

図 12 結婚経験者に占める離婚経験者割合の補外 (中位)

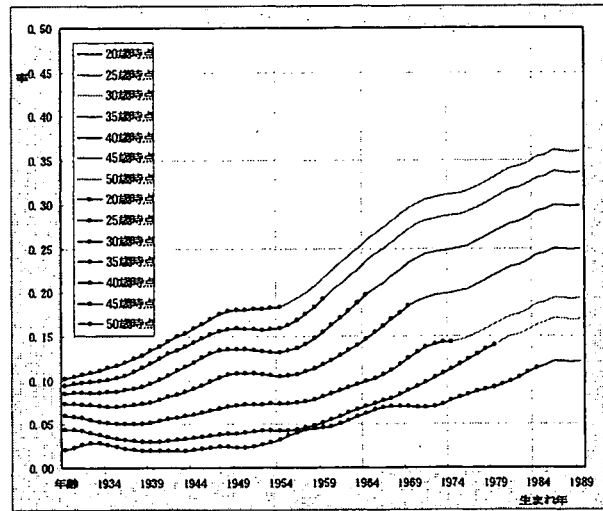


図 13 結婚経験者に占める離婚経験者割合の補外 (低位：離婚経験者割合高)

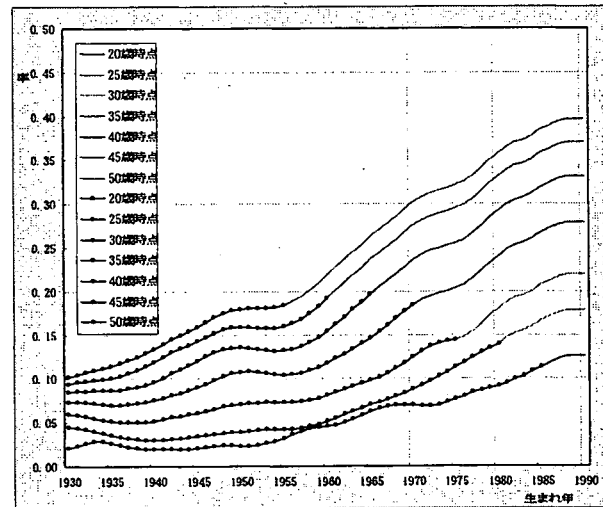


図 14 結婚経験者に占める離婚経験者割合の補外 (高位：離婚経験者割合低)

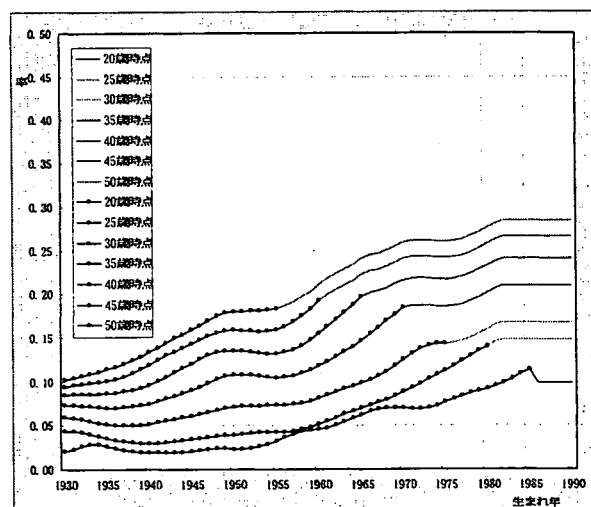


図 15 合計離婚率の年次推移 (中位仮定に基づく)

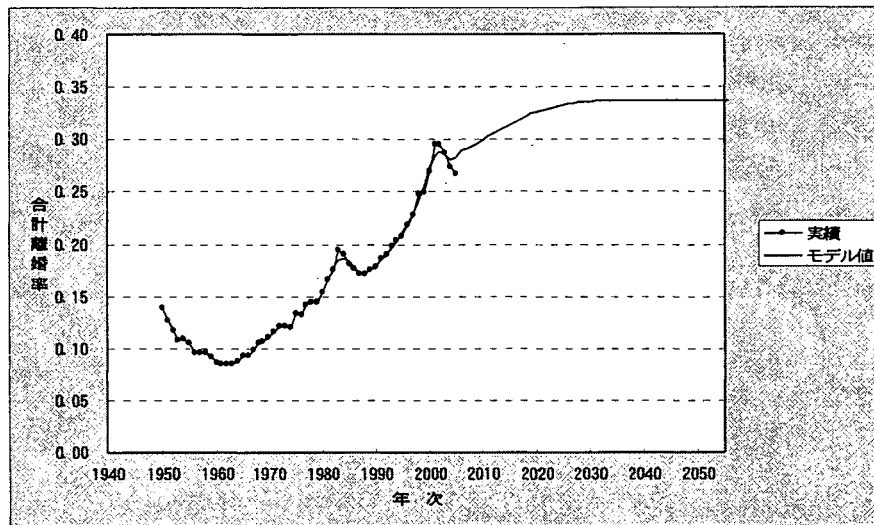
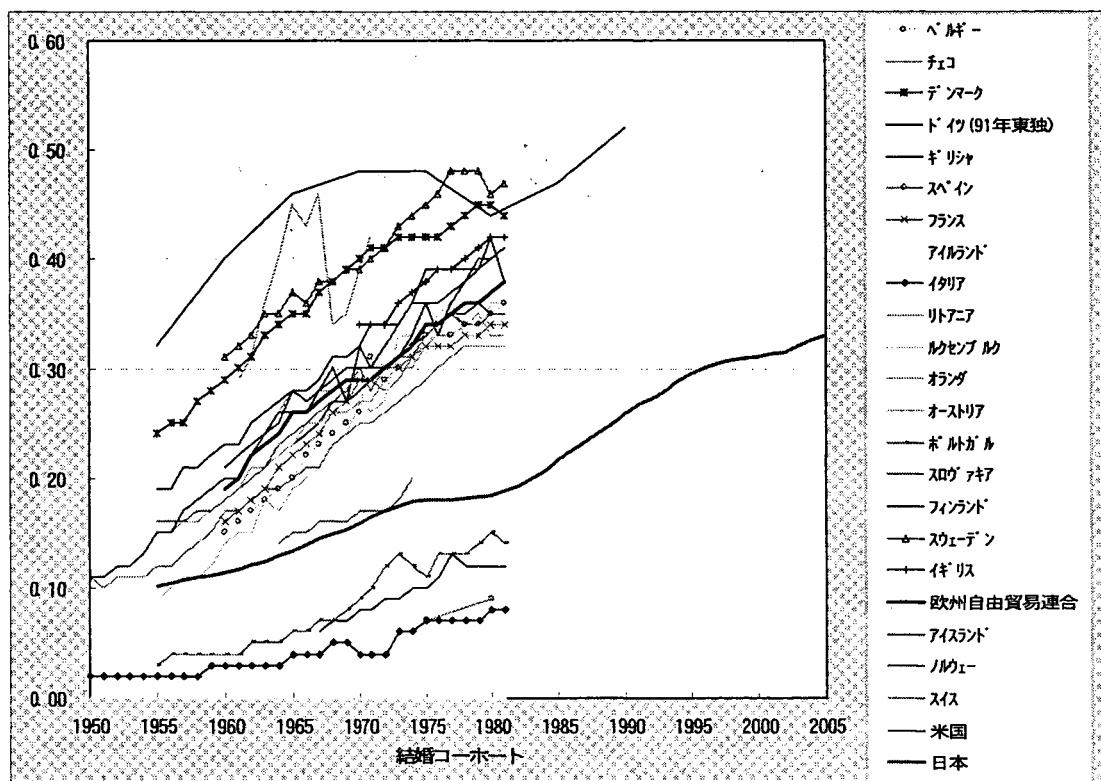


