



Title	大学進学率のトレンド分析：人口生態学的モデルの可能性
Author(s)	近藤，博之
Citation	大阪大学人間科学部紀要. 1995, 21, p. 91-111
Version Type	VoR
URL	<a href="https://doi.org/10.18910/4975">https://doi.org/10.18910/4975</a>
rights	
Note	

*The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA*

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

# 大学進学率のトレンド分析

— 人口生態学的モデルの可能性 —

近 藤 博 之

## 目 次

- 1 はじめに
- 2 大学進学率の規定要因
- 3 進学環境の構造変化
- 4 人口要因の遅滞効果モデル
- 5 トレンドの再解釈
- 6 結び—わが国の特徴について—

# 大学進学率のトレンド分析

## —人口生態学的モデルの可能性—

近藤 博之

### 1. はじめに

わが国における大学進学率は昭和50年代に入ってからなぜ停滞したのだろうか。この問題関心から、これまでいく人かの研究者が大学進学率の時系列分析に取り組んできた<sup>1)</sup>。そこでは、投資的な要因や消費的な要因に対応する変数が適宜に組み合わせられ、進学率の推移をもっともよく説明する計量モデルが探索されてきた。そうした分析によると、大学進学率の動向は家計所得と大学教育費用の動きによってほぼ説明できるとされている。たとえば、荒井（1990）は教育投資論と消費者需要論のどちらがより有効であるかを比較検討し、後者の考え方がわが国の現実に近いことを説得的に論証している。藤野（1986）も、前年度の進学率をモデルのなかに組み込むという設定ではほぼ同様の結論を得ている。他方、金子（1986）は教育投資の期待収益を評価する点で荒井や藤野とは少し異なるが、それでも昭和50年代に入って進学率が伸び悩んだ原因を彼らと同じく経済活動の停滞に求めている。

経済学的な理解を背景とする限りいずれも申し分のない分析と言えるが、しかし進学率の変化に対する関心はそれらの分析によって完全に満たされるわけではない。教育投資論にしる、消費者需要論にしる、経済学的な観点からの実証分析は経済行動のミクロな理論から導出された一般的な仮説を検証するために時系列データを＜素材＞として用いているに過ぎず、時系列データそれ自体を歴史的な情報を含んだ＜対象＞として扱っているわけではないからである。極端に言えば、各時点のデータを互換可能なものとみなしておりトレンドの生成を説明しようとする指向は弱い。

そのように考えると、従来の分析に対しては素人目にもいくつかの疑問点が浮び上がってくる。分析の対象がなぜトレンドの安定した期間に限られるのか、変数の選択がなぜ経済的要因ばかりなのか、大学進学率の定義になぜ当該年の高校卒業者ではなく3年前の中卒者を分母にとった通常の算式が用いられるのか。これらの疑問はこういうことである。たとえば、昭和36年度の中卒者における大学進学率は同年齢人口ベースで26.6%、高卒者ベースで46.0%と、そ

の当時としては異常に高い値となっていた。教育人口の動態を調べればすぐに明らかとなるのだが、これはその年度に進学したコーホートの人口規模が小さかったからで経済的な要因はこの動きにはほとんど関係がない。そうした出生数の増減が他の年度の進学率にも反映されているのはまず間違いのないところだろう。それにも関わらず、従来の分析は人口規模を考慮しないでも大学進学率の動向をほぼ完璧に説明している。これはどこかが間違っているのではないだろうか。

経済的な要因だけでも高い説明力が得られるのは各々の変数が類似のトレンドをもつためであるが<sup>2)</sup>、3年前の中卒者数を分母にとった進学率を用いることがその傾向に拍車をかけている。というのも、その場合は大学定員数の滑らかな増減を反映するのみで高卒者数の変動に伴う人口圧の影響はほとんど捨象してしまうからである。そうした円滑な推移に経済変数の動きを対応させれば説明力が高くなるのも当然だろう。そのように考えると、年々の授業料や家計所得の動きが3年前の中卒者を分母にとった変数とどうしてリアルに関係するのか、その意味で間延びした変数に対し投資決定は進学時の $t$ 年前になされると仮定して $t$ 年のラグを付けるといった類の厳密さがなぜ必要となるのか、これも疑問に思えてくる。

少なくとも、個人の選択や家計の行動を念頭に大学進学率の動向を分析しようというときに同年齢人口の進学率を対象とするのは適切ではない。基本的には高校生であった者が大学に進むのだから、候補者である高卒者数を分母とした進学率を用いるべきだろう。それは単年度の集計では難しいかも知れないが、筆者はすでに戦後教育世代の教育歴を中卒コーホートごとに推計した資料をもっているので容易にこれを求めることができる<sup>3)</sup>。以下、そのデータを用いて、中学卒業時点が昭和27年度～昭和60年度までのコーホートを対象に大学進学率の推移を検討してみることにする。前半の2と3では、従来の経済学的な理解を前提に変数効果の吟味を行い、それによって大学進学率の趨勢がどこまで説明できるかを検討してみる。そして、後半の4と5では、経済学の理解によらない説明の仕方も可能であることを人口生態学的なモデルを通して示してみる。時系列データの特徴を明確にし、それに相応しいアプローチから新しい現実理解を提示するのが本稿のねらいである。

## 2. 大学進学率の規定要因

はじめにコーホートの進学率をこれまでと同じ枠組みで検討してみる。説明変数として用いたのは、①家計所得の豊かさ、②大学教育の費用、③雇用市場における大卒の有利さ、④雇用市場の全般的な好況度であり、いずれも手近な資料から用意した<sup>4)</sup>。まず、家計所得は都市勤労世帯の月当たり平均実収入で捉えることとし、豊かさの相対的な度合いを測るためにそれを月平均の食料費支出額で除したものをを用いた。つぎに、大学教育の費用は私立大学の授業料と入学金の合計額で代表させることとし、その変動を生活実感に合わせるために同じく食料費支出額で割ったものをを用いた。これらは大学教育に対する需要を消費的な観点から捉らえたとき

の要因に対応している。他方、投資的な観点からは労働市場における大卒の価値を評価した変数が必要となるが、わが国の場合はこの影響が一般に弱いということなので、ここでは単純に大卒者と高卒者の初任給格差を都市勤労世帯の平均実収入で割ったものを用いている。また、必ずしも投資的な意味に限定されるわけではないが、雇用市場が悪化しているときには進学モチベーションが高まると予想されるので<sup>5)</sup>、市場の好況度を一般雇用者の求人倍率で反映させることにした（これら2つの変数には1年のラグが付けてある）。経済的な要因を指数の形で表わしたこれらの変数はもちろん精密なものとは言えないが、経済変数が重要であればこれでも十分に用は足りるだろう。

