

人口問題研究

第52巻第2号

(通巻219号)

1996年7月刊行

調査研究

- Determinants of Attitudes toward Population Aging in Japan小島 宏... 1~16
 A Kinship Model Based on Branching Process鈴木 透... 17~29

研究ノート

- バツワード型モデルによる日本の出生力分析.....今井博之... 30~35

資料

- 日本の婚姻・離婚の動向：1994年.....山本千鶴子... 36~51
 小島克久
 日本の出生動向：1994年.....小島克久... 52~58
 山本千鶴子

書評・紹介

- 王建民・胡琪著『中国流動人口』（若林敬子）..... 59
 Hans-Peter Blossfeld (ed.), *The New Role of Women* : (金子隆一) 60

統計

- 主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料..... 61~70
 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料..... 71~76

雑報

- 人事の異動一定例研究報告会—資料の刊行—第5回（平成7年度）研究評価委員会—1996年人口問題基本調査の施行—第4回及び第5回人口問題と社会サービスに関する特別委員会—日本人口学会第48回大会—日本経済政策学会第53回大会—第1回アジア太平洋地域社会学会議および国際社会学会人口移動部会セミナー—外国関係機関からの来訪者—日誌..... 77~85

調 査 研 究

Determinants of Attitudes toward Population Aging in Japan

Hiroshi KOJIMA

Introduction

1. Trends in Population Aging

Japan's population, which was 84.1 million in 1950, has reached 125.6 million in 1995, making Japan the seventh most populous country in the world. The annual growth rate was about 3 percent during the immediate postwar period, but decreased to the order of 1 percent in the mid-1950s, and remained at this level through the mid-1970s. Then, it fell below 1 percent and has continued to decline further to the level around 0.3 percent. The slower growth is mainly due to the decline in fertility and mortality. Both declined rapidly in the immediate postwar period. Then, the fertility stayed around the replacement level and declined further beginning in the mid-1970s. The mortality continued to fall further, particularly in the old age group.

This led to a sharp decline in the percentage of the child population (aged 0-14) while that of the aged population (aged 65 and over) continued to rise. The share of the working-age population (aged 15-64) rose from 59.6 percent in 1950 to 68.9 percent in 1970, and has virtually leveled off at around 70 percent thereafter. The share of the child population, which was 35.4 percent in 1950, has dropped to 15.9 percent by 1995. On the other hand, the proportion of the aged population rose rapidly, from 4.9 percent in 1950 to 10.3 percent in 1985. The speed of aging has been accelerated since then and the share of the aged population in 1995 has been 14.8 percent (Institute of Population Problems 1995, Bureau of Statistics 1996).

The aged population is projected to increase further by the latest series of official population projections for Japan, which was published by the Institute of Population Problems (1992), Ministry of Health and Welfare in September 1992. According to the medium-variant, the total population will increase continuously from 123.6 million in 1990 to 130.4 million in 2011 and decrease continuously thereafter to 125.8 million in 2025 and 95.7 million in 2090. While both the child population and the working-age population will gradually decrease, the aged population will continue to increase from 14.9 million in 1990 to 32.7 million in 2020.

This is a slightly modified version of the paper presented at the WAPOR (World Association for Public Opinion Research) Regional Conference in Tokyo, November 8-9, 1996, ARCADIA ICHIGAYA, Tokyo, jointly hosted by the JAPOR (Japan Association of Public Opinion Research). This paper partly draws on Kojima (1992, 1995). I would like to thank Dr. Sigeki NISHIHARA, the Conference Chairman, for giving me an opportunity to present this paper and Dr. Makoto ATOH for valuable comments. I would like to dedicate this paper to Alain Girard, pioneer in demographic opinion survey, who has recently passed away.

The population of Japan is expected to experience rapid aging not previously observed in the West. The proportion of the elderly among the total population will rise from 12.1 percent in 1990, through 17.0 percent in 2000, to 25.8 percent in 2025, which will probably make Japan the most aged country in the world. It is projected to rise further to the highest level of 28.4 percent in the mid-2040s before starting to decrease. Among the elderly, the proportion of "older old" population (aged 75 and over) will dramatically increase from 4.8 percent in 1990 to 14.5 percent in 2025. It is projected to reach the highest level of 16.4 percent in the mid-2050s. Even higher level of aging is expected for Japan by the 1994 UN population projections (United Nations 1994).

2. Changes in Public Attitudes toward Population Issues

Against this demographic background in Japan, the term for aging (*koreika*) has been popular since the 1970s. In the early 1990s, however, Japan has experienced a major change in the public attitudes toward population aging. After the "1.57 Shock" (the public sensation associated with the media coverage of the record-low total fertility rate of 1.57 for 1989) in the second half of 1990, low fertility has suddenly become a public agenda. The term "shoshika (trend toward less children)" became popular immediately after its first use in the 1992 White Paper on National Life (published by the Economic Planning Agency) and came to be often used side by side with "koreika" by the mass media, implying low fertility as a major cause of population aging or as the other side of the same coin. At the same time, the term for population policy has become less of a semi-taboo word although the terms for "child-rearing support measures (*kosodate shien saku*)" or family policy have been preferred. Naturally, they are often considered as measures to cope with "shoshika" but their link to "koreika" is often mentioned, implying that they also have population policy motives.

On the other hand, there was a large influx of foreign workers in the late 1980s due to the labor shortage during the period of "bubble economy" and the appreciation of yen. Some opinion leaders have suggested that the admittance of foreign workers is inevitable or desirable in the long run to cope with the aging of population and the shortage of young workers associated with the continued low fertility since the mid-1970s. After the collapse of the "bubble economy" at the beginning of the 1990s, however, many opinion leaders stopped talking about the admittance of foreign workers because the underemployment and unemployment of Japanese nationals have come to be a more urgent concern.

The Institute of Population Problems (1991) conducted its first national opinion survey on population issues in June 1990, just before the beginning of the "1.57 shock" and before the collapse of "bubble economy". It has conducted the second one in June 1995 (Institute of Population Problems 1996) and it is possible to assess the effects of these changes in the early 1990s on the determinants of public attitudes toward population issues, particularly the aging of population and the possible measures to slow it down.

Both surveys asked the respondents to choose one answer among "very good", "good", "hard to say", "bad", and "very bad", to the statement, "In Japan the proportion of the elderly keeps increasing each year while that of the youth keeps decreasing. In thirty years one fourth of the Japanese is expected to be aged 65 and over. What do you think of this?". Those who have chosen either "bad" or "very bad" are asked to choose one answer to the question, "Do you think that the

government should take some measures to slow down the aging of population?" among the following choices: "No measures at all", "Facilitation of the entry of young foreigners as immigrants or workers", "Pronatalist measures", "Both the admittance of young immigrants or workers and pronatalist measures", and "Others".

This paper presents the results of multivariate (multinomial logit) analysis of these two data sets to explore the changing determinants of attitudes toward population aging and possible acceptance of alternative population policies to slow it down. This is an extension of the present author's past studies on public attitudes toward population and on the relationship between population policies (Kojima 1989, 1990, 1992 and 1995).

Hypotheses

Although the National Institute for Public Opinion Survey (1950) conducted a national opinion survey on population problems in 1949 and the Institute of Population Problems (1978 and 1979) asked questions on population-related issues in its 1977 and 1978 surveys, they were conducted when people were concerned with overpopulation. The IPP's national household survey conducted in 1985 was the first one to ask public opinions on population-related issues at the time of public concern over low fertility (Institute of Population Problems 1986).

The 1985 survey asked household heads their opinion about the statement, "Since the burden of the society will increase as the proportion of the elderly increases, the number of children that couples bear might as well increase." Only 8.9 percent of respondents chose "strongly agree", 19.2 percent "somewhat agree", 52.3 percent "hard to say", 13.8 percent "somewhat disagree" and 5.9 percent "strongly disagree". The results of multinomial logit analysis show that being female, old age, being non-migrant, low education, living in Tohoku/Hokuriku Areas (with a higher prevalence of extended households) tend to be associated with positive response to this statement (Kojima 1992).

This survey also asked opinion about the statement, "The government might as well take some measures so that Japanese couples can bear the number of children that they want" in order to explore the potential needs for fertility policy. In contrast to the response to the previous question, 23.9 percent chose "strongly agree", 18.8 percent "somewhat agree", 41.2 percent "hard to say", 9.0 percent "somewhat disagree" and 7.1 percent "strongly disagree". According to the results of multinomial logit analysis, being female, being married, being non-migrant, middle-level education, middle-level income (spending) and rural residence are associated with positive attitudes toward fertility policy (Kojima 1992). Kojima (1989) restricted the sample to married male household heads aged below 50 and found that younger age and the residence in large metropolitan areas have positive effects on interventionism, while older age, small family size and high income have negative effects. These results may suggest that household heads with these characteristics have potential needs for fertility policy. However, population aging is not explicitly referred to in this question about population policy.

As far as the present author knows, this 1985 survey seems to be the only comparable national survey in Japan which specifically asked the opinion about population aging and possible measures to slow it down. There has been surveys on population issues in other countries, but they

have mainly asked questions on the size and growth of population rather than its composition. The only exceptions may be the comparative surveys conducted in selected European countries (Austria, Belgium, Hungary, Italy, the Netherlands, Spain, Switzerland) introduced in the book edited by Moors and Palomba (1995). However, the results for most of these countries only indicate that those who have a negative opinion toward population aging are majority or more numerous than those having a positive opinion. Only the results for Belgium indicate the gender differentials: the proportion of men having a negative opinion is larger than that of women, but it corresponds to the difference in the proportion having the neutral or indecisive choice (Avramov et al. 1995: 90).

