

「部分均衡モデル」を用いた地方教育費 支出水準決定要因の検討

高 見 茂

A Study of the Determinate Factors on the Level of Local Educational
Expenditures by "Partial Equilibrium Model"

TAKAMI Shigeru

はじめに

教育費は、目的別地方歳出のなかでもその構成比率が最も高いだけではなく、地方団体においてその比率が近似しており、財政力のいかにかわらず一定水準を確保しなければならない費目である¹、とされる。しかし、都道府県の目的別歳出に占める教育費のシェアには、平成8年度の場合、最も高い神奈川県²の34.5%から最も低い東京都の15.1%まではほぼ2.3倍の格差がある。また、教育費の内部配分についても、各学校段階ごとに地方団体間で著しい差異が見られる²。さらに、憲法、教育基本法の規定に照らせば、教育機会は均等であるべきであることは論を待たない。その理念の具現化の度合いは、一人当たり教育費（per capita cost）均等化という側面で把握することができよう。ところが現実には、学校段階、課程等によって地域間に大きな格差が存在する。こうした格差は、地域間の教育人口や社会経済環境の差異を勘案すれば、直ちに自治体首長の教育政策選択の差異を反映したものと捉えることはできない。

そこで、教育支出を資本的支出と消費的支出に類別して検討すると、すべての学校種ないし教育分野について、資本的支出の方が消費的支出よりもはるかに地域間格差が大きい³ことが分かる。それは、資本的支出の臨時的経費性、教育人口増減や校地取得費の地域間格差といった義務的経費の多寡に起因するものとされる⁴。ゆえに、資本的支出に関わる格差は、自治体首長の裁量的教育施策選択よりは、教育人口を中心とした社会的経済的環境要因に規定される側面が強いのではないかと推察される。

他方消費的支出は、經常的経費であり、機会均等理念に照らせば可能な限り均等であることが望ましい。だが、平成8年度の場合、一人当たり消費支出のi) 変動係数とii) 最高・最低間の倍率を計算すると、中学校ではi) が0.116、ii) が1.63、高校全日制課程ではi) が0.072、ii) が1.33となる。したがって都道府県間で無視できない格差が存在するといえよう。その要因の一つとして、義務的経費としてウェートの大きい教職員給与水準の地域間格差が指摘できる。東京の

物価水準を基準にデフレートした場合、中学校の変動係数および最高・最低倍率はやや減少するものの、高校全日制課程のそれは微増する⁶。そのため地域間物価水準格差を考慮した後でも依然として地域間格差が存在するといえる。こうした格差は、地域の個別事情の反映であり、自治体首長の裁量的教育施策選択の働く余地が資本的支出よりも大きいことは想像に難くない。しかし、自治体首長の裁量的政策変数、義務的制度的政策変数、地域的な社会的経済的環境要因の何れが強い格差発生因なのか、は詳かではない。また消費的支出水準の決定構造も明らかではない。

そこで本稿は、以上を踏まえて、教育成果と消費支出水準の同時決定的モデル（教育成果が消費支出水準に影響を与え、教育支出水準が教育成果に影響を与えると仮定するモデル）を前提とした「部分均衡モデル」を策定し、中学校および高等学校生徒一人当たり消費的支出水準の地域間格差の発生因と決定構造を解析することを課題とする。また、目下地方は大きな制度改編—地方分権推進に直面しつつある。新しい制度設計を行うに当たって、こうした現実の地域格差が今後の制度改編の中でどう変化するのかということを見極めることは、重要な検討課題であると思われる。そうした意味でも、本研究は、地域格差の変動の方向性を見極める際に示唆を与えるものであり、地方制度改編の影響を検討する上での基礎的作業となろう。

I. 地方教育費支出モデルの策定

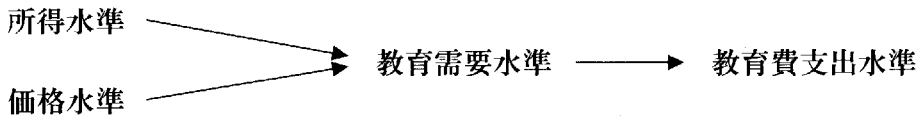
本章では、地方教育費支出モデルを検討するが、先ず地方教育費支出水準に関する先行研究のサーベイからはじめよう。

（1）先行研究のサーベイ

教育費支出水準と地域間格差に関わる先行研究としては、わが国では市川昭午⁶や須田八郎⁷の研究が注目されよう。市川は、地方自治体レベルの違いによる、i) 教育費支出割合の差異、ii) 一人当たり教育費支出の差異、iii) 資本的支出と消費的支出の差異、の存在を指摘し、クロスセクション分析に加えて時系列的変動分析を試みている。しかし操作可能な形でこうした格差発生因の構造的把握をするまでには至っていない。また、須田は小・中学校の児童・生徒一人当たり支出額について地方団体の財政力との相関に着目しつつも、両者間の逆比例的関係の存在の指摘に留まっている。