他方、経済学的な理解に対抗する変数として、⑤各コーホートにおける高校卒業者の規模（1万人単位）を付け加えることにした。この変数を導入したのは、人口数に比して定員数が多くなればいつでも進学率が高くなり、逆に定員数の伸びに比して人口数が多くなれば進学率は抑制されるという人口圧に関する仮説を検証するためである。明らかに、この仮説は「わが国における大学教育の需要は潜在的のみならず顕在的にも高い水準を維持してきた」という仮定のうえに立っている<sup>6)</sup>。この他にも、国の高等教育予算に占める育英事業費の割合（供給側の要因に対応する）、親世代の職業構成や学歴構成（教育需要の社会的背景に関わる）などを考慮したが、多重共線性が発生すると現実にはそれほど有力な説明力を示さなかったことから、今回の分析では検討を見合わせることにした。もちろん、これらの変数が無意味ということではない。もう少し正確なデータが長期にわたって得られるなら教育制度の発展過程について社会的な仮説を確かめることもできるだろう。しかし、ここでは経済的な変数に焦点を絞って検討を進めることにする。

実際の分析では、これらの説明変数に対数変換を施しつぎの重回帰モデルを当てはめた。

$$(1) \quad Y_t = a + \sum_j b_j \ln(X_{jt}) + e_t$$

説明変数に対数変換したのは、各要因と進学率との間に特別の関数型を想定したからというよりも、こうすると  $b_j = \partial Y / (\partial X_j / X_j)$  となって、推定された回帰係数  $b_j$  の値を  $X_j$  の1%増に対する  $Y$  の  $b_j$ % 増として読むことができるからである。授業料関係の資料が昭和35年以降に限られるので、分析は昭和32年の中卒コーホートから昭和60年の中卒コーホートまで29年度分となったが、その結果は表1に示す通りである。

ほぼ予想通りの結果が得られているが、DW値の大きさからは男女とも系列相関の存在が示唆されている。とくに女子においてその傾向が強い。これが甚だしい場合は変数効果の検定が信頼できないものとなるので、ここでは通常の最小二乗法（OLS）による推定結果と、データから系列相関の強さ  $\rho$  を推定しその影響を除去したときの推定結果とを併記しておくことにする。これは、つぎの誤差相関を同時に考慮してパラメータを推定し直したものである。

$$(2) \quad e_t = \rho e_{t-1} + u_t$$

表1. 大学進学率の重回帰分析

変数\推定	男子		女子	
	OLS	HL	OLS	HL
定数	0.539**	1.102**	-0.098**	-0.030
所得	0.136	0.354**	0.185**	0.163**
費用	-0.089	-0.217**	-0.051*	-0.043
初任給	-0.225**	-0.067	-0.020	-0.002
市場	-0.001	-0.056**	-0.013	-0.010
規模	-0.177**	-0.206**	-1.384E-06	5.095E-07
$\bar{R}^2$	0.809	0.713	0.896	0.393
DW	1.694 <sup>+</sup>	2.428 <sup>+</sup>	0.610 <sup>++</sup>	1.065 <sup>+</sup>
$\hat{\rho}$		0.583		0.795

+ 系列相関は不定 / ++ 系列相関あり

\*  $p < .05$  / \*\*  $p < .01$  /  $n = 29$

$\rho$  の推定にはヒルドレス＝ルーの反復法 (HL) を用い、それより  $Y$  と  $X$  の準階差  $Y_t^* (= Y_t - \rho Y_{t-1})$  と  $X_t^* (= \ln(X_{jt}) - \rho \ln(X_{j,t-1}))$  を求めてOLSを当てはめた<sup>7)</sup>。(2) の  $u_t$  は回帰分析の通常の仮定を満たす誤差項である。

まず、所得と費用に注目してみると男女とも相対的に大きな値となっており、符号も所得はプラス、費用はマイナスと予想通りの結果になっているのが分かる。コーホートの進学率においても従来の経済学的な説明が支持されているとみてよいだろう。とくに男子においてそれが妥当するようである。女子の場合も所得に有意な効果がみられるが、男子ほど強いものではない。つぎに、雇用市場に関する変数は男子においてのみいくらか有意な結果が得られている。ただし、初任給の場合は符号がマイナスとなっているので期待通りというわけではない。これに対して、もう一つの変数である市場の好況度は景気が悪いときほど大学に進学するという結果になっており、わが国でも大学進学が一種の避難所としての意味をもってきたことが示唆されている。つぎに、高校卒業者の規模は男子で有意なもの女子ではまったく効果が認められないという結果になっている。恐らく、女子の大学進学率が候補者数の伸びに関わらずきわめて低い水準を推移してきたためであろう。系列相関が高いことと合わせて、女子の場合は男子とは異なる説明様式が必要なのかもしれない。

ともかく、ここでは教育需要に関わる経済変数が一定の有効性を示していることから、わが国の大学進学率は男女とも昭和30年代から今日まで基本的には家計所得と大学教育費用の変動に即して動いてきたと捉えておくことにしよう。

### 3. 進学環境の構造変化

大学進学率の推移が主として教育需要を規定する要因によってリードされてきたとして、ではこの間に進学環境の構造的な変化はなかったのだろうか。これまでのところ、そうした構造変化を吟味した例は案外と少ない。それは、先にも述べたように従来の分析が時系列データを歴史的な文脈から切り離し、基本的に互換可能なものとして扱ってきたからである。大学進学環境の変化を跡づけるために、ここで改めてトレンドの変調を吟味してみることにしよう。

まず、所得と費用と規模を説明変数とした式を用いて各変数の効果に時代的な変化がなかったかどうかを Chow (Chow) テストによって検討してみる。これは全期間を前期と後期に二分したときに、どの時点で区切るのが最も適当であるかを F 値や AIC を手掛りにして搜索する方法である。図 1 がその様子を表わしているが、男女とも中卒時点で昭和 47 年前後が最小の値となっているのが分かる。大学進学が昭和 50 年以降となるこの辺りの時期がやはり環境変化の境目なのだろう。

