

高等教育進学動向の要因分析 -高等教育政策の検証

小 林 雅 之

目 次

1. 先行研究
2. 進学率の要因分解
3. 高等教育志願者数と進学者数の時系列分析
4. 高等教育進学動向の回帰分析
5. 同時方程式モデル
6. インプリケーション

高等教育進学動向の要因分析 -高等教育政策の検証

小 林 雅 之*

A Time-series Analysis of University Enrollment and Applicants:
Examination of Higher Education Policy

Masayuki Kobayashi

本稿では、高等教育政策の高等教育機会への効果について検証するために、高等教育進学動向の要因分析を試みる。この分析の目的は進学率の予測や一般的に進学の変動の要因を探ることにあるのではない。目的は高等教育政策が、実際の高等教育進学にどのような影響を与えるかを検証すること¹、また、高等教育機会の変動に与える授業料などの要因を分析することにある。このために、教育機会市場が教育需要と教育供給に基づき、どのように変動するかを検討する分析モデルを設定し、マクロ時系列データによって検証する。具体的には高等教育の抑制政策や国立大学の定員の設定などの高等教育政策と授業料や定員の変化が、進学行動にどのように影響を与えているかを検証する²。まず、大学短大進学率の要因分解から、進学率に影響を与える合格率と志願率の関連を分析する。ついで、大学短大進学者と志願者の時系列分析から抑制政策の効果を検証する。

1. 先行研究

日本の高等教育進学動向の検証に先立ち、アメリカと日本のこの領域におけるマクロ教育機会の先行研究をレビューし、知見をまとめる。

1.1. アメリカの教育機会の実証研究

アメリカでは教育政策上で教育機会均等は重要な位置づけを与えられており、これに関連して教育機会研究や教育需要の実証研究がさかんにおこなわれ、これが研究の方法にも著しい向上をもたらした。教育機会研究についてのレビュー論文も多く出されている³。ここでは、本稿と関連する教育機会に対する、家計所得や学力など他の要因の影響を扱うマクロ時系列研究を中心にみていくことにする。

教育需要のマクロ時系列分析

初期の教育機会研究はアプローチとしてマクロ時系列分析によるものが多い。これはマクロなデータに基づき、教育機会と経済変数などの関連を直接回帰するものである。データが比較的入手

* 東京大学大学総合教育研究センター 教授

しやすいこととモデルが単純明快であることから⁴、まず研究が進んだ分野であるといえよう⁵。1980年代に入ると、この時系列研究は方法的にも洗練された⁶。さらに、1990年代に入ると、さらに洗練された手法を用いた分析を行われている⁷。こうしたマクロ時系列の分析の主要な知見は、教育需要は、価格（授業料）と家計所得に対して敏感であること、しかし、価格より所得の方がより弾力性が高いということ、その弾力性は人種、性別、教育機関などによって異なるということである。また、放棄所得が教育需要に重要な影響を与えていることから教育資本市場の重要性も示している。

パネルデータ分析

教育機会に関するマクロ・クロスセクショナルな分析の場合にも、時系列分析と同様、集計されたマクロデータ（aggregated data）を用いて、教育需要の予測や政策判断の基準としての教育需要の所得あるいは価格弾力性を計測することが、盛んに行われた。しかし、時系列分析と異なり、こうしたクロスセクショナルな分析では、州別、公立私立別などの教育需要の相違を明らかにすることも分析の焦点である⁸。

さらに、単なるクロスセクショナル・データではなく、クロスセクショナルなデータの時系列分析であるパネルデータ分析も、近年さかんに行われるようになってきている⁹。以上のように、集計データを用いたマクロ分析は、時系列分析とクロスセクショナル分析を統合する形で、教育需要を分析する方向に進展している。

教育需要への学費の影響

こうしたマクロな教育需要研究の中でも特に学費の教育需要に対する影響に焦点をあてた研究について、その実証結果は次のようにまとめることができる¹⁰。

- (1) 高等教育需要の所得弾力性は価格弾力性より高い。
- (2) 価格弾力性は、決して大きな値ではなく、学費減額による進学機会の増大効果は小さいように思われる。
- (3) しかし、詳細にみると、低所得者層、低費用高等教育機関で価格の変化に対する学生の反応が高い。これは、低所得者や低学力者、あるいは非選抜的な機関の志願者の方が価格に敏感なためである。
- (4) マイノリティや性別あるいはその他の学生集団では結果は一樣ではない。しかし、相違があることは確認された。特に、成人学生では価格への感応性は高い。

ただし、すべての実証研究が一致してこの結論を支持しているわけではなく逆の結果もみられた。このように、学費研究に関しても幾つかの研究の結果は相反しており、これが相互に刺激しあって新たな研究を生んでいる。

1.2. 日本の教育機会のマクロ時系列研究

日本においては、マクロな教育需要研究は、進学機会の問題として取り上げられてきたことに特徴がある。こうした進学機会の研究は、既に1970年代から所得階層別在学率の問題を中心に潮木（1978）、藤田（1980）、菊池（1983, 1985, 1988）、市川（1987）などにより精力的に進められてきた。

これらの研究の多くは、所得階層間格差の縮小を見いだしているのに対して、金子（1987）は、ベッカー（Becker, G. S.）の家計の豊かさによって、教育費の負担能力が異なることから教育投資量に所得階層差があるという人的資本モデルを敷衍して、進路選択の効用モデルから、高等教育機会の所得階層間格差が進学率50%まで拡大し、その後、縮小することを主張した。しかし、文部省「学生生活調査」でみる限り、1980年代まで実証結果は必ずしも格差の拡大を支持していないとした¹¹。

これに対して、近年の研究では、高等進学機会の所得階層間格差は維持ないし拡大しているという知見を示している。荒巻（2000）はSSM調査の1995年データから高等教育における階層間格差は縮小していないとした。尾嶋（2002）も、1980年代までは格差が縮小し、その後は格差の拡大したことを示しており、近藤（2001）は「学生生活調査」の推計そのものに疑義を呈し、再計算によって、格差の存続を主張している。しかし、近藤（2005）は、SSM調査とJGSS調査を用い所得階層の影響を検証し、1990年代に低所得層の在学率が悪化しているものの、長期的な趨勢として所得階層間格差の縮小を検証している。

このようにこれまでの研究では、大学進学機会の所得階層間格差に関して、縮小しているとの一致した結論は得られていない。これに対して、筆者らが行った全国の高校生と保護者4,000名の調査では、国公立大学については、所得階層間格差があまり見られないものの、私立大学については大きな所得階層間格差が見られた¹²。しかし、これらの研究は在学率の推計とりわけ所得階層別在学率を中心とした分析であり、教育費の家計負担の問題は取り上げられているものの、進学機会と学費や奨学金との関連を直接分析したものではない。

これに対して、計量モデルによる授業料と教育需要との関連は、ほとんどすべてマクロデータでの分析により解明されてきた。最も初期のものとして、中教審四六答申（1971）による進学率の回帰分析があげられよう。

菊池（1981）は、進学率の1970年代前半の停滞傾向に関する分析である。それによれば、進学率の停滞は家計所得の伸びの低下と学費の上昇による。その意味で進学率の停滞は経済学的に説明可能であるとしている。菊池は家計所得と学費の上昇の関連を検討している。しかし、進学率や志願率との関連を直接に分析していない。しかし、結果としては、菊池の言うように、進学率の停滞はこの2変数によってかなり説明可能であると言える。

また、菊池（1983）は進学率の要因分解をおこない、高等教育の拡大は、中等教育卒業率、高等教育志願率、高等教育合格率の三つがともに上昇したためとしている。1970年代後半は、これらの三つはいずれも停滞ないし低下した。高等教育計画による抑制の成功は、18歳人口が停滞したため、進学者数を抑制するだけで、進学率を低下させることが可能であったことによるとしている。

天野他（1983）は志願率の時系列分析を行い、1人あたり実質GNP、第2次第3次産業比率が有意なことを示している。ここでは、授業料は説明変数とされていない。

これに対して、矢野（1984）は時系列データから学費の増額の進学志願率に及ぼす影響は相対的に小さいことについて、アメリカとほぼ同様の計測結果を示した。1年のラグをおいた家計所得と私大授業料は大学・短大志願率に対して有意である。ただし、女子の短大志願率には有意ではなかった。

また、藤野（1986）は、大学進学率は賃金、授業料、1年前の大学進学率によって説明できることを示し、最後の変数は大学教育需要におけるデモ効果と他の二つの説明変数の分布ラグの影響を現すとした。また、人的資本論に基づく学歴別賃金格差は有意ではないことも示している。

金子（1986）およびKaneko（1987）は、古典モデル、情報ラグ・モデル、成長期待モデルの三つのモデルを用いて大学進学率を分析し、二つのモデルで家計所得上昇率と労働市場の需給と将来見込みが有意であることを明らかにしている。

Nakata and Mosk（1987）は1959-1980年の男子の大学志願者数および志願率に対して可処分所得が影響を与えることを示した。また、学費は1年のラグをおくと、有意になっている。

荒井（1990）は男子大学進学率に対して収益率などの経済的要因の影響は少なく、むしろ価格の影響が大きいことを示し、日本とアメリカでは教育需要に影響を与える要因は異なるとしている。収益率では進学率の変化を説明するのは困難であり、実質賃金の有意性が高いことは、資金調達可能性が教育投資に影響を与えているとしている。授業料も有意で、この二つの説明変数のモデルがもっとも高い説明力を持つ。

これに対して、田中（1994）は、男子大学志願率（ロジット変換）に関して、3期ないし4期のラグをおいた収益率は有意であることを示した。ただし、進学率に関しては、収益率は有意ではない。

また、島（1999）も、収益率を説明変数として用い、大学収益率、家計所得、大学収容率を説明変数とするモデルはすべて有意となっている。家計所得の1万円の変化は、男子現役大学志願率を0.17%上昇させること、事後的収益率は、大企業や金融業では安定している。しかし、製造業や小企業では低下していることを明らかにした。

中村（1992）も志願率に所得、大学教育の費用は影響を与えていること、しかも推定期間を様々に変化させても一貫して有意であることを示している。また、丸山（1992）は女子高等教育進学率と実質授業料の相関を示している。

以上の研究は、主に家計所得や授業料さらに収益率などの経済変数の進学率や志願率に与える影響を検証したものである。これに対して、非経済変数を説明変数とする研究例もみられる。

小椋・若井（1991）は、志願率を被説明変数として抑制政策や私学助成、学費など内生変数28、外生変数18からなる方程式11と定義式17の同時方程式体系を策定した。これは、私立大学は学位の労働市場での価値を極大化するように行動するというものである。その結果、抑制政策は大学の質を上げるのに効果があったとしている。彼らは、抑制により、志願者の「質」が維持できたとする。

近藤（1995）は、経済変数以外のトレンドなどが進学率を説明するとしている。このため、授業料や所得などの経済変数は分析からはずされている。また、1975年前後で、進学率の構造変動があったという仮説をチョウ・テストにより検証し、構造変動の可能性を示唆している。さらに、高等教育志願に対する授業料と家計所得及び失業率の影響を分析した矢野・濱中（2006）や自宅通学という要因を分析した日下田（2006）がある。

こうした一連の研究によって、マクロな教育機会の動向はある程度明らかにされている。しかし、これらは授業料や定員とどのような関係があるのか。こうした点については、十分に解明されてい

