

## 日本における配偶者選択方法の決定要因

- JGSS-2006 による分析 -

筒井 淳也

立命館大学産業社会学部

Determinants of Mate Selection Behavior in Japan:

An Analysis using JGSS-2006

Jun'ya TSUTSUI

College of Social Sciences

Ritsumeikan University

What kind of people select arranged marriage over love marriage? This question was explored by using JGSS-2006 data. Models in this paper estimated whether respondents were married by love marriage or not as a dependent variable. Explanatory variables were age, sex, education, birth order and the number of marriage experience. Results showed that age and the number of marriage had significant effects on the likelihood of arranged marriage, while sex and birth order did not have marked effects. An interpretation of the effect of educational background was complicated. The model with interaction effects of couples' educational career revealed that only husbands' educational careers have significant effects on the likelihood of arranged marriage. An adult male with higher education has a tendency to find his mate by himself probably because of post-traditional attitudes toward marriage. Insignificance of female educational career can be explained as a result of liberal attitudes and the reverse effect of the difficulty in finding mate by herself among higher educated females, as the "marrying up" for female has long been common in Japan.

Key Words: JGSS, arranged marriage, love marriage

本論文は、JGSS-2006 のデータにおける配偶者選択方法についての変数を用いて、「ど  
ういう人が見合い結婚をしてきたのか」について計量的に分析を行ったものである。被  
説明変数として恋愛結婚か否かを、説明変数として年齢、性別、学歴、きょうだい順位、  
結婚回数をを用いた回帰分析の結果から、年齢の効果（年齢が上であるほど見合い結婚の  
割合が増える）、結婚回数（再婚では見合い結婚の割合が減る）が確認されたが、  
性別やきょうだい順位（長子の方が見合い結婚率が高い）の効果は立証されなかった。  
学歴については夫婦それぞれの学歴とその組み合わせを説明変数としたモデルの推計を  
別に行ったところ、夫婦学歴の組み合わせには効果がないが、夫学歴が高い方が恋愛結  
婚の割合が高くなることが分かった。高学歴の夫の脱伝統的態度の効果であると考えら  
れる。妻の学歴は有意な効果を持たず、戦後しばらく優位であった女性上昇婚による高  
学歴女性の配偶者探しの困難からくるアレンジ結婚志向と、高学歴ゆえの脱伝統志向と  
が打ち消し合った可能性もある。

キーワード：JGSS，見合い結婚，恋愛結婚

## 1. 配偶者選択方法についての研究動向

配偶者選択行動は、社会全体あるいはその構成員である個人の観点から、次のような意味を持っている。まず個人レベルでいえば、配偶者選択は幸福の手段としてよりよい配偶者を見つけるという意味を持っており、個人はそこで大きく分けてメンタルな満足を高めること、そして社会経済的な地位を高めることの二つを目指すといえる。たとえば前者については、結婚タイミングがその後の結婚生活の幸福度に与える影響について考えることができる(筒井, 2008)。後者については社会学では伝統的に上昇婚・同類婚研究として多数の研究成果が出されている。

次に、結婚は個人の幸福という面だけではなく、出産行動と結びついているために、社会全体の厚生を改善するものとして考えられていることも多い。少子化が急激に進んだ日本では結婚タイミングについての要因分析をマイクロデータで行う研究が多い(樋口, 1999; 水落, 2006)。さらにアメリカなどにおいては、同類婚が社会移動や人種間交流を固定させるという見方のもと、同類婚の要因を探る研究もなされてきた(同類婚については Oppenheimer (1988)、Kalmijn (1994)、Lewis (2000)、Kalmijn (2001)、Luo (2005) など、民族間結婚については Tucker (1990)、Crowder (2000)、Stier (1994)、Qian (2001)、Jacobs (2002)、Rockquemore (2002)などを参照)。結婚は個人の幸福にとって大きな意味を持つとはいえ、むしろこのような結婚の社会的な帰結が多くの結婚研究の出発点となっていると言った方がよいであろう。

