

調査研究

人口高齢化と配偶関係別人口構造の変化

—男女の死亡率格差と配偶関係別人口の将来像—

高橋重郷

Iはじめに

日本の人口は、現在急速に高齢化しつつある。人口問題研究所が平成3年6月に公表した『日本の将来推計人口（暫定推計）』¹⁾の中位推計によれば、高齢者人口割合（総人口に占める65歳以上人口の割合）は、1990年の12.08%から2000年に16.94%へと増加し、2015年に23.88%へと達する。そして、2025年には25.38%の水準に上昇するものと予測されている。

このような人口趨勢の中で、人口の社会経済的属性別人口集団も人口高齢化して行くことになる。すなわち、労働力状態別の人口である労働人口や非労働力人口の年齢構造は高齢化し、家族類型別にみた人口の年齢構造も高齢化することになる。また、配偶関係別にみた人口、すなわち、未婚者人口、有配偶者人口、死別者人口さらに離別者人口の年齢構造も高齢化する。

本稿では、人口再生産にとってもっとも重要な社会経済的属性であり；また極めて人口学的な属性である配偶関係構造に着目し、人口高齢化が進行するなかで、配偶関係の年齢構造の変動について検討することにしたい²⁾。その際、とくに死亡率の男女差の問題に着目し、死亡率の男女格差と配偶関係別人口の構造変動の視点から、今後わが国の配偶関係別人口に対して死亡率がどのような影響を及ぼすのかを検討することにしたい³⁾。そして、高齢化社会における配偶関係別人口構造の変化が人口学的にみてどのような意味をもっているのかを探って行くことにしたい⁴⁾。

1) 人口問題研究所、『日本の将来推計人口（平成3年6月暫定推計）』、1991年6月。

2) 配偶関係構造が極めて人口学的属性であることについては、たとえば、次の論文を参照されたい。

Bongaarts, John, Thomas Burch and Kenneth Wacher (eds.), *Family Demography, Methods and Its Applications*, Oxford : Oxford Univ. Press, 1987.

河野稠果、「家族人口学の展望」、『人口問題研究』、第170号、1984年4月、pp.1-17。

河野稠果、「最近の出生力の動向について」、『厚生の指標』（厚生統計協会）、第37巻第11号、1990年10月、pp.1-7。

3) 死亡率の男女差については、高橋重郷、「死亡の男女格差の人口学的分析」、『人口問題研究』、第165号、1983年1月、pp.48-53を参照されたい。また、高齢者の配偶関係と死亡率については、精神医学の研究領域から次の点が指摘され、一般的に配偶者を亡くした人々の生存率は、夫妻が生存する高齢者に比較し短いことが実証的に明らかにされている。詳細については、小此木啓吾、『対象喪失』、中公新書、1979年、を参考されたい。

4) 人口高齢化社会における日本の配偶関係構造について詳細に論じたものとして次の文献がある。

河野稠果、『日本人口の高齢化と家族構造の変貌』、昭和60年国勢調査モノグラフシリーズ No.8、日本統計協会、1990年。

河野稠果、「人口性比に関する研究：結婚スクイズと死別」、『人口問題研究』、第47巻第1号、1991年4月、pp.1-16。

II 人口高齢化と配偶関係別人口の趨勢

人口の年齢構造の変化と配偶関係別人口の変化についてみることにしよう。表1は、年齢3区分別人口と配偶関係別人口割合の時代変化を示したものである。この表にもとづいて、人口の年齢構造の変化と配偶関係別人口の過去の趨勢について要約すると、次のような人口学的な特徴がみられる。

未婚者人口は、1920年前後に始まったとされる人口転換初期において、15.3%を占めるに過ぎなかつたが、その後一貫して上昇し、1965年に22.8%に達した。その後未婚者人口割合は縮小に転じ、1980年には18.8%まで低下した。しかしながら、1985年には、この未婚者人口割合は20.0%と再び増加してきている。

有配偶者人口についてみると、1920年の全人口に対する割合は約40%を占めていた。その後、有配偶者人口割合は徐々に減少し、1940年に3.3ポイント低下して36.7%となった。そして、有配偶者人口割合は再び上昇し、1960年には40.7%となり、その後も上昇を続け、1985年には50.5%と、全人口の半分を占めるようになった。

死別者人口の動向についてみると、死別者人口割合は1920年が6.9%で、その後も比較的安定して推移し、若干の変動はあるものの、1950年に6.7%を記録している。その後徐々に持続的な縮小傾向を示し、1980年に5.8%を示している。しかしながら、1985年の死別者人口割合は6.0%と若干上昇している。

離別者人口は、1920年の1.4%から徐々に低下し、1950年には0.9%の水準を示すに至った。その後、離別者人口割合は1970年から上昇に転じ、1985年には1.8%を示している。

表2には、高齢者人口における配偶関係別人口割合の年次推移を示した。長期の傾向として、日本の高齢者人口における男子の有配偶者人口割合は、戦前の60%台から1985年の80%台へと上昇を示してきている。一方、男子の死別者人口割合は、戦前の30%台前半から最近では15%台へと半減してき

表1. 年齢(3区分)別にみた人口ならびに配偶関係別人口割合：1920年～1990年

年次	人口総数 (1,000人)	年齢構造係数(%)			配偶関係別人口割合(%)			
		0～14歳	15～64歳	65歳以上	未 婚	有配偶	死 別	離 別
1920	55,963	36.48	58.26	5.26	15.3	40.0	6.9	1.4
1925	59,737	36.70	58.24	5.06	15.5	39.7	6.7	1.3
1930	64,450	36.59	58.66	4.75	17.0	38.8	6.6	1.0
1935	69,254	36.89	58.46	4.66	17.6	38.0	6.5	1.0
1940	73,075	36.08	59.19	4.73	18.8	36.7	7.4	
1950	84,115	35.41	59.64	4.94	19.1	37.2	6.7	0.9
1955	90,077	33.44	61.24	5.29	20.5	38.1	6.5	1.0
1960	94,302	30.15	64.12	5.72	21.3	30.7	6.2	1.1
1965	99,209	25.73	67.98	6.29	22.8	44.3	6.1	1.0
1970	104,665	24.03	68.90	7.06	21.7	47.2	6.0	1.1
1975	111,940	24.32	67.72	7.92	19.0	49.5	5.9	1.2
1980	117,060	23.50	67.35	9.10	18.8	50.3	5.8	1.4
1985	121,049	21.51	68.16	10.30	20.0	50.5	6.0	1.8
1990	123,612	18.19	69.76	12.05	--	--	--	--

