

大阪商業大学学術情報リポジトリ

世代間援助意識の変容にみる女性の高学歴化の影響 ーEASS 2006を用いた比較分析ー

メタデータ	言語: ja 出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点 大阪商業大学JGSS研究センター 公開日: 2019-07-17 キーワード (Ja): キーワード (En): EASS, Family Conception, Popularization in Higher Education 作成者: メールアドレス: 所属:
URL	https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/773

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



世代間援助意識の変容にみる女性の高学歴化の影響

—EASS 2006 を用いた比較分析—

溝口 佑爾

京都大学人間・環境学研究科後期博士課程／日本学術振興会特別研究員 DC

An Influence of Women's Popularizations of Higher Education
upon a Change of Desirable Financial Assistance to Parents:
A Comparative Analysis based on EASS 2006 Data

Yuji MIZOGUCHI

Graduate School of Human and Environmental Studies, Kyoto University/
Research Fellow of the Japan Society for the Promotion of Science

This paper aims to explore an influence from high education upon a normative consciousness to what extent to agree or disagree with the attitude to financial support from married women to their own parents by using multiple regression analysis. This research tries to exam today's family conception in East Asia by using cross-national data EASS 2006 and sophisticated quantitative analysis. This study also exams the validity of "Compressed Modernity" by Chang Kyung-Sup from the view point of popularization in higher education.

The result shows that Taiwanese young women have a feature that they hold relatively high average about a score of the normative consciousness to the attitude to financial support from married women to their own parents. This feature is intermediated by high education, and the effect of high education is not intermediated by industrial or financial factors. This finding leads us a perspective that a compressed popularization of higher education influence directly upon changes of normative consciousness.

Key Words: EASS, Family Conception, Popularization in Higher Education

本稿では、EASS 2006 のデータを用いた重回帰分析によって、親孝行に対する規範意識に学歴の高さが与える影響を日本・韓国・中国・台湾の4か国で比較・検討した。この議論は、急速な高学歴化という視点から Chang Kyung-Sup による「圧縮された近代」の議論を検討するものでもある。

その結果、女性の経済的な親孝行に対する規範意識が台湾の若年女性において高いこと、そしてその特徴が学歴の高さを經由して実現されていることがわかった。この結果をもとに、急速な高学歴化というマクロな社会変動が、経済的要因や産業的要因を經由することなく規範意識の変容へと影響を与える可能性を論じた。

キーワード：EASS、家族観、高学歴化

1. 問題設定

本稿では JGSS-2006 を含む EASS 2006 のデータを用いて、既婚女性の世代間援助に関するスコアへの学歴の高さによる影響を検討し、それを通じて東北アジアにおける高学歴化と伝統的な家族観の変容との関係の一端を考察する。

図1は新規高卒者の高等教育進学率を示したものだ。この図から読み取れるように、急速な高学歴化は近年の韓国・台湾において特に顕著である。

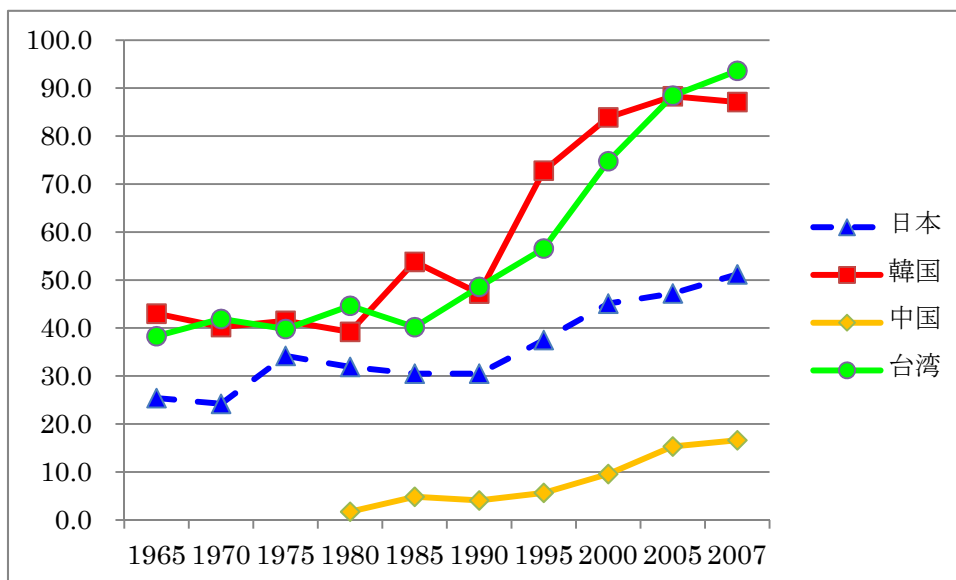


図1：高学歴者の割合の推移(%)

ただし、韓国・台湾のデータに合わせるために、サンプルは新規卒業者のみに絞っている。また韓国・中国・台湾は一般系の高等教育機関のみのデータである。日本は文部科学省『学校基本調査報告書』、韓国は韓国教育開発院『教育統計年報』、中国は『中国統計年鑑』、台湾は教育部『中華民國教育統計』の各年度版を参照した。

女性のライフコースを大きく変える急速な高学歴化は、女性の持つ家族観の変容をも促すはずである。しかし、女性の高学歴化によるライフコースの変容に関する研究 (Yu (2009) ほか) はあっても、それに伴う伝統的な家族観の変化 (意識レベルの変化) に関する考察は十分になされてはいない。本稿の目的は、家族観に関する意識を設問として持つ EASS 2006 のデータを用いて、高学歴化が伝統的な家族観に与える影響を計量的に比較・検討することである。また以下で述べるように、本稿の試みは Chang Kyung-Sup が唱える「圧縮された近代」の議論を近似した形で計量的に比較・検討するものでもある。

