

【投稿論文】 タイの女子高等教育効果の推定★

西南学院大学名誉教授 新谷正彦

要 旨

小稿は、タイ国における女子高等教育履修の効果が大きい点を、女子高等教育履修のトリートメント効果の推定によって明らかにした。女子高等教育履修者の賃金所得は観察されるが、そのサンプルが高等教育を履修しなかった場合の賃金所得は観察されない。そこで、高等教育を受けたというトリートメントグループの選択が内生的に決定される際のバイアスを考慮して、賃金所得関数を推定した。次に、その結果を用いて、女子高等教育を受けなかった仮想の場合の賃金所得を推定し、高等教育修了グループのトリートメント効果を推定した。その結果、タイ国の社会経済調査の個別結果表を用いて推定した女子高等教育のトリートメント効果は、大きな値を示した。したがって、多数の女子の高等教育就学の方法を考慮し、その政策立案と実施とが、タイ政府に求められ、そのことが男女間の賃金格差、および所得格差の解消への手段となることを明らかにした。

1. はじめに

小稿の目的は、タイにおける女子高等教育履修の効果を、女子高等教育履修のトリートメント効果を組み込んだ賃金所得関数の推定によって、数量的に明らかにすることである。

タイは、近年の経済発展の結果、貧困人口は減少しつつあるが、今なお、男女間および都市農村間に、賃金所得格差が存在している^(注1)。その原因の1つとして、高等教育投資の収益率が高いにもかかわらず、最終学歴を指標とした教育水準の低さが指摘されてきた。2007年の時点においても、高等教育の就学率は、低い状況にある^(注2)。小稿は、女子高等教育履修の効果が大きい点を、教育投資の収益率と異なる側面より、数量的に明らかにすることによって、男女間賃金所得格差の解消の方策の糸口を示すことである。

一般に、社会科学の分野においては実験が困難であるので、社会現象の予測を困難にしてきた。この点は、社会政策の適切な評価を困難なものにしてきたといえる。しかし、近年、仮想値を想定し、この分野に接近する方法が開発されてきた。その1つが、トリートメント効果を含むモデルの推定である^(注3)。

女子高等教育履修者の賃金所得は観察されるが、そのサンプルが高等教育を履修しなかった場合の賃金所得は観察されない。高等教育を受けたというトリートメントグループの選択が内生的に決定される際のバイアスを考慮し、まず、高等教育を受けるかどうかを、世帯主の最終

★小稿は、2013年度日本学術振興会科学研究費「マイクロデータおよび擬似パネルデータ利用によるタイ農村の貧困要因の数量分析」(課題番号: 25450350, 研究代表者: 新谷正彦)の成果の一部である。査読者のコメントにより、小稿はよりよいものになった。記して感謝の意を示す次第である。しかし、小稿に含まれる誤りは、筆者の責任であることは言うまでもないことである。

学歴と家計の金融資産とによるプロビットモデルで判別し、各サンプルについて推定したある種の統計比率^(註4)を媒介として、賃金所得関数を最尤法で推定する。その結果を用いて、女子高等教育を受けた場合の賃金所得と、そのグループがそれを受けなかった仮想の場合の賃金所得とを推定し、それらの差の平均値を、高等教育修了グループのトリートメント効果とする。

トリートメント効果を含むモデルを用いた教育の収益率の推定に関する研究が多数なされている^(註5)。しかし、タイの教育投資の収益率の推定はあるが、トリートメント効果を陽表的に取り上げた研究を、筆者は寡聞にして知らない。したがって、小稿は、タイのこの分野の嚆矢となるといえる。

以下、2において、統計の事実認識をおこない、3において、モデルの説明とその推定がなされる。そして、4はむすびにあてられる。

2. 事実認識

使用するデータは、2007年、2009年と2011年とにおこなわれたタイの社会経済調査の個別結果表である。

表1は、サンプル中、25歳以上の女子の最終学歴が高等教育（大学卒業）と中等教育（高等学校卒業と職業高等学校卒業）であり、かつ賃金労働所得があるサンプルを抜き出し、年齢グループ毎に、その平均値を求めたものである。なお、数値は、名目値である。