教育費支出水準は何によって規定されるのかを検討してみると、やはりそれは教育サービスの「需要」と「供給」によると考えられる。つまり教育サービスへの被治者の「需要」規模と、行政が「需要」への対応としてあるいは自ら供給すべきと考える教育サービス量によって、同時に決定されるのである。アメリカにおいては、操作可能な形で教育費支出水準を定式化し分析を試みるケース・スタディがいくつか見受けられる⁸。しかし、初期のものは何れも教育サービスの需要要因と供給要因を同時的に組み入れた定式化に成功していない。すなわち、多くは2つの要因のうち需要サイドだけの定式化に留まっているのである。また、教育支出水準を規定する要因として地域住民の「所得水準」と、「価格水準」—教育サービスを通じて地域住民が得る「便益水準」、の影響が明示的に構造化される必要がある。なぜなら、地域住民の所得水準は、教育サービスの質と量に影響を及ぼし、「需要水準」を規定するからである。そして「価格水準」（便益）が、その「需要水準」を規定することは経済原則に照らしても自明のことであろう（図－1参照）。

図-1 所得水準、価格水準と教育費支出水準の相関



上記のような要件を比較的充足するモデルとしては、Hirshのものが指摘できよう。彼は公教育支出の決定要因として、サービス水準、効率性、規模の経済性に加えて、明示的に「所得弾力性」を組み込んだ式を定式化している⁹。しかし、それは単一の支出関数を用いたもので、「価格水準」の多様性や「価格水準」と「量」（教育サービスの需要量）の同時的決定性を無視するものであるとの批判も見受けられる¹⁰。教育費支出水準を規定する「需要」と「供給」の同時的決定性に加えて、「需要」に対する「所得水準」と「価格水準」の影響力（「所得弾力性」と「価格弾力性」）を組み込んだモデルとしては、J. C. Hanber, L. Phillips, H. L. Votey, Jrらのモデル（以下HPVモデル）が指摘できる¹¹。本研究では、市川、須田の検討をベースにこのモデルを援用し、このモデルを「警察支出決定要因分析」に適用した塚原のモデル¹²を参考に、わが国の「地方教育費支出水準決定モデル」を策定する。

（2）モデルの検討

本研究では、先ず、何れの地方自治体も、i）一定の技術的關係・条件下で、児童・生徒が教育サービスから享受する「便益」を最大化する教育上の到達度（＝教育成果）を選択する能力をもつ、ii）こうした条件を充足する「教育費支出水準」を決定し得る、ということを前提とする。そしてこれらの前提に基づいて演繹的推論を進める。

また、地域教育成果として、すべての教育目標の到達度を数量的に把握することは困難である。そのため本研究では、数量的に把握の容易ないくつかの教育成果に限定し、それらを「主成分分析」を用いて総合化することによって、新たな「教育成果変数」を抽出する方法を採用した。したがって、総ての要素を加味した「一般均衡モデル」ではなく、限定的な「部分均衡モデル」による分析である。さらに教育成果把握の可能性から、検討対象を中学校と高校全日制課程に限定した。

1) 「教育供給関数」「教育価格関数」「教育需要関数」の確定

さて、地域教育成果（ q ）は、以下のような技術的關係・条件下で決定されるものと想定した。また、これは教育成果（ q ）を供給面から表示したものであり、地域的な「教育供給関数」（以下供給関数）である。

$$q = q(n, e, t, m) \quad (1)$$

q は、生徒数（ n ）、一人当たり消費的支出水準（ e ）、教員数（ t ）、地域的な社会的経済的環境要因（ m ）によって規定されると考えられる。生徒数（ n ）、社会的経済的環境要因（ m ）は、自治体首長にとっては義務的制度的政策変数（外在的変数）で、それ自体を能動的にコントロールできる余地はほとんどない。一人当たり消費的支出水準（ e ）と教員数（ t ）は、義務的制度的政策変数である生徒数（ n ）によって規定される部分が大きい。自治体首長の能動的裁量的教育政策選択がある程度機能する部分を代表する変数として捉えられる。また、HPVモデルを

参考に教育成果（ q ）と各変数との関係を、 $\partial q / \partial n < 0$ 、 $\partial q / \partial e > 0$ 、 $\partial q / \partial t > 0$ 、 $\partial q / \partial m < 0$ （場合によっては > 0 ）のように仮定した。すなわち、他の条件を一定にして生徒数（ n ）が増加すると、それだけ教育諸条件の低下をもたらす教育成果（ q ）が低下すると想定し、消費的支出水準（ e ）が上昇し教員数（ t ）が多くなるとそれだけ教育諸条件が充実し、教育成果（ q ）が向上すると想定した。そして地域的な社会的経済的環境要因（ m ）については、その拡大が教育成果（ q ）の向上を抑制する場合と促進する場合があると想定した¹³。

また、生徒一人当たり限界教育便益関数（教育価格関数）（ p ）（以下価格関数）は

$$p = p(q, y, n) \quad (2)$$

と定式化できるとした。 q 、 n はそれぞれ上記の定義と同様であり、 y は県民一人当たり勤労所得である。限界便益（ p ）と各変数の関係は、HPVモデルと塚原の検討を参考に、 $\partial p / \partial q < 0$ 、 $\partial p / \partial y > 0$ とした。すなわち、教育成果（ q ）の限界便益（ p ）は逓減すると考え、所得（ y ）の上昇は教育成果（ q ）に対する便益を引き上げ、結果的に需要を上昇させると想定した。 $\partial p / \partial n$ については、何を教育成果（ q ）とするかによって、生徒数（ n ）が増加すれば便益が増大する場合と減少する場合があると考え、先験的に符号の想定は行わなかった。

