

配偶者選択における第三者からの結婚相手の紹介と学歴同類婚⁽¹⁾

- EASS 2006 の日本と中国のデータから -

千早 健次

東北大学文学研究科博士後期課程

The Effect of Third-party Influence in Marriage Partner Choice and Educational Assortative Mating:
An Analysis of EASS 2006 Data

Kenji CHIHAYA

Graduate School of Arts and Letters

Tohoku University

The ongoing debate about the effects of individual preferences and opportunity structures on the choice of marriage partner has shown how organised settings promote educational homogamy, among other kinds of homogamy. This study focus on third-party introduction as a strategy used by individuals to by-pass their structural constraints and meet people outside these organised settings. The question here is whether relationships started in this fashion are less homogamous than those in which the partners met without any external help.

Five models were fitted and it was found that the relationship between husband's and wife's education can be better described by a modeling the differences (distances) between husband and wife educational levels. The log linear model also shows that the difference in educational levels is not affected by how husband and wife met. This result suggests that the mechanisms of preference that rule mate selection might work the same way both within and outside the structural constraints of organized settings.

Key Words: EASS 2006, educational assortative mating, third-party intervention

選別的配偶者選択に関する議論によって、個人的嗜好と機会構造の両方が、学歴同類婚を始めとする同類婚に対して影響力を持つことが明らかにされた。本研究では、個人が置かれている機会の構造から脱却する方法としての「紹介」に焦点を当てる。問題の所在は、「紹介」を通じて始まった恋愛が、その他の恋愛より学歴異類婚の傾向があるか否かにある。

5つの対数線形モデルを検定したところ、夫婦の学歴の関係を最もよく表すモデルは、学歴の差による結婚のオッズの違いを仮定するモデルであることが分かった。そして、本モデルでは「紹介」による影響は見られず、「紹介」とは無関係に同類婚が行われることが示されている。これは、個人的嗜好の影響が機会の構造の制限を受けなかった出会いにおいても、同類婚の傾向が維持されることを示唆する結果である。

キーワード：EASS 2006，選別的な配偶者選択，第三者からの結婚相手の紹介

1. 配偶者選択における個人的嗜好と機会の構造

選別的配偶者選択 (Assortative mating) の研究は、階層研究で盛んに行われる分野になってきている。欧米では階層・民族・宗教の視点からの同類婚・異類婚の研究が数多くなされてきた。これらの研究が共有する関心の一つに、社会的相互行為のパターンが、どれほど社会集団間の境界線を表しているかというものがある。これは、ウェーバーの地位集団という概念に基づいている (Kalmijn, 1998 : 396)。

ウェーバーの階層論において、地位集団とは、同程度の社会的地位を持つ集団のことを言う。従って、通婚は同じ地位集団、もしくは地位に近い集団に属する者同士で行なわれる (Weber, 1978[1920])。そのため、選別的配偶者選択の議論において同類婚は、集団の閉鎖性の指標と見なされてきたのである。

選別的配偶者選択の研究者は、同類婚の原因に大きな関心を抱く。ここで言う同類婚とは、ある属性が似ている者同士による結婚を指す。同類婚の原因に関しては、大きく分けて2つの立場がある。1つ目は需要側を重視する立場である。この立場は、配偶者選択における個人的嗜好の役割を強調する。そして、相手が持つ価値観、社会的地位、文化的資本のような個人的属性に対する嗜好が、同類婚を生み出すことを明らかにしている (Dimaggio and Mohr, 1985 ; Kalmijn, 1991)。

2つ目は供給側に焦点を当てる立場である。この立場は、出会いの機会の構造に同類婚の原因を究明しようとするものである。マクロなレベルでは、人口の構造による影響に焦点を当てる研究がある (Blau et al., 1982)。ミクロなレベルでは、職場や学校のような組織化された場が、配偶者選択に与える影響を分析する研究がある (Kalmijn and Flap, 2001)。

両者の立場は、決して対立するものではなく、むしろ相補関係にある。個人的嗜好と機会の構造の役割は従来の研究で実証されており、人は個人が置かれた機会の構造の中で、好みに合う相手を選ぶという見解が一般的となっている (Kalmijn and Flap, 2001)。EASS 2006 のデータは、選別的配偶者選択研究において前例のない「紹介」による結婚の分析をすることによって、既存の研究成果の再確認を可能にしている。機会の構造による制限から脱却して、「紹介」の場合にも同類婚の傾向があるかを分析した研究は、これまで行なわれていない。

