

全国家族調査にみる階層同類婚の構造と趨勢

三輪 哲
(東京大学)

【要旨】

本研究の目的は、階層同類婚の趨勢を実証的に検討することである。用いるデータは、NFRJ18(ver.2.0)である。過去の時代と比較するために、NFRJ08、NFRJ03、NFRJ98のデータも併用した。階層的地位を測るにあたり、2種類の変数を使用する。第1に学歴、それから第2に職業階層である。本人の回答と、その配偶者との回答とを使用し、それらの組み合わせから、夫婦の階層結合の様相をとらえる。データの解析には、対数線形／乗法モデルを用いた。その結果、1990年代から2010年代までのあいだにかんして、階層同類婚の趨勢は単調減少趨勢であったことが明らかにされた。先行研究では、階層同類婚の趨勢的变化にかんしては不変説と減少説とで見解が分かれていたが、このたびの分析結果は、減少説を改めて支持するための経験的証拠たりうる。そして、階層同類婚の減少の時代的な流れは、いまだ下げ止まってはいることを含意する。

キーワード： 階層同類婚、趨勢、対数線形モデル

1. はじめに

本研究の目的は、反復クロスセクション調査である全国家族調査のデータを用いて、階層同類婚の構造とその趨勢を検討することである。階層同類婚とは、婚姻関係にあるカップルの階層的地位の類似性の度合いを示す概念である。もし同類婚の傾向が強いのであれば、それは当該社会の通婚圏において階層の影響が色濃くみられ、個人レベルでは相互作用の範囲が階層ごとに分断されがちであることを意味するものとみることができる。つまるところ、閉鎖性の指標として同類婚の構造を読み解くことが可能なのである。

階層同類婚研究を、社会階層という側面に着目するならば社会階層論の研究領域のテーマとして位置づけられるだろうが、結婚という現象へと着目するならばやはり家族社会学のテーマとしても重要な意義を認めることができるだろう。そうした両分野での位置もあり、階層同類婚研究はこれまでに、家族社会学者からも（たとえば、渡辺・近藤 1990）、社会階層論者からも（たとえば、白波瀬 2005）ともに注目され、研究が蓄積されてきた。

そのように同類婚にかんして多くの研究がなされてきたものの、案外統一した見解に至っていない基本的な課題がある。それは、階層同類婚の趨勢的变化がどのようなものであったのか、という点にかかわる。特に成果の多い学歴同類婚にかんして挙げるならば、同類婚の程度が時間的に不変であることを主張するものもあるし（志田ほか 2000; 白波瀬

2011)、同類婚が減少してきたことを主張するものもある (Raymo and Xie 2000; Miwa 2007; 打越 2018)。信頼しうる最新のデータを得たため、この単純な趨勢命題は、まさに今、再検討なされるべきときであるといえる。

そこで本研究では、階層同類婚の構造と趨勢にかんする再検討をおこなう。複眼的な検討を試みるために、階層の指標を2種類用意する。1つには、学歴である。学歴はそれ自体が階層的地位をあらわすものであるとともに、後のライフチャンスへと影響しうる重要な変数とみることができる。そしてもう1つは、職業である。こちらは、現代社会において所得の源泉となり、威信の拠り所でもあり、代表的かつ中心的な階層指標であるといえよう。ただしこれら2つは、前者が結婚時にほぼ決定されているのに対して、後者は結婚後のライフコースのなかで変化していくものという重要な違いもある。それゆえ、単に階層指標を2つ重ねたというのではなく、学歴同類婚には結婚に至るまでの相互作用にみられる階層性のあらわれとして、職業同類婚にはまさに調査時点現在での総合的な階層的地位の結合の度合いのあらわれとして、それぞれ解釈し分けることもできるだろう。2つの側面からみた階層同類婚の趨勢はいかに描かれるか、これより詳らかにしていく。

