

調査においては再婚者の、独身者調査においては離別者、死別者の出生児数を調査しておりこれらの配偶関係の女性の出生力が把握されている。これによれば、離死別や再婚を経験した女性、また初婚であっても夫が再婚である女性では、初婚どうし夫婦のまま50歳を迎えた女性に比べると完結出生児数は低くなっている。女性50歳時における配偶関係の経歴を分類し、各経歴についての構成比ならびに平均子ども数を測定した（表1）。

表1 1955年生まれ女性コーホートの50歳結婚経歴構成および平均出生児数

結婚経歴の種類(女性50歳時点)				女性構成比 1955年生まれ		平均 子ども数	初婚どうし 出生との比	
独 身	未 婚 ( $n$ )			$\gamma$ (5.8%)		$C_n$ ( $\approx 0.00$ )	$R_n$ (0.00)	
	離 死 別 経 験 者	離 別 ( $d$ )		$P_d$ (11.8%)	$P_{dw}$ (14.5%)	$C_{dw}$ (1.58)	$R_{dw}$ (0.76)	
		死 別 ( $w$ )		$P_w$ (2.7%)				
有 配 偶	既 婚 者	初 婚 以 外 夫 婦	妻 再 婚 ( $r$ )	離別後	$P_{rd}$ (5.5%)	$P_r$ (5.7%)	$C_r$ (1.86)	$R_r$ (0.90)
				死別後	$P_{rw}$ (0.2%)			
		妻初婚×夫再婚 ( $fr$ )			$P_{fr}$ (5.1%)		$C_{fr}$ (1.90)	$R_{fr}$ (0.92)
	初婚どうし ( $ff$ )			$P_{ff}$ (68.9%)		$C_{ff}$ (2.07)	$R_{ff}$ (1.00)	

注：平均子ども数については、第13回出生動向基本調査（夫婦および独身者）における40～49歳の女性（1956～65年生まれ）についての集計から得た。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。

初婚どうし夫婦を基準とした場合の各配偶関係の経歴の完結出生児数の比を $R$ とし、表1のように定義すると、式(4)に用いた離死別再婚効果 $\delta$ は、

$$\delta = 1/(1-\gamma) \{P_{ff} + P_{fr}R_{fr} + P_rR_r + P_{dw}R_{dw}\} \quad (7)$$

によって与えられる。

参照コーホートをはじめとする将来コーホートの離死別再婚効果係数を得るためには、それらの結婚経験者に占める50歳時離婚経験者割合の将来見通しが必要となる。近年の離婚発生の実績に基づいて設定がなされた。その詳細については、本報告書「7 出生の動向と仮定値設定(3)：離婚の動向と出生率への影響」を参照されたい。その結果として、設定された参照コーホート、すなわち1990年生まれの女性の離死別再婚効果係数 $\delta$ はそれぞれ、中位0.925、高位0.938、低位0.918である。

#### 4. コーホート出生仮定値と将来年次の年齢別出生率

以上により設定された参照コーホートの生涯未婚率、平均初婚年齢、夫婦完結出生児数ならびに離死別再婚効果にもとづいて、既出の算定式により参照コーホートの合計特殊出生率を算出すると、中位1.20、高位1.47、低位1.02となる。参照コーホートの各要素の仮定値と合計特殊出生率と、参照コーホートに至る出生推移仮定に関する考え方を表2に示した。

表2 参照コーホートに至る出生推移仮定に関する考え方

要因 (指標)		実績値	平成14年推計 中位仮定値 参照コーホート =1985年生まれ	現状からみた傾向 参照コーホート =1990年生まれ	平成18年推計 中位仮定値	(参考) 前回定義による平成 18年推計 中位仮定値
結婚 (女性)	結婚年齢 (平均初婚年齢)	24.9歳 (1955年生) 人口動態統計 (届出遅れ補正值)	27.8歳 (1985年生)	上昇傾向が続く	28.2歳 (1990年生)	-
	生涯未婚 (生涯未婚率)	5.8% (1955年生) 人口動態統計50歳時 累積初婚率	16.8% (1985年生)	平均初婚年齢の上昇にともなう構造的な生涯未婚の増加に加え、選択的な生涯未婚傾向も進む(1)	23.5% (1990年生)	20.4% (1990年生)
夫婦完結出生力	晩婚化効果の影響 (初婚年齢別 完結出生児数)	2.16人 (1953~57年生) 出生動向基本調査	1.72人 (1985年生)	晩婚化が進行し、平均初婚年齢の上昇にともない夫婦完結出生児数は以前より速いペースで減少する(2)  妻1960年代以降の出生コーホートで、顕著な低下	1.70人 (1990年生)	1.57人 (1990年生)
	晩婚化以外の影響 (結婚出生係数)		1.67人 (1985年生)			
	離婚別再婚効果 (離婚別効果係数)	0.952 (1955年生) 出生動向・人口動態・国勢調査	0.971 (一定)	離婚率の上昇傾向によりコーホートの平均子ども数は低下する	0.925 (1990年生)	
	出生性比	105.4 (2001~5年)	105.5	直近5年間の平均値で一定	105.4 (2001~5年)	-

- (1) 平均初婚年齢の上昇にともなう構造的な生涯未婚の増加とは、晩婚化によって非意図的に生ずる結婚の逸失によるものである。一方、選択的な生涯未婚傾向とは、結婚以外のライフコース選択の増加にともなう生涯未婚の増加傾向である。
- (2) 結婚年齢が高くなるほど夫婦の完結出生児数は加速的に減少するため、結婚年齢の上昇幅が同じであっても、子ども数の減少幅は高い年齢においてより大きくなる傾向がある。

高位、中位、低位の三つの仮定に基づいてコーホート年齢別出生率が推計されれば、それを組み換えることによって将来の期間合計特殊出生率を算出することができる。ただし、ここで得られた仮定値は日本人女性についての出生率なので、総人口を推計するための出生率を求めるには、外国人を含めた出生率が必要である。このために本推計では、日本人女性の年齢別出生率と外国人女性のそれとの関係を、近年の実績から得られる出生率モーメント（年齢別出生率の合計、平均出生年齢ならびに出生年齢の標準偏差）間の関係として求め<sup>11</sup>、これを一定と仮定して用いることで、前節において策定された日本人女性の出生率に対応する総人口の出生率を求めている<sup>12</sup>。なお、推計計算の過程において必要となる外国人女性から生ずる日本国籍児数については、その年齢別発生率を近年の実績を平均して用いた<sup>13</sup>。

これらの出生率構成に対応する人口動態統計と同定義の出生率（外国籍女性が生んだ日本国籍出生児も含めた出生率）は、日本人女性、外国人女性の人口構成に依存するため、人口推計の結果として算出されるものである。将来人口推計の出生率仮定について、こうした複数定義の出生率を扱うことは推計手法を著しく複雑なものとするが、人口の国際的交流が進展した人口状況を正確に再現するためには必須の仕組みである。

<sup>11</sup> 1987~2005年について得られた日本人女性、外国人女性それぞれの年齢別出生率のモーメント間の関係を、数理関数（ロジスティック関数）によってモデル化した。

<sup>12</sup> 手続きはすべて出生順位別出生率に対して適用され、その総計として出生率が求められた。

<sup>13</sup> 日本人男性を父とする場合、外国人女性から日本国籍児数が生ずる。外国人女性の生んだ児のうち、この日本国籍児数の母の年齢別の割合は近年安定的に推移しているため、本推計では2000~05年実績値について年齢別に最大および最小値を除いた平均値を算出し、これを用いた。

なお、推計時点における直近年次となる平成18(2006)年については、人口動態統計月報ならびに速報により年次途中までの出生の状況が把握できる<sup>14</sup>。それらの動向によれば2006年は前年の急な出生低下の揺り戻し効果もあり、出生数、率ともに前年同時期を上回っており、年次変動が生ずることが見込まれた。したがって、本推計においてもこれを反映することとし、コーホート出生率法による仮定に対し2006年についてのみ補正を行った。

表3に、結果として得られた将来年次の合計特殊出生率の推移を出生仮定の別に示した(いずれも死亡中位仮定との組み合わせによる)。出生中位仮定に対応する合計特殊出生率は、平成17(2005)年の実績値1.26から平成18(2006)年に1.29となった後、平成25(2013)年の1.21まで穏やかに低下し、その後やや上昇に転じて平成42(2030)年の1.24を経て、平成67(2055)年には1.26へと推移する。

同様に、高位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成17(2005)年の実績値1.26から平成18(2006)年に1.32となった後、平成42(2030)年に1.53を経て、平成67(2055)年には1.55へと推移する。低位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成17(2005)年の実績値1.26から平成18(2006)年に1.27となった後、平成38(2026)年に1.03台まで低下し、その後わずかに上昇を示して平成67(2055)年には1.06へと推移する。

**表3 それぞれの出生仮定に基づく将来年次の合計特殊出生率:2005～55年**

出生仮定 指標種別	実績	将来値					
	平成 17年 (2005年)	22年 (2010年)	32年 (2020年)	42年 (2030年)	52年 (2040年)	62年 (2050年)	67年 (2055年)
中位仮定 動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.218 (1.192)	1.229 (1.196)	1.238 (1.198)	1.252 (1.198)	1.260 (1.198)	1.264 (1.198)
高位仮定 動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.328 (1.300)	1.478 (1.438)	1.526 (1.477)	1.537 (1.478)	1.543 (1.478)	1.546 (1.478)
低位仮定 動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.081 (1.057)	1.042 (1.014)	1.038 (1.003)	1.050 (0.999)	1.059 (0.999)	1.063 (0.999)

