

教育支出における生産性と効率性

——セミパラメトリック確率的フロンティアモデルによる計量的実証——

橋野 晶寛

1. 問題の所在

本稿は、生産性と効率性の観点から教育支出の帰結を計量分析によって明らかにするものである。

教育に対する財政支出は直接的には教育条件の整備・拡充を目的とするものであるが、同時に人的資本への投資⁽¹⁾あるいは再分配政策の一環として捉えられることで正当化されてきた。またかねてから教育関係者や教育政策研究者の間では「日本の教育財政支出は低水準である」という意見が支配的となったこともあり、より一層の支出拡大の必要性が主張されている。特に近年では「日本の教育財政支出は対GDP比で3.5%にとどまっており、OECD平均の5%に遠く及ばず、先進国の中では最低の水準である」という類のフレーズは人口に膾炙するところとなった。国際学力調査や「格差社会」に関する報道、あるいは国政選挙公約や教育振興基本計画策定における教育財政支出拡大への言及が契機となって、このような教育財政支出をめぐる現状認識や主張は公衆の間にも馴染み深いものとなったといえる。

ただ一方で、財政再建が今後の長期的な政策課題であり続ける以上、素朴な教育優先支出論が支持を得る可能性はほとんどないのも現実である。今後の財政持続の条件として基礎的財政収支の黒字化達成という目標があること、歳出歳入一体改革において歳入改革の前提として全政策分野での歳出改革が政府与党内の政治日程として設定されていること、小泉内閣期以降首相や経済財政諮問会議の方針を錦の御旗として歳出削減に関して財務省主計局が攻勢に出たこと、などの政策環境は教育

政策分野のみならず全ての支出官庁に対して厳しいものとなっている。特に財務省主計局は「日本の教育財政支出は低水準である」というマクロ指標による現状認識に対しても異論を唱えており、支出拡大論の論拠は危ういものとなっている。そして近年の財政制度等審議会の建議では、学校統廃合による義務教育コストの合理化、教員給与における優遇部分や教職調整額の縮減、教科書予算の効率化による教育財政支出の削減を示しているという状況にある。

このような教育財政支出に関する議論は多分に「教育界」対財政タカ派という立場を反映したものであり、また根拠とされているデータの取扱いの恣意性や分析の欠如という点で問題がある。本稿の問題意識はこのような近年の政策的な背景に基づいたものであるが、研究レベルにおいては、政策的なインプットの効果に関する計量的実証として伝統的に行われてきた教育経済学の教育生産関数研究や教育学における学校の効果性（school effectiveness）研究に位置づけられる。本稿の実証作業では以下の課題を設定・分析することで新たな知見の提示を試みる。

まず第1に妥当なマクロ教育支出指標の検討である。これまでいくつかのマクロ指標が用いられて教育支出水準について議論がなされてきたが、異なる指標による異なる日本の位置づけ（「日本の支出は低い」、「低くない」）が行われており、教育財政支出拡大・抑制に関する相反する主張の論拠となっている。本稿では既存指標に替わる妥当なマクロ指標の提示と日本の支出水準の位置づけを行う。

第2にそのマクロ支出指標および国際学力調査のミクロデータを用いて教育支出の帰結を分析する。既に国際学力調査データを用いた教育生産関数研究は存在するが、本稿では、アウトプットとして国レベルの平均的水準だけでなく、公平性（社会経済的背景に基づく「格差」の大小）に関しても考慮し、この2つのアウトプットに支出がどれだけの影響を与えているか、という点を考察する。また同時に、国毎の異質性を前提として、各国で所与の支出をどれだけ効率的に運用しているかという点について確率的フロンティアモデルという手法を用いて推定し、評価する。

次節以降の構成は以下の通りである。2節で上記の第1の作業を行い、日本の支出水準は初等中等教育に関しては先進国の平均程度であることが示される。3節では2節の指標に基づいて上記の第2の作業を行う。分析の結果、平均的水準および公平性という2つのアウトプットの改善に対する教育支出の効果がある程度存在すること、日本は教育支出の運用において相対的には効率的であることが明らかにされる。また日本を含めて多くの国において非効率性の改善の余地自体は小さくないことも示される。4節では分析・議論をふまえた上で考察と含意を述べる。

2. 教育支出指標の検討

2.1. 既存指標の問題点

教育生産関数研究のように政策的なインプットの効果を分析するにあたって、インプット変数に何を選択するのかが問題となる。Hanushek (2002) は 1 人当たり支出のようなアグリゲート指標ではなく、その支出を構成する学級規模や教員給与水準などの要素的インプットのデータ（学校レベル，学級レベル）が望ましいとしている。無論これらに関する精度の高いデータを揃えて分析できるならばそれに越したことはないが実際には困難であり、何らかの代替策を講じざるをえない。利用できる要素的インプットだけを説明変数として分析するのも 1 つの策であるが、「省略された変数によるバイアス」の問題を孕んでいる⁽²⁾。このような要素指標が完備していない現状では教育支出水準に関するマクロ指標を使う意義は一定程度あるだろう。

生産関数推定，あるいは，それ以前の国ごとの支出水準比較において，その結論は指標の選択に依存することになるため，支出指標の検討は不可欠となる。教育支出に関する議論で言及される主な指標として，(a) 在学者 1 人当たりの教育支出額，(b) 教育財政支出の対 GDP 比，(c) 教育財政支出の対一般政府支出比の 3 つがあるが，以下で政策および研究上の場面の議論での各指標の扱いについて触れておく。

まず政策上の場面での議論について。これまで中教審におけるいくつかの部会で複数の委員が財政基盤確立に関する発言を行っているが，そのほとんどが指標 (b) によって日本の教育財政支出の低さを指摘するものである。2008 年 7 月に閣議決定された教育振興基本計画では教育投資の数値目標の明示は避けられ，GDP 比による目標設定は例示に留められたが，その策定過程では幾度となく対 GDP 比での教育財政支出の低さを根拠に教育投資の拡充が議論されていたことは記憶に新しい⁽³⁾。「教育下位政府」や「教育界」の多くが GDP 比指標に強い拘りを見せたのは，この指標のみが日本の教育支出が著しく低いことを示すからであるが，平均からの乖離の 1.5% 分（7 兆円強）の内訳が説得的に示されたことはなかった。一方，財務省主計局は財政審で教育財政支出に関する指標について度々言及しており，日本が少子化社会であること，政府支出規模自体が小さいことを理由に指標 (b) による評価が不適切であることを主張している。文部科学担当主計官の説明では，指標 (a)，(c)，さらに (c) を在学者人口比率で除した指標で見ても日本の支出は低いこと⁽⁴⁾，さらに教育支出と教育成果との関係がないことが度々述べられてい

