

経済成長、生活水準と公共政策

やま ざき こう じ
山 崎 幸 治

はじめに

- I 所得の上昇と社会指標の改善
 - II 栄養水準、教育と生産性——マイクロ分析による実証
 - III 人的資本・教育と経済成長——マクロ分析の検討
 - IV 社会指標と経済成長の補完関係と公共政策の役割
- おわりに

はじめに

1990年代に入ってから盛んになった貧困研究は、主に世界銀行などによる家計標本調査のデータが利用可能になったことに刺激されたマイクロ分析が中心であった(注1)。貧困とは個人の厚生水準から判断されるべきものであるため、個人や家計を対象としたデータをもとに、貧困状況への事前的、事後的対応を考慮した実証研究は大きな進歩と言える。しかし貧困問題のマクロ的側面の重要性も忘れてはならない。とりわけ効率性と平等の両側面をマクロ的視点から考慮することは、貧困解消を目指した公共政策を検討する際に忘れてはならない視点である。

貧困解消に向けた公共政策の有効性に関しては、スリランカをめぐる議論が1つの核となってきた。アイゼンマンやセンによれば、社会指標面におけるスリランカの優れた実績は例外的であり、直接的政策介入の有効性を示しているという(注2)。一方バッラとグレウィは、国ごと

の初期条件の違いを考慮した場合、スリランカのパフォーマンスは決して例外的とは言えないと主張し、従来の研究を批判している(注3)。これらの研究はクロス・セクション・データを用いたものであり、国ごとの違いをどのように考慮するかが焦点となってきた。そこでアーナンドとカンブールはスリランカの時系列データを用い、さらに財政支出のデータを直接用いることで、スリランカ社会指標の改善における財政支出の有効性を実証し、これまでの議論に決着をつけることになった(注4)。

貧困解消に向けた公共政策の有効性をめぐる議論のなかで、スリランカの事例は賞賛されるべきものとなっている。しかしスリランカの経済成長の実績を見ると、その評価は逆転せざるを得ない(注5)。ではこの2つの側面、つまり経済成長実績と積極的な公共政策の間に因果関係はあるのだろうか。低い経済成長の実績は、スリランカ社会指標の改善に寄与した積極的な公共政策に起因するものだろうか。それとも他の要因によるものだろうか。従来までの研究は、こうした疑問に答えてはいない。またスリランカのデータで示された直接的政策介入の有効性は、他の国々の経験にも見られるのか否かについても明らかになっていない。さらに韓国、台湾などの国々では、直接的政策介入ではなく高成長が急速な貧困解消をもたらしたと言われるが(注6)、直接的政策介入と経済成長に重点を置

く政策は代替的なのだろうか、それともそれぞれのやり方が有効である分野が異なるのだろうか。本稿はこうした疑問に答えるために、1960年以降の各国の社会経済指標をパネル・データとして整理し、生活水準に関する指標と経済成長および公共政策の指標の相互の因果関係について、実証分析を行うものである。

第I節では経済成長による所得水準の上昇が、生活水準の様々な側面を反映した社会指標を改善させるかについて、既存研究のレビューを行う。さらに平均的所得水準だけではなく、国内の所得分配も考慮した実証研究に関しても検討を加える。続く第II節ではマイクロ分析の視点から、所得水準、栄養水準、教育の関係を探る。まず所得水準の上昇が栄養面での改善に結びつくかに関する重要な議論である、栄養摂取の所得弾性値の推計に関する論争をレビューする。さらに逆の関係、つまり社会指標の改善が生産性、所得上昇に結びつくかについて、実証研究を検討する。また社会指標相互の補完関係についても検討を加える。これらのマイクロ分析は、社会指標の改善と生産性、所得水準の上昇との間の双方向の補完関係を示唆している。こうした結果を受けて、第III節では人的資本と経済成長の関係について、マクロの経済成長論の視点から分析する。この節では、人的資本蓄積が経済成長を引き起こすメカニズムに関して否定的な、いくつかの最近の研究成果に着目し、人的資本の蓄積が経済成長を直接的に引き起こすのではなく、技術進歩や技術導入の媒介として間接的に経済成長に寄与している点を強調している。このようなマイクロ、マクロ両面からの検討を踏まえ、パネル・データを用いた実証分析を行うのが第IV節である。社会指標特有の性質

と変数間の内生性とに適切な配慮をした実証分析は、所得水準の上昇と健康、教育関連指標の改善との好循環が、とりわけ所得水準の低い国々で見られることを示した。また財政支出の構成が、その好循環の重要な要因であることも確認された。

(注1) たとえば世界銀行の Living Standards Measurement Study Working Papers や、農村における家計標本調査に基づく貧困研究をサーベイした黒崎卓「貧困とリスク——マイクロ経済学的視点——」(絵所秀紀・山崎幸治編『開発と貧困——貧困の経済分析に向けて——』アジア経済研究所 1998年)を参照されたい。

(注2) Paul Isenman, "Basic Needs: The Case of Sri Lanka," *World Development*, Vol. 8, March 1980/Amartya Sen, "Public Action and the Quality of Life in Developing Countries," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 43, No. 4, November 1981.

(注3) Surjit Bhalla, "Is Sri Lanka an Exception?: A Comparative Study of Living Standards," in *Rural Poverty in South Asia*, ed. T. N. Srinivasan and Pranab K. Bardhan (Oxford University Press, 1988)/Surjit Bhalla, "Sri Lanka's Achievements: Fact and Fancy," in *Rural Poverty in . . .* /Surjit S. Bhalla and Paul Glewwe, "Growth and Equity in Developing Countries: A Reinterpretation of the Sri Lankan Experience," *World Bank Economic Review*, Vol. 1, No. 1, Sept. 1986, pp. 35-63.

(注4) Sudhir Anand and S. M. Ravi Kanbur, "Public Policy and Basic Needs Provision: Intervention and Achievement in Sri Lanka," in *The Political Economy of Hunger*, ed. Jean Drèze and Amartya Sen, Vol. 3: Endemic Hunger (Oxford: Clarendon Press, 1991).

(注5) たとえば Penn World Tables のデータから計算すると、1980年代後半の1人当たりGDPの年平均実質成長率は0.49%にすぎなかった。スリランカの評価に関しては、本特集号の絵所論文も参照されたい。

(注6) Vinod Ahuja, Benu Bidani, Francisco

Ferreira, and Michael Walton, *Everyone's Miracle?: Revisiting Poverty and Inequality in East Asia* (Washington, D. C.: World Bank, 1997)/World Bank, *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy* (New York: Oxford University Press, 1993)などを参照。

I 所得の上昇と社会指標の改善

経済成長は人々の生活水準の改善をもたらすのだろうか。たとえばルイスは「経済成長の利点は、富の増加が幸せを増すからではなく、富の増加が人々の選択の幅を増やすからである」と述べている(注1)。こうした考えは、センの潜在能力(capability)を重視する考えと共通するものである(注2)。しかし選択の幅や潜在能力を実際に検証することは不可能である。我々ができるのは、観察可能な指標をもとにして、経済成長との因果関係を分析する方法しかない。以下では観察可能で幅広く入手できる社会指標の代表であり、かつ生活水準の重要な側面であるとともに人的資本の重要な構成要素である健康と教育に関する指標に焦点を絞り、これまでの実証研究を検討する(注3)。

従来の研究の多くは社会指標が時系列で入手できないため、クロス・セクション・データを用いてきた。つまりクロス・セクションにおける所得水準の違いと社会指標の違いを、時系列変化にも当てはまると解釈してきたのである。こうした実証研究を検討する際には、いくつかの注意すべき点がある。第1に、相関関係は因果関係を示していない点である。言い換えれば、所得水準と社会指標の間には双方向の因果関係が予想されるため、内生性を考慮しない研究では因果関係を示すことはできない。第2に、初

期条件の違いを考慮する必要性である。つまり各国に固有の文化的、社会的、もしくは地理的要因や歴史的偶然から社会指標が著しく優れている、もしくは劣っている国に関しては、その社会指標は所得水準の変化によってもたらされたものとは言えない点にも注意する必要がある。第3に、社会指標には上限、下限があるものが多いことである。たとえば平均寿命は100歳を超えることはなく、また平均寿命が高まるにつれてさらに改善することがより困難になる。こうした点を考慮して用いる指標を工夫する必要がある。以下、こうした注意点のいずれかを考慮した研究を紹介し、実証研究の成果の現状を確認したい。

ダスグプタとウィールは1人当たり実質国民所得、平均寿命、乳幼児死亡率、成人識字率の4つの指標の順位相関係数を求めている(注4)。対象としているのは、1970年時点で1人当たり実質国民所得が1500ドル(購買力平価、1980年価格)以下の国々であり、80年における48カ国に関するデータを整理している。1人当たり実質国民所得と他の指標との順位相関は、平均寿命が0.79、乳幼児死亡率が0.69、成人識字率が0.59であり、どの相関も5%水準で統計的に有意であった。

彼らは各指標の1970年代における改善指数に関しても、順位相関を求めている。平均寿命と乳幼児死亡率の改善指数は、改善するほどさらなる改善が難しくなる点を考慮し、平均寿命の場合は上限(80)、乳幼児死亡率の場合は下限(10)からの乖離を何パーセント縮小させたかによって改善指数を求めている。一方、成人識字率にはそうした特徴は考えにくいいため、単に2時点の差をとって改善指数としている。所得

の改善指数も、単に1人当たり GNP の増加率によって表わしている。このように時系列の変化の指標に基づく順位相関を求めることは、初期条件の違いを除去し、かつ特定の指標の変形の仕方あまり依存しない統計値を求めることにもなっている。その結果によれば、所得水準の上昇との相関は平均寿命が0.41、乳幼児死亡率が0.41、成人識字率が0.07であり、成人識字率を除いて5%水準で統計的に有意であった。以上の結果から、健康に関する指標は所得水準、および経済成長と正の相関関係があることが確認できる。しかし成人識字率に関しては所得水準との相関は低く、経済成長との相関は認められない。成人識字率で見る限り、教育と経済成長の関係は必ずしも密接ではないようである。

一方ウィーラーはアドホックなマクロ・モデルをもとに、健康、教育の改善が所得上昇をもたらす効果と所得水準の上昇が健康、教育の改善をもたらす効果の双方の因果関係を考慮した推計を行っている(注5)。彼が用いた指標は、1人当たり GDP、1人当たりカロリー摂取可能量、成人識字率および平均寿命であり、初期条件の影響を除去するため1960年から70年にかけての変化率をとり、政策によって決められた外生変数や初期値を操作変数(instrumental variable)として3段階最小二乗法(three-stage least squares)により推計している(注6)。彼の推計結果から、所得水準の上昇が1人当たりカロリー摂取可能量や成人識字率を改善する因果関係が確認された。ただし平均寿命に関しては有意な推計結果が得られていない。一方、平均寿命やカロリー摂取可能量が所得上昇に望ましい効果をもたらすことも確認された。しかし成人識字率の影響は統計的に有意ではなかった。

