

ノルウェー ^b	1988-89	男	--	--	20.3	--
フランス	1994	女	50.0	38.7	25.1	19.7
		男	68.5	51.3	38.8	26.8
カナダ	1990	女	31.0	21.6	6.4	4.4

注：a-ドイツの調査では40歳以上人口は対象となっていない。

b-ノルウェーの調査の女性サンプルの年齢の上限は調査時44歳であり、男性サンプルは、調査時25～29歳および40～44歳を対象としている。そのため、ここでは28歳未満の初婚を対象とし、そのなかで同棲をへて結婚にいたった割合を算出している。

4 婚前妊娠と婚前出産

(1) わが国における婚前妊娠と婚前出産のパターン

本章の締めくくりとして、本節では、わが国および欧米先進諸国における男女のパートナーシップ形成（なかでも結婚）と出産との関係について見てみたい。表I-15には、わが国の20～69歳の既婚男女における性・年齢階層別の婚前出産および婚前妊娠経験者の割合が示されている。なお、ここでいう「婚前出産」とは、第1子出生が初婚より前に起こっている者を指し、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、第1子出生が初婚から0～8ヶ月未満に起こっている者を指し、俗に言う「できちゃった結婚」とはこれを指している。この場合も、婚前出産の定義と同様に、婚前妊娠が結婚相手によるかどうかは確定できないが、婚前妊娠の場合は、妊娠（の判明）と結婚の間隔が8ヶ月未満と短いことから、殆どの場合、妊娠と結婚が同一人同士に起こっている可能性は非常に高いと思われる。

表I-15に示されているように、婚前妊娠割合は、年齢が低くなるにつれて急激に高くなっていることがわかる。20歳代前半で子供のいる既婚者男女は少数であることから、その数値は統計的に不安定であるが、20歳代後半でも、女性で38%、男性では43%と、ほぼ4割の子供のいる既婚男女の第1子は婚前妊娠であったことがわかる。30歳未満という若い年齢層で婚前妊娠の割合が高いのはある程度期待された結果であるが、それより年齢の高い男女でも婚前妊娠割合は相当水準あり、30歳代前半の女性で26%、男性で22%となっており、30歳後半の男女でもそれぞれ17%と20%に達している。

明確な年齢パターンのみられた婚前妊娠とは対照的に、婚前出産割合には男女とも明確な年齢パターンは見られず、またその割合も女性全体で2%、男性では約4%と低い。これは、1960年以降1～2%の水準で推移している婚外出生割合（国立社会保障・人口問題研究所2004:67）からも予想された結果であり、わが国では出産は結婚によって規定される傾向は依然として強いことが確認される。

表 I - 15. 性・年齢階層別婚前出産および婚前妊娠割合(%)
: 子供のいる既婚日本人男女 2004 年

年齢	女			男			男女合計		
	婚前出 産(%)	婚前妊 娠(%)	(Base N)	婚前出 産(%)	婚前妊 娠(%)	(Base N)	婚前出 産(%)	婚前妊 娠(%)	(Base 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 歳以上	3.4	4.4	(368)	4.3	5.6	(404)	3.9	5.0	(772)
総計	2.3	12.7	(3,365)	3.7	11.9	(2,786)	2.9	12.7	(6,151)

注：割合(%)は全て、少なくとも子供が一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、既婚者のうち第一子出生が初婚より前に起こっている者をさし、初婚相手が第一子の親であるかどうかは不明である。また、「婚前妊娠」は、既婚者のうち第一子出生が初婚から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。なお、20歳未満の男女には既婚者はいない。

さらに、表 I - 16 に示されている 30 歳以上の子供のいる既婚者における性・学歴別婚前出産および婚前妊娠割合から、短大・大学・大学院卒といった高学歴の男女には、婚前妊娠および婚前出産の割合が目立って低いことがわかる。学歴による婚前妊娠割合の格差は特に男性で顕著であり、高校卒の男性の割合が 13% であるのに対し、4 年制大学卒かそれ以上の高学歴の男性の割合は 6% と半分以下である。なお、婚前出産割合についても、男性の場合、学歴との間に負の関係がみられるが、割合の絶対水準自体が低いため、過大解釈はできない。

表 I-16. 30 歳以上の既婚者における性・学歴別婚前出産および婚前妊娠割合(%)

: 日本 2004 年

学歴	女			男			男女合計		
	婚前 出産 (%)	婚前 妊娠 (%)	(Base N)	婚前 出産 (%)	婚前 妊娠 (%)	(Base N)	婚前 出産 (%)	婚前 妊娠 (%)	(Base N)
中学校	2.6	9.8	(522)	4.9	12.1	(447)	3.7	10.8	(969)
高校	2.3	10.9	(1,446)	3.7	13.0	(1,136)	2.9	11.9	(2,582)
専門学校	2.3	15.2	(394)	3.7	11.1	(157)	2.7	13.9	(551)
短大・高専	1.6	9.9	(567)	2.6	7.8	(125)	1.8	9.5	(692)
大学・大学院	2.0	8.4	(247)	2.7	6.1	(788)	2.5	6.6	(1,035)
その他・無回答	0.0	27.6	(29)	10.5	18.4	(29)	5.4	22.9	(58)
総計	2.2	11.0	(3,205)	3.6	10.4	(2,682)	2.8	10.7	(5,887)

注：割合(%)は全て、少なくとも子供が一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。なお、「婚前出産」と「婚前妊娠」の定義は表 I-13 の注を参照されたい。

このような二変数分析からえられる年齢および学歴による婚前妊娠経験割合の差異には、変数間の相関が影響を与えていると考えられ、中でも年齢と学歴との間には相当な相関があると考えられる。そこで、25 歳以上で子供のいる既婚男女を対象として、婚前妊娠経験確率のロジスティック回帰分析を行った。⁴⁾ 表 I-17 には、この分析に用いられた説明変数の平均と標準偏差が男女別に示されている。モデルに導入される説明変数は、同棲経験確率のロジスティック回帰分析および初婚タイミングの比例ハザード・モデル分析に用いられたと同じ変数である年齢、本人の学歴、兄弟姉妹の数、および父親の学歴に加えて、結婚前の同棲経験の有無を示す二分化変数である。これは、もし同棲経験があれば 1、なければ 0 となる。表 I-17 に示されているように、婚前同棲経験のある者は 25~69 歳の子供のいる既婚男女の 10% であり、女性では 9%、男性では 12% となっている。