注：1990年のデータは人口問題研究所の推計人口、その他の年次は国勢調査結果に基づく数値である。配偶関係別人口割合は、総人口を分母とする割合である。

表2. 65歳以上における年次別、男女別配偶関係別人口割合(%)

年次	男 子				女 子			
	未 婚 者	有 配 偶 者	死 别 者	離 別 者	未 婚 者	有 配 偶 者	死 别 者	離 別 者
1920	1.5	62.2	34.4	1.9	1.4	25.1	72.0	1.4
1925	0.8	62.4	34.8	1.9	0.6	24.3	73.5	1.6
1930	0.9	62.7	34.8	1.5	0.9	23.5	74.4	1.3
1935	0.9	63.6	34.1	1.5	0.8	23.4	74.4	1.4
1940	0.9	64.3	34.8	0.9	24.3		74.8	
1950	1.5	65.3	32.2	1.0	1.3	25.4	71.9	1.3
1955	0.7	67.0	31.2	1.2	0.8	25.9	72.1	1.2
1960	0.9	69.5	28.2	1.3	1.0	27.1	70.1	1.7
1965	0.9	72.8	25.0	1.2	1.1	29.5	67.8	1.5
1970	0.9	76.0	21.8	1.2	1.2	31.4	65.6	1.5
1975	1.0	78.2	19.6	1.2	1.6	33.3	63.2	1.8
1980	0.8	80.6	17.0	1.3	1.3	35.4	60.1	2.3
1985	0.9	82.0	15.6	1.4	1.7	36.6	59.0	2.5

資料：総務庁『国勢調査』

ている。女子人口では、有配偶者人口割合は戦前の25%から最近の36%台へと上昇し、また死別者人口割合は、男子と同様に戦前の70%台前半から最近の60%前後へと減少してきている。

高齢者における配偶関係構造の変化には男女間で際だった差異がみられる。第一に、有配偶者割合は男子の水準が女子の水準と比較し、圧倒的に高い。すなわち、1920年では男子62.2%に対し女子25.1%と、その間に約37ポイントの差がある。そして、最近の1985年においても男子82.0%，女子36.6%と男女差は45ポイントと一層開いている。第二に、死別者割合の男女差が大きく、男女とも長期の水準の低下が起きているにもかかわらず、女子の死別者割合が高い。1920年では男子の34.4%，女子の72.0%が死別者で、男女間に38ポイントの差があった。その後、1985年では男子の15.6%，女子の59.0%と、男女間に43ポイントの差が認められ、男女差は拡大してきている。第三の特徴は、配偶関係別人口における男女人口性比の変化がある（表3）。有配偶者人口の男女性比（女子の有配偶者人口を100とする男子の有配偶者人口の指標）は、1920年の83.5%から1985年には38.0%と、明らかな女子有配偶者人口の過剰がみられる。

このような配偶関係別人口割合や人口性比の変化はどのような意味をもっているのであろうか。配偶関係別人口割合に影響を及ぼす要因としては、人口全体の年齢構造の変化があげられる。すなわち、人口転換の初期においては、

表3. 65歳以上における年次別、配偶関係別人口性比(%)

年次	配偶関係計	未 婚 者	有 配 偶 者	死 别 者	離 別 者
1920	79.5	83.5	196.7	38.0	104.4
1925	77.5	103.5	198.8	36.8	95.2
1930	75.6	82.5	201.9	35.4	92.2
1935	74.3	79.2	201.7	34.0	81.8
1940	73.4	75.0	194.4		34.1
1950	72.6	83.0	186.4	32.5	56.6
1955	74.6	65.8	192.5	32.2	71.1
1960	76.7	68.1	196.4	30.9	59.1
1965	78.6	65.3	194.0	29.0	64.5
1970	78.5	62.1	189.9	26.0	63.5
1975	76.3	47.8	179.1	23.6	50.5
1980	73.2	44.9	166.6	20.7	42.4
1985	69.2	38.0	155.1	18.3	38.1

注：性比は男子人口を女子人口で除した値である。

転換以前の人口の年齢構造よりも若年化し、その後死亡率・出生率低下とともにあって高齢化する⁵⁾。したがって、人口構造に若年化が起きている場合、未婚者人口割合は増加し、そして高齢化が起きている場合には、有配偶者人口割合の増加が起きると考えられる。

さらに、人口動態事象の変動と配偶関係構造には、密接な関係がある。なぜなら、配偶関係の構造、すなわち結婚、離婚、死別といった配偶関係構造を決める出来事が、年齢構造上で固有のパターンをもっているからである。たとえば、死別の発生は、比較的年齢層の高い部分の年齢別発生率が高く、かりに人口構造が高齢者の多い人口構造であるとするなら、死別者の発生が多くなることが考えられる。

このような配偶関係別人口の趨勢、とくに高齢者人口における変化の趨勢は、わが国の人ロ高齢化の進展を考慮した場合、これまで以上に大きな配偶関係別人口構造の変動を生み出すものと考えられる。とくに高齢者人口においては、死亡率の男女差によって、配偶関係別人口性比が大きく影響を受けると考えられる。

III 配偶関係別将来人口の推計

現在の結婚・死亡変数の状況のもとで、将来の配偶関係構造がどのような構造になるのか、人口学的に予測し、変化の方向性を人口学的に明らかにすることが、この節の課題である。

配偶関係別将来人口推計は、結婚の多相生命表を利用することにより可能である⁶⁾。ここでは、日本の結婚の多相生命表にもとづいて、将来人口推計の方法であるコウホート要因法による配偶関係別人口推計モデルを開発した。具体的な推計方法については、別に論じた論文があるので、ここでは方法論について論じることは避け、推計の基礎となった仮定条件について触れておきたい。

配偶関係別人口の推計モデルの仮定設定にあたっては次のような条件を設定している。

①国際人口移動は考慮しない封鎖人口である。

②将来の出生数は、出生率モデルから推計するのではなく、1985～1990年の出生数については実際の出生数を用いる。また、1991～2025年の出生数については、人口問題研究所の推計された将来出生数を用いる⁷⁾。

③1985年以降の、男女別年齢別初婚確率、年齢別再婚確率（死別・離別）、年齢別離婚確率、年齢別死別確率、ならびに配偶関係別年齢別死亡確率は、1985年の結婚の多相生命表から得られた値を一定値として将来に適用する⁸⁾。

5) 人口転換過程初期における年齢構造の若年化と後期における高齢化については、以下の論文を参照されたい。

Coale, A. J., "The Effects of Change in Mortallity and Fertility on Age Composition", *The Milbank Memorial Found Quarterly*, Vol.34(1), 1965, pp.79-114.