The surveys on population issues in other countries often ask about the possible choices among concrete family (fertility) policy measures, but almost none of them seems to ask the choice among pronatalist and immigration strategies while demographers examine them as alternative or complementary population policy measures, using macro-simulation (e.g., Blanchet 1988, Lesthaeghe et al. 1988, Steinmann 1991, Espenshade 1994) and there are separate demographic surveys or questions asking opinion about immigration policy (e.g., Koesoebjono et al. 1991, Espenshade and Hempstead 1996). Girard (1971) seems to be the only one who examined the interrelationship between the attitudes toward fertility and immigration to find that pronatalist respondents tend to be pro-immigration, but these attitudes did not specifically pertain to policies. As for the attitudes toward government intervention into fertility, the results of the 1975 French survey show that high-status occupations, high fertility and high income are associated with interventionism (Girard et al. 1976: 131). On the other hand, Palomba et al. (1989: 311) found that low education is associated with interventionism in the Netherlands and Italy.

Prime Minister's Office of Japan (1991), in its 1990 national opinion survey on foreign worker issues, asked a question on the policy to permit the entry of unskilled workers and found that being males, younger age, being non-agricultural self-employed, managerial and professional occupation are associated with positive attitude toward such a policy. Girard (1971) examined the differentials in attitudes toward the number of immigrants and found that middle and old age, unskilled work and low education are associated with the feeling of excessiveness. Koesoebjono et al. (1991) found no gender differentials in support of restrictive immigration policy in Italy and the Netherlands, but a positive correlation with age in Italy. They also found that the lowly educated and housewives tend to support the policy in the two countries while students tend not to. On the other hand, Espenshade and Hempstead (1996) found that younger and older ages, higher education and urban residence is correlated with higher desired level of immigration.

Drawing on the above-mentioned results of previous research and partly on the hypotheses of Espenshade and Hempstead (1996), the following five hypotheses can be proposed: the "felt threat", "felt needs", "media influence", "traditionalism" and "anti-government" hypotheses. Among them, the "felt threat", "felt needs", "traditionalism", and "anti-government" hypotheses are respectively relevant to the "labor market competition", "generalized cost-benefit", "isolationism" and "social and political alienation" hypotheses proposed by them.

The "felt threat" hypothesis incorporates an element of the "labor market competition"

hypothesis proposed by Espenshade and Hempstead (1996 : 541-542) which suggests that those who are threatened by the possibility that the immigrants take jobs away from them are less likely to favor a tolerant immigration policy. The "felt threat" hypothesis also assumes that those living in the area facing neighboring countries are less likely to favor a tolerant immigration policy. It is also expanded to include the assumption that those who are threatened by the possible personal and social burden due to the aging of their parents and parents-in-law as well as the increasing older population are less likely to have positive attitudes toward population aging.

On the other hand, the "felt needs" hypothesis may not be directly relevant to the attitudes toward aging but those toward population policy. The "generalized cost-benefit hypothesis" proposed by Espenshade and Hempstead (1996 : 542-543) suggests that respondents have a broader view which can include labor market competition as a component of their cost-benefit calculation for immigration policy. This can be extended to their calculation for population policy as a whole to be named as "felt needs". It is thus named because the calculation should also include personal costs and benefits : it is assumed that those who have net benefits from population policies are more likely to favor them.

The "media influence" hypothesis is not directly relevant to the hypotheses proposed by Espenshade and Hempstead (1996), but may crosscut some of them. It assumes that those who are more heavily exposed to the mass media and those who can readily understand their messages are more likely to be influenced. It also assumes that they are more likely to change their opinion when the mass media collectively shifts the issues for a short-lived large-scale campaign (including negative ones on aging, low fertility and immigration), changes the axis for its "mainstream" or "middle-of-the-road" stance, or just comes to ignore "outdated" issues. Since the survey data to be analyzed do not contain any direct information on the media accessibility, its influence has to be inferred indirectly.

The "traditionalism" hypothesis draws on Kojima (1992) which found that the respondents with the "traditional" characteristics are more likely to favor pronatalist policy. It also assumes that they are less likely to favor immigration policy, which corresponds to some extent to the "isolationism" hypothesis proposed by Espenshade and Hempstead (1996 : 543) , suggesting that those with an protectionist mentality are more likely to oppose a tolerant immigration policy. The "anti-government" hypothesis also draws on Kojima (1992) which found that those with certain demographic, socioeconomic and regional characteristics tend to oppose interventionism. It also incorporates an element of "social and political alienation" hypothesis proposed by Espenshade and Hempstead (1996 : 543), suggesting that those alienated from the "mainstream" are least likely to favor a tolerant immigration policy.

The following concrete hypotheses regarding the attitudes toward aging, pronatalist and immigration policies derive from the five hypotheses described above. Being female, young, and married are hypothesized to be associated with negative attitudes toward aging because of their felt threat, while being male, old, and unmarried with positive attitudes. Educational level, as an indicator of media accessibility, is expected to be associated with negative attitudes toward aging.

On the other hand, being female, young, married, and inhabitants of Kanto Area (including Tokyo Megalopolis) are expected to have positive effects on the choice of pronatalist policy

because of their felt needs for government support. Being young, high education and residence in Kinki Area (including Kyoto-Osaka-Kobe Megalopolis) are expected to be associated with negative attitudes toward any policy measures because they are often associated with anti-government attitudes. Females, older persons, those in agriculture and inhabitants of Tohoku and Chubu (including Hokuriku) Areas are also expected to have positive attitudes toward pronatalist policy and negative attitudes toward immigration policy because they tend to be more traditional. Those in self-employment and profession/management are hypothesized to be pro-immigration because of felt needs to cope with the labor shortage in their companies. Females, younger persons, the least educated, manual workers, and inhabitants of Hokkaido and Kyushu Areas (facing Russia or China) are expected to have anti-immigration attitudes because of their felt threat.

The change in the attitude toward aging and possible measures to slow it down during the five-year period can be explained by the changed perception about the demographic situation because of the increased media coverage of low fertility and high unemployment. Those respondents who are more exposed to and/or affected by mass media are hypothesized to have changed their attitudes to a larger extent.

Data and Method

1. Data

The Institute of Population Problems conducted its first and second Public Opinion Surveys on Population Issues in 1990 and 1995. They were conducted for a sub-sample (around 25,000 persons aged between 20 and 69) of the Basic Surveys on Family Life conducted by the Department of Statistics and Information, Ministry of Health and Welfare. Two-stage systematic and stratified sampling was applied to all the census enumeration districts in Japan. The IPP's surveys used self-enumerated questionnaires while the Ministry's surveys were conducted through interviews.

The IPP's two surveys asked more directly, than its 1985 household survey, the opinions towards population aging and population policy measures to slow it down. They asked all the respondents whether aging in the near future was "very good", "good", "hard to say", "bad", or "very bad" and asked those who had a negative opinion about it the possible measures to slow it down. Table 1 shows the results of cross-tabulation by sex of combined answers to these two questions, collapsing the positive answers and negative answers into one category each and excluding "DK" (Don't Know) and "UK" (Unknown) from both. The details of these two surveys are found in their reports (Institute of Population Problems 1991 and 1996).

In 1990, 5.0 percent of respondents have positive attitudes toward aging while 42.9 percent have neutral attitude (choosing "hard to say"). Females are a little more likely to have these attitudes than males. Among those who have negative attitudes toward aging (52.1 percent of respondents who are asked about the possible measures to slow it down), 4.5 percent are in favor of immigration policy, 33.0 percent pronatalist policy, 9.3 percent both and 5.3 percent no intervention. Females are less likely to favor immigration policy than males and a little more likely to favor pronatalist policy.

In 1995, 3.4 percent of respondents have positive attitudes toward aging while 38.5 percent have

Table 1 Attitudes toward the Aging of Population and Choice of Possible Measures to Slow It Down (%) : 1990 and 1995

Year Sex	Total (N)	Positive Attitude	Neutral Attitude	Negative Attitude toward Aging			
				Immigra.	Pronatalist	Both	None
<u>1990</u>							
Both	19,142	5.0	42.9	4.5	33.0	9.3	5.3
Male	9,648	5.7	41.4	5.8	31.2	10.5	5.4
Female	9,494	4.3	44.5	3.1	34.9	8.1	5.3
<u>1995</u>							
Both	19,797	3.4	38.5	2.0	44.3	6.7	5.1
Male	9,704	3.7	37.5	2.4	43.3	7.7	5.4
Female	10,093	3.0	39.5	1.6	45.3	5.8	4.8

Note : This tabulation is based on the combination of answers to two questions.

Source : Institute of Population Problems, Public Opinion Surveys on Population Issues (1990 and 1995).

neutral attitude. There are declines in both attitudes from 1990 possibly because of the "1.57 shock". In contrast to the results of the 1990 survey, females are a little less likely to have these attitudes than males.

Among those who have negative attitudes toward aging (58.1 percent of respondents who are asked about the possible measures to slow it down), 2.0 percent are in favor of immigration policy, 44.3 percent pronatalist policy, 6.7 percent both and 5.1 percent no intervention. As in the results of the 1990 survey, females are less likely to favor immigration policy than males and a little more likely to favor pronatalist policy. While the proportion of non-interventionists has remained relatively stable, the percentages of those who favor immigration policy as well as those who favor both immigration and pronatalist policies have been reduced to a half, while the percentage of those who favor pronatalist policy has increased by one third. This can be also due to the "1.57 shock" as well as the economic recession decreasing the labor demand.

2. Method

In order to clarify the change in differentials of opinion towards aging and possible population policy measures at the same time, multinomial logit analysis (the CATMOD procedure in the SAS package) is conducted on this five-category dependent variable. It is most suitable for qualitative dependent variables with three or more categories because the log odds (or logit) of three or more contrasts can be estimated simultaneously.

The first panel of Table 2 shows the frequency distributions for independent variables used in the model for the comparison of 1990 and 1995 survey results. Independent variables include sex, age, marital status, education, employment status, occupation, and region (Area). Since the definitions of urban-rural residence are different between the two surveys, it is not included as an independent variable in this model. Only categorical variables are used as independent variables because the CATMOD procedure does not usually allow the direct use of continuous variables and because it is more efficient due to the use of log-linear methods. The dummy coding is used for the ease of interpretation, although the CATMOD procedure uses, by default, the effect coding.

The coefficients are converted to relative odds by exponentiation for the ease of interpretation.