注：動態統計定義とは、人口動態統計における出生率定義にもとづく合計特殊出生率を示す。日本人女性の率とは日本人女性の出生に限定した出生率定義に基づく合計特殊出生率を示す。後者が将来人口推計の前提となる仮定値であるのに対し、前者による将来年次の出生率は人口推計の結果として求まり、死亡や国際人口移動等の影響を受ける。本表は、死亡中位仮定との組み合わせにより推計された結果を示す。ただし、死亡仮定の違いによる差はごくわずかであり、他の死亡仮定との組み合わせでも実質的に変わらない(2006～55年間の合計特殊出生率の死亡仮定による違い(絶対値)の最大値<0.00004)。

<sup>14</sup> 推計時点において7月までの人口動態統計月別概数値による母の年齢別出生数、ならびに9月までの速報値による出生調査票作成枚数を得た。

## 附論

### 年齢別出生率モデルに関する各種数式のまとめ

ここでは、推計に用いられた年齢別出生率のモデルに関する数式をまとめておく（詳細については以下を参照のこと。金子隆一、1993、「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻第1号、“Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements.” *Demographic Research*, Vol. 9-10:223-262, (2003.11), <http://www.demographic-research.org/>）。

- (1) 一般化対数ガンマ分布関数

$$G(x; \theta_n)$$

パラメーター

$$\theta_n = (\lambda_n, u_n, b_n)$$

$$g(x) = \frac{|\lambda|}{b\Gamma(\lambda^{-2})} (\lambda^{-2})^{\lambda^{-2}} \exp \left[ \lambda^{-1} \left( \frac{x-u}{b} \right) - \lambda^{-2} \exp \left\{ \lambda \left( \frac{x-u}{b} \right) \right\} \right]$$

$$G(x) = 1 - I \left( \lambda^{-2}, \lambda^{-2} \exp \left( \lambda \frac{x-u}{b} \right) \right)$$

I は不完全ガンマ関数

- (2) 累積出生率関数  
第n子累積出生率関数（初婚はn=0）

$$F_n(x; C_n, \theta_n)$$

$$F_n(x; C_n, \theta_n) = C_n G(x; \theta_n)$$

- (3) 累積出生率関数の経験補正  
経験補正後、第n子累積出生率関数（初婚はn=0）

$$\hat{F}_n(x; C_n, \theta_n) = C_n \left\{ G(x; \theta_n) + \delta_n \hat{\xi}_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

$$\theta_n = (\lambda_n, u_n, b_n)$$

※  $\delta$  は補正強度を表すパラメーター。通常は1に固定する。

- (3-1) 経験補正関数

$$\hat{\xi}_n(z) = F_n(u_n + b_n z) / F_n(\beta) - G(u_n + b_n z; \lambda_n, u_n, b_n)$$

※  $z = (x-u)/b$ , ( $x=15, 16, \dots, 49$ ) における  $\xi$  を求めて、補間によって  $z$  の

表を作成する。

- (3-2) 婚前妊娠出生による年齢パターン補正  
経験補正関数は、以下のように分解される

$$\hat{\xi}_n(z) = \hat{\xi}_n^*(z) + \rho \hat{\xi}_n^P(z)$$

ここで  $\xi [P, n]$  は婚前妊娠出生による年齢パターン変化の経験補正值

一方、 $\xi [*, n]$  はこれを除いた経験補正值

※  $\rho$  は補正強度を表すパラメター。可変とする。

(基準コーホート(1935-55年生れ) で1と考えられる)

※第1子についてのみ考慮する。

経験補正関数(3-1)および(3-2)は、付表1ならびに参考図に示す。

- (4) 累積出生率関数 (出生順位(n)合計、L は最終出生順位)

$$\hat{F}(x) = \sum_{n=1}^L \hat{F}_n(x; C_n, \theta_n)$$

- (5) 年齢別出生率

第n子年齢別出生率 (初婚はn=0)

$$f_{n,a} = F_n(a+1) - F_n(a)$$

#### 年齢別出生率の経験補正の概要

- 第n子累積出生率関数 (初婚はn=0)

$$\hat{F}_n(x; C_n, \theta_n) = C_n \left\{ G(x; \theta_n) + \hat{\xi} \left( \frac{x_n - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

※  $\xi$  は、経験補正值。

第1子については婚前妊娠に対応する補正  $\xi [P, n]$  を追加

$$\hat{\xi}_n(z) = \hat{\xi}_n^*(z) + \rho \hat{\xi}_n^P(z)$$

$\xi [*, n]$  は通常の経験補正值 (基準コーホートに対する補正)

※  $\rho$  は補正強度を表すパラメター。可変とする。

(基準コーホート(1935-55年生れ) で1と考えられる)

※第1子についてのみ考慮する。

- 女性満年齢 a 歳における第n子年齢別出生率 (初婚はn=0)

$$f_{n,a} = F_n(a+1) - F_n(a)$$

年齢別出生率 (満年齢 a 歳)