る。

研究上の文脈での支出指標の扱いについて言えば、教育生産関数研究などの実証分析ではインプットをどのように選択し、計測するかは重要な論点である。歴史的にこの種の実証分析における説明変数の選択に理論的根拠があったとはいえないが、1国のデータを用いる限り、教育支出変数については支出名目額を用いればよく、支出変数の選択自体は問題にはならなかった。しかし、近年のPISAやTIMSSなどの国際的な調査データを用いた分析では支出変数の選択が問題となりうる。例えば、Woessmann (2003)、Fuchs and Woessmann (2007)では(a)を、OECD (2007, pp. 263-265)では前期中等教育までの累積の(a)を用いている一方で、Baker et al. (2001)では(b)を教育支出変数として用いている。またHanushek and Kimko (2000)は(a)と(b)の双方を用いている。このように異なる指標が採用されており、その選択によって推定結果や政策的含意が異なる可能性が高いにも拘わらず、各研究においてなぜ特定の指標を使うか(使わないのか)という点の言及・考察は一切なされていない。

上記の3つの指標について問題点は次のように指摘できる。まず(a)についてはGDPの購買力平価を用いてUSドル換算がなされているため、実質的な相違以上の国間差を示すことになる点で問題がある。教育支出の多くは人件費で占められており⁽⁵⁾、教職員の国間の労働移動が少なく、賃金はその国の所得水準に依存し、所得水準の高い国ではその分教育サービスの価格も高くなることになることを考慮する必要がある。(b)と(c)について言えば、まずこれらはインプットの高低ではなく、どれだけの割合を教育に割いたかという「支出努力」に関わるものであり、教育支出とは無関係な分母の部分に依存している。さらにこれらの指標で共時的・通時的な教育支出水準の高低を論じるには、少なくとも支出の対象である在学者の割合が各国・各期間を通じて均一でなければ意味をなさない。無論この仮定は誤りであり、国、期間ごとに在学者が全人口に占める割合は異なっている。特に最も少子化が進んだ日本では、2004年時点で初等中等教育在学者人口の全人口に占める割合は11%程度であり、OECD加盟国平均の約3分の2程度、最大のアイスランド(約22%)と比べると半分程度となっており、国間の比較は不適切なものになる。加えて、(c)は欠損値が多く、横断的な比較分析には不向きであるという問題がある。

2.2. 代替指標

では代替指標としてどのような指標を用いればよいだろうか。教育支出指標自体を対象とした研究はほとんどないが、Ram (1995) が参考となろう。かつてアメリカにおいても現在の日本と同様に教育支出の高低が論争となり、その際に言及された指標が (a) と (b) である。アメリカの支出は十分に高いという主張は指標 (a) に基づき、支出拡大を説く陣営では指標 (b) に基づき主張がなされていた。Ram (1995) はこの2つの指標による比較結果の解釈可能性について問題とし、代替的方法による比較を行っている。それは下式のように支出関数を定式化して、パラメータ推定を行い、観測値と予測値の相違から支出の高低を解釈するものである。

$$E_i = \exp(\alpha + \epsilon_i) Y_i^\beta RPE_i^\gamma \quad (1)$$

E は在学者1人当たり教育支出、 Y は国民1人当たり GDP である。 RPE は「教育の相対価格」で、(教育における購買力平価換算レート) / (GDP における購買力平価換算レート) で与えられる。購買力平価は同一の質・量の財を買うのに必要な各国通貨額に基づく換算レートである。パラメータ β と γ は Y と RPE の弾力性を示しており、また、 Y と RPE に規定されない各国の支出水準の相違は、 $\exp(\epsilon)$ の部分に反映されることになる。パラメータ α , β , γ の推定値は下のように両辺を対数化し、最小二乗法によって得られる。

$$\ln(E_i) = \alpha + \beta \ln(Y_i) + \gamma \ln(RPE_i) + \epsilon_i$$

Ram (1995) は予測値と観測値の差 $E_i(1 - \exp(-\epsilon_i))$ を支出水準として解釈をしている。ただし、このような差による解釈は国間の単なる順序関係を知る目的で使うだけならばよいが、「国間で何倍の格差があるか」というように国間の相違を比例尺度で把握することができない。それゆえ教育生産関数研究のような実証分析における説明変数としては採用し難い。式 (1) において実質的な支出水準の相違は $\exp(\epsilon)$ の部分であるから、その推定値すなわち観測値と予測値の比によって解釈すべきである。

$$\exp(\hat{\epsilon}_i) = \frac{E_i}{\exp(\hat{\alpha}) \cdot Y_i^\beta \cdot RPE_i^\gamma} = \frac{\text{観測値}}{\text{予測値}}$$

この指標の示す数値自体は既存指標と比較して直感的に理解しにくいという点で欠点があるが、支出水準を表す比例尺度としては有用である。

表1は代替指標の2003年時点の推計値を教育段階別に示したものである⁽⁶⁾。推計に必要な教育サービスおよび GDP における購買力平価は、直近のデータである

OECD (2005a) を用いている。表より初等中等教育については最低と最高の国間の格差は2倍程度であり、また日本はOECD加盟国の平均とほぼ同じ水準かやや低い程度であることが分かる。一方で、高等教育については公的支出において最低と最高の国間での格差は5倍強であり、日本は韓国について低く、OECD加盟国平均の半分以上を超える程度でしかない。これらから「日本の教育（財政）支出は低水準である」という言明は高等教育でのみあてはまり、初等中等教育では適当ではないことが分かる。

