

インドネシアの地域間所得格差と人的資本

はん だ しん や
半 田 晋 也

はじめに

I インドネシアの地域別物的資本

II インドネシアの地域別人的資本

III 人的資本と地域間所得格差

おわりに

はじめに

インドネシアの1人当り域内総生産 (Gross Regional Product, 以下 GRP と略す) と1人当り消費水準は、1983年から93年にかけてすべての地域で改善されており、1976年には人口の40パーセント近くを占めていた絶対的貧困者数も、1993年には13パーセント近くにまで減少している。また所得格差をジニ係数で測ると、1964/65年0.35, 1976年0.34, 1987年0.32, 1993年0.32とほぼ一定で、所得格差についてはほとんど改善されていない [テー 2005]。一方、1993年の1人当り GRP を地域間で比較すると、最も高いジャカルタ首都特別州と最も低い東ヌサ・トゥンガラとの間では約9.6倍の開きがある。これは1994年の中国省間所得格差の約9.8倍に匹敵する大きな格差である。さらに、インドネシアと中国の州(省)間所得格差を変動係数で比較すると、インドネシアが0.866で中国が0.669とインドネシアの方が大きく、インドネシアの地域間所得格差がかなり深刻な状況にあることがわかる [竹田・中田 1998]。こうした

大きな地域間所得格差が生じている要因として、物的資本及び人的資本水準の格差が挙げられる(注1)。インドネシアでは天然資源が豊かな少数の地域(注2)と、ジャカルタ首都特別州、西ジャワなど一部の地域に投資が集中し、物的資本の偏在を引き起こしていると言われている。また、人的資本水準を左右する初等教育については、1973年以降政府主導による大規模な、小学校に関する大統領令 (INPRES Sekolah Dasar) が実施された。そこでは1973~74年及び1978~79年に6万1807もの小学校が設立され、教員の大幅な拡充がなされた結果、初等教育は急速に充実したと報告されている [World Bank 1990]。しかし、小学校の卒業率(注3)は1982/83年で62.3パーセント、1991/92年でも67.4パーセントと依然として低く、義務教育(注4)にも拘わらず3分の1は途中でドロップアウトしている。特に貧困地域になるほど義務教育のドロップアウト率は高くなり、地域間の人的資本格差の要因となっている [竹田・中田 1998; Garica and Soelistianingish 1998]。

しかし、統計データの制限上、インドネシアの地域間所得格差を、物的資本と人的資本というストックの概念から分析した実証研究は存在していない(注5)。そこで本稿では、まず入手困難な地域別の物的資本及び人的資本のデータをできるだけ正確に求める。次に、地域間所得格

差を第2のタイル尺度を用いて測り、インドネシアの地域間所得格差の特徴について述べる。最後に、本稿で推計された物的資本及び人的資本データを用いて生産関数を推計し、その生産関数の推計結果を用いて簡単なシミュレーションを行い、人的資本が地域間所得格差（第2のタイル尺度）に与える影響を検証する。

本稿は以下のように構成される。第I節では、地域別物的資本の推計方法及び推計結果について述べる。第II節では、地域別人的資本の推計方法及び推計結果について述べる。第III節では、第I節及び第II節で推計したデータを用いて、人的資本を考慮した生産関数を推計し、人的資本水準が地域間所得格差に与える影響についてシミュレーションを行なう。

I インドネシアの地域別物的資本

1. 地域別物的資本の推計方法

インドネシアでは地域別物的資本のデータを得ることは非常に困難である^(注6)。そこで本稿では、インドネシアの地域別物的資本データを得るために、江崎・孫(1998)が考案した成長会計の枠組みに基づく物的資本と全要素生産性(Total Factor Productivity: TFP)の両者を同時に推計する方法を用いる。以下、江崎・孫(1998)の推計方法について述べる。

GRPの成長率を GY 、労働投入の成長率を GL 、物的資本の成長率を GK 、TFPの成長率を GT 、労働分配率を ω 、物的資本を K 、実質総固定資本形成を I 、減価償却率を δ とすれば、

$$(1) \quad GY = \omega GL + (1 - \omega)GK + GT$$

(成長会計の恒等式)

$$(2) \quad GK = I/K - \delta \quad (\text{投資累積の恒等式})$$

が成立するから、両式を組み合わせることで物的資本と投資フローの間の関係式、

$$(3) \quad K = [(1 - \omega)/(GY - \omega GL - GT + (1 - \omega)\delta)] \cdot I$$

が得られる。この関係式に分析対象期間4カ年(1993~96年)^(注6)について、まず初期値として適当な水準のTFP成長率(GT)を設定し、次に現実に観察された4カ年の平均のGRP成長率(GY)、労働投入の平均成長率(GL)、平均労働分配率(ω)、減価償却率(δ)、さらに平均実質総固定資本形成(I)を適用すれば、4年間の平均物的資本(K)を計算することができる。これを対象期間中央、すなわち1994年期末の物的資本とみなす。この1994年期末の物的資本をベースに、毎年の実質総固定資本形成($I(t)$)を

$$(4) \quad K(t+1) = (1 - \delta)K(t) + I(t)$$

$$(5) \quad K(t-1) = (K(t) - I(t-1))/(1 - \delta)$$

に従って前後4カ年で累積すれば、各期の物的資本が計算される。この物的資本を各期の期首及び期末の物的資本と見なす。そして期首・期末の平均の年央値 $([K(t) + K(t+1)]/2)$ を用いて成長率を計算すると、物的資本成長率(GK)が得られる。この物的資本成長率(GK)を(1)式の成長会計の恒等式に適用すると4カ年平均のTFP成長率(GT)が新たに計算される。当然この数値は GT の初期値と異なっているので、 GT の初期値を適切な方向に変化させ、同じ計算を再度実行し、新しく得られた GT と変化させた GT の初期値を比較する。このような計算プロセスが繰り返され、プロセス初頭の GT とプロセス末尾の GT が一致するまで続けられる。こうした繰り返し計算方法を1993~96年のインドネシアの地域レベル経済に適用し、各地域の

