
特 集

「世代とジェンダー」の視点から見た少子高齢社会の国際比較研究 その2

わが国における家族形成のパターンと要因

津 谷 典 子*

本研究では、2004年に実施された『結婚と家族に関する国際比較調査』のマイクロ・データを用い、結婚と同棲を含むパートナーシップ形成、およびパートナーシップ形成と出生との関係を中心に、わが国における家族形成パターンとその要因を検証した。分析の結果、以下のような知見が得られた。①最近の出生コホートほど初婚確率は有意に低い一方で、同棲や婚前妊娠の経験確率は年齢が若いほど有意に高く、この傾向は特に女性で顕著である。②学歴は初婚タイミング、同棲、および婚前妊娠の全てに有意な負の影響があり、それは特に男性よりも女性で顕著である。③同棲は初婚や婚前妊娠と結びついており、同棲経験者は、経験のない者と比べて、初婚確率が有意に高いだけでなく、婚前妊娠の経験確率も高く、さらに男性の場合は未婚で父親になることの確率も高くなる。

ここから、今後わが国では未婚化がさらに進行する一方で、同棲や結婚に先立つ妊娠は増加すると考えられる。この意味で、今後わが国が欧米型の「第2の人口転換」に接近していく可能性は否定できないが、わが国の家族主義の文化的伝統を考えると、1960年代以降の北欧や西欧で起こったような急激な同棲の浸透や結婚と出産との乖離が起こる可能性は低いと考えられる。また、同棲は結婚や婚前妊娠と結びついており、わが国では同棲は未だ結婚の前段階である傾向が示唆される。

I. はじめに

本稿は、2004年に実施された『結婚と家族に関する国際比較調査』のマイクロ・データを用い、わが国の家族形成パターンとその要因を検証することを目的とする。特にここでは、結婚のみならず同棲を含む広い意味でのパートナーシップ形成、およびパートナーシップ形成と出生との関係に焦点を当て、わが国における近年の変化とその要因を分析する。わが国は、1970年代半ば以降、未婚化や離婚の増加および置換水準以下への出生率低下（つまり少子化）など家族形成パターンの急速な変化を経験している。特に少子化は、進行する超高齢化と今後継続することが予想される急速な人口減少の最大の要因となっている。未婚化や離婚の増加に代表されるパートナーシップ形成行動の変化は、少子化や超高齢化を引き起こしている主要な要因であり、この意味で、パートナーシップ形成と出生との関係を検証することは重要である。

多くの先進諸国は、1970年代以降「第2の人口転換（Second Demographic Transition）」と呼ばれる出生率の置換水準以下への低下と、それに伴う様々な家族変化を経験しており、わが国も例外ではない。この「第2の人口転換」の開始時期、速度、お

* 慶應義塾大学経済学部

よびその構成要素には相当な国・地域間格差が存在するが、少子化とシングル化に加えて、未婚期の同棲と婚外出生の増加は西欧先進諸国に共通する特徴としてあげられている (Lesthaeghe 1995, van de Kaa 1987)¹⁾。わが国は、超低水準への出生力低下および急速な未婚化という他の先進諸国と共通の現象を経験しながらも、西欧や北米諸国とは異なり、同棲および婚外出生率が低水準に止まっているという意味で、興味深い研究対象と言える (Lesthaeghe and Moors 2000, Rindfuss *et al.* 2004)。

また、近年わが国で婚前妊娠（いわゆる「できちゃった結婚」）が増加していることが指摘されている (Iwasawa and Raymo 2005, Raymo and Iwasawa 2004)。婚前妊娠の増加は、シングル化が進行する中で、婚外出生割合が1～2%の超低水準に止まっている主な理由であると考えられ (Iwasawa 2002)、わが国の出産・家族形成が依然結婚によって規定される傾向は根強い (Raymo 1998, 2003)。日本は唯一の非西洋ポスト工業化社会であり、わが国の家族形成パターンの変化と社会制度としての結婚や家族との関係について実証的に考察することは、人口変動理論としての「第2の人口転換」を考える上でも、またわが国の将来人口の展望を探る上でも重要である。

II. データと分析方法

本稿の分析は、2004年2月24日～3月31日に実施された『結婚と家族に関する国際比較調査』（JGGSと略称）のミクロ・データを用いる。JGGSは、18～69歳の全配偶関係の日本人男女を対象とした全国調査である。2000年国勢調査の調査区より無作為に抽出された530地点から、層化二段確率サンプルによって抽出された15,000人の男女を対象として、留め置き法によりデータ収集を行った結果、60.5%にあたる9,074人から有効回答を得た²⁾。本稿の家族形成パターンに関する形式人口学的分析は、主に8,765人の20～69歳男女（うち既婚者7,300人）を対象とし、一方、家族形成の要因に関する多変量解析は、8,199人の25～69歳の男女（うち既婚者7,242人）を対象とする。JGGSの回答率には居住地、性別および年齢により格差がみられたことから、2000年の国勢調査の人口構成を基礎として sample and response rate weights が算出された。本稿の形式人口学的分析ではこの weight を用いた加重値を示すが、多変量解析では weight は用いない。

本研究における多変量解析のためのモデルは被説明変数のタイプにより異なり、未婚期の同棲経験、婚前妊娠、および婚前出産の有無に関する分析では、被説明変数が0か1かの値をとる2分化変数 (dichotomous variable) であるため、ロジスティック回帰分析モデル (binary logistic regression model) を用いる³⁾。一方、初婚タイミングの分析は、選択性バイアスのかからないよう、実際に初婚を経験した既婚男女に限定するのではなく、

1) 南欧諸国では同棲と婚外出生は低水準にとどまっている。また、西欧でも、1950～60年代には離死別者の同棲 (post-marital cohabitation) の方が未婚者の同棲よりもずっと一般的であった。詳細は Kiernan (2001) を参照されたい。

2) 調査の詳細は、西岡等 (2005, pp.177-197) を参照されたい。

3) ロジスティック回帰分析モデルの詳細は、Cox (1970), Retherford and Choe (1993), および Maddala (1983) を参照されたい。

全ての配偶関係の男女を対象とする必要がある。このためのモデルとしてはイベント・ヒストリー分析モデルが最適であり、ここでは説明変数の中に時間依存性があるものが存在するため、時間依存性ハザード・モデル (time-dependent hazard model) を用いる⁴⁾。

これらのモデルに投入される説明変数には、性別や年齢および学歴といった回答者の基本的属性に加え、兄弟姉妹数や生育地、および回答者が15歳時の父親の存在といったライフコース変数が含まれる⁵⁾。また、初婚タイミング、婚前妊娠、および婚前出産の分析には、(未婚期の)同棲経験の有無も説明変数として導入する。

回答者の年齢は8つの5歳階級グループからなり、一番若い年齢階級をレファレンス(準拠集団)とする7つのダミー変数により測定される。学歴は、中学以下、高校、各種専門学校、短大・高専、大学・大学院、および不明・無回答の6つからなるカテゴリ変数であり、高校をレファレンスとして、5つのダミー変数を構築する。兄弟姉妹数は、兄、姉、弟、妹のそれぞれについて、ゼロ、1人、2人以上という3つのカテゴリからなる変数により測定し、ゼロがレファレンスとなっている。生育地は回答者が15歳になるまでの間、最も長く暮らした地域が、農村・山村・漁村か、地方小都市か、大都市圏かを示すカテゴリ変数であり、最初のカテゴリをレファレンスとし、地方小都市と大都市圏を示す2つのダミー変数により測定される。回答者が15歳時の父親の存在(正確には父親の不在)は、父親が死亡もしくは離別により不在であった場合には1、それ以外の場合には0の値をとる2分化変数である。なお、初婚タイミング(年齢別初婚確率)のハザード分析では、年齢はベースライン・ハザード率を決定する変数であるため、説明変数としてモデルに加えることはできない。そこで、この分析では、回答者の出生年次(西暦年次から1900を引いたもの)を説明変数として導入する。この変数は、回答者の生まれ育った時期の社会状況や社会通念を示す代替変数と考えることもできる。

