

親の学歴結婚パターンが子の教育達成に及ぼす影響に関する 比較社会学

—EASS 2006・2008累積データによる日韓台の3地域比較—

伊達 平和

1 はじめに

1.1 問題の所在

社会階層論では、出身階層が本人の教育達成や職業達成に与える影響について焦点になってきた。これらの研究では、父の学歴や職業が出身階層の指標として分析されることが多い。一方、高学歴化を経験している社会では、男性だけでなく女性の高学歴化も同時に進行している。そして、両性の高学歴化が進む中で高学歴同士の学歴結婚パターンが子の教育達成に影響を与えることも欧米の比較分析を中心に近年指摘されている (Esping-Andersen 2009)。しかし、母学歴も考慮された分析や、親の学歴結婚パターンを出身階層指標とした分析は日本においても非常に乏しく、ジェンダーという視点から階層研究の必要性が指摘されているにもかかわらず、その知見は必ずしも多くないのが現状である (伊達 2012)。一方、近年の階層研究では、EASS や SSM 調査などの東アジア地域を比較できるデータセットが充実してきたことから、欧米との比較ではなく東アジアにおける比較が注目されている。東アジアのジェンダー構造は、儒教的な家父長制の規範を共通に持つと指摘されてきたが、同時に差異も指摘されている (瀬地山 1996)。この地域を比較することによって、階層研究にジェンダーという分析視角を導入する意味がより明確になるのではないだろうか。

以上をふまえて、本稿では母親の学歴も加味した親の学歴結婚パターンを出身階層指標として子の教育達成を分析する。次節では、まず東アジアの日韓台に共通する高学歴化の動向を確認し、次章で階層研究とジェンダー研究をそれぞれレビューすることによって、本稿の分析視角を整理する。

1.2 東アジアにおける高学歴化の動向とその背景

本節では、UNESCO 統計¹⁾より日韓台の高等教育就学率を参照しつつ、その共通性と相違性について概観する。図1に日韓台の高等教育粗就学率の推移について男女別に示した。図1によれば、日本は80年代において高等教育就学率が停滞し、90年代から上昇に転じている。この動きは日本に特徴的な人口動態と高等教育政策がその背景にある。この点に関しては、天野(2003)の研究に詳しい。天野はTrow(1973)が述べたようにエリート段階からマス段階、そしてユニバーサル段階へと推移していく日本の高等教育を人口的・制度的観点から説明している。天野によれば、かつて政府は70年代後半から政府「指示」型の高等教育計画策を取り入れ、量的拡大の規制策をとっていたが、第2次ベビーブーム世代の人口増と進学意欲に押され、90年代には量的拡充策に踏み切った。この

時の政策としては、18歳人口が増加する時期にだけ「水増し入学」を認め、漸次廃止していく計画であった。しかし、この計画が発表されると私学の新增設欲求は高まり、その後縮小することは不可能であったとまとめている（天野 2003）。このような人口的・制度的・社会的変動を背景として、高等教育就学率は上昇を続けていった。しかし、図1によると、日本の高等教育の拡大の過程は韓・台に比べると緩やかに進んでいる。また、高校進学率は70年代の段階で90%を超えており（天野 2003）、韓台に比べて日本の高学歴化は、中等教育段階の戦後の早い段階でのユニバーサル化と高等教育の緩やかな拡大に特徴づけられる。

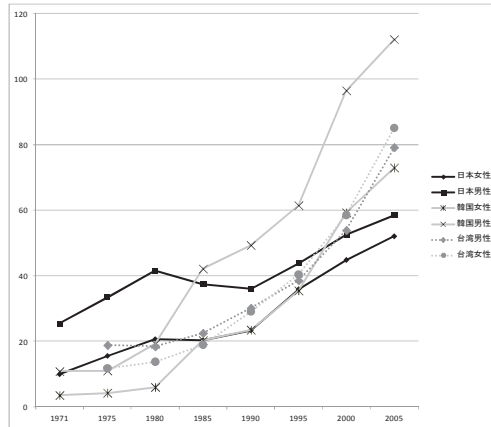


図1 日本・韓国・台湾の高等教育就学率の推移

次に韓国の場合であるが、韓国の教育制度や高等教育の変遷に関しては有田(2006)に詳しい。韓国の学校制度は日本と同じく6-3-3-4制度を軸とした単線型学校制度が敷かれており、非常に高い「教育熱」を持つ国民として知られている。初等教育は戦後の1950年代において90%を超え、中学校就学率も1980年代には100%に達しただけでなく、高校就学率も60年代には20%だったのが、70年代に急速に伸び、80年代後半には80%を超えて2000年代では誰もが高校に進学している（有田 2006）。高等教育について、図1によると韓国の教育拡大は2回あることがわかる。すなわち1970年代～80年代半ばにおける拡大と1990年代半ばにおける拡大である。90年代の拡大においては日本よりも早くユニバーサル化を達成している。韓国の教育政策では、教育段階における激しい受験競争を緩和するために、中学校無試験制度(1968年)と高校平準化措置(1974年)がとられており、高等教育段階までの選抜が原則として存在していない。このことは中高校生の教育達成意欲が「冷却」される契機がなく、「加熱」され続けることを意味している。この一元的選抜のシステムにより進学意欲は収まらず、日本とは異なる急激な高学歴化を達成したのである(有田 2006)。

最後に台湾の場合であるが、台湾も先進国の中では非常に高い高等教育就学率を示している。台湾の教育システムも日韓と同じく6-3-3-4制をしいており、1970年代には初等教育就学率は100%を達成し、中等教育就学率も、1976年は65.7%だったものが、2000年には92.2%になっている(Tsai & Shavit 2007)。また高校就学率も80年代は50%であったのが、2000年代になってようやく90%になっており、韓国と同じく日本より遅れて始まったが急速に就学率を伸ばしている(Tsai & Kanomata 2011)。Tsai & Shavit(2007)は、台湾の高等教育機関の拡大も、2段階あることを指摘し