物的資本と TFP 成長率を推計する。

2. 地域別物的資本のデータと推計結果

TFP 成長率と物的資本の同時推計に必要な 5 種類のデータ ($GY, GL, \omega, \delta, I$) の作成方法を説明する。第 1 に、GRP 成長率 (GY) は、インドネシア中央統計庁 (Badan Pusat Statistik, BPS。1998 年半ばまでは Biro Pusat Statistik [中央統計局]) 発行の Gross Regional Domestic Product of Provinces in Indonesia by Expenditure の GRP (1993 年価格) を用いて、計算する。第 2 に、労働投入量の成長率 (GL) は 1990 年の人口センサス (Population Census) 及び 1995 年のセンサス間人口調査 (Intercensal Population Survey) の各地域労働者総数をもとに、労働力の成長率が一定であると仮定し推計する。第 3 に、労働分配率 (ω) は、1995 年の全国産業連関表より、産業別の雇用者所得分配率を、1995 年の各地域の産業別実質 GRP で加重平均をとったものを、地域別の労働分配率として採用した (ケース 1)。しかし、産業連関表の雇用者所得は、自営業者などの所得が含まれておらず、労働分配率として使うには過小評価となる。そこで BPS (1995c, 37) で推計された産業別の労働の生産弾力性を、労働分配率の代理変数として用いる。そして、ケース 1 と同様に各地域の産業別実質 GRP で加重平均をとったものを、地域別の労働分配率として採用した (ケース 2) (注 8)。第 4 に、減価償却率 (δ) は、京都大学環太平洋データベース (大西宏 online: stats/index. htm) で 1986 年以降のインドネシア全体の物的資本推計に用いられている数値 0.0385 (注 9) を、各地域共通の減価償却率とみなすことにする (注 10)。最後に、毎年の実質総固定資本形成 (I) は、GRP 成長率 (GY) と同様

に Gross Regional Domestic Product of Provinces in Indonesia by Expenditure の地域別国内総固定資本形成 (1993 年価格) を用いる。ただし、この地域別国内総固定資本形成は、民間投資及び公共投資を含む、その地域全体の総固定資本形成である。

1993~96 年の繰り返し計算による推計結果を表 1 に示す (注 11)。1993~96 年のインドネシア全体の労働分配率はケース 1 で 0.34、ケース 2 で 0.48 とケース 2 の方が大きく、データソースにより労働分配率が異なっていることが確認できる。平均 TFP 成長率はケース 1 で 6.49 パーセント、ケース 2 で 6.30 パーセントと高く、江崎・孫 (1998) が推計した中国の 1991~95 年の 6.06 パーセントを凌ぐ高成長率を示している。

地域別に労働分配率をみていくと、アチェ、リアウ、東カリマンタン、イリアン・ジャヤなど石油・ガス産出地域では比較的低くなっている。これは鉱業部門の低い労働分配率を反映している (注 12)。地域別の平均 TFP 成長率はジャカルタ首都特別州、西ジャワなどジャワ島で比較的高く、アチェ、リアウ、東カリマンタンなどの石油・ガス産出地域で比較的低い。これは、ジャカルタ首都特別州、西ジャワなどジャワ島では、輸出志向工業化に伴い外資系の工場が数多く進出し、順調な経済発展遂げていたのに対し、アチェなどの石油・ガス産出地域産は、世界的な原油価格の低迷の影響を受け、経済が停滞気味であったことを反映している。また石油・ガス産出地域でありながら、例外的に高い平均 TFP 成長率を記録しているイリアン・ジャヤと同じく高い平均 TFP 成長率の東ティモールは、平均 GRP 成長率がイリアン・ジャヤで 13.74 パーセント、東ティモールで 10.06 パー

表1 地域別物的資本

	労働分配率		平均TFP成長率(%)		1994年期末：物的資本 (Million Rp.) 1993年価格	
	ケース 1	ケース 2	ケース 1	ケース 2	ケース 1	ケース 2
インドネシア全体	0.34	0.48	6.49	6.30	2,237,713,384	2,234,835,769
アチェ	0.32	0.31	1.34	1.40	48,340,333	48,195,753
北スマトラ	0.32	0.48	7.48	7.16	113,197,469	112,983,559
西スマトラ	0.33	0.44	6.33	6.19	33,301,538	33,341,208
リアウ	0.32	0.23	3.44	3.67	96,101,727	96,130,979
ジャンビ	0.31	0.47	8.86	8.35	34,535,371	34,383,791
南スマトラ	0.30	0.42	6.75	6.47	91,848,034	91,650,743
ベンクル	0.30	0.44	4.54	4.04	8,558,454	8,540,155
ランブン	0.28	0.50	6.15	6.06	30,966,988	30,957,413
ジャカルタ首都特別州	0.45	0.44	7.72	7.73	608,105,547	607,704,652
西ジャワ	0.37	0.45	6.44	6.35	282,557,182	282,739,240
中ジャワ	0.34	0.47	6.42	6.25	205,905,872	204,361,518
ジョグジャカルタ	0.37	0.45	8.04	8.15	29,074,074	29,047,120
東ジャワ	0.33	0.49	6.21	6.22	282,096,086	282,838,710
バリ	0.34	0.50	6.69	6.25	39,608,417	39,703,340
西ヌサトゥンガラ	0.31	0.50	5.78	5.76	14,199,617	14,178,491
東ヌサトゥンガラ	0.27	0.47	6.44	6.48	10,596,718	10,612,849
東ティモール	0.29	0.45	9.81	9.39	6,990,712	7,015,681
西カリマンタン	0.29	0.45	7.09	6.92	28,620,007	28,670,554
中カリマンタン	0.30	0.42	5.97	5.91	14,327,778	14,311,938
南カリマンタン	0.32	0.42	7.79	7.51	24,462,088	24,458,168
東カリマンタン	0.36	0.29	4.56	4.80	116,010,944	115,862,072
北スラウェシ	0.34	0.45	5.38	5.65	8,482,080	8,476,002
中スラウェシ	0.32	0.48	5.60	5.19	11,009,287	11,004,646
南スラウェシ	0.33	0.50	5.86	5.53	35,729,230	35,707,100
南東スラウェシ	0.31	0.44	-0.20	0.14	2,840,417	2,840,122
マルク	0.33	0.42	7.00	6.61	28,386,061	27,606,913
イリアン・ジャヤ	0.29	0.24	10.19	10.40	30,883,383	31,169,448

(出所) BPS (1990; 1994; 1995a; 1995b; 1995c; 1995d; 1996; 1998).