2. 先行研究

アジアの伝統的な家族観の変化に関する計量的な考察は少ない。これはアジアの家族中心主義が社会変動に関する伝統的な社会学の枠組みの射程外に置かれていたことに関係する。家族がマクロな経済的・政治的・社会的秩序を支配するよう見えるというアジアの家族中心主義的な特徴は非合理的な現実として回避されるべきものであるとみなされた。結果、社会学における家族研究では家族内部におけるミクロレベルの対人関係に焦点が当てられ、家族の持続は愛情やケアなどの心理的ニーズの観点から説明されるべきものとされた。そのため家族研究はマクロな社会変動に関する研究と切り離されることとなった。

これに対し、東北アジアの伝統的な家族観を捉える強力なアプローチとして、家族制度の違いを各国のマクロな社会変化に還元する論が提出されてきた。このアプローチはアジアにおける近代化を西

洋のそれと異なるものと捉えたものといえる。このアプローチにおいては、マクロな社会構造の違いはそれぞれに固有の近代化を經由して家族制度へと影響すると説明される。例えば、家父長制的な家制度規範から核家族規範への変化を戦後日本における人口学的な条件の変化から論じ、さらにその帰結として「双系化」を論じた落合恵美子の議論（落合 2004）や、台湾における世代間援助の在り方を台湾に固有の市場のあり方から考察した Yu Wei-Hsin の議論がそれにあたる（Yu 2001）。

これらの試みに対して Chang Kyung-Sup は「圧縮された近代 Compressed Modernity」という議論によって、近代化のスピードの違いによる伝統的な家族観への影響を指摘した（Chang 2010a）。これまでなされた社会学的研究の多くは「近代化」という説明枠組を用いてきた。しかし、東アジアの家族観を分析するにあたっては、西洋と東アジアでは近代化の質が異なることを考慮しなければならないと Chang は指摘する。西洋における近代化とは異なり、東アジアの近代化は時間的にも空間的にも圧縮されている。この圧縮された近代化こそが、例えば急速な産業化と強力な家族中心主義の共存という韓国における逆説的な事態を可能にしている。Chang によれば、マクロな社会変動（圧縮された近代）が家族制度を介して構築される一方で、逆に圧縮された社会変動は個人の属性の急激な変化を通じて様々な家族観（家族中心主義だけでなく個人主義も含む）の多元的な共存を促す（Chang 2010b）。

Chang による「圧縮された近代」の議論は、雇用形態等の静的な社会構造だけではなくその変化のスピードにも注目することで、伝統的な家族観の変化という意識レベルの指標も説明の射程としてとらえることに成功している。しかし、その根拠はほとんどがパーセンテージ等を集約した基礎統計のみであり、計量社会学的に洗練された議論を用いた検討は行われていない。また、アジア圏に限っても共通の設問による国際比較は行われてはいない。そこで本稿では「東アジアの家族」をテーマとして共通の設問を使った EASS 2006（JGSS-2006 留置調査票 B 票をその一部に含む）を用いて、圧縮された近代化と家族観の変化との関係を検討する。

ただし本稿では EASS 2006 の設問における考察を簡単にするため、近代化と家族観の変化それぞれを次の変数によって代替する。近代化に関わる指標としては高学歴者の割合を用いる。近代化と高学歴化を同一視することはできないが、近代化の過程と（特に女性の）高学歴化の過程は歩みをとともにするものであり、近似としては妥当であると考えられる。また学歴の高さを用いることで変化のスピードの違いが目に見えるものとなる。家族観の変化の指標としては既婚女性による世代間援助（自身の親への援助）に関する設問を利用する。これはジェンダーと家父長制に関わる点で東北アジアの伝統的な家族観が表面化する設問であると同時に、意識レベルの設問と実態レベルの両方が用意されている設問であるからだ。

以上から、本稿では高学歴が世代間援助意識へと影響を残すかどうかを検討する。まずは変数に関する説明をした後、分析の見通しをエラーバー付きの平均値プロットで検討し、コントロール変数を投入した重回帰分析によってより厳密な検討を行う。

3. 変数とデータ

3.1 従属変数

本稿では焦点となる従属変数として、以下のようにして作成した「女性の親孝行推奨スコア」を用いる。7点尺度の設問である JGSS-2006（B 票）の Q31-B「結婚した女性は、自分の親を経済的に支援すべきだ」（及び EASS 2006 でこれに対応する設問）に対する回答に対して、「強くそう思う」に7点・「そう思う」に6点・「どちらかといえばそう思う」に5点・「どちらともいえない」に4点・「どちらかといえばそう思わない」に3点・「そう思わない」に2点・「強くそう思わない」に1点を与える。元の設問からもわかるように、「女性の親孝行推奨スコア」はあくまで既婚女性が肉親へと経済的な援助を行うという規範に対する支持の度合いのことである。

なお、比較のための補助的な従属変数として、同じく7点尺度である Q31-A「結婚した男性は、自分の親を経済的に支援すべきだ」を用いて同じように作成した「男性の親孝行推奨スコア」と、5点尺度の設問 Q37-3「過去1年間に、あなたはご自身の親へ、経済的な支援をどの程度しましたか」を

用いて同じように作成した指標である「実際の親孝行頻度スコア」の2つも用意してある。「実際の親孝行頻度スコア」（「非常に頻繁に」5点・「頻繁に」4点・「時々」3点・「ほとんどない」2点・「まったくくない」1点）は肉親への経済的な支援の頻度の指標である。

「女性の親孝行推奨スコア」に注目する理由は2つある。1つ目は東北アジアに共通するとされる伝統的家族観である家父長制に関わる選択肢であるため、本稿の従属変数としてふさわしいからである。「男性の親孝行推奨スコア」と比べることによりこれが実現される。2つ目はこの規範に関する設問とは別に実際の支援の度合いを問う設問が別に用意されている（Q37-3:「実際の親孝行頻度スコア」）ため、規範意識と実態とが比較できるからである。