表1 代替指標による各国の教育支出

	公的支出+私的支出				公的支出			
	初等	前期中等	後期中等	高等	初等	前期中等	後期中等	高等
オーストラリア	0.854	0.952	0.983	0.988	0.764	0.857	0.906	0.656
オーストリア	1.112	1.122	1.079	0.973	1.159	1.176	1.157	1.279
ベルギー	0.992	1.022	0.932	0.960	1.019	1.057	0.984	1.170
カナダ	0.967	0.815	0.722	1.405	0.964	0.819	0.735	1.312
チェコ	0.741	1.068	0.997	1.102	0.741	1.071	1.005	1.062
デンマーク	1.228	1.032	0.996	1.119	1.282	1.083	1.070	1.517
フィンランド	0.908	1.221	0.849	1.020	0.969	1.310	0.927	1.409
フランス	0.885	1.113	1.349	1.010	0.866	1.093	1.360	1.029
ドイツ	0.773	0.796	1.266	0.901	0.694	0.720	1.154	1.287
ギリシャ	1.080	1.062	0.923	0.613	1.075	1.062	0.929	0.784
ハンガリー	1.241	1.037	1.241	1.565	1.252	1.049	1.251	1.447
アイスランド	1.257	0.988	0.795	0.689	1.310	1.034	0.856	0.781
アイルランド	0.686	0.739	0.711	0.730	0.697	0.754	0.751	0.775
イタリア	1.360	1.182	1.113	0.798	1.420	1.241	1.186	0.814
日本	1.058	0.980	0.935	0.914	1.050	0.980	0.945	0.571
韓国	1.037	1.184	1.347	0.786	0.903	1.039	1.170	0.295
ルクセンブルク	0.906	1.057	1.094	—	—	—	—	—
メキシコ	0.917	0.747	1.027	1.203	0.857	0.704	0.921	1.425
オランダ	0.911	0.961	0.745	1.118	0.908	0.962	0.769	1.124
ニュージーランド	1.067	0.876	1.096	0.983	1.028	0.847	1.076	0.772
ノルウェー	1.038	0.967	1.246	0.983	—	—	—	1.216
ポーランド	1.393	1.138	1.066	0.969	1.465	1.202	1.098	0.902
ポルトガル	1.188	1.438	1.114	0.758	1.332	1.628	1.230	1.335
スロヴァキア	0.907	0.798	0.864	1.002	0.885	0.780	0.837	0.989
スペイン	0.992	1.092	0.978	0.926	0.989	1.093	0.995	0.934
スウェーデン	1.216	1.022	0.986	1.379	1.296	1.094	1.082	1.649
スイス	1.151	1.113	1.612	1.859	1.068	1.040	1.543	—
トルコ	0.769	—	0.822	—	0.827	—	0.838	—
イギリス	0.943	0.976	0.881	0.947	0.878	0.915	0.841	0.972
アメリカ	0.890	0.842	0.813	1.131	0.914	0.876	0.853	1.023
平均	1.016	1.012	1.019	1.030	1.022	1.018	1.017	1.057

注) データは2003年時点のものである。—は2003年時点の必要なデータが欠損しているため、推計を行っていないことを示す。

3. 教育支出の生産性と効率性

3.1. 先行研究における論点と本稿の視点

学力などのアウトプットを被説明変数とする実証分析は、教育経済学における教育生産関数研究や教育学における学校の効果性 (school effectiveness) 研究などにおいて海外では多くの蓄積がある。それらにおいて様々な要因による説明が試みられてきたが⁽⁷⁾、とりわけ政策的に操作可能な財政支出を伴うインプット変数の効果については、その効果を否定した Coleman et al. (1966) 以降も多くの研究がなされており、また、体系的なインプットの効果を否定した Hanushek (1986, 1997) を巡る議論などに見られるように論争的であり続けてきた⁽⁸⁾。近年では大規模なミクロ観察データも用いられるようになり、分析手法についても実験データの使用や観察データにおける操作変数法や傾向スコアによるマッチングなど内生性への対処において進展があったが、「支出は重要か」という点に関する論争は収束したとは言い難い⁽⁹⁾。

本稿ではこのような論争を解決する手立てを持ち合わせているわけではないため、既存の多くの教育生産関数研究に見られるようなインプットの平均的な効果を推定する作業とは異なる視点・戦略をとることとしたい。Hanushek (1986, 1997) は支出を伴うインプットのシステマティックな効果を否定したが、それが完全に無力だと主張するわけではない。むしろその核心は「支出は重要」であり、インプットの運用に異質性あるいは非効率性が発生していることを前提とした研究の方向性を示唆している。すなわちインプットは必ずしも「生産関数」という単語が暗示するようには効率的に利用されているわけではなく、特定の環境の下では効率的に利用され、別の環境の下では非効率的に利用されていると想定できる。このような文脈に立てば、インプットとアウトプットとの一般的な関係のみならず、教育活動における生産単位 (学校、自治体、国) それぞれのインプット運用における効率性の評価が重要であり、分析手法もそれに応じたものを採用する必要がある。

また本稿ではアウトプットに関しては「平均的水準」と「公平性」に関する2つを考慮する。既存の学校や国を単位とする教育生産関数研究のほとんどはテストスコアの平均的水準の高低を説明の対象とし、インプットの効果を評価してきた。しかし、必ずしも各生産単位がこのような単一のアウトプットの最適化に努めているとは限らず、複数のアウトプットの下で選択・価値づけがなされている可能性があり (Hanushek 1979)、平均だけでなく分布の視点からも教育支出の生産性を考察

する必要がある。本稿の分析では、「公平性」に関して生徒間の社会経済的背景 (SES) に基づくものに焦点化し、それがテストスコアなど成果の個人間分布に反映される程度 (の小ささ) を「公平性」として定義する。

3.2. データと分析モデル

変数の設定および分析手法は以下のとおりである。まず被説明変数については、平均的水準および公平性に関する指標を国際学力調査のミクロデータから推計する。用いるのは OECD による中等教育段階の生徒を対象とした学習到達度調査 (PISA) の2000年および2003年の数学的リテラシーおよび個人属性に関するデータである。同様の調査としては他に TIMSS, PIRLS などがあるが、PISA は日本の比較対象となりうる先進国 (OECD 加盟30ヶ国) が全て参加しており、本稿の国レベルの比較分析により適合している。PISA のデータは2006年のものも利用可能であるが、対応する教育支出データがないため、分析では用いない。各国の2つのアウトプットに関わる指標は以下の回帰式でパラメータ μ 及び λ を推定することで得られる。

$$m_{ij} = \mu_i + \lambda_i s_{ij} + g_{ij} \eta + \epsilon_{ij}$$

m は国 i における生徒 j のスコア、 s は生徒の SES インデックス (平均 0, 分散 1), g は所属学年変数に関する行ベクトルである。所属学年変数は国 i におけるモード学年を基準カテゴリーとし、モード学年と比較して「1 学年以上上」、「1 学年以上上」の2つのダミー変数から成る。パラメータ μ_i は s, g 全ての変数が 0 の場合の国 i の切片であり、SES および学年の分布に関する国間の相違の影響を取り除いた平均スコアということになる。 λ_i はスコアに対する SES の影響の強さを意味しており、値が小さく 0 に近いほど公平であることになる。OECD 加盟国のうち、PISA 2000, PISA 2003 の参加国はそれぞれ 28, 30 であり、 μ, λ について 58 組の値を得ることになる。アウトプット指標の推定に用いたケース数は、PISA 2000 で 85,813, PISA 2003 で 219,617 である。実際の推定ではサンプリングウェイトを加重し、以下の線形固定係数モデル⁽¹⁰⁾によって調査回別に推定する。 W は対角要素がサンプリングウェイトとなる正方行列、添え字の数字は国を表す。またスコアは生徒 1 人につき 5 つの plausible value があるので、5 組のパラメータ推定値の平均をとる⁽¹¹⁾。

