

## きょうだいの構成が初婚タイミングにあたる効果

澤口 恵一  
(大正大学人間学部)

### 【要旨】

NFRJ08データをもとに、きょうだいに関する属性が初婚のタイミングにもたらす効果について、主要な仮説の検証を行う。分析の対象は1960年代以降に出生した男女とする。健在のきょうだい数の変数から作成した、きょうだい数、位座ごとのきょうだいの有無、きょうだい構成を示す変数について、初婚の年齢別経験率との関連を検討した。分析の結果は男女で著しくことなり、男性においてのみ、きょうだい数との関連性と、きょうだい構成との関連性がみいだされた。男性できょうだいをもたない男性は、比較的早くに結婚する傾向があり、2人よりも3人以上のきょうだいをもつ場合に、結婚が遅くなる傾向がある。また、男性の場合のみ、長子で弟をもつ場合、あるいは非長子で姉妹のいずれかがいる場合には結婚が相対的に早くなる傾向がみいだされた。これらの知見ともっとも整合的なのは、きょうだい数の多さのために、定住家族からえられる資源が低くなるために、結婚がうながされるという仮説である。一方女性については、きょうだいの数や、位座、構成と初婚タイミングとの関連はみいだしえなかった。

キーワード：結婚、きょうだい、ライフイベント、長子、ジェンダー

### 1. 分析の課題

本稿では初婚を経験する年齢に、きょうだいに関する属性、とりわけその集団的な属性がどのような効果をもたらすのかについて検討する。多くのライフイベントのタイミングに関する多くの先行研究で、きょうだいの構成は、基本的なコントロール変数として分析に組み込まれてきた。たとえば結婚や離家のタイミングに関する研究では、多くの場合きょうだい関係における位座や人数がライフイベントにもたらす効果がモデルでコントロール変数としてあつかわれている。

コントロール変数として扱われるだけにとどまらず、きょうだいに関する属性そのものが個人のライフイベントにもたらす効果を研究した先行研究も、国内・国外で着実に蓄積されている。たとえば、国内のデータをもちいた分析としては、長男・長女に結婚タイミングの遅れが生じているという知見がある (Kojima 1994; Yasutake 2009)。また多数のきょうだいをもつことが結婚タイミングを早める効果をみいだした研究もあるが (Raymo 2003)、複数の論者が、きょうだいの数自体の効果はみいだされなかったことを報告している (廣島 1983; Kojima 1994; Yasutake 2009)。さらには、きょうだいの性別による組み合わせによって、

結婚タイミングにあたる効果が異なるという指摘もある。(坂井1992)。従来の研究で一貫して観察されているのは、一人っ子における結婚の遅れであり、複数のデータで一致した知見が得られているとはいいがたい。

こうした知見の相違は矛盾をはらむものではなく、きょうだいの属性による効果は、性別、出生コーホートによってまったく異なる作用をもたらしていると考えるのが妥当であろう。多産多子の時代から少産少子の時代となり、さらに晩婚化から未婚化が進むなかで、きょうだいの役割や機能も大きく変化している。ここでは、分析の対象を晩婚化が著しく進み、先行研究が対象としえなかった近年の出生コーホートに限定する。そうすることによって、現代における結婚における、きょうだいの効果を特定することを課題としたい。

また一部の先行研究では、比較的単純なきょうだい数や、出生順位のみを分析に組み込んでいるにとどまっている。そのために後にふれる代表的な仮説のうち、どれがデータに適合的な解釈であるかについては結論をだすににくい。ここでは、きょうだいの数と、保有するきょうだいの位座の効果とともに、性別の組み合わせを含むきょうだいの構成そのものの効果について、複数のモデルを比較することにより検証する。

## 2. 仮説の設定

小島 (Kojima 1994) はきょうだいに関する属性が初婚年齢にもたらす効果について12の仮説を提示したうえで先行研究のレビューを行っている。現代日本の結婚において有効と考えられる仮説をここでは4つに限定したうえで、以下の分析の仮説を検討うえで参考にしたい(表1)。