以上の定式化を踏まえて、需要面から教育成果（ q ）の定式化を試みると以下のようになる。これは「教育需要関数」（以下需要関数）として捉えられる。

$$q = q(p, y, n, m) \quad (3)$$

各変数は（1）、（2）式の定義と同様である。「需要」は、価格（ p ）、所得（ y ）、生徒数（ n ）、地域的な社会的経済的環境要因（ m ）によって規定されたとする。

2）教育成果の極大化

本研究においては、上述のように、各自治体は、地域の生徒が教育サービスから獲得し得る「便益」を最大化するべく消費的支出水準（ e ）を決定すると想定している。このメカニズムを明示的に定式化すると

$$S = n \int_0^q p dx - \{(1-g)e - G\} \quad (4)$$

となる。ただし、 S は地域の生徒が教育サービスから得る「便益」の総和、 G は国からの定額補助金、 g は国からの定率補助金の補助率である¹⁴。そして S を最大化する1階の条件は以下の概要となる。

$$\partial S / \partial q = np - (1-g) \partial e / \partial q = 0 \quad \therefore np = (1-g) \partial e / \partial q \quad (5)$$

3）関数の特定化

次にモデルを操作可能な形にするために、一般的なフォームで表現されていた関数を対数線形式で特定化する。「需要関数」（3）は、

$$q = a p^{-\delta} y^{\epsilon} n^{\theta} m^{\iota} \quad (\delta > 0, \epsilon > 0, \theta > 0 \text{ または } \theta < 0, \iota > 0 \text{ または } \iota < 0 \text{ と想定}) \quad (3)'$$

と表現できる（ δ は需要の「価格弾力性」、 ϵ は需要の「所得弾力性」）。

また「供給関数」（1）は以下のように定式化できよう。

$$q = b \cdot n^{\beta} \cdot e^{\alpha} \cdot t^{\gamma} \cdot m^{\mu} \quad (\beta < 0, \alpha > 0, \gamma > 0, \mu > 0 \text{ または } \mu < 0) \quad (1)'$$

さらに「価格関数」が「需要関数」を規定していることから、(3)' 式を p について解き、「需要関数」を特定化すると以下の(3)" 式が得られる。

$$p = a^{1/\delta} \cdot q^{-1/\delta} \cdot y^{1/\delta} \cdot n^{\theta/\delta} \cdot m^{1/\delta} \quad (3)''$$

そして「供給関数」(1)' を e について解くと、次の(1)" 式が得られる。

$$e = q^{1/\alpha} \cdot b^{-1/\alpha} \cdot n^{-\beta/\alpha} \cdot t^{-\gamma/\alpha} \cdot m^{-\mu/\alpha} \quad (1)''$$

また各自治体は、教育成果 (q) を最大化すべく消費的支出水準 (e) を決定すると仮定しているので、最大値を求めるべく(1)" 式を q で微分すると、次の(6) 式が求まる。

$$\partial e / \partial q = e / \alpha q \quad (6)$$

(6) 式に上記(5) 式、(3)" 式を代入し、再度 e について解くと(7) 式が得られる。

$$e = \alpha / (1 - g) \cdot a^{-1/\delta} \cdot q^{1-1/\delta} \cdot y^{1/\delta} \cdot n^{1+\theta/\delta} \cdot m^{1/\delta} \quad (7)$$

(5) 式は教育成果 (q) を生み出す教育供給関数 (= 技術制約式) であり、(7) 式は教育成果 (q) に対する地域の生徒の教育需要・便益を踏まえた消費的支出水準 (e) を示すものとなる。そして両者は相互に影響を与え合う、つまり教育成果 (q) が消費的支出水準 (e) を規定し、また消費的支出水準 (e) も教育成果 (q) を規定するという同時決定的関係にある。

II. 現実のデータを基にした検証作業

ここでは I (2) 3) で検討したモデルを基に対数変換を行いパラメータの推定を行う。上記(1)' 式、(7) 式は、推定の前提条件としての「識別問題 (Identification Problem)」をクリアし、何れも「正確識別」が可能である。ゆえに推定方法としては 2 段階最小 2 乗法を用いる¹⁵⁾。先ず中学校から始めよう。

(1) 中学校教育の教育成果と生徒一人当たり消費的支出水準

1) 係数パラメータの推定

本研究では、公立中学校を対象としてその教育成果を、i) 促進効果をもつものと、ii) 抑制効果をもつものに類別して把握した。i) を代表する変数 (促進効果変数) としては平成 9 年 4 月高等学校進学率を取り上げた。また、各都道府県教育予算の中では、いじめ防止対策、不登校対策、暴力行為対策が重点施策とされている場合が最も多いことから、これらを ii) の抑制効果を代表する変数 (抑制効果変数) とした。いじめ、暴力行為については平成 9 年度の各都道府県別生徒 1000 人当たり発生件数¹⁶⁾を、また不登校については平成 8 年度都道府県別生徒 1000 人当たり不登校者数をそれぞれ取り上げた。なお、現実の教育効果としての抑制効果は、抑制効果変数の都道府県別実績値を越える特定数¹⁷⁾から実績値を控除することによって得られるデータで捕捉した。