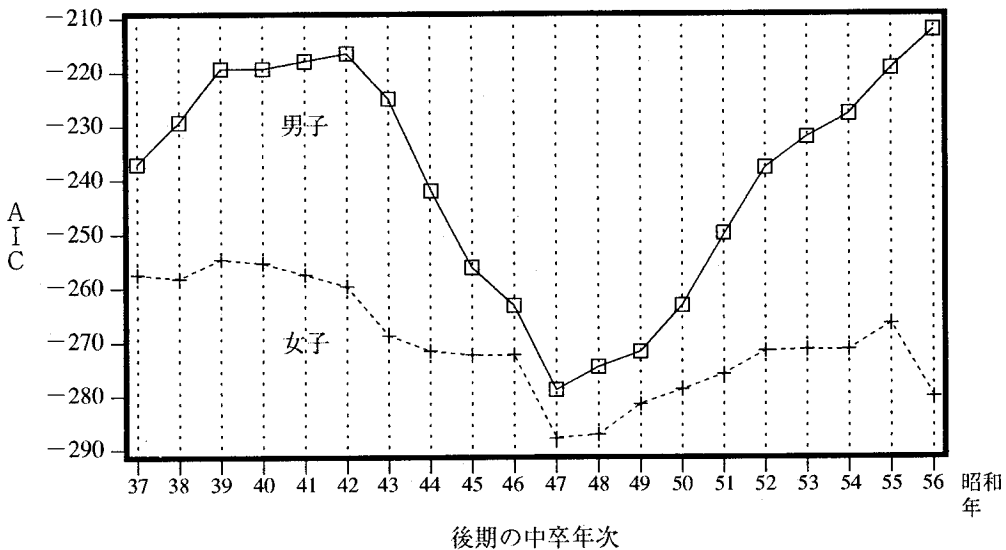


図 1. 構造変化の Chow テスト - AIC の値 -

つぎに、昭和 46/47 年を境に中卒コーホートを二分し変数効果にどんな違いがあるのかを吟味してみることにしよう。表 2 がその結果である。ここでは昭和 46 年以前の中卒コーホートを 0、昭和 47 年以降の中卒コーホートを 1 としたダミー変数(時期)を追加し、前期と後期の違いを拾い上げている。ダミー変数の効果は男子において有意なもの女子ではそうではない。Chow テストの結果に示されていたように、女子の場合は前期と後期の違いがそれほど劇的ではなくほぼ同じ水準で推移してきたからである。問題は所得や費用の効果は前期と後期でどう変化しているかだが、これは時期との相互作用を加味して判断することができる。これも男

子では明確な構造変化が観察できるものの、女子ではそれがみられない。この分析枠組みを前提とする限り、女子の大学進学率は前期・後期とも一貫して家計所得の伸びが支えてきたといえてよいだろう。よって、後期における女子の進学率の停滞は何らかの構造変化によるというよりも、単純に家計所得の伸び悩みに起因していると解釈することができる。

表 2. 変数効果の構造変化<sup>a)</sup>

		(1)	(2)	(3)	(4)
男子	定数	1.236**	0.303**	0.278**	0.235**
	所得	0.259**	0.619**	0.599**	0.638**
	費用	-0.147*	0.036	0.087	0.098**
	規模	-0.225**	-0.199**	-0.207**	-0.214**
	時期	0.043*	1.249**	0.852**	1.209**
	時期・所得		-0.812**		-0.233**
	時期・費用			-0.472**	-0.517**
	$\bar{R}^2$	0.654	0.930	0.925	0.973
	$\hat{\rho}$	0.710	0.089	-0.097	-0.279
女子	定数	-0.020	-0.091	-0.134	-0.185
	所得	0.170**	0.197**	0.210**	0.232**
	費用	-0.071**	-0.051	-0.036	-0.024
	規模	2.04E-05	1.64E-05	2.01E-05	1.72E-05
	時期	0.025**	0.124	0.114	0.182
	時期・所得		-0.068		-0.053
	時期・費用			-0.056	-0.050
	$\bar{R}^2$	0.807	0.758	0.759	0.678
	$\hat{\rho}$	0.594	0.643	0.650	0.707

a) いずれも準階差をとった推定値

\*  $p < .05$  / \*\*  $p < .01$  /  $n = 29$

他方、男子の場合は、所得の効果、費用の効果ともに時期との相互作用がマイナスの値となっている。これは、それらの効果が前期と後期で変化したことを示している。家計所得の豊かさは一貫してプラスの効果をもっているが、後期においてはそれに相互作用のマイナス効果が加わるのでトータルの効果は抑えられている。また、費用の方は前期においてそれほど有力な要因となっておらず、むしろ後期になってから新たな抑制要因として付け加わったことが分かる。このことから、経済学的な理解を背景とする限り前期では所得の伸びが大学進学率を押上げ、後期ではその所得効果が弱まったことと、大学教育の費用が高騰したことが進学率の伸び



を抑えたということになる。男子の場合に限られるが、この結果も従来の理解を支持しているように見える。

しかし、何らかの変数効果を時系列データから検証する場合は横断的なデータを扱うとき以上の注意が必要である。それは各時点のデータがわれわれの知り得ないさまざまな関連を包含しており、その関連を無視して行われる統計的な推定を無意味なものとしてしまうからである。それだからまた、つぎのような機械的な道具立てでもデータの変動は十分に説明されてしまうのである（Yは男子の大学進学率）。

$$(3) \quad Y_t = 1.022 + 0.015T_{1t} + 0.010T_{2t} - 0.019T_{3t} + 0.035X_{1t} - 0.213X_{5t}$$

$$(0.230) \quad (0.005) \quad (0.014) \quad (0.001) \quad (0.199) \quad (0.021)$$

$$\bar{R}^2 = 0.949, \quad DW = 1.85, \quad ( ) \text{は標準誤差} \quad / \quad n = 34$$

ここで $T_1$ は昭和27年を1として1年ごとに1ずつ増えていくダミー・カウント変数、 $T_2$ は昭和46年以前は0、昭和47年以降は1としたダミー変数、 $T_3$ は昭和46年以前は0、昭和47年以降は1ずつ増えていくダミー・カウント変数である。また、 $X_1$ はこれまでと同じ所得変数、 $X_5$ は高校卒業者の規模を表わすが、円滑な推移を示す所得は明らかに有効性を失い、その推移に凹凸を含んだ規模のみが有意な変数として残されている。このように時間的な変動を取り除いてしまえばたいいていの変数は統計的な有意性を失ってしまう。時系列データが横断的なデータの代わりに用いられているとするなら、この種の時間変動を除去してかかるのが無難だろう。しかし、時系列データの特徴はもともと個々の値が時間とともにスムーズに推移したり突然変動したりするところにあると考えるべきではないだろうか。そうであれば、時系列データを分析する意義は個々の変数効果よりもむしろトレンドそれ自体の解明に求められるべきなのである。

では、どんなメカニズムが大学進学率のトレンドを生成しているのか、これまでのアプローチに異議を唱えたわけであるから、それとは別の角度でこの問題に迫ってみることにしよう。