表 I-17 婚前妊娠のロジスティック回帰分析の変数の基本統計量
 : 25~69 歳で子供のいる既婚日本人男女 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
婚前同棲経験あり	0.102	0.303	0.092	0.288	0.115	0.319
性別=女	0.541	0.498	--	--	--	--
年齢						
25-29 歳†	0.030	--	0.034	--	0.023	--
30-34 歳	0.058	0.235	0.064	0.244	0.052	0.222
35-39 歳	0.125	0.331	0.139	0.346	0.109	0.312
40-44 歳	0.111	0.314	0.114	0.318	0.106	0.308
45-49 歳	0.119	0.324	0.122	0.328	0.115	0.320
50-54 歳	0.146	0.353	0.145	0.352	0.148	0.355
55-59 歳	0.138	0.345	0.133	0.340	0.145	0.352
60-64 歳	0.144	0.352	0.139	0.346	0.151	0.358
65-69 歳	0.129	0.335	0.110	0.313	0.151	0.358
学歴						
中学	0.166	0.372	0.161	0.368	0.172	0.377
高校†	0.441	--	0.453	--	0.428	--
各種専門学校	0.095	0.293	0.122	0.328	0.062	0.242
短大・高専	0.119	0.324	0.180	0.384	0.048	0.213
大学以上	0.170	0.375	0.075	0.264	0.280	0.449
不明・無回答	0.009	0.097	0.009	0.093	0.010	0.101
兄の数	0.584	0.883	0.587	0.893	0.580	0.871
姉の数	0.661	0.939	0.649	0.925	0.675	0.956
弟の数	0.534	0.788	0.538	0.774	0.529	0.803
妹の数	0.533	0.786	0.544	0.805	0.520	0.762
父親の学歴						
中学・旧制小学校等 ^a	0.145	0.352	0.140	0.347	0.150	0.357
高校・旧制中学等† ^b	0.135	--	0.148	--	0.121	--
各種専門学校	0.007	0.083	0.008	0.090	0.006	0.075
短大・高専・旧制高校等 ^c	0.024	0.152	0.025	0.158	0.022	0.146
大学以上	0.038	0.191	0.039	0.194	0.037	0.188
不明・死亡	0.651	0.477	0.640	0.480	0.664	0.472

注：†=レファレンス・カテゴリー。

- a--国民学校・青年学校を含む。
- b--高等女学校・実業学校・師範学校を含む。
- c--旧制専門学校・高等師範学校を含む。

表 I-18 には、男女合計および性別に、ロジスティック回帰モデルにより推計された婚前妊娠確率の説明変数のオッズ比 (odds ratio) が示されている。先述したように、オッズ比は変数の係数の指数をとったものである。まず、この表に示されている推計結果から、婚前同棲の経験は婚前妊娠の確率を非常に大きく押し上げることが分かる。婚前に同棲経験のない女性に比べ、同棲経験のある女性が婚前妊娠を経験する確率は約 2.5 倍であり、男性の場合は 2.4 倍である。ここから、同棲中に妊娠し、それが結婚に結びついたかどうかは、同棲時期に関する情報が JGGS からは得られないため確言できないが、婚前同棲と婚前妊娠との間には強い正の関係があることが分かる。

次に、background 変数の影響をみると、婚前妊娠確率に有意な男女差はないが、男女ともに年齢と婚前妊娠の間には統計的に有意かつ明確な負の線形の関係 (negative linear relationship) が存在し、年齢が若くなるにしたがって、婚前妊娠経験確率は大きく上昇する。

また、学歴も婚前妊娠経験に有意な負の影響があり、高校卒に比べて、中学卒かそれ以下の低い学歴の者が婚前妊娠を経験する確率は男女平均で約 1.4 倍であり、女性に限るとおよそ 1.6 倍である。一方、高校卒に比べて、短大・高専・大学・大学院卒といった高学歴の者の婚前妊娠経験確率は有意に低く、特に大学かそれ以上の者の確率は高校卒の者より約 50% 低くなっている。なかでも、高学歴が婚前妊娠経験に及ぼす負の影響は男性において特に明確である。したがって、高学歴化は婚前妊娠を押し下げる効果があることが分かる。ここから、婚前妊娠は急速に増加している一方で、高学歴化はそれにある程度「はどめ」をかけていることが示唆される。

兄弟姉妹の数も婚前妊娠経験に影響を与える。ここでは特に、同性のきょうだいの数が有意なプラスの影響をもたらしていることが注目される。具体的には、女性の婚前妊娠経験確率は姉の数が多くなるほど (また姉がいることで) 有意に押し上げられ、妹の存在も姉ほどではないが、婚前妊娠確率を若干上昇させる。姉がいない女性に比べ、姉が 1 人いる女性の婚前妊娠経験確率は約 40% 高い。一方、男性の場合は、兄もしくは弟の数が多くなるほど、婚前妊娠確率が若干増加する。いずれにしても、この同性のきょうだいのプラスの影響は、ある種のきょうだいネットワーク (sibling network) 効果とも考えられるが、兄弟姉妹の婚前妊娠経験について JGGS では調査していないため、これを確認することはできない。

最後に、父親の学歴も婚前妊娠経験、特に男性の婚前妊娠経験に、ある程度の影響がある。父親が新制高校・旧制中学卒の者に比べて、父親の学歴がそれよりも低い (新制中学・

旧制小学校卒) 女性の結婚確率は若干高く、一方、父親が大学卒かそれ以上の高学歴の男女は婚前妊娠経験確率が有意に(約45%)低い。ここから、もし父親の学歴が回答者本人の親の社会経済的地位を示しているとするれば、社会経済的地位の高い親をもつ男女(特に男性)は婚前妊娠を経験する確率が低いことになる。しかし、先述したように、この変数には欠測値(missing)が多いという問題があり、そのため推計結果の解釈には注意が必要である。