本分析では、これらの基本的属性変数とライフコース変数を順次1つずつモデルに投入する(つまり nested modeling を行う)ことにより、各変数の影響の大きさと統計的有意性、および変数間の多重線形性を検証した。年齢と学歴(そして男女のデータをプールした分析では性別)という回答者の基本的属性は、統計的有意性にかかわらず常にモデルに含まれるが、それ以外の変数については、変数自体の影響力が統計的に有意か、もしくはその変数がモデル全体の説明力を有意に増加させる場合にのみモデルに残している。

III. 同棲経験

1960年代から1970年代にかけて、欧米諸国(特に西欧と北欧および北米)では未婚期の

4) イベント・ヒストリー分析モデル一般、および時間依存性ハザード・モデルの詳細は、Cox (1972), Retherford and Choe (1993), Yamaguchi (1991), および津谷 (2002) を参照されたい。

5) この他の重要な background 変数として、JGGS では回答者が15歳時の父母の就業状況と職業、および父母の学歴についても尋ねている。しかし、父母の就業状況と職業については、安定した優位な影響がみられなかった。また、父母の学歴は調査時に父母が生存している者のみが対象となっており、年齢の高い回答者には父母(特に父親)が死亡している割合が高く、欠測値が多くなっている。そのため、これら2つのライフコース変数は説明変数としてモデルに導入しなかった。

同棲が急速に広まった (Bumpass and Sweet 1989, Kiernan 1999, 津谷 2003)。一方、わが国では同棲は低い水準に止まっているとされており、例えば、『出生動向基本調査』の独身者調査によると、1980年代後半以降増加傾向にあるとはいえ、2002年における18～34歳の未婚男女の同棲経験割合は7～8%、最も割合の高い25～29歳でも10%となっている (国立社会保障・人口問題研究所 2003)。しかし、同棲は結婚と関連しており、また年齢による選択性も高い。さらに、同棲は比較的短期間しか継続しないことも多く (Rindfuss and VandenHeuvel 1990, Willis and Michael 1988)、わが国のように同棲が結婚に代わるパートナーシップの形として広く認知されていない社会では特にその傾向が強い。その結果、未婚者を対象として、その同棲経験 (現在同棲中もしくは過去に同棲したことがあるか) をクロスセクション調査により測定している限り、その推計にはバイアスがかかり、未婚期の同棲経験割合は underestimate されることになる。

JGGSでは、同棲を「異性との結婚の届出なしで一緒に住むこと」と定義して、未婚者に対して現在同棲中であるか、もしくは以前同棲していたかを尋ねるだけでなく、既婚者に対しても、結婚前に同棲したことがあるか否かを質問している。そこで、

表1 性・年齢階層別同棲経験者割合(%)：20～69歳の全配偶関係の男女、2004年

年齢	女		男		男女計	
	%	(N)	%	(N)	%	(N)
20～24歳	11.7	(322)	11.0	(243)	11.4	(565)
25～29歳	20.2	(352)	20.6	(289)	20.4	(641)
30～34歳	16.5	(345)	20.6	(296)	18.6	(641)
35～39歳	15.7	(602)	15.9	(472)	15.8	(1,074)
40～44歳	11.5	(456)	15.5	(400)	13.5	(856)
45～49歳	7.5	(504)	10.7	(418)	9.1	(922)
50～54歳	7.0	(558)	12.1	(523)	9.5	(1,081)
55～59歳	5.4	(527)	8.3	(492)	6.9	(1,019)
60～64歳	4.4	(535)	9.5	(498)	6.9	(1,033)
65～69歳	2.1	(425)	5.0	(489)	3.7	(914)
総計	10.0	(4,626)	12.6	(4,120)	14.6	(8,746)

注：割合 (%) は全て、sample and response rate weights による加重平均である。

これら既婚者と未婚者を合わせて、全配偶関係の男女における年齢別の同棲経験のパターンをみてみたい。表1には、2004年に20～69歳の日本人男女の性・年齢階層別同棲経験者割合が示されている。この表から、就学中で親と同居している可能性の高い20～24歳を除き、年齢が若いほど、同棲経験割合が高くなっていることがわかる。特に25～39歳では、男女とも16～21%と、およそ5～7人に1人が同棲経験者である⁶⁾。また、男性と比べて、女性で同棲経験割合の年齢パターンがより明確であり、年齢が若くなるにしたがって、男女格差は縮小傾向にある。ここから、もしこれらの年齢パターンがコホート変動をとらえているとすれば、同棲の広がりは女性でより急速であることが示唆される。

次に、未婚期の同棲経験の要因を分析するため、大部分が学校教育を終了していると考えられる25歳以上の男女を対象として、同棲経験確率のロジスティック回帰分析を行った。JGGSでは同棲の経験 (同棲したことがあるか) については尋ねているが、詳細な同棲暦

6) 2004年に毎日新聞社人口問題調査会により実施された20～49歳の女性を対象とした全国無作為抽出調査のデータを使用した岩澤 (2005) の分析によると、同棲経験のある者の割合は20～24歳で12%、25～29歳で20%、30～34歳で20%、そして35～39歳では17%であり、ここに示されている同年次のJGGSデータの分析結果とほぼ合致している。ここからも、本分析結果の信頼性は高いと考えられる。

は調査しておらず、同棲がいつ（何歳の時）に始まり、どれほどの期間続き、いつ解消されたのか、また何度同棲したことがあるのか、など、同棲の時期と期間、および経験回数に関する情報は収集されていない⁷⁾。したがって、本分析では、同棲経験があるか否かを被説明変数としたロジスティック回帰分析モデルを用いる。表2には、この分析に用いられた説明変数の記述統計量が示され、表3には、この分析により推計された同棲経験確率の説明変数のオッズ比（odds ratio）が示されている。オッズ比は変数の係数の指数であり、したがってこれは掛け算のモデルである。オッズ比が1.0よりも高ければ、その変数の影響はプラスであり、1.0未満であれば、変数の影響はマイナスであり、1.0であれば、

