

図 15 合計離婚率の年次推移(中位仮定に基づく)

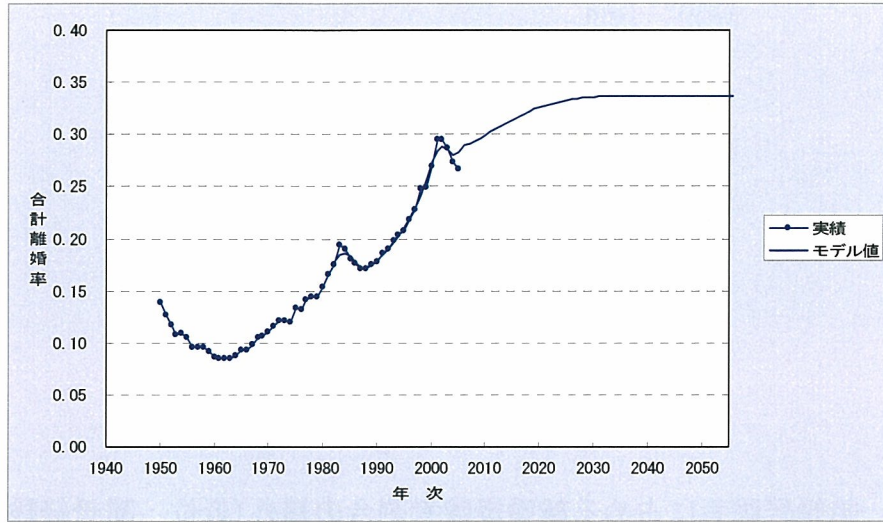
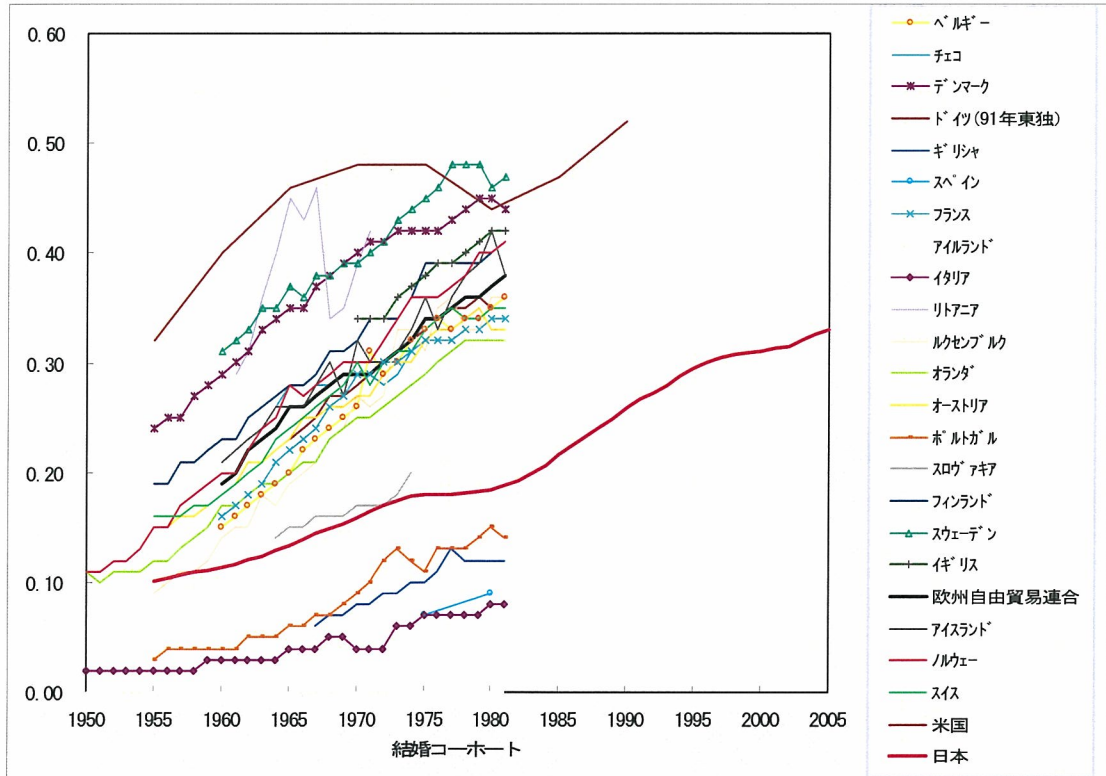


図 16 結婚コホート別にみた、結婚が離婚に終わる確率の国際比較



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 $R_{..}$ (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。

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

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)			γ	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	初婚以外夫婦	妻再婚	P_{rd}	C_r	R_r
			離別後			
			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