これらの研究は配偶者選択行動のうち、「誰と結婚したのか」(結果)についての研究であるといえる。とはいえ配偶者選択にはプロセスがあり、その重要な要素の一つが配偶者選択の方法、つまり配偶者サーチ(どのように相手を見つけたのか)である。結婚相手の属性についての研究と同じ枠組みを、サーチについても考えることができる。すなわち、(1)配偶者サーチ方法を決定する要因は何か、および(2)配偶者サーチの違いによってその後の結婚生活に違いがあるのか、という問を立てることができる。

まずは(1)(配偶者選択方法を決定する要因は何か)について研究動向を概観しておく。この研究の多くは、比較社会論的な方法で行われてきており、代表的な研究枠組みは「どのような社会構造が恋愛結婚を促進するか」である。Thornton (1987)は配偶者選択方法と社会構造の関係について包括的に検討し、家族外の教育システムや市場労働の発達配偶者選択方法を「アレンジ結婚(arranged marriage)<sup>(1)</sup>」から自発的な恋愛結婚に移行させる影響力を持った、としている。Lee (1980)は同じことを家族構造の側面から考察し、核家族化と恋愛結婚は同時に進行してきたことを示唆している。いずれもマクロ的考察であり、同一社会内での個々人の社会的・経済的特性と配偶者選択方法との関連については考察があまりなされていない。というのは、欧米社会では、マイクロデータが採取可能な現代においてはすでにアレンジ結婚は姿を消しており、それは高齢者の結婚においてもすでに同様であったからである。したがって社会構造や家族構造によって配偶者選択方法を説明しようとする研究は近代化・西欧化の途上にある社会を対象とした研究であることが多い。

配偶者選択方法についての研究のもう一つの流れは、その「帰結」についてである。上記理由からこの研究も非西欧・近代化途上社会においてなされることがほとんどである。既存研究の紹介は後に行うが、この研究の基本的関心は「アレンジ結婚と恋愛結婚、どちらが後で幸せになるか(あるいは、離婚率が高いか)」というものである。現在のところ、恋愛結婚が優位であるという結果が優勢であるが(Blood, 1967; Xiaohe, 1990)離婚を考慮に入れた考察は少なく、「冷めやすい」恋愛結婚において失敗した夫婦が結婚を解消していることからくるデータのバイアスについても考慮しなければならないという課題もある。

本論文では、これら様々な問題設定のうち、配偶者選択方法に影響を与えうる要因についての計量的分析を、JGSS-2006の個票データを利用して行う。つまりこの論文の目的は、「どういった人が見合い結婚をし、どういった人が恋愛結婚をしてきたのか」をマイクロデータを利用して探り当てることである。

## 2. 配偶者選択の要因についての仮説と検証

すでに触れたように、配偶者選択方法の変化はマクロレベルでは家族外教育システム（学校制度）の発達、市場労働の発達、家族構造（核家族化）などにより影響を受ける、と指摘されている（Lee, 1980；Thornton, 1987）。ここではマイクロデータの強みを生かすという意味で、個々人の属性としての学歴やきょうだい地位を投入したモデルを検証する。

要因分析については、次のような仮説を考えることができるだろう。

- ・ 高年齢の方が若年齢者よりも保守的な配偶者選択をしている。（年齢の影響。）
- ・ 長子の方が非長子よりも保守的な配偶者選択方法をしている。（きょうだい順位の影響。）
- ・ 女性の方が男性よりも保守的（伝統的）な配偶者選択をしている。（性別の影響。）
- ・ 低学歴の方が高学歴者よりも保守的な配偶者選択方法をしている。（学歴の影響。）
- ・ 初婚の方が再婚よりも保守的な配偶者選択方法をしている。（結婚回数の影響。）
- ・ 女性上昇婚の方が、同類婚よりも保守的な配偶者選択方法をしている。（同類婚の影響。）

