

人口問題研究

第47巻第4号
(通巻201号)

1992年1月刊行

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… 1～14
初婚過程によって再生産される人口のダイナミカル・モデルとその応用……稲葉寿… 15～34

研究ノート

- デュルケムの社会学体系における人口学の位置……小島宏… 35～39
山形県・鹿児島県の平均世帯主余命等の比較：1985年……山本千鶴子… 40～43

資料

- 西欧諸国における出生率の動向と政策的対応……阿三藤田房誠… 44～57
都道府県別SMAMと未婚率の推移……渡邊吉利… 58～68
坂東里江子

書評・紹介

- Hans-Peter Blossfeld, Alfred Hamerle and Karl Ulrich Mayer,
Event History Analysis (金子隆一) …… 69
Ronald L. Breiger (ed.), *Social Mobility and Social Structure* (鈴木透) …… 70

統計

- 第44回簡速静止人口表(1990年4月—1991年3月) …… 71～77
全国人口の再生産に関する主要指標：1990年…… 78～84
日本の婚姻動向：1990年……廣嶋清志… 85～97
山本道子

雑報

- 人事の異動—定例研究報告会の開催—平成3年度実地調査の施行—日本人口学会関東部会平成3年度秋期研究報告会—第64回日本社会学会—比較家族史学会—第4回アジア・オセアニア国際老年学会議—「西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関係に関する比較研究」のための海外出張—国際有識者準備委員会—韓国保健社会院・ESCAP主催「出生力低下が人口政策プログラム戦略に及ぼすセミナー」—中国出張報告—日誌—外国関係機関からの来訪者…… 98～107

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 Wachter (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, を参照されたい。

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ったが、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 別 者	離 別 者	未 婚 者	有配偶者	死 別 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数)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だろうか。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 別 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・出生率低下にともなって高齢化する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持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、わが国の人口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 Mortality 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。

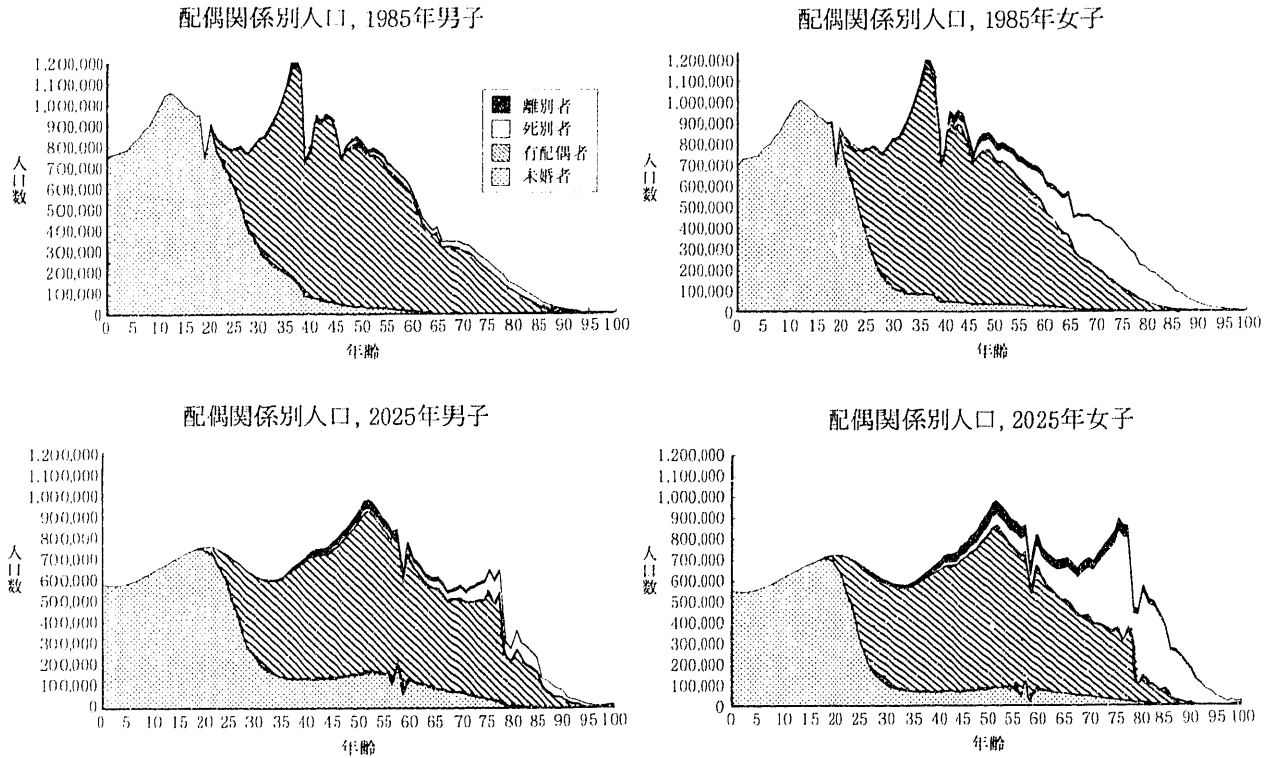
さらに、第三の特徴として、高齢者における配偶関係別人口割合の大きな変化と男女間の趨勢に際違った違いがみられる（表5参照）。具体的にみると、男子の65歳以上の高齢者の配偶関係別人口割合は、未婚者の場合、1985年から2025年にかけて7.6ポイントの増加がみられ、有配偶者割合は、8.2ポイントの減少を示している。そして、死別者割合の変化は、0.7ポイントの減少と僅かな変化しかみられない。また一方、離別者割合の変化は、1.4ポイントの増加がみられる。

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、とくに未婚者と離婚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イトが大きい。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えることにしよう。

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ことである。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あらわれる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ことにしよう。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) 一般の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のみと同様に、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。単純に言えば、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ことにしたい。

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、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、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イ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イ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・年齢・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「三世帯家族」、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.

初婚過程によって再生産される人口の ダイナミカル・モデルとその応用

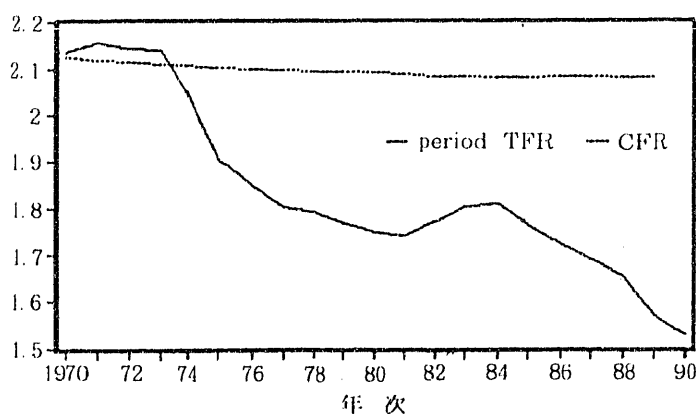
稲 葉 寿

I はじめに

人間人口の再生産に関しては、その出生力の実現において社会的に制度化された結婚の果たす役割が極めて大きいことは言うまでもない。とりわけ日本人人口においては非嫡出出生の割合は今日においても1%以下であるから、結婚は日本の女子人口の出生力実現の前提条件といってもさしつかえないであろう。すなわち日本人人口の出生力（fertility）は結婚力（nuptiality）¹⁾と結婚出生力（marital fertility）の合成の結果である。また婚姻件数に占める再婚の割合は戦後においては長期にわたってほぼ10%以下であったが、1960年以降漸増し、1988年に11.9%となっている。しかしながら再婚女子の平均年齢は37.87歳（1989年）²⁾と高いから、再婚過程の全出生に対する寄与はきわめて小さいものと考えられる。従って日本人人口を考察する限りでは「結婚」は「初婚」を意味すると考えて議論しても大きな誤差はない。約言すれば、日本人人口は第一次的には「初婚過程によって再生産される人口」として把握される。

このような場合、年齢別出生率やその要約指標である合計特殊出生率（TFR）の変化はこれら結婚および結婚出生力を規定するより基本的なパラメータの変動の結果として理解されねばならない。例えば日本人人口の期間合計特殊出生率（TFR）をみると、1970年度以降、一時的な反騰を経験しつつも今日に至るまで人口置き換え水準を下回って趨勢的には漸減を続けてきており、1990年には戦後最低の1.53を示すに至っている（図1-1）。その一方で1970年以後の出産力調査によってコー

図1-1 期間TFRと臨界出生率の変動



ホートの観測された結婚出生力指標である完結出生力は2.2前後で比較的定常的に推移し、1943-47年出生コーホートにおいても2.16という値を維持してきている。1990年において1945年コーホートは45歳に達し、再生産年齢にある女子人口はほぼ全て戦後生まれとなり、戦前・戦中期において形成された女子人口の配偶関係別人口構造（すなわち戦後の日本人人口のダイナミクスにとっての初期条件）が期間的出生力に与える影響はほぼ完全に払拭されるに至った。従って、こ

1) ここで「結婚力」は初婚から離別、死別にいたる全過程を考慮にいれたものと考えておく。

2) 廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1988～1989年」、『人口問題研究』、第46巻第4号、1991年1月、pp.74-85。

の時期において（再生産を終えた世代についての観察ではあるが）コーホートの観察が完結出生力の（一夫婦あたり二子という）低レベルでの安定性を示唆し、日本人の意識の上での皆婚指向に変化が見られない一方で、期間的指標が低下をつづけていることは、戦後生まれの女子人口の結婚力もしくは結婚出生力内部におけるタイミング変化がその主要な原因では原因ではないかと予期させる³⁾。実際、平均初婚年齢は漸増してきており、そのことによる出産時期の遅れだけでも期間TFRは低下するからである⁴⁾。またさらに晩産化はコーホートの完結出生力水準を低下させていると予想される。いずれにせよ完結出生力が十分低い状況においては、出生力変動の要因において結婚力の占めるウェイトは相対的に高くなり、その影響はこれまでになく顕在化してきていると考えられる。すなわち出生力の低下の要因を結婚力と結婚出生力の変化へと分解できるような理論的フレームが必要とされる所以である。

本稿では上記のような観点から、年齢別出生率に基づく古典的なロトカの安定人口モデルにかえて、結婚力と結婚出生力をもちいた動学的人口モデルを定式化する。このために、女子人口を未婚、初婚、離婚・死別の3状態に分割し、結婚年齢と結婚持続期間の関数としての結婚出生力を導入する。というのも有配偶女子のコントロールされた出生力においては現在年齢よりも結婚年齢、結婚持続期間およびパリティ構造（出産歴）がより基本的なパラメータであると考えられるからである⁵⁾。結婚出生力関数はさらにパリティ別の出生率に分解することが可能である。結婚出生力内部におけるタイミング変化の効果を追うためには、このパリティ別出生率をパリティ別人口に適用することが必要であるが、ここでは簡単のため結婚力の効果をもっぱら考察することとしてパリティ別の人口構造の導入はおこなわず、パリティについて集計された結婚出生力関数を用いる。また先に述べたように日本においては再婚および無配偶状態における出生の占める割合はきわめて小さいと考えられるから、まずここでは初婚による結婚出生力のみを考える。ただし再婚セクターを付加することによってモデルを拡張することは容易であることを注意しておこう。以上の仮定のもとでダイナミカル・モデルをまず定式化

3) 日本の出生力調査については以下を参照。

厚生省人口問題研究所，昭和62年第9次出生力調査第I報告書「日本人の結婚と出産」，1988，第II報告書「独身青年層の結婚観と子供観」，1989。

結婚出生力におけるタイミング効果の分析については以下を参照。

大谷憲司，「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」，『人口問題研究』，第185号，1988年1月，pp.36-54。

4) 稲葉寿，「期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について」，『人口問題研究』，第178号，1986年，pp.48-53。

5) 有配偶出生力に対するこのような判断は戦前のドイツ統計局に遡る。以下を参照。

森田優三，『人口増加の分析』，日本評論社，1944年。

ドイツ統計局は三つのパラメータのうち結婚持続期間とパリティの影響が最も大きく、また母の現在年齢は結婚年齢と結婚持続期間の和として得られるから従属的な変数であるとしている。ただし年齢は生理的な能力の変化・限界を示すために必要なパラメータである。結婚持続期間をとり入れた出生力関数のモデルとしては以下がある。

H. J. Page, "Patterns underlying fertility schedules: A decomposition by both age and marriage duration", *Population Studies* 31, 1977, pp.85-106.

Pageモデルの日本のデータへの適用は以下を参照。

高橋真一，「日本とスウェーデンの出生データ利用による出生力モデルの検討」，『国民経済雑誌』，第139号，第4号，昭和54年4月，pp.59-75。

また年齢，持続時間，パリティ構造を考慮した動学モデルについては以下を参照。

H. Inaba, "Duration-dependent multistate population dynamics"; In *Functional Analytic Approach to Age-Structured Population Dynamics*, Ph. D. Thesis, University of Leiden, 1989, pp.129-148.

し、それに基づいた結婚を考慮した再生産指標として純再生産率 (NRR) と合計特殊出生率 (TFR) を導入する。これは結局、結婚力と結婚出生力に基づいた安定人口モデルを構成したことに他ならない。最後に一つの応用として、得られた再生産指標をパラメータが時間的に変化する場合に計算して、期間的 TFR の変動が初婚タイミングの変化によって引き起こされる様子を観察することとしたい。このようなモデルは、再婚過程やパリティ構造を欠いている点でなお現実と隔たっているにしても、結婚によって媒介されている人口再生産過程をより現実的に理解するための最初のステップとして独自の意義があると言えよう⁶⁾。また本稿では女子人口に対する one-sex model を考察することとし、両性の mating process を考察した two-sex model については稿をあらためて論ずることとしたい。

II 初婚によって再生産する人口のダイナミカル・モデル

以下においては、女性人口集団を考え、各個体 (女性人口) は生涯に一回限り結婚して、結婚期間中においてのみ出産すると仮定する。また未婚男性人口は未婚女性が一定の確率で結婚可能なだけ十分に存在すると仮定する。 $p_0(t, a)$ を時刻 t において a 歳の未婚人口の年齢密度関数とし、 $p_1(t, \tau; \xi)$ を ξ 歳で結婚した人口の、時刻 t 、結婚持続期間 τ における密度としよう。 $p_2(t, a)$ を離婚経験者ないし寡婦の年齢密度関数とする。 $\lambda(a)$ を年齢 a における初婚確率、 $\mu(a)$ を死亡率 (各状態間で死亡率の差はないものと仮定する)、 $\delta(\tau; \xi)$ を ξ 歳で結婚したひとが結婚持続期間 τ で (離別または死別によって) 配偶者を失う確率、 $m(\tau; \xi)$ を初婚年齢 ξ 、結婚持続期間 τ での有配偶出生率 (結婚出生力関数)、 r を新生児における女子割合とする (図 2-1 参照)。このとき以下の単性人口システムを得る。

6) 数学的モデルの形式的立場からすれば、ここで「結婚」を法律的な意味のそれに限定する必要はないことは明かであろう。近年の欧米諸国に見られるように法律的な意味における結婚によらない出生が無視しえない状況に対しては、結婚確率を安定的・持続的性的パートナーを有する状態への推移確率と再解釈することによって結婚・再生産モデルはなお有意義でありうる。ただしその場合、法律的な結婚よりもパートナーシップははるかに不安定であり、有配偶状態からの離脱・再加入のプロセスを考慮することがより重要となつてこようし、「初婚過程」のもつ統計的頑健性は失われるであろう。本稿と同様な方向性を持った結婚・出生力モデルについては以下の諸研究がある。

伊藤達也、「1960年以降のわが国出生変動についての人口学的一試論」、『人口問題研究』、第148号、1978年10月、pp.24-43。

伊藤達也・山本千鶴子、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」、『人口問題研究』、第157号、1981年1月、pp.28-51。

阿藤誠・伊藤達也・小島宏、「マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション」、『人口問題研究』、第179号、1986年7月、pp.16-34。

また結婚と出生力を結び付けた静学的分析として以下がある。

黒田俊夫、「結婚パターンの変動とその出生力に及ぼす影響の人口学的分析」、『人口問題研究』、第71号、1958年、pp.1-23。

James Trussel, A simple model of marriage and fertility, in *International Population Conference*, Manila 1981, Vol.1, Liege: IUSSP, pp.499-508.

James Trussel, Jane Menken and Ansley J. Coale: A general model for analyzing the effects of nuptiality on fertility, in *Nuptiality and Fertility*, Liege (Belgium): Ordina Editions, 1982, pp.7-27.

結婚持続期間を考慮していないが結婚およびパリティ構造を導入した動学的人口モデルとして以下がある。

Prithwis Das Gupta, Age-parity-nuptiality-specific stable population model that recognizes births to single women, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.71, No.354, pp.308-314 (1976).

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_0(t, a) = -\mu(a) p_0(t, a) - \lambda(a) p_0(t, a), \quad (2-1 a)$$

$$p_0(t, 0) = r \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} m(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi) d\tau d\xi, \quad (2-1 b)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) p_1(t, \tau; \xi) = -\mu(\xi + \tau) p_1(t, \tau; \xi) - \delta(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi), \quad (2-1 c)$$

$$p_1(t, 0; \xi) = \lambda(\xi) p_0(t, \xi), \quad (2-1 d)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_2(t, a) = -\mu(a) p_2(t, a) + \int_0^a \delta(\tau; a - \tau) p_1(t, \tau; a - \tau) d\tau, \quad (2-1 e)$$

$$p_2(t, 0) = 0. \quad (2-1 f)$$

全女子人口の年齢密度関数を $n(t, a)$ とすれば,

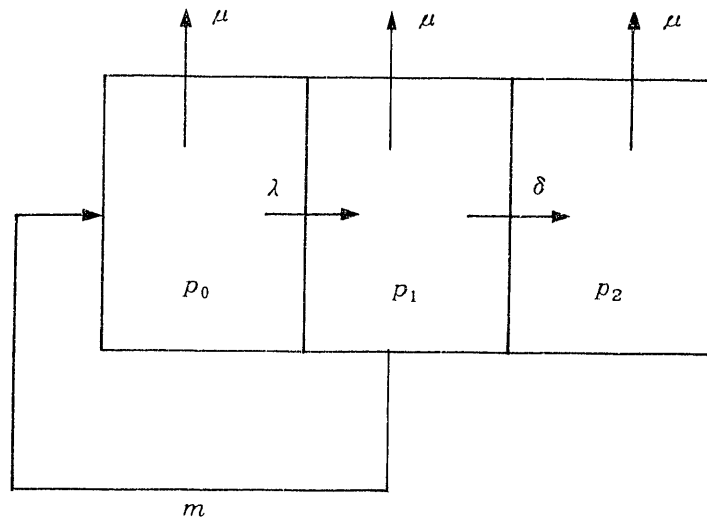
$$n(t, a) = p_0(t, a) + \int_0^a p_1(t, a - \xi; \xi) d\xi + p_2(t, a). \quad (2-2)$$

であり, 以下の方程式 (Mc Kendrick - Von Foerster equation) を満たすことは容易にたしかめられる.

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) n(t, a) = -\mu(a) n(t, a), \quad (2-3 a)$$

$$n(t, 0) = p_0(t, 0). \quad (2-3 b)$$

図 2-1



時刻 t における出生率を $B(t) := p_0(t, 0)$ とおく。初期時刻を特定しなければ各人口の分布は以下であたえられる。

$$n(t, a) = l(a)B(t-a), \quad (2-4 a)$$

$$p_0(t, a) = l(a)A(a)B(t-a), \quad (2-4 b)$$

$$p_1(t, \tau; \xi) = \lambda(\xi)A(\xi)l(\xi+\tau) \exp\left(-\int_0^\tau \delta(\rho; \xi) d\rho\right) B(t-\tau-\xi), \quad (2-4 c)$$

$$p_2(t, a) = n(t, a) - p_0(t, a) - \int_0^a p_1(t, a-\xi; \xi) d\xi. \quad (2-4 d)$$

ただしここで $l(a)$ は生残率関数であり、 $A(a)$ は a 歳での未婚残存率である：

$$l(a) := \exp\left(-\int_0^a \mu(\rho) d\rho\right), \quad A(a) := \exp\left(-\int_0^a \lambda(\rho) d\rho\right) \quad (2-5)$$

したがって (2-1b), (2-4c) から出生率 $B(t)$ に対する再生方程式 (renewal equation) を得る：

$$B(t) = r \int_0^\infty \int_0^\infty m(\tau; \xi) \lambda(\xi) A(\xi) l(\xi+\tau) \exp\left(-\int_0^\tau \delta(\rho; \xi) d\rho\right) B(t-\tau-\xi) d\tau d\xi. \quad (2-6)$$

初婚確率の密度関数を $\phi(\xi) := \lambda(\xi) A(\xi)$ として積分順序を入れ換えれば、

$$B(t) = \int_0^\infty r \int_0^a m(a-\xi; \xi) \phi(\xi) \exp\left(-\int_0^{a-\xi} \delta(\rho; \xi) d\rho\right) d\xi l(a) B(t-a) da. \quad (2-7)$$

よって、

$$\begin{aligned} \psi(a) &:= r \beta(a) l(a), \\ \beta(a) &:= \int_0^a m(a-\xi; \xi) \phi(\xi) \exp\left(-\int_0^{a-\xi} \delta(\rho; \xi) d\rho\right) d\xi, \end{aligned} \quad (2-8)$$

とおけば、 β は年齢別出生率であり ψ はこの人口の純再生産関数を与えていることがわかる。またこの人口の純再生産率 (NRR) を R_0 とすれば、再び積分の順序交換によって以下を得る。

$$R_0 = \int_0^\infty \psi(a) da = r \int_0^\infty \int_0^\infty m(\tau; \xi) \exp\left(-\int_0^\tau \delta(\rho; \xi) d\rho\right) l(\xi+\tau) d\tau \phi(\xi) d\xi. \quad (2-9)$$

再生方程式 (2-6) に初期条件を与えて $B(t)$ が決定されれば、(2-4) によりこの人口のダイナミクスは完全に決定され、強エルゴード定理が成り立つことがわかる (NOTE 2-1 参照)。すなわちこの人口のマルサス径数 r は以下のロトカの特性方程式の唯一の実現として定まる：

$$\int_0^\infty e^{-ra} \psi(a) da = 1. \quad (2-10)$$

このとき定数 B_0 が存在して $B(t) \sim B_0 \exp(rt)$ ($t \rightarrow \infty$) となり、各状態の人口は時間とともに一定の分布 (安定人口分布) に漸近する：

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p_0(t, a)}{\int_0^{\infty} n(t, a) da} = C(a) \Lambda(a),$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p_1(t, \tau; a - \tau)}{\int_0^{\infty} n(t, a) da} = C(a) \phi(a - \tau) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\sigma; a - \tau) d\sigma\right), \quad (2-11)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p_2(t, a)}{\int_0^{\infty} n(t, a) da} = C(a) \left\{ 1 - \Lambda(a) - \int_0^a \phi(\xi) \exp\left(-\int_0^{\xi} \delta(\sigma; \xi) d\sigma\right) d\xi \right\}.$$

ただし、ここで $p_2(t, \tau; a - \tau)$ は年齢 a 、結婚持続期間 τ の有配偶女子人口分布を示しており、 τ について 0 から a まで積分すれば有配偶女子の年齢分布を与える。また $C(a)$ は全女子人口についての規格化された安定年齢分布であり、以下であたえられる：

$$C(a) := \frac{\exp(-ra)l(a)}{\int_0^{\infty} \exp(-ra)l(a) da}. \quad (2-12)$$

NOTE 2-1: 再生方程式 (2-7) において、初期条件として過去の出生率 $B(t) = f(-t)$ 、 $-\omega < t < 0$ (ω は再生産年齢の上限) を与えれば、 $B(t)$ 、 $t > 0$ は以下のボルテラ方程式の解として決定される：

$$B(t) = G(t) + \int_0^t \psi(a) B(t-a) da, \quad t > 0, \quad (2-13)$$

$$G(t) := \int_t^{\omega} \psi(a) f(a-t) da, \quad 0 < t < \omega, \quad G(t) := 0, \quad t > \omega.$$

一方、システム (2-1) に初期分布を与えて初期値問題を考えれば $G(t)$ は仮定された初期人口分布の出生率への寄与として表現 (4-2) を用いて計算される。このとき注意すべきは、前者のような初期条件の与えかたにおいてはシステム (2-1) は少なくとも $-\omega < t$ で成立していると暗黙のうちに仮定しているが、後者においては (2-1) は $t > 0$ で成り立っていれば良く、 $t=0$ における初期人口分布は任意に与えることができる。この場合、与えられた分布は過去の出生率を用いて (2-4) のように表現されるとは限らない (システム (2-1) とコンシステントでない) ために初期条件の影響は $t=\omega$ まで残存することになる (第4節参照)。

NOTE 2-2: はじめに述べたように結婚出生力関数 $m(\tau; \xi)$ はパリティ別出生率の和として考えることができる。ここではハザード・モデルの考え方による結婚出生力関数の分解を考えよう⁷⁾。

7) ハザード・モデルの結婚出生率への具体的適用については注3の大谷論文および以下を参照。

大谷憲司, 「現代日本人女子の妊娠出生タイミングに関する Proportional Hazards Model 分析」, 『人口問題研究』, 第189号, 1989年, pp.1-17. 大谷論文のPH分析においては出生間隔の分布関数が「出生関数」と呼ばれていることに注意。

いま初婚年齢 ξ の結婚コーホートに属する女子の、結婚持続期間 τ における第 1 出生率 (hazard rate) を $\lambda_1(\tau; \xi)$ とすれば、結婚から最初の出生までの第 1 出生間隔の確率密度関数 $\phi_1(\tau; \xi)$ は

$$\phi_1(\tau; \xi) = \lambda_1(\tau; \xi) \exp\left(-\int_0^{\tau} \lambda_1(\sigma; \xi) d\sigma\right). \quad (2-14)$$

b 歳で第 n 出生 ($n \geq 1$) をおこなった女子が τ 時間後に第 $(n+1)$ 出生をおこなう第 $(n+1)$ 出生率を $\lambda_{n+1}(\tau; b)$ とすれば、第 $(n+1)$ 出生間隔の確率密度関数 $\phi_{n+1}(\tau; b)$ は以下のように与えられる:

$$\phi_{n+1}(\tau; b) = \lambda_{n+1}(\tau; b) \exp\left(-\int_0^{\tau} \lambda_{n+1}(\sigma; b) d\sigma\right). \quad (2-15)$$

このとき初婚年齢 ξ の結婚コーホートの結婚から第 n 出生にいたる時間間隔 (結婚持続期間 τ) の確率密度関数を $\phi_n(\tau; \xi)$ とすれば逐次的に

$$\phi_1(\tau; \xi) = \phi_1(\tau; \xi), \quad \phi_{n+1}(\tau; \xi) = \int_0^{\tau} \phi_{n+1}(\tau - \rho; \xi + \rho) \phi_n(\rho; \xi) d\rho. \quad (2-16)$$

そこで $\phi_n(\tau; \xi)$ の総和として $m(\tau; \xi)$ が得られる:

$$m(\tau; \xi) = \sum_{n \geq 1} \phi_n(\tau; \xi). \quad (2-17)$$

一般に、人間人口における意識的な出産コントロールは出生間隔ないし完結出生児数 (目標) の制御を通じて行われると考えられる。例えば社会経済的な環境変動に対する結婚出生関数の応答はまず短期的には ϕ_n に示されているパリティ拡大スケジュールにおけるタイミング変化として表れるであろう。それ故、出生力変動をより精細にトレースするためにはパリティ構造を取り入れてモデルを拡張していくことが必要である。

III 再生産力指標とその測定

年齢別出生率の表現 (2-8) より、この人口のコーホート合計特殊出生率 (TFR) は以下のように計算される。

$$TFR = \int_0^{\infty} \beta(a) da = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} m(\tau; \xi) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; \xi) d\rho\right) d\tau \phi(\xi) d\xi. \quad (3-1)$$

また期間合計特殊出生率を TFR_b とすれば定義により

$$TFR_b = \int_0^{\infty} \frac{B(t, a)}{n(t, a)} da. \quad (3-2)$$

ただし、 $B(t, a)$ は年齢 a 歳の女子人口から単位時間あたり出生する新生児数であり、以下であたえられる。

$$B(t, a) = \int_0^a m(a-\xi; \xi) p_1(t, a-\xi; \xi) d\xi. \quad (3-3)$$

初期条件の影響を考慮しないかぎり人口分布は(2-4)で与えられるから、(2-4)、(3-3)を(3-2)に代入すれば TFR_p は恒等的に(3-1)で表示されるコーホートTFRに等しいことがわかる。したがって人口分布が(2-4)で与えられる限り期間TFRとコーホートTFRは常に一致している。

NOTE: ここで再生産指標としてのTFRの意義を再確認しておこう。理論的な立場からは、システムの閾値(ゼロ解の安定性の必要十分条件)としてその意義が直接的に明らかなのは純再生産率 R_0 であり、その計算過程に死亡効果を含まないTFRは、一見してはそれだけでは再生産指標として不完全のように見えるが、以下で定義される臨界値(critical value) β_{cr} を導入すればTFRも R_0 と同値な再生産の指標であることが明瞭となる:

$$\beta_{cr} := \left(r \int_0^{\infty} h(\sigma) l(\sigma) d\sigma \right)^{-1} = \frac{TFR}{R_0}. \quad (3-4)$$

ただしここで $h(\sigma)$ は正規化された年齢別出生率関数であり、 $\beta(\sigma) = TFR \times h(\sigma)$ である。すなわちTFRと β_{cr} の大小は、NRRと1の大小と同値である。 β_{cr} は通常、「純再生産率1に必要な合計特殊出生率」、「静止粗再生産率」あるいは漠然と「人口置き換え水準」等と呼ばれているものに他ならない。また宋健(Song Jian)らは β_{cr} を「女子臨界出生率」(female critical fertility rate)と称した⁸⁾。1989年の日本の期間的データでは $\beta_{cr} = 1.572 / 0.756 = 2.079$ である。 β_{cr} の変動は、出生性比、出生率のパターンおよび女子の再生産期間に至る生残率の変化に依存し、近年ではその値は2.08で安定している(図1-1参照)

初婚年齢 a の関数 $T(a)$ を以下のように定義しよう:

$$T(a) = \int_0^{\infty} m(\tau; a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (3-5)$$

$T(a)$ を用いれば出生コーホートのTFRを与える(3-1)は以下のように表される。

$$TFR = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a) da. \quad (3-6)$$

このとき $T(a)$ は初婚過程からの離脱(離婚または死別)を考慮にいれた、初婚年齢が a 歳という条件付きの結婚持続期間別初婚出生率の合計である。特に(3-6)から、もし結婚出生力関数 m と離・死別力関数 δ が初婚年齢から独立にあたえられるならば、TFRは(合計初婚率) \times (離・死別を考慮した合計結婚出生率)という積の形に書けることを示している。また(2-4)を用いれば以下の表現を得る:

$$\frac{m(\tau; a) p_1(t, \tau; a)}{p_1(t-\tau, 0; a) \frac{l(a+\tau)}{l(a)}} = m(\tau; a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right). \quad (3-7)$$

8) Song Jian, Yu Jingyuan, "Population System Control", Springer-Verlag: Berlin, 1988.

したがって $T(a)$ は初婚年齢 a ，結婚持続期間 τ の女子人口から生まれる新生児数を a 歳で結婚して $a + \tau$ 歳まで生残している女子人口で割って得た率を合計したものに他ならない。一方，ある時刻 t における出産力調査などの初婚の夫婦に対する retrospective な調査によって得られる初婚年齢 a の女子の完結出生力を $U(a)$ とすれば，

$$U(a) := \int_0^{\omega} m(\tau; a) d\tau. \quad (3-8)$$

ここで ω は出産期間の上限である。したがって，これまで仮定してきたように出生秩序が時間的に不変であれば，このような調査によって得られる $U(a)$ はつねに $T(a)$ よりも大である。また $U(a)$ は動態統計から算出される夫婦出生力指標（Gross-rate）による合計出生率ともみなされる。さらに初婚年齢 a ，結婚持続期間 τ における一結婚あたりの初婚年齢別・結婚持続期間別出生率（Net-rate）は

$$\frac{m(\tau; a) p_1(t, \tau; a)}{p_1(t - \tau, 0; a)} = m(\tau; a) \frac{l(a + \tau)}{l(a)} \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (3-9)$$

よって Net-rate によって計算された合計出生率を $S(a)$ とおけば，

$$S(a) := \int_0^{\infty} m(\tau; a) \frac{l(a + \tau)}{l(a)} \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (3-10)$$

従って

$$S(a) \leq T(a) \leq U(a), \quad (3-11)$$

であるから， $S(a)$ と $U(a)$ は $T(a)$ の下限，上限を与える⁹⁾。このとき $S(a)$ と $T(a)$ の差は死亡率に依存し， $U(a)$ と $T(a)$ との差は死別・離別率に依存するが，日本人人口においては再生産期間での女子死亡率は死別・離婚に比べれば低いレベルにあり， $l(a + \tau)/l(a)$ は 1 に近い値をもつから $S(a)$ は $U(a)$ よりも $T(a)$ を良く近似するといえよう（再生産期間を 20 年間とすれば $S(a)$ と $T(a)$ の差は高々数パーセント以内であろう）。 $S(a)$ を用いれば，(2-9) から純再生産率は以下のように表されることがわかる：

$$R_0 = r \int_0^{\infty} S(a) l(a) \phi(a) da. \quad (3-12)$$

線形近似による TFR の計算

これまでもっぱら初婚のみを考察してきたが，結婚持続期間別出生率 $m(\tau; a)$ が初婚，再婚にお

9) Gross-rate, Net-rate については以下を参照。

伊藤達也・坂東里江子，「1980年代前半における結婚出生力の動向」，『人口問題研究』，第189号，1989年，pp.51-69。

いて差がなければ S , T , U は再婚過程を考慮にいれようといれまいと同一の値をとる。しかし実際は初婚、再婚ではパリティ構造に違いがあるから各プロセスにおいて与えられるべき $m(\tau; a)$ は異なった関数であろう。したがって $m(\tau; a)$ の推定は初再婚別におこなう必要があるが、実際にはこれは実行困難である場合が多い。ただ日本においては再婚の平均年齢が高いから、低年齢層においては初婚を全結婚によって代替して計算しても誤差は少ないと思われる。しかし再婚出生力は初婚のそれに比べて低いと思われるから、高年齢層において再婚者割合が増加すれば全結婚によって計算された m は本来の初婚出生力を過小に評価することになるだろう。

Henry (1976)¹⁰⁾ によれば自然出生力の集団においては $U(a)$ は初婚年齢 a の一次関数とみなされる。こうした事態がおこる一つの単純な例としては、 $m(\tau; a)$ が再生産期間 $a + \tau \leq \omega$ において一定値 m であり、 $a + \tau > \omega$ でゼロである場合がある。このときは $U(a) = m(\omega - a)$ となり、 $U(a)$ は一次関数となる。一方で、Henry はコントロールされた出生力においてはそのような線形関係が成り立たないと述べているが、岡崎 (1941) 所載の戦前期日本のデータおよび Colin Clark による 1939 年の英国のデータ¹¹⁾ は、コントロールされた出生においても一次関数による近似は低年齢の部分を除けば有効であることを示している (図 3-1)。また、より強いコントロールのもとにあると考えられる近年の日本人

図 3-1 結婚年齢別期待出生児数

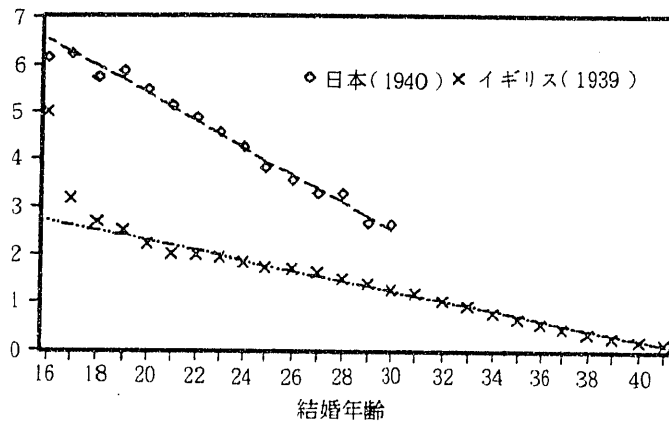
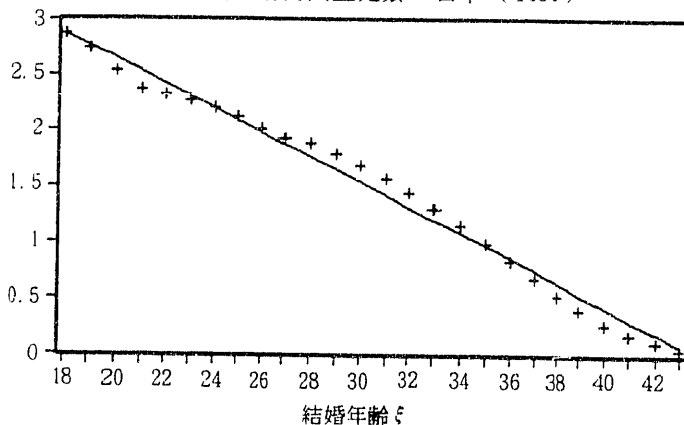


図 3-2 結婚年齢別期待出生児数 日本 (1989)



出生力についてしてみると、伊藤・坂東 (1989) (注 9 参照) の表 7 は 1985 年の人口動態統計から結婚年数 20 年における一結婚あたりの平均期待出生児数を計算しており、これは先に述べたように初再婚の別による $m(\tau; a)$ の差異を無視すれば $S(a)$ に相当すると考えて良いが、ここにおいても低年齢の部分を除けば直線近似のあてはまりは悪くない (図 3-2)。そこでいま $T(a)$ は一次関数であると仮定して

$$T(a) = u + va. \quad (3-13)$$

とにおいて (3-6) を用いれば、(コホート) TFR は以下のように計算される。

$$TFR = (1 - A(\infty))(u + va_0) \quad (3-14)$$

ただしここで $A(\infty)$ は生涯未婚率であり、 a_0 は以下であたえられる平均初婚年齢である。

10) Louis Henry, "Population: Analysis and Models", Edward Arnold, 1976.
また以下も参照。

柏崎浩, 「自然出生力と抑制された出生力」, 『遺伝』, Vol.44, No.12, 1990年, pp.20-24.

11) 岡崎文規, 『結婚と人口』, 千倉書房, 1941年.

