

# 擬似パネルデータ利用による インドネシア教育投資の収益率の推定

新 谷 正 彦

## 1. はじめに

小稿の目的は、1998年調査から2007年調査にいたるインドネシアの社会経済調査スサナスの個別結果表から作成した擬似パネルデータを用いて、賃金所得関数を推定し、教育投資の収益率の推定を試みることである。

筆者は、近年、インドネシアの社会経済調査スサナスの個別結果表を用いて、インドネシアにおける貧困要因とその解決策を探ってきた<sup>(1)</sup>。これらの研究において、賃金所得格差要因のひとつが、教育水準であり、教育投資の収益率が高いことを示し、教育投資が経済的合理性を備えており、賃金所得格差の解消策として、教育投資が有効な手段であることを示した。この場合、教育投資の収益率を推定する際、賃金所得関数を推定しなければならない。賃金所得関数推定の際、説明変数に教育年数が必要である。ところが、筆者の場合、社会経済調査の個別結果表というクロスセクションデータを用いた推定であったために、賃金所得決定に際し、賃金所得と教育年数とが、同時決定の関係にあり、工夫が必要であった。その工夫は、教育年数関数を推定し、教育年数推定値を用いて、賃金所得関数を推定するものであった。

筆者の新しい課題は、別の工夫によって、賃金所得関数を推定し、教育投資の収益率を推定することである。この工夫は、過去に用いた各年のインドネシアの社会経済調査スサナスの個別結果表を用いて、擬似パネルデータを作成し、それを用いることによって識別問題を回避することである。

筆者は、寡聞にして、過去にインドネシアの社会経済調査スサナスの個別結果表から擬似パネルデータを作成し、賃金所得関数を推定し、教育投資の収益率を推定した研究を知らない。したがって、小稿は、この分野の嚆矢となるものであるといえる。

なお、擬似パネルデータは、Browning, Deaton and Irish (1985) によって提案され、1970年から1976年に至るイギリスの家計費調査の個別結果表を用いた実証分析に用いられた。その後、多くの擬似パネルデータを用いた研究が発表されてきたが、Deaton and Paxson (1994) と Attanasio and Weber (1995) との研究は擬似パネルデータの有用性を確立した点で有名である。

分析対象を、インドネシアの人口の3/5が居住するジャワ島に限定し、年齢が15歳以上75歳以下に限定する。筆者の過去の研究において、75歳以下の上限を設定していなかったため、分析対象のサンプル数が筆者の過去の研究のサンプル数と若干異なることになる。

以下、2において、擬似パネルデータ作成について述べ、3において、賃金所得関数の推定とその結果について述べる。4は教育投資の推定結果について述べ、5はむすびに当てられる。

## 2. データ

スサナスは、コア (Kor) 部分とモジュール (Modul) 部分とに分けて、毎年実施される。コア部分は共通部分で、毎年の調査部分に含まれるが、モジュール部分は、(1)消費と所得、(2)健康、教育と住居環境、および、(3)社会文化、犯罪と国内旅行との3部分に分かれ、各部分は3年毎に調査される<sup>(2)</sup>。分析に用いたデータは、1998年調査から2007年調査にいたるスサナスのコア部分である。なお、2008年調査のスサナスが利用可能であるが、調査項目が変更になり、小稿の研究課題に適合しないために利用できなかった<sup>(3)</sup>。

筆書の過去の研究において、教育投資の収益率の推定は、ミンサー型賃金所得関数の変形モデルを推定することによっておこなわれてきた。この場合、クロスセクションデータを用いるために、賃金所得と教育年数との間の識別問題

を回避する工夫が必要であった。筆者の場合、教育年数関数を推定し、その推定結果を用いて、教育年数を推定し、この推定結果を用いて、ミンサー型賃金所得関数の変形モデルを推定するものであった<sup>(4)</sup>。

問題の識別問題を回避するための一つ的手段として、サンプルの時系列変化を把握したパネルデータの利用が有効である。すなわち、教育年数はサンプルによって時間的に変化しないので、1期前の教育年数を使用することによって、識別問題を回避するものである。

インドネシアの国家統計局は、社会経済調査スサナスのパネルを作成するための調査も小規模におこない、公表している。しかし、サンプルが連続するのは、2年であり、今回の推定では用いなかった。後日、利用を試みる予定である。

小稿において利用できる社会経済調査スサナスの個別結果表は1998年調査から2007年調査にいたる10年のクロスセクションデータであり<sup>(5)</sup>、それらを、パネルデータに代替しうるように、次のような加工をおこなった。各年の個々の家計サンプル構成員の情報を3歳毎の年齢別に集計、平均し、1998年における家計構成員の各年齢の平均値が、2001年の3歳年上の家計構成員の平均値につながると考え、同様に2004年、および2007年へと繋がるように、スサナスのデータを取り扱う方法を考える。このようなデータの取り扱い、家計構成員の情報の年齢別平均値からなるコーホートの時系列データをパネルデータと見なそうとするものであり、擬似パネルデータと呼ばれる。

擬似パネルデータは、Browning, Deaton and Irish (1985) によって提案され、1970年から1976年に至るイギリスの家計費調査の個表を用いた実証分析に用いられた。その後、多くの擬似パネルデータを用いた研究が発表されてきたが、Deaton and Paxson (1994) と Attanasio and Weber (1995) との研究は擬似パネルデータの有用性を確立した点で有名である。

小稿において作成した擬似パネルデータは、以下のとおりである。1998年、2001年、2004年と2007年とのスサナスの各家計の各構成員サンプルのうち、15歳以上75歳以下で、かつ、賃金所得が正であるサンプルを抽出した。そして、それらを、都市部と農村部別男女別に、家計構成員の年齢と賃金所得階級とを

キー変数として、コーホートを作成した。この際、コーホート数を増加させ、擬似パネルデータのサンプル数を増加させるためには、キー変数による集計範囲を小さくすれば良いことが解る。しかし、そうすると、コーホートに含まれるサンプル数が減少し、得られた擬似パネルデータを用いた推定結果が不安定になる。逆に、集計範囲を大きくすれば、コーホートに含まれるサンプル数が増加するが、それを用いた推定結果に偏りをもたらすことが知られている。

小稿の場合、賃金所得階級を1ヶ月あたり2002年固定価格<sup>6)</sup>で、(1)10万ルピア未満、(2)10万ルピア以上20万ルピア未満、(3)20万ルピア以上30万ルピア未満、(4)30万ルピア以上40万ルピア未満、および(5)40万ルピア以上の5階級とした。また、家計構成員の年齢区分を3歳毎とし、61歳以上を1グループとして、コーホートを作成した。すなわち、例えば、賃金所得10万ルピア未満で、1988年18歳以下のサンプルが同一賃金所得グループの2001年の19-21歳グループへ、そして2004年の22-24歳グループへ、そして2007年の25-27歳グループへとつながるコーホートを想定するわけである。

1998年の場合の各セルのサンプル数は、表1と表2とに示される。表2によれば、農村女子の高齢で高い賃金所得階級のセルにおいて、サンプル数が1桁やゼロとなるセルが生じていることが観察される。

2007年の場合の各セルのサンプル数は、表3と表4とに示される。2001年と2004年との場合の各セルのサンプル数は、付表1、付表2、付表3と付表4とに示される。最終年の2007年の各セルのサンプル数を示す表3と表4とによれば、1998-2007年間のインドネシアの経済成長の結果を反映して、賃金所得が増加し、高齢者のセルにおいてもサンプル数が1桁やゼロのセルが消失し、かつ働き盛りのコーホートにおける高所得階級のサンプルが急増している点が観察される。付表1から付表4における途中年次の2001年と2004年との各セルのサンプル数は、十分詰まっている点が観察される。

1998年の高齢の農村女子の場合、セルのサンプル数に問題を残すが、バランス・パネルデータを作成するとすれば、1998年の52-54歳の年齢階級が、2001年に55-57歳の年齢階級に、また、2004年の58-60歳の年齢階級に、そして2007年の61歳以上階級に接続するので、1998年のサンプル数ゼロのセルが生じ