表1によれば、各年において、年齢の上昇とともに、最終学歴が高等教育と中等教育の賃金所得が上昇するが、高等教育と中等教育との賃金所得の格差が存在し、年齢の上昇とともに、高等教育と中等教育との賃金所得格差の拡大が観察される。筆者の過去の研究によれば、最終学歴を指標とした教育水準による賃金所得の格差の存在は確認できた^(註6)。したがって、表1に観察さ

表1 女子高等教育と中等教育最終学歴者の平均賃金所得(2007年, 2009年, 単位: パーツ/月)

		高等教育		中等教育		賃金所得格差 (5)
		賃金所得 (1)	サンプル数 (2)	賃金所得 (3)	サンプル数 (4)	
2007年	25歳以上30歳未満	10,815	937	8,273	316	2,542
	30歳以上35歳未満	13,559	724	9,672	207	3,887
	35歳以上40歳未満	17,427	592	10,280	112	7,147
	40歳以上	26,857	1,752	17,119	330	9,738
	合計	19,306	4,005	11,831	965	7,475
2009年	25歳以上30歳未満	11,426	920	8,424	288	3,002
	30歳以上35歳未満	14,562	834	9,393	227	5,169
	35歳以上40歳未満	18,453	639	11,204	116	7,249
	40歳以上	29,430	1,789	16,276	302	13,154
	合計	20,827	4,182	11,547	933	9,280
2011年	25歳以上30歳未満	12,053	865	9,204	211	2,849
	30歳以上35歳未満	14,385	848	9,603	186	4,782
	35歳以上40歳未満	18,730	607	10,497	115	8,233
	40歳以上	30,701	1,661	18,326	261	12,375
	合計	21,348	3,981	12,572	773	8,776

(注)賃金所得格差(5)は、(1)列目より(3)列目を引いた差額である。

(出所)2007年, 2009年および2011年調査の社会経済調査個別結果表より集計

れる同一年齢グループにおける賃金所得格差の存在は、教育水準による差であり、年齢の上昇とともに賃金所得の上昇は、経験による技術の上昇を反映したものであると推論できる。

問題は、同一年齢グループにおける所得格差の大きさは、教育水準による差のみであるといえるかどうかである。高等教育が最終学歴となっている人々が、高等教育を受けることができず、中等教育が最終学歴となった場合、表1に示される賃金所得になったであろうか。高等教育を受ける能力のない人より高い賃金所得を得たかもしれない。また、経済的理由により、高等教育が受けられない人々が存在しているために、表1の中等教育が最終学歴となっている人の賃金所得は高い能力の人の賃金所得を反映しているかもしれない。これらの問題を考慮したモデルを次節で考える。

3. モデルと推定

いま、サンプルの最終学歴が高等教育である状態を $S=1$ とし、サンプルの最終学歴が中等教育である状態を $S=0$ とする。この場合、 S がトリートメント (treatment, 処理) の指標であり、中等教育修了者に対して、高等教育のトリートメントしたグループが前者 ($S=1$) であり、最終学歴が中等教育、すなわち、高等教育のトリートメントしなかったグループが後者 ($S=0$) である。また、前者をトリートメントグループと呼び、後者をコントロールグループと呼ぶ。

サンプルの高等教育が最終学歴である賃金所得を w_1 であらわし、中等教育のそれを w_0 であらわす。そして、両賃金所得格差の期待値を平均トリートメント効果 (average treatment effect : ATE) と定義する。

$$ATE = E(w_1 - w_0) \quad (1)$$

また、高等教育のトリートメントグループの平均トリートメント効果 (average treatment effect on the treated : ATT) を

$$\begin{aligned} ATT &= E(w_1 - w_0 \mid S=1) \\ &= E(w_1 \mid S=1) - E(w_0 \mid S=1) \end{aligned} \quad (2)$$

と定義する。すなわち、ATTは、中等教育に対して、高等教育を最終学歴とした場合の効果を示すものである。この場合、第1項は観察できるが、第2項は観察できない。したがって、問題は、いろいろな仮定の下で、高等教育を受けなかったコントロールグループの情報を用いて、第2項を推定することになる。