ない。より細分化した分析が必要とされているといえよう。

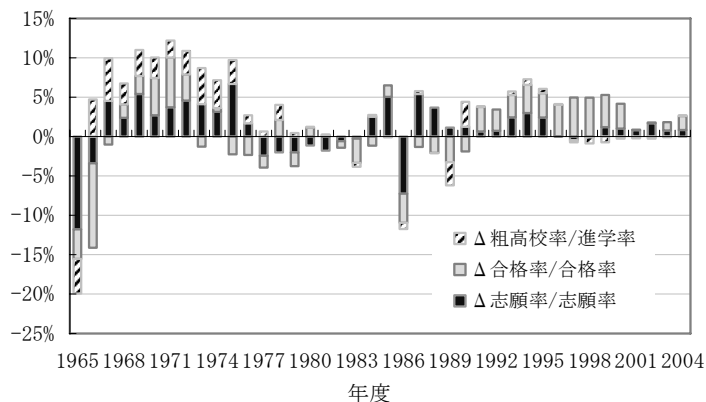
2. 進学率の要因分解

ここでは、大学短大進学率の要因分解によって、進学率、志願率、合格率の関連を明らかにすることによって、進学動向に影響を与える合格率と志願率の関連を検討する。これらは次のように要因分解できる。

大学進学率＝（大学入学者数／大学志願者数）＊（大学志願者数／高卒者数）＊（高卒者数／3年前の中卒者）

＝合格率＊志願率＊粗高校進学率

図1 大学進学率の要因分解



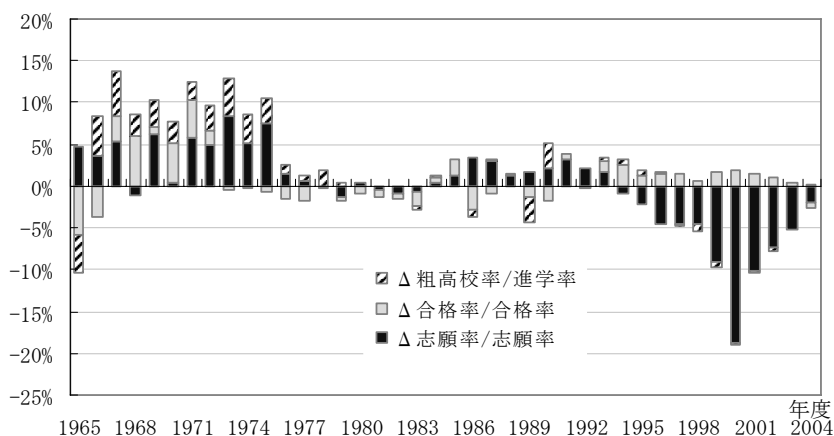
一般に用いられる高校進学率の分子は高卒者数ではなく高校入学者数なので粗高校進学率と呼ぶことにする¹³。なお、大学短大志願者数と進学者数の推移に関しては1990年代後半に大学短大とも志願者数と短期大学進学者数が減少していることに注意したい。

大学進学率の要因分解の結果は、図1の通りで、1960年代から1970年代半ばまでの拡大期の大学短大進学率の増加には、菊池（1983）の言うように、志願率、合格率、粗高校進学率ともに寄与していることがわかる。これに対して、抑制期には逆に多くの年度で志願率、合格率、粗高校進学率とも負の影響を与えているか、両者が相殺して増加していない年がある。1970年代後半には、志願率も減少したけれども、抑制政策によって定員が抑制され合格率が減少したため、進学率は停滞したと言えよう。

1980年代後半には志願率が増加に寄与しているものの、合格率は負で、18歳人口の急増期の教育需要の拡大に対して、大学拡張が間に合わなかったことをうかがわせる。1990年代前半は、両者が共に伸び、再拡大に寄与していた。しかし、1990年代後半になると、志願率はゼロか負に転じ、合

格率のみが進学率の増加に寄与している。さらに2000年代に入ると志願率のみが正で増加に寄与している。しかし合格率はあまり寄与していない。このように、拡大と抑制政策が進学率に影響しており、しかも高等教育政策の時期によって進学に影響を与える要因は大きく異なっている。

図2 短大進学率の要因分解



短大の要因分解の結果は、図2のように、全体の傾向はほとんど大学進学率の場合と同じである。短大では1990年代の前半の再拡大期には志願率も増加していた。しかし、1990年代の後半からには合格率の増加のみが進学率の増加に寄与している。この点は大学と同様である。しかし、志願率は負で大幅に減少しており、これが短大の進学率の減少に影響していることがより明瞭にみられる。しかし、2000年代には志願率の減少も小さくなっている。

以上のように、1960年代の拡大期には志願率も合格率も上昇したことによって大学短大進学率は上昇したのに対して、抑制期には、両者とも減少した。さらに、1991年からの再拡大期には、合格率のみが上昇し、進学率の増加に寄与したのに対して、志願率はほとんど寄与していないことが示された。このように、高等教育政策とりわけ定員の拡大と抑制が、志願率や合格率を通じて進学率に影響を与えたことが明らかにされた。

3. 高等教育志願者数と進学者数の時系列分析

次に、高等教育人口の変動について、高等教育志願者と進学者数について、時系列分析を行ない、高等教育志願や進学に影響を与える要因や抑制政策の効果を検証する。

3.1. 分析モデル

マクロの高等教育人口に影響を与える要因は、経済成長、家計の経済力、高等教育機関の授業料、高卒人口、高等教育政策、労働市場の6つが考えられる。このうち、人口動態や労働市場の要因は、

コントロールのためにのみ説明変数として導入する。これらについて、さらに具体的に以下に説明するように変数とデータを設定した。

さらに、本研究では、これらの変数の時系列分析を次の2つのモデルを用いて行った。

(1) 自己相関誤差の修正つき通常回帰分析 (OLS)

(2) 同時方程式モデル

これらについては、変数の説明の後で、さらに詳しく述べる。なお、以下では、紙幅の関係上、公立大学は省略し、大学と短大、国立大学と私立大学への進学行動に影響を与える要因を分析するモデルに限定する。

3.2. 被説明変数

高等教育人口

被説明変数である高等教育人口に関して、進学者と志願者の2つが考えられる。矢野 (1984 p. 220) は、進学者数や進学率は供給によって制限された教育人口をあらわし、志願者数や志願率の方がより教育需要をあらわしているとしている。これに対して、荒井 (1995 p. 149-150) は志願者・志願率は学力を考慮していない教育需要であるとして進学者数の方が適切であるとしている。ここでは、教育需要というより高等教育機会がどのような要因によって影響されているかが問題関心なので、教育需要として志願者数、実現された教育機会として進学者数の両方を分析する。なお、志願者数に関しては、国公立大学別の分析ができない。しかし、進学者数に関してはこの区別ができる。また、志願者・進学者とも、現役志願者と浪人が区別できる。しかし、ここでは浪人を含む志願者数・進学者数を変数とした。分析期間は、志願者については、「学校基本調査」の統計上、大学と短大が別々になった1964年から2001年の38年の期間とした¹⁴。なお、進学者・志願者とも人数だけでなく比率が算出できる。しかし、ここでは、率より具体的な把握しやすさから人数を被説明変数とした。なお、大学進学者については、国立と私立に分けたけれども、短大進学者については国立が少ないため、結果の分析には注意が必要である。

3.3. 説明変数 (いずれも 1990 年価格 (単位円)、1 年ラグ)

(a) 教育需要

家計の経済力

家計の経済力をあらわすデータは、可処分所得、雑費係数調整済み可処分所得、家計支出 (以上、総理府統計局「家計調査」、勤労者所得、勤労者賃金 (以上、総理府統計局「賃金センサス」) などいくつかある。これらはいずれも相互の相関がきわめて高いため、1つの変数を採用する。ここでは、いくつかのテンタティブな分析の結果から、可処分所得 (月額) を用いる。なお、「家計調査」の教育費支出は、高等教育費ではなく全教育段階の教育費支出のため、用いない。

(b) 教育供給

初年度納付金と授業料

国立大学については、授業料と入学金を毎年交互に値上げしてきたため、初年度納付金の方が連

続的になる。しかし、国立大学初年度納付金と私立大学初年度納付金の間には0.972という高い相関があるため、両者を同時に説明変数として用いることはできない¹⁵。国立大学初年度納付金と私立大学授業料とは0.724の相関なので、この2変数を同時に用いることができる。

入学定員

先の要因分解の結果から示唆されたように、定員は進学動向に大きな影響を与えている。ここでは、供給量を規制する重要な要因として定員を設定する。実際は、これに定員超過率をかけたものが入学者数となる。国立大学の場合にはこれまでみてきたように政策的に決定される。国立大学の場合には、供給が政策的にコントロールされているために、定員が価格に応じて変動しているとは必ずしも言えない。むしろ、学力による選抜の影響の方が大きいとみられる。しかし、このモデルには学力変数は組みこまれていない。なお、国立大学も私立大学も定員は、授業料や教育需要によっても影響を受けるものの、GDPによって最も影響を受けている¹⁶。また、とりわけ国立大学では供給が制限されているために超過需要になっている可能性が高い。また、定員超過率も私立のように変動していない。ここでは、志願者数や進学者数を定員がどの程度規定しているかをみるために説明変数としてモデルに加え、定員を加えていないモデルと比較検討する。

(c) 高等教育政策

抑制政策ダミー

ここでは、抑制政策の効果を計測するためのひとつの方法として、抑制政策の期間中を1とするダミー変数をモデルに組み込むことにする。高等教育の抑制政策は2002年に終了した。しかし、首都圏と近畿圏以外の政令指定都市の抑制は実質的には1991年の第4次高等教育計画以降は実施されていない。そこで、抑制政策について、次の2つのダミー変数を作成して、モデルに組み込んだ。第2の変数の大綱化という名称は、大綱化政策そのものは定員や授業料と関連するわけではない。しかし、時期的に1991年の大綱化の時期と重なるので、仮にこう名付けた。

yokusei : 1976～1990 年=1

taikoka: 1991～2001 年=1

同じように、1976年から1990年の抑制政策の期間中、教育機会市場には、1976年以降の抑制政策以外にも、同年の専修学校制度の発足、1979年からの共通一次試験制度の導入など、他に進学動向に影響を与える重要な要因があり、抑制政策の影響だけをみることは難しいことに注意しなければならない。

(d) 人口動態

高卒者数

進学者数を18歳人口で割れば、進学率になる。しかし、ここでは志願者数・進学者数を、被説明変数とし、18歳人口の代りに高卒者数を説明変数としてモデルに組み込んだ。18歳人口を用いなかったのは、実際の進学者数を規定するのは、18歳人口より高卒者数であると考えられるためである。

(e) その他の除外した変数

労働市場変数

ここでは、労働市場の志願者・進学者への影響を検証することが目的ではないことと、有意な変数が少なかったため、労働市場に関する変数は、2 授業料モデルの場合を除いて、モデルから除外した¹⁷。

合格率と GDP

ここでは授業料と家計所得と教育政策の進学動向に対する効果をみることを主目的としているため、他の変数はコントロールのためだけに投入している。進路選択に影響する主要な変数は、先行研究でもある程度把握されており、いくつかの変数は有意であるとわかっていても除外した。たとえば、合格率が有意であることは、他の先行研究からも確認できる。しかし、進学者数の場合には、定員自体が、選抜度のある程度組み込んでいると考えられるため投入していない¹⁸。また、GDP（単位10億円）は、教育機会の供給と需要の双方に影響を与えるが、他の経済変数とも相関が高いので、ここでは除外した¹⁹。

4. 高等教育進学動向の回帰分析

ここでは、志願者数と進学者数の自己相関修正済みの通常回帰分析（OLS）の分析結果を示す。通常の時系列回帰分析の最大的方法的問題点は、自己相関（系列相関）である。通常最小自乗法（OLS、Ordinary Least Square）の場合には、自由度調整済み重相関係数（R*）は大きくなるものの、自己相関を示すダービン・ワトソン比（DW 比）は悪化する。この自己相関を修正する手法がいくつかある。ここでは Prais- Winsten 法を用いることにする²⁰。しかし、初年度納付金（授業料）を除いて、有意な係数自体には OLS と値がやや異なるものの大きな差はみられなかった。