表1 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数（ジャワ島，1998年）

			月間賃金所得（単位：ルピア）				
			10万未満	10万以上 20万未満	20万以上 30万未満	30万以上 40万未満	40万以上
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
18歳以下	都市	男子	76	222	194	71	22
		女子	195	446	232	67	31
	農村	男子	209	382	257	140	49
		女子	182	300	114	29	12
19-21歳	都市	男子	63	288	381	277	196
		女子	120	461	377	260	160
	農村	男子	128	337	349	175	118
		女子	171	276	106	56	18
22-24歳	都市	男子	38	285	482	461	508
		女子	104	372	334	301	316
	農村	男子	127	362	419	274	167
		女子	193	205	139	52	31
25-27歳	都市	男子	52	254	546	579	906
		女子	131	300	256	268	400
	農村	男子	150	413	510	368	324
		女子	266	273	94	52	33
28-30歳	都市	男子	52	216	434	574	1,193
		女子	113	268	207	221	373
	農村	男子	115	379	440	352	393
		女子	280	229	101	52	48
31-33歳	都市	男子	29	129	276	415	1,019
		女子	104	167	119	139	284
	農村	男子	94	246	364	349	427
		女子	223	223	80	27	69
34-36歳	都市	男子	46	143	289	403	1,207
		女子	103	214	132	95	328
	農村	男子	105	311	382	342	525
		女子	286	270	83	36	125
37-39歳	都市	男子	23	68	202	290	1,139
		女子	48	144	79	61	307
	農村	男子	97	229	260	290	520
		女子	250	197	39	26	94

（資料）1998 SUSENAS 個別結果表。

表2 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数(ジャワ島, 1998年)(その2)

			月間賃金所得(単位:ルピア)				
			10万未満	10万以上 20万未満	20万以上 30万未満	30万以上 40万未満	40万以上
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
40-42歳	都市	男子	27	103	221	316	1,188
		女子	92	154	81	78	239
	農村	男子	107	263	329	254	464
		女子	250	211	58	18	78
43-45歳	都市	男子	17	76	150	264	1,034
		女子	57	113	60	45	189
	農村	男子	106	197	214	169	363
		女子	173	153	30	9	62
46-48歳	都市	男子	13	55	94	177	759
		女子	59	96	28	30	155
	農村	男子	55	173	165	137	279
		女子	182	133	20	3	53
49-51歳	都市	男子	21	62	92	106	608
		女子	44	89	33	18	139
	農村	男子	63	149	110	95	217
		女子	150	133	10	6	38
52-54歳	都市	男子	18	45	88	98	565
		女子	49	48	13	13	93
	農村	男子	66	120	90	71	205
		女子	175	107	7	2	15
55-57歳	都市	男子	31	62	78	81	357
		女子	55	64	17	7	59
	農村	男子	72	146	102	54	148
		女子	163	115	5	0	13
58-60歳	都市	男子	18	57	70	70	183
		女子	36	56	16	5	29
	農村	男子	54	100	71	27	68
		女子	140	95	8	2	3
61歳以上	都市	男子	58	138	112	91	155
		女子	91	94	13	4	6
	農村	男子	148	249	125	56	43
		女子	338	169	13	1	1

(資料) 1998 SUSENAS 個別結果表。

表3 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数（ジャワ島，2007年）

			月間賃金所得（単位：ルピア）				
			10万未満	10万以上 20万未満	20万以上 30万未満	30万以上 40万未満	40万以上
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
18歳以下	都市	男子	70	234	180	136	190
		女子	58	428	270	137	146
	農村	男子	158	311	193	142	107
		女子	109	192	99	49	50
19-21歳	都市	男子	53	303	330	402	790
		女子	99	390	365	303	680
	農村	男子	98	333	314	257	278
		女子	101	172	124	101	105
22-24歳	都市	男子	79	297	448	607	1,454
		女子	109	331	333	342	1,050
	農村	男子	127	361	349	403	442
		女子	153	217	110	113	142
25-27歳	都市	男子	72	285	484	757	2,279
		女子	124	313	306	339	1,154
	農村	男子	129	402	450	495	729
		女子	200	256	157	117	172
28-30歳	都市	男子	46	217	363	665	2,311
		女子	106	287	215	282	931
	農村	男子	92	323	383	481	754
		女子	169	264	125	130	160
31-33歳	都市	男子	51	169	295	539	2,272
		女子	135	274	229	251	706
	農村	男子	86	276	375	413	877
		女子	193	249	143	93	145
34-36歳	都市	男子	38	173	299	500	2,436
		女子	125	311	237	266	783
	農村	男子	87	340	392	455	1,058
		女子	230	320	178	123	183
37-39歳	都市	男子	39	151	267	480	2,438
		女子	132	368	234	208	757
	農村	男子	86	282	353	390	985
		女子	203	309	145	106	223

（資料）2007 SUSENAS 個別結果表。

表 4 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数 (ジャワ島, 2007年) (その 2)

			月間賃金所得 (単位: ルピア)				
			10万未満	10万以上 20万未満	20万以上 30万未満	30万以上 40万未満	40万以上
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
40-42歳	都市	男子	42	170	283	468	2,450
		女子	131	358	253	263	758
	農村	男子	77	278	393	423	1,027
		女子	242	369	170	94	227
43-45歳	都市	男子	35	147	238	390	2,077
		女子	101	337	201	197	679
	農村	男子	77	236	297	315	809
		女子	209	320	125	103	174
46-48歳	都市	男子	41	159	209	368	1,780
		女子	94	279	177	165	601
	農村	男子	71	251	260	306	721
		女子	213	274	140	81	165
49-51歳	都市	男子	31	151	210	321	1,486
		女子	113	264	164	140	426
	農村	男子	56	239	251	230	602
		女子	190	237	115	52	111
52-54歳	都市	男子	40	139	159	243	1,379
		女子	67	195	119	94	326
	農村	男子	70	197	187	193	463
		女子	164	214	76	61	95
55-57歳	都市	男子	35	149	182	209	859
		女子	94	187	97	86	234
	農村	男子	75	206	170	173	321
		女子	140	208	80	47	68
58-60歳	都市	男子	29	101	116	137	439
		女子	60	141	70	50	134
	農村	男子	39	138	109	106	174
		女子	136	146	50	29	42
61歳以上	都市	男子	115	277	244	234	613
		女子	201	294	162	106	175
	農村	男子	211	448	241	186	226
		女子	466	449	149	84	56

(資料) 2007 SUSENAS 個別結果表。



た55-57歳の年齢階級以降を無視できる。したがって、これらの結果を用いて、分析を進めることにした。

### 3. 賃金所得関数の推定

一般に、賃金格差と教育の関係を数量的に明らかにし、教育投資の収益率を推定する場合、ミンサー型の賃金関数が計測されてきた<sup>(7)</sup>。筆者の過去の研究においても、ミンサー型賃金関数を考慮し、それを変形した賃金所得関数を計測し、教育水準の収益率を推定してきた<sup>(8)</sup>。このような方法で教育の収益率を推定する場合、教育を受けながら、家庭の主婦として家事に専念し、何ら賃金所得を得ていないサンプルや、家内企業に従事している無給の家計構成員のサンプルをいかに対処するかが問題であり、多くの研究において、サンプルセレクションモデルを用いて、その対処がなされてきた。筆者の場合も、そのように対処してきた<sup>(9)</sup>。

しかし、小稿の場合、擬似パネルデータを使用するために、サンプルセレクションモデルを採用することができなかった<sup>(10)</sup>。したがって、サンプルセレクション・バイアスを無視して、サンプルセレクション部分を省略した賃金所得関数を推定することにした。

教育投資の収益率を推定するためのミンサー型賃金関数は、一般に、次式のように定式化されてきた。

$$\log Y_i = a_0 + a_1 SY_i + \sum b_j X_{ji} + u_i \quad (1)$$

ただし、 $Y_i$ ：賃金所得、 $SY_i$ ：教育年数、 $X_{ji}$ ：その他変数、 $u_i$ ：確率誤差項、 $a_0$ 、 $a_1$ 、 $b_j$ ：推定すべきパラメーター。

そして、パラメーター  $a_1$  の推定値が、教育の収益率とみなされてきた。しかし、各個人の学歴に対する教育年数が異なるにもかかわらず、(1)式のような定式化では、すべての学歴に対して、教育の収益率が、同一となってしまう。これでは、教育年数の異なる各教育水準の決定に関して無差別であり、(1)式の定式化は、現実的でないといえる。