クロスセクションデータを用いる小稿の場合、高等教育を受けたトリートメントグループの選択が内生的に決定される際のバイアスを考慮し、次の推定モデルを用いる^{(注7)(注8)}。なお、モデルにおいて使用する変数名とモデルの推定に用いたサンプルの平均値を、表2に示した。

$$Wage = \beta_0 + \beta_1 Age + \beta_2 H_R + \delta S + \varepsilon \quad (3)$$

$$S^* = \gamma_0 + \gamma_1 Hed + \gamma_2 Dfa01 + \gamma_3 Dfa02 + \gamma_4 Dfa03 + u \quad (4)$$

表2 モデルの推定に用いる変数の説明とサンプル平均値(2007年, 2009年, 2011年)

変数名		変数の説明					
賃金所得	Wage	賃金所得(パーツ/月)					
年齢	Age	サンプルの年齢(歳)					
ハザード比率	H_R	同一学歴の賃金所得のないサンプルの影響を考慮する統計上の変数					
高等教育ダミー変数	S	高等教育を受けたサンプルを示すダミー変数					
世帯主最終学歴	Hed	世帯主の教育を受けた期間(年)					
金融資産ダミー変数1	Dfa01	家計の金融資産の総額を示すダミー変数(その1) (20万パーツ超え50万パーツ以下)					
金融資産ダミー変数2	Dfa02	家計の金融資産の総額を示すダミー変数(その2) (50万パーツ超え100万パーツ以下)					
金融資産ダミー変数3	Dfa03	家計の金融資産の総額を示すダミー変数(その3) (100万パーツ超え)					

変数名	2007年		2009年		2011年		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
賃金所得	Wage	17,854.6	12,338.0	19,134.2	14,808.1	19,921.2	15,245.6
年齢	Age	37.8	9.4	38.1	9.6	38.2	9.7
ハザード比率	H_R	0.0020	0.0448	0.0039	0.0624	0.0061	0.0779
高等教育ダミー変数	S	(4,005)	(80.6%)	(4,182)	(81.8%)	(3,981)	(83.7%)
世帯主最終学歴	Hed	11.9	5.3	11.8	5.3	11.7	5.4
金融資産ダミー変数1	Dfa01	(846)	(17.0%)	(898)	(17.6%)	(801)	(16.8%)
金融資産ダミー変数2	Dfa02	(1,326)	(26.7%)	(1,383)	(27.0%)	(1,252)	(26.3%)
金融資産ダミー変数3	Dfa03	(1,440)	(29.0%)	(1,597)	(31.2%)	(1,577)	(33.2%)
サンプル数		4,970		5,115		4,754	

(注)ダミー変数の平均値部分の括弧内には、値が1のサンプル数を、また、標準偏差部分の括弧内に構成比を示した。
(出所)2007,2009年および2011年調査の社会経済調査個別結果より集計

すなわち、式(3)は、賃金所得 $Wage$ が、年齢 Age ^(注9)、ハザード比率 H_R ^(注10)と、高等教育を受けるトリートメントの選択を示す内生変数であるダミー変数 S と、確率誤差 ε とで決まるモデルとなっている。なお、式(4)において、高等教育を受けるトリートメントによる選択は、観察されない結果であるので、最終学歴が高等教育であるかどうかを示すダミー変数 S に、アスタリスクを付けて、 S^* となっている。そして、それが、外生変数である世帯主の教育年数 Hed ^(注11)と3個の家計の金融資産ダミー変数 $Dfa01$ 、 $Dfa02$ 、 $Dfa03$ ^(注12)と、確率誤差 u とで決まるモデルとなっている。式(4)で $S^* > 0$ のとき、すなわち、最終学歴が高等教育である場合、 $S=1$ となり、それ以外の場合、 $S=0$ となる。なお、 β_0 、 β_1 、 β_2 、 δ 、 γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 γ_4 は推定すべきパラメーターであり、確率誤差 ε は、平均値ゼロで、分散が σ と1であり、確率誤差 u は、平均値ゼロで、分散が σ と1であり、共分散が ρ である共分散行列で示される2変量正規分布をすると仮定される。個々のサンプルを表示する添え字は省略した。

表3 女子高等学校教育トリートメント効果モデルの計測結果(2007年, 2009年, 2011年)