2. 方法

2.1 データ

本研究では、日本家族社会学会・NFRJ18研究会(研究代表:田淵六郎)が企画・実施した「第4回全国家族調査」(National Family Research of Japan:以下、NFRJ18) ver.2.0データを用いる。ただし、回答者の年齢が30歳以上64歳以下のケースへと分析対象を限定する。年齢を限定するのは、同類婚の研究や世代間移動の研究などでは一般的であるが、個人のライフコースやキャリアがある程度安定的になった状態をとらえるようにするためである。過去の時代と比較するために、NFRJ08、NFRJ03それからNFRJ98のデータをも、同様に対象者年齢を限定しつつ、用いることとした。

2.2 変数

階層的地位を測るにあたり、2種類の変数を使用する。第1に学歴、それから第2に職業階層である。本人の回答と、その配偶者との回答とを使用し、それらの組み合わせから、夫婦の階層結合の様相をとらえるものとする。

学歴は、CASMIN¹の分類枠組みに基づき、レベル2に相当する中等教育(中学および高校)、レベル3aの短期高等教育(短大および専門学校)、レベル3bの高等教育(四年制大学以上)の3段階の値をとる変数として操作化した。

¹ Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations の略であり、1980年代より多くの優れた国際比較研究の成果を創出している。

職業階層は、EGP 階級分類をもとに (Erikson et al. 1979)、I+II (専門職や管理職)、IIIa (事務職)、IV (自営業)、V-VII/IIIb (マニュアルおよび販売・サービス職) の 4 カテゴリーの変数を用いた。ただし、女性の職業階層については、無職も加えることとした。

2.3 分析モデル

データの解析には、対数線形／乗法モデルを用いる。対数線形モデルは、対数変換した期待度数を従属変数とし、それをパラメータの線形結合で説明しようとする一般化線形モデルの一種といえる。調査時点、妻階層、夫階層の 3 変数の同時度数分布を 3 重クロス集計であらわすのが本研究の基礎データである。それに対し、複数のモデルをあてはめ、各々の適合度を比較しながら、節約的かつ説明力が十分なモデルを探索する。

まずベースラインとなるのは、調査年により妻と夫それぞれの階層分布は変わりうるが、ただし妻階層と夫階層とのあいだの直接的な関連を認めないモデルであり、これを「条件付独立モデル」(式 1) と呼ぶ。

$$\log_e \widehat{F}_{ijk} = \lambda + \lambda_i^W + \lambda_j^H + \lambda_k^Y + \lambda_{ik}^{WY} + \lambda_{jk}^{HY} \quad (式 1)$$

条件付独立モデルに妻階層と夫階層の関連を追加したもの、ただし調査年・妻階層・夫階層の高次交互作用は含めないモデルが次に検証されるべきもので、これを「同類婚不変モデル」(式 2) と呼ぶこととする。同類婚の構造が時代間で安定的であることを示唆するモデルである。

$$\log_e \widehat{F}_{ijk} = \lambda + \lambda_i^W + \lambda_j^H + \lambda_k^Y + \lambda_{ik}^{WY} + \lambda_{jk}^{HY} + \lambda_{ij}^{WH} \quad (式 2)$$

さらに、同類婚の趨勢変化を認めるモデルがある。高次交互作用を乗算型のパラメータ設定したもので、「一様相違モデル」(式 3) と呼ぶ。このモデルは、同類婚が調査時点間で変化することを含意している。

$$\log_e \widehat{F}_{ijk} = \lambda + \lambda_i^W + \lambda_j^H + \lambda_k^Y + \lambda_{ik}^{WY} + \lambda_{jk}^{HY} + \Psi_{ij}^{WH} \times \varphi_k^Y \quad (式 3)$$

式は略すが、さらに、調査時点による同類婚の変化が直線的なパターンを描くと仮定するモデルや、妻階層と夫階層との関連を示すパラメータをデザイン行列の使用により節約するモデルをも、あてはめていく。