Colin Clark, "Age at marriage and marital fertility", *Population Studies* 2, 1948-49, pp.413-426.

$$a_0 := \frac{\int_0^{\infty} a\phi(a) da}{\int_0^{\infty} \phi(a) da} \quad (3-15)$$

$v < 0$ であったから、(3-14)より平均初婚年齢の増加または生涯未婚率の増加はTFRの低下をもたらすことがわかる。そのさい、 $(1-A(\infty))v$ および u は平均初婚年齢および生涯未婚率の変化に対するTFRの変化率である。一般には再生産期間の限界付近では $T(a)$ は必ずしも単調ではなく、直線性からもはずれる可能性が大きい。実際、岡崎(1941)所載のデータにおいては $T(a)$ は $a=17$ でピークをなし、それ以前ではかえって減少している。このことは客体数が少ないためにデータに信頼性がないことによるのか、実際に低年齢での結婚が(コントロール等によって)完結出生力の低下をもたらすものかは疑問である。しかしながらいま(3-13)右辺を比較的直線的とみなされる $T(a)$ データについての最小二乗近似式と考えて、残差項を $W(a) := T(a) - u - va$ とおけば、(3-14)による近似の誤差は以下のように評価される：

$$\int_0^{\infty} \phi(a) W(a) da. \quad (3-16)$$

従って再生産期間の限界近辺では ϕ 自体の値が小さいことから、その近傍で誤差 $W(a)$ が大きくとも(3-14)の近似度を低下させる恐れは少ないことがわかる。要するに初婚が集中している年齢層において $T(a)$ が一次関数でよく近似されるならば(3-14)は良い精度を持つと期待される。

また伊藤・坂東の表から最近の日本人人口の生命表を用いて $S(a)/l(a)$ を計算するとこれもまた a の一次関数とみなせることがわかる。したがってそのような場合にはTFRと同様にして、生涯未婚率と平均初婚年齢の関数として純再生産率 R_0 が計算される。

Example 3-1: 伊藤・坂東(1989)(注9参照)の表7は1985年の人口動態統計から計算した全結婚に対する $S(a)$ のデータを与えている。したがって、その示す出生力はほぼ戦後世代に属するコーホートが示してきた結婚出生力を合成したものと言ってよい。そこで結婚年齢別・結婚持続期間別出生力が戦後世代において一定であったと想定し(したがってクロスセクショナルなデータがコーホートのデータと一致するとして)、さらにこの $S(a)$ のデータによって $T(a)$ の値が代替されると仮定して、18歳以上の比較的直線的な部分のデータから (u, v) を回帰推定すれば、

$$T(a) \approx 4.8867 - 0.1118a. \quad (3-17)$$

相関係数は -0.994 である。 T_c をコーホートTFRとすれば

$$T_c \approx (1 - A(\infty))(4.8867 - 0.1118a_0). \quad (3-18)$$

そこで例えば日本人女子の1945年コーホートにおいては、 $A(\infty) = 0.05$ (生涯未婚率が5%)、平均初婚年齢24歳程度と推定されるから、コーホートのTFRは2.09となり、ほぼ臨界出生率にひとしいことがわかる。またこのとき平均初婚年齢の1歳の上昇はコーホートTFRを0.106(5.1%)低下させることがわかる。

上記のような計算法はTFRまたは R_0 の算出法としてはあくまで便宜的・近似的なものであり、結婚出生力関数そのものを与えることができれば直接的に数値積分を実行するほうがよいことは言う

までもない。しかしその一方で、初婚年齢と期待出生児数の間の線形関係はそれ自体検討に値する興味深い現象である。もしこの関係が初婚年齢分布にたいして独立であるならば、この関係からあるコホートにおける初婚年齢分布の変化にとまなう完結出生児数の変化を予想することが許されることになる。以下の節においてはこうした仮定のもとで初婚年齢分布の age-shift が TFR にもたらず影響を考察する。しかし現実においては初婚年齢の変動は出産に対するあらたな期待を形成し、これが従来の初婚パターンのもとで形成されていた初婚年齢・完結出生児数関係を変化させてしまう可能性があることを注意しておこう。

IV 初婚年齢変動の期間合計特殊出生率への影響

はじめに述べたように1970年代以降の日本においてはコホートの観測による結婚出生力が比較的安定していたにもかかわらず、期間合計特殊出生率は一時的な反騰を経験しつつもおおしく低下してきている。その原因を以下で考察してみよう。我々のモデルにおいては死亡率、離・死別率が一定であれば、期間合計特殊出生率の変動の原因としては以下のことが考えられる：(1)初期条件の影響、(2)コホートの結婚力の変化、(3)コホートの結婚出生力の変化。ここでは初婚タイミングのコホート上での変化をもっぱら以下でとりあげることにするが、まず初期条件の影響について簡単にふれておく。

一般にパラメータ時変モデルでは期間 TFR とコホート TFR は通常一致しないことは当然であるが、これまで考察してきたようなパラメータが時間に依存しないモデルにおいても初期時刻から再生産年齢の上限に相当する時間（約45年間）が経過するまでは、期間合計特殊出生率とコホート合計特殊出生率は一致しないのが普通である。すなわち、その時点までは期間 TFR は初期条件の影響を受けているのである。システム(2-1)が $t > 0$ において適用されるとすれば、年齢密度関数は

$$n(t, a) = \begin{cases} B(t, -a) l(a), & t - a > 0, \\ n(0, a-t) \frac{l(a)}{l(a-t)}, & a - t > 0. \end{cases} \quad (4-1)$$

$$p_1(t, \tau; a) = \begin{cases} p_1(0, \tau - t; a) \frac{l(a+\tau)}{l(a+\tau-t)} \exp\left(-\int_{\tau-t}^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right), & \tau > t, \\ p_0(0, a-t+\tau) \frac{l(a+\tau)\phi(a)}{l(a-t+\tau)A(a-t+\tau)} \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right), & \tau < t < a+\tau, \\ B(t-a-\tau)\phi(a)l(a+\tau) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right), & a+\tau < t. \end{cases} \quad (4-2)$$

いま β を再生産年齢の上限とすれば、 $m(a-\tau; \tau) = 0, a > \beta$ 。したがって(4-1) - (4-2) より $t > \beta$ においては時刻 t における期間 TFR を $T_p(t)$ とおけば、 $T_p(t) = T_c$ であるが、 $t < \beta$ では初期条件が原システムとコンシステント（すなわちシステムが実現できる分布）でないかぎり期間 TFR は一定値ではなく時間とともに変動することがわかる。しかしながらここでは初期条件からの影響についてはこれ以上扱わない。以下ではシステムはこのような期間的動態率に対する初期条件の影響を脱していると仮定する¹²⁾。

12) システムが線形であるから人口規模に対する初期条件の影響は永続することに注意。

次に以下では特にコーホート初婚力のタイミングの変動による期間出生力の変化を初婚モデルの応用として考察しよう。いま初婚確率密度 ϕ がコーホート定数 $t-a$ (すなわち出生年) に依存していると仮定しよう。このとき期間 TFR が以下であたえられることはパラメータが時間に依存しない場合と同様に示される：

$$T_p(t) = \int_0^{\infty} da \int_0^{\infty} d\tau m(\tau; a) \phi(a; t-\tau-a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\sigma; a) d\sigma\right), \quad (4-3)$$

ここで $\phi(a; \tau)$ は τ 年に出生した個体が a 歳で初婚をおこなう確率であり、初婚のハザード関数 $\lambda(a; \tau)$ (初婚力) によって

$$\phi(a; \tau) = \lambda(a; \tau) \exp\left(-\int_0^a \lambda(\sigma; \tau) d\sigma\right), \quad (4-4)$$

と表される。(4-3) は以下のように書き直せる：

$$T_p(t) = \int_0^{\infty} \beta(a, t) da, \quad (4-5)$$

$$\beta(a, t) := \int_0^a \phi(a-\tau; t-a) m(\tau; a-\tau) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\sigma; a-\tau) d\sigma\right) d\tau.$$

ここで $\beta(a, t)$ 時刻 t における年齢別出生率である。またこのとき τ 年生まれのコーホートの TFR を $T_c(\tau)$ とおけば

$$T_c(\tau) = \int_0^{\infty} \phi(a; \tau) T(a) da. \quad (4-6)$$

以下では特に

$$\phi(a; \tau) = \phi(a - f(\tau)), \quad (4-7)$$

と仮定しよう。このとき $f(\tau)$ は初婚確率密度を $f(\tau)$ 年だけ遅らせる (もちろん $f(\tau) < 0$ なら進ませる) シフト関数である。生涯未婚率を50歳時点での A の値と考える場合には、関数形態を変えずに age-shift をおこなえば、生涯未婚率は必然的に変化することになるが、ここでは簡単のため $A(\infty)$ を生涯未婚率と考えておく。また明らかに上記のシフトの下でコーホートの平均初婚年齢は $f(\tau)$ だけ高くなる。しかし期間的にみた平均初婚年齢の変化はそのように単純ではない。 $A_p(t)$ を期間的平均初婚年齢とすれば

$$A_p(t) = \frac{\int_0^{\infty} a \phi(a - f(t-a)) da}{\int_0^{\infty} \phi(a - f(t-a)) da}. \quad (4-8)$$

そこでいま $T_p(t)$, $A_p(t)$ 具体的に計算するために $f(\tau)$ は十分に小さいとして近似式

$$\phi(a - f(\tau)) \approx \phi(a) - \phi'(a) f(\tau), \quad (4-9)$$

を用いる。このとき (4-5), (4-9) より

$$T_p(t) = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a) da - \int_0^{\infty} \int_0^a m(a-\tau; \tau) \phi'(\tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) d\tau f(t-a) da, \quad (4-10)$$

$$A_p(t) = \frac{\int_0^{\infty} a\phi(a) da + \int_0^{\infty} \phi(a) [f(t-a) - af'(t-a)] da}{\int_0^{\infty} \phi(a) da - \int_0^{\infty} \phi(a) f'(t-a) da}. \quad (4-11)$$

一方, コーホート TFR は

$$T_c(\tau) = \int_0^{\infty} \phi(a - f(\tau)) T(a) da. \quad (4-12)$$

で与えられるから, 仮定 (3-13) を採用すれば,

$$T_c(\tau) = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a + f(\tau)) da = (1 - A(\infty))(u + va_0 + vf(\tau)). \quad (4-13)$$

Example 4-1: 例 3-1 と同様の想定の下に, 再び $T(a) = 4.8867 - 0.1118a$ と仮定しよう。そこで age-shift が発生する以前のコーホートでは平均初婚年齢 $= A_p(0) = a_0 = 24$, 生涯未婚率 $= A(\infty) = 0.05$ と設定する。これはほぼ $\tau = 0$ のコーホートを 1945 年コーホートと想定したことになる。コーホート上の age-shift は $\tau = 0$ より一定速度ですすむと仮定して, $f(\tau) = \varepsilon\tau$ ($\tau \geq 0$) とおく。 $\tau < 0$ については上述したようにパラメータは固定されていると仮定する。すなわち, $f(\tau) = 0$ ($\tau < 0$)。さらに時刻 $t = 45$ (1990 年) で期間的平均初婚年齢が 26 歳となったと想定してコーホート上での age-shift の速度を求めよう。45 歳以上での初婚発生確率は極めて小さいであろうから, (4-11) において積分区間をゼロ歳から 45 歳とおきかえて $f(\tau)$ を代入すれば, $t \geq 45$ において次式がなりたつ:

$$A_p(t) \approx \frac{(1 - 2\varepsilon)A_p(0) + \varepsilon t}{1 - \varepsilon} \quad (4-14)$$

これより $\varepsilon = 0.087$ を得る。また (4-10) から以下を得る。

$$T_p(t) = T_p(0) - \int_0^t \int_0^a m(a-\tau; \tau) \phi'(\tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) d\tau f(t-a) da, \quad (4-15)$$

とりわけ $t \geq 45$ においては $T(a)$ および $f(\tau)$ についての仮定を用いて以下のように計算される:

$$T_p(t) = (1 - A(\infty))((1 - \varepsilon)T(a_0) + \varepsilon v(t - h - a_0)). \quad (4-16)$$

ここで h は初婚から出生までの平均間隔である。本来は h は初婚年齢に依存するがここでは簡単のため

め一定値とした (Appendix 参照)。この仮定の下では (4-16) が示すように、 $\tau < 0$ であるコーホートの影響を脱したあとは age-shift が続く限り期間 TFR はリニアに減少する。一方、コーホート TFR は (4-12) より

$$T_c(\tau) = (1 - A(\infty)) (4.8867 - 0.1118(0.087\tau + a_0)). \quad (4-17)$$

いま仮にあるコーホート τ 以降、age-shift が停止したと仮定すれば、約 $\tau + 45$ 年の後、再生産期間にある人口が全て $t = \tau$ 以後出生したコーホートによってほぼ満たされるから $T_p(t) = T_c(\tau)$, $t \geq \tau + 45$ となる。

こうした仮定のもとで期間およびコーホートの TFR を計算したものが表 4-1 ~ 4-4 である。

表 4-1 : $A(\infty) = 0.05, h = 3$ として計算された期間 TFR

t	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
T_p	1.74	1.73	1.72	1.71	1.70	1.69	1.68	1.67	1.67	1.66

表 4-2 : $A(\infty) = 0.1, h = 3$ として計算された期間 TFR

t	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
T_p	1.65	1.64	1.63	1.62	1.61	1.60	1.59	1.59	1.58	1.57

表 4-3 : $A(\infty) = 0.05$ として計算されたコーホート TFR

τ	0	5	10	15	20	25	30	35	40	45
$f(\tau)$	0.00	0.43	0.87	1.30	1.74	2.17	2.61	3.04	3.47	3.91
T_c	2.09	2.05	2.00	1.95	1.91	1.86	1.82	1.77	1.72	1.68

表 4-4 : $A(\infty) = 0.1$ として計算されたコーホート TFR

τ	0	5	10	15	20	25	30	35	40	45
$f(\tau)$	0.00	0.43	0.87	1.30	1.74	2.17	2.61	3.04	3.47	3.91
T_c	1.98	1.94	1.90	1.85	1.81	1.76	1.72	1.68	1.63	1.59

想定の妥当性を検討しなければこの試算結果を現実の日本人口の動態と直接比較することには慎重でなければならない。しかし我々のモデルと想定においては、age-shift が発生する以前のコーホート TFR が臨界出生率 2.09 程度である場合、初婚パターンの age-shift とそれによるコーホート出生率の低下による期間 TFR の減少幅は、 $t = 45$ (1990 年) においてもとの出生率の 16.7% にとどまってい

る。ところが現実の日本人人口においては1945年コーホートTFRは1.99¹³⁾であり、1990年の期間TFRは1.53であるから、その減少幅は23%に達する。また表からあきらかなように初婚の遅れにともなう期間TFRの低下は(初期条件の影響を脱した段階においてではあるが)毎年0.01というきわめて緩慢なものであり、この点も現実における近年の期間TFRの急激な動きとは対応していない。現実の日本人女子人口において戦争直後から今日に到るまで、期間的に測定された平均初婚年齢が2歳近く上昇してきている点を考慮すると、「晩婚化」による期間TFRの減少というメカニズムは、我国における戦後の人口転換の終息以後における期間TFRの減少トレンドの主要な要因の一つであると考えられるが、上述のことから age-shift という特殊な晩婚化の仕方ではTFR低下の全てを説明することは困難であると言えよう。すなわち最近年における日本人人口の期間TFRの低下を説明するためには、age-shiftにとどまらない期間的な、またはコーホートの初婚確率の低下(結婚パターンの変化)ないし結婚出生力の実体的な低下等があったと考える必要がありそうである。

V 結 語

欧米諸国においては戦間期および戦後の一時期において、戦争という異常事態のもとで結婚の促進や遅延が大量に発生し、出生率のirregularな動きを引き起こしたことにより、従来のロトカ、クチンスキー等による純再生産率等の再生産指標の不十分性が認識され、結婚過程を取り入れた再生産指標の開発に関心がもたれた。例えばPollard(1948)¹⁴⁾はKarmelおよびClark-Dyneによる指標として以下を紹介している：

$$K_0 := \int_0^{\infty} l(a)\phi(a) da \int_0^{\infty} m(\tau) d\tau, \quad (\text{Karmel})$$

$$C_0 := \int_0^{\infty} U(a)l(a)\phi(a) da \quad (\text{Clark-Dyne})$$

ここでは比較のため我々の記号を用いたが、 $\phi(a)$ は年齢 a 歳での結婚確率であって初婚確率ではない。またKarmelの公式における $m(\tau)$ は結婚年齢に依存しない結婚持続期間別出生率である。しかしこうした指標は背景となる動学的モデルを欠いているためにその意義は明かではない。これはちょうどジャープ・ロトカの安定人口理論を欠いたまま純再生産率概念を議論しているようなものである。我々のモデルの立場からすれば、結婚を初婚のみに限った場合、Karmelの公式は $m(\tau; a)$ が初婚年齢 a に独立であるという特別な場合におけるシステム(2-1)のNRRの r^{-1} 倍を与えている。一方、Clark-Dyneの公式は結婚期間中における本人の死亡、配偶者との離・死別を考慮にいない場合におけるNRRの r^{-1} 倍を与えていることになるが、いずれも中途半端な概念であり、マルサス・パラメータとの関係も明かでない。ただしこうした結婚の出生力に及ぼす影響を考慮しようとする問題意識は明らかに戦前期における我国の人口研究においても共有されており、先進諸国においてかなり普遍的なものであったことは注目しておくべきであろう¹⁵⁾。

13) 『わが国女子の出生力表：1950～88年 ——出生力構造の分析——』、厚生省人口問題研究所、研究資料第263号、1990年3月1日。

14) A. H. Pollard, The measurement of reproductivity, *Journal of the Institute of Actuaries* 74, 1948, pp.288-318.

15) 前掲、岡崎(注11)、森田(注5)、伊藤(注6)および以下を参照。

中川友長、「結婚と出生」、『人口問題研究』、第1巻8号、1940年、pp.1-14。

とりわけこうした問題関心を1970年代において復活させた伊藤達也の一連の業績は注目に値する。その1978年の論文において伊藤は動学的フレームを欠いているとはいえ、(3-6)、(3-12)に相当する再生産指標を提案している。

しかしながらこうした戦前戦後の一時期における結婚力と出生の関係への関心は戦後の欧米諸国の人口研究においては、かならずしも十分継承発展されたとはいえない。フリードマン (Ronald Freedman)¹⁶⁾ はその理由を以下のように述べている：「過去において出生力に関する多くの研究は結婚出生力に集中しており、結婚力の一般出生力ないし結婚出生力への影響については相対的にわずかな関心しか払われてこなかった。おそらくこれは、部分的には、西欧における人口学的転換が主として結婚出生力の低下によるものであり、結婚力のレベルは比較的安定していたという事実による。—中略—人口学者および他の社会科学者の関心の大部分は人口転換の間になぜ結婚出生力が低下したのかの説明にむけられ、不幸にも結婚力を無視することとなった。—中略—最近にいたるまでの結婚力の相対的な無視はおそらく、戦後の低開発諸国 (LDC) における人口政策の初期の関心の結果でもあろう。そうした国では家族計画は結婚出生力を低下させるという観点により、ほとんどすべて既婚カップルにむけられていた。」同時にフリードマンは近年における結婚力への関心の高まりの理由として以下の4つをあげている：(1)すでに出生率が低下してきているLDCの多くにおいては結婚力の低下が重要な、ときに主要な、出生力低下の決定因となりつつある；(2)結婚出生力を低下させるというLDCの政策が当初予想されたほど簡単に履行できるわけではないという認識とともに、(中国におけるように)結婚年齢の引き上げ等のその他の方法が考慮されるようになったこと；(3)実際の出生力は個人的、社会的必要が、非家族的・限定的な制度においてよりも家族的関係においてどの程度満たされるかに依存しているという認識の増大。経験的研究において家族制度の性質に対して再び関心がむけられたことは家族生活の中心的な側面としての結婚現象のあらゆる面への関心を引きだした；(4)西欧において、広範な社会的、経済的結果をとまなう結婚力それ自体のラディカルな変化が結婚力に対する政策的かつ科学的な興味を増大させてきていること。

日本においては、はじめに述べたように出生のほとんどが初婚過程においてなされてきているから結婚力の出生力との結びつきはきわめて強く、結婚出生力の低下を主な要因とする出生力転換が終息するにしたがって結婚力の変動が出生力の発現におよぼす影響は相対的に増大してきたと考えられる。この点に関してはつとに黒田 (1958)¹⁷⁾ は以下のように指摘している：「有配偶女子人口の見地から出生力に及ぼす影響を観察する限り、その影響は極めてかんまんであり、微弱であるように思われる。—中略—極めて低いコンスタントな出生水準が達成されるに到ったとき、結婚パターンの変動は、従来にみられなかった重要な役割を演ずるに到ることが予想される。」この黒田の発言は戦後日本において期間TFRが戦前に比べて急減するという人口転換が行われつつある時代を背景としたものであり、当時のように結婚出生力それ自体の低下が著しい場合においては結婚パターンの変動の効果は限定されたものであることを主張したものである。しかし夫婦出生力が2.0前後である今日、黒田の予想どおり結婚パターンが出生力に及ぼす影響は(変動要因に占める割合という意味で相対的に)よりおおきなものであることはまちがいない。我々の想定計算からすればage-shiftという特殊な結婚力におけるパターン変化が出生力に及ぼす影響は緩慢かつ微弱ではあるが、それが半世紀の長期にわたれば、コーホートTFRを置き換え水準から10%ないし20%程度削減する効果をもっており、「晩産化」のタイミング効果と相まって期間的TFR低下のおおきな原因となりうるということがわかる。しかしながら同時にこのことは、仮定されたような状況の下では、期間的観測が人口の再生産力の実体を過小に評価させてしまう危険があることを示唆している。

先に述べたように最近の期間TFR急減に関しては、ここで考察したような機械的なメカニズムに

16) Lado T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, Ordina Editions, 1979, pp.1-6.

17) 黒田俊夫 (注6) 参照.

よってはその要因の半分程度しか説明されないと考えられ、残りの部分は結婚力ないし結婚出生力自体の絶対的水準の低下によって説明されるべきであろう。これが一時的なものにとどまらず、生涯未婚率の上昇という形での皆婚慣行の変貌に帰結するのか、あるいは新たな結婚出生力の低下の開始を意味するものかの判断は今後の観測をまたねばなるまい。

Appendix

ここで (4-16) の導出過程を示しておく。(4-10) の第 2 項を $J(t)$ とおく：

$$J(t) := \int_0^{\infty} \int_0^a m(a-\tau; \tau) \phi'(\tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) d\tau f(t-a) da. \quad (\text{A-1})$$

このとき、 $f(t-a) = \varepsilon(t-a)$ を用い、また積分の順序交換をすれば以下を得る：

$$J(t) = \varepsilon t \int_0^{\infty} \phi'(\tau) T(\tau) d\tau \quad (\text{A-2})$$

$$- \varepsilon \int_0^{\infty} d\tau \int_{\tau}^{\infty} a m(a-\tau; \tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) da \phi'(\tau).$$

ここで $T(a) = u + va$ として、部分積分をおこなえば

$$J(t) = -\varepsilon v t \int_0^{\infty} \phi(\tau) d\tau - \varepsilon \int_0^{\infty} T(\tau) \{\tau + h(\tau)\} \phi'(\tau) d\tau. \quad (\text{A-3})$$

ただし、ここで $h(\tau)$ は初婚年齢 τ の人が初婚から出産に到る平均間隔（待機時間）であり以下で与えられる：

$$h(\tau) := \frac{1}{T(\tau)} \int_0^{\infty} a m(a; \tau) \exp\left(-\int_0^a \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) da. \quad (\text{A-4})$$

そこでもし $h(\tau)$ が τ に依存しない一定値であると仮定すれば、(A-3) の第 2 項は部分積分と $T(a) = u + va$ を用いて以下のごとく変形される：

$$\int_0^{\infty} T(\tau) (\tau + h) \phi'(\tau) d\tau = - \int_0^{\infty} (T(\tau) + v\tau + vh) \phi(\tau) d\tau. \quad (\text{A-5})$$

したがって $J(t)$ は

$$J(t) = -\varepsilon v (t - h - a_0) (1 - A(\infty)) + \varepsilon \int_0^{\infty} T(\tau) \phi(\tau) d\tau. \quad (\text{A-6})$$

以上からただちに (4-6) を得る。例えば δ が τ に独立であり、 $m(a; \tau) = f(a) g(\tau)$ と書ければ $h(\tau)$ は τ に依存しない。

A Dynamical Model for Populations Reproduced by First Marriage

Hisashi INABA

In Japan, there has been a strong tradition of monogamous marriage and very little childbearing among the non-married. According to Japanese vital statistics in 1989, illegitimate birth is only one percent to total birth. Moreover, the percentage of remarriages to all marriages is 12 percent and the mean of age at remarriage for women is 37.89. Since the contribution of women aged over 38 to total birth is less than 2 percent, we can say that almost all Japanese population are reproduced by legitimate first marriage. So Japanese fertility should be understood as a result of synthesis of nuptiality and marital fertility.

Under the situation mentioned above, in order to understand the dynamics of the Japanese population, we need to develop a dynamical model which allows us to analyse the effect of nuptiality and of marital fertility explicitly. For this purpose, we construct a population model in which childbearing occurs only within first marriage. Our one-sex model is described by the following system:

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_0(t, a) = -\mu(a) p_0(t, a) - \lambda(a) p_0(t, a), \quad (1a)$$

$$p_0(t, 0) = \gamma \int_0^\infty \int_0^\infty m(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi) d\tau d\xi, \quad (1b)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) p_1(t, \tau; \xi) = -\mu(\xi + \tau) p_1(t, \tau; \xi) - \delta(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi), \quad (1c)$$

$$p_1(t, 0; \xi) = \lambda(\xi) p_0(t, \xi), \quad (1d)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_2(t, a) = -\mu(a) p_2(t, a) + \int_0^a \delta(\tau; a - \tau) p_1(t, \tau; a - \tau) d\tau, \quad (1e)$$

$$p_2(t, 0) = 0, \quad (1f)$$

where $p_0(t, a)$ is the age-density of unmarried female population at time t , $p_1(t, \tau; \xi)$ the density of married female population at time t and duration τ elapsed since first marriage at age ξ , $p_2(t, a)$ the age-density of female population who has had dissolved her first marriage at time t , $\lambda(a)$ the force of first marriage,

$\mu(a)$ the force of mortality, $m(\tau; \xi)$ the marital fertility at duration τ by age at first marriage ξ , $\delta(\tau; \xi)$ the probability of dissolving first marriage at duration τ by age at first marriage ξ and γ is the proportion of female newborns.

First, we prove that the strong ergodic theorem holds for system (1), that is, we can construct a stable population theory based on nuptiality and marital fertility. In particular, it is shown that total fertility rate (TFR) of this system is given as

$$TFR = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a) da, \quad (2)$$

where $\phi(a)$ is the probability of occurring first marriage at age a given by

$$\phi(a) := \lambda(a) e^{-\int_0^a \lambda(\sigma) d\sigma}, \quad (3)$$

and $T(a)$ is defined by

$$T(a) = \int_0^{\infty} m(\tau; a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (4)$$

$T(a)$ is total marital fertility rate by age at first marriage a that takes into account dissolution of couples.

Next, by using the above formula, we investigate the effect of age-shift of first marriage pattern to TFR, since delay of marriage has been thought to be one of major causes for long-term fertility decline in Japan. We conclude that although age-shift of first marriage pattern could decrease Japanese fertility, its effect seems to be insufficient to induce such rapid fertility decline as is observed recently in Japan. We think that it would reflect more substantial changes in nuptiality and marital fertility.

研究ノート

デュルケムの社会学体系における人口学の位置

小島 宏

はじめに

周知の通り、É. デュルケム (Émile Durkheim) による著作の主要なテーマのうちの一つは社会学と他の社会科学との関係である¹⁾。彼は社会学と人口学との関係について深く掘り下げたことはなかったが、彼の社会学体系における一つの下位領域としての「社会形態学 (morphologie sociale)」は人口を扱うものであった。また、彼は社会的事実を明確化するための社会学の手段として「道徳統計学 (statistique morale)」ないし「人口学 (démographie)」にしばしば言及した²⁾。

実際、彼の初期の実証研究は人口学的問題を扱ったものであったし、J. ベルティヨン (Jacques Bertillon) をはじめとする人口学者の業績に立脚していた³⁾。さらに、彼は1893年刊行の『社会分業論』で人口の規模と密度を社会的分業の発展の要因として強調したため⁴⁾、人口学との関係が深かった。しかし、後期において彼の関心が「社会形態学」から「社会生理学 (physiologie sociale)」へと移ったため、人口学を社会形態学の名の下に統合するには至らなかった⁵⁾。

社会学者によるデュルケムの社会学体系の研究はいくつかある。そのうちでG. AimardとL. F.

1) 例えば、以下のものがある。

Emile Durkheim, "On the Relation of Sociology to the Social Sciences and to Philosophy", *Sociological Papers*, Vol.1, London, Macmillan, 1905, pp.197-200, 257 [= "De la relation de la sociologie avec les sciences sociales et la philosophie", Victor Karady (ed.), *Émile Durkheim, Textes*, Vol.1, Paris, Minuit, 1975, pp.166-170].

Emile Durkheim et Paul Fauconnet, "Sociologie et sciences sociales", *Revue Philosophique*, Vol.55, 1903, pp.465-497.

2) なお、彼は *démologie* ということばも遅くとも1903年刊行の『年誌』第6巻 (p.540) まで使っていた。

3) 例えば、以下のものがある。

Émile Durkheim, "Suicide et natalité. Étude de statistique morale", *Revue Philosophique*, Vol.26, 1888, pp.446-463.

Émile Durkheim, *Le Suicide. Étude de Sociologie*, Paris, Alcan, 1897 [= George Simpson (ed.) and (tr.), *Suicide: A Study in Sociology*, New York, The Free Press, 1951].

Émile Durkheim, "Le divorce par consentement mutuel", *Revue Bleue*, Vol.44, No.5, 1906, pp.549-554.

4) Émile Durkheim, *De la Division du Travail Social. Étude sur l'Organisation des Sociétés Supérieures*, Paris, Alcan, 1893 [= W. D. Halls (tr.), *The Division of Labor in Society*, New York, The Free Press, 1984], p.225.

ただし、『社会学的方法の規準』ではそのように強調し過ぎたのは誤りであったと述べている。

Émile Durkheim, *Les Règles de la Méthode Sociologique*, Paris, Alcan, 1895 [= Steven Lukes (ed.) and W. D. Halls (tr.), *The Rules of Sociological Method*, New York, The Free Press, 1982], p.146.

5) フランスにおける社会学と人口学の間にみられる相互の孤立と無関心については責任の一端が彼にあると言われる。

Jean Stoetzel, "Sociologie et démographie", *Population*, Vol.1, No.1, 1946, p.79.

Schnoreは社会学体系と経済学ないし人類生態学との関係、H. C. SelvinとA. Desrosièreはそれと統計学の発展との関係を扱っているが、人口学との関係に直接触れているわけではない。J. Vialatouxはデュルケムの社会学理論の人口学にとっての含意を扱っているが、やはり本稿の関心とは異なる⁶⁾。本稿はデュルケムの人口学に関する概念を彼の社会学体系との関係で明らかにしようとする試みである。そのため、彼による社会学に関する著作を分析するとともに彼の責任編集による*L'Année Sociologique*（以下、『年誌』と省略）の各巻における書評欄の編成を分析する。なお、それに先立ち、ベルティヨンの人類科学体系における人口学の位置について論じる。

1. ベルティヨンの人類科学体系

ベルティヨンは1877年刊行の*Annale de Démographie Internationale*（以下、『年報』と省略）に「人口学の位置」と題した論文を載せているが、デュルケムは同誌に掲載されたベルティヨンの実証研究をしばしば引用しているので⁷⁾、当然この論文も読んだものと思われる。特に注目されるのはベルティヨンの提示した人類科学体系がのちにデュルケムが図示した社会学体系に部分的に類似していることである。ベルティヨンは人類科学を自然部門と社会部門に分け、前者をさらに形態学的区分（解剖人類学と民族学）と生理学的区分に分けている⁸⁾。彼は後者を言語人類学、法・神話人類学（経済・道徳規則ないし世俗・宗教規範を対象とする）、人口学に三区分している。彼は人口学を社会集団の状態と人口の動向を扱うものとし、静態人口学と動態人口学に二分しているが、この区分はA. Comteによる社会学の二区分とも類似している。

デュルケムによる社会学の制度化に先立つ人口学の制度化は1877年における「国際人口会議」の開催と『年報』の創刊によると言われるが⁹⁾、これに至る人口学の発展にはベルティヨン一族（A. Guillardとその娘婿のLouis-Adolphe Bertillonとその孫のJacques Bertillon）の貢献が大きかったとのことである¹⁰⁾。この発展の背景には普仏戦争でのフランスの敗北により低水準の出生力と人口増加に社会科学者の関心が集まったことがある¹¹⁾。ベルティヨンが人類学という既存の分野の

6) Guy Aimard, *Durkheim et la Science Économique*, Paris, Presses Universitaires de France, 1962.

Leo F. Schnore, "Social Morphology and Human Ecology", *American Journal of Sociology*, Vol.63, No.6, 1958, pp.620-634.

Hannan C. Selvin, "Durkheim, Booth and Yule: The Non-Diffusion of an Intellectual Innovation", *Archives Européennes de Sociologie*, Vol.17, No.1, 1976, pp.39-51.

Alain Desrosière, "Histoire de formes: statistiques et sciences sociales avant 1940", *Revue Française de Sociologie*, Vol.26, No.2, 1985, pp.277-310.

Jean Vialatoux, *Le Peuplement Humain*, Vol.2, Paris, Ouvrière, 1959.

7) Émile Durkheim, "Introduction à la sociologie de la famille", *Annales de la Faculté des Lettres de Bordeaux*, Vol.10, 1888 [= "Introduction to the Sociology of the Family", Mark Traugott (ed.) and (tr.), *Emile Durkheim on Institutional Analysis*, Chicago, The University of Chicago Press, 1978], p.218.

Durkheim, 前掲（注3）書, *Suicide*, p.269.

8) Jacques Bertillon, "Place de la démographie", *Annales de Démographie Internationale*, Vol.1, 1877, pp.517-519.

なお、ここでいう民族学 (ethnologie) は人類の外観を研究する分野である。

9) Terry Nicholas Clark, *Prophets and Patrons: The French University and the Emergence of the Social Sciences*, Cambridge, MA, Harvard University Press, 1973, p.136.

10) Michel Dupâquier, "La famille Bertillon et la naissance d'une nouvelle science sociale: la démographie", *Annales de Démographie Historique* 1983, pp.293-311.

11) Joseph J. Spengler, *France Faces Depopulation: Postlude Edition 1936-1976*, Durham, Duke University Press, 1979, pp.121-134.

下位領域として人口学を制度化しようとしたのに対して、デュルケムは既存の分野を下位領域として社会学を制度化しようとした点で異なるが、『年誌』を通じて社会学を制度化する際にベルティヨンの人類学の区分を参考にした可能性は十分ある。

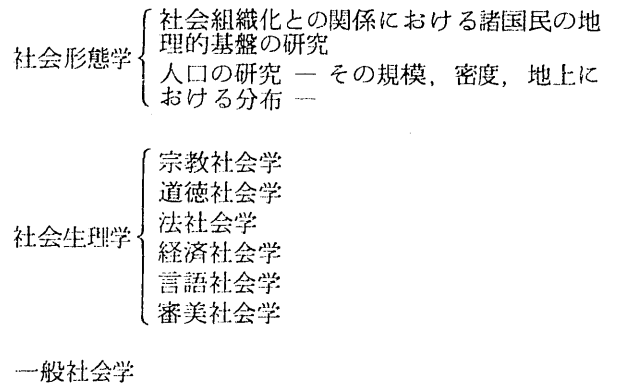
2. デュルケムの社会学体系

デュルケムは図1の通り、1910年刊行の「社会学と社会科学」の中で社会学体系を図示している。彼は社会学をまず三分しているが、社会形態学と社会生理学を主要な部門とし、一般社会学については特に説明していない。社会生理学を六分しているが、最初の四区分を主要なものとしている¹²⁾。社会学を形態学と生理学に二分するという考え方は1888年刊行の「社会(科)学開講講義」においてすでに示され、1895年刊行の『社会学的方法の規準』でより明確に提示された¹³⁾。そして、1899年刊行の『年誌』第2巻の書評欄に「社会形態学」という大区分を設けた際の序文の中で、彼は人口学が地理学および歴史学とともに社会形態学の一部として社会学に統合されるべき専門科学であるとの見解を示した¹⁴⁾。彼は地理学が各国の国土の配置を研究し、歴史学が農村と都市の集団の変化を跡付けるのに対して、人口学は人口の分布等に関するす

べての問題を扱うものであると述べているが、地理学および歴史学との区別を明確にするためか人口学を狭く定義しているように思われる。彼は1900年刊行の「社会学とその科学的領域」の中で社会学に関係する事実はすでに既存の科学に先取りされていると述べ、その最初の例として人口学による人口動態・静態の先取りを挙げているが、ここでは人口学の一般的な定義に従っている¹⁵⁾。

デュルケムは科学における分業により生じる問題を異常なものだと認識し、人口学、歴史学、民族誌学、政治経済学、地理学を社会学の中に統合しようとした¹⁶⁾。さらに彼は、各種の専門分野を統一された科学の体系に統合すべき理由として①社会学的現象の間の相互依存性を認識し損うこと、②各学問分野における基礎概念が不必要に増加すること、③すべての社会現象を単一の学問分野からしか解釈しない傾向があること、④各学問分野の間に相互浸透性があること、⑤各学問分野の研究領域が

図1 デュルケムによる社会学の主要区分



(出所) Émile Durkheim, "sociologie et sciences sociales" H. Bouasse et alii(éd.), *De la Méthode dans les Sciences*, deuxième édition, Paris, Alcan, 1910, pp. 307-333 ["Sociology and the Social Sciences," Mark Traugott(ed.) and(tr.), *Emile Durkheim on Institutional Analysis*, Chicago, The University of Chicago Press, 1978], p. 83.

12) Durkheim, 前掲(図1)論文, p.81.

13) Émile Durkheim, "Cours de science sociale. Leçon d'ouverture", *Revue Internationale d'Enseignement*, Vol.15, 1888 [= "Course in Sociology: Opening Lecture", Mark Traugott(ed.) and(tr.), *Emile Durkheim on Institutional Analysis*, Chicago, University of Chicago Press, 1978], pp.64-65.

Durkheim, 前掲(注4)書, *The Rules*, p.57.

14) Émile Durkheim, "Morphologie sociale", *Année Sociologique*, Vol.2, 1899, pp.520-521.

15) Émile Durkheim, "La sociologia e il suo dominio scientifico", *Rivista Italiana di Sociologia*, Vol.4, 1900 [= Kurt H. Wolfe(tr.), "Sociology and Its Scientific Field", Kurt H. Wolfe(ed.), *Essays on Sociology and Philosophy*, New York, Harper & Row, 1964], p.373.

16) Durkheim, 前掲(注4)書, *The Division*, pp.303-304.

重なったり、漏れたりすることを挙げている¹⁷⁾。そして、④の例として人口学と地理学の関係が挙げられている。

他方、デュルケムは人口学ないし（道徳）統計学を社会学的研究の手段とも考えていた。彼は1888年刊行の「家族社会学序論」の中で人口学を法学、民族誌学、歴史学と並んで帰納のための主要な源泉であるとし、ベルティヨンの業績に立脚すると述べている¹⁸⁾。彼は「自殺と出生力」の中で人口の比較研究の重要性を強調しており¹⁹⁾、その後の実証分析でも人口学者の業績を利用している。彼は社会学的研究の手段としては「人口学」よりも「（道徳）統計学」ということばを使うことが多かったが、両者を明確に区別していない。これは19世紀末における一般的な用語法に従ったまでのことかもしれない²⁰⁾。

3. *L'Année Sociologique* の書評欄の区分

デュルケムの責任編集による『年誌』第1～12巻（1898～1913年刊行）の各巻における書評欄の編成は「犯罪社会学（と道徳統計学）」という大区分を除き、前述の社会学体系の区分に似ているが²¹⁾、人口関係文献の振り分けからみても「人口学」と「（道徳）統計学」が明確に区別されていなかったようである。表1に示された通り、第2巻から「社会形態学」、第4巻から「犯罪社会学と道徳統計学」

表1 *L'Année Sociologique* 誌上における書評欄の大区分とデュルケムの評者としての貢献

大区分名	巻 番 号											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
一般社会学	1	1	1	1**	1**	1**	1**	1**	1**	1**	1	1**
宗教社会学	2	2**	2	2	2	2	2	2	2	2	2**	2**
道徳・法社会学	3**	3**	3**	3**	3**	3**	3**	3**		3**	3**	3**
法社会学									3**			
犯罪社会学	4	4	4									
犯罪社会学と道徳統計学				4**	4**	4**	4**	4**	4**	4**	4**	4**
経済社会学	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
社会形態学		6*	6*	6*	6*	6**	6**	6**	6	6	6	6**
その他	6**	7**	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7

（出所）*L'Année Sociologique*，第1～12巻，1898～1913年。

（注）表内の番号は大区分の番号。

* デュルケムが大区分内の書評を単独で担当

** “ ” 共同で担当

17) Durkheim, 前掲（注1）論文，“De la relation”，p.168.

18) Durkheim, 前掲（注7）論文，pp.217-218.

19) Durkheim, 前掲（注3）論文，“Suicide et natalité”，p.446.

20) 例えば，ベルティヨンの教科書によれば，人口学は家庭福祉の統計と知識・道徳統計も対象とし，道徳統計は犯罪，自殺，離婚の傾向に関するものである。

Jacques Bertillon, *Cours Élémentaire de Statistique Administrative*, Paris, Société d'Édition Scientifique, 1895, p.547.

21) なお，彼が主要な領域でないとした言語社会学と審美社会学は「その他」という大区分に含まれている。

学」という大区分ができたが、人口関係文献の書評はしばしば彼自身によっていずれの大区分の中でも行われた。Y. Nandanによれば、本来第4区分の中で行われるべき道德統計関係文献の書評はあまり論理性もなく、第6区分の「社会形態学」をはじめとする各区分に振り分けられることが多かったとのことであるが²²⁾、出生、結婚、自殺による死亡に関する文献の書評は「犯罪社会学（と道德統計学）」、移動と人口静態に関する文献の書評は「社会形態学」に振り分けられる傾向があるように思われる。

Nandanによれば、「犯罪社会学（と道德統計学）」という大区分はG. Richardを『年誌』に引き入れるために設けられたとのことなので²³⁾、デュルケムの念頭にあった社会学体系の中では道德統計学が人口学と重なり合うものとして意識されていたのであろう。このことはいずれの区分に振り分けられるにしても人口関係文献は彼自身によって書評されることが多かったことから伺える。また、彼が第4区分の共同担当者になった第4巻から名称に「道德統計学」が加わったことから伺える。

おわりに

前稿でP. ブルデューの出生力理論について論じた際に彼がデュルケムの影響を受けていると述べたが²⁴⁾、本稿ではデュルケムの出生力理論を扱わなかったため、そのような影響について論じることができなかった。デュルケムの出生力低下に対する考えは「自殺と出生力」や『年誌』の書評に表われているので、次の機会にはこれについて論じたい。デュルケムにしてもブルデューにしても初期に出生力に関する著作があることはフランス社会学の特殊性を伺わせるようで興味深い。

22) Yash Nandan (ed.), *Emile Durkheim: Contribution to L'Année Sociologique*, New York, The Free Press, 1980, p.401.

23) Nandan, 前掲（注22）書, p.399.

24) 小島宏, 「P. ブルデューの『出生力戦略』の人口学的評価」, 『人口問題研究』, 第45巻4号, 1990年, p.58.

山形県・鹿児島県の平均世帯主余命等の比較：1985年

山本 千鶴子

1. はじめに

国勢調査の世帯主は、申告されたままを世帯主としている。したがって、その地域や個々の世帯で誰が世帯主になるかは家族構成の違い、世帯員の年齢やその地域の家族形成規範の違いによっても影響を受けるであろう。また、世帯の代表者としての世帯主は、「世帯主権限」¹⁾あるいは「世帯主宰権」²⁾を捉える指標の一つである。世帯主となる平均年齢や世帯主を引退する平均年齢がわかれば、直系家族制を規範とする三世帯世帯の多い地域については、跡継ぎ³⁾や相続の年齢に関する基礎的な知見を提供できるのではないだろうか。また、夫婦家族制の規範が強くみられる地域では、世帯主となる平均年齢は、平均初婚年齢と関係してくるのではないだろうか。このように考え、1985年の国勢調査を用い、山形県と鹿児島県について、以下に述べるように世帯主への“参加”と引退に関する5つの指標を算出した。なお、この2県を選んだのは、いずれも人口高齢化の進展が著しい地域でありながら、山形県は直系家族制を規範とし、鹿児島県は夫婦家族制を規範とする対象的な地域である⁴⁾という理由による。

表1 今回作成の指標

2. 今回作成の指標

今回は、世帯主生命表による2種類の平均世帯主余命⁵⁾と一般の生命表の平均余命 e_x とを組み合わせることで計算した差によって、3種類の指標を作成した。2種類の平均世帯主余命と新たな3つの指標は次のとおりである(表1参照)。

(1)「平均世帯主期間」 e_{hx} とは、Durandの方法による平均世帯主余命のことで、「ある年齢の生存者が将来何年世帯主となって過ごすか」を表している。(2)「世帯主

(1) 平均世帯主期間	$e_{hx} = T_{hx} / l_x$
(2) 世帯主を引退するまでの平均年数 ¹⁾	$e_{hx} = T_{hx} / l_{hx}$
(3) 世帯主となるまでの平均待ち期間 ²⁾	$e_{hx} - e_{hx}$
(4) 世帯主引退後死亡するまでの期間	$e_x - e_{hx}$
(5) 平均非世帯主年数	$e_x - e_{hx}$

ただし、上記の指標は男女別に算出される。

h_x は当該年次の男女年齢別世帯主率を表し、 T_{hx} は世帯主生存延べ年数を、 l_x は生存数を表している。また、 l_{hx} は h_x の最高の値を示す年齢より若い年齢では、最高値をそのまま適用したもので、それ以上の世帯主への参加はないという意味を持っており、これを無参加型の世帯主率という。 T_{hx} は、無参加型世帯主生存延べ年数で、 l_{hx} は無参加型世帯主生存数の事である。 e_x は生命表の男女年齢別平均余命の事である。

(注) ¹⁾ これに当該年齢を加えれば「平均世帯主引退年齢」である。

²⁾ これに当該年齢を加えれば「世帯主となる平均年齢」である。

1) 石原邦雄、「農村直系家族の世代交替における世帯主権限の移行」、『社会学評論』、17巻3号(第67号)、1967年1月、p.2.

2) 森岡清美、「家族の勢力構造」、森岡清美、望月嵩共著、『新しい家族社会学』、培風館、1983年、pp.96-97. なお、野村哲也、「勢力関係」、上子武次、増田光吉編著、『三世帯家族 世代間関係の実証的研究』、垣内出版、1976年、pp.77-102も参考とした。

3) 中村治兵衛、「農地相続をめぐる問題」、『農業総合研究』、第6巻第1号、1952年1月、pp.101-132および利谷信義・中川高男・湯沢雍彦・吉原節夫・依田精一、『日本の農業 あとつぎ問題』、34号、1964年参照。

4) 厚生省人口問題研究所、『高齢化社会における世帯形成の地域差に関する人口学的研究 昭和61-63年特別研究 第I報告書 世帯統計資料集』、1987年、pp.3-4参照。

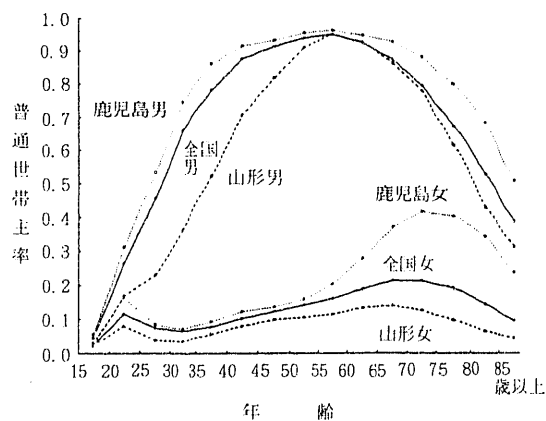
5) 山本千鶴子、「平均世帯主余命の算定方法の検討」、『人口問題研究』、第46巻第4号、1991年1月、pp.61-65.