ている。すなわち、1960年代では短大の数が増加し、1970年代から85年までは停滞した。しかし、85年からは規制緩和が進み、急激に4年制大学が増加することで高等教育就学率の急激な上昇を招いた。また、日韓と比べて特徴的なのは、男女の高等教育粗就学率のジェンダー差である。すなわち、日韓は男性の方が女性よりも高等教育に就学しているが、台湾では高等教育がユニバーサル化していくにつれて、女性の方が高等教育に就学するようになっている。

このように、3地域とも高等教育はエリート段階からユニバーサル段階まで、高学歴化が進んだが、その高学歴化のスピードには差異がある。すなわち、中等教育は戦後急速に拡大したが、高等教育の拡大は緩やかに進み、現在ユニバーサル段階に入ったばかりの日本、そして中等・高等教育両方とも急速に拡大し、ユニバーサル段階が高度に進んだ韓国、そして高学歴化のスピードは韓国に近いものの、ユニバーサル段階で、女性の就学率が男性より高い台湾といったバリエーションがある。それでは、このような高学歴化を背景として社会階層研究ではどのような議論が行われてきたのだろうか。次章では社会階層研究のレビューを行う。

2 社会階層研究における展開

前節のような高学歴化のスピードの差異をふまえて、東アジアにおける教育達成の階層格差を比較分析したものは多くないが、日台の比較分析をしたものに Tsai & Kanomata (2011) がある。Tsai & Kanomata は、日台の教育拡大が教育達成の不平等に及ぼす影響について、コーホート別に分析を行っている。彼らは教育がある一定の進学率までは階層差は保たれるが、ユニバーサル段階になるとそのレベルでの階層差は縮小する MMI (Maximally Maintained Inequality) 仮説を検証し、その結果、高校レベルではユニバーサル段階²⁾では階層差が小さくなるものの、短大以上を含む高等教育レベルでは、日台両方とも階層差が維持されることを明らかにしている。ただしこの分析では、母学歴と父学歴・父職が階層の指標として用いられているが、分析が男女別になされておらず、あくまでも親子のジェンダーではなく、ユニバーサル段階における出身階層効果の理論的な検討に主眼が置かれている。しかし前章でみたように、東アジアの高学歴化は男女ともに拡大し、台湾においては女性の高等教育就学率がより高くなっているというバリエーションも存在している。このことをふまえると、父学歴・母学歴の効果だけでなく、その効果が息子や娘に与える影響の差異にも着目する必要があるだろう。

そもそも、これまでの格差社会論を含む階層論の分野では、階層指標としては父親が重視されることが多く、階層指標としての母親の役割が無視されていることが繰り返し問題になってきた(赤川1990; 原・盛山1999)。しかし、女性の高学歴化は世界的なトレンドであり、OECDの大多数の国についてみても、男性の方が女性よりも明らかに進学する国は、2002年の段階では30カ国中4カ国しかないことが報告されている(OECD 2004)。そのような女性の高学歴化をふまえて Buchmann & DiPrete (2006) は、アメリカの文脈において GSS 調査を用い、母親の学歴も階層要因に含んだ分析(具体的には母学歴と父学歴の組み合わせを階層要因とした分析)をしている。男女とも高学歴化が進む東アジアにおいても、母親が高学歴化していることを考慮に入れた研究の重要性が増しているといえるだろう。

さらに、学歴同類婚研究では、親の学歴結婚パターンによって子供の教育達成に影響があることが、主に欧米の文脈で指摘されている(Esping-Andersen 2009; Katrناk, Fucik and Lui jkx, 2012)。

しかし、日本における研究のほとんどは、学歴同類婚の趨勢を論じてきたものであり(三輪 2007)、学歴同類婚や親の学歴結婚パターンとの差異が当該の社会の中でどのような意味を持つのか、という視点でなされた研究は白波瀬(2011)や伊達(2012)などを除けば皆無といってよい。白波瀬(2011)は、親の学歴パターンによって、子ども一人当たりの教育費用がどのように異なるか 2005 年 SSM 調査を用いて論じている。そこでは高学歴同類婚の夫婦では、一人当たりの教育費用が最も高いことが示されているが、その後の教育達成に関しては言及されていない。また伊達(2012)は日本についてのみ、親の結婚パターンを用いて分析をしているが、比較という視点で研究がなされていない。

一方、階層研究とは別に、東アジアにおけるジェンダー関係の差異についての研究もなされている。その嚆矢である瀬地山(1996)は、おなじ儒教圏としてくられる日韓台の家父長制の細かい差異についてまとめている。瀬地山によれば家父長制は「性と世代に基づいて、権力が不均等に、そして役割が固定的に配分されるような規範と関係の総体(瀬地山 1996 p. 45)」であるが、この家父長制が隅々までいきわたった社会は韓国と北朝鮮であり、韓国は特に父の権威が強い社会であると指摘している。次に日本の場合は、良妻賢母主義教育の浸透が「教育する母」としての母役割を強調するように働いたとされている。最後に台湾では中国南方の家族規範の伝統から女性の地位は比較的高いことが指摘されている。これらの差異は日韓で女子労働力率が M 字を描くことや、台湾で女性の高学歴化や職場への進出が日韓より進んでいることから分かる。このように、日韓台には、戦後の高学歴化や儒教的な家父長制の伝統といった共通の背景がある一方で、より細部に着目すると相違性が指摘されている。大枠では似ていても、社会背景の細部において異なる 3 社会を比較することによって、日本における社会の特徴を浮き彫りにし、東アジアにおける社会階層の特徴を論じるためには、このような比較が有効であろうと思われる(中村・藤田・有田 2002)。以上をふまえて本稿では、階層研究の中にジェンダー研究の知見を接合し、さらに比較という視点で分析することによって、日本という社会の階層構造におけるジェンダーの分析視角の重要性をより鮮明に浮かび上がらせる。そして、母親の学歴を加味した両親の学歴結婚パターンが息子と娘に与える影響の差異についても検討する。次章から、高学歴化のスピードの差異をふまえていくつかの出生コーホートにわけ、母学歴も加味した両親の学歴結婚パターンを階層指標とし、男女別に分析を行う。