なお、適合度の指標として、尤度比カイ 2 乗値 (G^2)、ベイジアン情報量基準 (Bayesian Information Criteria, BIC)、非類似指数 (Index of Dissimilarity, I.D.) の

3種を併用する。判断の仕方であるが、 G^2 が統計的有意にならず、BICは相対的に小さく、I.D.はできるだけ小さいほど、そのモデルは適合度が良好とみなすことができる。

3. 分析結果

3.1 記述的分析

まずは、階層的地位をとらえるための2つの変数、すなわち学歴と職業の分布とその変化を確認しておきたい。表1が、その結果である。

表1の上部のパネルAは、学歴についての分布を示している。妻も夫も、この20年のあいだに学歴の分布が上方シフトしていることが明確にみられる。1999年の時点では、夫の6割、妻の6割5分ほどが高校以下であったが、2019年時点になると、夫も妻も高校以下である者の割合は3割7分ほどの水準にまで減少した。その一方で、四年制大学以上の学割の者の割合は、1999年の3割弱（夫）、1割弱（妻）から、2018年ではそれぞれ4割5分（夫）、2割強（妻）へと増加した。4時点の調査間で出生コーホートが重なっていること、30歳未満の対象者を集計に含めていないことから、とらえた学歴分布の変化はやや鈍いものの、それでも着実に高学歴化が進行したことがわかる。

では、学歴同類婚を、記述的指標の1つである内婚率でとらえるとどのように描かれるのか。なお内婚率とは、夫婦で同一の学歴カテゴリである割合（対角セルの相対度数）のことをいう。1999年には6割2分ほどであった学歴の内婚率は、その後5割7分（2004年）、5割4分（2009年）、4割9分（2019年）と、徐々に低下した様子がみてとれる。ただし内婚率の値は周辺分布、すなわち妻と夫の学歴分布から影響を受けるため、同類婚の構造を純粋にとらえるには、後述する対数線形モデルでの検証が必要となる。

続いて表1下部のパネルBより、職業階層の分布の変化をみてみよう。夫の職業については、自営業（IV）が単調減少パターンを示していること、他方で専門・管理（I+II）は単調増加であることがうかがえる。それ以外の事務（IIIa）やマニュアル（V-VII/IIIb）は比較的安定的であったこともわかる。自営の減少と専門・管理の増加は妻の職業においても同様にみられる。それに加えて、事務も増加基調にあったようである。その反面、とりわけこの10年で大きく縮小したのは、無業である。2009年では妻無業の割合は3割5分であったが、2019年のそれは約10ポイント減少し、2割5分ほどとなった。

職業の内婚率の趨勢は、やや複雑である。1999年から2004年にかけて微減し、その後は微増してきた。ただし最大の値（2019年の3割1分）と最小の値（2004年の2割6分）のあいだでもわずかな差しかいたため、これを変動の証拠とみるのは早計かもしれない。また、こちらも周辺分布の影響を受ける数値である。そこで職業同類婚の趨勢についても、やはり対数線形モデルによる検討を経てから結論を述べるべきであろう。

表1 階層同類婚の基本統計量

A. 学歴		妻学歴	夫学歴	内婚率
1999 N=4,110	2bc	0.648	0.607	0.617
	3a	0.273	0.103	
	3b	0.078	0.290	
2004 N=3,676	2bc	0.553	0.517	0.566
	3a	0.335	0.137	
	3b	0.112	0.346	
2009 N=3,023	2bc	0.530	0.508	0.537
	3a	0.344	0.126	
	3b	0.126	0.365	
2019 N=1,565	2bc	0.365	0.373	0.491
	3a	0.423	0.183	
	3b	0.212	0.445	
B. 職業		妻職業	夫職業	内婚率
1999 N=3,811	I+II	0.106	0.296	0.271
	IIIa	0.135	0.154	
	IV	0.030	0.184	
	V-VII/IIIb	0.356	0.366	
	無業	0.372		
2004 N=3,370	I+II	0.109	0.314	0.254
	IIIa	0.146	0.178	
	IV	0.027	0.157	
	V-VII/IIIb	0.311	0.351	
	無業	0.406		
2009 N=2,803	I+II	0.125	0.345	0.284
	IIIa	0.169	0.157	
	IV	0.026	0.132	
	V-VII/IIIb	0.329	0.366	
	無業	0.351		
2019 N=1,545	I+II	0.207	0.373	0.307
	IIIa	0.205	0.159	
	IV	0.015	0.098	
	V-VII/IIIb	0.317	0.371	
	無業	0.255		