このなかで最も有力な仮説は年齢についての仮説である。社会のマクロ的変動により、時代を経るごとにアレンジ婚が減っていくことは、すでに国立社会保障・人口問題研究所『第13回出生動向基本調査』（2005）などから明らかになっているからである。次に「家を継ぐ（継がせる）こと」が親の関心である場合、きょうだい順位が高い方が（つまり長子である方が）アレンジ婚である割合が高くなることも考えられる。これらに対して、性別や学歴などのその他の影響については明白な傾向を予測できるわけではないため、便宜的に仮説を立てている。あえて言えば、学歴が高い方がより「リベラル」な選択をするとすれば、高学歴の方が恋愛結婚が多くなることも考えられる。最後の同類婚仮説については、配偶者選択方法（アレンジ結婚か恋愛結婚か）と同類婚かどうかということは単純な一方向的因果関係にはない、ということに留意しなければならない。特定のサーチ方法をとったから結果として同類婚／異類婚になることもありうるし、女性上昇婚を狙ったために特定の配偶者選択方法をとることも考えられる。ここでは単純に二者の関連性を吟味することにするが、仮説としては「アレンジ結婚では女性上昇婚が多い」としておく。

JGSS-2006 では、配偶者との「出会い方」を3つのカテゴリーで尋ねている。「見合い」「人からの紹介（見合い以外）」「見合いでも紹介でもない」である。さらに「見合い」あるいは「紹介」と回答した人については「誰による紹介か」（「きょうだい・いとこ」「親・その他の親族」「友人・クラスメイト」「同僚」「近所の人」「結婚相手を紹介する個人や機関」「その他」）を尋ね、「見合いでも紹介でもない」と回答した人には「どこで出会ったか」（「近所で」「学校で」「職場で」「その他の機会」）を尋ねている。したがって細かく分けると18のカテゴリーの出会い方を判別することが可能なのだが、ここではさしあたって大きな3カテゴリーの方のみを使って分析を行う。

分析の手順としては、仮説の中でも有力な仮説である年齢ときょうだい順位について記述的に結果を示し、その後、その他の変数を組み込んだモデルの推計を行う。ただし最後の同類婚仮説については後述する理由からまた別個に検証を行っている。

まずは年齢と性別について、記述的にみていくことにしよう。図1をみると分かるが、性別による差は年齢層による差よりもずいぶん小さい。これは同年齢とのマッチングが多い結婚においては当然のことであるとも考えられる。JGSS-2006 では配偶者選択のプロセス全体ではなく成功したマッチングにおいて利用されたサーチ方法についてのみ調査をしている。サーチプロセス、たとえば「見合いの回数」を調べるとまた違った結果が出てくるのかもしれない。また、JGSS-2006 では「出会い方」とは別に配偶者選択の際の「親の意見の影響」の強弱についても尋ねている。この「親の意見の影響」は男女間で数的にマッチする必然性のないものであるため、性別の差が強くなることも考えられるが、この分析は別稿の課題としたい。

次にきょうだい順位を見てみよう。図2は非長子・長子ごとに、配偶者との出会い方を年齢層別に示したものである。70歳代の高年齢層においては長子が「見合い」で配偶者と出会っている率が高いが、それより若い層ではそれほど大きな差がないことが分かる。