3. データの概要と分析方法

3.1 データの概要

本分析には EASS 2006 と EASS 2008 の累積データを用いる³⁾。これらのデータは日韓台中の 4 地域比較を可能にするためのデータセットであり、回答者の学歴だけでなく、階層の指標となる両親の学歴も入っている。階層の指標として用いられることの多い親職業や 15 歳時の地域・収入変数がないのが欠点ではあるが、男女ごとに、またコーホートごとに区切った上で一定の分析に耐えうるサンプル数を確保するために、これら 2 つのデータを累積して用いる。

3.2 従属変数

従属変数として、高等教育就学ダミー変数⁴⁾を作成した。使用するデータは教育拡大が起こる戦後の 1945 年から 1988 年生まれに限定し、コーホート(以下 CH)をほぼ 15 年おきに、CH1: 1945 年～1959 年、CH2: 1960 年～1974 年、CH3: 1975 年～1988 年の 3 コーホートに区切って分析を行う。

これらのコーホート区分は近似的に、Trowのエリート段階(～15%)、マス段階(15%～50%)、ユニバーサル段階(50%～)の各段階として捉えられる。表1に、出生コーホート別の高等教育就学率の推移を示した⁵⁾。この表によれば、CH2はほぼ3地域ともマス段階の中間地点にいるが、CH1では日本が先んじてマス化を達成していることが分かる。また、CH3では韓国がユニバーサル化を急激に推し進め、日本はマス段階が完成する時期であり、台湾がその中間として高学歴化を達成しており、ユニバーサル化のバリエーションも把握できるようになっている。

表1 出生コーホート別高等教育粗就学率の推移

出生コーホート	出生年	18歳時年齢	日本	粗就学率	韓国	粗就学率	台湾	粗就学率
CH1	1945-1959年	1963-1977年	マス期	～28.1%	エリート期	～8.6%	エリート期	～15.4%
CH2	1960-1974年	1978-1992年	マス期	30.4%～30.3%	マス期	9.4%～40.1%	マス期	15.7%～35.6%
CH3	1975-1988年	1993-2006年	マス期	39.4%～57.6%	ユニバーサル期	44.0%～97.8%	ユニバーサル期	37.9%～63.0%

3.3 独立変数

独立変数には親の学歴結婚パターン変数を用いる。親の学歴は高学歴と低学歴に2分するが、子の出生コーホートによっては親世代では高等教育に入学した人が非常に少ないのは明白であり、分析そのものが成り立たない可能性がある。1.2で述べたように、韓台では高校就学率は日本に比べて拡大が遅く、親世代では高卒学歴も相対的に高学歴としての価値を持っている可能性があることから、高学歴の境界を高校以上と短大・大学以上の2通りに設定し、その学歴結婚パターンについて変数を作成した。具体的な変数名に関しては表2に示した。

表2 親の学歴結婚パターンの変数名

		父学歴			
		小学校以下	中学校	高校	短大・大学以上
母学歴	小学校以下	低学歴夫婦		父のみ高学歴	
	中学校				
	高校	母のみ高学歴		高学歴夫婦	
	短大・大学以上				

		父学歴			
		高校	短大・大学以上	高卒夫婦	父のみ大卒
母学歴	短大・大学以上	高学歴夫婦内の内訳		母のみ大卒	
				大卒夫婦	

以上の独立変数を用いて、本分析では二項ロジスティック回帰分析を行う。モデル1では高校を高学歴の基準とした学歴結婚パターン変数を用い、モデル2では、高学歴夫婦内の差異を考慮し、短大・大学を高学歴の基準とした学歴結婚パターン変数を用いて分析をする。また、その他の統制変数として年齢をそのまま投入した。他に投入可能な統制変数はこのサーベイには存在せず、経済変数などをコントロールすることは出来ないが、このような多くの地域の比較では、独立変数が多くなるほど逆に解釈が難しくなるという面もある。よって今回は階層変数と年齢を用いて、コーホート別・性別に分析をすることで、シンプルなモデルの比較から階層の効果について検討する。

4 分析

4.1 子の出身コーホート別の両親の学歴結婚パターンの趨勢

表3は、両親の学歴結婚パターンの趨勢について示したものである。まず、高学歴の基準を高校にした場合では、日韓台のどの地域においても、低学歴夫婦の割合が小さくなり、高学歴夫婦の割合が多くなることが確認される。また、日本では父のみ高学歴の結婚パターンは少ないが、韓国と

台湾では比較的存続している。また、CH3においては、特に日韓では高学歴夫婦の割合が高いが、台湾ではその割合は高くない。次に、高学歴夫婦の内訳をみると、どの地域でも高学歴夫婦内の4カテゴリーの割合は増加しているが、特に高卒夫婦、大卒夫婦の割合がCH3で増加している。その次に増加するのは父のみ大卒夫婦であり、概して同じ学歴水準であるか、男性の方が高学歴である結婚パターンが多いようである。日本のCH3に着目すると、韓台と比較した場合、高学歴夫婦のパターンの内訳が韓台に比べて分化している。図1より、日本は韓台よりも早い段階から高校以上の学歴の高学歴化が始まったことを指摘したが、この結果もそのことを裏付けているといえるだろう。