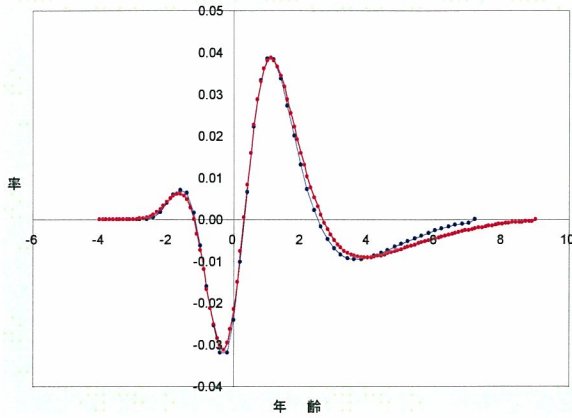
$$f_a = \sum_{n=1}^4 f_{n,a}$$

付表1 累積出生関数、経験補正関数(婚前妊娠補正):  
日本人女性出生率

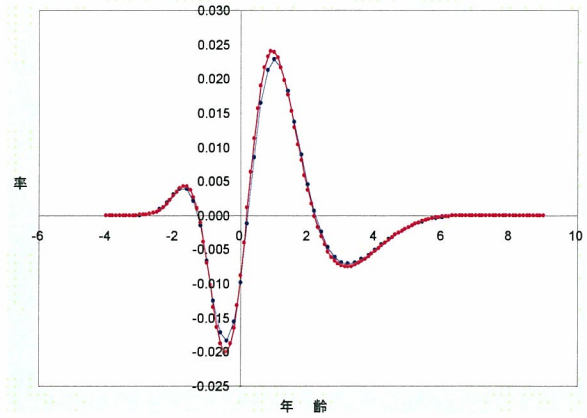
Standardized	First Marriage	Birth by Birth Order (n)				婚前妊娠 1子のみ	Standardized	First Marriage	Birth by Birth Order (n)				婚前妊娠 1子のみ
		1	2	3	4+				1	2	3	4+	
-4.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	2.6	0.00098	-0.00533	-0.00450	-0.00241	0.00051	-0.00027
-3.9	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000	2.7	-0.00082	-0.00611	-0.00447	-0.00234	0.00085	-0.00020
-3.8	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000	2.8	-0.00242	-0.00670	-0.00435	-0.00221	0.00111	-0.00015
-3.7	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00001	-0.00001	2.9	-0.00380	-0.00711	-0.00416	-0.00203	0.00130	-0.00012
-3.6	0.00000	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00001	-0.00001	3.0	-0.00498	-0.00737	-0.00393	-0.00183	0.00141	-0.00009
-3.5	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00002	-0.00001	3.1	-0.00599	-0.00749	-0.00366	-0.00161	0.00145	-0.00007
-3.4	0.00001	0.00001	0.00002	0.00001	-0.00003	-0.00002	3.2	-0.00683	-0.00750	-0.00337	-0.00140	0.00142	-0.00005
-3.3	0.00002	0.00001	0.00003	0.00001	-0.00005	-0.00003	3.3	-0.00751	-0.00740	-0.00307	-0.00120	0.00135	-0.00004
-3.2	0.00003	0.00002	0.00004	0.00002	-0.00007	-0.00004	3.4	-0.00805	-0.00723	-0.00277	-0.00102	0.00125	-0.00003
-3.1	0.00004	0.00003	0.00006	0.00004	-0.00011	-0.00006	3.5	-0.00846	-0.00700	-0.00246	-0.00085	0.00112	-0.00002
-3.0	0.00007	0.00004	0.00009	0.00008	-0.00016	-0.00008	3.6	-0.00877	-0.00671	-0.00216	-0.00070	0.00098	-0.00002
-2.9	0.00011	0.00007	0.00014	0.00014	-0.00019	-0.00011	3.7	-0.00898	-0.00638	-0.00186	-0.00057	0.00083	-0.00001
-2.8	0.00017	0.00012	0.00022	0.00026	-0.00020	-0.00016	3.8	-0.00911	-0.00602	-0.00159	-0.00046	0.00069	-0.00001
-2.7	0.00027	0.00020	0.00034	0.00043	-0.00018	-0.00022	3.9	-0.00916	-0.00564	-0.00133	-0.00036	0.00056	-0.00001
-2.6	0.00043	0.00034	0.00050	0.00065	-0.00016	-0.00032	4.0	-0.00915	-0.00523	-0.00110	-0.00028	0.00044	-0.00001
-2.5	0.00069	0.00055	0.00073	0.00091	-0.00011	-0.00045	4.1	-0.00907	-0.00481	-0.00089	-0.00021	0.00035	-0.00000
-2.4	0.00110	0.00084	0.00102	0.00120	-0.00007	-0.00069	4.2	-0.00895	-0.00440	-0.00071	-0.00016	0.00027	-0.00000
-2.3	0.00176	0.00121	0.00140	0.00150	-0.00004	-0.00100	4.3	-0.00879	-0.00399	-0.00056	-0.00012	0.00021	-0.00000
-2.2	0.00249	0.00169	0.00185	0.00179	-0.00002	-0.00136	4.4	-0.00859	-0.00360	-0.00043	-0.00009	0.00017	-0.00000
-2.1	0.00326	0.00228	0.00230	0.00206	-0.00000	-0.00171	4.5	-0.00837	-0.00323	-0.00033	-0.00007	0.00013	-0.00000
-2.0	0.00408	0.00289	0.00270	0.00226	0.00003	-0.00203	4.6	-0.00814	-0.00288	-0.00023	-0.00006	0.00010	-0.00000
-1.9	0.00490	0.00346	0.00298	0.00235	0.00005	-0.00231	4.7	-0.00789	-0.00255	-0.00016	-0.00004	0.00008	-0.00000
-1.8	0.00559	0.00395	0.00307	0.00229	-0.00002	-0.00254	4.8	-0.00763	-0.00225	-0.00009	-0.00003	0.00006	-0.00000
-1.7	0.00603	0.00423	0.00288	0.00205	-0.00013	-0.00254	4.9	-0.00736	-0.00196	-0.00005	-0.00002	0.00005	-0.00000
-1.6	0.00614	0.00420	0.00233	0.00158	-0.00022	-0.00209	5.0	-0.00709	-0.00170	-0.00001	-0.00002	0.00004	-0.00000
-1.5	0.00575	0.00369	0.00148	0.00083	-0.00028	-0.00132	5.1	-0.00682	-0.00145	0.00001	-0.00001	0.00003	-0.00000
-1.4	0.00473	0.00261	0.00029	-0.00023	-0.00041	-0.00026	5.2	-0.00654	-0.00123	0.00003	-0.00001	0.00002	-0.00000
-1.3	0.00276	0.00105	-0.00126	-0.00155	-0.00062	0.00151	5.3	-0.00628	-0.00102	0.00004	-0.00001	0.00002	-0.00000
-1.2	-0.00008	-0.00104	-0.00301	-0.00298	-0.00084	0.00357	5.4	-0.00601	-0.00085	0.00005	-0.00001	0.00002	-0.00000
-1.1	-0.00352	-0.00385	-0.00486	-0.00443	-0.00092	0.00551	5.5	-0.00574	-0.00069	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000
-1.0	-0.00749	-0.00700	-0.00669	-0.00575	-0.00088	0.00689	5.6	-0.00548	-0.00056	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000
-0.9	-0.01201	-0.01026	-0.00843	-0.00687	-0.00080	0.00743	5.7	-0.00522	-0.00044	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000
-0.8	-0.01670	-0.01349	-0.01003	-0.00768	-0.00066	0.00742	5.8	-0.00497	-0.00035	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000
-0.7	-0.02121	-0.01640	-0.01141	-0.00811	-0.00038	0.00683	5.9	-0.00472	-0.00026	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000
-0.6	-0.02527	-0.01869	-0.01232	-0.00816	0.00012	0.00627	6.0	-0.00449	-0.00019	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000
-0.5	-0.02853	-0.02003	-0.01258	-0.00780	0.00085	0.00557	6.1	-0.00427	-0.00014	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000
-0.4	-0.03066	-0.01993	-0.01196	-0.00698	0.00162	0.00478	6.2	-0.00405	-0.00011	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000
-0.3	-0.03120	-0.01877	-0.01052	-0.00577	0.00229	0.00392	6.3	-0.00383	-0.00008	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000
-0.2	-0.02960	-0.01654	-0.00847	-0.00419	0.00272	0.00302	6.4	-0.00363	-0.00006	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000
-0.1	-0.02635	-0.01312	-0.00587	-0.00230	0.00299	0.00210	6.5	-0.00342	-0.00004	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.0	-0.02157	-0.00882	-0.00285	-0.00026	0.00302	0.00119	6.6	-0.00323	-0.00003	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.1	-0.01508	-0.00400	0.00036	0.00179	0.00300	0.00030	6.7	-0.00304	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.2	-0.00756	0.00118	0.00356	0.00364	0.00296	-0.00035	6.8	-0.00285	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.3	0.00042	0.00634	0.00654	0.00506	0.00295	-0.00085	6.9	-0.00267	-0.00001	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.4	0.00836	0.01126	0.00921	0.00608	0.00297	-0.00131	7.0	-0.00250	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.5	0.01585	0.01561	0.01150	0.00670	0.00281	-0.00173	7.1	-0.00234	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.6	0.02271	0.01902	0.01324	0.00712	0.00228	-0.00209	7.2	-0.00218	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.7	0.02864	0.02158	0.01434	0.00736	0.00138	-0.00240	7.3	-0.00203	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.8	0.03303	0.02328	0.01481	0.00735	0.00036	-0.00266	7.4	-0.00188	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
0.9	0.03615	0.02402	0.01469	0.00719	-0.00070	-0.00285	7.5	-0.00173	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
1.0	0.03805	0.02388	0.01397	0.00683	-0.00164	-0.00298	7.6	-0.00158	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
1.1	0.03865	0.02306	0.01277	0.00627	-0.00246	-0.00306	7.7	-0.00144	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
1.2	0.03808	0.02167	0.01118	0.00557	-0.00315	-0.00307	7.8	-0.00131	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
1.3	0.03662	0.01981	0.00933	0.00473	-0.00377	-0.00303	7.9	-0.00118	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
1.4	0.03446	0.01763	0.00738	0.00381	-0.00419	-0.00294	8.0	-0.00106	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000
1.5	0.03179	0.01524	0.00544	0.00281	-0.00433	-0.00280	8.1	-0.00095	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	0.02877	0.01280	0.00363	0.00183	-0.00420	-0.00260	8.2	-0.00085	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	0.02554	0.01039	0.00200	0.00094	-0.00390	-0.00237	8.3	-0.00076	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	0.02228	0.00802	0.00054	0.00012	-0.00351	-0.00210	8.4	-0.00068	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.9	0.01909	0.00576	-0.00072	-0.00059	-0.00303	-0.00179	8.5	-0.00061	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.0	0.01597	0.00366	-0.00177	-0.00120	-0.00247	-0.00146	8.6	-0.00055	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.1	0.01300	0.00169	-0.00266	-0.00167	-0.00189	-0.00110	8.7	-0.00049	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.2	0.01023	-0.00011	-0.00336	-0.00201	-0.00135	-0.00083	8.8	-0.00044	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.3	0.00763	-0.00172	-0.00388	-0.00222	-0.00087	-0.00063	8.9	-0.00039	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.4	0.00522	-0.00313	-0.00423	-0.00235	-0.00039	-0.00047	9.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.5	0.00300	-0.00434	-0.00443	-0.00241	0.00009	-0.00036							