#### 4. 人口要因の遅滞効果モデル

これまでは大学進学率の推移を個人の行動を念頭に検討してきた。経済学的な理解は個人の合理的な選択行動がマクロな現実を形作っていると仮定しているからである。したがって、家計所得や授業料など個人の意思決定を左右する要因に変化の原因が求められた。しかし、大学進学率の動向を説明する様式はそれのみではない。マイヤーら（1977）の自己増殖モデル、ニールセンとハナン（1977）あるいはキャロル（1981）の人口生態学的モデル、フェルソンとランド（1978）の社会指標モデルといったデモグラフィックなアプローチもマクロな観点からやはり同じ問題を追求しているのである<sup>8)</sup>。彼らの取り組みも経済学者のミクロな説明と同様に正當に評価されなければならないだろう。

ところで、これまでの分析は進学率ばかりを問題にし、進学者数の予測からアプローチしても同じ趨勢が捉えられるはずだとは考えてこなかった。だが、進学率は進学者数を当該の年齢人口という既定数で割ったものであるから、年々の進学者数の大きさを何らかの観点から予測することができれば、それはそれで進学率の推移を十分に説明していることになるのである。その場合は、3年前の中卒者数を分母にとろうが、当該年の高卒者数を分母にとろうが、この本質にはまったく関係がない。また、教育人口の規模が問題となるので個人水準では無視されていた進学の制度的な側面も視野に入ってくることになる。この見通しから、ここでは各コーホートの大学進学者数に対して改めて時系列回帰分析<sup>9)</sup>を行ってみることにする。具体的には、時系列分析の一特殊技法である遅滞効果 (lagged effect) モデルを用いて進学者数の時間的な変動をモデル化してみる。

計量経済学のテキストによれば、説明変数のなかにラグのある内生変数を取り込む意味は、つぎのように説明されている。最も一般的なのは企業の投資決定や配当支出にみられるように過年度の実績が後々の決定に持続的な影響力をもつ場合である。いま、目的変数  $Y_t$  が外生変数  $X_t$  の遅れをともなった効果によってつぎのように生成されているとしよう。

$$(4) \quad Y_t = a + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \cdots + b_n X_{t-n} + e_t$$

こうした例は教育の世界でも考えられないわけではない。教育制度の硬直性はつとに指摘されるところであって、ひとたび作り出された座席は人口の減少があってもすぐには廃止されない。すなわち、ある時点で定員として確保されている座席数には過年度における進学者数の規模が反映されているのである。年々の進学率に対して高校卒業者の規模が無視しえない影響力をもつことは既に明らかとなっているので、ここでは遅れをともなう説明変数として高校卒業者数を置いてみることにしよう。性別が定員数に影響を及ぼすと考える必要はないので男女の合計数を考えることにする。

もちろん過年度の影響力がいつまでも続くことはあり得ないので、時間が経過するにつれて  $X_j$  の効果は指数関数的に減少していくとしよう。たとえば、 $b_j = bc^j$  とすれば (4) はつぎのように表わされることになる。

$$(5) \quad Y_t = a + bX_t + bcX_{t-1} + bc^2 X_{t-2} + \cdots + bc^n X_{t-n} + e_t$$

同様に、 $Y_{t-1}$  はつぎのようになる。

$$(6) \quad Y_{t-1} = a + bX_{t-1} + bcX_{t-2} + bc^2 X_{t-3} + \cdots + bc^n X_{t-n-1} + e_{t-1}$$

この式の両辺を  $c$  倍し (5) からさし引けば多くの項が消えて、つぎの (7) に帰着する。

$$(7) \quad Y_t = a^* + bX_t + cY_{t-1} + e_t^*$$

つまり、 $Y_{t-1}$  は外生変数である  $X_t$  の時間遅れの効果を代理的に表わす変数とみなせるのであ

る。誤差項  $e_t$  がランダムであればOLSによるパラメータの推定が可能となる。

他方、同じ式はまったく別の考え方からも導くことができる。上の場合は、環境変化に対する反応主体の能動性をそれほど重視せず、ただ単に過去の影響が継続すると仮定していた。それに対して、今度はそうした主体が一方における現実と他方における目標あるいは理想とのギャップを積極的に解消する方向で行動すると考えてみよう。大学の定員管理を行っている文部省をそうした主体とみなすことができる。このとき連続する時点間の進学者数の差は今期における最適値  $Y_t^*$  と前期における実績値  $Y_{t-1}$  との差の関数として (8) のように表わされるだろう。 $\phi$  は反応主体の対応の素速さを表わしていると解釈できる。

$$(8) \quad Y_t - Y_{t-1} = \phi (Y_t^* - Y_{t-1}) + e_t$$

さらに、今期の最適値が予算の規模や施設の余裕あるいは進学希望者の数などの形で式 (9) のように外生的に与えられているとするなら、それを (8) に代入することによって  $t$  期の進学者数は最終的に (10) で与えられることになる。ラグ変数  $Y_{t-1}$  の係数  $(1-\phi)$  は反応主体の対応の鈍さすなわち組織の抵抗や硬直性を意味することになる。係数の意味解釈は異なるが、重回帰式の形は (7) とまったく同じである。ニールセンとハナン (1977) は、 $Y_t^*$  を教育組織の収容力 (carrying capacity) を表わすものとみなし、こちらの発想からアプローチしている。教育段階が高くなるほど組織が複雑となり教育の単価も高くなるために、環境変化に対する適応が遅くなるというのが彼らの立てた仮説である。

$$(9) \quad Y_t^* = \alpha + \beta X_t$$

$$(10) \quad Y_t = \phi \alpha + \phi \beta X_t + (1-\phi) Y_{t-1} + e_t$$

外生変数の持続的な効果に着目した前者の理解は「分布ラグ」モデル、反応主体の行動を問題にする後者の理解は「部分調整」モデルとして区別されるが、いずれも時系列の変化を、恒常的な推移を表わすパラメータと時点ごとの外生的な影響とから捉えているのが特徴である。これらの発想が初めから時間的な変化を説明しようとしている点は注意すべきだろう。では、そうしたラグを含む回帰式によって大学進学者数の推移がどこまで説明できるだろうか。

## 5. トレンドの再解釈

各年度の高校卒業者数  $X_1$  と経済的環境を反映した雇用者所得  $X_2$  (新SNA) を外生変数にとり、それにラグのある内生変数  $Y_{t-1}$  を説明変数として加えたときの回帰分析の結果を表3に示すことにしよう。ここでは、誤差項の間に系列相関がないものと仮定しOLSからパラメータの推定を行っている。実際に系列相関がなければ、推定されたパラメータ値はサンプル数に規定された一定の偏りをもつが、一致推定量であることは保証されている。