機会の構造が同類婚を完全に説明すると、同類婚が地位集団の境界線を表していると確信するウェーバー階層論にとっては、都合が悪い。なぜなら、相手の社会的地位に対する嗜好とは無関係に、配偶者選択が出会いの機会に規定されることになるためである。学歴を社会的地位の指標として考えれば、学歴同類婚は、お互いの社会的地位を等しいと見なしたことによって成立するのではなく、近い学歴の人が集まる学校や職場で知り合ったことによって成立しているに過ぎないのである。

学歴同類婚は、同じ学校に通っていた者同士の間で成立しやすいと報告している論文がある (Kalmijn and Flap 2001)。これは、学歴同類婚における機会の構造の役割を示したものである。しかし、もし機会の構造が同類婚の原因になっているなら、機会の構造を越えた出会いの方が、そうでない出会いに比べて、同類婚の傾向が低くなるはずである。というも、自分と直接のつながりを持たない人との「紹介」を通じた出会いは、機会の構造に影響されず、同類婚の可能性が低いのである。

他方で、仮に学歴という属性に対する個人的嗜好が同類婚を完全に規定しているとすれば、上述の構造を越えた出会いは、同様もしくはそれより強い同類婚の傾向を見せるはずである。なぜなら、構造に影響されないとしても、自分と近い学歴の人を好む傾向が残り、自分の回りにいない場合でも、同じ学歴の人を見つける機会が与えられることがあるためである。

これら2つの可能性を検討するためには、「紹介」を通じた結婚に関するデータが必要であり、その点で EASS 2006 のデータが役に立つ。日本と中国のデータを用いて、従来欧米でしか論じられてこなかった第三者の紹介を考察することは、東アジアの観点から得られた知見として、欧米の議論に貢献することができる。同時に、欧米の議論を東アジアの同類婚研究の分野に導入するための貢献にもなる。そこで、本研究では EASS 2006 のデータを用いて、「紹介」という側面に焦点を当てる。なお、

EASS 2006 のデータには韓国と台湾のデータも含まれているが、分析の対象とはしない。その理由は2つある。1つは、4ヶ国のデータ分析から得られた結果を適切に解釈するには、各国に関する先行研究レビューが必要であり、紙幅や筆者の語学力・知識などの諸条件から困難であると判断した点にある。もう1つは、本研究が各国の特徴に要因を見出すことを目的としていない点にある。もちろん、民主主義・資本主義体制にして先進国である日本と韓国の比較を通じて、文化、同類婚、第三者の紹介の関係をみることも可能である。言うまでもなく、同一の文化を有しながら異なる政治体制、発展段階にある中国と台湾を比較分析することによって、同類婚と「紹介」の關係に影響を与える要因を突き止めることも可能である。しかし、本研究において2ヶ国のデータを用いるのは、分析結果が1ヶ国の特徴か否かを確認するためであり、ゆえに韓国と台湾まで議論を拡げる必要がない。それは、日本と中国の標本だけでも文化、政治経済制度、発展の段階といった要因の多様性を十分に考察できるためである。

研究を行うにあたっての1つの問題点は、日本と中国の先行研究の不足である。配偶者選択における「紹介」と学歴同類婚の問題を扱った研究は、日本では皆無である。志田らは、恋愛結婚の普及と同類婚の關係を直接には分析せず、示唆するに留まっている(2000)。Hodgeらも、見合結婚が夫婦の年齢・出身家庭の規模における相関に影響を与えると報告してはいるが、それらに重点を置かず、詳細に記述されてもいない(Hodge and Ogawa 1986)。その他の研究でも、配偶者選択の方法を規定する要因までしか分析されていない(筒井,2008)。中国の先行研究でもまた、この問題は扱われていない。同類婚の時系列的傾向(Xu et. al, 2000; 張,2003)、恋愛結婚の普及(Xu et. al, 1990)、同類婚が離婚率に与える影響(陸、2009)に焦点が当てられているのである。