図 16 結婚コホート別に見た、結婚が離婚に終わる確率の国際比較



注：日本は中位仮定に基づく出生コホート別の数値（50歳時結婚経験者にしめる離婚経験者）を、25年ずらし結婚コホートとみなして表示。米国については Kreider and Fields(2002)による。その他の欧州諸国は Eurostat のデータに基づく。

5. 離婚の出生力への影響

次に、結婚経験別の出生力の測定に移りたい。出生率の仮定設定では、コーホート出生率は生涯未婚率と夫婦の完結出生力で規定されるモデルを使用する。夫婦の完結出生力については、出生動向基本調査による初婚どうしの夫婦の動向を基準とし、別途、初婚どうし夫婦以外の結婚経験を含む、既婚女性全体の完結出生力に一致するよう、調整係数を推定する方式をとる。

前回推計においては、出生動向基本調査の初婚どうし夫婦による完結出生児数と人口動態統計によるコーホート完結出生児数を累積初婚率で割った値（既婚女性の完結出生児数）との差をもって、調整係数（将来にわたって一定）とした。それに対し、今回は、前節までで示したように、離婚の増加傾向が将来にも続くことを前提に、こうした結婚経験構造の変化が調整係数の大きさに反映するシステムを考案する。そのためには、調整係数が、結婚経験別の出生力と結婚経験構造で規定される構造とすることが考えられる。

女性 50 代時点での結婚経験別の構造と、結婚経験別の平均子ども数、そして、初婚どうし夫婦に対する平均子ども数の比率 R_{\cdot} (例えば、 $R_{dw}=C_{dw}/C_{ff}$) を図 17 のように表すと、離再婚効果 δ は、下記のようにあらわされる。

$$\delta = 1/(1-\gamma) \{ P_{ff} + P_{fr} R_{fr} + P_r \cdot R_r \cdot + P_{dw} R_{dw} \}$$

さらに、結婚経験の構造は、離婚や死別、再婚の動向によって決まるが、再婚や死別の動向を離婚の動向に連動させることによって、上記の δ は、結婚経験者に占める離婚経験者割合 d の関数 $\delta(d)$ としてあらわすことができる。

d の将来値については、前節で算出しているのので、以下では、結婚経験構造と完結出生力の実績部分を確認したうえで、 $\delta(d)$ の推定を試みる。

図 17 女性 50 歳時点での結婚経験の構造と配偶関係別完結出生児数

結婚経験の種類(女性50歳時点)				女性構成比	平均子ども数	初婚どうし出生との比	
独身	未婚 (n)			\bar{y}	C_n	R_n	
	既婚	離死別経験者	離別 (d)	P_d	C_{dw}	R_{dw}	
			死別 (w)	P_w			
有配偶	既婚	離死別経験者	初婚以外夫婦		C_r	R_r	
			妻再婚	離別後			P_{rd}
				死別後			P_{rw}
		妻初婚×夫再婚 (fr)	P_{fr}	C_{fr}	R_{fr}		
		初婚どうし (ff)	P_{ff}	C_{ff}	R_{ff}		

6. 結婚経験の構成

δ 算定に必要な結婚経験の構造については、国勢調査による配偶関係別の構成、人口動態統計の累積初婚率による結婚経験割合と累積離婚率による離婚経験(表 1)、出生動向基本調査による有配偶者の結婚経験(調査時点で 40-49 歳)(表 2)を利用して推定した。これらの構成を接合することによって、1930 年生まれ以降、1955 年生まれまでの、50 歳時の結婚経験別構成比を得ることができる(表 3、図 18)。1955 年生まれまでの世代については、生涯未婚の変動は少なく、はっきりとわかるのは、死別(経験)が徐々に減り、一方で離別(経験)が増加しているということであろう。

図 18 日本人女性 50 歳時の配偶関係構造

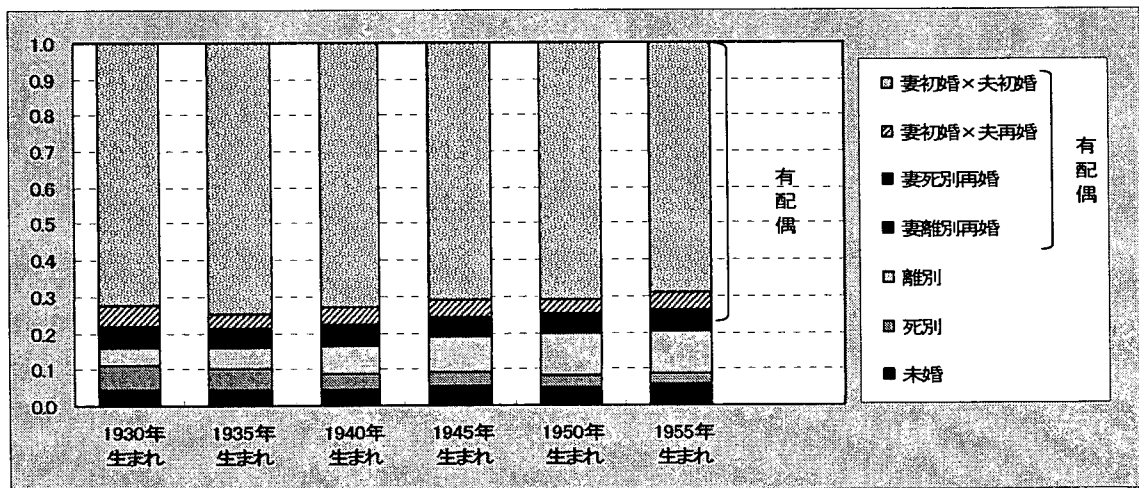


表1 国勢調査と人口動態統計による日本人女性50歳時の配偶関係構造

国勢調査：日本人女子（配偶関係不詳を按分後の50歳時（45～49歳と50～54歳の平均））

日本人女性の内訳（%）

年次	1980	1985	1990	1995	2000	2005
総数	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
未婚	4.45	4.32	4.33	5.08	5.81	7.24
死別	6.95	5.95	4.91	3.99	3.28	2.83
離別	3.86	4.36	5.07	6.17	7.19	8.19
有配偶	84.73	85.37	85.69	84.75	83.73	81.73
再掲(既婚)	95.55	95.68	95.67	94.92	94.19	92.76

人口動態統計：日本人女子、届出遅れ補正

累積初婚率による配偶関係の推定（%）

生まれ年	1930	1935	1940	1945	1950	1955
未婚 ⁽¹⁾	2.59	4.38	4.21	5.24	5.05	5.82
既婚	97.41	95.62	95.79	94.76	94.95	94.18
離婚経験 ⁽²⁾	10.15	11.40	13.30	15.69	17.96	18.40

(1)1930年の未婚率と既婚率については、1932年出生コーホートの値を掲載。

(2)50歳時までの総離婚数/総婚姻数。1婚姻あたりの離婚確率を、既婚者に占める離別者割合とみなす。

表2 出生動向基本調査(夫婦票)による配偶関係構造

有配偶女性の内訳（%）

生まれ年	1928-32年	1933-37年	1938-42年	1943-47年	1948-52年	1953-57年	1958-62年
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
妻離別再婚	5.00	4.13	4.27	3.85	3.78	4.67	2.95
妻死別再婚	0.69	0.52	0.59	0.51	0.10	0.22	0.13
妻初婚×夫再婚	7.08	4.51	6.16	5.87	4.84	6.50	7.23
妻初婚×夫初婚	87.23	90.84	88.97	89.76	91.28	88.60	89.69
標本数	1441	1484	1687	1856	1985	2246	747
平均年齢	46.9	47.0	46.9	47.0	47.0	47.2	45.7
7回	1,319	0	0	0	0	0	0
8回	122	1,305	0	0	0	0	0
9回	0	179	1,501	0	0	0	0
10回	0	0	186	1,645	0	0	0
11回	0	0	0	211	1,841	0	0
12回	0	0	0	0	144	1,539	0
13回	0	0	0	0	0	707	747