$$y = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \\ \vdots \\ m_N \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & & s_1 & & g_1 \\ & 1 & & s_2 & g_2 \\ & & \ddots & & \vdots \\ & & & 1 & s_N \\ & & & & g_N \end{bmatrix}, \theta = \begin{pmatrix} \mu \\ \lambda \\ \eta \end{pmatrix}$$

$$\hat{\theta} = (X'WX)^{-1}X'Wy$$

説明変数である教育支出については前節で提示した代替指標を用いる。表1の2003年の前期中等教育における指標（公的支出＋私的支出）および同様の手続きで推計した2000年の指標のデータを使う⁽¹²⁾。分析の際にはこの説明変数である教育支出の他に、教育支出に占める公的支出割合および調査年ダミー変数を統制変数として投入する。公的支出割合は *Education at a Glance* に記載されている当該年の初等中等教育におけるデータに基づく。調査年ダミー変数は2003年のケースには1、2000年のケースに0をとる変数である。これらの変数の欠損値は前後の年のデータによって可能な限り補った。分析に用いる変数の記述統計量は表2の通りである。

表2 記述統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
μ	58	508.234	33.447	439.054	588.779
λ	58	34.863	9.721	6.473	53.355
教育支出	59	1.012	0.155	0.715	1.416
公的支出割合	58	0.928	0.054	0.793	0.999

図1-1 通常の回帰分析

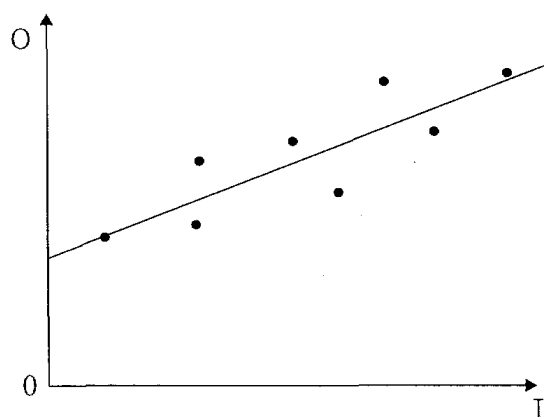
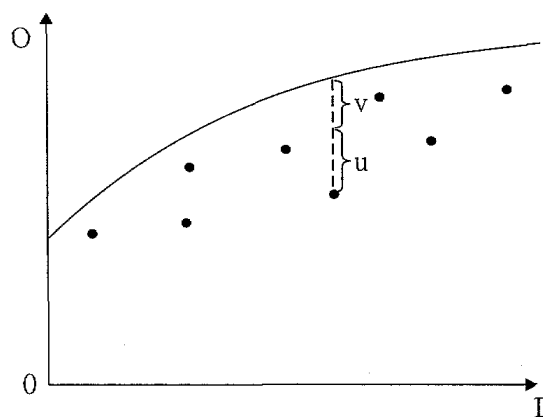


図1-2 確率的フロンティアモデル



分析手法については、確率的フロンティアモデルと呼ばれる手法を用いる。確率的フロンティアモデルとは経済学や政策評価などに用いられ、資源の運用について各生産ユニットに効率性の相違があることを前提として、生産関数や費用関数を推

定するものである。図1-1, 1-2は通常の回帰分析と確率的フロンティアモデルの相違を図示している。通常の回帰分析はインプットとアウトプットとの平均的な関係（図1-1の実線の傾き）を推定するのに対し、確率的フロンティアモデルは所与のインプット水準で達成可能なアウトプットのフロンティア=上限（図1-2の実線）を推定すると同時に、その上限からの各ユニット毎の乖離（点線）を誤差 v と非効率性 u に分解する。本稿の分析に即して数式で表現するならば、次のように表現される。 y はアウトプット、 e は教育支出、 x は前述の2つの統制変数である。また v , u は確率変数であり、前者は平均0、標準偏差 σ の正規分布に従い、後者は正の値のみとするという制約がある。 i , t はそれぞれ国、時点の添え字である。 f は教育支出 e_{it} の下で達成可能なアウトプットのフロンティア、 u_{it} が非効率性である。

$$y_{it} = f(e_{it}, x_{it}) + v_{it} - u_{it} \quad v_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

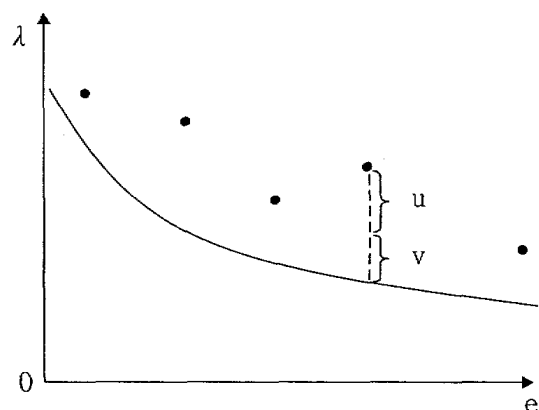
確率的フロンティアモデルを用いた実証分析では f の関数形については通常下のよ
うな線形モデルが採用される。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 e_{it} + x_{it} \gamma + v_{it} - u_{it}$$

この線形モデルでは、 β_1 は非効率性のないベストプラクティスの下での教育支出の
効果（生産性）に関わるパラメータと解釈できる。また非効率性の分布については
通常、半正規分布や指数分布などが仮定され、最尤法によって推定される⁽¹³⁾。

本稿の分析ではこのような通常のモデルの仮定を緩和したセミパラメトリックベ
イズモデルを採用する。すなわち f について線形関数を仮定しない、 u の分布形に
ついて特定しないという2つの意味においてセミパラメトリックなモデルである。