先行研究では、どのようにして結婚が決まるかという「見合」と「恋愛」の結婚類型はなされているものの、どのようにして相手を見つけるかという「当事者」か「紹介」による知り合い方の類型はなされていない。従って、可能な限り両国の同類婚研究を参考にしながら、主に同類婚の要因を探った先行研究に沿って分析を行なうこととする。

2. 問題関心、仮説、分析手法

ここでは、「紹介」が同類婚傾向に影響するかが研究課題である。これに対する仮説は、2つ立てられる。

H1:「紹介」は同類婚の傾向を強める。

H2:「紹介」は同類婚の傾向を弱める。

帰無仮説は、H0「『紹介』は同類婚に影響を与えない」である。帰無仮説のH0が棄却できなかった場合、先行研究に従うと、同類婚は個人的嗜好と機会の構造の影響を全く受けないのではなく、需要・供給両方の影響を受けるということになる。そして、H1が成立すると需要側が、H2が成立すると供給側の立場が支持される。

学歴の変数は、最高学歴を「中学以下」、「高校」、「高専・短大」、「大学以上」にリコードしたものをを用いる。元の変数である「degree」には6つのカテゴリーがあり、「中学校」、「小学校」と「未就学」を統合した、4カテゴリーのリコードになっている。なお、以下に紹介する対数線形モデルでは、夫の場合をH、妻の場合をWと記す。

「紹介」を表す変数は、EASS 2006の「v228」のリコードである。ここで言う「紹介」は、見合結婚とは異なるものである。見合結婚と恋愛結婚の違いは、前者が家と家の釣り合いであるのに対して、後者は個人本位であることにある(志田ほか, 2000)。これとは異なり、「紹介」による結婚とそうでない結婚の違いは、単なる知り合い方の違いにある。EASS 2006でも「紹介」と「見合」が別々の選択肢になっている。見合結婚にも個人を取り巻く機会の構造を越える要素は見られるが、家と家の釣り合いである以上、「紹介」と同じ扱いをすることはできない。分析の複雑化を避けるために、見合結婚は分析対象から外すことにした。従って、変数は「紹介」を受けたか、自分で相手を見つけたかの

2 カテゴリーになっている。モデルではこれを T で表す。

また、相手との知り合い方が、時代とともに変化してきた可能性が十分にあるため、時代の流れを結婚コホート変数で把握し、統制する。結婚コホートを作るために、渡辺らの論文を参考にした。彼らは、コホートを「1934-63年」と「1964-85年」に分類している（渡辺ほか,1990）。本研究では、彼らが分析した85年度のSSM調査の21年後に行なわれたEASSのデータを用いるため、コホートを調整する必要がある。そこで、まずは80年代以降のコホートを加え、1965年以前のコホートを除外した。これは、コホートの標本数が少ない上に、両国における戦前の教育制度が異なるという問題があるためである。結果として、「1966年-79年」と「1980年以降」のコホートが得られた。日本においては、高度経済成長以前と高度経済成長以降の時期にほぼ当てはまる。そして、中国では文化大革命と改革開放の時期に当たる。志田らのコホートと完全に一致していないのは、中国の大革命の開始年を参考にし、両国のコホートの作り方を標準化したためである。モデルではコホート変数をCと表す。

1966年以前に結婚したケースと見合結婚のケースを除外する際、日本では合計555ケース、中国では合計437ケースが削除された。これは、各国の標本の38.9%と18.3%に当たる。

分析手法は、本領域で標準となっている対数線形モデルを採用する（Kalmijn 1991, Kalmijn and Flap 2001, Hout 1983）。この分析手法は、妻学歴×夫学歴×出会い方×コホートの4x4x2x2という4重分割表の周辺度数を全て統制した上で、出会い方の影響の検討を可能にする。

対数線形の基線モデル（Baseline Model）は、次の式で表される。

$$\text{式1: } \ln F_{ijkl} = \beta_i^W + \beta_j^H + \beta_k^T + \beta_l^C + \beta_{ik}^{WC} + \beta_{jk}^{HC} + \beta_{lk}^{TC} + \beta_{ik}^{WT} + \beta_{jk}^{HT} + \beta_{lk}^{CT} + \beta_{ikl}^{WTC} + \beta_{jkl}^{HTC} +$$