プリチットとサマーズは社会指標と所得水準の間の内生性の問題を考慮し、所得水準の上昇が健康に与える因果関係を実証している(注7)。彼らが健康の指標として用いたのは乳幼児死亡率、5歳未満の子供の死亡率、平均寿命であり、1985年時点の1人当たり GDP が6000ドル以下の国を対象とし、60年から85年にかけての5年平均の値をとったパネル・データを用いている。彼らは内生性を考慮し、所得水準から健康への因果関係を示すために操作変数推計法(instrumental variable estimation)を用いている。データは対数を取って変化率の形に変形してあるため、所得水準の操作変数には健康関連の指標との相関が低く、経済成長率との相関が高い変数を用いれば良い。具体的には交易条件のショック、投資率、外国為替の闇市場プレミアム、為替レートの購買力平価レートとの乖離などの変数を用いている。様々な推計結果から、彼らは所得水準の上昇が乳幼児死亡率と5歳未満の死亡率を低下させる因果関係を実証している。

これらの研究の一方で、従来の結論、つまり所得水準の上昇が社会指標を改善させるという結論に対して疑問を投げかける研究が現われた。イースタリーはプリチットとサマーズの分析を膨大なパネル・データを用いて拡張した(注8)。1960年から90年にかけて、7つの分野にわたる95の「生活の質」の指標に関して10年ごとのパネル・データを作成し、所得の増加の影響を実証的に検討している。彼は初期条件の違いと内生性の問題を考慮するために、2つの推計方法を用いている。初期条件の違いのみを考慮し、国ごとに異なる定数項を推計した固定効果回帰分析(fixed-effect regression)による推計(以下、FE推計)と、初期条件を除去するために一次差

分をとり、操作変数を用いて所得水準と社会経済指標との内生性を考慮した一次差分操作変数回帰分析 (first-difference instrumental variable regression) による推計 (以下、IV 推計) である。全体の推計結果について大まかな傾向をまとめると、まず FE 推計では95の指標のうち40が5%水準で有意であったが、そのうちわずか22が所得上昇に伴う生活の質の向上を示した。さらに時間固定効果 (time fixed effects, つまり外生的技術進歩) よりも所得上昇の効果が大きい指標は、そのうちわずか12にすぎなかった。また IV 推計では、79の指標のうち10の指標で所得上昇とともに改善が見られ、そのうち時間固定効果よりも効果が大きかったものは7つの指標にすぎなかった。以下、健康と教育に関する結果について、詳しく紹介する。

まず教育関連の結果は、FE 推計によれば、成人識字率、初等就学率とも所得増加の係数が予想に反した符号で有意な推計値であった。初等就学率については、IV 推計でも負の有意な値を示していた。また他の教育関連の指標に関しては、IV 推計値の中で正の有意な値を示したものはなかった。このことから、所得水準の上昇は必ずしも教育関連の指標の改善をもたらさないとと言える。この結果は、先に述べたダズグブタとウィールの結果とも一致するものである。

一方、健康関連の指標では、平均寿命に関する FE 推計が、驚くことに所得上昇によって負の有意な影響を受けることを示した (ただし IV 推計では負の値をとってはいたが、有意ではなかった)。しかし乳幼児死亡率に関しては、どちらの推計方法でも負で有意な値となり、プリチットとサマーズと同じ結論を導いている。また

栄養摂取量や蛋白質摂取量に関しても、どちらの推計方法によっても正で有意な値が得られている。以上の結果から、経済成長は教育関連の指標を改善することはなく、また健康に関する平均寿命などの指標を一概に改善するとは言えないと結論することができる。イースタリーはこうした結論をもたらした要因として、所得水準の上昇が生活の質に影響を与えるまでに長いラグがあること、また社会サービスは公共財としての性格を持つため、その供給は市場に任せれば良いわけではないことなどを指摘している。

彼の実証結果は推計方法の厳密さと一貫性の点で説得的なものであるが、2つの点で問題がある。第1に、社会指標が必然的に上限、下限を持つものであることを考慮していない点である。推計に際しては、社会指標の実数値もしくは対数値のうちフィットの良いものを従属変数として用いているにすぎない。第2に、平均所得の上昇は必ずしもその国のすべての人々の所得上昇を意味していない点である。つまり平均所得の上昇が、必ずしも国民全員の所得水準の一樣な上昇を意味しない点である。この点を考慮して、所得分配を明示的に組み込んだいくつかの実証研究がある。次にそれらを検討しよう。

ラムは1970年前後の39途上国に関するクロス・セクション・データを用いて、所得の上昇および所得分配の改善が社会指標を改善するか否かを実証的にテストした^(注9)。彼は7つの社会指標およびそれらの主成分分析による総合指標を従属変数、1人当たり GDP と下位40%の所得シェアを独立変数とし、さらに低所得国と中所得国の2つのグループで独立変数の係数が異なる可能性を考慮してダミー変数を加え、回帰分析を行った。推計方法は最小二乗法で、内生

性の考慮はされていない。推計結果によれば、所得水準の上昇が低所得国、中所得国のどちらのグループにおいても重要であり、推計された係数を比較すると低所得国において所得水準の上昇がより重要であった。また所得分配の影響は2つの栄養摂取の指標に関して確認されるのみであった。

一方、ラヴァリオンはインドネシアの各地域における1984年および87年の栄養摂取のデータを用いて、栄養不良率の改善をもたらした要因を分析している(注10)。彼は6つの異なる栄養摂取の基準値を用いて、それぞれの基準値を用いた場合の2時点間における栄養不良率変化の要因を分析している。彼は頑健な実証結果として、所得水準の上昇、不平等の減少、および米価格の低下が栄養不良率を低下させることを示した。またそれぞれの要因に対する栄養不良率の弾性値は、栄養摂取基準値を高くするにつれて低下することも示された。つまり、より栄養摂取の低い人々に、これらの要因はより大きな改善をもたらすと考えられるのである。

これらの研究は、推計方法や用いる変数の扱いが異なるため結果は微妙に違い違ふものの、所得上昇が社会指標に与える影響は所得水準の低い段階で重要であり、貧困層の所得上昇が社会指標を改善することを示唆している。つまり所得面での貧困解消と社会指標の改善は、政策課題として両立する可能性を示唆している。

(注1) W. Arthur Lewis, *The Theory of Economic Growth* (London: George Allen & Unwin, 1955), p. 420.

(注2) Amartya Sen, *The Standard of Living* (Cambridge: Cambridge University Press, 1987) を参照。

(注3) 健康で長生きできることと、読み書きができ、幅広い知識を享受、伝達できることは生活水準の2つの重要な側面であると判断し、健康と教育に関する指標を生活水準の代表として扱うことにした。

(注4) Partha Dasgupta and Martin Weale, "On Measuring the Quality of Life," *World Development*, Vol. 20, No. 1, Jan. 1992, pp. 119-131. 彼らの研究の特徴は、4つの指標以外に政治的権利指標と市民権指標を含めている点である。詳しくは山崎幸治「貧困の計測と貧困解消政策」(絵所・山崎編『開発と貧困……』)を参照。

(注5) David Wheeler, "Basic Needs Fulfillment and Economic Growth: A Simultaneous Model," *Journal of Development Economics*, Vol. 7, No. 4, Dec. 1980, pp. 433-451.

(注6) ただし教育や健康面での公共政策の変数として用いている代理変数は初等教育就学率や医師、看護婦1人当たりの人口であり、厳密には外生的に決められた政策変数とは言えないものである。したがって操作変数としても適切ではないと思われる。

(注7) Lant Pritchett and Larry Summers, "Wealthier is Healthier," *Journal of Human Resources*, Vol. 31, No. 4, Fall 1996, pp. 841-868.

(注8) William Easterly, *Life during Growth*, Working Paper, World Bank, Dec. 1997.

(注9) Rati Ram, "The Role of Real Income Level and Income Distribution in Fulfillment of Basic Needs," *World Development*, Vol. 13, No. 5, May 1985, pp. 589-594.

(注10) Martin Ravallion, "Does Undernutrition Respond to Incomes and Prices?: Dominance Tests for Indonesia," *World Bank Economic Review*, Vol. 6, No. 1, Jan. 1992, pp. 109-124.

II 栄養水準、教育と生産性——

マイクロ分析による実証

前節では国ごとのマクロ・データから、経済成長と社会指標の改善、とりわけ健康に関する指標の改善が所得水準の上昇というメカニズム

を通じて達成されることが示唆された。では次に、こうした関係がマイクロ実証分析の結果からも確認できるかについて検討したい。この点で重要な議論の一つに、栄養摂取の所得弾性値の推計に関する論争がある。

当然、貧しい状況では食糧は最優先される消費品目であるが、食糧品以外の支出のなかでも不可欠なものがあるため、食糧消費額の所得弾性値は1より小さい。さらに食糧消費はカロリー数のみを基準にして選ばれるものではない。たとえば品質、多様性、嗜好などが反映されることになる。そこで1%の所得増加が何パーセントのカロリー摂取量の増加をもたらすか、つまり弾性値の推計値が大きいか小さいかが政策的意味をもつことになる。所得弾性値が大きければ、栄養水準の改善を目指す政府は、単に貧困層の所得を引き上げることが政策目標とすれば良い。しかし所得弾性値が小さい場合、政府はカロリー摂取量の増加を促すように相対価格を変える必要がある。ただし厳密に経済学の効用理論に従うとすると、消費品目の選択の結果は効用を最大化したものであり、カロリー摂取量の最大化よりも優先されるべきかもしれない(注1)。

様々な弾性値の推計結果については、たとえばレイが一覧表を示している(注2)。国や年次の異なる27の推計値は、0.01から0.86と大きく異なる値を示している。最近の推計値はとりわけ低い値を示しており、ゼロに近い弾性値は栄養不良解消に対する所得上昇の役割を事実上否定するものである。ほとんどの推計はクロス・セクション・データを用いて1人当たり消費支出とカロリー摂取量の間に対数線形の関係を保証したものである。しかし貧しい者と豊かな者の

弾性値が同じであるとは考えにくく、むしろ貧しい者の弾性値が高いと考えるのが普通であろう。こうした点を考慮した推計は、スプラマニアンとディートンによるノンパラメトリック推計である(注3)。彼らはインドの家計調査データを用いたノンパラメトリック推計による弾性値の推計結果を示している。推計結果からは明らかに、豊かになるに従って弾性値が約0.7から約0.3へと低下する傾向があることが分かる。さらに彼らは、家族構成の違いを考慮しても平均の弾性値が0.35程度にまでしか低下しないことも示している。従ってゼロに近いような推計は得られず、とりわけ貧困層の栄養不良解消に果たす所得上昇の役割を否定することはできないことが確認できる。

マイクロ実証分析は、逆の因果関係、つまり社会指標の改善が生産性、所得上昇にもたらす影響に関しても多くの実証結果を示している。まず栄養水準の向上が生産性に与える影響に関しては、バーマンが実験や社会・経済調査に基づく実証研究の詳細なレビューを行っている(注4)。推計方法や調査方法に問題のある研究が多いものの、それらの問題を考慮した研究は直接、間接の効果を支持している。

まず、栄養水準の上昇が直接的に生産性を引き上げる効果に関しては、様々な家計調査を用いた研究がある。たとえばストラウスはシエラ・レオーネの農業家計調査のクロス・セクション・データを用いて、栄養水準と生産性の内生性を考慮し、栄養水準が生産性に与える効果を推計している(注5)。家族労働者に関してカロリー摂取の生産高弾性値は0.33であり、雇用労働や資本、土地など他の投入財の弾性値よりも高い値を示した。またデオラリカールはICRISAT