参考図 初婚関数、出生順位別累積出生関数の経験補正関数、および婚前妊娠補正

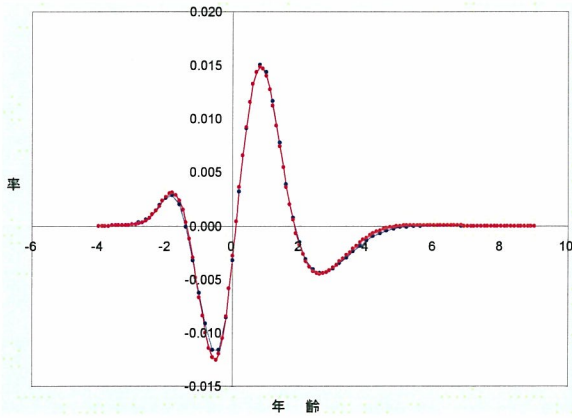
(1) 初婚



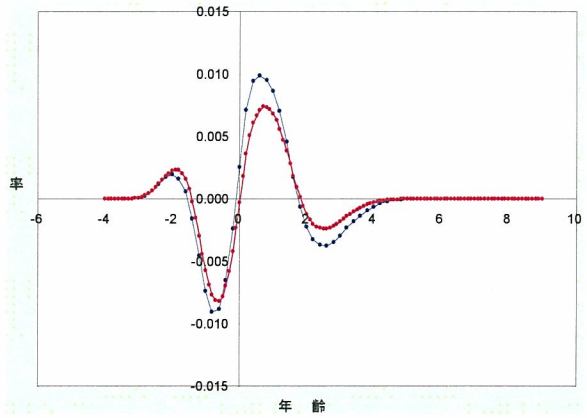
(2) 第1子



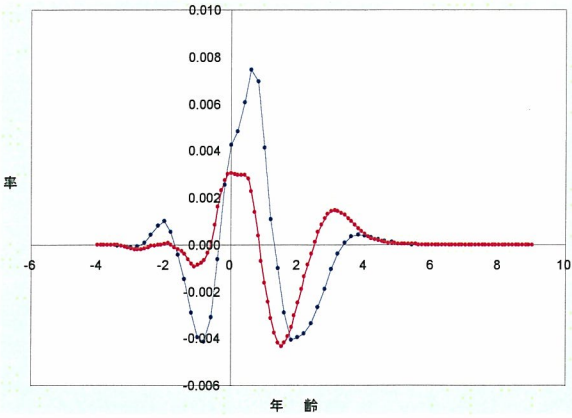
(3) 第2子



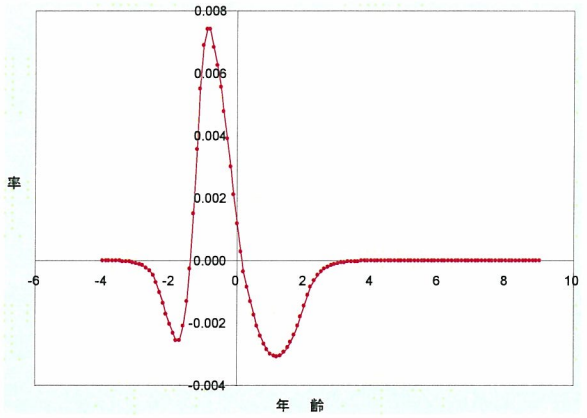
(4) 第3子



(5) 第4子以上



(6) 婚前妊娠補正



## 6 出生率の動向と仮定設定(2)：初婚の動向と出生率への影響

岩澤 美帆

### 1. はじめに

将来推計人口を行うためには、年齢別出生率の将来値を仮定しなければならない。その際、出生のほとんどが婚姻カップルから発生しているわが国においては、配偶関係構造が重要な規定要因となる。とりわけ、初婚の動向は、出生力変動の先行指標とも言え、その動向を正確に把握することが不可欠である。また、コーホートの完結出生力は、生涯未婚率、初婚経験者の初婚年齢パターン、初婚年齢別完結出生児数、離死別再婚効果といった諸要素によって決まると考えることができ、ここでも、初婚率の動向が重要な要素となる。本章では、出生率の仮定設定に用いるための婚姻指標、とくに初婚率に関する諸指標についての考え方を整理し、その近年の動向と出生率変動への影響に関する分析結果について述べる。具体的には、初婚率算定のための届出遅れの補正、日本人に発生する初婚・婚姻に基づく諸率の算定と動向分析、婚前妊娠結婚の動向分析、初婚行動変化の出生率への影響分析、婚外出生の動向分析を行った。

### 2. 初婚率における届出遅れの補整

初婚率のデータは、基本的には人口動態統計による婚姻届統計（婚姻統計の個票、1973年～2005年までを目的外使用の許可を得て再集計した）、または、配偶関係別人口がわかる国勢調査をもとに把握することができる。しかしながら、出生率の仮定設定を最終目標とし、結婚や出生の行動分析に整合性のある指標を得るためには、いくつかの加工や推定を施さなければならない。その一つが、届出遅れに関する補正である。

婚姻届は戸籍法に基づいて提出されるものであるが、個人の事情によっては、事実上の結婚生活が始まって届出を出さなかったり、提出が遅れたりする場合がある。法的には婚姻届が出された時点で婚姻カップルと認められることになるが、出生行動の先行行動として婚姻を捉えるためには、婚姻届の提出の有無に関わらず、結婚生活を開始したカップルの存在をとらえる必要がある。したがって、届出時ではなく、同居開始時別に、初婚の発生を集計しなければならない。人口動態統計には、届出年のほかに同居開始年という記録があるので、これを利用する。

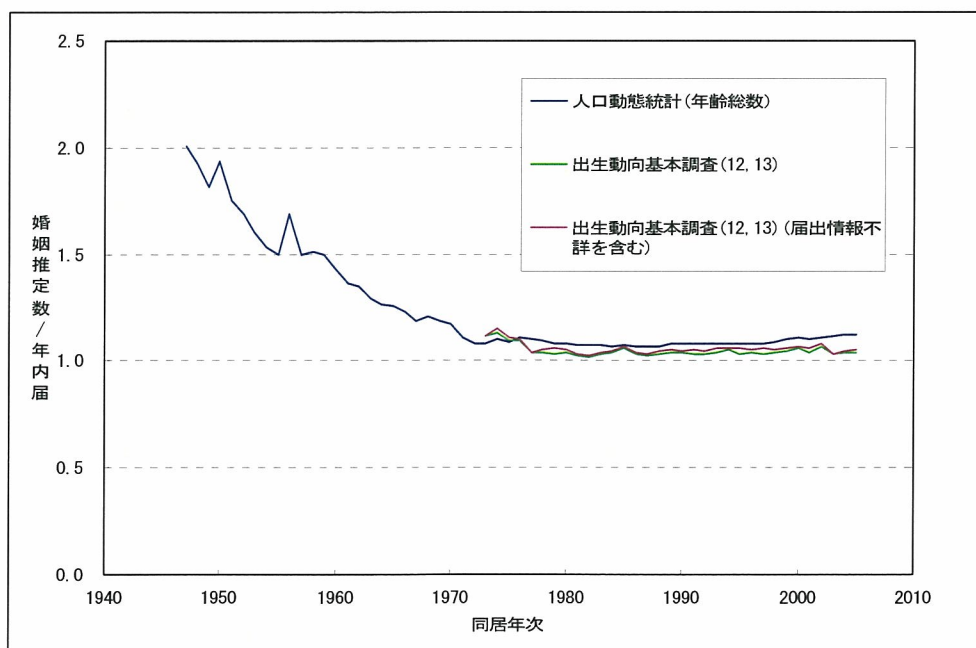
しかしながら、この方法で集計すると、かなり以前に発生した結婚は、その後の届出遅れをほとんど把握できるが、最近の結婚については、今後届出が出される分について、積算されず、過少になってしまう。そこで、同居開始年ごとに、届出年同居の初婚数に対し、翌年以降に届けられた件数の比率を計算し、データがない年次については、前年の比率を



用いることにした。こうした方法は、これまでの初婚率分析でも用いられている(石川 1995)。ただし、1979年以前については、個票のデータが欠けるなどして、届出遅れの状況を完全に再現することが難しい。そこで、過去に石川晃氏によって国勢調査の配偶関係構造などとの整合性を考慮して推定された初婚率のデータベースを活用することにした。

まず、届出遅れを加えた婚姻推定数と同居年と届出年が一致する年内届婚姻数の比率が、時代によってどう変わってきているかを確認しよう。図 1 には、人口動態統計の個票再集計を用いた、年内届け婚姻に対する、届出遅れ補正後の推定婚姻数の比率を示した。同時に、第 12 回および第 13 回出生動向基本調査(2002 年、2005 年実施)の夫婦票における婚姻届の時期に関する情報をつかった補足率を重ねた<sup>1</sup>。届出遅れを含む婚姻数の割合は、1950 年代、60 年代と減少した後、1970 年以降、多少上昇傾向にあるが、大きくは変化していない。ただし、年齢階級ごとにみると、10 代、20 代前半で、届出遅れの割合が近年増加する傾向にある(図 2)。この世代については、届出遅れを補正しない実数は、事実上の結婚発生よりも過少である可能性があることに十分留意して分析を進める必要がある。なお、近年の結婚ほど、届出遅れのパターンを過去の世代の実績で代用しているので、実際との誤差がある可能性が高まることに注意が必要である。ただし、図 3 にあるように、最新の傾向では 3 年以内に 99%の夫婦が届けを出しているので、3 年以上経過した年次についてはほとんど変化はないと予想される。