Table 2 Frequency Distribution and Relative Odds for Attitudes toward Aging

Independent Variables	Frequency (%)		Attitudes : 1990		Attitudes : 1995	
	1990 (N) 22,811	1995 (N) 22,497	Positive vs Neutral	Negative vs Neutral	Positive vs Neutral	Positive vs Neutral
<u>Sex</u>						
Male \$	49.4	48.8	1.00	1.00	1.00	1.00
Female	50.6	51.2	0.63***	1.02	0.73	1.00
<u>Age</u>						
20-24 \$	10.0	11.3	1.00	1.00	1.00	1.00
25-29	9.6	9.7	1.30	1.05	0.83	0.92
30-34	9.6	9.7	1.08	0.89	0.68	0.75***
35-39	11.8	9.6	1.60*	0.84*	0.82	0.66***
40-44	13.2	11.4	1.55#	0.84*	0.68	0.96***
45-49	11.6	12.8	2.10**	0.90	0.93	0.78**
50-54	10.0	10.9	2.07**	0.99	0.96	0.90
55-59	9.9	9.3	3.05***	1.03	1.21	0.87
60-64	8.5	8.6	3.39***	1.15	1.04	0.94
65-69	5.9	6.6	3.52***	1.21#	1.29	0.92
<u>Marital Status</u>						
Never-Married	18.9	22.1	1.18	0.76***	1.05	0.65***
Married \$	74.9	71.6	1.00	1.00	1.00	1.00
Widowed	3.5	3.1	0.92	1.09	2.23***	0.99
Divorced	2.7	3.1	1.60*	0.92	1.15	0.92
<u>Education</u>						
Junior High	25.3	19.1	0.99	0.79***	1.04	0.88**
Senior High \$	53.9	56.0	1.00	1.00	1.00	1.00
Junior College	7.0	8.1	0.72	1.13#	0.97	1.15*
University	13.8	16.9	0.88	1.15**	0.97	1.23***
<u>Employment St.</u>						
Self-Employed	20.8	18.6	1.09	1.00	1.45**	0.98
Full-Timer \$	46.7	47.0	1.00	1.00	1.00	1.00
Part-Timer	12.2	12.9	1.17	0.92	1.13	0.94
Non-Employed	20.2	21.4	1.18	0.92	1.20	0.85**
<u>Occupation</u>						
Profes/Manager	16.3	18.3	1.38#	1.12#	1.21	1.02
Clerical \$	40.4	40.6	1.00	1.00	1.00	1.00
Sales	8.2	8.2	1.28	1.06	1.25	0.97
Service	6.8	9.2	1.12	1.01	1.05	0.84*
Manual	15.9	15.3	1.03	0.86*	1.21	0.88#
Agri/Fore/Fish	3.6	2.6	0.99	0.98	0.04	1.15
Others	8.8	5.9	1.31	0.87#	1.06	0.82*
<u>Region</u>						
Hokkaido	3.6	3.6	0.79	0.84#	1.05	1.00
Tohoku	6.2	6.9	1.10	0.92	1.05	0.83**
Kanto	38.3	38.7	0.86	1.10#	1.29#	0.95
Chubu \$	17.7	17.6	1.00	1.00	1.00	1.00
Kinki	13.2	13.6	0.84	0.93	1.53*	0.87*
Chushikoku	9.6	7.6	0.75#	1.02	1.21	1.00
Kyushu	11.5	12.0	1.27#	0.86*	0.96	0.91

Note : # $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, \$ reference categories.

The relative odds which is smaller than the unity means that the category has a negative effect on the relative odds compared with the effects of reference category set to the unity ($= \exp(0)$).

Results

1. Attitudes toward Aging

The last two panels of Table 2 show the results of multinomial logit analysis for determinants of attitudes toward aging in 1990 and 1995 in the form of relative odds. According to the second panel for 1990, males, older persons, the divorced, those in profession/management and inhabitants of Kyushu Areas are more likely to have positive attitudes toward aging relative to neutral attitude, while inhabitants of Chushikoku Areas are less likely. On the other hand, persons aged 65-69, graduates of two- and four-year colleges, those in profession/management, inhabitants of Kanto Area (including Tokyo Megalopolis) are more likely to have negative attitudes toward aging relative to neutral attitude, while persons aged 35-44, the never-married, the least educated, manual workers, and inhabitants of Hokkaido and Kyushu Areas are less likely. Persons aged 65-69 and those in profession/management are more likely to have both positive and negative attitudes relative to neutral attitude, which means that they are less likely to have neutral attitude. These results seem to support both the "felt threat" and "media influence" hypotheses.

According to the third panel for 1995, the widowed, the self-employed, and inhabitants of Kanto and Kinki (including Kyoto-Osaka-Kobe Megalopolis) Areas are more likely to have positive attitudes relative to neutral attitude. On the other hand, graduates of two- and four-year colleges are more likely to have negative attitudes toward aging relative to neutral attitude while persons aged 30-49, the never-married, the least educated, non-employed (including home-makers and students), service workers, manual workers and those in other occupations, and inhabitants of Tohoku and Kinki Areas are less likely.

In comparison with the results for 1990, it is apparent that the effects of sex and age on positive attitudes lose their significance in 1995, while the positive effects of middle ages on negative attitudes are retained. This may be because males and older persons previously less exposed to the media coverage of low fertility and aging have come to be more exposed while middle-aged persons are too busy to have enough access to mass media. While the negative effect of the never-married on negative attitudes remains significant, the positive effect of the divorced on positive attitudes is replaced by that of the widowed, supporting the "felt threat" hypothesis. The positive effects of educational level on negative attitudes remains the same, supporting the "media influence" hypothesis. While the effects of employment status are not significant in 1990, they are significant in 1995. In sum, both the "felt threat" and "media influence" hypotheses seem to be supported.

2. Attitudes toward Policy

Table 3 shows the results for determinants of choice of possible measures to slow down aging in 1990 and 1995 in the form of relative odds among all the respondents including those who have positive and neutral attitudes. According to the left-hand side panel for 1990, females are less

Table 3 Relative Odds for Choice of Possible Measures to Slow Down Aging

Independent Variables	1990				1995			
	Immigra.	Pronata.	Both	None	Immigra.	Pronata.	Both	None
	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu	vs Pos/Neu
<u>Sex</u>								
Male \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Female	0.56***	1.15**	0.84*	1.07	0.75*	1.04	0.79**	1.02
<u>Age</u>								
20-24 \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
25-29	1.03	1.10	0.98	1.03	0.64#	0.96	0.79#	0.89
30-34	0.86	0.96	0.80	0.87	0.55*	0.77**	0.72*	0.63**
35-39	0.83	0.90	0.76#	0.61**	1.01	0.65***	0.65**	0.96*
40-44	0.70#	0.92	0.79	0.55***	1.03	0.67***	0.65**	0.63**
45-49	0.89	1.02	0.71*	0.46***	1.10	0.76**	0.64**	0.70*
50-54	0.87	1.09	0.85	0.72#	1.11	0.91	0.58**	0.87
55-59	0.73	1.11	0.90	0.51**	1.01	0.88	0.57**	0.72
60-64	0.74	1.31*	1.04	0.53**	0.93	0.97	0.68*	0.76
65-69	0.65	1.37*	1.01	0.47**	1.15	0.96	0.63*	0.45**
<u>Marital Status</u>								
Never-Married	1.02	0.65***	0.73**	1.13	1.18	0.56***	0.73**	1.01
Married \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Widowed	1.15	1.10	0.74	1.20	0.78	0.89	0.99	0.69
Divorced	0.73	0.80#	1.18	1.13	1.68#	0.83#	1.02	1.03
<u>Education</u>								
Junior High	0.79*	0.83***	0.65***	0.69**	0.75#	0.91#	0.80*	0.85
Senior High \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Junior College	1.06	1.08	1.29*	1.25#	1.17	1.16*	1.06	1.24#
University	1.34**	1.01	1.18	1.59***	1.23	1.15**	1.20*	1.71***
<u>Employment St.</u>								
Self-Employed	1.27*	0.91	1.03	1.25#	1.36#	0.92	0.94	0.97
Full-Timer \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Part-Timer	0.95	0.87*	0.88	0.88	0.95	0.92	0.98	0.93
Non-Employed	1.08	0.93	0.87	0.92	0.89	0.80***	0.91	0.82
<u>Occupation</u>								
Profes/Manager	1.14	1.08	1.17	1.02	0.93	0.95	1.12	1.07
Clerical \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Sales	0.83	1.13	1.15	0.78	0.68	0.96	1.11	0.81
Service	0.93	1.10	0.91	0.98	0.52*	0.85*	0.77#	0.83
Manual	0.72*	0.95	0.83	0.77#	0.98	0.82**	1.02	0.93
Agri/Fore/Fish	0.28**	1.32*	0.62*	0.74	0.41	1.11	1.65*	0.97
Others	0.68#	0.92	0.78#	0.54**	0.68	0.79**	0.84	0.90
<u>Region</u>								
Hokkaido	0.48**	0.81#	0.95	0.98	0.86	0.91	1.23	0.90
Tohoku	0.77	0.90	0.87	1.28	0.70	0.83*	0.74#	0.63*
Kanto	0.94	1.09#	1.28**	1.19	1.16	0.90*	1.07	0.98
Chubu \$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Kinki	0.63**	0.89	0.83#	1.48**	0.71	0.81***	0.96	0.98
Chushikoku	0.75#	1.11	0.98	1.05	0.95	1.01	0.88	0.78
Kyushu	0.45***	0.96	0.67**	0.86	0.93	0.91	0.78#	1.03

Note : # p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001, \$ reference categories.

likely to favor immigration policy and both immigration and pronatalist policies relative to those who have positive or neutral attitudes toward aging, while they are more likely to favor pronatalist policy. This is compatible with both the “felt needs” and “felt threat” hypotheses. Among various age groups, middle ages are associated with unfavorable attitudes toward immigration policy (including immigration/pronatalist policies), while older ages with favorable attitudes toward pronatalist policy and younger ages with favorable attitudes toward no intervention. This can lend support to the “traditionalism” and “anti-government” hypotheses. The never-married and the divorced are less likely to favor pronatalist policy and the former are also less likely to favor immigration/pronatalist policies, supporting “felt needs” hypothesis.