のパネル・データを用い、個人の能力や生来の素質など観察不可能な固定効果 (unobservable fixed effects) を取り除いて、栄養水準の生産性に与える効果を推計した^(注6)。彼の推計によれば、体格の変数 (身長に対する体重の比率) に関して1.9という高い生産高弾性値が得られたが、栄養摂取の係数は有意ではなかった。またパーマンとデオラリカールは農作業の季節性を考慮し、農繁期には栄養摂取が、農閑期には体格の変数が、それぞれ重要であることを示した^(注7)。一方、栄養水準の上昇が生産性に与える間接効果としては、学校教育の成果に与える影響が挙げられる。この点ではいくつかの実験結果が、鉄分補給によって貧血状態にあった子供の認識能力の発達 (cognitive development) が見られ、学校におけるパフォーマンスが上がることを示している。

一方パーマンは、栄養水準が教育成果に与える影響に関しては、問題のある実証研究が多いことを指摘している^(注8)。つまり家計の意思決定が、子供の栄養水準と教育の双方に影響を与えるにもかかわらず、家計の意思決定に影響を与える家計の固有要因や内生性が考慮されていない研究が多いのである。さらに、教育の「生産関数」についてわれわれの知識は十分でなく、何が教育成果に影響を与えるのかについて分からないことが多いのも事実である^(注9)。パーマンとレヴィーは、家計の固有要因があることを考慮することによって、健康と栄養水準が教育成果に与える影響が大きく減ることを示している^(注10)。とはいえ健康状態や栄養水準の改善は、少なくとも学校への出席率を上げることは間違いない。パーマンは、効果の大きさや広がりには曖昧な部分もあるが、健康状態の悪さが教育

成果に悪影響を与えるのは間違いないだろうと結論づけている^(注11)。

教育が栄養水準に与える影響に関しては、とりわけ母親の教育水準が子供の栄養状態に良い影響を与えることが、様々な研究で示されている^(注12)。母親の教育水準は出生率を低下させ、また出産の間隔を空けることによって出生時の死亡率を引き下げること知られている^(注13)。このように女性の教育水準の上昇は、女性の地位の向上につながるとともに、健康面で様々な望ましい効果をもたらすと考えられる。

では教育が生産性に与える影響については、実証できるであろうか。代表的な研究は、教育の収益率の推計である。たとえばサカロプロスの推計によれば、初等教育の私的収益率はアフリカで45%、アジアで31%、ラテン・アメリカで32%となる^(注14)。また彼は、社会的収益率よりも私的収益率が高く、初等教育の収益率は中等、高等教育の収益率よりも高いことを実証している。さらに彼は物的資本の収益率と人的資本の収益率を比較し、途上国では人的資本の収益率の方が高く、人的資本投資にメリットがあることも示している。しかしこの研究に代表される教育投資の収益率の推計は、高い私的収益率にもかかわらず、なぜ多くの途上国において貧困層の教育水準が向上しないのかという問いに答えられない。おそらくこれらの収益率の推計は、貧困層が子供を学校に通わせることによる真のコストを反映していないと考えられる^(注15)。

途上国で教育の普及を妨げているもっとも重要な要因は、信用制約である^(注16)。途上国では先進国に見られるような教育ローンは普及しておらず、将来の収入をもとに資金を借りること

はできない。そのため子供が教育を受けている間の生活費や教育費は、家族によって賄われる必要がある。その費用を負担できない家計は、いくら将来の収益率が高くても、子供の教育を犠牲にせざるを得ないのである。

しかしその負担を賄うことができさえすれば、教育を得ることによる賃金以外での効果は多岐にわたる。先に述べたように、母親の教育は子供の健康面で望ましい効果がある。またジェイミソンとラウによれば、たとえばアフリカにおいて4年の学校教育を受けた農民は、全く教育を受けていない農民よりも平均で8%生産高が多いという結果を得ている^(注17)。またフォスターとローゼンツワイクは緑の革命導入期のインドを対象としたパネル・データを用いて、初等教育修了者がいる家計は新技術をより早い時期に導入する確率が高いことを示した^(注18)。さらに新技術の導入が教育の収益率を引き上げ、それに伴って就学率が上昇するというメカニズムも、データから実証している。

これらのマイクロ分析の結果から、とりわけ農業に従事する貧困層にとって、栄養水準の改善は生産性の上昇に直接的・間接的効果を持ち、また教育水準の向上は生産性にプラスの効果をもたらすことが確認できる。さらに女性の教育水準の上昇は、女性の地位向上や子供の健康面でも望ましい効果をもたらす。では同様な関係をマクロ的に見た場合、マイクロ分析と同じように望ましい効果が確認できるだろうか。広い意味での人的資本は、経済成長にプラスの効果をもたらすであろうか。次節では経済成長論の枠組みの中で、人的資本投資と経済成長の関係について検討したい。

(注1) こうした経済学者と栄養学者の主張の食い違いについては Angus Deaton, *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy* (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1997), Section 4.1 を参照。

(注2) Debraj Ray, *Development Economics* (Princeton: Princeton University Press, 1998), p. 265, Table 8.4.

(注3) Shankar Subramanian and Angus Deaton, "The Demand for Food and Calories," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 1, Feb. 1996, pp. 133-162.

(注4) Jere R. Behrman, "The Economic Rationale for Investing in Nutrition in Developing Countries," *World Development*, Vol. 21, No. 11, Nov. 1993, pp. 1749-1771.

(注5) John Strauss, "Does Better Nutrition Raise Farm Productivity?" *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 2, April 1986, pp. 297-320.

(注6) Anil B. Deolalikar, "Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXX, No. 3, Aug. 1988, pp. 406-413.

(注7) Jere R. Behrman and Anil B. Deolalikar, "Seasonal Demands for Nutrient Intakes and Health Status in Rural South India," in *Causes and Implications of Seasonal Variability in Household Food Security*, ed. David E. Sahn (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1989). ただし、これらの変数は男性に関してのみ有意であった。

(注8) Jere R. Behrman, "The Impact of Health and Nutrition on Education," *World Bank Research Observer*, Vol. 11, No. 1, Feb. 1996, pp. 23-37.

(注9) Eric A. Hanushek, "Interpreting Recent Research on Schooling in Developing Countries," *World Bank Research Observer*, Vol. 10, No. 2, Aug. 1995, pp. 227-246 や *The Economist*, March 29, 1997 の教育に関する特集記事を参照。

(注10) Jere R. Behrman and Victor Lavy, *Children's Health and Achievement in School*, LSMS Working Paper 104 (Washington, D. C.: World Bank, 1994).

(注11) Behrman, "The Impact of Health . . ."

(注12) Partha Dasgupta, *An Inquiry into Well-Being and Destitution* (Oxford: Oxford University Press, 1993), pp. 99-100.

(注13) Partha Dasgupta, "The Population Problem: Theory and Evidence," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, No. 4, Dec. 1995, pp. 1879-1902/Partha Dasgupta, "Poverty Traps," in *Advances in Economic and Econometrics: Theory and Applications*, ed. David M. Kreps and Kenneth F. Wallis, Vol. II (Cambridge: Cambridge University Press, 1997).

(注14) George Psacharopoulos, "Returns to Education: A Further International Update and Implications," *Journal of Human Resources*, Vol. XX, No. 4, Fall 1985, pp. 581-604.

(注15) J. Bhagwati, "Education, Class Structure, and Income Inequality," *World Development*, Vol. 1, 1973/Dasgupta, *An Inquiry into . . .*/Dasgupta, "Poverty Traps"などを参照。

(注16) たとえば Oded Galor and Joseph Zeira, "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, Vol. 60(1), No. 202, Jan. 1993/Lars Ljungqvist, "Economic Underdevelopment: The Case of a Missing Market for Human Capital," *Journal of Development Economics*, Vol. 40, No. 2, April 1993, pp. 219-239等を参照。

(注17) D. Jamison and L. Lau, *Farmer Education and Farm Efficiency* (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1982).

(注18) Andrew D. Foster and Mark R. Rosenzweig, "Technical Change and Human-Capital Returns and Investments: Evidence from the Green Revolution," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 4, Sept. 1996, pp. 931-953.

III 人的資本・教育と経済成長

—マクロ分析の検討

経済成長における人的資本の役割を強調する議論は、ローマー、ルーカスなどの初期の内生成長モデルが知識の持続的蓄積を重視したこと

に始まる(注1)。しかし実証的にはソロウ・モデルに人的資本蓄積を組み込んだ、いわゆる付加的ソロウ・モデル (augmented Solow model) の実証結果が、人的資本の役割を重視する強力な根拠とされてきた。その代表的な研究はマンキュー、ローマー、ワイルらの研究である(注2)。またラヴィンとリネルトは経済成長に関するクロス・カントリー回帰分析で用いられてきた変数に関して、その頑健性 (robustness) をテストし、教育の変数として用いられる中等教育就学率の頑健性を支持している(注3)。

ところが最近の実証研究の中には、経済成長における人的資本蓄積の重要性を疑問視する成果が現われている。たとえば就学率の上昇にもかかわらず、世界的に経済成長率は低下してきた。この事実から、教育水準の上昇が成長を引き起こすのではなく、逆に経済成長が教育投資を促すチャンネルも考えうる。この2方向のチャンネルの重要性を実証的に分析したのがビルズとクレノウの研究である(注4)。彼らは後者のチャンネルの重要性を支持する実証結果をいくつか示している。たとえば1975年の就学率とその前後の成長率との相関係数を求めると、60年から75年までの成長率との相関が0.51であり、75年から90年までの成長率との相関(0.33)よりも高い値であった。

彼らは2つのチャンネルをそれぞれ反映する2つの両極端のモデルを提示し、実証的に検討している。まず人的資本の蓄積を成長のエンジンとする内生成長モデルを用いると、定常均衡の状態では経済成長率の高い国ほど人的資本の効率性が早く進歩するので、国内のクロス・セクションで見た経験-収入プロファイルの傾き(つまり経験を増すことによってどれだけ収入が

増えるか)が平らになるという。しかし52カ国に関する実証研究からは、そのようなパターンは検出されなかった。次に彼らは、この内生成長モデルと外生的技術進歩を成長のエンジンとする新古典派成長モデルにパラメータを当てはめ、モデルのシミュレーション結果と現実のデータを比較することで、人的資本投資が成長をもたらすチャンネルと成長が人的資本投資をもたらすチャンネルのどちらが重要かを検討した。その結果、後者のチャンネル、つまり経済成長が人的資本投資を促すチャンネルが重要であることが示された。

一方ディノプロスとトンブソンは、付加的ソロウ・モデルの有効性を主張したマンキュー、ローマー、ワイルらの実証結果を批判している(注5)。彼らの批判点は2点あり、第1点は、人的資本の投資率の変数として用いている中等教育就学率の問題である。中等教育就学率はむしろストックの変数に近いものであり、より望ましい人的資本の変数を用いると実証結果は不十分なものとなった。具体的には、人的資本の所得シェアが大きく推計され、モデルにおける定常均衡の存在の必要条件を満たさない結果となった。第2の批判は、外生的技術進歩はどの国も一定で、技術水準は等しく、誤差はランダムであるという仮定に向けられる。つまり技術のキャッチアップに注目した内生成長モデルで仮定されているように、技術水準と人的資本レベルは正の相関を持っていることが、実証的に支持された。したがって付加的ソロウ・モデルは現実によく当てはまらず、むしろ内生成長モデルが実証的に支持されることを強調している。