Hは夫の学歴、Wは妻の学歴、Tは出会い方、そしてCはコホートを表し、HWの組合せを除く全ての交互作用が含まれているため、[HTC][WTC]と表記できる。本モデルでは、夫と妻の学歴との関係だけが自由に変動できるようになっており、他の変数は全て統制されている。上記の基線モデルには、夫と妻の学歴の関係に対する幾つかの仮定を加えることができる。それらの仮定は、図1に示す5つのデザイン行列で表現できる⁽²⁾。

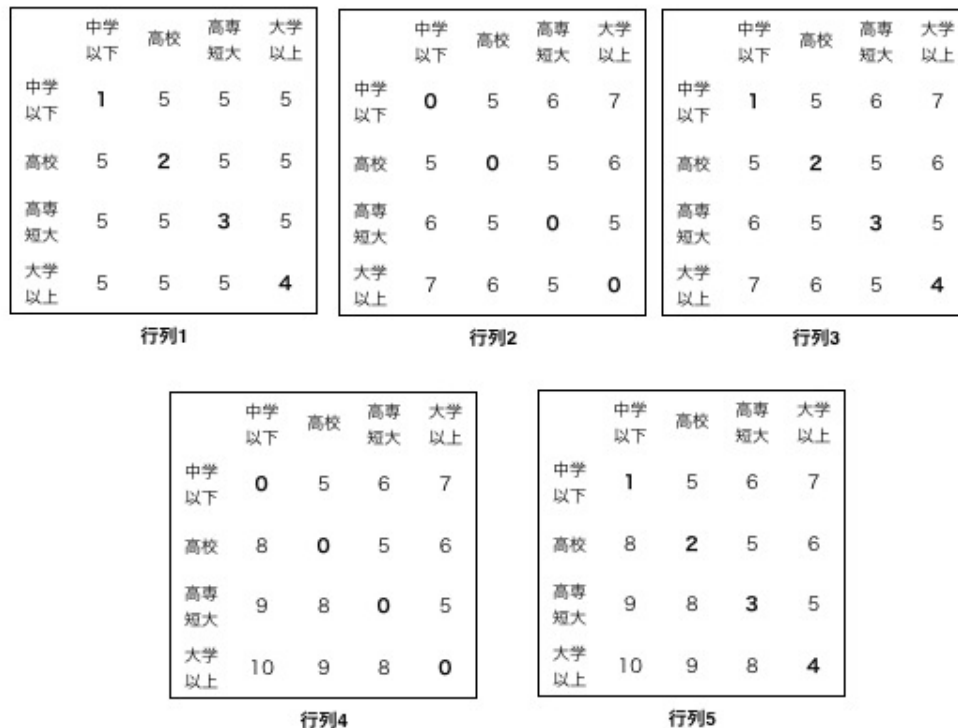


図1 用いるデザイン行列

行列は、夫と妻の学歴の2重分割表に当てはまる。行は夫の学歴を表し、上から順に「中学以下」、「高校」、「高専・短大」、「大学以上」となっている。同様に、列は妻の学歴に対応している。注意すべきは、行列の数値が度数やパーセントではなく、夫婦の学歴の組み合わせがデータ上でどのように数値化されているかを表しているということである。

行列1は、学歴カテゴリーで異なった同類婚の割合を仮定するが、それ以外の関係は予想しない。同類婚の度数を表す表の対角線以外のセルは、一様に「5」とコード化され、更に対角線は学歴カテゴリーによってコードが異なっている。

行列2は、学歴カテゴリーにおける同類婚の差異を仮定しないため、対角線のセルは全て同じ数値となっている。ここでは、夫婦の学歴の差による影響が注目されるため、差の大きさによって数値が異なる。ただし、「5」等の数値には何らかの意味がある訳ではない。例えば、セル「5」は単にセル「6」より夫婦の学歴の差が少ないことを表しているだけなのである。

行列3は、行列1と行列2の仮定を集約しており、学歴の差が特定の学歴の組み合わせの結婚のオッズに影響を与えることに加え、同じ学歴の夫婦が結婚するオッズが学歴カテゴリーごとに異なることを表している。