仮説1 (H1) は、きょうだいの存在が交際相手と出会ううえで有利な条件となるというものである。したがって年長のきょうだい、とりわけ異性のきょうだがいる場合に、結婚を促す効果が予想される。また、間接的にはあるが、きょうだいの数が多いこと自体が異性との接触の機会を得ることに寄与すると考えられる。一方できょうだいをもたないことや(単一子)、長子である場合には、異性と出会う機会が、やや少なくなることが予想される。ただし、この仮説はメイティングの可能性に関するものであり、結婚を直接的に説明するものではない。

これに対して、仮説2 (H2) は、跡継ぎである長男の場合が結婚相手として避けられるという仮説であり、結婚の阻害要因に着目をしたものである。現代では、老親扶養に関する規範意識は弱まり実質的な親との同居率が低下してはいるものの、介護や近居の可能性は高いという意識があれば結婚相手としては避けられる傾向が生じる可能性がある。また、定位家族がひとり親である場合、親との同居や経済的支援の必要などから、子が結婚を遅らせる可能性がある。この仮説では、きょうだいがいない場合あるいは、長子の場合に結婚が遅くなる傾向が生じることになる。

表1 きょうだいに関する属性と初婚タイミングに関する仮説

	一人っ子	長子	末子	異性	多さ
H1: the Acquaintance Opportunity Hypothesis 異性きょうだいがいると知り合いやすい。	-	-	+	+	+
H2: the Heir Discrimination Hypothesis 跡継ぎは結婚相手としてさけられる。	-	-			
H3: the Household Crowding Hypothesis きょうだいの多さが家族の資源をめぐる競争を招く。	-				+
H4: the Demand for Children Hypothesis 大家族ほど子を求める指向が強い。					+

+は結婚を促すことが予想される効果、-は結婚を遅らせる効果を示す

仮説3 (H3) は、きょうだいが多い場合には、定位家族で共有できる資源が相対的に低いものとどまるため、定位家族にとどまる利点が生じにくいという点に着目したものである。晩婚化傾向が進む要因として、結婚にふみきる積極的な誘因が乏しいということがあげられる。この仮説では、定位家族における資源の乏しさが結婚をうながす点に注目するところにその特徴がある。一方で、きょうだいがいない場合、定位家族の資源はひとりの子のみが独占できることになり、結婚は遅くなる傾向があると予想される。

仮説4 (H4) は子どもを望む傾向が、きょうだいの多い定位家族で育った者ほど、高くなるという仮説である。この仮説が妥当であれば、具体的には本人を含めて3人以上のきょうだいに生まれ育った者が、早期の結婚を選択することになるだろう。きょうだいがいない。この仮説が適合するとすれば、男性よりも、出産可能な年齢に制約のある女性に顕著にきょうだい数と初婚年齢との関連がみられることになるだろう。

### 3. 分析の対象

#### 3.1 きょうだいの数

初婚タイミングの分析を行う前に、重要な説明変数となるきょうだい数の定義に関してここで検討しておきたい。きょうだいの数に関して、NFRJ08では、各位座ごとに死亡したきょうだいの数を尋ねている。以下の分析を行うにあたって、死亡したきょうだい数を説明変数となるきょうだい数に含めるべきであるかどうかについて判断する必要がある。結論から述べると、ここでは分析に用いる変数として、なんらかのかたちで死亡したきょうだいの数を組み込むことはしなかった。その理由は以下のようなものである。

きょうだいの死亡した時点が特定できれば、生存時間分析では時間依存共変量としてきょうだいの死亡した効果を分析に組み込むことは可能である。しかし、NFRJ08調査では、きょうだいがいつ死亡したかに関する質問はない。また、きょうだいの死亡が生じる確率が高いのは、死亡したきょうだいが5歳以下の乳幼児期であるか、高齢期であると考えら