4.1. 分析モデル

定員なしモデル

$$hs = \alpha + \beta_1 \text{tuition} + \beta_2 \text{dispinc} + \beta_3 \text{yokusei} + \beta_4 \text{taikoka} + \beta_5 \text{HSP} + \rho u$$

$$\text{hep} = \alpha + \beta_1 \text{tuition} + \beta_2 \text{dispinc} + \beta_3 \text{yokusei} + \beta_4 \text{taikoka} + \beta_5 \text{HSP} + \rho u$$

hs: 高等教育志願者数

hep: 高等教育進学者数

tuition: 私立大学初年度納付金

dispinc: 可処分所得

yokusei: 抑制政策ダミー（1976 年～1990 年＝1）

taikoka: 大綱化政策ダミー（1991 年～2001 年＝1）

HSP: 高卒者数

被説明変数は、大学短大志願者数 (hs)、大学志願者数 (ds)、短大志願者数 (ts) あるいは大学短大進学者数 (hep)、大学進学者数 (dep)、短大進学者数 (tep) で、進学者は、さらに設置者別に分けた。この場合、各変数の頭に国立は k、私立は s をつけた。各説明変数は、被説明変数に応じて、適当なデータを選定した。たとえば、国立大学進学者の場合には、国立大学初年度納付金 (ktuition) としている。

定員ありモデル

$$hs = \alpha + \beta_1 \text{tuition} + \beta_2 \text{dispinc} + \beta_3 \text{teiin} + \beta_4 \text{yokusei} + \beta_5 \text{taikoka} + \rho u$$

teiin: 入学定員

定員も、国立大学進学者 (kdep) の場合には国立大学定員 (kdteiin) というように、被説明変数に応じて、変えている。さらに、大学定員 (dteiin) と短大定員 (tteiin) を含めたモデルを構築した。これは競合関係、たとえば、短大進学者数の増減に、大学定員の増減の効果があつたかどうかを検証するためである。予想される符号は負になる。さらに、この定員を、国立大学定員 (kdteiin)、私立大学定員 (sdteiin)、短大定員 (tteiin) に分けたモデルも検証した。このように、定員ありモデルには、次の3種類がある。

＊ 定員あり (1) モデル 被説明変数と対応した定員を説明変数とするモデル

$$\text{例 } shep = \alpha + \beta_1 \text{tuition} + \beta_2 \text{dispinc} + \beta_3 \text{steiin} + \beta_4 \text{yokusei} + \beta_5 \text{taikoko} + \rho u$$

＊ 定員あり (2) モデル 大学定員と短大定員を説明変数とするモデル

$$\text{例 } hep = \alpha + \beta_1 \text{tuition} + \beta_2 \text{dispinc} + \beta_3 \text{dteiin} + \beta_4 \text{tteiin} + \beta_5 \text{yokusei} + \beta_6 \text{taikoko} + \rho u$$

＊ 定員あり (3) モデル 国立大学定員、私立大学定員、短大定員を説明変数とするモデル

$$\text{例 } dep = \alpha + \beta_1 \text{tuition} + \beta_2 \text{dispinc} + \beta_3 \text{kdteiin} + \beta_4 \text{sdteiin} + \beta_5 \text{tteiin} + \beta_6 \text{yokusei} + \beta_7 \text{taikoko} + \rho u$$

2 授業料モデル

$$sdep = \alpha + \beta_1 \text{ktuition} + \beta_2 \text{tuition} + \beta_3 \text{dispinc} + \beta_4 \text{yokusei} + \beta_5 \text{taikoko} + \rho u$$

これは私立大学進学者数の定員なしモデルの2授業料モデルである。この場合、一方は他方の競合価格となる。つまり、私立大学進学者数でいえば、国立大学初年度納付金は正の符号、私立大学授業料は負の符号を持つことが予測される。このモデルは、その性格上、国公私計の進学者数では有効ではなく、被説明変数が国立進学者数か私立進学者数の場合に限られる。

以下の分析では、男女計、男子、女子の別に分析を行った。しかし、政策的に変更できない男子と女子の分析結果は省略し、男女計の結果のみ検討する。

4.2. 分析結果

定員なしモデル

志願者数

志願者数の定員なしモデルによる回帰分析の結果は、表 1 のとおりである。全体として、自由度調整済み重相関係数 (R*) は高い。しかし、DW比は良好とは言えない。(このモデルではDW比の 5 % 下限は 1.16 で上限は 1.86 である)。大学短大志願者について、可処分所得は正で予想通りである。しかし、授業料は負であるけれども、有意ではない。これは、通常の回帰分析 (OLS, Ordinary Least Square) では、負で有意になるけれども、自己相関誤差を修正すると、有意ではなくなるため、以下のモデルでも同じような傾向がみられる。

高卒者数はいずれのモデルでも正で有意で、高卒者数が大きく志願者数を規定していることを示している。これは以下のモデルでも全く共通の傾向であり、高卒者数が志願者数と進学者数に大きな影響を与えていることが確認できる。

表 1 志願者数の回帰分析 (定員なしモデル)

hs	大学短大		定員なし			
授業料	-0.164		-0.159		-0.16	-0.17
可処分所得	1.784 ***		1.781 ***		1.76 ***	1.75 ***
抑制ダミー			-4856.736			6109.28
大綱化ダミー					15091.57	21284.21
高卒者数	0.389 ***		0.389 ***		0.40 ***	0.39 ***
定数	-215474.0 **		-217150.8 **		-213148.65 **	-210365.89 **
R*	0.848		0.844		0.85	0.85
DW比	1.326		1.295		1.35	1.40
Rho	0.939		0.938		0.90	0.93
ds	大学					
授業料	0.007		0.016		0.01	0.01
可処分所得	1.204 ***		1.214 ***		1.19 ***	1.18 ***
抑制ダミー			-6811.349			2510.80
大綱化ダミー					16328.51	18870.81
高卒者数	0.260 ***		0.260 ***		0.26 ***	0.26 ***
定数	-142626.4 **		-151029.8 **		-146831.18 **	-144528.07 **
R*	0.847		0.855		0.87	0.87
DW比	1.451		1.421		1.50	1.52
Rho	0.882		0.864		0.84	0.85
ts	短大					
授業料	-0.145 ***		-0.144 ***		-0.15 ***	-0.15 ***
可処分所得	0.626 ***		0.625 ***		0.62 ***	0.62 ***
抑制ダミー			-857.289			2667.29
大綱化ダミー					4135.12	6782.76
高卒者数	0.126 ***		0.126 ***		0.13 ***	0.13 ***
定数	-112598.1 ***		-112819.1 ***		-110988.52 **	-109247.67 **
R*	0.781		0.774		0.78	0.77
DW比	0.850		0.835		0.84	0.88
Rho	0.953		0.954		0.95	0.95

しかし、高等教育政策を示す抑制と大綱化ダミーは有意ではなく、志願者数に対しては、政策的な効果はみられない。大学志願者についても同様である。短大志願者については、授業料が負で有意であり、価格によって志願者は変動しているという点で最も市場的と言える。しかし、政策変数が有意ではないことは前二者と同様である。このように、定員なしモデルの結果からは、抑制政策は志願者の動向に対して効果を持っていないとすることができる。

進学者数

大学短大進学者数の定員なしモデルの時系列分析の結果は、表2のとおりで、全体として、多くのモデルで有意な説明変数が多く、自由度調整済み重相関係数 (R^2) やDW比もかなり良好である。しかし、国公立大学短大や私立大学短大進学者数の場合、授業料の符号は予想通り負であるけれども有意ではない。これに対して、国立大学短大進学者数では正で有意と予想とまったく異なっている。これは多重共線性による可能性が高い²¹。しかし、このモデルでみるかぎり、国立大学短大進学者は、価格に応じた変動をしておらず、むしろ超過需要が存在する可能性がある。これについては、後にさらに検討する。

抑制政策ダミーは負で有意で、この期間、抑制政策によって、授業料と可処分所得と高卒者数で予測される以上に、大学短大進学者数が押さえられていたことを示している。これに対して、大綱化ダミーは正で有意で、1990年代には、これらの変数で予測できる以上に大学短大進学が高まったことを示している。しかし、両方のダミー変数を加えると、両者とも有意でなくなる。私立では抑制ダミーが有意で国公立大学全体の傾向と同じになっているのに対して、国立では、抑制ダミーも大綱化ダミーも有意ではなく、政策的に進学者数を抑えたのではないとみられる。

表2 大学短大進学者数の回帰分析（定員なしモデル）

c	国公立大学短大				定員なし			
授業料	-0.001		0.003		-0.03		-0.03	
可処分所得	1.57 ***		1.66 ***		1.56 ***		1.63 ***	
抑制ダミー			-30499.7 ***				-17715.43	
大綱化ダミー					44172.52 ***		26678.95	
高卒者数	0.14 ***		0.14 ***		0.14 ***		0.14 ***	
定数	-169889.2 ***		-186377.5 ***		-150396.47 ***		-166973.28 ***	
R*	0.86		0.95		0.95		0.96	
DW比	1.81		1.60		1.89		1.73	
Rho	0.85		0.71		0.69		0.64	
KHEP	国立大学短大							
授業料	0.03 ***		0.03 ***		0.029 ***		0.029 ***	
可処分所得	0.13 ***		0.13 ***		0.132 ***		0.130 ***	
抑制ダミー			564.21				588.5	
大綱化ダミー					-603.51		43.17	
高卒者数	0.01 ***		0.01 ***		0.0 ***		0.0 ***	
定数	10198.14 **		10388.30 **		10095.6 **		10402.3 **	
R*	0.97		0.97		0.967		0.970	
DW比	1.78		1.77		1.771		1.770	
Rho	0.58		0.52		0.551		0.523	
shep	私立大学短大							
授業料	-0.038		-0.039		-0.066		-0.061	
可処分所得	1.435 ***		1.515 ***		1.414 ***		1.485 ***	
抑制ダミー			-27696.6 ***				-16244.7	
大綱化ダミー					38401.94 ***		22309.74	
高卒者数	0.130 ***		0.125 ***		0.1 ***		0.1 ***	
定数	-182645.5 ***		-195066.6 ***		-163023.0 ***		-178273.9 ***	
R*	0.852		0.937		0.933		0.946	
DW比	1.846		1.641		1.932		1.765	
Rho	0.848		0.713		0.730		0.681	

大学進学者数についても、表3のように、大学短大進学者数と基本的には同じ傾向を示している。国公立大学進学者数と国立大学進学者数の場合、授業料が正で有意になっていることが、予想と異なっている点も同様である。しかし、授業料の係数は、私立大学では有意ではない。政策ダミーについては、国立で抑制ダミー、大綱化ダミーとも有意でなく、私立で抑制ダミーが負で有意、大綱化ダミーが正で有意で、大学短大進学者数の場合と同じ傾向を示している。

表3 大学進学者数の回帰分析（定員なしモデル）

dep	国公私立大学							
授業料	0.093		0.122	**	0.100	*	0.113	*
可処分所得	0.901	***	0.889	***	0.823	***	0.849	***
抑制ダミー			-22641.688	**			-13323.7	
大綱化ダミー					31228.40	**	18060.77	
高卒者数	0.058	***	0.053	***	0.1	***	0.1	***
定数	-42134.1		-51544.1		-29224.4		-39651.2	
R*	0.668		0.752		0.747		0.757	
DW比	1.213		1.128		1.344		1.242	
Rho	0.912		0.888		0.891		0.885	
KDEP	国立大学							
授業料	0.03	***	0.03	***	0.033	***	0.033	***
可処分所得	0.11	***	0.12	***	0.115	***	0.114	***
抑制ダミー			-314.53				150.4	
大綱化ダミー					657.22		860.96	
高卒者数	0.01	***	0.01	***	0.0	***	0.0	***
定数	13358.82	***	12995.17	***	13164.8	***	13277.7	***
R*	0.98		0.98		0.984		0.984	
DW比	1.76		1.76		1.763		1.764	
Rho	0.38		0.39		0.386		0.382	
sdep	私立大学							
授業料	0.056		0.080		0.060		0.072	
可処分所得	0.786	***	0.774	***	0.714	***	0.738	***
抑制ダミー			-20543.137	***			-12069.6	
大綱化ダミー					28193.69	**	16221.32	
高卒者数	0.048	***	0.044	***	0.0	***	0.0	**
定数	-54744.6		-61362.0		-41096.7		-50340.6	
R*	0.623		0.711		0.703		0.713	
DW比	1.209		1.103		1.302		1.203	
Rho	0.913		0.892		0.897		0.891	