を引退するまでの平均年数」 $\overset{\circ}{e}_{hx}$ とは、Wolfbein-Woolの方法による平均世帯主余命のことで、「現在世帯主となっている者があと何年世帯主として過ごすか」を表している。これを言いかえれば、「何年後に世帯主から引退するのか」ということと同じである⁶⁾。(3)「世帯主となるまでの平均待ち期間」とは、上記の「世帯主を引退するまでの平均年数」(2) $\overset{\circ}{e}_{h'x}$ と「平均世帯主期間」(1) $\overset{\circ}{e}_{hx}$ との差で、最高の世帯主率を示す年齢より若い年齢で算出される。その理由は世帯主への参加が最高の世帯主率を示す年齢より若い年齢で行われるという前提にたっているためである。(2) $\overset{\circ}{e}_{h'x}$ はすでに世帯主である人の平均世帯主余命を表しており、(1) $\overset{\circ}{e}_{hx}$ は、世帯主とならないまま死亡する人、まだ世帯主になっていないがいずれなる人およびすでに世帯主である人の平均世帯主余命を表している。したがって、この指標は、世帯主とならないまま死亡する人及びまだ世帯主になっていないがいずれなる人の平均待ち期間である。また、これに当該年齢を加えると「世帯主となる平均年齢」になり、これは世帯主となる平均年齢および世帯主とならないまま死亡する人の平均死亡年齢である。さらに、(4)「世帯主引退後死亡するまでの期間」とは、平均余命 $\overset{\circ}{e}_x$ と「世帯主を引退するまでの平均年数」(2) $\overset{\circ}{e}_{h'x}$ との差である。なお、ここでの「引退」は死亡と世帯主をやめて他の世帯員にゆずる引退の両方を含んでいる。最後に(5)「平均非世帯主年数」とは、生命表の平均余命 $\overset{\circ}{e}_x$ から「平均世帯主期間」(1) $\overset{\circ}{e}_{hx}$ を引いたもので、各年齢の生存者について世帯主でない期間を表している。

3. 結 果

1985年の地域別生命表⁷⁾の山形県、鹿児島県の男女別平均余命を比較した場合、ほとんど差はないけれども、世帯主率⁸⁾には大きい差がみられる。図1のように、男の世帯主率は女に比べてどの年齢でもはるかに高い単峰曲線を描き、そのピークは50歳代後半で95%前後の値を示している。直系家族制を規範とする山形県は、最高値及びその年齢は鹿児島県と同様であるが、若い年齢では結婚後も親と同居する割合が高いことから、30歳代後半になってやっと半分の人が世帯主となっている。また、85歳以上では1/3が世帯主で、残りは同居の子ども等が世帯主となっていると言えよう。夫婦家族制を規範とする鹿児島県は、どの年齢においても山形県より世帯主率が高い値を示し、20歳代後半および85歳以上でも1/2が世帯主となっている。全国の若い年齢の世帯主率は、どちらかといえば鹿児島県の値に近く、ピークを過ぎた高年齢では山形県に近いカーブを描いている。一方、女の世帯主率は二つの峰をもつ曲線で、最初の山は20歳代前半に現れ、山形県は8%、鹿児島県は16%を示している。後の山は60歳代の後半から70歳代にかけて現れ、最

図1 男女、年齢別普通世帯主率の比較：1985年



6) 世帯主となるのは一般的には15歳以上なので、世帯主である人が世帯主を引退する平均年齢は15歳以上の年齢について計算することが意味を持つものである。そうであっても、0歳についてすでに世帯主であると仮定して世帯主を引退する平均年齢を算出すると、これは世帯主になる人すべてについて何歳の時に世帯主を引退するのかを示している。計算においては、最高の世帯主率を示す年齢より若いところでは、最高の世帯主率を適用するもので、これを無参化型の世帯主率という。無参化型の世帯主率を作る場合、男は単峰曲線なので問題はないが、女は双峰曲線で、若い年齢でのピークより高年齢でのピークの方が高い値を示している。高年齢での高い値を使用し無参化型の世帯主率を作ると、20歳代後半から30歳代前半にかけての世帯主を引退する者を除外してしまうことになるが、少数なので無視した。

7) 『昭和60年地域別生命表 厚生指標 臨時増刊』、第34巻第16号、厚生統計協会、1987年。

8) 1985年国勢調査による男女年齢別普通世帯主数を当該人口で除したものである。

初のそれに比べてずっと高く、山形県は14%、鹿児島県は41%となっている。鹿児島県の高い値は高齢になって夫と死別しても、子どもと同居しない女性が多いためと言える。以上のようなパターンを示している生命表と世帯主率から世帯主生命表を作成した結果をみてみよう。

図2のように男の0歳の「平均世帯主期間」は山形県では35年、鹿児島県では43年となっており、鹿児島県が山形県より8年長くなっている。世帯主率のピークを示す50歳代後半では山形県は18年、鹿児島県は20年でその差は高齢になるにつれて縮少している。一方、女は全体的に高原状のなだらかな曲線を示し、0歳では山形県が5年、鹿児島県が13年となっており、鹿児島県の方が山形県より長く、その差は高齢になるにつれて縮小していることも男の場合と同様である。

次に、世帯主となっている人の「世帯主を引退するまでの平均年数」についてみてみよう。図3のように0歳における男の「世帯主を引退する平均年齢」は山形県では71歳、鹿児島県では72歳となっており差は小さい。その理由は2つの県の最高の世帯主率が、ほぼ同じ値を示しているからである。一方、女は山形県では76歳、鹿児島県では79歳でいずれも男より高くなっている。その理由は、女が世帯主となるのは配偶者との死別や離別の結果、単独世帯となることから生じ、配偶者との死別は高齢になってからの場合が多く、かつ女は男より平均寿命が長いからである。

図4は「世帯主となるまでの平均待ち期間」の比較を示している。この指標は既に述べたように、最高の世帯主率を示す年齢より若い年齢で意味を持っており、0歳の「世帯主となるまでの平均待ち期間」は、その性質上世帯主になる人すべてについての世帯主となる平均年齢である。この年齢は男では山形県が37歳、鹿児島県が29歳となっている。これを平均初婚年齢と比較すると、山形県では9歳遅く、鹿児島県ではほとんど同じ年齢で世帯主となっているといえる⁹⁾。また、40歳までは2県の差が見られるが、45歳以上ではほとんど差がなくなる。一方、女は山形県では71歳、鹿児島県では66歳となっており、どちらも女は男に比

図2 男女、年齢別「平均世帯主期間」
〔(1) \bar{e}_{hx} 〕の比較：1985年

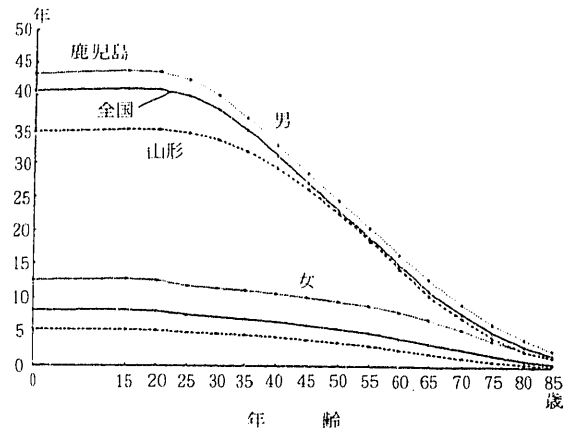


図3 男女、年齢別「世帯主を引退するまでの平均年数」
〔(2) \bar{e}_{hx} 〕の比較：1985年

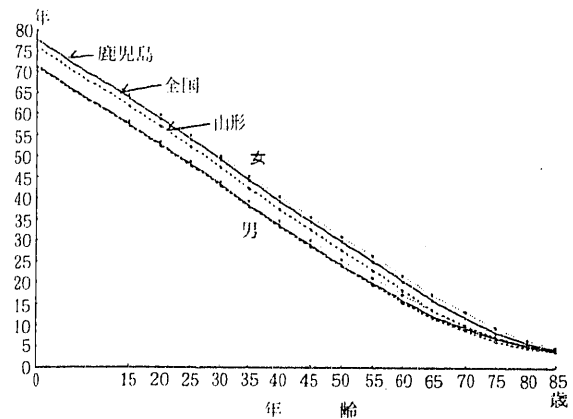
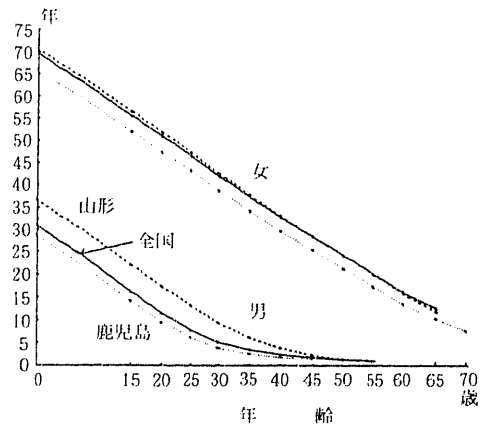


図4 男女、年齢別「世帯主となるまでの平均待ち期間」
〔(3) $\bar{e}_{hx} - \bar{e}_{hx}$ 〕の比較：1985年



9) 1985年の人口動態統計によれば、鹿児島県の男の平均初婚年齢は28.2歳、山形県は28.0歳である。

べて格段に高い年齢で世帯主となっている。

次に、(4)の「世帯主引退後死亡するまでの期間」を0歳についてみてみよう。男では山形県が3.7年、鹿児島県が2.0年となっている。一方、女では、山形県は4.8年、鹿児島県は1.7年となっている。この指標を男女別に比較してみると、山形県では男の方が女より短く、鹿児島県では逆に男の方が長くなっている。なお、これ以外の4つの指標の男と女の値の関係は、山形県と鹿児島県とは同一の傾向を示している。

図5は「平均非世帯主年数」の比較を示している。男の0歳では、山形県は40年、鹿児島県は31年となっており、女はそれぞれ75年、68年である。

したがって、山形県は鹿児島県に比べて世帯主でない期間が、男は9年、女は7年長くなっている。

表2は、以上述べた指標の出生時の値を男、女及び男女合計にまとめたものである¹⁰⁾。男女合計の5つの指標を見ると、山形県と鹿児島県との関係は男、女別にみた場合と同様であるといえることができる。

図5 男女、年齢別「平均非世帯主年数」[(5) $e_x - e_{hx}$]の比較：1985年

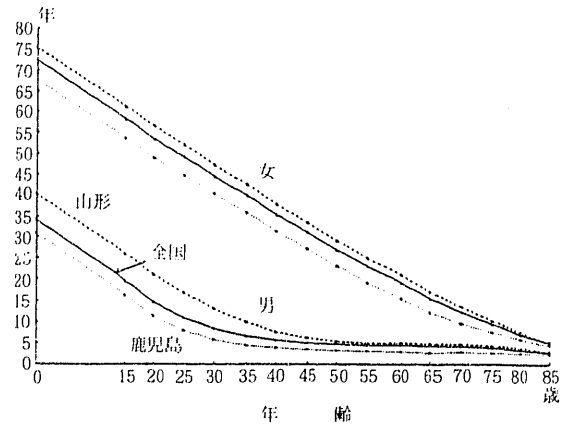


表2 出生時の世帯主に関する指標：1985年

指 標	全 国	山 形			鹿 児 島				
		男女合計	男	女	男女合計	男	女		
平均寿命 e_x	77.66	74.88	80.60	77.83	74.99	80.86	77.13	74.09	80.34
(1) 平均世帯主期間 e_{hx}	24.90	40.74	8.17	20.47	34.59	5.36	28.30	43.26	12.57
(2) 世帯主を引退するまでの平均年数 e_{hx}	74.73	71.68	77.96	73.62	71.30	76.11	75.28	72.11	78.62
(3) 世帯主となるまでの平均待ち期間 $e_{hx} - e_{hx}$	49.84	30.94	69.79	53.16	36.71	70.75	46.98	28.85	66.05
(4) 世帯主引退後死亡するまでの期間 $e_x - e_{hx}$	2.93	3.20	2.64	4.20	3.69	4.75	1.85	1.98	1.72
(5) 平均非世帯主年数 $e_x - e_{hx}$	52.76	34.14	72.43	57.86	40.40	75.50	48.83	30.83	67.77

4. まとめ

世帯主への“参加”と引退を表現する世帯主生命表を用いて得られた5つの指標について、山形県と鹿児島県の男女合計及び男女別を比較した結果、次の点が明らかになった。(1)直系家族制を規範とする山形県では、男の場合「世帯主となる平均年齢」は平均初婚年齢より9年遅く、夫婦家族制を規範とする鹿児島県はほぼ同じ年齢である。(2)世帯主になるのが遅い山形県は、世帯主を引退する年齢は鹿児島県より早いため、世帯主期間は短く、世帯主引退後の期間は長くなっている。(3)鹿児島県は山形県と全く反対の状況を示している。それは山形県より世帯主になるのが早く、世帯主を引退する年齢は遅く、世帯主期間は長く、世帯主引退後の期間は短くなっている。

10) 男女合計にまとめるには、出生性比による重み付きの平均をした。その際の出生性比は女100.0に対して全国は105.60、山形県は106.99、鹿児島県は105.19を用いた。

西欧諸国における出生率の動向と政策的対応

阿藤 誠・三田房美

1970年代半ば以来人口置換水準以下で低迷していたわが国の合計特殊出生率は1989年にヒノエウマの年(1966年)の1.58を下回り、人口動態統計史上の最低値(1.57)を記録したが、1990年にはさらに低下し1.54となった。戦後の産児制限が成功して以来出生率に関して静観の態度をとり続けてきた政府は、この「1.57ショック」に応える形で、昨年8月「健やかに子供を生み育てる環境づくりに関する関係省庁連絡会議」を発足させ、低出生率問題に対する検討を始めた¹⁾。また、いくつかの世論調査によると、出生率低下を憂慮し、子育て環境の改善を望む声は大勢を占める²⁾。わが国の出生率がどのようなになるか、出生率に関連した政策が今後どのような方向に進むかは今のところ必ずしもはっきりしないが、どのような対応をとるにせよ、西欧諸国を中心とする他の低出生率国の出生率がどのように推移しどのような政策的対応をとってきたかはわが国の今後の出生率を見通し、政策選択を検討する際に大いに参考になると考えられる。

本稿では、主として公的な統計資料に基づき、西欧諸国の出生率の全般的動向とその人口学的要因の変化、ならびに政策的対応について概観してみたい。

1. 出生率の推移

(1) 合計特殊出生率の推移

西欧社会における出生力転換(fertility transition)、すなわち多産(高出生率)から少産(低出生率)への変化はおおむね19世紀の第3四半期頃から1930年代にかけて起り、1930年代には西欧諸国の出生率は一時、人口置換水準以下となった³⁾。しかしながら第2次大戦後から60年代半にかけて出生率は大きく反騰し、長期のベビーブームが現出した。

しかるに1960年代半に西欧諸国の出生率はほぼ一斉に低下を始め1970年代には再び人口置換水準を下回った(図1ならびに稿末表)。1980年代に入ると出生率の動向は多様化しつつある。たとえばスウェーデンの出生率は反騰を続け2.0の水準まで回復した。イギリス、フランス、米国の出生率は1.8~2.0の水準からそれほど大きく動いていない。旧西ドイツ、ベネルックス三国、スイスなどの中部ヨーロッパ諸国の出生率は下げ止まったとはいえるものの1.4~1.5で低迷を続けている。南欧諸国の

1) その報告書は内閣内政審議室より「健やかに子供を生み育てる環境づくりについて」と題して1991年1月に発表された。

2) 阿藤誠・金子武治・鈴木透、「人口問題に関する国民の意識構造の分析」、『人口問題研究』、第47巻第2号、1991年、pp.1-28。

3) たとえばイギリスは1.7(1940)、スウェーデンは1.7(1935)、スイスは1.7(1937)、フランスは2.1(1935)などであった。ただし南欧諸国の出生力転換は他に比べてやや遅く緩やかに進んだため、1930年代の合計特殊出生率の水準は未だ3前後であった。

(Council of Europe, Cohort Fertility in Member States of the Council of Europe, Strasbourg, 1990)

出生率は1980年代にむしろ急激に低下を続け、イタリア、スペインの出生率は1989年に1.3と世界の最低を記録した。

ちなみに東欧諸国の出生率は1960年代に一部人口置換水準を下回ったがその後反騰し、今日でも2.0前後を維持している。他方アジア NIES のシンガポール、韓国、ホンコン、台湾は1960年代又は70年代に出生力転換を開始し、70年代又は80年代に少産化に成功したが、出生率はさらに低下を続け、今日いずれも人口置換水準以下となっている⁴⁾。

(2) 年齢別出生率の変化からみた合計特殊出生率の変化

西欧諸国の年齢別出生率の推移をみると、家族形成のタイミングの変化が戦後の合計特殊出生率の推移に大きな影響を及ぼしてきたことが観察される⁵⁾。

第2次大戦後～1960年代半のベビーブーム期には①30歳位までの出生率が上昇し、②30歳代以降では安定傾向か低下傾向がみられる。前者は、それまで続いてきた晩婚＝非皆婚により特徴づけられる「ヨーロッパ的結婚パターン」が変化し、早婚化・皆婚化が始まったことによるものである⁶⁾。

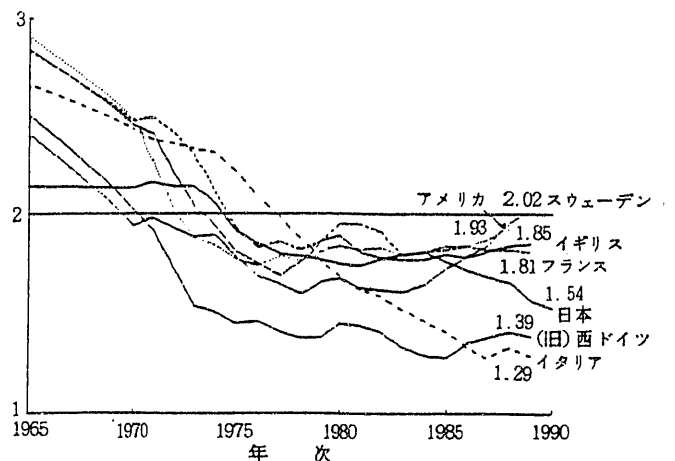
1960年代半～1970年代末の合計特殊出生率低下期には①30歳位までの出生率が逆に大きく低下し、②30歳代以降も低下している。前者は、後述のように、新たにこの時期に若年層が同棲や晩婚化により家族形成を遅らせたことによるものと考えられるが、後者は30歳代での高パリティの出生が減ったことによる場合と、前期（第2次大戦後～1960年代半）に20代で結婚・出産を早めたコーホートがこの時期に30歳代に達したことによる場合の双方が考えられる。

1970年代末以降の合計特殊出生率の下げ止まり期又は反転期には、①20歳代前半までの出生率の低下が続いているが、②20歳代後半以降の出生率は上昇傾向にある。前者は1960年代半以降の家族形成の遅れが続いていることを示し、後者は1960年代半以降に家族形成を遅らせコーホートがこの時期に20歳代後半以降で家族形成に入ったためと考えられる。

(3) コーホート完結出生率からみた合計特殊出生率の変化

コーホートの完結出生率の推移をみると、国によって水準の違いはあるものの、1900年代生まれはおおむね人口置換水準以下であるが、1910年代生まれから上昇し1930年代生まれの完結出生率は人口置換水準を大きく上回っている。ところが1940年代生まれ以降の完結出生率は再び人口置換水準以下

図1 先進諸国における合計特殊出生率の推移



(資料) 稿末表による。

4) 津谷典子、「出生力転換理論再考——NIESの場合を中心として——」、『人口学研究』、第14号、1991年、pp.49-66。

5) 以下、(2)と(3)は Council of Europe, Cohort Fertility in Member States of the Council of Europe, 1990 による。

6) Coale, Ansley J., "The Decline of Fertility in Europe from the French Revolution to World War II", S. J. Behrman, et al., Fertility and Family Planning: A World View, University of Michigan Press, 1969, pp.3-24 における西欧諸国の Im 指標の歴史的变化はこの点を見事に明らかにしている。さらに詳しくは Coale, A. J. et al., "A Summary of the Changing Distribution of Overall Fertility: Marital Fertility, and the Proportion Married in the Provinces of Europe", A. J. Coale, et al., The Decline of Fertility in Europe, Princeton University Press, 1986, pp.31-181。

に低下している (図2)⁷⁾。

このようなコーホート完結出生率の変化と合計特殊出生率の変化を比較すると、全般的に前者の動きは後者に比べて緩やかである。これは合計特殊出生率の動きが出生タイミングの変化の影響を受けるからで、その意味で、第2次大戦後～1960年代半の合計特殊出生率の高騰、1960年代半以降の合計特殊出生率の急低下は出生タイミングの変化によって誇張されているとみることができる。

ただしコーホート完結出生率の水準は、各コーホートの20歳代の時期の合計特殊出生率の水準とほぼ平行に変化しており、20歳代に出生率を高めた(低めた)コーホートは完結出生率も高く(低く)なる傾向のあることを示している。

1950年代出生コーホートの完結出生率の水準は、80年代の合計特殊出生率が1.8を超えているイギリス、フランス、スウェーデンなどでは1.9を超えているが、80年代の合計特殊出生率がおおむね1.5以下で低迷している旧西ドイツ、ベネルックス三国、スイス、イタリアなどでは1.6～1.8と人口置換水準を大幅に下回っている。

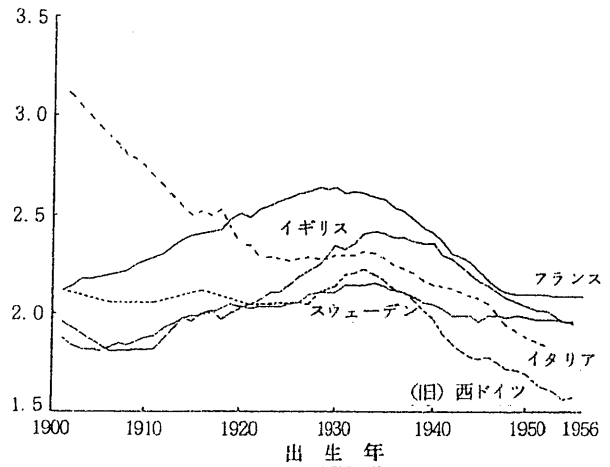
コーホートの出生児数別分布の推移をみると、国によって水準の違いがあるものの、1910年代以後、第2次大戦頃までの出生コーホートまでは無子家族、3子以上出生家族の割合が減少し2子出生家族の割合が大きく増大している。しかるに第2次大戦後の出生コーホートになると3子以上の出生家族の割合はほぼ下げ止まった反面、1～2子出生家族の割合が減少し、それに替わって無子家族の割合が急上昇している(1955年出生コーホートでは、例えばフランスの11%からオランダの20%に達する)。

2. 出生率変化の人口学的要因

(1) 第1子平均出生年齢

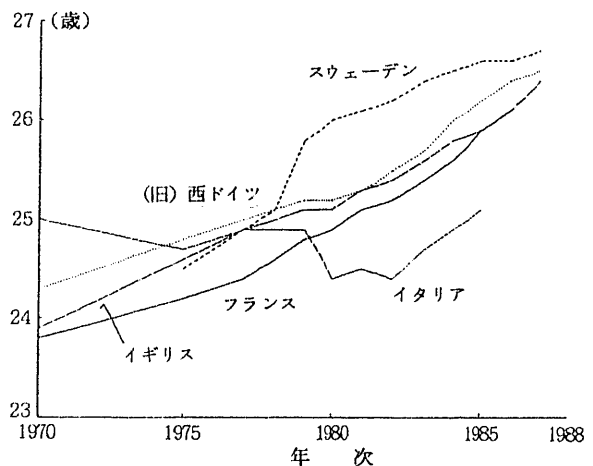
先に1960年代以降における20歳代の出生率の低下を、家族形成過程の遅れと解釈したが、このことは第1子平均出生年齢の推移をみることによってよりはっきりする⁸⁾。図3にみられるように、少なくとも1970年以降80年代末までに、ほとんどすべての国で第1子平均出生年齢が2歳以上上昇している(イタリアのみ例外的に変化が小さい)。

図2 西欧主要諸国のコーホート完結出生率の推移



(資料) Council of Europe, Cohort Fertility in Member States of the Council of Europe, 1990.

図3 西欧主要国の第1子出生年齢の推移



(資料) Council of Europe, Recent Demographic Developments in the Member States of the Council of Europe, 1990.

7) 以下の図では、煩雑さを避けるためと主要国に焦点を当てるためイギリス、フランス、旧西ドイツ、イタリア、スウェーデンの5カ国のみを示す。

8) 以下2の資料は主として Council of Europe, Recent Demographic Developments in the Member States of the Council of Europe, Strasbourg, 1990.

1980年代末の時点で見ると、スイス、オランダで27歳を超え、スウェーデン、旧西ドイツ、イギリスで26歳を超える（ただし、スイス、オランダ、旧西ドイツ、イギリスのデータは嫡出出生に限っており、全出生の場合に比べて平均出生年齢が高くなっていることに注意を要する）。

(2) 初婚年齢と合計初婚率

第1子出生年齢の上昇にみられる1960年代半以降の家族形成の遅れをもたらしたものは、初婚年齢の上昇である。図4によって1970年からの変化をみると、これまたほとんどすべての国で2～3歳の平均初婚年齢の上昇がみられる（この点でもイタリアのみ例外的に変化が小さい）。

1980年代末の時点で見ると、スウェーデン、デンマークで27歳を超え、スイス、旧西ドイツなどで26歳を超える。

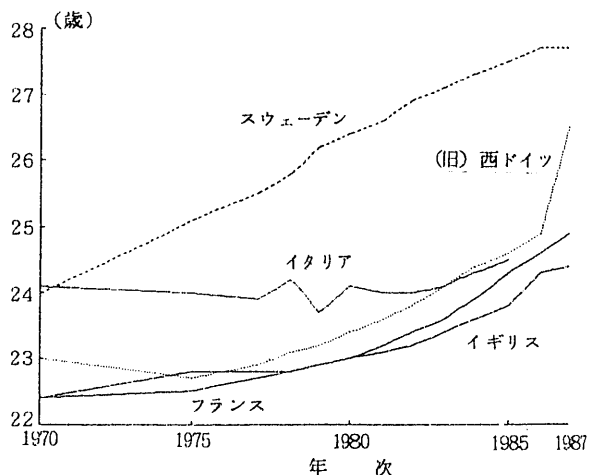
最近時の平均初婚年齢と第1子出生年齢を比べると、前者が後者を上回る国がある（スウェーデンおよびデンマーク）。これは、これらの国では、嫡出出生に比べて出生年齢の早い婚外出生（非嫡出出生）が第1子出生に占める割合が高いためと考えられる。

平均初婚年齢とは別の指標である合計初婚率（total first marriage rate）の動きをみると、1970年代にはすべての国で大きく低下しているが、80年代には、なお低下を続ける国（フランス、イタリア、ノルウェーなど）、下げ止まりの国（旧西ドイツ、イギリスなど）、反転している国（スウェーデン、オランダ）に分けられる。

(3) 同棲と婚外出生

1960年代半以降の初婚年齢の上昇ならびに第1子出生の遅れをもたらした要因のひとつは同棲

図4 西欧主要国の初婚年齢の推移



(資料) 図3と同じ。

表1 先進諸国における未婚女子の同棲率

(%)

国名	年次	15 ~ 19	20 ~ 24	25 ~ 29	30 ~ 34	35 ~ 39	40 ~ 44
デンマーク	1975	23	29	10	4	5	...
フランス	1975	1	3	2	1	0	1
	1981	1	8	5	2	1	1
(旧)西独	1972	...	3	3	3
	1981	...	7	12
英国	1976	1	2	3	2	2	1
	1979	4	5	4	2	2	1
ノルウェー	1977	6	12	5	2	2	...
スウェーデン	1975	16	29	17	8	5	...
	1981	...	44	30	15	9	...
米国	1976	...	2	1
	1982	...	3	3

(資料) United Nations, World Population : Trends and Policies, 1987 Monitoring Report, 1988.

(cohabitation) の増大である。同棲それ自体についてのデータは限られているが、1970～80年代の2時点について調査が行われているフランス、旧西ドイツ、イギリス、スウェーデンのいずれについても20歳代未婚女子の間の同棲割合の増大がみられる(表1)。同棲の割合は北欧諸国でとくに高く、1981年のスウェーデンでは20代前半の未婚女子の4割を超える。

同棲データの不足を補うものは婚外出生のデータである。毎年の出生数に占める婚外出生の割合の推移をみると(図5)、1970年以降1980年代末までほとんどすべての国で一貫して上昇傾向にある。婚外出生の多くは同棲から発生すると考えられるから、婚外出生の増加傾向は同棲の増加傾向と考えてよいであろう。婚外出生割合が高いのは北欧諸国で、1980年代末でスウェーデン、アイスランドは50%台、デンマークは40%台、ノルウェーは30%台に達する。イギリス、フランスはそれに次いで20%台、旧西ドイツ、ベネルックス三国などの中部ヨーロッパ諸国、イタリア、スペインなどの南欧諸国は5～15%で低水準にある。同棲の増大が婚外出生をともしなわれないとすれば、それが引き起こす結婚の遅れはそのまま出生過程全体の遅れにつながるが、西欧諸国、とりわけ北欧諸国では同棲の多くが婚外出生をともしなうため、結婚の遅れがそのまま出生過程全体の遅れにつながっているとは言えない。

(4) 外国人の出生

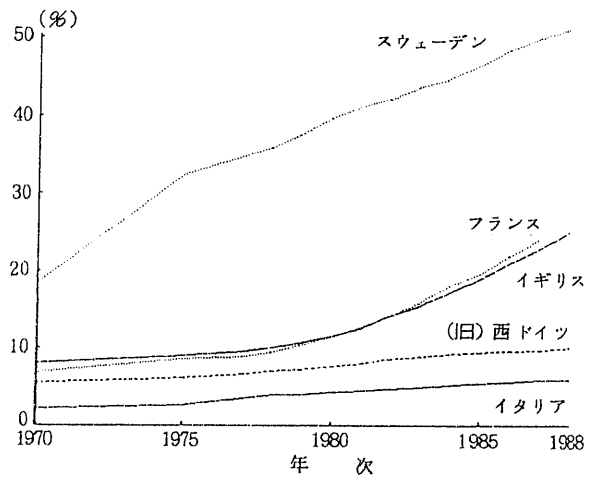
北欧諸国や中欧諸国の多くは1960年代から70年代始めにかけて大量の外国人労働力を受入れたが、それにともなってしだいに外国人の定住化が進んだ⁹⁾。1970年代始めの景気後退にともしない多くの国は外国人労働力の受入れを停止したが、外国人人口比率はそれほど低下しておらず、1987年現在、オランダの4%、スウェーデン5%、フランス7%、旧西ドイツ8%、スイスの15%などとなっている。

この外国人の出生が西欧諸国の出生率にどのような影響を及ぼしているかをみるために、まず自国民と外国人の合計特殊出生率を比べてみると、外国人の出生率はいずれの国でも自国民のそれを上回る(表2)¹⁰⁾。両者の格差の推移をみてみると、あまり変化のみられない国(イギリス、フランス、スウェーデン)と外国人の出生率が大きく低下して格差が縮まっている国(旧西ドイツ、ベネルックス三国、スイス)に分かれる。

また、毎年の総出生数に占める外国人出生の割合はほとんどの国で1980年代に低下している(フランスは変わらず)(表3)。1986年現在、外国人出生割合はスウェーデンの6%からルクセンブルグの33%にまたがる。

出生率格差のデータからは、外国人の出生がその国の出生率の底上げに寄与していると言える。しかしながら、80年代の出生率の下げ止まり、あるいは反騰に外国人の出生率が寄与したとは言い難い。なぜならば、80年代に外国人と自国民の出生率の格差が拡大している国はまったくなく、外国人人口比率が上昇している国もないからである。

図5 西欧主要国の婚外出生率の推移



(資料) 図3と同じ。

9) たとえば Hammar, Thomas, *European Immigration Policy: A Comparative Study*, Cambridge University Press, 1985.

10) くわしくは OECD, *Continuous Reporting System on Migration (SOPEMI 1989)*, 1990.

表2 OECD諸国における自国民と外国人の合計特殊出生率：1971, 76, 81, 86年

OECD諸国	1971	1976	1981	1986
オーストラリア				
自国民	2.87	2.09	1.99	1.89 ¹⁾
外国人	2.04 ¹⁾
オーストリア				
自国民	2.18 ³⁾	...	1.64	1.41
外国人	2.47 ³⁾	...	2.47	2.56
ベルギー				
自国民	1.57	1.48 ¹⁾
外国人	2.94	1.82 ¹⁾
カナダ				
自国民	1.62	1.57
外国人	2.06	1.93
イギリス				
自国民	2.4 ²⁾	...	1.7	1.7
外国人	3.1	...	2.5	2.4
フランス				
自国民	...	1.84 ⁴⁾	1.84 ⁵⁾	1.75 ¹⁾
外国人	...	3.33 ⁴⁾	3.20 ⁵⁾	3.05 ¹⁾
(旧)西ドイツ				
自国民	...	1.36	1.36	1.25 ¹⁾
外国人	...	2.57	2.28	1.67 ¹⁾
ルクセンブルグ				
自国民	1.81	1.20	1.40	1.44
外国人	1.99	2.00	1.93	1.45
オランダ				
自国民	...	1.60	1.49	1.48 ¹⁾
外国人	...	2.97	3.46	2.43 ¹⁾
スウェーデン				
自国民	1.94	1.65	1.60	1.76
外国人	2.44	2.24	2.09	2.24
スイス				
自国民	1.82	1.39	1.52	1.52
外国人	2.90	2.32	1.69	1.58

注) 1) 1985

2) 外国人を含むすべての出生についての数字.

3) 1970-72

4) 1975

5) 1982

(資料) OECD, SOPEMI (Continuous Reporting System on Migration), 1989.

表3 OECD諸国における外国人の出生割合：1966, 71, 76, 81, 86年

OECD諸国	1966	1971	1976	1981	1986
オーストラリア					
出生総数(千人)	222.6	273.6	227.8	235.8	240.7
外国人の出生(%)	...	25.2	...	23.2	23.0
オーストリア					
出生総数(千人)	128.6	108.5	87.4	93.9	87.0
外国人の出生(%)	7.4	7.3	6.3
ベルギー					
出生総数(千人)	150.6	139.1	120.5	124.8	114.3 ²⁾
外国人の出生(%)	9.8	11.8	14.5	15.5	10.8 ²⁾
カナダ					
出生総数(千人)	387.7	362.2	360.0	343.2	319.0
外国人の出生(%)	18.4	17.0
イギリス					
出生総数(千人)	849.8	783.2	584.3	634.5	661.0
外国人の出生(%)	12.5	13.1	12.4
フランス					
出生総数(千人)	863.5	881.3	720.4	805.5	778.5
外国人の出生(%)	10.2	10.5	10.4
(旧)西ドイツ					
出生総数(千人)	1,050.3	778.5	602.9	624.6	626.0
外国人の出生(%)	3.4	9.8	16.4	14.8	11.3
ルクセンブルグ					
出生総数(千人)	5.2	4.4	3.9	4.4	4.3
外国人の出生(%)	...	31.4	42.9	38.5	33.2
オランダ					
出生総数(千人)	239.6	227.2	177.1	178.6	184.5
外国人の出生(%)	...	2.7	5.0	8.1	5.8
スウェーデン					
出生総数(千人)	121.4 ¹⁾	114.5	98.3	94.1	102.0
外国人の出生(%)	6.8 ¹⁾	9.4	9.6	10.0	8.8
スイス					
出生総数(千人)	111.8	96.3	74.2	73.7	76.3
外国人の出生(%)	26.0	30.0	26.4	16.5	16.1

注) 1) 1967

2) 1985

(資料) OECD, SOPEMI (Continuous Reporting System on Migration), 1983 and 1989.

3. 出生率低下の背景

西欧諸国の出生率低下の背景は複雑であり、定説がある訳ではない。本論ではこれについて詳しく論ずるつもりはなく、ただいくつかの考え方を整理するにとどめる。

①出生抑制行動の変化

1960年代半から西欧諸国で出生率が一斉に低下したきっかけは経口避妊薬（ピル）の普及であったと言われるが、その後も近代的避妊法（ピル、IUD、不妊手術）の普及と人工妊娠中絶の合法化が「望まざる妊娠」、「望まざる出生」を減らすことにより、従来の相対的高出生力集団の出生率低下を促した¹¹⁾。さらに未婚者の間におけるピルの普及は「未婚妊娠に促された結婚（義理婚）」を減少させ結婚の減少、晩婚化に寄与した¹²⁾。このような「避妊革命（contraceptive rerolution）」は、女性の側に妊娠・出産をコントロールする力を与え、それが結婚なき性（同棲）、生殖なき結婚（無子夫婦）を可能にし、女性の職場進出を含めて社会活動の自由をもたらす効果があったと考えることもできよう。

②結婚行動の変化

1960年代半ば頃から同棲の増大、初婚年齢の上昇に加えて、離婚率も又急激に上昇してきた。一方で婚外出生の増大があったとは言え、結婚行動の変化は少なくとも出生タイミングの遅れをもたらすことによって出生率低下に貢献した。

③女性の社会的地位＝役割の変化

西欧諸国における伝統的な夫婦家族制のもとにおける性別役割分業体制は、同じく1960年代から今日まで続いてきた女性の社会進出、とりわけ雇用労働市場への進出によって大いに変化しつつある。女性の社会進出は、女性に結婚・出産・育児以外の活動への喜びに眼を向けさせると同時に、二重役割にともなう子育ての負担感（労働市場に限れば子育ての機会費用）を増し、出生率低下に寄与した¹³⁾。

④価値観の世俗化・個人主義化

西欧社会における伝統的夫婦家族制ならびに性別役割分業体制の成立は、同時に「子供中心社会」の成立でもあったが、戦後、価値観の個人主義化が進み、仕事にレジャーに自己の満足を追い求めるほどに「子供中心社会」から「大人中心社会」へと変化し、それが出生低下を促したとする見方がある¹⁴⁾。

戦後、西欧社会では、全般的に宗教や既成道徳へのコミットメントが弱まると同時に集団的価値への帰属意識、すなわち国家、地域社会、企業、労働組合などの集団への帰属意識、連帯感が弱まり、個人の選択、行動の自由が重視されるようになった。このような価値観の世俗化、個人主義化と出生率のコーホート変化との間に明確な関係のあることが指摘されている¹⁵⁾。

11) Ryder, Norman, et al., *The Contraceptive Revolution*, Princeton University Press, 1977.

12) Bourgeois-Pichat, Jean, "The Unprecedented Shortage of Births in Europe", K. Davis et al. (eds.), *Below Replacement Fertility in Industrial Societies; Causes, Consequences, Policies*, The Population Council, 1987, pp.3-25.

13) K. Davis, et al. (eds.), *Below Replacement Fertility in Industrial Societies*, 1987 の中の K. Davis, T. Paul Schultz, Nathern Keyfitz 等の論文。

14) Aries, Phillippe, "Two Successive Motivations for the Declining Birth Rate in the West", *Population and Development Review*, Vol.6, No.4, 1980, pp.645-650.

15) Lesthaeghe, Ron, et al., "Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change", *Population and Development Review*, Vol.14, No.1, 1988, pp.1-47. Simons, John, "Culture, Economy and Reproduction in Contemporary Europe", D. Coleman et al. (eds.), *The State of Population Theory*, Oxford, Blackwell, 1986, pp.256-278.

4. 出生率に対する政府の認識と対応

低出生率に対する政府の対応を評価するには公式の立場と実際の対応との両面を検討する必要がある。各国政府の公式の立場については、国連が、1974年にブカレストで開催された世界人口会議で採択された「世界人口行動計画」¹⁶⁾をモニターするために、各国政府に対して継続的に実施しているアンケート調査の結果によって知ることができる¹⁷⁾。出生率に関しては自国の水準に関する評価、近代的避妊法の規制・支援の有無、出生率に対する政策的介入の有無の三点が調査されてきた。

(1) 出生率に関する評価と対応

①出生率水準に関する評価

1970年半ば以降の調査で、毎回自国の出生率を低過ぎると評価している国はフランス、旧西ドイツ、ルクセンブルグ、ギリシャのみである(表4)。フィンランド、スウェーデンは一時的に低過ぎると評価した時期がある。スイスとイタリアは最近になって満足から低過ぎるへと評価を変えている。

②避妊手段に対する態度

西欧諸国では、出生率の水準を満足とみるか低過ぎるとみるか、あるいは出生奨励の立場の有無にかかわらず、避妊薬・器具の製造、販売、利用を規制しようとする国はない。避妊法の普及、より一般的には家族計画の普及については、人々の選択の自由の増大、福祉水準の向上の観点から政府が直接、間接に支援しているケースが圧倒的である。

③出生率に対する政策の有無

西欧諸国中、1970年代半以降、出生率を上昇させるための政策(pronatalist policies)を採っていると明言している国はフランス、ルクセンブルグ、ギリシャに限られる(表4)。又、アイルランド、ベルギー、フィンランド(一時期)は現状の水準を維持するための政策を採っているとの立場をとる。スイスとイタリアは最近になって出生率不介入から出生率上昇の立場への転換を表明した。

西欧主要国中フランスは唯一戦後一貫して出生奨励の立場を取り続けてきた。その背景としては、フランスが19世紀末以来世界に先がけて出生力転換を開始し、19~20世紀のドイツとの政治的角逐の歴史のなかで人口減退、人口高齢化への危機意識が社会の指導層の間に培われてきたことが指摘されている¹⁸⁾。

(2) 出生率の動向と政府の認識・対応の関連

客観的にみた各国の出生率の水準と各国政府のそれに対する評価との関連は必ずしもパラレルではない。また出生に対する評価と政策的対応の関係も必ずしも一貫していない¹⁹⁾。

1970年代半~1980年代にかけて全般的に出生率の高かったフランスは自国の出生率を低過ぎるとみて出生率向上政策の立場をとってきたが、多くの国はフランスよりもかなり低い出生率水準であるにもかかわらず自国の水準を満足と回答し政策的には不介入を表明している。他国に比べて低い出生率を低過ぎると認識し出生率向上の立場を表明しているのは、ルクセンブルグ、ギリシャ、それに最近のスイス、イタリアに限られる。旧西ドイツは、他の国々に比べても低い出生率水準に対して低過ぎ

16) United Nations, Report of the United Nations World Population Conference, 1974, Bucharest, 1974.

17) United Nations, Trends in Population Policy, Population Studies, No.114, 1989.

18) McIntosh, A., Population Policy in Western Europe, M. E. Sherpe, 1983.