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、今後わが国で増加していくと予想されるが、欧米先進諸国のように出産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。わが国の家族主義文化の伝統を考えると、1970年代以降北欧や西欧で起こったような結婚と出産との急速な乖離が起こることは考えにくい。しかし、その一方で、出産が結婚により厳格に規定されていた状況は、今後より柔軟な方向に変化していくのではないかと考えられる。

表 I-18. 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歳で子供のいる既婚日本人男女 2004年

説明変数	男女合計	女	男
婚前同棲経験あり	2.403**	2.462**	2.397**
性別=女	0.948	--	--
年齢			
25-29歳	1.000	1.000	1.000
30-34歳	0.541**	0.651#	0.370**
35-39歳	0.412**	0.411**	0.392**
40-44歳	0.270**	0.335**	0.183**
45-49歳	0.252**	0.273**	0.210**
50-54歳	0.148**	0.133**	0.143**
55-59歳	0.087**	0.114**	0.056**
60-64歳	0.067**	0.078**	0.049**
65-69歳	0.067**	0.064**	0.058**
学歴			
中学	1.417**	1.546*	1.289
高校	1.000	1.000	1.000
各種専門学校	0.972	1.120	0.769
短大・高専	0.671**	0.736#	0.482*

大学以上	0.494**	0.628#	0.434**
不明・無回答	1.940*	2.286#	1.216
兄の数	1.037	0.952	1.146#
姉の数	1.227**	1.370**	1.076
弟の数	1.095	1.012	1.187#
妹の数	1.102	1.141#	1.050
父親の学歴			
中学・旧制小学校等 ^a	1.137	1.100	1.212
高校・旧制中学等 ^b	1.000	1.000	1.000
各種専門学校	0.477	0.686	0.231
短大・高専・旧制高校等 ^c	1.091	1.099	1.038
大学以上	0.542*	0.601	0.441#
不明・死亡	0.998	0.929	1.122
Log likelihood	-1914.8	-1068.3	-832.3
LR chi-square (d.f.)	454.7 (24)	259.0 (23)	222.9 (23)
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。
 a-国民学校・青年学校を含む。 b-高等女学校・実業学校・師範学校を含む。
 c-旧制専門学校・高等師範学校を含む。

(2) 婚外出生の国際比較

最後に、婚外出生について、わが国と欧米先進諸国を比較してみたい。本章の最初で述べたように、「第2の出生力転換」を経験した先進諸国のなかで、わが国はある意味特異な存在であるが、その婚外出生率の低さがその主な理由の1つとなっている。本項では、これについて、実際のデータを用いて比較分析してみたい。

表I-19には、日本と6つの欧米先進諸国における、20～49歳の女性の年齢階級別にみた第1子出生時の配偶関係（有配偶、非有配偶で同棲、非有配偶で非同棲）のパーセント分布が示されている。⁵⁾ この表からまず、欧米諸国と比べて、わが国の婚外出生割合は非常に低く、また明確な年齢パターンもみられないことが特徴としてあげられる。イタリ

アも婚外出生割合は表に示された他の欧米諸国に比べて低いが、それでもわが国の少なくとも2倍の水準にあり、かつ女性の年齢が若くなるにしたがって、婚外出生割合も大きく増加している。他の欧米5カ国では、婚外出生割合は大ざっぱに言ってイタリアの2～4倍の水準にあり、またイタリア同様に、女性の年齢との間に明確な負の関係が見られる。したがって、わが国では出産は結婚のなかで起こる傾向が依然として強いが、これら6つの欧米先進諸国では、調査年次から遡ること20年ほどの間に結婚と出産の乖離が急速に進んだことが示唆される。

さらに、表I-19に示されているように、6つの欧米諸国では、非有配偶は同棲と非同棲に分けることができるが、特に北欧および西欧諸国では、1960年代以降法的結婚(婚姻)からの乖離が進行する一方で、男女のパートナーシップ形成自体が減少したわけではなく、1970年代以降同棲が急速に広まり、社会的にも法的にも認知されたパートナーシップの形態として定着した(津谷 2003)。例えば、北欧諸国では、婚外出生児たちの親の多くは同居(同棲)し、親としての法的・社会的義務を果たしていることが報告されている(Eckdal 1984; Nordic Social-Statistical Committee 1998, 2001)。したがって、第1子出生時に結婚していなくても、同棲していた女性たちの多くは、実質的なパートナーシップ関係(事実婚)状態にあったと考えることもできる。

そこで、これら同棲していた女性たちを除き、非同棲であった女性(つまり第1子出生時に継続したパートナーシップ関係になかった女性)の割合の年齢パターンをみると、婚外出生割合全体に見られたような明確な負の年齢パターンは見られない。20歳代前半の女性で、第1子出生時に非有配偶非同棲の女性の割合が多く、多くの国で目立って高くなっているが、このような若い年齢で子供を産む女性には選択バイアスがかかっており、また実数自体も小さい場合が多いことから、継続的なパートナーシップの外での出産は比較的限られたものであり、明確な変化傾向は見られないと言える。したがって、欧米諸国では結婚と出産との乖離が進んでいることが確認されるが、法的結婚に代わって同棲が広まり、出産の多くは広い意味での男女のパートナーシップのなかで起こっていると考えることができる。