3.2 独立変数

独立変数として、高等教育を受けているかどうかで区切った高学歴ダミーを用いる。この変数は教育年数が12年以下であれば0、それより長ければ1を与えるダミー変数である。

表1 説明変数の記述統計⁽¹⁾

		日本	韓国	中国	台湾	全体
サンプル数		1386	1381	2833	1783	7383
性別	男	600	624	1304	886	3414
	女	786	757	1529	897	3969
結婚	既婚	1022	970	2393	1120	5505
	未婚	364	411	440	663	1878
学歴	高学歴	494	686	380	688	2248
	低学歴	892	695	2453	1095	5135
無職ダミー	1=無職	401	414	235	439	1489
	0=有職・学生	985	967	2598	1344	5894
学生ダミー	1=学生	12	105	19	59	195
	0=学生以外	1374	1276	2814	1724	7188
有職ダミー	1=有職	973	862	2579	1285	5699
	0=無職・学生	413	519	254	498	1684
		日本	韓国	中国	台湾	全体
年齢	Min.	20	20	20	20	20
	1st Qu.	36	32	33	30	33
	Median	49.0	40.0	42.0	41.0	42.0
	Mean	48	41	43	42	43
	3rd Qu.	59	49	53	52	54
	Max.	69	69	69	69	69
個人収入	Min.	-0.94	-0.45	-0.76	-0.53	-0.94
	1st Qu.	-0.64	-0.45	-0.60	-0.53	-0.53
	Median	-0.24	-0.13	-0.29	-0.09	-0.21
	Mean	0.03	0.02	0.00	0.04	0.02
	3rd Qu.	0.47	0.23	0.18	0.36	0.30
	Max.	7.15	8.06	9.42	9.48	9.48
職業威信スコア (ISEI)	Min.	16	16	16	16	16
	1st Qu.	34	38	23	34	30
	Median	39.9	39.9	35.0	39.9	39.9
	Mean	41.2	41.5	37.4	42.1	40.0
	3rd Qu.	45	43	45	50	45
	Max.	88	88	88	88	88

3.3 コントロール変数

コントロール変数としては「年齢」「女性ダミー」「個人収入」「既婚ダミー」「職業威信スコア」「無職ダミー」「学生ダミー」を用いる。「女性ダミー」は回答者が女性である場合に1・男性である場合に0を与えるダミー変数である。「無職ダミー」／「学生ダミー」は回答者の就業状態がそれぞれ無職／学生の場合に1・それ以外の場合に0を与えるダミー変数である。「既婚ダミー」は回答者が同居／別居に関わらず婚姻状態にある場合に1・それ以外の場合に0を与えるダミー変数である。「個人収入」は、個人の所得を国ごとに標準化した値を1つの変数としたものである。ただし、日本と台湾は個人の所得を範囲で聞いているため、その範囲の最大値と最小値を足して2で割ったものを個人の所得として計算した。また、韓国のデータは無職者と学生の収入を一律に欠損値として処理していたので、偏った欠損を防ぐために、韓国の無職者と学生には個人収入として0を与えた。「職業威信スコア」には Ganzeboom (1996) に従って ISCO88 の分類に ISEI をあてはめたものを採用した。ただし、ISCO88 の分類において無職者と学生は欠損値となってしまう。そこで、無職者と学生にはデータセット全体における ISEI の平均値 (39.9) を与え、同時に無職ダミーと学生ダミーを ISEI とは別のコントロール変数として使用することにした。この操作は無職者と学生の欠損を防ぎ、なおかつそれぞれのダミー変数に職業威信スコアと同様の効果を持たせてくれる。なお、無職と学生を分けるのは、今回焦点を当てる独立変数が高学歴ダミーである以上、無職と学生（後述するように今回のデータセットは20歳以上なので必然的に学生は高学歴である）とを一緒にすることはできないからである。また、サンプルを有職者に限定する場合に使用するために、欠損値を除いたサンプルの中から無職と有職に0を、それ以外の雇用形態に1を与えたダミー変数である「有職ダミー」も用意した。

3.4 データ

以下の分析では、EASS 2006 のサンプルのうち、次の限定を施した 7383 ケースのデータを使用する。

(a) 年齢は20歳から69歳までである。これは4か国の共通部分を取るためである。(b) 上記の高学歴ダミーと6つのコントロール変数すべてに有効な値を持っている。(c) 従属変数に関わる Q31-B と比較に使う Q31-A だけではなく、それに続く設問である Q32-A/B および Q33-A/B のすべてに回答が有効である。これは JGSS 以外の3か国においてはこの6つの設問がセットになっているためである。(d) 個人収入が10以下である。これは極端な外れ値を除くためである。以上の説明変数に関する基礎統計量を表1に記す。

4. 分析

4.1 EASS 2006 に見る高学歴化

まずは EASS 2006 のデータセットを使用して高学歴化の状況を確認しておこう。図2は高学歴（教育年数13年以上）者の割合を年齢層別に示したものである。この図からは、EASS のサンプルにおいても（図1と同様に）高学歴者の割合が韓国と台湾において急速に高まっていったことが確認できる。従って「女性の親孝行推奨スコア」に対する高学歴の影響を見るにあたっては、特にこの2国に注目する必要がある。

それに加えて台湾は、若い世代において女性の方が男性より高学歴率が高くなっているという特徴を持つ。韓国と台湾の結果を分析するにあたっては、この点も考慮に入れる必要があるだろう。