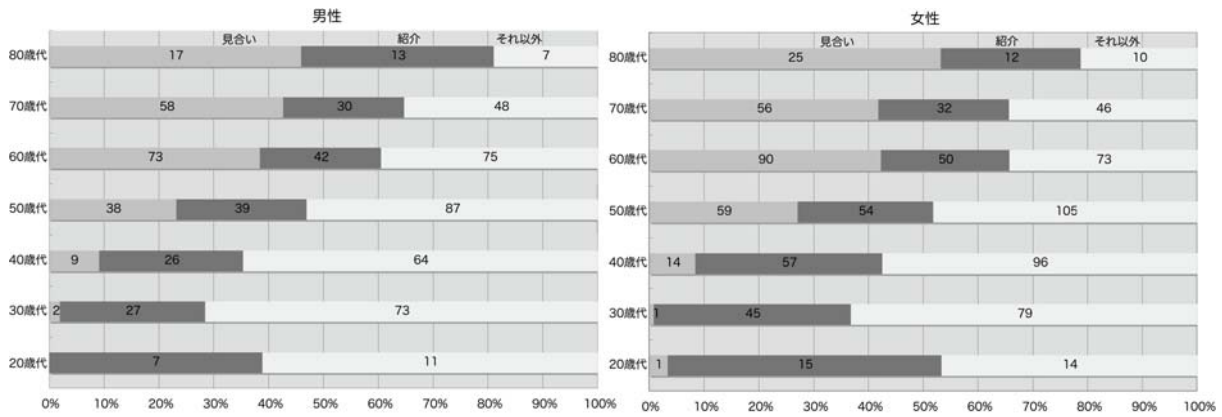


図1 年齢と性別ごとの「出会い方」

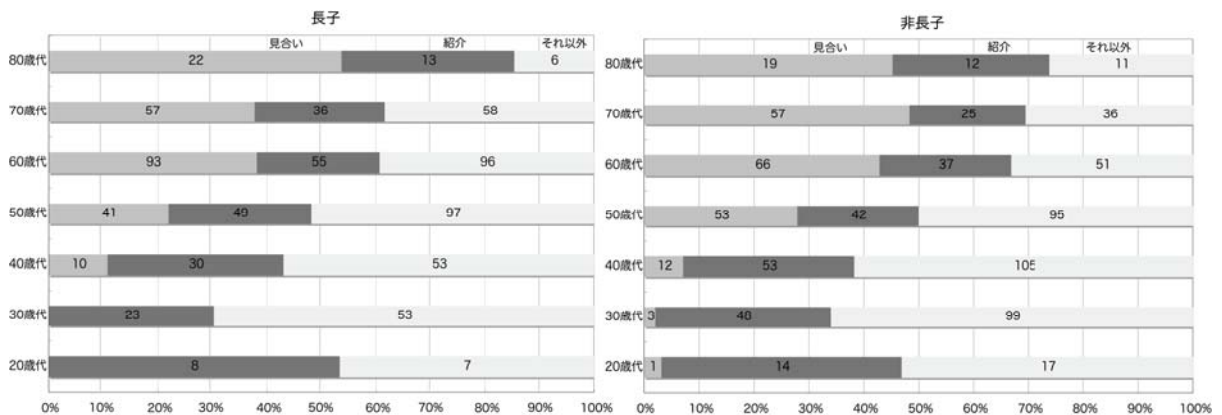


図2 年齢ときょうだい順位ごとの「出会い方」

最後にその他の変数(学歴、結婚回数)を組み込んだ推計を行う。被説明変数は「出会い方」(3値カテゴリー)であるので、モデルは多項ロジット回帰を用いる。被説明変数のベース・カテゴリーは「見合いでも紹介でもない」(以下「その他」)である。次に説明変数であるが、年齢は10歳ごとにカテゴリー化して投入する。きょうだい順位は長子ダミーを投入する。学歴は「中学卒以下」「高卒/専門学校/短大卒」「大学卒以上」の3値の変数を用いる。結婚回数は「初婚」と「再婚」の2値を用いる。同類婚については本人学歴との関連性が強く、また夫婦学歴をここに投入するとモデルのバリエーションの数が非常に多くなってしまっているので、これとは別に後に分析を行う。

交互作用が有意な効果を持つ可能性を考慮するため、まずは交互作用を含んだモデル間の比較を各種統計量から行い、そこからみて説明力が高いモデルを採用して個々の変数の効果をみていくことにする。説明変数が「性別」「年齢」「学歴」「きょうだい順位」(以下「順位」)「結婚回数」(以下「再婚」)の5つであるので、交互作用を2変数までに制約すれば、交互作用を含まない独立モデルを含めて10通りある。これら10種類のモデル統計量の一覧を表1に示しておく<sup>(2)</sup>。表の尤度比を見ると、モデル5(年齢と学歴の交互作用を許可したモデル)が独立モデル(交互作用を許可していないモデル)よりも有意に説明力が高いことが分かるが、BICの値は最も高い。モデル5の説明力の高さは交互作用項として組み込まれる変数のカテゴリー数の多さによるものであると考えられる。したがってここでは簡潔さを優先させる意味もあり、BICの最も小さい独立モデル(モデル0)を採用する。