行列4は行列2、行列3と同じように、学歴の差が結婚のオッズに影響を与えると仮定しているが、その影響は妻上昇婚と夫上昇婚で異なることをも仮定している。

行列5は、行列1と行列4の仮定を同時に持つモデルを表している。

3. 分析の結果

まずは、出会い方と同類婚のパターンとの間に何らかの傾向が見られるかを探る。同類婚、妻上昇婚、夫上昇婚の割合を国別、コホート別にしたのが表1である。

表1 出会い方と同類婚のパターン

日本	同類婚 (%)	妻上昇婚 (%)	夫上昇婚 (%)	合計 (夫婦)
1966年-1979年				
「紹介」無	63.76	29.82	6.42	N=218
「紹介」有	56.76	27.93	15.32	N=111
全体	61.40	29.18	9.42	N=329
			2=6.85	p.= 0.03
1980年-2006年				
「紹介」無	54.39	32.29	13.31	N=353
「紹介」有	47.64	39.79	12.57	N=191
全体	52.02	34.93	13.05	N=544
			2=3.13	p.= 0.21
中国				
1966年-1979年				
「紹介」無	67.33	26.73	5.94	N=101
「紹介」有	77.92	17.12	4.96	N=403
全体	75.79	19.05	5.16	N=504
			2=5.26	p.= 0.07
1980年-2006年				
「紹介」無	62.52	26.80	10.68	N=571
「紹介」有	70.25	18.88	10.87	N=874
全体	67.20	22.01	10.80	N=1,445
			2=12.92	p.= 0.002

表 1 から分かるように、結婚の種類と同類婚の傾向との関係は、両国で異なっている。日本では、「紹介」をされた者同士の方が異類婚をするという傾向が若干見られるが、時間とともにその傾向は弱まり、1980年-2006年のコホートでは有意でなくなっている。他方、中国では「紹介」を通じて知り合った者同士の方が、そうでない者より同類婚をする傾向にある。1966年の場合、10%の水準ではあるが、両国とも統計的に有為である。

同類婚の時系列研究では、時代とともに同類婚の傾向が変化すると報告されている (Smits et. al, 1998 ; Raymo and Xie, 2000)。表 1 にもその傾向が見られる。また、結婚の出会い方自体も、時代によって変わってくる可能性がある。それを検討したのが表 2 である。

表 2 各結婚コホートにおける出会い方

日本			
	自分 (%)	紹介 (%)	合計 (夫婦)
66年-79年	66.26	33.74	N = 329
80年-2006年	64.89	35.11	N = 544
全ての夫婦	65.41	34.59	N = 873
		$\chi^2=0.17$	p = 0.68
中国			
	自分 (%)	紹介 (%)	合計 (夫婦)
66年-79年	20.04	79.96	N = 504
80年-2006年	39.52	60.48	N = 1,445
全ての夫婦	672	1,277	N = 1,949
		$\chi^2=62.74$	p = 0.00

表 2 では、時代による変化が日本で見られないのに対し、中国では見られる。中国の 80 年以降に「紹介」を通じて配偶者を見つけた人の割合は、その前のコホートに比べて 19.48%少なくなっている。とはいえ、日本に比べ中国の方が「紹介」による結婚が多く、その割合は日本の倍以上にもなる。

以上の結果を要約すると、次のようになる。(1) 中国では両コホートにおいて、「紹介」による結婚が同類婚の傾向を強めている。(2) 日本の場合、後半のコホートでは関連性が見られないが、前半では紹介が同類婚の傾向を弱めている。

上記の 2 点を確認するために、次に対数線形分析を行なう。夫学歴 × 妻学歴の分割表を表すモデルを検討したものが表 3 である。

表 3 各モデルの適合度

日本							
モデル	L ²	d.f	p	BIC	L ² /L ² B ⁽³⁾	(4)	
[HCT] [WCT]	314.99	36	0.000	69.91	1.000	23.40	
[HCT] [WCT] [行列 1]	69.78	32	0.000	-148.07	0.222	7.53	
[HCT] [WCT] [行列 2]	38.19	33	0.245	-186.47	0.121	4.95	
[HCT] [WCT] [行列 3]	27.57	30	0.593	-176.67	0.088	4.22	
[HCT] [WCT] [行列 4]	32.23	31	0.406	-178.82	0.102	4.93	
[HCT] [WCT] [行列 5]	23.33	28	0.716	-167.29	0.074	4.02	
中国							
[HGT] [WCT]	697.12	36	0.000	423.74	1.000	21.62	
[HCT] [WCT] [行列 1]	93.76	32	0.000	-149.24	0.135	3.66	
[HCT] [WCT] [行列 2]	38.22	33	0.561	-212.37	0.055	3.22	
[HCT] [WCT] [行列 3]	28.12	30	0.564	-199.69	0.040	2.13	
[HCT] [WCT] [行列 4]	31.35	31	0.449	-204.06	0.045	3.01	
[HCT] [WCT] [行列 5]	21.07	28	0.822	-191.55	0.030	1.92	