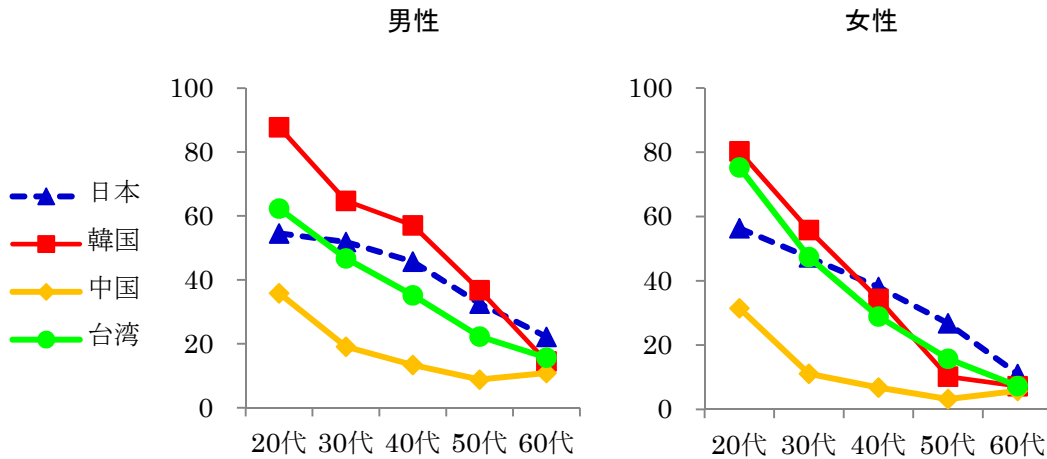


図2 EASS 2006における年齢層別 高学歴者の割合(%)⁽²⁾

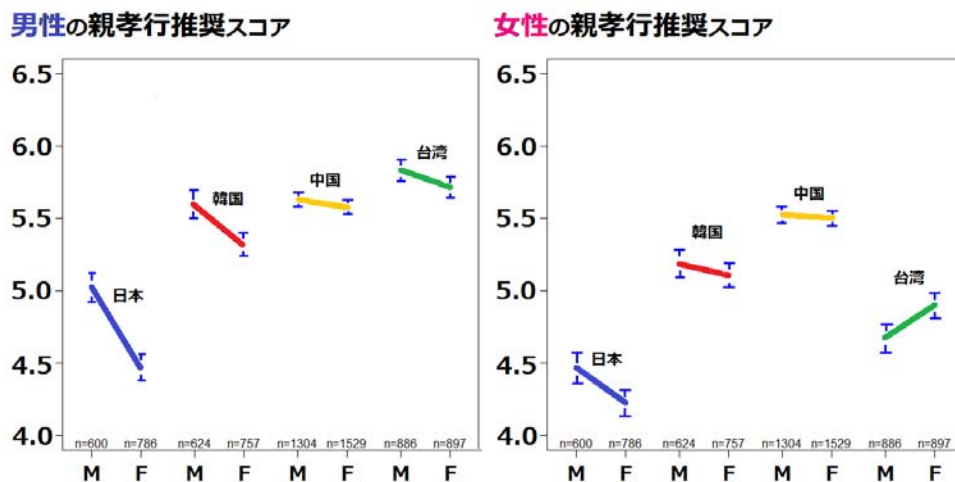
4.2 エラーバー付き平均値プロットによる分析

重回帰分析に入る前に、まずは本稿での従属変数である「女性の親孝行推奨スコア」に関して、図を使った直観的な分析を行おう。国と性別によって分割した各層において「女性の親孝行推奨スコア」の平均値をエラーバー付きでプロットしたものを図3に示す。

図3には比較のために「男性の親孝行推奨スコア」を従属変数としたものも添えておく。さらに「女性の親孝行推奨スコア」のエラーバー付きプロットを高学歴/低学歴でも分割したものを図4に示す。

図3の左右のグラフを見比べると、家父長制の変容が4か国それぞれの仕方で表れている様子を読み取ることができる。すべての国に共通して男性の親孝行スコアの平均値が女性の親孝行スコアの平均値を下回ることはなく、この点では世代間援助に関する規範においてジェンダーの差が残っていることが伺える。

男性の親孝行スコアと女性の親孝行スコアの落差が最も激しいのが台湾である。これに対して、中国や韓国では両スコアの平均値にほとんど差がない。洗練された計量的分析を適用することを目的とする本稿においては、この結果を解釈することにはあまり重きを置くことができない。しかし簡単な考察を加えるとすれば、このことは男性の親孝行という「中国」的な規範が台湾において最も顕著に残っている可能性を示していると考えられる。既存研究を参照しつつ、マクロな社会構造の影響によって説明できる可能性を示してみよう。



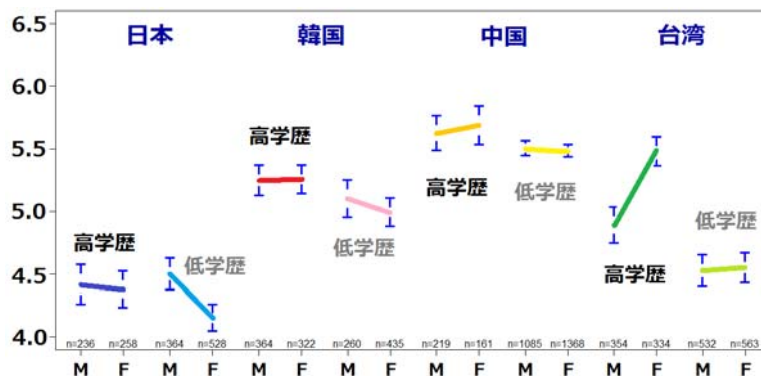
注) 国+男女で分割した。Mは男性、Fは女性、エラーバーで示された範囲は95%信頼区間を示す。