表 I - 19. 女性の年齢階層別にみた第 1 子出生時における配偶関係のパーセント分布

: 日本と主要西洋諸国

		20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
日本 (2004 年)	有配偶	100.0	95.5	97.7	98.3	98.8	98.2
	非有配偶	0.0	4.5	2.3	1.7	1.2	1.8
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	(Base N)	(23)	(117)	(217)	(461)	(387)	(411)
イタリア (1995-96 年)	有配偶	81.2	90.9	91.4	92.7	92.9	93.4
	非有配偶合計	18.8	9.1	8.6	7.3	7.1	6.7
	同棲	11.7	4.2	3.5	2.3	2.3	0.8
	非同棲	7.1	4.9	5.1	5.0	4.8	5.9
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(Base N)	(64)	(307)	(634)	(645)	(681)	(636)	
ドイツ ^a (1992 年)	有配偶	45.4	63.6	70.2	75.7	--	--
	非有配偶合計	54.6	36.4	29.8	24.3	--	--
	同棲	21.8	11.7	7.3	5.5	--	--
	非同棲	32.8	24.7	22.5	18.8	--	--
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	--	--
(Base N)	(85)	(459)	(747)	(814)	--	--	
オーストリア (1995-96 年)	有配偶	33.3	50.3	59.8	60.6	68.9	72.1
	非有配偶合計	66.7	49.7	40.2	39.4	31.1	27.9
	同棲	26.4	24.6	17.5	16.4	9.6	3.9
	非同棲	40.3	25.1	22.7	23.0	21.5	24.0
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(Base N)	(153)	(439)	(587)	(522)	(559)	(532)	
ノルウェー ^b (1988-89 年)	有配偶	39.3	61.5	76.1	80.5	87.7	--
	非有配偶合計	60.7	38.5	23.9	19.5	12.3	--
	同棲	44.6	25.1	13.2	4.8	2.5	--
	非同棲	16.1	13.4	10.7	14.8	9.8	--
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	--
(Base N)	(224)	(486)	(582)	(568)	(511)	--	
フランス (1994 年)	有配偶	38.5	59.9	72.7	81.9	87.0	86.8
	非有配偶合計	61.5	40.1	27.3	18.1	13.0	13.2
	同棲	45.1	28.1	19.4	11.9	7.9	5.5
	非同棲	16.4	12.0	7.9	6.2	5.1	7.7
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(Base N)	(82)	(251)	(387)	(465)	(457)	(400)	
カナダ (1990 年)	有配偶	55.2	80.4	83.5	87.7	88.4	89.6
	非有配偶合計	44.8	19.6	16.5	12.3	11.6	10.4
	同棲	32.2	15.1	15.0	9.3	8.7	9.1
	非同棲	12.6	4.5	1.5	3.0	2.9	1.3
	総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(Base N)	(119)	(304)	(498)	(489)	(475)	(380)	

注: a--ドイツの調査では 40 歳以上人口は対象となっていない。

b--ノルウェーの調査の女性サンプルの年齢の上限は調査時 44 歳である。

5 まとめ

本章では、「第2の出生力転換」の主要側面である同棲と結婚、および結婚と出産との関係について、わが国と欧米先進諸国とを比較することにより、分析・考察した。特に、本章で注目したのは、同棲経験、初婚タイミング、同棲と結婚を総合した男女のカップル形成、そして婚前妊娠と婚前結婚の4つの側面であり、二変量分析と多変量解析を組み合わせ分析を行った。

まずわが国の同棲経験については、年齢が若くなるにしたがって同棲経験割合は増加し、特に40歳未満の若年層では、同棲経験割合がおよそ2割、より年長層に比べて目立って高くなっていた。また、年齢が若いほど同棲経験割合における男女差は縮小する傾向があり、ここから、女性における同棲の広がりや男性よりも急速であることが分かる。また、学歴と同棲経験割合との間には負の関係があり、高学歴者の間で顕著に低い。このような同棲経験における年齢・性・学歴パターンはロジスティック回帰分析モデルを用いた多変量解析によっても確認される。したがって、絶対水準は欧米先進諸国に比べて低いとはいえ、同棲はわが国で広まる傾向にあることが示唆され一方で、高学歴化は同棲の広まりに対し「歯止め」となっていると言える。

次に、初婚のタイミングの分析から、わが国では急速な未婚化が進行していることがJGGSのデータからも確認され、それはむしろ加速している傾向が見られた。この急速な未婚化には高学歴化が関わっているが、特に女性においてその関係は顕著であり、これは年齢別初婚確率のハザード分析の結果によっても確認される。したがって、高学歴化が今後も続けば（その可能性は高いと思われる）、女性（そして男性）の未婚化はさらに進行すると考えられる。また、この未婚化はわが国に限った現象ではなく、欧米先進諸国においても見られ、なかでもわが国同様（もしくはそれ以上の）少子化が起こっているイタリアでこの傾向が顕著であることが分かった。

さらに、同棲と結婚を総合して男女のカップル形成という観点から分析を加えた結果、わが国では同棲の浸透度は欧米諸国に比べてはるかに低いが、同棲をへて結婚する男女の割合が45歳未満で、それ以上の年齢層に比べて目立って高くなっている。ここから、一般的というには未だほど遠い状況ではあるが、同棲が結婚の前段階となる傾向が20年ほど前から出現し始めていることが示唆される。また、同棲が結婚とは切り離された男女のパートナーシップ形態として広まっている北欧や西欧とは異なり、わが国では同棲は結婚の前段階という傾向が未だ根強い。

最後に、結婚および同棲によるパートナーシップ形成と出産（第1子出生）との関係についての分析から、わが国の婚前出産（婚外出生）割合は、欧米先進諸国に比べてはるかに低く、また明確な年齢パターンもみとめられない一方、婚前妊娠（「できちゃった結婚」）の割合は20～30歳代の若い男女で目立って高い。ここから、わが国の出産は結婚に規定される傾向が依然として強い一方、「できちゃった結婚」は増加傾向にあることが示唆され

る。婚前妊娠はまた高学歴の男女（特に男性）で低く、同棲同様、高学歴化が婚前妊娠にはどめをかけていると考えられる。さらに、多変量解析の結果、婚前同棲と婚前妊娠の間には非常に強いプラスの関係があることが分かった。婚前同棲経験のある男女の「できちゃった結婚」の確率は、同棲経験のない者の2.4倍であり、婚前同棲の増加傾向を考えると、「できちゃった結婚」は今後も増加していくと予想される。