短大進学者数についても、表4のように、基本的には同じ傾向がある。最も大きな相違は、私立短大の場合、授業料が予想通り負で有意で、価格に応じて進学者数が変動しているという意味で、最も市場型の変動をしていると言える。これはアメリカの先行研究でも確認されている。この理由は価格変化に敏感な低所得層がコミュニティ・カレッジに多いためである。これに対して、国立短大は、自由度調整済み決定係数も低く、DW比も悪く、授業料は負で有意であるけれども、ほとんどの変数が有意ではなく、このモデルではあまり進学者数の変動を説明できない。政策ダミーは抑制ダミーも大綱化ダミーも有意ではなく、政策と進学者の動向は関連がみられない。これに対して、

私立短大進学者の場合には、ほとんどの変数が有意で、最も市場的な変動をしているけれども、政策ダミーは有意ではない。また、モデルのDW比もよくなく、このモデルで説明できない要因が存在している可能性がある。

表 4 短大進学者数の回帰分析（定員なしモデル）

TEP	国公立短大		国公立短大	
授業料	-0.11 ***	0.10 **	-0.10 ***	-0.10 ***
可処分所得	0.60 ***	0.59 ***	0.58 ***	0.58 ***
抑制ダミー		-3966.59		-1548.70
大綱化ダミー			6215.64	4711.97
高卒者数	0.85 ***	0.08 ***	0.08 ***	0.08 ***
定数	-98162.64 **	-99428.38 **	-96022.23 **	-97146.63 **
R*	0.70	0.69	0.69	0.68
DW比	1.43	1.32	1.36	1.33
Rho	0.95	0.96	0.96	0.96
KTEP	国立短大			
授業料	-0.002	-0.002	-0.313 *	-0.280 *
可処分所得	0.006	0.006	0.007	0.007
抑制ダミー		54.188		-219.8
大綱化ダミー			-325.06	-546.96
高卒者数	0.001 **	0.001 **	0.0 **	0.0 **
定数	1204.1	1233.7	348.5	259.6
R*	0.101	0.078	0.135	0.121
DW比	0.875	0.919	1.039	0.892
Rho	0.968	0.968	0.966	0.968
step	私立短大			
授業料	-0.103 ***	-0.096 ***	-0.100 ***	-0.098 ***
可処分所得	0.590 ***	0.575 ***	0.563 ***	0.564 ***
抑制ダミー		-3976.549		-1204.9
大綱化ダミー			6564.02	5406.84
高卒者数	0.083 ***	0.082 ***	0.1 ***	0.1 ***
定数	-103866.7 ***	-103941.6 ***	-100329.4 ***	-101127.6 ***
R*	0.708	0.697	0.700	0.691
DW比	1.478	1.366	1.407	1.385
Rho	0.936	0.951	0.950	0.952

4.3. 定員ありモデル

次に、定員を説明変数に加えたモデルについて、分析結果をみる。なお、大学定員と短大定員に分けた定員あり（2）モデルは、国立大学定員、私立大学定員、短大定員に分けた定員あり（3）モデルと、結果があまり変わらないので、以下では省略する。

志願者数

大学短大志願者数の定員ありモデルの分析結果は、表5の通りである。定員なしモデルと大きな相違は、授業料がすべて予想通り負になっていることである。国公立大学短大志願者数に関して、可処分所得は正、定員なしモデルでは有意でなかった授業料は負で有意で予想どおりの結果になっ

ている。定員は、定員あり（3）の一部のモデルで、国立大学定員が正、短大定員が負になっている。政策ダミーは、定員あり（3）モデルで、抑制と大綱化の両者を含んだ場合のみ負で有意となっており、このモデルの可処分所得や授業料、定員で予測される以上に志願者数は抑制されていたとみられる。説明変数をすべて含んだモデル（表の最右欄）では、説明変数はすべて有意で、DW比も良好で、モデルの適合度が高い。

表5 志願者数の回帰分析（定員ありモデル）

hs 大学短大志願者									
授業料	-0.23 **	-0.23 **	-0.25 **	-0.25 **	-0.25 **	-0.25 **	-0.26 ***	-0.33 ***	
可処分所得	1.31 ***	1.32 ***	1.26 ***	1.15 ***	0.87 **	0.87 **	0.85 ***	1.00 ***	
定員	0.48 **	0.48 **	0.56 **	0.70 **					
国立大学定員					7.50 **	7.47 **	7.47 ***	6.69 ***	
私立大学定員					-0.05	-0.05	0.32 *	0.62 ***	
短大定員					0.48	0.48	-0.55 **	-0.44 **	
抑制ダミー	-1257.6		-20343.0		-674.7		-30453.2		***
大綱化ダミー			-12435.2		-39951.2		16160.2		*
高卒者	0.36 ***	0.36 ***	0.40 ***	0.35 ***	0.31 ***	0.31	0.10 ***	0.11 ***	
定数	-184753.9 **	-184776.5 **	-183563.5 **	-181109.1 **	-363459.5 ***	-363126.0 ***	-271901.3 ***	-268571.8 ***	
Adjusted R-	0.88	0.87	0.88	0.87	0.91	0.91	0.96	0.99	
Durbin-Wats	1.46	1.45	1.48	1.33	1.48	1.47	2.27	1.88	
Rho	0.91	0.91	0.90	0.91	0.86	0.86	0.79	0.33	
ds 大学志願者									
授業料	-0.10	-0.10	-0.12	-0.12	-0.16 *	-0.16 *	-0.16 *	-0.16 *	
可処分所得	0.95 ***	0.95 ***	0.92 ***	0.90 ***	0.59 *	0.58 *	0.57 *	0.55 *	
大学定員	0.48 **	0.48 **	0.55 **	0.62 **					
国立大学定員					5.56 **	5.58 **	5.49 **	5.11 *	
私立大学定員					0.28	0.28	0.33	0.39	
短大定員					-0.22	-0.22	-0.19	-0.08	
抑制ダミー	-805.9		-11149.6		580.6		-6949.2		
大綱化ダミー			-8621.6		-23172.0		-5346.6		-15321.2
高卒者	0.26 ***	0.26 ***	0.26 ***	0.25 ***	0.22 ***	0.22 ***	0.22 ***	0.22 ***	
定数	-121947.2 **	-122428.9 **	-120406.1 **	-123604.1 **	-232385.9 ***	-232637.5 **	-228113.2 **	-217347.2 **	
Adjusted R-	0.89	0.89	0.88	0.88	0.90	0.90	0.90	0.90	
Durbin-Wats	1.57	1.56	1.58	1.48	1.49	1.50	1.50	1.48	
Rho	0.84	0.84	0.84	0.85	0.83	0.83	0.83	0.82	
TS 短大志願者									
授業料	-0.12 ***	-0.10 ***	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.10 ***	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.09 ***	
可処分所得	0.27 **	0.25 **	0.30 **	0.31 ***	0.28 **	0.28 **	0.30 ***	0.31 ***	
国立大学定員			1.94 **	2.18 **	1.86 **	1.79 **	1.94 **	2.18 **	
私立大学定員			-0.37 ***	-0.41 ***	-0.31 ***	-0.32 ***	-0.37 ***	-0.41 ***	
短大定員	0.83 ***	0.91 ***	0.67 ***	0.61 ***	0.71 ***	0.72 ***	0.67 ***	0.61 ***	
抑制ダミー	-9902.8		4126.8		-1920.8		4126.8		
大綱化ダミー	-5132.29		-15733.71 *		6187.70		12107.77		
高卒者	0.10 ***	0.09 ***	0.09 ***	0.09 ***	0.09 ***	0.09 ***	0.09 ***	0.09 ***	
定数	-64933.1 **	-66453.6 **	-133308.4 ***	-141177.1 ***	-129215.4 ***	-127297.3 ***	-133308.4 ***	-141177.0 ***	
Adjusted R-	0.88	0.88	0.92	0.92	0.92	0.91	0.92	0.92	
Durbin-Wats	1.26	0.98	1.31	1.43	1.27	1.23	1.31	1.43	
Rho	0.92	0.93	0.90	0.89	0.90	0.90	0.90	0.90	

大学志願者数に関しては、授業料は国公立計の大学定員を説明変数とする定員あり（1）モデルでは有意ではないけれども、設置者別大学定員を説明変数とする定員あり（3）モデルでは予想通り負で有意となっている。短大定員は予想通り負であるけれども有意ではない。また、政策ダミーも有意ではない。これに対して、短大志願者数は、授業料は負で有意で、私立大学定員が予想通り負で有意、短大定員が正で有意で、私立大学と競合しているとみられる。しかし、国立大学定員は正で有意で予想と異なっている。国立定員は、このモデルに含まれていない何らかの他の要因を表していることも考えられる。大綱化ダミーも定員あり（1）モデルで、負で有意となっている。こ

れは、政策によるものと言うより、1990年代の短期大学志願者の急激な減少が、このモデルの他の変数によって予測されるより大幅であったことを示しているとみられる。私立短大志願者数が最も市場的な動きをしているとみられる。しかし、DW比はよくないので、このモデルだけでは十分説明できない要因も存在しているとみられる。

進学者数

大学短大進学者数についてみると、表6のように、志願者の場合と同様、定員なしモデルでは、有意ではなかった授業料が有意で、予想通り負となっている。可処分所得や定員、高卒者数も有意となっている。

また、抑制ダミーは予想通り負で有意となっている。しかし、大綱化ダミーは有意ではない。しかし、定員なしモデルと異なり、この両者を含んだモデルでは、両者とも負で有意となっており、志願者数と同様、授業料や可処分所得や定員で予測される以上に、大学短大進学が減少したことを示している。DW比もきわめて良好で系列相関を補正した結果、モデルの適合度が高くなっている。