推計結果を表2に示す。左のコラムと右のコラムで異なったモデルを推計しているわけではなく、ひとつの多項ロジットモデルを推計した結果である。一見して分かるように、「その他」をベースにしたとき、「紹介」と有意な差を生む変数があまり存在しないのに対して、「見合い」については多くの変数が効果を持っている。係数の符号はほぼ一致しており、今回投入した説明変数の効果は「紹介」と「見合い」で同じ方向に働いていることが分かるが、「紹介」はむしろ「その他」に近いカテゴリー

表 1 モデル選択統計量

モデル	N	ll(null)	ll(model)	df	p値	AIC	BIC	
m0	性別+年齢+学歴+順位+再婚	1601	-1694.022	-1548.940	22		3141.881	3260.205
m1	性別*年齢+学歴+順位+再婚	1601	-1694.022	-1546.475	32	0.896	3156.950	3329.058
m2	性別*学歴+年齢+順位+再婚	1601	-1694.022	-1547.340	26	0.525	3146.681	3286.519
m3	性別*順位+年齢+学歴+再婚	1601	-1694.022	-1548.186	24	0.470	3144.372	3273.453
m4	性別*再婚+年齢+学歴+順位	1601	-1694.022	-1548.828	24	0.893	3145.655	3274.737
m5	性別+年齢*学歴+順位+再婚	1601	-1694.022	-1529.916	41	0.006	3141.832	3362.346
m6	性別+年齢*順位+学歴+再婚	1601	-1694.022	-1543.926	31	0.348	3149.851	3316.581
m7	性別+年齢*再婚+学歴+順位	1601	-1694.022	-1543.079	31	0.229	3148.157	3314.887
m8	性別+年齢+学歴*順位+再婚	1601	-1694.022	-1547.105	26	0.452	3146.209	3286.047
m9	性別+年齢+学歴*再婚+順位	1601	-1694.022	-1547.500	26	0.578	3146.999	3286.837
m10	性別+年齢+学歴+順位:再婚	1601	-1694.022	-1547.998	24	0.390	3143.995	3273.076

表 2 「出会い方」を被説明変数とした多項ロジットモデルの推計結果

	見合い		人からの紹介	
	偏回帰係数	p値	偏回帰係数	p値
性別(女性)	0.146	0.293	0.175	0.186
40歳代	1.956	0.002 **	0.107	0.589
50歳代	3.228	0.000 ***	-0.077	0.696
60歳代	3.979	0.000 ***	0.151	0.466
70歳代	3.943	0.000 ***	0.024	0.921
80歳代	4.559	0.000 ***	0.763	0.040 *
高校/専門/短大	-0.419	0.013 *	-0.502	0.005 **
大卒以上	-0.290	0.199	-0.531	0.019 *
長子	0.215	0.107	0.013	0.920
再婚	-0.911	0.012 **	-0.303	0.298
切片	-3.743	0.000 ***	-0.352	0.159
N	1608			
尤度比カイ二乗値(自由度)	290.16(20) ***			
疑似決定係数	0.0856			

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10 (両側検定)

であることが分かる。ここから、「紹介」の多くは「その他」と一緒に恋愛結婚のカテゴリーに入るといことが推測される。投入した変数の中では年齢が最も強い影響を持っており、その他の変数の効果は弱いものである。学歴は「見合い」「紹介」とともにマイナスの効果を持っているが、あまり強いものではない。長子ダミーは今回のモデルでは有意な効果を示さなかった。再婚ダミーは「見合い」カテゴリーについて有意にマイナスの効果を示しており、再婚相手とは見合いで出会うことが少ないことが分かる。

以上から、先に挙げた仮説のうち、まず年齢仮説(高年齢の方が若年齢者よりも保守的な配偶者選択をしている)は支持された。これは時系列的にお見合いが減っていることを見ても当然の結果であるといえる。学歴仮説(低学歴の方が高学歴者よりも保守的な配偶者選択方法をしている)についても仮説どおりの結果(高学歴の方が見合いや紹介に頼らない)が示唆されたが、それほど顕著な効果ではない。きょうだい順位は有意な効果を示さず、出会い方については「長子だからお見合いが多い」といった傾向があるという証拠は見つからなかった。再婚はすでにみたとおり、相手との出会いを見合いに頼る割合を減らす方向に働いている。