表2 同棲経験のロジスティック回帰分析の説明変数の記述統計量：25～69歳の全配偶関係の男女、2004年

説明変数	男女計		女		男	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
性別=女	0.527	0.499	--	--	--	--
年齢						
25～29歳†	0.078	--	0.083	--	0.074	--
30～34歳	0.078	0.269	0.080	0.272	0.076	0.265
35～39歳	0.131	0.338	0.140	0.347	0.122	0.327
40～44歳	0.105	0.306	0.106	0.308	0.103	0.304
45～49歳	0.113	0.316	0.117	0.322	0.108	0.310
50～54歳	0.132	0.338	0.129	0.336	0.135	0.341
55～59歳	0.125	0.330	0.122	0.328	0.127	0.333
60～64歳	0.126	0.332	0.124	0.330	0.128	0.334
65～69歳	0.112	0.315	0.099	0.299	0.127	0.333
学歴						
中学以下	0.153	0.360	0.147	0.354	0.160	0.367
高校†	0.429	--	0.546	--	0.419	--
各種専門学校	0.100	0.300	0.127	0.333	0.070	0.255
短大・高専	0.122	0.328	0.187	0.390	0.050	0.218
大学・大学院	0.186	0.389	0.093	0.291	0.290	0.454
不明・無回答	0.010	0.098	0.008	0.090	0.011	0.105
兄の数						
ゼロ†	0.610	--	0.614	--	0.606	--
1人	0.274	0.446	0.264	0.441	0.285	0.451
2人以上	0.116	0.321	0.123	0.328	0.109	0.312
姉の数						
ゼロ†	0.581	--	0.582	--	0.581	--
1人	0.282	0.450	0.282	0.450	0.282	0.450
2人以上	0.137	0.343	0.137	0.343	0.137	0.344
弟の数						
ゼロ†	0.620	--	0.610	--	0.630	--
1人	0.284	0.451	0.297	0.457	0.270	0.444
2人以上	0.096	0.295	0.093	0.290	0.100	0.300
妹の数						
ゼロ†	0.621	--	0.621	--	0.620	--
1人	0.283	0.451	0.280	0.449	0.287	0.452
2人以上	0.096	0.295	0.099	0.298	0.093	0.291
15歳時に父親不在 ^a	0.091	0.287	0.091	0.287	0.091	0.287

注：†--レファレンス・カテゴリー。

a--回答者が15歳時に父親が死亡や離別のため不在。

7) 婚姻と異なり、同棲の開始期および期間を特定することは難しいことが多い。同棲初期にはそれぞれのパートナーが別個の住居を維持していることが多く、徐々に一方が他方の住居で長い間時間を過ごすようになり同居が成立する場合が多いことが、既存研究によって指摘されている（e.g., Rindfuss and VandenHeuvel 1990）。

変数の影響はゼロである。

まず、男女合計の分析結果から、同棲経験には有意な男女差があり、男性に比べて、女性の同棲経験確率は約31%低いことがわかる（表3参照）。また、年齢と同棲経験との間にはほぼ線形の関係があり、年齢が上がるにしたがって、同棲経験確率は有意に低下する。男女合計でみると、25～29歳と比べて、35～39歳の同棲経験確率は28%低く、40～44歳では41%、そして50～54歳では65%低くなり、最高年齢層である65～69歳の同棲経験確率は25～29歳の10分の1以下である。また、女性と男性を比べると、加齢による同棲経験確率の低下は、女性の方がより顕著であり、先ほどの形式人口学的分析により示された同棲経験割合の年齢パターンにおける男女差は、学歴や兄弟姉妹数、および15歳時の父親の不在などの回答者の属性の影響をコントロール（除去）した後も、明確である。ここから、男性に比べて、女性では同棲の広がり方がより最近起こり、またより急速であることが確認される。

学歴も同棲経験に有意な影響を与える。表3に示されているように、高校卒と比べて、中学卒以下の者の同棲経験確率は有意に高く、一方短大・大学・大学院といった高学歴者の経験確率は有意に低い。高校卒の男女と比べて、中学卒以下の低学歴男女の同棲経験確率は約1.7倍であり、一方短大・高専・大学卒の確率は約4割低くなっている。男女別にみた場合にも、男女合計と同様に、学歴と同棲経験の間には有意な負の関係があることがわかる。わが国の同棲は低学歴層で高く高学歴

表3 同棲経験のロジスティック回帰分析による説明変数の推計値のオッズ比 (Odds Ratios) : 25～69歳の全配偶関係の男女, 2004年

説明変数	男女計	女	男
性別=女	0.694**	--	--
年齢			
25～29歳 †	1.000	1.000	1.000
30～34歳	0.863	0.737	0.970
35～39歳	0.716*	0.695*	0.708#
40～44歳	0.590**	0.482**	0.698#
45～49歳	0.355**	0.276**	0.428**
50～54歳	0.351**	0.218**	0.500**
55～59歳	0.213**	0.153**	0.275**
60～64歳	0.177**	0.092**	0.288**
65～69歳	0.092**	0.039**	0.152**
学歴			
中学以下	1.674**	1.390#	1.940**
高校 †	1.000	1.000	1.000
各種専門学校	1.114	1.175	0.928
短大・高専	0.608**	0.440**	1.043
大学・大学院	0.618**	0.388**	0.750*
不明・無回答	1.661	0.818	2.478*
兄の数			
ゼロ †	1.000	1.000	1.000
1人	1.077	0.989	1.141
2人以上	1.209	0.986	1.416*
姉の数			
ゼロ †	1.000	1.000	1.000
1人	0.987	1.074	0.909
2人以上	0.952	1.275	0.762
弟の数			
ゼロ †	1.000	1.000	1.000
1人	1.006	1.105	0.898
2人以上	0.945	1.214	0.768
妹の数			
ゼロ †	1.000	1.000	1.000
1人	1.005	1.034	0.961
2人以上	1.133	1.660*	0.805
15歳時に父親が不在	1.623**	1.608*	1.600**
Log likelihood	-2596.0	-1214.8	-1354.3
LR chi-square (d.f.)	349.5(23)	232.9(22)	153.7(22)
Prob. > chi-square	0.000	0.000	0.000
(Number of cases)	(8,024)	(4,214)	(3,810)

**1%で有意, *5%で有意, #10%で有意.

注: オッズ比とは推計された変数の係数 (coefficient) の指数である.

†--レファレンス・カテゴリー.

層で低いというこの分析結果は、20～49歳の日本女性の同棲経験を多変量解析した岩澤(2005)の研究結果とも合致する⁸⁾。わが国では1970年代以降高学歴化が進行しているが(国立社会保障・人口問題研究所 2005, pp.149-150)、それにもかかわらず、若年層で同棲経験確率が有意に高いことは注目に値する。もし高学歴化が起こっていなければ、未婚期の同棲がより急速に広まった可能性も否定できない。

兄弟姉妹数も同棲経験にある程度の影響がある。兄が2人以上いる男性の同棲経験確率は、兄がいない男性と比べて約42%高く、一方妹が2人以上いる女性の同棲経験確率は、妹がいない女性と比べて66%高い。しかしながら、わが国の出生率は1950年代末以降ほぼ置換水準水準かそれ以下で推移しており、表2に示されているように、2人以上兄のいる男性の割合は11%、2人以上妹のいる女性の割合は10%と低い。したがって、兄弟姉妹数が同棲経験確率に与える影響は比較的限られたものであると言える。

最後に、思春期における父親の不在は男女の同棲経験確率を有意に上昇させる。回答者が15歳の時に父親が死亡もしくは離別により不在であった者は、そうでない者に比べて、同棲経験確率がおよそ6割高い。15歳時に父親が不在であった者の割合は男女とも約9%と低く、同棲経験確率全体を大きく左右する要因ではないが、ここから、思春期における一家の担い手たる父親の存在がその後の子どものライフコースに与える影響の一端がうかがわれる。

IV. 初婚タイミング

次に、男女のパートナーシップ形成の主要形態である結婚について、初婚タイミングに注目して、そのパターンと要因を検討してみたい。表4には、20～69歳の男女の性・年齢階級別の未婚者割合と既婚者の平均初婚年齢が示されている。この表から、55歳以上の男女では未婚者は4%未満とほぼ皆婚である一方、未婚者割合は年齢が低くなるにしたがって大きく増加し、特に40歳未満では年齢による格差が男女とも大きい。したがって、わが国の未婚化は過去20年間急激に加速していることが示唆