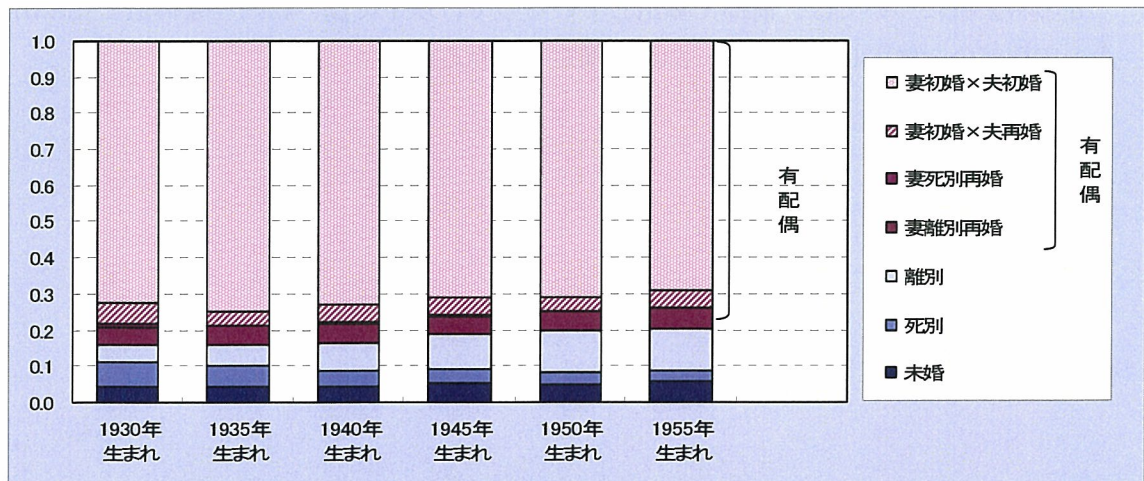


表1 国勢調査と人口動態統計による日本人女性50歳時の配偶関係構造

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

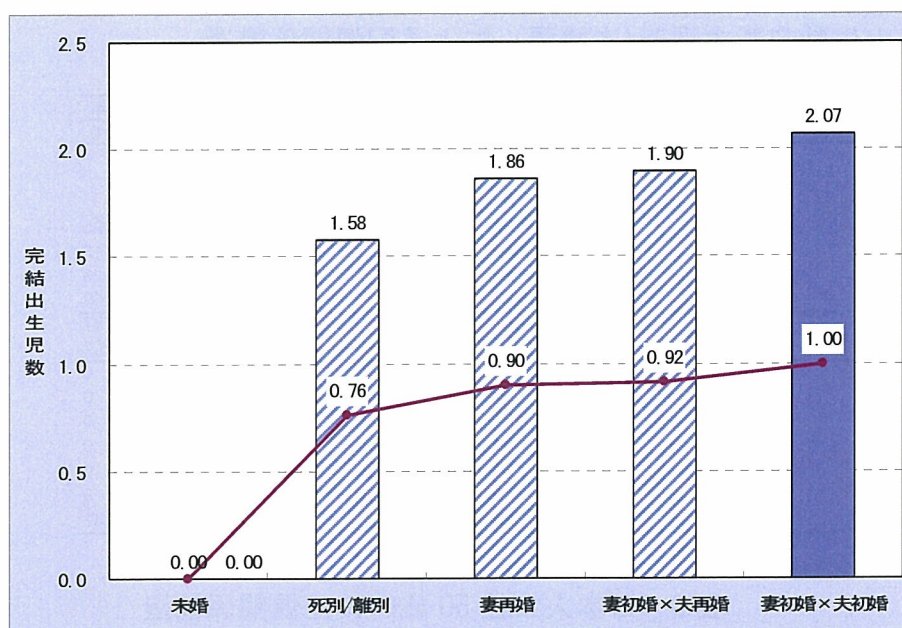
結婚経験の種類(女性50歳時点)				女性構成比					
				1930年 生まれ	1935年 生まれ	1940年 生まれ	1945年 生まれ	1950年 生まれ	1955年 生まれ
独身	未婚	未婚 (n)	未婚 (n)	0.045	0.044	0.042	0.052	0.050	0.058
		死別 (w)	離別・死別 (dw)	0.068	0.057	0.047	0.037	0.030	0.027
		離別 (d)		0.046	0.060	0.074	0.097	0.118	0.118
有配偶	既婚者	妻離別再婚 (dr)	妻再婚 (r')	0.051	0.049	0.053	0.051	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、離死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)