したがって、わが国では、家族形成は結婚によって規定される傾向は依然として強く、殆どの場合、出産は結婚している男女に起こっている。これが、わが国の急速な少子化の最大の人口学的要因となっていることは意見の一致するところである。一方、同棲は増加傾向にあるとはいえ、欧米諸国に比べて、その水準および速度ははるかに低く、またそれは結婚の前段階である場合が多いと考えられる。ここからも、わが国において結婚がパートナーシップ形成全体を規定する力の強さが窺われ、欧米のように結婚と出産がほぼ切り離されるといふ状況に近い将来おとずれるとは考えにくい一方で、婚前同棲は婚前妊娠と強く結びついていることから、同棲から妊娠そして結婚というわが国の従来の家族形成パターンとは異なったパターンが増えていくのではないかと予想される。出産ではなく妊娠が結婚と乖離することが、今後のわが国の家族形成にどのような影響をおよぼすのか興味深い。

参考文献

国立社会保障・人口問題研究所 2004 『人口統計資料集 2004』国立社会保障・人口問題研究所。

津谷典子 2003 「北欧諸国の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。

Cox, D. R. 1970. *The Analysis of Binary Data*. London: Methuen.

———. 1972. "Regression Models and Life Tables." *Journal of the Royal Statistical Society B* 34: 187-220.

Cox, R. D. and D. Oakes. 1984. *Analysis of Survival Data*. London: Chapman and Hall.

Eckdal, Bertil. 1984. "Child Custody Rules in the Context of Swedish Family Law." *Current Sweden*, No. 321, Stockholm: Swedish Institute.

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.

Lesthaeghe, Ron. 1995. "The Second Demographic Transition—An Introduction." Pp. 17-62 in Mason, Karen Oppenheim and Ann-Magrit Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrial Countries*. Oxford: Clarendon Press.

Lesthaeghe, Ron and Guy Moors. 2000. "Recent Trends in Fertility and Household Formation in the Industrialized World." *Review of Population and Social Policy* 9: 121-170.

Maddala, G. S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

Nordic Social-Statistical Committee. 1998. *Social Protection in the Nordic Countries 1996: Scope, Expenditure and Financing*. Copenhagen: Nordic Social-Statistical Committee.

———. 2001. *Social Protection in the Nordic Countries 1999: Scope, Expenditure and Financing*. Copenhagen: Nordic Social-Statistical Committee.

Raymo, James M. 1998. "Later Marriage or Fewer? Changes in the Marriage Behavior of Japanese Women." *Journal of Marriage and the Family* 60: 1023-1034.

———. 2003. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women." *Demography* 40: 83-103.

Raymo, Jim 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.

Retherford, Robert D. and Minja Kim Choe. 1991. *Statistical Models for Causal Analysis*. New York: John Wiley & Sons.

van de Kaa, Dirk J. 1987. "Europe's Second Demographic Transition." *Population Bulletin* 42: 1-57.

Yamaguchi, Kazuo. 1991. *Event History Analysis*. Newbury Park, CA: Sage Publications.

1) ロジスティック回帰分析モデル(binary logistic regression model)に関する詳細は、Cox (1970), Maddala (1983), そして Retherford and Choe (1993)を参照されたい。

2) ドイツのFFSでは、40歳未満の男女が対象となっているため、39歳が年齢の上限となる。また、ノルウェーの調査の女性サンプルの年齢の上限は44歳であり、男性サンプルは25～29歳および40～44歳の2つの5歳年齢階級集団を対象としている。また、カナダのFFSは女性を対象とした調査は1990年に、そして男性を対象とした調査は1995年に実施されている。ここでは、女性調査データのみを取り扱う。

3) 選択バイアスのかからないかたちで初婚確率を多変量解析するには、既婚者のみを対象とした平均初婚年齢を説明変数とする重回帰分析ではなく、全配偶関係の男女を対象としたイベントヒストリー分析を行う必要がある。比例ハザード・モデルはイベントヒストリー分析モデルの中でも代表的なものである。イベントヒストリー分析モデル一般、および比例ハザード・モデルの詳細は、Cox (1972), Cox and Oakes (1984), Retherford and Choe (1993), および Yamaguchi (1991)を参照されたい。

4) 婚前出産確率についても同様のロジスティック回帰分析を行ったが、婚前出産経験の水準が非常に低いため多変量解析にみあうだけの情報量がないと判断し、ここにその結果を示すことは断念した。

5) なお、わが国の場合は同棲のタイミングに関する情報が得られないため、非有配偶の場合、同棲していたのか否かの特定は不可能である。

第Ⅱ章 学歴・就業と出生パターン：ミクロ・データによる 国際比較

福田 亘孝

1 はじめに

先進諸国の出生パターンは過去数十年で大きく変動している。先進国 22 カ国¹⁾の期間合計出生率の平均は 1960 年には 2.89 であったが 1997 年には 1.71 へと約 40%も低下している (Rindfuss, et.al. 2003)。これと平行して出生タイミングにも変動が生じている。例えば、EU 諸国の母親の第一子の平均出産年齢は 1970 年代初頭に 23~24 歳であったのが、2000 年代初頭には 27~28 歳へと 4 歳前後上昇しており、女性が子供を生むタイミングも遅くなっている (Council of Europe 2002)。しかし、こうした変化は先進諸国の出生力や出産年齢がある一定のレベルに収斂しつつあることを必ずしも意味しない (Kuijsten 1996)。むしろ、1980 年代以降、先進諸国の出生率は異なった軌跡を描いて推移しており、期間合計出生率に格差が見られるようになってきている。実際、2001 年の期間合計出生率はイタリア、ギリシャ、スペイン、オーストリア、日本では 1.3 以下、ドイツでは 1.4 以下にまで低下しているのに対して、フィンランド、デンマーク、オランダ、フランス、ノルウェーでは合計出生率が相対的に高く、1.7 を超えている。期間合計出生率 1.3 以下を「超少子化 (lowest-low fertility)」段階 (Kohler, et al. 2002) とすると、イタリア、スペイン、ギリシャの南ヨーロッパ諸国とオーストリア、日本は既に超少子化段階に達しており、ドイツもこの段階に近づきつつある。これに対して、ノルウェーやデンマークなどのノルディック諸国やオランダやフランスなどの西ヨーロッパ諸国は出生率が相対的に高く、マイルドな少子化段階にある (福田 2004)。