これらの研究は人的資本が経済成長を引き起

こすメカニズムには否定的であるが、後者の研究は人的資本の重要な役割を示唆している。つまり、人的資本が技術進歩を引き起こす可能性である。この可能性に関しては、たとえばイズラムの研究でも確認することができる(注6)。彼はパネル・データを用いて収斂(convergence)に関する成長回帰分析を推計する際に、各国の固定効果(fixed effects)として初期の技術水準を国ごとに推計している。つまり技術水準の国ごとの違いはランダムではなく、それぞれの国に固有の要因が作用していることを考慮した推計である。このように求められた技術水準の指標は、平均教育年数によって表わされた人的資本の指標と高い相関関係があることが、実証的に示されている(注7)。

このような人的資本の役割を具体的に評価したのがベンハビブとスピーゲルである(注8)。彼らは人的資本が技術進歩に果たす役割の中で技術キャッチアップの役割を重視し、その効果を実証的に検討した。その結果、技術キャッチアップの役割と一致する結果、つまり就学率で代表される人的資本の投資率ではなく、人的資本のストックの水準自体が成長率の違いを説明する重要な要因であるという結果が得られた。

以上の実証研究は、人的資本の指標として学校教育のみしか扱っていないという問題はあるものの、人的資本が経済成長をもたらす重要なメカニズムを示唆している。つまり、人的資本蓄積が直接的に経済成長をもたらすのではなく、技術進歩、技術キャッチアップを通じた間接効果が重要であることを示唆しているのである。

(注1) Paul M. Romer, "Increasing Returns and Long-run Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, Oct. 1986, pp. 1002-1037/Robert E.

Lucas, Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economy*, Vol. 22, No. 1, July 1988, pp. 3-42.

(注2) N. Gregory Mankiw, David Romer and David N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVII, Issue 2, May 1992, pp. 407-437.

(注3) Ross Levine and David Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, Sept. 1992, pp. 942-963.

(注4) Mark Bils and Peter J. Klenow, *Does Schooling Cause Growth or the Other Way around?*, NBER Working Paper No. 6393, Dec. 1997.

(注5) Elias Dinopoulos and Peter Thompson, "Reassessing the Empirical Validity of the Human-capital Augmented Neoclassical Growth Model," *Journal of Evolutionary Economics* (forthcoming).

(注6) Nazrul Islam, "Growth Empirics: A Panel Data Approach," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CX, Issue 4, Nov. 1995, pp. 1127-1170.

(注7) 彼は条件付き収斂仮説を統計的に検証し、ソロウ・モデルを支持、付加的ソロウ・モデルを否定している。また従来までの約2%よりも高い収斂率の推計値を求めている。

(注8) Jess Benhabib and Mark M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, No. 2, Oct. 1994, pp. 143-173.

IV 社会指標と経済成長の補完 関係と公共政策の役割

これまでのマイクロ分析、マクロ分析に関する実証研究のレビューは、健康や教育などの人的資本と経済成長が相互に補完的な役割を果たしていることを示唆している(注1)。この節では、そうした補完関係が幅広い国にまたがるパネル・データから確認できるかどうかについて、財

政支出や所得水準などを考慮した実証分析を行う。

1. 社会指標の技術進歩への影響

(1) モデル

近年の経済成長に関する実証研究は、バローやサラ・イ・マーティンに始まるソロウ・モデル、もしくは付加的ソロウ・モデルを基礎とした成長回帰分析 (growth regression) が主流であった(注2)。つまり、世界の国々は経済成長の定常状態までの移行過程にあると想定し、定常状態の違いを考慮した上で、定常状態から離れている国々ほど経済成長率が高くなるという条件付き収斂 (conditional convergence) 仮説を検定するという分析である。その際に様々な政策変数や外生変数を回帰分析に加えることで、それらの変数の経済成長に与える影響を評価するというものであった。

しかし前節でも検討したように、定常状態への移行過程を想定したソロウ・モデルの実証的適合性に関する信頼は揺らいでいる。カセリ、エスクウィーヴェル、レファートらは、従来までの成長回帰分析の推計方法の問題点を指摘し、パネル・データを用いて一致推計値 (consistent estimator) を求める方法を提唱している(注3)。その論文のなかで彼らは新たな推計方法によってソロウ・モデルと付加的ソロウ・モデルの双方をテストし、両方のモデルを実際のデータと適合的でないとして否定している。また求められた収斂率は約10%という極めて高い値を示した。10%の収斂率は、経済成長の初期の状態と定常状態との差を半減するのにわずか6.9年しかかからないことを意味する。したがって国々は定常状態の極めて近くにいると考えられる。つまり国ごとの所得水準の違いは定常状態の違

いに起因している可能性が高いことになる。この点で、たとえばダーロフとジョンソンも複数均衡を想定したモデルを実証的に支持し、総生産関数の国ごとの違いを考慮する必要性を強調している(注4)。

以上のような研究成果を考慮して、ここでは国々がソロウ・モデルの定常状態であると仮定し、定常状態の外生的変化として経済成長を理解することにする。また人的資本蓄積は、労働効率を引き上げるような技術進歩、技術キャッチアップを通じて間接的に経済成長を促すことを明示的に組み込み、人的資本蓄積の効果を推計することにする。具体的には以下のようなモデルを想定する。まず総生産関数はコブ・ダグラス型の以下のような関数を想定する。

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

Y は総生産、 K は総資本ストック、 L は労働者数、 A は技術水準であり、下付き文字の t は時間のインデックスである。労働者数は n の割合で増加し、技術水準は g_t の割合で増加すると仮定する。さらに技術水準の増加率 g_t は人的資本蓄積の指標 h_t の関数と仮定する。

$$L_t = L_0 e^{nt}, \quad A_t = A_0 e^{\int_0^t g_s ds}, \\ g_t = g(h_t) \quad (2)$$

これらの仮定にソロウ・モデル特有の仮定である外生の投資率 s と減価償却率 δ を仮定する。これらの仮定のもとで、技術水準を考慮した実効労働者(effective worker)1人当たりの資本蓄積の経路を示す微分方程式は

$$\dot{k}_t = s k_t^\alpha - (n + \delta + g(h_t)) k_t, \\ k_t \equiv \frac{K_t}{A_t L_t} \quad (3)$$

となる。ここで変数の上のドットは時間 t で微分することを示す。人的資本蓄積による技術進

歩率 $g(h_t)$ が時間とともに定常状態 $g(h^*)$ に達すると仮定し、右辺をゼロとして定常状態の資本ストック k^* を求めると

$$k^* = \left(\frac{s}{n + \delta + g(h^*)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (4)$$

となる。この定常状態の資本ストックと総生産関数を用いると、定常状態における実効労働者1人当たり生産高の対数値は以下のように求められる。

$$\ln \left(\frac{Y_t}{A_t L_t} \right) = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \ln s \\ - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \ln (n + \delta + g(h^*)) \quad (5)$$

ここで経済成長を、上記の定常状態が投資率 s 、労働力増加率 n 、および人的資本蓄積 h の外生的変化によってシフトすることと考えることにする。外生的に変化する変数に新たに時間のインデックスを付すと、1人当たり生産高の対数値は以下のように書くことができる。

$$\ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) = \ln A_0 + \int_0^t g(h_s) ds \\ + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \ln s_t - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \ln (n_t + \delta + g(h_t)) \quad (6)$$

ここで推計可能な式にするために、 g 関数の形を特定しなくてはならない。ここでは以下のような線形関数を仮定する。

$$g(h_t) = c + \theta h_t \quad (7)$$

ここで c は定数であり、社会指標 h_t 以外の要因、たとえば経験、learning-by-doing、R&D活動などの要因による技術進歩率を表わしていると解釈できる。以上の仮定を組み込んで、(6)式を成長率の形に書き直すには、(6)式を時間に関して微分すればよい。初期の技術水準 A_0 は国ごとに異なると想定されるので、(6)式を時間に関して微分することは、その初期条件の影響

を除去することにもなる。推計はパネル・データを用いるため国のインデックス i を加え、(6) 式を時間 t で微分すると、以下のような推定式を求めることができる。

$$\text{DGDP}_{it} = c + \theta h_{it} + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \left(\frac{\dot{s}_{it}}{s_{it}} \right) - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \left(\frac{\dot{n}_{it} + \theta \dot{h}_{it}}{n_{it} + \delta + c + \theta h_{it}} \right) \quad (8)$$

ここで DGDP は 1 人当たり GDP 成長率である (略号については本稿末尾の付表を参照)。この式のパラメータを推計し、 θ の値から人的資本蓄積の技術進歩に対する効果を評価することにする。

(2) データと推計結果

(8) 式のパラメータの推計方法は内生性を考慮して、操作変数を用いた非線型最小二乗法 (instrumental variable non-linear least squares) で推計する。操作変数は定数項以外に、投資率と労働力の増加率の 1 期ラグをとったものと、同時期平均の政府支出に占める健康、もしくは教育関連の割合を人的資本蓄積の指標に合わせて用いることにする (注5)。ただしハウスマン (Hausman) のテストにより操作変数を用いない推計との推計値の差異が 10% 水準で有意でない場合は、通常非線型最小二乗法 (non-linear least squares) の結果を示すことにする。一次差分をとることで国ごとの初期条件、つまり固定効果 (fixed effects) を除去してあるため、推計にはパネル・データをプールして用いる。労働者数としては 15 歳から 64 歳までの生産年齢人口数を用いる。また人的資本蓄積の指標としては、教育関連では 15 歳以上人口 1 人当たりの平均教育年数 (TYR)、初等教育就学率 (ENP)、中等教育就学率 (ENS)、成人識字率 (LIT) を、健康関連では出生時の平均寿命 (LEX) と 1000 から乳幼

児死亡率を引いた乳幼児生存率 (ISR) を用いることにする。

ここで推計に用いる社会指標に関して若干の議論をする必要がある。先に述べたように、健康関連の指標は生物学的な上限、下限が存在する。そのため、たとえば平均寿命を 50 歳から 60 歳に引き上げるよりも 70 歳から 80 歳に引き上げる方が困難が伴うと考えられる。また平均寿命を 90 歳や 100 歳に引き上げることは現時点では不可能であろう。倫理的にはより低いレベルからの改善を高く評価するべきかもしれないが、このような指標としての特質を考慮しない実証研究は、より高いレベルからの健康関連の指標の改善を過小評価する危険性がある。この点で参考になるのがカクワニの研究である (注6)。彼は指標としての特質を考慮した上で、時期を分けた時の加法性や比較可能性などを考慮して特定の関数形を導いている (注7)。以下では平均寿命と乳幼児生存率に関しては、彼の実績指数 (achievement index) を用いることにする。具体的には、平均寿命に関しては実際のデータから上限を 80 歳、下限を 30 歳として

$$h_{it} = \frac{\ln(80-30) - \ln(80 - \text{LEX}_{it})}{\ln(80-30)} \quad (9)$$

という指標を用いる。また乳幼児生存率 (ISR) に関しては同様に上限を 996、下限を 700 として

$$h_{it} = \frac{\ln(996-700) - \ln(996 - \text{ISR}_{it})}{\ln(996-700)} \quad (10)$$