表6 大学短大進学者数の回帰分析（定員ありモデル）

hep	国公立大学短大							
授業料	-0.15 ***	-0.13 ***	-0.14 **	-0.14 ***	-0.28 ***	-0.30	-0.26 ***	-0.33 ***
可処分所得	0.98 ***	1.13 ***	1.05 ***	0.83 ***	0.80 ***	1.01	0.85 ***	1.00 ***
定員	0.59 ***	0.50 ***	0.52 ***	0.78 ***				
国立大学定員					7.16 ***	6.91	7.47 ***	6.69 ***
私立大学定員					0.47 ***	0.43	0.32 *	0.62 ***
短大定員					-0.46 *	-0.54	-0.55 **	-0.44 **
抑制ダミー		-19019.5 **		-42223.3 ***		-18519.6		-30453.2 ***
大綱化ダミー			10136.9	-48670.1 **			16160.2	-29055.1 *
高卒者	0.11 ***	0.12 ***	0.12 ***	0.10 ***	0.10	0.11	0.10 ***	0.11 ***
定数	-72883.4 *	-92959.7 ***	-78200.0 **	-76347.3 **	-2556991.0 ***	-273455.0	-271901.3 ***	-268571.8 ***
Adjusted R-	0.95	0.96	0.95	0.94	0.96	0.99	0.96	0.99
Durbin-Wats	2.02	1.83	2.00	1.71	2.38	1.94	2.27	1.88
Rho	0.75	0.71	0.73	0.85	0.80	0.49	0.79	0.33
shep	国立大学短大							
KTUITI_1	1.25	1.29	1.74 ***	1.79 ***	1.93 ***	1.90 ***	1.90 ***	1.90
可処分所得	0.09 ***	0.09 ***	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01 ***
定員	0.05 **	0.04 **	0.93 ***	0.94 ***				
国立大学定員					0.99 ***	0.97 ***	0.97 ***	0.97
私立大学定員					-0.03 **	-0.03	-0.03	-0.03 ***
短大定員					0.00	0.01	0.01	0.01
抑制ダミー		584.4		-522.2		301.5		202.9
大綱化ダミー			53.9	-668.4			-549.6	-249.0
高卒者	0.01 ***	0.01 ***	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00
定数	15979.7 ***	15191.7 ***	887.6	347.9	-2598.8	-1709.1	-1650.3	-1568.1
Adjusted R-	0.92	0.94	1.00	1.00	0.99	0.99	0.99	0.99
Durbin-Wats	1.90	1.89	1.83	1.82	1.75	1.75	1.75	1.75
Rho	0.77	0.72	0.25	0.26	0.39	0.37	0.38	0.37
shep	私立大学短大							
授業料	-0.16 ***	-0.14 ***	-0.14 **	-0.14 ***	-0.27 ***	-0.26 ***	-0.25 ***	-0.32 ***
可処分所得	0.90 ***	0.98 ***	1.05 ***	0.83 ***	0.77 ***	0.88 ***	0.82 ***	0.99 ***
国立大学定員					5.99 ***	5.72 ***	6.32 ***	5.52 ***
私立大学定員					0.41 ***	0.35 ***	0.25	0.51 ***
短大定員	0.51 ***	0.44 ***	0.42 ***	0.71 ***	-0.38	-0.37	-0.47 *	-0.40 *
抑制ダミー		-18141.0 ***		-38597.2 ***		-15450.8 **		-26453.2 ***
大綱化ダミー			13363.0	-40948.2 **			17079.6	-21929.3
高卒者	0.11 ***	0.11 ***	0.11 ***	0.10 ***	0.10 ***	0.10 ***	0.10 ***	0.10 ***
定数	-97743.3 ***	-110369.9 ***	-96967.5 **	-81102.8 **	-252373.7 ***	-256123.8 ***	-267821.8 ***	-265146.9 ***
Adjusted R-	0.93	0.94	0.93	0.91	0.94	0.97	0.94	0.99
Durbin-Wats	2.08	1.91	2.04	1.73	2.33	2.10	2.22	1.91
Rho	0.80	0.80	0.77	0.87	0.83	0.99	0.83	0.49

さらに、定員を国立大学定員、私立大学定員、短大定員に分けた定員あり（3）モデルでは、大学定員は正で有意である。しかし、短大定員は負で有意であり、定員に対して、進学者が減少していることを示している。

国立大学短大進学者についてみると、定員なしモデルと同様、授業料は正で有意となっている。このモデルでみる限り、国立大学短大進学者は、価格の変動に応じて進学行動をしているわけではないと言えそうである。また、抑制政策ダミーは有意ではなく、国立大学短大進学者については、定員以上には、抑制政策の効果があったとは言えない。大綱化ダミーも有意ではない。これに対して、私立大学短大進学者は、授業料は負で有意で、抑制ダミーも負で有意であり、抑制政策は私立大学短大進学に影響を与えたと言っている。

表 7 大学進学者数の回帰分析（定員ありモデル）

dep	国公立大学															
授業料	-0.08	-0.05	-0.08	-0.10	**	-0.16	***	-0.14	***	-0.16	***	-0.15	***			
可処分所得	0.42	**	0.45	***	0.41	**	0.37	***	0.53	***	0.56	***	0.55	***	0.54	***
定員	0.79	***	0.73	***	0.81	***	1.03	***								
国立大学定員								4.54	***	4.16	***	4.69	***	3.22	**	
私立大学定員								0.73	***	0.70	***	0.66	***	0.91	***	
短大定員								-1.00	***	-0.93	***	-1.04	***	-0.71	**	
抑制ダミー		-14603.3	**			-37070.9	***			-11562.1	**			-25318.3	***	
大綱化ダミー				-2083.6		-48882	***					8188.13		-27978.69	*	
高卒者	0.05	***	0.05	***	0.05	***	0.04	***	0.05	***	0.05	***	0.05	***	0.05	***
定数	8919.1		3727.9		8770.7		-8637.9		-128414.1	***	-119833.0	***	-135107.1	***	-88539.0	**
Adjusted R-	0.87		0.88		0.87		0.90		0.91		0.93		0.91		0.94	
Durbin-Wats	1.85		1.66		1.86		1.74		1.89		1.73		1.79		1.84	
Rho	0.88		0.89		0.88		0.90		0.89		0.87		0.89		0.84	
kdep	国立大学															
KTUITI_1	1.70	***	1.66	***	1.65	***	1.69	***	1.50	***	1.57	***	1.53	***	1.57	***
可処分所得	0.00		0.00		0.00		0.00		-0.01		0.00		0.00		0.00	
国立大学定員	0.90	***	0.90	***	0.90	***	0.91	***	0.92	***	0.94	***	0.94	***	0.94	***
私立大学定員									0.00469		0.00024		0.00		0.00	
短大定員									-0.00673		-0.00989		-0.01		-0.01	
抑制ダミー		-256.93					-448.4				-264.8				-378.28	
大綱化ダミー				292.4			-360.0						280.15		-294.77	
高卒者	0.00		0.00		0.001		0.001		0.002		0.002		0.00		0.00	
定数	1454.5		1095.1		1379.3		922.4		-16.7		-728.5		-451.8		-577.0	
Adjusted R-	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
Durbin-Wats	1.84		1.84		1.84		1.84		1.84		1.84		1.84		1.84	
Rho	0.22		0.22		0.22		0.23		0.24		0.24		0.24		0.25	
sdep	私立大学				SDEP 定員 (1)				定員(3)							
授業料	-0.08	*	-0.06		-0.08		-0.09	**	-0.17	***	-0.14	***	-0.15	***	-0.14	***
可処分所得	0.42	***	0.44	***	0.42	***	0.38	***	0.51	***	0.53	***	0.53	***	0.49	***
国立大学定員									3.431	***	3.059	***	3.60	***	2.25	*
私立大学定員	0.73	***	0.67	***	0.72	***	0.99	***	0.67	***	0.64	***	0.58	***	0.81	***
短大定員									-0.88	***	-0.81	***	-0.93	***	-0.62	**
抑制ダミー		-14496.343	***				-34915.5	***			-11160.1	**			-22621.05	**
大綱化ダミー				1314.3			-43729.0	***					9138.7		-23083.3	*
高卒者	0.04	***	0.04	***	0.04	***	0.04	***	0.05	***	0.05	***	0.05	***	0.05	***
定数	5177.0		-624.6		5000.8		-3781.9		-119280.9	**	-111153.9	**	-126774.4	***	-84137.9	*
Adjusted R-	0.81		0.83		0.81		0.85		0.87		0.90		0.87		0.90	
Durbin-Wats	1.79		1.57		1.78		1.64		1.84		1.65		1.71		1.75	
Rho	0.90		0.90		0.90		0.92		0.95		0.88		0.90		0.88	

大学進学者数について、定員ありモデルの結果は、表 7 の通りで、基本的には大学短大と同じ傾向であり、抑制ダミーと、抑制ダミーと大綱化ダミーの両者を含んだ場合には有意になる。しかし、大綱化のみでは有意ではない。定員に関しては、大学定員は正で有意であるのに対して、短大定員は負で有意で予想通り競合関係があるとみられる。国立大学については、授業料は正で有意で政策ダミーはまったく有意ではない。国立大学進学者はほとんど定員によってコントロールされていると言えよう。これに対して、私立大学は定員だけでなく、授業料や所得によって、市場型の変動を

していると言えよう。

短大の場合の定員ありモデルの回帰分析の結果は、表 8 のとおりで、私立は予想通りになっている。国立は定員を説明変数に加えた定員ありモデル 1 では自由度決定済み相関係数も DW 比は良好である。しかし、設置者別定員を加えたモデル 3 では、自由度決定済み相関係数はかなり低下し、DW 比も悪く、モデルの適合度はよくない。私立大学定員が負で有意であり、私大と競合していると思われる他は、ほとんど、国立短大定員で説明できるといい。政策ダミーは抑制と大綱化の二つの変数を同時にモデルに加えた場合のみ負で有意で、1976 年以降、短大進学者は、授業料と所得と定員で予測されるより減少していることを示している。国公立短大全体と私立短大では DW 比はきわめて良好でモデルの適合度が高い。短大進学者の約 9 割は私立であるから、国公立短大と私立短大はほとんど同じ傾向を示していることは当然予想される結果である。

表 8 短大進学者数の回帰分析（定員ありモデル）

TEP	国公立短大								
授業料	-0.09 ***	-0.08 ***	-0.09 ***	-0.07 ***	-0.10 ***	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.10 ***	-0.10 ***
可処分所得	0.26 **	0.25 **	0.26 ***	0.23 **	0.27 ***	0.27 ***	0.30 ***	0.30 ***	0.30 ***
国立大学定員					2.76 ***	2.69 ***	2.94 ***	3.03 ***	3.03 ***
私立大学定員					-0.32 ***	-0.34 ***	-0.40 ***	-0.42 ***	-0.42 ***
短大定員	0.77 ***	0.77 ***	0.81 ***	0.90 ***	0.57 ***	0.59 ***	0.53 ***	0.50 ***	0.50 ***
抑制ダミー		-4651.50		-14015.9 ***		-3079.5		1960.7	1960.7
大綱化ダミー			-3870.4	-17947.8 **			7999.4 *	11015.8	11015.8
高卒者	0.06 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***
定数	-48006.53 *	-51013.03 **	-47999.9 **	-51895.8 **	-138195.7 ***	-137258.9 ***	-147352.2 ***	-150218.8 ***	-150218.8 ***
Adjusted R-	0.86	0.86	0.87	0.88	0.97	0.96	0.97	0.97	0.97
Durbin-Wats	1.71	1.50	1.76	1.18	1.98	1.88	1.98	2.03	2.03
Rho	0.92	0.95	0.90	0.95	0.72	0.76	0.70	0.67	0.67
KTEP	国立短大								
K授業料	0.00	0.00	0.20 ***	0.24 ***	-0.06	0.00	-0.07	-0.05	-0.05
可処分所得	0.00	0.00	-0.01 ***	-0.01 ***	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
国立大学定員					0.02	0.02	0.02	0.01	0.01
私立大学定員					-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 **	-0.01 *	-0.01 *
短大定員	0.93 ***	0.95 ***	1.07 ***	1.10 ***	0.02 **	0.02 *	0.02 *	0.02 *	0.02 *
抑制ダミー		-93.126		-192.0		-9.9		-203.38	-203.38
大綱化ダミー			77.2	-153.7			-86.21	-372.00	-372.00
高卒者	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.00	0.00	0.00
定数	-96.5	-124.1	540.4 *	533.0 **	1066.5	1080.5	1113.54	1553.44	1553.44
Adjusted R-	0.87	0.87	0.99	0.99	0.34	0.32	0.32	0.30	0.30
Durbin-Wats	2.13	2.03	1.86	1.84	1.16	1.16	1.19	1.10	1.10
Rho	0.89	0.89	0.30	0.21	0.01	0.01	0.96	0.96	0.96
step	私立短大								
授業料	-0.08 ***	-0.07 ***	-0.09 ***	-0.06 ***	-0.05 ***	-0.09 ***	-0.10 ***	-0.10 ***	-0.10 ***
可処分所得	0.27 ***	0.26 ***	0.27 ***	0.24 **	0.26 **	0.27 ***	0.29 ***	0.29 ***	0.29 ***
国立大学定員					2.653 ***	2.581 ***	2.849 ***	2.92 ***	2.92 ***
私立大学定員					-0.29 ***	-0.31 ***	-0.37 ***	-0.38 ***	-0.38 ***
短大定員	0.75 ***	0.74 ***	0.77 ***	0.88 ***	0.54 ***	0.55 ***	0.48 ***	0.46 ***	0.46 ***
抑制ダミー		-4654.992		-13572.4 ***		-3295.5		1617.2	1617.2
大綱化ダミー			-3256.0	-17113.9 **			8494.6 *	10993.8	10993.8
高卒者	0.06 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***
定数	-51577.5 **	-54627.2 **	-51258.3 **	-54172.0 **	-139694.0 ***	-139388.6	-149948.1 ***	-152090.5 ***	-152090.5 ***
Adjusted R-	0.86	0.85	0.86	0.87	0.97	0.96	0.97	0.97	0.97
Durbin-Wats	1.70	1.48	1.74	1.18	1.98	1.88	1.99	2.04	2.04
Rho	0.92	0.95	0.91	0.95	0.72	0.75	0.68	0.66	0.66