			係数推定値 (1)	標準誤差 (2)	z-統計量 (3)	P> z (4)
2007年	賃金所得	Wage				
	年齢	Age	710.71	15.10	47.06	0.0000
	ハザード比率	H_R	-5478.14	3045.66	-1.80	0.0720
	高等教育ダミー変数	S	11619.38	626.13	18.56	0.0000
	定数項	_cons	-18390.55	693.81	-26.51	0.0000
	高等教育ダミー変数	S				
	世帯主教育年数	Hed	0.0325	0.0038	8.49	0.0000
	金融資産ダミー変数1	Dfa01	0.2845	0.0729	3.90	0.0000
	金融資産ダミー変数2	Dfa02	0.6875	0.0712	9.65	0.0000
	金融資産ダミー変数3	Dfa03	1.1942	0.0915	13.05	0.0000
	定数項	_cons	-0.0830	0.0766	-1.08	0.2790
	$\text{atanh}\rho$	/athrho	-0.3883	0.0340	-11.41	0.0000
	$\ln\sigma$	/lnsigma	9.2163	0.0116	792.55	0.0000
	ρ	rho	-0.3699	0.0294		
	σ	sigma	10059.68	116.98		
	$\lambda=\rho\sigma$	lambda	-3720.85	319.91		
LR test of (rho=0):	chi2(1)	92.26	(Prob>chi2 : 0.0000)			
対数尤度		-54,983.64				
ワルト統計量	Waldchi2(3)	3080.67	(Prob>chi2 : 0.0000)			
サンプル数		4,970	(S=0 : 965, S=1 : 4,005)			
2009年	賃金所得	Wage				
	年齢	Age	779.63	17.95	43.43	0.0000
	ハザード比率	H_R	-10232.24	2689.40	-3.80	0.0000
	高等教育ダミー変数	S	13449.82	769.47	17.48	0.0000
	定数項	_cons	-21537.66	852.78	-25.26	0.0000
	高等教育ダミー変数	S				
	世帯主教育年数	Hed	0.0327	0.0038	8.56	0.0000
	金融資産ダミー変数1	Dfa01	0.2442	0.0685	3.57	0.0000
	金融資産ダミー変数2	Dfa02	0.5664	0.0673	8.42	0.0000
	金融資産ダミー変数3	Dfa03	1.1418	0.0946	12.07	0.0000
	定数項	_cons	0.0727	0.0711	1.02	0.3060
	$\text{atanh}\rho$	/athrho	-0.3268	0.0326	-10.03	0.0000
	$\ln\sigma$	/lnsigma	9.4210	0.0110	854.73	0.0000
	ρ	rho	-0.3156	0.0293		
	σ	sigma	12345.53	136.08		
	$\lambda=\rho\sigma$	lambda	-3896.51	383.33		
LR test of (rho=0):	chi2(1)	69.09	(Prob>chi2 : 0.0002)			
対数尤度		-57,618.74				
ワルト統計量	Waldchi2(3)	2614.24	(Prob>chi2 : 0.0000)			
サンプル数		5,115	(S=0 : 933, S=1 : 4,182)			
2011年	賃金所得	Wage				
	年齢	Age	817.19	18.82	43.42	0.0000
	ハザード比率	H_R	-8951.91	2220.54	-4.03	0.0000
	高等教育ダミー変数	S	18329.51	794.92	23.06	0.0000
	定数項	_cons	-26624.60	913.34	-29.15	0.0000
	高等教育ダミー変数	S				
	世帯主教育年数	Hed	0.0270	7.00	0.0000	
	金融資産ダミー変数1	Dfa01	0.2288	0.0736	3.11	0.0020
	金融資産ダミー変数2	Dfa02	0.6591	0.0731	9.02	0.0000
	金融資産ダミー変数3	Dfa03	1.3781	0.0999	13.80	0.0000
	定数項	_cons	0.1225	0.0773	1.59	0.1130
	$\text{atanh}\rho$	/athrho	-0.5914	0.0361	-16.37	0.0000
	$\ln\sigma$	/lnsigma	9.4746	0.0126	749.99	0.0000
	ρ	rho	-0.5309	0.0259		
	σ	sigma	13025.20	164.55		
	$\lambda=\rho\sigma$	lambda	-6914.73	395.66		
LR test of (rho=0):	chi2(1)	140.19	(Prob>chi2 : 0.0000)			
対数尤度		-53,451.86				
ワルト統計量	Waldchi2(3)	2880.67	(Prob>chi2 : 0.0000)			
サンプル数		4,754	(S=0 : 773, S=1 : 3,981)			