最後に同類婚仮説について検討してみよう。表 3 は、行に夫婦学歴の組み合わせ、列に(回答者の)出生年をとったクロス表である。セルの内容は、上段が恋愛結婚の割合、下段が「親の意見の影響」の平均ポイントである。「親の意見の影響」は「かなり影響した」「ある程度影響した」「あまり影響しなかった」「全く影響しなかった」というカテゴリーで尋ねられている。本来は順序変数であるが、こ

表 3 出生年・学歴組み合わせごとの「恋愛」婚の割合と「親の意見の影響」の平均ポイント

出生年	1920-29	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
妻=中学以下：夫=中学以下 (同類婚)	47%	54%	50%	79%		
	1.8	1.3	1.2	1.0		
妻=中学以下：夫=高校 (女性上昇婚)	71%	75%	63%	82%		
	1.7	1.6	1.2	1.4		
妻=高校：夫=中学以下 (女性下降婚)	50%	52%	65%	79%	86%	100%
	2.0	1.2	1.2	1.0	0.7	0.3
妻=高校：夫=高校 (同類婚)		56%	65%	83%	94%	100%
		1.5	1.2	1.0	0.9	0.9
妻=高校：夫=大学以上 (女性上昇婚)	60%	63%	70%	81%	96%	93%
	0.6	1.1	1.4	0.9	1.1	0.9
妻=大学以上：夫=大学以上 (同類婚)		43%	67%	74%	83%	100%
		1.7	1.4	0.9	0.7	0.6

れを0~3点(「かなり影響した」が3点)に置き直して平均ポイントを計算し、参考程度に載せておいた。また、セル度数が10以下の組み合わせについては結果表示を省いてある。

まず上段を見てみよう。年代を通してみると、ことさら恋愛結婚の率が一貫して高い組み合わせは存在しない。むしろ年齢層が高い夫婦の女性上昇婚で恋愛結婚率が高いケースも目立つ。下段(親の意見の影響)をみてみよう。同年代で「女性上昇/同類/下降婚」を比較するには1930年代~1950年代の「妻=高校」の3カテゴリーを比べるのがよい。1930年代では同類婚で親の意見の影響が最も強く、1940年代では女性上昇婚が強いが、1950年代では逆に女性上昇婚での親の影響が小さくなっている。このように、学歴組み合わせと親の意見の影響との一貫した関連性を見いだすのは難しい。

こういった要素が恋愛結婚率に効果があるのかをみるため、被説明変数に恋愛結婚の割合、説明変数に出生年代と夫学歴、妻学歴をとったロジットモデルを推計する。説明変数の(2変数間の)交互作用を許可すれば、独立モデルを含めて4つのモデルを作ることができる。これらのモデルの推計結果を表4に示す。まずはモデル間比較であるが、一番下の尤度比検定(独立モデルがベース)の結果を見ると、モデル2において水準10%において有意な改善が見られるが、BICの値は改善しておらず(独立モデルが1481.26、モデル2が1519.751)、疑似決定係数もより小さくなっている。したがってここでも独立モデルの推計結果を見てみよう。

出生年以外だと、夫の学歴がプラスに効いていることがわかる。つまり出生年や妻学歴が一定だとすれば、夫学歴が高いほど恋愛結婚率が高いといえる。妻学歴には効果が認められなかった。参考までに夫学歴と妻学歴の交互作用を許容したモデル3をみてみても、学歴交互作用項の効果には有意なものがない。以上から、同類婚仮説(女性上昇婚の方が、同類婚よりも保守的な配偶者選択方法をしている)はここでは棄却され、妻学歴にかかわらず夫学歴が高い方が恋愛結婚の割合が高い、と結論できる。

### 3. 結果の検討と課題

以上の結果について簡単に検討してみよう。

多項ロジットモデルを用いた配偶者選択方法の分析から、年齢と結婚回数(再婚)の効果が確認できた。年齢効果については従来言われてきたとおりの結果(時代が経るにつれて恋愛結婚が多くなっている)を再確認したと言えるが、再婚においてアレンジ結婚が減るということは確認されてこなかった新しい知見かもしれない。長子であることの影響が今回は確認できなかったため、必ずしも「家を継ぐ」ことが「アレンジ結婚」に結びついているわけではないことも興味深い。この点については、今回は検討していない「結婚にあたっての親の意見の影響」については関連性が出てくる可能性もある。今後の課題である。