という指標を用いることにする。

一方、教育関連の指標には上限、下限はあるものの、健康関連の指標のように達成水準の違いによる一層の改善の難しさの違いは想定できない。たとえば初等教育就学率を 30% から 40% に引き上げることと 70% から 80% に引き上げることでは、どちらが容易か判断することはでき

ない。従って成人識字率に関してはそのままの値を用いることにする。一方、就学率に関しては別の問題点がある。つまり、ここでは粗就学率を用いているため100%を越える値が見られることである。最も望ましい解決法は純就学率を用いることであるが、入手できるデータ数の制約から粗就学率を用いざるを得ない。この場合、就学率の一番望ましい状況は100%であるので、100%からの乖離が縮小したか否かで改善を判断することも考えられる。しかし、たとえば就学率が95%から110%に変化したことが、指標の悪化と一概には言えないであろう。そこで以下の実証では100%を越える就学率のデータは除外した上で就学率の値をそのまま用いることにする(注8)。

これら社会指標と投資率のデータは、1960年から94年にかけて5年間ごとの平均値をとつ

た(注9)。ただし平均教育年数のデータは5年ごとしか入手できないため、平均をとらずにそのままの値を用いた。また減価償却率は0.03の値を想定した。15歳以上人口1人当たりの平均教育年数のデータの出所はバローとリー、その他の社会指標と生産年齢人口数のデータは *World Development Indicators 1998*, 1人当たりGDPと投資率は *Penn World Tables*, 財政支出関連のデータはIMFの *Government Finance Statistics Yearbook*より集計したものをを用いた(注10)。

表1は教育関連の指標を用いた推計結果を示している。(1)列は1人当たり平均教育年数のストック(TYR)を用いた推計結果である。 θ の値は正で1%水準で有意である。推計値は、1年の平均教育年数の増加が0.64%の技術進歩率の増加をもたらすということを示しており、教育水準の上昇が技術進歩を促す大きな要因となる

表1 社会指標から生産性への影響1 (教育年数, 就学率)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| 社会指標 | TYR | ENP | ENS | ENP {1} | ENS {1} |
| 推計方法 | NLLS | NLLS | NLLS | NLLS | IVNLLS |
| パラメータ | | | | | |
| c | 0.0511* (0.0132) | 0.1146* (0.0237) | 0.0615* (0.0116) | -0.0116 (0.0232) | -0.0496 (0.0584) |
| θ | 0.0064* (0.0027) | -0.0014* (0.0003) | 0.0005** (0.0003) | 0.0009* (0.0003) | 0.0016** (0.0008) |
| α | 0.1473* (0.0183) | 0.0570* (0.0132) | 0.0788* (0.0140) | 0.1440* (0.0208) | -0.5378 (1.0674) |
| データ数 | 485 | 312 | 537 | 259 | 273 |
| Hausman test | | | | | |
| χ^2 | 5.8052 | 2.8295 | 0.6770 | 2.9267 | 12.8368 |
| p-value | 0.1215 | 0.2430 | 0.8786 | 0.4031 | 0.0050 |

(出所) 筆者作成。以下の表はすべて同様。

(注) ()内は標準誤差, { | }内はラグの数を示す。

NLLS: 非線型最小二乗法, IVNLLS: 操作変数非線型最小二乗法。

仮説検定は片側検定, 帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*: 1%, **: 5%, ***: 10%である。

ことを示している。一方、(2)、(3)列はフローの概念である就学率を用いた推計結果である。 θ の推計値は、初等教育就学率(ENP)を用いた場合は負、中等教育就学率(ENS)を用いた場合は正であり、それぞれ1%、5%水準で有意であった。就学率はフローの概念であるため、技術進歩に影響を与えるには時間のラグが考えられる。(4)、(5)列は1期、つまり5年間のラグをとって推計し直した結果を示している。この場合、どちらの場合も正の推計値が得られ、それぞれ1%、5%水準で有意であった。(1)、(4)、(5)列の θ の点推計値(point estimate)を比較すると、1人当たり平均教育年数のストック、中等教育就学率、初等教育就学率の順に小さくなり、技術進歩における教育年数のストックや中等教育の重要性を示唆している。しかし(5)列の資本の所得シェア(α)の推計値は負の値となっており、モデルの前提自体がデータと適合しない可能性を示唆している。

次にこれらの推計の頑健性を調べ、またその他の要因の経済成長への影響を調べるために、既存の実証研究で重要とされてきたいくつかの変数を加えた推計を試みた(注11)。ここでは政策による市場の歪みの指標として外国為替の闇市場プレミアム(BMP)、金融深化の指標として M_1 と M_2 の和のGDP比(LLY)、そして政府部門の消費支出の指標として健康・教育関連以外の財政支出のGDP比(GCONS)を用いることにする。外国為替の闇市場プレミアムのデータはBarro-Lee data setのデータを用いた(注12)。 M_1 と M_2 のGDP比(LLY)はIMFの*International Financial Statistics*、健康・教育関連以外の財政支出のGDP比(GCONS)はIMFの*Government Finance Statistics Yearbook*から集計し、それ

ぞれ期間平均を用いた。内生性を考慮して、これらの変数に関しても、1期ラグをとった変数を操作変数として用いて推計を行った。

表2は、以上の変数を線形の形で(8)式に加えた推計結果を示している。1人当たりの平均教育年数(TYR)を用いた場合、 θ の推計値は表1よりも大きくなり、10%水準で有意であった((1)列)。新たな3つの変数をコントロールした場合、1年の平均教育年数の増加は技術進歩率を2.52%増加させることになる。一方、新たな変数で通常有意水準で符号の確認できるものは、金融深化の指標(LLY)と政府部門の消費支出の割合(GCONS)であり、金融深化は成長率を引き上げ、政府部門の消費支出の増加は成長率を引き下げることが示されている。次に初等教育就学率(ENP)を用いた結果を見ると、 θ の推計値は標準誤差が大きい、負の値を示した((2)列)。また1期ラグをとった場合もやはり負の値を示し、驚くことに10%水準で有意であった((4)列)。その他の有意な推計値は、金融深化の指標と政府部門の消費支出の割合であり、それぞれ正、負の値を示した。しかしラグをとった場合の推計値はどちらも標準誤差が大きいものであった。次に中等教育就学率(ENS)を用いた θ の推計結果は、表1の値よりも大きく正であり、正の符号が検定できる有意水準(p-value)は11.30%であった((3)列)。1期のラグを想定しても、推計値は表1の値よりも大きくなり、この場合は10%水準で有意であった((5)列)。またどちらの場合でも、政府消費のGDP比の係数は負であり、それぞれ10%、5%水準で有意であった。さらに金融深化の指標(LLY)の限界有意水準(marginal significance level/p-value)も比較的lowく、それぞれ15.53%、11.57%であ

表2 社会指標から生産性への影響2 (教育年数, 就学率)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| 社会指標 | TYR | ENP | ENS | ENP {1} | ENS {1} |
| 推計方法 | IVNLLS | IVNLLS | IVNLLS | IVNLLS | IVNLLS |
| パラメータ | | | | | |
| c | -0.0687 (0.0725) | 0.1047 (0.1088) | -0.0075 (0.0479) | 0.2144 (0.2503) | 0.0096 (0.0443) |
| θ | 0.0252*** (0.0171) | -0.0011 (0.0012) | 0.0022 (0.0018) | -0.0039*** (0.0025) | 0.0027*** (0.0016) |
| α | 0.2159 (0.1771) | 0.1386 (0.2084) | 0.2322 (0.2132) | 0.0402 (0.3274) | 0.0206 (0.3417) |
| 独立変数 | | | | | |
| LBMP | 0.0652 (0.0725) | -0.0578 (0.1033) | 0.0031 (0.1199) | -0.1176 (0.1405) | -0.0430 (0.1072) |
| LLY | 0.1816* (0.0774) | 0.3154** (0.1366) | 0.0941 (0.0925) | 0.6745 (0.6080) | 0.1143 (0.0952) |
| GCONS | -0.4134** (0.1781) | -0.4386** (0.2364) | -0.3485*** (0.2260) | -0.5017 (1.0630) | -0.5579** (0.2063) |
| データ数 | 187 | 92 | 182 | 99 | 182 |
| Hausman test | | | | | |
| χ^2 | 18.8271 | 11.8009 | 27.2487 | 128.9192 | 12.0889 |
| p-value | 0.0045 | 0.0189 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0600 |

(注) ()内は標準誤差, { }内はラグの数を示す。

NLLS : 非線型最小二乗法, IVNLLS : 操作変数非線型最小二乗法。

仮説検定は片側検定, 帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

* : 1%, ** : 5%, *** : 10%である。

った(注13)。

以上の推計結果から, 1人当たりの平均教育年数(TYR)の技術進歩率への影響は頑健(robust)であり, 中等教育就学率の影響も比較的頑健なものであることが示された。また社会指標以外の要因に関しては, 金融深化の指標の係数が正, 政府消費のGDP比の係数が負であるという結果が一貫して得られ, 金融深化の度合いが高く, また政府消費の割合が低いほど経済成長率が高いという関係を示している。一方, 初等教育就学率を用いた推計結果は, 技術進歩には初等教育就学率以外の要因が重要であることを示している。表2から(8)式の定数項 c の推計値をみる

と, どちらも正の大きな値を示していた。

表3は成人識字率(LIT)および健康関連の指標を用いた推計結果である。成人識字率を用いた場合, θ の推計値は正であったが, 標準誤差は大きく, 符号を仮説検定から確かめることはできなかった。これに3つの変数を加えた(4)列の推計結果では負の推計値が得られ, 5%水準で有意であった。教育関連の点推計値のみを比較すると, 成人識字率1%ポイントの増加は0.08%, 1期ラグをとった初等教育就学率1%ポイントの増加は0.09%, 1期ラグをとった中等教育就学率1%ポイントの増加は0.16%の増加を, それぞれ技術進歩率にもたらすことにな

表3 社会指標から生産性への影響3 (成人識字率、平均寿命、乳幼児生存率)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 社会指標 | LIT | LEX | ISR | LIT | LEX | ISR |
| 推計方法 | IVNLLS | IVNLLS | IVNLLS | NLLS | NLLS | NLLS |
| パラメータ | | | | | | |
| c | 0.0811 (0.2913) | -0.0311 (0.0499) | -0.0351 (0.0494) | 0.1367** (0.0572) | 0.0644* (0.0031) | 0.0973* (0.0240) |
| θ | 0.0008 (0.0050) | 0.6281*** (0.4540) | 0.5889*** (0.3685) | -0.0013** (0.0728) | -0.2827* (0.0073) | 0.0958** (0.0557) |
| α | 0.4926* (0.1308) | 0.6589* (0.1816) | 0.6369* (0.1642) | 0.1773* (0.0545) | 0.0010 (0.0025) | 0.1234* (0.0226) |
| 独立変数 | | | | | | |
| LBMP | | | | -0.1353** (0.0728) | -0.2346* (0.0350) | -0.1956* (0.0382) |
| LLY | | | | 0.2879* (0.0648) | 0.2496* (0.0385) | 0.0491 (0.0417) |
| GCONS | | | | -0.2783** (0.1581) | -0.0504 (0.0773) | -0.2625* (0.0847) |
| データ数 | 40 | 322 | 324 | 38 | 295 | 298 |
| Hausman test | | | | | | |
| χ^2 | 13.3658 | 82.4474 | 117.7975 | 4.0724 | 3.0158 | 0.8535 |
| p-value | 0.0039 | 0.0000 | 0.0000 | 0.5390 | 0.5552 | 0.9735 |