表 3. 遅滞効果のあるモデル

	(1)	(2)	(3)	(4)
定数	2.232* (1.075)	-1.897 (1.301)	2.205 (1.417)	-1.548 (1.437)
X <sub>1t</sub>		0.078** (0.018)		0.080** (0.019)
X <sub>2t</sub>			-0.003 (0.097)	0.048 (0.079)
Y <sub>t-1</sub>	0.962** (0.031)	0.785** (0.049)	0.963** (0.059)	0.756** (0.068)
R <sup>2</sup>	0.967	0.979	0.966	0.978

( ) 内は標準誤差

\* p<.05 / \*\* p<.01 / n=34

前年度の実績が説明変数に組み込まれた場合、所得の効果は明らかに有意ではない。これに対して、高校卒業者数は統計的に有意な結果となっており人口学的な仮説が有望であるように見える。すなわち、「年々の大学進学者数は当該年度と過年度の高校卒業者数によって直接・間接に規定されている」。あるいは、「当該年度の候補者数と教育制度がもつ一定の慣性力によって決まっている」。この見方が正しければ、大学進学率の動きをめぐる議論はもっと単純なものになるはずである。ただし、誤差項の間に系列相関がある場合は回帰係数の分散が小さめに推定されるので変数効果が過大に評価される危険性がある。しかも、ラグ変数を含むモデルで系列相関がある場合はOLSを用いた推定がまったく無効になってしまうと指摘されている。残念ながら、この状況で系列相関があるかどうかをDW値によって判定することはできない。したがって、これは系列相関がないと仮定したときの結果であることに注意しておこう。

OLSが成り立たないときの系列相関の有無を検討する方法としてはダービンのh-テストとm-テストがある。とりあえず表3のモデル(2)を採用し、これらのテストを当てはめてみよう。そうすると、以下に示すようにh統計量は0.812となり標準正規分布の上側5%点(1.645)を下回ることがわかる。また、t期の誤差をt-1期の誤差に回帰させたときの係数を手がかりとするmテストでも、推定されたパラメータのt値は0.701となって、いずれも系列相関の可能性が小さいことが示唆される。

・ 系列相関のhテスト

$$h = \rho \sqrt{T / (1 - T \text{var}(b))} = 0.812 < 1.645$$

・ 系列相関のmテスト

$$e_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 Y_{t-1} + b_3 e_{t-1} \text{ より}$$
$$b_3 \text{ の推定値は } 0.137 \text{ (se.} = 0.195), \text{ } t = 0.701$$

では、かりに系列相関があると仮定したらどうということになるのだろうか。念のために、その場合の結果についても検討しておく。そこでは誤差項の自己回帰を同時に考慮することになるが、これにはいささか面倒な手続きを踏まなければならない。ここでは比較的精度がよいとされるウォリスの方法に従い、まずは $X_{t-1}$ を操作変数として自己相関係数 $\rho$ を推定し（0.78とやや高めの値となった）、それを用いた一般化最小2乗法（GLS）から $X_t$ と $Y_{t-1}$ の効果を再推定することにした。結果はつぎの通りである。

$$(11) \quad \begin{cases} Y_t = 1.948 + 0.150 X_{1t} + 0.390 Y_{t-1} + e_t \\ \quad (1.656) \quad (0.026) \quad (0.110) \\ e_t = 0.780 e_{t-1} + u_t \end{cases}$$

$\bar{R}^2 = 0.976$  , ( ) は標準誤差

このように、系列相関を考慮しても高校卒業者数の影響が消え去ることはない。それは、候補者1人の増加につきその年度において0.15程度の座席を創出するのである。さらにまた、前年度の実績は1人の増加につき0.39程度の慣性力をもって次年度に伝えられているのが分かる。先の表3の(2)では、同じ値が0.08と0.78だったので、系列相関がある場合は制度的な慣性に対する評価が小さくなり、反対に当該年度のXの効果が大きくなるようである。

こうして、年々の大学進学者数は当該年度と過年度の高校卒業者数から構成されることになるが、その関係は図2のように示すことができる。右側に記した数値は各々の効果を要約したものである。[ ] の数値は、高校卒業者数が毎年同じであると仮定した状況のもとで、ある年度の1人の増加が制度内に最終的に生み出すであろう座席数を求めたものである。それは系列相関のない場合であれば、現年度に0.078、次年度に $0.078 \times 0.785$ 、次々年度に $0.078 \times 0.785 \times 0.785$ 、等々と制度の慣性力を通して作り出されていく座席数の累計を表わしている。その値は系列相関がないときで0.363、系列相関があるときで0.246となる。

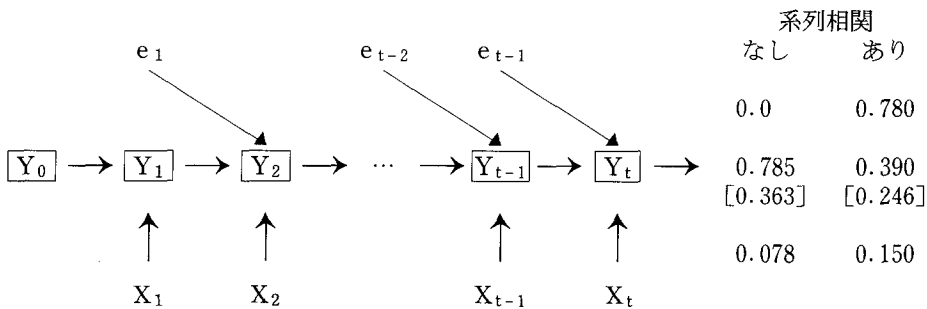


図2. 毎期の進学者数を生成するメカニズム

このように、年々の大学進学者数は現在と過去の高校卒業者数の大きさによって規定されている。まったく単純な見方だが、事実その通りなのである。対象となった期間のすべてを通して、「高校卒業者1人当たりの座席創出効果は一定」「制度の慣性力も一定」と仮定しただけで大学進学者数の動きは十分にトレースできる。この考え方が表面的には妥当であることを図3に示しておこう。言うまでもなく、その数を当該の年齢人口で割ったものが大学進学率となる。さらに、系列相関を仮定した場合についても参考までにトレンドを描いておくことにする。系列相関が生じる原因は、主として継続的な影響力をもつ隠れた変数がモデルから抜け落ちていることに求められる。それが何であるかは特定できないが、雇用者所得が有意でなかったことから判断して恐らく経済変数ではないだろう。トレンドの屈折点が昭和40年代の後半にあることから、ここでは昭和40年代の後半に大学進学に対する規範の変化が現われ、それ以降は自己増殖的な方向に転化したと読んでおくことにしよう。