各国の出生パターンがその国の社会経済構造、文化的伝統、制度的特性といった社会的コンテキストに影響されることは言うまでもない。特に、先進諸国では少子化の進展に伴い出産・育児支援を積極的に政策展開しているが、その形態や程度は国ごとに相違があり、出産・育児の社会的コンテキストはかなり異なってきた。例えば、親休暇の長さを見ても、フランスでは 3 年であるのに対して、オランダやイギリスではわずかに 6 ヶ月過ぎない (福田 2003)。Castles (2003) は先進諸国の期間合計出生率の二極化の背景には各国の制度的コンテキストの差があると主張している。すなわち、積極的な社会政策、家族政策の展開は出産・育児環境をより family-friendly にすることで出生率を上昇させ、反対に、消極的な政策は family-unfriendly な社会環境を温存させ、出生率を低いレベルに止めることになる。実際、相対的に出生率の高い国にはノルウェー、スウェーデン、デンマークといった子育て支援に積極的な国が多く、超少子化段階には子育て支援に消極的な南欧諸国が多くなっている。先進諸国間の出生率の格差が、どの程度、家族政策や社会

政策に起因するかについては議論の分かれるところであるが、相対的に出生率が高い国と超少子化の国の間には出生行動が行われる社会的コンテクストの違いのあることは確かであろう。

では、マクロレベルの社会的コンテクストの違いはミクロレベルの出生行動にどのような相違をもたらすのだろうか？換言するならば、相対的に高い出生率を示している国と超少子化段階にある国とでは、個人の属性要因と出生パターンの関係にどのような違いが見られるのだろうか？先進国では女性の教育水準と家庭外就業が出生パターンに強い影響を与えていると指摘されている。すなわち、前者は出産・育児の機会費用の上昇を、後者は家庭と仕事の両立の困難さを増大させ、出生力を低下させると論じられている。上述したように出生行動は社会的コンテクストの影響を受けるものであり、仮に、期間合計出生率の差が各国のマクロな出産・育児の社会的コンテクストの違いを反映しているならば、出生率の水準が異なる国では女性の学歴や就業状態と出生パターンの関係も異なる可能性は十分にあり得る。

本稿では、イタリア、オーストリア、カナダ、ドイツ、ノルウェー、フランス、日本を対象として女性の学歴・就業と出生パターンの関係を国際比較する。既に述べたように、これらの分析対象の国のうち、イタリア、オーストリア、ドイツ、日本は期間合計出生率が超少子化段階、あるいは、それに近い段階にあり、ノルウェー、フランスは出生率が相対的に高く、マイルドな少子化段階にある。カナダは 2002 年の期間合計出生率は 1.5 であり、超少子化段階とマイルドな少子化段階のほぼ中間に位置している。本稿の分析ではミクロ・データを用いて国際比較を行う。使用するデータは日本については 2004 年に全国の 18 歳から 69 歳の男女を対象に実施された「結婚と家族に関する国際比較調査」であり、それ以外の国について FFS (Fertility and Family Survey) のデータを用いる²⁾。

2 出生力と学歴・就業

最初に各国の女性の既往出生児数を表Ⅱ-1 で見ると、国ごとに差があることが分かる。例えば、完結出生力にほぼ到達したと考えられる 40-45 歳の年齢グループを見てみると、値の最も大きいノルウェー (2.22) と最も小さいカナダ (1.82) には 0.4 ポイントの差になっている。しかし、期間合計出生率が高い国が必ずしも、出生児数も高くなっているわけではない。例えば、40-45 歳の出生児数は超少子化段階に達しているオーストリアとマイルドな少子化段階のノルウェーの間で僅かに 0.04 ポイントしかなく、ほとんど同じである。また、日本とフランスは期間合計出生率ではかなり差があるが、40-45 歳の出生児数は同じになっている。このことから、各国の期間合計出生率はタイミング効果によって完結出生力の水準から乖離していると言える。

表Ⅱ-1 各国の出生児数（20-49歳の女性）（人）

年齢	オーストリア	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	ノルウェー	日本
20-24	0.37	0.34	0.35	0.27	0.09	0.27	0.47
25-29	1.07	0.85	0.97	0.93	0.50	1.13	1.09
30-34	1.66	1.39	1.63	1.42	1.23	1.75	1.64
35-39	1.85	1.68	2.06	1.55	1.57	2.05	2.05
40-44	2.08	1.82	2.11	1.94	1.83	2.22	2.11
45-49	2.17	2.25	2.21	-	2.00	-	2.17
合計	1.47	1.31	1.55	1.04	1.15	1.22	1.88

次に、各国の出生児数を母親の学歴の関係を表Ⅱ-2 で見てみよう。全体としては、女性の学歴の高いほど出生児数は少なくなる傾向があり、学歴と出生力の間には負の関係が存在している。しかし、詳細に見ると学歴と出生児数の関係は大きく二つのパターンに分けられる。まず、一つ目は学歴と出生数が直線的な関係にあり、「高校」→「短大」→「大学」と学歴が上昇するにつれて、出生児数も漸次、低下するパターンである。これはカナダ、フランス、ノルウェーに見られる。例えば、ノルウェーでは出生児数が「高校」グループでは2.13人、「短大」グループでは1.83人、「大学」グループでは1.80人というように母親の学歴の上昇に伴って低下している。また、多重比較検定の結果でも三つのグループには有意差があり、学歴と出生児数には直線的な負の関係が存在している。二つ目のパターンは、出生児数が「高校」→「短大」にかけて上昇した後、「大学」では低下に転じており、学歴水準と出生児数が非線形の逆U字型の関係になっている。オーストリアやドイツのパターンがこれに該当する。例えば、ドイツでは高校卒の出生児数が1.49人であるのに対して、短大卒では1.52人であり若干、増加している。そして、大学卒では再び1.49人へと低下している。