表3 日本人女性50歳時の配偶関係構造

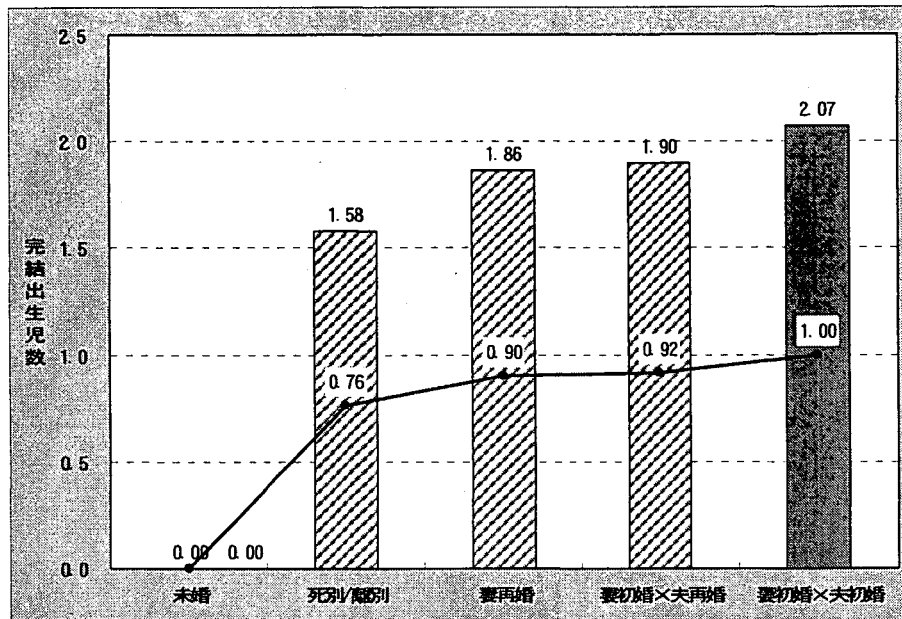
結婚経験の種類(女性50歳時点)			女性構成比						
			1930年 生まれ	1935年 生まれ	1940年 生まれ	1945年 生まれ	1950年 生まれ	1955年 生まれ	
独身	未婚	未婚 (n)	未婚 (n)	0.045	0.044	0.042	0.052	0.050	0.058
		死別 (w)	離別・死別 (dw)	0.068	0.057	0.047	0.037	0.030	0.027
		離別 (d)		0.046	0.060	0.074	0.097	0.118	0.118
有配偶	既婚	妻離別再婚 (dr)	妻再婚 (r')	0.051	0.049	0.053	0.051	0.052	0.055
		妻死別再婚 (wr)		0.006	0.004	0.005	0.004	0.001	0.002
		妻初婚×夫再婚 (fr)	妻初婚×夫再婚 (fr)	0.059	0.037	0.050	0.047	0.038	0.051
		妻初婚×夫初婚 (ff)	妻初婚×夫初婚 (ff)	0.726	0.748	0.728	0.711	0.710	0.689

7. 結婚経験別出生力の測定

結婚経験の構成が定まったところで、次に必要なのが、結婚経験別の完結出生児数（初婚どうし夫婦の値に対する比率）である。結婚経験別の完結出生児数については、第13回出生動向基本調査から集計したものを、今後の世代についても一定と仮定する。ただし、初婚どうし夫婦に対するそれ以外の結婚経験の値の「比率」を一定とするので、出生児数そのものは、初婚どうし夫婦の変動に連動して変化することになる。

図19は、結婚経験別にみた完結出生児数と、初婚どうし夫婦に対する比率を示したものである。また、表4、表5には出生順位別の値も示した。なお、初婚どうしに対する各比率は、第4子はサンプル数が少ないため、第3子の比率を代用した。そのことによって全子の場合との比率に不整合が出ないように、第4子の初婚どうし夫婦の比率を1.176に修正している。

図19 結婚経験別にみた完結出生児数と初婚どうし夫婦に対する比率



注：第13回出生動向基本調査夫婦票および独身者票における40～49歳の女性。
各標本数は、未婚者264,死別/離別238,妻再婚124,妻初婚夫再婚223,初婚どうし2,610。

表 4 結婚経験別にみた完結出生児数と出生順位別出生確率

配偶関係の種類(女性50歳時点)		全子	第1子	第2子	第3子	第4子
未婚	n	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
死別/離別	w・d	1.576	0.811	0.555	0.181	0.030
妻再婚	Rr・	1.863	0.839	0.573	0.282	0.169
妻初婚×夫再婚	fr	1.897	0.892	0.650	0.305	0.049
妻初婚×夫初婚	ff	2.072	0.930	0.806	0.290	0.046

表 5 結婚経験別にみた完結出生児数と出生順位別出生確率の初婚
どうし夫婦に対する比率

配偶関係の種類(女性50歳時点)		初婚どうし夫婦に対する比				
		全子	第1子	第2子	第3子	第4子
未婚	Rn	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
死別/離別	Rdw	0.761	0.872	0.688	0.622	0.732
妻再婚	Rr・	0.899	0.902	0.711	0.972	1.143
妻初婚×夫再婚	Rfr	0.916	0.960	0.807	1.050	1.235
妻初婚×夫初婚	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.176

注：第4子はサンプル数が少ないため、第3子の比率を代用した。そのことで全子における比率と不整合がでないよう、第4子の初婚どうし夫婦の比率を1.00から1.176に修正した。

8. 離死別再婚効果の推定

さて、将来の離死別再婚効果を決めるには、将来の配偶関係構造を見通さなければならぬ。結婚経験者に占める離婚経験者については、すでに図20のように3水準を決めている。そのほかの要素としては、死別の動向や、妻初婚に対する夫の初再婚の別、といった割合が必要になる。若い世代ほど離別経験は増えているが、他方死別については減少しており、トレードオフの関係にある。そこで、過去の実績のある世代について、離別経験割合と死別経験割合の関係を見てみると、図21のように、指数関数で近似できることがわかった。そこで、離別経験割合に連動して、死別経験が変動し、夫の初再婚割合は1955年生まれ以降一定とすることで、先ほどの離死別再婚効果を示す δ は、離死別経験割合の関数としてあらわすことができる。図22には離死別経験割合と δ の関係を、完結出生児数および出生順位別出生確率について示した。離死別再婚効果は、第1子の出生確率にはあまり影響がなく、第2子の出生確率を大きく下げていることがわかる。第3子、第4子で、再び影響が薄れるのは、妻再婚、あるいは夫が再婚の場合の追加出生の効果が現れていると考えられる。ちなみに、再婚夫婦にとって子どもの誕生は「夫婦の絆」を強めたり、パー

トナーのどちらかに子どもがいない場合、そのパートナーに「親」という地位を与えたり、第2子誕生に関しては最初の子どもに同父母キョウダイを与える、といった独特の動機付けがあるといわれている (Griffith et al. 1985, Vikat, Thomson and Hoem 1999)。

1990年生まれについては、結婚経験者に占める離婚経験割合 d が中位 36%、高位 28%、低位 40% と推計されているので、それぞれの d に応じた δ を図示してみると、図 23 のようになる。高位の δ は 0.938、中位は 0.925、低位は 0.918 となった。

図 24 には、推定された 50 歳時離別経験者割合 (3 水準) をもとに、結婚経験者の配偶関係構造を出生コホート別に示したものである。また、女性 50 歳時の結婚経験構造、結婚経験別出生児数、離別別再婚効果の実績値 (1955 年生まれ) と将来値 (1990 年生まれ) について表 6 にまとめた。

図 20 既婚女性 50 歳時の離婚経験割合 (d50)