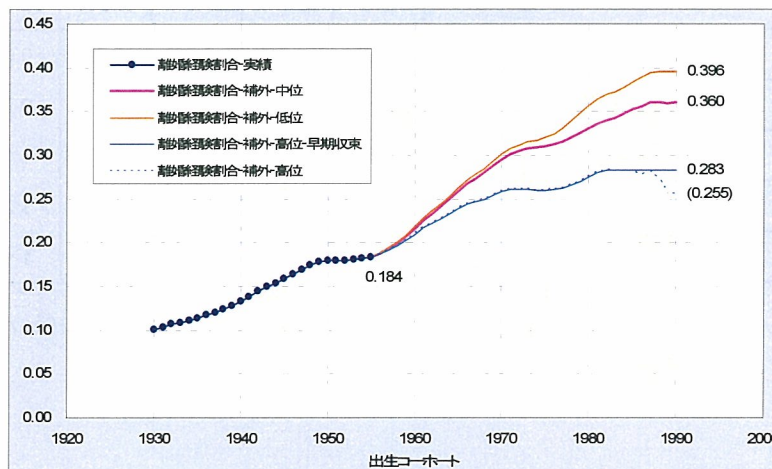


図 21 離別経験割合と死別経験割合の関係

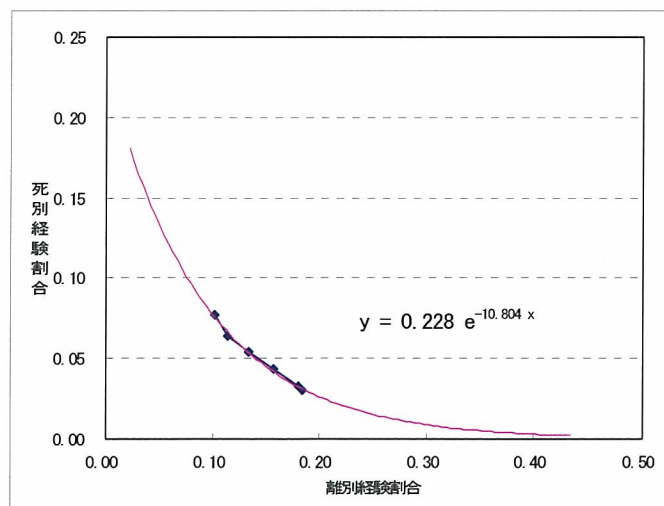


図 22 離別経験割合と離死別再婚効果 δ （総数と出生順位別）の関係

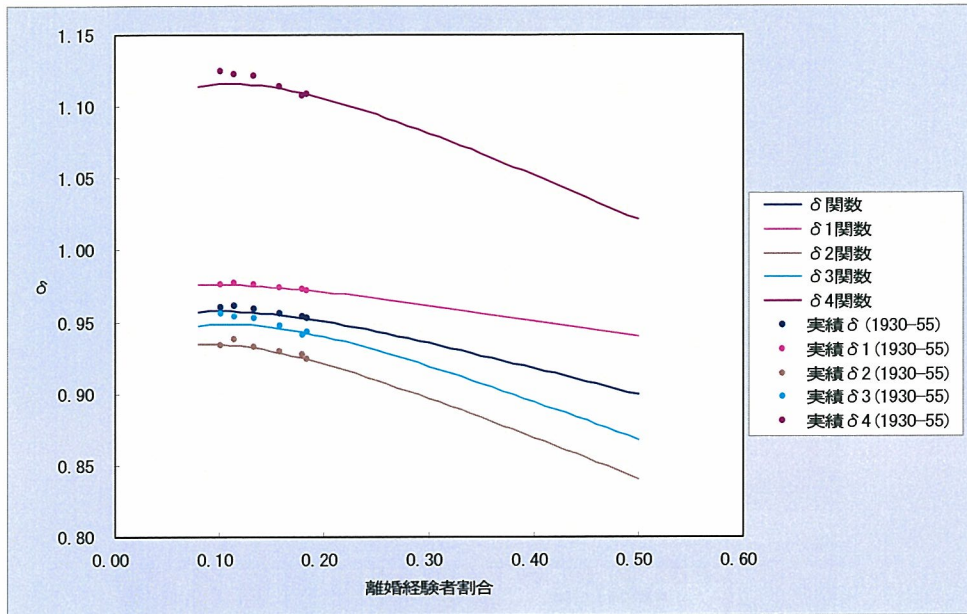


図 23 高位・中位・低位の離別経験割合と対応する離死別再婚効果 δ