6) 配偶関係別人口推計の方法として以下の論文がある。

Schoen, Robert, *Modeling Multigroup Populations*, NY, Plenum Press, 1988.

高橋重郷、「年齢を軸にした配偶関係状態別人口の推計モデル」、『家族形成モデルの開発と応用に関する研究：第I報告書』、1990年3月, pp.63-81。

7) 前掲注1の人口問題研究所、『日本の将来推計人口（平成3年6月暫定推計）』、1991年6月。

8) 結婚の多相生命表については以下の論文を参照されたい。

Schoen, Robert, "Constructing Increment-Decrement Life Tables", *Demography*, Vol.12(2), 1975, pp.313-324.

Schoen, Robert, and Kenneth C. Land, "A General Algorithm for Estimating a Markov-Generated Increment-Decrement Life Table with Applications to Marital-Status Patterns", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.7(368), 1979, pp.761-776.

高橋重郷、「結婚の多相生命表：1980年、1985年」、『人口問題研究』、第45巻第3号、1989年10月, pp.41-55.

④推計は、1985年の男女年齢別配偶関係別人口に適用し、2025年までの推計を試みる。

以上の仮定にもとづいて、配偶関係別将来人口推計を行い、1985年から2025年までの性・年齢各歳別配偶関係別人口数を推計した。推計の結果は表4と5、ならびに図1に示してある。

この試算結果から見いだされた将来の配偶関係別人口の特徴について要約すれば、次のようにまとめることができるであろう。

第一に、男女計の配偶関係別人口構造は、1985年から2025年にかけていくつかの特徴的な変化をみせている（表4）。すなわち、有配偶者人口割合はおよそ50%と変化がみられないものの、未婚者人口割合は42%から38%へと減少する。そして、死別者人口割合は6%から10%へと4ポイントの増加をする。また離別者人口は2%から3%へ微増する。

第二に、配偶関係構造は男女間で異なった構造変化を示す。男子の未婚者割合は1985年の45.4%から2025年の42.8%へと、2.6ポイントの減少を示し、有配偶者割合の同期間の変化は51.4%から51.5%へと0.1ポイントの微増がみられる。男子の死別者割合の変化は、1.9%から3.4%へと1.5ポイントの増加が予測された。女子についてみると、未婚者割合の変化は、1985年の37.9%から2025年に

表4. 配偶関係別将来推計人口の結果：配偶関係別総人口ならびに構成割合

性・年次	人口総数	配偶関係別人口ならびに割合			
		未婚者人口(%)	有配偶者人口(%)	死別者人口(%)	離別者人口(%)
総計					
1985	121,049	50,349 (41.6)	61,165 (50.5)	7,316 (6.0)	2,219 (1.8)
1990	123,551	49,916 (40.4)	62,976 (51.0)	7,880 (6.4)	2,779 (2.2)
1995	124,747	48,239 (38.7)	64,828 (52.0)	8,506 (6.8)	3,174 (2.5)
2000	125,771	46,492 (37.0)	66,609 (53.0)	9,201 (7.3)	3,469 (2.8)
2005	126,638	45,802 (36.2)	67,207 (53.1)	9,942 (7.9)	3,686 (2.9)
2010	126,526	45,756 (36.2)	66,297 (52.4)	10,635 (8.4)	3,838 (3.0)
2015	125,024	45,730 (36.6)	64,214 (51.4)	11,160 (8.9)	3,920 (3.1)
2020	122,229	45,398 (37.1)	61,479 (50.3)	11,430 (9.4)	3,922 (3.2)
2025	118,689	44,454 (37.5)	58,933 (49.7)	11,445 (9.6)	3,856 (3.2)
男子					
1985	59,497	27,040 (45.4)	30,581 (51.4)	1,126 (1.9)	750 (1.3)
1990	60,683	26,998 (44.5)	31,429 (51.8)	1,235 (2.0)	1,021 (1.7)
1995	61,224	26,410 (43.1)	32,266 (52.7)	1,370 (2.2)	1,178 (1.9)
2000	61,694	25,751 (41.7)	33,138 (53.7)	1,528 (2.5)	1,276 (2.1)
2005	62,076	25,457 (41.0)	33,584 (54.1)	1,698 (2.7)	1,336 (2.2)
2010	61,931	25,435 (41.1)	33,270 (53.7)	1,858 (3.0)	1,368 (2.2)
2015	61,052	25,377 (41.6)	32,335 (53.0)	1,965 (3.2)	1,376 (2.3)
2020	59,522	25,160 (42.3)	31,006 (52.1)	1,999 (3.4)	1,357 (2.3)
2025	57,652	24,682 (42.8)	29,673 (51.5)	1,981 (3.4)	1,317 (2.3)
女子					
1985	61,552	23,309 (37.9)	30,585 (49.7)	6,190 (10.1)	1,468 (2.4)
1990	62,867	22,918 (36.5)	31,547 (50.2)	6,644 (10.6)	1,758 (2.8)
1995	63,523	21,829 (34.4)	32,563 (51.3)	7,135 (11.2)	1,996 (3.1)
2000	64,077	20,740 (32.4)	33,471 (52.2)	7,673 (12.0)	2,192 (3.4)
2005	64,561	20,344 (31.5)	33,623 (52.1)	8,243 (12.8)	2,350 (3.6)
2010	64,595	20,321 (31.5)	33,027 (51.1)	8,778 (13.6)	2,470 (3.8)
2015	63,972	20,354 (31.8)	31,879 (49.8)	9,195 (14.4)	2,544 (4.0)
2020	62,707	20,238 (32.3)	30,473 (48.6)	9,431 (15.0)	2,565 (4.1)
2025	61,037	19,773 (32.4)	29,260 (47.9)	9,464 (15.5)	2,540 (4.2)

32.4%へと5.5ポイント減少し、さらに、有配偶者割合の変化は、1985年の49.7%から2025年に47.9%へ、1.8ポイントの減少がみられる。女子の死別者割合の変化は、1985年の10.1%から2025年の15.5%へと5.4ポイントの増加がみられた。一方、離別者割合の変化は、同期間に2.4%から4.2%へと1.8ポイントの増加が予測された。このように女子における配偶関係別人口割合の変化が大きく、死別者人口割合の増加が際だった特徴となっている。