図1-3 λ を被説明変数とする確率
的フロンティアモデル



$$\mu_{it} = g(e_{it}) + x_{it} \gamma + v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

$$u_i \sim G$$

$$G \sim DP(M \cdot G_0)$$

$$\lambda_{it} = h(e_{it}) + x_{it} \gamma + v_{it} + u_i \quad (3)$$

具体的には、平均的水準に関する μ をアウトプット変数とした分析では、式(2)のようなディリクレ過程混合分布を組み込んだ部分線形モデルを用いる⁽¹⁴⁾。教育支出 e の μ に対する作用は特定の関数形を仮定せずに推定する。関数 g の形状は、線形、通減・通増的あるいはより複雑な非線形関数になりうるが、いずれにせよ関数形に制約を課さない推定によって政策的含意に関して有益な結果を得ることができよう。非効率性 u については時間不変であると仮定する。その理由はデータが間隔の短い2時点のものであること、時間変動的であると仮定すると推定の際に強い事前分布の制約が必要となることによる。 u の分布形についてはディリクレ過程に基づく混合分布を仮定する。 G_0 は基底測度であり、平均0、標準偏差 τ の半正規分布とする。 M は基底測度の精度パラメータであり、 $M \rightarrow \infty$ で、 $G \rightarrow G_0$ となり、半正規分布を仮定するパラメトリックモデルと同一となる。

一方で公平性に関する λ をアウトプット変数とする場合には、式(2)と異なる定式化を与える必要がある。 λ は値が小さいほど(0に近いほど)望ましい変数であり、 λ と教育支出 e とは負の相関関係が想定される。この場合、所与の支出の下でのベストプラクティスであるフロンティア(実線)と各観測値の関係は図1-3のようになる。 λ をアウトプット変数とする分析では式(3)の定式化によって推定する。先のモデルと同様に特定の関数形の制約を課さずに、関数 h 自体を推定する。

以上のセミパラメトリックモデルの推定はマルコフ連鎖モンテカルロ法(MCMC)によって行い、3万組のパラメータを発生させ、最後の1万組から事後平均などの事後分布統計量を求める⁽¹⁵⁾。

3.3. 分析結果・考察

確率的フロンティアモデルの推定結果は表3、4および図2の通りである。比較のためにパラメトリックモデル(線形、 u の分布=半正規分布)の結果も載せている。図2-1、2-2は2つのアウトプットにおける教育支出の効果、すなわち、推定されたフロンティア関数を表したものであり、便宜上教育支出以外の変数の値を平均値に固定した場合についての点推定値(太実線)および90%区間推定値(細実線)を示している。点線は比較のために示したパラメトリックモデルによる点推定値である。

まず図2-1の関数を見ると、ベストプラクティスの下では概ね教育支出の増加関数となっていることが分かる。教育支出が最低の場合と最高の場合とを比較すると35ポイント(0.35標準偏差)程度の相違が生じている。しかし、関数の形状につ

いて着目すると教育支出の効果は通減的であり、特に平均値付近を境に支出の限界的な効果は減少している。最低値から平均値付近までの区間における教育支出の変動はアウトプットに大きな影響を及ぼすが、平均値を超える区間では追加的な支出による向上は小さい。

図2-2に示された公平性に関する教育支出の効果は緩やかであるが、支出と λ の間には負の関係があることが分かる。すなわち国レベルの教育支出が拡大することで、SESと学力との関係が緩和されることになる。関数は非線形であり、パラメトリックモデルでは捉えられない形状となっている。1.0から1.2の区間で5近く減少し、その効果がやや大きくなっており、1.2を超える区間ではほとんどその効果はなくなっている。先ほどの平均的水準に関する効果とは対照的に、平均値を超える支出水準において公平性に関するアウトプットに影響を与えており、日本のように平均値付近に位置する場合、支出増加による限界的な改善が最も大きくなる。

表3はセミパラメトリックモデルとパラメトリックモデルにおける各パラメータの事後分布統計量を示している。教育支出における公的財源支出割合に関する係数について見ると、上段の μ についての2つのモデルでは負の値となっている。公的支出割合が小さいほど高いアウトプットを示すという結果は直感に反しており、現時点ではこの結果について了解可能な説明を提示することはできないが、セミパラメトリックモデルにおいてはその影響は小さくはない。一方で下段の λ に関するモデルにおいても公的支出割合の係数の点推定値が負であり、公的支出割合が大きくなるほど公平性が高まることを示しており、財政措置を通じた教育支出が再分配的に機能していることを示唆する。いずれのモデルにおいても推定値の精度は低いが、初等中等教育におけるOECD加盟国の公的支出割合は0.8から1の間であるからアウトプット μ において20ポイント、 λ において4程度の差が生じることになり、教育支出によって生じうる変動と比較しても小さくはないと言えよう。

次に非効率性のばらつきに関する τ について見ると、セミパラメトリックモデル／パラメトリックモデルの選択の影響が最も表れている。パラメトリックモデルの方が τ の値が大きく、併せて表4の各数値を見ても明らかなように結果的に非効率性の相違を過大に推定することにつながっている。このことは確率的フロンティアモデルにおける非効率性推定が関数形に依存しており、パラメトリックモデルが関数形と非効率性の分布形に強い制約を設けているために生じているのである。

表4は2つのアウトプットにおける各国の非効率性の推定値である。先述の通り、この非効率性の値は、各国の教育支出水準を所与としてベストプラクティスとどれ

教育支出における生産性と効率性

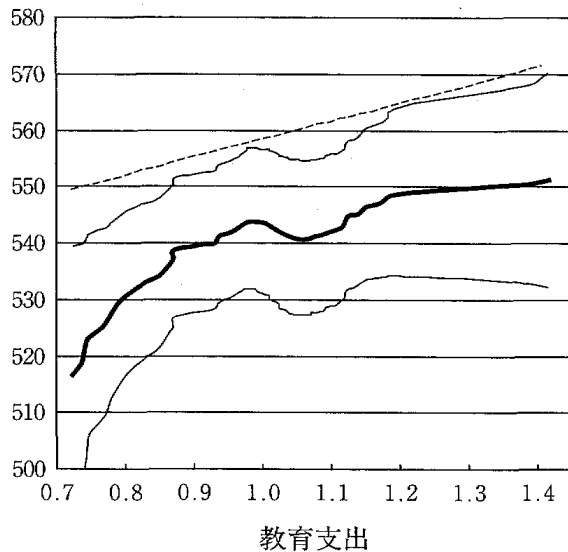
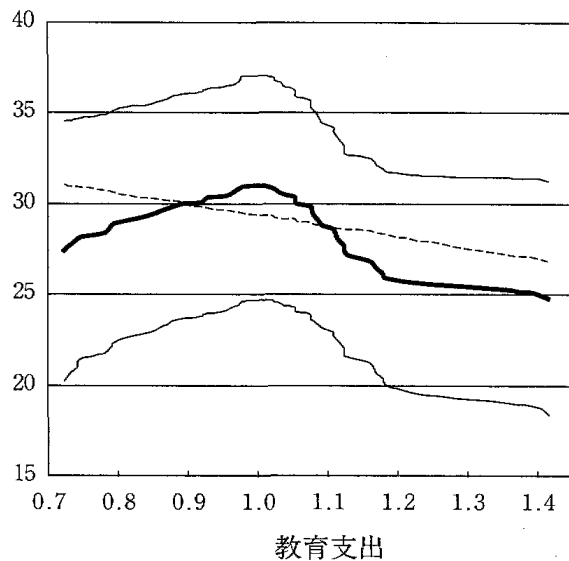
図 2-1 推定されたフロンティア関数
(アウトプット= μ)図 2-2 推定されたフロンティア関数
(アウトプット= λ)