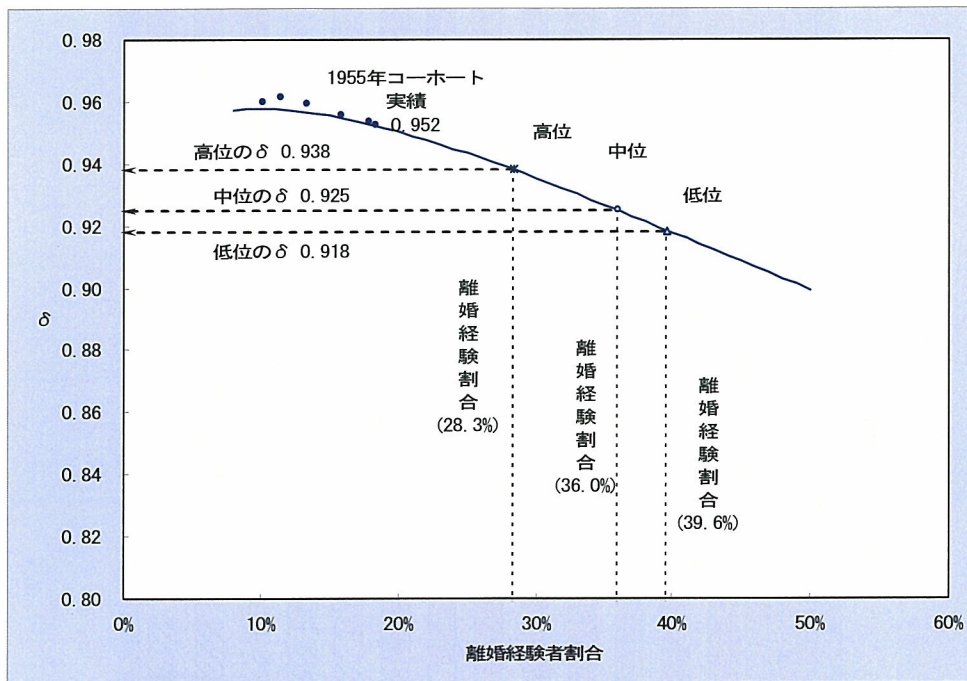


図 24 出生コホート別、結婚経験構成の将来値

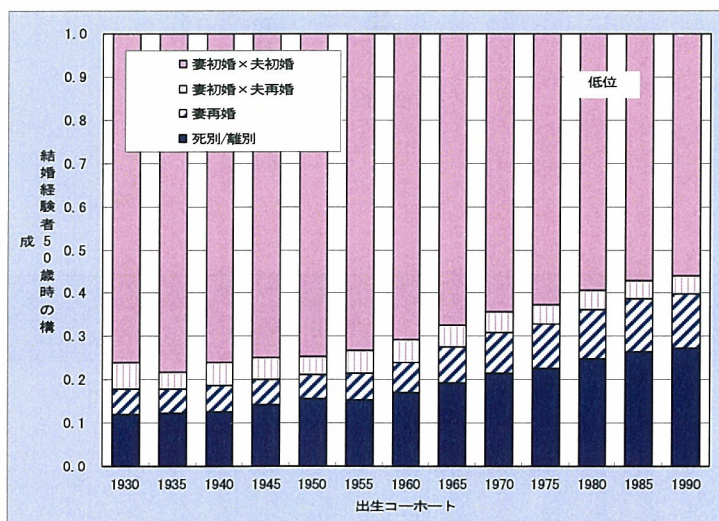
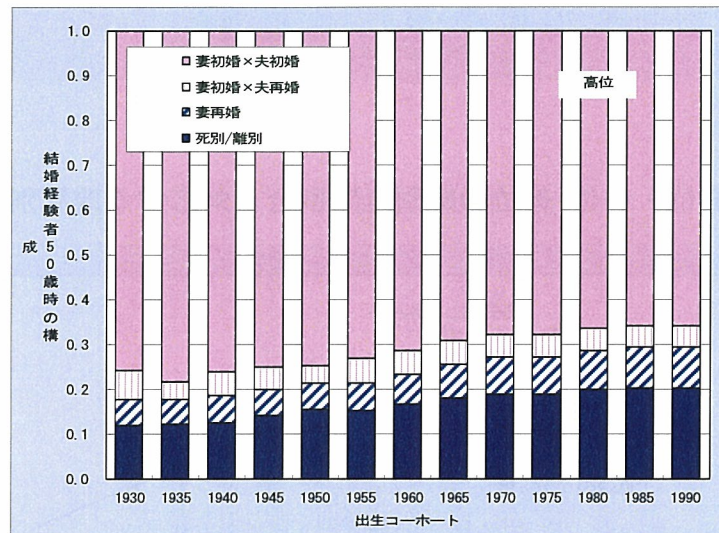
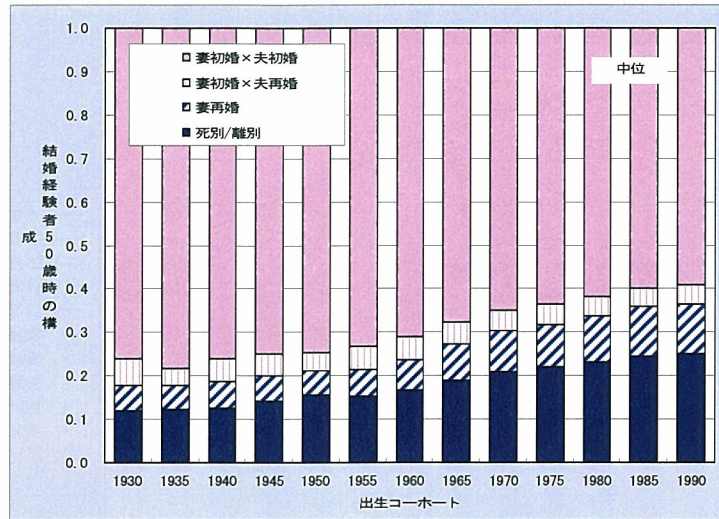