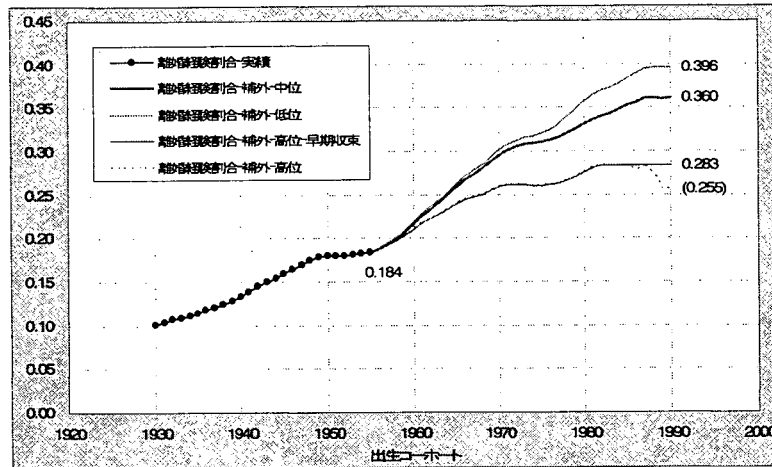


図 21 離別経験割合と死別経験割合の関係

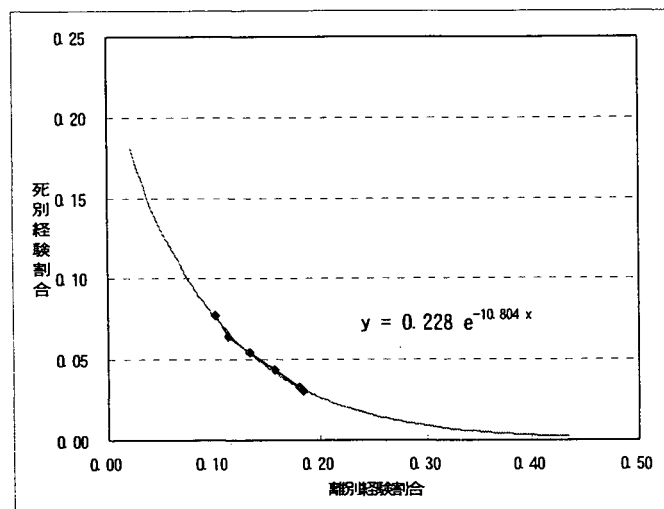


図 22 離別経験割合と離死別再婚効果 δ (総数と出生順位別) の関係

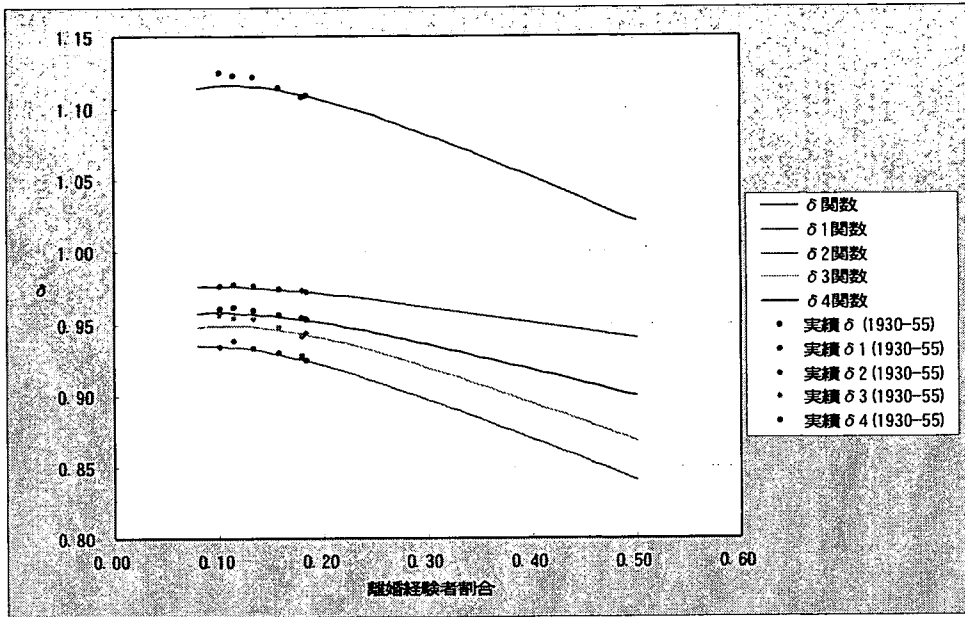


図 23 高位・中位・低位の離別経験割合と対応する離死別再婚効果 δ

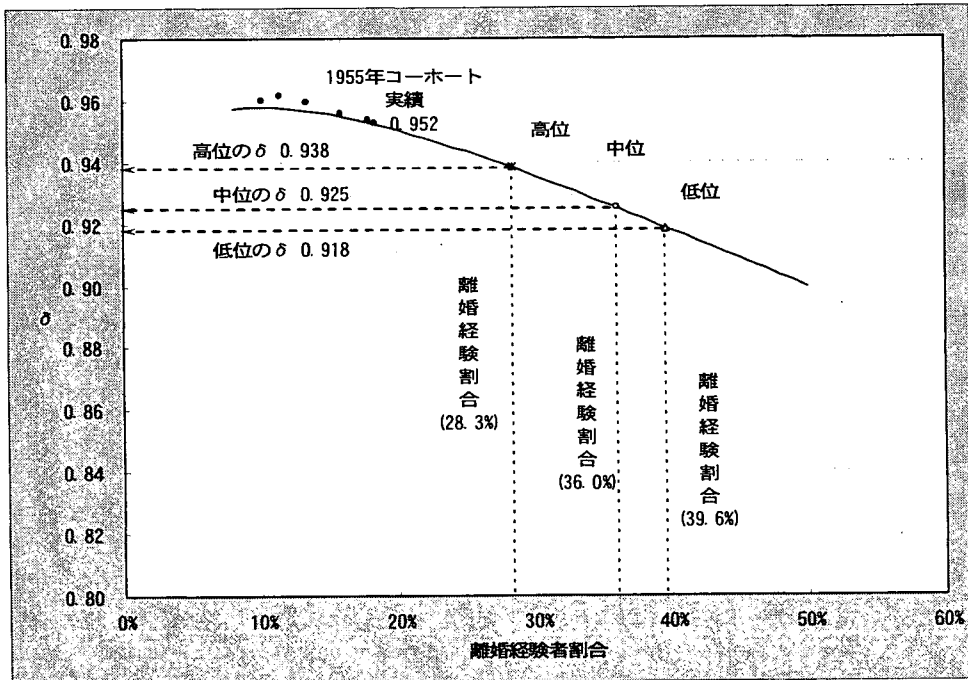


図 24 出生コホート別、結婚経験構成の将来値

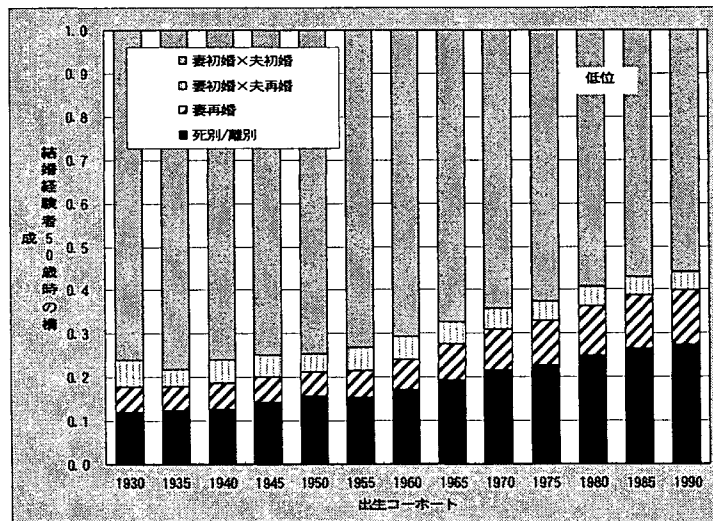
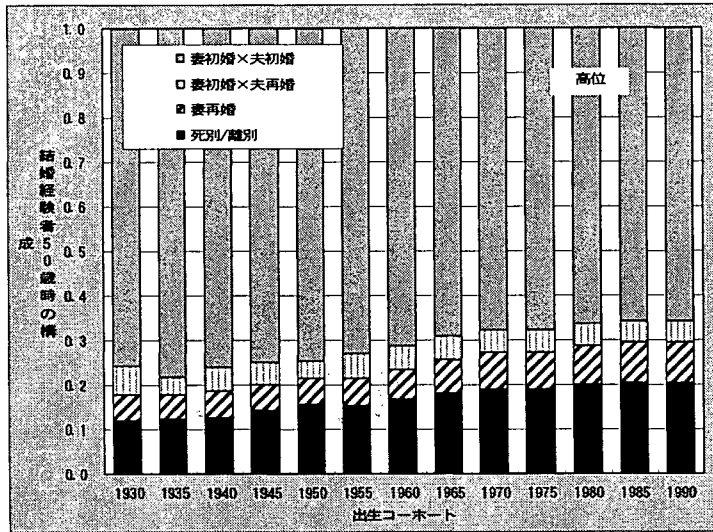
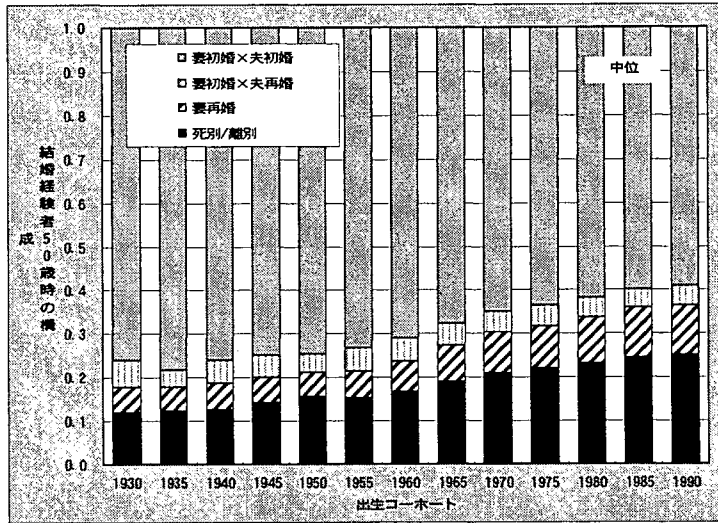


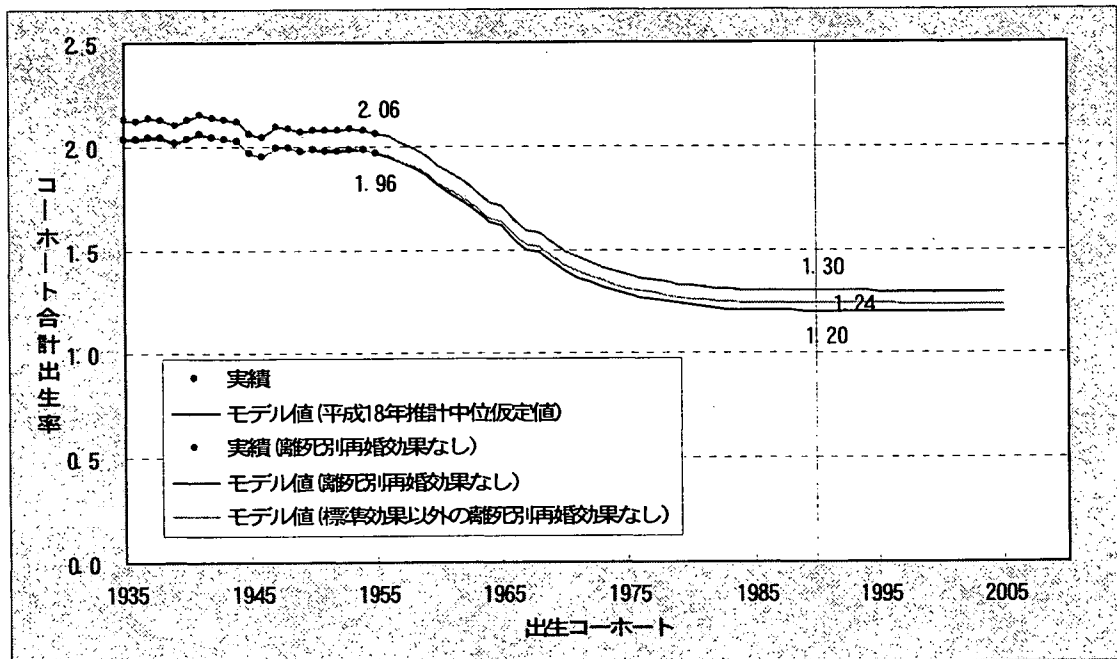
表6 女性50歳時の結婚経験構造と離死別再婚効果係数の将来値

結婚経験の種類(女性50歳時点)				平均 子ども数	初婚どうし 出生との比	女性構成比 1955年生まれ (実績)	女性構成比 1990年生まれ (中位)	女性構成比 1990年生まれ (高位)	女性構成比 1990年生まれ (低位)	
独身	未婚(n)			C_n (≈ 0.00)	R_n (0.00)	γ (5.8%)	γ (23.5%)	γ (17.9%)	γ (27.0%)	
	既婚	離死別経験者	離別(d)	C_{dw} (1.58)	R_{dw} (0.78)	P_d (11.8%)	P_{dw} (19.1%)	P_{dw} (18.7%)	P_{dw} (19.9%)	
			死別(w)			P_w (2.7%)				
有配偶	既婚	離婚以外夫婦	初婚以外夫婦	妻再婚	C_r (1.86)	R_r (0.90)	P_{rd} (5.5%)	P_r (8.8%)	P_r (7.5%)	P_r (9.2%)