表4 性・年齢階級別未婚者割合(%)および平均初婚年齢：20～69歳の男女、2004年

年齢	女		男		男女合計	
	未婚割合(%)	平均初婚年齢 ^a	未婚割合(%)	平均初婚年齢 ^a	未婚割合(%)	平均初婚年齢 ^a
20～24歳	88.2	20.5	91.9	20.5	89.9	20.5
25～29歳	50.3	23.6	65.0	24.2	57.5	23.9
30～34歳	25.3	25.1	33.4	25.7	29.3	25.4
35～39歳	10.3	25.4	19.0	27.6	14.4	26.4
40～44歳	5.1	25.3	11.0	27.8	8.1	26.5
45～49歳	6.6	24.8	8.8	28.2	7.6	26.4
50～54歳	3.8	24.0	7.3	27.4	5.6	25.7
55～59歳	2.6	24.1	3.9	26.9	3.2	25.4
60～64歳	1.6	23.6	1.3	26.6	1.4	25.0
65～69歳	1.4	23.7	0.6	27.1	1.0	25.5
総計	16.9	24.4	20.6	27.1	18.7	25.7

注：割合(%)および平均は全て、sample and response rate weightsによる加重平均である。

a --既婚者における平均初婚年齢。

8) 米国においても、同棲経験率は学歴の低い層でより高いことが既存研究により示されている(Bumpass and Sweet 1989, Bumpass, Sweet and Cherlin 1989)。

される。2004年現在、20～24歳の男女の約9割が未婚であり、25～29歳でも女性で約半分、男性では3分の2が未婚である。さらに、30歳代の男女の未婚者割合も相当水準あり、30～34歳の女性で4分の1、同年齢の男性では3分の1が未婚であり、30歳代後半でも、女性の10分の1、男性では5分の1が未婚である。ここから、2000年の国勢調査以降、未婚化はさらに進行していることが窺われる（国立社会保障・人口問題研究所 2005, pp.110-111）。

一方、既婚者の平均初婚年齢は、20歳代の者を除き、女性で24～25歳、男性では26～28歳という比較的狭い年齢幅に収まっており、未婚者割合に見られたような年齢による大きな差異は見られない。20歳代の既婚男女の平均初婚年齢が目立って低いのは、主に、非常に若い年齢での結婚（つまり早婚）が若い年齢層で高い割合を占めているためである。このような早婚者の集中という年齢による選択性バイアスがかかからない30歳以上をみると、特に既婚女性の平均初婚年齢は、緩やかではあるが年齢と共に低くなる傾向がみられ、結婚した女性も晩婚化したことがわかる。

次に、時間依存性ハザード分析モデルを用いて、25～69歳の全配偶関係の男女を対象として、年齢別初婚確率の決定要因を分析してみたい。ここでいう「時間」とは初婚を経験する可能性のある年齢をさし、各説明変数の影響が「時間」により有意に変化するかどうかを検証し、有意な時間依存性が見られる場合、その変数と時間の交叉項(interaction)をモデルに導入した。表5には、この分析に用いられる説明変数の平均と標準偏差が示されている。ここでは、初婚タイミン

表5 初婚タイミングの時間依存性ハザード分析の説明変数の記述統計量：25～69歳の男女、2004年

説明変数	女		男	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
出生コホート ^a	55.40	12.33	54.34	13.66
出生コホート x 時間 ^b	2498.71	179.71	2503.38	175.94
学歴				
中学以下	0.147	0.354	0.160	0.367
高校↑	0.437	--	0.419	--
各種専門学校	0.127	0.333	0.070	0.255
短大・高専	0.187	0.390	0.050	0.218
大学・大学院	0.093	0.291	0.290	0.454
不明・無回答	0.008	0.090	0.011	0.105
兄の数				
ゼロ↑	0.614	--	0.606	--
1人	0.264	0.441	0.285	0.451
2人以上	0.123	0.328	0.109	0.312
姉の数				
ゼロ↑	0.582	--	0.581	--
1人	0.282	0.450	0.282	0.450
2人以上	0.137	0.343	0.137	0.343
弟の数				
ゼロ↑	0.610	--	0.630	--
1人	0.297	0.457	0.270	0.444
2人以上	0.093	0.290	0.100	0.300
妹の数				
ゼロ↑	0.621	--	0.620	--
1人	0.280	0.449	0.287	0.452
2人以上	0.099	0.298	0.093	0.291
15歳までの主な生育地				
農村・漁村・山村↑	0.360	--	0.365	--
地方小都市	0.374	0.484	0.375	0.484
大都市圏	0.266	0.442	0.259	0.438
同棲経験あり	0.096	0.295	0.125	0.331
同棲経験 x 時間 ^b	3.928	12.523	5.362	15.256

注：↑--レファレンス・カテゴリー。

a--西暦出生年-1900。

b--「時間」とは初婚が起こる可能性のある年齢(初婚のリスク期間)をさす。

グの決定構造に男女間で差異があるため、男女別に分析を行う。

表6には、男女別に、時間依存性ハザード・モデルにより推計された年齢別初婚確率の説明変数のリスク比 (hazard ratio) が示されている。リスク比は変数の係数の指数であり、relative risk とも呼ばれる。リスク比が1.0よりも高ければ、その変数の影響はプラスであり、1.0未満であれば、変数の影響はマイナスであり、1.0であれば、変数の影響はゼロである。まず、この表に示されている推計結果から、男女とも出生コホートと初婚確率との間には有意な負の関係があり、最近出生したコホートほど初婚確率が有意に低下していることがわかる。さらに、出生コホートの年齢別初婚確率への影響にはプラスの時間依存性がみられ、これは特に女性で顕著である。これは、出生コホートの初婚確率への影響は、女性の年齢が上がるにつれて弱くなることを示している。ただ、わが国の女性の初婚の多くは20歳代半ばから後半に起こっているため (国立社会保障・人口問題研究所 2005, p.100), 総体的に、女性の年齢別初婚確率は、最近の出生コホートになるほど減少しているといえる。

学歴も初婚タイミングに有意な影響を与えるが、それは特に女性で顕著である。表6に示されているように、女性の学歴と初婚確率との間には強い負の関係があり、高校卒の女性と比べて、中学卒かそれ以下の女性の初婚確率は約27%高く、一方、各種専門学校および短大・高専卒の女性の初婚確率はおよそ16~20%低くなっている。大学以上の高学歴の女性の初婚確率はさらに低く、高校卒の女性と比べて34%低い。一方、男性の初婚確率への学歴の影響は女性への影響ほど強くはないが、高校卒と比べて、大学以上の高学歴の男

表6 初婚タイミングの時間依存性ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比 (Relative Risk) : 25~69歳の男女, 2004年

説明変数	女	男
出生コホート	0.988**	0.980**
出生コホート x 時間 ^a	1.001**	1.000#
学歴		
中学以下	1.265**	1.083
高校	1.000	1.000
各種専門学校	0.801**	0.960
短大・高専	0.844**	0.960
大学・大学院	0.659**	0.896*
不明・無回答	1.035	1.002
兄の数		
ゼロ†	1.000	1.000
1人	0.971	1.040
2人以上	1.057	1.001
姉の数		
ゼロ†	1.000	1.000
1人	1.017	1.006
2人以上	1.057	1.057
弟の数		
ゼロ†	1.000	1.000
1人	1.004	0.941
2人以上	1.031	1.016
妹の数		
ゼロ†	1.000	1.000
1人	1.127**	0.935
2人以上	1.179**	0.923
15歳までの主な生育地		
農村・漁村・山村†	1.000	1.000
地方小都市	0.917*	0.883**
大都市圏	0.773**	0.833**
同棲経験あり	2.208**	3.029**
同棲経験 x 時間 ^a	0.983**	0.979**
Log likelihood	-26812.9	-22725.8
LR chi-square (d.f.)	530.3(19)	247.6(19)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
(Number of cases)	(3,992)	(3,580)

*1%で有意. *5%で有意. #10%で有意.