(注) ρ と σ に関して、本文、および注 14 を参照されたい。

(出所) 筆者推計

2007年、2009年と2011年とにおこなわれたタイの社会経済調査の個別結果表のうち、25歳以上の女子の最終学歴が高等教育（大学卒業）と中等教育（高等学校卒業と職業高等学校卒業）であり、かつ賃金所得があるサンプルを用いて、式（3）と式（4）とであらわされるモデルを、最尤法で推定した結果が、表3である^(註13)。

表3の2007年の推定結果の部分に、まず、注目しよう。最初の部分は、モデルの式（3）に対応したパラメーターの推定値に関する部分であり、2段目は同じく式（4）に対応した部分である。式（3）と式（4）で選択した変数のパラメーターの推定値は、（1）列目に示され、その推定された係数が統計的にゼロでないといえる確率の有意水準が、（4）列目に示されている。表3の3段目は、 ρ と σ との推定値に関した部分であり^(註14)、4段目は、3段目の情報を基に、 ρ と σ とを個別に推定したものであり、 λ は ρ と σ との積である。また、最後の部分には、選択した変数のパラメーターの推定値全体が有意であるかどうかを検定する統計量が示されている。

2007年の場合、賃金所得を得ていないサンプルの影響を除外するために導入した変数、ハザード比率の有意水準が7.2%（（4）列目の0.0720）で、ハザード比率の係数の推定値が統計的にゼロでないといえる確率が、92.8%である以外、式（3）と式（4）で選択した他の総ての変数のパラメーターの推定値は、統計的にゼロでないといえる確率は、ほぼ100%であり（（4）列目の有意水準が0.0%）、尤度比検定とワルト検定の結果もゼロに近い有意水準で有意であり、モデルの推定が有効であることを示している。式（4）で選択した総ての変数のパラメーターの推定値の符号はプラスであり、世帯主の教育年数が高まれば、女子の高等教育を受ける機会が高まり、家計の金融資産の増加は女子の高等教育を受ける機会が高まる^(註15)ことを示している。

また、式（3）で選択した変数の年齢のパラメーターの推定値の符号はプラスであり、年齢の上昇とともに、賃金所得の増加を示し、高等教育ダミー変数のパラメーターの推定値の符号はプラスであり、高等教育を受けたことによる賃金所得の増加を示している。加えて、ハザード比率のパラメーターの推定値がゼロと有意差があることは、高等教育と中等教育を受けたサンプルから賃金所得のないサンプルを除外した影響が他の変数のパラメーターの推定値に含まれていないことを示しているといえる。したがって、モデルの推定結果が有効であるといえる。

表3における2009年と2011年とのモデルの推定結果も、2007年と同様に有効であることを示している。

式(2)で定義された高等教育を修了したグループのサンプルのトリートメント効果 (treatment effect on the treated : TT) は、次式より推定できる。

$$\begin{aligned} TT_j &= E(w_{1j} - w_{0j} \mid S_j = 1) \\ &= E(w_{1j} \mid S_j = 1) - E(w_{0j} \mid S_j = 1) \\ &= \delta + \rho\sigma (\varphi_j / \Phi_j (1 - \Phi_j)) \end{aligned} \quad (5)$$

ただし、添え字 j は j 番目のサンプルを示し、 φ と Φ とは次の標準正規分布密度関数

$$\begin{aligned}\varphi_j &= \varphi (\gamma_0 + \gamma_1 \text{Hed}_j + \gamma_2 \text{Dfa01}_j + \gamma_3 \text{Dfa02}_j + \gamma_4 \text{Dfa03}_j) \\ \Phi_j &= \Phi (\gamma_0 + \gamma_1 \text{Hed}_j + \gamma_2 \text{Dfa01}_j + \gamma_3 \text{Dfa02}_j + \gamma_4 \text{Dfa03}_j)\end{aligned}\quad (6)$$