表 3 確率的フロンティアモデルの推定結果

被説明変数 = μ	セミパラメトリックモデル			パラメトリックモデル		
	事後平均	90% CI [下限: 上限]	Conv. Diag	事後平均	90% CI [下限: 上限]	Conv. Diag
定数項				535.056 [361.603 : 711.357]		-0.290
教育支出				32.248 [-21.967 : 88.333]		0.101
公的支出割合	-106.019 [-265.038 : 49.634]		-0.044	-6.488 [-183.024 : 156.210]		0.242
調査年(2003年 = 1)	-4.915 [-13.413 : 3.451]		0.093	-4.797 [-10.377 : 0.591]		-1.079
σ	18.260 [3.311 : 24.982]		-1.185	12.017 [9.234 : 15.529]		0.346
τ	46.740 [12.748 : 66.782]		-1.058	60.312 [44.294 : 80.833]		-0.482
M	139.034 [30.968 : 366.615]		1.849			

観測数 = 56

被説明変数 = λ	セミパラメトリックモデル			パラメトリックモデル		
	事後平均	90% CI [下限: 上限]	Conv. Diag	事後平均	90% CI [下限: 上限]	Conv. Diag
定数項				44.148 [7.728 : 79.167]		-0.012
教育支出				-6.020 [-19.620 : 7.355]		0.471
公的支出割合	-20.953 [-58.874 : 17.837]		1.034	-15.819 [-56.533 : 25.363]		-0.072
調査年(2003年 = 1)	11.655 [8.599 : 14.732]		1.130	11.475 [8.498 : 14.553]		0.783
σ	6.817 [-14.588 : 8.602]		1.305	6.798 [5.042 : 8.740]		-0.093
τ	6.367 [5.160 : 12.999]		-1.418	7.137 [0.678 : 13.908]		-0.121
M	221.876 [0.344 : 470.970]		-0.107			

観測数 = 56

だけの乖離があるかを示すものであり、言い換えれば、支出を増加させることなく改善可能なアウトプットの量ということになる。ここではセミパラメトリックモデルによって得られた推定値に焦点をあてて考察する。

まず μ に関するモデルにおける非効率性 (u_1) について各国の値を比較すると、非効率性の相違が非常に大きいことが分かる。最小と最大の国との間には60ポイント

表 4 非効率性の推定値

国名	セミパラメトリックモデル		パラメトリックモデル		国名	セミパラメトリックモデル		パラメトリックモデル	
	u1	u2	u1	u2		u1	u2	u1	u2
オーストラリア	30.05	3.88	40.39	4.60	韓国	16.38	3.95	17.33	4.36
オーストリア	20.38	5.86	33.03	7.07	ルクセンブルク	—	—	—	—
ベルギー	15.53	7.08	19.14	10.03	メキシコ	58.88	1.53	109.60	1.79
カナダ	13.34	1.66	21.18	1.84	オランダ	6.47	3.97	3.36	5.56
チェコ	16.85	8.09	27.67	10.32	ニュージーランド	20.19	5.70	29.03	6.91
デンマーク	39.66	4.36	46.96	5.77	ノルウェー	55.14	5.63	77.21	7.32
フィンランド	11.54	3.15	24.09	3.07	ポーランド	40.95	6.38	68.49	7.25
フランス	17.07	3.84	25.16	4.57	ポルトガル	42.74	2.35	78.14	3.29
ドイツ	42.90	6.02	61.04	7.65	スロヴァキア	21.12	7.24	31.49	9.22
ギリシャ	64.01	5.05	106.05	6.69	スペイン	36.26	2.55	62.10	2.91
ハンガリー	46.76	7.85	70.66	11.09	スウェーデン	34.96	4.83	58.34	6.43
アイスランド	45.05	1.30	55.20	1.45	スイス	31.65	3.58	29.06	4.81
アイルランド	21.67	4.82	55.11	4.81	トルコ	60.57	5.41	95.10	7.24
イタリア	55.68	2.93	94.01	2.78	イギリス	21.52	5.63	30.22	7.29
日本	13.56	3.94	13.21	5.15	アメリカ	33.83	6.18	56.36	8.15
平均						32.23	4.65	49.61	5.84

ト近くの差があり、最も非効率性の大きいギリシャに至っては非効率性の改善によって60ポイント（0.6標準偏差）程度の改善の余地がある。日本は、非効率性の値が13ポイント程度で OECD 加盟30ヶ国の中では4番目に小さく、相対的には効率的であると言える⁽¹⁶⁾。λに関するモデルにおける非効率性（u2）については、最小と最大の国との間には7ポイント程度の差があることが分かる。日本の非効率性の値は約4で30ヶ国の平均値よりやや小さい程度であり、相対的には非効率性は中程度であると言えるだろう。図2-2で示された関数によれば教育支出によるλの変動は最大でも6ポイント程度であるから、この点からみれば日本の非効率性の水準は無視できる大きさではない。

最後に2つのアウトプットにおける非効率性の関係について考察しておくと、2つの非効率性は相互に連動していないということが分かる。カナダのように双方において非効率性が小さい国、ハンガリーのように双方において非効率性が高い国がある一方で、チェコやメキシコのように一方の非効率性が低く、もう一方の非効率性が高いという国も存在する。2つの非効率性の相関係数は-0.1程度であり、関連は極めて低い。このことは平均的水準というアウトプットにおける非効率性を改善する制度改革が必ずしも公平性というアウトプットにおける非効率性を改善するとは限らないことを示唆している。本稿ではこれ以上考察を進めることはできないが、非効率性の相違を生み出す要因に関する仮説としては、教育財政システムの集権・分権や学校組織の自律性、評価システムなどの相違が考えられる。今後、非効