19) 同様の指摘は Höhn, Charlotte, "International Transmission of Population Policy Experience in Western Europe", United Nations / IUSSP Seminar (in New York), 1988 に提出された論文にみられる。

表4 出生率水準に関する先進諸国(政府)の政策と認識の推移

国名	1976	1978	1980	1983	1986	1989
日本	×○	×○	×○	×○	×○	×○
西ヨーロッパ						
オーストリア	×○	×○	×○	×○	×○	×○
ベルギー	×○	×○	→○	→○	→○	×○
フランス	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽
西ドイツ	×▽	×▽	×▽	×▽	×▽	×▽
ルクセンブルグ	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽
オランダ	×○	×○	×○	×○	×○	×○
スイス	×○	×○	×○	×○	×○	↑○
南ヨーロッパ						
アルバニア	→○	→○	→○	→○	→○	→○
ギリシャ	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽
イタリア	×○	×○	×○	×○	×○	↑▽
ポルトガル	×○	×○	×○	×○	×○	×○
スペイン	×○	×○	×○	×○	×○	×○
ユーゴスラビア	→○	→○	→○	→○	→○	→○
東ヨーロッパ						
ブルガリア	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽
チェコスロバキア	→○	→○	×○	→○	→○	→○
東ドイツ	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽	↑▽
ポーランド	→○	→○	×○	→○	→○	×○
ルーマニア	→○	→○	→○	↑○	↑▽	↑▽
北ヨーロッパ						
デンマーク	×○	×○	×○	×○	×○	×○
フィンランド	↑▽	→○	→○	→○	×○	×○
アイスランド	×○	×○	×○	×○	×○	×○
アイルランド	→○	→○	→○	→○	→○	→○
ノルウェー	×○	×○	×○	×○	×○	×○
スウェーデン	×○	×○	×○	×▽	×▽	×○
イギリス	×○	×○	×○	×○	×○	×○
北アメリカ						
カナダ	×○	×○	×○	×○	×○	×○
アメリカ合衆国	×○	×○	×○	×○	×○	×○
オセアニア						
オーストラリア	×○	×○	×○	×○	×○	×○
ニュージーランド	×○	×○	×○	×○	×○	×○
ソビエト連邦	→○	→○	→○	↑○	→○	→○

(注) 政策の推移 (↑……向上. →……維持. ×……不介入.)

認識の推移 (○……満足している. ▽……低すぎる.)

(資料) United Nations, Population Policy, 1989.

ると評価してはいるものの、出生率向上の立場は表明していない²⁰⁾。スウェーデンも1980年代前半の出生率を低過ぎると評価しながら出生率不介入の立場を表明してきた²¹⁾。

1970年代、80年代の出生率の低迷状態に際して、一部の国を例外として西欧諸国の多くが「出生奨励策」の採用をためらう理由としては、①出生政策が第2次大戦前の国家主義、人種主義と結びつけられやすい、②世界や発展途上地域では人口の抑制が求められているのにそれと相反する、③社会工学的発想への反感、④西欧諸国においては家族の多様化が進んでいるため、特定のタイプの家族（例えば第3子家族）を重視することをきらう傾向、⑤西欧諸国の生活水準の下ではそれに見合うだけの出生政策に必要な財源をどこに求めるかが大きな問題、などが考えられる²²⁾。

(3) 出生政策と家族政策

公式に出生奨励策の採用を表明している国は少数であるが、出生奨励の立場をとらない国であっても何らかの形で出生率に直接、間接に影響を及ぼす政策手段をとっている。すべての西欧諸国において、フランスがその出生政策の主要手段としている家族手当（児童手当）を社会保障の一環として実施している。また多くの国で、出生政策的意図の有無は別にして仕事と出産・育児の両立をめざす育児休業制度が実施されている。

したがって、ある国の政策的対応を評価するには出生政策に関する公式的立場とは別に、出生率に影響を及ぼしうる政策手段—それは一般に家族政策（family policy）と総称される²³⁾—が実際にどの程度とらわれているかを検討することが必要であろう。西欧諸国の家族政策の比較の試みは、二行われているが、児童に対する経済的支援に関する比較分析の結果では公式的に出生政策を掲げているフランス、ベルギー、ルクセンブルグの三カ国は他の西欧諸国よりも経済的支援の程度が手厚い²⁴⁾。

しかしながら家族政策の水準を決める要素としては、育児の経済的支援のレベルの他に育児休業の期間、保育サービスの質なども含まれるから、今後これらを含めた総合評価が必要となろう²⁵⁾。

出生政策又は家族政策が実際の出生率に及ぼす効果を測定することはそれほど容易でないが、旧東欧諸国あるいは最近のシンガポールの場合にはかなりはっきりした出生率上昇効果が指摘されてき

20) ドイツは1930年代のナチス政権時代に強力な人口増強策をとった。それは結婚資金貸付制度、家族手当制度などの経済手段の他に、中絶・産児制限の禁圧などを含む強権的性格のものであったが、とくにそれが人種政策、優生政策と結び付けられた点が大きな特徴であった。戦後はナチスの政策が断罪されたため、低出生率に直面しても人口政策はもちろん人口に関する議論すら一種の政治的タブーとなった。ある論者はこの西ドイツの状況を「過去による囚れ人（prisoners of the past）」と表現している。McIntosh, A., *Population Policy in Western Europe* (前掲)。ただし最近は人口政策についての議論は必ずしもタブーではなくなりつつあるとも言われる（昨年10月末における筆者の訪欧の際、ドイツ国立人口研究所（Bib）の前所長 Carl Schwartz からのヒアリングによる）。

21) ただしスウェーデンの場合、1970年代後半に議会で人口問題が討議され、それを承けて70年代末以降家族政策が強化されており、出生率向上の意図はかなり明瞭である。Jan Hoem によれば、1981年にストックホルム大学人口学科が設けられ、その協力の下で政府により出生力調査が実施されたのは低出生率への関心に基づくとのこと（昨年11月初めにおける筆者の訪欧の際、Jan Hoem からのヒアリングによる）。

22) タイテルボーム・他（黒田俊夫、河野稠果監訳）、『人口減少』、多賀出版、1989年。

23) Dumon, W. (ed.), *Family Policy in EEC Countries*, CEC, 1990.

24) Bradshaw, J. et al., *Child Support in the European Community*, Bedford Square Press, 1980. Gauthier, Ann H., "Subsidizing Parents - Does it make children more attractive?", Paper presented at the European Population Conference (Paris, Oct. 1991). 国連の調査によるとイタリアは最近になって出生奨励策に転換したとされるが、現実には何ら政策の変更がみられないと言われる（昨年10月末における筆者の訪欧の際、ローマ大学人口研究所長 Antonio Golini からのヒアリングによる）。

25) Hulkko, Jouks, "Family Policy in Western Europe", *Yearbook of Population Research in Finland XXVIII*, The Population Institute, 1990 はそのような観点から各国間の比較を試みた研究のひとつ。なお、家族政策の三本柱とされる児童手当と育児休業制度、保育制度についての西欧主要国の現状については『子ども家庭福祉情報』、第3号、1991年の資料欄 pp.88-89 が簡便。

た²⁶⁾。西欧諸国の場合には、出生率に対する政策効果が指摘されているのはフランス（政策の中心は家族手当を中心とする家族給付制度）とスウェーデン（児童手当も手厚いがとくに有給育児休業制度が充実）に限られる²⁷⁾。

26) 東欧諸国については阿藤誠、「欧米諸国の出生政策——個人目標と国家目標の相克——」、『人口問題研究』、第160号、1981年、pp.23-43。シンガポールについては Cheung, Paul P. C., "Beyond Demographic Transition: Industrialization and Population Change in Singapore", *Asia-Pacific Population Journal*, Vol.4, No.1, 1989, pp.35-48.

27) スウェーデンについては, Hoem, J. M., "Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden", *Population and Development Review*, Vol.16, No.4, 1990, pp.749-758。日本も含めた OECD 諸国のクロス・ナショナルな分析としては Gauthier, Anne H., "Subsidizing parents - Does it make children more attractive?" (前掲)。そこでは児童手当と育児休業補償の両者が出生率にプラスの効果を与えることが示されている。

稿末表 先進諸国における

	1960年	1965年	1970年	1971年	1972年	1973年	1974年	1975年	1976年	1977年
日本	2.00	2.14	2.13	2.16	2.14	2.14	2.05	1.91	1.85	1.80
北アメリカ										
カナダ	3.81	3.11	2.25	2.14	1.98	1.89	1.83	1.82	1.78	1.76
アメリカ合衆国	¹⁾ 3.61	2.91	2.48	2.27	2.01	1.88	1.84	1.77	1.74	1.79
南太平洋										
オーストラリア	3.45	2.98	2.86	2.95	2.74	2.49	2.39	2.22	2.14	2.03
ニュージーランド ¹⁾	4.03	3.33	3.16	3.18	3.00	2.77	2.58	2.37	2.26	2.21
北ヨーロッパ										
デンマーク	2.54	2.61	1.95	2.04	2.03	1.92	1.90	1.92	1.75	1.66
フィンランド	2.71	2.40	1.83	1.70	1.59	1.50	1.62	1.69	1.72	1.69
アイスランド	4.17	3.71	2.81	2.92	3.09	2.95	2.66	2.65	2.52	2.31
アイルランド	3.75	4.03	3.87	3.98	3.86	3.73	3.61	3.40	3.30	3.27
ノルウェー	2.83	2.93	2.50	2.50	2.39	2.24	2.14	1.98	1.87	1.75
スウェーデン	2.17	2.41	1.94	1.98	1.93	1.88	1.89	1.78	1.69	1.65
イギリス	2.69	2.86	2.45	2.41	2.20	2.04	1.94	1.81	1.75	1.69
西ヨーロッパ										
オーストリア	2.69	2.68	2.29	2.21	2.09	1.95	1.92	1.83	1.70	1.63
ベルギー	2.52	2.59	2.25	2.19	2.07	1.95	1.83	1.74	1.73	1.71
フランス	2.73	2.84	2.47	2.49	2.41	2.30	2.11	1.93	1.83	1.86
(旧)西ドイツ	2.37	2.51	2.02	1.92	1.72	1.54	1.51	1.45	1.46	1.41
ルクセンブルグ	2.28	2.34	1.97	1.92	1.72	1.55	1.55	1.53	1.46	1.45
オランダ	3.12	3.04	2.57	2.36	2.15	1.90	1.77	1.66	1.63	1.58
スイス	2.44	2.61	…	2.03	1.90	1.80	1.72	1.61	1.54	1.53
南ヨーロッパ										
ギリシャ	2.28	2.30	2.34	2.30	2.32	2.28	2.39	2.37	2.39	2.27
イタリア	2.41	2.67	2.43	2.38	2.36	2.33	2.31	2.21	2.08	1.98
ポルトガル	3.07	3.07	2.76	2.79	2.68	2.66	2.60	2.52	2.58	2.45
スペイン	2.79	2.90	2.82	2.86	2.84	2.82	2.87	2.80	2.79	2.66
ユーゴスラビア	…	2.70	2.28	2.37	2.35	2.29	2.27	2.26	2.25	2.18
東ヨーロッパ										
ブルガリア	2.31	2.08	2.18	2.10	2.03	2.15	2.30	2.23	2.25	2.20
チェコスロバキア	2.39	2.37	2.08	2.13	2.22	2.39	2.50	2.46	2.43	2.38
(旧)東ドイツ	2.37	2.46	2.17	2.12	1.77	1.57	…	1.54	1.63	1.83
ハンガリー	2.02	1.81	1.96	1.91	1.93	1.95	2.30	2.38	2.26	2.17
ポーランド	3.01	2.51	2.23	2.26	2.24	2.25	2.26	2.27	2.30	2.23
ルーマニア	…	1.91	2.89	…	2.55	2.44	2.72	2.62	2.58	2.60
ソ連	²⁾ 2.46	²⁾ 2.39						²⁾ 2.41		

(注) P = provisional E = estimated, 1) ニュージーランドの資料と同じ。2) 2年分のデータに基づき算
*印は未公開入手資料

(資料) 日本は、『人口動態統計』, アメリカは, U.S. National Center for Health Statistics, *Vital Statistics*
ビア, 東ヨーロッパ(ソ連は除く)は United Nation, *Demographic Yearbook* 1986, 1987, 1988,
12, 1986. ソ連はL'INED, *Population* 1986, 1987, 1988, 1989. その他の国は, Council of Europe,
1982, 1983, 1989.

合計特殊出生率の推移

1978年	1979年	1980年	1981年	1982年	1983年	1984年	1985年	1986年	1987年	1988年	1989年
1.79	1.77	1.75	1.74	1.77	1.80	1.81	1.76	1.72	1.69	1.66	1.57
1.72	1.72	1.70	1.67	1.66	1.64	1.65	1.63		1.66	* 1.65	
1.76	1.81	1.84	1.82	1.83	1.80	1.81	1.84	1.84	1.87	1.93	...
1.98	1.93	1.92	1.94	1.94	1.93			1.87			
2.07	2.12	2.03	2.01	1.95	1.92						
1.67	1.60	1.55	1.44	1.43	1.38	1.40	1.45	1.48	1.50	P 1.56	* 1.62
1.65	1.64	1.63	1.65	1.72	1.74	1.70	1.64	1.60	* ...	* 1.59	
2.35	2.49	2.48	2.33	2.26	2.24	2.08	1.93	1.93	2.07	2.27	
3.24	3.23	3.23	3.07	2.96	2.76	2.59	2.49	2.44	2.35	2.17	* 2.11
1.77	1.75	1.72	1.70	1.71	1.66	1.66	1.68	1.71	1.75	1.84	
1.60	1.66	1.68	1.63	1.62	1.61	1.65	1.73	1.79	1.84	P 1.96	* 2.02
1.76	1.86	1.89	1.81	1.78	1.77	1.77	1.80	1.78	1.82	1.82	* 1.85
1.60	1.60	1.65	1.67	1.66	1.60	1.52	1.47	1.45	1.43	1.44	* 1.44
1.69	1.69	1.69	1.67	1.61	1.56	1.54	1.51	1.54	E 1.54	E 1.57	* 1.58
1.82	1.86	1.95	1.95	1.91	1.79	1.81	1.82	1.84	1.82	P 1.82	* 1.81
1.38	1.38	1.45	1.44	1.41	1.33	1.29	1.28	1.35	1.36	E 1.42	* 1.39
1.49	1.48	1.51	1.53	1.49	1.45	1.42	1.38	1.44	1.41	* 1.51	* 1.52
1.58	1.56	1.60	1.56	1.50	1.47	1.49	1.51	1.55	1.56	* 1.55	* 1.55
1.51	1.52	1.55	1.54	1.56	1.52	1.53	1.51	1.53	1.51	* 1.55	
2.27	2.26	2.23	2.09	2.02	1.94	1.82	1.68	1.62	1.52	* 1.52	* 1.50
1.87	1.76	1.69	1.62	1.59	1.52	1.46	1.41	P 1.34	P 1.32	* 1.33	* 1.29
2.23	2.11	2.19	2.14	2.07	1.95	1.89	1.70	1.63	1.57	* 1.53	
2.53	2.35	2.22	2.03	1.63	1.79	1.72	1.63	P 1.52	* 1.46	* 1.38	* 1.30
2.15	2.11	2.12	2.07	2.11	3) 2.07		...		2.00	* 1.98	
2.14	2.15	2.05	2.01	2.01	2.00	2.00	1.97	2.04		* 1.90	
2.37	2.33	2.15	2.09	2.10	2.08	2.07	...	2.03		* 2.02	* 1.95
1.90	1.90	1.95	1.87	1.86	1.81	1.76	1.76		1.81	* 1.67	
2.08	2.02	1.92	1.88	1.78	1.73	1.73	1.83		2.15	* 1.81	* 1.80
2.20	2.28	2.28	2.23	2.34	2.42	2.37	2.33	* 2.22	* 2.15	* 2.20	
2.54	2.50	2.45	2.37	2.17	2.00	2.19	2.27				
		2.26	2.25	2.29	2.37	2.40	2.40	2.46	2.53	* 2.38	

出 (例えば1965年の数値は1965-66年のデータに基づく)。3) 国連人口部による1980-85年についての推計。

of the United States, annual, and unpublished data. カナダ, オーストラリア, フィンランド, ユーゴスラ
 ニューゼーランドは, Kingsley, D. (et al.), Below-Replacement Fertility in Industrial Societies, Vol.
 Recent Demographic Developments in the Member States of the Council of Europe, Strasbourg,

都道府県別SMAMと未婚率の推移

渡邊 吉利・坂東里江子

なぜ結婚年齢と未婚率をとりあげるか？

ハイナル（John Hajnal）によれば、前工業化期の西ヨーロッパにおいては他に例を見ない結婚パターンが行われており、そこでは生涯未婚のまま暮らす人々の割合が優に10%を超えるほど多く、また結婚する場合にもその結婚は男女とも晩婚で、女性において20歳台の半ばに近い平均初婚年齢、男性においても20歳台の後半の平均年齢であった¹⁾。ハイナルのいわゆるヨーロッパ的結婚パターンにおいては、晩婚と高い未婚率の結果として、前工業化社会の段階にあったにもかかわらず社会の出生力水準は比較的低位で、人々の生活水準は相対的に高く維持されたという。

社会の出生力水準が、結婚のパターンによって大きく異なることは古くから知られていた。これは、一方では、ほとんどの社会において男女間の性的関係が結婚などの何等かの社会的認知を受けた間柄においてのみ許容されるとともに、社会的認知を受けていない男女間の性的関係についてはある種の制裁をもって対処してきたことの反映である。同時に他方で、前近代の社会においては、婚姻内で効果的な出生抑制があまり行われていなかったことの反映でもある。すなわち、婚姻内で出生抑制が行われていない自然出生力状態にある社会においては、その1夫婦当たりの子供数（完結出生力水準）は、ほぼ結婚年齢によって決まる関数であるといわれる。マルサス（Thomas R. Malthus）によって道徳的抑制と呼ばれた晩婚化による人口増加の回避策は、結婚の出生力に与えるこの側面に着目したものであった²⁾。

自然出生力ないしその状態に近い社会においては結婚年齢の出生力に与える要因としての重要性は顕著であったが、その反面として、その社会で婚姻内の出生抑制が行われるようになるとともにその重要性を次第に減じていった。

実際、西ヨーロッパにおいて19世紀の後半から婚姻内の出生抑制が徐々に普及して婚姻内出生力の低下が生じた後、20世紀に入ってから20世紀半ばにかけて有配偶率が上昇し未婚率が低下して、いわゆるヨーロッパ的結婚パターンがほとんど消えるという変化を経験したが、一度低下した社会の出生力水準はもはや昔の高出生力の水準には戻らず、20世紀半ば以降の西ヨーロッパ社会の出生力水準は主として抑制された婚姻内出生力の水準によって左右されてきた。

また日本においても、坪内による1920～1965年までの都道府県別出生力の検討によれば、婚姻内出生抑制に比較的制限の多かった戦前期には社会の出生力水準の低下は主として有配偶率の低下（結婚年齢の上昇）により徐々に低下していたが、戦後期の出生力低下はむしろ婚姻内の（出生抑制による）

1) John Hajnal, "European marriage pattern in perspective", In D. V. Glass et. al. (eds.), *Population in History, Essays in Historical Demography*, London: Edward Arnold, 1965, pp. 101-143.

2) Thomas Robert Malthus, "An essay on the principle of population", sixth edition, pp.472-473.

マルサス著、大淵寛・森岡仁・吉田忠雄・水野朝夫訳、『人口論（第6版）』、中央大学出版部（1985年）、pp.539-540.

マルサスにおいては、出生力水準に与える結婚の要素は重視するが、婚姻内の出生抑制は悪徳としてこれを認めない。婚姻内の出生抑制の社会的有用性に着目したのは、新マルサス主義者と呼ばれるマルサスの後世代の人々である。

出生力の急速な低下によるものとされている³⁾。この戦後期の婚姻内出生力低下は、避妊と人工妊娠中絶によるものであることが明らかとなっている。日本のその後の出生力水準の推移をみると、合計特殊出生率は1960年から1970年代の半ばにかけて比較的安定して経過し、これらの期間において婚姻内の出生力が安定していたことを反映していた。

こうした経過からみて、出生力の規定要因としての結婚パターンの意味は、自然出生力の支配していた前近代社会から婚姻内において出生抑制が広範囲に行われる現代社会への移行によって歴史的使命を失ったかのように見えたのである。

ところが1970年代の半ばを過ぎると、婚姻内の出生力があまり低下していないにもかかわらず日本の合計特殊出生率はじりじりと低下を続けるようになった。すなわち、戦後の合計特殊出生率の変化を有配偶率の変化と有配偶出生率の変化に分解して分析した河野によれば、1970年から1989年にかけての合計特殊出生率は2.09から1.57に低下したが、この間の低下の全部が有配偶率の低下すなわち結婚パターンの変化によるもので、有配偶出生率は合計特殊出生率の低下には寄与していなかった⁴⁾。近年の出生力変動における結婚要因の予想外の影響の大きさに、出生抑制のある社会においても結婚パターンの重要性が再認識されるにいたったのである。

こうして結婚パターンは婚姻内の出生抑制の有無とともに、それぞれの社会の出生力水準との関連において、その社会構成員（人口）の再生産を形作る家族形成戦略の重要な要素として位置付けられている⁵⁾⁶⁾。

方法と使用データ

ここでは、静態統計を用いたハイナル法による平均初婚年齢 (singulate mean age at marriage) と生涯未婚率を都道府県別に計算する。ハイナル法は、静態統計の年齢別未婚率の減少パターンから結婚の年齢別発生分布を推定し、平均初婚年齢を計算する方法である⁷⁾。使用したデータは、以下に

3) Yoshihiro Tsubouchi, "Changes in fertility in Japan by region: 1920--1965", *Demography*, Vol.7, No.2, 1970, pp.121-134.

4) 河野綱果, 「最近の出生力の動向について」, 『厚生指針』, 第37巻, 第11号, 1990年10月, pp.3-8.

5) Judah Matras, "Social strategy of family formation: Some variations in time and space", *Demography*, Vol.2, 1965, pp.349-362.

マトラスは、それぞれの社会ごとに家族形成戦略は異なり、そこでは達成される出生力水準とその実現メカニズムの組み合わせが社会ごとに多様であるという。すなわち、ある社会では早婚でかつ婚姻内出生力を高めることによって社会としての高出生率を実現するし、他の社会では婚姻内の出生抑制がなくても晩婚化と高い未婚率によって結果として低出生率を、また他のある社会では早婚とともに婚姻内の出生抑制によって低出生率を実現する。そして、それぞれの社会は、時間の経過の中でその家族形成戦略を変化させ、社会における死亡や移動など他の人口要因の変化や社会の他の側面の状況変化に対応していくという。

6) 同時に結婚パターンは、社会としての世帯の形成原理が単純な夫婦家族からなる世帯を基軸としているか、あるいは他の親族をも含む大家族世帯を基軸としているかという問題、さらには世帯内の奉公人のありかたにもかわる世帯形成原理の重要な構成要素でもあるといわれる。

John Hajnal, "Two kinds of preindustrial household formation system", *Population and Development Review*, Vol.8, No.3, 1982, pp.449-494.

7) Hajnal, John, "Age at marriage and proportions marrying", *Population Studies*, Vol.7, No.2, November 1953, pp.111-136.

ハイナルの初婚年齢は以下の式により計算される。 x は年齢, C_x は x 歳の未婚率, S は生涯未婚率である。生涯未婚率は、再生産の観点から実用上の上限年齢として50歳をとり、50歳時の未婚率をもって表す。本資料ではデータとして5歳階級別のデータを用いるので、50歳時の未婚率は45-49歳未婚率と50-54歳未婚率の平均値である。

$$SMAM = \frac{\sum_{x=0}^{49} C_x - 50 \cdot S}{1 - S}$$

示す日本国内の外国人を含む総人口によるものであり、それぞれの年次の年齢5歳階級別のデータによった。計算の際、配偶関係不詳のデータは、按分比例を行った。計算結果は、次ページ以降に表1～表4として掲げた。結果の紹介と検討は、紙幅の都合によりここでは行なわないが、研究資料の第273号において行うので、参照されたい。

未婚者数の増加、晩婚化といった結婚の動向に関心もたれている現在、多くの方々に利用されることを期したい。

使用資料

- 1920年：大正9年国勢調査報告，第1巻，全国の部，表18～表20，pp.58-79.
1925年：大正14年国勢調査報告，第4巻，府県編，表V
1930年：昭和5年国勢調査報告，第1巻，表15，pp.64-96.
1935年：昭和10年国勢調査報告，第1巻，表12，pp.78-109.
1940年：昭和15年国勢調査報告，第1巻，第4表，pp.314-361.
1950年：昭和25年国勢調査報告，第4巻，全国編I，第5表，pp.34-81.
1955年：昭和30年国勢調査報告，第3巻，全国編その1，第5表，pp.110-217.
1955年：1955年琉球政府臨時国勢調査，第1巻，総括編，第5表，p.102.
1960年：昭和35年国勢調査報告，第3巻，全国編その1，第3表，pp.138-186.
1965年：昭和40年国勢調査報告，第3巻，全国編その1，第2表，pp.78-115.
1965年：1965年琉球政府臨時国勢調査，第1巻，沖縄総括編，第6表，p.112.
1970年：昭和45年国勢調査報告，第2巻，全国編，第4表，pp.56-70.
1975年：昭和50年国勢調査報告，第2巻，全国編，第4表，pp.98-114.
1980年：昭和55年国勢調査報告，第2巻，その1全国編，第4表～第5表，pp.60-99.
1985年：昭和60年国勢調査報告，第2巻，その1全国編，第5表，pp.62-81.
1990年：平成2年国勢調査報告，第2巻，都道府県・市区町村編，第5表。

表1. 都道府県別、女子の平均初婚年齢（SMAM）
（付、都道府県間順位）

（歳）

地 域	1920年		1925年		1930年		1935年		1940年		1950年		1955年	
全 国	21.163		21.176		21.827		22.512		23.326		23.609*		24.684	
1 北海道	19.821	6	20.298	11	21.085	14	21.970	19	22.808	18	23.308	21	24.138	17
2 青森	18.938	3	19.093	3	19.663	2	20.363	1	21.324	1	22.185	3	23.245	3
3 岩手	18.688	1	18.953	1	19.606	1	20.406	2	21.400	3	22.302	4	23.356	5
4 宮城	20.040	9	20.256	10	20.962	12	21.775	14	22.816	19	23.356	23	24.302	23
5 秋田	18.948	4	19.091	2	19.815	3	20.522	3	21.496	4	22.547	7	23.566	9
6 山形	21.036	26	21.022	22	21.696	24	22.424	27	23.262	29	23.534	24	24.390	24
7 福島	20.894	21	20.903	21	21.535	21	22.136	21	23.010	22	23.191	19	24.227	19
8 茨城	21.124	28	21.160	28	21.752	25	22.267	24	23.255	27	23.745	31	24.586	26
9 栃木	21.512	33	21.478	33	22.036	34	22.602	33	23.522	33	23.777	33	24.786	36
10 群馬	22.973	46	22.905	46	23.385	45	23.941	45	24.495	45	24.503	43	25.385	43
11 埼玉	22.851	45	22.515	44	22.748	43	23.222	43	23.977	43	24.231	41	25.172	40
12 千葉	21.253	29	21.135	25	21.640	23	22.267	25	23.256	28	23.812	35	24.767	35
13 東京	22.450	42	22.041	43	22.793	44	23.684	44	24.322	44	24.942	44	26.162	47
14 神奈川	22.094	41	21.750	40	22.386	38	23.160	42	23.596	34	24.349	42	25.330	42
15 新潟	21.310	30	21.243	30	21.910	32	22.628	34	23.623	37	23.805	34	24.624	28
16 富山	18.925	2	19.162	4	19.842	4	20.679	4	21.399	2	21.704	1	22.825	1
17 石川	20.015	7	20.014	6	20.668	7	21.500	9	22.224	6	22.181	2	23.239	2
18 福井	20.114	10	20.037	7	20.561	5	21.260	5	22.175	5	22.483	6	23.332	4
19 山梨	22.688	44	22.671	45	23.413	46	24.083	46	24.842	46	25.179	45	26.111	46
20 長野	23.019	47	23.051	47	23.667	47	24.144	47	25.089	47	25.243	46	26.091	45
21 岐阜	20.932	22	21.036	23	21.497	20	22.072	20	22.988	21	23.329	22	24.239	20
22 静岡	20.770	19	20.838	20	21.580	22	22.424	26	23.406	32	23.890	37	24.806	37
23 愛知	21.348	31	21.322	31	21.871	29	22.480	28	23.188	25	23.689	29	24.849	38
24 三重	21.522	34	21.520	34	21.997	33	22.566	32	23.255	26	23.670	28	24.563	25
25 滋賀	22.485	43	22.033	42	22.397	39	22.942	38	23.780	40	24.125	39	24.951	39
26 京都	22.020	40	21.997	41	22.550	42	23.081	40	23.911	41	24.156	40	25.449	44
27 大阪	21.677	37	21.634	37	22.247	36	22.825	36	23.596	35	24.023	38	25.275	41
28 兵庫	20.952	23	21.143	26	21.840	27	22.534	31	23.268	30	23.534	25	24.637	30
29 奈良	21.577	35	21.608	35	22.176	35	22.740	35	23.606	36	23.714	30	24.687	33
30 和歌山	21.355	32	21.359	32	21.899	31	22.482	29	23.365	31	23.749	32	24.656	31
31 鳥取	20.444	16	20.489	16	21.204	17	21.900	17	23.082	23	23.185	18	24.055	15
32 島根	19.708	5	19.835	5	20.574	6	21.347	7	22.662	14	22.746	12	23.936	13
33 岡山	20.349	13	20.584	18	21.189	16	21.786	15	22.696	15	22.730	11	23.774	11
34 広島	20.029	8	20.134	8	20.928	10	21.599	11	22.591	12	22.818	13	23.952	14
35 山口	20.493	17	20.412	12	21.072	13	21.660	12	22.558	11	22.713	10	23.929	12
36 徳島	20.504	18	20.444	14	20.769	8	21.315	6	22.243	7	22.443	5	23.470	6
37 香川	20.375	14	20.432	13	20.933	11	21.556	10	22.459	9	22.549	9	23.597	10
38 愛媛	20.422	15	20.459	15	21.142	15	21.752	13	22.528	10	22.962	14	24.145	18
39 高知	20.234	11	20.237	9	20.822	9	21.359	8	22.299	8	22.547	8	23.502	8
40 福岡	21.089	27	21.204	29	21.871	30	22.517	30	23.135	24	23.254	20	24.600	27
41 佐賀	21.603	36	21.609	36	22.483	41	23.092	41	23.696	38	23.641	27	24.626	29
42 長崎	21.013	25	21.154	27	21.804	26	22.250	23	22.797	17	23.124	17	24.240	21
43 熊本	21.992	39	21.754	39	22.366	37	22.940	37	23.735	39	23.588	26	24.668	32
44 大分	20.837	20	20.703	19	21.293	19	21.885	16	22.742	16	23.043	15	24.245	22
45 宮崎	20.279	12	20.522	17	21.214	18	21.931	18	22.921	20	23.118	16	24.123	16
46 鹿児島	21.694	38	21.705	38	22.407	40	23.056	39	23.948	42	23.841	36	24.694	34
47 沖縄	21.010	24	21.120	24	21.852	28	22.180	22	22.621	13			23.489	7
平均値	20.966		20.980		21.599		22.240		23.084		23.403		24.400	
標準偏差	1.066		0.959		0.935		0.894		0.836		0.789		0.772	
最大値	23.019		23.051		23.667		24.144		25.089		25.243		26.162	
最小値	18.688		18.953		19.606		20.363		21.324		21.704		22.825	

* 1950年、1960年に関する全国の値は、沖縄県を除く。

注：都道府県間順位は、初婚年齢（SMAM）の若い順。

表1. 都道府県別、女子の平均初婚年齢（SMAM）（つづき）
（付、都道府県間順位）

（歳）

地 域	1960年		1965年		1970年		1975年		1980年		1985年		1990年	
全 国	24.962*		24.822		24.654		24.478		25.108		25.837		26.869	
1 北海道	24.277	12	24.128	9	24.334	21	24.373	27	25.147	35	26.032	40	27.047	42
2 青森	23.509	3	23.451	1	23.565	1	23.684	3	24.390	5	25.237	9	26.343	18
3 岩手	23.838	7	23.820	6	24.036	8	24.022	11	24.681	12	25.538	20	26.538	24
4 宮城	24.527	21	24.407	20	24.370	22	24.328	24	24.946	24	25.694	27	26.710	30
5 秋田	23.859	8	23.736	5	23.926	5	23.954	8	24.627	10	25.475	18	26.474	21
6 山形	24.601	24	24.381	19	24.223	13	24.156	18	24.721	14	25.452	16	26.275	14
7 福島	24.476	20	24.370	17	24.413	24	24.345	26	24.953	25	25.504	19	26.233	9
8 茨城	24.797	26	24.452	21	24.236	16	24.202	19	24.827	18	25.406	13	26.322	16
9 栃木	25.089	38	24.868	36	24.607	33	24.327	22	24.879	21	25.361	11	26.140	6
10 群馬	25.687	42	25.316	42	24.954	40	24.699	37	25.214	37	25.685	26	26.466	20
11 埼玉	25.341	39	24.633	30	24.236	15	23.982	10	24.859	19	25.732	29	26.785	31
12 千葉	24.876	29	24.359	16	24.033	7	23.923	7	24.762	15	25.633	24	26.834	35
13 東京都	26.307	46	26.094	47	25.827	47	25.578	47	26.265	47	27.174	47	28.379	47
14 神奈川県	25.440	41	24.876	37	24.543	28	24.265	20	25.069	29	25.934	36	27.033	41
15 新潟	24.825	27	24.579	27	24.466	26	24.328	23	24.964	26	25.614	23	26.521	23
16 富山	23.257	1	23.598	2	23.769	4	23.726	5	24.394	6	25.065	4	26.095	4
17 石川	23.525	4	23.672	4	23.696	3	23.607	1	24.297	1	25.020	3	26.081	3
18 福井	23.502	2	23.608	3	23.691	2	23.715	4	24.319	4	24.948	1	25.833	1
19 山梨	26.268	45	25.721	45	25.327	43	25.201	44	25.776	46	26.233	45	26.935	39
20 長野	26.214	44	25.800	46	25.345	45	24.966	42	25.478	41	26.099	43	26.924	38
21 岐阜	24.442	18	24.328	15	24.269	18	24.088	14	24.602	7	26.099	42	26.336	17
22 静岡	24.953	33	24.606	29	24.293	20	24.065	12	24.825	17	25.556	21	26.590	26
23 愛知	25.048	37	24.564	26	24.108	11	23.733	6	24.300	2	25.103	5	26.272	13
24 三重	24.581	22	24.282	12	24.032	6	23.664	2	24.309	3	24.982	2	25.990	2
25 滋賀	25.039	36	24.808	34	24.531	27	24.149	17	24.619	9	25.170	6	26.141	7
26 京都	25.843	43	25.682	44	25.257	42	24.857	40	25.296	40	26.056	41	27.204	45
27 大阪	25.386	40	24.972	38	24.595	32	24.345	25	25.074	30	25.910	35	27.105	43
28 兵庫	24.913	30	24.832	35	24.697	34	24.502	34	25.088	34	25.811	32	26.829	33
29 奈良	24.846	28	24.536	24	24.392	23	24.462	33	25.083	32	25.769	30	26.841	36
30 和歌山	24.599	23	24.370	18	24.078	9	24.070	13	24.687	13	25.322	10	26.306	15
31 鳥取	24.315	14	24.288	13	24.419	25	24.301	21	24.915	22	25.457	17	26.261	11
32 島根	24.329	15	24.591	28	24.722	35	24.573	36	24.939	23	25.433	15	26.240	10
33 岡山	24.026	10	24.209	11	24.092	10	23.966	9	24.610	8	25.216	7	26.262	12
34 広島	24.271	11	24.323	14	24.278	19	24.098	15	24.770	16	25.413	14	26.380	19
35 山口	24.304	13	24.557	25	24.565	31	24.440	31	24.979	27	25.567	22	26.513	22
36 徳島	23.809	6	23.927	7	24.233	14	24.387	28	24.869	20	25.375	12	26.178	8
37 香川	23.889	9	24.200	10	24.221	12	24.143	16	24.658	11	25.218	8	26.096	5
38 愛媛	24.424	17	24.533	23	24.563	30	24.456	32	25.084	33	25.714	28	26.583	25
39 高知	23.774	5	24.054	8	24.267	17	24.396	29	25.170	36	25.960	37	26.873	37
40 福岡	25.022	34	25.311	41	25.329	44	25.222	45	25.661	45	26.221	44	27.232	46
41 佐賀	25.032	35	25.072	40	25.074	41	25.054	43	25.535	42	26.024	39	26.935	40
42 長崎	24.450	19	24.714	31	24.873	38	24.931	41	25.570	43	26.262	46	27.123	44
43 熊本	24.937	32	24.787	33	24.795	37	24.761	38	25.275	39	25.904	34	26.833	34
44 大分	24.657	25	24.785	32	24.761	36	24.543	35	25.075	31	25.771	31	26.698	29
45 宮崎	24.341	16	24.469	22	24.543	29	24.433	30	25.001	28	25.685	25	26.615	27
46 鹿児島	24.922	31	25.039	39	24.927	39	24.801	39	25.244	38	25.885	33	26.803	32
47 沖縄			25.521	43	25.475	46	25.264	46	25.572	44	25.969	38	26.684	28
平均値	24.660		24.579		24.489		24.364		24.966		25.653		26.593	
標準偏差	0.725		0.595		0.496		0.460		0.417		0.419		0.443	
最大値	26.307		26.094		25.827		25.578		26.265		27.174		28.379	
最小値	23.257		23.451		23.565		23.607		24.297		24.948		25.833	

表2. 都道府県別、男子の平均初婚年齢（SMAM）
（付、都道府県間順位）

（歳）

地 域	1920年		1925年		1930年		1935年		1940年		1950年		1955年	
全 国	25.021		25.091		25.769		26.382		27.187		26.227*		27.035	
1 北海道	24.930	30	24.974	29	25.745	33	26.389	34	27.092	30	26.437	37	27.081	38
2 青森	22.952	2	23.092	2	23.619	2	24.375	2	25.336	2	25.126	8	25.783	7
3 岩手	22.374	1	22.619	1	23.352	1	24.015	1	25.158	1	24.869	2	25.621	3
4 宮城	22.224	17	24.299	17	24.949	19	25.524	16	26.540	16	26.001	28	26.439	21
5 秋田	23.225	5	23.322	4	24.089	4	24.789	5	25.919	5	25.490	15	26.111	14
6 山形	24.234	18	24.126	14	24.805	12	25.534	18	26.566	17	25.524	16	25.901	10
7 福島	23.564	8	23.669	7	24.320	8	24.959	8	26.011	7	25.083	7	25.859	9
8 茨城	23.623	9	23.983	12	24.806	13	25.905	24	26.631	19	25.601	19	26.374	20
9 栃木	23.924	14	24.070	13	24.916	17	25.642	20	26.661	20	25.653	20	26.456	22
10 群馬	24.871	29	25.025	30	25.716	31	26.293	33	27.021	26	26.030	30	26.720	29
11 埼玉	24.853	28	24.964	28	25.521	26	26.157	28	27.093	31	26.213	36	27.016	37
12 千葉	24.237	19	24.543	24	25.304	25	25.905	23	26.784	24	26.042	31	26.862	32
13 東京	27.168	47	26.800	47	27.464	47	27.998	47	28.299	47	28.193	46	28.952	47
14 神奈川	26.602	46	26.467	46	26.968	46	27.511	46	27.879	44	27.452	45	28.204	46
15 新潟	24.379	24	24.325	18	24.957	20	25.524	17	26.679	21	25.568	18	26.229	16
16 富山	23.633	10	23.726	8	24.185	5	24.928	7	25.890	4	24.905	3	25.752	4
17 石川	24.633	26	24.450	23	25.064	22	25.691	21	26.479	13	25.446	14	26.112	15
18 福井	24.288	21	24.329	19	24.881	15	25.442	10	26.315	10	25.385	13	25.918	11
19 山梨	25.616	41	25.701	41	26.402	41	26.902	41	27.703	40	27.229	44	28.002	45
20 長野	25.857	42	25.929	42	26.468	42	26.987	42	27.782	43	27.038	43	27.654	42
21 岐阜	25.115	34	25.239	33	25.617	28	26.122	26	27.052	28	25.941	26	26.597	25
22 静岡	24.167	16	24.389	21	25.158	24	25.903	22	26.764	22	25.995	27	26.920	33
23 愛知	25.244	36	25.316	36	25.816	34	26.248	32	27.073	29	26.152	34	26.959	34
24 三重	25.055	32	25.099	31	25.734	32	26.183	29	27.040	27	25.859	23	26.579	23
25 滋賀	26.428	44	26.316	45	26.705	44	27.096	44	27.914	45	26.559	39	27.178	39
26 京都	26.471	45	26.306	44	26.832	45	27.304	45	28.071	46	26.970	41	27.853	44
27 大阪	26.290	43	25.993	43	26.588	43	27.074	43	27.738	42	26.988	42	27.802	43
28 兵庫	25.557	40	25.423	38	26.051	38	26.668	39	27.445	38	26.501	38	27.303	40
29 奈良	25.053	31	25.102	32	25.707	30	26.245	31	27.208	33	25.859	22	26.780	31
30 和歌山	25.480	39	25.563	40	26.098	39	26.694	40	27.735	41	26.568	40	27.330	41
31 鳥取	23.144	3	23.227	3	24.056	3	24.837	6	26.075	8	25.053	6	25.774	6
32 島根	23.667	12	23.833	9	24.717	11	25.479	13	26.777	23	25.197	9	26.252	18
33 岡山	23.914	13	24.138	15	24.830	14	25.456	11	26.444	11	25.038	5	25.815	8
34 広島	24.771	27	24.948	27	25.619	29	26.153	27	27.005	25	25.918	25	26.698	28
35 山口	25.223	35	25.324	37	25.889	36	26.424	35	27.483	39	26.146	33	26.985	35
36 徳島	23.651	11	23.858	10	24.216	7	24.772	4	25.927	6	24.664	1	25.483	1
37 香川	24.368	23	24.588	25	24.989	21	25.475	12	26.497	14	24.911	4	25.762	5
38 愛媛	24.013	15	24.196	16	24.888	16	25.613	19	26.510	15	25.559	17	26.334	19
39 高知	23.232	6	23.515	6	24.401	9	25.104	9	26.271	9	25.210	10	25.948	12
40 福岡	25.274	37	25.252	35	25.924	37	26.506	37	27.212	34	26.124	32	26.996	36
41 佐賀	24.592	25	24.758	26	25.607	27	26.231	30	27.306	36	25.882	24	26.581	24
42 長崎	25.332	38	25.441	39	26.242	40	26.633	38	27.281	35	26.016	29	26.767	30
43 熊本	25.099	33	25.244	34	25.856	35	26.493	36	27.368	37	25.785	21	26.602	26
44 大分	24.316	22	24.360	20	24.930	18	25.511	15	26.583	18	25.368	12	26.245	17
45 宮崎	23.434	7	23.882	11	24.687	10	25.481	14	26.478	12	25.326	11	26.086	13
46 鹿児島	24.265	20	24.432	22	25.136	23	25.924	25	27.167	32	26.198	35	26.671	27
47 沖縄	23.214	4	23.474	5	24.213	6	24.607	3	25.633	3			25.561	2
平均値	24.586		24.673		25.320		25.930		26.849		25.893		26.615	
標準偏差	1.057		0.951		0.909		0.847		0.711		0.746		0.760	
最大値	27.168		26.800		27.464		27.998		28.299		28.193		28.952	
最小値	22.374		22.619		23.352		24.015		25.158		24.664		25.483	