Low education is associated with negative effects on all the policy choices, which means that it is associated with positive or neutral attitudes toward aging. High education is associated with favorable attitudes toward immigration policy and no intervention, which is compatible with both the “felt threat” and “anti-government” hypotheses. The self-employed persons tend to be also in favor of both immigration policy and non-intervention, partly supporting “felt needs” hypothesis. Part-timers tend to be against pronatalist policy. Manual workers and farmers tend to have negative attitudes towards immigration policy, while the latter has positive attitudes toward pronatalist policy. This is compatible with “felt threat” and “traditionalism” hypotheses. Those in the “other occupations” are more likely to have positive or neutral attitudes toward aging.

Inhabitants of Hokkaido Area are less likely to favor immigration or pronatalist policies while those in Kanto Area are more likely to favor pronatalist policy and immigration/pronatalist policies, which is partly compatible with both the “felt threat” and “felt needs” hypotheses. Inhabitants of Kinki Area are more likely to favor no intervention (less likely to favor immigration or pronatalist policies) while those in Chushikoku and Kyushu Areas are less likely to favor immigration policy, which is partly compatible with both the “anti-government” and “felt threat” hypotheses.

According to the right-hand side panel for 1995, the effects of sex are similar with 1990 except that females are no more likely to favor pronatalist policy compared with males. This is possibly because males have been affected by mass media regarding the needs for pronatalist measures due to the “1.57 shock”.

The effects of age are somewhat different from 1990. Younger adults aged 25-34 are less likely to favor immigration policy, which is not found in 1990, supporting the “felt threat” hypothesis. This may be because some of them are exposed to the possible competition with foreign workers in the labor market during the economic recession. The youngest age group has relatively favorable attitudes toward immigration/pronatalist policies possibly because many of them are students and more informed through mass media as well. Those aged 30-49 are less likely to favor pronatalist policy, which is not found in 1990. This may be because those in the child-bearing ages have come to distrust government policies through their experience.

The effects of marital status are similar with 1990. The exception is that the divorced persons are more likely to favor immigration policy, possibly because they are thinking of the possibility of remarriage with a foreigner now that there are much more intermarriage than five years before.

before.

The effects of education are also similar with 1990 except that those with high education are more likely to favor pronatalist policy possibly because of “media influence” regarding the “1.57 shock”. Among employment status groups, the self-employed persons are still more likely to favor immigration policy probably because some of them have “felt needs” for employing foreign workers, but they are no more non-interventionist. The non-employed persons replace the part-timers in negative attitudes toward pronatalist policy, possibly because some of them do not have any “felt needs” for pronatalist policy which tends to help female full-time workers these days.

The effects of occupational groups are somewhat different from 1990. Service workers come to be less likely to favor immigration policy while manual workers, those in agriculture and “others” lose this tendency. Service and manual workers now have unfavorable attitudes toward pronatalist policy, while those in agriculture lose this tendency. The attitude of those in agriculture toward immigration/pronatalist policies is reversed from positive to negative possibly because they are facing the aging and feminization of work force as well as the increase in intermarriage among farm heirs due to their marriage squeeze. There are no more significant differences in the attitudes toward no intervention.

The regional differences in the attitudes toward immigration policy are attenuated possibly because of the dispersal of foreign workers during the recession. The effects of living in Kanto Area on the choice of pronatalist policy is reversed from positive to negative and the negative effect of living in Hokkaido Area disappears, while the significant and negative effects of living in Tohoku and Kinki Areas newly appear. The negative effect of living in Tohoku Area on pronatalist policy, together with its newly significant negative effects on immigration/pronatalist policies and no intervention, is probably the reflection of its negative effects on negative attitudes toward aging found in Table 2. Living in Kanto Area also loses its significant and positive effect on immigration/pronatalist policies, while living in Kinki Area loses its negative effect. Living in Kinki Area also loses its positive effect on no intervention, possibly because their inhabitants’ anti-government feelings have been weakened after the 1995 big earthquake in the area.

There seems to be possible acceptance of alternative population policies to slow down aging among Japanese with certain demographic, socioeconomic and regional characteristics, but the potential acceptance seems to be affected by various changes at the macro-societal level as implied by some of the five hypotheses mentioned above.

Summary and Discussion

In sum, most of the results for determinants of attitudes toward population aging and choice of possible measures to slow it down largely support, at least, one of the following five hypotheses: “felt needs”, “felt threat”, “media influence”, “traditionalism”, and “anti-government”. But there remain some significant effects and their changes that are unexplained by these hypotheses.

Some of these unexplained effects may be related to the magnitude of respondents choosing the

neutral answer (“hard to say”) as an opinion toward aging. Therefore, the neutral answer in combination with the neutral answers to other questions should be examined in detail as done by Collomb (1977). The neutral answers can be divided into “well-informed neutral attitude” and “badly informed neutral attitude” (“Don’t Know”) as Palomba et al. (1989) did.

It is also better to analyze distinction between the level of agreement (“very good” and “good”) or disagreement (“very bad” and “bad”) with the statement on aging. In this regard, the use of multinomial logit model may or may not be more suitable than ordered probit model which Espenshade and Hempstead (1996) has used. Multinomial logit model assumes that each choice is discrete, but the intensity of agreement may suggest otherwise. However, the intensity of agreement, including “hard to say” between “good” and “bad”, may not be ordinal (as assumed by ordered probit model), if the neutral answer is chosen instead of “Don’t Know” by some respondents.

Still, it may be better to compare the results of the two models as an extension of this study. In addition, the use of latent variable model can be another future direction for analyzing simultaneously the determinants of attitudes toward population aging and the determinants of choice of possible measures to slow it down.

References

Avramov, Dragana, Marc Callens, and Robert Cliquet. 1995. “Belgium : A Family-Friendly Climate as the Valorization of Individuality.” Pp.81-101 in *Population, Family, and Welfare : A Comparative Survey of European Attitudes*, Volume I edited by Hein Moors and Rossella Palomba. Oxford, Clarendon Press.

Blanchet, Didier. 1988. “Immigration et régulation de la structure par âge d’une population.” *Population* 43(2) : 304-308.

Bureau of Statistics (Japan). 1996. *Results of Sample Tabulation for 1995 Census*. Tokyo : Bureau of Statistics (in Japanese).

Collomb, Philippe. 1977. “Les non-réponses aux questions d’opinion sur la politique de population.” *Population* 32(4/5) : 835-866.

Girard, Alan. 1971. “Attitudes des français à l’égard de l’immigration étrangère : enquête d’opinion.” *Population* 26(5) : 827-875.

Girard, Alain, Henri Bastide et Louis Roussel. 1976. “Présentation des résultats détaillés d’une enquête auprès du public sur l’accueil réservé à diverses sortes de mesures susceptibles d’agir sur la fécondité.” INED (éd.), *Natalité et politique démographique*. Paris : PUF, pp.57-162.

Espenshade, Thomas J. 1994. “Can Immigration Slow U.S. Population Aging?” *Journal of Policy Analysis and Management* 13(4) : 759-768.

Espenshade, Thomas J., and Katherine Hempstead. 1996. “Contemporary American Attitudes Toward U.S. Immigration.” *International Migration Review* 30(2) : 535-570.

Institute of Population Problems. 1978. *Report of the Seventh National Fertility Survey in 1977*. Tokyo : Institute of Population Problems (in Japanese).

Institute of Population Problems. 1979. *Report of Surveys on Inhabitants’ Attitudes toward Long-Term Demographic Change and Environment*. Tokyo : Institute of Population Problems (in

Japanese).

Institute of Population Problems. 1986. *Demographic Survey on Changes in Family Life Course and Household Structure*. Tokyo : Institute of Population Problems (in Japanese).

Institute of Population Problems. 1991. *The Public Opinion Survey on Population Issues in Japan*, Tokyo : Institute of Population Problems (in Japanese).

Institute of Population Problems. 1992. *Population Projections for Japan, September 1992*. Tokyo : Institute of Population Problems (in Japanese).

Institute of Population Problems. 1995. *Latest Demographic Statistics 1995*. Tokyo : Institute of Population Problems (in Japanese).

Institute of Population Problems. 1996. *The Second Public Opinion Survey on Population in Japan*, Tokyo : Institute of Population Problems (in Japanese).

Koesoebjono, Santo, Corrado Bonifazi and Hein Moors. 1991. "Attitudes towards Migrants and Migration Policy." Pp.55-81 in *People, Policy and Perspectives: A Comparative Survey on Population Policy Acceptance in Italy and the Netherlands* edited by Hein Moors and Rossella Palomba. Rome : Istituto Di Ricerche Sulla Popolazione.

Kojima, Hiroshi. 1989. "The Effectiveness of Pronatalist Policies." *Jinko Mondai Kenkyu [Journal of Population Problems]* 45(2) : 15-34 (in Japanese).

Kojima, Hiroshi. 1990. "Relationship between Pronatalist Policy and Immigration Policy." *Jinko Mondai Kenkyu [Journal of Population Problems]* 46(3) : 49-55 (in Japanese).

Kojima, Hiroshi. 1992. "Attitudes toward Fertility Trends and Policy in Japan." *Jinkogaku Kenkyu [Journal of Population Studies]* 15 : 19-30.

Kojima, Hiroshi. 1995. "Aging in Japan: Population Policy Implications", *Korea Journal of Population and Development*, Vol.24, No.2, pp.197-214.

Lesthaeghe, R., H. Page and J. Surkyn. 1988. "Are Immigrants Substitute for Births?" *IPD Working Paper* 1988-3.

Moors, Hein, and Rossella Palomba (eds.). 1995. *Population, Family, and Welfare: A Comparative Survey of European Attitudes*, Volume I. Oxford, Clarendon Press.