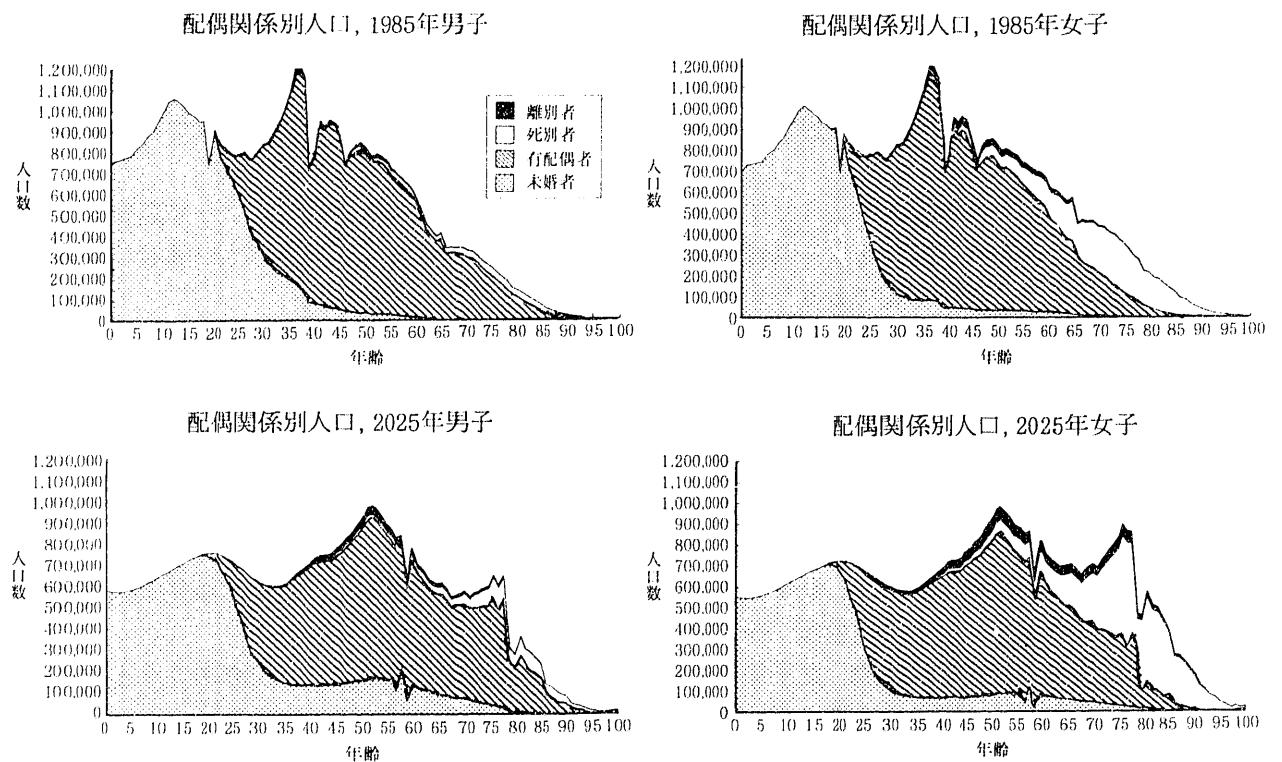
さらに、第三の特徴として、高齢者における配偶関係別人口割合の大きな変化と男女間の趨勢に際だった違いがみられる（表5参照）。具体的にみると、男子の65歳以上の高齢者の配偶関係別人口割合は、未婚者の場合、1985年から2025年にかけて7.6ポイントの増加がみられ、有配偶者割合は、8.2ポイントの減少を示している。そして、死別者割合の変化は、0.7ポイントの減少と僅かな変化しかみられない。また一方、離別者割合の変化は、1.4ポイントの増加がみられる。

女子の65歳以上の高齢者についてみると、未婚者割合では、1985年から2025年の間に2.8ポイントの増加を示し、同様に有配偶者割合も、0.8ポイントの増加をすることになる。しかしながら、死別者割合は、7.3ポイントの減少がみられ、一方、離別者割合は、3.7ポイントの増加が予測された。

表5. 配偶関係別将来推計人口の結果：65歳以上の配偶関係別人口ならびに構成割合

性・年次	65歳以上の 人 口 総数	配偶関係別人口ならびに割合			
		未婚者人口(%)	有配偶者人口(%)	死別者人口(%)	離別者人口(%)
総計					
1985	12,466	172 (1.4)	6,886 (55.2)	5,151 (41.3)	258 (2.1)
1990	14,770	244 (1.7)	8,391 (56.8)	5,775 (39.1)	359 (2.4)
1995	17,676	358 (2.0)	10,423 (59.0)	6,408 (36.3)	488 (2.8)
2000	20,529	475 (2.3)	12,307 (59.9)	7,116 (34.7)	631 (3.1)
2005	22,759	582 (2.6)	13,549 (59.5)	7,848 (34.5)	779 (3.4)
2010	24,864	746 (3.0)	14,542 (58.5)	8,615 (34.6)	962 (3.9)
2015	27,523	1,120 (4.1)	15,873 (57.7)	9,335 (33.9)	1,194 (4.3)
2020	27,825	1,445 (5.2)	15,368 (55.2)	9,729 (35.0)	1,283 (4.6)
2025	26,609	1,641 (6.2)	13,997 (52.6)	9,701 (36.5)	1,270 (4.8)
男子					
1985	5,105	47 (0.9)	4,188 (82.0)	799 (15.7)	71 (1.4)
1990	5,946	58 (1.0)	4,942 (83.1)	860 (14.5)	85 (1.4)
1995	7,318	87 (1.2)	6,135 (83.8)	979 (13.4)	116 (1.6)
2000	8,691	135 (1.6)	7,263 (83.6)	1,133 (13.0)	160 (1.8)
2005	9,735	201 (2.1)	8,025 (82.4)	1,303 (13.4)	206 (2.1)
2010	10,661	316 (3.0)	8,607 (80.7)	1,479 (13.9)	258 (2.4)
2015	11,813	586 (5.0)	9,282 (78.6)	1,626 (13.8)	319 (2.7)
2020	11,781	827 (7.0)	8,951 (76.0)	1,680 (14.3)	322 (2.7)
2025	11,067	941 (8.5)	8,174 (73.9)	1,650 (14.9)	303 (2.7)
女子					
1985	7,361	124 (1.7)	2,698 (36.7)	4,352 (59.1)	186 (2.5)
1990	8,824	186 (2.1)	3,449 (39.1)	4,915 (55.7)	274 (3.1)
1995	10,359	271 (2.6)	4,287 (41.4)	5,429 (52.4)	372 (3.6)
2000	11,837	340 (2.9)	5,044 (42.6)	5,982 (50.5)	471 (4.0)
2005	13,023	381 (2.9)	5,523 (42.4)	6,546 (50.3)	573 (4.4)
2010	14,205	429 (3.0)	5,935 (41.8)	7,137 (50.2)	704 (5.0)
2015	15,710	534 (3.4)	6,591 (42.0)	7,708 (49.1)	876 (5.6)
2020	16,044	618 (3.9)	6,417 (40.0)	8,050 (50.2)	960 (6.0)
2025	15,542	700 (4.5)	5,824 (37.5)	8,051 (51.8)	967 (6.2)