表 3 から、両国ともに行列 2 を含めたモデルが最もよく適合していることが分かる。つまり、夫と妻の学歴の関係を説明するのに、学歴の差（図 1 行列 2）に関する仮定は必要であるが、同じ学歴の結婚と男性・女性上昇婚に関する仮定は必要ないということである。しかも、行列 2 を含めたモデルは、他より BIC⁽⁵⁾が低くだけでなく、日本では $=4.95$ 、中国では $=3.22$ とモデルから得られる分布と観測された分布の非類似度係数が低くなっている。従って、両国とも同類婚を理解するのに、同じ学歴を持つか否かより、学歴の差を考察した方がいいということになる。この結果は、デザイン行列 2 で表された学歴の差の 係数に明らかである。なお、 係数は表 4 に示している。

表 4 学歴の差を表す項目ごとの 係数

学歴の差		係数
日本	1つのカテゴリーの差	0.48**
	2つのカテゴリーの差	-0.27*
	3つのカテゴリーの差	-1.61**
中国	1つのカテゴリーの差	0.78**
	2つのカテゴリーの差	-0.47**
	3つのカテゴリーの差	-2.01**

基準は同じ学歴を持つ夫婦となっている。* $=P<0.05$. ** $=P<0.01$

表 4 の係数から、出会い方とコホートを統制すると、1つのカテゴリーだけが違う者同士の結婚が、同じ学歴を持つ者同士の結婚より多いという傾向が見られる。そして、2つ以上のカテゴリーの差を持つ夫婦は、同じ学歴の夫婦より遥かに珍しい。両国における同類婚は、「似た者同士」の結婚ではあるが、全く同じ学歴カテゴリー内の結婚ではないのである。

この結果に結婚の類型が影響してくるかを探ることで、機会の構造を脱却した出会いと同類婚の関係を明らかにすることができる。結婚の類型を含むモデルを表 5 にまとめた。

表 5 出会い方と学歴の差の交互作用を含めたモデル

モデル	L ²	d.f	p	BIC	L ² /L ² B		
日本	[HCT] [WCT] [行列 2]	38.19	33	0.245	-186.47	0.121	4.95
	[HCT] [WCT] [T 行列 2]	35.86	30	0.213	-168.38	0.114	5.11
中国	[HCT] [WCT] [行列 2]	38.22	33	0.561	-212.37	0.055	3.22
	[HCT] [WCT] [T 行列 2]	34.42	30	0.264	-193.40	0.049	3.09

表 5 から分かるように、出会い方と同類婚の強さの交互作用を含むモデルの適合性は、それを含まないモデルとほとんど変わらない。つまり、出会い方と学歴の差の交互作用は、学歴同類婚を理解する上で重要ではないということである。両国とも、分析からその結果が導き出せる。交互作用の係数はいずれも統計的に有為ではないため、ここでは省略する。

この結果では H0 を棄却できず、H1 と H2 もともに支持されない。つまり、出会い方と同類婚のパターンとの間には、統計的に有意な関係が見られないのである。

4. 考察と結論

本研究の問題関心は、「紹介」が同類婚に与える影響であった。日本と中国の同類婚のパターンは、同じ学歴を持つ者同士の結婚ではなく、学歴の差が小さい者同士の結婚であることが確認され、夫婦

の学歴の差と「紹介」の関係を仮定するモデルの適合性が検討された。その結果、「紹介」の影響がないことがわかった。

「紹介」が機会の構造から脱却した出会いにつながると仮定した場合、構造の影響を除いても、同類婚の傾向が残る。これには、2つの説明が可能である。

1 つ目は、個人的嗜好の影響であり、人は構造的制約を受けずとも自分と似た配偶者を選ぶというものである。これは、上述の議論と一致しており、人は機会の構造の中で与えられた選択肢から自分の好みに合う相手を選ぶという結論につながる。