図3 親孝行推奨スコアのエラーバー付き平均値プロット(男女別)

台湾において男女間でのスコアに大きな差があり中国や韓国においては差がないことは、共産主義化を（少なくとも直接には）経験していない台湾において「中国」的な規範が残っていることを示していると解釈することができる（洪 2001, 亜州奈 2003）。中国では両スコアの平均値にほとんど差がない。このことから、共産主義化を経て徹底した男女平等が実現されそれゆえに女性も家への責任を負うこととなった様子を読み取ることもできる（瀬地山 1994; 高井・藤野・遊川 2008）。韓国もまた両スコアの平均値にほぼ差がない。共産主義化を経験しなかった韓国においても中国と同様の結果となることに対する考察は難しいが、儒教の浸透の深さに加え、少なくとも最近まで福祉制度が未整備であったことにより家族間の援助が不可欠であったことに関係すると考えられる（林・宣・住居 2010）。また、韓国型家父長制は戦後の軍事文化に由来するという見解もある（権 [2005] 2006）。この指摘からは、共産主義化を経験した中国と同様に、韓国もまた軍事主義を経験することにより、その規範を再構築した可能性を論じることができるだろう。日本に関しては、平均値が中央の値である 4 に近いこと⁽³⁾からは戦後の家制度規範から核家族規範への変化に由来する脱家制度的な志向を、また男性回答者による「男性の親孝行推奨スコア」の平均値が女性回答者に比べて有意に高いことから核家族化の進行が止まった後の家制度への表面的な回帰を読み取ることができる（落合 [1994] 2004; 瀬地山 1996）。

「伝統」とされる家族観が図 3 の中に読み取れることを論じてきた。しかし同時に、この図には既存研究から漏れる事実が 1 つ存在する。それは台湾において「女性の親孝行推奨スコア」に関する回答の平均値が男女間で有意に違うこと、しかも女性の方が高い支持を示していることである。この差は何に由来するのだろうか。本稿での視座は、急速な高学歴化が伝統的な家族観に一定の影響を及ぼす可能性があるというものだ。そこで次のように仮定してみたい。急速な高学歴化を経験している台湾において、「女性の親孝行推奨スコア」に対する女性の支持が高いことは、高学歴ダミーによる効果に媒介されているのではないか。以下ではこの仮説のもとに「女性の親孝行推奨スコア」に焦点を当てた分析を行う。

「女性の親孝行推奨スコア」の平均値プロットをさらに高学歴／低学歴で分割したものが図 4 である。



注) 国+男女+学歴で分割した。M は男性、F は女性、エラーバーで示された範囲は 95%信頼区間を示す。

図 4 女性の親孝行推奨スコアのエラーバー付き平均値プロット (男女+高学歴別)

エラーバーの範囲が重ならないことからわかるように、台湾において高学歴女性と低学歴女性では「女性の親孝行推奨スコア」の平均値が有意に異なる⁽⁴⁾。この結果を見る限り、台湾においては女性が「女性の親孝行」へと強い賛成を示すようになったのは、高学歴化を媒介してのことであったことが読み取れる。

4.3 「女性の親孝行推奨スコア」の重回帰分析

ここでは、平均値のプロットによって得られた以上の洞察が 変数をコントロールしても成立するかどうかを 重回帰分析を用いて検討する。また、高学歴ダミーが「女性の親孝行推奨スコア」へと与える影響を検討するために、重回帰分析を2段階にわたって行う。まずは従属変数「女性の親孝行推奨スコア」の説明のためにコントロール変数のみを投入した重回帰分析を行う。これをモデル1とする。モデル1における分析の結果を表2に示す。次にモデル1に加えて「高学歴ダミー」、そして「女性ダミー」と「高学歴ダミー」の交互作用項を用いた重回帰分析を行う。これをモデル2とする。モデル2における分析の結果を表3に示す。

表2の結果は図3で得られた洞察を支持するものである。日本では女性ダミーが有意に負の効果を持ち、台湾では有意に正の効果を持つ。また、台湾においては職業威信スコアも有意に正の効果を持つ。すべての国において年齢が負の効果を持っているが、これは年齢が上がっていくにつれて回答者が経済的援助を受ける側に回るため生じる心理的な作用であると考えられる。また、個人収入による効果は見られない。

表2 「女性の親孝行推奨スコア」の重回帰分析1
モデル1：高学歴ダミーを投入する前の重回帰分析の結果

	日本	韓国	中国	台湾
Constant	5.25 *** (-0.20)	5.63 *** (-0.20)	5.92 *** (-0.10)	5.49 *** (-0.19)
年齢	-0.01 ** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.03 *** (0.00)
女性ダミー	-0.22 ** (-0.08)	-0.07 (-0.07)	-0.02 (-0.04)	0.28 *** (-0.07)
個人収入	0.05 (-0.05)	0.01 (-0.07)	-0.01 (-0.02)	0.02 (-0.06)
既婚ダミー	-0.20 * (-0.08)	-0.08 (-0.08)	-0.09 (-0.06)	-0.02 (-0.08)
職業威信スコア	-0.01 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)
無職ダミー	0.07 (-0.09)	0.03 (-0.09)	0.02 (-0.07)	-0.12 (-0.09)
学生ダミー	0.05 (-0.37)	-0.16 (-0.15)	0.10 (-0.24)	-0.06 (-0.20)
R二乗値	0.03	0.03	0.02	0.09
修正済みR二乗値	0.02	0.02	0.01	0.09
AIC	4556.4	4431.2	8202.7	6255.2
BIC	4603.5	4478.2	8256.3	6304.6
N	1386	1381	2833	1783