(注) ()内は標準誤差。

NLLS：非線型最小二乗法，IVNLLS：操作変数非線型最小二乗法。

仮説検定は片側検定，帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*：1%，**：5%，***：10%である。

り、より高いレベルの教育が技術進歩に重要であることを示唆していると考えられる。

表3の(2)，(3)列は健康関連の実績指数を用いた推計結果である。 θ の推計値は、平均寿命を用いた場合0.63、乳幼児生存率を用いた場合0.59という正の大きな値であり、どちらも10%水準で有意であった。しかし3つの変数を加えた場合、結果は大きく変わった。まず平均寿命を用いた(5)列の θ の推計値は負となり、1%水準で有意であった。またその他の技術進歩の要因を示す c の推計値は正で1%水準で有意の値であった。したがって平均寿命の改善は技術進歩を促す要因ではなく、むしろ後退させる要因であることになる。このような結果をもたらした要因としては、たとえば平均寿命の増加が人

口の高齢化を反映していることも考えられよう。また α の推計値が小さいことから、モデルの前提がデータと適合していない可能性もある。乳幼児生存率を用いた(6)列の推計結果では θ の推計値は(3)列の推計値よりも大きく減少するが、それでも正であり、5%水準で有意であった。一方 c の推計値は正で1%水準で有意であり、推計値は θ の推計値よりもわずかに大きかった。健康関連の実績指数が0と1の間の数値であることを考えると、 c の値で表わされる技術進歩のその他の要因の方がはるかに大きいことが分かる。これらの結果は、健康関連の実績指数が技術進歩に与える影響が頑健な結果とは言えないことを示している。

2. 所得増加の社会指標への影響

(1) モデル

次に、所得水準の向上が社会指標を改善する因果関係を検証したい。先のレビューから、手法の点でまず参考になるのはイースタリーのモデルである。彼は以下のようなモデルを想定した。

$$h_{it} = \lambda_t + \mu_i + \beta y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

ここで h は社会指標、 y は1人当たりGDPの対数値、下付き文字の i は国の、 t は時間のインデックスである。 μ_i は国ごとの固定効果を示し、 λ_t は時間固定効果、つまり外生的な技術進歩を表わしている(注14)。ここでは内生性を考慮し、所得から社会指標への因果関係を検証するためにIV推計を用いることにする。つまり(11)式の1次差分をとった以下のような式を考える。

$$h_{it} - h_{i,t-1} = (\lambda_t - \lambda_{t-1}) + \beta DGDP_{it} + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (12)$$

ここでDGDPは1人当たりGDP成長率となる。このように変形した場合の適切な操作変数としては、前の(8)式から投資率の増加率、また他の経済成長の実証研究に関する文献から外国為替の闇市場プレミアム(BMP)と、 M_1 と M_2 のGDP比(LLY)のそれぞれの期間平均値を用いることにする(注15)。ただし教育関連の指標の改善には金融市場の不完全性が影響を与えると考えられるため、 M_1 と M_2 のGDP比(LLY)を説明変数として(12)式の右辺に加え、金融市場の不完全性の解消の効果を評価する。また公共支出の変数も説明変数として用い、公共政策の効果の評価も行うことにする。また本節の1で用いたように、ハウスマン・テストで操作変数の外生性の仮定を検証し、否定された場合は通常

の最小二乗法(least squares)の結果を示すことにする。

第II節でレビューした際に述べたように、イースタリーの推計結果は社会指標の特質を考慮していない点で問題があると言える。この点で、ここでもカクワニの研究を参考にし、平均寿命と乳幼児生存率に関しては彼の改善指数(improvement index)を用いて推計を行うことにする。具体的には、平均寿命(LEX)については

$$h_{it} - h_{i,t-1} = \frac{\ln(80 - \text{LEX}_{i,t-1}) - \ln(80 - \text{LEX}_{it})}{\ln(80 - 30)} \quad (13)$$

という指標を用いる。また乳幼児生存率(ISR)に関しては同様に

$$h_{it} - h_{i,t-1} = \frac{\ln(990 - \text{ISR}_{i,t-1}) - \ln(996 - \text{ISR}_{it})}{\ln(996 - 700)} \quad (14)$$

という指標を用いることにする。さらに先に述べた理由から、成人識字率の改善については2時点の差をそのまま用いることにする。また就学率に関しては、100%を越えるデータを除外した上で2時点間の就学率の差をとり、改善指数として推計を行うことにする。

(2) 推計結果

表4から表7は、様々な指標を用いた(12)式の推計結果を示している。推計結果は時期ごとのダミー変数の差 $\lambda_t - \lambda_{t-1}$ の推計値以外の結果のみ示すことにする。

表4は健康関連の改善指数を用いた推計結果を示している。(1)列は平均寿命、(5)列は乳幼児生存率を用いた推計結果であり、 β の推計値はどちらも正で1%水準で有意であった。つまり所得増加はこれらの指標の改善をもたらすこと

が示されている。続く(2)、(6)列では所得水準の違いによって所得増加のもたらす効果が異なることを想定して、所得水準の低い国のみをサンプルとして推計した結果を示している。具体的には1980年時点で1人当たりGDPが2000ドル(1985年価格、PPP)に満たない国を対象としている(注16)。どちらの場合も推計値は正であるが、その絶対値は低下し、5%水準で有意であった。

次に公共政策の効果を検討するために、財政支出に関する2つの指標を加えた推計を試みた。2つの指標はGDPに占める政府支出の割合(EXPD)と政府支出に占める健康関連の支出の割合(EXSH)である。健康関連の指標は一種のストックを表わすものであり、すぐに政策の効果が得られるものとは考えられないため、どちらも初期の値、つまり1期(5年)のラグをとった値を用いた。推計ではどちらもその変数自体を操作変数とした。(3)、(7)列の推計結果から、どちらの社会指標を用いた場合でも、所得増加、財政支出の増加、および健康関連支出の割合の増加が社会指標の改善をもたらすことが示された。推計されたパラメータは、どれも1%もしくは5%水準で有意であった。このことは、所得水準の増加とともに、公共支出の増加が健康関連の指標を改善させることを示している。一方、低所得国のみをサンプルとした場合、所得増加の影響は正であり、その係数は5%水準で有意であった((4)、(8)列)。しかし財政支出関連の推計値は標準誤差が大きく、推計値の符号を仮説検定で確認することはできなかった。

表5は成人識字率を用いた推計結果を示した。所得増加は成人識字率を改善するのではなく、低下させるという結果が、すべてのサンプルでも低所得国のみサンプルでも見られた((1)、

(2)列)。 β の推計値はどちらも負で、それぞれ1%、10%水準で有意であった。成人識字率は学校教育への就学の有無に大きく関連していると思われるため、次に金融市場の発達度の指標(LLY)を加えた推計を試みた。(3)、(4)列の結果は、金融市場の発達度を考慮しても所得水準の増加が成人識字率を引き下げること示している。さらに低所得国では、所得水準の増加を一定として、金融市場の発達度が低いほど成人識字率が上昇することも、推計結果は示している。次に(5)、(6)列では政府支出の変数を加えた推計結果を示した。全サンプルを用いた場合、金融市場の発達と所得上昇の効果はどちらも負のままであったが、財政支出に関する推計値はどちらも正の値を示し、5%水準で有意であった。低所得国のみサンプルでもやはり所得上昇の効果は負であったが、データ数が少ないため符号を確認することはできなかった。

所得増加が成人識字率の低下をもたらすという実証結果は、合理的に説明ができない。唯一考えられるのは、データ自体の問題を反映している可能性である。各年、各国のデータを検討すると、成人識字率が高い国では成人識字率のデータ自体を公表しなくなっている。たとえば高所得OECD諸国24カ国のうち、1960年から94年までに1カ年でも成人識字率のデータのある国は、わずかに7カ国であった。さらにこの7カ国のうち2カ国は、1980年以降データを公表しなくなっている。このように状況の改善した国々のデータが含まれないというバイアスが、入手可能なデータを集める段階で入ってしまった可能性がある。

では比較的多くの国で継続的に得られる就学率のデータに関する結果は、所得上昇の効果を

表4 所得増加と公共政策の社会指標への

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 従属変数 | DLEX | DLEX | DLEX | DLEX |
| サンプル | ALL | POOR | ALL | POOR |
| 推計方法 | IV | OLS | IV | OLS |
| DGDP | 0.1511* (0.0232) | -0.0109** (0.0051) | 0.0946* (0.0215) | 0.0144** (0.0080) |
| EXPD {1} | | | 0.0286** (0.0134) | 0.0025 (0.0125) |
| EXSH {1} | | | 0.1451* (0.0393) | -0.0095 (0.0627) |
| データ数 | 466 | 326 | 297 | 123 |
| Hausman test | | | | |
| χ^2 | 30.4336 | 10.1914 | 17.7947 | 5.8145 |
| p-value | 0.0000 | 0.1168 | 0.0129 | 0.5616 |

(注) ()内は標準誤差, { }内はラグの数を示す。

OLS: 最小二乗法, IV: 操作変数法。

仮説検定は片側検定, 帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*: 1%, **: 5%, ***: 10%である。

示しているだろうか。表6, 表7は, それぞれ初等教育就学率, 中等教育就学率を用いた推計結果を示している。まず表6の初等教育就学率に関する結果をみると, 所得水準の上昇が初等教育就学率を引き上げる効果は, 全サンプルを用いた推計では負であるが, 低所得国のみを対象とした場合は正で10%水準で有意となっている ((1), (2)列)。低所得国を除いたサンプルで推計すると, β の推計値は正で10%水準で有意な値であったが, 推計値は低所得国のみサンプルの方が大きかった ((3)列)。ただしその効果はあまり大きいとは言えず, (2)列の推計値を用いると, 1人当たりGDPの年平均実質成長率が1%ポイント増加しても就学率が5年間で1.21%しか上昇しないことになる。(4), (5), (6)列の推計結果は金融市場の発達度を含めている。就学率はフローの概念であるため, ここでは同時期平均の指標を用いて推計した。それらの係数

の推計値は負で, 全サンプルを用いた場合は1%, 高所得国サンプルでは5%水準で有意であった。初等教育の無料化はかなりの程度普及しており, そのため初等教育就学率に関しては金融市場の発達度はあまり影響を受けず, むしろ他の投資や就業機会の有無を反映しているのかもしれない。一方, 所得水準上昇の影響に関する推計値はすべて正で1%水準で有意となり, やはり低所得国サンプルの推計値が高所得国サンプルの推計値よりも大きかった。(7), (8), (9)列は財政支出に関する変数を含んだ推計結果である。ここでも同時期平均値を用いて推計した。やはり β の推計値はすべて正であり, 5%もしくは10%水準で有意であった。一方, 財政関連の推計値のなかで通常の有意水準で符号の確認できるものはなかった。これらの推計結果から確認できるのは, 低所得国に関しては所得水準の上昇が初等教育就学率を促す効果がある