そして以上 4 つの側面で捉えられた教育成果を対数変換後、主成分分析¹⁸⁾によって合成し、1 つの総合的な変数に変換した。表-1 に見るように、第 1 主成分の寄与率は 30.095% と幾分低い、これ以上の合成は意味がないので、第 1 主成分の都道府県別主成分得点系列を新たな教育成果変数 (q) とした。固有ベクトルの係数の絶対値と符号から、第 1 主成分は「心の教育の推進状況」を表現すると捉えられよう。

表－１ 中学校教育成果の合成

(主成分分析)

成 分	初期の固有値		
	合 計	分 散 %	累 積 %
1	1.204	30.095	30.095
2	1.090	27.254	57.349
3	0.926	23.152	80.501
4	0.780	19.499	100.000

また、eとしては生徒一人当たり消費的支出を、nとしては生徒数を、tとしては生徒1000人当たり教員数を、yとしては県民一人当たり勤労所得を、それぞれ対数変換をした上で使用した¹⁹。なお、生徒一人当たり消費的支出水準(e)は、東京の消費者物価水準を基にデフレートしたものを使用した。地域の社会的経済的環境変数(m)は、以下のような手続きで策定した。すなわち社会的環境を代表する変数として人口密度を、また経済的環境を代表する変数として県民一人当たり負担県民税を取り上げた。そして主成分分析を用いて両者を合成し、その第1主成分の都道府県別主成分得点系列を新たな社会的経済的環境変数とした(表－2参照)。これらのデータを上記(1)'式と(7)式に投入し、2段階最小2乗法でパラメータを推定すると以下の結果となる²⁰。

$$\log(q) = -342.03326 + 37.74084 \log(e) - 1.15145 \log(n) - 38.20799 \log(t) \\ - 0.53201 \log(m) \quad \dots \dots (1)' - 1$$

$$\log(e) = 0.70672 + 0.26614 \log(q) - 0.15068 \log(n) + 1.71912 \log(y) - 0.11209 \log(m) \\ \dots \dots (7) - 2$$

決定係数、係数パラメータの有意性は、表－3の概要となる。

表－2 中学校の社会的経済的環境変数の合成

(主成分分析)

成 分	初期の固有値		
	合 計	分 散 %	累 積 %
1	1.560	77.990	77.990
2	0.440	22.010	100.000

表－3 中学校教育の教育成果と生徒一人当たり消費的支出水準決定式の検定

(1) 決定係数

$\log(q)$ 0.238

$\log(e)$ 0.714

(2) 係数パラメータの有意性(t値)

	定数項	$\log(e)$	$\log(q)$	$\log(n)$	$\log(t)$	$\log(m)$
$\log(q)$	-2.856**	2.692**		-1.605	-2.462*	-2.379*
$\log(e)$	0.356		9.435**	-7.379**	7.039**	-5.068**

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意

2) 式の評価

①「教育供給関数」(技術制約式)

「教育供給関数」の決定係数が0.238とかなり低く、式の当てはまりが悪い。そのため式の説明力がやや低いという難点があるが、理論的に整合性があると考えられる説明変数を勘案した式を数種類策定した場合、これらの式の中ではこの式の説明力が最も高い結果となった。そしてF値も5%水準で有意であり、式全体は十分予測力をもつと考えられることから、この式を採用した。また変数の係数パラメータの符号は、一人当たり消費的支出水準(e)、生徒数(n)については予想通りであったが、生徒1000人当たり教員数(t)については予想と逆の結果となった。社会的経済的環境変数(m)は、経済水準と人口動態を基にした都市化水準の合成変数であったが、マイナスとなった。さらに係数パラメータの有意性については、生徒数(n)以外はすべて有意となっており高い説明力をもつといえる。生徒数(n)の有意性は低い、以下の理由から「教育供給関数」の説明変数に取り入れた。すなわち、i)「教育供給関数」の理論的構造に鑑みれば、生徒数(n)は重要な説明変数であり、t値が1.5を越えている、ii) 2段階最小2乗法で求められたパラメータの推定値は、一致性を満たしているが漸近的に満たすのみであり、t値の信頼性に疑いのある場合もある、からである。

次に式の推定結果を基に教育成果(q)の供給構造を検討してみよう。消費的支出水準(e)のパラメータの推定値がプラスであるので、消費的支出水準(e)が上昇すればするほど教育成果(q)は向上することを示している。また、生徒数(n)のパラメータの有意性は低いもののマイナスになっており、生徒数(n)が増えると教育成果(q)は低くなることを示す。本研究における中学校教育の教育成果(q)の内実、「心の教育の推進」にあった。したがって教育予算の充実、「心の教育の推進」に寄与するものの、生徒数(n)の増加は、逆にその推進を抑制するものと推定される。社会的経済的環境変数(m)についても、符号がマイナスとなっていることから、それが増大すれば増大するほど「心の教育の推進」を抑制する傾向を示唆している。生徒(n)の増加は、それだけ多様な生徒が増加することであり、対応が複雑多岐に亘らざるを得ない。また、社会的経済的環境変数(m)の増大は、都市化による青少年の教育環境の悪化を示すものに他ならない。以上の結論は、何れもわれわれの日常感覚からさほど懸隔したもではない。