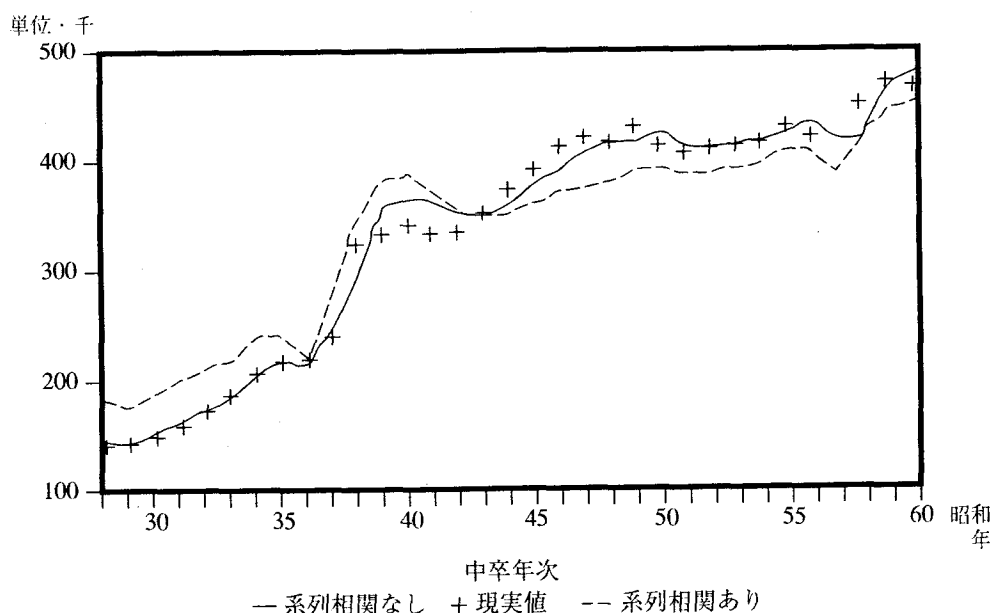


図3. 大学進学者数の推移—予測値と現実値—

さらに、図4は系列相関のない予測式を用いて各年度の進学者数を当該年度の高校卒業者数が生み出した部分（規模効果）と制度的な慣性力が生み出した部分（慣性効果）とに分解してみたものである。こうしてみると進学者数の増加はほとんどが制度の慣性力によっていることがわかる。とくに、昭和40年代の進学者数の増加は、それ以前の高校卒業者数の増加効果を時間遅れで反映したものと見ることができる。参考までに、図5に高校卒業者数の推移もグラフで示しておこう。高校卒業者数が安定してくれば、当然、慣性効果による変動も落ち着いてく

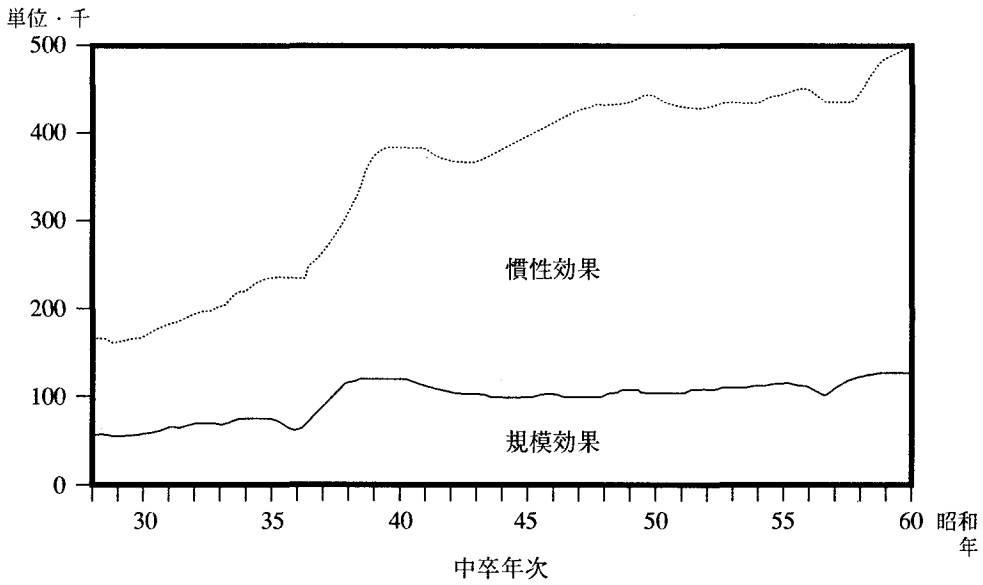


図4. 要因効果の分解（創出座席数）

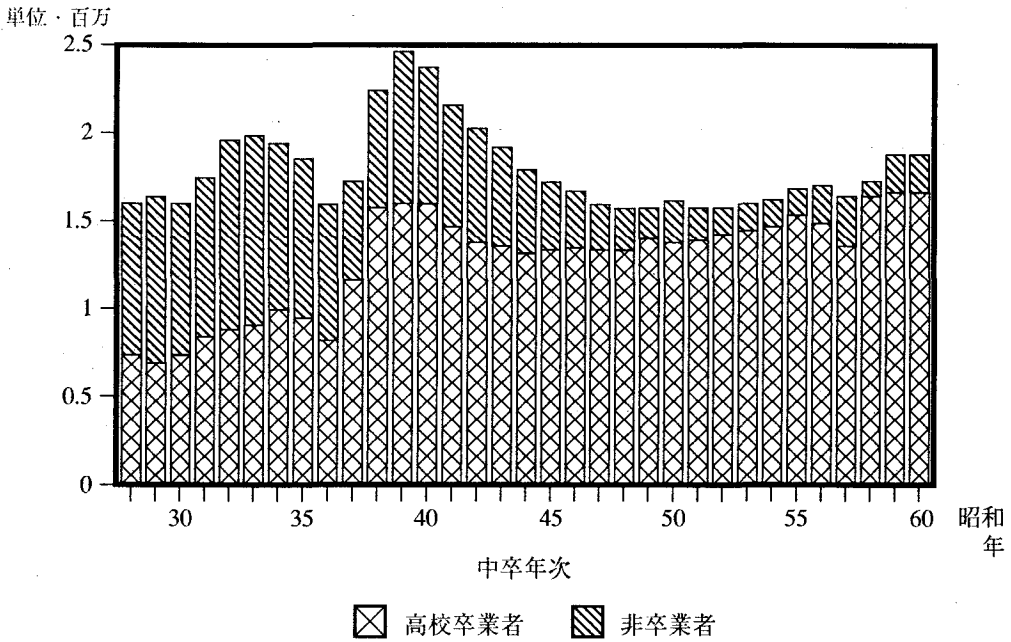


図5. コーホートの規模と高校卒業者数の推移

る。昭和50年代以降に大学進学率が停滞したのもマクロにはこうした背景から解釈することができる。近年になって大学進学者数はいくらか上昇みに見えるが、これは恐らく第2次ベビー・ブームの影響を反映したもののだろう。