表3 コーホート別の両親の学歴結婚パターンの趨勢

	日本			韓国			台湾			
	CH1	CH2	CH3	CH1	CH2	CH3	CH1	CH2	CH3	
	割合	度数	割合	度数	割合	度数	割合	度数	割合	度数
低学歴夫婦	59.7	732	37.0	380	18.0	116	79.9	502	64.3	772
父のみ高学歴	6.5	80	8.1	83	4.8	31	12.4	78	18.5	222
母のみ高学歴	8.6	105	7.6	78	9.8	63	1.6	10	1.3	16
高学歴夫婦	25.2	309	47.3	485	67.5	436	6.1	38	15.8	190
(高学歴夫婦の内訳)										
高卒夫婦	15.3	187	28.1	288	34.7	224	1.8	11	6.6	79
父のみ大卒	5.7	70	8.7	89	10.7	69	3.3	21	6.2	74
母のみ大卒	0.5	6	1.7	17	5.4	35	0.0	0	0.4	5
大卒夫婦	3.8	46	8.9	91	16.7	108	1.0	6	2.7	32

4.2 二項ロジスティック回帰分析

本節では、地域別・性別・コーホート別に親の学歴結婚パターンが子の高等教育進学に与える影響を二項ロジスティック回帰分析によって検討する。なお、前節の分析で度数が10未満のセルに関しては、係数が非常に大きくなるため、結果を省略してある⁶⁾。

表5-1 日本男性の二項ロジスティック回帰分析

日本男性	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)
	定数	3.029	20.668	**	3.145	23.230	*	-0.424	0.655	ns	-0.753	0.471
年齢	-0.080	0.923	**	-0.082	0.921	**	-0.014	0.986	ns	-0.006	0.994	ns
低学歴夫婦(基準)												
父のみ高学歴	0.717	2.049	+	0.718	2.051	+	0.883	2.419	*	0.886	2.425	*
母のみ高学歴	1.725	5.613	***	1.725	5.610	***	0.431	1.539	ns	0.444	1.559	ns
高学歴夫婦	1.781	5.818	***				1.868	5.285	***			
(高学歴夫婦の内訳)												
高卒夫婦				1.248	3.482	***				1.069	2.913	***
父のみ大卒				2.489	12.044	***				2.692	14.754	***
母のみ大卒				—	—	—				—	—	—
大卒夫婦				2.609	13.588	***				3.062	21.360	***
N				549			476			476		
Nagelkerke R2		0.216		0.245			0.173			0.245		
Cox & Snell R2		0.155		0.176			0.130			0.184		

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

表5-2 日本女性の二項ロジスティック回帰分析

日本女性	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)
	定数	1.968	7.160	ns	2.012	7.479	+	-0.824	0.439	ns	-0.996	0.369
年齢	-0.066	0.936	**	-0.066	0.936	**	-0.006	0.994	ns	-0.002	0.998	ns
低学歴夫婦(基準)												
父のみ高学歴	0.234	1.264	ns	0.234	1.263	ns	1.020	2.773	**	1.020	2.774	**
母のみ高学歴	1.415	4.117	***	1.414	4.113	***	0.445	1.560	ns	0.445	1.561	ns
高学歴夫婦	1.621	5.061	***				1.404	4.071	***			
(高学歴夫婦の内訳)												
高卒夫婦				1.135	3.111	***				1.174	3.236	***
父のみ大卒				2.425	11.302	***				1.468	4.343	***
母のみ大卒				—	—	—				2.563	12.980	**
大卒夫婦				2.228	9.280	***				1.995	7.349	***
N		677		677			550			550		
Nagelkerke R2		0.177		0.212			0.123			0.141		
Cox & Snell R2		0.122		0.147			0.092			0.105		

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

伊達：親の学歴結婚パターンが子の教育達成に及ぼす影響に関する比較社会学

まず日本男性の結果を表 5-1 に示す。男性のモデル 1 についてみると、高学歴夫婦の効果は一貫して強く出ている。その他のパターンの効果についてはコーホートごとに違いがある。すなわち、CH1 では、母のみ高学歴でも強い影響があり、父のみ高学歴でもやや影響がみられるが、CH2 では父のみ高学歴の効果が残り、CH3 ではどちらとも効果がみられない。高学歴夫婦の内訳を加味したモデル 2 についてみると、CH1 と CH2 では、高卒夫婦も正の効果があるものの、父のみ大卒と大卒夫婦の効果がより強く出ている。しかしマス段階が完成する CH3 では、大卒夫婦の効果が父のみ大卒に比べてより強い効果を示しており、大卒同類婚が非常に強い効果を持っている。

次に日本女性の結果を表 5-2 に示す。女性のモデル 1 についてみると、男性と同じように、高学歴夫婦の効果はコーホートを通じて常に有意であり、CH1 では母のみ高学歴の効果があるが、CH2 ではなくなり、父のみ高学歴に効果がみられる。またモデル 2 についてみると、CH1 では父のみ大卒と大卒夫婦の効果が強い。しかし女性に特徴的なのは、CH1 では度数が少なくて確認できなかった母のみ大卒の効果が CH2 からは強い正の効果を確認でき、この効果は CH3 になっても維持されている。また男女に共通しているが擬似 R² 値のモデル差に着目すると、男性では CH2 から、女性では CH3 から急激に説明力が上がっている。このモデルの差異による説明力の違いは日本においてのみ観察されるものであり、日本の特徴の 1 つである。