3.2 学歴同類婚の趨勢

表2は、学歴同類婚にかんする対数線形／乗法モデルの適合度の結果である。条件付独立モデルの適合に比べると、すべての指標において明らかに同類婚不変モデルのほうが適合がよい。したがって、夫婦の学歴が独立すなわち学歴同類婚をないとみなすことはできない。では時点間での変化をどうみるべきだろうか。それにはモデル2と3とを比較して判断をすることになる。BICを参照すると両者はほぼ同程度であるが、G²はモデル3において大幅に良化、I.D.はモデル2でも十分よかったがモデル3ではさらに良化したことがわかる。よって、時点間での同類婚の違いがあるとみるほうが適当である。その変化を直線的と仮定したモデル4ではいっそうBICは減少、そして夫婦間の学歴の組み合わせのパラメータを絞ったモデル5でさらにBICが減少したため、モデル5を今回の最終モデルとすることとした。

表2 学歴同類婚の趨勢にかんする対数線形／乗法モデルの推定結果

	df	G ²	p-value	BIC	I.D.
1 条件付独立モデル	16	3248.1	0.000	3097.3	21.9%
2 同類婚不変モデル	12	35.0	0.000	-78.1	1.9%
3 一様相違モデル	9	9.0	0.441	-75.9	0.8%
	[φパラメータ推定値]				
		1999	2004	2009	2019
		1	0.946	0.838	0.739
4 線形一様相違モデル	11	9.7	0.556	-93.9	0.8%
	[φパラメータ推定値（線形関数）]				
		切片	傾き		
		1	-0.014		
5 モデル4+デザイン行列	12	10.9	0.542	-102.2	0.8%
	[ψパラメータ推定値（デザイン行列の効果）]				
		妻: 3b	3a	2ab	
	夫: 3b	2.276	0.387	0	
	3a	0.387	0	0	
	2ab	0	0	1.818	
	[φパラメータ推定値（線形関数）]				
		切片	傾き		
		1	-0.014		

それでは、モデル5のパラメータ推定値より、同類婚のパターンを検討しよう。学歴同類婚パターンは、デザイン行列により制約した交互作用効果の推定値より確認できる。最

も結合する傾向が高いのは、妻、夫がともに四年制大学以上のセルである。それに次ぐのは、夫婦ともに高校以下のセルである。つまり、学歴にかんしては、上位と下位との両端で階層結合の傾向が高いということになる。これは、他の調査データによる検証でみられた結果と整合的である（たとえば、白波瀬 2005）。中間にあたる短大・専門の卒業者たちでは、同程度の学歴で結合するよりも、どちらかといえばそれより上位の学歴層と結ばれる傾向のほうがやや強い。ここで着目すべきは、それが非対称な関連ではないことである。時に、妻が短大、夫が大学という男性上位の組み合わせが多いことが指摘されることがあるが（茂木・石田 2019 など）、今回の分析ではそれは再現されなかった。

趨勢にかんしては、モデル 4、モデル 5 において、直線的に減少トレンドであったことが裏付けられた。1999 年を起点として、その後 20 年間のあいだに 1 年あたりで概ね 1.4 ポイントずつ同類婚の強さをあらわす ϕ パラメータの値が減少してきたとみることができるとすると、起点での同類婚の程度を 1 とすると、このたびの最新の調査時点では約 0.72 となることが予測され、それは時点ごとに独自の値を推定したモデル 3 からの予測値ともほぼ一致している。検討する時代を 21 世紀はじめの 20 年としてみたときには、学歴同類婚の減少がみられたとあってよさそうである。