学歴との関係で今回確認できたのは、同類婚についての分析のなかで、夫婦の学歴の組み合わせに関わらず、夫の学歴が高い方が恋愛結婚の割合を増やしているということである。男性については高

表 4 恋愛結婚率を被説明変数としたロジットモデルの推計結果

	年代+夫学歴+妻学歴		年代*夫学歴+妻学歴		年代*妻学歴+夫学歴		年代+夫学歴*妻学歴	
	係数	z	係数	z	係数	z	係数	z
1930年代生まれ	0.095	0.349	0.252	0.743	0.316	0.970	0.086	0.313
1940年代生まれ	0.301	1.100	0.401	1.125	0.102	0.295	0.293	1.060
1950年代生まれ	1.162	3.889 ***	1.456	2.803 **	1.256	2.205 *	1.167	3.877 ***
1960年代生まれ	2.338	6.381 ***	1.536	1.812 †	1.043	0.878	2.356	6.396 ***
1970年代生まれ	3.728	5.812 ***	18.657	20.413 ***	18.417	23.508 ***	3.744	5.827 ***
夫学歴 (高卒)	0.415	2.226 *	0.607	0.949	0.419	2.239 *	0.677	2.257 *
夫学歴 (大卒)	0.487	2.146 *	1.074	1.416	0.479	2.098 *	1.263	1.550
妻学歴 (高卒)	-0.040	-0.209	-0.051	-0.264	-0.152	-0.257	0.237	0.862
妻学歴 (大卒)	-0.444	-1.380	-0.415	-1.294	18.113	14.045 ***	-0.106	-0.074
夫 (高) * 妻 (高)							-0.493	-1.261
夫 (高) * 妻 (大)							-0.520	-0.330
夫 (大) * 妻 (高)							-1.006	-1.167
夫 (大) * 妻 (大)							-1.049	-0.633
1960年代*夫 (高)			0.879	0.816				
1960年代*夫 (大)			0.293	0.253				
1970年代*夫 (大)			-16.278	***				
1930年代*夫 (高)			-0.298	-0.429				
1930年代*夫 (大)			-0.634	-0.766				
1940年代*夫 (高)			-0.250	-0.364				
1940年代*夫 (大)			-0.397	-0.490				
1950年代*夫 (高)			-0.306	-0.386				
1950年代*夫 (大)			-0.935	-1.047				
1960年代*妻 (高)					1.616	1.214		
1960年代*妻 (大)					-17.748			
1970年代*妻 (高)					-14.888			
1930年代*妻 (高)					-0.196	-0.308		
1930年代*妻 (大)					-19.504	-13.244 ***		
1940年代*妻 (高)					0.378	0.594		
1940年代*妻 (大)					-17.930	-13.193 ***		
1950年代*妻 (高)					0.072	0.091		
1950年代*妻 (大)					-18.779	-13.163 ***		
切片	-0.009	-0.037	-0.114	-0.405	-0.041	-0.152	-0.083	-0.340
N	1460		1367		1427		1460	
カイ二乗値	231.420		184.822		224.364		234.008	
自由度	9		18		18		13	
G2	-704.199		-699.793		-698.137		-702.905	
疑似決定係数	0.141		0.117		0.138		0.143	
尤度比検定	base		0.358		0.097		0.629	

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10 (両側検定)

学歴の方がリベラルな考え方をしている、配偶者を自分で見つける傾向が強いのかかもしれない。妻学歴については、戦後しばらく女性上昇婚が主流であったため、高学歴女性の配偶者探しの困難からアレンジ結婚に頼る動きと、リベラル志向による恋愛結婚志向とが打ち消し合っているのかかもしれない。