* 1950年、1960年に関する全国の値は、沖縄県を除く。

注：都道府県間順位は、初婚年齢（SMAM）の若い順。

表2. 都道府県別、男子の平均初婚年齢（SMAM）（つづき）
（付、都道府県間順位）

		（歳）													
地 域		1960年		1965年		1970年		1975年		1980年		1985年		1990年	
全 国		27.444 *		27.415		27.469		27.646		28.674		29.568		30.349	
1	北海道	27.278	30	26.823	22	26.644	12	26.589	1	27.636	1	28.580	2	29.396	4
2	青森	26.197	6	26.250	3	26.312	1	26.702	5	27.867	6	28.877	13	29.829	19
3	岩手	26.169	5	26.209	2	26.646	13	27.060	17	28.274	26	29.335	31	30.305	38
4	宮城	26.739	19	26.816	20	27.040	25	27.282	28	28.256	25	29.218	28	30.102	32
5	秋田	26.391	13	26.356	8	26.624	11	26.948	12	28.019	12	29.079	24	30.079	30
6	山形	26.240	8	26.401	12	26.790	17	27.219	24	28.362	28	29.382	36	30.196	34
7	福島	26.149	4	26.367	9	26.784	16	27.109	19	28.224	23	29.061	23	29.848	22
8	茨城	26.962	25	27.145	29	27.259	31	27.471	35	28.492	35	29.346	34	30.240	36
9	栃木	26.931	22	27.038	27	27.141	30	27.299	29	28.382	30	29.214	27	30.106	33
10	群馬	27.195	29	27.193	31	27.274	33	27.405	32	28.483	34	29.369	35	30.082	31
11	埼玉	27.539	38	27.336	36	27.275	34	27.461	34	28.725	40	29.815	43	30.580	43
12	千葉	27.319	31	27.267	33	27.312	36	27.570	39	28.639	38	29.667	41	30.590	44
13	東京	28.983	46	28.732	47	28.858	47	29.264	47	30.421	47	31.384	47	32.008	47
14	神奈川	28.404	44	28.095	44	28.043	44	28.212	46	29.333	46	30.386	46	31.091	46
15	新潟	26.624	16	26.765	18	27.009	23	27.271	27	28.470	32	29.490	38	30.396	39
16	富山	26.350	10	26.390	10	26.385	3	26.741	6	28.027	14	29.023	20	29.937	25
17	石川	26.390	12	26.396	11	26.373	2	26.769	8	27.984	11	28.879	14	29.770	16
18	福井	26.262	9	26.342	7	26.480	7	26.777	9	27.973	9	28.913	15	29.769	15
19	山梨	28.422	45	28.120	45	28.051	45	28.156	44	29.152	45	29.933	45	30.572	42
20	長野	27.986	42	27.803	42	27.749	42	27.836	42	28.916	43	29.899	44	30.627	45
21	岐阜	26.949	23	26.822	21	26.899	19	27.030	16	28.142	18	28.968	17	29.854	23
22	静岡	27.375	35	27.306	34	27.381	38	27.529	38	28.662	39	29.568	39	30.409	40
23	愛知	27.427	36	27.333	35	27.352	37	27.524	37	28.590	36	29.434	37	30.223	35
24	三重	26.989	26	26.952	23	27.023	24	27.153	22	28.140	17	28.846	12	29.513	7
25	滋賀	27.564	39	27.681	41	27.564	39	27.511	36	28.418	31	29.178	26	29.841	20
26	京都	28.261	43	28.167	46	27.966	43	28.022	43	28.978	44	29.774	42	30.501	41
27	大阪	27.975	41	27.669	40	27.614	41	27.750	41	28.766	41	29.570	40	30.253	37
28	兵庫	27.676	40	27.621	39	27.613	40	27.691	40	28.600	37	29.338	33	29.914	24
29	奈良	27.357	33	27.184	30	27.073	28	27.255	25	28.161	22	28.950	16	29.678	12
30	和歌山	27.454	37	27.434	38	27.285	35	27.408	33	28.151	20	28.682	6	29.196	1
31	鳥取	26.105	2	26.293	4	26.676	14	26.984	14	28.153	21	29.037	21	30.009	29
32	島根	26.730	18	26.955	24	27.063	27	27.211	23	28.381	29	29.261	29	29.982	27
33	岡山	26.224	7	26.431	13	26.525	8	26.749	7	27.863	5	28.646	5	29.537	8
34	広島	27.045	27	27.015	25	26.968	21	27.109	18	28.146	19	28.989	18	29.709	13
35	山口	27.325	32	27.260	32	27.041	26	27.146	21	28.092	15	28.836	11	29.630	11
36	徳島	25.916	1	26.076	1	26.474	6	26.869	11	27.939	8	28.705	7	29.377	2
37	香川	26.107	3	26.328	5	26.410	4	26.700	4	27.816	4	28.644	4	29.480	6
38	愛媛	26.577	15	26.542	14	26.606	10	26.817	10	27.920	7	28.766	8	29.466	5
39	高知	26.417	14	26.647	17	26.909	20	27.301	30	28.474	33	29.270	30	29.942	26
40	福岡	27.370	34	27.344	37	27.261	32	27.346	31	28.288	27	29.097	25	29.991	28
41	佐賀	26.817	20	26.769	19	26.859	18	27.011	15	28.026	13	28.827	10	29.848	21
42	長崎	27.117	28	27.055	28	26.998	22	27.127	20	28.119	16	29.011	19	29.797	17
43	熊本	26.828	21	26.640	16	26.695	15	26.975	13	27.975	10	28.789	9	29.594	10
44	大分	26.673	17	26.604	15	26.549	9	26.619	3	27.673	2	28.623	3	29.545	9
45	宮崎	26.370	11	26.340	6	26.446	5	26.595	2	27.686	3	28.579	1	29.394	3
46	鹿児島	26.957	24	27.035	26	27.113	29	27.263	26	28.237	24	29.057	22	29.763	14
47	沖縄			27.897	43	28.052	46	28.210	45	28.838	42	29.336	32	29.802	18
	平均値	27.003		27.005		27.074		27.278		28.338		29.205		29.995	
	標準偏差	0.711		0.614		0.544		0.514		0.493		0.517		0.498	
	最大値	28.983		28.732		28.858		29.264		30.421		31.384		32.008	
	最小値	25.916		26.076		26.312		26.589		27.636		28.579		29.196	

表3. 都道府県別、女子の生涯未婚率
(付、都道府県間順位)

(%)

地 域	1920年		1925年		1930年		1935年		1940年		1950年		1955年	
全 国	1.801		1.608		1.477		1.436		1.468		1.345*		1.465	
1 北海道	0.776	1	0.716	1	0.552	1	0.532	1	0.756	1	0.821	1	0.957	3
2 青森	1.040	9	1.063	11	0.979	10	1.032	11	1.264	18	1.200	22	1.199	19
3 岩手	0.985	5	0.881	6	0.873	7	0.911	7	1.024	7	1.016	10	1.148	14
4 宮城	0.965	4	0.937	8	0.967	9	0.959	8	0.984	4	0.980	6	1.085	9
5 秋田	0.859	3	0.823	3	0.818	4	1.005	10	1.147	13	0.991	8	1.059	6
6 山形	1.609	24	1.500	25	1.446	27	1.380	29	1.474	32	1.377	31	1.468	32
7 福島	1.010	7	0.855	4	0.910	8	1.042	12	1.147	12	0.991	9	1.078	8
8 茨城	0.840	2	0.803	2	0.864	5	1.193	17	1.051	10	1.118	16	1.067	7
9 栃木	1.433	17	1.263	17	1.317	21	1.288	23	1.432	30	1.251	26	1.109	11
10 群馬	1.309	15	1.414	20	1.245	19	1.252	21	1.310	24	1.732	42	1.366	28
11 埼玉	1.650	25	1.722	29	1.462	29	1.478	31	1.570	35	1.312	28	1.312	26
12 千葉	1.272	14	1.035	10	1.139	15	1.193	18	1.307	23	1.246	25	1.426	31
13 東京	3.028	45	2.078	41	2.171	43	2.177	45	2.006	44	1.989	44	2.310	46
14 神奈川	1.895	28	1.441	23	1.497	32	1.356	26	1.398	28	1.504	35	1.662	40
15 新潟	2.027	32	2.004	40	1.786	39	1.709	39	1.656	38	1.379	32	1.550	35
16 富山	1.504	21	1.417	22	1.372	26	1.371	27	1.299	22	1.124	17	1.288	25
17 石川	2.838	44	2.293	44	1.952	42	1.697	37	1.422	29	1.334	29	1.400	30
18 福井	2.197	39	1.895	36	1.566	33	1.621	35	1.439	31	1.622	41	1.150	15
19 山梨	1.024	8	1.087	12	1.062	13	0.988	9	1.043	9	1.098	15	1.114	12
20 長野	1.438	19	1.352	18	1.358	25	1.290	24	1.254	17	1.336	30	1.480	33
21 岐阜	2.056	34	1.952	39	1.702	37	1.516	33	1.498	33	1.207	23	1.359	27
22 静岡	1.088	10	0.887	7	0.982	11	0.905	6	0.998	5	1.083	13	1.250	23
23 愛知	2.413	42	2.154	42	1.898	40	1.823	41	1.830	39	1.545	36	1.626	39
24 三重	2.139	37	1.929	38	1.950	41	1.946	43	1.896	42	1.564	37	1.685	43
25 滋賀	2.821	43	2.908	45	2.594	45	2.105	44	1.975	43	1.565	38	1.585	37
26 京都	2.313	41	2.232	43	2.220	44	1.887	42	1.890	41	1.788	43	2.092	44
27 大阪	2.296	40	1.759	30	1.644	35	1.507	32	1.604	37	1.481	34	1.665	41
28 兵庫	1.563	22	1.240	16	1.188	16	1.225	20	1.296	20	1.235	24	1.374	29
29 奈良	2.056	33	1.620	27	1.646	36	1.708	38	1.557	34	1.566	39	1.530	34
30 和歌山	2.170	38	1.874	35	1.491	31	1.569	34	1.582	36	1.426	33	1.567	36
31 鳥取	1.108	11	1.092	13	0.864	6	0.898	5	0.893	3	0.912	3	0.943	2
32 島根	1.435	18	1.389	19	1.233	18	1.150	15	1.030	8	1.041	11	1.089	10
33 岡山	1.137	12	0.979	9	0.816	3	0.795	2	0.854	2	0.873	2	0.984	5
34 広島	1.905	29	1.684	28	1.319	22	1.069	13	1.167	14	0.940	4	0.972	4
35 山口	1.950	31	1.836	32	1.486	30	1.379	28	1.298	21	1.152	19	1.261	24
36 徳島	1.909	30	1.852	33	1.462	28	1.353	25	1.334	25	1.088	14	1.201	20
37 香川	1.829	27	1.457	24	1.320	23	1.275	22	1.224	16	1.173	21	1.114	13
38 愛媛	1.346	16	1.132	14	0.997	12	0.890	4	1.075	11	1.128	18	1.181	18
39 高知	1.221	13	1.194	15	1.073	14	1.118	14	1.338	26	1.310	27	1.601	38
40 福岡	1.580	23	1.416	21	1.229	17	1.174	16	1.199	15	1.155	20	1.237	22
41 佐賀	1.007	6	0.858	5	0.806	2	0.821	3	1.021	6	0.991	7	1.179	17
42 長崎	2.086	35	1.820	31	1.704	38	1.659	36	1.856	40	1.609	40	1.683	42
43 熊本	3.278	47	3.141	46	2.722	46	2.706	46	2.443	46	2.078	45	2.102	45
44 大分	2.091	36	1.856	34	1.575	34	1.472	30	1.288	19	0.972	5	1.170	16
45 宮崎	1.466	20	1.601	26	1.280	20	1.209	19	1.348	27	1.051	12	1.210	21
46 鹿児島	3.151	46	3.310	47	2.745	47	2.866	47	2.861	47	2.258	46	2.475	47
47 沖縄	1.797	26	1.896	37	1.355	24	1.775	40	2.179	45			0.752	1
平均値	1.721		1.567		1.418		1.389		1.415		1.296		1.364	
標準偏差	0.642		0.595		0.503		0.467		0.418		0.323		0.356	
最大値	3.278		3.310		2.745		2.866		2.861		2.258		2.475	
最小値	0.776		0.716		0.552		0.532		0.756		0.821		0.752	

* 1950年、1960年に関する全国の値は、沖縄県を除く。

注：都道府県間順位は、生涯未婚率の小さい順。

表3. 都道府県別, 女子の生涯未婚率(つづき)
(付, 都道府県間順位)

(%)

地 域	1960年		1965年		1970年		1975年		1980年		1985年		1990年	
全 国	1. 878 *		2. 521		3. 334		4. 320		4. 448		4. 315		4. 330	
1 北海道	1. 309	5	1. 751	6	2. 188	6	3. 003	13	3. 329	17	3. 476	26	4. 073	32
2 青森	1. 559	20	2. 145	20	2. 676	19	3. 233	18	3. 429	21	3. 424	23	3. 626	25
3 岩手	1. 648	24	2. 172	21	2. 699	20	3. 314	20	3. 392	20	3. 236	15	3. 512	20
4 宮城	1. 442	14	2. 131	18	2. 746	23	3. 412	22	3. 431	22	3. 368	21	3. 581	24
5 秋田	1. 355	6	1. 847	7	2. 254	8	2. 792	6	2. 910	4	2. 843	5	3. 104	10
6 山形	1. 770	29	2. 247	27	2. 745	22	3. 088	14	2. 989	9	2. 912	6	2. 959	6
7 福島	1. 439	13	2. 095	17	2. 577	14	2. 884	9	2. 944	6	3. 086	9	3. 554	23
8 茨城	1. 386	10	1. 978	12	2. 101	3	2. 467	3	2. 508	3	2. 519	3	2. 607	3
9 栃木	1. 565	21	2. 137	19	2. 632	17	3. 179	16	3. 196	13	3. 193	14	3. 407	18
10 群馬	1. 747	28	2. 500	34	3. 072	30	3. 640	28	3. 809	30	3. 919	30	4. 115	33
11 埼玉	1. 653	25	2. 198	24	2. 721	21	3. 496	25	3. 524	23	3. 116	12	2. 968	7
12 千葉	1. 907	32	2. 473	31	3. 014	29	3. 670	29	3. 616	26	3. 299	18	3. 125	11
13 東京	2. 979	45	3. 957	46	5. 778	47	8. 246	47	8. 621	47	8. 287	47	8. 258	47
14 神奈川	2. 053	38	2. 699	37	3. 573	39	4. 694	41	4. 646	39	4. 194	36	4. 017	31
15 新潟	1. 845	31	2. 294	29	2. 776	24	3. 324	21	3. 338	18	3. 312	19	3. 385	16
16 富山	1. 177	1	1. 398	2	1. 708	1	2. 172	1	2. 224	1	2. 353	1	2. 372	1
17 石川	1. 540	19	1. 871	8	2. 399	11	2. 997	12	2. 998	11	3. 067	8	3. 148	12
18 福井	1. 359	8	1. 666	3	2. 104	4	2. 369	2	2. 338	2	2. 488	2	2. 614	4
19 山梨	1. 438	12	2. 084	16	2. 611	16	3. 276	19	3. 339	19	3. 437	24	3. 653	27
20 長野	1. 990	35	2. 726	38	3. 423	37	4. 114	34	4. 081	35	3. 945	31	3. 699	28
21 岐阜	1. 640	23	2. 187	22	2. 674	18	3. 203	17	3. 303	16	3. 945	32	2. 896	5
22 静岡	1. 604	22	2. 245	25	3. 206	34	3. 986	33	3. 794	29	3. 462	25	3. 379	15
23 愛知	2. 036	37	2. 674	35	3. 633	40	4. 742	42	4. 671	40	3. 982	33	3. 463	19
24 三重	2. 063	39	2. 934	43	3. 743	42	4. 387	38	3. 875	31	3. 382	22	3. 077	8
25 滋賀	1. 909	33	2. 482	32	2. 947	28	3. 421	23	3. 211	15	2. 831	4	2. 522	2
26 京都	2. 436	43	3. 079	44	4. 546	45	6. 225	46	6. 390	46	5. 778	46	5. 297	43
27 大阪	2. 147	42	2. 894	42	4. 141	43	5. 716	45	5. 869	45	5. 303	45	5. 065	41
28 兵庫	1. 780	30	2. 395	30	3. 310	35	4. 501	40	4. 699	41	4. 544	39	4. 410	37
29 奈良	2. 007	36	2. 694	36	3. 184	31	3. 832	32	3. 589	25	3. 256	17	3. 101	9
30 和歌山	2. 143	41	2. 875	41	3. 696	41	4. 352	37	4. 222	36	4. 053	34	3. 901	29
31 鳥取	1. 282	4	1. 884	9	2. 514	13	3. 122	15	3. 049	12	3. 107	11	3. 389	17
32 島根	1. 382	9	1. 928	11	2. 349	10	2. 726	5	2. 919	5	3. 105	10	3. 224	14
33 岡山	1. 270	3	1. 719	5	2. 244	7	2. 820	7	2. 995	10	3. 044	7	3. 178	13
34 広島	1. 258	2	1. 711	4	2. 179	5	2. 982	11	3. 209	14	3. 340	20	3. 551	22
35 山口	1. 492	16	1. 984	13	2. 607	15	3. 513	26	3. 543	24	3. 665	27	3. 978	30
36 徳島	1. 447	15	2. 012	14	2. 295	9	2. 568	4	2. 974	7	3. 256	16	3. 628	26
37 香川	1. 429	11	1. 915	10	2. 451	12	2. 826	8	2. 986	8	3. 159	13	3. 530	21
38 愛媛	1. 510	18	2. 252	28	2. 889	27	3. 718	30	3. 982	34	4. 243	37	4. 565	38
39 高知	1. 912	34	2. 772	40	3. 491	38	4. 172	35	4. 274	37	4. 402	38	5. 017	39
40 福岡	1. 672	27	2. 246	26	3. 194	33	4. 459	39	4. 961	42	5. 220	44	5. 582	45
41 佐賀	1. 357	7	2. 190	23	2. 836	26	3. 431	24	3. 641	27	3. 873	29	4. 257	34
42 長崎	2. 070	40	2. 744	39	3. 402	36	4. 275	36	4. 484	38	4. 563	40	5. 023	40
43 熊本	2. 621	44	3. 471	45	4. 282	44	5. 040	43	4. 996	43	4. 925	41	5. 205	42
44 大分	1. 510	17	2. 023	15	2. 803	25	3. 634	27	3. 786	28	3. 857	28	4. 330	35
45 宮崎	1. 657	26	2. 488	33	3. 189	32	3. 800	31	3. 905	32	4. 067	35	4. 399	36
46 鹿児島	3. 120	46	3. 958	47	4. 809	46	5. 428	44	5. 283	44	5. 173	43	5. 361	44
47 沖縄			1. 317	1	2. 034	2	2. 913	10	3. 910	33	4. 943	42	5. 999	46
平均値	1. 737		2. 329		2. 988		3. 727		3. 812		3. 786		3. 896	
標準偏差	0. 429		0. 558		0. 789		1. 105		1. 119		1. 035		1. 081	
最大値	3. 120		3. 958		5. 778		8. 246		8. 621		8. 287		8. 258	
最小値	1. 177		1. 317		1. 708		2. 172		2. 224		2. 353		2. 372	

表4. 都道府県別、男子の生涯未婚率
(付、都道府県間順位)

(%)

地 域	1920年		1925年		1930年		1935年		1940年		1950年		1955年	
全 国	2.166		1.718		1.681		1.647		1.748		1.452*		1.180	
1 北海道	2.474	36	1.355	14	1.373	17	1.197	8	1.528	22	1.346	24	0.972	11
2 青森	1.079	1	0.788	1	0.808	1	0.725	1	0.832	1	0.927	2	0.696	1
3 岩手	1.178	3	1.013	3	1.065	4	0.987	2	1.172	4	1.045	4	0.878	3
4 宮城	1.323	6	1.126	7	1.249	10	1.215	9	1.276	6	1.247	15	0.935	7
5 秋田	1.296	5	1.011	2	1.002	3	1.050	4	1.146	3	1.174	11	0.969	9
6 山形	1.761	18	1.335	13	1.309	14	1.267	10	1.397	14	1.310	22	1.142	26
7 福島	1.645	11	1.117	6	1.202	9	1.363	17	1.464	18	1.267	17	1.008	14
8 茨城	1.260	4	1.037	4	1.169	7	1.616	27	1.351	10	1.505	30	1.105	22
9 栃木	1.730	14	1.297	12	1.408	19	1.319	13	1.537	23	1.382	27	1.104	20
10 群馬	1.814	22	1.421	17	1.306	13	1.293	12	1.465	19	2.150	46	1.094	19
11 埼玉	1.834	24	1.589	26	1.600	28	1.689	31	1.756	31	1.563	34	1.297	35
12 千葉	1.762	19	1.375	15	1.486	24	1.616	28	1.696	28	1.591	35	1.422	41
13 東京	3.782	47	2.508	46	2.514	47	2.469	47	2.389	45	1.987	45	1.431	42
14 神奈川	3.456	45	2.284	41	2.308	44	2.227	43	2.179	42	1.939	44	1.490	45
15 新潟	1.816	23	1.636	27	1.428	20	1.397	20	1.451	16	1.307	20	1.111	23
16 富山	1.125	2	1.071	5	1.080	5	1.182	6	1.102	2	0.907	1	0.748	2
17 石川	1.633	10	1.501	21	1.297	11	1.285	11	1.339	8	1.027	3	0.883	4
18 福井	1.801	21	1.522	22	1.344	15	1.361	16	1.322	7	1.046	5	0.911	6
19 山梨	1.502	8	1.203	9	1.127	6	1.184	7	1.344	9	1.132	7	0.892	5
20 長野	1.801	20	1.498	20	1.505	25	1.483	22	1.462	17	1.133	8	0.993	12
21 岐阜	2.651	40	2.179	38	2.106	39	1.987	39	1.821	33	1.370	26	1.105	21
22 静岡	1.599	9	1.211	10	1.350	16	1.336	15	1.355	11	1.237	13	1.067	16
23 愛知	1.747	16	1.532	24	1.463	23	1.385	18	1.570	24	1.118	6	0.969	10
24 三重	2.075	26	1.907	32	1.892	35	1.778	32	1.803	32	1.310	21	1.122	24
25 滋賀	2.090	27	1.950	34	2.038	38	2.044	40	1.888	35	1.363	25	1.192	28
26 京都	2.405	35	2.336	43	2.239	43	1.980	38	1.924	37	1.520	31	1.243	31
27 大阪	2.676	41	2.202	39	2.224	41	1.971	37	2.302	44	1.626	37	1.296	34
28 兵庫	2.384	34	1.669	28	1.730	29	1.640	30	1.703	29	1.409	28	1.167	27
29 奈良	2.475	37	1.853	29	1.979	37	2.250	45	2.022	39	1.788	42	1.392	38
30 和歌山	2.812	44	2.461	45	2.180	40	2.241	44	2.068	41	1.808	43	1.662	46
31 鳥取	1.745	15	1.236	11	1.176	8	1.130	5	1.206	5	1.183	12	0.996	13
32 島根	2.285	31	1.981	35	1.856	34	1.781	33	1.896	36	1.545	33	1.410	40
33 岡山	1.759	17	1.447	18	1.378	18	1.395	19	1.444	15	1.247	14	1.291	33
34 広島	1.709	13	1.480	19	1.429	21	1.505	23	1.668	27	1.300	19	1.085	18
35 山口	2.627	39	2.334	42	2.345	46	2.384	46	2.484	46	1.718	40	1.464	43
36 徳島	2.759	43	2.337	44	2.228	42	2.054	41	2.016	38	1.604	36	1.343	37
37 香川	2.207	29	1.905	31	1.752	30	1.604	26	1.713	30	1.520	32	1.199	29
38 愛媛	1.704	12	1.420	16	1.301	12	1.327	14	1.503	21	1.286	18	1.241	30
39 高知	2.220	30	1.900	30	1.556	26	1.580	25	1.639	26	1.766	41	1.666	47
40 福岡	2.142	28	1.529	23	1.579	27	1.477	21	1.620	25	1.258	16	0.959	8
41 佐賀	1.415	7	1.141	8	0.947	2	0.998	3	1.356	12	1.154	9	1.015	15
42 長崎	2.700	42	2.053	36	1.938	36	1.813	34	2.188	43	1.698	38	1.290	32
43 熊本	2.315	32	2.113	37	1.841	33	1.955	36	2.041	40	1.706	39	1.407	39
44 大分	1.968	25	1.543	25	1.442	22	1.622	29	1.368	13	1.169	10	1.082	17
45 宮崎	2.497	38	1.940	33	1.776	31	1.528	24	1.499	20	1.317	23	1.128	25
46 鹿児島	2.380	33	2.230	40	1.822	32	1.821	35	1.887	34	1.466	29	1.473	44
47 沖縄	3.739	46	2.915	47	2.342	45	2.217	42	2.539	47			1.311	36
平均値	2.067		1.670		1.606		1.590		1.654		1.402		1.163	
標準偏差	0.627		0.487		0.432		0.407		0.382		0.284		0.223	
最大値	3.782		2.915		2.514		2.469		2.539		2.150		1.666	
最小値	1.079		0.788		0.808		0.725		0.832		0.907		0.696	

* 1950年、1960年に関する全国の値は、沖縄県を除く。

注：都道府県間順位は、生涯未婚率の小さい順。

表4. 都道府県別，男子の生涯未婚率（つづき）
（付，都道府県間順位）

(%)

地 域	1960年		1965年		1970年		1975年		1980年		1985年		1990年	
全 国	1.260 *		1.500		1.702		2.118		2.601		3.889		5.565	
1 北海道	1.030	7	1.247	14	1.334	16	1.693	20	2.127	22	3.077	21	4.277	18
2 青森	0.776	2	0.996	2	1.067	3	1.239	3	1.523	4	2.419	6	3.966	12
3 岩手	0.958	3	1.180	6	1.187	7	1.273	4	1.611	6	2.748	17	4.588	24
4 宮城	0.962	5	1.201	9	1.287	11	1.407	10	1.727	10	2.658	14	4.186	17
5 秋田	1.035	8	1.200	8	1.136	5	1.294	5	1.668	8	2.610	10	4.067	14
6 山形	1.122	18	1.181	7	1.161	6	1.296	6	1.629	7	2.465	7	4.106	16
7 福島	1.085	14	1.249	15	1.326	14	1.540	17	1.941	18	3.297	26	5.122	33
8 茨城	1.186	25	1.364	23	1.511	25	1.883	30	2.420	31	3.637	33	5.123	34
9 栃木	1.172	24	1.488	31	1.562	30	1.965	33	2.438	33	3.739	35	5.389	39
10 群馬	1.126	19	1.403	25	1.534	27	1.777	24	2.455	34	3.822	37	5.953	41
11 埼玉	1.229	26	1.481	30	1.621	32	1.920	32	2.263	27	3.338	27	5.231	35
12 千葉	1.521	40	1.656	38	1.775	38	2.015	36	2.425	32	3.543	32	5.247	36
13 東京	1.610	43	2.133	47	2.767	47	3.809	47	4.779	47	7.307	46	10.489	47
14 神奈川	1.543	41	1.867	44	2.228	46	2.949	45	3.200	44	4.797	44	6.898	45
15 新潟	1.082	13	1.235	11	1.228	9	1.365	9	1.740	11	2.643	13	4.278	19
16 富山	0.744	1	0.865	1	0.904	1	1.164	2	1.514	3	2.036	1	3.005	2
17 石川	0.958	4	1.078	3	1.023	2	1.147	1	1.467	1	2.169	3	3.085	3
18 福井	0.966	6	1.170	5	1.271	10	1.312	7	1.476	2	2.132	2	3.159	4
19 山梨	1.148	22	1.481	29	1.607	31	2.075	38	2.779	40	4.162	41	6.015	42
20 長野	1.038	9	1.309	19	1.304	13	1.526	16	2.018	20	3.062	20	4.529	21
21 岐阜	1.146	21	1.241	13	1.201	8	1.425	11	1.543	5	2.220	4	3.193	5
22 静岡	1.071	11	1.287	18	1.468	20	1.785	25	2.229	24	3.380	28	5.348	38
23 愛知	1.057	10	1.235	10	1.535	28	1.869	28	2.221	23	3.295	24	4.937	32
24 三重	1.258	29	1.480	28	1.498	23	1.616	18	1.918	16	2.612	11	3.858	10
25 滋賀	1.303	30	1.257	16	1.350	17	1.515	15	1.787	12	2.521	8	3.325	6
26 京都	1.315	31	1.569	35	1.952	40	2.306	41	2.730	39	3.838	38	4.831	29
27 大阪	1.417	36	1.759	41	2.149	44	2.908	44	3.440	45	4.800	45	6.433	43
28 兵庫	1.241	28	1.490	32	1.766	37	2.360	42	2.603	37	3.814	36	4.906	31
29 奈良	1.570	42	1.634	37	1.632	33	1.880	29	1.922	17	2.302	5	2.744	1
30 和歌山	1.824	46	1.899	45	2.051	43	2.414	43	3.044	42	4.308	42	5.303	37
31 鳥取	1.101	17	1.084	4	1.120	4	1.342	8	1.718	9	2.558	9	3.701	9
32 島根	1.439	37	1.506	33	1.532	26	1.708	21	2.301	28	3.463	29	4.618	25
33 岡山	1.384	34	1.327	20	1.474	21	1.625	19	2.016	19	2.789	18	3.875	11
34 広島	1.126	20	1.346	21	1.488	22	1.861	27	2.338	30	3.164	22	4.327	20
35 山口	1.385	35	1.545	34	1.737	36	2.004	35	2.610	38	3.872	39	4.887	30
36 徳島	1.476	38	1.690	40	1.689	34	1.731	23	2.329	29	3.644	34	4.787	28
37 香川	1.240	27	1.440	26	1.502	24	1.830	26	2.083	21	3.008	19	4.078	15
38 愛媛	1.368	33	1.465	27	1.453	19	1.709	22	2.244	26	3.292	23	4.646	26
39 高知	1.645	44	1.823	43	1.998	41	2.245	39	3.183	43	4.668	43	6.880	44
40 福岡	1.101	16	1.269	17	1.539	29	1.991	34	2.458	35	3.477	31	4.586	23
41 佐賀	1.101	15	1.359	22	1.329	15	1.500	13	1.893	15	2.640	12	3.533	7
42 長崎	1.358	32	1.633	36	1.692	35	2.045	37	2.471	36	3.474	30	4.693	27
43 熊本	1.501	39	1.681	39	1.785	39	1.913	31	2.241	25	3.295	25	4.544	22
44 大分	1.076	12	1.240	12	1.290	12	1.513	14	1.875	14	2.712	16	3.616	8
45 宮崎	1.169	23	1.381	24	1.445	18	1.472	12	1.830	13	2.677	15	4.057	13
46 鹿児島	1.680	45	1.913	46	2.021	42	2.292	40	2.795	41	4.084	40	5.678	40
47 沖縄			1.777	42	2.169	45	3.171	46	4.752	46	7.602	47	10.139	46
平均値	1.231		1.428		1.547		1.844		2.293		3.387		4.814	
標準偏差	0.238		0.265		0.363		0.543		0.716		1.118		1.514	
最大値	1.824		2.133		2.767		3.809		4.779		7.602		10.489	
最小値	0.744		0.865		0.904		1.147		1.467		2.036		2.744	

書評・紹介

Hans-Peter Blossfeld, Alfred Hamerle and Karl Ulrich Mayer

*Event History Analysis:
Statistical Theory and Application in the Social Sciences*

Lawrence Erlbaum Associates, New Jersey, 1989, 297pp.

人口学の方法論におけるここ10年の最大の成果は、なんといっても事象歴分析 (event history analysis) という手法の導入だと言ってよいだろう。事象歴分析とは、「事象によって変化する状態の継続期間とその要因に関する統計的分析手法」と言える。人口学に即して言えば、人口の内部構造に変化をもたらすあらゆる動態事象 (出生, 死亡, 結婚, 離婚, 移動, 就業など) の時間 (年齢, 持続期間など) 上での記述と要因分析の手法である。したがって、人口学のおおかたの問題はこの分析法の対象となる。実際、17世紀来人口学の方法論の中心であった生命表は、実はノンパラメトリックな事象歴モデルに相当する。そして、それは今日の事象歴分析のプロトタイプとなった。ただし、今日ある形の事象歴分析は、人口学のほか、信頼性工学, 医学統計学, 行動科学などの分野で個別に発達してきたものが、1972年のCoxの論文を一つの端緒に、統計学の一部門という形で統合され、理論的整備がなされてきたものである。人口学では、おそらくMenken, Trussellらが1981年に発表した離婚の比例ハザード分析が、その応用の最初のものではなかったかと思う。Menkenはしばしば事象歴分析のことを、「生命表と多変量回帰分析の結婚」と呼んでいたが、人口学者にはわかりやすい表現である。

さて、本書では、人口学を含む行動科学の研究者や大学院生などを対象に、事象歴分析法の実践的活用を手引きすることが目的とされている。そのために、まず事象歴分析の統計学的基礎を与え、その上で応用の際の一連の研究手順を実際のデータに即して解説するという方法を採用している。いわば、事象歴分析法のユーザーズ・ガイドである。実は、本書は、1986年に独語で書かれたものを、若干の改訂と共にスタッフが英語に翻訳したものである。扱われている分析の種類は、共変量による回帰分析はもちろんのこと、ノンパラメトリック手法、グラフ表現法、多相モデル分析、多事例モデル分析、経時変化型共変量を含んだ分析および観察されない異質性の検定法、というように、今日の事象歴分析の一通りの話題が含まれている。また本書では、本格的応用例の全容を示す目的で、著者の一人Mayerが実際に行った調査事例 the German Life History Study (GLHS) が、全編を通じて分析の対象として用いられており、本書の特徴の一つとなっている。

章だてを表題によって示すと、第1章、本書の目的と構成、第2章、事象歴分析の応用の範囲と理論的根拠、第3章、事象歴分析の統計理論、第4章、データの整理と記述手法、第5章、セミ・パラメトリック回帰モデル (コックス比例ハザードモデル)、および第6章、パラメトリック回帰モデル、となっている。

第3章では、事象歴分析の統計理論の要点が網羅的かつ簡潔に紹介されている。実践に重点を置いた書としては、比較的精緻には書かれているが、基礎理論に関心があるのなら、この分野には良書が多いのでそちらをみるべきである。第4章は、事象歴データファイルの構築法、およびデータの全貌を把握するためのグラフや生命表を用いた記述法がGLHSのデータを用いて例示されている。そして、第5章および第6章でいよいよ事象歴に対する回帰分析手法をセミ・パラメトリック (比例ハザード) モデルとパラメトリックモデルに分けて解説している。理論的な補足と、統計プログラムパッケージのプログラム例、結果の出力例の解説が中心である。パッケージはBMDP, SPSS, およびSASが例題によって使い分けられている。パッケージの中身すなわち実際の計算法に関しては、第3章に最尤推定法の一般的記述があるだけである。本文中はともかく、付録として個々の計算法についても概要と問題点の指摘ぐらい有ると、誤用や不効率な使用を避ける助けになるはずである。

内容的にいちばん重いはずの最後の二章が、そのつもりで構えて読み進むと、やや拍子抜けする感があるのは、簡便なパッケージの利用が可能になったことの反映であり、また事象歴分析が手軽なものになってきた証拠でもあるので、とりあえずは歓迎すべきことなのだろう。 (金子 隆一)

Ronald L. Breiger (ed.)
Social Mobility and Social Structure

(Structural Analysis in the Social Sciences, 3)
Cambridge University Press, 1990, xii+364pp.

アメリカではO. D. Duncan, W. E. Moore, R. M. Hauserら階層・移動研究で有名な社会学者が、同時に著名な人口学者でもあるという例は多い。これは人口学が他のどの関連領域よりもまず社会学と強く結びついているアメリカの特殊性によるのかも知れない。そうっていないわが国の社会学者や人口学者から見れば、社会階層・社会移動研究を社会人口学の主要な課題とする考え方には違和感があるだろう。しかし人口の階層への分布とその間のフローは、素朴な見方をすれば婚姻状態別や地域別の人口分布およびその間のフローと形式的に同じ問題であり、わが国の人口研究者ももう少しこの領域に注目してもよいように思われる。

本書は「社会科学における構造分析」のシリーズに含まれるが、ここでいう構造分析とは、価値・理念といった抽象的概念の卓越性を拒否する一方、原子論的還元主義を排し社会的実在間の関係を重視するアプローチとされる。しかしこれが従来からの階層・移動研究に比べことさらユニークとは言えず、階層イメージや階層帰属意識に関する研究がないという消極的な限定が加わっている程度と考えた方がよいかも知れない。

Breigerの序文によると、第1部では具体的な社会構造を表す変数を地位達成分析に導入することが主眼とされる。確かに第2～第4章までは、下院における委員会の構造、工場の特性とリクルートの方式、地位の空白といった社会構造が取り入れられているが、移動率の計量問題を扱ったC. Jencksの第5章は異質である。DuncanとSiegelの尺度の比較に始まり、データを駆使してプロファイル評価に対する職業・学歴・所得の説明力、各指標の世代間相関と安定性などを論じているが、最後の移動と機会均等の関係についてはアイデアの提示だけに終わっているのが残念であった。これは属性原理と達成原理の報酬に対する影響力がゼロサムか否かという問題だが、それほどテスト困難な問題だろうか。

第2部は社会関係枠組の展開と称されるが、ネットワーク枠組のような明確に関係に焦点をおいた研究は見当たらない。J. A. Jacobsの第8章は労働市場分離の一種としての性別分離を扱っており、職業別就業者数に占める女子の比率により職業を「男優位」「中間」「女優位」に分類した場合、この3種間の移動はランダムに近いという、予想に反する結果が出ている。しかしこの分析では職業のランキングが無視されており、性的不平等の追究という問題関心に応えるものでないように思われる。

J. H. Levineの第9章は、あらかじめ設定された階層構造間の移動を分析するという発想を逆転させ、移動パターンを基準として階層構造を定義したらどのような像が描けるか、という興味深い分析をしている。結果としてBlau and Duncanによる従来分類とは異なる階層構造が現われ、必要な教育や得られる報酬の等質性と移動パターンのそれとが一致しないことが分かる。ただしこれは45～54歳男子の、2年間の移動という、比較的狭い範囲の像であることに注意すべきだろう。

Breigerの第10章は、E. O. Wrightの枠組に依拠した階級構造抽出を行なっている。まずブルジョワジー、プチ・ブルジョワジー、プロレタリアートを代表する職業をひとつずつ選び、移動パターンの等質性によって職業を分類する。ブルジョワとプロレタリアートの性格を併せもつ中間階級はないという興味深い結果が出ているが、Breigerは慎重にデータの代表性を疑っている。

構造分析なる枠組に何らかの新しさ、ユニークさを期待した場合には裏切られるかも知れないが、階層・移動研究の先端を知るには好適な書といえる。

(鈴木 透)

統 計

第44回簡速静止人口表

(1990年4月～1991年3月)

はじめに

第44回簡速静止人口表は、1990年4月1日から91年3月31日までの死亡統計と1990年10月1日現在の日本人人口（国勢調査結果）を用いて算定した。静止人口表の作成方法は、前回（第43回静止人口表）と同様に各歳別に各関数を計算する方法を用いた。主要な結果をここに収録するが、作成方法および結果の詳細については、人口問題研究所の研究資料第271号を参照されたい。（石川 晃）

主要結果

出生時の平均余命（平均寿命）は、男子が76.03年、女子は82.07年となった。前回（第43回：男子75.69年、女子81.50年）と比べ、男子は0.34年、女子は0.57年の伸びとなった。平均寿命の男女差は6.04年で、前回の5.81年に比べ0.23年拡大した。ちなみに、厚生省大臣官房統計情報部「平成2年簡易生命表」（1990年1月～12月）による平均寿命では、男子75.86年、女子81.81年であり、今回の簡速静止人口表との差は、男子0.17年、女子0.26年となった。

各年齢の平均余命の伸びは（参考表2）、前回（43回）には高年齢で42回と比べ低下がみられたが、今回は前回と比較するとすべての年齢で伸長がみられた。

今回の結果、20歳まで生存する確率（ l_{20}/l_0 ）は、男子98.8%、女子99.2%、65歳まで生存する確率は、男子82.7%、女子91.4%である。また、出生したものが半数になる年齢は男子79.24歳、女子84.89歳となった。

静止人口表(生命表)における記号の名称と定義

記号	名 称	定 義
${}_n L_x$	x 歳の生存年数（静止人口）	$\int_0^n l(x+t) dt$
T_x	x 歳以後の生存延べ年数 （静止人口の合計）	$\int_0^w l(x+t) dt$
l_x	x 歳の生存数	$l_0 \times \prod_{t=0}^{x-1} P_t$
${}_n d_x$	x 歳から $x+n-1$ 歳の死亡数	$l_x - l_{x+n}$
${}_n P_x$	x 歳から $x+n$ 歳までの生存率	l_{x+n} / l_x
${}_n q_x$	x 歳から $x+n$ 歳までの死亡率	${}_n d_x / l_x$
\dot{e}_x	x 歳の平均余命	T_x / l_x

第1表 年齢(5歳・各歳)別の結果

(1) 男 Male

第44回簡速静止人口表

年 齡 \dot{x}	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 ${}_n d_x$	生 存 率 ${}_n p_x$	死 亡 率 ${}_n q_x$	平均余命 \dot{e}_x
	${}_n L_x$	T_x					
0	99,599	7,603,324	100,000	502	0.99498	0.00502	76.03
1	99,439	7,503,725	99,498	80	0.99920	0.00080	75.42
2	99,393	7,404,286	99,418	46	0.99954	0.00046	74.48
3	99,353	7,304,893	99,372	38	0.99962	0.00038	73.51
4	99,319	7,205,540	99,334	30	0.99970	0.00030	72.54
0 ~ 4	497,103	7,603,324	100,000	695	0.99305	0.00695	76.03
5 ~ 9	496,226	7,106,221	99,305	106	0.99893	0.00107	71.56
10 ~ 14	495,809	6,609,996	99,198	82	0.99918	0.00082	66.63
15 ~ 19	494,936	6,114,187	99,117	310	0.99688	0.00312	61.69
20 ~ 24	493,052	5,619,251	98,807	385	0.99610	0.00390	56.87
25 ~ 29	491,228	5,126,199	98,422	354	0.99640	0.00360	52.08
30 ~ 34	489,347	4,634,972	98,067	410	0.99582	0.00418	47.26
35 ~ 39	486,963	4,145,625	97,657	570	0.99416	0.00584	42.45
40 ~ 44	483,360	3,658,661	97,087	899	0.99074	0.00926	37.68
45 ~ 49	477,484	3,175,302	96,188	1,500	0.98441	0.01559	33.01
50 ~ 54	468,057	2,697,818	94,688	2,350	0.97518	0.02482	28.49
55 ~ 59	452,553	2,229,760	92,338	3,946	0.95726	0.04274	24.15
60 ~ 64	428,473	1,777,207	88,392	5,693	0.93560	0.06440	20.11
65 ~ 69	394,833	1,348,734	82,699	7,918	0.90425	0.09575	16.31
70 ~ 74	346,948	953,902	74,781	11,524	0.84589	0.15411	12.76
75 ~ 79	278,305	606,953	63,257	15,973	0.74749	0.25251	9.60
80 ~ 84	188,687	328,648	47,284	19,167	0.59463	0.40537	6.95
85 ~ 89	97,464	139,961	28,117	16,217	0.42324	0.57676	4.98
90 ~ 94	34,406	42,497	11,900	8,748	0.26488	0.73512	3.57
95 ~ 99	7,292	8,091	3,152	2,715	0.13854	0.86146	2.57
100 +	799	799	437	437	0.00000	1.00000	1.83