National Institute for Public Opinion Survey (Japan). 1950. *Report of Public Opinion Survey on Population Issues*. Tokyo : NIPOS (in Japanese).

Palomba, R. A., A. Menniti, and A. Mussino. 1989. "Attitudes toward Demographic Trends and Population Policy." *European Journal of Population* 4(4) : 297-313.

Prime Minister's Office (Japan). 1991. *Public Opinion Survey on Foreign Worker Issues*. Tokyo : Prime Minister's Office (in Japanese).

Steinmann, Gunter. 1991. "Immigration as a Remedy for Birth Dearth : The Case of West Germany." Pp.337-357 in *Future Demographic Trends in Europe and North America: What Can We Assume Today* edited by Wolfgang Lutz. London : Academic Press.

United Nations. 1994. *World Population Prospects : 1994*, New York : United Nations.

Abstract

Determinants of Attitudes toward Population Aging in Japan

Hiroshi KOJIMA

This study presents the results of multinomial logit analysis of data from the National Opinion Surveys on Population Issues conducted by the Institute of Population Problems in June 1990 and 1995 to explore the changing determinants of attitudes toward projected population aging and possible acceptance of alternative population policies to slow it down in Japan. The following five hypotheses are examined in this study: "felt needs", "felt threat", "media influence", "traditionalism" and "anti-government".

The cross-tabular analysis of 1990 survey data shows that 5.0% of respondents have positive attitudes toward aging while 42.9% have neutral attitude. In 1995, however, 3.4% of respondents have positive attitudes toward aging while 38.5% have neutral attitude. These declines may be due to the "1.57 shock" associated with the media coverage of the record-low total fertility rate in the latter half of 1990, which is consistent with the "media influence" hypothesis.

Among those who have negative attitudes toward aging in 1990 (52.1% of respondents who are asked about the possible measures to slow it down), 4.5% are in favor of immigration policy, 33.0% pronatalist policy, 9.3% both and 5.3% no intervention. In 1995 the proportion of non-interventionists has remained relatively stable, but the percentages of those who favor immigration policy and those who favor both immigration and pronatalist policies have been reduced to a half, while the percentage of those who favor pronatalist policy has increased by one third. This can be due to the "1.57 shock" and the economic recession decreasing the labor demand, which is consistent with the "media influence" and "felt threat" hypotheses.

According to the multinomial logit analysis of 1990 survey data for determinants of three-category dependent variable representing the attitudes toward aging, those aged 35-69, the divorced, those in professions and management and inhabitants of Kyushu Area are more likely to have positive attitudes toward aging relative to neutral attitude, while females and inhabitants of Chushikoku Area are less likely. Those aged 65-69, those with higher education, those in professions and management and inhabitants of Kanto Area are more likely to have negative attitudes toward aging relative to neutral attitude, while those aged 35-44, the never-married, the least educated, those in manual and "other" occupations and inhabitants of Hokkaido and Kyushu Areas are less likely. These results as well as the changes in determinants from 1990 to 1995 seem to support the "felt threat" and "media influence" hypotheses.

On the other hands, the results of multinomial logit analysis of 1990 survey data for determinants of five-category dependent variable representing both the attitude toward aging and the choice of possible policy measures are at least partly consistent with all the five hypotheses. These hypotheses are also partly consistent with some changes in determinants from 1990 to 1995. However, there remain some significant effects and their changes that are unexplained by these hypotheses.

日本における人口高齢化に対する態度の規定要因

小 島 宏

本研究は将来の日本について推計されている人口高齢化に対する態度とそれを緩和するための人口政策の受容可能性を検討するため、人口問題研究所により1990年と1995年の6月に実施された全国調査「人口問題意識に関する調査」のデータに多項ロジット分析を適用した結果を示す。本研究では「必要感」、「脅威感」、「マスコミ影響」、「伝統主義」、「反政府」の五つの仮説が検証される。

1990年調査結果のクロス表分析によれば、回答者の5.0%が高齢化に対して肯定的態度をもち、42.9%が中立的態度をもっている。しかし、1995年には回答者の3.4%が高齢化に対して肯定的態度をもち、38.5%が中立的態度をもっている。これらの割合の減少が「1.57ショック」（1990年後半における記録的に低い合計特殊出生率の報道に伴う世論の盛り上がり）によるものだとすれば、「マスコミ影響」仮説が支持される。

1990年において高齢化に対して否定的態度をもつ者（それを緩和するための対策について尋ねられた52.1%の回答者）のうちで4.5%が移入政策を支持し、33.0%が出生促進政策、9.3%が両者、5.3%が非介入政策を支持している。1995年には非介入政策支持者の割合は比較的安定しているが、移入政策支持者の割合と移入政策と出生促進政策の両者の支持者の割合は半減し、出生促進政策支持者の割合は三分の一増加した。これは「1.57ショック」と労働需要減少を伴う不況によるものである可能性があり、「マスコミ影響」仮説と「脅威感」仮説と整合的である。

1990年調査結果に基づく、高齢化に対する態度を表す3区分の従属変数の規定要因に関する多項ロジット分析によれば、35～69歳の者、離別者、専門管理職者、九州居住者は高齢化に対して（中立的態度との比較で）肯定的態度をもつ可能性が高く、女子、中四国地方居住者はその可能性が低い。また、65～69歳の者、短大・大卒者、専門管理職者、関東地方居住者は高齢化に対して（中立的態度との比較で）否定的態度をもつ可能性が高く、35～44歳の者、未婚者、中卒者、現業労働・「その他」職業の者、北海道・九州居住者はその可能性が低い。これらの結果と1990年から1995年にかけての変化は「脅威感」仮説と「マスコミ影響」仮説を支持しているようである。

他方、1990年調査結果に基づく、高齢化に対する態度と対策の選択の両者を表す5区分の従属変数の規定要因に関する多項ロジット分析の結果は、少なくとも部分的に五つの仮説と整合的である。しかし、一部の有意な効果やその変化はいずれの仮説によっても説明されないまま残っている。

A Kinship Model Based on Branching Process

Toru SUZUKI

Introduction

Pullum (1982) developed a kinship model by which one can derive detailed frequency distribution of various kin categories. Since the model is developed on the basic branching process (Harris, 1963), it does not have the age structure and produces only eventual numbers. On the other hand, his model can provide not only the mean but also the higher moments for any distant kin in a relatively simple way.

The first section in this article is devoted to reviewing the essence of Pullum's model. Pullum showed how frequencies of female kin are calculated by using branching process.

The second section examines extension of the model to two sexes. There is a misleading assertion in Pullum's article. I will show that the relation of two sex variance to one sex variance is not so simple as suggested by him.

In the third and fourth sections, I will attempt some extensions of Pullum's model. The assumptions on marriage implied in the model are, i) the number of siblings is independent between spouses, ii) there is no remarriage. I will try to relax these assumptions in limited ways.

For the latter issue, a general model of remarriage has been developed by Goldstein (1994). I will limit myself to specific forms of remarriage and obtain such basic moments as the mean and variance.

1. One Sex Model

The starting point of the female one sex branching process is the probability distribution in the eventual number of daughters.

$$f_k = Pr(k \text{ daughters}) \quad (1)$$

The generating function is useful to obtain various moments of the number of daughters.

$$f(s) = \sum_{k=0}^{\infty} f_k s^k \quad (2)$$

The mean number of daughters, or net reproduction rate (NRR), is given as the differential of the generating function with $s=1$.

$$N = f'(1) \quad (3)$$

The second derivative of the generating function with $s=1$ gives the expectation of $k^2 - k$. Thus, the variance of daughters is,

$$\sigma_N^2 = f''(1) - [f'(1)]^2 + f'(1). \quad (4)$$

To obtain the distribution of lateral kin, we need to prepare the same set for sisters. The number of sisters can be expressed with the number of daughters seen from the mother. For ego to have k sisters, her mother needs to have $k+1$ daughters. If ego is randomly chosen from generation i , which size is denoted by Z_i , Z_{i-1} gives the number of all potential mothers. Since the number of egos produced by mothers who eventually had $k+1$ daughters is $Z_{i-1}f_{k+1}$, and the ratio of daughters to mothers is the mean number of daughters, probability of k sisters is given as follows :

$$g_k = \frac{Z_{i-1}}{Z_i} f_{k+1} (k+1) = \frac{1}{N} f_{k+1} (k+1) \quad (5)$$

Substituting this into the definition of the generating function, sisters' generating function can be expressed as follows.

$$g(s) = \sum_{k=0}^{\infty} g_k s^k = \frac{1}{N} f'(s) \quad (6)$$

Because of this relationship, a moment of sisters has the one degree higher moment of daughters. For example, the mean of sisters S contains the variance of daughters.

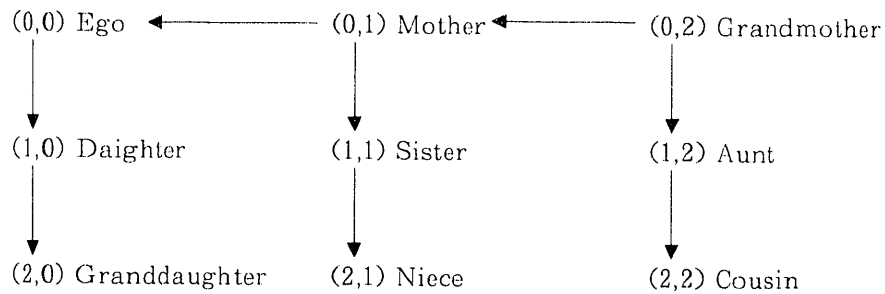
$$S = \frac{\sigma_N^2}{N} + N - 1 \quad (7)$$

The variance of sisters contains the third moment of daughters.

$$\sigma_S^2 = \frac{\kappa_N^3}{N} + \frac{\sigma_N^2}{N} (N - \frac{\sigma_N^2}{N}) \quad (8)$$

Pullum showed that the mean and variance of every kin category can be expressed with N , σ_N^2 , S , and σ_S^2 because generating function for each category can be obtained easily by nestings of $f(s)$ and $g(s)$. It is convenient to work on Atkins' scheme for various kin categories (Figure 1). Each arrow is drawn from mother to daughter. Each vertex is labelled with i and j , where j is the generational difference between the common ancestor and ego, and i is that between the common ancestor and the kin in concern.