セントとインドネシア全体の7.90パーセントを上回る高い経済成長率を示していたことが、これらの地域の高い平均TFP成長率の要因の1つと考えられる。最後に地域別物的資本をみると、ジャカルタ首都特別州、西ジャワ、中ジャ

ワ、東ジャワ、ジョグジャカルタのあるジャワ島にインドネシア全体の約63パーセントもの物的資本が集中していることがわかる。

ここでの平均TFP成長率や物的資本の数値は、労働分配率(ω)及び減価償却率(δ)を、

特定の数値に設定した上での推計値であることに注意する必要がある。換言すると、労働分配率 (ω) 及び減価償却率 (δ) が変化することで、平均 TFP 成長率や物的資本の数値も変化してしまう。しかし、労働分配率 (ω) に関して異なるデータソースを用いたケース 1 とケース 2 とで、物的資本の推計結果に大きな違いは見られなかった。また、地域別総固定資本形成は総額のデータであり、各種投資財の構成や効率は全く考慮されていない。そのため、それを累積して計測される物的資本も総量のデータになり、各種資本財の構成や効率を考慮しておらず、かつ景気変動に伴う稼働率の変動も直接には考慮されていないという制約があることにも注意する必要がある。労働投入のデータについても同じ制約があり、結果として、労働と資本の質的变化、労働時間及び資本稼働率の変動が、残差としての TFP 成長に含まれることになる [江崎・孫 1998]。したがって、平均 GRP 成長率が比較的高い地域、例えば、全国平均値を上回る平均 GRP 成長率を示していたイリアン・ジャヤや東ティモールでは、好景気による資本稼働率の上昇や労働時間の延長などの要素すべてが TFP に含まれることになる。すなわち、データの制約上、これらの相対的に経済成長率の高い地域では、平均 TFP 成長率が他の地域と比較して過大に評価されている可能性がある。この課題に対処していくためにも、地域別に労働時間や資本稼働率の変化を記したデータが必要になるが、そうしたデータは人口センサスやセンサス間人口調査に記述されていないばかりか、データ自体が存在しているかどうか不明である。

II インドネシアの地域別人的資本

Becker (1964) の人的資本に関する先駆的な研究以来、教育を人的資本に対する投資と捉えることが一般的となっている [澤田 2003]。また Barro and Lee (2001) は、教育達成率 (Educational Attainment)、すなわち15歳以上人口の平均教育年数が、国レベルの人的資本水準を比較する際に、有効な指標になると分析している^(注13)。しかし、Barro and Lee (2001) の推計は生産年齢人口^(注14)ではなく、15歳以上の人口すべてを用いているため、長寿地域ほど教育水準が低めに推計されてしまうという問題がある [神門 2003]。さらに、OJT、Off-JT などの学校外教育が含まれていないなど様々な問題点も指摘されている [野上 1997]。しかし、実際には地域別の OJT、Off-JT などの正確なデータを得ることは難しい。したがって、本稿では、地域別の人的資本水準を測るものとして、生産年齢人口の地域別平均教育年数を用いる。1985年、90年、95年の生産年齢人口の地域別平均教育年数を表2-1に、全国平均値を1とした時の各地域の値を表2-2に示す^(注15)。この結果より、1985年以降インドネシアのすべての地域で男女共に平均教育年数は順調に伸びており^(注16)、男女間の教育年数の差も年々縮小している。平均教育年数は、ジャカルタ首都特別州がすべての年代で最も高く、東ティモールがすべての年代で最も低くなっている。また1985年から95年にかけて変動係数は0.239から0.166へと徐々に縮小しており、地域間の人的資本格差は徐々に縮小している。

表 2-1 生産年齢人口の地域別平均教育年数

	1985				1990				1995			
	①	②	③	④	①	②	③	④	①	②	③	④
	全体	男	女	②/③	全体	男	女	②/③	全体	男	女	②/③
全国平均	4.83	5.55	4.15	0.75	5.59	6.23	4.97	0.80	6.46	7.04	5.89	0.84
アチェ	5.58	6.30	4.90	0.78	6.08	6.63	5.55	0.84	6.98	7.53	6.45	0.86
北スマトラ	6.05	6.71	5.40	0.80	6.69	7.22	6.19	0.86	7.46	7.90	7.03	0.89
西スマトラ	5.60	5.99	5.25	0.88	6.42	6.74	6.13	0.91	7.07	7.30	6.86	0.94
リアウ	5.13	5.76	4.50	0.78	5.90	6.46	5.32	0.82	6.97	7.40	6.53	0.88
ジャンビ	4.91	5.69	4.11	0.72	5.56	6.26	4.85	0.77	6.36	7.05	5.66	0.80
南スマトラ	5.14	5.84	4.47	0.77	5.68	6.23	5.14	0.82	6.42	6.90	5.93	0.86
ベンクル	4.89	5.68	4.11	0.72	5.89	6.50	5.23	0.80	6.50	7.08	5.92	0.84
ランブン	4.54	5.10	3.96	0.78	5.34	5.83	4.82	0.83	6.04	6.51	5.55	0.85
ジャカルタ首都特別州	7.53	8.35	6.67	0.80	8.28	9.01	7.54	0.84	9.23	9.86	8.60	0.87
西ジャワ	4.90	5.56	4.27	0.77	5.55	6.16	4.96	0.81	6.62	7.18	6.06	0.84
中ジャワ	4.41	5.20	3.67	0.71	5.12	5.81	4.47	0.77	5.93	6.55	5.35	0.82
ジョグジャカルタ	5.58	6.54	4.68	0.72	6.53	7.42	5.68	0.76	7.69	8.51	6.88	0.81
東ジャワ	4.22	4.97	3.52	0.71	5.01	5.72	4.34	0.76	5.77	6.46	5.13	0.79
バリ	4.43	5.45	3.45	0.63	5.58	6.52	4.67	0.72	6.60	7.50	5.71	0.76
西ヌサトゥンガラ	3.54	4.37	2.75	0.63	4.23	5.03	3.50	0.70	4.97	5.70	4.32	0.76
東ヌサトゥンガラ	3.95	4.41	3.53	0.80	4.74	5.24	4.27	0.81	5.30	5.65	4.97	0.88
東ティモール	0.89	1.25	0.51	0.41	2.88	3.60	2.12	0.59	3.47	4.14	2.77	0.67
西カリマンタン	3.68	4.38	2.95	0.67	4.40	5.08	3.69	0.73	5.32	5.97	4.65	0.78
中カリマンタン	5.04	5.63	4.43	0.79	5.93	6.52	5.30	0.81	6.62	7.17	6.04	0.84
南カリマンタン	4.77	5.51	4.08	0.74	5.66	6.27	5.08	0.81	6.19	6.74	5.66	0.84
東カリマンタン	5.65	6.55	4.68	0.71	6.45	7.20	5.62	0.78	7.24	7.89	6.55	0.83
北スラウエシ	5.95	6.11	5.79	0.95	6.54	6.57	6.51	0.99	7.39	7.41	7.36	0.99
中スラウエシ	5.19	5.67	4.70	0.83	5.92	6.35	5.48	0.86	6.71	7.13	6.28	0.88
南スラウエシ	4.44	5.08	3.88	0.76	5.40	5.95	4.90	0.82	6.32	6.80	5.89	0.87
南東スラウエシ	4.38	5.30	3.51	0.66	5.52	6.36	4.73	0.74	6.61	7.31	5.98	0.82
マルク	5.32	5.82	4.84	0.83	6.29	6.78	5.81	0.86	7.09	7.55	6.62	0.88
イリアン・ジャヤ	3.73	4.46	2.96	0.66	4.54	5.33	3.70	0.69	5.12	5.86	4.37	0.75
変動係数	0.239	0.215	0.276	-	0.179	0.155	0.213	-	0.166	0.149	0.190	-