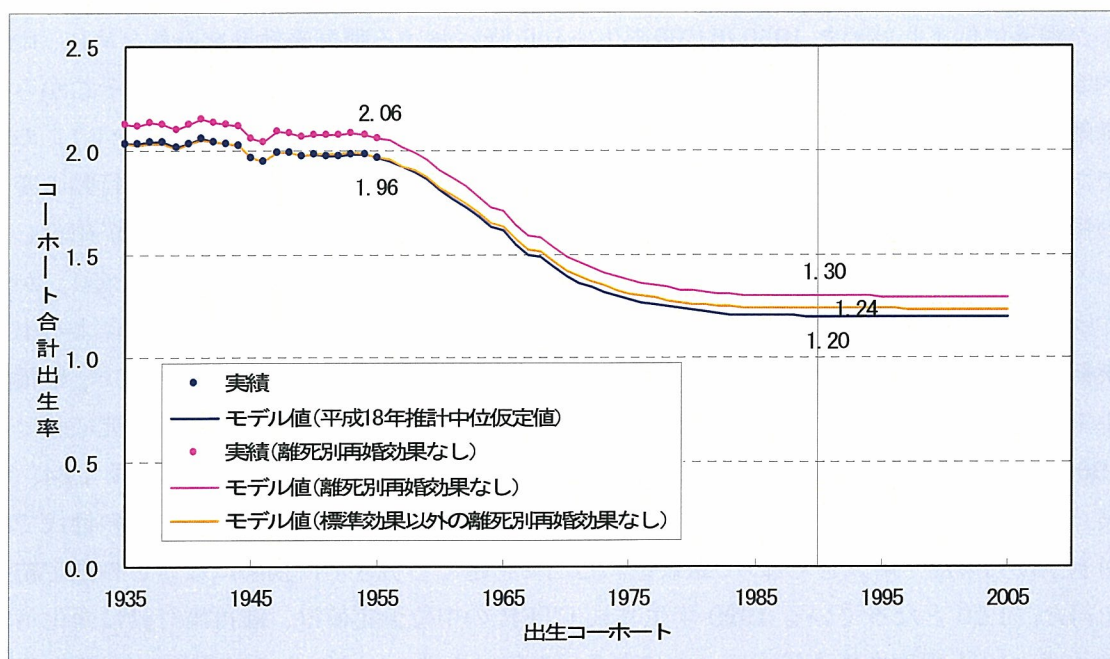
表 6 女性 50 歳時の結婚経験構造と離死別再婚効果係数の将来値

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)		Cn (≈ 0.00)	Rn (0.00)	γ (5.8%)	γ (23.5%)	γ (17.9%)	γ (27.0%)		
	既 婚	離 別 (d)	Cdw (1.58)	Rdw (0.76)	Pd (11.8%)	Pdw (19.1%)	Pdw (16.7%)	Pdw (19.9%)		
		死 別 (w)			Pw (2.7%)					
有 配 偶	既 婚	離婚経験者 初婚以外夫婦	妻再婚	離別後	Cr (1.86)	Rr (0.90)	Prd (5.5%)	Pr (8.8%)	Pr (7.5%)	Pr (9.2%)
				死別後			Prw (0.2%)			
		妻初婚×夫再婚 (fr)	Cfr (1.90)	Rfr (0.92)	Pfr (5.1%)	Pfr (3.3%)	Pfr (4.0%)	Pfr (3.0%)		
		初婚どうし (ff)	Cff (2.07)	Rff (1.00)	Pff (68.9%)	Pff (45.3%)	Pff (54.0%)	Pff (40.8%)		
離婚経験者割合					d=18.4%	d=36.0%	d=28.3%	d=39.6%		
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水準の仮定を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.

8 年齢シフト構造を持つ Lee-Carter モデルを用いたわが国の死亡率推計

石井 太

はじめに

国立社会保障・人口問題研究所より新たに公表された「日本の将来推計人口（平成 18 年 12 月推計）」では、推計手法としてコーホート要因法が用いられている。死亡による人口の変動を推計するためには将来の生残率が必要となるため、将来人口推計を実行するためには将来の死亡率推計が必要となる。

平成 18 年 12 月推計では、現在国際的に標準的な方法とされ、平成 14 年 1 月推計でも用いたリー・カーター・モデルを採用しつつ、これに対して世界の最高水準の平均寿命を示すわが国の死亡動向の特徴に適合させるため、新たな機構を加えて死亡率の投影を行った。具体的には、過去の死亡率曲線にロジスティック曲線を当てはめて、その年齢シフト量と勾配に関するパラメータを推定し、これによる高齢死亡率の年齢シフトを考慮した上でリー・カーター・モデルを適用することによって、死亡率改善の著しいわが国の死亡状況に適合させるものである。本研究はこのモデルを用いたわが国の死亡率推計について述べる。

1. 近年の死亡動向

わが国は、近年、男女ともに世界的に見てトップクラスの平均寿命を保ちつつ推移してきているが、その死亡動向について、まず生命表を用いて見てみることにしよう。

今からおよそ 50 年前である昭和 30(1955) 年(第 10 回生命表)の平均寿命は、男性 63.60 年、女性 67.75 年であったが、平成 17(2005) 年完全生命表によれば、男性 78.56 年、女性 85.52 年であり、この間に平均寿命は男性で 14.96 年、女性で 17.77 年の伸びがあった。この伸びは近年徐々に緩やかになっているとはいえ、昭和 55(1980) 年の平均寿命が男性 73.35 年、女性 78.76 年であることから、それ以降の 25 年間だけをとっても、男性 5.21 年、女性 6.76 年と引き続き伸びを示していることがわかる(図 1)。

このように、近年のわが国の平均寿命は国際的に見てトップクラスの水準を保ちつつ、なおも改善を続けているという点が第一の特徴である。寿命がどこまで延びるのかは重要な関心事であるが、かつて人口学者の間では、寿命には一定の限界があり、平均寿命もやがてその限界に近づいていくため伸びが鈍っていくとの議論が有力であった。しかし、最長平均寿命は各国や国連などによる平均寿命の推計値を上回って延びてきており、従来、比較的確実性が高いと考えられてきた平均寿命の動向は、再度、不確実性の高い現象として捉える必要が出てきたといえよう。

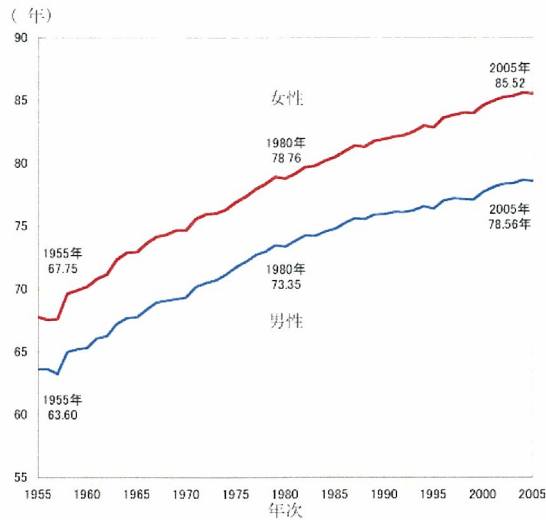


図1 平均寿命の推移

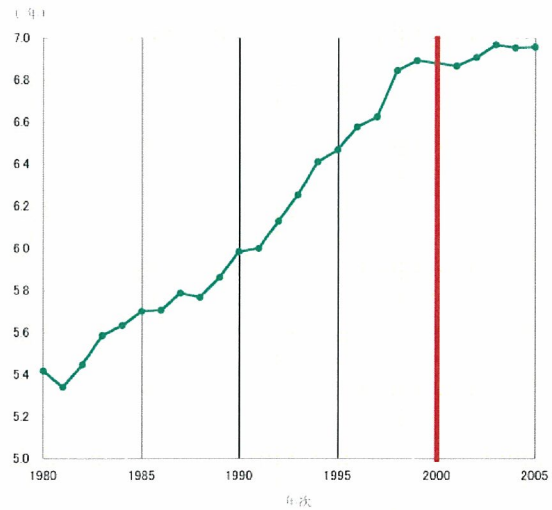


図2 平均寿命の男女差の推移

わが国の平均寿命のもう一つの特徴は男女の平均寿命の差にある。近年、多くの欧米先進諸国においては、平均寿命の男女差が縮小する傾向にあるが、一方、わが国では、昭和30(1955)年に4.15年であった男女差が、平成17(2005)年完全生命表では6.96年と拡大してきており、諸外国と異なる傾向を見せてきたところである。しかしながら、この拡大傾向には特にこの5年間程度で変化が見られる。1990年代までは男女差は比較的堅調な拡大基調であったが、直近である2000年以降については、男女差がそれほど大きく拡大しなくなるという傾向の変化が見られるようになってきている(図2)。