表5と表6に示されるように、学歴と賃金所得との間に、正の相関が存在す

表5 賃金所得と教育水準との相関表（ジャワ島，1998年）

（階級単位：万ルピア/人/月）

階 級	無教育	小学校 中 退	小学校 卒 業	中学校 卒 業	高等学校 卒 業	職業高等 学校卒業	ディプロ マⅠ又はⅡ 修了	ディプロ マⅢ修了	ディプロ マⅣ修了	修士又は 修了博士 課程	合 計
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
— 5未満	1,070	1,204	1,342	240	152	109	14	11	42	0	4,184
5以上— 10未満	1,635	2,496	3,537	832	454	227	17	30	65	0	9,293
10以上— 15未満	712	1,661	3,502	1,373	750	513	20	45	65	2	8,643
15以上— 20未満	344	1,311	3,375	1,609	1,312	775	45	68	105	2	8,946
20以上— 25未満	123	681	2,200	1,193	1,321	738	71	98	148	1	6,574
25以上— 30未満	45	348	1,193	773	1,325	748	96	126	207	2	4,863
30以上— 35未満	46	260	943	712	1,330	770	187	207	241	6	4,702
35以上— 40未満	19	129	485	396	861	550	159	165	288	2	3,054
40以上— 45未満	6	50	248	254	817	449	161	211	288	5	2,489
45以上— 50未満	6	40	158	160	466	288	77	104	185	9	1,493
50以上— 55未満	6	17	60	115	451	206	89	154	226	13	1,337
55以上— 60未満	0	6	21	38	99	80	22	46	66	4	382
60以上— 65未満	2	8	39	49	221	120	36	71	149	16	711
65以上— 70未満	0	1	11	21	69	49	7	32	44	6	240
70以上— 75未満	2	2	8	23	117	44	12	53	93	3	357
75以上— 80未満	1	2	12	18	92	35	5	45	81	5	296
80以上— 85未満	3	4	11	11	84	36	14	40	92	9	304
85以上— 90未満	1	0	2	2	29	11	5	20	29	4	103
90以上— 95未満	1	2	11	5	37	22	3	24	56	3	164
95以上—100未満	1	0	3	4	9	3	2	15	17	1	55
100以上—105未満	0	2	5	3	48	23	5	32	101	6	225
105以上—110未満	0	1	1	1	4	1	0	5	5	3	21
110以上—115未満	0	0	1	0	7	6	1	10	12	0	37
115以上—120未満	1	1	1	0	4	4	0	0	4	1	16
120以上—125未満	0	3	1	4	17	6	6	16	32	2	87
125以上—	4	16	39	20	93	39	19	76	236	31	573
合計	4,028	8,245	17,209	7,856	10,169	5,852	1,073	1,704	2,877	136	59,149

（資料）1998 SUSENAS 個別結果表。

る。学歴が高いほど、賃金所得が高くなっている点は、学歴が高くなるほど、教育投資の収益率が高くなるという仮説を立てることができる。しかし、表7に観察されるように、高賃金所得がえられる高水準の学校教育を多くの人が受けていない。この理由として、資本制限によって、多くの人が高水準の教育を受けることができなかつたと考えられる。この点については、筆者は別の機会に明らかにした<sup>(11)</sup>。高学歴になるほど、教育投資の収益率が低くなるという意見もある<sup>(12)</sup>。では、人々は、どうして高水準の教育を受けるのであろうか。収益率が低くなるのであれば、人々は、高い水準の教育を受けないはずである。経済学的説明を求めるのであれば、高い水準の教育を受けるために、教育投資の収益率が高くなるが必要であるといえる。

また、表8は、同一学歴でも都市農村間、および男女間において賃金所得

表6 賃金所得と教育水準との相関表（ジャワ島，2006年）

（階級単位：万ルピア/人/月）

階級	無教育	小学校 中退	小学校 卒業	中学校 卒業	高等学校 卒業	職業高等 学校卒業	ディプロ マⅠ又はⅡ 修了	ディプロ マⅢ修了	ディプロ マⅣ修了	修士又は 修士博士 課程	合計
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
— 15未満	133	312	858	446	595	205	83	71	136	0	2,839
15以上— 30未満	332	775	1,753	863	424	207	65	22	96	0	4,537
30以上— 45未満	287	845	2,629	1,752	945	594	97	57	159	1	7,366
45以上— 60未満	126	444	1,794	1,463	1,130	683	78	69	155	2	5,944
60以上— 75未満	85	398	1,733	1,611	1,613	840	99	112	227	2	6,720
75以上— 90未満	44	187	1,034	1,066	1,746	893	76	132	213	2	5,393
90以上—105未満	26	131	559	690	1,396	670	99	175	342	8	4,096
105以上—120未満	2	16	111	154	274	136	26	45	106	2	872
120以上—135未満	4	50	220	326	940	453	127	171	379	11	2,681
135以上—150未満	1	8	61	74	326	123	74	71	202	10	950
150以上—165未満	8	14	132	180	900	402	185	274	716	30	2,841
165以上—180未満	1	2	19	47	274	131	114	87	291	10	976
180以上—195未満	0	6	22	46	309	131	101	113	376	21	1,125
195以上—210未満	1	2	24	46	330	118	63	130	430	37	1,181
210以上—225未満	0	1	5	10	101	49	23	21	114	10	334
225以上—240未満	2	1	1	7	44	22	5	14	67	5	168
240以上—255未満	0	2	9	11	139	59	11	73	260	39	603
255以上—270未満	0	0	0	3	22	8	0	10	27	4	74
270以上—285未満	1	1	2	3	25	10	4	16	49	12	123
285以上—300未満	2	0	1	1	7	5	1	2	14	1	34
300以上—315未満	1	0	6	13	92	29	13	51	186	24	415
315以上—330未満	0	0	0	1	10	2	1	3	22	2	41
330以上—345未満	0	0	1	0	5	1	1	2	12	1	23
345以上—360未満	1	1	2	4	27	11	7	14	58	12	137
360以上—375未満	0	2	0	2	6	0	1	1	14	5	31
375以上—	4	8	43	44	135	59	16	74	337	87	807
合計	1,061	3,206	11,019	8,863	11,815	5,841	1,370	1,810	4,988	338	50,311

（資料）2006 SUSENAS 個別結果表。

に格差の存在を示しており，都市間および男女間において，教育投資の収益率に差異が存在する点を示唆している。これら2点を考慮して，ミンサー型賃金関数を変形して，賃金所得関数を次のように変形したモデルを定式化した。

$$\log Y_{it} = a_0 + a_1 SY_{UM\ it-1}^2 + a_2 SY_{UF\ it-1}^2 + a_3 SY_{RM\ it-1}^2 + a_4 SY_{RF\ it-1}^2 + \sum b_j X_{jit} + u_{it} \quad (2)$$

ただし， $Y_{it}$ ：t期の賃金所得， $SY_{UM\ it-1}$ ：1期前の都市男子教育年数， $SY_{UF\ it-1}$ ：1期前の都市女子教育年数， $SY_{RM\ it-1}$ ：1期前の農村男子教育年数， $SY_{UM\ it-1}$ ：1期前の都市女子教育年数， $X_{jit}$ ：t期のその他変数， $u_{it}$ ：確率誤差項， $a_0$ ， $a_1$ ， $a_2$ ， $a_3$ ， $a_4$ ， $b_j$ ：推定すべきパラメーター。

なお， $SY_{UM\ it-1}$ ， $SY_{UF\ it-1}$ ， $SY_{RM\ it-1}$ ， $SY_{UM\ it-1}$ に各対応しないサンプルの部分に

表7 都市農村別男女別教育水準別サンプルの分布（ジャワ島，1998年，2002年，2006年）

		都 市			農 村			男子計	女子計	合 計
		男子 (1)	女子 (2)	小 計 (3)	男子 (4)	女子 (5)	小 計 (6)	(7)	(8)	(9)
1998年	無教育	373	627	1,000	1,139	1,889	3,028	1,512	2,516	4,028
	小学校中退	1,491	1,094	2,585	3,535	2,125	5,660	5,026	3,219	8,245
	小学校卒業	4,655	2,712	7,367	7,168	2,674	9,842	11,823	5,386	17,209
	中学校卒業	3,609	1,430	5,039	2,217	600	2,817	5,826	2,030	7,856
	高等学校卒業	5,892	2,357	8,249	1,450	470	1,920	7,342	2,827	10,169
	職業高等学校卒業	2,835	1,369	4,204	1,195	453	1,648	4,030	1,822	5,852
	ディプロマⅠ又はⅡ修了	368	331	699	229	145	374	597	476	1,073
	ディプロマⅢ修了	896	565	1,461	172	71	243	1,068	636	1,704
	ディプロマⅣ修了	1,633	799	2,432	317	128	445	1,950	927	2,877
	修士又は博士課程修了	105	24	129	6	1	7	111	25	136
合計	21,857	11,308	33,165	17,428	8,556	25,984	39,285	19,864	59,149	
2002年	無教育	243	536	779	348	597	945	591	1,133	1,724
	小学校中退	1,376	1,008	2,384	1,396	832	2,228	2,772	1,840	4,612
	小学校卒業	4,827	3,047	7,874	3,996	1,640	5,636	8,823	4,687	13,510
	中学校卒業	4,266	2,137	6,403	1,773	633	2,406	6,039	2,770	8,809
	高等学校卒業	6,632	2,790	9,422	1,056	289	1,345	7,688	3,079	10,767
	職業高等学校卒業	3,512	1,382	4,894	680	233	913	4,192	1,615	5,807
	ディプロマⅠ又はⅡ修了	467	624	1,091	246	208	454	713	832	1,545
	ディプロマⅢ修了	1,077	758	1,835	130	56	186	1,207	814	2,021
	ディプロマⅣ修了	2,365	1,290	3,655	285	115	400	2,650	1,405	4,055
	修士又は博士課程修了	205	50	255	5	1	6	210	51	261
合計	24,970	13,622	38,592	9,915	4,604	14,519	34,885	18,226	53,111	
2006年	無教育	188	292	480	290	291	581	478	583	1,061
	小学校中退	905	779	1,684	1,007	515	1,522	1,912	1,294	3,206
	小学校卒業	3,784	2,324	6,108	3,451	1,460	4,911	7,235	3,784	11,019
	中学校卒業	3,872	2,117	5,989	2,025	849	2,874	5,897	2,966	8,863
	高等学校卒業	6,843	3,047	9,890	1,383	542	1,925	8,226	3,589	11,815
	職業高等学校卒業	3,511	1,395	4,906	725	210	935	4,236	1,605	5,841
	ディプロマⅠ又はⅡ修了	367	563	930	198	242	440	565	805	1,370
	ディプロマⅢ修了	895	689	1,584	117	109	226	1,012	798	1,810
	ディプロマⅣ修了	2,622	1,713	4,335	425	228	653	3,047	1,941	4,988
	修士又は博士課程修了	238	76	314	22	2	24	260	78	338
合計	23,225	12,995	36,220	9,643	4,448	14,091	32,868	17,443	50,311	