(2) 女 Female

年 齡 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 ${}_n d_x$	生 存 率 ${}_n p_x$	死 亡 率 ${}_n q_x$	平均余命 \dot{e}_x
	${}_n L_x$	T_x					
0	99,664	8,206,745	100,000	420	0.99580	0.00420	82.07
1	99,530	8,107,081	99,580	68	0.99932	0.00068	81.41
2	99,493	8,007,552	99,512	34	0.99966	0.00034	80.47
3	99,466	7,908,059	99,478	23	0.99977	0.00023	79.50
4	99,445	7,808,593	99,455	20	0.99980	0.00020	78.51
0 ~ 4	497,596	8,206,745	100,000	565	0.99435	0.00565	82.07
5 ~ 9	496,999	7,709,149	99,435	67	0.99933	0.00067	77.53
10 ~ 14	496,708	7,212,150	99,368	56	0.99944	0.00056	72.58
15 ~ 19	496,304	6,715,442	99,313	115	0.99884	0.00116	67.62
20 ~ 24	495,620	6,219,137	99,198	152	0.99847	0.00153	62.69
25 ~ 29	494,826	5,723,517	99,046	170	0.99829	0.00171	57.79
30 ~ 34	493,841	5,228,691	98,876	226	0.99772	0.00228	52.88
35 ~ 39	492,469	4,734,851	98,650	332	0.99663	0.00337	48.00
40 ~ 44	490,381	4,242,381	98,318	523	0.99469	0.00531	43.15
45 ~ 49	487,136	3,752,001	97,796	798	0.99184	0.00816	38.37
50 ~ 54	482,133	3,264,865	96,997	1,207	0.98756	0.01244	33.66
55 ~ 59	474,890	2,782,732	95,790	1,751	0.98172	0.01828	29.05
60 ~ 64	464,051	2,307,843	94,039	2,633	0.97201	0.02799	24.54
65 ~ 69	447,516	1,843,791	91,407	4,166	0.95443	0.04557	20.17
70 ~ 74	419,983	1,396,276	87,241	7,123	0.91836	0.08164	16.00
75 ~ 79	373,329	976,293	80,118	11,912	0.85132	0.14868	12.19
80 ~ 84	297,060	602,964	68,206	18,691	0.72597	0.27403	8.84
85 ~ 89	190,962	305,905	49,515	22,597	0.54364	0.45636	6.18
90 ~ 94	87,158	114,942	26,918	17,445	0.35193	0.64807	4.27
95 ~ 99	24,327	27,785	9,473	7,727	0.18434	0.81566	2.93
100 +	3,457	3,457	1,746	1,746	0.00000	1.00000	1.98

第2表 年齢(各歳)別の結果

(1) 男 Male

第44回簡速静止人口表

年 齡 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 \dot{e}_x
	L_x	T_x					
0月	8,321	7,603,324	100,000	285	0.99715	0.00285	76.03
1	8,307	7,595,017	99,715	52	0.99948	0.00052	76.17
2	8,304	7,586,713	99,663	30	0.99970	0.00030	76.12
3	24,900	7,561,813	99,633	67	0.99933	0.00067	75.90
6	49,766	7,512,047	99,567	69	0.99931	0.00069	75.45
0年	99,599	7,603,324	100,000	502	0.99498	0.00502	76.03
1	99,439	7,503,725	99,498	80	0.99920	0.00080	75.42
2	99,393	7,404,286	99,418	46	0.99954	0.00046	74.48
3	99,353	7,304,893	99,372	38	0.99962	0.00038	73.51
4	99,319	7,205,540	99,334	30	0.99970	0.00030	72.54
5	99,291	7,106,221	99,305	27	0.99973	0.00027	71.56
6	99,265	7,006,930	99,278	25	0.99975	0.00025	70.58
7	99,242	6,907,665	99,253	22	0.99978	0.00022	69.60
8	99,222	6,808,423	99,231	18	0.99982	0.00018	68.61
9	99,206	6,709,201	99,213	15	0.99985	0.00015	67.62
10	99,191	6,609,996	99,198	14	0.99986	0.00014	66.63
11	99,178	6,510,804	99,185	14	0.99986	0.00014	65.64
12	99,163	6,411,627	99,171	15	0.99985	0.00015	64.65
13	99,148	6,312,463	99,156	17	0.99983	0.00017	63.66
14	99,129	6,213,315	99,139	23	0.99977	0.00023	62.67
15	99,101	6,114,187	99,117	34	0.99965	0.00035	61.69
16	99,058	6,015,086	99,082	50	0.99949	0.00051	60.71
17	99,000	5,916,028	99,032	66	0.99934	0.00066	59.74
18	98,928	5,817,028	98,966	77	0.99922	0.00078	58.78
19	98,848	5,718,099	98,889	82	0.99917	0.00083	57.82
20	98,766	5,619,251	98,807	81	0.99918	0.00082	56.87
21	98,686	5,520,485	98,726	79	0.99920	0.00080	55.92
22	98,608	5,421,799	98,647	77	0.99922	0.00078	54.96
23	98,533	5,323,191	98,570	75	0.99924	0.00076	54.00
24	98,458	5,224,658	98,495	74	0.99925	0.00075	53.04
25	98,386	5,126,199	98,422	72	0.99927	0.00073	52.08
26	98,315	5,027,814	98,350	69	0.99929	0.00071	51.12
27	98,246	4,929,499	98,281	69	0.99930	0.00070	50.16
28	98,177	4,831,253	98,212	71	0.99928	0.00072	49.19
29	98,104	4,733,076	98,141	74	0.99925	0.00075	48.23
30	98,029	4,634,972	98,067	76	0.99922	0.00078	47.26
31	97,952	4,536,943	97,991	78	0.99920	0.00080	46.30
32	97,873	4,438,991	97,913	81	0.99918	0.00082	45.34
33	97,790	4,341,118	97,832	85	0.99914	0.00086	44.37
34	97,703	4,243,327	97,748	91	0.99907	0.00093	43.41
35	97,609	4,145,625	97,657	97	0.99901	0.00099	42.45
36	97,509	4,048,015	97,560	103	0.99895	0.00105	41.49
37	97,403	3,950,506	97,457	111	0.99886	0.00114	40.54
38	97,286	3,853,103	97,346	123	0.99874	0.00126	39.58
39	97,156	3,755,818	97,223	136	0.99860	0.00140	38.63
40	97,014	3,658,661	97,087	149	0.99846	0.00154	37.68
41	96,857	3,561,648	96,938	163	0.99832	0.00168	36.74
42	96,688	3,464,790	96,775	177	0.99817	0.00183	35.80
43	96,503	3,368,102	96,598	194	0.99799	0.00201	34.87
44	96,298	3,271,600	96,404	216	0.99776	0.00224	33.94
45	96,069	3,175,302	96,188	243	0.99748	0.00252	33.01
46	95,812	3,079,233	95,945	272	0.99717	0.00283	32.09
47	95,525	2,983,421	95,674	301	0.99685	0.00315	31.18
48	95,210	2,887,895	95,372	329	0.99655	0.00345	30.28
49	94,868	2,792,686	95,043	355	0.99626	0.00374	29.38

第2表 年齢(各歳)別の結果

(1) 男 Male(つづき)

第44回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 e_x
	L_x	T_x					
50	94,499	2,697,818	94,688	385	0.99594	0.00406	28.49
51	94,097	2,603,319	94,304	419	0.99555	0.00445	27.61
52	93,658	2,509,222	93,884	460	0.99510	0.00490	26.73
53	93,173	2,415,564	93,424	511	0.99453	0.00547	25.86
54	92,631	2,322,391	92,912	574	0.99382	0.00618	25.00
55	92,021	2,229,760	92,338	647	0.99300	0.00700	24.15
56	91,337	2,137,739	91,691	721	0.99214	0.00786	23.31
57	90,580	2,046,402	90,971	792	0.99129	0.00871	22.50
58	89,754	1,955,822	90,178	860	0.99046	0.00954	21.69
59	88,861	1,866,068	89,319	927	0.98963	0.01037	20.89
60	87,900	1,777,207	88,392	996	0.98873	0.01127	20.11
61	86,867	1,689,307	87,396	1,069	0.98777	0.01223	19.33
62	85,764	1,602,440	86,327	1,137	0.98683	0.01317	18.56
63	84,593	1,516,676	85,190	1,206	0.98584	0.01416	17.80
64	83,349	1,432,083	83,984	1,285	0.98470	0.01530	17.05
65	82,021	1,348,734	82,699	1,373	0.98340	0.01660	16.31
66	80,598	1,266,714	81,326	1,474	0.98188	0.01812	15.58
67	79,074	1,186,116	79,852	1,576	0.98027	0.01973	14.85
68	77,444	1,107,042	78,277	1,686	0.97846	0.02154	14.14
69	75,697	1,029,599	76,591	1,810	0.97637	0.02363	13.44
70	73,816	953,902	74,781	1,956	0.97385	0.02615	12.76
71	71,778	880,086	72,825	2,122	0.97087	0.02913	12.08
72	69,570	808,307	70,703	2,297	0.96751	0.03249	11.43
73	67,180	738,737	68,406	2,483	0.96370	0.03630	10.80
74	64,604	671,558	65,923	2,666	0.95955	0.04045	10.19
75	61,855	606,953	63,257	2,831	0.95525	0.04475	9.60
76	58,941	545,098	60,426	3,000	0.95035	0.04965	9.02
77	55,851	486,158	57,426	3,182	0.94459	0.05541	8.47
78	52,570	430,307	54,244	3,381	0.93768	0.06232	7.93
79	49,089	377,737	50,863	3,579	0.92963	0.07037	7.43
80	45,424	328,648	47,284	3,741	0.92088	0.07912	6.95
81	41,627	283,224	43,543	3,843	0.91173	0.08827	6.50
82	37,756	241,596	39,700	3,890	0.90202	0.09798	6.09
83	33,865	203,840	35,810	3,883	0.89156	0.10844	5.69
84	30,014	169,975	31,926	3,810	0.88067	0.11933	5.32
85	26,258	139,961	28,117	3,693	0.86864	0.13136	4.98
86	22,648	113,704	24,423	3,517	0.85599	0.14401	4.66
87	19,242	91,056	20,906	3,286	0.84280	0.15720	4.36
88	16,089	71,814	17,620	3,012	0.82903	0.17097	4.08
89	13,227	55,725	14,607	2,707	0.81467	0.18533	3.81
90	10,681	42,497	11,900	2,384	0.79969	0.20031	3.57
91	8,462	31,816	9,516	2,055	0.78405	0.21595	3.34
92	6,569	23,355	7,461	1,733	0.76774	0.23226	3.13
93	4,990	16,786	5,728	1,428	0.75073	0.24927	2.93
94	3,704	11,796	4,300	1,148	0.73297	0.26703	2.74
95	2,683	8,091	3,152	900	0.71445	0.28555	2.57
96	1,892	5,409	2,252	687	0.69513	0.30487	2.40
97	1,298	3,516	1,565	509	0.67497	0.32503	2.25
98	863	2,218	1,057	366	0.65393	0.34607	2.10
99	556	1,355	691	254	0.63199	0.36801	1.96
100 +	799	799	437	437	0.00000	1.00000	1.83

第2表 年齢(各歳)別の結果

(2) 女 Female

第44回簡速静止人口表

年 齡 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 e_x
	L_x	T_x					
0月	8,323	8,206,745	100,000	239	0.99761	0.00239	82.07
1	8,312	8,198,433	99,761	40	0.99960	0.00040	82.18
2	8,309	8,190,124	99,721	27	0.99973	0.00027	82.13
3	24,916	8,165,208	99,694	59	0.99941	0.00059	81.90
6	49,804	8,115,405	99,635	55	0.99945	0.00055	81.45
0年	99,664	8,206,745	100,000	420	0.99580	0.00420	82.07
1	99,530	8,107,081	99,580	68	0.99932	0.00068	81.41
2	99,493	8,007,552	99,512	34	0.99966	0.00034	80.47
3	99,466	7,908,059	99,478	23	0.99977	0.00023	79.50
4	99,445	7,808,593	99,455	20	0.99980	0.00020	78.51
5	99,427	7,709,149	99,435	15	0.99985	0.00015	77.53
6	99,412	7,609,722	99,420	14	0.99986	0.00014	76.54
7	99,399	7,510,309	99,405	13	0.99987	0.00013	75.55
8	99,386	7,410,910	99,392	12	0.99988	0.00012	74.56
9	99,374	7,311,524	99,380	12	0.99988	0.00012	73.57
10	99,363	7,212,150	99,368	11	0.99989	0.00011	72.58
11	99,352	7,112,787	99,357	10	0.99990	0.00010	71.59
12	99,342	7,013,435	99,347	10	0.99990	0.00010	70.60
13	99,332	6,914,093	99,337	11	0.99989	0.00011	69.60
14	99,319	6,814,761	99,326	13	0.99987	0.00013	68.61
15	99,305	6,715,442	99,313	17	0.99983	0.00017	67.62
16	99,286	6,616,137	99,296	20	0.99979	0.00021	66.63
17	99,264	6,516,851	99,276	24	0.99976	0.00024	65.64
18	99,239	6,417,587	99,252	26	0.99973	0.00027	64.66
19	99,212	6,318,349	99,225	27	0.99972	0.00028	63.68
20	99,184	6,219,137	99,198	28	0.99972	0.00028	62.69
21	99,155	6,119,953	99,170	29	0.99971	0.00029	61.71
22	99,125	6,020,798	99,140	30	0.99969	0.00031	60.73
23	99,094	5,921,673	99,110	32	0.99968	0.00032	59.75
24	99,062	5,822,579	99,078	32	0.99967	0.00033	58.77
25	99,030	5,723,517	99,046	32	0.99968	0.00032	57.79
26	98,999	5,624,487	99,014	31	0.99969	0.00031	56.80
27	98,967	5,525,488	98,983	32	0.99967	0.00033	55.82
28	98,934	5,426,521	98,951	35	0.99964	0.00036	54.84
29	98,896	5,327,587	98,915	39	0.99960	0.00040	53.86
30	98,856	5,228,691	98,876	42	0.99958	0.00042	52.88
31	98,813	5,129,836	98,834	43	0.99957	0.00043	51.90
32	98,770	5,031,023	98,792	44	0.99956	0.00044	50.93
33	98,725	4,932,253	98,748	46	0.99953	0.00047	49.95
34	98,677	4,833,527	98,702	51	0.99948	0.00052	48.97
35	98,622	4,734,851	98,650	58	0.99942	0.00058	48.00
36	98,562	4,636,228	98,593	62	0.99937	0.00063	47.02
37	98,498	4,537,666	98,531	66	0.99933	0.00067	46.05
38	98,430	4,439,168	98,465	70	0.99929	0.00071	45.08
39	98,357	4,340,738	98,395	76	0.99922	0.00078	44.17
40	98,276	4,242,381	98,318	85	0.99913	0.00087	43.15
41	98,186	4,144,105	98,233	96	0.99903	0.00097	42.19
42	98,085	4,045,919	98,137	105	0.99893	0.00107	41.23
43	97,976	3,947,834	98,032	114	0.99884	0.00116	40.27
44	97,858	3,849,858	97,918	122	0.99875	0.00125	39.32
45	97,730	3,752,001	97,796	132	0.99865	0.00135	38.37
46	97,592	3,654,270	97,663	144	0.99853	0.00147	37.42
47	97,442	3,556,678	97,519	158	0.99838	0.00162	36.47
48	97,276	3,459,236	97,362	173	0.99822	0.00178	35.53
49	97,094	3,361,959	97,188	191	0.99803	0.00197	34.59

第2表 年齢(各歳)別の結果

(2) 女 Female (つづき)

第44回簡速静止人口表

年 齡 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 e_x
	L_x	T_x					
50	96,894	3,264,865	96,997	210	0.99784	0.00216	33.66
51	96,676	3,167,971	96,788	227	0.99766	0.00234	32.73
52	96,442	3,071,295	96,561	241	0.99750	0.00250	31.81
53	96,193	2,974,854	96,320	256	0.99734	0.00266	30.89
54	95,929	2,878,661	96,064	273	0.99716	0.00284	29.97
55	95,646	2,782,732	95,790	293	0.99694	0.00306	29.05
56	95,341	2,687,087	95,497	318	0.99667	0.00333	28.14
57	95,009	2,591,746	95,180	347	0.99635	0.00365	27.23
58	94,646	2,496,737	94,833	379	0.99600	0.00400	26.33
59	94,249	2,402,092	94,453	414	0.99562	0.00438	25.43
60	93,818	2,307,843	94,039	448	0.99524	0.00476	24.54
61	93,353	2,214,025	93,591	483	0.99484	0.00516	23.66
62	92,852	2,120,672	93,109	521	0.99441	0.00559	22.78
63	92,309	2,027,820	92,588	565	0.99390	0.00610	21.90
64	91,719	1,935,511	92,023	617	0.99330	0.00670	21.03
65	91,075	1,843,791	91,407	673	0.99264	0.00736	20.17
66	90,369	1,752,716	90,734	741	0.99183	0.00817	19.32
67	89,589	1,662,347	89,992	821	0.99088	0.00912	18.47
68	88,723	1,572,758	89,171	913	0.98976	0.01024	17.64
69	87,759	1,484,035	88,259	1,018	0.98847	0.01153	16.81
70	86,683	1,396,276	87,241	1,135	0.98699	0.01301	16.00
71	85,485	1,309,592	86,105	1,264	0.98532	0.01468	15.21
72	84,149	1,224,108	84,841	1,410	0.98338	0.01662	14.43
73	82,661	1,139,958	83,432	1,570	0.98118	0.01882	13.66
74	81,005	1,057,298	81,862	1,744	0.97870	0.02130	12.92
75	79,171	976,293	80,118	1,927	0.97595	0.02405	12.19
76	77,145	897,122	78,191	2,127	0.97279	0.02721	11.47
77	74,907	819,977	76,064	2,353	0.96906	0.03094	10.78
78	72,428	745,070	73,710	2,609	0.96460	0.03540	10.11
79	69,678	672,642	71,101	2,895	0.95929	0.04071	9.46
80	66,635	602,964	68,206	3,191	0.95321	0.04679	8.84
81	63,298	536,329	65,015	3,480	0.94647	0.05353	8.25
82	59,679	473,031	61,534	3,755	0.93897	0.06103	7.69
83	55,791	413,352	57,779	4,017	0.93047	0.06953	7.15
84	51,657	357,561	53,762	4,246	0.92101	0.07899	6.65
85	47,302	305,905	49,515	4,453	0.91006	0.08994	6.18
86	42,781	258,602	45,062	4,576	0.89845	0.10155	5.74
87	38,181	215,822	40,486	4,609	0.88615	0.11385	5.33
88	33,593	177,641	35,877	4,552	0.87312	0.12688	4.95
89	29,106	144,049	31,325	4,407	0.85933	0.14067	4.60
90	24,806	114,942	26,918	4,180	0.84471	0.15529	4.27
91	20,770	90,136	22,738	3,883	0.82923	0.17077	3.96
92	17,059	69,366	18,855	3,529	0.81283	0.18717	3.68
93	13,725	52,307	15,326	3,135	0.79546	0.20454	3.41
94	10,797	38,582	12,191	2,718	0.77706	0.22294	3.16
95	8,290	27,785	9,473	2,297	0.75757	0.24243	2.93
96	6,200	19,494	7,177	1,888	0.73693	0.26307	2.72
97	4,505	13,294	5,289	1,507	0.71507	0.28493	2.51
98	3,173	8,789	3,782	1,165	0.69191	0.30809	2.32
99	2,159	5,616	2,617	870	0.66738	0.33262	2.15
100 +	3,457	3,457	1,746	1,746	0.00000	1.00000	1.98

参考表1 出生時の平均余命 (e_0) の推移

(年)

期 間	出生時の平均余命			年平均の伸び	
	男	女	男女差	男	女
1947年4月～48年3月	51.54	55.28	3.74	2.12	1.95
1950年4月～51年3月	57.91	61.13	3.22	1.14	1.33
1955年4月～56年3月	63.63	67.76	4.13	0.34	0.48
1960年4月～61年3月	65.33	70.15	4.82	0.55	0.63
1965年4月～66年3月	68.09	73.30	5.21	0.33	0.34
1970年4月～71年3月	69.76	75.00	5.24	0.40	0.40
1975年4月～76年3月	71.75	76.98	5.23	0.34	0.39
1980年4月～81年3月	73.46	78.93	5.47	0.28	0.33
1985年4月～86年3月	74.88	80.60	5.72	0.53	0.65
1986年4月～87年3月	75.42	81.25	5.84	0.14	0.10
1987年4月～88年3月	75.56	81.35	5.79	0.09	0.13
1988年4月～89年3月	75.65	81.48	5.83	0.04	0.02
1989年4月～90年3月	75.69	81.50	5.81	0.34	0.57
1990年4月～91年3月	76.03	82.07	6.04		

参考表2 年齢別平均余命の比較：第44回と第43回

(年)

年 齢 x	男			女		
	第44回	第43回	差	第44回	第43回	差
0	76.03	75.69	0.34	82.07	81.50	0.57
1	75.42	75.06	0.35	81.41	80.85	0.57
2	74.48	74.12	0.36	80.47	79.90	0.57
3	73.51	73.16	0.35	79.50	78.93	0.56
4	72.54	72.19	0.35	78.51	77.96	0.56
5	71.56	71.21	0.35	77.53	76.97	0.56
10	66.63	66.29	0.34	72.58	72.03	0.55
15	61.69	61.35	0.34	67.62	67.07	0.55
20	56.87	56.53	0.34	62.69	62.15	0.55
25	52.08	51.75	0.34	57.79	57.24	0.55
30	47.26	46.93	0.33	52.88	52.34	0.54
35	42.45	42.12	0.33	48.00	47.46	0.54
40	37.68	37.35	0.34	43.15	42.62	0.53
45	33.01	32.69	0.32	38.37	37.84	0.53
50	28.49	28.17	0.32	33.66	33.13	0.53
55	24.15	23.84	0.30	29.05	28.52	0.53
60	20.11	19.81	0.30	24.54	24.03	0.52
65	16.31	15.99	0.32	20.17	19.66	0.51
70	12.76	12.43	0.33	16.00	15.52	0.49
75	9.60	9.27	0.33	12.19	11.69	0.49
80	6.95	6.62	0.33	8.84	8.34	0.51
85	4.98	4.62	0.35	6.18	5.70	0.48
90	3.57	3.23	0.35	4.27	3.80	0.47
95	2.57	2.28	0.29	2.93	2.51	0.42
100	1.83	1.60	0.23	1.98	1.61	0.37

全国人口の再生産に関する主要指標：1990年

はじめに

1990年日本の全国人口の再生産率に関する主要指標を、1990年1月から12月までの出生・死亡統計（確定数）、1990年10月1日現在の日本人口（国勢調査）および第44回簡速静止人口表（1990年4月～1991年3月）の数値に基づいて算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口諸指標である。各指標の定義および詳細については、研究資料第272号を参照されたい。

（石川 晃）

主要結果

1990年の出生数は1,221,585であり、前年（1989年）の1,246,802に比べ2万5,000減少した。また、普通出生率は、1989年の10.18‰から1990年の9.95‰へと、0.23ポイント低下し、1990年の出生数、出生率は、ともに戦後最低を記録した。一方1990年の死亡数は820,305人で、前年の788,594人に比べ3万2,000人程度増加し、普通死亡率では1989年の6.44‰から1990年の6.68‰へと0.24ポイント増加した。普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、1990年3.27‰となり、戦後最低の水準となった。

標準化人口動態率をみると（第1表）、出生率は前年（1989年）の11.02‰から0.28ポイント低下し10.74‰となり、死亡率は前年の2.79‰と同率になった。また、自然増加率は、7.96‰となり、前年に比べ出生率の低下分低くなった。

人口再生産率は（第2表および第4表）、1984年をピークにその後低下傾向が続いており、1990年の合計特殊出生率は1.54となった。前年（1989年）の1.57に比べ、0.03の低下がみられた。1989年と90年の年齢別出生率の変化をみると、概ね30歳以下の年齢で低下し、31歳以上の年齢では僅かではあるが上昇している。ここ数年来、年齢別出生率は、若年齢層（20歳代）での低下と、それ以上の年齢での若干の増加がみられ、晩産化の傾向がみられる。これは、結婚年齢の上昇によってもたらされた結果である。なお、総再生産率は0.75、純再生産率は0.74となり、ともに戦後最低の記録を更新した。

女子人口の安定人口動態率は（第3表、第9表および第10表）、増加率-10.25‰、出生率7.65‰、死亡率17.90‰となり、それぞれ前年（1989年）と比べ、増加率は-0.56、出生率は-0.29、死亡率は0.27変化した。また、安定人口平均世代間隔は29.03年となり前年より0.11年の伸びがみられた。これは晩産化の影響によるものである。安定人口の65歳以上割合は、年々増加し31.06‰となった。

第1表 年次別標準化人口動態率：1925年～1990年（付 普通人口動態率）

Table 1. Standardized and Crude Vital Rates : 1925-1990

年次 Year	標準化人口動態率（‰） Standardized vital rates			1930年を基準とした指数（％） Index of standardized vital rates (1930=100)			〔参考〕普通人口動態率（‰） Crude vital rates		
	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate
1925	35.27	20.24	15.03	109.0	111.4	106.0	34.92	20.27	14.65
1930	32.35	18.17	14.18	100.0	100.0	100.0	32.35	18.17	14.18
1940	27.74	16.80	10.94	85.7	92.5	77.2	28.95	16.24	12.71
1947	30.87	15.40	15.47	95.4	84.8	109.1	34.54	14.68	19.86
1950	25.47	11.03	14.44	78.7	60.7	101.8	28.27	10.95	17.32
1955	16.88	7.70	9.18	52.2	42.4	64.7	19.52	7.82	11.70
1960	14.69	7.02	7.67	45.4	38.6	54.1	17.30	7.61	9.69
1965	15.74	5.99	9.75	48.7	33.0	68.8	18.67	7.17	11.50
1970	15.26	5.22	10.04	47.2	28.7	70.8	18.76	6.91	11.85
1975	14.32	4.25	10.07	44.3	23.4	71.0	17.09	6.31	10.78
1980	12.76	3.62	9.14	39.4	19.9	64.5	13.56	6.21	7.35
1981	12.55	3.48	9.07	38.8	19.2	64.0	13.05	6.15	6.90
1982	12.75	3.31	9.44	39.4	18.2	66.6	12.84	6.03	6.81
1983	12.95	3.31	9.64	40.0	18.2	68.0	12.70	6.23	6.47
1984	12.96	3.20	9.76	40.1	17.6	68.8	12.46	6.19	6.27
1985	12.53	3.06	9.47	38.7	16.8	66.7	11.90	6.25	5.65
1986	12.26	2.99	9.27	37.9	16.5	65.4	11.43	6.21	5.22
1987	11.95	2.88	9.07	36.9	15.9	64.0	11.08	6.18	4.90
1988	11.66	2.90	8.76	36.0	16.0	61.8	10.77	6.50	4.27
1989	11.02	2.79	8.23	34.1	15.4	58.0	10.18	6.44	3.74
1990	10.74	2.79	7.96	33.2	15.4	56.1	9.95	6.68	3.27

1930年全国人口を標準人口に採り、Newsholme-Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法による、総務庁統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人口を用いている。なお、1940年以前および1975年以降は沖縄県を含んでいる。

第2表 年次別女子の人口再生産率：1925～1990

Table 2. Reproduction Rates for Female : 1925-1990

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NRR (3)	再生産 残存率 (3) / (2) (4)	静止粗 再生産率 (1) / (3) (5)	(1) - (5) (6)	1930年を基準とした指数 Index of reproduction rates (1930=100)		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
1925	5.107	2.511	1.559	0.621	3.276	1.831	108.4	109.3	102.5
1930	4.713	2.297	1.521	0.662	3.099	1.614	100.0	100.0	100.0
1940	4.113	2.006	1.437	0.716	2.862	1.251	87.3	87.3	94.5
1947	4.541	2.208	1.717	0.778	2.645	1.896	96.4	96.1	112.9
1950	3.650	1.772	1.511	0.853	2.416	1.234	77.4	77.1	99.3
1955	2.369	1.152	1.058	0.918	2.239	0.130	50.3	50.2	69.6
1960	2.004	0.975	0.921	0.945	2.176	-0.172	42.5	42.4	60.6
1965	2.139	1.042	1.008	0.967	2.122	0.017	45.4	45.4	66.3
1970	2.135	1.031	1.004	0.974	2.126	0.009	45.3	44.9	66.0
1975	1.909	0.926	0.908	0.981	2.102	-0.193	40.5	40.3	59.7
1980	1.747	0.848	0.835	0.985	2.091	-0.344	37.1	36.9	54.9
1981	1.741	0.846	0.833	0.986	2.089	-0.348	36.9	36.8	54.8
1982	1.770	0.861	0.849	0.986	2.085	-0.315	37.6	37.5	55.8
1983	1.801	0.875	0.864	0.987	2.084	-0.283	38.2	38.1	56.8
1984	1.811	0.882	0.870	0.987	2.081	-0.270	38.4	38.4	57.2
1985	1.764	0.858	0.848	0.988	2.081	-0.317	37.4	37.4	55.8
1986	1.723	0.837	0.827	0.988	2.084	-0.361	36.6	36.4	54.4
1987	1.691	0.822	0.812	0.988	2.083	-0.392	35.9	35.8	53.4
1988	1.656	0.806	0.796	0.989	2.080	-0.423	35.1	35.1	52.4
1989	1.572	0.764	0.756	0.989	2.080	-0.508	33.4	33.3	49.7
1990	1.543	0.751	0.743	0.989	2.077	-0.535	32.7	32.7	48.8

注：国勢調査人口およびそれに基づく推計人口，人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数（ L_x ）によって算出。率算出の基礎人口は，1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を，1947年以降は日本人人口を用いている。なお，1940年以前および1975年以降は沖縄県を含む。

第3表 年次別女子の安定人口動態率，平均世代間隔および年齢構造係数：1925年～1990年

(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Populations for Female : 1925-1990

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔(年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			〔参考〕 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0～14	15～64	65+	0～14	15～64	65+
1925	15.19	35.95	20.76	29.24	37.57	57.77	4.66	36.54	57.73	5.73
1930	14.19	32.87	18.68	29.56	35.79	58.83	5.38	36.45	58.11	5.44
1940	11.99	28.60	16.61	30.22	33.59	60.36	6.05	35.71	58.84	5.45
1947	18.09	32.12	14.03	29.89	36.34	58.42	5.24	34.04	60.50	5.47
1950	14.12	25.30	11.18	29.23	32.07	60.87	7.07	34.11	60.24	5.65
1955	1.95	15.86	13.91	28.77	22.23	64.15	13.62	32.10	61.89	6.02
1960	-2.95	12.72	15.67	27.86	18.81	64.63	16.57	28.82	64.80	6.39
1965	0.30	13.80	13.50	27.68	20.23	63.72	16.05	24.64	68.43	6.93
1970	0.16	13.42	13.26	27.73	19.80	63.06	17.14	22.94	69.26	7.80
1975	-3.51	11.25	14.76	27.47	17.12	61.92	20.95	23.35	67.79	8.86
1980	-6.48	9.61	16.08	27.79	15.00	60.23	24.77	22.52	67.11	10.37
1981	-6.53	9.54	16.07	27.88	14.91	60.00	25.09	22.43	66.89	10.68
1982	-5.84	9.77	15.60	27.98	15.19	59.79	25.02	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.01	15.23	28.06	15.49	59.78	24.72	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.06	14.99	28.17	15.54	59.47	24.99	21.11	67.37	11.52
1985	-5.84	9.64	15.47	28.32	15.00	59.18	25.81	20.61	67.38	12.01
1986	-6.68	9.18	15.86	28.45	14.39	58.40	27.22	20.04	67.60	12.36
1987	-7.27	8.92	16.19	28.60	14.05	58.22	27.73	19.40	67.77	12.83
1988	-7.91	8.64	16.55	28.76	13.68	57.93	28.40	18.72	68.01	13.26
1989	-9.69	7.94	17.63	28.92	12.74	57.35	29.90	18.04	68.24	13.71
1990	-10.25	7.65	17.90	29.03	12.33	56.61	31.06	17.47	68.29	14.23

第4表 女子の年齢（各歳・5歳階級）別人口，出生数，出生率および生残数ならびに人口再生産率：1990年
 Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female : 1990

年 齢 <i>x</i> (1)	女子人口 P_x^f (2)	出 生 数			出 生 数		生 残 数 (静止人口) L_x^f (8)	期待女兒数 $(8) \times (7)$ 10万 (9)	〔参考〕 1989年 出生率
		総 数 B_x (3)	男 B_x^M (4)	女 B_x^F (5)	出生数 (3) / (2) (6)	女兒出生率 (5) / (2) (7)			
15	933,641	112	58	54	0.00012	0.00006	99,305	0.00006	0.00013
16	984,083	587	300	287	0.00060	0.00029	99,286	0.00029	0.00057
17	1,001,818	1,952	1,002	950	0.00195	0.00095	99,264	0.00094	0.00208
18	981,860	4,581	2,310	2,271	0.00467	0.00231	99,239	0.00230	0.00474
19	958,333	10,264	5,258	5,006	0.01071	0.00522	99,212	0.00518	0.01072
20	923,822	17,303	8,967	8,336	0.01873	0.00902	99,184	0.00895	0.01845
21	903,745	26,129	13,408	12,721	0.02891	0.01408	99,155	0.01396	0.02924
22	883,197	37,295	19,191	18,103	0.04223	0.02050	99,125	0.02032	0.03864
23	883,881	48,184	24,533	23,651	0.05451	0.02676	99,094	0.02652	0.06891
24	689,183	62,951	32,561	30,390	0.09134	0.04410	99,062	0.04368	0.08846
25	853,963	92,756	47,455	45,301	0.10862	0.05305	99,030	0.05253	0.11677
26	798,925	107,467	55,075	52,392	0.13451	0.06558	98,999	0.06492	0.14289
27	780,716	118,047	60,576	57,471	0.15120	0.07361	98,967	0.07285	0.15937
28	758,089	118,995	61,110	57,885	0.15697	0.07636	98,934	0.07554	0.16233
29	749,109	113,739	58,333	55,406	0.15183	0.07396	98,896	0.07315	0.15292
30	758,108	102,889	52,894	49,995	0.13572	0.06595	98,856	0.06519	0.13638
31	777,089	87,630	44,941	42,689	0.11277	0.05493	98,813	0.05428	0.11175
32	760,313	69,625	35,695	33,930	0.09157	0.04463	98,770	0.04408	0.09179
33	741,251	53,777	27,494	26,283	0.07255	0.03546	98,725	0.03501	0.07038
34	784,341	42,112	21,599	20,512	0.05369	0.02615	98,677	0.02581	0.05164
35	815,368	31,999	16,532	15,466	0.03924	0.01897	98,622	0.01871	0.03816
36	819,978	23,233	11,929	11,304	0.02833	0.01379	98,562	0.01359	0.02647
37	880,548	16,825	8,647	8,178	0.01911	0.00929	98,498	0.00915	0.01793
38	934,162	11,903	6,198	5,705	0.01274	0.00611	98,430	0.00601	0.01232
39	996,068	8,418	4,304	4,114	0.00845	0.00413	98,357	0.00406	0.00803
40	1,076,737	5,680	2,927	2,753	0.00528	0.00256	98,276	0.00251	0.00489
41	1,187,097	3,597	1,865	1,732	0.00303	0.00146	98,186	0.00143	0.00285
42	1,183,245	2,055	1,078	977	0.00174	0.00083	98,085	0.00081	0.00151
43	1,127,697	973	457	516	0.00086	0.00046	97,976	0.00045	0.00094
44	709,669	282	140	142	0.00040	0.00020	97,858	0.00020	0.00040
45	772,769	124	76	48	0.00016	0.00006	97,730	0.00006	0.00017
46	945,567	64	34	30	0.00007	0.00003	97,592	0.00003	0.00007
47	920,603	23	16	7	0.00002	0.00001	97,442	0.00001	0.00002
48	950,133	8	5	3	0.00001	0.00000	97,276	0.00000	0.00001
49	928,610	5	0	5	0.00001	0.00001	97,094	0.00001	0.00001
総 数	31,153,718	1,221,585	626,971	594,614	1.54265	0.75085	—	0.74257	1.57192
15~19	4,859,735	17,496	8,928	8,568	0.00360	0.00176	496,304	0.00875	0.00354
20~24	4,283,828	191,862	98,660	93,202	0.04479	0.02176	495,620	0.10783	0.04744
25~29	3,940,802	551,004	282,550	268,454	0.13982	0.06812	494,826	0.33708	0.14644
30~34	3,821,102	356,032	182,623	173,409	0.09318	0.04538	493,841	0.22411	0.09187
35~39	4,446,124	92,379	47,611	44,768	0.02078	0.01007	492,469	0.04959	0.01959
40~44	5,284,445	12,587	6,467	6,120	0.00238	0.00116	490,381	0.00568	0.00238
45~49	4,517,682	224	131	93	0.00005	0.00002	487,136	0.00010	0.00006

本表の数値は，前掲第1～3表の各指標の1990年分算定に用いたものである。
 女子人口は，総務庁統計局「国勢調査」（国籍および年齢不詳を按分補正した人口）による1990年10月1日現在の日本人口。
 出生数は，厚生省大臣官房統計情報部の1990年人口動態統計。生残数は，人口問題研究所の第44回簡速静止人口表（1990年4月～91年3月）による L_x^f 。なお，本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に，50歳以上のものを49歳に加え，不詳の出生数については，15～49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。
 (6)欄のTotalは合計特殊出生率，(7)欄のTotalは総再生産率，(9)欄のTotalは純再生産率。

第5表 女子の年齢別出生順位別出生率：1990年

年 齢	総 数	第 1 子	第 2 子	第 3 子	第 4 子	第 5 子～
15	0.00012	0.00012	0.00000	—	—	—
16	0.00060	0.00059	0.00001	—	—	—
17	0.00195	0.00188	0.00006	0.00000	0.00000	—
18	0.00467	0.00433	0.00033	0.00001	—	—
19	0.01071	0.00965	0.00102	0.00004	—	—
20	0.01873	0.01606	0.00255	0.00012	0.00001	—
21	0.02891	0.02307	0.00545	0.00038	0.00002	—
22	0.04223	0.03148	0.00981	0.00088	0.00005	—
23	0.05451	0.03862	0.01420	0.00159	0.00010	0.00001
24	0.09134	0.06175	0.02554	0.00378	0.00024	0.00003
25	0.10862	0.06970	0.03311	0.00538	0.00038	0.00004
26	0.13451	0.07818	0.04698	0.00861	0.00068	0.00007
27	0.15120	0.07613	0.06094	0.01300	0.00099	0.00014
28	0.15697	0.06631	0.07032	0.01848	0.00164	0.00021
29	0.15183	0.05270	0.07221	0.02443	0.00220	0.00029
30	0.13572	0.03855	0.06465	0.02906	0.00305	0.00041
31	0.11277	0.02681	0.05149	0.03033	0.00361	0.00052
32	0.09157	0.01933	0.03936	0.02817	0.00404	0.00067
33	0.07255	0.01377	0.02887	0.02477	0.00441	0.00073
34	0.05369	0.01017	0.01983	0.01896	0.00397	0.00076
35	0.03924	0.00728	0.01395	0.01374	0.00346	0.00081
36	0.02833	0.00543	0.00977	0.00953	0.00281	0.00080
37	0.01911	0.00400	0.00632	0.00599	0.00207	0.00073
38	0.01274	0.00270	0.00413	0.00381	0.00151	0.00059
39	0.00845	0.00184	0.00274	0.00234	0.00104	0.00049
40	0.00528	0.00120	0.00167	0.00136	0.00064	0.00041
41	0.00303	0.00073	0.00094	0.00072	0.00039	0.00025
42	0.00174	0.00041	0.00049	0.00042	0.00023	0.00018
43	0.00086	0.00024	0.00022	0.00019	0.00011	0.00010
44	0.00040	0.00008	0.00008	0.00010	0.00006	0.00007
45	0.00016	0.00004	0.00003	0.00003	0.00002	0.00003
46	0.00007	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
47	0.00002	0.00000	0.00000	0.00001	0.00001	0.00001
48	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	—
49	0.00001	0.00000	0.00000	—	0.00000	—
合計	1.54265	0.66317	0.58713	0.24623	0.03775	0.00837
平均年齢	28.95	27.16	29.47	31.64	33.45	35.35
15～19	0.00360	0.00331	0.00028	0.00001	0.00000	—
20～24	0.04479	0.03272	0.01076	0.00122	0.00008	0.00001
25～29	0.13982	0.06881	0.05603	0.01368	0.00115	0.00015
30～34	0.09318	0.02171	0.04080	0.02624	0.00381	0.00062
35～39	0.02078	0.00411	0.00710	0.00679	0.00211	0.00067
40～44	0.00238	0.00056	0.00072	0.00059	0.00030	0.00021
45～49	0.00005	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001

表4の注参照。

第6表 出生順位別、合計特殊出生率の推移

年次	総数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～
1955	2.36953	0.72067	0.60197	0.46289	0.28822	0.29596
1960	2.00390	0.86696	0.64850	0.28385	0.10656	0.09816
1965	2.13926	0.99341	0.81339	0.24637	0.05499	0.03109
1970	2.13494	0.94277	0.84373	0.28243	0.04727	0.01874
1975	1.90941	0.86223	0.75955	0.23616	0.03696	0.01452
1976	1.85207	0.82915	0.74830	0.22683	0.03447	0.01331
1977	1.80061	0.79472	0.73612	0.22470	0.03268	0.01240
1978	1.79172	0.78522	0.73460	0.22897	0.03158	0.01136
1979	1.76935	0.78121	0.71511	0.23194	0.03074	0.01036
1980	1.74652	0.78532	0.69183	0.22946	0.03028	0.00963
1981	1.74146	0.79166	0.67974	0.23003	0.03072	0.00931
1982	1.76983	0.79759	0.69098	0.23940	0.03238	0.00947
1983	1.80057	0.80890	0.69832	0.24998	0.03405	0.00933
1984	1.81085	0.79785	0.70633	0.26093	0.03613	0.00962
1985	1.76397	0.76114	0.69503	0.26278	0.03579	0.00924
1986	1.72324	0.74210	0.67484	0.26101	0.03627	0.00902
1987	1.69071	0.72139	0.66231	0.26240	0.03593	0.00869
1988	1.65636	0.69905	0.64748	0.26377	0.03721	0.00885
1989	1.57192	0.66994	0.60530	0.25149	0.03672	0.00847
1990	1.54265	0.66317	0.58713	0.24623	0.03775	0.00837