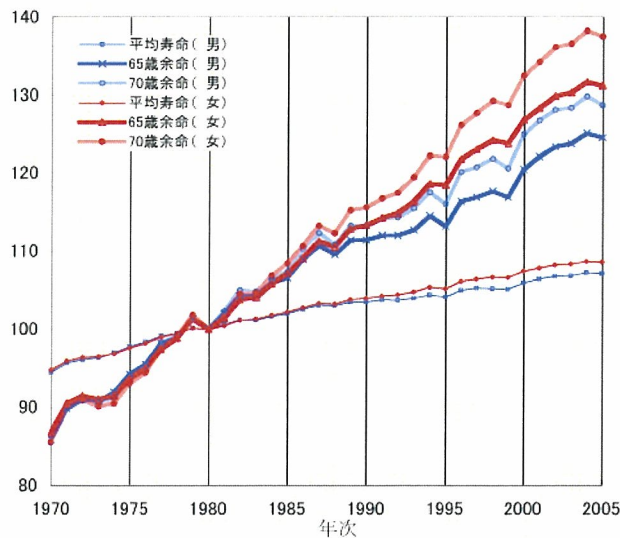


図3 平均余命の延びの推移の比較(1980年を100とした指数)

次に、近年のわが国の死亡率改善の特徴として、男女とも特に高齢部での改善が著しいことが挙げられる。図3は、0歳・65歳・70歳の平均余命について、昭和55(1980)年を100とした場合の指数を示したものである。これによれば、男女とも平均寿命の指数の増大に比べ、近年、65歳・70歳余命の指数の増大が大きく、近年、高齢での死亡率改善が著しいことがわかる。

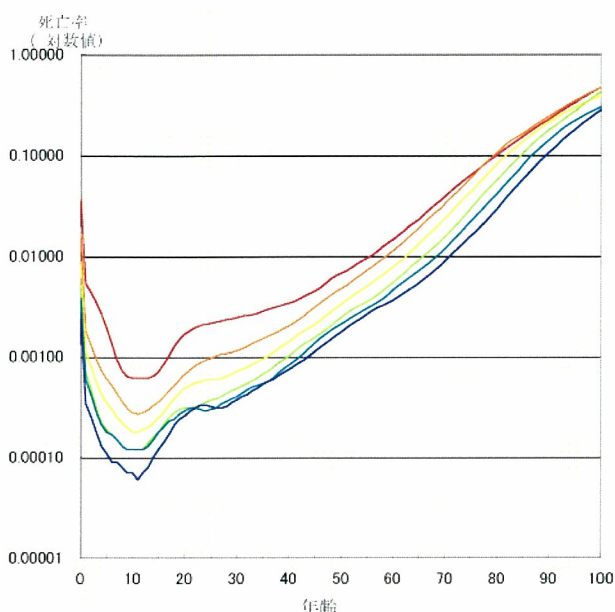


図4 年齢別死亡率（対数値・女性）

さらに、これらを年齢別死亡率のレベルで観察するため、図4に昭和30(1955)年以降10年おきの女性の年齢別死亡率（対数値）をグラフに示した。これによれば、この間の年齢別死亡率は、当初、低年齢における改善が起き、その後、高年齢における改善へと変わってきていることが分かる。特に、近年における高年齢での死亡率の変化は、死亡率曲線が高齢側にシフトしている動きと見ることもできる。このように、わが国の近年の平均寿命の延びの要因の一つである高齢死亡率改善は、死亡率曲線の年齢シフトという死亡状況の変化と捉えることが可能である。

2. 基礎データ

今回の死亡率推計モデルの基礎データとしては、1970～2005年の男女別年齢別死亡率を用いた。これは、平成14年1月推計と同様、過去36年間の死亡率データである。ただし、厚生労働省統計情報部による公式生命表は、完全生命表と簡易生命表の違いや、作成年次により作成方法が異なっている。また、簡易生命表については、過去の年次のものについて85歳以上、90歳以上などが一括で表示されているものがある。そこで、死亡率推

計モデル構築にあたり、推計用生命表をに統一的に再作成することとした。

これにあたり、将来人口推計における死亡率推計及び本研究プロジェクトにおける研究分析に使用目的を限定し、1972～2005年の人口動態調査死亡票を目的外集計することにより、死亡率推計モデル及び関連研究に使用するための基礎データを作成した*1。この基幹となるデータ構造は図5に示すものである。なお、1971年以前については同等のデータが取得できないため、人口動態調査の報告書からデータを入力し、いくつかの分類については総数のみからなる構造を持つデータを連結し、統合した*2。