表 6-1 韓国男性の二項ロジスティック回帰分析

韓国男性	CH1				CH2				CH3									
	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2							
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)						
定数	3.321	27.684	*	3.330	27.949	*	-1.364	0.256	ns	-1.352	0.259	ns	-4.867	0.008	***	-4.827	0.008	***
年齢	-0.080	0.923	**	-0.080	0.923	**	0.030	1.031	ns	0.030	1.030	ns	0.187	1.205	***	0.185	1.204	***
低学歴夫婦(基準)			***															
父のみ高学歴	1.453	4.276	***	1.453	4.275	***	1.842	6.306	***	1.841	6.304	***	0.887	2.428	*	0.885	2.423	*
母のみ高学歴	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.523	1.687	ns	0.519	1.680	ns
高学歴夫婦	1.454	4.280	**	—	—	—	2.007	7.442	***	—	—	—	0.657	1.929	*	—	—	—
(高学歴夫婦の内訳)																		
高卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	2.071	7.936	***	—	—	—	—	0.775	2.170	*
父のみ大卒	—	—	—	1.529	4.615	*	—	—	—	1.791	5.995	***	—	—	—	0.694	2.001	+
母のみ大卒	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
大卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.192	1.211	ns
N	315		315		494		494		355		355		355		355		355	
Nagelkerke R2	0.136		0.140		0.196		0.204		0.124		0.130		0.124		0.130		0.130	
Cox & Snell R2	0.098		0.101		0.145		0.151		0.091		0.095		0.091		0.095		0.095	

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

表 6-2 韓国女性の二項ロジスティック回帰分析

韓国女性	CH1				CH2				CH3									
	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2							
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)						
定数	2.870	17.634	ns	3.044	20.983	ns	1.184	3.267	ns	1.314	3.722	ns	-2.623	0.073	**	-2.577	0.076	**
年齢	-0.098	0.906	*	-0.102	0.903	*	-0.050	0.952	*	-0.053	0.949	**	0.102	1.107	**	0.100	1.105	**
低学歴夫婦(基準)																		
父のみ高学歴	1.016	2.762	*	1.014	2.757	*	1.159	3.188	***	1.160	3.109	***	0.801	2.227	*	0.799	2.224	*
母のみ高学歴	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.367	1.443	ns	0.362	1.436	ns
高学歴夫婦	2.332	10.301	***	—	—	—	2.224	9.243	***	—	—	—	1.057	2.877	***	—	—	—
(高学歴夫婦の内訳)																		
高卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	1.261	3.528	***	—	—	—	—	1.031	2.804	**
父のみ大卒	—	—	—	2.669	14.426	***	—	—	3.708	40.780	***	—	—	—	—	1.286	3.617	**
母のみ大卒	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
大卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	3.824	45.768	***	—	—	—	—	0.994	2.703	*
N	313		313		706		706		354		354		354		354		354	
Nagelkerke R2	0.199		0.205		0.205		0.237		0.078		0.083		0.056		0.060		0.060	
Cox & Snell R2	0.110		0.113		0.153		0.177		0.056		0.060		0.056		0.060		0.060	

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

次に韓国男性の結果について表 6-1 に示す。まず男性からみると、高学歴夫婦と父のみ高学歴が一貫して正の効果を示している。しかし、ユニバーサル段階に入る CH3 では、それまであった階層差がほとんどなくなっている。擬似 R² 値に着目すると、モデル 1 とモデル 2 では、説明力にほとんど変化がなく、さらに CH3 ではどちらの説明力も小さくなっている。

韓国女性の結果について表 6-2 に示す。韓国女性については、モデル 1 とモデル 2 の間の説明力の差があまりないことと、CH3 において、説明力が落ちている点では男性と同じ結果を示している。またモデル 1 について、CH2 までは高学歴夫婦と父のみ高学歴の係数の値に着目すると、高学歴夫婦の方が強い効果を示しており、CH1 と CH2 において、父だけではなく、母も高学歴であることが韓国女性にとって重要になっている。また CH2 のモデル 2 では、父のみ大卒と大卒夫婦で圧倒的な正の効果がみられることも韓国女性の特徴である。

最後に台湾の結果について示す。表 7-1 は台湾の男性の結果であるが、台湾の男性は韓国と同じく、父のみ高学歴と高学歴夫婦が強い正の効果を示している。しかし、CH1 と CH2 では高学歴夫婦が圧倒的に強い効果を示している点で韓国とは異なる。CH3 のユニバーサル段階に入ると、その効果が韓国と同じく小さくなっている。またモデル 1 とモデル 2 の差についても、説明力の差はほとんどみられない。

次に表 7-2 は台湾女性の結果について示している。台湾女性は、高学歴夫婦の効果が最も強いが、コーホートを下るごとに小さくなっている。モデル 2 に関しては、効果をはっきりと確認できるほどの度数がないため、効果の推移を議論することは現段階では不可能である。

表 7-1 台湾男性の二項ロジスティック回帰分析

台湾男性	CH1						CH2						CH3					
	モデル1			モデル2			モデル1			モデル2			モデル1			モデル2		
	B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)	
定数	-1.413	0.243	ns	-1.390	0.249	ns	-0.538	0.584	ns	-0.550	0.577	ns	-2.106	0.122	**	-2.078	0.125	**
年齢	-0.001	0.999	ns	-0.001	0.999	ns	-0.006	0.994	ns	-0.006	0.994	ns	0.071	1.074	**	0.070	1.073	**
低学歴夫婦(基準)																		
父のみ高学歴	1.906	6.729	***	1.907	6.732	***	1.501	4.486	***	1.501	4.488	***	0.848	2.335	**	0.847	2.332	**
母のみ高学歴	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.126	0.881	ns	-0.129	0.879	ns
高学歴夫婦	2.849	17.268	***	—	—	—	2.896	18.095	***	—	—	—	1.051	2.862	***	—	—	—
(高学歴夫婦の内訳)																		
高卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2.715	15.099	***	—	—	—	0.983	2.673	**
父のみ大卒	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2.443	11.506	***	—	—	—	1.254	3.504	**
母のみ大卒	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
大卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.891	2.438	**
N	506			506			588			588			563			563		
NagelkerkeR2	0.139			0.141			0.195			0.201			0.083			0.092		
Cox & Snell R2	0.093			0.094			0.145			0.149			0.062			0.068		