(出所) BPS (1985; 1990; 1995a).

表 2-2 生産年齢人口の平均教育年数

	全国平均値で基準化		
	全 体		
	1985	1990	1995
アチェ	1.16	1.09	1.08
北スマトラ	1.25	1.20	1.15
西スマトラ	1.16	1.15	1.09
リアウ	1.06	1.06	1.08
ジャンビ	1.02	1.00	0.98
南スマトラ	1.06	1.02	0.99
ベンクル	1.01	1.05	1.01
ランブン	0.94	0.96	0.93
ジャカルタ首都特別州	1.56	1.48	1.43
西ジャワ	1.01	0.99	1.02
中ジャワ	0.91	0.92	0.92
ジョグジャカルタ	1.15	1.17	1.19
東ジャワ	0.87	0.90	0.89
バリ	0.92	1.00	1.02
西ヌサトゥンガラ	0.73	0.76	0.77
東ヌサトゥンガラ	0.82	0.85	0.82
東ティモール	0.18	0.52	0.54
西カリマンタン	0.76	0.79	0.82
中カリマンタン	1.04	1.06	1.02
南カリマンタン	0.99	1.01	0.96
東カリマンタン	1.17	1.16	1.12
北スラウェシ	1.23	1.17	1.14
中スラウェシ	1.07	1.06	1.04
南スラウェシ	0.92	0.97	0.98
南東スラウェシ	0.91	0.99	1.02
マルク	1.10	1.13	1.10
イリアン・ジャヤ	0.77	0.81	0.79

(出所) BPS (1985; 1990; 1995a).

Ⅲ 人的資本と地域間所得格差

1. 地域間所得格差

本稿では、インドネシアの地域間所得格差を、人口ウエイトをつけた Mean log deviation (第

2 のタイル尺度、以下と略述する)：

$$(6) \quad T2 = \sum_i w_i \log(\mu/y_i)$$

で測る。ただし、 w_i は i 地域の人口シェア ($\sum_i w_i = 1$)、 μ は全地域の (加重) 平均 1 人当り実質 GRP、 y_i は i 地域の 1 人当り実質 GRP である^(注17)。

インドネシアの地域間所得格差はテー (2005) で述べられているように、天然資源が豊かな地域 (アチェ、リアウ、東カリマンタン、イリアン・ジャヤ) とジャカルタ首都特別州の 5 地域とそれ以外の地域で大きな格差がある。そこで、H 群 (アチェ、リアウ、東カリマンタン、イリアン・ジャヤ、ジャカルタ首都特別州) を高所得地域、L 群 (その他の 22 州) を低中所得地域としてグループ分けをして、地域間所得格差の分解を行なう。(6) 式については以下の分解式

$$(7) \quad T2' = w_H T2_H + w_L T2_L + T2_{HL}$$

が成立する。すなわち地域間所得格差を示す $T2'$ のうち、 $w_H T2_H$ が H 群内の格差による部分、 $w_L T2_L$ が L 群内の格差による部分、 $T2_{HL}$ が HL 群間の格差による部分になる。 w_H と w_L は H 群と L 群の人口シェア、 $T2_H$ と $T2_L$ は各群内の格差、 $T2_{HL}$ は H 群及び L 群内の各地域の所得が、すべてその加重平均値に等しいとして計算した H 群と L 群の所得格差である。計算結果を表 3 に示す。H L 群間の格差を示す $T2_{HL}$ が大きく、インドネシア全体の地域間所得格差の 80 パーセント近くを説明できる。ただし、ここで用いられているデータは石油・ガス関連の生産を含めたものであることに注意する必要がある。なぜなら、インドネシアでは石油・ガスからの収入のほとんどが中央政府に吸い上げられていたため、石油・ガス関連を含まない GRP を用いた方が、地域の豊かさをより反映していると分析されている [Akita and Lukman

表3 地域間所得格差（石油・ガス関連を含む）の変化

1993年価格	T2		W _H T2 _H		W _L T2 _L		T2 _{HL}	
1993	0.1433	100.0	0.0056	3.9	0.0222	15.5	0.1155	80.6
1994	0.1427	100.0	0.0064	4.5	0.0225	15.8	0.1137	79.7
1995	0.1396	100.0	0.0065	4.7	0.0227	16.3	0.1103	79.1
1996	0.1408	100.0	0.0074	5.2	0.0233	16.6	0.1101	78.2

(出所) 筆者作成。

表4 地域間所得格差（石油・ガス関連を含まない）の変化

1993年価格	T2		W _H T2 _H		W _L T2 _L		T2 _{HL}	
1993	0.1080	100.0	0.0187	17.3	0.0208	19.3	0.0685	63.4
1994	0.1110	100.0	0.0176	15.8	0.0223	20.1	0.0711	64.1
1995	0.1117	100.0	0.0187	16.7	0.0224	20.0	0.0713	63.8
1996	0.1146	100.0	0.0195	17.0	0.0232	20.2	0.0719	62.8