2 つ目は、個々人のネットワークそのものが構造化されていて、結婚相手を紹介する第三者も当事者と似たような学歴を持ち、且つ紹介者自身のネットワークも構造化されているため、当人に紹介できる相手も結果的に似たような学歴を持つ者になるというものである。

本研究は1つ目の可能性を示唆するもので、既存の先行研究と一致する結論しか導かない。いずれの可能性も軽視できないが、2つ目の可能性を検討するには、結婚相手を紹介する第三者に関する情報が必要となり、今回の分析の枠を越える。そこで、2つ目の可能性が表すネットワークの性質の問題、つまり結婚相手を紹介する第三者の属性が同類婚に影響を与えるかを検討することは、今後の課題とする。

[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.

[注]

- (1) 「第三者からの結婚相手の『紹介』」は、全て「紹介」と表記する。それは、頻出する本表現をカッコ付けで用語化することによって、反復される際の文章を簡潔にし、また「先行研究を紹介する」というような表現との混乱を避けるためである。
- (2) デザイン行列で変数カテゴリーを表示することは一般的でないが、対数線形モデル分析に馴染みのない読者を想定してこのようにした。
- (3) 「 L^2/L^2B 」とはそのモデルの L^2 を基線モデルの L^2 で割る事で得られるモデル適合性指標である。その値が低いほど、モデルが基線モデルによりよくフィットしている。
- (4) はダンカンの非類似度係数 (Duncan's Dissimilarity Index) であり、2つのパーセンテージ分布の非類似度を表す。この場合はモデルにおける期待度数とデータにおける観測度数の非類似度を表す指標で、モデルの期待度数の何パーセントが観測度数と異なっているかを示す。値が低いほどモデルの当てはまりが良くなっている。
- (5) 標本数の違いがあるため、標本数の大きさを考慮する BIC を中心にモデルの選択を行なうことにした。中国の標本が日本よりかなり多くなっているため、当てはまりの良い L^2 の値が日本より得にくくなっているためである。

[参考文献]

- Blau, Peter M, Terry C. Blum and Joseph E. Schwartz, 1982, "Heterogeneity and Inter-marriage," *American Sociological Review*, 47(1):45-62.
- DiMaggio, Paul & John Mohr, 1985, "Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection," *American Journal of Sociology*, 90(6):1231-1261.
- Hodge, Robert W. & Naohiro Ogawa, 1986, "Arranged Marriages, Assortative Mating and Achievement in Japan," *NUPRI Research Paper Series*, 27:3-24.
- Hout, Michael, 1983, *Mobility Tables*, Sage Publications.

- Kalmijn, Matthijs, 1991, "Status Homogamy in the United States," *American Journal of Sociology*, 97(2):496-523.
- Kalmijn, Matthijs & Henk Flap, 2001, "Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices," *Social Forces*, 79(4):1289-312.
- 陸益龍, 2009, 「門当戸对」的婚姻会更穩嗎? - 匹配結構与離婚風險的实証分析」『人口研究』33(2):81-91.
- Raymo, James M. Yu Xie, 2000, "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy," *American Sociological Review*, 65(5):773-781.
- 志田基与師, 2000, 「結婚市場の変容」盛山和夫編『日本の階層システムジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 159-176.
- Smits, Jeroen Woult Ultee and Jan Lammers, 1998, "Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables," *American Sociological Review*, 63(2):264-285.
- 筒井淳也, 2006, 「日本における配偶者選択方法の決定要因」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』7:25-32.
- 渡辺秀樹・近藤博之, 1990, 「結婚と階層結合」『現代日本の階層構造 4: 女性と社会階層 4』東京大学出版会, 119-145.
- Weber, Max, 1978 [1920], *Economy and Society*, University of California Press.
- Xu, Xiaohe, Jianjun Ji and Yuk-ying Yung, 2000, "Social and political assortative mating in urban China," *Journal of family issues*, 21(1):47-77.
- Xu, Xiaohe and Martin King Whyte, 1990, "Love Matches and Arranged Marriages: A Chinese Replication," *Journal of Marriage and the Family*, 52(3):709-722.
- 張翼, 2003, 「中国階層内婚制的延続」『中国人口科学』4:39-47.