この分析で制度の慣性力とみなしたものが予想以上に安定していることを強調しておこう。実際、中卒時点で昭和46/47年を境に全体を二分し同じ分析を当てはめてみると、高校卒業生数の効果は前期で0.12、後期で0.13、前年度の進学者数の効果は前期で0.52、後期で0.46となる。サンプル数が半減するのでパラメータの値は微妙に変わってくるが、この30余年に渡ってほぼ一定のメカニズムが作動してきたとみなしてよいだろう。とするならば、「昭和40年代の大学進学率の上昇は家計所得の相対的な豊かさを反映し、昭和50年代の停滞は所得の伸び悩みと授業料の高騰からもたらされた」とするこれまでの理解は必ずしも常識とは言えないことになる。むしろ、「高校卒業生の安定した教育需要を前提に、厳格な定員管理が微妙に変化する大学進学率を形作ってきた」と言ったほうが正しいだろう。結局、媒介的なメカニズムが何も考察されずに、ミクロ水準での日常生活的な実感がいわば総計的にマクロ水準に投影される場合は要注意なのである<sup>10)</sup>。

## 6. 結び—わが国の特徴について—

最後に、フェルソンとランド(1978)が1947年から1974年までのアメリカの大学進学率を同様の方法で分析しているので彼我の違いについて簡単に触れておくことにしよう。彼らの分析には軍隊の人員規模と公務員の職業的地位の変化率が統制変数として含まれているので条件がまったく同じというわけではないが、高校卒業生数の回帰係数は0.304、前年度の大学進学者数の回帰係数は0.623となっている。われわれの場合、前者が0.078、後者が0.785であるから、アメリカの場合は当該年度の候補者数がよりストレートに進学者数に反映されていることになる。反対に、制度の慣性力(組織の硬直性)はわれわれの場合よりも小さい。さらに、就学者数全体の変化を新入生の規模を統制して前年度の就学者数に回帰させた式では、就学継続率を意味する後者の係数が0.686と大変低い値になっている。これは、アメリカの大学組織が労働市場や兵役など大学外の代替的な活動に影響を受けやすく、年度ごとに柔軟な収縮を繰り返していることを示唆するものだろう。それに比べれば、わが国の場合は進学および就学に代替する活動の影響力は弱く、組織の制度的な硬直性は相当に高いものと思われる。そのことは、さらに就学の継続率や卒業率を分析することによって示すことができるだろう。

ところで、このように比較してみると市場的な性格の強いアメリカの大学教育に当てはまる分析枠組みが定員管理の行き届いたわが国の現実にそのまま当てはまるものなのかどうか、経済学的な理解に立った従来の分析に対しては新たな疑問が浮かび上がってくる。ここで結論めいたことを述べることはできないが、教育社会学の研究の現状を踏まえて言えば、もう少しマクロな視点やわが国の特徴に照準を定めた比較の関心を掘り起こしていく必要があるだろう。



ただし、どんなアプローチを採るにせよ人口規模が基礎的な変数となることだけは銘記しておかなければならない。

### 注

- 1) 時系列データを用いた大学進学率あるいは志望率の分析は、天野 (1983)、菊池 (1981, 1982)、矢野 (1984)、藤野 (1986)、金子 (1986)、荒井 (1990)、小椋・若井 (1991) などが行っている。方法はさまざまだが、いずれも経済学の理解が背景となっている。
- 2) 時系列データを用いた回帰分析ではたいていの場合、決定係数が大きな値となる。だが、そのことは必ずしも変数効果の有意性を示しているわけではない。例えば、 $Y_t = a + bX_t + e_t$  というモデルにおいて、帰無仮説  $\{b = 0\}$  としたときの誤差  $e_t$  は  $Y_t$  がトレンドをもつ以上、時間とともに増大する大きなものとなる。決定係数はその誤差の縮小程度を評価したものであるから、 $X_t$  もまたトレンドをもつ変数であれば、 $\{b \neq 0\}$  としたモデルの説明力は実質的な効果に関係なく必ず高くなる。統計的な検定はランダム誤差を前提にしているから、変数効果を吟味するのであればもともとトレンドを除去してかかるのが適切なのである。もっとも、どのようなトレンド除去 (detrending) が好ましいかは、データがどのようなプロセスによって生成されているかに依存する。
- 3) 筆者は、わが国における戦後教育世代のライフコースを分析する目的から、「学校基本調査」によって捉えられた進学、入学、中退、卒業などの人口動態を年齢コーホートごとに再集計する作業を行った。いわば横断面の情報を縦断面の情報に組み替えたわけであるが、そうしたデータのもつ利点は、結果とともに大阪大学教育社会学・教育計画論研究集録 (第10号、未刊) に報告する予定である。
- 4) 経済変数については、『完結昭和国勢総覧第3巻』(東洋経済新報社1991年) から、14-7表 (一般・日雇職業紹介状況)、14-33表 (学歴別初任給)、15-1表 (都市勤労世帯1ヵ月間の家計収支) の数値を利用した。後半の分析に用いた雇用者所得も『同総覧第1巻』3-5表 (国民経済計算フロー編) から採っている。また、大学教育費用は各年度版の『教育年鑑』に記載されている私立大学の授業料および入学金の合計額を引用した。もともになっているのは、文部省『私立学校の財務状況に関する調査報告書』である。
- 5) 雇用市場の悪化が進学のモチベーションを高める理由は、放棄所得が小さくなるために進学費用が軽減されること (教育投資論)、大学が失業から逃れるための避難所として選好されること (教育需要論) にある。Walters (1984) は、この観点からアメリカにおける中等教育および高等教育進学率の歴史的な推移を分析している。それによると戦前期の中等教育のみが期待に整合する結果となっており、そのことからWaltersは、失業率が進学に関係するのは進学行動がまだ選択的である段階に限られると結論している。
- 6) これまでになされた進学率の分析は貯蓄行動をほとんど視野の外に置いてきた。しかし、「大学前の子供のいる世帯は大学の教育費に備えて貯蓄に励み、大学生のいる世帯は貯蓄を切り下げるか、取り崩すことによって教育費を賄っている」(チャールズ・ユウジ・ホリオカ他、1990) のが家計の通常の姿であるとすれば、短期的な経済環境の動きは進学行動にほとんど影響を与えないだろう。経済学的な理解は果たしてどこまでのリアリティをもつものなのか。
- 7) 本稿での分析は主として吉野・高橋 (1990) のBLUEプログラムを用いた。
- 8) この他にもマクロ社会学的な観点から進学率の時系列分析を行っている例として、Smith (1982)、