(出所) 筆者作成。

1995；World Bank 1996]。そこで、石油・ガス関連を含まない1人当たりGRPを用いた地域間格差の計算結果を表4に示す。インドネシア全体の地域間所得格差を示すT2は、石油・ガス関連を含めた表3より小さくなっており、全体の地域間所得格差は縮小することがわかる。しかし、石油・ガス関連を含まないGRPを用いても、依然としてHL群間の格差を示すT2_{HL}は大きく、全体の地域間所得格差の約64パーセントを説明できる。これらの結果は、テー(2005)の地域間所得格差の分析結果と整合的である。

2. 地域間の人的資本格差が所得格差に与える影響

地域間の人的資本水準の違いが、こうした地域間所得格差にどの程度影響を与えるのであろうか。この疑問に答えるために、第I節、第II節で推計したデータを用いて、人的資本を考慮した生産関数を推計したのち、簡単なシミュレーションを行なう。

第1に、人的資本を考慮した生産関数を以下

のように定義する。

$$(8) \quad Y_{it} = A_i K_{it}^{\alpha} (e^{h_0 s_{it}} L_{it})^{\beta} e^{\varepsilon_{it}}$$

ここで、 Y_{it} は実質GRP、 A_i は*i*地域における技術水準、 K_{it} は実質物的資本、 s_{it} は人的資本(平均教育年数)、 L_{it} は労働投入量、 α は資本の生産弾力性を示すパラメーター、 β は労働の生産弾力性を示すパラメーター、 h_0 は人的資本が効率単位の労働投入量に与える影響を示すパラメーター、 ε_{it} は攪乱項である。なお、添字*i*は*i*地域、添字*t*は*t*年を示す。 $A_i = A e^{\mu_i}$ を(8)式に代入し、対数とり整理すると、

$$(9) \quad \ln Y_{it} = \theta_1 + \theta_2 s_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

となる。ただし、 θ_1 は $\ln A$ (全地域で共通な技術水準)、 θ_2 は $\beta \cdot h_0$ 、 μ_i はランダム効果(*i*地域と全地域で共通な技術水準との差)である。第I節、第II節で推計された1993~1996年までの物的資本と人的資本のデータ^(注18)を用いて(9)式の推計を行なう。推計方法はパネルデータの推計方法を用いる。推計結果を表5に示す。モデル選択のための検定をみると、一元配置固定効果推定

表5 人的資本を考慮した生産関数の推計結果

		θ_1	θ_2	α	β	Adj-R ²	N	グループ数
ケース 1	OLS t-value	-1.68 (-4.65)	0.151** (4.97)	0.602** (12.82)	0.415** (7.62)	0.944	108	27
	F test that all $A_i = A$: F (26,78) = 252.39 P-value [0.000]							
	R.E. t-value	-2.24 (-2.83)	0.291** (15.84)	0.457** (7.57)	0.568** (7.32)	0.930	108	27
Hausman : chi2 (3) = 1.65 P-value [0.648]								
ケース 2	OLS t-value	-1.68 (-4.67)	0.151** (4.99)	0.603** (12.89)	0.413** (7.65)	0.945	108	27
	F test that all $A_i = A$: F (26,78) = 249.33 P-value [0.000]							
	R.E. t-value	-2.24 (-2.85)	0.291** (15.86)	0.459** (7.63)	0.566** (7.33)	0.931	108	27
Hausman : chi2 (3) = 1.68 P-value [0.641]								

(出所) 筆者作成。

(注) **, *はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを示す。

法 (LSDV) とプーリング推定法 (OLS) の選択を判断するためのF検定は、帰無仮説 ($H_0 : A_i = A$) が棄却されており通常のOLS推計は好ましくない。次にHausman検定より、ランダム効果 μ_i は説明変数と相関していないという帰無仮説が採択された。したがって、モデル選択の検定結果より、ランダム効果推定法 (R.E. 推計) を採用することが統計的に望ましいと判断できる。なお、t統計量はすべての推計値で1パーセント有意水準であり、R.E. 推計による資本の生産弾性値はケース1で0.457、ケース2で0.459、労働の生産弾力性はケース1で0.568、ケース2で0.566である。これらは一次同次性及び各生産弾力性が0以上1未満という経済理論の要請も満たしており、全体として推計結果は良好といえる。また、R.E. 推計の θ_2 は両ケースとも0.291である。これは平均教育年数が1年伸びるとGRPが約29パーセントと増加することを意味する。なお、ケース1とケース2の推計結果がほぼ同じであったため、以下の分析で

はケース2のみの推計結果を用いる。

第2に、人的資本 (平均教育年数) に対し、以下4つのパターンを仮定しシミュレーションを行なう。

- (A) 1995年の全地域の生産年齢人口における小学校未就学者の比率 [(生産年齢人口の i 地域における小学校未就学者数)/(i 地域の生産年齢人口)] を1995年水準の半分と仮定。
- (B) 1995年の全地域の生産年齢人口における小学校未就学者の比率 [(生産年齢人口における i 地域の小学校未就学者数)/(i 地域の生産年齢人口)] をゼロと仮定。
- (C) (B)の仮定にプラス、1995年の全地域の生産年齢人口における小学校中途退学者の比率 [(生産年齢人口における i 地域の小学校中途退学者数)/(i 地域の生産年齢人口)] を1995年水準の半分と仮定。
- (D) (B)の仮定にプラス、1995年の全地域の生産年齢人口における小学校中途退学者

の比率 [(生産年齢人口における i 地域の小学校中途退学者数) / (i 地域の生産年齢人口)] をゼロと仮定。

それぞれのシミュレーションによる地域別平

表6 地域別平均教育年数のシミュレーション (1995年)