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

表 7-2 台湾女性の二項ロジスティック回帰分析

台湾女性	CH1						CH2						CH3					
	モデル1			モデル2			モデル1			モデル2			モデル1			モデル2		
	B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)		B	Exp (B)	
定数	2.031	7.619	ns	1.856	6.399	ns	2.100	8.167	**	2.067	7.902	**	-2.875	0.056	***	-2.892	0.055	***
年齢	-0.073	0.930	*	-0.069	0.933	*	-0.072	0.930	***	-0.071	0.931	***	0.112	1.119	***	0.113	1.120	***
低学歴夫婦(基準)																		
父のみ高学歴	1.576	4.834	***	1.577	4.840	***	1.196	3.307	***	1.197	3.309	***	0.961	2.613	**	0.962	2.616	**
母のみ高学歴	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.096	2.992	*	1.098	2.998	*
高学歴夫婦	2.739	15.474	***	—	—	—	2.032	7.628	***	—	—	—	1.093	2.982	***	—	—	—
(高学歴夫婦の内訳)																		
高卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.447	4.252	*	—	—	—	1.105	3.021	***
父のみ大卒	—	—	—	2.027	7.594	**	—	—	—	1.967	7.150	**	—	—	—	0.926	2.524	*
母のみ大卒	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
大卒夫婦	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.293	3.645	**
N	521			521			659			659			497			497		
NagelkerkeR2	0.185			0.199			0.150			0.159			0.092			0.094		
Cox & Snell R2	0.115			0.123			0.110			0.117			0.067			0.068		

***p<.001 **p<.01 *p<.05 +p<.10

5 考察

これまでの分析結果から以下の 2 点を指摘する。1 点目に、高学歴化のスピードの差異を背景とした、CH3 における親学歴の効果の差異である。高学歴化のスピードが急速であり、ユニバーサル化が日本よりも進んだ韓台では、階層の効果はみられるものの、その効果は男女ともそれまでのコーホートに比べて小さいものであった。一方、高学歴化のスピードが相対的に緩やかであり、ユニ

ユニバーサル段階の初期にある日本では、強い階層の効果がみられた。つまり高学歴化のスピードの差が、CH3において、高等教育進学の際層効果の地域差として現れたと考えられる。この結果は韓台において、MMI 仮説を部分的に支持していると考えられ、日本のようにユニバーサル段階の初期では階層差は残されるが、韓台のようにユニバーサル化が高度に進んだ社会では、まだ階層の効果自体はあるものの、その格差は小さくなると考えられる。また日本においては、男女ともCH3でモデル2の高等教育卒以上のパターンによって説明力が高まるものの、韓台では説明力は変わらなかった。このことから、韓台のように高学歴化のスピードが急速な社会では、親学歴の分布が比較的分化することなく、一様に高等教育に進学することが当然だと認識されやすいが、日本のように高学歴化のスピードが緩やかに進んできた社会では、親学歴の分布が韓台に比べて分化するために、親の学歴の差異によって、子供への教育意識やその家庭で育つ子供の意識が分化し、それがモデルの説明力に影響したと考えられる。

2点目に、階層指標としての親の学歴パターンの効果が、地域と子のジェンダーによって異なるという点である。まず、息子に対する親の学歴パターンの効果の差異に着目すると、台湾のCH1とCH2のモデル1では、父のみが高学歴であるだけでなく、母親も高学歴であることが教育達成において重要であった。一方、韓国男性では、父のみ高学歴の効果と高学歴夫婦の効果が同程度に強いことから、母が息子に与える影響がそれほど強くないことが示唆されていた。また、日本に関しては、CH1で母のみ高学歴の場合に高学歴夫婦と同程度の効果を持っており、戦後すぐに生まれた人々の間では、母学歴が高卒以上であることが重要であったことを示していた。さらにCH3では、両親とも大卒であることがもっとも強い効果を持つことから、父だけではなく、母も同時に高等教育歴を持つことが、子の教育達成にとって重要な局面になっていることが指摘できる。つまり、日台では、息子にとって母学歴も重要であり、日本では特にCH3において、その重要性は増している。瀬地山(1996)によると、韓国では強い儒教的な価値観のために父の権威が強く、台湾では女性の地位が比較的高く、日本では母役割が重要視されることが指摘されていたが、この結果は、このような家父長制の差異が息子の教育達成に文化差として現われたと考えられる。次に娘に対する親の学歴パターンの効果に着目すると、韓台のCH3を除いて、どの地域でも概して高学歴夫婦の方が父のみ高学歴よりも強い効果を示していた。このことは、女性にとって日韓台どの地域においても、父親の高学歴を前提としながらも、かつ母親の学歴は重要であり、高学歴の母から娘への影響が共通して存在していることが指摘できる。一方で日本に特徴的なことは、男性と同じくCH1では母のみ高学歴であっても高学歴夫婦と同等の効果を持つことと、CH3で大卒夫婦が強い効果を持つことに加えて、母のみ大卒も強い効果を持つことであった。CH1に関しては、韓台では分析に耐えうるだけのサンプルが確保できないために断定することは出来ないが、「教育する母」が強調される家父長制の型を持つ日本においては、特に戦後の高等教育拡大期においては母の学歴が特に重要な役割を果たした可能性が指摘できる。またCH3においては、大卒同類婚が子供の教育達成について、非常に意味のある局面になっているのに加えて、母のみ大卒の効果が娘でも強いことから、特に娘の教育達成にとっては母親の学歴はより重要さを増しているのではないだろうか。これまでの結果より日本の男女に共通して言えることは、高等教育の学歴結婚パターンが分化していく90年以降の日本社会においては、子の高等教育進学について、高等教育卒の同類婚が非常に重要な意味を持っているということである。それは、日本の高学歴化のスピードが緩やかであり、現在もユニバーサル段階に