				離別後 死別後			P_{rw} (0.2%)			
			妻初婚×夫再婚(fr)	C_{fr} (1.90)	R_{fr} (0.92)	P_{fr} (5.1%)	P_{fr} (3.3%)	P_{fr} (4.0%)	P_{fr} (3.0%)	
			初婚どうし(ff)	C_{ff} (2.07)	R_{ff} (1.00)	P_{ff} (68.9%)	P_{ff} (45.3%)	P_{ff} (54.0%)	P_{ff} (40.8%)	
			離婚経験者割合					$d=18.4\%$	$d=36.0\%$	$d=28.3\%$
離死別再婚効果					$\delta=0.952$	$\delta=0.925$	$\delta=0.938$	$\delta=0.918$		

9. まとめ

本章では、出生率の将来動向を見通す上で、今後影響が強まると予想される離婚行動の変化について、実績指標の整理と将来動向の予測、およびその出生率への影響の測定を試みた。

図25 離死別再婚効果の有無別にみた、コーホート合計出生率の推定値



注：標準効果とは1935年～1957年コーホートの離死別再婚効果の平均値で0.955。

人口動態統計に基づく日本人女性についての離婚率と婚姻率から、出生コーホート別に結婚経験者にしめる離婚経験者割合を算出し、将来値については、3水準の仮定において趨勢延長によって得た。続いて、初婚どうし夫婦の出生率に対する離死別再婚効果係数 δ は、50歳時の結婚経験別の構成および結婚経験別の完結出生児数によって決まるとの考え方にしたがって、国勢調査、人口動態統計、出生動向基本調査から、それぞれの指標を算出し、影響係数を算定した。最終的には δ を、結婚経験者に占める離婚経験者割合 d の関数とみなして、出生コーホートごとに推定された将来値 d に対応する δ の算出を試みた。