Figure 1 Atkins' (i, j) Lattice for Female Kin



For direct ancestors ($j=0$), the eventual number is always one since this is a one sex model. The generating function for these categories is a constant, $f(s)=s$. For direct descendants ($j=0$), a primary theorem of branching process (Harris, 1963, p.5) tells that generating functions are nestings of $f(s)$. Thus, the generating function for granddaughters is $f[f(s)]$, that for great-granddaughters is $f[f[f(s)]]$, and so forth.

Lateral kin with the same i shares the same generating function. If a lateral kin is a daughter of one of direct ancestors, then $i=1$ and generating function is $g(s)$. Granddaughters of direct ancestors have generating function $g[f(s)]$, great-granddaughters have $g[f[f(s)]]$, and so forth.

Table 1 Moments in One Sex Model

Kin	Generating Function	Mean	Variance
Mother	s	1	0
Grandmother	s	1	0
Daughter	$f(s)$	N	σ_N^2
Granddaughter	$f[f(s)]$	N^2	$N(N+1)\sigma_N^2$
Sister	$g(s)$	S	σ_S^2
Aunt	$g(s)$	S	σ_S^2
Niece	$g[f(s)]$	NS	$N^2\sigma_S^2 + S\sigma_N^2$
Cousin (female)	$g[f(s)]$	NS	$N^2\sigma_S^2 + S\sigma_N^2$

In this way, one can get generating function for any distant kin. This means that one can get any moments for all kin categories. Table 1 is the summary of mean and variance expressed with N , σ_N^2 , S , and σ_S^2 .

2. Extension to Two Sexes

It is easy to generalize the model to two sexes by using the fact that the sex composition of given number of children distributes binomially¹. Let γ be the probability that a child is female. Given the number of children of both sexes, denoted as C , the number of daughters D has the binomial distribution with C and γ as parameters.

$$\Pr(D=d|C=c) = \binom{c}{d} \gamma^d (1-\gamma)^{c-d}, \quad D|C \sim \text{Binomial}(C, \gamma) \quad (9)$$

Then, the product γC gives the conditional mean $E(D|C)$. The unconditional mean of daughters $E(D)$ is the mean of this conditional mean. It turns out that there is a simple relationship between one sex and two sex means.

$$E(C) = \frac{1}{\gamma} E(D) = \frac{1}{\gamma} N \quad (10)$$

It is nice that this simple relation holds for any kin. Two sex mean is always some multiplier times one sex mean, as shown in Table 2. And as Pullum stated (1982, p.555), the multiplier can be obtained easily from i and j in Atkins' scheme.

$$k_{ij} = \begin{cases} 2^j & \text{for } i=0 \text{ (direct ancestors)} \\ (1/\gamma)^i & \text{for } j=0 \text{ (direct descendants)} \\ 2^{j-1} (1/\gamma)^j & \text{otherwise (lateral kin)} \end{cases}$$

¹ The assumption is that there is no parental control on the sex of a newborn, which guarantees the sex of each child to be identical and independent Bernoulli event.

Pullum went further and wrote as follows (1982, p.556).

“For moments of order m about the mean, $m > 1$, the multipliers will simply be

$$k_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{for } i=0 \\ (1/\gamma)^{mi} & \text{for } j=0 \\ 2^{mj-m} (1/\gamma)^{mj} & \text{otherwise.} \end{cases}$$

This gives an impression that two sex moment is always as simple as the multiplier times the one sex moment. Let us check this for variance. Since the variance is the second order moment about the mean, m equals to 2. If the simple relation holds, the two sex variance of children should be equal to $(1/\gamma)^2$ times the one sex variance because $i=0$ and $j=0$ for children.

Recall that the variance in binomial distribution is given by $\gamma(1-\gamma)C$. This is the conditional variance of daughters given the number of children of both sexes, and can be written as $\text{var}(D|C)$. Recall that the formula which relates conditional and unconditional variances is,

$$\text{var}(D) = \text{var}[E(D|C)] + E[\text{var}(D|C)].$$

By applying this, the relationship between one sex and two sex variances turns out to be as follows.

$$\text{var}(C) = \frac{1}{\gamma^2} [\text{var}(D) - (1-\gamma)E(D)] = \frac{1}{\gamma^2} [\sigma_N^2 - (1-\gamma)N] \quad (11)$$

Thus, the relation is not as simple as suggested by Pullum even for such direct kin as children. For more distant kin, the relationship becomes much more complicated as shown in Table 2. Two sex moments are always expressed with asterisks.

Table 2 Moments in Two Sex Model

Kin	Mean	Variance
Parents	2	0
Grandparents	4	0
Child	$N^* = \frac{1}{\gamma}N$	$\sigma_N^{*2} = \frac{1}{\gamma^2} \{ \sigma_N^2 - (1-\gamma)N \}$
Grandchild	$N^{*2} = \frac{1}{\gamma^2}N^2$	$N^* (N^* + 1) \sigma_N^{*2} = \frac{1}{\gamma^4}N(N+\gamma) \{ \sigma_N^2 - (1-\gamma)N \}$
Sibling	$S^* = \frac{1}{\gamma}S$	$\sigma_S^{*2} = \frac{1}{\gamma^2} \{ \sigma_S^2 - (1-\gamma)S \}$
Uncle/Aunt	$2S^* = \frac{2}{\gamma}S$	$2\sigma_S^{*2} = \frac{2}{\gamma^2} \{ \sigma_S^2 - (1-\gamma)S \}$
Nephew/Niece	$N^*S^* = \frac{NS}{\gamma^2}$	$N^{*2}\sigma_S^{*2} + S^*\sigma_N^{*2} = \frac{N^2(\sigma_S^2 - S) + \gamma S(\sigma_N^2 + N^2) - \gamma(1-\gamma)NS}{\gamma^4}$
Cousin	$2N^*S^* = \frac{2NS}{\gamma^2}$	$2(N^{*2}\sigma_S^{*2} + S^*\sigma_N^{*2}) = 2 \frac{N^2(\sigma_S^2 - S) + \gamma S(\sigma_N^2 + N^2) - \gamma(1-\gamma)NS}{\gamma^4}$

This fact does not change the conclusion on the correlation between frequency of kin in Pullum and Wolf (1991). They showed that, in homogeneous and independent case as in the stable population, correlation exists only between direct descendants, and the correlation coefficient is simply a function of the mean number of daughters. For example, the correlation between the frequency of daughters and granddaughters is expressed as follows (p.397).

$$r = \sqrt{\frac{N}{N+1}} \quad (12)$$

Because only the mean matters, their conclusion is not affected by the relationship between one sex and two sex variances.

3. Dependence in the Number of Siblings

In the two sex version of Pullum's model, the independence between the sibling frequency of husband and that of wife was assumed. This means that a woman marries a man regardless of how many siblings he has, and vice versa. Two ideal cases in which this condition is dropped is discussed here to see how marriage pattern can alter the distribution of lateral kin.

First, assume that a husband always has the same number of siblings as his wife has. In this case of perfect homogamy, the number of uncles and aunts of both lines is simply twice as much as that of maternal line. If K is the number of siblings of a mother, $2K$ is the number of all uncles and aunts seen from her child. The basic theorems on the multiplication of a random variable show that the mean is $2S^*$ and the variance is $4\sigma_N^{*2}$.

Let J be the number of cousins. Since the model assumes the homogeneous and independent reproductive behavior, the conditional mean and variance of J given K are $2KN^*$ and $2K\sigma_N^{*2}$. Using the basic theorems on conditional moments, we can show that the unconditional mean of J is $2N^*S^*$ and the unconditional variance is $4N\sigma_N^{*2} + 2S^*\sigma_N^{*2}$. Comparing these moments with those in Table 2, it can be shown that the perfect homogamy makes no change with mean but raises the variance of lateral kin.

Second, let us see what happens if a woman with no siblings never marries with a man with no siblings. A marriage between sole children may cause problems, especially in traditional settings. In such a case, one of family names will die out. In addition, the young couple may not be able to take care of parents of both spouses, because there is no sibling to share the task of supporting elderly.

If marriages between sole children are strictly excluded, then every member of the society has at least one uncle or aunt ever born. This can be seen as a simple problem of conditioning.

Let g_k^* be the probability function of sibling frequency, the two sex version of g_k . Let I be an indicator variable which takes one when the marriage is "valid", namely, at least one of couple has at least one sibling. Then, the probability of $I=0$ is that of sibling frequency is zero for both spouses, which is g_0^{*2} .

Let X be the frequency of uncles and aunts. As in Table 2, the mean number of uncles and aunts is $2S^*$ in the case of independence. This unconditional mean should be the mean of conditional means conditioned by I .

$$2S^* = g_0^{*2} E(X|I=0) + (1-g_0^{*2}) E(X|I=1)$$

Since $E(X|I=0)$ is the mean number of uncles and aunts when neither parent has any siblings, it is zero. Another conditional mean $E(X|I=1)$ is the goal here, the mean of uncles and aunts when marriages between sole children are excluded.

$$E(X|I=1) = \frac{2S^*}{1-g_0^{*2}} \quad (13)$$

To get the conditional variance $var(X|I=1)$, it is necessary to know the variance of conditional means.

$$var[E(X|I)] = g_0^{*2} (0 - 2S^*)^2 + (1-g_0^{*2}) \left(\frac{2S^*}{1-g_0^{*2}} - 2S^* \right)^2 = \frac{4S^{*2}}{1-g_0^{*2}} - 4S^{*2}$$

Using the fact that $var(X) = 2\sigma_S^{*2}$ and $var(X|I=0) = 0$, and applying the formula $var(X) = var[E(X|I)] + E[var(X|I)]$,

$$var(X|I=1) = \frac{2\sigma_S^{*2} + 4S^{*2}}{1-g_0^{*2}} - \frac{4S^{*4}}{(1-g_0^{*2})^2} \quad (14)$$

This is the variance of uncles and aunts when marriages between sole children are excluded. The same conditioning can be done for the frequency of cousins. The mean and variance of cousins after the exclusion of invalid marriages would be as follows :

$$E(X|I=1) = \frac{2N^*S^*}{1-g_0^{*2}} \quad (15)$$

$$var(X|I=1) = \frac{2\sigma_N^{*2}N^{*2} + 2\sigma_S^{*2}S^* + 4N^*S^*}{1-g_0^{*2}} - \frac{4N^{*2}S^{*2}}{(1-g_0^{*2})^2} \quad (16)$$

It is easy to see that conditional means are always greater than the original means. For the conditioning to be meaningful, g_0^* should be greater than zero. Then, $1/(1-g_0^{*2})$ in (13) or (15) works as an inflator. On the other hand, conditional variances can be greater or smaller than the original variances. It depends on the shape of distribution.