（資料）SUSENAS 個別結果表。

は、ゼロが挿入されている<sup>(13)</sup>。

この場合、投資の収益率は、例えば、都市男子の場合、

$$2a_1SY_{UM} \quad (3)$$

となって、教育年数  $SY$  によって異なり、高学歴になるに従って高収益率が得られるように定式化されている点がわかる。都市女子、農村男子、および農村女子の各教育水準の教育投資の収益率は、同様に計算できる。

前節で作成した擬似パネルデータを用いて、(2)式のパラメーターを推定する。この場合、単純な最小自乗法による場合と、パネルデータ分析による固定効果モデルと変量効果モデルによる場合との推定をおこなう。

表 8 都市農村別男女別教育水準別における平均賃金所得 (ジャワ島, 1998 - 2006年)  
(万ルピア/人/月)

		都 市			農 村		
		男 子 (1)	女 子 (2)	合 計 (3)	男 子 (4)	女 子 (5)	合 計 (6)
1998年	無教育	14.57	8.26	10.62	18.02	11.95	14.23
	小学校中退	19.51	9.91	15.45	18.61	7.46	14.42
	小学校卒業	22.79	14.41	19.71	20.36	9.48	17.40
	中学校卒業	26.87	21.85	25.45	21.52	15.23	20.18
	高等学校卒業	40.18	26.73	36.34	27.89	18.90	25.70
	職業高等学校卒業	35.03	26.52	32.28	30.26	26.37	29.19
	ディプロマⅠ又はⅡ修了	50.37	36.65	43.87	40.76	32.91	37.72
	ディプロマⅢ修了	61.40	42.90	54.24	42.21	27.41	37.88
	ディプロマⅣ修了	76.81	49.67	67.89	42.92	24.14	37.52
	修士又は博士課程修了	127.33	78.35	118.22	64.57	30.00	24.16
合計	35.96	33.32	31.65	22.22	12.11	18.89	
2002年	無教育	32.58	17.11	21.94	27.38	15.28	19.74
	小学校中退	41.20	21.90	33.04	37.49	16.98	29.83
	小学校卒業	46.69	26.37	38.81	38.92	23.04	34.30
	中学校卒業	58.01	35.43	50.47	47.25	27.93	42.17
	高等学校卒業	84.43	60.55	77.36	62.70	41.75	58.20
	職業高等学校卒業	76.76	59.53	71.92	65.80	57.80	63.76
	ディプロマⅠ又はⅡ修了	120.01	89.69	102.67	110.37	90.05	101.06
	ディプロマⅢ修了	138.09	99.35	122.09	100.36	96.02	99.05
	ディプロマⅣ修了	175.40	131.32	159.84	98.43	72.89	91.09
	修士又は博士課程修了	309.43	186.58	285.34	140.00	111.00	135.17
合計	82.10	54.94	72.51	48.52	29.72	42.59	
2006年	無教育	67.65	34.51	47.49	45.71	24.77	35.22
	小学校中退	58.38	34.80	47.47	47.39	28.59	41.03
	小学校卒業	65.68	39.69	55.79	57.11	34.41	50.36
	中学校卒業	76.64	52.95	68.15	65.74	43.88	59.28
	高等学校卒業	116.37	86.81	107.26	87.99	62.23	80.74
	職業高等学校卒業	106.54	81.84	99.52	89.98	72.47	86.05
	ディプロマⅠ又はⅡ修了	147.87	118.29	129.96	129.60	110.76	119.24
	ディプロマⅢ修了	197.86	148.81	176.52	140.10	122.14	131.44
	ディプロマⅣ修了	224.40	170.03	202.91	143.31	114.43	133.23
	修士又は博士課程修了	401.95	342.90	387.66	187.59	225.00	190.71
合計	116.08	85.16	104.98	71.06	50.59	64.60	

(資料) SUSENAS 個別結果表。

### a. 最小自乗法による場合

(2)式の回帰式モデルにおける、その他変数として、労働の経験年数と最高位の賃金所得階級に対するダミー変数とを追加してパラメーターを推定した結果が、表9に示される<sup>(14)</sup>。表9における回帰式(1)は、2001年、2004年と2007年とのデータを用いた結果であり、回帰式(2)は、2001年と2004年とのデータを用いた結果であり、回帰式(3)は、2004年と2007年とのデータを用いた結果である<sup>(15)</sup>。なお、1998年のデータは、2001年の1期前のデータとして使用されている。また、表9の上段は、回帰モデルにデータをそのまま当てはめた結果である。3個の回帰式はともに決定係数が小さく、欠落している説明変数の存在を示すものである。下段は、欠落した変数の代理変数として、上段の回帰式の残差を用いてプラスとマイナスとの2個のダミー変数を作成、挿入して、回帰モデルを推定した結果である<sup>(16)</sup>。残差ダミー変数を導入した結果、残差分散が小さくなり、各パラメーターの推定値に対するt値が大きくなり、決定係数が上昇した。残差の中に、内生変数に相当する要素部分が含まれているおそれがあるが、無視することにした。この点は、今後の検討課題である。

表9の各回帰式の推定結果より、次の点が指摘できる。すなわち、経験年数のパラメーターの推定値は正であり、経験を経るにしたがって所得の上昇を意味し、妥当な結果である。また、都市農村別男女別教育年数の二乗のパラメーターの推定値が全て正で、統計的にゼロと有意差があり、期待どおりの結果となっている。すなわち、教育年数の増加＝高学歴になるにしたがって、教育の収益が高くなることが推測できる。また、都市および農村における女子のパラメーターの推定値が男子のそれより大きくなっており、かつ農村男子のパラメーターの推定値は、都市男子のパラメーターの推定値より大きくなっており、同様に、農村女子のパラメーターの推定値は、都市女子のパラメーターの推定値より大きくなっていく点が観察できる。表8の観察結果によれば、都市および農村において男子の賃金所得が女子のそれより高く、都市男子の賃金所得は農村男子のそれより高く、かつ、都市女子の賃金所得は農村女子のそれより高かった。しかし、表9の都市農村別男女別教育年数の二乗のパラメーターの推定値の大小関係は、農村女子、都市女子、農村男子の順に教育投資を強化すれ