	平均教育年数				
	現実値	(A)	(B)	(C)	(D)
全国平均	6.46	6.82	7.22	7.79	8.53
アチェ	6.98	7.25	7.55	8.06	8.69
北スマトラ	7.46	7.61	7.77	8.27	8.88
西スマトラ	7.07	7.21	7.37	8.06	9.00
リアウ	6.97	7.16	7.37	7.88	8.52
ジャンビ	6.36	6.64	6.94	7.54	8.35
南スマトラ	6.42	6.62	6.84	7.44	8.26
ベンクル	6.50	6.75	7.02	7.65	8.54
ランブン	6.04	6.29	6.56	7.20	8.11
ジャカルタ首都特別州	9.23	9.34	9.46	9.70	9.96
西ジャワ	6.62	6.88	7.17	7.67	8.32
中ジャワ	5.93	6.32	6.75	7.30	8.02
ジョグジャカルタ	7.69	8.10	8.57	9.01	9.53
東ジャワ	5.77	6.28	6.88	7.49	8.35
バリ	6.60	7.15	7.80	8.29	8.87
西ヌサトゥンガラ	4.97	5.70	6.69	7.40	8.45
東ヌサトゥンガラ	5.30	5.71	6.20	6.87	7.87
東ティモール	3.47	4.73	7.41	8.10	9.05
西カリマンタン	5.32	5.81	6.41	7.17	8.38
中カリマンタン	6.62	6.79	6.98	7.52	8.25
南カリマンタン	6.19	6.44	6.72	7.41	8.42
東カリマンタン	7.24	7.54	7.87	8.44	9.16
北スラウエシ	7.39	7.43	7.48	8.03	8.75
中スラウエシ	6.71	6.93	7.16	7.70	8.38
南スラウエシ	6.32	6.88	7.54	8.14	8.92
南東スラウエシ	6.61	7.02	7.48	8.07	8.83
マルク	7.09	7.27	7.47	7.94	8.52
イリアン・ジャヤ	5.12	6.03	7.33	7.93	8.72
変動係数	0.166	0.128	0.093	0.075	0.054

(出所) BPS (1985 ; 1990 ; 1995a).

均教育年数を表6に示す。(A)から(D)にかけていずれの地域でも平均教育年数は伸びている。また(A)から(D)にかけて変動係数は0.128から0.054へと縮小しており、このシミュレーションにより地域間の人的資本格差自体は縮小していくことがわかる。

最後に、これらの人的資本シミュレーションの数値と推計された生産関数を用いて、人的資本が地域間所得格差に与える影響について検証する^(注19)。石油・ガス関連を含むGRPのシミュレーション結果を図1に、石油・ガス関連を含まないGRPのシミュレーション結果を図2に示す。ただし、ここでの理論値とは生産関数に基づき推計された1人当りGRPを用いて計算した $T2$ を意味し、現実値とは1995年の1人当りGRPを用いて計算した $T2$ を意味する。図1より、理論値と現実値の $T2$ との間に若干の誤差が生じている。しかし、この誤差はH群内の格差による部分が大きく、L群内、HL群間の格差を表す $T2$ の部分の誤差は小さい。また図2より、H群内の格差の理論値と現実値の誤差が大きく^(注20)、結果として全体の理論値と現実値の誤差が大きくなっていることが解る。しかし、L群内、HL群間の格差の誤差は比較的小さいことから、推計された生産関数を用いて、人的資本がL群内、HL群間の格差に与える影響をみることは十分妥当であると考えられる。

図1のシミュレーションの結果より、(A)から(D)にかけて、全体の地域間所得格差、L群内、HL群間の格差は縮小していく。特にHL群間の格差、すなわち高所得地域と低中所得地域の格差の縮小幅は大きい。図2のシミュレーション結果も、図1と同様に(A)から(D)にかけて地域間所得格差は縮小していき、特に

図1 地域間所得格差1995年（石油・ガス関連を含む）タイル2の分解：シミュレーション

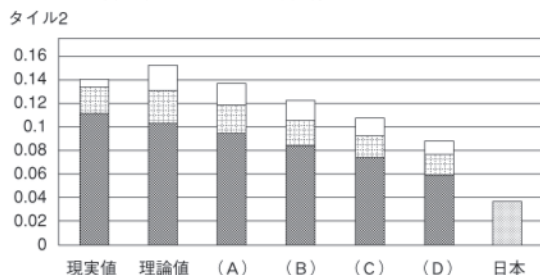
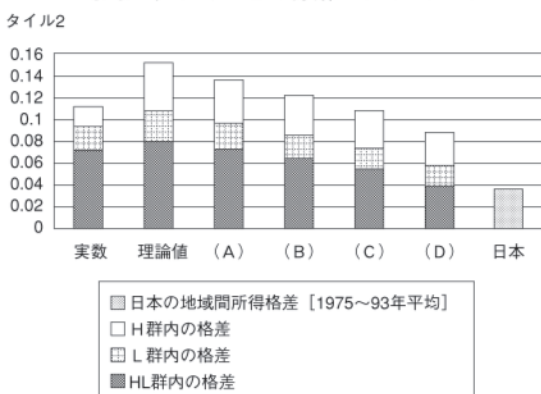


図2 地域間所得格差1995年（石油・ガス関連を含まない）タイル2の分解：シミュレーション



(出所) 筆者作成。

(注) 日本の地域間所得格差は、1996年の県民経済計算年報の県内総生産（1985年価格）を用いて計算した。

H L 群間の格差の縮小が顕著である。こうした結果から判断すると、インドネシアの地域間所得格差、特に高所得地域と低中所得地域間格差の要因の1つは、生産年齢人口の初等教育達成率の格差で説明できる。

おわりに

本稿では、物的資本水準と人的資本水準が地域間所得格差の要因であると考え、1993～96年の地域別の物的資本、人的資本を推計し、人的資本を考慮した生産関数を推計した。そして、第2のタイル尺度を用いて、人的資本水準がイ

ンドネシアの地域間所得格差に与える影響について検証した。シミュレーションの結果、第2のタイル尺度で測った地域間所得格差は、生産年齢人口の初等教育達成率の平準化に伴い改善され、特に高所得地域と低中所得地域間の格差の縮小幅が大きいことが解った。したがって、学校の運営能力が低く、初等教育のドロップアウト率が高い低中所得地域に対し、就学条件付き現金トランスファー給付^(注21)などの就学率向上のための教育開発プログラムを重点的に実施していくことが、地域間所得格差改善の有効な政策になりうる。