れる。いずれにせよ、きょうだいの存在が、分析対象の初婚タイミングに直接的な影響を及ぼしているとは考えにくい

死亡したきょうだいをもつ者の割合は、当然ながらコーホート間による相違が大きい。コーホート別の死亡したきょうだいの保有率を求めたところ、表2のような分布となった。注意すべき点は、NFRJ08調査では、健在きょうだい数と死亡したきょうだい数を尋ねており、死亡したきょうだい数には相当数無回答があり、実質的にきょうだいの死亡があったかないかを特定することが困難なケースが多数含まれているようである。したがって表2には、きょうだい死亡数への回答がない者も有効とみなして計算した比率を併記している。

さて、調査時において60歳近くに達している1940-49年代コーホートにおいて、死亡したきょうだいの保有率はきわめて高いことがわかる。死亡したきょうだいが10%程度にまで減少するのは、1960年代以降に生まれたコーホートからである。厚生労働省による年齢別死亡率をみても、1950年当時までは4歳未満の子の死亡率は20パーミルを上回っていた。これが著しく低下していくのは1960年代以降のことである。とりわけ、初婚タイミングに重要な影響をもたらされる期間とみなせる年齢層の死亡率は、1パーミル台にまで低下した。論理的に考えて、初婚にきょうだいをもたらす効果はいかなるメカニズムが作用しているにせよ、本人が5歳以上～年齢別経験率から判断して40歳までの期間であると考えてよいだろう。1960年代以降であれば、この年齢における死亡率はきわめて低く、調査時において生存している、きょうだいを初婚前の実質的なきょうだい保有数と同一とみなしても大きな相違はないといってよいだろう。

表2 死亡したきょうだいの保有率

コーホート	1936-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-80
a 「死亡したきょうだい」あり	77	449	504	584	583
b 死亡したきょうだいなし	224	455	182	69	26
c きょうだい死亡数回答なし	92	392	503	478	486
N (死亡数無回答cを除く)	301	904	686	653	609
死亡したきょうだい保有率 a/b	74.4%	50.3%	26.5%	10.6%	4.3%
N (死亡数無回答cを含む)	393	1296	1189	1131	1095
死亡したきょうだい保有率 a/(b+c)	57.0%	35.1%	15.3%	6.1%	2.4%

なお、コーホート別にみた調査時に健在のきょうだい数の分布は表3に示したとおりである。きょうだい構成については1960年以前の出生コーホートまでは大きな変化を上げているが、1960年代コーホート以後は、本人を含めて4人以上のきょうだいをもつ者がわずかになり、2人ないし3人きょうだいに収斂していることがわかる。

表3 コーホート別生存しているきょうだい数

	N	1人（本人のみ）	2人	3人	4人
1936-39	393	5%	16%	38%	40%
1940-49	1296	6%	15%	47%	33%
1950-59	1189	7%	31%	49%	14%
1960-69	1131	8%	51%	38%	4%
1970-80	1095	7%	53%	37%	3%

### 3.2 初婚年齢の分布

以下の分析では、生存時間分析を適用した分析を行っていくことになる。従属変数として、分析に使用される変数は、「結婚経験の有無と「初婚年齢」に関する変数である。分析対象とした男性のうち772人は既婚であり未婚者は282人であった。女性は1042人が既婚であり、未婚は222人である。

**結婚経験の有無** 「結婚経験の有無」は、問7（r7）の結婚経験に関する質問（あなたには、現在、配偶者がいますか）の回答から、(1) 現在配偶者がいる、(2) いない（離別した）、(3) いない（死別した）のいずれかを選択した者を、1：結婚経験ありとし、(4) いない（結婚したことはない）と回答した者を0：結婚経験なしと分類したものである。なお、ここでいう結婚の定義には、質問紙の指示により事実婚も含まれている。