出生コーホートごとに推定された δ を使って、離死別再婚効果がまったくなかった場合（初婚どうし夫婦のみが存在する社会を想定）という仮想的なコーホート合計出生率を算出し、実績値および蓋然性が高いと思われる平成18年推計人口の中位仮定値と比較したものが図25である。1955年コーホートで、コーホート合計出生率が1.96から2.06に、1990年コーホートでは1.20が1.30に上昇することがわかる。50年間にわたり、離死別再婚効果による出生率の違いは、偶然にも0.1前後と安定的ではあるが、その背景は少し異なる。1930年代生まれについては離婚経験は少なかったが、死別が多かった。その後、死別が徐々に減り、離婚経験者が増加するという変化が確認できる。しばらくは、離婚の増加分が、死別の減少分によって相殺されている状態が続いているが、今後、死別割合が下げ止まると、離婚の増加の影響が大きく寄与してくると予想される。一方で、諸外国をみると、離婚率が高い地域で出生率が低くないばかりか、むしろ高い場合も少なくない（アメリカやスウェーデンなど）。こうした地域では再婚による追加出生がプラスの効果を生んでいる可能性もあり、離再婚効果の動向は、今後も注意深くみていく必要がある。さらに、出生率が顕著に低下し始めた1950年代後半生まれ以降における離再婚効果をみるために、比較的安定している1935年～1957年までの離再婚係数の平均値を標準とみなし、そこからの乖離分を表現したのが、図25の「モデル値（標準効果以外の離死別再婚効果なし）」の値である。この値と仮定値との差が、1950年代後半以降の世代による離死別再婚行動の変化の影響、とりわけ、離婚の効果ということができる（ただし、死別効果の減少が相殺している分があるので、実際の離婚効果は、ここに示された以上に大きい可能性がある）。かつて別府は多相生命表を活用することにより、1955年出生コーホート以降、離別による出生率低下効果が急増し、1965年出生コーホートでは、離婚・再婚あわせた効果として、累積出生率を1%以上引き下げていると結論付けていた（別府2005）。ちなみに、本研究における1965年出生コーホートについても、1.3%の引き下げ効果（離再婚上昇なければ1.64、現実（中位仮定値）には1.61）が認められ、別府の結果と整合的である。その後の世代では引き下げ効果は一層大きくなり、最終的には3%を超える引き下げ効果になるとの推定結果を得た。1.20となっている1990年生まれCTFRの中位仮定値は、離再婚行動に変化がなければ、1.24程度まで上昇することになる。5年おきのコーホートの結果について表7に示した。

今回の仮定では、離別経験割合の増加を主軸として、他の結婚経験や、結婚経験別の出

生行動については実績値における最新動向をベースに、離別経験割合の変化に連動する形をとった。今後、結婚経験がより多様化し、離別者や再婚者についての結婚行動や出生行動に関するデータが十分蓄積されたところで、より詳細な動向分析が必要になると思われる。

表7 離死別再婚効果の有無別にみた、コーホート合計出生率の推定値

出生 コーホート	CTFR実績	平成18年推計	離死別再婚効果なし		標準効果以外の離死別再婚効果なし	
		中位仮定値	実績値部分	将来値部分	将来値部分	離再婚行動変化の引き下げ効果
1935	2.03		2.12			
1940	2.03		2.13			
1945	1.96		2.06			
1950	1.98		2.08			
1955	1.96		2.06			
1960		1.81		1.91	1.82	0.7%
1965		1.61		1.71	1.64	1.3%
1970		1.39		1.49	1.42	2.0%
1975		1.28		1.37	1.31	2.3%
1980		1.23		1.32	1.26	2.6%
1985		1.21		1.30	1.24	3.1%
1990		1.20		1.30	1.24	3.2%
1995		1.20		1.30	1.24	3.2%
2000		1.20		1.30	1.24	3.2%
2005		1.20		1.30	1.24	3.2%

注：標準効果とは1935年～1957年コーホートの離死別再婚効果の平均値で0.955。

謝辞

データ整備作業においては、総務省統計局および厚生労働省大臣官房統計情報部にご協力いただいた。また、データ収集および方法論などについて、人口推計プロジェクトの各メンバーに世話になった。製表作業においては、明治大学政治経済学部助手の鎌田健司氏に大いに助けていただいた。ここに記して感謝を申し上げたい。

文献

別府志海.2005.「コーホート出生率における、離別の影響の分析：生命表形式による」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』厚生労働科学研究政策科学推進研究事業平成16年度報告書:108-121.

Chen,K.,S.M.Wishik and S.Scrimshaw,1974. "The Effect of Unstable Sexual Unions on Fertility in Guayaquil,Ecuador," Social Biology, Vol.21, pp.353-359.

Downing, Douglas C. and David Yaukey, 1979. "The Effects of Marital Dissolution and Re-marriage on Fertility in Urban Latin America," Population Studies, Vol. 33, No. 3, Nov., pp. 537-547.

Ebanks, G. Edward, P. M. George, and Charles E. Nobbe, 1974. "Fertility and Number of Partnerships in Barbados," Population Studies, Vol. 28, No. 3, Nov., pp. 449-461.

Griffith, Janet D., Helen P. Koo, and C. M. Suchindran, 1985. "Childbearing and Family in Remarriage," Demography, Vol. 22, No. 1, Feb., pp. 73-88.

国立社会保障・人口問題研究所.2006.「日本の将来推計人口：平成18年12月推計」

Kreider, Rose M. and Jason M. Fields, 2002. "Number, Timing, and Duration of Marriages and Divorces: 1996", *Current Population Reports*, February 2002, P70-80, U.S. Census Bureau, Washington, DC. p.16

Lauriat, Patience, 1969. "The Effect of Marital Dissolution on Fertility," Journal of Marriage and the Family, Vol.31, pp.484-493.

Vikat, Andres, Elizabeth Thomson, and Jan M. Hoem, 1999. "Stepfamily Fertility in Contemporary Sweden: The Impact of Childbearing before the Current Union," Population Studies, Vol. 53, No. 2, Jul., pp. 211-225.

(5) コーホートの行動変化からみたパートナーシップ行動の動向

岩澤 美帆

将来推計人口に必要な年齢別出生率の将来値の予測においては、コーホート出生率法が有効である。この方法では、過去の世代の出生履歴の動向を用いて、若い世代の完結出生率を推定する。出生行動は家族の形成および解消にかかわる行動に影響されるので、将来の出生率仮定設定には、こうした側面の適切な把握が不可欠である。本研究では、とくにパートナーシップの形成と解消の動向について出生コーホートの観点から明らかにすることを目的としている。具体的には結婚行動の変化の出生力に与える影響、および離死別・再婚行動の出生力に与える影響を推定した。今回利用したモデルは出生が婚姻外ではほとんど生じないことを前提して構築されている。しかし、今日では多くの先進諸外国で婚姻外の出生が増加していることから、こうした現象にかかわるパートナー形成行動の新たなパターンについて、日本においてどのように進んでいるのかを確認しておく必要がある。新しいパートナー形成の側面として注目すべきは、同棲、婚外出生、妊娠先行型結婚の動向である。本研究では1935年生まれから主に1990年生まれの女性について、1956年以降については推定を含むが、コーホートの行動変化を記述した。なお、データについては、厚生労働省統計情報部提供による人口動態統計（出生、婚姻、離婚）の目的外集計および国立社会保障・人口問題研究所による出生動向基本調査を利用した。

なお、本稿に示す内容は2007年10月に行われた人口推計に関する欧州連合統計局・国連欧州経済委員会合同会議(Joint Eurostat/UNECE Work Session on Demographic Projections Organized in cooperation with the National Institute of Statistics of Romania (INSSE) (Bucharest, 10-12 October 2007))において報告された論文の抄訳である。詳細については、英文論文を参照されたい。

表1は、国連人口部がまとめたレポートに掲載されている、パートナーシップ行動の特徴別にみた先進地域の分類である。日本は、初婚年齢が高く、未婚率が高く、同棲が少なく、従来は離婚が少ないと見られていたが近年の離婚率上昇により、離婚も多い地域に分類できる。これらの条件は出生力にとってもっとも不利な組み合わせである。