表 9 賃金所得関数の推定結果

	回帰式(1)			回帰式(2)			回帰式(3)		
	パラメーター 推定値	t 値	有意確率 P> t	パラメーター 推定値	t 値	有意確率 P> t	パラメーター 推定値	t 値	有意確率 P> t
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
経験年数	0.00881	3.70	0.000	0.00889	3.48	0.001	0.01502	3.78	0.000
都市男子教育年数の二乗	0.00602	4.68	0.000	0.00724	4.93	0.000	0.00818	4.06	0.000
都市女子教育年数の二乗	0.00718	5.76	0.000	0.00773	5.76	0.000	0.01054	4.54	0.000
農村男子教育年数の二乗	0.00865	4.47	0.000	0.01073	4.77	0.000	0.01217	3.99	0.000
農村女子教育年数の二乗	0.00840	5.55	0.000	0.00941	5.69	0.000	0.01375	4.12	0.000
最高位の賃金所得階級ダミー	1.55656	22.33	0.000	1.45297	16.5	0.000	1.64061	21.95	0.000
定数項	1.73157	15.74	0.000	1.68348	14.36	0.000	1.41427	6.82	0.000
サンプル数	780			558			560		
F 統計量	136.11			100.95			93.68		
自由度調整済み決定係数	0.510			0.519			0.499		
経験年数	0.00830	18.64	0.000	0.00814	14.47	0.000	0.00804	9.01	0.000
都市男子教育年数の二乗	0.00444	18.31	0.000	0.00460	14.12	0.000	0.00498	11.01	0.000
都市女子教育年数の二乗	0.00670	28.24	0.000	0.00719	24.18	0.000	0.00790	15.15	0.000
農村男子教育年数の二乗	0.00651	17.81	0.000	0.00681	13.66	0.000	0.00738	10.77	0.000
農村女子教育年数の二乗	0.00883	30.70	0.000	0.00954	25.92	0.000	0.01019	13.60	0.000
最高位の賃金所得階級ダミー	1.88938	125.06	0.000	1.81012	82.94	0.000	1.83218	92.47	0.000
残差ダミー1	-1.99681	-72.95	0.000	-1.00500	-55.17	0.000	-1.08091	-52.71	0.000
残差ダミー2	0.90895	75.61	0.000	0.87688	52.68	0.000	0.87857	51.81	0.000
定数項	1.57268	76.04	0.000	1.60427	61.16	0.000	1.58978	33.60	0.000
サンプル数	780			558			560		
F 統計量	5,694.04			2,960.81			2,711.24		
自由度調整済み決定係数	0.983			0.977			0.975		

(注) 最小二乗法による推定結果である。

表10 固定効果モデルによる賃金所得関数の推定結果

		回帰式(1)			回帰式(2)		
		パラメーター 推定値 (1)	t 値 (2)	有意確率 $P> t $ (3)	パラメーター 推定値 (4)	t 値 (5)	有意確率 $P> t $ (6)
経験年数	exyear	0.00362	1.57	0.116	0.00637	3.18	0.002
都市男子教育年数の二乗	syum2	0.00415	4.02	0.000	0.00606	6.58	0.000
都市女子教育年数の二乗	syuf2	0.00073	1.33	0.183	0.00213	4.09	0.000
農村男子教育年数の二乗	syrm2	0.00059	0.55	0.581	0.00323	3.20	0.001
農村女子教育年数の二乗	syrf2	0.00239	4.87	0.000	0.00439	9.19	0.000
最高位の賃金所得階級ダミー	hsy	0.03206	2.65	0.008	0.05112	4.79	0.000
残差ダミー 1					-0.37771	-12.55	0.000
残差ダミー 2					0.15030	5.40	0.000
定数項	_cons	2.24561	23.06	0.000	2.01982	22.16	0.000
サンプル数	No. of obs	780			780		
グループ数	groups	260			260		
決定係数 (その 1)	within	0.080			0.315		
決定係数 (その 2)	between	0.075			0.716		
決定係数 (その 3)	overall	0.073			0.678		
F 統計量	F	7.43			29.48		
F 統計量の有意確率	Prob>F	0.000			0.000		

ば、表 8 に観察された賃金所得格差の解消に役立つことを示しているといえる。加えて、回帰式(2)と回帰式(3)との推定結果は、回帰式(1)の推定結果を強固にするものである。

したがって、計測結果は、経済学的見地からも妥当であるといえるので、表 9 の賃金所得関数の推定結果は、以下の分析に有効であるといえる。

## b. パネルデータ分析による場合

(2)式の確率誤差項  $u_{it}$  を

$$u_{it} = v_i + e_{it} \quad (4)$$

のように、観測不可能なサンプル特有の効果  $v_i$  とその他の確率誤差項  $e_{it}$  に分割し、(2)式の回帰式のパラメーターを推定するのがパネルデータ分析である。観測不可能なサンプル特有の効果  $v_i$  を、非確率変数として取り扱うのが固定効果モデルであり、それを確率変数として取り扱うのが変量効果モデルである。

表10の回帰式(1)は、(2)式の回帰式モデルにおいて、その他変数として、労働の経験年数と世帯主の教育年数<sup>(17)</sup>とを用い、固定効果モデルを推定した結果である。表10によれば、パラメーターの推定値にゼロと有意差が認められないものがあり、決定係数も小さくなっており、満足いく結果となっていない。し



表11 変量効果モデルによる賃金所得関数の推定結果

		回帰式(1)			回帰式(2)		
		パラメーター 推定値 (1)	t 値 (2)	有意確率 P> t  (3)	パラメーター 推定値 (4)	t 値 (5)	有意確率 P> t  (6)
経験年数	exyear	0.00424	1.97	0.049	0.01670	9.24	0.000
都市男子教育年数の二乗	syum2	0.00405	4.14	0.000	0.00861	10.16	0.000
都市女子教育年数の二乗	syuf2	0.00126	2.17	0.030	0.00721	10.81	0.000
農村男子教育年数の二乗	syrm2	0.00164	1.49	0.137	0.01315	11.53	0.000
農村女子教育年数の二乗	syrf2	0.00282	5.29	0.000	0.01082	16.41	0.000
最高位の賃金所得階級ダミー	hsy	0.05056	4.05	0.000	0.13094	9.83	0.000
残差ダミー1					-0.87153	-22.84	0.000
残差ダミー2					0.61177	17.39	0.000
定数項	_cons	2.10130	18.48	0.000	1.01154	8.85	0.000
サンプル数	No. of obs	780			780		
グループ数	groups	260			260		
決定係数 (その1)	within	0.076			0.276		
決定係数 (その2)	between	0.128			0.916		
決定係数 (その3)	overall	0.119			0.856		
カイの二乗統計量	chi2	60.11			1,105.77		
カイの二乗統計量の有意確率	Prob>chi2	0.000			0.000		

たがって、次善の策として、最小自乗法で、(2)式の回帰モデルを推定し、残差ダミーを作成し<sup>(18)</sup>、固定効果モデルを推定した結果が、表10の回帰式(2)である。選択した説明変数のパラメーターの推定値は、すべてゼロと有意差があり、決定係数が上昇した。残差ダミーの使用に問題を残すが、見かけ上、統計的結果は満足いく結果となった。

表10の回帰式(2)によれば、経験年数のパラメーターの推定値は正であり、経験を経るにしたがって賃金所得の上昇を意味し、妥当な結果である。加えて、世帯主の教育年数のパラメーターの推定値も正であり、教育年数が高いほど子供の教育水準が高くなり、所得の上昇を意味し、妥当な結果である。また、都市農村別男女別教育年数の二乗のパラメーターの推定値が全て正で、統計的にゼロと有意差があり、期待どおりの結果となっている。すなわち、教育年数の増加＝高学歴になるにしたがって、教育の収益が高くなることが推測できる。ただ、都市農村間、男女間、および、それぞれの組み合わせにおけるパラメーターの推定値の大小関係が、表9の場合のように明瞭でなく、説明変数の選択に対して、課題を残すこととなった。

表11の回帰式(1)と回帰式(2)とは、表10の場合と同一の回帰式に対して、変量効果モデルでパラメーターを推定した結果である。推定結果は、固定効果モ

デルの場合と同様に、残差ダミー変数を追加した結果が満足いく結果となっている。すなわち、表11の回帰式(2)によれば、経験年数のパラメーターの推定値は正であり、経験を経るにしたがって所得の上昇を意味し、妥当な結果である。加えて、世帯主の教育年数のパラメーターの推定値も正であり、教育年数が高いほど子供の教育水準が高くなり、所得の上昇を意味し、妥当な結果である。また、都市農村別男女別教育年数の二乗のパラメーターの推定値が全て正で、統計的にゼロと有意差があり、期待どおりの結果となっている。いわゆる、教育年数の増加＝高学歴になるにしたがって、教育の収益が高くなることが推測できる。ただ、都市農村間、男女間、および、それぞれの組み合わせにおけるパラメーターの推定値の大小関係が、表9の場合のように明瞭でなく、説明変数の選択に対して、課題を残すこととなった点は、固定効果モデルの推定結果と同一である。

固定効果モデルを採用すべきか、変量効果モデルを採用すべきか、表10の回帰式(1)と表11の回帰式(1)との間で、また、表10の回帰式(2)と表11の回帰式(2)との間で、ハウスマン・テストをおこなった。その結果は、検定統計量であるカイの二乗値が負値となり、検定できなかつた。この点に関して、今後の研究課題とし、パネルデータ分析によるパラメーターの推定値は、以下の分析において、参考値として使用することにする。

今後の残された課題として、インドネシア国家統計局がおこなっている小規模のスサナスのパネルデータをを用いて、賃金所得関数を推定し、その結果と上記結果と比較し、擬似パネルデータの改善をおこなうことである。

#### 4. 教育投資の収益率

各年の都市農村別男女別の各教育水準に対する教育投資の収益率は、(2)式による賃金所得関数の推定結果を示す表9の回帰式(1)のパラメーターの推定値を用い、(3)式の例にしたがって推定できる。その推定結果は、表12に示される。なお、列方向と行方向とにおける平均値は単純平均値である。