3.3 職業同類婚の趨勢

表 3 は、階層的地位を職業に置き換えた場合の同類婚の検討結果である。先ほどと同様にモデル間比較の検討を進めていったところ、やはり同類婚の時点間変化を認めるのが適当とする結論を得た。ただし、 G^2 の検定結果および I.D. の値の水準を見る限り、学歴同類婚のパターンに比べると、職業のほうがややあてはまりは悪い。それでもなお、直線的な趨勢的变化をたどったことを確かめることができた。こちらについても、デザイン行列を用いて推定パラメータ数を節約し、表 3 の中での最適なモデルとして、モデル 5 を特定するに至った。

職業同類婚のパターンは、表 3 のモデル 5 のパラメータ推定値より理解できる。最も結合する傾向があるのは、夫婦ともに自営となるセルである。これは、職業の同類婚は結婚時の職業の類似性よりもむしろ結婚後の離転職によって影響されることから諒解可能であろう。夫婦で家業を分けあったり、一方の資本を元手に新たに開業をすることも、十分考えられることではある。その次に推定値が高いのは、夫が自営で妻がマニュアルの組み合わせである。これは、妻が家族従業者をするケースが多く含まれてのことだろう。それから、マニュアルの結合、専門・管理の結合が続く。このあたりは学歴が同水準であったことにも関係する、よくみられる階層結合の典型とみることができるといえる。

表3 職業同類婚の趨勢にかんする対数線形／乗法モデルの推定結果

	df	G ²	p-value	BIC	I.D.	
1 条件付独立モデル	48	1277.0	0.000	828.2	13.5%	
2 同類婚不変モデル	36	77.4	0.000	-259.2	2.9%	
3 一様相違モデル	33	56.6	0.007	-252.0	2.4%	
	[φパラメータ推定値]					
		1999	2004	2009	2019	
		1	1.007	0.931	0.626	
4 線形一様相違モデル	35	60.4	0.005	-266.9	2.6%	
	[φパラメータ推定値（線形関数）]					
		切片	傾き			
		1	-0.017			
5 モデル4+デザイン行列	41	72.0	0.002	-311.3	2.7%	
	[ψパラメータ推定値（デザイン行列の効果）]					
		妻: I+II	IIIa	IV	V-VII/IIIb	無業
	夫: I+II	0.910	0	0	0	0
	IIIa	0	0.175	-0.396	0	0
	IV	0	0	2.126	1.403	0
	V-VII/IIIb	0	-0.396	0	0.950	0
	[φパラメータ推定値（線形関数）]					
		切片	傾き			
		1	-0.017			

最後に、職業同類婚の趨勢をみてみよう。モデル4、モデル5の推定結果によれば、概ね1.7ポイントずつ、この20年ほどのあいだにφパラメータの値が減少してきたことが示されている。学歴同類婚の趨勢と同じく、職業同類婚の趨勢も減少トレンドであることがわかる。しかも、どちらかというところ少し傾きが急であるようだ。

4. おわりに

本研究では、学歴と職業の側面より、階層同類婚の趨勢を実証的に検討した。その結果、1990年代から2010年代までのあいだにかんして、いずれも単調減少趨勢であったことが明らかにされた。

これが示すことは、以下2点において重要である。第1に、階層同類婚の趨勢的变化にかんしては不変説と減少説とで見解が分かれていたが、このたびの分析結果は、減少説を改めて支持するための経験的証拠たりうる。しかも、用いた複数の階層指標で共通であったゆえ、頑健さをいっそう強調することができよう。つまり、本研究は、同類婚趨勢の追試としての意義がある。第2に、最新のデータにおいても、その趨勢が継続していたこと