注: リスク比とは推計された変数の係数(coefficient)の指数である.

†--レファレンス・カテゴリー.

a--「時間」とは初婚が起こる可能性のある年齢(初婚のリスク期間)をさす.

性の初婚確率は約10%低い。先述したように、わが国の男女の教育水準は1970年代以降向上しており、特に女性の高学歴化のスピードは急速である（国立社会保障・人口問題研究所 2005, pp.149-150）、今後もこの高学歴化が続けば、女性（そして男性）の晩婚化・非婚化はさらに進行すると予想される。

妹の数もまた女性の初婚タイミングに影響を与える。妹がいない女性と比べて、妹が1人いる女性の初婚確率は13%高く、妹が2人以上いる女性の確率は18%高い。これは、自分より若い「結婚予備軍」が家族内にいることによる、一種の「玉突き効果」を示唆しているのではないかと考えられる。

男女ともに、生育地が都市部である者は、村落部で育った者に比べて初婚確率が有意に低く、またその都市の人口規模が大きいほど、初婚タイミングは遅い。15歳までの生育地が主に農村や漁村や山村である女性に比べて、地方の小都市で生まれ育った女性の初婚確率は約8%低く、生育地が大都市圏の女性の確率は23%も低い。一方、村落部で生まれ育った男性に比べて、生育地が地方小都市の男性の初婚確率は12%、大都市圏の男性のそれは17%低くなっている。ここから、都市部で生まれ育つことと男女の初婚確率との間には負の関係があることがわかる。近年そのスピードは緩やかになってきているとはいえ、わが国の都市化は続いており（国立社会保障・人口問題研究所 2005, p.166）、この結果からも未婚化は今後も進むことが予想される。

最後に、未婚期の同棲経験と初婚タイミングとの関係を見ると、男女ともに同棲経験自体の影響は非常に強いプラスであるが、その時間依存性はマイナスである。これは、未婚期の同棲は男女の初婚確率を大きく上昇させるが、その影響は年齢が上がるにしたがって徐々に弱くなることを示している。言い換えれば、若い年齢（特に20歳代）では同棲経験があるか否かで初婚確率に大きな差があるが、年齢が上がるにつれて同棲経験が初婚確率に与える影響は小さくなる。

以上の分析結果から、わが国のシングル化は進んでおり、それには高学歴化や都市化、および同棲の増加が一因となっていることが示唆される。特に高学歴化とシングル化との関係は女性において顕著である。社会経済発展の下で結婚・家族をめぐる社会通念が変化し、伝統的価値観からの乖離が進むにしたがって、わが国の男女のシングル化はさらに進行することが予想される。

V. パートナーシップ形成

では、このような未婚期の同棲経験と結婚行動の変化を、パートナーシップ形成としてひとつに捉えると、どのような性・年齢別パターンがみられるのであろうか。パートナーシップ形成には、①同棲経験をへて結婚、②同棲経験なしで結婚、③同棲のみで結婚なし、④同棲も結婚も経験なし、という4つのタイプが考えられる。表7には、25～69歳の男女におけるこれら4つのパートナーシップ形成タイプの年齢別パーセント分布が示されている。この表の一番上のパネルから、未婚期に同棲を経験した後に結婚した者の割合は45歳

表7 性・年齢階層別パートナーシップ形成パターンのパーセント分布：25～69歳の男女，2004年

性・年齢	パートナーシップ形成パターン (%) :				(N)
	同棲→結婚	同棲なし→結婚	同棲のみ	同棲も結婚もなし	
男女計					
25～29歳	13.5	28.8	6.9	50.8	(641)
30～34歳	14.7	57.6	3.4	24.3	(811)
35～39歳	13.9	72.9	1.8	11.4	(904)
40～44歳	13.3	78.6	0.2	7.9	(856)
45～49歳	7.5	84.8	1.5	6.1	(922)
50～54歳	9.0	85.4	0.5	5.0	(1,081)
55～59歳	6.7	90.0	0.2	3.2	(1,091)
60～64歳	6.7	91.9	0.2	1.3	(1,033)
65～69歳	3.5	95.4	0.1	1.0	(914)
総計	9.8	77.3	1.5	11.4	(8,181)
女					
25～29歳	15.4	33.9	4.8	45.9	(352)
30～34歳	14.9	62.0	2.5	20.7	(447)
35～39歳	13.4	77.4	1.4	7.8	(500)
40～44歳	11.5	83.3	0.0	5.2	(456)
45～49歳	6.2	87.2	1.3	5.3	(504)
50～54歳	7.0	89.1	0.0	3.8	(558)
55～59歳	5.4	92.0	0.0	2.6	(527)
60～64歳	4.2	94.2	0.2	1.3	(535)
65～69歳	2.0	96.5	0.0	1.4	(425)
総計	8.8	80.5	1.1	9.7	(4,304)
男					
25～29歳	11.4	23.6	9.1	55.8	(289)
30～34歳	14.5	53.0	4.3	28.2	(364)
35～39歳	14.5	67.9	2.3	15.4	(404)
40～44歳	15.1	73.9	0.4	10.6	(400)
45～49歳	8.9	82.4	1.8	7.0	(418)
50～54歳	11.0	81.7	1.1	6.2	(523)
55～59歳	8.0	87.9	0.4	3.7	(492)
60～64歳	9.4	89.3	0.2	1.2	(498)
65～69歳	4.8	94.4	0.2	0.6	(489)
総計	10.8	74.1	2.0	13.2	(3,877)

注：割合 (%) は全て、sample and response rate weights による加重平均である。

未満で13～15%と、それより上の年齢層と比べて目立って高いことがわかる。その分、同棲経験なしに結婚という伝統的なパートナーシップ形成をした者の割合は低くなっており、また25～29歳および30～34歳では、同棲のみの割合がそれぞれ7%と3%あり、さらに同棲も結婚もなしの割合が51%と24%と、未だパートナーシップ形成の経験のない者が相当水準に上っている。

とはいえ、40歳以上の男女では、「同棲のみ」の割合はほぼゼロに近いことから、同棲が安定したパートナーシップの形態の1つとして広まっている北欧 (B. Hoem 1988, Hoem and Rennermalm 1985) などとは異なり、わが国では同棲は結婚の前段階という傾向が強いことが示唆される。事実、JGGSでは婚前同棲経験のある既婚者男女に対し、同棲相手と結婚したか尋ねているが、約8割 (女性の83%、男性では75%) が結婚したと答えており、男女とも明確な年齢パターンはみられない。ここからも、わが国では同棲は結婚前の一種のトライアルとしての役割を果たしており、それには大きな変化がみられないことが示唆される。

このようなパートナーシップ形成における年齢パターンは男女に共通するが、男女差に注目すると、同棲経験なしに結婚という伝統的タイプの割合は女性でより高く、一方同棲も結婚も経験していない者の割合は、特に40歳未満の男性でより高い。これは、女性の初婚年齢が男性よりも低い傾向が強くなり、また1970年代半ば以降の少子化により、結婚適齢期人口において「男余り」の状況が続いていることに一因があると考えられる。なお、同棲を経験をした後に結婚した者や同棲のみ者の割合は、女性よりも男性で若干高くなっているが、目立った男女差はみられない。