ところが教員数(t)については予想に反して符号がマイナスとなっており、文字どおり解釈すると、教員数(t)の増加は教育成果(q)の向上に抑制的に働いていることになる。一般的には教員数の増加は、教育条件の充実として捉えられ教育成果の向上に寄与するとされる。ゆえに一見パラドックスのように見えるが、これをどう理解すべきか。数量面だけを考えると、確かに教員数の増加は教員一人当たり生徒数を減少させ、教育成果向上の基本的条件を醸成するやに思われる。しかし教員の絶対数の増加(=母集団の拡大)は、それだけ全体としての教員の質的な低下を招来するのをもたまたま事実である²⁾。したがって教員数の増加は、教員の労働条件の改善には寄与するが、教育成果の向上には必ずしも繋がらない、との解釈も成り立つ。また、教育成果が「心の教育の推進」で把握される場合は、特に資質・専門性の高い教員の配置が求められる証左かも知れない。そして説明変数の内、最も説明力の高いものは同時決定的関係に

ある消費的支出水準（ e ）で、教員数（ t ）がこれに次いでいる。また、教員数（ t ）は、義務的制度的政策変数である生徒数（ n ）、外生変数である社会的経済的環境要因（ m ）よりもはるかに影響力が大きい²²。消費的支出水準（ e ）、教員数（ t ）は、基本的には義務的制度的政策変数である生徒数（ n ）に規定される変数であるが、自治体首長の裁量的政策選択の余地のある変数でもある。したがって教育成果（ q ）を生み出す「教育供給関数」（技術制約式）は、このモデルで見る限り裁量的政策選択によって規定される可能性が強いといえよう。

②消費的支出水準

まず式の決定係数は0.714と比較的高く、「教育供給関数」よりも当てはまりが良く説明力も高い。係数パラメータの符号は、教育成果（ q ）がプラス、生徒数（ n ）がマイナス、所得（ y ）がプラス、社会的経済的環境要因（ m ）がマイナスとなっている。また、係数パラメータはどれも有意である。これらを基に、消費的支出水準（ e ）の決定構造を検討してみよう。

教育成果（ q ）のパラメータがプラスになっていることから、教育成果（ q ）が向上すればするほど消費的支出水準（ e ）が上昇することを示している。これは、「心の教育の推進」にあっては、文部省が主導して当初は小規模のモデルプロジェクトを推進し、良い結果が得られた場合それを普及・拡大するという戦略によく符合する。生徒数（ n ）の場合、そのパラメータがマイナスになっているので、生徒数（ n ）が増加すると一人当たり消費的支出水準（ e ）は低下することになる。これは次のようなメカニズムに起因すると考えられる。すなわち、消費的支出の内容は大別すれば、i）生徒数に関係なく一定支出を発生させる固定的経費部分と、ii）生徒数の増加に伴って比例的に増加する変動的部分からなる。生徒数（ n ）の増加は、この内、一人当たり固定的経費部分を逡減させ、全体としての消費的支出額を抑制することになると考えられる。また、所得（ y ）については、プラスになっていることから、所得の上昇がより高い教育成果に対する需要を喚起し、それが消費的支出拡大圧力となっている構図があるものと思われる。さらに社会的経済環境変数（ m ）はマイナスとなっているが、これは都市化の進展と共に消費的支出（ e ）が抑制されることを示す。こうした実情は、様々な理由によって生じていると考えられるが、筆者は大きな理由として以下2点が指摘できるのではないかと考えている。第1に、都市化による他の行政需要の拡大によって、教育関係の支出が抑制される可能性があるのではないかということである。また第2に、教育関係補助金が手当されていても、都市化によって財政力が強くなると、交付税による補助裏負担が期待できなくなるからである。すなわち、補助金導入によって却って持ち出し部分が拡大し、実質的メリットがなくなることから補助金導入を抑制し、結果的に消費的支出が抑制される可能性が強いのではないか、ということである。また説明変数の内、最も説明力の高いものは、同時決定的関係にある教育成果（ q ）であり所得（ y ）がそれに次ぐ²³。所得（ y ）は、社会的経済的環境要因（ m ）と共に、自治体首長の能動的なコントロールの効きにくい外生変数であるとされる。しかし現実には、選挙および政治・行政過程を通じて、自治体首長の裁量的政策変数に最も変換され易い変数であるといえる。また消費的支出水準（ e ）は、義務的制度的変数である生徒数（ n ）によって規定される部分が大きいと考えられるが、自治体首長の能動的な裁量的政策選択の機能する余地も大きいと考えられる。さらに教育成果（ q ）を生み出す「供給関数」（技術制約式）が、裁量的政策選

択に規定される可能性が高いことや、外生変数が裁量的政策変数へ変換され易い変数であることを勘案すれば、消費的支出水準（ e ）も裁量的政策変数によって規定されるといえよう。

そして推定式から価格弾力性（ δ ）と所得弾力性（ ε ）を計算すると、 $\delta=1.3627$ 、 $\varepsilon=2.3426$ となった。 $\delta<\varepsilon$ であり、中学校教育の成果（＝「心の教育の推進」）に対する需要は、価格（＝便益）の変化よりも所得の変化に感応的であるといえる。さらに δ 、 ε とも1より大きく、教育成果に対する需要の変化率は、価格や所得の変化率よりも大きいことを示している。