を示すものとなっている。過去4回のNFRJによる同類婚の程度の推定値は、2019年初めに実査がおこなわれたNFRJ18によるものが最小であった。すなわちこれは、階層同類婚の減少の時代的な流れが、いまだ下げ止まってはいないことを含意する。この点は、単なる追試としての意味を超えた、新たな知見として強調できる。

最後に、残された課題について述べたい。本研究で採用した研究デザインでは、あくまで調査時点において有配偶の者のみに対象が限定される。ということは、初婚を経験しない人や離死別後の人が分析対象から外れるということになるので、非婚化をはじめとした家族形成の変動の影響を受けることになる。これに対処するためには、対象者がいつ誰と結婚するかという履歴の情報を活用した「前向きアプローチ」が求められる(Mare 2011; 打越 2018)。また、同性婚のような多様な家族形成における階層同類婚の問題は扱えていない。定量的な調査で迫るには困難が伴うだろうが、等閑視しかねる問題であるのも確かであろう。本研究は階層同類婚の基本中の基本の問題に解を与えたものにすぎない。ここより先に、さらにおこなうべき新たな研究の地平がひろがっているのである。

[謝辞]

本稿は、日本学術振興会(JSPS)科学研究費補助金(JP17H01006)の助成を受けたものです。NFRJ18は日本家族社会学会・NFRJ18研究会(研究代表:田淵六郎)が企画・実施した調査で、本研究ではver.2.0データを利用しています。

過去のNFRJデータの利用にあたっては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブセンターSSJDAより、「全国家族調査」(寄託者:全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けました。

[備考]

NFRJ18の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

(<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>)

[文献]

Erikson, R., Goldthorpe, J. H. & Portcarero, L., 1979, "Intergenerational Class Mobility in three Western European Societies: England, France and Sweden," *British Journal of Sociology*, 30: 415-441.

白波瀬佐和子, 2005, 『少子高齢社会のみえない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.

———, 2011, 「少子化社会の階層構造——階層結合としての結婚に着目して」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会: 317-333.

Mare, R. D., 2011, "A Multigenerational View of Inequality," *Demography*, 48(1): 1-23.

- Miwa, S., 2007, "Long-term Trends in Status Homogamy," Sato, Y. ed., *Deciphering Stratification and Inequality*, Trans Pacific Press: 140-160.
- 茂木暁・石田浩, 2019, 「結婚への道のり——出会いから交際そして結婚へ」佐藤博樹・石田浩編『格差の連鎖と若者 2 出会いと結婚』勁草書房: 44-75.
- Raymo, J. & Xie, Y., 2000, "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy," *American Sociological Review*, 65(5): 773-781.
- 志田基与師・盛山和夫・渡辺秀樹, 2000, 「結婚市場の変容」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 159-176.
- 打越文弥, 2018, 「未婚化時代における階層結合」『理論と方法』33(1): 15-31.
- 渡辺秀樹・近藤博之, 1990, 「結婚と階層結合」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造 4 女性と社会階層』東京大学出版会: 119-145.

Structure and Trends in Status Homogamy using NFRJ

Satoshi MIWA

University of Tokyo

The purpose of this study is to empirically examine the trends in status homogamy in Japan. The newest NFRJ dataset (NFRJ18, ver2.0) is used as research materials. The data of NFRJ08, NFRJ03, and NFRJ98 are also used for trend analysis. Two kinds of variables are used to measure the status in social stratification. The first indicator is educational credential, and the second one is occupational status. Using the answer of the respondent and the answer of her/his spouse, the structure of homogamy is captured by making cross tables from the combination of them. A log-linear / multiplicative model is used to analyze the tabulated data. As a result, it is clarified that the trends in status homogamy has been a monotonous downward trend from the 1990s to the 2010s. In some prior studies, there was a difference between the view of invariant trend and the view of downward trend regarding the trends in status homogamy, but the results of this study should be empirical evidence to support the view of downward trend. Besides, this finding implies that the downward trend of status homogamy has been on going even now.

Key words and phrases: Status Homogamy, Trend, Log-linear Modelling