4. Remarriage and Half-Siblings

An analytical model of remarriage is surprisingly difficult. One needs to make many assumptions to save desirable simplicity. I repeat four of five assumptions made by Goldstein (1994, p.7).

- (1) All the births are given during a marriage of a woman.
- (2) The father of a child is always the marital partner of a woman.
- (3) A remarriage does not change the complete fertility of a woman.
- (4) The fertility rate is the same for each marriage.

The number of marriages experienced by a woman is called "marity", by analogy with "parity", in the Goldstein model (p.7). Assumptions (3) and (4) claim the independence between marity and parity of a woman.

In addition to these assumptions, I will limit marity up to twice and exclude marriages between ever married persons to examine half-siblings from different father and that from different mother separately. Thus, instead of independence in marity assumed by Goldstein, mutual exclusiveness is assumed here.

- (5) No one marries three times, namely, the maximum marity is two.
- (6) The spouse of a remarried person is always first married.

Goldstein gave the probability functions of half-siblings in a general setting (1994, pp.11-12). My goal here is to derive the specific expressions for the mean and variance of half-siblings, which Goldstein did not show.

4-1. Mother's remarriage and half-siblings from different father

Let I be an indicator variable to mark a remarriage of a woman, and p_M be its probability. Then, $p_M = Pr(I=1)$.

If a woman married twice ($I=1$), we want to know the distribution of her children between two marriages. Let t_1 be the duration of her first marriage, and t_2 that of her second marriage. Assume that every woman bears a child according to an age independent fertility rate λ . In this case, the number of children born in the first marriage W_1 and in the second marriage W_2 are the Poisson processes.

$$\begin{aligned} \text{first marriage } W_1 &\sim \text{Poisson}(\lambda t_1) \\ \text{second marriage } W_2 &\sim \text{Poisson}(\lambda t_2) \end{aligned}$$

Let θ be the relative length of the first marriage, $\theta = t_1 / (t_1 + t_2)$. It is known that the distribution of W_1 given the number of all children $W = W_1 + W_2$ becomes the binomial distribution with W and θ (Stone, 1989, p.298).

$$Pr(W_1 = w_1 | W = w, \theta = \theta, I = 1) = \binom{w}{w_1} \theta^{w_1} (1 - \theta)^{w - w_1} \quad (17)$$

If θ is $1/2$, namely a remarriage always equally divides her effective reproductive period, a nice property appears. A randomly chosen ego has y half siblings in either of the following two cases.

- (a) $W_1 = y$ and the ego belongs to the second marriage.
- (b) $W_1 = w - y$ and the ego belongs to the first marriage.

Given $W = w$, $\theta = 1/2$, and $I = 1$, summing the two probabilities above results another binomial distribution.

$$\begin{aligned}
Pr(Y=y) &= \binom{w}{y} \left(\frac{1}{2}\right)^w \left(1 - \frac{y}{w}\right) + \binom{w}{w-y} \left(\frac{1}{2}\right)^w \left(1 - \frac{y}{w}\right) \\
&= \binom{w}{y} \left(\frac{1}{2}\right)^{w-1} \left(1 - \frac{y}{w}\right) \\
&= \frac{w!}{y! (w-y)!} \left(\frac{1}{2}\right)^{w-1} \frac{w-y}{w} \\
&= \frac{(w-1)!}{y! (w-y-1)!} \left(\frac{1}{2}\right)^{w-1}
\end{aligned}$$

This is a binomial distribution with $W-1$ and $1/2$. Let us define $X = W-1$. Since W is the number of all the children seen from a mother, X is the number of all the siblings (whole-siblings and half-siblings) seen from an ego. The above result shows that the number of half-siblings Y has the binomial distribution with X and $1/2$.

In this case, it is relatively easy to get the mean and variance of half-siblings. The conditional mean is $E(Y|X, I=1) = X/2$. By the assumption of independence between marity and parity, averaging this conditional mean over X gives $E(Y|I=1) = S^*/2$, where S^* is the mean number of siblings. By using the probability that a mother marries twice, $p_M = Pr(I=1)$, the mean number of half-siblings in the whole population is given as follows :

$$E(Y) = \frac{p_M S^*}{2} \quad (18)$$

The conditional variance is $var(Y|X, I=1) = X/4$, because the distribution of Y given X and $I=1$ is binomial with X and $1/2$. To get the marginal variance with respect of X , it is sufficient to know that $var[E(Y|X, I=1)]$ is $\sigma_S^2/4$ and $E[var(Y|X, I=1)]$ is $S^*/4$, where σ_S^2 is the variance of siblings appeared in Table 2. Thus, $var(Y|I=1)$ is $\sigma_S^2/4 + S^*/4$. In the same manner, we can get the unconditioned variance for the whole population.

$$var(Y) = \frac{p_M}{4} [\sigma_S^2 + S^* (1 + (1 - p_M) S^*)] \quad (19)$$

The results are such nice when $\theta = 1/2$ is assumed, but it is a strong assumption that a woman switches to the second marriage at the middle of her reproductive period.

Goldstein assumed the uniform distribution on the configuration of children among marriages (1994, p.12). I will show that the Goldstein model appears when θ distributes uniformly on $(0,1)$. The density of θ is one if uniform distribution is assumed, and the joint distribution of W_1 and θ is the same as (17). To obtain the marginal distribution W_1 , by integrating (17) over θ , the following theorem on beta and gamma functions is helpful.

$$\int_0^1 \theta^m (1-\theta)^n d\theta = \frac{\Gamma(m+1) \Gamma(n+1)}{\Gamma(m+n+2)} = \frac{m!n!}{(m+n+1)!}$$

Applying this formula, it becomes clear that W_1 (number of children born in the first marriage) uniformly distributes on W (number of all the children).

$$\begin{aligned}
Pr (W_I = w_I | W = w, I = 1) &= \int_0^1 \binom{w}{w_I} \theta^{w_I} (1 - \theta)^{w - w_I} d\theta \\
&= \binom{w}{w_I} \frac{w_I! (w - w_I)!}{(w + 1)!} \\
&= \frac{1}{w + 1}
\end{aligned}$$

This time, instead of the binomial distribution with $W - 1$ and $1/2$, the probability function of half-siblings becomes as follows :

$$Pr (Y = y | W = w, I = 1) = 2 \left[\frac{1}{w + 1} \left(1 - \frac{y}{w} \right) \right] = \frac{2(w - y)}{w(w + 1)}, \quad w > 0. \quad (20)$$

The formula above is actually a reduced form of Goldstein's general formula (1994, p.12) when marity is two. I will continue seeking the mean and variance of half-siblings. When both the experience of remarriage and the number of children are given, the conditional mean is,

$$E (Y | W, I = 1) = \sum_{y=0}^W y \frac{2(W - y)}{W(W + 1)} = \frac{W - 1}{3}, \quad W > 0.$$

By assumption of the independence between marity and parity, the average number of half-siblings among those whose mother married twice is $E(Y | I = 1) = S^* / 3$. Then, the unconditional mean for the whole population is,

$$E (Y) = \frac{p_M S^*}{3} \quad (21)$$

From the equation (20), the conditional variance given the mother's remarriage and the number of her children is,

$$var (Y | W, I = 1) = \sum_{y=0}^W \left(y - \frac{W - 1}{3} \right)^2 \frac{2(W - y)}{W(W + 1)} = \frac{(W + 2)(W - 1)}{18}.$$

For those whose mother married twice, the variance is,

$$var (Y | I = 1) = \frac{3\sigma_S^2 + 3S^* + S^{*2}}{18}$$

The unconditional variance for the total population is,

$$var (Y) = \frac{p_M}{18} [3\sigma_S^2 + 3S^* + (3 - 2p_M) S^{*2}] \quad (22)$$

4-2. Father's remarriage and half-siblings from different mother

Father's remarriage causes much less problems than that of mother. Since it is assumed that both wife and ex-wife of the father are first married, the number of half-siblings is that of all children born to another wife of ego's father. Since it is also assumed that parities of different women are independently and identically distributed, the distribution of half-siblings is simply

that of children.

Let I be the indicator variable of father's remarriage, $p_F = Pr(I=1)$ be the probability of father's remarriage, and Z be the number of half-siblings from different mother. Then, the distribution of Z given that the father married twice is the distribution of children.

$$Pr(Z=z|I=1) = f_z^* \quad (23)$$

This can also be seen as a simplification of the Goldstein model. When the maritry of wife and ex-wife is fixed to m , his formula for half-siblings through father is as follows (1994, p.11) :

$$v_z = \sum_n p_z f_n^*$$

Here, p_z is the probability that z of her n children are born in the marriage with ego's father.

$$p_z = \binom{n}{z} \frac{1}{m^n} (m-1)^{n-z}$$

However, under my simplifying assumption that $m=1$ for both wife and ex-wife, $p_z=1$ if $z=n$ and 0 otherwise. Then, $v_z = f_n^*$ if $z=n$ and 0 otherwise, which is equivalent with the equation (23).