入ったばかりであることに起因していると考えられ、本稿では日韓台を比較することによって、それをより明確に示したといえるだろう。

6 結び

本稿では、高学歴化のスピードの差異を背景とし、親の学歴結婚パターンを階層指標とした場合、特に日本の高等教育が再拡大していく局面において、父親の学歴だけではなく母親の学歴も同時に高い大卒同類婚が非常に重要な局面になっていることを比較という手法を用いて明確に示した。ジェンダーの視点を階層研究に組み込むことが指摘されて久しいが、このように、90年以降の教育拡大期において、より緩やかに高学歴化を達成してきた日本だからこそ、よりジェンダーという視点で階層研究することの重要性を再認識する必要があるだろう。

最後に、本稿における課題について述べる。第1に、本稿では高等教育をひとくくりに考えており、短大と大学の区別をしていない。特に日本の文脈では短大は女性が進学することが多いと指摘されており、4年制大学だけ取り出した分析ではまた異なる結果になるだろう。また、韓国などのユニバーサル化が高度に進んだ国においては、4年制大学内部での学歴差、また大学院や留学といったところに学歴としてのメリットが生まれてくる。すなわち、高等教育の内部の差異に関しても今後検討していく必要がある。第2に、今回の分析では、サンプルの都合上、母が父よりも高学歴である場合の分析が不十分であった。日本では女性の高学歴化とともに、妻の方が夫よりも学歴が高い結婚パターンも増加しているが、韓国台湾ではそのような傾向はまだ見られない。この点に関しては、同じように調査設計がなされているEASS 2010のサンプルを累積することで、今後より明確になっていくと考えられる。第3に、学力などのメリトクラティックな指標や、階層指標としての親の職業や収入の変数である。今回は3地域の比較を行うために、非常にシンプルな2つのモデルの差異を検討したが、もちろん、この効果は様々な独立変数の効果が内包されていると考えるべきである。それらを析出するには、他の調査の累積データを使う必要があるだろう。このようにデータの限界からくる課題もあるものの、国際比較をすることによって、新しい知見を生み出していくことには、東アジアの中の差異をより明確に理解するという積極的な意味がある。少しずつであるが確実な知見を積み重ね、今後も幅広い地域において比較研究がなされるべきであると考えられる。

[Acknowledgement]

The East Asian Social Survey (EASS) is based on the Chinese General Social Survey (CGSS), the Japanese General Social Survey (JGSS), the Korean General Social Survey (KGSS), the Taiwan General Social Survey (TGSS), and is distributed by the East Asian Social Survey Data Archive (EASSDA).

【注】

1) UNESCOにおける高等教育粗就学率は、高等教育就学者数(ISCED5とISCED6レベルに在学している人の人数。日本では短大以上かつ博士課程を含む)を中等教育卒後の年齢から5年分の年齢集団の人口で割った値である。この粗就学率は兵役や生涯学習、社会人入学の影響から100%をしばしば超えることが知られており、韓国のように就学率が100%を超える数値が出るのは間違いではない。デ

ータについて、日韓は UNESCO 統計 (<http://www.unesco.org/new/en/>) から、台湾は DGBAS サイト (<http://eng.dgbas.gov.tw/mp.asp?mp=2>) を参照。日本の階層論では、大学進学者数を 3 年前の中学校卒業生数で割った 1 年ごとの進学率が計算されることが多いが、国際比較の場合、日本のように厳密な意味で比較するデータが入手不可能であるため、進学率より幅のある概念である就学率を提示した。定義の詳細はユネスコ HP を参照 (<http://glossary.uis.unesco.org/glossary/en/home>)。また高校就学率に関してはユネスコからデータを得られなかったため、文献より文中に補ってある。

2) ただし、Tsai & Kanomata (2011) ではユニバーサル段階の境界線自体が議論の中心になっているため、高校の場合は、90%段階において、階層差が小さくなっているとされている。

3) EASS に関する基礎的な情報を以下の表に示す。なお詳細は大阪商業大学 JGSS 研究センター HP (<http://jgss.daishodai.ac.jp/index.html>) 参照。なお分析は日本に合わせ 20 歳以上に限定した。

補表 1 調査概要

EASS共通	日本	韓国	台湾
調査タイトル	JGSS	KGSS	TSCS
調査方法	直接法と置換法の併用	直接法	直接法
抽出方法	層化2段階無作為抽出	層化3段階無作為抽出	層化3段階無作為抽出
EASS2006			
調査対象	20歳～89歳の男女	18歳以上の男女	19歳以上の男女
計画標本	3998	2500	5032
有効回答数	2130	1605	2102
回収率	59.8%	65.7%	42.0%
EASS2008			
調査対象	20歳～89歳の男女	18歳以上の男女	19歳以上の男女
計画標本	4003	2500	4601
有効回答数	2189	1508	2067
回収率	60.6%	61.0%	44.9%