表Ⅱ-2 学歴と出生児数（30歳以上の女性）（人）

	高校		短大		大学		合計	
	出生児数	N	出生児数	N	出生児数	N	出生児数	N
オーストリア	1.90	853	1.92	766	1.58	420	1.84	2039
カナダ	2.41	895	1.94	313	1.45	232	2.15	1440
フランス	2.08	1605	1.62	206	1.48	148	1.98	1959
ドイツ	1.49	2132	1.52	165	1.45	502	1.49	2799
イタリア	1.70	2705	-	-	1.18	350	1.64	3055
ノルウェー	2.13	1070	1.83	303	1.80	443	2.00	1816
日本	2.11	2215	2.05	1107	1.86	304	2.07	3626

注) 学歴の分類はISCEDに区分に基づき、中等教育段階までを「高校」、前期高等教育段階を「短大」、後期高等教育段階を「大学」とした。

これら二つのパターンと期間合計出生率を対応させてみると、前者の直線関係パターンの見られるのはフランス、ノルウェーといった合計出生率の高い国や、やや出生率の高いカナダである。他方、逆U字型の関係はドイツやオーストリアといった超少子化の国で観察されている。つまり、「マイルドな少子化-直線関係」「超少子化-非線形関係」という対応関係が見られる。しかし、日本にはこの分類が当てはまらない。すなわち、出生児数は「高校」グループで2.11人、「短大」グループで2.05人、「大学」グループで1.86人あり、学歴水準の上昇に比例して、直線的に低下している。にもかかわらず、日本の期間合計出生率は超少子化段階に達している。つまり、学歴との関係ではマイルドな少子化のグループに近いが、期間合計率では超少子化グループになる。この点から見ると、日本の期間合計出生率はドイツやオーストリアと同じ水準にあるが、学歴と出生力の関係には違いが見られる。

続いて、就業状態と出生児数の関係を表Ⅱ-3で見ると、各国とも非就業グループの出生児数が大きくなっており、パート・タイムであれ、フル・タイムであれ、就業することが出生力水準に差異をもたらしている。例えば、非就業女性の子供数はフル・タイム就業の女性より、フランスでは約1人、カナダでは約0.8人、ノルウェーでは約0.7人多くなっている。

しかし、これらの国でも就業形態と子供数の関係には違いが見られる。すなわち、オーストリア、カナダ、フランス、ノルウェーでは、出生児数がパート・タイムよりもフル・タイムで少なくなっている。例えば、ノルウェーでは後者は前者よりも0.5人、フランスでは0.3人低くなっている。つまり、これらの国では「働く-働かない」に加え「どの形態で働くか」という点も子供数を変化させる要因になっている。しかし、ドイツとイタリアではフル・タイムとパート・タイムにあまり差が見られない。従って、これらの国では「どの形態で働くか」という点よりも「働く-働かない」という点が出生児数を分ける分水嶺になっている。

日本はこれらの国と比べるとかなり異なっている。日本では非就業の出生児数が2.02人で最も低く、次いでフル・タイム就業が低く2.06人、パート・タイム就業が最も大きく2.13人になっている。また、多重比較の結果ではパート・タイムと他の二つのカテゴリーには有意差が見られたが、非就業とフル・タイムの間には有意な差が見られなかった。すなわち、日本ではパート・タイム就業者の出生力が突出して高く、「働く-働かない」よりも「パート就業する-しない」によって出生力がより明確に異なっている。

表Ⅱ-3 就業状態と既往出生児数（30歳以上の女性）（人）

	非就業		パート・タイム		フル・タイム		合計	
	出生児数	N	出生児数	N	出生児数	N	出生児数	N
オーストリア	2.29	819	1.91	1034	1.71	1066	1.94	2919
カナダ	2.27	1124	1.87	412	1.46	1563	1.81	3099
フランス	2.63	595	1.90	501	1.58	863	1.98	1959
ドイツ	1.79	609	1.34	318	1.41	1834	1.48	2761
イタリア	2.02	646	1.52	280	1.52	1960	1.64	2886
ノルウェー	2.34	390	2.14	749	1.64	725	1.99	1864
日本	2.02	725	2.13	1264	2.06	1571	2.08	3560

注) 一週間の総労働時間が35時間未満をパート・タイムとした。

では、学歴や就業状態が出生力に与える影響は国ごとにどの様に異なっているのでしょうか？この点を検討するために、ここでは子供数についての回帰分析を行った。この分析では従属変数に出生児数、独立変数に年齢、初婚年齢、本人学歴（高校／短大／大学の三分区分）、就業状態（非就業／パート・タイム就業／フル・タイム就業の三分区分）、結婚前の同棲経験の有無を用いている。分析の対象としたのは25～39歳までの既婚女性である。分析の対象を39歳までに限定したのは、あまりに高齢の女性を分析に加えると、「子供を生み終えてしまった女性の完結出生児数を現在の社会経済的屬性で説明する」（津谷1999）ことになり、因果関係が実質的に意味のないものになるのを避けるためである。

以下に示す回帰分析の結果の解釈においては二つの点に注意する必要がある。第一に、分析の結果は調査時点における出生児数に対する独立変数の影響を示しており、これは完結出生児数への影響を必ずしも意味していない。すなわち、調査の時点でセンサリングされた個体が、その後、いかなる出生行動を取るかは本分析の結果からは予見できない。従って、ある属性を持った個体と持たない個体の間に子供数の格差が見られたとしても、その格差が子供を生み終える年齢まで不変のまま継続するかどうかは本分析の結果からは判断できない。第二に、時間の先行性のはっきりしない独立変数については、有意な効果が見られたとしても、そのことは直ちに因果関係を意味しない。例えば、フル・タイム就業が子供数に対して負の効果を持っていたとしても、これは（1）フル・タイム就業が子供数を減らす、あるいは、（2）子供の数が少ないからフル・タイムの仕事に就いている、の相反する方向の因果関係がありうる（Lehrer and Nerlove 1986; Weller 1977）。従って、回帰分析の結果からだけではこのタイプの変数に関して因果関係を決定することはできない。