4.4. 2 授業料モデル

さらに、国立大学初年度納付金と私立大学授業料を同時に回帰式に説明変数として加える、2 授業料モデルについても検討した。その結果は、どちらの変数のモデルでも有意な変数はまったくな

かった。このため、さらに労働市場変数などを加え、男女別に分析した結果、表9の短大のみが有意であった²²。先のモデルの場合と同様に、短大進学者が最も市場的な変動をしていると言えよう。大学とりわけ国立大学の場合には、モデルのフィットの問題もある。しかし、アメリカと異なり、日本では国私格差は正論のため、国立大学授業料が値上げされ、現在では平均1.6倍程度の差しかなく、ほとんど同じ変動傾向を示して相関が高いため、2変数ではどちらかが必ず有意ではなくなることと、日本の高等教育市場は、一部を除いて、とりわけ国立大学進学者は、必ずしも価格で動いているのではないことを示していると言えよう。

表9 2授業料モデル

非説明変数	1974～1998年		1974～1998年		1963～1998年	
	短大		短大女子		短大男子	
国立大学初年度納付金	-0.05	**	-0.07	***	0.07	***
私立短大初年度納付金	-0.106	***	-0.083	***	-0.025	***
可処分所得	0.628	***	0.666	***	-0.040	**
短大定員	0.298	*	0.144		0.149	***
抑制ダミー	-150.6		3564.3	***	-4087.3	***
高卒者数	0.111	***	0.121		-0.008	**
新規求人倍率	-4452.3		-5218.7		868.8	
大卒高卒賃金格差40代	64341.5		82315.2		-10152.7	
定数	-219848.7	***	-269193.7	***	44951.0	***
R*	0.983		0.984		0.759	
DW	1.74		1.80		1.81	
ρ	0.17		0.14		0.39	

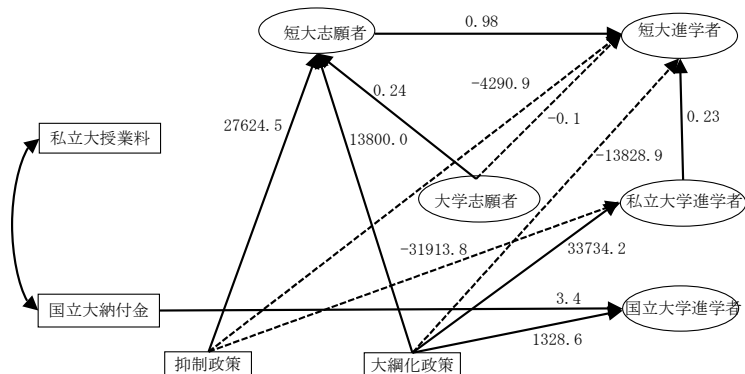
5. 同時方程式モデル

以下では、主として、進学状況の全体を捉えるために同時方程式モデルで検討する。これは、主な被説明変数だけでも、大学志願者、短大志願者、国立大学進学者、私立大学進学者、短大進学者と5つあり、先の通常のOLSのすべての分析結果から全体像を示すのは困難になるためである。また、OLSでは、多重共線性の問題があることが示唆された。また、説明変数の中でも、国立、私立とも定員の影響が大きいことも明らかになった。このため、同時方程式モデルでも、回帰分析と同様、定員を含めたモデルと除いたモデルを検討する。パス係数については図中に記すのは煩雑になるため、主なもののみに記した。さらに、以下の分析では、高卒者数と可処分所得は、志願者、進学者ともほとんどの場合、予想通り、正の影響を与えており、分析の焦点ではないため、図でも省略し、特にふれない。ただし、家計所得の上昇が高等教育のマス化を支えた原動力であることが確認されたことは強調しておきたい。以下での分析の焦点は、授業料と政策の効果、さらに定員と志願者と進学者の関連である。

5.1. 定員なしモデル

定員なし同時方程式モデルの分析結果で注目されるのは、図3のように、私立大学授業料は有意でないことである。さらに、国立大学初年度納付金は国立大学進学者に対して正(3.4)になっている。私立大学授業料が短大志願者に対して負になることは理論的な予測の通りである。しかし、授業料が教育需要に対して、効果がないか、あるいは正であることは理論で予想されるのとは逆の結果である。この原因のひとつは説明変間の多重共線性にあると推定される²³。しかし、本稿では、可処分所得などの要因をコントロールした上で授業料が高等教育の志願や進学にどのような影響を与えているかを分析するのが眼目であるため、いずれかを説明変数から除去することはしなかった。なお、短大進学者の場合には、私立大学授業料の直接効果は負(-0.011)であるものの有意水準は低い(P=0.085)(図ではパス係数は省略)。

図3 時系列分析定員なしモデル



(注) χ^2 自乗=357.7, df=19***

(注) 重相関係数の平方 国立大学進学者数0.992、私立大学進学者数0.943、短大進学者数0.997

(注) パス係数は1%水準以下で有意のもののみ示し、一部省略した。破線は負の係数。

(注) 高卒者数は国立大学進学者に正、短大志願者数に正、短大入学者数に負の影響を与えているが省略した。

(注) 可処分所得は、大学志願者、短大志願者、国立大学進学者、私立大学進学者に正、国立大学納付金に負の影響を与えているが省略した。

政策の効果については、抑制政策ダミーは私立大学進学者数と短大進学者数に関して、負で有意(それぞれ-31913.8, -4290.9)で、抑制政策の効果があったとみることができる。つまり、このモデルの変数特に可処分所得と授業料で予想される以下に政策的に進学者が押さえられていたとみることができる。ただし、短大志願者数に関しては、正で有意(27624.5)であり、このモデルの変数で説明される以上に抑制政策によって、志願者数が押さえられたとは言えない²⁴。この結果として、短大志願者数を経由した間接効果は正(26933.9)で、直接効果よりかなり大きい。この時期の政策は短大志願者を抑制するという効果はなかったと考えられる。しかし、国立進学者に関しては有意ではない。また、大綱化政策については短大進学者数には負(-13828.9)であるが、短大志願者数には正(13800.0)で、短大志願者数を経由した間接効果は正(13455)であり、直接効果とほぼ同じ大きさとなっている。すなわち、大綱化政策は、短大進学者数にはあまり影響を及ぼさなかったとみることができる。これに対して、私立大学進学者数に関しては、正で有意(33734.2)であり、

抑制が緩和されたとみることができる。

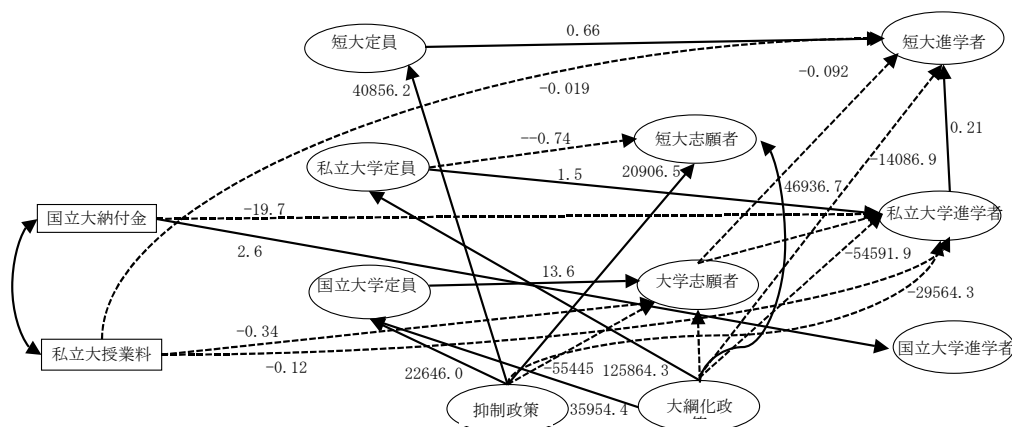
このように、短大を除き、私立大学授業料は進学者に直接の影響を与えていない。さらに授業料が志願者や進学者に対して影響を与えていないか、国立のように正の影響を与えている原因のひとつは、教育機会市場が、必ずしも価格だけでは動いていないためであろう²⁵。他の要因、政策に関する要因や、さらに選抜性や、これに関連して志願者と進学者を規定する定員が大きな影響をもっている。これについてみるために次に定員を含めたモデルを検討する。

5.2. 定員ありモデル

定員を説明変数に加えた同時方程式モデルの分析結果は図4の通りで、理論的予測の通り、大学志願者数と私立大学進学者数と短大進学者数に関して、私立大学授業料は負の効果(それぞれ-0.34, -0.12, -0.019 (図では省略))を与えている。しかし、定員なしモデルと同様、国立大学納付金は、国立大学進学者数に対して、正の影響(2.6)、私立大学進学者数に負の影響(-19.7)を与えており、理論的予測とはまったく逆になっている²⁶。

国立大学定員は政策変数以外の他の変数から影響を受けていない。これは私立大学定員も同様である。この意味で、大学進学者は政策と供給によって規定された市場であり、経済学理論の予想するように教育機会市場は価格で動いているとは言えない。しかし、国立の授業料が進学者に対して正の効果があるからといって、過剰な需要があるとは言えても、授業料があがれば進学者が増えるという解釈はできない。

図4 時系列分析定員ありモデル



(注) χ^2 自乗=589.2, df=38***

(注) パス係数は1%水準以下で有意のもののみ示し、煩雑になるため、内生変数間のパスを一部省略した。破線は負の係数。

(注) GDPは、可処分所得、国立大学納付金、私立大学授業料に影響を与えているが省略した。

(注) 高卒者は短大志願者、国立大学進学者、私立大学進学者に正、短大入学者数に負の影響を与えているが省略した。

(注) 可処分所得は、短大志願者と私立大学進学者と短大進学者に正、大学志願者に負の影響を与えているが省略した。

(注) 抑制政策は、国立・私立・短大の定員、短大志願者に正、大学志願者、私立・短大進学者に負の影響を与えているが省略した。

(注) 大綱化政策は、国立大学定員、私立大学定員、短大志願者に正、大学志願者、私立大学、短大進学者に負の影響を持っているが省略した。

また、私立大学定員は短大志願者数に負の影響(-0.74)を与えており、私立大学と短大が進学

者をめぐって競合関係にあることを示している。これは、大学志願者数が短大進学者数に負の影響（ -0.092 ）を与えていることにも示されている。これに対して、国立大学定員は大学志願者と短大志願者数に正の影響（それぞれ $13.6, 1.4$ （図では省略））をもっている²⁷。