VI. 婚前妊娠と婚前出産

最後に、前節でみたパートナーシップ形成と出生との関係を分析してみたい。わが国を含むアジア諸国では、出生は結婚と強く結びついており、子どもを持つ事が結婚の目的の1つである傾向が強い。しかし一方、近年わが国では「できちゃった結婚」という言葉の広まりからも窺われるように、婚前妊娠（結婚に先立つ妊娠）が増加している（Iwasawa and Raymo 2005）。進行する未婚化と少子化を考えると、結婚を含むパートナーシップ形成と出生の順序（sequential order）を検証することは重要である。

表8には、子どものいる既婚男女の年齢階層別にみた婚前妊娠および婚前出産経験者の割合が示されている。ここでいう「婚前出産」とは、初婚以前に第1子出生を経験している者をさし、結婚相手が実際に子どもの親であるかどうかの確証はない。一方、「婚前妊娠」は第1子出生が初婚から8ヶ月未満で起こっている者と定義する。この場合も、婚前出産と同様、婚前妊娠が結婚相手によるか否かの確定はできないが、婚前出産と比べて、婚前妊娠では結婚までの間隔が短い場合が多いことから、妊娠の当事者同士が結婚する可能性は高いと考えられる。

この表から、第1子が婚前妊娠であると考えられる既婚者の割合は、男女とも年齢が低

表8 性・年齢階層別婚前出産および婚前妊娠割合（%）：子どものいる20～69歳の既婚男女，2004年

年齢	女			男			男女計		
	婚前出産 (%)	婚前妊娠 (%)	(N)	婚前出産 (%)	婚前妊娠 (%)	(N)	婚前出産 (%)	婚前妊娠 (%)	(N)
20～24歳	0.0	95.5	(23)	6.2	69.5	(15)	2.7	84.0	(38)
25～29歳	4.5	37.5	(117)	7.5	42.5	(67)	5.7	39.6	(184)
30～34歳	2.3	25.8	(217)	5.2	21.8	(150)	3.6	24.0	(367)
35～39歳	1.7	17.4	(461)	3.2	20.3	(308)	2.3	18.7	(769)
40～44歳	1.2	14.9	(387)	4.4	11.4	(298)	2.7	13.3	(685)
45～49歳	1.8	12.3	(411)	3.2	12.6	(328)	2.5	12.4	(739)
50～54歳	2.2	7.9	(469)	3.0	10.2	(406)	2.6	9.0	(875)
55～59歳	2.1	6.5	(442)	2.9	4.8	(404)	2.5	5.7	(846)
60～64歳	2.9	5.7	(470)	3.2	4.7	(406)	3.0	5.2	(876)
65～69歳	3.0	4.5	(354)	4.4	5.6	(398)	3.7	5.1	(752)
総計	2.2	12.8	(3,351)	3.7	11.9	(2,780)	2.9	12.4	(6,131)

注：割合（%）は全て、少なくとも子どもが1人いる既婚者を対象とした sample and response rate weights による加重平均である。「婚前出産」は、既婚者のうち第1子出生が初婚より前に起こっている者をさし、初婚相手が第1子の親であるかどうかは不明である。また、「婚前妊娠」は、既婚者のうち第1子出生が初婚から8ヶ月未満（結婚と同年次・同月も含む）に起こっている者をさし、婚前妊娠が結婚相手によるか否かは不明である。

くなるにしたがって劇的に増加していることがわかる。ほとんどが妊娠したため結婚した（つまり「できちゃった結婚」した）であろう少数の20歳代前半の男女は別にしても、25～29歳の既婚男女のおよそ4割が婚前妊娠経験者である。また、それより上の年齢層でも婚前妊娠割合は相当な水準にあり、30～34歳の女性の26%、そして35～39歳の女性では17%が結婚後8ヶ月未満に第1子出生を経験している。同年齢の男性の婚前妊娠経験割合は、それぞれ22%と20%である。ここから、わが国における近年の婚前妊娠の急速な増加が示唆される。

一方、婚前出産の割合には明確な年齢パターンは見られず、またその割合も非常に低い。これは、わが国の婚外出生率が1960年以降1～2%の水準で推移していることから予想された結果であり、出産は依然として結婚のなかで起こる傾向が強いことが再確認される。

次に、25～69歳の全既婚男女の婚前妊娠と婚前出産の決定要因を、ロジスティック回帰分析モデルを用いて探ってみたい。表9には、これらの分析モデルに導入された説明変数

表9 婚前妊娠および婚前出産のロジスティック回帰分析の説明変数の記述統計量：25～69歳の既婚男女、2004年

説明変数	男女合計		女		男	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
性別=女	0.537	0.499	--	--	--	--
年齢						
25～29歳†	0.038	--	0.045	--	0.045	--
30～34歳	0.064	0.244	0.068	0.251	0.059	0.236
35～39歳	0.127	0.334	0.139	0.346	0.114	0.317
40～44歳	0.109	0.312	0.112	0.315	0.106	0.308
45～49歳	0.118	0.323	0.121	0.327	0.114	0.318
50～54歳	0.141	0.348	0.138	0.345	0.144	0.351
55～59歳	0.137	0.344	0.132	0.339	0.142	0.349
60～64歳	0.141	0.348	0.136	0.343	0.147	0.354
65～69歳	0.126	0.331	0.108	0.311	0.146	0.353
学歴						
中学以下	0.165	0.371	0.160	0.366	0.172	0.377
高校†	0.439	--	0.454	--	0.423	--
各種専門学校	0.096	0.295	0.124	0.329	0.064	0.245
短大・高専	0.119	0.324	0.180	0.384	0.048	0.214
大学・大学院	0.176	0.381	0.080	0.271	0.287	0.452
不明・無回答	0.009	0.096	0.008	0.091	0.010	0.101
兄の数						
ゼロ†	0.601	--	0.608	--	0.593	--
1人	0.273	0.445	0.259	0.438	0.289	0.453
2人以上	0.126	0.332	0.133	0.339	0.118	0.322
姉の数						
ゼロ†	0.569	--	0.572	--	0.565	--
1人	0.285	0.452	0.284	0.451	0.286	0.452
2人以上	0.146	0.353	0.144	0.351	0.148	0.355
弟の数						
ゼロ†	0.611	--	0.602	--	0.622	--
1人	0.285	0.452	0.299	0.458	0.270	0.444
2人以上	0.104	0.305	0.100	0.300	0.108	0.311
妹の数						
ゼロ†	0.615	--	0.613	--	0.617	--
1人	0.282	0.450	0.281	0.450	0.282	0.450
2人以上	0.104	0.305	0.106	0.308	0.101	0.301
婚前同様経験あり	0.110	0.312	0.096	0.295	0.125	0.331

注：†--レファレンス・カテゴリー。

の記述統計量が示されている。まず、これら既婚男女の婚前妊娠確率のロジスティック回帰分析の結果、男性と女性の間には有意な差のないことがわかる（表10参照）。一方、年齢による影響は男女ともに大きく、年齢が上がるにしたがって、婚前妊娠確率は有意に低下する。この年齢と婚前妊娠との間のほぼ線形の負の関係は、特に女性において顕著であり、婚前妊娠の広がりには女性においてより最近かつ急速に起こっていることが示唆される。

表10に示されているように、男女ともに学歴と婚前妊娠との間にも有意な負の関係がみられる。高校卒に比べて、中学卒（特に女性）の婚前妊娠確率は有意に高い一方、短大や高専および4年制大学以上

といった高学歴者の確率はずっと低い。『出生動向基本調査』のデータを用いた先行研究（Iwasawa and Raymo 2005）でも、1980～97年に結婚した女性の婚前妊娠経験確率は低学歴層の女性で高く、高学歴層で顕著に低いという結果が得られており、ここでの分析結果は支持されている。