注)値は非標準化係数、()内は標準誤差。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

このモデル1に対して「高学歴ダミー」に関わる変数を投入した結果がモデル2(表3)である。モデル2では、台湾において「女性ダミー」と「職業威信スコア」による正の効果が消え、その代わりに「女性ダミー」と「高学歴ダミー」の交互作用項に有意な正の効果が表れる。このことから「女性ダミー」の効果が高学歴女性であることを通じてのみ有効であること、そして職業威信スコアによる効果もまた高学歴女性に媒介されたものであったことがわかる。また台湾ではR二乗値が上昇するが、他の3国に関してはほとんど変化が見られない。この結果は、図4で得られた洞察を支持するものである。

台湾だけが特徴を持つこの結果に対しては、第1に有職女性に限定しても同じ結果が出るのかどうかについて、また第2に職業のコントロールの仕方を変えても同じ結果が出るのかどうかについて疑問が残るだろう。しかし、第1の疑問は有職女性に限定してモデル2と同様のモデル（高学歴ダミーを入れる）を検討した結果である表4においても台湾の高学歴ダミーの効果が有意であることから否定される。また第2の疑問もISEIではなく雇用形態のダミー変数を使って職業をコントロールした場合にモデル1とモデル2を比べた結果である表5においても台湾の高学歴ダミーの効果が有意であることから否定される。ただし、表5はスペースの関係で台湾に限定した。これは、他3国については高学歴ダミーが有意な効果を持たないためである。

表3 「女性の親孝行推奨スコア」の重回帰分析2

モデル2：高学歴ダミーと女性ダミー×高学歴ダミーの交互作用項を投入した重回帰分析の結果

	日本	韓国	中国	台湾
Constant	5.25 *** (-0.20)	5.63 *** (-0.21)	5.92 *** (-0.10)	5.51 *** (-0.19)
年齢	-0.01 ** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)
女性ダミー	-0.30 ** (-0.09)	-0.13 (-0.10)	-0.03 (-0.04)	0.09 (-0.09)
個人収入	0.05 (-0.05)	0.01 (-0.07)	-0.01 (-0.02)	0.00 (-0.06)
既婚ダミー	-0.20 * (-0.08)	-0.08 (-0.08)	-0.09 (-0.06)	0.01 (-0.08)
職業威信スコア	-0.01 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
無職ダミー	0.07 (-0.09)	0.04 (-0.09)	0.03 (-0.07)	-0.09 (-0.09)
学生ダミー	0.07 (-0.38)	-0.14 (-0.15)	0.06 (-0.25)	-0.13 (-0.20)
高学歴ダミー	-0.11 (-0.11)	-0.07 (-0.11)	0.04 (-0.08)	0.08 (-0.11)
女性ダミー ×高学歴ダミー	0.25 (-0.14)	0.13 (-0.13)	0.06 (-0.11)	0.48 *** (-0.14)
R二乗値	0.03	0.03	0.02	0.10
修正済みR二乗値	0.02	0.02	0.01	0.10
AIC	4557.08	4434.24	8205.47	6233.36
BIC	4614.66	4491.77	8270.91	6293.7
N	1386	1381	2833	1783

注)値は非標準化係数、()内は標準誤差。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

表4 「女性の親孝行推奨スコア」の重回帰分析3：有職女性にサンプルを限定した場合

	日本	韓国	中国	台湾
Constant	5.01 *** (-0.34)	5.09 *** (-0.41)	5.97 *** (-0.15)	5.81 *** (-0.32)
年齢	-0.01 (-0.01)	-0.01 (-0.01)	-0.01 *** (0.00)	-0.02 *** (-0.01)
個人収入	-0.10 (-0.10)	-0.07 (-0.12)	-0.02 (-0.04)	0.09 (-0.10)
既婚ダミー	-0.39 ** (-0.13)	-0.09 (-0.15)	-0.12 (-0.09)	-0.12 (-0.12)
職業威信スコア	0.00 (-0.01)	0.01 (-0.01)	0.00 0	0.00 (-0.01)
高学歴ダミー	0.06 (-0.13)	0.17 (-0.17)	0.15 (-0.10)	0.51 *** (-0.14)
R二乗値	0.05	0.04	0.02	0.12
修正済みR二乗値	0.04	0.02	0.01	0.12
AIC	1568.14	1215.84	3859.68	1982.02
BIC	1597.35	1243.24	3896.05	2012.69
N	479	370	1332	591

注) 値は非標準化係数、()内は標準誤差。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

表5 「女性の親孝行推奨スコア」の重回帰分析4：職業のコントロールの仕方を変えた場合

	モデル1	モデル2
Constant	6.70 *** (-0.25)	6.16 *** (-0.27)
年齢	-0.04 *** (0.00)	-0.03 *** (0.00)
個人収入	0.17 (-0.10)	0.04 (-0.10)
常時雇用	-0.26 (-0.17)	-0.20 (-0.17)
臨時雇用	0.27 (-0.29)	0.25 (-0.28)
自営業主・自営業者	-0.37 (-0.22)	-0.21 (-0.22)
家族従業者	-0.45 * (-0.22)	-0.33 (-0.22)
学生	0.19 (-0.34)	0.03 (-0.33)
専業主婦	-0.40 * (-0.16)	-0.30 (-0.16)
台湾: 経営者	0.37 (-0.30)	0.55 (-0.30)
台湾: その他の職業	-0.16 (-0.31)	-0.07 (-0.30)
高学歴ダミー		0.49 *** (-0.11)
R二乗値	0.16	0.18
修正済みR二乗値	0.15	0.17
AIC	3063.8	3046.35
BIC	3121.42	3108.78
N	900	900