図1 男女年齢別配偶関係別人口の比較、1985年および2025年



このように、男女間で配偶関係別人口割合の変化の大きさが異なり、高齢者の配偶関係別人口割合は、とくに未婚者と離別者人口の相対的増加が顕著である。しかしながら、高齢者人口の絶対数の増加が大きく、その中でも、死別者人口の占めるウェートが大きい。また、死別者人口割合は男女間で大きく異なっている。すなわち、1985年で男子が15.65%、女子が36.65%と両者に43ポイントの差があり、2025年では男子が14.91%、女子51.80%と37ポイントの差が存在する。この差は将来減少するものの、いぜんとして高いシェアを維持する。このように男女間では、死別者割合に大きな違いがある。

IV 死亡率の変化と将来の配偶関係別人口構造への影響

1. 死亡率条件の変化と配偶関係別将来人口の変化

将来における配偶関係別人口、とくに男女間の配偶関係別人口に違いをもたらす要因について考ることにしよう。

男女間の死別人口に大きな差をもたらす要因は、第一に、男女間の年齢別死亡率に差がみられる事である。第二に男女間の結婚年齢に差が存在し、年齢別死亡率にJ型のシェイプが存在するため、夫婦の死亡率を比較した場合、絶えず男性の死亡率が女性の死亡率を上回っている。したがって、2つの条件によって、女性の死別者の数が男性を上回ることになる。

男女の死亡率格差を男女の平均寿命とその差によってみると、1955年当時では男女の平均寿命に約4年（男子63.6年、女子67.7年）の差がみられていたが、その後徐々に差は拡大し、1990年の簡易生命表では、平均寿命格差は約6年（男子75.9年、女子81.8年）へと拡大してきている。

一方、初婚年齢は、1955年当時では、男子26.6歳、女子23.8歳と、男女間に2.8年の差がみられた。

そして、1990年では男子28.4歳、女子25.9歳と、男女差は2.5年へと若干縮小してきている。

死亡率の変化と将来の配偶関係人口構造への影響という観点から、ここでは、死亡率の男女格差と結婚年齢差という問題に焦点を絞り、死亡率の男女格差や初婚年齢の男女差が将来の配偶関係別人口構造に対してどのような影響を及ぼすのかを検討することにしたい。それによって、男女の死亡率格差が、死別者人口割合の水準変動や男女の配偶関係別人口性比にどのような意味を持っているのか検討してみたい。

このような目的のための分析方法として、死亡率の男女水準を各種の仮定設定によって変化させ、モデル的にいくつかの人口推計を試みれば、死亡率や初婚年齢が将来の配偶関係別人口構造に及ぼす影響効果を測定することが可能である⁹⁾。

そこで、先ほどの一定推計の外に、次の仮定条件を付けた配偶関係別人口推計を行った。なお、モデルの設定にあたっては、配偶関係別死亡は1985年生命表にしたがうと仮定し、配偶関係間には死亡率に差がないとの仮定を設定した。これは、モデルの複雑さを回避するための仮定条件である。また、年齢別死別率は、チャンの方法によって設定する方法を用いている¹⁰⁾。

そのようにして、次の男女の死亡に関する仮定と初婚年齢に関する仮定を以下のように設定し、4種類の配偶関係別人口推計モデルを作成し、死亡率の効果を検討した。

モデル1：男子の初婚年齢28歳、女子の初婚年齢25歳、男女の死亡確率は、1985年の完全生命表にしたがう。出生の発生は、一定推計と同じ条件とする。

モデル2：男子の初婚年齢28歳、女子の初婚年齢28歳、男女の死亡確率は、1985年の完全生命表にしたがう。出生の発生は、一定推計と同じ条件とする。

モデル3：男子の初婚年齢28歳、女子の初婚年齢25歳とし、死亡率に男女差なし（男女とも1985年女子完全生命表にしたがう）。出生の発生は、一定推計と同じ条件とする。

モデル4：男子の初婚年齢28歳、女子の初婚年齢28歳とし、死亡率に男女差なし（男女とも1985年女子完全生命表にしたがう）。出生の発生は、一定推計と同じ条件とする。

上記の仮定設定にもとづく人口推計によって得られた結果のうち、2025年の配偶関係別人口が表6と7に示してある。ここでは、配偶関係構造の変化がより特徴的にならわれる65歳以上人口について、その結果を検討してみたい（表7）。

配偶関係別人口割合のうち未婚者人口割合のモデルによる違いをみると、男女計の人口総数に対する65歳以上の割合は、どのモデルもほぼ一定の値を示し、モデル3を除いて9.8%前後である。モデル3の未婚者割合が低いのは、有配偶人口が多いことによる相対的な関係から起きている。モデル間で違いが起きる要因は、仮定の違いである初婚年齢差と死亡率差によるものであるから、未婚者と離別者人口割合の変動は、間接的な影響による効果がすべてである。

有配偶者人口割合についてみると、モデル3の有配偶者割合がもっとも高い。これは男子の死亡率が女子の水準にまで低くなり、死別者の発生を遅らせ、有配偶者が高年齢にまで生存することを意味

9) この種の効果測定については、以下の論文で結婚の多相生命表から得られる変数の変動の効果測定を試みている。

高橋重郷、「死亡率の変化とそのライフサイクル変数への影響」、『人口問題研究』、第45巻第1号、1989年4月、pp.19-33。

高橋重郷、「死亡および結婚の変化とライフコース人口分布の変動」、『人口問題研究』、第47巻第1号、1991年4月、pp.17-26。

10) 一般的な生命表から夫婦の年齢別死別率や初婚年齢別の死別率を算定する方法については、以下の論文を参照されたい。

Chiang, Ching Long, *The Life Table and its Applications*, Robert E. Krieger, 1984.