また、図1は、未婚、有配偶、離死別者を、さらに交際の有無や同棲などを加味した広義のパートナー関係で分類した構成比の時代変化である。若い世代では親密な相手がいる割合に大きな変化はないが、結婚している割合が減り、異性の友人さえもない層が増加している。20代以上になると、結婚している割合の減少が著しい。20代前半で増加の兆しがみられる同棲も、30代以降で、結婚に代わる形態として広がっている様子は見られない。

以下では、こうした配偶関係構造の大きな変化の要因となっているパートナーシップの形成(初婚)と解消と再形成(離死別、再婚)について、とくに女性に焦点をあて順番に見てい

こう。

表1 パートナーシップ行動の特徴からみた先進各国の分類

初婚年齢	普及レベル			地域
	結婚	同棲	離婚	
低い	高い	高い	低い	
			高い	
		低い	低い	東欧 (bu,pl,ro,yu)
	低い	高い	高い	東欧 (cz,hu,it,md,ru)
			低い	
		低い	低い	
高い	高い	高い	低い	
			高い	
		低い	低い	
	低い	高い	低い	
			高い	北欧, 西欧, 北米, 豪州/ニュージーランド
		低い	低い	東欧, 南欧
		高い	日本?	

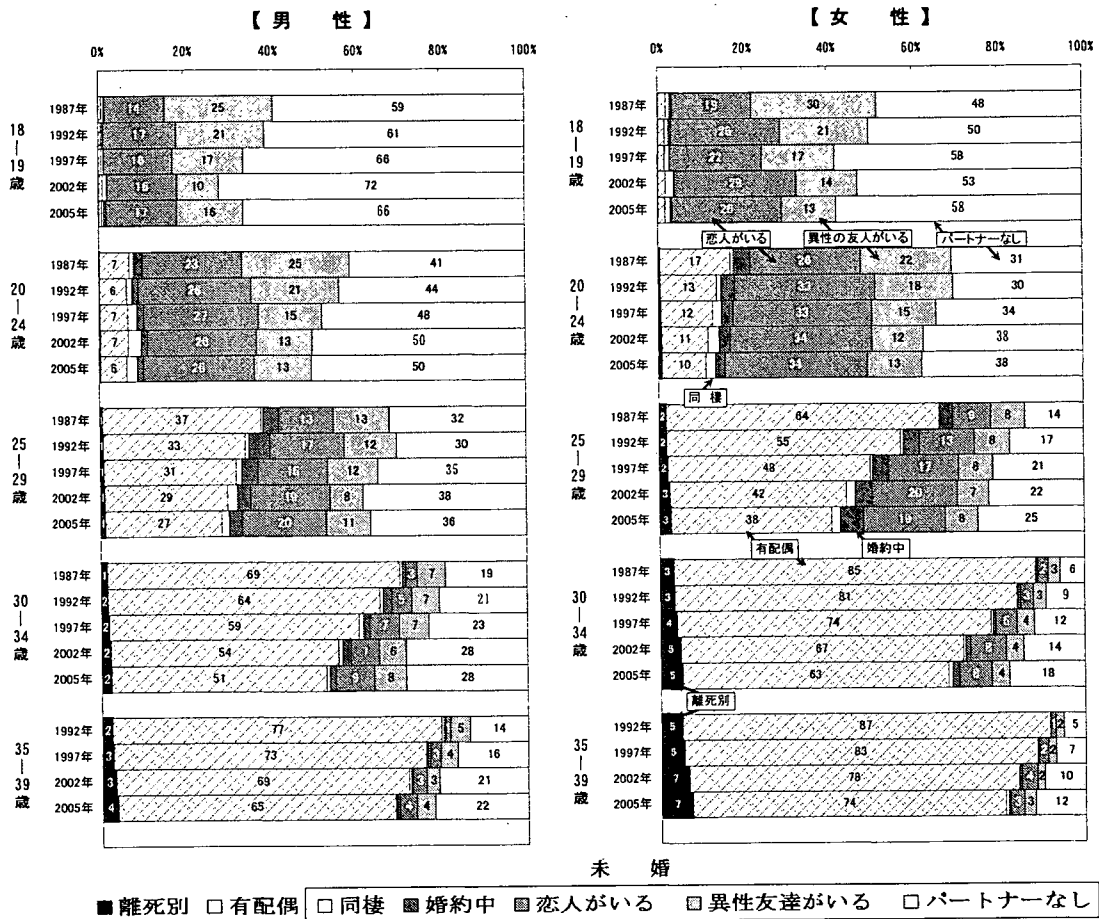
注：UNPD (2003) に基づく表に筆者が日本を追加。

初婚については期間指標でみた平均初婚年齢は1970年代半ば以降から一貫して上昇しており、また、年齢別初婚率の合計値である合計初婚率についても、1980年代以降、多少上下しながらも、2005年は0.7を少し上回る程度にまで落ち込んでいる。これをコーホートの行動変化としてとらえるために、コーホート別累積初婚率および、1950年を基準にしたベース・コーホートとの年齢別の差異を見てみると、1960年代後半生まれ以降で、20代後半で落ち込んだ初婚率が30代以降でもキャッチアップされていないことがわかる。国立社会保障・人口問題研究所による平成18年推計では、年齢別初婚ハザードの傾向を先のばすことによって、中位の仮定値としたが、それによれば1990年生まれの50歳時点での累積初婚率は0.77である。

続いて離婚の動向を見てみたい。期間指標である、年齢別離婚率の合計値である合計離婚率をみると、1980年代前半および2002年前後に急上昇と低下がみられるが、総じて上昇傾向にある。離婚は、婚姻経験者からしか発生しないので、離婚経験の動向をみるためには、結婚経験者からの離婚発生を見る必要がある。そこで、出生コーホート別に、年齢別の結婚経験者にしめる離婚経験者の割合を求めた。すでに50歳を迎えている1955年生まれの結婚経験者にしめる離婚経験者は18%である。仮に、過去の2005年から3年間における平均的な離婚発生が続くとすれば、1990年生まれにおける離婚経験率は36%に上ると推定される。こうした水準は、これまで離婚が少ないと見られていた日本の印象を大きく変えるものである。結婚コーホート別に結婚持続期間別離婚確率を推定した Raymo

et al.(2005, 2006)によれば、結婚 20 年以内におよそ 3 割が離婚に至る水準は、米国には及ばないものの、欧州の中では高いグループに所属するものである。