Rubinson and Ralph(1984), Hage and Garnier(1992), Sjerp van der Ploeg(1993) などがある。

- 9) 時系列データの回帰分析に関する方法およびそれらのもつ問題点については、Wannacott=Wannacott(1970), Johnston(1972), Hibbs(1974), Maddala(1988), Ostrom(1990)などを参照のこと。また、ARIMAモデルを含む時系列分析の一般的な知識については、McDowall et al. (1980), Gottman(1981), 溝口・刈屋 (1983)などを参照されたい。
- 10) 昭和50年代以降の経済環境の変化は大学進学者の構成を高所得層に偏らせているかもしれない(樋口, 1992)。受験競争が低年齢化し教育投資が増大していることを考えれば大いにありそうなことと言える。しかし、進学者の内部構成と進学率の全体的な趨勢とは別の問題である。この区別を曖昧にする  
と前者に関する日常生活的な実感が後者の理解に容易に入り込んでしまう。

## 参考文献

- 天野郁夫他. 1983. 「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.
- 荒井一博. 1990. 「大学進学率の決定要因」『経済研究』vol. 41, No. 3.
- チャールズ・ユウジ・ホリオカ他. 1990. 「目的別にみた貯蓄の重要度について—その1 教育費—」『フィナンシャル・レビュー』March-1990.
- Carroll, G. R. 1981. "Dynamics of Organizational Expansion in National Systems of Education." *American Sociological Review* 46 : 585-599.
- Felson, M. and K. C. Land. 1978. "Social Demographic and Economic Interrelationships with Educational Trends in the United States, 1947-1974." *Research in Population Economics* 1 : 93-125.
- 樋口美雄. 1992. 「教育を通じた世代間所得移転」『日本経済研究』No. 22.
- 藤野正三郎. 1986. 『大学教育と市場機構』岩波書店.
- Gottman, J. M. 1981. *Time-Series Analysis : A Comprehensive Introduction for Social Scientists*. Cambridge UP.
- Hage, J. and M. Garnier. 1992. "Strong States and Educational Expansion: France versus Italy." Pp. 155-171 in *The Political Construction of Education*, edited by Bruce Fuller and Richard Rubinson. New York: Praeger.
- Hibbs, D. A. 1974. "Problems of statistical estimation and causal inference in dynamic time series models." Pp. 252-308 in *SOCIOLOGICAL METHODOLOGY 1973/74*, edited by H. Costner. San Francisco: Jossey-Bass.
- Johnston, J. 1972. *Econometric Methods*, 2nd edition McGraw-Hill (竹内啓他共訳. 1976. 『計量経済学の方法』東洋経済新報社).
- 金子元久. 1986. 「高等教育進学率の時系列分析」『大学論集』第16集, 広島大学大学教育研究センター.
- 菊池城司. 1981. 「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.
- 菊池城司. 1982. 「教育需要の経済学」市川昭午/矢野眞和/菊池城司『教育の経済学』第一法規.
- McDowell, D., R. McCleary, E. E. Meidinger, and R. A. Hay. 1980. *Interrupted Time Series Analysis*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Maddala, G. S. 1988. *Introduction to Econometrics*. Macmillan (和合肇訳. 1992. 『計量経済分析の方法』マグローヒル).
- Meyer, J., F. O. Ramirez, R. Rubinson, and J. Boli-Bennett. 1977. "The World Educational Revolution 1950-70." *Sociology of Education* 50 : 242-258.
- 溝口敏行・刈屋武昭. 1983. 『経済時系列分析入門』日本経済新聞社.
- Nielsen, F. and M. T. Hannan. 1977. "The Expansion of National Educational Systems: Tests of A Population Ecological Model." *American Sociological Review* 42 : 479-490.
- 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的モデル—なぜ受験競争はなくなるのか—」『日本経済研究』No. 21.
- Ostrom, C. W. 1990. *Time Series Analysis: Regression Techniques*, 2nd edition. Beverly Hills, CA: Sage.
- Rubinson, R. and J. Ralph. 1984. "Technical Change and the Expansion of Schooling in the United

- States, 1890-1970." *Sociology of Education* 57 : 134-152.
- Sjerp W. van der Ploeg. 1993. "The Expansion of Secondary and Thertiary Education in the Netherlands." *International Perspectives on Education and Society* 3 : 53-74.
- Smith, H. L. 1982. *Determinants of Higher Education Enrollment in the United States :1946-1980*. P<sub>H</sub> D. Dissertation, The University of Michigan.
- Walters, P. B. 1984. "Occupational and Labor Market Effects on Secondary and Post-secondary Educational Expansion in the United States:1922-1979." *American Sociological Review* 49 : 659-671.
- Wonnacott, R. J. and T. H. Wannacott. 1970. *Econometrics*. John Wiley and Sons. (国府田恒夫/田中一盛共訳. 1975. 『計量経済学序説』培風館)
- 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.
- 吉野直行・高橋徹. 1990. 『パソコン計量経済学入門』多賀出版.

## Determinants of Higher Education Enrollment in Japan: 1955–1988

*Hiroyuki KONDOU*

The enrollment rate in higher education in Japan increased until the middle of the 1970s and has been stagnant since then. What factors determined this long-term trend? The most popular hypothesis assumes an economic change. It says that the growth of family income maintained an upward trend in the first half period and the rise of college tuition suppressed it in the second half. To test this hypothesis, I examined aggregate-level data on each cohort which completed junior high school during the years 1952–1985.

First, I applied some regression analyses where economic factors were tested. I found that they proved to be invalid whenever considering time as a controlling variable in the regression equation. This is because time-series data suffer from various correlations which exaggerate the effectiveness of independent variables. By contrast, demographic variables exhibited a substantial effect on the enrollment rate under any condition.

Second, I examined annual enrollment rates from a demographic perspective. I specified it as a function of two inflow variables: the number of high school graduates (exogenous) and the number of college enrollment in the last year (endogenous). We can interpret the coefficient of the latter variable as a proxy for lagged-effect of the former or as an index of the institutional resistance to change. This specification captured the dynamics of enrollment in higher education in Japan very well.

Third, I compared our results with their equivalents in the United States. According to expectation, the exogenous effect was much weaker and the endogenous one much stronger in the Japanese case. This suggests that the institutional organization of Japanese higher education has controlled seating capacity in a rigid manner, and a strong inertia is resulting.

Through these examinations, I stressed institutional stability. As a matter of fact, the demographic factor could reproduce the trend of higher education enrollment in Japan consistently without any assumption of a structural change based on economic circumstances.