率性の相違を規定する制度的要因の分析が必要となろう。

4. 結語

これまでの分析・議論は以下のようにまとめることができる。まず第1に、教育支出を代替的なマクロ指標によって比較すれば、日本の初等中等教育における支出水準はほぼ先進国平均程度である。第2に、教育支出の効果について言えば、定性的なレベルでは平均的水準と公平性の2つの次元のアウトプットを改善すると言える。ただし前者に関してはその効果は逡減的であり、後者に関しては効果の大きさについては緩やかであり、非単調である。第3に、2つのアウトプットの生産における非効率性は多くの国において相当程度存在する。日本は平均的水準というアウトプットに関して非効率性は他の国と比較して相対的に小さく、公平性に関する非効率性は平均的である。総じて日本の初等中等教育システムは比較的効率的なものであると言えるが、分析で示された非効率性の数値の大きさ自体は支出拡大による改善幅と比較しても同等以上であり、制度改革による非効率性の縮減は支出拡大とともにアウトプット改善のための補完的オプションとも言える。これらの分析結果は衆目一致の政策的方向性を導くわけではなく、更なる議論を要するが、少なくともその議論の材料となる情報は提供できたであろうと思われる。

近年の財政再建下における内閣・財務省と支出官庁との攻防は単なる省庁間の利害対立としてではなく、政治家（族議員）や研究者など信念を共有するアクター群をも巻き込んだ対立として現象している。アクター群で当該政策分野における「問題」やその「解」としての政策案が共有されているとするならば、財政支出をめぐる議論はまさに異なる認識フレームワークを持つアクター間の闘ぎ合いの一端と解釈できる。すなわち、全ての政策過程アクターにとって客観的に問題が存在し、その解決として政策選択が行われるのではなく、それぞれのアクター群の抱く「解」が先にあり、それに合致する現状認識や「問題」が形成され、そのために根拠となる情報が取捨選択されるのである（Kingdon, 1984）。しかし、このような環境が常態化することは一般の有権者が政治的な意思決定を行う上で健全ではない。

教育政策を含む諸政策は、今後、世代間公平性を確保する上で財政再建と成長路線に沿った形で展開されざるをえないという制約があり、資源配分に関する政治的意思決定はそのような制約下での最適化あるいは政策間競争のプロセスであると解釈できる。教職員定数改善や教員給与の優遇措置の維持などの政策に対する賛否の立場は様々であるとしても、教育財政支出拡大が現在世代あるいは選挙権を持たな

い将来世代の負担に依存することは客観的事実である。民主主義におけるプロセスにおいて政党と有権者がそれぞれ選挙での敗北のリスクと税負担のコストを抱える以上、「教育立国」などの抽象論ではなく、先進国の平均的支出水準を上回ることになる教育財政支出拡大策が具体的にどの程度の負担と成果を生むかという点に関する検証を重ねた議論が一層必要とされる。

本稿はそのような試みの一端であったが、今後明らかにすべき課題も残されている。本稿では確率的フロンティアモデルという手法を用いることで2つのアウトプットの生産における各国の非効率性を推定したが、その規定要因には踏み込んでいない。国、組織レベルの非効率性要因に関する多角的な実証分析が期待されよう。

〈注〉

- (1) 教育投資論は40年以上前の白書である文部省（1962）に見出すことができる。また素朴抽象的なレベルの教育投資論は、占領期における教育財政確立・独立論などにも見出せる（市川・林，1972）。
- (2) 例えば PISA, TIMSS のデータにおいては生徒の所属する学校に関する変数（学年規模、学級数、教員の属性）などが利用可能であるが、個々の教員の待遇についてのデータはない。このように観測できない教員の待遇（給与など）と教育環境（学級規模など）との間に相関があるならば、推定値はバイアスを持つことになる。
- (3) 教育振興基本計画特別部会における渡久山委員の発言など、GDP 比のようなマクロ指標だけでなく、必要額を積み上げるべき旨の発言もなされたが最終的には反映されなかった。
- (4) 2007年5月21日、10月12日の財政構造改革部会議事録と資料より。
- (5) OECD（2006）によれば、OECD 平均で初等中等教育の政府支出に占める経常費の割合が91.8%、その経常費のうちの人件費は80.2%（教員の人件費63.6%、事務職員の人件費15.9%）であり、支出の7割が人件費となっている。
- (6) OECD（2006）記載の在学者1人当たり教育支出データは、授業料などの家計支出も含んでいる。公財政支出による部分の指標を求めるには、1人当たり支出と教育支出における公的支出の割合の積を求める必要がある。
- (7) 教育学における学校の効果性に関する実証分析においては、学校の内部過程に関する変数や社会心理的変数を説明変数とする分析が展開された（Teddile 2001）。

- (8) Coleman et al. (1966) に対する方法上の批判としては Hanushek and Kain (1972) など。Hanushek (1986) に対する批判としては Hedges et al. (1994), Krueger (2003) などを参照。
- (9) 例えばクラスサイズの効果に関する実証分析における相反する見解として Krueger (2003), Rivkin et al. (2005) などを参照。
- (10) 線形固定係数モデルについては Hsiao (2003) を参照。
- (11) PISA 2003, PISA 2000の生徒レベルのデータファイルのうち分析に用いた変数は、数学的リテラシースコアについては「pv1math」「pv2math」「pv3math」「pv4math」「pv5math」、学年については「st01q01」、総合的な SES 指標については「escs」である。PISA 2000のデータには「escs」は含まれていないため、OECD (2005b, ch17) に従って、主成分分析によりインデックスを構成する必要がある。
- (12) 2000年の指標算出の際に用いる購買力平価データは OECD (2002) による。
- (13) 確率的フロンティアモデルの解説として Kumbhakar and Lovell (2000), 教育経済学における確率的フロンティアモデルの適用例として Cooper and Cohn (1997) などがある。経済学における適用例では、両辺の変数に関して対数をとる Log-log モデルが用いられることが多い。このようなモデルにおいて $0 < \exp(-u) < 1$ ゆえに、この $\exp(-u)$ はベストプラクティスの水準から比較した「効率性」と解され、アウトプットスケールに拠らない解釈が可能となる。教育生産関数研究においてもこのような対数変換によるモデルを用いた先行研究が見受けられるが、PISA スコアなどのように比例尺度でない被説明変数にこのような対数変換を施して推定を行うのは誤りである。
- (14) 関数 g , h の部分の推定については Koop and Poirier (2004) のベイズ部分線形モデルの方法によった。また分布形に関するセミパラメトリックモデルは Kleinman and Ibrahim (1998) のセミパラメトリックベイズ階層線形モデルの特殊形であり、基底測度を多変量正規分布から1変量半正規分布の確率密度関数に変えたものである。ベイジアンセミパラメトリック確率的フロンティアモデルにおける他の定式化については Griffin and Steel (2004) も参照。
- (15) 推定は、行列言語 Ox (Doornik 2007) による自作プログラムで行った。
- (16) ただし、13ポイントという数値自体は、日本と同様の教育支出水準 (OECD 加盟国平均程度) から最高水準へ変化させた場合の増分以上の値である。