注) 値は非標準化係数、()内は標準誤差。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

4.4 「実際の親孝行頻度スコア」の重回帰分析

以上の結果と比較するために「実際の親孝行頻度スコア」を従属変数とした重回帰分析も行っておこう(表6)。ただし「実際の親孝行頻度スコア」の元となるQ37-3およびEASS 2006での該当設問には欠損値が多くあるため、この分析においてはサンプル数が大幅に下がる(日本955・韓国1061・中国1848・台湾1371)。また「実際の親孝行頻度スコア」は5点尺度であるため、これまでの重回帰分析とは切片・係数のスケールが異なることにも注意が必要である。

表6 「実際の親孝行頻度スコア」の重回帰分析

	日本	韓国	中国	台湾
Constant	2.41 *** (-0.21)	2.75 *** (-0.20)	2.56 *** (-0.13)	2.85 *** (-0.19)
年齢	0.01 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 (0.00)
女性ダミー	-0.14 (-0.11)	-0.22 * (-0.10)	-0.23 *** (-0.05)	-0.39 *** (-0.10)
個人収入	0.15 ** (-0.05)	0.30 *** (-0.06)	0.11 *** (-0.03)	0.24 *** (-0.06)
既婚ダミー	-0.62 *** (-0.09)	0.21 * (-0.08)	0.04 (-0.07)	0.01 (-0.08)
職業威信スコア	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 ** (0.00)	0.00 (0.00)
無職ダミー	0.01 (-0.10)	0.03 (-0.08)	-0.17 (-0.10)	-0.50 *** (-0.10)
学生ダミー	-0.92 ** (-0.33)	-1.00 *** (-0.13)	-1.27 *** (-0.30)	-1.33 *** (-0.18)
高学歴ダミー	-0.16 (-0.12)	-0.02 (-0.11)	-0.17 (-0.09)	-0.24 * (-0.11)
女性ダミー × 高学歴ダミー	-0.01 (-0.15)	0.27 * (-0.13)	0.16 (-0.13)	0.49 *** (-0.14)
R二乗値	0.09	0.19	0.05	0.13
修正済みR二乗値	0.08	0.18	0.05	0.12
AIC	2906.04	2952.14	5344.27	4539.87
BIC	2959.52	3006.78	5405.01	4597.32
N	955	1061	1848	1371

注)値は非標準化係数、()内は標準誤差。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

表6は、一方では規範意識を従属変数とした分析(表5まで)とは異なって回答者の現実の状況に即した結果となっている。個人収入が正の効果を持ち、無職ダミーと学生ダミーが負の効果を持つ。その一方で、台湾では実際に高学歴女性であれば男性よりも高い頻度で経済的な親孝行をすることがわかり、表3の結果(女性ダミーが高学歴ダミーを介して親孝行に正の効用をもたらす)と親和的な結果が、経済的援助の頻度の実際においても確認できるということがわかる。

5. 考察

「女性の親孝行推奨スコア」に対する重回帰分析(表2・3)からは次のことがわかった。急激な高学歴化を経験している台湾において、女性は高学歴であることを介して「女性であろうとも自分の親に孝行すべき」という新しい規範を得る。女性ダミーと高学歴ダミーの交互作用項による効果が収入によっても、また職業威信スコアによってもコントロールされないことから、少なくとも、高学歴ダミーによるその効果が高学歴ゆえの収入の良さや就業率の良さに媒介された疑似的なものであるという可能性が否定される。また有職女性に限定した重回帰分析(表4)からはその結果が無職のサンプルや男性のサンプルと混ぜた結果生じた疑似的なものではないことがわかった。さらに職業のコン

トロールの仕方を変えても同じ結果は支持された（表 5）。そして、実際の支援頻度を従属変数として分析を行っても同様の結果が支持されることがわかった。

この結果は Chang の「圧縮された近代」の議論に対する新たな洞察を投げかけている。Chang の議論においては、圧縮された近代化のスピードの速さはあくまで経済的な変動や就業構造の変動と連動して意識レベルの変動を促すのであった。しかし本稿の分析においては、圧縮された高学歴化を経験した社会（台湾）において、高学歴ダミーは経済的条件や就業形態を介さずに規範意識へと作用している。「実際の親孝行頻度スコア」に関しては経済的条件・就業形態による説明が有効である（表 6）ことから、世代間援助に対する規範意識と実際の援助頻度と、ひいては経済的・産業的環境とが切り離されていることが伺われる。これらの結果は、意識の変容がマクロな社会構造の変化を経由していない点で Chang の議論を反証するものである。

しかし一方で本稿の結果は、近代化の速さが意識へと変容を促している可能性を示している点で Chang の議論を傍証するものでもある。本稿の結果を近代化のスピードの速さそれ自体が（具体的な産業構造を介さずとも）人々の意識の変容を促す例であると解釈するならば、変化の速さが新たな期待を生み出す可能性を指摘することができる。この結論は Chang の議論とは異なるものだが、意識の変化を論じるにあたって近代化のスピードの違いに着目した Chang の議論に眠る視座を揺り起こすものでもあるといえるだろう⁽⁵⁾。

最後に本稿において検討できなかったことを課題として述べたい。本稿では台湾において高学歴化を介した効果が経済的・産業的要因にコントロールされずに残る点を指摘したが、コントロール変数はまだ考えられる。第 1 に、今回変数とした ISEI や雇用形態によってはコントロールされない台湾独自の産業的事情による効果が存在する可能性は否めない。職業によるコントロールはいくつものバリエーションを試してみるべきであろう。第 2 に、同居の構造は将来的に何らかの形でコントロール変数として組み入れるべきであろう。というのも個人収入や就業状態だけではなく同居の形態もまた規範意識へと作用を及ぼす構造的な原因として強力なものであるからだ。第 3 に、今回は近代化の 1 つの近似的指標として高学歴化を用いたが、その妥当性については検討が必要だろう。まず Chang は Beck (1999) を引き合いに出しながら、教育が第一の近代（前期近代、西洋における近代）におけるシステムであると述べており、第二の近代化（後期近代、東アジアにおける圧縮された近代も含む）においては機能不全に陥るものであると捉えている（Chang 2010b）。また、高学歴化と女性の規範意識の変容を繋ぐものとしての女性解放運動の影響を、本稿は考慮していない。指標を高学歴化とすることによって女性解放運動への参加による媒介効果を退ける必要が出てくる。台湾においては 70 年代に流入した女性解放運動が 80 年代には活発化した。2002 年には性別による職業差別を禁止した「男女就業平等法」が施行されており、調査の数年前に起こったこの出来事が男女の在り方を問う選択肢へと影響を与えている可能性は否めない。これについても何らかの形での検討が必要であろう。