最後に、本稿の分析の限界を指摘しておく。本稿の分析はデータの性質に依存している。すなわち、物的資本のデータはあくまでも推計値であり、現実の物的資本水準との間に誤差が生じている可能性は否定できない。また人的資本水準に関しても、個人がより高い水準の教育を受けると、より高い所得を求めて移動していく可能性もあり、本稿で分析した人的資本水準が地域間所得格差に与える影響が過大評価されている可能性も否定できない。したがって、教育水準が地域間人口及び労働移動に与える影響を考慮した分析や、人的資本自体を教育達成率とは別の角度から推計し^(注22)、本稿の推計結果と比較検討する必要がある。

(注1) 通常、経済学で資本といえば、物的資本を指す場合が多い。しかし、本稿では人的資本との区別を明瞭にするため、物的資本と表記することにする。

(注2) 石油、天然ガス、その他の鉱物資源及び森林資源が豊かな地域は、アチェ、リアウ、東カリマンタン、イリアン・ジャヤの4州である [Booth 1992]。

(注3) 小学校の卒業率とは、ある年度の卒業生数を6年前の1年生の人数で割ったものである。

(注4) インドネシアでは小学校は1980年代前半に義務教育化されたが、中学校は1994年になりようやく義務教育化された。

(注5) インドネシアの地域間所得格差については、竹田・中田(1998)、Akita and Rukman(1995)、Tadjoeddin, Suharyo and Mishra(2001)で詳細な分析がなされている。しかし、物的資本に関しては、民間資本形成、政府資本形成などフローのデータしか用いておらず、厳密な意味でストックのデータではない。また人的資本に関してもデータの制限上、十分に分析がなされているとは言えない。

(注6) インドネシアの物的資本を推計したものとしてはKeuning(1991)が挙げられる。そこでは植民地時代のオランダ企業をも考慮し、1957年の投資を1958年の物的資本と仮定して3カ年(1975, 80, 85)の物的資本が推計されている。しかし、彼の推計は、産業別の物的資本であって、地域別の物的資本ではないため、本稿の分析でベンチマークとして用いることが出来なかった。

(注7) 推計期間を1993~96年に絞ったのは、第1に、1993年以前と以降では地域総固定資本形成のデータについて連続性のない州が多数存在すること、第2に、1997年以降アジア通貨危機の影響で、正確な地域別実質資本形成のデータが得られなかったこと、第3に、推計期間にアジア通貨危機のような大きな経済ショックを含めると“意味のある平均成長率”が得られないためである。ここでの“意味のある平均成長率”とは、推計期間においてショック以前と以降で成長率が大きく変化し、推計期間全体の平均成長率が実体経済の成長率と乖離してしまうことをいう。

(注8) 江崎・孫(1998)では、労働分配率を『中国統計年鑑』の「労働者報酬」に基づき推計している。しかし、中国の国有企業では労働者の住居等を企業側が負担しており、労働者報酬による労働分配率は過小評価されていると考えられる。

(注9) 環太平洋データベースの1986年以降の減価償却率の推計方法は、各年の投資データとKeuning(1991)により推計された1980, 85年の物的資本の数値を利用している。その方法は、任意の数値に設定した減価償却率を用い、Keuning(1991)の1980年の物

的資本をベンチマークとし、各年の投資データを用いて1985年までの各年の物的資本を推計する。そしてKeuning(1991)により推計された1985年の物的資本の推計値と一致するように減価償却率の数値を調整する。その結果、選ばれた数値0.0385を1986年以降の減価償却率として採用している。

(注10) 江崎・孫(1998)は国有企業の1980年から1992年の平均減価償却率を、各地域共通の減価償却率とみなしている。

(注11) この推計方法には、データに対応する理論的な解は複数個存在するが、平均TFP成長率と物的資本水準から判断して現実に意味のある解は1つしか存在しない。詳しくは江崎・孫(1998)を参照。

(注12) ケース1の1995年の全国産業連関表の鉱業部門雇用者所得分配率は0.17であり、ケース2のBPS(1995c, 37)で推計された鉱業部門の労働の生産弾力性は0.10である。

(注13) 竹田・中田(1998)の分析では、初等教育水準を測るものとして識字率を用いている。しかし、Barro and Lee(2001)は、識字率は未就学者を測る指標として有効であると述べている。したがって、識字率のみを用いて、初等教育の水準を測ることは不十分であると言わざるをえない。

(注14) 本稿では、15歳以上65歳未満の人口を生産年齢人口とみなす。

(注15) 人口センサス及びセンサス間人口調査に記載されている教育達成率は、Never Attending School(0年)、Not Completed/Not Yet Completed School(本稿の分析では3年の教育年数とみなす)、Primary School(6年)、Junior High School(6+3=9年)、Senior High School(6+3+3=12年)、Diploma I/II(6+3+3+1.5=13.5年)、Diploma III(6+3+3+3=15年)、University(6+3+3+4+5=16[17]年)：(インドネシアのUniversityは通常約5年かかるが、本稿の分析では4年とみなす)の8分類から成る。なお、人口センサス及びセンサス間人口調査には1985, 1990年は10歳以上、1995年は15歳以上の人口について記載されている。そのため、地域別の人口センサス、センサス間人口調査を用いてすべて15歳以上65歳未満に統一させた。

(注16) 教育には、実益に結びつかない余暇活動的な側面あり、先進国では高い教育を“消費”している。Barro and Lee (2001) の推計結果が示しているように、1960～95年における、先進国と途上国間の教育水準格差は縮小しているが、所得水準の格差はむしろ広がっている。

(注17) Mean log deviation は、タイル尺度 (エントロピー尺度) とともに Theil (1967) が提唱したもので、第2のタイル尺度と呼ばれている。第2のタイル尺度はジニ係数と同様に0から1の間の値をとり、1に近いほど不平等度合いが大きくなる。なお、いずれのタイル尺度も、GE (Generalized entropy) 尺度の特殊形になっている。GE 尺度は c をパラメーターとして

$$I(c) = \frac{1}{c(c-1)} \sum_i w_i [(y_i/\mu)^c - 1]$$

と書くことができ、Mean log deviation は $c \rightarrow 0$ のケースになる。タイル尺度など不平等指標の詳細については、青木 (1979) を参照。