（２）高等学校教育の教育成果と生徒一人当たり消費的支出水準

１）係数パラメータの推定

高等学校の場合、設置主体別の教育成果（ q ）の把握が困難なこともあり、生徒一人当たり消費支出水準（ e ）の算出は以下のような手順に依った。すなわち、公立と私学の一人当たり消費的支出額を人数比で按分し、その合計を地域の高校生一人当たり消費的支出水準（ e ）とした。そして（１）と同様に東京の消費者物価水準を基準にデフレートした。また、問題行動関係の抑制効果については十分な都道府県別資料が入手不可能であり、中学生と比較した場合発生件数も大幅に減少していることから、教育成果の中に抑制効果変数は組み込まなかった。したがって、高等学校についての教育成果（ q ）としては促進効果変数のみを取り上げ、数量的に捕捉できるものとして、i）大学進学率、ii）大学入試センター試験自己採点平均得点の２つを対象とした²⁴。そして（１）の場合と同様、対数変換後主成分分析によって総合化し、その第１主成分の主成分得点を都道府県別教育成果変数（ q ）として用いた。表－３に見るように、第１主成分の寄与率は60.523％と幾分低いが、固有値が1.210となっており、相関行列を利用した場合の総合化に成功していると言って良からう²⁵。固有ベクトルの大きさと符号から第１主成分は、「大学進学教育推進状況」を表現すると指摘できよう（表－４参照）。

表－４ 高等学校教育成果の合成

（主成分分析）

成 分	初期の固有値		
	合 計	分 散 %	累 積 %
1	1.210	60.523	60.523
2	0.790	39.477	100.000

表－５ 高等学校の社会的経済的環境変数の合成

（主成分分析）

成 分	初期の固有値		
	合 計	分 散 %	累 積 %
1	1.880	94.019	94.019
2	0.120	5.981	100.000

また分析モデルは、供給関数、支出決定式とも中学の場合と同様で、 n は都道府県別高校生数、 t は高校生1000人当たり教員数、 y は県民一人当たり勤労所得を示す。社会的経済的環境

変数については、本研究における高等学校教育成果変数の特性から、大学進学決定における家庭教育環境の影響を加味することとした。ゆえに、社会的環境変数としては（１）と同様に人口密度を、また経済的変数であり家庭教育環境を代表する変数でもある都道府県別最終学歴人口を取り上げ、主成分分析で両者を総合化し、第１主成分の都道府県別主成分得点系列を新たな社会的経済的環境変数（ m ）とした（表－５参照）[※]。

（１）と同様に、以上の変数のデータを対数変換後、上記（１）'式と（７）式に投入し、２段階最小２乗法でパラメータを推定すると以下の結果となる。

$$\begin{aligned}\log(q) &= -60716705 + 65.8157\log(e) - 3.49991\log(n) - 60.51858\log(t) \\ &\quad + 1.60807\log(m) \quad \dots \quad (1)' - 2 \\ \log(e) &= -30.03197 - 1.10248\log(q) - 0.49029\log(n) + 5.79723\log(y) \\ &\quad + 0.53933\log(m) \quad \dots \quad (7) - 2\end{aligned}$$

決定係数、係数パラメータの有意性は表－６の概要となる。

表－６ 高等学校教育の教育成果と生徒一人当たり消費的支出水準決定式の検定

(1) 決定係数						
log (q)	0.736					
log (e)	0.587					
(2) 係数パラメータの有意性 (t 値)						
	定数項	log (e)	log (q)	log (n)	log (t)	log (m)
log (q)	-4.146**	4.231**		-4.634**	-4.321**	7.888**
log (e)	-4.019**		-5.936**	-6.137**	5.887**	5.623**
**は1%水準で有意						

２）式の評価

①「教育供給関数」（技術制約式）

決定係数は0.736と高く、式の当てはまりも良い。係数パラメータは総て有意で、その符号は消費的支出水準（ e ）、生徒数（ n ）については予想通りであった。教員数（ t ）については中学の場合と同様、予想と逆の結果となった。社会的経済的環境変数（ m ）はマイナスとなった。

以上の推定結果を基に教育成果の供給構造を検討してみよう。中学の場合と同様に、消費的支出水準（ e ）のパラメータがプラスであるので、消費的支出額の増加は教育成果の向上（この場合は「大学教育の推進」）に寄与することを示している。生徒数（ n ）の増加は、教育成果の向上には抑制的に働くことを示唆しており、母集団の拡大は質的にも多様な生徒の増大となり、結果的には教育成果の低下に結びつくこととよく符合する。また、教員数（ t ）は、中学の場合と同様に教育成果に対して抑制的に機能することを示唆している。したがって、「大学進学教育の推進」という知育中心の教育成果についても、教員数の増加は教育力量等の質の面での低下を招来する可能性が高い。さらに社会的経済的環境変数については、符号がプラスであることから、都市化、家庭の高学歴化は、教育成果（＝「大学進学教育の推進」）の向上に対して促進的に機能しているといえる。

説明変数の説明力は、中学校の場合と同様、同時決定的変数である消費的支出水準（ e ）が最

も高く、教員数 (t) がこれに次ぐ。また、教員数 (t) の影響力が、生徒数 (n)、社会的経済的変数 (m) よりもはるかに大きいのも同様である。したがって裁量的施策選択の枠内で教育成果が決定されている可能性が高い。

②消費的支出水準

式の決定係数は0.587で「教育供給関数」よりも当てはまりが悪い。しかし式全体の予測力を示すF値は、1%水準で有意であることから本式を採用した。係数パラメータの符号は、教育成果 (q) がマイナス、生徒数 (n) がマイナス、所得 (y) がプラス、社会的経済的環境変数 (m) がプラスであり、中学の場合と相違した結果になっている。なお係数パラメータは何れも有意である。以下中学の場合と同様に、消費的支出水準 (e) の決定構造を検討してみよう。