影響 1 (平均寿命, 乳幼児生存率)

| (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------|----------|----------|----------|
| DISR | DISR | DISR | DISR |
| ALL | POOR | ALL | POOR |
| IV | IV | IV | OLS |
| 0.2036* | 0.0363** | 0.1549* | 0.0329* |
| (0.0256) | (0.0156) | (0.0239) | (0.0074) |
| | | 0.0528* | 0.0098 |
| | | (0.0152) | (0.0116) |
| | | 0.1667* | -0.0206 |
| | | (0.0449) | (0.0582) |
| 469 | 194 | 299 | 123 |
| 43.0790 | 25.0152 | 31.1752 | 11.3645 |
| 0.0000 | 0.0003 | 0.0001 | 0.1235 |

一方、金融深化の度合いや教育関連の財政支出は初等教育就学率に影響を与えないことである。表 7 は中等教育就学率を用いた推計結果である。所得水準の上昇の効果に関する推計値は、

表 5 所得増加と公共政策の社会指標への影響 2 (成人識字率)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|----------|------------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| 従属変数 | DLIT | DLIT | DLIT | DLIT | DLIT | DLIT |
| サンプル | ALL | POOR | ALL | POOR | ALL | POOR |
| 推計方法 | OLS | OLS | IV | OLS | OLS | OLS |
| DGDP | -5.9201* | -5.2115*** | -10.2901*** | -6.2862** | -0.9862 | -4.5774 |
| | (1.9861) | (3.8316) | (6.3491) | (3.8439) | (2.2994) | (5.7338) |
| LLY {1} | | | -0.9016 | -4.6533** | -2.1220 | 0.3985 |
| | | | (1.7650) | (2.5860) | (1.6855) | (5.1147) |
| EXPD {1} | | | | | 7.6322** | 8.6109 |
| | | | | | (3.5962) | (8.0883) |
| EXSE {1} | | | | | 10.6331** | 14.7152 |
| | | | | | (6.1312) | (13.1051) |
| データ数 | 140 | 64 | 118 | 61 | 94 | 37 |
| Hausman test | | | | | | |
| χ^2 | 6.1205 | 1.9653 | 17.3422 | 2.1917 | 3.8363 | 1.6000 |
| p-value | 0.4098 | 0.9229 | 0.0006 | 0.9485 | 0.8716 | 0.9909 |

(注) ()内は標準誤差, { }内はラグの数を示す。

OLS: 最小二乗法, IV: 操作変数法。

仮説検定は片側検定, 帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*: 1%, **: 5%, ***: 10%である。

表 6 所得増加と公共政策の社会指標

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------|
| 従属変数 | DENP | DENP | DENP | DENP |
| サンプル | ALL | POOR | NONPOOR | ALL |
| 推計方法 | IV | IV | OLS | OLS |
| DGDP | -8.6227 (11.8854) | 24.2052*** (16.0112) | 7.5774*** (4.9661) | 9.7208* (3.3921) |
| LLY | | | | -9.8227* (3.0004) |
| EXPD | | | | |
| EXSE | | | | |
| データ数 | 226 | 144 | 124 | 307 |
| Hausman test | | | | |
| χ^2 | 15.2316 | 52.3975 | 3.0209 | 4.4416 |
| p-value | 0.0185 | 0.0000 | 0.8062 | 0.7277 |

(注) ()内は標準誤差を示す。

OLS：最小二乗法，IV：操作変数法。

仮説検定は片側検定，帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*：1%，**：5%，***：10%である。

表 7 所得増加と公共政策の社会指標

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|---------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| 従属変数 | DENS | DENS | DENS | DENS |
| サンプル | ALL | POOR | NONPOOR | ALL |
| 推計方法 | OLS | IV | OLS | IV |
| DGDP | 6.3945* (1.5839) | 2.2190 (7.3102) | 3.9703** (2.3861) | 2.8648 (6.1546) |
| LLY | | | | 5.0570* (1.8896) |
| EXPD | | | | |
| EXSE | | | | |
| データ数 | 638 | 180 | 344 | 405 |
| Hausman test | | | | |
| χ^2 | 4.8252 | 14.9566 | 0.7562 | 17.8143 |
| p-value | 0.5664 | 0.0206 | 0.9932 | 0.0128 |

(注) ()内は標準誤差を示す。

OLS：最小二乗法，IV：操作変数法。

仮説検定は片側検定，帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*：1%，**：5%，***：10%である。

への影響 3 (初等教育就学率)

| (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|---------------------|------------------------|--------------------|---------------------|------------------------|
| DENP POOR OLS | DENP NONPOOR OLS | DENP ALL OLS | DENP POOR OLS | DENP NONPOOR OLS |
| 11.6309* | 8.7109** | 10.9861** | 13.6780** | 9.3118*** |
| (4.6846) | (5.0873) | (4.7459) | (7.4618) | (5.9360) |
| -4.8824 | -9.3620** | -11.3212* | 3.6291 | -14.9283 |
| (5.6005) | (4.0348) | (4.7129) | (10.7773) | (5.0569) |
| | | 4.3180 | -6.1932 | 4.2642 |
| | | (6.4329) | (14.5282) | (6.7642) |
| | | -1.1947 | 17.0621 | -13.3047 |
| | | (13.2287) | (21.3432) | (17.2460) |
| 192 | 115 | 172 | 97 | 75 |
| 3.0769 | 1.9649 | 9.1893 | 2.3056 | 1.5163 |
| 0.8778 | 0.9618 | 0.4200 | 0.9857 | 0.9970 |

への影響 4 - 1 (中等教育就学率)

| (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|---------------------|------------------------|-------------------|---------------------|-----------------------|
| DENS POOR OLS | DENS NONPOOR OLS | DENS ALL IV | DENS POOR OLS | DENS NONPOOR IV |
| 4.0049*** | 1.6853 | -0.9390 | 1.4360 | -2.0930 |
| (2.4352) | (2.5713) | (6.8395) | (3.2121) | (10.6483) |
| 6.8310* | 3.8191* | 3.7014*** | 9.9833** | 2.1833 |
| (2.7555) | (1.5991) | (2.5654) | (4.4815) | (3.3712) |
| | | 3.2120 | 4.4913 | -1.2478 |
| | | (3.9081) | (5.5614) | (5.2724) |
| | | -1.1353 | 7.2766 | -5.9151 |
| | | (6.5967) | (9.8283) | (8.6642) |
| 235 | 314 | 302 | 128 | 188 |
| 7.4288 | 5.5862 | 29.5622 | 4.7539 | 14.0263 |
| 0.1149 | 0.5888 | 0.0001 | 0.8552 | 0.0507 |

表 8 保健関連指標の改善が就学率の

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 従属変数 | DENS | DENS | DENS | DENS |
| サンプル | ALL | POOR | ALL | POOR |
| 推計方法 | OLS | IV | IV | IV |
| DGDP | 5.2198* (1.8819) | 0.5688 (7.4589) | 3.1633 (6.6875) | 3.8727 (7.4100) |
| LLY | | | 5.2290* (1.8782) | 8.0839* (3.1899) |
| DLEX {1} | 31.1317** (15.5142) | 57.5396 (51.3649) | -5.2290 (20.5125) | 26.2355 (51.7554) |
| DISR {1} | | | | |
| データ数 | 520 | 180 | 401 | 180 |
| Hausman test | | | | |
| χ^2 | 6.9403 | 18.8546 | 55.8462 | 43.8706 |
| p-value | 0.4351 | 0.0087 | 0.0000 | 0.0000 |

(注) ()内は標準誤差, { }内はラグの数を示す。

OLS：最小二乗法, IV：操作変数法。

仮説検定は片側検定, 帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*：1%, **：5%, ***：10%である。

どのサンプルを用いても正であったが、低所得国のサンプルを用いた推計値のみ10%水準でも有意ではなかった ((1), (2), (3)列)。次に金融市場の発達度を示す指標を加えて推計すると、逆に低所得国のサンプルのみ10%水準で有意であり、正の値を示した ((4), (5), (6)列)。金融市場の発達度の影響は、どの推計でも正の値を示し、1%水準で有意であった。この結果は、金融市場の発達が中等教育就学率に望ましい影響を与えることを示している。(7), (8), (9)列は財政支出関連の変数を加えた推計結果を示している。財政支出関連の推計値はどれも標準誤差が大きく、通常の有意水準で符号を確かめられるものはなかった。一方、全サンプルと低所得国のみのサンプルを用いた推計では、金融市場の発達度に関する推計値は正で、それぞれ10%、5%水準で有意であった。したがって、低所得国に

おいて金融市場の発達が中等教育就学率に望ましい影響をもたらすことは、頑健な結果として確認できる。

以上の教育に関する指標の実証結果は、ダズグプタとウィール、イースタリーなどの結果(注17)と一致する点と異なる点がある。一致する点としては、成人識字率に関する奇妙な結果であり、所得水準の上昇が成人識字率を引き下げるといふ因果関係は、合理的に説明できない。唯一考えられるのは、先に述べたようにデータ自体のバイアスの問題であろう。一方、異なる点は就学率に関する推計結果である。表6から表7までの結果は、低所得国において所得水準の上昇は初等教育就学率を引き上げ、また金融市場の発達が中等教育就学率を引き上げること示している。しかし財政支出の効果は確認することができず、教育関連の指標にどのような

改善に与える影響（中等教育）

| (5) | (6) | (7) | (8) |
|------------------------------|-------------------------------|--|---|
| DENS ALL OLS | DENS POOR IV | DENS ALL IV | DENS POOR IV |
| 3.6990** (1.8766) | -1.0497 (7.8072) | 0.5589 (6.8903) 3.5695** (1.8968) | 2.3572 (7.7551) 7.6103* (3.1577) |
| 53.9145* (12.9815) 524 | 76.6928** (39.7029) 180 | 31.9184** (18.7379) 403 | 55.9206*** (39.7556) 180 |
| 7.6178 0.3675 | 18.7638 0.0046 | 180.2573 0.0000 | 8.7810 0.0323 |

表 9 教育水準の上昇が乳幼児死亡率の改善に与える影響（中等教育）

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 従属変数 | DISR | DISR | DISR | DISR |
| 推計方法 | IV | IV | IV | IV |
| DGDP | 0.1727* (0.0255) | 0.1909* (0.0263) | 0.1399* (0.0227) | 0.1540* (0.0244) |
| DENSF {1} | 0.0011* (0.0003) | | 0.0011* (0.0003) | |
| DENSM {1} | | 0.0004*** (0.0003) | | 0.0003 (0.0003) |
| EXPD {1} | | | 0.0428** (0.0183) | 0.0535* (0.0196) |
| EXSH {1} | | | 0.1236* (0.0477) | 0.1163** (0.0520) |
| データ数 | 338 | 349 | 206 | 209 |
| Hausman test | | | | |
| χ^2 | 31.4022 | 34.4538 | 24.4413 | 24.5282 |
| p-value | 0.0001 | 0.0000 | 0.0019 | 0.0019 |