**初婚年齢** 初婚年齢については以下の手続きにより合成変数を作成した。初婚年齢は、現在配偶者をもつ者については、結婚した年あるいは年齢（問7-1 r7s1a）に関する回答から作成された、現在の配偶者との結婚年齢を初婚年齢とした。また、離れないしは死別し現在配偶者をもたない場合は、これらの者について初婚の年齢を尋ねた問7-22（r7s22a）の質問（あなたがはじめて結婚されたのはいつですか）の回答を初婚年齢とした。

この2つの変数をもとに、年齢別の生命表を作成し、30歳時点におけるきょうだい人数別の生存率をもとめたものが表4である。男性には、きょうだいをもたない場合に未婚率が高い傾向が、1960年以後に生まれたコーホートで顕著となっている。また、男性においても1960年以前に生まれコーホートではむしろ初婚が早まる傾向が認められる。女性にはきょうだい数と未婚率との関連はみいだしえなかった。きわめて単純な手法ではあるが、きょうだい数の効果は、コーホートと性別によって異なる効果をもたらすことが予想できる。

表4 男女別生きょうだい数別の30歳時未婚率

	男性					女性				
	N	1人	2人	3人	4人以上	N	1人	2人	3人	4人以上
1940-49コーホート	624	43.33	45.16	29.68	28.27	646	8.57	7.92	15.22	6.33
1950-59コーホート	541	28.13	46.25	43.45	45.12	619	19.05	15.74	17.32	17.57
1960-69コーホート	499	61.9	49.42	45.9	47.06	624	21.74	25.24	23.43	30.77
1970-80コーホート	504	64.52	53.56	52.36	40.00	581	37.56	35.99	37.58	15.38

注：1970-80コーホートのNには30歳に到達していないため観察打ち切りとなったケースを含む

### 3.3 分析対象の概要

すでに健闘したように、死亡したきょうだいの数は1960年以降のコーホートではわずかであった。また記述的な分析から判断するかぎり、きょうだい構成がもつ効果のあり方が、コーホートによって異なってくるのが予想される。したがって、以下の分析にもちいるデータは、1960年代に出生した者を対象とすることにした。

きょうだい構成は、男女のあいだでまったく異なるメカニズムで初婚タイミングに影響をもたらしていること予想される。したがって、男女それぞれのグループに対して以下では同じモデルを適用した分析を行い、結果を比較対照することにした。以上の条件を満たす、ここでの分析データにおける対象の数は、男性1054人、女性1264人である。

## 4. モデルの検討

上にあげた、主要な3つのきょうだいに関する属性を示す変数をそれぞれ異なるモデルとして分析を行うこととした。モデル間の分析結果を対照することによって、仮説の予測との整合性をより詳細に検証できることになる。

モデル1は、きょうだいの数の効果に着目したモデルである。「健在きょうだい数カテゴリー」を分析に組み込むことで、きょうだいがいない（本人のみ）と、複数のきょうだいをもつこと（2人、3人以上）の効果を検討しようとしたものである。モデル2では、位座ごとのきょうだいの有無の効果をとらえようとしている。モデル3では、きょうだい構成の類型の効果を確認する。

**健在のきょうだい数カテゴリー** 調査時において健在の兄、弟、姉、妹の数（r15rlob r15rlos r15rlyb r15rlys）についての回答をもとに、各位座の人数に1（本人）を加えた数をもとめ、「健在のきょうだい数」とした。ただし、これが特定できるためには、すべての位座において有効回答となっている必要がある。また、きょうだいの数の範囲は最小値1、最大値11であり、極端に右に歪んだ分布となっていた。分析では、この変数を「健在

きょうだい数カテゴリー」を示す順序尺度として再コード化（1：1人（きょうだいなし）、2：2人（2人きょうだい）、3：3人以上）した。

**位座ごとのきょうだいの有無** 上記の各位座ごとの健在のきょうだいの数（r15rlob r15rlos r15rlyb r15rlys）に関する質問の回答から、兄、弟、姉、妹をそれぞれもっているかを特定する変数を作成した。たとえば、兄の有無に関する変数では、兄がいる場合には1を、いない場合には0となるようにコーディングを行った。