4) 学歴変数については最終学歴(highest education level)を用いた。EASS では親学歴と子学歴とも同じ尺度で最終学歴が変数化されている。EASS2006 では、No formal qualification, Lowest formal qualification, Above lowest qualification, Higher secondary completed, Above higher secondary level, University degree completed であり、EASS2008 では、No formal qualification, Elementary school, Junior high, High school, Junior college, University, Graduate school に分かれている。本稿において、EASS2006 では Above higher secondary level, University degree completed を統合し、EASS2008 では Junior college, University, Graduate school を統合したカテゴリーに 1 を、それ以外に 0 を与える高等教育就学ダミー変数を作成した。なお、親学歴をわからないと答えるサンプルについては、本人の教育達成は非常に低く、低学歴の親を持つ人々に近いものであったことから(結果については省略)それ以外に含めた。なお、全サンプルにおけるそれぞれの高等教育就学ダミー変数の割合は EASS2006 と 2008 において日本と台湾はほとんど変わらないものの、韓国では約 10%の差がみられた。これは 20 代の人々において、EASS2006 では高学歴のサンプルが多く、EASS2008 では低学歴のサンプルが多く回収されていることに起因しているものであるが、データを合併すると CH3 について、高等教育の最終学歴が 64.5%と 3 地域中最も高く、ユニバーサル化の動向は反映していると考えられる。

5) 厳密にいうと時期が重複しているが、高等教育の就学率と社会構造の関係はこの割合を超えたときに突然変わる性質のものではないため、それぞれの段階が多く含まれるように、便宜的に 15 年毎にコーホートを分割している。また UNESCO 統計は 70 年からのデータしか入手できず、それ以前は表記できなかった。よって、CH1 の 1963 年時の統計に関しては表記していない。なお日本の 93 年のデータは UNESCO 統計では欠損値であったため、94 年のデータを使用した。

6) 本来ならば単純集計表を記載するところであるが、ロジスティック回帰分析のすべての結果を

記載の方が比較分析の趣旨に沿うものと考えたため、割愛した。

【参考文献】

- 赤川学, 1990, 「女性の階層的地位はどのように決まるか?」『日本の階層システム』東京大学出版会: 47-63.
- 天野郁夫, 2003, 『日本の高等教育システム』東京大学出版会.
- 有田伸, 2006, 『韓国の教育と社会階層』東京大学出版会.
- Buchmann, C. and DiPrete, T.A., 2006, “The Growing Female Advantage in College Completion: The Role of Family Background and Academic Achievement”, *American Sociological Review* 71: 515-541.
- 伊達平和, 2012, 「親の学歴同類婚が子の教育達成に及ぼす影響に関する考察—JGSS-2009LCS による高等教育の競争拡大期・激化期・緩和期の分析—」, JGSS 研究論文集 12 巻, 大阪商業大学 JGSS 研究センター: 93-105.
- Esping-Andersen, G., 2009, “The Incomplete Revolution: Adapting to Women’s New Roles”, Policy Press, Cambridge. (=2011, 大沢真理訳『平等と効率の福祉革命 新しい女性の役割』岩波書店.)
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層』東京大学出版会.
- Katrnak, T., Fucik, P. and Luijckx, R., 2012, “The relationship between educational homogamy and educational mobility in 29 European countries” *International Sociology* 27(4):552-573.
- 三輪哲, 2007, 「日本における学歴同類婚趨勢の再検討」『家族形成に関する実証研究』, SSJ data archive research paper series 37: 二次分析研究会 2006 テーマ B.
- 中村高康, 2011, 「高校平準化と社会階層」『現代の階層社会 2』東京大学出版会: 139-153.
- 中村高康・藤田武志・有田伸編, 2002, 『学歴・選抜・学校の比較社会学』東洋館出版社.
- Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2004, Education at a Glance 2004. Retrieved March 30, 2006.
(http://www.oecd.org/document/11/0,3746,en_2649_201185_33712011_1_1_1_1,00.html)
- 瀬地山角, 1996, 『東アジアの家父長制』勁草書房.
- 白波瀬佐和子, 2011, 「少子化社会の階層構造」『現代の階層社会 2』東京大学出版会: 317-333 .
- Tsai, S. and Kanomata, N., 2011, “Education Educational Expansion and Inequality of Educational Opportunity: Taiwan and Japan” 『理論と方法』, Vol26, No1:179-195.
- Tsai, S. and Shavit, Y., 2007, “Taiwan: Higher Education-Expansion and Equality of Educational Opportunity” Yossi S., Richard A., Adam G. and Gila M. (ed.) *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford University Press: 140-164.
- Trow, M., 1973, “Problems in the transition from Elite to Mass Higher Education”, (=1976, 天野郁夫・喜多村和之編訳『高学歴社会の大学』東京大学出版会.)

(教育社会学講座 博士後期課程 3 回生)

(受稿 2012 年 9 月 3 日、改稿 2012 年 10 月 31 日、受理 2012 年 12 月 27 日)

Effects of Parents' Educational Marriage Pattern on Children's Educational Attainment: A Comparative Study between Japan, Korea, and Taiwan Using the Cumulative Data of EASS 2006 and EASS 2008

DATE Heiwa

This paper presents an analysis of the effects of parents' educational marriage pattern on children's educational attainment, whether they go to college or university, using the cumulative data of EASS 2006 and EASS 2008. This analysis was conducted by birth cohorts and gender, and the cohorts were divided into CH1 (1945-1969), CH2 (1960-1974), and CH3 (1975-1988). These cohorts were mostly equivalent to "Elite phase," "Mass phase," and "Universal phase" in the case of Taiwan and Korea as described previously by Trow. There were two main results. First, in universal phase, the effects of parents on their children were decreased in Korea and Taiwan. However, in Japan, the effect of stratification was increased. In addition, the effects of the combination of education level of parents were significant in Japan. However, the effects were not significant in Korea and Taiwan. Second, the effects of parent's marriage pattern differ from societies and genders. For example, in Korea, the effect of the father on the son's educational attainment was significant, while in Japan the effect of higher educated parents on both their daughter(s) and son(s) was strongly significant. These results indicate that the construction of social stratification between genders is different between the three societies.