(注18) 1993～96年の人的資本は、1990年、95年の人的資本を用いて、人的資本の成長率が一定であると仮定し推計した。

(注19) 第I節、第II節で推計された地域別の物的資本、人的資本は、地域全体の物的資本及び人的資本である。しかし、統計データの制限上、物的資本及び人的資本を、石油・ガス関連とそれ以外のものとに分けることが出来なかった。そのため、石油・ガス関連を含まない理論値 (GRP) は、生産関数から求めた石油・ガスを含む GRP に、現実値の石油・ガス関連比率 [(i 地域の石油・ガス関連を含まない GRP) / (i 地域の全体の GRP)] を乗ずることによって求めた。

(注20) H 群のジャカルタ首都特別州を除く他の4地域は石油・ガス産出地域であるため、注19の方法にしたがい石油・ガスを含まない理論値を推計すると、ジャカルタ首都特別州だけが異常に突出してしまう。その結果、H 群内の格差が現実値より大きくなってしまい、そのことが誤差が生じてしまった要因と考えられる。換言すると、ジャカルタ首都特別州の物的資本及び人的資本が過大評価されているか、もしくはH群内のその他の4州の物的資本及び人的資本が過小評価さ

れている可能性がある。したがって、より正確な推計には、地域ごとに産業別物的資本のデータを用いる必要がある。

(注21) メキシコの貧困世帯に対して、子供の就学条件付の現金トランスファーの給付が実施された。その具体的な方法は受給対象者として選ばれた家計の中から、さらに家計をランダムに選抜させて、順に給付を行うというものであった。その効果は平均して1年生から8年生までの児童の就学年数を約3.4%上昇させ、特に女子に関しては6学年の修了者を14.8%も上昇させている [Schultz 2004]。なお、Schultz (2004) が、このプログラムの効果を評価した際に用いた手法は Difference-in-Differences と言われ、近年世界銀行を中心に多くの研究が発表されている。こうしたプログラム評価の手法については Ravallion (2001) で詳しく紹介されている。

(注22) 例えば小川 (1992)、野上 (1997)。

文献リスト

<日本語文献>

- 青木昌彦 1979.『分配理論』筑摩書房。
江崎光男・孫林 1998.「中国経済の成長会計分析 (1981-95年)」『国際開発研究フォーラム』(10) 1-15。
大西広「京都大学環太平洋データベース」<http://www.econ.kyoto-u.ac.jp/pacific/index.html> (2004年11月5日アクセス)。
小川一夫 1992.「わが国における家計行動の実証分析」『ファイナンシャル・レビュー』(25) 112-134。
経済企画庁経済研究所 1996.『県民経済計算年報 平成8年度版』。
神門善久 2003.「教育と経済的キャッチアップ——日韓米の長期比較——」大塚啓二郎・黒崎卓編『教育と経済発展—途上国における貧困削減に向けて』東洋経済新報社 49-82。
澤田康幸 2003.「教育開発の経済学—現状と展望」大塚啓二郎・黒崎卓編『教育と経済発展—途上国における貧困削減に向けて』東洋経済新報社 13-48。
竹田哲郎・中田亮輔 1998.『インドネシアの地域間格差の

- 現状と課題』OECD Research Papers (23).
- デー・キアン・ウィー 2005. 「スハルト体制下のインドネシア経済」(半田晋也訳) 安場保吉編『東南アジアの社会経済発展論——30年の進歩と今後の課題——』(勁草書房).
- 野上裕生 1997. 「人的資本の計測とその経済成長への貢献——実証研究展望——」『アジア経済』38 (9) 28-50.
- <英語文献>
- Akita, Takahiro and R. A. Lukman 1995. "Interregional Inequalities in Indonesia: A Sectoral Decomposition Analysis for 1975-92." *Bulletin of Indonesian Economic Studies* 31(2): 61-81.
- Barro, R.J and J.W. Lee 2001. "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications." *Oxford Economic papers* 5: 541-563.
- Becker, G. 1964. *Human Capital*. University of Chicago Press.
- Booth, Anne ed. 1992. *The Oil Boom and After: Indonesian Economic Policy and Performance in the Soeharto Era*. Singapore: Oxford University Press.
- BPS 1985, 1995a. *Intercensal Population Survey*.
 ——1990. *Population Census*.
 ——1994, 1995b, 1997, 2000. *Statistical Yearbook of Indonesia*.
 ——1995c. *Sistem Neraca Sosial Ekonomi Indonesia*.
 ——1995d. *Table Input-Output Indonesia 1995*.
 ——1996, 1998. *Gross Regional Domestic Product of Provinces in Indonesia by Expenditure 1993-1996, 1995-1998*.
- Garacia, G. Jorge and L. Soelistianingsih 1998. "Why Do Differences in Provincial Incomes Persist in Indonesia?" *Bulletin of Indonesian Economic Studies* 34(1): 95-120.
- Keuning, Steven J. 1991. "Allocation and Composition of Fixed Capital in Indonesia: An Indirect Estimate Using Incremental Capital Value Added Ratios." *Bulletin of Indonesian Economic Studies* 27(2): 91-119.
- Tadjoeddin, Mohammad Zulfan, Widjajanti I. Suharyo and Satish Mishra 2001. "Regional Disparity and Vertical Conflict in Indonesia." *Journal of the Asia Pacific Economy* 6(3): 283-304.
- Ravallion, Martin 2001. "The Mystery of the Vanishing Benefits: An Introduction to Impact Evaluation." *World Bank Economic Review* 15(1): 115-40.
- Schultz, T. Paul 2004. "School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program." *Journal of Development Economics* 74 (1): 199-250.
- Theil, Henri 1967. *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North-Holland.
- World Bank 1990. *World Development Report 1990: Poverty*. Oxford University Press.
- [付記] 本稿の作成に関しては、日頃指導頂いている本台進教授(国際東アジア研究センター)、福井清一教授(神戸大学)、陳光輝教授(神戸大学)より貴重なコメントを頂いた。また第14回国際開発学会において、上野宏教授(神戸大学)、江崎光男教授(名古屋大学)、安場保吉教授(大阪学院大学)より貴重なコメントを頂いた。謝意を表したい。ただし、あり得べき誤謬はすべて筆者が責任を負わなければならない。
- (神戸大学大学院国際協力研究科博士課程, 2004年7月5日受付, 2004年11月10日レフェリーの審査を経て掲載決定)