表12によれば、男子の都市農村間の収益率格差は、農村の方が大きく、農村

表12 都市農村別男女別教育の収益率  
(ジャワ島, 1998年-2001年-2004年-2007年: 擬似パネルデータ, 最小二乗法)

	終了 年数 (1)	都 市		農 村		平均値 (6)
		男子 (2)	女子 (3)	男子 (4)	女子 (5)	
小学校中退	3.0	2.7	4.0	3.9	5.3	3.8
小学校卒業	6.0	5.3	8.0	7.8	10.6	7.6
中学校卒業	9.0	8.0	12.1	11.7	15.9	11.3
高等学校卒業	12.0	10.7	16.1	15.6	21.2	15.1
職業高等学校卒業	13.0	11.5	17.4	16.9	23.0	16.4
ディプロマⅠ又はⅡ修了	13.5	12.0	18.1	17.6	23.8	17.0
ディプロマⅢ修了	15.0	13.3	20.1	19.5	26.5	18.9
ディプロマⅣ修了	16.0	14.2	21.4	20.8	28.3	20.1
修士又は博士課程修了	18.0	16.0	24.1	23.4	31.8	22.7
平均値		10.4	15.7	15.3	20.7	14.8

(注) 平均値は、単純平均した数値である。

部の男子の高等教育への投資は、経済的に十分引き合うものであり、その投資は、現在の男子の都市農村間の賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

女子の都市農村間の収益率格差は、農村の方が大きく、その差も大きい。したがって、農村部の女子の高等教育への投資は、経済的に引き合うものといえ、それは農村部の女子賃金所得を引き上げるものであり、女子の都市農村間の賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

都市部の男女間の収益率格差は、女子の方の収益率が大きく、都市部の女子の高等教育への投資は、経済的に十分引き合うものであり、それは都市部の女子賃金所得を引き上げるものであり、都市部の男女間の賃金所得格差（女子の平均賃金は男子より低い）の解消への有力な手段であるといえる。

農村部の男女間の収益率格差は、女子の方の収益率が大きく、農村部の女子の高等教育への投資は、経済的に引き合うものといえ、それは農村部の女子賃金所得を引き上げるものであり、農村部の男女間の賃金所得格差（女子の平均賃金は男子より低い）の解消への有力な手段であるといえる。

ジャワ島全体でみた場合の教育の平均収益率は、表12における平均値の部分における平均値の部分に表され、14.8%となっている。

表13 都市農村別男女別教育の収益率平均値  
(ジャワ島, 1998-2006年の平均値)

	都 市		農 村		平均値 (5)
	男子 (1)	女子 (2)	男子 (3)	女子 (4)	
小学校中退	4.2	3.2	5.7	3.1	4.3
小学校卒業	8.4	6.3	11.4	6.3	8.8
中学校卒業	12.6	9.5	17.1	9.4	12.8
高等学校卒業	16.7	12.6	22.8	12.6	16.3
職業高等学校卒業	18.1	13.7	24.7	13.6	17.9
ディプロマⅠ又はⅡ修了	18.8	14.2	25.6	14.2	17.7
ディプロマⅢ修了	20.9	15.8	28.5	15.7	19.6
ディプロマⅣ修了	22.3	16.9	30.4	16.8	21.2
修士又は博士課程修了	25.1	19.0	34.2	18.9	24.2
平均値	16.9	12.7	19.5	10.9	15.9

(資料) 新谷 (2010), 第2章, 表12。

これらの結果を, 表13に示される筆者の1998年より2006年に至る各年の投資収益率の平均値<sup>(19)</sup>と比べて, どのように位置づけられるか検討を試みる。表13によれば, 農村男子の収益率が1番大きく, 次いであり, 都市男子であり, 都市女子であり, 農村女子のそれが最小であった。しかし, 各教育水準における都市女子と農村女子との収益率格差は僅少である。収益率の総平均値は, 15.9%であり, 今回の推定値14.8%より若干大きい値となった。

表12における推定結果と表13の推定結果との大きな差異は, 男子の収益率と女子の収益率との大小である。どちらがよりよい推定値であるかの判定は, より多くの推定結果の蓄積によって判断されるべきものである。しかし, 政策判断の提示に際して, 今回の推定結果が, 上記コメントのように, 好都合である。

他の研究者の投資の収益率と筆者の投資の収益率についての吟味は, 筆者の直近の研究でおこない, 筆者の推定結果が最善であると結論づけた<sup>(20)</sup>ので, ここではそれをおこなわない。

固定効果モデルと変量効果モデルとによるパラメーターの推定値を用いた教育投資の収益率の推定は, 表10と表11との回帰式(2)のパラメーターの推定値を用い, その結果は, 表14と表15とに示される。

表14によれば, 固定効果モデルによる教育投資の収益率の推定値は, 総平均

**表14 都市農村別男女別教育の収益率**  
(ジャワ島, 1998年-2001年-2004年-2007年: 擬似パネルデータ, 固定効果モデル)

	終了 年数 (1)	都 市		農 村		平均値 (6)
		男子 (2)	女子 (3)	男子 (4)	女子 (5)	
小学校中退	3.0	3.6	1.3	1.9	2.6	2.5
小学校卒業	6.0	7.3	2.5	3.9	5.3	5.0
中学校卒業	9.0	10.9	3.8	5.8	7.9	7.5
高等学校卒業	12.0	14.5	5.1	7.8	10.6	10.0
職業高等学校卒業	13.0	15.8	5.5	8.4	11.4	10.8
ディプロマⅠ又はⅡ修了	13.5	16.4	5.7	8.7	11.9	11.2
ディプロマⅢ修了	15.0	18.2	6.4	9.7	13.2	12.5
ディプロマⅣ修了	16.0	19.4	6.8	10.3	14.1	13.3
修士又は博士課程修了	18.0	21.8	7.6	11.6	15.8	15.0
平均値		14.2	5.0	7.6	10.3	9.8

(注) 平均値は、単純平均した数値である。

**表15 都市農村別男女別教育の収益率**  
(ジャワ島, 1998年-2001年-2004年-2007年: 擬似パネルデータ, 変量効果モデル)

	終了 年数 (1)	都 市		農 村		平均値 (6)
		男子 (2)	女子 (3)	男子 (4)	女子 (5)	
小学校中退	3.0	5.2	4.3	7.9	6.5	5.4
小学校卒業	6.0	10.3	8.7	15.8	13.0	10.7
中学校卒業	9.0	15.5	13.0	23.7	19.5	16.1
高等学校卒業	12.0	20.7	17.3	31.6	26.0	21.5
職業高等学校卒業	13.0	22.4	18.7	34.2	28.1	23.3
ディプロマⅠ又はⅡ修了	13.5	23.2	19.5	35.5	29.2	24.2
ディプロマⅢ修了	15.0	25.8	21.6	39.5	32.5	26.9
ディプロマⅣ修了	16.0	27.6	23.1	42.1	34.6	28.7
修士又は博士課程修了	18.0	31.0	26.0	47.3	39.0	32.2
平均値		20.2	16.9	30.8	25.4	21.0

(注) 平均値は、単純平均した数値である。

で、9.8%であり、4つの表のうち、1番控えめな推定値となっている。しかし、この水準においても、教育投資は、経済的合理性をそなえており、教育投資をおこなう政策をサポートしているといえる。

表14によれば、都市男子の収益率が最大で、次いで、農村女子の収益率が続き、農村男子、都市女子と続く。表8に観察されるように、農村女子の賃金所

得水準は、都市男子、都市女子、農村男子および農村女子の4分類中最低であった。したがって、農村女子の収益率が高い点は、農村女子への教育投資が、経済的合理性を備え、この賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

表15によれば、変量効果モデルによる教育投資の収益率の推定値は、総平均で、21.0%であり、4つの表のうち、1番大きい推定値となっている。この水準は、教育投資は、経済的に有利な投資であり、教育投資をおこなう政策をサポートしているといえる。

表15によれば、農村男子の収益率が最大で、次いで、農村女子の収益率が続き、都市男子、都市女子と続く。表8に観察されるように、農村女子の賃金所得水準は、都市男子、都市女子、農村男子および農村女子の4分類中最低であった。したがって、農村女子の収益率が高い点は、農村女子への教育投資が、経済的合理性を備え、この賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。また、農村男子の賃金所得も4分類中2番目に低かった。したがって、農村男子の収益率が高い点は、農村男子への教育投資が、経済的合理性を備え、この賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

賃金所得関数の固定効果モデルと変量効果モデルとの推定結果は、改善を要するものであったが、そのパラメーターの推定値を用いた教育投資の収益率は、高く、農村部、および女子への教育投資が経済的合理性を備えており、都市農村間、および、男女間の賃金所得格差を解消するための政策手段となり得ることが示せた。