第7表 出生順位別、平均出生年齢の推移

年次	総数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～
1955	28.85	25.11	27.56	29.94	31.97	35.83
1960	27.87	25.61	27.99	30.13	32.24	35.85
1965	27.70	25.89	28.45	30.42	32.34	35.94
1970	27.75	25.82	28.46	30.76	32.55	35.50
1975	27.46	25.66	28.15	30.51	32.45	35.25
1976	27.47	25.74	28.14	30.43	32.34	35.27
1977	27.56	25.87	28.19	30.39	32.32	35.27
1978	27.63	25.95	28.26	30.38	32.35	35.17
1979	27.70	26.02	28.35	30.40	32.28	35.31
1980	27.75	26.07	28.43	30.50	32.33	35.19
1981	27.84	26.17	28.53	30.61	32.38	35.14
1982	27.93	26.25	28.60	30.72	32.48	35.16
1983	28.03	26.32	28.69	30.86	32.59	35.10
1984	28.15	26.40	28.76	30.95	32.72	35.06
1985	28.28	26.52	28.84	31.03	32.83	35.08
1986	28.40	26.66	28.94	31.13	32.95	35.05
1987	28.55	26.80	29.05	31.25	33.00	35.24
1988	28.70	26.92	29.19	31.37	33.22	35.27
1989	28.84	27.05	29.34	31.52	33.34	35.30
1990	28.95	27.16	29.47	31.64	33.45	35.35

第8表 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：1990年
 Table 8. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
 by 5 year Age Groups and Sexes : 1990

年 齡 階 級 x	総 数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人 口 P_x	死 亡 数 D_x	死 亡 率 m_x	人 口 P_x^M	死 亡 数 D_x^M	死 亡 率 m_x^M	人 口 P_x^F	死 亡 数 D_x^F	死 亡 率 m_x^F
Total	122,721,397	820,305	0.00668	60,248,969	443,718	0.00736	62,472,428	376,587	0.00603
0～4	6,460,790	7,988	0.00123	3,317,367	4,536	0.00137	3,152,423	3,452	0.00109
5～9	7,436,656	1,378	0.00019	3,810,008	845	0.00022	3,626,648	533	0.00015
10～14	8,495,909	1,243	0.00015	4,358,230	761	0.00017	4,137,679	482	0.00012
15～19	9,967,712	4,356	0.00044	5,107,977	3,207	0.00063	4,859,735	1,149	0.00024
20～24	8,721,441	4,798	0.00055	4,437,613	3,469	0.00078	4,283,828	1,329	0.00031
25～29	7,976,511	4,280	0.00054	4,035,709	2,918	0.00072	3,940,802	1,361	0.00035
30～34	7,713,009	5,041	0.00065	3,891,907	3,267	0.00084	3,821,102	1,774	0.00046
35～39	8,945,897	8,556	0.00096	4,499,773	5,454	0.00121	4,446,124	3,103	0.00070
40～44	10,617,643	15,320	0.00144	5,333,198	9,777	0.00183	5,284,445	5,543	0.00105
45～49	8,989,654	21,742	0.00242	4,471,972	14,230	0.00318	4,517,682	7,511	0.00166
50～54	8,068,623	30,277	0.00375	3,990,975	20,178	0.00506	4,077,648	10,099	0.00248
55～59	7,713,773	47,572	0.00617	3,781,532	32,953	0.00871	3,932,241	14,619	0.00372
60～64	6,735,670	62,768	0.00932	3,234,444	42,779	0.01323	3,501,226	19,990	0.00571
65～69	5,090,871	69,973	0.01374	2,189,318	42,701	0.01950	2,901,553	27,272	0.00940
70～74	3,809,840	89,864	0.02359	1,556,586	51,781	0.03327	2,253,254	38,083	0.01690
75～79	3,014,473	127,593	0.04233	1,196,534	69,379	0.05798	1,817,939	58,214	0.03202
80+	2,953,925	317,556	0.10750	1,035,826	135,483	0.13080	1,918,099	182,073	0.09492

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の1990年分算定に用いたものである。

人口は、総務庁統計局「国勢調査」(国籍および年齢不詳を按分補正した人口)による1990年10月1日現在の日本人人口。死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の1990年人口動態統計による。なお、本表の死亡数は、年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

第9表 女子の安定人口増加率、出生率および死亡率ならびに平均世代間隔：1990年、89年

Table 9. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of
 Stable Population for Female : 1990, 1989

安 定 人 口 指 標	1990年	1989年	差
安定人口増加率 r	- 0.01025	- 0.00969	- 0.00056
安定人口出生率 b	0.00765	0.00794	- 0.00029
安定人口死亡率 d	0.01790	0.01763	0.00027
安定人口平均世代間隔 \bar{T}	29.02986	28.91667	0.11319
静止人口平均年齢 u	42.17686	41.88449	0.29237
静止人口平均世代間隔 a	28.94201	28.83561	0.10640

第10表 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：1990年
Table 10. Age Composition of Stable Population for Female : 1990

年 齢 x	構造係数 C_x^F	年 齢 x	構造係数 C_x^F	年 齢 x	構造係数 C_x^F	年 齢 x	構造係数 C_x^F	年 齢 x	構造係数 C_x^F
0	0.00766	25	0.00984	50	0.01244	75	0.01313	0 ~ 4	0.03905
1	0.00773	26	0.00994	51	0.01254	76	0.01293	5 ~ 9	0.04106
2	0.00781	27	0.01004	52	0.01264	77	0.01268	10 ~ 14	0.04319
3	0.00789	28	0.01014	53	0.01273	78	0.01239	15 ~ 19	0.04543
4	0.00797	29	0.01024	54	0.01283	79	0.01204	20 ~ 24	0.04775
5	0.00805	30	0.01034	55	0.01292	80	0.01163	25 ~ 29	0.05018
6	0.00813	31	0.01044	56	0.01302	81	0.01117	30 ~ 34	0.05272
7	0.00821	32	0.01054	57	0.01310	82	0.01064	35 ~ 39	0.05533
8	0.00829	33	0.01065	58	0.01319	83	0.01005	40 ~ 44	0.05800
9	0.00838	34	0.01075	59	0.01327	84	0.00940	45 ~ 49	0.06064
10	0.00846	35	0.01086	60	0.01334	85	0.00869	50 ~ 54	0.06318
11	0.00855	36	0.01096	61	0.01341	86	0.00794	55 ~ 59	0.06550
12	0.00864	37	0.01107	62	0.01348	87	0.00716	60 ~ 64	0.06737
13	0.00873	38	0.01117	63	0.01354	88	0.00637	65 ~ 69	0.06838
14	0.00881	39	0.01128	64	0.01359	89	0.00557	70 ~ 74	0.06754
15	0.00890	40	0.01139	65	0.01363	90	0.00480	75 ~ 79	0.06317
16	0.00899	41	0.01149	66	0.01367	91	0.00406	80 ~ 84	0.05288
17	0.00908	42	0.01160	67	0.01369	92	0.00337	85 ~ 89	0.03574
18	0.00918	43	0.01171	68	0.01370	93	0.00274	90 ~ 94	0.01714
19	0.00927	44	0.01181	69	0.01369	94	0.00218	95 ~ 99	0.00502
20	0.00936	45	0.01192	70	0.01366	95	0.00169	100+	0.00074
21	0.00945	46	0.01202	71	0.01361	96	0.00128	0 ~ 14	0.12330
22	0.00955	47	0.01213	72	0.01354	97	0.00094	15 ~ 64	0.56609
23	0.00964	48	0.01223	73	0.01343	98	0.00067	65 +	0.31061
24	0.00974	49	0.01234	74	0.01330	99	0.00046	Total	1.00000

第11表 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：1990年
Table 11. Age Composition of Stable Population and Actual Population : 1990 (%)

年 齢 age x	安定人口年齢構造係数 Age composition of stable population			実際人口年齢構造係数 Age composition of actual population		
	男女計 Both Sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both Sexes	男 Male	女 Female
Total	100.00	48.65	51.35	100.00	49.09	50.91
0 ~ 4	4.12	2.11	2.01	5.27	2.70	2.57
5 ~ 9	4.33	2.22	2.11	6.06	3.10	2.96
10 ~ 14	4.55	2.33	2.22	6.92	3.55	3.37
15 ~ 19	4.79	2.45	2.33	8.12	4.16	3.96
20 ~ 24	5.02	2.57	2.45	7.11	3.62	3.49
25 ~ 29	5.27	2.70	2.58	6.50	3.29	3.21
30 ~ 34	5.53	2.83	2.71	6.28	3.17	3.11
35 ~ 38	5.80	2.96	2.84	7.29	3.67	3.62
40 ~ 44	6.07	3.10	2.98	8.65	4.35	4.31
45 ~ 49	6.33	3.22	3.11	7.33	3.64	3.68
50 ~ 54	6.56	3.32	3.24	6.57	3.25	3.32
55 ~ 59	6.74	3.38	3.36	6.29	3.08	3.20
60 ~ 64	6.83	3.37	3.46	5.49	2.64	2.85
65 ~ 69	6.78	3.27	3.51	4.15	1.78	2.36
70 ~ 74	6.49	3.02	3.47	3.10	1.27	1.84
75 ~ 79	5.79	2.55	3.24	2.46	0.98	1.48
80 ~ 84	4.53	1.82	2.72	1.49	0.55	0.94
85 ~ 89	2.82	0.99	1.84	0.68	0.22	0.45
90 ~ 94	1.25	0.37	0.88	0.20	0.06	0.14
95 ~ 99	0.34	0.08	0.26	0.03	0.01	0.02
100+	0.05	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00
0 ~ 14	13.00	6.67	6.33	18.55	9.36	8.90
15 ~ 64	58.96	29.89	29.07	69.33	34.86	34.77
65 +	28.04	12.09	15.95	12.12	4.87	7.24

安定人口年齢構造係数のうち男子についてのもともめ方は『人口問題研究』第45巻第4号（1990年1月）本文参照。

実際人口年齢構造係数は、総務庁統計局「国勢調査」（国籍および年齢不詳を按分補正した人口）による1990年10月1日現在日本人人口に基づく。

日本の婚姻動向：1990年

廣嶋 清志・山本 道子

1. はじめに

1990年の婚姻動向を人口動態統計¹⁾を用いて報告する。婚姻率の計算方法は以下のとおり前回までと基本的に同じである²⁾。ただし、婚姻数の集計の年齢区分を従来最高75歳以上としていたのを、今回から99歳以上にまで延長した。

(1) 婚姻年齢は同居（挙式）時ではなく届け出時のものである。

(2) 婚姻率の分子には夫妻とも外国人である婚姻を含む総婚姻数を用い、分母には外国人を含む総人口を用いる。

なお、人口動態統計公表数値のように、夫妻のどちらか一方が日本人である婚姻を分子とし日本人人口を分母にして婚姻率を計算すると、1990年に女子については2.76%以上過大となる。1990年の日本国内の婚姻総数のうち夫妻の一方が外国人であるものは3.53 (2.76+0.77) %である (表1-1)。

(3) 率の分母人口は10月1日人口でなく、年平均人口を用いる³⁾。この算出には総務庁統計局による10月1日推計人口により、1990年10月1日人口は国勢調査人口に基づく総務庁による年齢不詳按分人口を用いる。

(4) 年齢不詳は初婚・再婚別に按分した⁴⁾。

(5) 平均年齢は件数および率によって計算した⁵⁾。最高年齢区分は99歳以上としたので、平均年齢は分布の推定をせず直接に計算した⁶⁾。ただし、90歳から99歳以上までの人口分布を推定した⁷⁾。

(6) 合計初婚率、合計再婚率、合計婚姻率はそれぞれ年齢各歳別率の合計（最高年齢区分99歳以上）により算出する。合計再婚率は離別・死別の別にも計算する（合計離別再婚率、合計死別再婚率）。

また、「合計再婚割合」(=合計再婚率/合計婚姻率)および「離別再婚割合」(=合計離別再婚率/合計離別率)の2種の指標を算出し、試みに49歳以下について「死別再婚割合」(=合計死別再婚率/合計死別率⁸⁾)も算出した。上述の合計再婚割合は婚姻中の再婚の割合を人口の年齢構成の影響を取り除いて計算したものであり、離別再婚割合は年齢別の離婚率と離別再婚率が一定としたときの離別者のうち再婚する者の割合（厳密には、2回以上離婚や再婚をするものがあるので近似的な割合）を意味する。死別再婚割合も同様である。

2. 婚姻件数の増加

婚姻件数は1987年の699,163件を底として、増加に転じており、1990年における725,727件は前年に比べ13,944件（約2%）の増加で比較的大きく伸びたものである。粗婚姻率は最低を記録した1987年の5.7%以後おおむね上昇しており、1990年には5.9%に達した（表1-2）。

1) 人口動態統計の利用にあたっては、厚生省大臣官房統計情報部の協力を得た。

2) 廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1988～1989年」、『人口問題研究』、第46巻4号、1991年1月、pp.74-85。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1980～1987年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.67-82。

3) 年平均人口の算出方法は下記参照。

廣嶋清志・坂東里江子、「日本人口の出生力に関する指標：男子、女子および男女計、1970～1987年」、『人口問題研究』、第45巻3号、1989年10月、pp.29-40。

4) 1990年において再婚の年齢不詳は男女ともない。

5) 平均年齢の定義、算出方法は注2文献（1990年）参照。

6) 最高年齢区分75歳以上の場合の平均年齢の計算方法は注2文献参照。

7) 90歳、91歳、…、99歳以上人口をそれぞれ、90歳以上人口の1/4、1/8、1/8、以下すべて1/12とする。

8) 合計死別率とは配偶者の死亡を経験する（配偶関係を問わない）人口の割合を表わすため、男については女の、女については男の年齢別死亡率の合計によって計算される。ただし、この計算はある程度若い年齢（たとえば50歳未満）までの合計としないと妥当でない。

表1-1 夫妻の国籍別婚姻数：1965～1990年
Marriages by nationality of bride and groom

年次	実数					割合(%)			
	総数	夫妻とも日本人	夫日本人妻外国人	夫外国人妻日本人	夫妻とも外国人	夫妻とも日本人	夫日本人妻外国人	夫外国人妻日本人	夫妻とも外国人
1965	958,902	950,696	1,067	3,089	4,050	99.14	0.11	0.32	0.42
1970	1,033,952	1,023,859	2,108	3,438	4,547	99.02	0.20	0.33	0.44
1975	945,976	935,583	3,222	2,823	4,348	98.90	0.34	0.30	0.46
1980	778,624	767,441	4,386	2,875	3,922	98.56	0.56	0.37	0.50
1985	739,002	723,669	7,738	4,443	3,152	97.93	1.05	0.60	0.43
1986	714,168	698,433	8,255	4,274	3,206	97.80	1.16	0.60	0.45
1987	699,163	681,589	10,176	4,408	2,990	97.49	1.46	0.63	0.43
1988	710,924	690,844	12,267	4,605	3,208	97.18	1.73	0.65	0.45
1989	711,783	685,473	17,800	5,043	3,467	96.30	2.50	0.71	0.49
1990	725,727	696,512	20,026	5,600	3,589	95.97	2.76	0.77	0.49

日本における婚姻総数。人口動態統計の公表婚姻数はこの総数から「夫妻とも外国人」を引いたもの。外国籍のうちわけは人口統計資料集（研究資料No.269）参照。

表1-2 夫妻の初婚・再婚別婚姻数：1988年～1990年
Marriages by marriage order of bride and groom

年次	総数	夫		妻		再婚の割合(%)		粗婚姻率(%)	年平均総人口(千人)
		初婚	再婚	初婚	再婚	夫	妻		
1988	710,924	616,526	94,398	626,467	84,457	13.3	11.9	5.80	122,653
1989	711,783	614,776	97,007	626,450	85,333	13.6	12.0	5.78	123,137
1990	725,727	628,397	97,330	640,502	85,225	13.4	11.7	5.89	123,522

日本における婚姻総数。表1-1注参照。粗婚姻率は年平均総人口に対する婚姻総数。年平均総人口は総務庁の推計月報および国勢調査の10月1日人口を用い、 $(P' + 3P) / 4$ により算出。ただし、P'およびPは前年および当年10月1日人口

夫妻の国籍別にみると、夫妻とも日本人という婚姻は、1989年に5,000件あまり減少したが、1990年には11,039件増加し、婚姻数増加の79.2%を占め、外国人との婚姻の増加以上に増加した。しかし、夫妻とも日本人の婚姻の割合はさらに低下し95.97%になった。

初婚・再婚の別にみると、1989年には男女とも再婚が増加し初婚が減少したが、1990年には初婚は男女とも増加に転じ、男13,621件、女14,052件の増加で、これが婚姻数の増大をもたらしたといえる（表1-2）。再婚は男ではひき続きわずかに増加したが、女では久しぶりに減少に転じた。したがって、再婚の割合は男女とも若干低下し、13.4%および11.7%になった。この割合の低下は1970年代前半以来約20年ぶりのことである⁹⁾。

年齢別にみると（表3、表4）、1989年から1990年にかけて男女とも32歳までの多くの年齢で婚姻数および初婚数、再婚数の増加がみられる。これは年齢別人口が1990年の33歳（1956、57年生まれ）において最小で、それ以下の年齢でこれより大きくなるため、1990年の32歳以下の各年齢別人口が前年に比べてだいたいにおいて（24、29、30歳を除き）増加しているからである。すなわち、第2次ベビーブーム世代がしだいに適齢期に近づいている影響によって初婚数したがって婚姻数が増加したものと見える。

9) 人口問題研究所、『人口統計資料集 1990～91』（研究資料69号）、1991年3月、表7-1。

3. 合計初婚率と合計再婚率の上昇

合計初婚率は男では1987年の73.8%を底として若干上昇しており、わずかに回復のきざしがみられ、1990年には75.6%になった。女では最低を記録した1989年の76.7%をわずかに上回る77.3%になり、依然として低迷

表2 合計婚姻率, 合計初婚率, 合計再婚率: 1980~1990年

Total marriage rate, total first marriage rate, total remarriage rate, etc.

(%)

年次	合計婚姻率	合計初婚率	合計再婚率	合計死別再婚率	合計離別再婚率	合計再婚割合	離別再婚割合
総数				男			
1980	861.76	756.00	105.76	18.44	84.91	122.73	514.42
1985	888.87	778.68	110.19	13.00	94.51	123.97	484.10
1986	864.47	753.59	110.88	13.62	95.60	128.26	...
1987	849.07	737.58	111.49	13.70	96.78	131.31	520.41
1988	860.98	746.27	114.71	13.75	102.02	133.23	564.96
1989	858.87	740.23	118.64	13.59	105.81	138.13	559.69
1990	875.77	756.33	119.44	13.59	107.38	136.38	567.61
49歳以下				男			
1980	827.29	752.21	75.08	5.82	70.31	90.75	507.76
1985	855.82	775.76	80.06	3.64	77.43	93.55	483.09
1986	831.04	750.69	80.35	3.38	78.13	96.69	...
1987	815.58	734.44	81.14	3.08	79.12	99.49	520.87
1988	827.52	742.94	84.58	2.88	81.70	102.21	550.91
1989	823.31	736.69	86.62	2.73	83.88	105.21	550.07
1990	839.73	752.07	87.65	2.73	85.18	104.38	557.46
総数				女			
1980	931.13	848.61	82.52	6.01	75.11	88.62	469.11
1985	920.78	829.50	91.27	4.55	85.82	99.12	443.97
1986	888.92	795.05	93.87	4.47	88.09	105.60	...
1987	865.83	770.86	94.97	4.11	89.65	109.69	483.99
1988	873.67	775.07	98.59	4.40	94.20	112.85	520.90
1989	866.85	766.71	100.13	4.53	95.71	115.51	512.17
1990	877.08	772.85	100.74	4.36	96.32	114.86	515.08
49歳以下				女			
1980	915.82	843.42	72.40	4.53	70.11	79.05	480.01
1985	905.09	825.06	80.03	3.37	78.89	88.42	454.49
1986	872.18	790.79	81.39	3.23	80.58	93.32	...
1987	849.17	766.62	82.54	2.98	81.89	97.20	494.00
1988	856.62	770.80	85.82	2.34	83.48	100.18	515.12
1989	849.18	762.44	86.74	2.42	84.32	102.15	506.15
1990	858.87	768.53	86.85	2.39	84.46	101.12	506.81

合計婚姻率 = 合計初婚率 + 合計再婚率, 合計再婚率 = 合計死別再婚率 + 合計離別再婚率. ただし, 年齢不詳, 最高年齢区分の処理により, 若干のずれがある.

合計再婚割合 = 合計再婚率 / 合計婚姻率, 離別再婚割合 = 合計離別再婚率 / 合計離婚率. 合計離婚率は注10文献による.

を続けているといえる。したがって、男女差はさらに縮まり、1.7%になった。合計再婚率は男女とも1980年以來上昇が続いており、男11.9%、女10.1%になった(表2)。

合計再婚率は1980年から1990年にかけて、男は10.6%から11.9%まで1.3%増加し、女は8.3%から10.0%まで1.7%増加した。男女を比較すると男の方が高いが、男女差は2.3%から1.9%まで縮まった。

合計再婚割合(合計婚姻率に占める合計再婚率の割合)は1980年から1990年にかけて男では12.3%から13.6%へ、女では8.9%から11.5%へと上昇している。ただし、1989年から90年にかけてはそれぞれわずかに低下した。この再婚割合の増大は離婚の増大によるものであるが、いまのところ婚姻の大半が初婚であるので、婚姻率のうごきは初婚率によって決められているといえる。

合計死別再婚率は1980年から1990年にかけて男は1.8%から1.4%へ、女は0.6%から0.4%へ、男女ともおおむね単調に減少している。これは死別人口が減少しているためとみられる。ただし、死別者に対する再婚割合はこれではわからない。そこで、仮に1980年および1990年の合計死別率(男については女の、女については男の15~49歳の年齢別死亡率の合計)男31.0%、女60.0%および男23.5%、女45.5%に対する合計死別再婚率(49歳以下)の割合(=死別再婚割合)を計算してみると、1980年男 $5.82/31.0=18.8\%$ 、女 $4.53/60.0=7.6\%$ 、1990年男 $2.73/23.5=11.6\%$ 、女 $2.39/45.5=5.3\%$ となる。つまり、49歳以下の死別再婚割合は1980年から1990年にかけて大きく低下しているものといえる。

これに対して、合計離別再婚率は1980年から1990年にかけて男は8.5%から10.7%に、女は7.5%から9.6%に上昇した。男女ともその上昇の程度はほぼ同じである。これはそれぞれ離別人口の増加によるとみられる。そこで、合計離婚率¹⁰⁾で合計離別再婚率を割って、離別再婚割合を計算すると、1980年から1990年にかけて男は $84.91/165.06=51.4\%$ から $107.38/189.18=56.8\%$ 、女は $75.11/160.11=46.9\%$ から $96.32/187.00=51.5\%$ にそれぞれ上昇しており、男では半分から6割近くへ、女でも半分以上へと離別からの再婚割合が上昇しつつあるものといえる。

高橋の多相生命表によって算出すると、1980年から1985年にかけては死別再婚割合(49歳以下)は男27.0%から20.4%、女5.8%から5.2%へとそれぞれ低下しており、離別再婚割合も男75.2%から71.6%、女63.5%から60.0%へとそれぞれ低下している¹¹⁾。死別および離別からの再婚割合が男の方が高いこと、1980~85年の再婚割合がそれぞれ低下していることは、この計算結果と共通する。

4. 年齢別婚姻率の上昇

年齢別婚姻率の頂点は男では1989年まで26歳にあったが、1990年には27歳(78.21%)に移った。女では1987年以後25歳(106.23%、1990年)にある(表3)。1987年から1989年にかけて、男では29歳以下、女では25歳以下の各年齢において低下していたが、1990年においては男女ともほとんどすべての年齢で上昇した。初婚率については男は全婚姻の率とほぼ同傾向であり、女でもほぼ同様であるが23、24歳での若干の低下が生じている。再婚率では男・女とも上昇と低下が混在している(表4)。

5. 平均婚姻年齢の上昇と低下

平均婚姻年齢(率によるもの)は初婚(1990年男28.68歳、女26.26歳)にくらべ再婚(同男43.76歳、女37.97歳)において高く、さらに再婚を死別・離別にわけると死別からの再婚(1990年男61.00歳、女48.96歳)の方が離別からのもの(同男41.53歳、女37.44歳)より高い。

年次間の変化をみると、率による平均年齢は初婚・再婚とも、また男・女とも1985年から1990年にかけて平均年齢はさらに上昇している(表6)。再婚を死別・離別にわけてもそれぞれほぼ同様に年齢が上昇した(表7)。しかし、件数による平均年齢を見ると、男では初婚・再婚とも若干の低下がみられ、女でも低下はしていないが、率による平均年齢に比べ上昇がかなり小さい。第2次ベビーブーム世代が適齢期に近づいていることの現れである。

10) 廣嶋清志・山本千鶴子、「日本の離婚動向：1989~1990年」、『人口問題研究』、第48巻1号、1992年4月。

廣嶋清志・坂東里江子、「日本の離婚率：1980~1988年」、『人口問題研究』、第46巻3号、1990年10月、pp.66-88。

11) 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3号、1989年10月、pp.41-55。

なお、男の死別再婚年齢は件数と率でいちじるしく差がある（表7）。全般的に死別が少なくなり高年齢の再婚率が相対的に高くなった結果である。

6. 配偶関係別人口に対する婚姻率の低下と上昇

1990年国勢調査による配偶関係別人口を分母人口とする初婚率、再婚率を計算し、1985年の結果と比較すると、未婚人口に対する初婚率は男では38歳以上、女では32歳以上のいくつかの年齢で上昇しているが、多くの年齢で低下している（表8）。死別者に対する再婚率は男女とも全般的に低下しているが、離別者に対する再婚率は男女とも全般的にやや上昇している（表9）¹²⁾。これは3.で述べた死別再婚割合の低下、離別再婚割合の上昇の動きと一致している。

12) 1980、85年の値は注2文献（1990年）参照。

表3 性・年齢（各歳・5歳階級）別人口，婚姻数および婚姻率：1990年
Population, marriages, and marriage rates by age and sex

年 齢	男			女		
	平均人口	婚 姻 数	婚姻率 (%)	平均人口	婚 姻 数	婚姻率 (%)
総 数	60,667,838	725,727	11.96	62,854,206	725,727	11.55
15	1,003,409	—	—	952,426	—	—
16	1,047,413	—	—	993,746	824	0.83
17	1,052,729	—	—	1,001,612	2,676	2.67
18	1,031,849	2,690	2.61	982,566	7,395	7.53
19	1,003,681	5,984	5.96	958,128	14,772	15.42
20	975,685	12,592	12.91	930,738	26,251	28.20
21	947,534	18,317	19.33	910,742	37,029	40.66
22	929,826	25,699	27.64	898,112	51,679	57.54
23	868,497	33,871	39.00	842,561	65,645	77.91
24	776,670	40,947	52.72	755,329	72,607	96.13
25	870,942	61,290	70.37	847,098	89,984	106.23
26	829,999	64,671	77.92	807,802	77,328	95.73
27	807,203	63,129	78.21	787,155	59,446	75.52
28	786,311	59,377	75.51	767,609	44,658	58.18
29	780,610	52,105	66.75	762,789	32,542	42.66
30	789,396	45,352	57.45	773,354	23,067	29.83
31	796,087	37,849	47.54	781,328	17,091	21.87
32	777,989	29,701	38.18	764,618	12,881	16.85
33	776,206	23,452	30.21	762,806	10,266	13.46
34	815,401	19,719	24.18	800,854	8,525	10.64
35	840,076	16,228	19.32	824,241	7,142	8.66
36	856,469	13,281	15.51	844,655	5,948	7.04
37	909,422	11,463	12.60	901,250	5,452	6.05
38	966,395	10,212	10.57	957,572	4,945	5.16
39	1,034,029	9,207	8.90	1,024,132	4,704	4.59
40	1,122,153	8,495	7.57	1,112,330	4,278	3.85
41	1,201,288	7,712	6.42	1,189,759	4,202	3.53
42	1,187,468	6,830	5.75	1,175,087	3,963	3.37
43	1,030,458	5,431	5.27	1,018,268	3,265	3.21
44	748,320	3,326	4.44	746,196	2,282	3.06
45	818,573	3,169	3.87	825,382	2,241	2.72
46	929,364	3,468	3.73	938,974	2,612	2.78
47	925,248	3,123	3.38	935,060	2,366	2.53
48	940,867	2,934	3.12	949,111	2,212	2.33
49	902,464	2,507	2.78	913,532	1,946	2.13
50歳以上	16,944,867	21,594	1.27	20,349,662	13,500	0.66
合 計	49,024,899	725,727	877.77	51,786,587	725,727	877.20
平均年齢		30.33	30.88		27.46	27.57
15-19	5,139,081	8,674	1.69	4,888,478	25,667	5.25
20-24	4,498,211	131,427	29.22	4,337,482	253,212	58.38
25-29	4,075,066	300,570	73.76	3,972,454	303,959	76.52
30-34	3,955,080	156,075	39.46	3,882,960	71,830	18.50
35-39	4,606,391	60,392	13.11	4,551,850	28,191	6.19
40-44	5,289,686	31,794	6.01	5,241,640	17,990	3.43
45-49	4,516,517	15,201	3.37	4,562,060	11,377	2.49
50-54	4,006,665	8,951	2.23	4,092,438	6,652	1.63
55-59	3,777,620	5,921	1.57	3,927,529	3,706	0.94
60-64	3,218,920	3,500	1.09	3,495,195	1,781	0.51
65-69	2,169,091	1,546	0.71	2,895,506	853	0.29
70-74	1,551,591	840	0.54	2,231,491	300	0.13
75歳以上	2,220,979	836	0.38	3,707,504	208	0.06

婚姻率の合計欄は合計婚姻率。平均年齢は件数および率によるもの。いずれも年齢各歳の値による。合計婚姻率は合計初婚率と合計再婚率の合計による。

総数欄の婚姻率は男総数および女総数を分母とする率。すべて年平均総人口（日本人+外国人）を分母とする率。

表4 性・年齢(各歳・5歳階級)別初婚数、初婚率および再婚数、再婚率：男、1989、1990年
 First marriages, first marriage rates, remarriages and remarriage rates: male

年 齢	1989年		1990年		1989年		1990年	
	初婚数	初婚率(‰)	初婚数	初婚率(‰)	再婚数	再婚率(‰)	再婚数	再婚率(‰)
総 数	614,776	10.16	628,397	10.36	97,007	1.60	97,330	1.60
18	2,466	2.45	2,689	2.61	2	0.00	1	0.00
19	5,314	5.41	5,968	5.95	15	0.02	16	0.02
20	11,786	12.23	12,510	12.82	55	0.06	82	0.08
21	16,977	17.95	18,145	19.15	187	0.20	172	0.18
22	22,580	25.46	25,297	27.21	314	0.35	402	0.43
23	29,485	37.25	33,262	38.30	554	0.70	609	0.70
24	45,126	50.81	40,075	51.60	893	1.01	872	1.12
25	56,057	66.45	59,918	68.80	1,097	1.30	1,372	1.58
26	61,752	75.74	63,049	75.96	1,581	1.94	1,622	1.95
27	59,346	75.11	61,021	75.60	1,952	2.47	2,108	2.61
28	55,249	70.54	56,977	72.46	2,326	2.97	2,400	3.05
29	49,482	62.57	49,287	63.14	2,676	3.38	2,818	3.61
30	43,125	54.20	42,336	53.63	3,144	3.95	3,016	3.82
31	33,315	42.81	34,501	43.34	3,267	4.20	3,348	4.21
32	25,557	32.93	26,250	33.74	3,273	4.22	3,451	4.44
33	20,579	25.25	19,969	25.73	3,511	4.31	3,483	4.49
34	16,452	19.54	15,998	19.62	3,761	4.47	3,721	4.56
35	12,759	14.89	12,561	14.95	3,739	4.36	3,667	4.37
36	9,917	10.90	9,654	11.27	3,951	4.34	3,627	4.23
37	8,053	8.34	7,782	8.56	3,893	4.03	3,681	4.05
38	6,560	6.34	6,276	6.49	4,290	4.14	3,936	4.07
39	5,407	4.81	5,269	5.10	4,390	3.91	3,938	3.81
40	4,315	3.59	4,357	3.88	4,532	3.77	4,138	3.69
41	3,242	2.73	3,521	2.93	4,352	3.66	4,191	3.49
42	2,172	2.10	2,770	2.33	3,696	3.58	4,060	3.42
43	1,208	1.61	1,820	1.77	2,384	3.18	3,611	3.50
44	990	1.21	1,045	1.40	2,507	3.05	2,281	3.05
45	943	1.01	835	1.02	2,742	2.94	2,334	2.85
46	759	0.82	815	0.88	2,519	2.71	2,653	2.85
47	635	0.67	693	0.75	2,490	2.64	2,430	2.63
48	499	0.55	583	0.62	2,232	2.46	2,351	2.50
49	329	0.40	441	0.49	1,871	2.28	2,066	2.29
50歳以上	2,337	0.14	2,721	0.16	18,811	1.15	18,873	1.11
合 計	614,776	740.23	628,397	756.33	97,007	118.64	97,330	119.44
平均年齢	28.65	28.66	28.60	28.68	41.52	43.76	41.46	43.76
15-19	7,780	1.52	8,657	1.68	17	0.00	17	0.00
20-24	125,954	28.14	129,290	28.74	2,003	0.45	2,137	0.48
25-29	281,887	70.07	290,250	71.23	9,632	2.39	10,320	2.53
30-34	139,029	34.70	139,056	35.16	16,956	4.23	17,019	4.30
35-39	42,697	8.73	41,542	9.02	20,263	4.14	18,849	4.09
40-44	11,927	2.39	13,513	2.55	17,471	3.50	18,281	3.46
45-49	3,165	0.70	3,367	0.75	11,854	2.62	11,834	2.62
50-54	1,095	0.27	1,282	0.32	7,554	1.89	7,669	1.91
55-59	560	0.15	687	0.18	5,094	1.37	5,234	1.39
60-64	329	0.11	412	0.13	3,054	0.99	3,088	0.96
65-69	205	0.10	191	0.09	1,463	0.72	1,355	0.62
70-74	82	0.05	79	0.05	817	0.49	761	0.49
75歳以上	66	0.03	70	0.03	829	0.43	766	0.34

初婚率、再婚率の合計欄は合計初婚率および合計再婚率。総数欄の率は男総数を分母とする率。
 すべて年平均総人口(日本人+外国人)を分母とする率。

表4 (つづき) 性・年齢(各歳・5歳階級)別初婚数, 初婚率および再婚数, 再婚率: 女, 1989, 1990年
 First marriages, first marriage rates, remarriages and remarriage rates: female

年 齢	1989年		1990年		1989年		1990年	
	初 婚 数	初婚率(%)	初 婚 数	初婚率(%)	再 婚 数	再婚率(%)	再 婚 数	再婚率(%)
総 数	626,450	10.01	640,502	10.19	85,333	1.36	85,225	1.36
16	828	0.83	823	0.00	—	—	1	0.00
17	2,651	2.70	2,668	0.00	10	0.01	8	0.01
18	7,063	7.38	7,363	7.49	42	0.04	32	0.03
19	13,911	14.95	14,667	15.31	120	0.13	105	0.11
20	25,162	27.52	25,928	27.86	285	0.31	323	0.35
21	35,921	39.85	36,481	40.06	499	0.55	548	0.60
22	47,495	55.90	50,730	56.49	836	0.98	949	1.06
23	59,320	77.94	64,357	76.38	1,151	1.51	1,288	1.53
24	84,066	98.43	70,946	93.93	1,798	2.11	1,661	2.20
25	83,163	102.45	87,679	103.51	2,194	2.70	2,305	2.72
26	71,812	91.17	74,461	92.18	2,757	3.50	2,867	3.55
27	52,609	68.43	56,237	71.44	3,133	4.08	3,209	4.08
28	38,418	50.31	41,208	53.68	3,469	4.54	3,450	4.49
29	27,237	35.19	28,846	37.82	3,661	4.73	3,696	4.85
30	18,895	24.19	19,350	25.02	3,809	4.88	3,717	4.81
31	12,705	16.61	13,346	17.08	3,482	4.55	3,745	4.79
32	8,726	11.45	9,351	12.23	3,508	4.60	3,530	4.62
33	6,819	8.52	6,999	9.18	3,289	4.11	3,267	4.28
34	5,374	6.52	5,280	6.59	3,423	4.15	3,245	4.05
35	3,985	4.72	4,090	4.96	3,211	3.81	3,052	3.70
36	3,107	3.45	3,089	3.66	3,233	3.59	2,859	3.38
37	2,544	2.66	2,435	2.70	3,246	3.39	3,017	3.35
38	2,137	2.09	1,931	2.02	3,258	3.18	3,014	3.15
39	1,929	1.73	1,710	1.67	3,326	2.99	2,994	2.92
40	1,642	1.38	1,388	1.25	3,321	2.79	2,890	2.60
41	1,328	1.13	1,231	1.03	3,040	2.58	2,971	2.50
42	995	0.98	1,089	0.93	2,618	2.57	2,874	2.45
43	584	0.78	808	0.79	1,725	2.31	2,457	2.41
44	601	0.73	541	0.73	1,905	2.30	1,741	2.33
45	560	0.59	509	0.62	2,028	2.15	1,732	2.10
46	461	0.49	545	0.58	1,943	2.07	2,067	2.20
47	500	0.53	476	0.51	1,888	1.99	1,890	2.02
48	392	0.43	430	0.45	1,720	1.88	1,782	1.88
49	346	0.42	360	0.39	1,371	1.65	1,586	1.74
50歳以上	3,162	0.16	3,147	0.15	10,034	0.51	10,353	0.51
合 計	626,450	766.71	640,502	772.85	85,333	100.13	85,225	100.86
平均年齢	26.06	26.16	26.07	26.26	37.89	37.87	37.93	38.03
15-19	24,452	5.03	25,521	5.22	172	0.04	146	0.03
20-24	251,965	58.86	248,443	57.28	4,569	1.07	4,769	1.10
25-29	273,239	69.96	288,432	72.61	15,214	3.90	15,527	3.91
30-34	52,519	13.35	54,326	13.99	17,511	4.45	17,504	4.51
35-39	13,702	2.83	13,255	2.91	16,274	3.36	14,936	3.28
40-44	5,150	1.04	5,057	0.96	12,609	2.54	12,933	2.47
45-49	2,259	0.49	2,320	0.51	8,950	1.95	9,057	1.99
50-54	1,390	0.34	1,344	0.33	5,043	1.23	5,308	1.30
55-59	887	0.23	896	0.23	2,771	0.72	2,810	0.72
60-64	501	0.15	515	0.15	1,258	0.37	1,266	0.36
65-69	236	0.08	264	0.09	564	0.20	589	0.20
70-74	81	0.03	69	0.03	254	0.11	231	0.10
75歳以上	67	0.02	59	0.02	144	0.04	149	0.04

初婚率, 再婚率の合計欄は合計初婚率および合計再婚率, 総数欄の率は女総数を分母とする率. すべて年平均総人口(日本人+外国人)を分母とする率.