[Acknowledgement]

East Asian Social Survey (EASS) is based on Chinese General Social Survey (CGSS), Japanese General Social Surveys (JGSS), Korean General Social Survey (KGSS), and Taiwan Social Change Survey (TSCS), and distributed by the EASSDA.

本研究は、日本学術振興会の特別研究員奨励費（22・3646）の助成を受けたものである。

[注]

- (1) 3 か国において職業威信スコアの中央値が 39.9 となっているのは、前述の通り無職者と学生に対して全体における職業威信スコアの平均値 39.9 を与えたためである。
- (2) 図 2 だけは学歴の回答が有効なすべてのケースを用いて作成している。国別のサンプル数:女(男)はそれぞれ日本:965 (780) 韓国:787 (642) 中国:1709 (1401) 台湾:913 (909) である。
- (3) ただし、平均値が中央の値に近いことは日本人が「どちらともいえない」(=4 点) を選ぶ割合が

高いことに直接的には由来するものである。

- (4) 台湾女性の高学歴層と低学歴層で「女性の親孝行推奨スコア」の平均値に関する二標本 t 検定を行うと、高学歴層の平均値は 5.48、低学歴層の平均値は 4.55、 $p=2.2 \times 10^{-16}$ となる。
- (5) 表や図として載せてはいないが、男性の親孝行に関する規範（「男性の親孝行推奨スコア」）に関しては台湾の急激な高学歴化は影響を及ぼさない。重回帰分析を行ってもこの結果は支持される（高学歴ダミーは有意とならない）。この結果に関して安易な解釈を付け加えることはできないが、台湾においては女性の方が男性よりも高学歴率が高くなっていることが規範意識へと影響を及ぼしている可能性を指摘したい。台湾における女性の規範意識の変容は、「女性の急速な高学歴化（女性の急速な変化）」を女性達自身が認識することによって引き起こされているのではないだろうか。この解釈が的を射ているとすれば、変化の速さがそれ自身一つの期待を生み出し規範意識へと影響を与えるという本稿での仮説を傍証するものとなるだろう。

[参考文献]

- 巫州奈みづほ, 2003, 『現代台湾を知るための 60 章—エリア・スタディーズ 34—』明石書店.
- Beck, Ulrich, 1999, *World Risk Society*, Cambridge: Polity.
- Chang Kyung-Sup, 2010a, *South Korea under Compressed Modernity: Familial Political Economy in Transition*, London: Routledge.
- Chang Kyung-Sup, 2010b, “Individualization without Individualism: Compressed Modernity and Obfuscated Family Crisis in East Asia,” *Journal of Intimate and Public Spheres*, No.0 (Pilot Issue):23-39, Kyoto University Press.
- Ganzeboom, Harry B.G., and Treiman, Donald J., 1996, “Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations,” *Social Science Research*, 25:201-239.
- 林春植・宣賢奎・住居広士編, 2010, 『韓国介護保険制度の創設と展開—介護保障の国際的視点—』ミネルヴァ書房.
- 石坂浩一・館野哲, 2003, 『現代韓国を知るための 55 章—エリア・スタディーズ 6—第 3 版』明石書店.
- 岩井紀子・保田時男編, 2009, 『データで見る東アジアの家族観—東アジア社会調査による日韓中台の比較—』ナカニシヤ出版.
- 権仁淑, [2005] 2006, 『韓国の軍事文化とジェンダー』山下英愛訳, 御茶の水書房.
- 洪郁如, 2001, 『近代台湾女性史：日本の植民統治と「新女性」の誕生』勁草書房.
- 野々山久也編, 2009, 『論点ハンドブック 家族社会学』世界思想社.
- 落合恵美子, [1994] 2004, 『21 世紀家族—家族の戦後体制の見かた、超えかた—第 3 版』有斐閣.
- 瀬地山角, 1994, 「家父長制の比較社会学」原ひろ子ほか編『ジェンダー』新世社, 298-318.
- 瀬地山角, 1996, 『東アジアの家父長制』勁草書房.
- 瀬地山角, 2006, 「東アジアの家父長制、その後」富田武・李静和編『家族の変容とジェンダー：少子高齢化とグローバル化のなかで—』日本評論社.
- 首藤明和・落合恵美子・小林一穂編, 2008, 『分岐する現代中国家族—個人と家族の再編成—』明石書店.
- 高井潔司・藤野彰・遊川和郎, 2008, 『現代韓国を知るための 50 章—エリア・スタディーズ 8—第 3 版』明石書店.
- 大和礼子, 2008, 『生涯ケアラーの誕生：再構築された世代間系／再構築されないジェンダー関係』学文社.
- Yu Wei-hsin, 2001, “Family Demands, Gender Attitudes, and Married Women’s Labor Force Participation: Comparing Japan and Taiwan,” Mary C. Brinton [ed.], *Women’s Working Lives in East Asia*, Stanford: Stanford University Press, 70-95.
- Yu Wei-Hsin, 2009, *Gendered Trajectories: Women, Work, and Social Change in Japan and Taiwan*, Stanford: Stanford University Press.