図 1 年内届け婚姻に対する、届出遅れを含んだ推定婚姻数の比率



<sup>1</sup> 出生動向基本調査では、同居開始時期と同時に、未届けを含めた、届出時期を訊ねている。

図2 年齢階級別にみた、年内届け婚姻に対する、届出遅れを含んだ推定婚姻数の比率

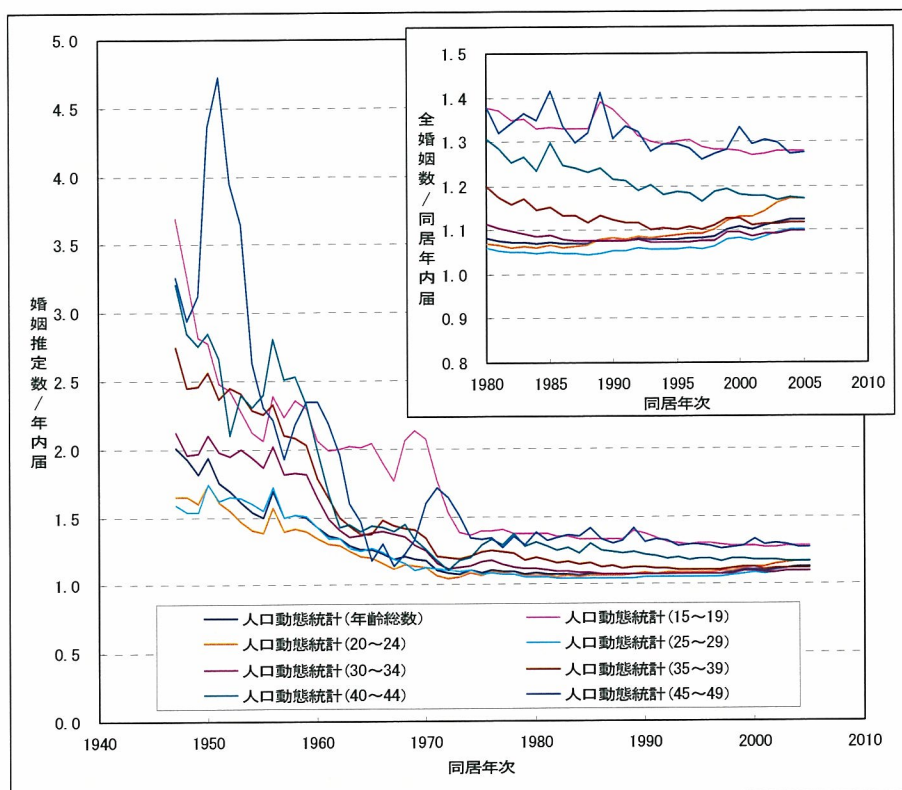
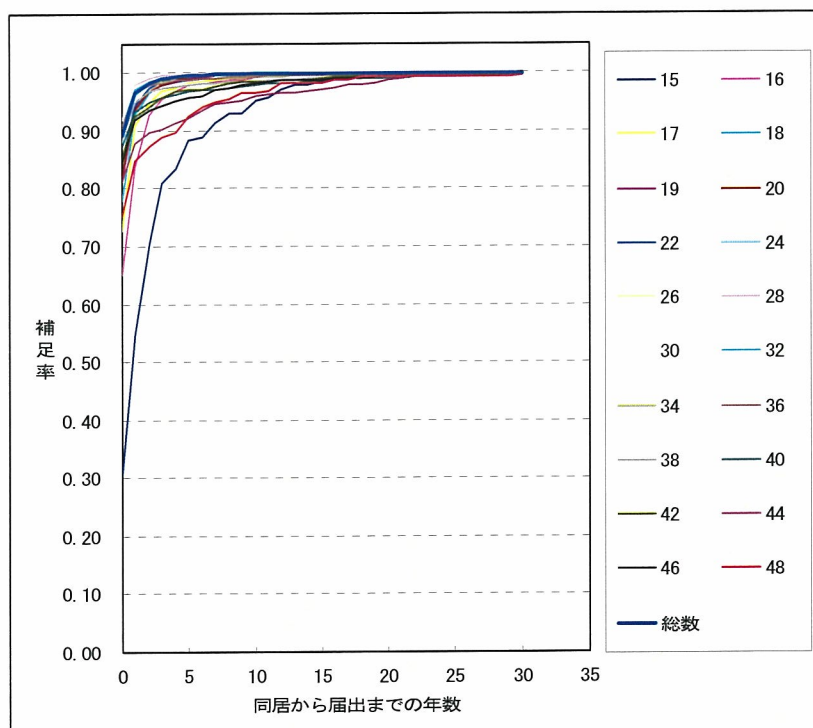


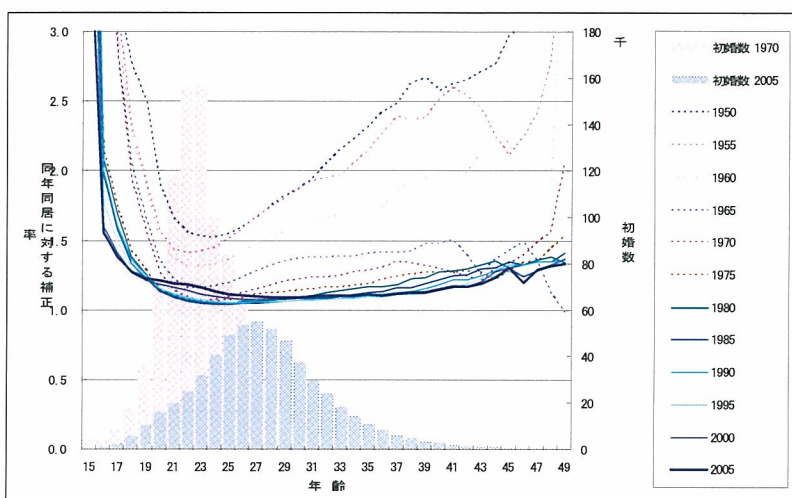
図3 同居年から届出までの年数別に見た婚姻数の補足率：2005年同居開始



5年ごとに、同年同居初婚数に対する届出遅れ補正率の年齢パターンを示したのが図4である。最近ほど、届出遅れの率が減少している、すなわち同居年次に届出をする夫婦割合が増加していることがわかる。年齢の若いところ、過去については高年齢のところ、補正率が格段に高い傾向があるが、グラフに重ねた1970年と2005年の初婚数(棒グラフ)をみてもわかるように、初婚の数自体が少ない年齢層での減少なので、全体への影響度は小さいとみられる。

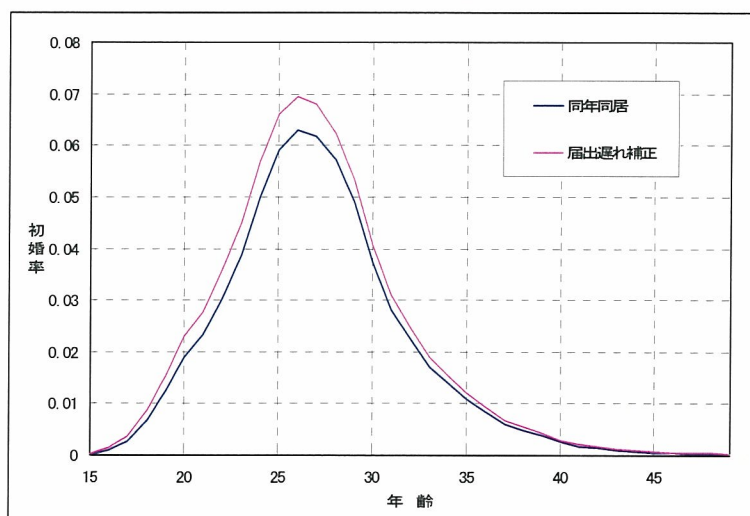
図5は、2005年について、届出と同年同居の初婚率と、届出遅れを補正した初婚率とを比較したものである。

図4 同年同居初婚に対する届出遅れ補正率の年次比較



注：補正率は表示年次前後2年を含めた平均値(「2000年」は1998年～2002年の平均値)である。

図5 届出年同居のみの初婚率と届出遅れを補正した初婚率の比較：2005年



注：日本人女性に発生する初婚率。

### 3. 年齢別初婚率の日本人女性に発生する初婚指標の算定

人口動態の変動を正確に理解するためには、指標に含まれる「構造要因」と、「行動要因」とを分離してとらえることが重要である。例えば、年齢別出生率や年齢別初婚率のように年齢別で観察する意義は、対象集団の年齢構造の特徴を排して行動変化を比較でき、さらに、人口動態の変動に対する年齢構造の変化による効果と出生行動の変化による効果とをわけて把握することを可能にする。こうした年齢別の観察に加え、近年は、国籍別の構造についても注意を払う必要が生じている。

前回までの推計では、日本人についての初婚率や出生率を算出する際に、人口動態統計における「日本における日本人」を発生件数とし、対応する日本人人口を分母とした指標によって動向などを分析していた。しかしながら、人口動態統計における「日本における日本人」には、夫日本人、妻外国人の婚姻や、父日本人、母外国人から発生した日本人出生が含まれており、日本人女性に発生する初婚率、日本人女性に発生する出生率の指標よりは、分子がやや過大になっている。過去においては、わが国の外国人比率は比較的低く、こうした影響が動向分析にあたえる影響は小さかったが、近年では外国人女性の割合が増えるとともに、今後、外国人割合が一層増加することになれば、その構造的な影響を分離したうえで、行動変化による変動を把握することが望ましいと考えられる。

そこで今回は、初婚、出生、離婚などの動態指標は、分子となる件数には、日本人女性に発生する事象に限定して動向を分析することとした。ただし、妻の国籍がデータ上で判明するのは1973年以降なので、それ以前については、妻外国人を含む、日本における日本人の初婚ということになる。

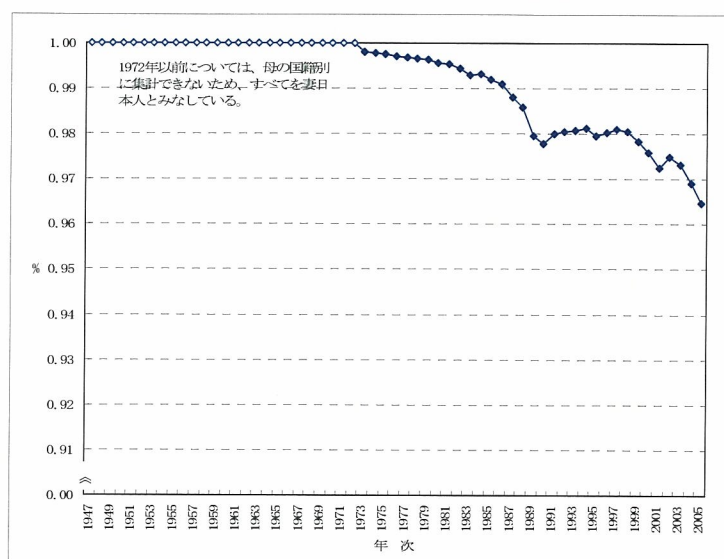
図6は、人口動態統計定義による「日本における日本人」かつ妻が初婚である婚姻のうち、妻の国籍が日本人である割合を示している。1970年代後半から徐々に日本人比率が低下しているため、1972年以前の日本人比率が1.0にきわめて近いと考えても問題はなさそうである。日本人比率は1980年代末から1997年頃にかけて98%前後で安定していたが、その後急激に減少しており、2005年では96%まで下がり、3.5%ほどが夫日本人・妻外国人が占めていることを示す。