	日本における日本人							日本における外国人						
	総数	死因01	死因02	...	死因16	死因17	合計	死因01..	合計	死因01..	合計	死因01..	合計	死因01..
死亡月計	合計	死因01	死因02	...	死因16	死因17	合計	死因01..	合計	死因01..	合計	死因01..	合計	死因01..
当年発生	表録1: 死因年次推移分類別													
男子	00:合計													
年総計	01:H01(総数)													
000	02:H02(悪性新生物)													
001	03:H03(糖尿病)													
002	04:H04(高血圧性疾患)													
003	05:H05(心疾患(高血圧性を除く))													
004	06:H06(脳血管疾患)													
005	07:H07(肺炎)													
.	08:H08(慢性気管支炎及び肺気腫)													
119	09:H09(喘息)													
120	10:H10(胃潰瘍及び十二指腸潰瘍)													
999	11:H11(肝疾患)													
201	12:H12(腎不全)													
202	13:H13(老衰)													
203	14:H14(不慮の事故)													
204	15:H15(その他)交通事故													
205	16:H16(自殺)													
206	17:その他の死因													
207	表録2: 年齢記号別													
208	総数													
女子	誕生日前													
年総計	誕生日後(誕生日過ぎと年齢不詳)													
1年前発生	日本における日本人													
男子	日本における外国人													
1月	000:0歳													
12月	001:1歳													
死亡月不詳	...													
	119: 119歳													
	120: 120歳~													
	999: 年齢不詳													
	0:歳再掲													
	201: 7歳未満													
	202: 7歳以上2歳未満													
	203: 2歳以上3歳未満													
	204: 3歳以上4歳未満													
	205: 4歳以上2月未満													
	206: 2月以上3月未満													
	207: 3月以上6月未満													
	208: 6月以上1年未満													
	209: 不詳													
	表録2: 男女別													
	男子													
	女子													
	表録3: 死亡年別													
	00:当年発生													
	01:1年前発生													
	...													
	09:9年前発生													
	10:10年以上前に発生													
	11:死亡年不詳													
	表録4: 死亡月別													
	00:総数													
	01:1月													
	...													
	12:12月													
	13:死亡月不詳													

図5 基礎データ

この基礎データによる死亡データに、国勢調査・推計人口（総務省統計局）及び高齢者名簿（厚生労働省老健局）の人口データ等を組み合わせ、男女別・年齢別死亡率を算定して、1970～2005年の生命表の統一的な再作成を行った。なお、図6に公式生命表との平均寿命の比較を示したが、平均寿命でみた場合、両者には大きな差が見られないことが確認できた。

*1 人口動態調査の目的外集計に関しては、厚生労働省統計情報部企画課審査解析室、情報企画室及び人口動態・保健統計課に多大な協力を頂いたことを感謝する。

*2 データの入力に関し、増田幹人氏に多大な協力を頂いたことを感謝する。

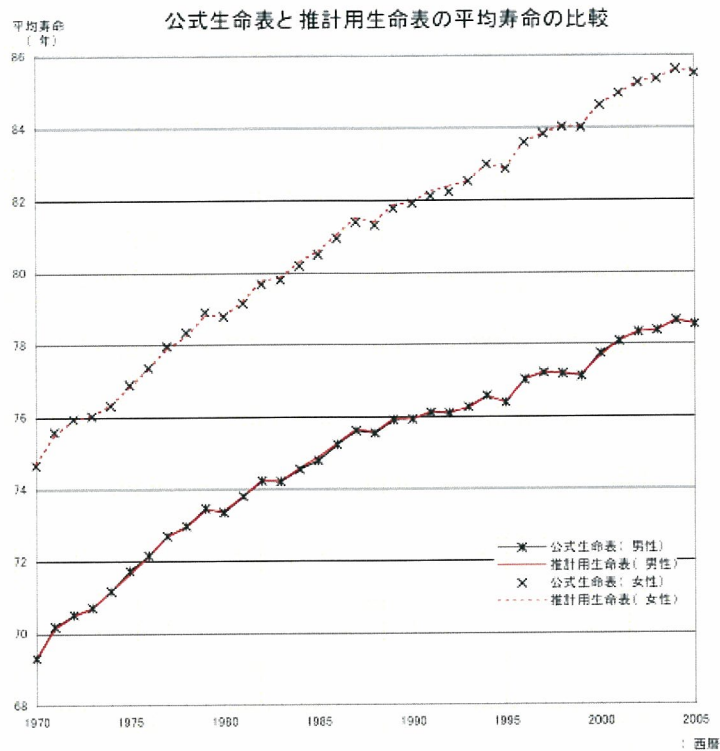


図6 平均寿命の比較

3. 死亡率推計モデルの構造

3.1 平成14年1月推計のモデルとその評価

次に死亡率モデルの構造について述べる。前回の平成14年1月推計でも用いられた Lee-Carter によるモデルは以下のように表されるモデルである (Lee and Carter 1992)。

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

ここで $\ln(m_{x,t})$ は年齢別死亡率の対数値、 a_x は平均的な年齢別死亡率パターンとし、 $\epsilon_{x,t}$ は平均0の残差項を示す。 b_x 、 k_t の推定にあたっては、行列 $\ln(m_{x,t}) - a_x$ に特異値分解 (SVD) を行い、

$$\ln(m_{x,t}) - a_x = \sum_i u_{xi} q_i v_{ti} \quad (q_1 \geq q_2 \geq \dots)$$

との表現を得た後、第1特異値 q_1 に関連する項のみを取り出して、

$$k_t = q_1 v_{t1}$$

$$b_x = u_{x1}$$

とすることにより行う。このとき、 k_t は死亡の一般的水準（「死亡指数」と呼ばれる）、 b_x は k_t が変化する際の年齢別死亡率の変化を表すパラメータとなる。このモデルの利点は、一つのパラメータ k_t のみの変化で、年齢ごとに異なる変化率を記述することが可能な点である。平成 14(2002) 年推計においては、このようなリー・カーター・モデルの利点を踏まえつつ、わが国の死亡状況に適合するよう必要な修正を行った、(修正) リー・カーター・モデル（小松モデル）を用いて将来生命表が作成された（小松 2002）。