姉の存在は婚前妊娠確率を押し上げ、これは特に女性に顕著である。姉がいない女性に比べて、姉が1人いる女性の婚前妊娠確率は51%高く、姉が2人以上いれば92%高い。弟が1人いる男性の婚前妊娠経験確率も、弟がいない男性に比べて有意に高い。しかし、これらの姉や弟の数の婚前妊娠への影響が何を意味するのかは明確ではない。

最後に、婚前同棲と婚前妊娠との間には非常に強いプラスの関係がある。男女とも、婚前同棲の経験のある者の婚前妊娠確率は、そ

表10 婚前妊娠のロジスティック回帰分析による説明変数の推計値のオッズ比 (Odds Ratios) : 25～69歳の既婚男女, 2004年

説明変数	男女合計	女	男
性別=女	0.941	--	--
年齢			
25～29歳	1.000	1.000	1.000
30～34歳	0.543**	0.646#	0.366**
35～39歳	0.425**	0.420**	0.404**
40～44歳	0.283**	0.338**	0.199**
45～49歳	0.268**	0.278**	0.235**
50～54歳	0.156**	0.137**	0.159**
55～59歳	0.093**	0.115**	0.064**
60～64歳	0.071**	0.080**	0.055**
65～69歳	0.071**	0.063**	0.067**
学歴			
中学以下	1.414**	1.522*	1.324
高校	1.000	1.000	1.000
各種専門学校	0.949	1.110	0.739
短大・高専	0.647**	0.712*	0.478*
大学以上	0.457**	0.575*	0.397**
不明・無回答	1.980*	3.085*	1.134
兄の数			
ゼロ†	1.000	1.000	1.000
1人	1.031	0.858	1.285#
2人以上	1.129	0.977	1.358
姉の数			
ゼロ†	1.000	1.000	1.000
1人	1.303**	1.530**	1.040
2人以上	1.665**	1.953**	1.394#
弟の数			
ゼロ†	1.000	1.000	1.000
1人	1.168	0.949	1.531**
2人以上	1.037	0.854	1.258
妹の数			
ゼロ†	1.000	1.000	1.000
1人	1.033	1.012	1.063
2人以上	1.287	1.512*	0.996
婚前同棲経験あり	2.391**	2.455**	2.366**
Log likelihood	-1919.9	-1070.1	-833.9
LR chi-square (d.f.)	444.5(23)	255.5(22)	219.8(22)
Prob. > chi-square	0.000	0.000	0.000
(Number of cases)	(6,026)	(3,292)	(2,734)

**1%で有意。 *5%で有意。 #10%で有意。

注：オッズ比とは推計された変数の係数 (coefficient) の指数である。

†-レファレンス・カテゴリー。

うでない者に比べて、約2.5倍高くなっている。前述したように、JGGSでは未婚期の同棲のタイミングや期間などの詳細についての情報は収集されていないため確言できないとはいえ、この結果から、同棲中に妊娠し、それが結婚と結びついている可能性が高いことが示唆される。

次に、婚前出産のロジスティック回帰分析の結果に目を向けると、婚前出産とは対照的に、婚前出産への年齢や学歴の影響は有意ではない(表11参照)。ここから、婚前出産率はあまり変化しておらず、高学歴化による影響もほとんどないことが示唆される。

一方、女性が結婚前に出産を経験する確率は、男性に比べて有意に低い。婚前妊娠確率には男女差がない一方で、婚前出産確率には有意な差があることについては、未婚男女同士が「できちゃった結婚」することが多いと思われる婚前妊娠とは異なり、婚前出産では相手が未婚者でない場合がより多いのではないかと考えられる。また、結婚していない者が子どもをもつことへの社会的認識は男性よりも女性に対してより厳しいと考えられることから、女性回答者が何らかの方法で婚前出産を過少申告した可能性も否定できない。

さらに、未婚期の同棲経験者の婚前出産確率は、同棲経験がない者と比べて有意に高いが、これは特に男性で顕著である。25～69歳の女性の場合、同棲経験者における婚前出産経験割合は3.7%である一方で、同

表11 婚前出産のロジスティック回帰分析による説明変数の推計値のオッズ比 (Odds Ratios) : 25～69歳の既婚男女, 2004年

説明変数	男女合計	女	男
性別=女	0.571**	--	--
年齢			
25～29歳	1.000	1.000	1.000
30～34歳	0.675	0.586	0.748
35～39歳	0.505#	0.457	0.536
40～44歳	0.577	0.336#	0.760
45～49歳	0.523	0.473	0.561
50～54歳	0.554	0.686	0.468
55～59歳	0.510	0.629	0.443
60～64歳	0.637	0.864	0.508
65～69歳	0.813	1.044	0.711
学歴			
中学	1.240	0.958	1.419
高校	1.000	1.000	1.000
各種専門学校	1.155	1.144	1.222
短大・高専	0.701	0.681	0.736
大学以上	0.770	0.910	0.765
不明・無回答	1.623	-- ^a	2.508
兄の数			
ゼロ↑	1.000	1.000	1.000
1人	0.892	0.875	0.902
2人以上	0.846	0.525	1.151
姉の数			
ゼロ↑	1.000	1.000	1.000
1人	1.198	1.041	1.336
2人以上	1.288	1.309	1.300
弟の数			
ゼロ↑	1.000	1.000	1.000
1人	1.127	0.988	1.239
2人以上	0.947	0.767	1.103
妹の数			
ゼロ↑	1.000	1.000	1.000
1人	0.660*	0.761	0.593*
2人以上	0.614#	0.534	0.686
婚前同棲経験あり	2.138**	1.876#	2.251**
Log likelihood	-786.8	-345.1	-435.4
LR chi-square (d.f.)	51.9(23)	16.6(21)	32.4(22)
Prob. > chi-square	0.001	0.736	0.070
(Number of cases)	(6,026)	(3,263)	(2,734)

** 1%で有意。 * 5%で有意。 #10%で有意。

注: オッズ比とは推計された変数の係数 (coefficient) の指数である。

↑--レファレンス・カテゴリー。

a--学歴が不明・無回答の27人の中で婚前出産を経験した者はゼロであるため、分析に含まれていない。

棲経験のない者の割合は2.1%であるのに対し、男性では、同棲経験のある者とない者の婚前出産経験割合は、それぞれ8.0%と3.3%と、同棲経験による差は女性よりも大きい。この男女差は回答者の属性をコントロールした後にも有意であることが、この多変量解析の結果により確認される。先述したように、同棲は既婚男女の婚前妊娠の確率を有意に上昇させるが、男性の場合は、同棲は婚前妊娠とも結びついていることがわかる。

VII. 結語

近年、わが国のパートナーシップ形成パターンは目覚しく変化している。本研究の分析により、未婚化の進行に加え、未婚期の同棲と婚前妊娠の増加が示唆された。最近の出生コホートほど初婚確率は有意に低い一方で、同棲や婚前妊娠の経験確率は年齢が若いほど有意に高く、この傾向は特に女性で顕著である。ここから、今後わが国では未婚化が継続する一方で、同棲や結婚に先立つ妊娠（おそらくその相当部分は妊娠したことによる結婚）は増加していくのではないかと予想される。この意味で、今後わが国が欧米型の「第2の人口転換」に接近していく可能性は否定できないが、わが国の家族主義の文化的伝統を考えると、1960年代以降の北欧や西欧で起こったような急激な同棲の浸透や結婚と出産の乖離が起こる可能性は低いのではないか。