以上のように届出遅れの補正および、日本人女性に発生する初婚に限定した初婚率を算出し、仮定設定のためのコーホート年齢別初婚率を算定した。また、同様の条件のもと、別稿で分析した離婚経験の動向を把握する際に必要な、初婚ではなく再婚を含めた年齢別婚姻率も算定した。図7は、日本人女性に発生する初婚に限定した初婚率を算出し、2005年について、人口動態統計の定義による年齢別初婚率と比較したものである。図8には、定義の違いによる合計婚姻率および合計初婚率の時系列を示した。図9は同様の指標の年次別平均年齢である。1990年代後半、20代前半における婚前妊娠結婚の増加によって、平均年齢がやや若年化する傾向が見えていたが、2000年以降、再び上昇傾向に転じている。

日本人に発生する初婚に限定した指標なのか、人口動態統計と同様、外国籍の妻を含んだ指標なのかは、両者の初婚数の比率分、差異が生じることになる。そこで、両者の比率

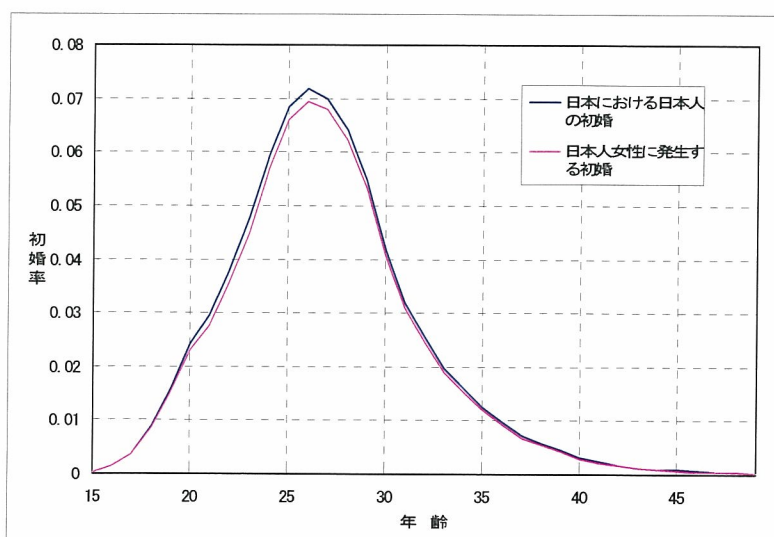
を出生コーホート別、年齢別に求め、累積初婚数の比率を年齢別にしめたものが、図 10 である。さらに、50 歳時点での累積初婚数の比率を、1955 年出生コーホートまでの実績を使って線形近似した。1990 年出生コーホートの日本人限定生涯未婚率と人口動態統計定義の生涯未婚率の比率は 0.961 となった。

図 6 妻が初婚（日本における日本人）のうち妻が日本人の割合



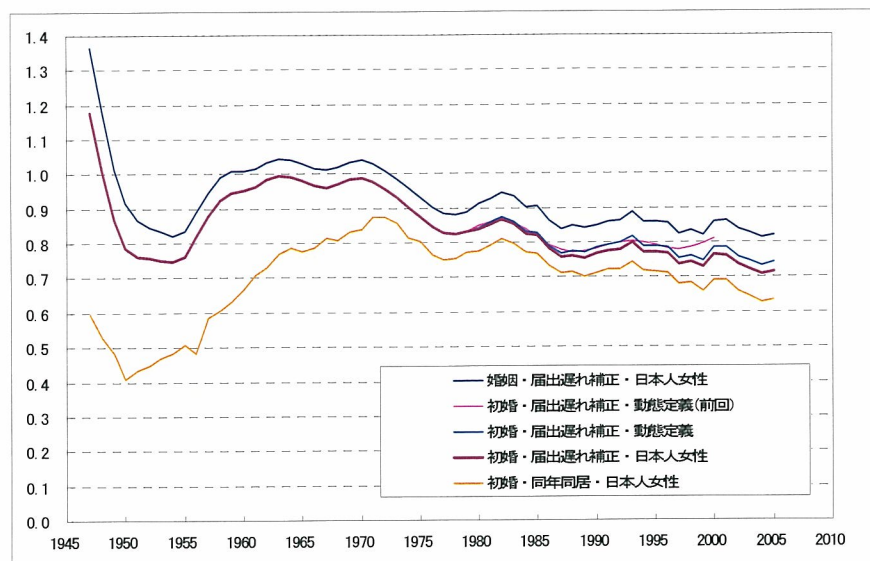
注：同年同居の初婚について。

図 7 「日本における日本人」初婚率と日本人女性に発生する初婚率の比較：2005 年



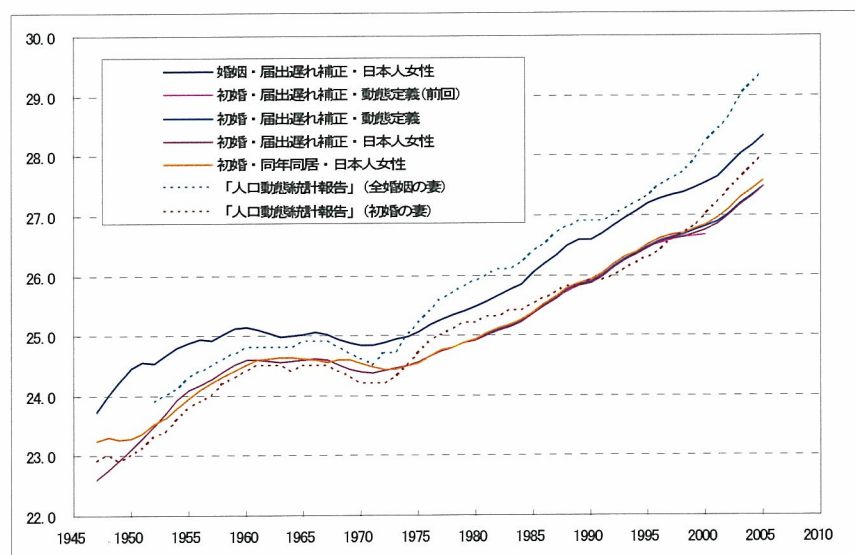
注：届出遅れ補正済み。

図8 合計婚姻率・合計初婚率に関する各指標の年次推移



注：合計婚姻率、合計初婚率とは、年齢別婚姻率、年齢別初婚率を15歳～49歳まで合計した値。  
 「日本人女性」とは、分子を日本国籍女性の初婚者に限定したもの。「動態定義」とは、夫妻一方が日本国籍である初婚女性を分子にしたもの。

図9 婚姻年齢および初婚年齢に関する各指標



注：年齢別婚姻・初婚率から求めた平均値。  
 「日本人女性」とは、分子を日本国籍女性の初婚者に限定したもの。  
 「動態定義」とは、夫妻一方が日本国籍である初婚女性を分子にしたもの。  
 「人口動態統計報告」の平均年齢は、年齢構造の影響を受けるため、近年では人口の多い30代の婚姻件数の影響を受け、高めに推移している。

図 10 50歳時生涯未婚率の変換係数  
(妻日本人初婚数/夫妻一方が日本人初婚数)

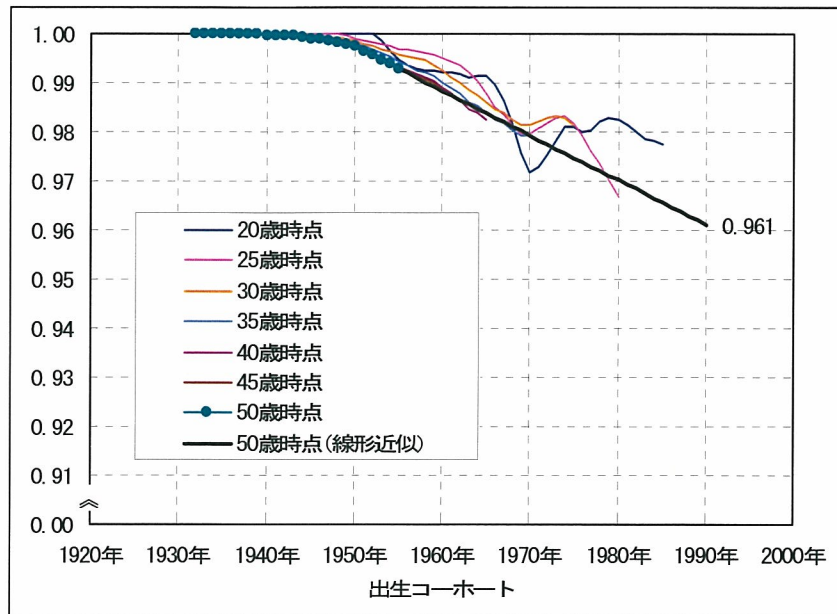
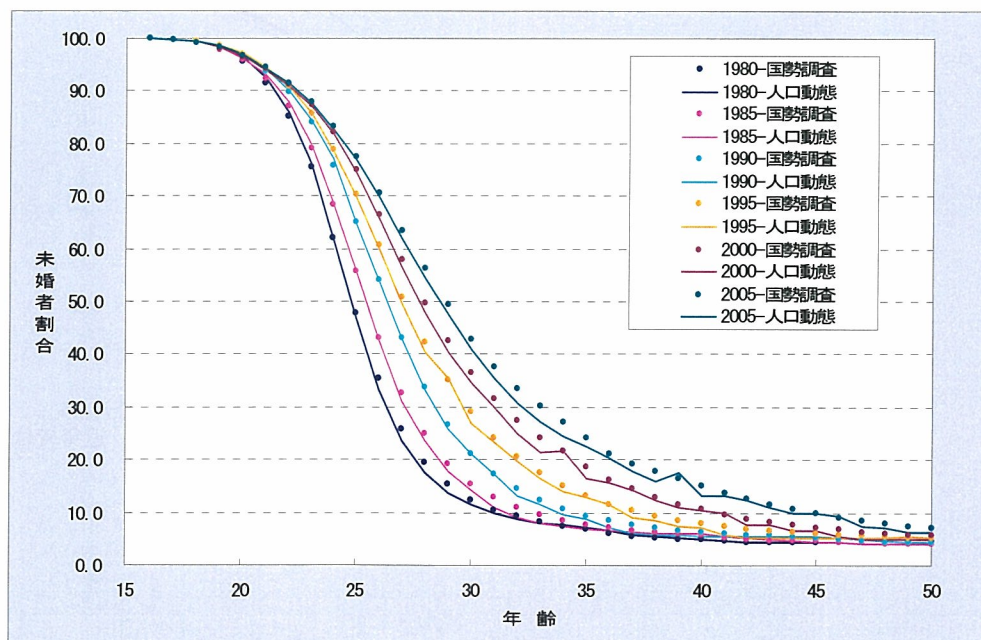