先ず教育成果 (q) については、符号がマイナスになっていることから、教育成果の向上は消費的支出に抑制的に働くことを示している。裏を返せば、「教育成果（この場合は大学進学率）が低下すればするほど教育成果を向上させるべく消費的支出額が拡大される」、と解釈されるのである。生徒数 (n) も消費的支出水準 (e) に対して抑制的に働いている。その理由は、中学の場合と同様、一人当たり固定費負担の通減による平均費用の低下に起因するものと思われる。所得 (y) については消費的支出水準 (e) に対して促進的に働いているが、それは、中学の場合と同様、所得上昇に伴う消費的支出拡大圧力の存在を示唆するものといえよう。そして社会的経済的環境変数 (m) も消費的支出水準 (e) に対して促進的である。それは以下の様な理由によるのではないと思われる。すなわち、都市化、家庭の高学歴化は必然的に所得上昇を伴うことから、所得上昇が消費的支出水準 (e) に及ぼすのと同じ効果—政治・行政過程を通じた裁量的政策変数への変換がここでも見られるのではないか、ということである。

また説明変数の内、最も説明力の高いものは、中学の場合と同様、同時決定的変数である教育成果 (q) であり、所得 (y) がこれに次ぐ。消費的支出水準 (e) そのものに付随する裁量的政策選択の余地、所得 (y)、社会的経済的環境要因 (m) といった外生変数の裁量的政策変数への変換の可能性に鑑みれば、「教育供給関数」と同様、裁量的政策変数によって消費的支出水準 (e) が規定される可能性が高いと指摘できよう。

さらに推定式から価格弾力性 (δ) と所得弾力性 (ε) を計算すると、 $\delta = 0.4756$ 、 $\varepsilon = 2.7573$ となった。 $\delta < \varepsilon$ であることから、中学の場合と同様、高等学校教育の成果 (=「大学進学教育の推進」) に対する需要は、価格 (=便益) の変化よりも所得の変化に感応的である。そして教育成果に対する需要の変化は、価格の変化ほど大きくないが、所得の変化よりはるかに大きいといえよう。

Ⅲ. 結果の考察

以上、中学校、高等学校の教育成果と消費的支出水準の決定構造・要因を検討するため、モデルを構築し現実のデータを当てはめ検証を試みた。本研究では、「教育供給関数」(技術方程式)、消費的支出水準の決定式の説明変数は、式の論理的整合性、当てはまり・説明力、係数パラメータの有意性を基準として選択した。決定式としては、これらの条件を最もよく充足するものを採用した。したがって、変数として有意であり式に取り込まれたものは、重要な構造決

定要因であり、式の中におけるその影響力を検討すれば決定構造を把握することができる。

教育成果 (q)、消費的支出水準 (e) とともに、予想通り同時的決定因子が最も説明力が大きく、義務的制度的変数である生徒数 (n) の影響力は小さかった。そして教員数 (t)、所得 (y)、社会的経済的環境変数 (m) の影響力は大きかった。教員数 (t) は、義務的制度的変数ではあるが裁量的政策選択の余地のある変数でもあった。また、外生変数である所得 (y)、社会的経済的環境変数 (m) は、政治・行政過程を通じて政策アジェンダとして取り上げられ、最終的には具体的政策変数に変換されるものであった。この過程で自治体首長の裁量的政策選択のなされる余地が大きいと考えられた。特に消費的支出水準 (e) については、同時的決定因子の教育成果 (q) の影響力に次いで地域特性を示す外生変数 (y, m) の影響力が大きかった。さらに教育成果 (q) に対する需要は、価格 (= 便益) の変化よりも所得の変化に感応的であった。それゆえ図-1 に見るように、地域の所得水準は地域の教育費支出水準の決定に大きな影響力を及ぼすものといえる。したがって、消費的支出水準 (e) の地域間格差の発生は、外生変数の具体的政策変数への変換と、それに伴う裁量的政策選択という一連のメカニズムに規定される部分が大きいと指摘できよう。このことは、教育費支出の有意な地域間格差の発生因が、地域住民の「棲み分け」に起因する同質的教育需要に対する政治・行政過程を通じた自治体首長の反応にあるとの知見³⁾ともよく符合する。

こうした実情に照らせば、今後の地方制度改革の中での地方分権推進は、現在の決定構造を前提とすれば、地域特性を示す外生変数 (y, m) の影響力の大きさゆえ、消費的支出水準 (e) の地域間格差のさらなる拡大を招来する可能性が高いといえよう。

また、近年、教育分野で地方分権推進をめぐる話題になるのは、一学級当たり児童・生徒数と教員数の問題である。地域の实情に合わせた学級編制が取り沙汰されている。しかし、限定された教育成果 (q) の範囲ではあるが、モデル式の構造から、教員数 (t) の増加は、必ずしも教育成果 (q) の向上に結びつかないことが指摘できた。ゆえに、政策論としては、教員の「質」の問題が十分考慮されることが不可欠であり、教育成果 (q) を極大化する教員の「数」と「質」の均衡点を見出すことが肝要であろう。