また、本研究による分析の結果、学歴は初婚タイミング、未婚期の同棲、および婚前妊娠の全てに有意な負の影響があり、それは特に男性よりも女性で顕著であることが見出された。わが国では1970年代以降急速な高学歴化が進行しており、男性に比べて女性のそれはより急速であることから、女性の高学歴化は急速な未婚化の主要要因の1つであり、少子化の主な要因ともなっていることが確認される。さらに、高学歴化がなければ、同棲や婚前妊娠はより高くなっていった可能性が示唆されると同時に、今後これらの非伝統的家族形成行動が低学歴層により集中していくことも考えられる。

さらに、未婚期の同棲は初婚や婚前妊娠と結びついており、同棲経験者は、経験のない者と比べて、初婚確率が有意に高いだけでなく、婚前妊娠の経験確率も高く、さらに男性の場合は未婚で父親になることの確率も高くなることから、本研究により見出された。ここから、わが国においては、同棲は結婚のトライアル段階である傾向が未だ強いことが示唆されるが、同棲中の妊娠により結婚に踏み切る可能性もあると思われる。いずれにしても、結婚すなわち家族形成の開始という状況が今後も変化を続けることは確実であると思われる。ただ、同棲が結婚に代わるパートナーシップの形として広く認知されるようになるのか、また出生が結婚と切り離されていくのかについては、見方の分かれるところであろう。

2004年のJGGSでは同棲のタイミングや期間および頻度などに関する情報が収集されなかったこともあり、同棲と結婚と妊娠・出産の3者間の因果関係についての明確な説明は、現時点では不可能である。しかし、少子化と未婚化の急速な進行の下で、パートナーシップの変容と出生行動の関係についてより緻密な分析が必要とされており、今後パネル調査を含むさらなる情報収集と、マイクロ・データを用いた多変量解析に基づく詳細な実証

研究の積み重ねが必要とされている。

謝辞

本稿の執筆に際し、国立社会保障・人口問題研究所の岩澤美帆氏から貴重な文献およびコメントを頂いたことに、心からの謝意を表する。

文献

- Allison, Paul D. (1984) *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, (Sage University Paper Series No.46), Newbury Park, California: Sage Publications.
- Bumpass, Larry L., James Sweet and Andrew Cherlin (1989) "The Role of Cohabitation in Declining Rates of Marriage," *National Survey of Families and Households Working Paper*, No.5, Madison, Wisconsin: Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.
- Bumpass, Larry L. and James Sweet (1989) "National Estimates of Cohabitation: Cohort Levels and Union Stability," *Demography*, Vol.26, No.4, pp.615-625.
- Cox, D. R. (1970) *The Analysis of Binary Data*, London, Methuen.
- (1972) "Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.B 34, pp.187-220.
- Hoem, Britta. (1988) "Early Phases of Family Formation in Contemporary Sweden," *Stockholm Research Reports in Demography*, No.47, Stockholm, Sweden: University of Stockholm.
- Hoem, Jan M. and Bo Rennermalm (1985) "Modern Family Initiation in Sweden: Experience of Women Born between 1936 and 1960," *European Journal of Population*, Vol.1, No.1, pp.81-112.
- Iwasawa, Miho (2002) "Estimation of Unintended Fertility in Japan," Paper presented at the annual meeting of the Population Association of America, Atlanta, May 9-11.
- Iwasawa, Miho and James M. Raymo (2005) "Invisible Non-marital Fertility: Increasing Marriages Preceded by Pregnancy in Japan," 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』(厚生労働科学研究費補助金 平成16年総括報告書), pp.159-168.
- Kiernan, Kathleen (1999) "Cohabitation in Western Europe," *Population Trends*, No.96, pp.25-32.
- (2001) "The Rise of Cohabitation and Childbearing outside Marriage in Western Europe," *International Journal of Law, Policy and the Family*, Vol.15, pp.1-21.
- Lesthaeghe, Ron (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," Mason, Karen Oppenheim and An-Magritt Jensen eds., *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press, pp.17-61.
- Lesthaeghe, Ron and Guy Moors (2000) "Recent Trends in Fertility and Household Formation in the Industrialized World," *Review of Population and Social Policy*, Vol.9, pp.121-170.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Retherford, Robert D. and Minja Kim Choe (1993) *Statistical Models for Causal Analysis*, New York: John Wiley & Sons.
- Raymo, James M. (1998) "Later Marriage or Fewer? Changes in the Marriage Behavior of Japanese Women," *Journal of Marriage and the Family*, Vol.60, pp.1023-1034.
- (2003) "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women," *Demography*, Vol.40, pp.83-103.
- Raymo, James M. and Miho Iwasawa (2004) "Premarital Pregnancy and Spouse Pairing Patterns in Japan: Assessing How Novel Family Behaviors "Fit In" to the Family Formation Process," Paper presented at

- the annual meeting of the Population Association of America, Boston, April 1-4.
- Rindfuss, Ronald R., Minja Kim Choe, Larry L. Bumpass, and Noriko O. Tsuya (2004) "Social Networks and Family Change in Japan," *American Sociological Review*, Vol.69 (December), pp.838-861.
- Rindfuss, Ronald R. and Audrey VandenHeuvel (1990) "Cohabitation: A Precursor to Marriage or An Alternative to Being Single," *Population and Development Review*, Vol.16, No.4, pp.703-726.
- van de Kaa, Dirk J. (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin*, Vol.42, No.1, pp.3-59.
- Willis, Robert J. and Robert T. Michael (1988) "Innovation in Family Formation: Evidence on Cohabitation in the U.S.," Paper presented at the IUSSP Seminar on the Family, the Market, and the State in Aging Societies, Sendai City, Japan, September.
- Yamaguchi, Kazuo (1991) *Event History Analysis*, (Applied Social Research Methods Series Vol.28), Newbury Park, California: Sage Publications.
- 岩澤美帆 (2005)「日本における同棲の現状」, 毎日新聞社人口問題調査会 (編)『超少子化時代の家族意識－第1回人口・家族・世代世論調査報告書』, 毎日新聞社人口問題調査会, pp.71-106.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2003)『第12回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査－独身者調査の結果概要』, 国立社会保障・人口問題研究所.
- (2005)『人口統計資料集 2005』(人口問題研究資料第311号), 国立社会保障・人口問題研究所.
- 西岡八郎等 (2005)『「世代とジェンダー」の視点からみた少子高齢社会に関する国際比較研究』(厚生労働科学研究費補助金 (課題番号H14-政策-036) 平成16年総括報告書).
- 津谷典子 (2002)「イベント・ヒストリー分析」, 日本人口学会編『人口大事典』, 培風館, pp.428-431.
- (2003)「北欧諸国における出生率変化と家族政策」『人口問題研究』第59巻, 第1号, pp.49-80.

Patterns and Covariates of Partnership Formation in Japan

Noriko O. TSUYA

This study examines the patterns and covariates of partnership formation in Japan, using data from the 2004 National Survey on Marriage and the Family. The results of the analysis are summarized as follows. First, while birth cohort is in general negatively associated with the age-specific probability of first marriage, age is negatively associated with the likelihood of cohabitation and premarital pregnancy, especially among women. To the extent that these age differences capture cohort changes, these results suggest further decreases in first marriage and future increases in cohabitation and premarital pregnancy. Second, education significantly reduces the probabilities of first marriage, cohabitation, and premarital pregnancy, especially among women. Third, cohabitation is strongly and positively associated with the likelihoods of first marriage, premarital pregnancy and, among men, premarital birth. Altogether, these results imply further changes and increasing variability in partnership formation patterns in Japan.