最後に配偶者選択方法の分析についての今後の課題について記しておく。このテーマにおいて研究上の争点になってきたのは、本論文で検討した「どういった人が恋愛結婚をしてきたのか」というよりは、「アレンジ結婚と恋愛結婚ではどちらが後の結婚生活において幸福であったのか」ということである。R. O. Blood (1967=1978) らが行ってきた調査と分析の追試を行うのに、JGSS-2006 のデータは最適である。今後はこの課題について詳細な分析を行っていきたい。また、JGSS-2006 は EASS (East Asian Social Surveys) 2006 の一貫として行われており、配偶者選択方法についての一連の質問も EASS2006 に盛り込まれていることから、国際比較分析が可能である。東アジア国家の個々の特徴が配偶者選択において存在するのかといったテーマを含めて、様々な分析を行うことができるだろう。

[ Acknowledgement ]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2008 年度) 東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 岩井紀子、副代表幹事: 保田時男)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

[ 注 ]

- (1) 通常は「見合い」結婚と訳されるが、後述する理由からここではアレンジ結婚と呼んでおく。  
 (2) 表中の p 値はモデル 0 と各種モデルとの尤度比検定の結果である。また、モデル中「\*」で結ばれた変数については、それらの交互作用がモデルに投入されている。

[ 参考文献 ]

- Blood, Robert. O., 1967, *Arranged Match and Love Marriage: A Tokyo-Detroit Comparison*, New York: Free Press. ( 田村健二訳, 1978, 『現代の結婚:日米の比較』培風館。)
- Crowder, Kyle D. & Stewart E. Tolnay, 2000, “A New Marriage Squeeze for Black Women: The Role of Racial Intermarriage by Black Men,” *Journal of Marriage and the Family*, 62(3) : 792-807.
- 樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング: 固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編 『パネルデータから見た現代女性』東洋経済新報社, 25-65.
- Jacobs, Jerry A. & Teresa G. Labov, 2002, “Gender Differentials in Intermarriage among Sixteen Race and Ethnic Groups,” *Sociological Forum*, 17(4) : 621-46.
- Kalmijn, Matthijs, 1994, “Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status,” *The American Journal of Sociology*, 100(2) : 422-52.
- Kalmijn, Matthijs & Henk Flap, 2001, “Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices,” *Social Forces*, 79(4) : 1289-312.
- Lee, Gary R. & Lorene H. Stone, 1980, “Mate-Selection Systems and Criteria: Variation according to Family Structure,” *Journal of Marriage and the Family*, 42(2) : 319-26.
- Lewis, Susan K. & Valerie K. Oppenheimer, 2000, “Educational Assortative Mating across Marriage Markets: Non-Hispanic Whites in the United States,” *Demography*, 37(1) : 29-40.
- Luo, Shanhong, 2005, “Assortative Mating and Marital Quality in Newlyweds: A Couple-Centered Approach,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(2) : 304-26.
- 水落正明, 2006, 「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研究』22-23 : 167-76.
- Oppenheimer, V. K., 1988, “A Theory of Marriage Timinig,” *The American Journal of Sociology*, 94(3) : 563-91.
- Qian, Zhenchao, Sampson L. Blair, & Stacey D. Ruf, 2001, “Asian American Interracial and Interethnic Marriages: Differences by Education and Nativity,” *International Migration Review*, 35(2) : 557-86.
- Rockquemore, Kerry A., 2002, “Negotiating the Color Line: The Gendered Process of Racial Identity Construction among Black/White Biracial Women,” *Gender and Society*, 16(4) : 485-503.
- Stier, Haya & Yossi Shavit, 1994, “Age at Marriage, Sex-Ratios, and Ethnic Heterogamy,” *European Sociological Review*, 10(1) : 79-87.
- Thornton, Arland & Thomas E. Fricke, 1987, “Social Change and the Family: Comparative Perspectives from the West, China, and South Asia,” *Sociological Forum*, 2(4) : 746-79.
- 筒井淳也, 2008, 『親密性の社会学: 縮小する家族のゆくえ』世界思想社.
- Tucker, M. Belinda & Claudia Mitchell-Kernan, 1990, “New Trends in Black American Interracial Marriage: The Social Structural Context,” *Journal of Marriage and the Family*, 52(1) : 209-18.
- Xiaohe, Xu & Martin K. Whyte, 1990, “Love Matches and Arranged Marriages: A Chinese Replication,” *Journal of Marriage and the Family*, 52(3) : 709-22.