## 5. む す び

小稿において、1998年調査から2007年調査にいたるインドネシアの社会経済調査ササナスの個別結果表から作成した擬似パネルデータを用いて、賃金所得関数を推定し、教育投資の収益率の推定を試みた。

筆者の過去の研究において、賃金所得格差要因のひとつが、教育水準であり、教育投資の収益率が高いことを示し、教育投資が経済的合理性を備えており、賃金所得格差解消策として、教育投資が有効な手段であることを示した。この

場合、教育投資の収益率を推定する際、賃金所得関数の推定が必要であり、賃金所得関数推定の際、説明変数に教育年数が必要である。ところが、筆者の場合、社会経済調査スサナスの個別結果表というクロスセクションデータを用いた推定であったために、賃金所得決定に際し、賃金所得と教育年数とが、同時決定の関係にあり、工夫が必要であった。その工夫は、教育年数関数を推定し、教育年数の推定値を用いて、賃金所得関数を推定するものであった。

小稿の課題は、別の工夫によって、賃金所得関数を推定し、教育投資の収益率を推定することである。この工夫は、過去に用いた各年のインドネシアの社会経済調査スサナスの個別結果表を用いて、擬似パネルデータを作成し、識別問題を回避することであった。すなわち、最終教育年数はサンプルによって時間的に変化しないので、1期前の教育年数を使用することによって、識別問題を回避することができるわけである。

1998年、2001年、2004年と2007年とのスサナスの各家計の各構成員サンプルのうち、15歳以上75歳以下で、かつ、賃金所得が正であるサンプルを抽出し、それらを、都市農村別男女別に、家計構成員の年齢と賃金所得階級とをキー変数として、コーホートを作成し、各セルにおける必要な変数の平均値からなる擬似パネルデータを作成した。

最小二乗法による賃金所得関数の推定結果は、統計的にも経済学的にも、満足いく結果であった。また、パネルデータ分析による固定効果モデルと変量効果モデルとの推定結果は、見かけ上満足いくものであったが、ハウスマン・テストができず、今後課題を残すものであった。

最小二乗法による、賃金所得関数のパラメーターの推定結果を用いた教育投資の収益率の推定結果より、次の結論が得られた。

男子の都市農村間の収益率格差は、農村の方が大きく、農村部の男子の高等教育への投資は、経済的に十分引き合うものであり、その投資は、農村部の男子賃金所得を引き上げるものであり、現在の男子の都市農村間の賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

女子の都市農村間の収益率格差は、農村の方が大きく、その差も大きい。したがって、農村部の女子の高等教育への投資は、経済的に引き合うものといえ、

それは農村部の女子賃金所得を引き上げるものであり、女子の都市農村間の賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

都市部の男女間の収益率格差は、女子の方が大きく、都市部の女子の高等教育への投資は、経済的に十分引き合うものであり、それは都市部の女子賃金所得を引き上げるものであり、都市部の男女間の賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

農村部の男女間の収益率格差は、女子の方が大きく、農村部の女子の高等教育への投資は、経済的に引き合うものといえ、それは農村部の女子賃金所得を引き上げるものであり、農村部の男女間の賃金所得格差の解消への有力な手段であるといえる。

賃金所得関数の固定効果モデルと変量効果モデルとの推定結果は、改善を要するものであったが、そのパラメーターの推定値を用いた教育投資の収益率は、高く、農村部、および女子への教育投資が経済的合理性を備えており、都市農村間、および、男女間の賃金所得格差を解消するための政策手段となり得ることが示せた。そして、この結論は、上記最小二乗法による結論をサポートするものである。

## 注

\*：小稿は、2010年度日本学術振興会科学研究費補助金「擬似パネルデータ利用によるインドネシアとタイ農家計の貧困要因の比較研究」（課題番号：21580284、研究代表者：新谷正彦）における研究成果の一部である。

- (1) 最近の成果は、本台・新谷（2008）と新谷（2010）にまとめられている。参照されたい。
- (2) インドネシアの社会経済調査スサナスの調査方法については、新谷の過去の研究を参照されたい。
- (3) 2008年調査スサナスのコア部分において、賃金所得の調査がなくなり、2008年調査のモジュール部分は、消費と所得が調査される年であり、家族員の賃金所得が調査項目上、利用可能である。しかし所得部分のファイルは、統計局の内部使用に限るということで利用できない状況である。
- (4) 例えば、新谷（2010）の第2章を参照されたい。
- (5) 1998年調査のスサナスより、コア部分において、家族構成員の賃金所得の調査がおこなわれるようになった。同一の調査は、2007年まで続き、2008年よりコア部分の調査項目は変更、縮小され、家族構成員の賃金所得の調査項目がなくなった。
- (6) 各年調査のスサナスは、当年価格で評価されているが、擬似パネルデータ作成に際し、各年調査の価値額は、消費者物価指数を用いて2002年価格に変換された。



消費者物価指数は、国家統計局の統計年鑑である STATISTIK INDONESIA (Statistical Year Book of Indonesia) の各年版より採ったものである。なお、1998年は44都市、1999-2003年は43都市、かつ、2004年以降45都市の消費者物価指数であり、2003年以前は、1996年基準であり2004年以降は、2002年基準である。1996年基準の消費者物価指数は、2002年基準に変換された。都市部と農村部との間の物価差は、各年とも同一と仮定された。

- (7) ミンサー型賃金関数、およびその簡明な説明については、Mincer (1980) と澤田 (2003) を参照されたい。
- (8) 例えば、古くは、Spector and Mazzeo (1980) を参照されたい。
- (9) 例えば、新谷 (2010) の第2章を参照されたい。
- (10) 作成した擬似パネルデータに対応した賃金所得ゼロの擬似パネルデータを、さしあたって作成できなかった点が最大の理由である。パネルデータを用いたサンプルセレクションモデルの推定方法は、Wooldridge (2002) に説明されているが、擬似パネルデータを用いたサンプルセレクションモデルの推定方法について、現時点で筆者には不明である。
- (11) 例えば、新谷 (2010) の第3章を参照されたい。
- (12) インドネシアの計測例において、McMahon and Boediono (1992) の収益率は、中等教育の収益率11.0%と高等教育の収益率5.0%となっている。
- (13) (2)式の第2項、第3項、第4項と第5項とは、教育年数の二乗に対する都市男子、都市女子、農村男子と農村女子とのパラメーターダミーである。これらを分割して(2)式のように表示した。
- (14) 教育年数は、Oey-Gardiner (1997) の図8.1を参考にして、次のように決定した。すなわち、教育年数は、無教育：0年、小学校中退：3年、小学校卒業：6年、中学校卒業：9年、高等学校卒業：12年、職業高等学校卒業：13年、ディプロマⅠ又はⅡ修了：13.5年、ディプロマⅢ修了：15年、ディプロマⅣ修了：16年、修士又は博士課程修了：18年とした。なお、修士又は博士課程修了のための教育年数を18年とした。しかし、修士又は博士課程修了者の教育年数として、18年は短いかもしれないが、この数値を使用した。また、経験年数は、年齢から教育年数と6とを控除した年数とした。
- (15) 回帰式(2)と回帰式(3)とにおいて、期間が3年となったために、接続する年階級が増加した。しかし、1998年の55-57歳の農村女子の30万以上40万未満ルビアのセルがゼロとなっており、これに接続する2001年と2004年とのセルが除外された。したがって、回帰式(2)と回帰式(3)とのサンプル数が異なることとなった。
- (16) 残差ダミーの作成は、0.1刻みで、残差の絶対値がそれより大きい場合を1としたダミー変数を正の場合と負の場合について2個作成し、決定係数が最大のものを選択した。回帰式(1)の場合は、境界値が0.45とマイナス0.45とであった。そして、回帰式(2)と回帰式(3)との場合は、境界値が0.5とマイナス0.5とであった。
- (17) 学歴の世代連鎖を想定した変数である。インドネシアにおける学歴の世代連鎖の存在についての実証分析については、新谷 (2010) の第4章を参照されたい。
- (18) 残差ダミーの作成は、0.1刻みで、残差の絶対値がそれより大きい場合を1としたダミー変数を正の場合と負の場合について2個作成し、決定係数が最大のものを選択した。境界値が0.6とマイナス0.6とであった。
- (19) 新谷 (2010) の第2章の表12を参照されたい。
- (20) 新谷 (2010) の第2章を参照されたい。なお、比較に用いた文献名は、文献リストに挙げた。