抑制政策は、国立大学の定員と短期大学の定員に正の効果（それぞれ $22646.0, 40853.2$ ）を持っており、抑制期間中、このモデルの説明変数で予測される以上に定員が拡大したことを示している。しかし、抑制政策は、私立大学進学者数に負の影響（ -29564.3 ）を与えており、抑制期間中、私立大学進学者に対しては抑制政策の効果があったとみることができる²⁸。他方、大綱化政策は私立大学の定員に正の効果（ 125864.3 ）をもっている。しかし、大綱化政策は私立大学進学者数に負の効果（ -54591.9 ）を持っているが、大学志願者数には負の効果（ -113985.5 ）を持っている。大学志願者数は、私立大学進学者数に負の効果（ -0.1 ）を持っている。このため大学志願者数を經由した効果は正（ 11854.5 ）となっている。他方で、国立大学定員に対しては正の効果（ 35954.4 ）が見られる。国立大学定員と私立大学定員はそれぞれ国立大学進学者数と私立大学進学者数に正の効果（それぞれ 0.97 （図では省略）, 1.5 ）をもつため、このため、大綱化政策は、国立大学、私立大学とも大学進学者数に関して、定員を經由した間接効果の方が正で大きい（それぞれ $34732.0, 189803.4$ ）。そのため、総合的には、ここで要因として説明変数以上に大綱化政策によって進学者数が拡大していると言える。

6. インプリケーション

ここでは、これまでの分析の結果から、政策と今後の研究に対するインプリケーションを提示する。

6.1. 志願率・合格率に対する高等教育政策の効果

大学短大進学動向に対する高等教育政策の効果について、大学短大進学率の要因分解の結果からみると、1970年代後半の抑制期には、合格率も志願率も進学率にあまり寄与していない。やや負の効果がみられる。このことは、大学短大進学率の停滞は、合格率を通じてあらわれる定員の抑制によるだけでなく、志願率そのものの低下によることを示している。1990年代の後半にも、大学短大進学率の増加に志願率が寄与しておらず、教育需要そのものが低下していると考えられる。しかし、合格率が大幅に上昇していることから、抑制の効果がなくなり、大学進学の学力要因の規定力は弱まったとみられる。このように、要因分解の結果から、合格率を通じてあらわされる抑制とその解除の政策は、進学動向に影響を与えたとみられる。

6.2. 授業料の効果

OLSによる分析では、志願や進学に与える学費と家計所得の影響について、大学と短大の相違に関して、アメリカの先行研究とほぼ同じように、短大の方が価格に感応的であるという結果が得られた²⁹。定員を含めない同時方程式時系列分析の結果からも短大では、授業料と家計所得の規定力

が強く経済学的な市場モデルの予想通りになっていることが明らかにされた。なお、しかし、詳細にみると、初年度納付金、可処分所得とも予想と異なる結果もみられ、より詳細な検討が必要とされる。

しかし、大学進学者数に関しては、授業料は予想と異なり正で有意であったり有意でなかったりしており市場的な変動をしていないことが示唆された。これにさらに定員を加えた分析では、定員の規定力がきわめて強く、大学志願者や進学者は選抜性の高さもあり、授業料の影響はあまり受けないことが明らかにされた。時系列分析の結果でみる限り、1972年以降の国立大学の低授業料政策の放棄による授業料の大幅な値上げは、全体としての国立大学あるいは私立大学進学率にはあまり影響しなかったと言えよう。このことが国立大学授業料の大幅な値上げにも関わらず、授業料が政治問題化あるいは政策課題として重要性をもたなかった要因と考えられる。国民の国立大学に対する需要はそれほど強いと言うこともできよう。

6.3. 抑制政策の効果

抑制政策ダミーや大綱化政策ダミーは私立大学や短大の進学者などに対して規定力が強く、抑制政策によって、市場による需給均衡以下に私立大学や短大の進学者数が押さえられていた可能性がある³⁰。しかし、志願者数や国立大学進学者数では抑制政策の効果はほとんどみられないか、正の効果がみられた。戦後を通じて国立大学定員はあまり増員されていない。このためとくに1976年からの政策によって国立大学進学者数は抑制されていないとみられる。抑制政策の主たる対象は大都市私立大学短大であり、この結果として私立大学進学者や短大進学者に抑制政策の効果があらわれたと考えられる。このように、抑制政策は国立より私立や短大を対象としていたことがこのモデルでも検証されたと言えよう。

しかし、ここでは、抑制政策の効果をダミー変数で処理し、効果を確認した。しかし、ダミー変数は抑制政策以外の同時代的影響も同時に含んでいるから、これで充分解明したとは言えない。さらに、モデルをリファインすることも必要であろう。

6.4. 市場型の私立大学教育機会市場と規制された国立大学教育機会市場

ここでは、進学率と志願率について、要因分解によって両者の関連を確認し、時期によって志願率が進学率に与える影響が異なることを示した。さらに、回帰分析では、志願者数は価格によって変動するけれども、政策の効果はほとんどないこと、進学者数は逆に価格より定員や政策の効果が大きいことが示された。

これらの分析で明らかになったのは、市場型の私立大学とりわけ短大の教育機会市場に対して、国立大学の場合には、価格によって競争しているという意味では、必ずしも市場型とは言えず、定員管理によって供給を統制されており、むしろ学力による選抜性をめぐって競争が展開されている教育機会市場であることが示されたことであろう。大学とりわけ国立大学進学者数は、ほとんど定員で説明できる。この意味で大学は、価格より定員によってコントロールされた市場であると言えよう。これは私立大学についても部分的にはあてはまる。最も市場型のモデルがあてはまるのは、

短大の場合である。

また、ここでは省略したけれども、男子と女子の比較、大学と短大の比較に関しても、多くは予想と一致していた。しかし、ここでも授業料のように、予想とは逆の結果もみられた。ここからも進学行動が価格や所得などの経済変数だけに規定されているのではなく、定員の影響が強いために結果として経済変数の影響が弱いと考えることもできよう。

分析結果からみる限り、大学は価格と所得で予測されるより進学者数は少なくなっていると言える。つまり、価格によって示される需要に対して過少であると言えよう。逆に、これから大学の価格、つまり授業料が低すぎるという主張もできると考えられるかもしれない。しかし、これは、大学教育機会市場が、まったく価格メカニズムだけで動いていると考え、他の重要な要因、たとえば、低授業料による低所得層への教育機会の提供や地域への高等教育機会の供給などを無視した議論である³¹。

こうした大学の制限された高等教育機会を、今後の18歳人口の減少の中で、さらに供給制限によって質を維持するか、それとともとりわけ低所得層や地域の高等教育機会の提供のために、現状維持ないし拡大するか、残された重要な政策課題である。

注

- 1 戦後の高等教育機会に関する高等教育政策については、小林（2009）を参照されたい。
- 2 進学動向に影響を与える要因は、男女差が大きいので、男女別分析が一般的である。しかし、ここでは、政策によって直接変更できない性別要因は研究の対象としていないため、男女別の分析は実施したけれども、その結果は省略した。
- 3 1970年代までの教育需要研究の代表的なレビューは Jackson and Weatherby （1975）で、1980年代については、Leslie and Brinkman（1987, 1988）と Becker（1990）が代表的である。特に、Leslie and Brinkman（1988）は、教育需要研究、授業料研究、奨学金研究をそれぞれ網羅している。1980年代に関しては、Leslie and Brinkman のフォローアップである Heller（1997）がある。
- 4 時系列分析では、時間的にあまり変化しない要因はモデルに含める必要がなく、モデルが単純明快になる。
- 5 その代表的な研究は Campbell and Siegel（1967）である。その後のマクロ時系列研究としては、教育需要に与える徴兵制の影響を計測した Galper and Dunn（1969）、高等教育への需要は私立の方が公立より所得弾力性が高いことを示した Hight（1975）、コミュニティカレッジの学生は財政変数に対して敏感であることを示した Lehr and Newton（1978）などがある。
- 6 たとえば、Chishti（1984）は、留学生の増加の予測を単純増加率、重回帰、ブラウン・モデル、ボックス・ジェンキンス法の三つの方法を比較して予測し、いずれの方法でも ACE（American Council on Education）の予測より低くなることを示した。また、Clowes, Hinkle, and Smart（1986）は、人種、性別、教育機関別に高校コホートの進学率の相違を検証し、高能力の男子の才能のロスがあるという主張を否定し4年制大学は平等主義的な機能をもつとしている。
- 7 Windolf（1992）、Falaris and Peters（1992）、Kane（1994）、Duchesne and Nonneman（1998）、Yang（1998）、Wetzel, O'Toole and Peterson（1998）など。
- 8 たとえば、Strickland et al.（1984）は、大学タイプ別に大学入学者に占める各郡の割合の規定要因を計測し、家計所得、授業料、放棄所得、高卒賃金などの経済変数に関して有意な結果を得られず、農業比率、サービス業比率などの郡の特性の方が有意であることをみだしている。

さらに、最近の研究の例として Bezmen and Craig (1998) は、公立と私立進学者は異なる層であり、私立進学者は価格や所得弾力性が低いこと、また、ある州で高等教育機関が多いと、公立高等教育機関への補助は増えるけれども、私立高等教育機関への補助は減少することを示している。また、Kipp III, Price, and Wolhford (2002) は、州別に大学を、入学しやすい・入学しにくい、の二つのタイプ、学生を、負担可能 (affordable) ・負担不可能さらに借金あり・なしで4タイプに分け、多くの州で入学しにくく負担不可能になっていることを明らかにし、大きな社会的反響を呼んだ。

- 9 たとえば、Berger and Kostal (2002) は、公立大学在学者の需要関数と供給関数を1990-95年の州別データを用いて2段階最小自乗法でパネル分析し、授業料、賃金、平均教育水準が教育需要に影響を与えていること、他方、州補助、その他の収入、教育機関の数、州の規制の強さは、教育供給に影響を与えていることを明らかにした。さらに彼らは、授業料を増加すると進学者を維持することが困難なことをシミュレーションで示している。なお、Heller (1999b) や St. John et al. (2004) も州奨学金の州別パネルデータの分析である。
- 10 Leslie and Brinkman (1987) を参考にまとめた。また、Heller (1997) は、Leslie and Brinkman (1987) の教育需要の価格弾力性分析のレビューのその後のフォローアップであり、これも参照した。
- 11 Raftery and Hout (1993) の最大不平等維持仮説もコホートの進学率水準によって格差が縮小しない場合があることを強調している。
- 12 この調査は、文部科学省学術創成科研 (金子元久研究代表) の一環としておこなわれたもので、その成果は東京大学大学経営・政策センターのホームページを参照。また、小林 (2008) にも紹介がある。
- 13 したがって、さらに厳密には次のように要因分解できる。

$$\text{大学短大進学率} = \text{合格率} * \text{志願率} * (\text{高卒者数} / \text{高校入学者数}) * (\text{高校入学者数} / 3 \text{ 年前の中卒者})$$

$$= \text{合格率} * \text{志願率} * \text{高校卒業率} * \text{高校進学率}$$

 日本では、高校卒業率の高いことと、本研究の問題関心ではないことからこの要因分解は行なわなかった。
- 14 進学者数の OLS については、1963年から2001年の39年の期間とした。
- 15 私立大学については、1975年以前の初年度納付金が不明のため、『文部統計30年』の授業料の記載から1961年から1974年までを推計した (単位は百円、以下同じ)。短期大学初年度納付金については、私立4年制大学初年度納付金から私立大学初年度納付金の81%と推計した。これは私立大学4年制初年度納付金の1次関数のため、私立大学4年制大学初年度納付金と同時に説明変数として用いることはできない。
- 16 定員を被説明変数とした回帰分析では、GDP の影響が最も大きかった。
- 17 労働市場変数には、学歴別賃金格差や求人倍率、失業率などを用いた。学歴別賃金格差は、将来の賃金見込として進学選択に影響を与える。しかし、単なる高卒賃金では、他の経済変数と非常に高い相関を持つため、同時に投入できない。このため、大卒賃金と高卒賃金の比か差を用いる。一般には、比の方が進学者数と単相関できわめて高い値を示すので、これを用いた (ただし、賃金比と進学者数は負の相関である)。また、進学の放棄所得として18-22歳の高卒賃金あるいは大卒高卒賃金比や賃金差を用いることも考えられる。しかし、この変数は進学者数との関連が有意ではなかった。また、求人倍率には、新規有効求人倍率と有効求人倍率がある。しかし、両者とも有意ではなかった。このように、労働市場変数については、試行した結果、ほとんど有意ではなかったことと、本研究の問題関心ではないことから、2授業料モデルの場合を除いて、モデルから除外した。