図 11 は、算定した年齢別初婚率のコーホート累積値を用いて、各年齢時の未婚者割合を求め、国勢調査における各年齢時の未婚者割合（不詳按分後、2歳階級の平均値）と比較したものである。2000年、2005年において、30代前半で、人口動態統計による未婚者割合がやや低い傾向にあることが確認できる。

図 11 年齢別未婚者割合の比較：国勢調査および人口動態統計



#### 4. 婚前妊娠結婚の動向

近年の初婚率の変動に関係するもう一つの現象として、婚前妊娠結婚の増加が挙げられる。ここで婚前妊娠結婚とは、分布の傾向などから判断し、第1子の出生時期が結婚(同居)後7ヶ月以内と定義した。初婚に占める婚前妊娠結婚の割合は、1970年代は1割以下であったが、その後上昇し、1990年代前半には15%前後となった。その後2000年頃までに急激に増加し、2割を超えたが、2001年以降、安定的に推移している(図12)。婚前妊娠結婚は20代前半に多いため、婚前妊娠結婚の増加に伴って、若年の初婚率の動向にも変化が現れている(図13)。なお、図13における年齢は夫妻同居時における年齢である。

図14は、合計初婚率の年次変化について、婚前妊娠結婚と妊娠を伴わない結婚の初婚率にわけて表示したものである。婚前妊娠を伴う初婚率の1990年代後半の急激な増加と、その後の停滞は、10代、20代前半の人工妊娠中絶実施率の動向とも連動しており、若年層の性行動の変化に起因するものとみられる(図15)。ちなみに、20代未満の人工妊娠中絶実施率の低下については、北村邦夫日本家族計画協会クリニック所長は、「月当たりのピル処方平均人数(人)」の寄与が有意であったことを示している(北村2004)。

婚前妊娠結婚の経験を出生コーホート別に見てみよう。図16では、出生コーホート別、年齢累積婚前妊娠結婚経験率を示した。黒いドット部分が実績値であり、実績値がない部分については、最新年次の発生率がある後も続いたと仮定した補外値を用いた。50最時点での累積経験率、すなわち生涯婚前妊娠結婚経験率と、生涯既婚率(50歳時累積初婚率)に占める割合を図17に示した。1950年出生コーホート以前は、若い年齢について補外値が、1956年出生コーホート以降については、高年齢において補外値が含まれることに注意しなければならないが、1950年生まれ以前は、既婚者の5%以下に過ぎなかった婚前妊娠結婚が、その後の世代で急激に増加し、1970年代後半生まれでは2割以上を占める可能性が示されている。ただし、近年の若年世代では、経験率の低下が認められるので、この水準が保たれるかどうかは定かではない。しかしながら、人口推計においてコーホート初婚率の将来推定を行う際には、こうした特殊な動向を制御すべく、現在の若年世代については補正係数による調整を行うべきであろう。