## 文献

- Attanasio, Orazio p. and Guglielmo Weber [1995] “Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization?: Evidence from the Consumer Expenditure Survey”, *Journal of Political Economy*, Vol.103, No.6, pp.1121-1157.
- Browning, Martin, Angus Deaton and Margaret Irish [1985] “A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle”, *Econometrica*, Vol.62, No.3, pp.503-543.
- Byron, R. P. and H. Takahashi [1989] “An Analysis of the Effect of Schooling, Experience and Sex on Earnings in the Government and Private Sectors of Urban Java”, *Bulletin of Indonesia Economic Studies*, Vol.25, No.1, pp.105-117.
- Deaton, Angus and Christina Paxson [1994] “Intertemporal Choice and Inequality”, *Journal of Political Economy*, Vol.102, No.3, pp.437-467.
- Duflo, Esther [2001] “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, Vol.91, No.4, pp.795-813.
- 本台進・新谷正彦 [2008] 『教育と所得格差—インドネシアにおける貧困削減に向けて—』日本評論社。
- McMahon, Walter W. and Walter W. Boediono [1992] “Universal Basic Education: An Overall Strategy of Investment Priorities for economic Growth”, *Economics of Education Review*, Vol.11, No.2, pp.137-151.
- Mincer, Jacob [1974] *Schooling, Expenditure, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Oey-Gardiner, Mayling [1997] “Educational Development, Achievements and Challenges”, Jones, Cavin W. and Terence H. Hull eds., *Indonesia Assessment: Population and Human Resources*, Institute of Southeast Asian Studies, Singapore, pp.135-166.
- Psacharopoulos, George [1994] “Return to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, Vol.22, No.9, pp.1325-1343.
- Psacharopoulos, George and Harry Anthony Patrinos [2002] “Return to Investment in Education: A Global Update”, The World Bank, Policy Research Working Paper, No.2881.
- 澤田康幸 [2003] 「教育開発の経済学」大塚敬二郎・黒崎卓編著『教育と経済発展』東洋経済新報社、13-48ページ。
- 新谷正彦 [2010] 『マイクロデータ利用によるインドネシア家計の数量分析—貧困削減に向けて所得格差の要因分析—』, 西南学院大学研究叢書、第38号。
- Spector, L. and M. Mazzeo [1980] “Probit analysis and economic education”, *Journal of Education*, Vol.11, pp.1079-1085.
- Wooldridge, Jeffrey M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts, The MIT Press.

付表1 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数（ジャワ島，2001年）

			月間賃金所得（単位：ルピア）				
			10万未満	10万以上 20万未満	20万以上 30万未満	30万以上 40万未満	40万以上
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
18歳以下	都市	男子	35	148	200	127	126
		女子	52	449	275	153	135
	農村	男子	56	175	175	111	98
		女子	69	166	133	58	62
19-21歳	都市	男子	36	187	353	390	529
		女子	39	381	425	341	532
	農村	男子	53	150	258	199	218
		女子	36	129	125	62	100
22-24歳	都市	男子	21	128	349	379	901
		女子	42	209	311	303	677
	農村	男子	33	105	217	194	297
		女子	54	101	105	54	72
25-27歳	都市	男子	22	109	313	452	1,542
		女子	48	192	257	266	710
	農村	男子	37	116	201	239	445
		女子	53	118	83	47	84
28-30歳	都市	男子	16	104	238	385	1,696
		女子	50	175	206	185	588
	農村	男子	29	100	190	240	454
		女子	71	109	81	43	85
31-33歳	都市	男子	15	82	178	265	1,588
		女子	54	125	125	98	462
	農村	男子	24	77	141	169	477
		女子	64	107	80	34	74
34-36歳	都市	男子	14	61	143	261	1,649
		女子	48	150	123	129	453
	農村	男子	25	99	156	155	543
		女子	54	127	87	40	106
37-39歳	都市	男子	7	60	98	182	1,363
		女子	25	100	117	79	405
	農村	男子	21	77	110	140	486
		女子	55	100	74	31	96

（資料）2001 SUSENAS 個別結果表。

付表2 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数(ジャワ島, 2001年)(その2)

			月間賃金所得(単位:ルピア)				
			10万未満 (1)	10万以上 20万未満 (2)	20万以上 30万未満 (3)	30万以上 40万未満 (4)	40万以上 (5)
40-42歳	都市	男子	17	41	131	167	1,610
		女子	46	131	107	73	427
	農村	男子	26	96	129	145	552
		女子	54	109	62	23	90
43-45歳	都市	男子	9	39	81	137	1,139
		女子	38	86	67	55	259
	農村	男子	13	55	104	91	330
		女子	43	66	51	21	52
46-48歳	都市	男子	15	29	70	96	997
		女子	25	65	54	36	211
	農村	男子	16	58	94	72	296
		女子	33	75	42	13	53
49-51歳	都市	男子	13	34	67	103	885
		女子	24	80	51	21	183
	農村	男子	13	52	95	74	250
		女子	31	54	31	11	51
52-54歳	都市	男子	3	23	52	57	540
		女子	16	39	29	13	108
	農村	男子	13	41	46	28	198
		女子	24	52	22	7	19
55-57歳	都市	男子	6	18	39	58	336
		女子	14	46	15	14	53
	農村	男子	10	36	55	39	124
		女子	26	51	17	6	15
58-60歳	都市	男子	10	29	44	41	227
		女子	15	47	22	12	37
	農村	男子	14	39	31	33	63
		女子	21	33	15	5	9
61歳以上	都市	男子	26	83	94	69	188
		女子	28	95	44	14	18
	農村	男子	32	70	71	42	45
		女子	71	87	29	5	7

(資料) 2001 SUSENAS 個別結果表。

付表3 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数（ジャワ島，2004年）

			月間賃金所得（単位：ルピア）				
			10万未満	10万以上 20万未満	20万以上 30万未満	30万以上 40万未満	40万以上
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
18歳以下	都市	男子 女子	16 28	82 266	128 219	123 140	145 135
	農村	男子 女子	24 32	74 142	104 97	96 50	81 43
19-21歳	都市	男子 女子	19 30	124 207	208 320	342 308	739 703
	農村	男子 女子	13 29	92 117	144 113	199 89	212 103
22-24歳	都市	男子 女子	17 35	89 168	256 263	442 311	1,362 1,014
	農村	男子 女子	22 30	70 100	146 85	219 68	337 110
25-27歳	都市	男子 女子	16 37	74 144	203 199	401 246	1,818 945
	農村	男子 女子	23 32	68 81	141 62	212 65	388 91
28-30歳	都市	男子 女子	19 25	60 136	164 174	309 205	1,991 749
	農村	男子 女子	17 31	63 92	131 52	229 52	461 85
31-33歳	都市	男子 女子	10 21	47 113	109 132	288 158	1,909 631
	農村	男子 女子	14 35	61 72	103 60	159 55	515 95
34-36歳	都市	男子 女子	12 29	50 126	107 123	249 148	2,151 621
	農村	男子 女子	10 39	49 99	111 79	175 49	555 86
37-39歳	都市	男子 女子	11 25	37 99	70 118	182 105	1,737 520
	農村	男子 女子	12 27	33 81	74 48	109 47	472 89

（資料）2004 SUSENAS 個別結果表。

付表4 年齢別都市農村別男女別賃金所得別サンプル数(ジャワ島, 2004年)(その2)

			月間賃金所得(単位:ルピア)				
			10万未満 (1)	10万以上 20万未満 (2)	20万以上 30万未満 (3)	30万以上 40万未満 (4)	40万以上 (5)
40-42歳	都市	男子	6	31	68	170	1,767
		女子	26	139	109	73	477
	農村	男子	11	50	80	133	500
		女子	30	82	49	24	87
43-45歳	都市	男子	7	23	59	134	1,569
		女子	19	106	97	61	409
	農村	男子	19	37	80	89	391
		女子	31	73	45	19	53
46-48歳	都市	男子	8	23	54	107	1,258
		女子	16	67	62	56	258
	農村	男子	6	34	35	56	285
		女子	31	45	31	12	40
49-51歳	都市	男子	8	26	45	93	1,129
		女子	11	69	49	39	231
	農村	男子	7	33	55	63	256
		女子	20	50	9	7	42
52-54歳	都市	男子	5	18	32	81	884
		女子	18	44	38	16	137
	農村	男子	6	27	29	47	193
		女子	14	44	18	8	33
55-57歳	都市	男子	5	12	37	44	435
		女子	13	31	25	15	64
	農村	男子	5	24	26	48	117
		女子	21	27	11	3	8
58-60歳	都市	男子	3	12	31	45	226
		女子	10	30	26	9	33
	農村	男子	3	31	25	27	67
		女子	17	35	10	2	5
61歳以上	都市	男子	12	41	63	58	271
		女子	21	60	31	15	20
	農村	男子	15	63	54	37	45
		女子	30	63	27	6	1

(資料) 2004 SUSENAS 個別結果表。