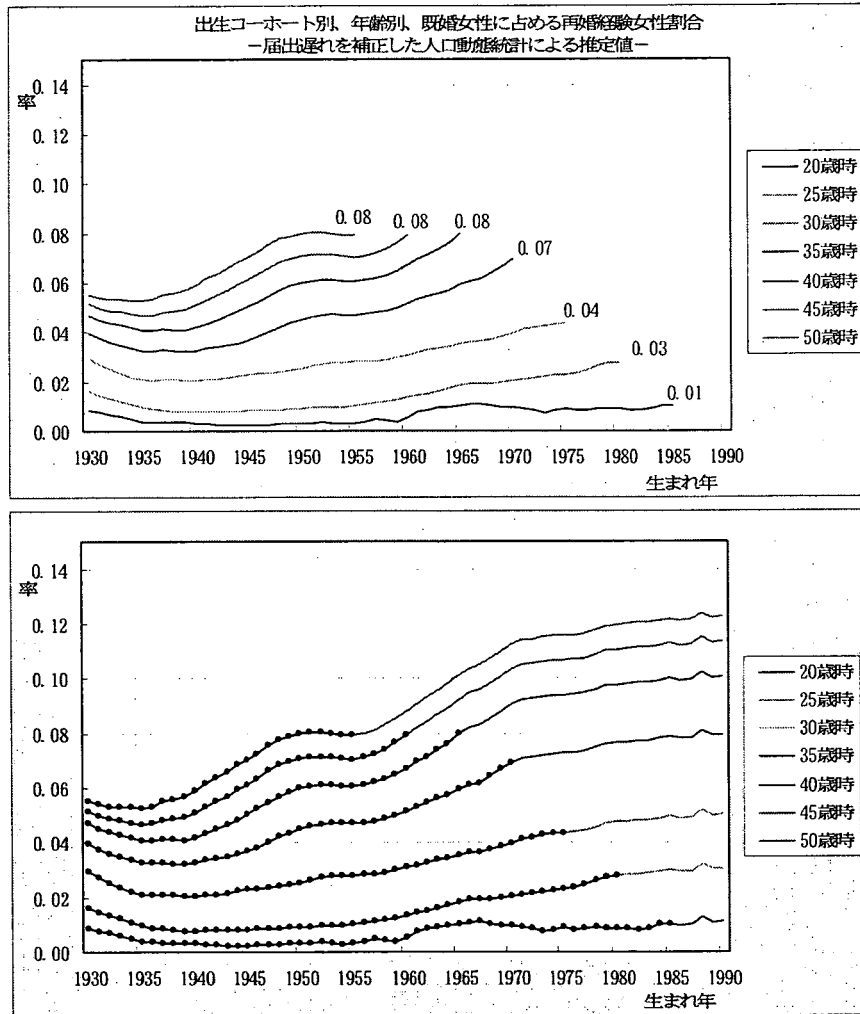
図 1 男女年齢階級別にみた、広義のパートナーシップ構成の変化



注：国勢調査から推定される本調査各年次の配偶関係(未婚・有配偶・離死別)構成と、「出生動向基本調査」から得られる未婚者の交際状況から各年齢層でのパートナーシップの状況を推定したもの。1987年の35～39歳は調査結果なし。図中の数値はパーセンテージ。

再婚の動向については、十分な検討ができていないが、離別経験と同様、結婚経験者に占める再婚経験者割合を算出してみたところ、再婚者割合は1935年生まれ以降で上昇しており、1950年代前半生まれで一時変化が収まるが、1955年以降、再び上昇傾向を示している。このままの傾向が続けば、初婚者の1割以上が再婚を経験することもありうると思われる。

図2 出生コホート別、年齢別、既婚女性に占める再婚経験女性割合



注：累積再婚率を累積初婚率で割った値。下のグラフは、2005年から過去3年の再婚発生率を延長して求めた推計値。

今回は、死別、再婚の動向については、離婚の動向に連動するよう見通しをたて、初婚の動向を加味すると、女性50歳時点での配偶関係構造を予測することができる。表2には1935年出生コホート以降1990年まで5年おきで、女性50歳時点における配偶関係（結婚経験）構造をしめた。1960年生まれ以降は推計値を含む。50歳時未婚率が上昇する一方で、離別者、再婚者が増加している。したがって、初婚どうし夫婦の割合は、1935年出生コホートでは75%と4分の3を占めていたが、1965年生まれになると6割を下回り、1980年うまれ以降に関しては5割を下回る可能性が示されている。

表2 コーホート別にみた50歳時女性の配偶関係(結婚経験)の構成(%) :
実績値と仮定値

妻の結婚経験/ 出生コーホート	出生コーホート											
	実績値 ←					→ 推計値						
	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
死別	5.7	4.7	3.7	3.0	2.7	1.9	1.1	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3
離別	6.0	7.4	9.7	11.8	11.8	13.3	15.5	16.9	17.0	17.4	18.5	18.8
妻再婚	5.3	5.8	5.5	5.3	5.7	6.3	7.3	7.9	7.9	8.2	8.6	8.8
妻初婚・夫再婚	3.7	5.0	4.7	3.8	5.1	4.7	4.4	4.0	3.7	3.5	3.4	3.3
妻初婚・夫初婚	74.8	72.8	71.1	71.0	68.9	64.4	59.6	54.3	50.8	47.8	45.8	45.3
未婚	4.4	4.2	5.2	5.0	5.8	9.3	12.0	16.2	20.0	22.6	23.3	23.5

注：1960年生まれ以降については、初婚および離死別・再婚に関する平成18年社人研推計中位仮定に基づく推計値。

さて、このような初婚行動の変化および離死別・再婚行動の変化は、出生力にどのような影響をあたえるのだろうか。初婚行動変化の影響、離死別・再婚行動変化の影響にわけて、コーホート完結出生率への影響測定を試みた。

初婚行動の影響については、コーホート完結出生率が年齢別初婚率の分布と夫婦の結婚持続期間別累積出生率で表現できるモデルを構築し、初婚率を変化させることによって、蓋然性の高い仮定値に基づく結果と比較し、初婚行動変化の影響を定量的にあらわすことを試みた。具体的には、完結出生率を生涯未婚率、初婚パターンに規定される夫婦の出生児数、初婚の年齢分布、結婚出生力変動係数、離死別再婚効果係数の各パラメーターで表現し、それぞれのパラメーターを変化させて結果を求めた。

シミュレーションの結果、仮に1955年出生コーホート以降、年齢別初婚率(未婚者割合と初婚タイミング)のみ変化したと仮定すると、1990年出生コーホートのコーホート完結出生率は1.4程度であることがわかった。1955年出生コーホートの完結出生率は1.96、一方、蓋然性の高い初婚行動変化の見通しを使った、社人研推計の中位仮定(日本人女性出生率)は1.20なので、初婚行動の変化は、コーホート出生率変化の73%を説明することになる。

同様に、離死別・再婚行動の変化の影響についても、離死別・再婚効果係数を動かすことによってその影響をみる事ができる。離死別・再婚効果係数は、初婚どうしを最後まで継続する夫婦の出生力を基準とした場合に、現実には多様な配偶関係を含む配偶関係構造影響を、出生力の引き下げ率として表現するものである。具体的には、初婚どうし夫婦以外の配偶関係別完結出生児数と初婚どうし夫婦の完結出生児数の比を、各配偶関係の構成に従って加重した値となる。なお、死別については離婚の増加に反比例して減少していること、再婚の動向は離婚に連動していることが実績値から予測できるため、配偶関係の構造変化は、離婚経験率の関数と考えることが妥当である。前述した50歳時結婚経験者に占める離婚経験者割合の推計値を用いて、計算された離死別・再婚効果係数との関係のみ

ると、やや上に凸の負の曲線になる（離別経験が高まるほど、離死別・再婚効果係数は減少）。さて、離死別・再婚がまったくないと想定した場合（離死別・再婚効果係数が 1.0）、1955 年以降、離死別再婚行動に変化がおきないと想定した場合の二つのシミュレーションを行った結果、前者の 1990 年出生コーホートのコーホート完結出生率は 1.3、後者のコーホート完結出生率は 1.24 であった。蓋然性が高い仮定値をつかった値は 1.20 なので、1955 年出生コーホート以降の離死別・再婚行動変化の出生力への影響はおよそ 3%といえる。

離婚は結婚持続期間を短縮させる効果があるので、出生行動にマイナスの影響をもたらすと考えられてきたが、いまや平均的な子ども数が 2 人を下回る状況では、他の要因に比べてその引き下げ効果はあまり大きくないとみなすことができる。むしろ再婚女性と初婚夫婦は、それほど出生児数に違いが見られないので、再婚の動向によっては、離婚の増加の影響はますます小さくなる可能性もある。なお、今回のモデルでは、50 歳時未婚者の出生力は 0 と仮定されている。しかし、出生時における婚外出生割合はわずかに上昇傾向にあることから、今後は 50 歳時点での未婚者出生率にも影響を与えられとされる。

これまでの日本社会は出生が婚姻内に限られ、初婚どうし夫婦が大部分を占めていた。出生率予測においても、1990 年代に著しく進んだ未婚化の影響把握が中心的なテーマであったが、今後増加するとみられる婚外出生や離再婚の影響について、より精密な分析が求められるところである。