である。

表4は、式(5)にしたがって、推定した高等教育を修了したグループのトリートメント効果を年齢グループ別に平均して示したものである^(注16)。

表4によれば、2007年、2009年、2011年ともに、年齢グループ毎の高等教育を修了したグループの平均トリートメント効果に大差がなく、サンプル全体の高等教育を修了したグループの平均トリートメント効果を議論すればよいことがわかる。したがって、女子高等教育を修了したグループの平均トリートメント効果は、2007年の場合、4,820 パーツ/月であり、2009年の場合、6,277 パーツ/月であり、2011年の場合、5,298 パーツ/月であったといえる。これらの数値は、2007年の場合、高等教育を修了したグループが高等教育を受けなかった場合の仮想賃金所得の33%に相当し、2009年の場合、その43%に相当し、2011年の場合、その33%に相当する。したがって、2007年、2009年および2011年の場合、女子高等教育の効果が大きいことがわかる。この結果は、タイの女子高等教育投資の収益率が高いことを示した筆者の研究を補完するものである(新谷、2012)。

表4 女子高等教育終了グループのトリートメント効果の推定(2007年、2009年、2011年、単位:パーツ/月)

		高等教育修了 $E(w_1 S=1)$ (1)	高等教育無修了 $E(w_0 S=1)$ (2)	トリートメント効果 (3)=(1)-(2)
2007年	25歳以上30歳未満	10,828	5,718	5,110
	30歳以上35歳未満	14,406	9,417	4,989
	35歳以上40歳未満	18,306	13,462	4,844
	40歳以上	26,106	21,520	4,586
	合計	19,264	14,444	4,820
2009年	25歳以上30歳未満	11,291	4,682	6,609
	30歳以上35歳未満	15,334	8,839	6,495
	35歳以上40歳未満	19,417	13,085	6,332
	40歳以上	28,708	22,722	5,986
	合計	20,790	14,513	6,277
2011年	25歳以上30歳未満	11,145	5,217	5,928
	30歳以上35歳未満	15,488	9,833	5,655
	35歳以上40歳未満	19,654	14,155	5,499
	40歳以上	29,927	25,212	4,715
	合計	21,204	15,906	5,298

(注) 数値は、式(5)より推定された期待賃金所得であり、表1の数値と一致しない。

(出所) 筆者推計

4. むすび

小稿において、女子高等教育履修のトリートメント効果を組み込んだ賃金所得関数の推定によって、タイ国の女子高等教育履修の効果が大きいことを数量的に明らかにした。

女子高等教育を受けた場合の賃金所得と、そのグループがそれを受けなかった仮想の場合の賃金所得とを推定し、それらの差の平均値を、高等教育修了グループのトリートメント効果とした。

2007年、2009年および2011年の社会経済調査の個別結果表を用いて推定した高等教育修了グループのトリートメント効果は、大きな値を示し、女子の高等教育の効果が大きいことが明らかになった。女子の高等教育の効果が大にもかかわらず、女子の高等教育の就学率が低い理由の1つに、教育投資の資本制限が存在する^(註17)。資本制限解消の方法の1つに、奨学金制度が考えられるが、その具体的な方法と、その政策立案と実施とが、タイ政府に求められるといえる。そして、女子の高等教育投資の資本制限の解消が男女間の賃金格差、および所得格差の解消への手段となるといえる。