平成 14 年 1 月推計の小松モデルでは、 a_x として直近 2 年間の死亡率の平均値をとり、パラメータ k_t の将来推計にあたって、我が国の死亡動向の観察に基づき、指数関数・対数関数の 2 種類の関数によるカーブフィッティングを行い、両者の平均値を将来の k_t の推計値として用いた。オリジナルの Lee-Carter モデルでは基準となる a_x を推計の基礎となる全期間の平均値とし、 k_t の推計に当たっては Lee-Carter モデルでは時系列モデルを用いている。この 2 点が平成 14 年 1 月推計の小松モデルのオリジナルのモデルと異なっている主な点であるといえる。

次に、今回のモデル改善に関して前回推計以降の実績値を用いた評価を行う。最初に、平均寿命から平成 14 年推計を評価する。図 7、図 8 は平均寿命の実績値の推移と、平成 14 年 1 月推計における平均寿命の推移を比較したものである。これによれば、平成 14 年 1 月推計以降に判明した 2001 年以降の実績値は、男性・女性とも平成 14 年推計の推計値を上回って推移してきているが、男性の実績値との乖離の方が女性よりも大きく、前回推計以降、特に男性の死亡率改善が進んできたことが観察される。

図 9、図 10 は前回推計以降の実績が判明している 2001～2005 年の年齢階級別死亡数の実績値と推計とを比較したものである。これによれば、男性の年齢階級別死亡数の推計値は実績値と概ね一致しているが、特に高齢層において推計値が実績値に比べて若干高めの傾向であったことが観察できる。図 11、図 12 はこれを女性についてみたものであるが、男性同様、高齢層において推計値が実績値に比べて若干高めの傾向であったことが観察できる。

また、年齢別死亡率を比較したものが図 13～図 22 である。

3.2 モデル改善の視点と年齢シフトモデル

このように、前回推計以降の将来推計値と実績値との比較においては、特に高齢部分での死亡率改善が十分でなかったという傾向が見られた。Lee and Miller (2001) は、アメリカのデータを中心に、カナダ・スウェーデン・フランス・日本のデータも使用し、Lee-Carter モデルによる死亡率推計の評価を行い、Lee-Carter モデルを用いた死亡率推計による平均寿命は低めに推計される傾向を持ち、特に推計期間が長くなる場合その傾向が大きくなるとの結果を得ている。そして、必ずしも明らかではないとしつつも、この傾向はなんらかの形で死亡率改善の年齢パターンの変化に関連している可能性を指摘して

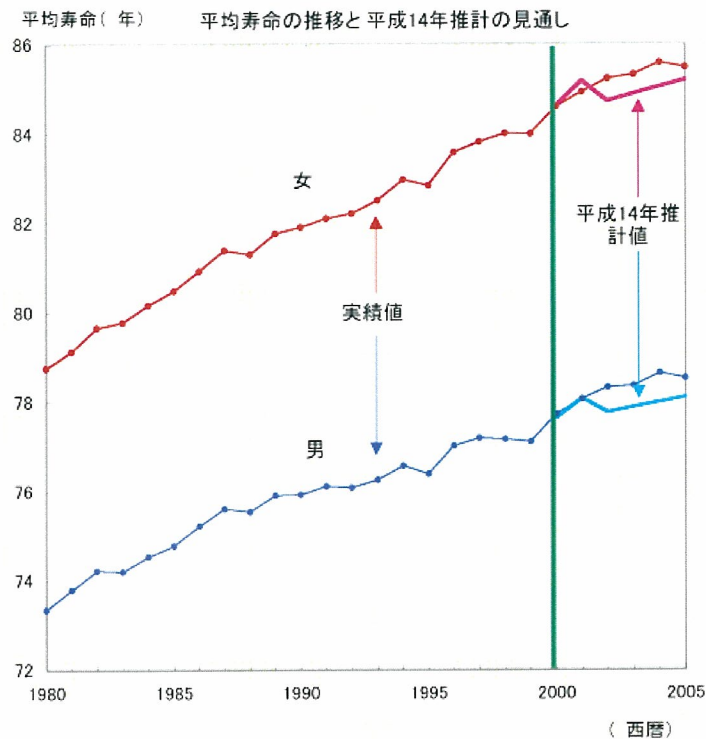


図7 平均寿命の推移と平成14年推計の見通し

	男性			女性		
	前回推計	実績値	差	前回推計	実績値	差
2000	77.64	77.72	-0.08	84.62	84.60	0.02
2001	78.08	78.07	0.01	85.18	84.93	0.25
2002	77.76	78.32	-0.56	84.73	85.23	-0.50
2003	77.88	78.36	-0.48	84.89	85.33	-0.43
2004	77.99	78.64	-0.64	85.05	85.59	-0.54
2005	78.11	78.53	-0.43	85.20	85.49	-0.28

図8 平均寿命の推移と平成14年推計の見通し

いる。

一方、我が国の死亡動向の観察からは、近年の高齢死亡率改善を、死亡率曲線が高年齢方向へシフトするという「年齢シフト」という動きとしてみる事が可能であった。昨年度の本研究プロジェクトにおいては、わが国の死亡動向の分析を踏まえ、リー・カーター・モデルを改善する方向性として、年齢シフトを考慮することにより高齢への年齢シフト要因を取り込むことが可能となるとの、高齢死亡率推計モデルの改善に関する視点が得られた（主要な結果については石井(2006)にまとめた）。

以上の考察及び昨年度の研究成果を踏まえ、今回の推計では、現在国際的に標準的な方法とされ、前回推計でも用いたリー・カーター・モデルを採用しつつ、これに対して世界