〈引用文献〉

- Baker, D. P., M. Akiba, G. K. LeTendre and A. W. Wiseman, 2001, "Worldwide Shadow Education: Outside-School Learning, Institutional Quality of Schooling, and Cross-National Mathematics Achievement", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 23 (1), pp. 1-17.
- Coleman, J. S., E. Campbell, C. Hobson, J. McPartland, A. Mood, R. Weinfeld and R. York, 1966, *Equality of Educational Opportunity*, Government Printing Office.
- Cooper, S. T. and E. Cohn, 1997, "Estimation of a Frontier Production Function for South Carolina Educational Process", *Economics of Education Review*, 16 (3), pp. 313-327.
- Doornik, J. A., 2007, *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*, 3rd ed. London: Timberlake Consultants Press and Oxford.
- Fuchs, T. and L. Woessmann, 2007, "What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data", *Empirical Economics*, 32 (2), pp. 434-464.
- Griffin, J. E. and M. F. J. Steel, 2004, "Semiparametric Bayesian Inference for Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 123 (1), pp. 121-152.
- Hanushek, E. A., 1979, "Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions", *Journal of Human Resources*, 14 (3), pp. 351-388.
- , 1986, "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, 24 (3), pp. 1141-1177.
- , 1997, "Assessing the Effects of School Resources on Student Performance: An Update", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19 (2), pp. 141-164.
- , 2002, "Publicly Provided Education", in A. J. Auerback and M. Feldstein eds., *Handbook of Public Economics*, vol. 4, Elsevier.
- Hanushek, E. A. and J. F. Kain, 1972, "On the Value of 'Equality of Educational Opportunity' as a Guide to Public Policy", Frederick Mosteller and Daniel P. Moynihan eds. *On Equality of Educational Opportunity*, Random House.
- Hanushek, E. A. and D. D. Kimko, 2000, "Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, 90 (5) pp. 1184-1208.
- Hedges, L. V., R. D. Laine and R. Greenwald, 1994, "Does Money Matter?: A

- Meta-Analysis of Studies of the Effects of Differential School Inputs on Student Outcomes", *Educational Researcher*, 23 (3), pp. 5-14.
- Hsiao, Cheng, 2003, *Analysis of Panel Data, 2nd edition*, Cambridge University Press
- 市川昭午・林健久, 1972, 『教育財政 戦後日本の教育改革 4』 東京大学出版会。
- Kingdon, John W., 1984, *Agendas, Alternatives and Public Policies*, Little Brown.
- Kleinman, K. P. and J. G. Ibrahim, 1998, "A Semiparametric Bayesian Approach to the Random Effects Model", *Biometrics*, 54 (3), pp. 921-938.
- Koop, G. and D. J. Poirier, 2004, "Bayesian Variants of Some Classical Semiparametric Regression Techniques", *Journal of Econometrics*, 123 (2), pp. 259-282.
- Krueger, A. B., 2003, "Economic Considerations and Class Size", *Economic Journal*, 113 February, pp. 34-63.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. Knox Lovell, 2000, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
- 文部省調査局, 1962, 『日本の成長と教育—教育の展開と経済の発達—』。
- OECD, 2002, *Purchasing Power Parities and Real Expenditures, 1999 Benchmark Year*.
- , 2005a, *Purchasing Power Parities and Real Expenditures, 2002 Benchmark Year*.
- , 2005b, *PISA2003 Technical Report*.
- , 2006, *Education at a Glance 2006*.
- , 2007, *Education at a Glance 2007*.
- Ram, R., 1995, "Public Educational Expenditures in the United States: An Analytical Comparison with Other Industrialized Country", *Economics of Education Review*, 14 (1), pp. 53-61.
- Teddlie, C. and D. Reynolds, 2000, *The International Handbook of School Effectiveness Research*, Falmer Press.
- Woessmann, L., 2003, "Schooling Resources, Educational Institutions, and Student Performance: The International Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (2), pp. 117-170.

付記：本研究は科学研究費補助金（特別研究員奨励費）の助成を受けたものである。

ABSTRACT

**Productivity and Efficiency of Educational Expenditures:
A Quantitative Analysis Using a Semi-parametric
Stochastic Frontier Model**

HASHINO, Akihiro

Japan Society for the Promotion of Science/Graduate School of Education,
The University of Tokyo
8, Ichibancho, Chiyoda-ku, Tokyo, 102-8472
E-mail: ahashino@knh.biglobe.ne.jp

Despite the recent vigorous debate concerning the necessity for further increases in educational expenditure, the basic questions "Is Japan's spending on education really low?" and "Does money matter?" have never been examined analytically in Japan. The main purpose of this paper is to carry out a quantitative analysis of the effect and efficiency of educational expenditure in Japan and other developed countries. The paper consists of two parts. Firstly, using OECD expenditure data, I examine the conventional indices concerning educational expenditure and compare Japan and other developed countries using an alternative index. Secondly, I evaluate the effect of expenditures on secondary education and the inefficiencies of OECD countries by employing a stochastic frontier model. The following are the main results of the analyses.

As to the comparison, there are some problems with the conventional macro indices such as educational expenditure per student, the educational expenditure-GDP ratio and the educational public expenditure-general public expenditure ratio. I employ the alternative index of Ram (1995) using the residuals of simple linear regression and compare the level of educational expenditures in OECD countries. In terms of primary and secondary education, the level of educational expenditure in Japan is close to the average of developed countries, and is therefore not much inferior to that of other developed countries, contrary to the recent claims concerning public education.

The productivity of educational expenditure is evaluated in the light of two points: mean level and equity. The output indices of mean level and equity are estimated by

the fixed-coefficient regression of the PISA data. The main analyses are conducted using a Bayesian semi-parametric stochastic frontier model which assumes no particular functional form concerning the effect of expenditures and the particular distribution concerning the inefficiencies. In terms of the mean level, an increase in educational expenditures has some positive effect. However, the production function is concave, and therefore there is a tendency for the effect of additional units of expenditure to diminish. The effect of educational expenditure on equity is neither monotonous nor strong. The estimated inefficiencies of each country tell us that there is a considerable gap between best practices and educational practices in many countries, and that the Japanese educational system is relatively efficient in mean level output and inefficient in equity output. These results imply that increasing educational expenditure requires further careful examination and discussion.