注

- (注1) 社会経済調査の個別結果表を用いて計算した平均月額賃金所得は、2007年の場合、都市男子：12,410バーツ、都市女子：11,456バーツ、農村男子：7,315バーツ、農村女子：6,642バーツであり、男子平均：10,535バーツ、女子平均：9,817バーツ、都市平均：11,968バーツ、農村平均：7,024バーツであり、賃金格差が存在する。多くの平均賃金所得の差の検定結果については、新谷(2012)の第2章を参照されたい。
- (注2) 社会経済調査の個別結果表を用いて計算した19歳以上22歳未満の就学率を高等教育の就学率とすれば、2007年の場合、男子平均：30.6%、女子平均：32.6%、都市平均：37.4%、農村平均：21.5%であり、高等教育の就学率は低いといえる。他の年齢の就学率については、新谷(2012)の第4章を参照されたい。
- (注3) 例えば、Cameon and Tridevi (2005)、Lee (2005)、または Wooldrige (2003)等を参照されたい。
- (注4) 逆ミルズ比と呼ばれている。小稿において、サンプルセレクションモデルを使用する際、ハザード比率が出てくるが同一物である。注13も参照されたい。
- (注5) サーベイ論文として、Carneiro, Heckman and Vytlačil (2005)が参考になった。
- (注6) 新谷(2012)を参照されたい。
- (注7) 最終学歴を、社会経済調査の個別結果表の情報より得られる教育年数で表現した。
- (注8) 25歳以上の高等教育と中等教育を受けたサンプルには、賃金所得を得ていないサンプルがあり、これらを考慮するためにサンプルセレクションモデルを併用し、ヘックマンの2段階法の前段のプロビット関数を計測し、推定パラメーターを用いてハザード比率を推計し、式(3)に加えた。なお、Amemiya (1985)によるタイプIIのトービット・モデルは、サンプルセレクションモデルと同一である。したがって、小稿において、この方法を用いた。実際の推定方法については、縄田(1992)が参考になった。賃金所得を得ているかどうかの判別は、既婚ダミー変数 D_{marriage} 、学生ダミー変数 D_{student} 、年齢 Age 、都市ダミー変数 D_{urban} 、相対的貧困ダミー変数 PLV と、世帯主の賃金所得 $Hh\text{wage}$ とによっておこった。プロビット関数の計測結果は、付表に示した。付表によれば、各年ともに、賃金所得を得ているかどうかの判別に、選択した変数総てが統計的に有意に働いており(選択した変数の係数の推定値[列(1)]が、ほぼ100%の確率でゼロでなく[列(4)]、尤度比検定の結果も推定された係数はほぼ100%の確率でゼロでない[LR testの部分]ことを示している)、賃金所得を得ているかどうかの判別に成功しているといえる。なお、相対的貧困のレベルは、橋木・浦河(2006)にしたがって、社会経済調査の個別結果表の家計サンプルの等価所得メディアン²の2分の1以下の家計を相対的貧困家計とした。詳しくは、新谷(2012)の第1章を参照されたい。

- (注9) 一般に、年齢の上昇とともに、知識と技術の蓄積が進み、生産性の上昇によって賃金率の上昇が観察されるために、賃金所得の説明変数に選択した。
- (注10) サンプルセレクションモデルの推定をヘックマンの2段階法に従ったので、2つの段階を結ぶ値で、プロビット関数の計測結果より各サンプルについて、推計される。注8も参照されたい。
- (注11) 親の教育水準と子供の教育水準との間に、高い相関が観察されてきたので、世帯主の教育水準を示すために、世帯主の教育年数が、高等教育を受けるかどうかの説明変数に選択された。親の教育水準と子供の教育水準との相関については、新谷(2010)の第4章を参照されたい。
- (注12) 就学、特に高等教育を受けることに、資本制限の存在が観察されている。したがって、家計の経済力を示す変数として金融資産を選択し、そのダミー変数が、高等教育を受けるかどうかの説明変数に選択された。教育の資本制限については、新谷(2010)の第3章と新谷(2012)の第4章を参照されたい。
- (注13) 推定は、まず、式(4)がプロビット推定によって判別され、その結果を用いた逆ミルズ比の推定値を用いて、式(3)の推定がなされる。式(3)と式(4)との推定に用いた計算ソフト stata では、両式が同時に推定されるので、逆ミルズ比は陽表的に現れない。なお、サンプルセレクションバイアス回避のために導入された式(4)のハザード比率と逆ミルズ比とは、計算式が同一であるが、サンプルセレクションモデル推定のヘックマンの2段階法で、ハザード比率の名称が使用されるので、ハザード比率を用いた。
- (注14) 使用した統計ソフト stata では、 σ と ρ とは直接推定されず、 $\operatorname{atanh} \rho = 1 / 2 \ln ((1 + \rho) / (1 - \rho))$ と $\ln \sigma$ が推定され、表示される。また、 $\lambda = \rho \sigma$ の値も表示される。
- (注15) 金融資産残高が大きくなるにしたがって、その大きさを示すダミー変数の係数の推定値が大きくなり、家計の経済力が高まれば、その家計の女子の高等教育を受ける機会が高まることを示している。
- (注16) モデルの推定に用いた統計ソフト stata のトリートメント効果を推定するコマンド `treatreg` に付随して、(1)式における $S_j = 1$ のときの w_{1j} の期待値、すなわち $E(w_{1j} | S_j = 1)$ と、 $S_j = 1$ のときの w_{0j} の期待値、すなわち $E(w_{0j} | S_j = 1)$ とを推定できるので、表3にその平均値も示した。表4の平均トリートメント効果は、それぞれの平均値の差として計算した。
- (注17) タイの教育の資本制限については、新谷(2012)の第4章を参照されたい。