**きょうだい構成の類型** さらに、人数と位座の有無のみではとらえきれない、集団としてのきょうだい構成そのものの属性を特定するために、「きょうだい構成の類型」を示す変数を作成した。具体的には、きょうだいをもつかもたないか、きょうだいがいるとすれば、長子か長子以外か、さらには異性のきょうだいをもっているか否かを特定するための変数である。これらの組み合わせから得られる、きょうだいの構成に関する属性は、1：きょうだいなし（本人のみ）、2：長子かつ異性きょうだい有り、3：長子かつ異性きょうだい無し、4：非長子かつ異性きょうだい有り、5：非長子かつ異性きょうだい無しの5つのタイプに分類した。この変数は、上の2つの合成変数、「健在のきょうだい数」と「位座ごとのきょうだいの有無」をもとに作成されたものである。

なお、ここでの分析課題からすれば、コントロール変数として過去の定位家族に関する属性を分析に組み込みたいところであるが、残念ながらNFRJではそうした属性に関する項目を遡及法によって尋ねることは行っていない。親の学歴のみが検討すべき変数である。親の学歴は、出身階層の代替指標ともなりうるが、下記の子の学歴との相関が高くなるために、分析には組み込まなかった。

本人に関する属性でコントロールすべき変数は、出生コーホート、学歴である。出生コーホートについては、分析対象を1970年代生まれのコーホートと1980年代生まれのコーホートに分け、前者をダミー変数としてコーホートの効果をコントロールすることとした。学歴に関する変数は、質問紙の選択肢を一部併合した6つのカテゴリーを分析に組み込んでいる。

以上の説明変数の分布は表5のとおりである。

表5 説明変数の分布

	男性		女性	
	N	%	N	%
きょうだい数				
本人のみ	1049	7.2	1253	7.6
2人		53.0		51.6
3人以上		39.7		40.8
兄あり	1049	29.6	1256	30.8
弟あり	1050	29.8	1255	32.8
姉あり	1050	31.9	1254	31.0
妹あり	1050	30.7	1254	38.5
きょうだい構成ダミー	1049		1254	
1人		7.2		7.6
長子・異性あり		19.0		20.9
長子・異性なし		16.1		13.2
非長子・異性あり		35.7		34.9
非長子・異性なし		21.9		23.4

## 5. 分析の結果

### 5.1 男性におけるきょうだいの効果

分析は、コックス回帰による比例ハザードモデルを適用した。モデル1、2、3を男性と女性のデータについて適用し、6つの分析結果を得た（表6）。表中の係数はハザード比を示しており、係数が1以上であれば結婚がレファレンス・グループに対して、より早くに経験されていることを示している。ぎゃくに1以下である場合には、その変数が結婚をより遅くする要因であることになる。

まず男性について結果を記述しておこう。モデル1では、きょうだいの人数が初婚タイミングにもたらす効果について検討している。レファレンス・グループである「きょうだいなし（本人のみ）」に対して、本人を含めて3人以上のきょうだいである場合には、初婚のタイミングが早まるということが確認された（ $p < .05$ ）。統計的には有意ではないものの、2人きょうだいである場合にも、ハザード比はきょうだいがいない者に比べて初婚は早くなる傾向を示している。

モデル1から3のすべてにおいて、ハザード比はきょうだいがいないことが初婚を遅らせる効果をもたらすことを示している。ただし、モデル2では特定の位座のきょうだいがいることが、初婚タイミングにもたらす効果は、統計的に有意ではなかった。どのような位座のきょうだいがいるかによって、初婚タイミングに影響が及ぶことはないようである。