花田恭・府川哲夫、「死亡率低下によるライフ・サイクルの変化」、『ライフ・スパン』、第10号、1990年、寿命学研究会。

表 6. 各種仮定にもとづく配偶関係別人口推計結果

(単位:千人)

年次・仮定・性	人口総数	配偶関係別人口ならびに割合			
		未婚者人口(%)	有配偶者人口(%)	死別者人口(%)	離別者人口(%)
1985年基準人口					
総 数	121,049	50,349 (41.6)	61,165 (50.5)	7,316 (6.0)	2,219 (1.8)
男 子	59,497	27,040 (45.4)	30,581 (51.4)	1,126 (1.9)	750 (1.3)
女 子	61,552	23,309 (37.9)	30,585 (49.7)	6,190 (10.1)	1,468 (2.4)
2025年推計人口					
モデル 1 : 男子初婚年齢28歳, 女子初婚年齢25歳, 死亡率男女差あり					
総 数	119,812	45,977 (38.4)	59,441 (49.6)	10,192 (8.5)	4,202 (3.5)
男 子	58,641	25,806 (44.0)	28,828 (49.2)	2,440 (4.2)	1,567 (2.7)
女 子	61,172	20,171 (33.0)	30,613 (50.0)	7,752 (12.7)	2,635 (4.3)
モデル 2 : 男子初婚年齢28歳, 女子初婚年齢28歳, 死亡率男女差あり					
総 数	119,824	45,977 (38.4)	58,764 (49.0)	10,885 (9.1)	4,198 (3.5)
男 子	58,653	25,806 (44.0)	28,137 (48.0)	3,147 (5.4)	1,564 (2.7)
女 子	61,171	20,171 (33.0)	30,627 (50.1)	7,738 (12.6)	2,635 (4.3)
モデル 3 : 男子初婚年齢28歳, 女子初婚年齢25歳, 死亡率男女差なし					
総 数	126,374	47,883 (37.9)	65,306 (51.7)	8,710 (6.9)	4,475 (3.5)
男 子	64,405	27,117 (42.1)	31,877 (49.5)	3,642 (5.7)	1,769 (2.7)
女 子	61,969	20,766 (33.5)	33,429 (53.9)	5,068 (8.2)	2,706 (4.4)
モデル 4 : 男子初婚年齢28歳, 女子初婚年齢28歳, 死亡率男女差なし					
総 数	124,792	46,624 (37.4)	64,045 (51.3)	9,718 (7.8)	4,405 (3.5)
男 子	63,624	26,453 (41.6)	30,765 (48.4)	4,658 (7.3)	1,749 (2.7)
女 子	61,168	20,171 (33.0)	33,280 (54.4)	5,060 (8.3)	2,656 (4.3)

している。次に高い割合を示したのがモデル 4 である。モデル 3 では男女に初婚年齢差があったために、とくに男子の有配偶者を増加させていたが、モデル 4 では男女間の初婚年齢に差がないために、男子にとっては配偶者と死別する確率がモデル 3 より高くなる。したがって、その分男子の有配偶人口が減少し、モデル 3 に比較し、有配偶人口割合を低くしている。

死別者人口割合についてみると、モデル 2 のケースで死別者人口割合がもっとも多く、次いでモデル 1 , モデル 4 , そしてモデル 3 の順と続いている。このような結果があらわれた理由は、初婚年齢に男女差が無い場合、男子の初婚年齢が高く、女子が低い組み合わせの場合と比較し、男子の死別確率が高くなる。そのため、男子の死別者人口に増加がみられるからである。モデル 2 と 1 の順位とモデル 4 と 3 の順位の序列は、このメカニズムによって起きている。さらに、離別者人口割合は、未婚者人口割合のところでみたと同様に、モデルによる違いが少ない。これは、モデル間で設定した変数(死別と初婚)の違いが離別者人口に対してあまり関与しないためである。

次ぎに、65歳以上の配偶関係別人口における男女人口性比の特徴をみることにしよう。

モデル 1 は、男子の初婚年齢を28歳、女子の初婚年齢を25歳に設定し、配偶関係別死亡を1985年の完全生命表から得たモデルである。65歳以上人口は、2025年に男子が11,721千人、女子が15,628千人と予測された。男女の人口比(男子に対する女子人口の比)は1.33である。これは一定推計の男女人口比1.40(15,542/11,067)よりも0.07ポイント低い値になった。

表7. 各種仮定にもとづく65歳以上人口の配偶関係別人口推計結果 (単位:千人)

年次・仮定・性	人口総数	配偶関係別人口ならびに割合			
		未婚者人口(%)	有配偶者人口(%)	死別者人口(%)	離別者人口(%)
1985年基準人口					
総 数	12,466	172 (1.4)	6,886 (55.2)	5,151 (41.3)	257 (2.1)
男 子	5,105	47 (0.9)	4,188 (82.0)	799 (15.7)	71 (1.4)
女 子	7,361	124 (1.7)	2,698 (36.7)	4,352 (59.1)	186 (2.5)
2025年推計人口					
モデル1：男子初婚年齢28歳、女子初婚年齢25歳、死亡率男女差あり					
総 数	27,349	2,672 (9.8)	14,584 (53.3)	8,590 (31.4)	1,503 (5.5)
男 子	11,721	1,670 (14.2)	7,525 (64.2)	2,061 (17.6)	464 (4.0)
女 子	15,628	1,002 (6.4)	7,059 (45.2)	6,528 (41.8)	1,039 (6.6)
モデル2：男子初婚年齢28歳、女子初婚年齢28歳、死亡率男女差あり					
総 数	27,360	2,672 (9.8)	14,007 (51.2)	9,180 (33.6)	1,502 (5.5)
男 子	11,733	1,670 (14.2)	6,935 (59.1)	2,666 (22.7)	463 (3.9)
女 子	15,627	1,002 (6.4)	7,072 (45.3)	6,514 (41.7)	1,039 (6.6)
モデル3：男子初婚年齢28歳、女子初婚年齢25歳、死亡率男女差なし					
総 数	32,935	2,978 (9.0)	20,407 (62.0)	7,774 (23.6)	1,776 (5.4)
男 子	16,513	2,015 (12.2)	10,561 (64.0)	3,283 (19.9)	654 (4.0)
女 子	16,422	963 (5.9)	9,846 (60.0)	4,491 (27.3)	1,122 (6.8)
モデル4：男子初婚年齢28歳、女子初婚年齢28歳、死亡率男女差なし					
総 数	31,359	3,081 (9.8)	18,044 (57.5)	8,576 (27.3)	1,659 (5.3)
男 子	15,734	2,079 (13.2)	8,896 (56.5)	4,150 (26.4)	609 (3.9)
女 子	15,625	1,002 (6.4)	9,147 (58.5)	4,425 (28.3)	1,050 (6.7)