参考文献

- 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－貧困解消にむけて所得格差の要因分析－』西南学院大学研究叢書, No. 38
- 新谷正彦(2012)『タイ国マイクロデータ利用による教育投資の収益率推定に関する研究』西南学院大学研究叢書, No. 40
- 橋本俊詔, 浦河邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 縄田和満(1992)「トービット・モデルの金融資産分析への応用について」『ファイナンシャル・レビュー』No. 23, pp. 29～47
- Amemiya, Takeshi (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Cameron, A. Collin and Pravin K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Method and Applications*, Cambridge University Press.
- Carneiro, Pedro, James J. Heckman and Edward Vytlačil (2005), "Understanding What Instrumental Variables Estimate: Estimating Marginal and Average Return to Education", mimeo.
- Lee, Myoung-Jae (2005), *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effect*, Oxford University Press.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2003), *Introductory Econometrics*, Cengage Learning.

付表 サンプルセレクションモデルのプロビット関数の計測結果 (2007年, 2009年, 2011年)

		係数 推定値 (1)	標準誤差 (2)	z-統計量 (3)	P> z (4)	
2007年	賃金所得ダミー変数	Dwage				
	既婚ダミー変数	Dmarriage	-0.2339	0.0336	-6.97	0.0000
	学生ダミー変数	Dstudent	0.2219	0.0911	2.44	0.0150
	年齢	Age	-0.0235	0.0015	-15.35	0.0000
	都市ダミー変数	Durban	-0.2394	0.0430	-5.57	0.0000
	相対的貧困ダミー変数	PLV	-0.7512	0.1307	-5.75	0.0000
	世帯主賃金所得	Hhwage	0.0000	0.0000	23.41	0.0000
	定数項	_cons	1.4777	0.0705	20.97	0.0000
	LR test	chi2	870.42	(Prob > chi2 : 0.0000)		
	対数尤度		-4,139.83			
擬似決定係数		0.095				
サンプル数		7,303				
2009年	賃金所得ダミー変数	Dwage				
	既婚ダミー変数	Dmarriage	-0.2534	0.0317	-7.99	0.0000
	学生ダミー変数	Dstudent	-0.0658	0.0801	0.82	0.4110
	年齢	Age	-0.0249	0.0014	-17.86	0.0000
	都市ダミー変数	Durban	-0.2555	0.0394	-6.49	0.0000
	相対的貧困ダミー変数	PLV	-1.0062	0.1393	-7.22	0.0000
	世帯主賃金所得	Hhwage	0.0000	0.0000	22.56	0.0000
	定数項	_cons	1.5542	0.0653	23.79	0.0000
	LR test	chi2	919.55	(Prob > chi2 : 0.0000)		
	対数尤度		-4,674.62			
擬似決定係数		0.090				
サンプル数		7,907				
2011年	賃金所得ダミー変数	Dwage				
	既婚ダミー変数	Dmarriage	-0.2076	0.0323	-6.43	0.0000
	学生ダミー変数	Dstudent	-0.1654	0.0987	-1.68	0.0940
	年齢	Age	-0.0309	0.0014	-22.07	0.0000
	都市ダミー変数	Durban	-0.1870	0.0402	-4.66	0.0000
	相対的貧困ダミー変数	PLV	-0.9306	0.1313	-7.09	0.0000
	世帯主賃金所得	Hhwage	0.0000	0.0000	24.24	0.0000
	定数項	_cons	1.6438	0.0656	25.06	0.0000
	LR test	chi2	1163.95	(Prob > chi2 : 0.0000)		
	対数尤度		-4,397.45			
擬似決定係数		0.117				
サンプル数		7,553				

(出所) 筆者推計