表5 性・年齢5歳階級別累積婚姻率および合計婚姻率：1980～1990年
Cumulated marriage rates within 5 year age group and total marriage rate

(%)

年 齢	男				女			
	1980年	1985年	1989年	1990年	1980年	1985年	1989年	1990年
15-19	7.69	9.26	7.87	8.57	30.98	31.15	26.04	26.44
20-24	190.57	171.34	146.02	151.60	455.42	381.93	305.11	300.44
25-29	394.05	395.72	362.48	368.76	318.69	362.66	367.10	378.31
30-34	162.94	187.56	195.88	197.57	63.27	74.70	89.58	92.65
35-39	43.21	56.56	66.06	66.90	24.83	28.96	31.61	31.51
40-44	17.65	22.48	28.49	29.46	13.31	15.27	17.55	17.01
45-49	11.17	12.89	16.50	16.87	9.33	10.42	12.19	12.49
50-54	8.63	8.96	10.84	11.18	6.51	6.98	7.90	8.14
55-59	7.68	7.05	7.61	7.81	3.99	4.12	4.72	4.70
60-64	5.92	5.41	5.40	5.40	2.41	2.38	2.56	2.53
65-69	4.76	3.95	4.08	3.51	1.34	1.36	1.42	1.46
70-74	3.65	2.98	2.77	2.69	0.78	0.61	0.73	0.67
75歳以上	3.78	4.49	4.47	7.46	0.27	0.23	0.34	0.83
合計婚姻率								
49歳以下	827.29	855.82	823.31	839.73	915.82	905.09	849.18	858.87
総 数	861.76	888.87	858.87	877.77	931.13	920.77	866.84	877.20
平均年齢(件数)	30.41	30.33	27.48	27.46
平均年齢(率)	29.70	30.06	30.72	30.88	26.28	26.80	27.51	27.57

平均年齢は年齢各歳の件数および率による。5歳階級の率は各歳の率を5歳階級ごとに累積したものの。

表6 年齢5歳階級別累積初婚率および再婚率：1980～1990年

Cumulated first marriage rates and remarriage rates within 5 year age group

(%)

年 齢	初 婚				再 婚			
	男		女		男		女	
	1989年	1990年	1989年	1990年	1989年	1990年	1989年	1990年
15-19	7.85	8.55	25.86	22.80	0.02	0.02	0.18	0.15
20-24	143.71	149.08	299.64	294.71	2.31	2.52	5.47	5.73
25-29	350.42	355.95	347.55	358.63	12.06	12.80	19.55	19.69
30-34	174.74	176.06	67.29	70.10	21.14	21.51	22.29	22.55
35-39	45.28	46.37	14.65	15.01	20.79	20.53	16.96	16.51
40-44	11.24	12.31	4.99	4.73	17.25	17.15	12.55	12.29
45-49	3.46	3.75	2.46	2.55	13.04	13.12	9.74	9.93
50-54	1.37	1.60	1.70	1.65	9.47	9.58	6.19	6.50
55-59	0.75	0.91	1.14	1.14	6.86	6.91	3.58	3.56
60-64	0.53	0.63	0.73	0.73	4.87	4.76	1.83	1.80
65-69	0.50	0.44	0.42	0.45	3.58	3.07	1.00	1.01
70-74	0.25	0.25	0.17	0.15	2.52	2.44	0.55	0.51
75歳以上	0.14	0.42	0.11	0.20	4.72	5.03	0.23	0.62
合計初婚率								
49歳以下	736.69	752.07	762.44	768.53	86.62	87.65	86.74	86.85
総 数	740.23	756.33	766.71	772.85	118.64	119.44	100.13	100.86
平均年齢(件数)	28.65	28.60	26.06	26.07	41.52	41.46	37.89	37.93
平均年齢(率)	28.66	28.68	26.16	26.26	43.76	43.76	37.87	38.03

表5注参照。

表7 年齢5歳階級別累積死別・離別再婚率：1989, 1990年

Cumulated divorce rates within 5 year age group by previous marital status

年齢	男				女			
	1989年		1990年		1989年		1990年	
	死別	離別	死別	離別	死別	離別	死別	離別
15-19	—	0.02	0.00	0.02	—	0.18	0.00	0.15
20-24	0.01	2.31	0.01	2.51	0.05	5.42	0.06	5.67
25-29	0.08	11.98	0.08	12.73	0.28	19.27	0.28	19.41
30-34	0.34	20.80	0.28	21.24	0.51	21.79	0.47	22.08
35-39	0.60	20.19	0.51	20.02	0.50	16.46	0.48	16.02
40-44	0.73	16.52	0.68	16.46	0.47	12.08	0.48	11.81
45-49	0.98	12.06	0.92	12.20	0.60	9.13	0.62	9.31
50-54	1.30	8.17	1.19	8.38	0.65	5.55	0.60	5.89
55-59	1.50	5.36	1.51	5.40	0.50	3.08	0.45	3.11
60-64	1.48	3.39	1.43	3.33	0.30	1.53	0.32	1.48
65-69	1.38	2.20	1.15	1.93	0.24	0.77	0.25	0.76
70-74	1.07	1.45	1.02	1.42	0.21	0.34	0.16	0.35
75歳以上	4.13	1.34	4.22	2.45	0.22	0.22	0.26	0.37
合計再婚率								
49歳以下	2.73	83.88	2.47	85.18	2.42	84.32	2.39	84.46
総数	13.59	105.81	12.99	108.09	4.53	95.71	4.44	96.42
平均年齢(件数)	54.59	40.51	54.94	40.48	46.93	37.50	47.04	37.55
平均年齢(率)	63.37	41.55	66.06	41.85	49.24	37.38	48.71	37.49

平均年齢は各歳の件数および率による。5歳階級の率は各歳の率を5歳階級ごとに累積したもの。

図1 年齢別初婚率

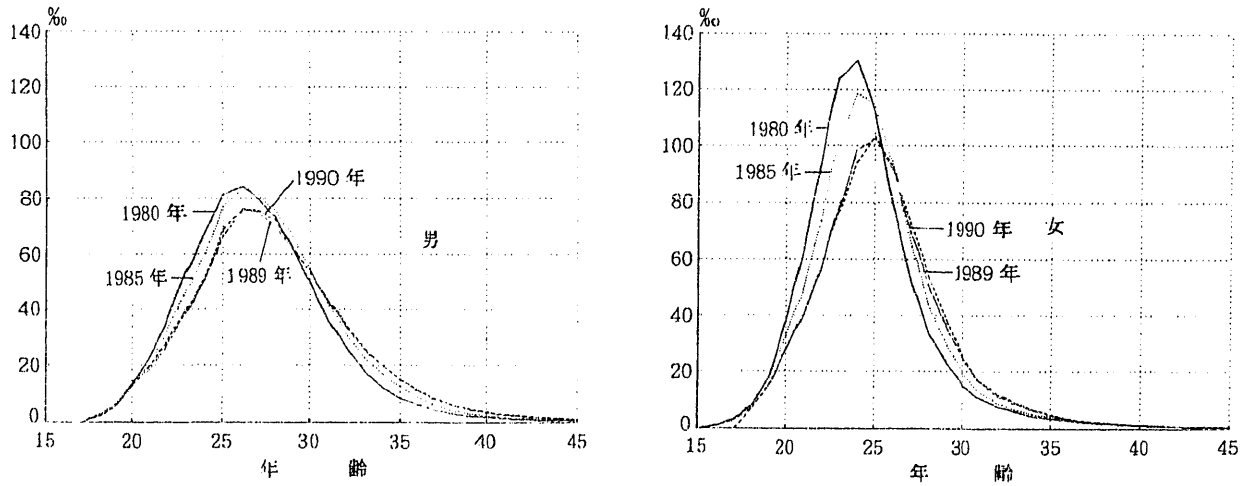


図2 年齢別再婚率

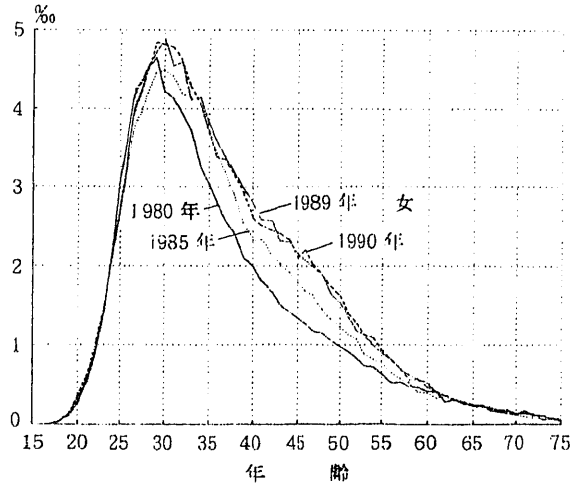
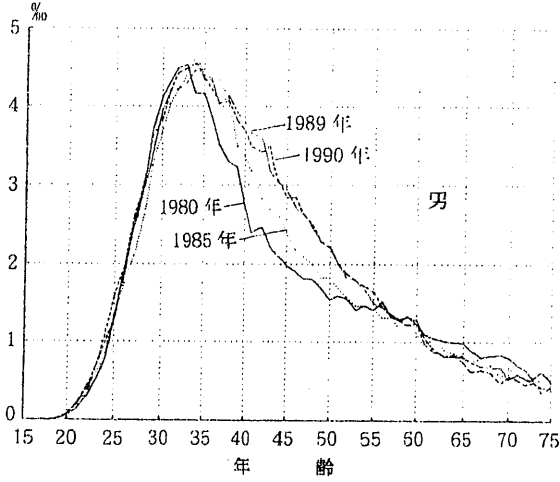


図3 年齢別死別再婚率（死別人口に対する再婚率）

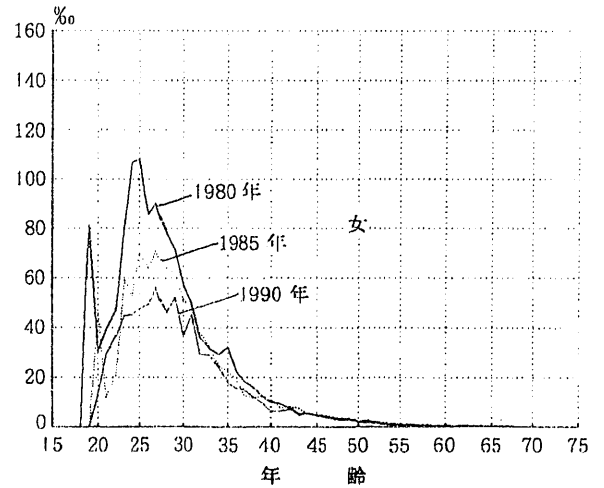
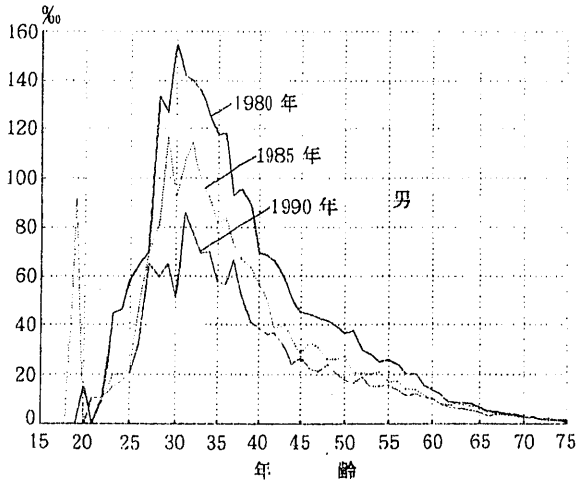


図4 年齢別離別再婚率（離別人口に対する再婚率）

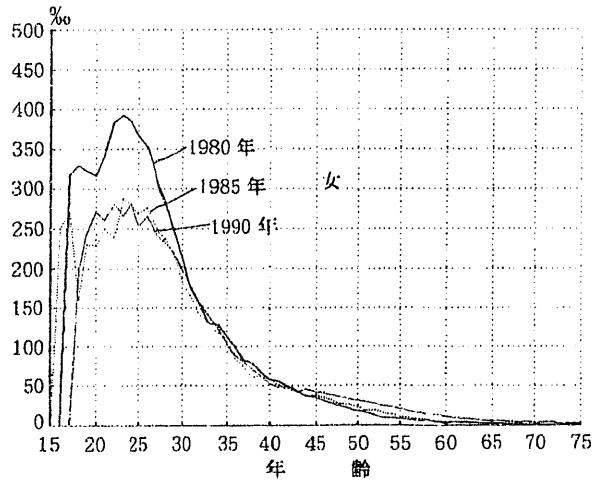
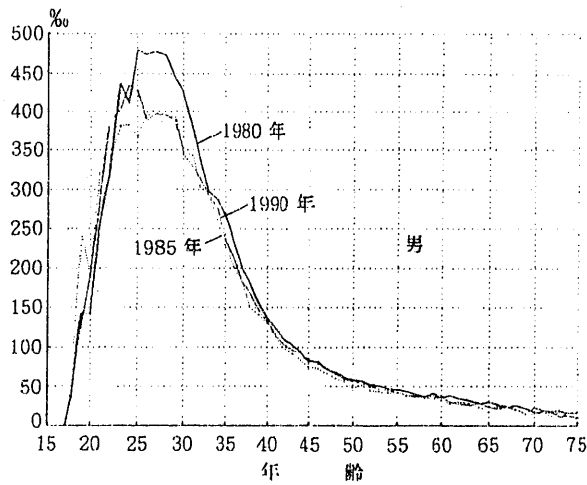


表8 性・年齢（各歳・5歳階級）別未婚別人口に対する初婚率：1980、85、90年

First marriage rates for singles by age and sex

(%o)

年 齢	男			女		
	1980年	1985年	1990年	1980年	1985年	1990年
総 数	56.08	47.54	40.52	73.31	62.30	52.14
15	—	—	—	—	—	—
16	—	—	—	1.03	1.12	0.83
17	—	—	—	3.29	3.43	2.66
18	2.27	2.69	2.60	8.53	8.42	7.52
19	5.51	6.97	5.97	18.68	19.56	15.53
20	13.75	13.49	13.05	41.03	33.77	29.10
21	22.87	20.95	19.85	70.21	54.61	43.34
22	36.16	32.45	29.07	114.92	87.55	64.93
23	59.39	50.37	39.64	182.18	137.51	88.94
24	83.60	72.17	64.96	240.96	190.85	143.89
25	109.28	100.73	83.93	272.69	235.14	169.36
26	131.48	121.30	104.32	271.54	247.42	190.36
27	144.44	133.76	116.60	235.90	225.89	186.99
28	159.89	147.10	128.71	202.06	204.97	180.39
29	168.33	153.50	129.26	170.77	172.72	160.72
30	164.35	143.87	127.40	137.09	137.84	132.44
31	145.69	133.08	117.83	108.64	113.76	108.27
32	128.33	112.18	105.02	88.50	90.13	91.20
33	100.42	95.89	92.40	69.02	77.66	81.69
34	90.73	80.65	78.91	63.46	65.43	66.07
35	78.80	69.35	65.12	58.54	54.83	55.27
36	65.79	56.62	55.20	48.85	46.39	46.01
37	53.44	47.72	45.60	39.75	37.50	36.88
38	45.78	36.00	37.79	35.78	29.68	29.77
39	37.21	33.42	32.43	29.90	26.64	26.10
40	30.78	27.70	27.30	26.19	22.73	20.75
41	26.25	23.91	22.85	23.61	20.27	17.43
42	23.08	19.45	20.09	22.44	19.09	15.81
43	19.30	17.47	15.94	19.13	16.17	12.85
44	17.29	13.11	15.59	18.78	14.83	14.22
45	15.99	11.86	12.88	17.25	13.69	12.94
46	13.28	11.28	11.92	15.88	13.09	12.33
47	12.20	9.45	11.25	15.21	11.90	11.34
48	11.37	10.11	10.07	13.40	10.16	10.20
49	10.25	7.93	8.47	13.11	10.62	8.86
50歳以上	9.94	6.14	6.52	7.91	5.52	4.57
15-19	1.46	1.67	1.69	5.98	5.79	5.26
20-24	41.49	35.74	30.79	116.40	90.29	66.60
25-29	139.33	127.68	108.89	242.22	225.25	178.32
30-34	135.80	116.31	107.47	99.46	100.26	101.07
35-39	58.15	52.17	47.92	42.89	40.70	39.27
40-44	24.00	20.79	21.36	22.09	18.63	16.45
45-49	12.89	10.27	11.05	14.97	11.90	11.14
50-54	10.35	6.23	7.33	8.04	8.51	8.05
55-59	10.47	6.05	6.12	5.66	5.50	5.41
60-64	9.15	7.07	6.28	4.69	4.29	3.45
65-69	9.57	6.43	6.18	3.50	3.13	2.65
70-74	9.07	3.85	4.84	1.59	2.04	1.31
75歳以上	8.21	5.06	3.94	2.64	1.40	1.08

総数は15歳以上未婚人口に対する率。分子は外国人同士の婚姻を含む。分母は10月1日国勢調査人口。ただし、1990年人口は年齢不詳を按分したあと配偶関係不詳で按分した。他の年次は不詳を除く人口。

表9 死別・離別人口に対する再婚率：1990年

Remarriage rates for widowed and divorced

(%)

年 齢	男			女		
	総 数	死 別	離 別	総 数	死 別	離 別
総 数	46.21	5.49	99.77	10.37	0.49	48.39
15	—	—	—	—	—	—
16	—	—	—	—	—	—
17	—	—	—	—	—	—
18	33.92	0.00	37.84	183.71	—	196.27
19	125.70	0.00	128.79	226.76	—	244.41
20	149.85	10.11	189.88	227.65	13.03	269.22
21	238.58	10.01	274.91	233.36	29.02	256.76
22	346.23	14.76	377.89	261.32	36.55	277.66
23	364.45	16.79	395.32	250.05	45.05	263.22
24	403.73	20.06	426.32	265.62	45.33	278.80
25	403.21	31.57	420.83	238.52	47.78	249.44
26	367.12	64.24	382.21	250.51	49.73	262.47
27	377.89	58.87	391.59	230.19	55.98	241.61
28	376.31	64.17	390.44	217.01	46.51	228.59
29	370.67	50.56	384.45	204.06	52.03	215.14
30	326.00	85.10	339.56	182.87	36.48	194.59
31	313.90	77.55	325.83	163.02	45.54	173.95
32	298.99	68.99	310.99	143.72	29.53	155.53
33	278.84	69.50	290.41	126.66	28.91	137.76
34	261.53	57.19	273.94	109.78	23.86	120.61
35	220.68	56.05	232.69	90.14	17.96	100.29
36	198.27	65.95	209.50	77.31	15.68	86.75
37	171.77	51.81	180.88	69.41	15.15	78.78
38	157.57	40.58	167.69	59.93	11.88	69.01
39	135.84	38.46	145.46	51.59	9.51	60.34
40	121.59	35.81	130.99	42.84	6.41	51.23
41	104.14	36.20	112.56	38.06	6.38	46.33
42	96.47	30.46	104.39	34.84	6.75	43.23
43	86.34	23.89	94.60	30.27	4.55	39.16
44	82.38	26.34	92.07	32.25	5.55	42.83
45	74.95	22.22	83.94	28.27	4.43	39.12
46	68.19	20.96	77.68	26.34	4.45	38.12
47	62.27	23.74	72.16	23.50	3.86	35.58
48	56.77	20.28	65.47	20.56	3.20	32.84
49	49.66	17.69	58.26	17.80	3.23	29.80
50歳以上	12.37	3.79	36.31	1.47	0.20	11.48
15-19	97.12	—	106.38	208.87	—	226.96
20-24	341.37	10.55	374.43	253.63	35.47	270.93
25-29	376.92	52.04	391.45	224.84	50.65	236.30
30-34	292.53	70.97	304.88	142.06	31.35	153.68
35-39	170.87	52.47	181.41	67.09	13.12	76.64
40-44	98.35	32.88	107.18	35.61	5.86	44.55
45-49	61.61	22.36	71.01	22.87	3.72	34.99
50-54	39.98	16.40	50.32	11.44	1.85	24.26
55-59	25.96	12.24	37.71	4.60	0.81	14.37
60-64	15.28	7.10	30.18	1.61	0.35	7.08
65-69	7.55	3.58	21.60	0.58	0.16	3.86
70-74	4.32	2.06	19.56	0.20	0.07	2.21
75歳以上	1.33	0.76	13.07	0.05	0.02	1.08

総数は離別・死別人口に対する再婚率。離別は離別人口、死別は死別人口に対する率。分子に外国人同士の婚姻を含む。分母は国勢調査による10月1日人口。ただし、年齢不詳、配偶関係不詳人口を按分した。

平成3年度実地調査の施行

本研究所においては、平成3年度実地調査として「第3回人口移動調査」を11月に実施し、調査票は平成4年1月までに回収された。その調査実施要綱は以下のとおりである。

「第3回人口移動調査」実施要綱

1. 調査の目的

地域人口の将来推計は、厚生行政をはじめとして各省庁、各地方自治体の各種行政施策の基礎として用いられている。地域人口の変化をもたらす出生・死亡・移動の3つの要因の中で、出生と死亡はその水準が低下するとともに地域格差も縮小傾向にある。しかし、人口移動は高度経済成長期における大都市圏への移動から、分散化傾向への転換、そして最近では再び大都市圏への転入超過が増加するといったように、時代と共に大きな変化がみられる。このような人口移動の変化の実態を明らかにすることは、今後の人口高齢化の地域差、高齢者増加の地域差の解明にとって重要な課題である。

また、このような戦後の地域人口移動の長期的推移は、夫婦当りの平均子供数・平均生存児数との関係が深いことから、将来の地域の人口移動を考えるにあたって、その実態を明らかにしておくことが必要である。

さらに、これまでの国勢調査の移動統計は、昭和35年以降、「過去1年間の移動」を中心としていたが、平成2年の国勢調査では移動に関する調査項目が「5年前の常住地」のみに変更されたことから、移動率の時系列比較が困難となっている。そこで、本調査は、「過去1年間の移動」や国勢調査では得られない移動理由等を把握することによって、国勢調査を補足すると共に、時系列比較のできる移動統計を作成するために、これまでの移動調査よりも大規模なものとなっている。

2. 調査事項

- 1) 現世帯に関する事項
- 2) 現世帯員の人口学的事項
- 3) 現世帯員の居住歴に関する事項
- 4) 過去5年間の転出者に関する事項
- 5) 出産力と親・子の移動に関する事項

3. 調査の方法

調査の実施は、厚生省大臣官房統計情報部、都道府県、政令指定都市などの協力を得て、国勢調査の調査区から265調査区を無作為に抽出し、その調査区内に常住する一般の世帯を対象として配票自計方式によって行う。

4. 調査の時期

平成3年11月

(稲葉 寿記)

日本人口学会関東部会平成3年度秋期研究報告会

平成3年度秋期の日本人口学会関東部会研究報告会は1991年11月9日(土)午後2時～5時、駒沢大学大学会館において開催された。大会は、岡田實関東地域部会担当理事(中央大学)と森岡仁運営委員長(駒沢大学)の御尽力によって開催され、大淵寛座長(中央大学)の司会のもと、以下の報告が行われた。

1. 人口高齢化と配偶関係別人口構造の変化：

結婚の多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計の試み……………高橋 重郷(人口問題研究所)

2. 転換前日本の乳児死亡：資料紹介と事例……………鬼頭 宏(上智大学)
(高橋重郷記)

平成3年度実地調査の施行

本研究所においては、平成3年度実地調査として「第3回人口移動調査」を11月に実施し、調査票は平成4年1月までに回収された。その調査実施要綱は以下のとおりである。

「第3回人口移動調査」実施要綱

1. 調査の目的

地域人口の将来推計は、厚生行政をはじめとして各省庁、各地方自治体の各種行政施策の基礎として用いられている。地域人口の変化をもたらす出生・死亡・移動の3つの要因の中で、出生と死亡はその水準が低下するとともに地域格差も縮小傾向にある。しかし、人口移動は高度経済成長期における大都市圏への移動から、分散化傾向への転換、そして最近では再び大都市圏への転入超過が増加するといったように、時代と共に大きな変化がみられる。このような人口移動の変化の実態を明らかにすることは、今後の人口高齢化の地域差、高齢者増加の地域差の解明にとって重要な課題である。

また、このような戦後の地域人口移動の長期的推移は、夫婦当りの平均子供数・平均生存児数との関係が深いことから、将来の地域の人口移動を考えるにあたって、その実態を明らかにしておくことが必要である。

さらに、これまでの国勢調査の移動統計は、昭和35年以降、「過去1年間の移動」を中心としていたが、平成2年の国勢調査では移動に関する調査項目が「5年前の常住地」のみに変更されたことから、移動率の時系列比較が困難となっている。そこで、本調査は、「過去1年間の移動」や国勢調査では得られない移動理由等を把握することによって、国勢調査を補足すると共に、時系列比較のできる移動統計を作成するために、これまでの移動調査よりも大規模なものとなっている。

2. 調査事項

- 1) 現世帯に関する事項
- 2) 現世帯員の人口学的事項
- 3) 現世帯員の居住歴に関する事項
- 4) 過去5年間の転出者に関する事項
- 5) 出産力と親・子の移動に関する事項

3. 調査の方法

調査の実施は、厚生省大臣官房統計情報部、都道府県、政令指定都市などの協力を得て、国勢調査の調査区から265調査区を無作為に抽出し、その調査区内に常住する一般の世帯を対象として配票自計方式によって行う。

4. 調査の時期

平成3年11月

(稲葉 寿記)

日本人口学会関東部会平成3年度秋期研究報告会

平成3年度秋期の日本人口学会関東部会研究報告会は1991年11月9日(土)午後2時～5時、駒沢大学大学会館において開催された。大会は、岡田實関東地域部会担当理事(中央大学)と森岡仁運営委員長(駒沢大学)の御尽力によって開催され、大淵寛座長(中央大学)の司会のもと、以下の報告が行われた。

1. 人口高齢化と配偶関係別人口構造の変化：

結婚の多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計の試み……………高橋 重郷(人口問題研究所)

2. 転換前日本の乳児死亡：資料紹介と事例……………鬼頭 宏(上智大学)
(高橋重郷記)

第64回日本社会学会大会

第64回日本社会学会大会は1991年11月3～4日、筑波大学において開催された。今年度は役員改選年に当り、本研究所の評議員でもある森岡清美会長の任期が終了し、総会において田原音和氏が新会長に選出された。

第1日午前・午後および第2日午前に行われた一般研究報告は、55部会（書評セッションを含む）に別れ、計233本の報告が登録された。本研究所からも、小島・鈴木両技官が報告を行った。それぞれの報告部会における論題と報告者は、以下のとおりである。

社会学史I（司会者 佐々木交賢）

1. フランス社会学史および民俗学史におけるロジェ・バスティードの位置について……………荒井 芳廣（神奈川工科大学）
2. 中間集団を巡る諸問題——デュルケムとトクヴィル——……………高田 知和（早稲田大学）
3. デュルケムのドイツ認識……………白鳥 義彦（東京大学）
4. デュルケムの社会学体系における人口学の位置……………小島 宏（人口問題研究所）
5. 日本社会学史における「＜有機体論的社会学＞対＜心理学的社会学＞対立図式の再検討——日本社会学成立期における「意識」の問題を通して——……………韓 栄恵（韓国聖心女子大学）

家族IV（司会者 海野道郎）

1. 現代女性の結婚年齢の動学的分析……………中井 美樹（北海道大学）
2. 非常に疑わしい高学歴化と晩婚化の関係——未婚率の都道府県差に関する一考察——……………池 周一郎（日本学術振興会）
3. 直系尊属の生存確率……………鈴木 透（人口問題研究所）
4. 世代間における価値伝達の期待媒介モデル……………土場 学（東北大学）
片瀬 一男（東北学院大学）

特に人口学的な研究が集中した家族IV部会では、第1および第2報告でとりあげられた高学歴化と晩婚化の関係をめぐって、興味深い議論が活発に行われた。

第2日の午後には4つのテーマ部会がもたれた。今回のテーマは以下のとおりであった。

1. 社会理論のフロンティア——NEXT STEP——
2. 高齢者の扶養——その理念と現実——
3. 文化資本としての“教養”——近・現代社会にみる——
4. ヨーロッパ社会論——EC統合と「国民国家」の変容——

（鈴木 透記）

比較家族史学会

第20回研究大会が11月21日（木）、22日（金）の両日武庫川女子大学第3学舎において開催された。

同学会は、「家族」研究をグローバルかつ歴史的視点にたって押し進める極めて学際的な学会であり、学会研究大会の統一性を保つため、自由報告よりもテーマ報告を、さらに各学問分野からの新しい成果発表を中心として研究大会が運営されている。

今回は、テーマ「子供の社会化」をめぐって、「1. 家庭では子供の発達段階に応じてどのような社会化がなされてきたのか」、「2. 地域社会は子供に対して社会化の面でどんな役割をはたしてきたのか」、「3. 子供の社会化を比較文化の視点からみる」といった観点から社会史学、家族法、民俗学、文化人類学、社会学などの各分野から10の報告がなされ、引き続き同じテーマでシンポジウムが開催され活発な議論がなされた。

そのなかで、とりわけ「幼児ネットワークの変容」（落合恵美子）に関する報告は、育児、子育て支援のネッ

トワークを人口現象の変化の視点から分析したもので興味深かった。

人口問題研究所からは人口動向研究部清水浩昭、西岡八郎の二名が参加した。

(西岡八郎記)

第4回アジア・オセアニア国際老年学会議

第4回アジア・オセアニア国際老年学会議(The 4th Asia/Oceania Regional Congress of Gerontology)が折茂肇会長(東京大学教授)のもとに1991年10月31日(木)～11月3日(日)の4日間、横浜市のパシフィコ横浜にて開催された。この会議は国際老年学会アジア・オセアニア地域部会(会長: Gary R. Andrews 南オーストラリア・フリンダース大学教授)の大会として組織されたもので日本老年学会、日本老年医学会、日本老年社会学会等が主催し、厚生省をはじめとする5省庁、日本学術会議、日本医師会、WHO、エイジング総合研究センター等が後援した。また、後援機関として名前は出てこないが、東京都老人総合研究所の寄与が大きく、組織運営の面でもOBの前田大作日本社会事業大学教授が財務委員長を務めたほか多数の関係者が参画した。

初日の開会式とレセプションには皇太子殿下がご来臨され、ご祝辞を賜った。2日目以降、臨床医学、生物学、社会・行動科学、学際領域をカバーする34のシンポジウム、6つの基調講演、2つの昼食セミナーのほか約100の自由報告部会が行われた。29カ国から約700人余りが報告予定者として名を連らねていたが、約半数を占める外国人のうちで中国からの参加予定者の欠席が目についた。しかし、内外から多数の参加者があり、活発な議論が行われた。

人口学者の参加は比較的少なかったが、岡崎陽一教授(日本大学)がHal Kendig教授(ラトローブ大学)による“Informal Support for the Aged: The Effects of Social Change in Asia-Oceania”と題された基調報告の座長を務めた。小生も“Sibling Configuration and Coresidence of Married Couples with an Older Mother in Japan”と題した自由報告を“Family and Generational Issues 1”という部会で行い、座長も務めた。また、日本人口学会会員の郡司篤晃教授(東京大学)が“Primary Health Care”、旗野脩一教授(淑徳大学)が“Longitudinal Study on Aging”と題された学際領域のシンポジウムの座長をそれぞれ務め、坂田周一助教授(日本社会事業大学)が“Aging Policy in Japan”と題された自由報告部会の座長を務めた。大松繁教授(徳島大学)も“Population Prediction Model Using System Dynamics for Gerontology”と題した自由報告を“Theory and Models”という部会で行い、座長も務めた。

外国の人口学者としては崔仁鉉博士(韓国保健社会研究院)が“The Social Indicators on Aging and Caregiving for the Elderly”、J. McCallum教授(オーストラリア国立大学)が“Disability-Free Life Expectation in Australia 1981-88”と題した自由報告を“Demographics and Need Assessment”という部会で行い、後者が座長を務めた。また、Peter K. Chi教授(コーネル大学)が“Living Arrangements and Patterns of Time - Use of the Elderly in Taiwan”と題した自由報告を行った。

そのほか家族研究者の寄与も大きく、国内では袖井孝子教授(お茶の水女子大学)が“Educational Services for the Elderly”、直井道子教授(東京学芸大学)が“Labor Force Participation of Old People”と題された社会・行動科学のシンポジウムの座長を務め、冷水豊博士(東京都老人総合研究所)が“Quality of Life in Old Age”と題された学際領域のシンポジウムの座長を務めた。また、“Family Care”というシンポジウムでは高橋博子教授(日本赤十字社武蔵野短期大学)が“Family Care in Japan”と題した報告を行った。さらに、染谷椒子教授(鹿児島経済大学)が“Awareness and Utilization of the Social Services for the Elderly in Kagoshima Prefecture, Japan”と題した自由報告を“Attitudes Including Life Satisfaction 1”という部会で行い、奥山正司博士(東京都老人総合研究所)が“Socio-Demographic Changes among Japanese Urban Elderly Couples: A Follow-Up Study”と題した自由報告を“Family and Generational Issues 3”という部会で行い、それぞれ座長を務めた。袖井教授一門の活躍は目ざましく、佐藤宏子助教授(常葉学園大学)が“Living Arrangements of Four-Generational Families in Rural Japan”と題した自由報告を袖井教授が座長を務めた“Family and Generational Issues 2”という部会で行い、袖井教授が小沢千

穂子講師(都留文化大学)と佐野志津子研究員(日本労働研究機構)と共同で“Study on Family Caregivers for the Frail Elderly Receiving Day Care Services (1) and (2)”と題した自由報告を“Family Caregivers”という部会で行った。

(小島 宏記)

「西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関係に関する比較研究」のための海外出張

恩賜財団母子愛育会は厚生省との協力の下、1991年度から家庭・出生問題総合調査研究推進事業を発足させたが、本研究所の阿藤誠(人口政策研究部長)と金子隆一(人口動向研究部主任研究官)の二名は本年10月17日(木)から11月8日(金)まで、財団の日本人研究者派遣事業の一環として「西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関係に関する比較研究」のため西欧5カ国の主として人口研究機関を訪問した。訪問の目的は、今後少なくとも3～4年継続予定のこの研究課題について、各国の各研究機関・研究者の協力を依頼すること、各国の出生率・家族政策の状況ならびに研究動向をヒアリングすること、およびこの問題に関する資料を収集することであった。

イギリスではロンドン大学(London School of Hygiene and Tropical Medicine)人口研究センターを訪問、Prof. John Cleland, Prof. Heather Joshi, Prof. John Simmons等と意見交換の機会をもち、Family Policy Studies CenterのDr. Kathleen Kiernanを紹介された。

フランスでは10月21日～25日にパリで開催中のヨーロッパ人口会議に出席し、主としてヨーロッパの出生率、結婚・離婚の動向、人口政策、国際人口移動についてのセッションに参加するとともに、各国の人口研究者、とりわけフランス国立人口研究所(INED)の研究者と意見交換した。(ヨーロッパ人口会議のプログラムについては文末参照のこと)。

ドイツでは、University of BambergのProf. Josef Schmidt、ドイツ国立人口研究所(Bib)の前所長Dr. Karl Schwartzと会いドイツの出生状況をきくとともに多くの資料提供を受けた。

イタリアではローマ大学人口研究所の所長Prof. Antonio Goliniとそのスタッフならびにフローレンス大学のProf. Massimo Livi-Bacciからイタリアの出生状況を聞くとともに資料提供を受けた。

スウェーデンではストックホルム大学人口研究学科を訪問、Prof. Jan Hoem, Prof. Eva Bernhard, 他のスタッフの参加をえて阿藤から日本の出生力状況についての報告を行い、あわせてスウェーデンの出生状況、家族政策の効果などについて直接話をきくとともに、多くの研究資料の提供を受けた。スウェーデンでは家族政策を推進している社会省のSoren Kindlund氏から家族政策の概況をきくとともに、統計局をも訪問し、スウェーデンの人口データ入手の可能性を協議した。

ヨーロッパ人口会議 (European Population Conference)

1. 日 時 1991年10月21日～25日
2. 開 催 地 パリ
3. 組織委員会
会 長 Gerard Calot (フランス国立人口研究所長)
メンバー Charlotte Hohn, Massimo Livi-Bacci, Mohammed Mazouz,
Niço Van Nimwegen, Guillaume Wunsch
4. 日本からの参加者
岡崎陽一(日本大学), 佐藤克彦(アジア経済研究所), 阿藤 誠(厚生省人口問題研究所),
渡邊吉利(厚生省人口問題研究所), 金子隆一(厚生省人口問題研究所)
5. プログラム
(1) *Demographic consequences of recent changes in Eastern European countries on demographic behavior.*

- (2) *The future of international migration in Europe.*
- (3) *The demo-economic evolution of the Third World close to Europe, and prospects of migration to Europe.*
- (4) *The use and value of demographic information.*
- (5) *East- West mortality differentials.*
- (6) *Framework for the analysis of causes of death.*
- (7) *Long-term trends in mortality.*
- (8) *Mortality differentials. Inequalities and heterogeneity.*
- (9) *Reversals and discontinuities in fertility change since the 1960's.*
- (10) *Essential data for fertility analysis in the 1990's.*
- (11) *Contraception, abortion and fertility.*
- (12) *New patterns of spatial distribution of the population.*
- (13) *North South links : level of development and migration-status report from different regions of the World.*
- (14) *Labour needs in Europe : outlook and consequences for migration.*
- (15) *Socio-demographic characteristics of immigrants : Outlooks.*
- (16) *Childlessness in Europe.*
- (17) *Formation and dissolution of couples.*
- (18) *Living arrangements of the elderly.*
- (19) *Children and marital breakdown.*
- (20) *Work, life cycle and social security.*
- (21) *Child care, school time schedules, and professional activity of parents.*
- (22) *Comparative study of marriage in Eastern and Western Europe.*
- (23) *Emerging issues in demographic methodology.*
- (24) *The future of demographic data collection.*
- (25) *Theories in demography.*
- (26) *Population policy and short terms demographic changes.*
- (27) *Religious observance and demographic behaviour.*
- (28) *Economic analysis of causes and consequences of population ageing.*

(阿藤 誠記)

ロックフェラー財団主催「国際有識者準備委員会」開催報告

標記の会議が1991年12月3日イギリスのロンドン郊外ヒースロー（ヒースロー空港の近く）にて開催された。この会議はロックフェラー財団が提唱したもので、世界、特に途上国における人口問題の規模の大きさと影響の深さに鑑みて、国連—各国政府という政府サイドの人口会議と平行して、世界における人口問題の有識者、それは特に人口学者とか専門家という意味にとらわれない人達、を召集した人口有識者会議を近く開催し、1994年の国際人口会議までに独自の見解、勧告を行いたいというものであった。本委員会はそのための準備会議というべき会議であった。

出席者は26名ではほぼ各主要地域の主要国の人口行政担当者（たとえばスウェーデンの国際協力庁総裁）、人口有識者、人口関係のNGOの長（Population Council 理事長、IPPF 事務局長）、そして国連あるいは世界銀行の代表者（たとえば国連人口基金事務局長）といったカテゴリーの人達で、著名な人としては、もと世銀総裁 Robert S. McNamara 氏、国連人口基金事務局長 Nafis Sadik 女史、もと世界保健機構事務局長で現在 IPPF の事務局長 Halfdan Mahler 博士、Population Council の George Zeidenstein 理事長、スウェーデン国際

協力庁総裁 Carl Tham 博士, ロックフェラー財団理事長 Peter C. Goldmark, Jr. 同じくロックフェラー財団人口部長 Steven W. Sinding 博士, オランダ国際協力庁長官 Nicholas H. Biegan 博士, メキシコのコナポの事務局長 Manuel Urbina Fuentes 博士が出席した。日本からは人口問題研究所長の河野稠果と在イギリス駐在一等書記官 北村昭氏(厚生省から出向)が出席した。

会議は今後半永久的機関として、15~20人の有識者による委員会を設け、世界人口問題の解決のため、特に途上国の高出生率によるあらゆる弊害を緩和するために、世界の英知を集め、政府間会議とは別の観点から有力な見解、勧告を行おうとするものである。またこの機関を通じて、先進国からもっと人口分野に対する財政的支援を受けるように努力しようとする意図も含まれている。

委員会のメンバーとして、半分は女性、半分は途上国からということが強く要望されており、また討議の内容は単に家族計画を推進するためだけでなく、世界の人口問題のあらゆる側面がカバーされることを望んでいる。

(河野稠果記)

韓国保健社会研究院・エスカップ主催 「出生力低下が人口政策・プログラム戦略に及ぼすセミナー」開催報告

標記の長い名前のセミナーが1991年12月16~19日の4日間韓国ソウル市にて開催された。このセミナーの原名は KIHSA/ESCAP Seminar on Impact of Fertility Decline on Population Policies and Programme Strategies: Emerging Trends for 21st Century である。会議の目的は、一つには1992年9月インドネシアで開催予定のアジア太平洋人口会議の前座の意味も多少はあるが、同時に、最近アジア、特に東アジアで顕著な出生力低下が起こっており、そこで今まで行って来た家族計画推進の努力をどう調節すべきか、また出生力低下によって人口高齢化とかの新しい人口問題が派生しつつあるが、我々の人口活動をいかに調整しこれらの問題解決のためふり向けるべきか、ということ論じたものである。

出席者は31名で、次のグループから成り立っている。第1にアジア諸国の人口関係者、これは韓国、日本、中国、台湾、マレーシア、インドネシアの人口問題関係者、専門家である。第2はアメリカ合衆国、イギリス、オーストラリアの人口関係学者、専門家、これには長らく Population Council にいた W. Parker Mauldin 氏、テキサス大学の David Smith 教授、イギリスのロンドン大学人口研究所の John Cleland 教授、オーストラリアのオーストラリア家族研究所副所長 Peter F. McDonald 博士のグループである。第3は国連・エスカップ関係の人口関係者で、エスカップの Nibhon Debavalya 人口部長、同じく人口部の Iqbal Alam 博士、国連本部人口部の A. R. Khan 出生力・家族計画研究課長のグループ。そして第4として韓国の保健社会研究院の幹部である。これには Mr. Nam-Hoon Cho 部長が代表となって韓国側の支援体制を取りしきられた。ほかに、同研究院長 Dr. Dal-Hyn Chi 博士、同次長 Ehn-Hyun Choe 博士も常時参加された。日本からは人口問題研究所の河野稠果所長が出席した。

セッションは全部で五つで、(1) 東南アジアおよび東アジアにおける出生率の動向と展望および含意、(2) 出生率低下の文化、社会、経済的含意、(3) 新しい家族の構造と機能の出現、(4) 21世紀における人口プログラムの目標、戦略、実施のための諸問題、そして(5) 要約と勧告であった。河野稠果は第4番目のセッションの議長を務め、また第2のセッションへ“The Consequences of Fertility Decline in Japan: Cultural, Social, and Economic Implications”というペーパーを発表した。

会議の結果とインプリケーションについてはいずれ別の機会にレビューしてみたいと思っている。

(河野稠果記)

中国出張報告

若林敬子は「中国少数民族の婚姻と人口動態に関する社会学的研究」のため、中国国家計画生育委員会の受入れ・安排（共同研究）によって、91年12月2日～12月25日訪中した。新疆のイスラム教系民族人口調査は、本来90年夏の実施予定であったものが、近年の民族問題等がからみ、延期となっていたものである。

ソビエト国境の伊犁州霍城县カザフ族郷や石河子・奎屯・精河・博爾塔拉蒙古自治州（博樂市）の計画生育、とりわけ人口目標管理責任制の実態調査を行った。なおイスラム教系民族人口の典型地である和田墨玉県やカシュガルなどの南疆にいけなかったことは今後課題を残した。

以下訪問機関・調査地を記し、ご協力いただいた方々に心からの感謝を申し上げたい。

- ・国家計画生育委員会……張二力・王国強・杜祥金・丁小鳴
- ・中国人口情報研究中心……顧宝昌
- ・中国人口学会……馮延
- ・北京經濟学院人口經濟研究所……張天路・黄荣清
- ・中国社会科学院人口研究所……熊郁
- ・中国社会科学院社会学研究所……王慶基・張萍
- ・中央民族学院民族研究所……王輔仁・錢軍
- ・中国人口報……彭志良
- ・北京大学社会学系……潘乃谷・周星
- ・中国人民大学社会学研究所……沙蓮香
- ・国家統計局人口統計司……孟慶普・除鋼
- ・中国老齡科学研究中心……肖振禹・張愷悌
- ・中国人民公安大学人口管理科学研究所……張慶五・王虹橋
- ・民政部社会福利と社会進歩研究所……陳良瑾・朱勇
- ・北京市計画生育委員会……郎雪宝・楊冬端
- ・北京市懷柔県北房駙駙村
- ・北京市東城区東直門街道

- ・新疆ウイグル自治区計画生育委員会……潘梁犀
- ・新疆社会科学院經濟研究所人口研究室……王寧
- ・新疆社会科学院民族研究所社会学室……統西癸
- ・新疆ウイグル自治区計画委員会……蘇永光
- ・新疆ウイグル自治区經濟体制改革委員会・經濟研究中心……李周為
- ・新疆大学人口研究所……楊政・周崇経・鄭剛・李建新・童玉芬・張潔・任強・（張丹林）
- ・伊犁州伊寧市計画生育委員会
- ・伊犁州霍城县沙爾布拉克郷（カザフ族）
- ・博爾塔拉蒙古自治州・博樂市（蒙古族）
- ・吐魯番市亜爾郷尕地汗村肖達村（ウイグル族）
- ・石河子市・奎屯市・精河県の各計画生育委員会

- ・陝西省計画生育委員会……陳昭
- ・陝西省人口情報中心……韓曙甄

（若林敬子記）

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Tatsuya ITOH
Associate Editors: Makoto ATOH Kiyosi HIROSIMA Hiroaki SHIMIZU
 Michhiko YAMAMOTO Noriko SHIRAISHI

CONTENTS

Articles

- 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 ... 1~ 14
- A Dynamical Model for Populations Reproduced by First Marriage
 Hisashi INABA ... 15~ 34

Notes

- The Place of Demography in Durkheim's System of Sociology
 Hiroshi KOJIMA ... 35~ 39
- Mean Length of Waiting for, Sojourning at, and Retiring
 from Household Headship Chizuko YAMAMOTO ... 40~ 43

Research Materials

- Trends in Fertility and Policy Responses in Western Europe
 Makoto ATOH and Fusami MITA ... 44~ 57
- Changes in SMAM and Proportions Never Married by Region
 in Japan : 1920-1985 Yoshikazu WATANABE and Rieko BANDO ... 58~ 68

Book Reviews

- Hans-Peter Blossfeld, Alfred Hamerle and Karl Ulrich Mayer,
Event History Analysis (R. KANEKO) 69
- Ronald L. Breiger (ed.), *Social Mobility and Social Structure* (T. SUZUKI) 70

Statistics

- The 44th Abridged Life Tables : April 1990 - March 1991 71~ 77
- Population Reproduction Rates for All Japan : 1990 78~ 84
- Nuptiality Trends in Japan : 1990 Kiyosi HIROSIMA and Michiko YAMAMOTO ... 85~ 97

- Miscellaneous News 98~107
-