本研究で採用したモデルは、被説明変数 (教育成果) を数量的に捕捉可能なデータに限定して抽出した「部分均衡モデル」であった。そのため、すべての教育成果を捉えたものではなく、あくまでも限定された範囲内での検討である。また、式の当てはまりの悪いケースもあり、これらの事情を踏まえた「演繹的推論」であることに留意せねばならない。また、説明変数相互間の関係とその影響力の大きさについては、共分散構造分析を利用した検討が必要であるが、今回は実施しなかった。今後の課題としたい。

注

- 1 市川昭午『教育サービスと行財政』ぎょうせい、昭和58年、P130-P131
- 2 地方財務協会『平成8年度市町村決算状況調』平成10年3月、P113、P119
- 3 市川、上掲書、P134
- 4 同上、P135

- 5 平成8年度の場合、中学校は、変動係数0.115、最高、最低倍率1.62、高等学校は、変動係数0.0076、最高、最低倍率1.33となっている。
- 6 市川、上掲書、P130-P137
- 7 須田八郎『教育財政と教育費』協同出版、昭和57年、P156-P168
- 8 たとえば、Barlow,R., "Efficiency Aspects of Local School Finance," Journal of Political Economy, 78 (Sept./Oct.1970), P1028-P1040. Brazer,H., "City Expenditures in the United States (New York : National Bureau of Economic Research,1959). Pryor,F., "Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations (Homewood, Ill. : Richad D.Irwin, Inc.,1968)
- 9 高島 博『公共部門生産性の財政論』晃陽書房、1993年、P65-P68.
- 10 J.C.Hambor, L.Philips, H.Votey,Jr, "Optimal Community Educational Attainment : A Simultaneous Equation Approach", Review of Economics and Statistics 55,:P98.
- 11 Ibid., P98-P103.
- 12 塚原康博『警察サービスの経済分析—警察支出の決定モデルとその検証—』『公共選択の研究第21号』劉草書房、1993年、P46-P52.
- 13 たとえば、都市化は、教育環境が悪化し教育成果 (q) にマイナスに作用する場合と、教育条件が整備されている点に鑑みれば、プラスに作用する場合があると考えられる。
- 14 上記 (4) 式および以下の関数の特定化については、塚原上掲論文P49-P50、J.C.HamborらのH PVモデルを参考にした。
- 15 Order Conditionを求めてみると、モデル中の先決変数の数 (K) は4 (y, n, t, m), log (q) 式の先決変数 (J) は3 (n, t, m), log (q) 式中の内生変数 (H) は2 (q, e) より、 $K-J=H-1$ が成立する。また、Rank Conditionは、log (e) に含まれるがlog (q) に含まれていない変数は、所得 (y) が1つ、ゆえにRank (A) = 1となる。モデル全体の内生変数は、qとeの2つであるから $G=2$ となる。したがってRank (A) = $G-1=1$ となり、「正確識別」の条件をクリアする。これで2段階最小2乗法の適用条件がクリアされている。
- 16 いじめ、暴力行為については、文部省初等中等教育局中学校課『生徒指導上の諸問題の現状と文部省の施策について』平成10年12月のデータを基に一部加工して利用。また、不登校については、平成9年度学校基本調査を基に算出した。
- 17 いじめ、暴力行為は20より、不登校は30より実績値を控除して算出した。
- 18 計算ソフトはSPSS Ver.8.0を使用した。
- 19 eは、文部省『平成8会計年度 地方教育費調査報告書』(平成10年)、n, tは文部省『平成9年度学校基本調査』のデータを使用した。yおよび東京の物価水準は、総務庁統計局『社会生活統計指標』1998年、1999年版のデータを使用した。
- 20 計算ソフトはBLUEプログラム (多賀出版) を使用した。
- 21 市川昭午『臨教審以後の教育政策』教育開発研究所、1995年、P295-P309 にも、同様の見解が披瀝されている。
- 22 β 値は、消費的支出水準 (e) が0.4203007、生徒数 (n) が-0.0779090、教員数 (t) が-0.3968207、社会的経済的環境変数 (m) が-0.0532014であった。
- 23 β 値は、教育成果 (q) が0.2389819、生徒数 (n) が-0.0915469、社会的経済的環境変数 (m) が-1.006544、所得 (y) が0.1669584であった。
- 24 大学進学率は『平成9年度学校基本調査』のデータを、また大学入試センター試験自己採点平均得点については、進研/駿台データネット『平成9年度大学入試センター試験自己採点集計』の都道府県別平均点を用いた。
- 25 主成分分析で「相関行列」を用いた場合、固有値が1.0を超えているもののみ意味があるとされる。
- 26 n, tについては、『平成9年度学校基本調査』のデータを、またy, mについては総務庁統計局『社会生活統計指標』(1998年、1999年)のデータを、それぞれ利用した。

高見：「部分均衡モデル」を用いた地方教育費支出水準決定要因の検討

- 27 β 値は、消費的支出水準（ n ）が0.5022811、生徒数（ n ）が-0.2400702、教員数（ t ）が-0.4972847、社会的経済的環境変数（ m ）が0.1603817であった。
- 28 β 値は、教育成果（ q ）が-1.4320739、生徒数（ n ）が-0.4378228、社会的経済的環境変数（ m ）が0.7004749、所得（ y ）が0.8143382であった。
- 29 拙稿「地方教育財政支出に見る『ティラー効果』の検証」高倉 翔編『教育における公正と不公正』教育開発研究所、1996年、P79-P96