- 18 合格率は、学力と選抜度のマッチングをあらわす変数と考えよう。
- 19 先にもふれたように、中教審四六答申では、GNP に基づく大学短大進学者数を予測しており、その予測はかなりフィットしている。ただし、DW 比はよくない。また、オイルショック・ダミー（矢野（1984））はこれを投入してもほとんど有意ではなかったもので、除外した。
- 20 Prais-Winsten 法による自己相関誤差の修正モデルは次の通りである（（蓑谷 1997）参照）。
 $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, $|\rho| < 1$, $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2_\varepsilon)$ という自己相関を仮定し、次のように u を修正する。
 $u^*_t = (1 - \rho^2)^{-1/2} u_t$
 $u^*_t = u_t - \rho u_{t-1}$
- 21 国立大学授業料は、可処分所得と0.9以上の強い相関を持っている。係数の標準誤差が大きく、95%信頼区間には負の場合も含まれている。OLS モデルの分析結果をみても、多重共線性を示す VIF や固有値による条件指標の値もきわめて大きく、多重共線性の存在が強く示唆される。
- 22 データの都合上、分析期間は1974年から1998年となっている。
- 23 授業料は、可処分所得や GDP と0.9以上の強い相関を持っている。この点について、OLS モデルの分析結果をみても、多重共線性を示す VIF や固有値による条件指標の値もきわめて大きく、多重共線性の存在が強く示唆される。なお、OLS の結果は、大学短大志願者の場合、授業料は負であるけれども有意ではない。大学志願者の場合には正で有意ではない。しかし、短大志願者は負で有意となっている。このように、同時方程式モデルの場合とほぼ同じ結果がみられる。しかし、進学者については、私立については、負であるけれども有意ではない。さらに国立では、正で有意となっており、同時方程式モデルと同様、一般に理論的に予想される符号とまったく逆になっている。ただし、標準誤差が大きく、95%信頼区間には負の場合も含まれる。これに対して、短大進学者の場合には、短大志願者同様、負で有意となっており、理論予想通りになっている。なお、国立大学進学者に関して、係数ダミーなどを導入しても、有意な結果は得られなかった。
- 24 OLS の場合、志願者数の場合には、抑制政策は有意ではない。しかし、進学者については、大学短大、とくに私立大学短大、私立大学、私立短大の場合、予想通り負の効果を示している。しかし、国立大学の場合には、抑制政策の効果はほとんどみられない。これも同時方程式の場合と同じ傾向である。
- 25 なお、分析期間を1964年から1998年とすると、私立大学授業料は負で有意、国立大学初年度納付金は負で有意でなくなる。また、OLS でも同じ結果がえられる。1999年以降に、進学動向に大きな変動があったことが示唆される。
- 26 国立大学授業料の係数が予測とまったく逆になるのは、多重共線性によることが大きいと考えられ、モデルのリファインが必要である。これについては、今後の課題としたい。
- 27 国立大学定員が短大志願者数に正の影響を与えていることは、理論的には説明しにくい。短大定員が大学志願者に正の効果を与えていることも同様である。この点は、このモデルの説明変数間の相互の相関の高さにも起因すると考えられ、このリファインは今後の課題としたい。
- 28 OLS の場合、抑制政策は、大学短大志願者、大学短大進学者、私立大学進学者、私立短大進学者に関して、負で有意であるけれども、大学志願者や短大志願者、さらに国立大学や国立短大進学者に関しては有意ではない。
- 29 この結果は、矢野（1984）では、女子短大現役志願率は、授業料と家計所得などの説明変数によるモデルでは最も適合的でなかったことと対照的である。
- 30 しかし、OLS で、定員の効果をみると、多くの場合、志願者や進学者に対して、大学の場合、定員は正で有意であるのに対して、短大の定員は負で有意であり、短大の場合には定員の増加

は負の影響を示している。このことは短大が深刻な状況にあることを示していると言えよう。

- 31 先の見たように、1998年までは授業料あるいは初年度納付金は予想される符号を満たしており、価格メカニズムが機能していたと考えられる。

参考文献

- 荒井一博 1990,「大学進学率の決定要因」『経済研究』 Vol. 41, No. 3, 241-249頁。
- 荒井一博 1995,『教育の経済学』有斐閣。
- 天野郁夫他 1983,「進路分化の規定要因とその変動」『東京大学教育学部紀要』第23巻 1-43頁。
- 市川昭午 1987,「高等教育の経費負担と設置形態」『高等教育財政に関する調査報告書 昭和62年度』1-40頁。
- 潮木守一 1978,『学歴社会の転換』東京大学出版会。
- 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」『日本経済研究』第21号 14-33頁。
- 尾嶋史章 2002,「社会階層と進路形成の変容」日本教育社会学会編『教育社会学研究』第70集 東洋館出版社 125-142頁。
- 金子元久 1986,「高等教育進学率の時系列分析」広島大学大学教育研究センター『大学論集』第16集 41-64頁。
- 金子元久 1987,「教育機会均等の理念と現実」日本教育社会学会編『教育社会学研究』第42集 東洋館出版社 38-50頁。
- 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 現代の高等教育』No. 226。
- 菊池城司 1983,「高等教育進学率の動向」『IDE 現代の高等教育』民主教育協会 No. 241, 27-30頁。
- 菊池城司 1985,「高等教育機会の変動と測定」『大阪大学人間科学部紀要』第11巻 195-216頁。
- 菊池城司 1988,「大学教育機会の変動過程」『大阪大学人間科学部紀要』第14巻 221-254頁。
- 小林雅之 2008,『進学格差』ちくま書房。
- 小林雅之 2009,『大学進学の世界』東京大学出版会。
- 近藤博之 1995,「大学進学率のトレンド分析」『大阪大学人間科学部紀要』第21巻 93-111頁。
- 近藤博之 2001,「高度成長期以降の大学教育機会」『大阪大学教育学年報』第6号 1-10頁。
- 近藤博之 2005,「親の所得と大学教育機会」『大阪大学教育学年報』第10号 1-15頁。
- 島一則 1999,「大学進学行動の経済分析」日本教育社会学会編『教育社会学研究』第64集 東洋館出版社 101-120頁。
- 田中寧 1994,「戦後日本の大学教育需要の時系列分析」京都産業大学『経済経営論叢』第28巻第4号 73-95頁。
- 中村二郎 1992,「大学進学の世界要因」『経済セミナー』No. 453, 37-42頁。
- 日下田岳史 2006,「大学への自宅進学率の経済モデル」日本教育社会学会編『教育社会学研究』第79集 東洋館出版社 67-84頁。
- 藤田英典 1980,「進路選択のメカニズム」山村・天野編 105-129頁。
- 藤野正三郎 1986,『大学教育と市場機構』岩波書店。
- 丸山文裕 1992,「女子高等教育の進学率の時系列分析」『椋山女学園大学研究論集』第23号第1部 179-191頁。
- 養谷千鳳彦 1997,『計量経済学』東洋経済。
- 矢野眞和 1984,「大学進学需要関数の計測と教育政策」日本教育社会学会編『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。
- Berger, M. C. and T. Kostal. 2002. Financial Resources, Regulation, and Enrollment in US Public Higher Education. *Economics of Education Review*. Vol. 21. 101-110.
- Bezman, T. and C. A. Depkin II. 1998. School Characteristics and the Demand for College. *Economics of Education Review*. Vol.17, No.2. 385-394.
- Campbell, R. and B. N. Siegel. 1967. Demand for Higher Education in the United States, 1919-1964. *American Economic Review*. Vol. 57. 482-494.
- Chishti, S. 1984. International Demand for American Higher Education. *Research in Higher Education*. Vol. 20, No. 3. 329-344.
- Clowes, D. A., D. E. Hinkle, and J. C. Smart. 1986. Enrollment Patterns in Post Secondary Education. *Journal of Higher Education*. Vol. 57, No. 2. 121-133.
- Duchesne, I. and W. Nonneman. 1998. The Demand for Higher Education in Belgium. *Economics of Education Review*. Vol. 17, No. 2. 211-218.
- Falaris, E. M. and E. Peters. 1992. Schooling Choices and Demographic Cycles. *Journal of Human Resources*. Vol. 27, No. 4. 551-574.
- Galper, H. and R. M. Dunn, Jr. 1969. A Short-Run Demand Function for Higher Education in the United States. *Journal of Political Economy*. 77. 765-775.
- Heller, D. E. 1997. Student Price Response in Higher Education. *Journal of Higher Education*. Vol. 68, No. 6. 624-659.
- Heller, D. E. 1999. The Effects of Tuitions and State Financial Aid on Public College Enrollment. *Review of Higher Education*. Vol. 23, No. 1. 65-89.
- Hight, J. E. 1975. The Demand for Higher Education in the U. S. 1927-72. *Journal of Human Resources*. Vol.10, No.4. 512-520.
- Jackson, G. A. and G. B. Weathersby. 1975. Individual Demand for Higher Education. *Journal of Higher Education*. Vol. 16, No. 6. 623-652.
- Kane, T. J. 1994. College Entry by Blacks since 1970. *Journal of Political Economy*. 102. 878-91.
- Kaneko, M. 1987. *Enrollment Expansion in Postwar Japan*. RIHE. Hiroshima University.
- Kipp III, S. M., Derek V. Price, and Jill K. Wohlford 2002. *Unequal Opportunity*. Lumina Foundation.
- Lehr, Dona K. and Jan M. Newton. 1978. Time Series and Cross-Sectional Investigations of the Demand for Higher Education. *Economic Inquiry*. No. 16, Jul. 411-422.
- Leslie, Larry L. and Paul T. Brinkman. 1987. Student Price Response in Higher Education. *Journal of Higher Education*. Vol. 58, No.2. 181-203.
- Nakata, Yoshifumi and Carl Mosk. 1987. The Demand for College Education in Postwar Japan. *Journal of Human Resources*. Vol. 22, No. 3. 377-404.
- Rafferty, Adrian E. and Michael Hout. 1993. Maxiumlly Maintained Inequality. *Sociology of Education*. Vol. 66, No. 1. 41-62.
- St. John et al. 2004. *Expanding Access*. Lumina Foundation.
- Strickland, D. C., V. A. Bonomo, G. W. McLaughlin, J. R. Montgomery, and B. T. Mahan. 1984. Effects of Social and Economic Factors on Four-Year Higher-Education Enrollments in Virginia. *Research in Higher Education*. Vol. 20, No. 1. 35-53.
- Wetzel, J., D. O'Toole, and S. Perterson. 1998. An Analysis of Student Enrollment Demand. *Economics of Education Review*. Vol. 16, No. 2. 111-126.

- Windolf, P. 1992. Cycles of Expansion in Higher Education 1870–1985. *Higher Education*. Vol. 23. 3–19.
- Yang, Y. 1998. *Estimating the Demand for Higher Education in the United States, 1965–1995*.
(WWW.csus.edu/indiv/y/yangy/estimati.htm).