(注) ()内は標準誤差, { }内はラグの数を示す。

OLS：最小二乗法，IV：操作変数法。

仮説検定は片側検定，帰無仮説が棄却された場合の有意水準は

*：1%，**：5%，***：10%である。

変数が影響を与えるかについて、たとえば教育の質の指標などをも組み込んで、より詳細な検討をする必要がある。

3. 社会指標相互の補完関係

最後に、教育関連指標と健康関連指標の補完関係を検討してみたい。まず、健康関連の改善が教育に与える影響について検証する。先のレビューから健康状態の改善は、単に就学率を高めるのではなく、学校への出席率を高め、また認識能力を高める効果があることが示唆された。つまり子供の栄養状態の改善は、初等教育就学率ではなく初等教育修了者の割合に影響を与えると考えられる。そこで初等教育を修了した子供の割合を反映する指標として中等教育就学率を用い、健康関連指標の改善指数を加えて表7の推計結果を拡張した。

表8はその推計結果を示している。平均寿命を用いた場合、すべてのサンプルを対象とした推計結果は平均寿命の改善が中等教育就学率を増加させることを示した(1)列)。しかしサンプルを低所得国に限った場合(2)列)や表7で有意な変数であった金融市場の発達度の指標を加えた推計(3), (4)列)では、所得水準の上昇の係数も平均寿命の改善の係数も10%水準で有意ではなかった。平均寿命は、子供の健康状態を示す指標としては適切ではないのかもしれない。

そこでより適切だと思われる乳幼児生存率の改善指数を用いて同様な推計を行った。すべてのサンプルおよび低所得国のみを対象とした推計結果はどちらも、乳幼児生存率の改善が中等教育就学率を増加させることを示している(5), (6)列)。次に金融市場の発達度の指標を加えた場合、どちらのサンプルを用いても乳幼児生存率の改善指数の係数は10%水準で有意であった

((7), (8)列)。推計値を比較すると、全サンプルを対象とした時よりも低所得国のみを対象とした推計値の方が大きく、低所得国ほど子供の健康状態改善の効果が大きいことが分かる。したがってとりわけ低所得国において、金融市場の発達と子供の健康状態の改善が中等教育就学率を引き上げることが、比較的頑健な結果として確認できる。以上の結果をこれまでの結果と合わせると、所得水準の上昇は初等教育就学率を引き上げ、また健康状態を改善させる。さらに子供の健康状態の改善は、初等教育の修了を反映した中等教育就学率を引き上げることに結びつくという因果関係が確認できる。

次に、教育水準の向上が健康関連の指標の改善をもたらす例として、母親の教育水準が子供の健康状態に与える影響を検討したい。ここでは子供の健康状態の指標として乳幼児生存率を、母親の教育水準の指標として女性の中等教育就学率の1期、5年のラグをとったものを用いる(注18)。具体的には(12)式の右辺に女性の中等教育就学率の改善指数を加え、その影響を検討する。また男性の中等教育就学率の影響に関しても、対比のために検討することにする。

表9は推計結果を示している。(1)列の結果から乳幼児生存率の改善は、所得上昇の他に、女性の中等教育就学率の改善によってももたらされることを示している。一方(2)列の結果は、男性の中等教育就学率の改善も乳幼児生存率に影響を与えることを示している。しかし推計値を比べると、その効果は女性の中等教育就学率の方がはるかに大きいことが分かる。(3), (4)列の推計は、財政支出関連の変数を加えたものである。これらの変数を加えても、女性の中等教育就学率に関する推計値はほとんど影響されず、

女性中等教育就学率の向上は乳幼児生存率に望ましい影響を与えることが確認できる。一方、男性中等教育就学率に関する推計値は低下し、10%水準でも有意ではなかった。また、どちらの推計でも財政関連の支出に関する推計値は正で有意であり、乳幼児生存率の改善にとって、所得上昇、女性中等教育就学率とともに財政支出が重要な要因となることを示している。

(注1) ただし所得上昇が教育の普及に与える影響は、確認できない。

(注2) Robert J. Barro, "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVI, Issue 2, May 1991, pp. 407-443/Robert J. Barro and Xavier Sala-i-Martin, "Convergence," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, April 1992, pp. 223-251.

(注3) Francesco Caselli, Gerardo Esquivel and Fernando Lefort, "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics," *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 3, Sept. 1996, pp. 363-389.

(注4) Steven N. Durlauf and Paul A. Johnson, "Multiple Regimes and Cross-country Growth Behavior," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10(4), Oct.-Dec. 1995, pp. 365-384.

(注5) 財政支出関連のデータは1970年以降しか入手できないため、以下財政関連のデータを用いる推計は、必然的に70年以降を対象としていることになる。

(注6) N. Kakwani, "Performance in Living Standards: An International Comparison," *Journal of Development Economics*, Vol. 41, No. 2, Aug. 1993, pp. 307-336.

(注7) カクワニの指標の公準による特徴づけは、Amita Majumder and Satya R. Chakravarty, "Achievement and Improvement in Living Standards," *Journal of Development Economics*, Vol. 50, No. 1, June 1996, pp. 189-195 によってさらに厳密化されている。

(注8) ただしこうした修正方法も問題がないわ

けではない。とりわけ初等教育就学率に関しては100%を超えるために除外されるデータが多く、たとえば1980年代前半のデータのある151カ国中、63もの国が100%を超える値を示していた。一方、中等教育就学率は同時期、148カ国に関して入手できるが、そのうち100%を超えるのはわずか4カ国であった。

(注9) すべての年に関してデータがない場合は、入手できるデータのみを平均値を求めた。たとえば5年間で1時点のデータしかない場合は、その値を期間平均として用いた。

(注10) Robert J. Barro and Jong Wha Lee, "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality," *AER Papers and Proceedings*, Vol. 86, No. 2, May 1996, pp. 218-223. ただし台湾に関するデータは Republic of China, *Social Indicators in Taiwan Area of the Republic of China* および ADB, *Key Indicators of Developing Asian and Pacific Countries* から集計した。

(注11) Barro, "Economic Growth in..." / Robert J. Barro and Jong-Wha Lee, "Losers and Winners in Economic Growth," *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993, 1994* / Robert J. Barro and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth* (New York: McGraw-Hill, 1995) / William Easterly and Ross Levine, "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXII, Issue 4, Nov. 1997, pp. 1203-1250 などを参照。

(注12) Barro and Sala-i-Martin, *Economic Growth*, ch. 10. したがって1990年代前半の値は得られない。

(注13) 限界有意水準とは、真のパラメータの値が推計値とは逆の符号であるという帰無仮説が仮説検定で棄却できる最低限の有意水準のことである。

(注14) 具体的には、健康関連の指標では医療、予防技術の進歩を、教育関連の指標では教育に対する社会的価値観の変化を意味すると解釈できる。

(注15) 財政支出関連の変数は社会指標の変化にも影響を与えると考えられるため、政府消費の大きさを示す変数(GCONS)は操作変数から除外した。

(注16) 1980年時点で1人当たりGDPデータのある138カ国中、59カ国が該当する。

(注17) Dasgupta and Weale, “On Measuring . . .”/Easterly, *Life during Growth*.

(注18) 初等教育就学率を用いた場合、ラグをさ
らにとる必要があり、データ数の問題からここでは
中等教育就学率のみを用いることにした。

おわりに

本稿は、社会指標と経済成長の関連について
マイクロ、マクロ両分野における研究をレビュー
し、相互の因果関係や補完関係の可能性と経
路を明らかにした上で、各国の社会経済指標を
5年ごとのパネル・データとして整理し、因果
関係を実証的に検討したものである。社会指標
を扱う際には、その指標としての特徴を考慮す
る必要がある。とりわけ健康関連の指標は、生
物学的理由から上限、下限を持つものである点
を考慮する必要がある。また社会指標の改善と
所得上昇との間には双方向の因果関係が想定で
きるため、内生性を考慮して因果関係を明らか
にする必要がある。健康関連の指標にはカクワ
ニの実績指数、改善指数を用い(注1)、また推計
には操作変数を用いることによって因果関係を
明らかにする実証分析を行った。既存研究で示
唆された因果関係を明示的に扱った実証結果は、
以下のような因果関係を示した。まず、平均教
育年数の増加が技術進歩を促すことが頑健な結
果として確認できた。また政府消費のGDP比
が大きいほど経済成長率が低下し、金融市場の
発達度が高いほど経済成長率が上昇することも、
比較的頑健な結果であった。一方、所得水準の
上昇は平均寿命や乳幼児生存率を改善し、また
健康関連の財政支出も健康関連の指標の改善に
有効であることも、実証結果は示していた。さ
らに、所得水準の上昇は初等教育就学率を改善

し、また所得水準の増加によってもたらされる
子供の健康状態の改善が、初等教育修了者数の
割合を反映する中等教育就学率の上昇をもたら
すことも確認できた。また女性の中等教育就学
率の向上が乳幼児生存率を上昇させる因果関係
も、頑健な結果として確認できた。このように
社会指標特有の性質と推計方法とに適切な配慮
をした実証分析によって、所得水準の上昇と健
康、教育関連指標の改善との好循環が存在する
ことが確かめられた。公共政策に関しては、健
康関連の財政支出が好循環を促進させること
につながる一方で、健康・教育関連以外の財政支
出は経済成長を阻害するという実証結果が得ら
れ、財政支出の構成が好循環の重要な要因であ

付表 略号一覧

| 略号 | 変数 |
|-------|------------------------------|
| BMP | 為替レート闇市場プレミアム |
| DENP | 初等教育就学率(ENP)の増加分(%) |
| DENS | 中等教育就学率(ENS)の増加分(%) |
| DENSF | 女性の中等教育就学率(ENS)の増加分(%) |
| DENSM | 男性の中等教育就学率(ENS)の増加分(%) |
| DGDP | 1人当たりGDP成長率(5年間) |
| DISR | 乳幼児生存率(ISR)の改善指数 |
| DLEX | 出生時の平均寿命(LEX)の改善指数 |
| DLIT | 成人識字率(LIT)の増加分(%) |
| DTYR | 15歳以上の人口1人当たり平均教育年数(TYR)の増加分 |
| ENP | 初等教育就学率(%) (5年平均) |
| ENS | 中等教育就学率(%) (5年平均) |
| EXPD | 政府支出のGDP比率(5年平均) |
| EXSE | 教育関連支出の政府支出に占める比率(5年平均) |
| EXSH | 健康関連支出の政府支出に占める比率(5年平均) |
| INV | 国内投資のGDP比率(%) (5年平均) |
| ISR | 乳幼児生存率(1000-乳幼児死亡率)(5年平均) |
| LBMP | LN(1+BMP)(5年平均) |
| LEX | 出生時の平均寿命(5年平均) |
| LIT | 成人識字率(5年平均) |
| LLY | (M1+M2)/GDP(5年平均) |
| TYR | 15歳以上の人口1人当たり平均教育年数 |

ることが明らかになった。しかし教育関連の財政支出が教育関連の指標に与える影響はデータから確認できず，どのような要因が教育関連の指標の改善をもたらすのか，より一層の検討が必要である。また財政支出の構成だけではなく財政規模自体の制約をも検討するためには，経済成長に関する一層の実証研究が必要である。これらのテーマは今後の研究課題である。

(注1) Kakwani, "Performance in Living Stan-

dards"

(関西学院大学経済学部助教授)

〔付記〕 本稿は，アジア経済研究所1997年度「貧困分析と社会経済政策」研究会（主査：絵所秀紀）の成果を改訂したものである。東京大学大学院の田畑典子さんには，実証部分で用いたパネル・データの集計や整理をお願いした。また本誌の匿名レフリーからは詳細かつ適切なコメントを頂いた。記して感謝したい。