表6 きょうだいの構成の初婚タイミングへの効果（コックス回帰比例ハザードモデル）

	男性			女性		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
60年コーホート	1.164	1.161 *	1.175 *	1.2770 **	1.272 **	1.273 **
学歴						
中学	.615 *	.596 *	.612 *	.805	.792	.818
高校 ref	-	-	-	-	-	-
専門学校	.968	.972	.960	.714 **	.710 **	.716 **
大学・短大	.946	.941	.934	.679 **	.687 **	.686 **
大学院	.706 *	.703 †	.698 †	.389 **	.392 **	.396 **
その他	.824	.814	.804	.131 †	.129 †	.130 *
きょうだい数						
本人のみ ref	-	-	-	-	-	-
2人	1.207			1.070		
3人以上	1.351 *			1.039		
きょうだい位座						
兄あり		1.10			1.032	
弟あり		1.06			1.100	
姉あり		1.02			1.001	
妹あり		1.10			1.059	
きょうだい構成						
本人のみ ref			-			-
長子異性あり			1.104			1.104
長子異性なし			1.356 †			.948
非長子異性あり			1.349 †			1.051
非長子異性なし			1.235			1.088
N	984	984	984	1189	1189	1189
N of failure	729	729	729	993	993	994
Log likelihood	-4589.8	-4591.9	-4588.7	-6361.2	-6360.4	-6367.1
LR chi2	17.01 *	14.13	19.14 *	65.90 **	67.53 **	66.98 **

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

しかし、モデル3では、長子であり、かつ異性のきょうだいがいない場合、つまり弟がいる場合には初婚が早まることが示唆されている。また、非長子であり、異性のきょうだいがいる場合、つまり姉か妹をもつ場合には、初婚タイミングがレファレンス・グループである、きょうだいがいない場合（本人のみ）に比べて、初婚が早まる傾向が確認された。これらは統計的には5%水準で帰無仮説を棄却するにはいたらないが、ハザード比の値は他の属性よりも高く、p値は.10を下回っている。初婚タイミングにはきょうだい数のみならず、きょうだいの構成そのものが重要な効果をもたらしていることがうかがえる。

ただし、男性の結婚に関するモデルでは、モデルそのものの説明力は決して高いものとはいえず、いずれも統計的に有意な結果とはなりえなかった。

## 5.2 女性におけるきょうだいの効果

では女性には、どのような、きょうだい属性の効果がみられるのだろうか。男性に比べてモデルの説明力は、女性のほうが非常に高い水準であった。モデル1, 2, 3いずれもが1%水準で統計的に有意となっている。しかし、きょうだいに関する属性では、統計的に有意なものはなく、ハザード比を示す係数も顕著に差を示す変数はみだせなかった。

モデル1におけるきょうだい数の効果は、女性の場合にはみとめられなかった。係数に着目すれば「きょうだいなし」よりも「2人」「3人以上」のほうがより高い傾向がややみとめられるものの、もっとも高いのは「2人」の場合である。単純なきょうだい数との関連はみとめがたい。モデル3によるきょうだい構成による効果も有意な効果をみいだすことはできなかった。そればかりでなく、ハザード比は、長子で異性のきょうだいがいない場合（弟がいない場合）、非長子で異性のきょうだい（兄）がいる場合は、むしろ他のカテゴリーよりも、比較的結婚が緩やかに進行することもあきらかとなった。すべてのモデルにおいてきょうだい数や構成が、初婚タイミングにあたる効果を検討したものの、女性においては統計的に有意な効果はみいだせなかった。

## 6. 考察

初婚のタイミングにおける、きょうだいに関する属性がもたらす効果には性別とコーホートによる差異がきわめて強い。ここで分析の対象とした比較的若年層にあたる1960年以降の出生コーホートにおいては、男性にのみ統計的に有意な差が確認された。

男性において、初婚のタイミングにもっとも強い効果をもたらしていたのは、きょうだいの人数であった。また統計的には有意ではなかったものの、男性においては、きょうだいがいない場合には、初婚が遅くなる傾向にあり、きょうだい数が多くなるにつれて初婚が早まる傾向がみられた。しかし、長子であることや異性のきょうだいの存在に、単純な初婚タイミングとの関連をみいだすことはできなかった。仮説1では異性のきょうだいがいることが結婚相手と出会う機会を増す点に注目しているが、男性の場合異性のきょうだいがいることが結婚を促す傾向は単純にはみとめられない。また仮説1では長子よりも末子が結婚をするうえでは有利となるはずであるが、出生順位と初婚タイミングとの単純な可能性はみいだせなかった。