図 12 年齢別初婚率にしめる婚前妊娠結婚

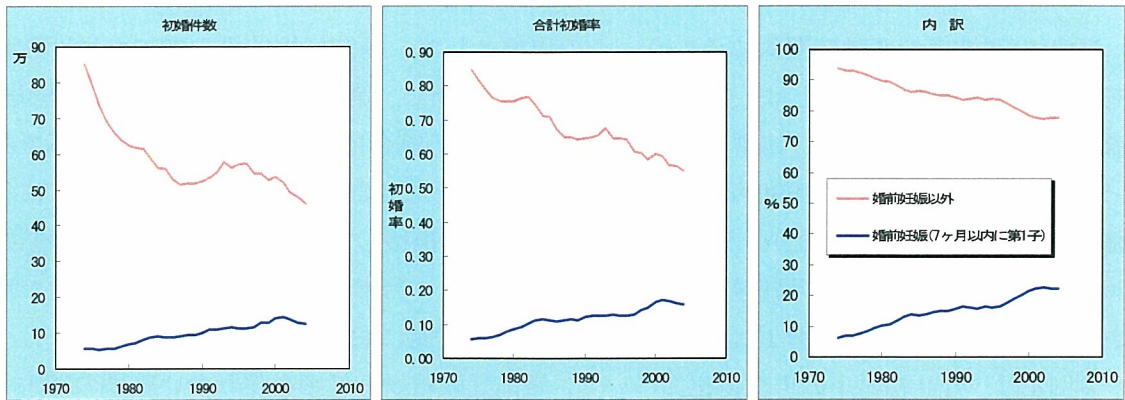


図 13 年齢別初婚率にしめる婚前妊娠結婚

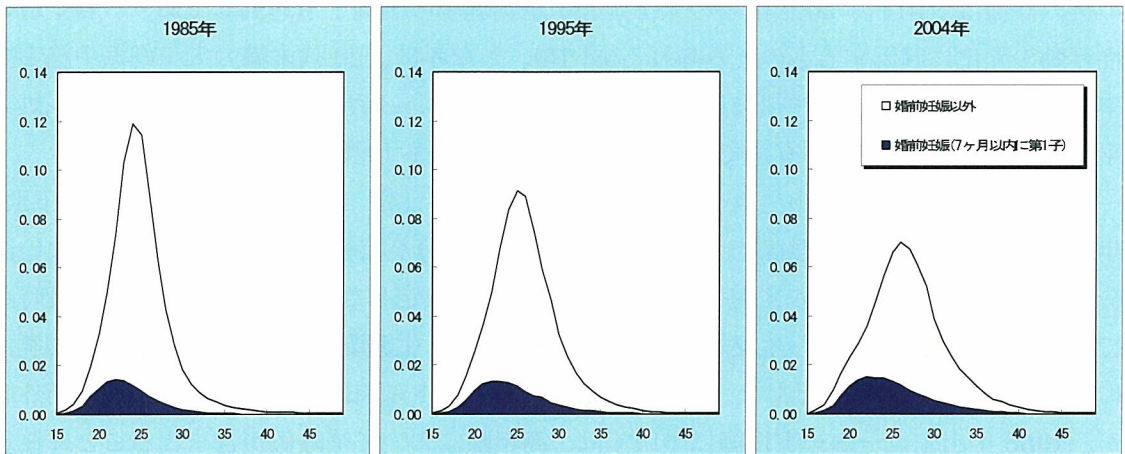


図 14 年次別にみた、婚前妊娠の有無別初婚率

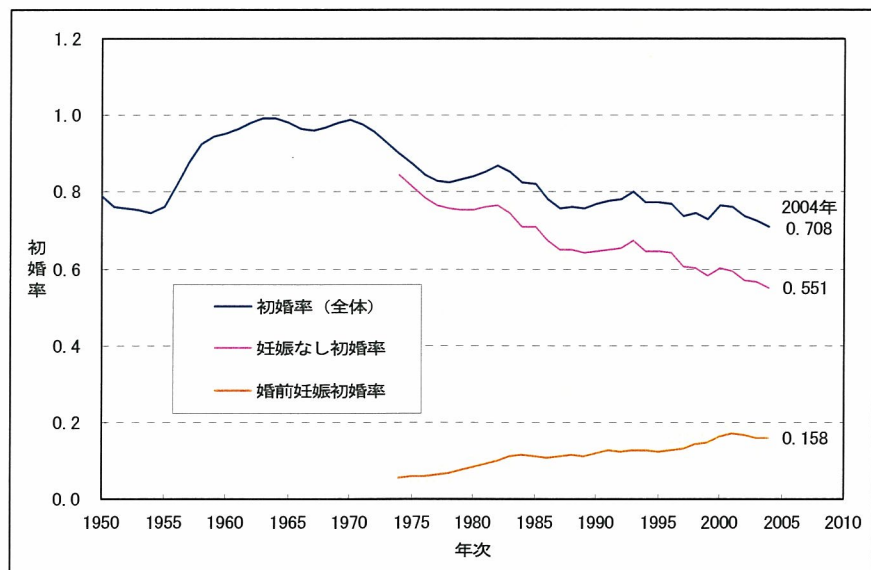
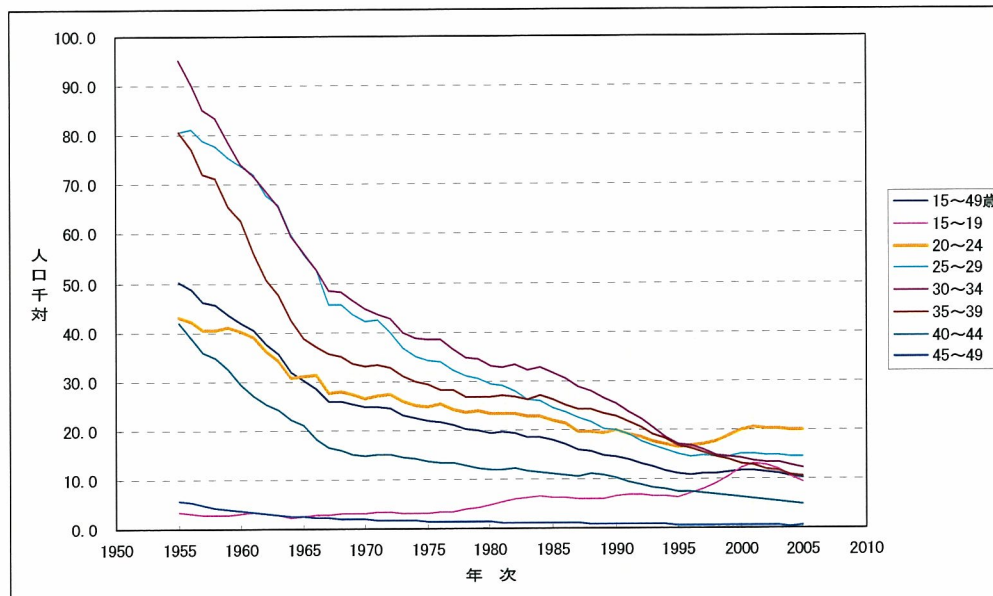
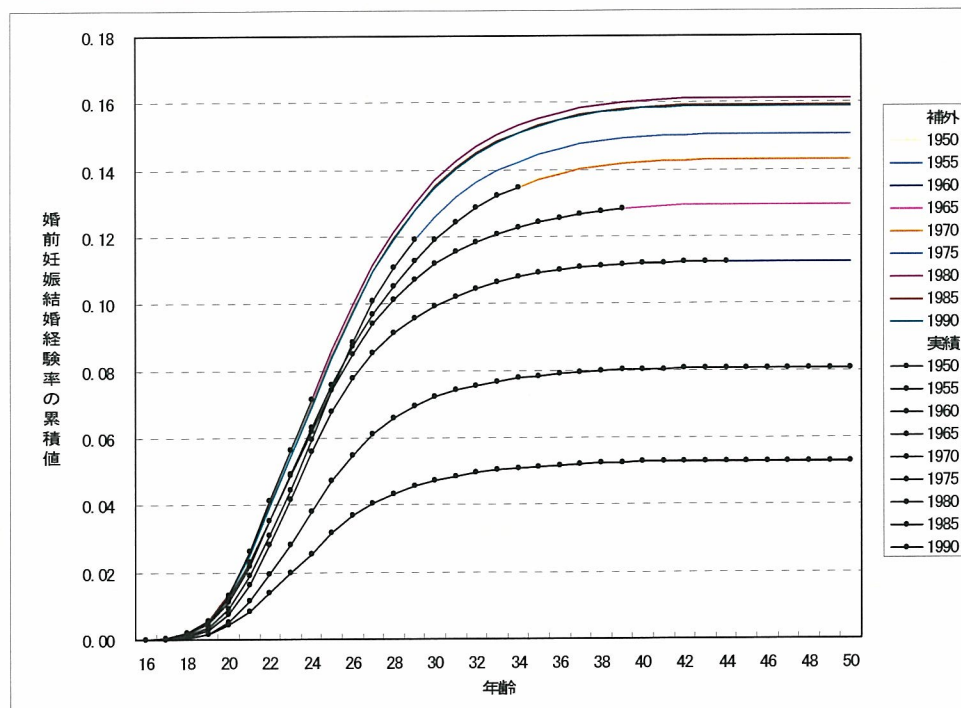


図 15 年齢階級別にみた人工妊娠中絶実施率



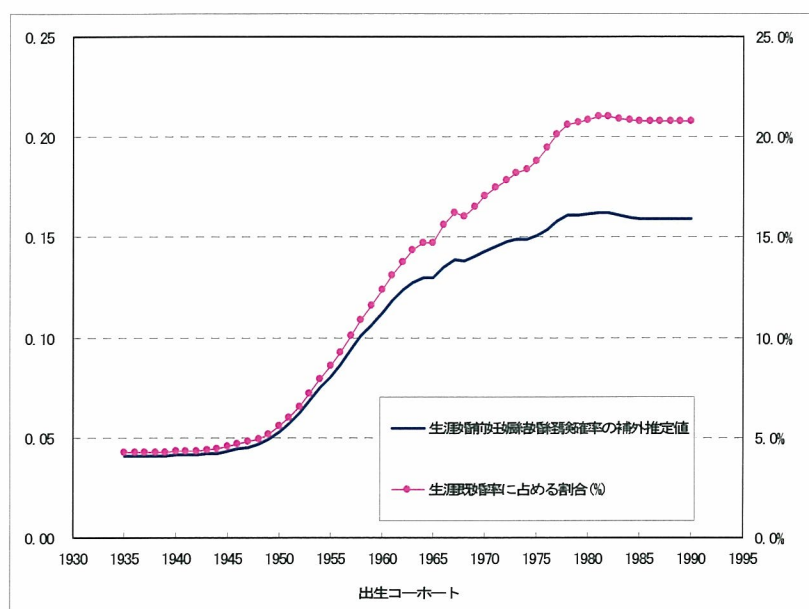
注：「母体保護統計」（2001年以前、暦年）「衛生行政報告例」（2002年以降、年度）（厚生労働省大臣官房統計情報部 2006b）。分母人口には10月1日女子総人口を使用した。

図 16 出生コホート別にみた、年齢累積婚前妊娠結婚経験率



注：ドットで示した実績値以外の線は、2004年の年齢別婚前妊娠初婚率を延長補外した推定値。

図 17 出生コホート別にみた、生涯婚前妊娠結婚経験率の補外推定値  
および生涯既婚率に占める割合



注：1950年出生コホート以前は若い年齢について補外値が、1956年出生コホート以降については高年齢において補外値が含まれる。

## 5. 初婚行動変化の出生率への影響

以上のような現状分析を経て、日本人女性に発生する初婚に限定した年齢別初婚率を算定した。図 18 は出生コホートごとに年齢累積値を示したものである。1950年代後半出生コホート以降、累積値が大きく低下し、未婚化が進んでいることがわかる。こうした結婚行動の変化が、出生率の低下にどの程度寄与しているのかを、シミュレーションによって示してみよう。日本ではほとんどの出生が婚姻内で生じるので、ある年齢集団の出生は初婚の年齢別発生率と初婚年齢別結婚持続期間別出生率によってモデル化することができる。基本的な考え方および方法論については、岩澤(2002)と同様である。今回は、新しい調査結果をふまえて実績データを更新した。

まず、年齢別初婚率については、前述したように、日本人女性から発生した初婚に限定した初婚率を計算し、届出遅れの補正についても、2005年までの人口動態統計の個票データから再集計を行った。したがって、2000年以前についても、前回使用した初婚率と数値が異なることになる。

初婚年齢別、結婚持続期間別出生率についても、1932年～1957年出生コホートの平均パターンを用いたが、第12回調査(2002年実施)における45～49歳の標本を加えた(図19, 図20)。この標準パターンは、調査時点に初婚どうし夫婦であった妻のデータをもとにしている。しかし現実には、初婚者の離別、再婚、または未婚での出生などが発生する。した

がって、初婚率と初婚年齢別出生率のモデルによって再現した出生率を、こうした現実にあわせて調整しなければならない。そこで、再生産期間が終了した世代の離再婚効果を別途推定し、モデル値に乗じて調整する。今回は、岩澤(2002)と同様の離再婚係数を使用した(完結水準で0.971)。係数算定に使用した世代は1950年代生まれ以前なので、1950年代生まれ以降に生じる離婚や再婚行動の変化による影響は、既婚者の行動変化に含まれることになる。離再婚効果の最新動向については、別稿に記す。

結果については、図21～図27、表1に示した。1955年出生コーホートから、初婚行動の変化が出生率を低下させていることがわかる。しかし1965年出生コーホート以降は、初婚行動の変化に加えて、初婚以外の行動変化(夫婦の子どもの産み方や、離婚や再婚行動の変化)の影響も現れていることがわかる。コーホート合計出生率は1955年出生コーホートで1.96、それが初婚行動の変化だけで、1990年出生コーホートは1.39まで、0.57低下していることがわかる。

こうした初婚行動による影響は、期間の出生率に対してはどのように現れているのだろうか。1975年以降の寄与をほぼ10年間ずつとらえると、1980年代までは、出生率低下分のほとんどを初婚行動変化が引き起こしていることがわかる。1990年代に入って、初婚行動以外の影響が顕著になったが、2000年以降の低下は、再び初婚行動の変化の影響が大部分を占めていることがわかる。1975年以降2005年までの低下分の8割近くを初婚行動の変化(未婚化)が説明することになる。2000年以降の初婚率の低迷は、雇用環境の悪化など社会経済的要因も考えられるが、2000年まで急増していた婚前妊娠結婚が頭打ちになり、タイミング効果による現象側面が重なった可能性もあり、より詳細な分析が必要である。

図18 出生コーホート別、累積初婚率