最初に就業状態の影響について表Ⅱ-4で見ると、すべての国において非就業カテゴリーの回帰係数は有意な正の値を示しており、就業していない女性はフル・タイムで就業している女性と比べて子供数を多く持つ傾向は共通している。しかし、回帰係数の値は

国によってかなり違い、フランス、ノルウェー、カナダでは値が大きく、フル・タイム女性と非就業女性の差は0.7ポイント前後になっている。反対に、イタリア、ドイツ、日本では回帰係数の値が小さくなっている。特に、日本は比較対象国の中で最も値が小さく、フル・タイム就業の女性と非就業女性の差は0.17ポイントに過ぎない。ここで注目すべき点は、ノルウェーやフランスといった期間合計出生率が相対的に高く、また、育児と就業の両立支援にも積極的な国で、非就業者の回帰係数が大きくなっていることである。表Ⅱ-4の「非就業」は調査時点での就業状態である。従って、このカテゴリーには専業主婦として恒常的に働いていない人と育児休業や出産休業で一時的に非就業状態の人とが含まれる。仮に、ノルウェーやフランスの非就業層のかなりの部分が育児や出産による一時的な離職者であるならば、非就業カテゴリーに見られた強い出生促進作用は出産・育児休業の利用と関連があると推測される。もしそうであるならば、ノルウェーやフランスでは、手厚い子育て支援政策が積極的な子育て休暇の利用を促し、結果的に子供数の上昇に繋がっていることになる。

表Ⅱ-4 子供数の回帰分析（25-39歳までの既婚女性）

	オーストリア 回帰係数	カナダ 回帰係数	フランス 回帰係数	ドイツ 回帰係数	イタリア 回帰係数	ノルウェー 回帰係数	日本 回帰係数
年齢	0.08**	0.10**	0.10**	0.05**	0.09**	0.09**	0.11**
初婚年齢	-0.05**	-0.10*	-0.08**	-0.07**	-0.09**	-0.08**	-0.14**
学歴 (高校)							
短大	0.01	-0.18**	-0.25*	0.05	---	-0.16**	0.10
大学	-0.11*	-0.17*	-0.06	-0.14*	-0.06	-0.06	-0.10
就業状態							
非就業	0.59**	0.67**	0.77**	0.28**	0.33**	0.68**	0.17**
パート・タイム (フル・タイム)	0.20**	0.25**	0.26**	-0.06	0.17**	0.46**	0.04
同棲経験 (なし)							
あり	-0.12*	-0.24**	-0.27**	-0.09**	-0.35**	-0.20*	-0.14
定数項	-0.01*	0.81**	-0.08*	1.63**	0.34*	0.41*	1.23**
決定係数	0.25	0.34	0.29	0.12	0.31	0.34	0.31
N	1094	1897	993	2832	1757	1796	917

* p<0.05. ** p<0.01. () はレファレンス・カテゴリー

パート・タイム就業については、ノルウェー、フランス、カナダ、イタリア、オーストリアで有意な正の効果があり、フル・タイム就業している女性より子供数が増える傾向が見られた。しかし、ドイツ、日本では有意な効果が認められず、就業形態の違いは実質的

な子供数の差を帰結していない。従って、前者の国では「働く-働かない」に加え「どの形態で働くか」という点も子供数に影響をあたえる要因になっているが、ドイツと日本では「どの形態で働くか」ではなく「働く-働かない」という点が出生児数に影響を与えている。

次に、学歴については、マイルドな少子化段階の国と超少子化段階の国では効果が異なっている。前者のフランスやノルウェーでは回帰係数の符号が負であり、学歴の上昇は子供数を低下させる効果を持っている。しかし、回帰係数が有意であったのは短大カテゴリーだけであり、大学では有意になっていない。この結果は、フランスやノルウェーでは国では高校卒業の女性と比べて短大卒業の女性では子供数が少なくなる傾向があるが、大学卒と高校卒では子供の数に実質的な差が見られないことを意味している。低学歴女性と比べて高学歴女性は人的資本の水準が高く、労働市場における賃金稼得力も、他の条件が等しい限り、高くなる。従って、出産や育児の機会費用が子供数に強い影響を与える場合、機会費用の大きい高学歴女性ほど出生児数は少なくなることが予想される。しかし、上の二つの国では高校卒と大学卒の間に有意差が認められず、大学卒の女性の高い賃金稼得力は子供数を引き下げる方向には作用していない。

これに対して、超少子化段階のドイツとオーストリアでは、短大卒カテゴリーの回帰係数は有意な効果を示していないが、大学卒カテゴリーが有意に低く、高学歴女性の子供数が少ない。すなわち、これらの国では、低・中レベルの学歴を持つ女性と比べて、高学歴女性の高い機会費用がよりはっきりと子供数に影響を与えている。こうした結果は、超少子化段階の国では、大学卒女性の高い賃金稼得力が依然として、子供を持つことに対してネガティブな影響をもたらしているが、マイルドな少子化段階の国ではもはやそうした影響がなく、教育水準の出生行動に対する影響が両国の社会的コンテクストによって異なっていることを示唆している。

日本はこれらの国と異なり、女性学歴が子供数に対して有意な効果を全く示していない。回帰係数は短大カテゴリーで正の値、大卒カテゴリーで負の値を示しているが、いずれも有意ではなく、三つの学歴グループ間に実質的な差は認められない。要するに、日本では学歴が高くても低くても、持つ子供の数には差がない。換言するならば、子供数の選択が女性の人的資本の多寡に影響されていない。既に見たように、日本では就業状態も弱い効果しかもっておらず、他の国と比べて個人の社会経済的屬性は子供数にあまり影響しない。すなわち、日本は社会経済的には同質的な出生パターンと言える。むしろ、日本では学歴や就業状態よりも結婚年齢が子供数に強い影響力を示しており、結婚年齢の一年の上昇が子供数に与える効果は0.14ポイントであり、この値はドイツやフランスの二倍弱になっている。日本の demographic パターンの特徴として結婚と出生の強い結びつきが指摘されているが (Retherford, et.al. 2001)、本稿の国際比較分析でもこの議論を支持する結果になっている。