同様に、仮説2においても、長子が末子よりも結婚がしにくい傾向になることが予想されているが、分析結果とは適合していない。また仮説4は男性よりも女性に強くみられることが予想された。しかし女性にはきょうだい数と初婚タイミングとの関連性はみいだせず、男性のみに生じていること、そして特にきょうだいをもたない場合に、とりわけ結婚が遅くなるメカニズムを説明することができない。

以上のことから、表1で検討した4つの仮説のうち、こうした結果ともっとも適合しているのは、定位家族の資源をめぐる競争に関する仮説（仮説3）であるといえる。

では、なぜ女性には仮説3があてはまらないのだろうか。推論としては、定位家族において共有できる資源が女性には得られないか得にくい状況にある、あるいは得ることに女性が利点を感じていない可能性がある。

最後に、男性において、長子では異性がない場合に初婚が早まる傾向がみられたのにもかかわらず、非長子で異性きょうだいがいる場合には、むしろ早まる傾向がみられたこ

とは興味深い。

この知見は、この両変数に交互作用が働いている可能性を示唆している。従来の仮説では、きょうだいの性別構成の効果は、異性のきょうだいが身近にいることによって、異性と交際するさいに異性への心理的障壁が弱くなること、あるいは異性のきょうだいを通じてパートナーとなる女性と知り合う機会が与えられるというメカニズムによって説明されてきた。長子の男性にとっては、妹がいても心理的障壁が弱くならないか、妹を通じて女性と知り合える機会は乏しいと考えることができる。一方で、非長子の場合には、姉妹を通じて心理的障壁が弱くなり、あるいは女性と知り合える機会もより大きくなると考えることができる。女性にそうした、異性のきょうだいの存在による効果がみとめられないのは、心理的障壁あるいはパートナーをみいだす機会が、男性のきょうだいの有無という条件に依存していないためであるのかもしれない。

以上のような推論は、初婚タイミングを従属変数とした分析ではなく、むしろ男女の交際に関する意識や交際のきっかけなどの変数を詳細に集めたデータを用いて検証される必要がある。

#### [文献]

廣嶋清志, 1983, 「家族形成過程へのきょうだい数の影響」『人口学研究』6: 31-40.

Kojima, Hiroshi., 1994 "Determinants of First Marital Formation in Japan: Does the Sibling Configuration Matter?" *Japan Review* 5, 187-209.

Raymo, James M., 2003, "Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan." *Journal of Marriage and Family* (65)302-315.

坂井博通, 1992, 「きょうだい構成が結婚年齢に及ぼす影響」『人口学研究』15: 57-61.

Yasutake, Suzumi, 2009, "The Timing of the First Marriage in Japan: Influence of Sibling Configuration" Paper presented at the annual meeting of the American Sociological Association Annual Meeting.

## **Sibling Composition and the Timing of First Marriage in Japan**

**Keiichi SAWAGUCHI**

**Taisho University**

This article evaluates the effect of sibling composition on the timing of first marriage in Japan. Focusing on the 1960's and 1970's birth cohorts, the four hypotheses are evaluated. The hazard models for the transition to the first marriage were estimated in order to identify the effects of the three sibling properties, the number of sibling, the existence of brother (elder or younger) and sister (elder or younger), and the siblings composition. It was found that the effects of these variables were different between male and female.

In case of male, the property of "only child" has significant effect on the timing of first marriage. The number of siblings and the age of marriage have negative correlation. Moreover, the first child who has the younger brother or non-first child who has sister tends to get married relatively earlier. I find that these finding supports the Household Crowding Hypothesis. But in case of female, any these properties of siblings have no significant effect on the timing of first marriage.

**Key words and phrases:** marriage, sibling, life event, first child, gender