一方、モデル2は、モデル1と同様の仮定の内、女子の初婚年齢を28歳に変更したモデルである。この推計結果では、65歳以上の男女人口比は1.33で、モデル1の結果とほぼ同じ結果が得られた。一方、モデル3では、男子の初婚年齢を28歳、女子の初婚年齢を25歳に設定し、男女の死亡率格差を無くしたモデルである。この65歳以上人口性比は1.01で、モデル1、2と比較し、男女人口性比が均衡化している。さらに、モデル4は、モデル2のうち男女の死亡率格差を無くし、男子の年齢別死亡率と死別確率を女子のものと同等にしたモデルである。これによれば、65歳以上の男女人口性比は1.00と高齢者人口の男女性比が均衡化した。

さらに配偶関係別に人口性比をみると、モデル1の有配偶者人口の男女比は1.4と男子人口が女子人口を大きく上回っているが、モデル4ではこの男女性比は0.97と、ほぼ男女間人口性比が1となり男女間人口規模の均衡化を生み出す。一方、死別者人口についてみると、モデル1では男女人口性比は0.32と女子人口の過剰がみられるが、モデル4の性比は0.95と均衡化が起きている。

これらのモデルの結果が示すように、高齢者人口における人口性比は、男女間に死亡率格差が存在しない時、男女人口数は均衡化することがみいだされる。そしてこの男女人口性比の均衡化は、モデル1の男子高齢者人口数11,721千人とモデル4の男子高齢者人口数15,734千人にみられるように、死亡率変化の結果としてもたらされる男子高齢者人口数の増加によって起きている。

このような現象は、男子の平均寿命の水準を女子と同程度に引き上げた仮定設定の違いによるもの

である。その結果、人口高齢者割合、すなわち全人口に占める65歳以上人口の割合も、モデル1の男女計22.83%からモデル4の25.13%へと2.3%上昇する。単純にいえば、男子の死亡率改善が人口高齢化水準を押し上げる効果をもっているということになる。すなわち、寿命延長と男女死亡率格差の縮小の効果ということである。しかしながら、高齢者人口の増加の多くの部分が有配偶者人口の増加によってもたらされ、性比の均衡化が起きる点が特徴的であるといえる。

このように、各種の仮定にもとづく配偶関係別人口推計によって、人々の初婚年齢が同じで、死亡率に男女差がなければ、将来において配偶関係別人口の男女間性比の不均衡が起きないことを意味している。

2. 死亡率の男女格差の要因

死亡率の男女格差が、将来の配偶関係別人口構造に対して大きな影響を持つことをみた。そこで、死亡率の男女格差を生み出す要因のうち、とくに年齢と死因の構造について着目してみるとよい。

表8は、男女の平均寿命差がどのような死因別死亡率の男女格差から生じているのかを、ポラードの方法によって分析したものである¹¹⁾。この表によって、男女の死亡格差を検討することにしよう。

すでに述べたように、男女の平均寿命の男女差は、1955年に4.151年であったが、1989年に5.861年となり、1955年から1989年の35年間で、1.71年拡大している。さらに、1990年に平均寿命は男子75.86、女子81.81年となり、その男女差は、5.95年とさらに拡大している。

年齢別死亡率のうえで、どの部分から平均寿命の男女格差がもたらされているのかをみると、1955年の場合、平均寿命の男女差は、0～14歳の死亡率の男女差によって12.8%もたらされていた。さらに、15～49歳の死亡率によって21.0%が、50～64歳の死亡率によって29.3%が、また65歳以上の死亡率によって36.9%がもたらされていた。このように1955年においては、高齢者の死亡率の男女差によるものが最も大きいが、平均寿命男女格差の63%は65歳未満のところからもたらされていた。

一方、1989年の平均寿命の男女差についてみれば、0～14歳の死亡率の男女差によって2.1%が、15～49歳の死亡率の男女差によって15.9%がもたらされていた。一方、50～64歳の死亡率は、平均寿命の男女格差に対して、26.7%の影響を与えた。さらに65歳以上の死亡率が55.4%の貢献を示していた。このように、最近では高齢者の死亡率の男女差によって平均寿命の男女差の多くがもたらされており、その中でも65歳以上の年齢からもたらされる男女格差のウェートが大きくなっている。さらに、50歳以上でみれば、男女の平均寿命格差の82%をもたらしている。このように年齢別でみれば平均寿命の男女格差は50歳以降で集中的に発生しているといえる。しかも、この傾向は最近になればなるほど高齢者部分にウェートが移っている傾向にある。

このことは、配偶関係別人口との関係でみると、死別者の発生の問題と関連している。すなわち、日本の死亡率の男女格差は50歳台以降の年齢層において死別者人口を集中的に発生することを意味している。

死因別死亡率でみれば、どの部分から平均寿命の男女格差がもたらされているのであろうか。1955年についてみると、平均寿命の男女差は、「不慮の事故及び有害作用」の死亡率の男女格差から22.04%が、「脳血管疾患」死亡率の男女差から16.14%がもたらされている。それに続いて、「結核」の8.84

11) 異なる生命表間で、平均寿命の差がどのような死因別死亡率の違いによってもたらされているのかを分析する方法として、次のポラードの方法がある。

Pollard, John H., Causes of Death and Expectation of Life: Some International Comparison, in J. Vallin and other (eds.), *Measurement and Analysis of Mortality: New Approach*, Oxford: Clarendon Press, 1990, pp.269-291.

