) 矢野真和「入学と就職の経済学」, 市川昭午, 菊池城司, 矢野真和著『教育の経済学』第一法規, 1979年, 47頁。なおこの点については, G.ベッカーのいわゆるワイティンスキー講義に体系的に展開されている。Gary S. Becker, *Human Capital, Second Edition*, Columbia University Press, 1975. p. 94.
- (10) 中央教育審議会答申「今後における学校教育の総合的な拡充整備のための基本的施策について」, 1971年, 大蔵省印刷局。297頁。
- (11) 金子元久「個人的および集計的教育需要の理論」, ミメモ。
- (12) Hanushek, Eric A. & Jackson, John E. *Statistical Methods in Social Science*. New York: Academic Press, 1977. p. 189.
- (13) この推定の資料および方法については下を見よ。Kaneko idem, *Educational Expansion*....., Appendix C.
- (14) 信国真載「大学教育投資の私的効率」, 『文部時報』第1239号(1980年8月), 47—63頁。
- (15) De Leew W. "The Demand for Capital Goods by Manufacturers: A Study of Quaterly Time-Series." *Econometrica* 20 (1962) pp. 407-423.
- (16) 1960年代において, 継続する経済成長が一定の社会心理的状況を生み出し, これが進学率を昂進させたという議論は次にもみられる。
矢野真和「入学と就職の経済学」, 市川昭午, 菊池城司, 矢野真和著『教育の経済学』, 第1法規, 1977年, 49頁。渡辺行郎「加熱受験社会と労働市場——昭和30年代の役割」, 『大学論集』第14集(1985年), 43—52頁。
- (17) これらの資料と推計の方法については次をみよ。Kaneko, idem, *Educational Expansion*....., Appendix B,および Appendix D.
- (18) 前掲書 Appendix A.
- (19) ラグ荷重は次のとおり。t年, 1。t-1年, 2。t-2年, 3。
- (20) 前掲書, Appendix D.

Time Series Analysis of Enrollment Rate in Higher Education

Motohisa KANEKO*

The enrollment rate of higher education in Japan, which increased slowly in the 1950s and then rapidly in the 1960s and the first half of the 1970s, has since been stagnating. What are the determinants of the long-term trend? A survey of past investigations dealing with this topic reveals that there are three major hypotheses to explain the change in demand for education: 1) demonstration effect hypothesis, 2) expected return hypothesis; and 3) family income hypothesis. This paper examines the validity of these hypotheses through theoretical and empirical analysis.

The first section lays out the theoretical framework of analysis. The analysis starts with a theoretical model of individual choice between education and work for typical high school graduates. From the model the probability of selecting college education is derived, which renders an individual demand function for education in stochastic form. This function is aggregated over the college-age population to obtain an aggregate demand function of education. The function is then transformed into a simplified form for empirical application.

The function, however, contains a variable representing expected return from education which can not be observed. The second section is devoted to exploring the ways to estimate hypothetical indices of the expected returns. For this purpose, three models of expectation were developed, i.e., classical model, perception-lag model, and growth-expectation model. Then these models were operationalized utilizing the distributed-lag method.

Regression analyses were then applied to time-series data. The results indicate the follows: First, the demonstration effect hypothesis, though it appears valid in partial models, cannot be supported when based on the full theoretical model. Second, the expected return hypothesis comes to be valid only when the growth-expectation model is used. With other models of expectation, the results become contradictory to theoretical expectation. Third, the family income hypothesis proves to be valid most consistently, and the estimated elasticity is the highest among the explanatory variables.

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