表8. 男女の平均寿命格差に対する年齢別ならびに死因別死亡率格差の寄与割合

寿 命・年 齡・死 因	観 察 年 次							
	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年	1989年
女子の平均寿命	67.748	70.194	72.921	74.656	76.889	78.765	80.482	81.767
男子の平均寿命	63.597	65.318	67.735	69.310	71.726	73.349	74.782	75.906
男 女 格 差	4.151	4.876	5.186	5.346	5.163	5.416	5.700	5.861
年齢別寄与率(%)								
0~14歳	12.80	13.38	10.46	8.23	6.54	4.72	2.85	2.10
15~49歳	21.02	21.81	22.56	23.93	22.97	20.89	18.45	15.87
50~64歳	29.32	29.13	28.47	26.81	25.60	26.03	27.23	26.65
65歳以上	36.86	35.68	38.51	41.03	44.89	48.36	51.47	55.38
死因別寄与率(%)								
結核(B 5, 6)	8.84	7.33	5.97	4.42	3.24	2.04	1.37	1.07
悪性新生物(B 28~37)	8.30	9.93	11.93	14.30	18.68	23.95	28.86	32.50
糖尿病(B 39)	-0.03	-0.06	0.13	0.33	0.52	0.48	0.56	0.65
心疾患(B 46, 51, 52, 54~56)	4.80	6.39	7.66	9.58	11.40	15.01	15.09	14.95
高血圧性疾患(48, 49)	0.98	1.33	1.50	1.05	0.92	0.46	0.10	-0.03
脳血管疾患(58~60)	16.14	18.58	22.41	22.53	20.15	15.94	10.75	8.37
肺炎及び気管支炎(B 62, 63, 66)	4.17	5.38	4.16	4.22	5.16	6.16	8.10	10.31
胃及び十二指腸潰瘍(B 69)	6.58	4.06	3.14	2.41	1.92	1.19	0.63	0.51
胃腸炎(B 4, 72)	0.30	0.55	0.65	0.28	0.09	0.11	0.00	0.04
慢性肝疾患及び肝硬変(B 73)	1.95	2.41	2.97	4.13	5.68	5.65	4.86	4.01
腎炎、ネフローゼ症候群及びネフローゼ(B 76, 77)	0.66	1.08	1.01	0.81	0.53	0.78	1.18	1.39
精神病の記載のない老衰(B 88)	2.13	1.04	0.23	-0.22	-0.37	-0.35	-0.54	-0.74
不慮の事故及び有害作用(E 104~114)	22.04	23.16	21.62	21.32	16.07	12.48	11.64	10.73
自殺(E 115)	7.33	3.51	2.51	2.08	3.90	4.88	6.07	4.16
その他の死因	15.79	15.29	14.10	12.77	12.13	11.23	11.32	12.10

注：計算に用いた基礎数値は、完全生命表、簡易生命表、人口動態統計、国勢調査ならびに総務庁推計人口による。

%、「悪性新生物」の8.30%、「自殺」の7.33%という順位になっている。

一方、1989年についてみると、平均寿命の男女差は、「悪性新生物」の男女の死亡率差によって32.50%が、「心疾患」死亡率の男女差によって14.95%がもたらされている。さらに、「不慮の事故及び有害作用」の10.73%、「肺炎及び気管支炎」の10.31%，そして「脳血管疾患」8.37%という順位になっている。

このように最近では、死亡原因のうち「悪性新生物」のウェートが大きくなり、男女平均寿命格差に大きく貢献している。現在の死亡原因の第1位と2位を占める死因で男女差が大きいことが、平均寿命の男女格差の拡大に大きく影響している。

V まとめにかえて

この研究においては、人口高齢化社会における配偶関係別人口構造の変化について検討を加えてきた。とくに65歳以上の高齢者人口における配偶関係別人口の構成は、日本の男女の死亡率格差に密接に関係していることを明らかにした。それらの分析を通じ、人口高齢化社会における配偶関係別人口

を考えた場合、現在の死亡率の男女格差が持続するもとでは、将来における配偶関係別人口構造において、女性の死別人口が相対的多くなり、男女の死別人口性比が上昇するということが明らかとなった。

さらに、死亡率の趨勢にみられる男女格差拡大化傾向は、今回試みた配偶関係別人口推計であらわれた以上の高齢者における男女人口性比の拡大、すなわち、①高齢者女性の比率増加、②高齢者死別人口、とくに女性の高齢者死別人口の増加が推察できることである。したがって、男女死亡率格差解消が、高齢者人口の男女性比の均衡化にとって重要な課題である。

これらの死別人口の絶対数における増加と女性人口の相対的増加を家族構成との関係でみると、「国民生活基礎調査」¹²⁾によれば、60歳以上の人口のうち、およそ34%が「配偶者なし」の人々である。そして「配偶者なし」の人々のうち、29%が「単独世帯」に居住し、10%が「核家族世帯」、44%が「三世代家族」、そして残りの17%が「その他の世帯」である。したがって、女性死別人口の多くが単独世帯に存在するであろうと考えられる。

とくにこの研究から導かれる福祉・健康政策について提言を行うとすれば、平均寿命の男女格差を導く主要死因について、死亡率の格差解消が必要である。さらに、今後死別人口が量的に増加する趨勢のもとでは、とくに単独世帯の無配偶人口の福祉政策を推進する必要があると考えられる。

12) 厚生省、『平成元年国民生活基礎調査』、第2巻、平成3年3月。

Population Aging and Changes in Population by Marital Status in Japan : Sex Differential Mortality and its Effect on Future Populations by Marital Status

Shigesato TAKAHASHI

The center of argument regarding the rapidly advancing aging of the Japanese population concerns the change in the age structure of the population, in other words the increase in the proportion of the population occupied by the elderly, as well as the speed of this increase and the level that it will reach before leaving off. But there is another way of looking at population phenomena, that is, from the point of view of the distribution of populations by marital status.

Now, if we consider aging population among marital state populations, the question arises as to what kind of influence changes in the mortality rates exert on the process of the aging population. Further, through what kind of mechanism do changes in demographic variables like mortality influence the distribution of populations by marital status ? To answer these questions, it is necessary to examine the relationship between demographic variables, particularly sex differentials in mortality, and the distribution of populations by marital status.

Tables for the future population by marital status have been constructed for Japanese for the period 1985 to 2025, particularly specifying proportion of population by marital status for aged population. It is to note that the proportion of widowhood has increased from 10.1 percent in 1985 to 15.5 percent in 2025, while the proportion of widowerhood has increased slightly from 1.9 in 1985 percent to 3.4 percent in 2025. In addition, sex ratio of population in widowerhood has increased from 18.2 in 1985 to 20.9 per widowhood population in 2025.

In view of the importance of the mortality rate, specially sex differentials of mortality, as a factor in the variation of proportion of population by marital status and sex ratio of population among marital status, the fact that changes in the sex differentials in mortality influence changes in proportion of population by marital status is of course widely recognized. Under conditions where there is no change in the marriage age, a reduction of sex differentials in mortality rate will bring about an increase in the male population, and cause a rise in the sex ratio of marital state populations. It is clear that the reduction of sex differentials in mortality will lead to reduce the imbalances of sex ratio in the married population and the widow(er)ed population.