Thus, conditional moments of half-siblings given that ego's father married twice are simply those of children. Namely, $E(Z|I=1)$ is N^* and $var(Z|I=1)$ is σ_N^{*2} . The unconditional mean for the total population is,

$$E(Z) = p_F N^*. \quad (24)$$

Knowing that $var[E(Z|I)] = p_F(1-p_F)N^{*2}$ and $E[var(Z|I)] = p_F\sigma_N^{*2}$, the unconditional variance is,

$$var(Z) = p_F [\sigma_N^{*2} + (1-p_F)N^{*2}]. \quad (25)$$

5. Conclusion

This article has discussed an analytical model of kinship frequencies. The frequency by kin category is important because it determines the demographic condition of household size and composition. Though household dynamics is more adequately studied through computer simulations, the availability of kin as a demographic determinant can be modeled analytically. The kin availability is also important as the source of economic and social supports. Although the long term trend shows a decline in the importance of kin in everyday life, there still exist exchanges of goods and services between parents and adult children even when they do not live together.

The kinship models also have applications to demographic method. Many kin-based measures of demographic indices have been invented. The mortality estimates with "children ever born, children dead" method formalized by Brass (United Nations, 1990) and the estimate of growth

rate with the ratio of sisters by Goldman (1978) and its extension by Wachter (1980) and McDaniel and Hammel (1980) belong to this class. It will be nice, however, if the reliability of estimates can be asserted with probability theory especially when small sample data are used. In this connection, the application of branching process to the methodological issue could be interesting.

Acknowledgement

Special thanks to Joshua Goldstein. Personal communication with him revealed underlying assumptions that I was not aware of, and helped me with checking and developing my analysis.

References

Atkins, J. R., 1974

“On the fundamental consanguineal numbers and their structural basis”, *American Ethnologist* 1, pp.1-31.

Goldman, Noreen, 1978

“Estimating the intrinsic rate of increase of a population from the average numbers of younger and older sisters”, *Demography* Vol.15, No.4, pp.499-507.

Goldstein, Joshua R., 1994

“A demographic model of stepfamily formation, with application to 20th century American and pre-revolutionary French populations”, unpublished paper.

Harris, T. E., 1963

The Theory of Branching Processes, Englewood Cliffs, NJ, Addison-Wesley.

McDaniel, C. K. and E. A. Hammel, 1984

“A kin-based measure of r and an evaluation of its effectiveness”, *Demography* Vol.21, No.1, pp.41-51.

Pullum, Thomas W., 1982

“The eventual frequencies of kin in a stable population”, *Demography* Vol.19, No.4, pp.549-565.

Pullum, Thomas W. and Douglas A. Wolf, 1991

“Correlations between frequencies of kin”, *Demography* Vol.28, No.3, pp.391-409.

Stone, Charles J., 1989-1994

A First Course in Probability and Statistics, Volume 1 : Probability, University of California at Berkeley.

United Nations, 1990

Step-by-Step Guide to the Estimation of Child Mortality, NY : United Nations [Population Studies No.107] .

Wachter, Kenneth W., 1980

“The sisters’ riddle and the importance of variance when guessing demographic rates from kin counts”, *Demography* Vol.17, No.1, pp.103-114.

Abstract

A Kinship Model Based on Branching Process

Toru SUZUKI

The kinship model based on branching process developed by Pullum (1982) was examined and a few minor extensions were attempted. The basic branching process can produce the distribution of direct kin in one sex model of females. Pullum introduced the generating function of sisters so that the model can give any moments for all kin categories.

Pullum also discussed the extension to two sexes with binomial distribution. He showed that the two sex mean is always simply a multiple of the corresponding one sex mean. This article, however, showed that such a simple relationship as Pullum suggested does not hold for the variance.

In the Pullum model, the independence of sibling size between spouses was assumed and relatives through a remarriage were not considered separately. For the former restriction, the moments in perfect homogamy and in exclusion of mating between persons without sibling were derived and compared with those in random marriage. It was shown that the variance of sibling size is greater in homogamy than in random marriage. If the marriage between male and female who both have no sibling is prohibited, the average sibling size reduces but the change in variance depends on the shape of distribution.

As for remarriage, Goldstein (1994) gave the generating function for half-siblings. This article showed that his model is based on the Poisson process in which the number of births by marriage depends only on the length of marriage. In addition, specific formulae for the mean and the variance were obtained by adding some stronger assumptions than those in the Goldstein model.

分岐過程にもとづく親族モデル

鈴木 透

本稿では、Pullum (1982) による分岐過程にもとづく親族数分布モデルについて考察し、若干の拡張を試みた。単性女子のモデルで、直系親族については分岐過程の基礎理論で扱える。Pullum は娘数を与える再生産関数に加え、姉妹数を与える関数を導入し、どんな遠い親族のどんな高次のモーメントをも簡単に導くことができるようにした。

Pullum は両性への拡張についても論じており、これは出生児が女兒である確率 γ をパラメタとする二項分布によって行なう。この場合、平均については単性と両性の間に単純な関係が成り立つ。例えば子供、キョウダイ、オジ・オバの平均は単性の $1/\gamma$ 倍であり、孫、オイ・メイ、イトコの平均は単性の $1/\gamma^2$ 倍などとなる。しかし分散については、Pullum が示唆しているような単純な関係は成り立たないことを本稿で示した。

Pullum のモデルでは、結婚について(1)夫妻のキョウダイ数は独立、(2)再婚はない、という二つの

仮定が設けられている。本稿では限定的ながらも、これらの制限を緩和することを試みた。

夫妻のキョウダイ数については、完全同類婚の場合と一人っ子どもが結婚しない場合について、オジ・オバおよびイトコ数の平均と分散を求め、Pullum が扱っているランダム婚の場合と比較した。その結果、完全同類婚であれば平均は変化しないが分散はランダム婚の場合より大きくなり、一人っ子どもの結婚が禁止されると平均はランダム婚の場合より小さくなるが、分散の差異は分布に依存することを示した。

再婚による異父キョウダイ、異母キョウダイのモメントについては、Goldstein (1994) が一般的な確率母関数を与えている。本稿では、初婚・再婚それぞれにおける出生児数が結婚持続期間だけに依存するポワソン過程から Goldstein のモデルが導かれることを示した。また、Goldstein より限定的な場合について、異父・異母キョウダイの平均と分散を得る具体的な式を導出した。

分岐過程では年齢が捨象されており、出生力と死亡力を分離できないのが難点である。しかし式が単純で、確率モデルでありランダム性を扱えるという利点がある。分岐過程に限らず、親族数と人口過程を結びつける確率モデルは、さらに研究されて良い分野だろう。

研究ノート

バツツ=ウォード型モデルによる日本の出生力分析*

今井 博之

1. はじめに

妻の時間の機会費用に注目して出生力を分析する新家政学的接近 (new home-economics approach) は、経済学的出生力研究の主流を形成している¹⁾。1970年代後半に Butz and Ward が行った分析²⁾も、新家政学的接近を基礎としたモデルを用いて米国の第二次世界大戦後の出生力変動を説明するものであった。数学的な問題点をふまえて Butz and Ward のモデルを修正したバツツ=ウォード型モデルは、すでに日本の出生力変動の分析に利用されている。

日本においては、1970年頃からの出生力の低下が深刻となっており、その背景にある経済学的なメカニズムが関心の的となっているが、本研究ではこの出生力低下がバツツ=ウォード型モデルで説明されるか否かを明らかにする。2. で Butz and Ward の研究の基礎となっている新家政学的接近の理論を整理し、3. で Butz and Ward の研究の趣旨とそれに対する批判について概観する。4. でバツツ=ウォード型モデルによる日本の出生力分析の先行研究について整理し、問題点を探る。5. では4. をふまえて1968-1994年の日本の合計特殊出生率の変動を分析し、その結果について6. でまとめを行う。

2. 出生力への新家政学的接近

出生力研究にミクロ経済学の消費者選択の理論をもちこんだのは、Becker の1960年の論文³⁾である。Becker は、子供を耐久財とみなし、両親が予算制約のなかで効用を最大化するという分析枠組みを提示した。この枠組みでは、所得の上昇は子供に対する需要を高める効果をもつことになるが、実際に観測されるデータは、クロス・セクションおよび時系列で所得水準と子供数との負の関係を示すのが通常である。この矛盾を解消するため、Becker は、子供の量と質とを区別する一方で、米国の所得階

* 本研究の一部は、社会福祉法人恩賜財団母子愛育会日本総合愛育研究所の平成7年度家庭・出生問題総合調査研究推進事業の助成を受けて行われたものである。また、本研究の初期の段階では、David Lam 教授、Albert I. Hermalin 教授、Robert J. Willis 教授 (以上ミシガン大) および T. Paul Schultz 教授 (エール大) よりご助言をいただいた。ここに記して感謝の意を表す。

1) George B. Simmons, "Theories of Fertility", Ghazi M. Farooq and George B. Simmons eds., *Fertility in Developing Countries: An Economic Perspective on Research and Policy Issues*, London, The Macmillan Press, 1985, pp.20-66.

2) William P. Butz and Michael P. Ward, "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility", R-1605-NIH, Santa Monica, Rand Corporation, 1977.

William P. Butz and Michael P. Ward, "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility", *American Economic Review*, Vol.69, No.3, 1979, pp.318-328.

3) Gary S. Becker, "An Economic Analysis of Fertility", National Bureau of Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton, Princeton University Press, 1960, pp.209-231.

層別のデータを用いて、高所得の階層ほど避妊をよく実行しているという状況が正の所得効果を覆い隠していることを示した。

この枠組みをふまえた Mincer は、1963年の論文⁴⁾において、出生力を規定しうる要因として、所得、避妊の他、女子所得によって規定される出産・育児にあてる時間の機会費用をとりあげた。Mincer の米国のクロス・セクションのデータを用いた重回帰分析では、出生力は男子所得の正の効果と女子所得の負の効果によって説明された。

出生力研究の一方で、Becker は、1965年の「時間配分の理論」⁵⁾で家計の生産機能に関するモデルを提示した。このモデルでは、家計が最大化しようとする効用関数は、娯楽、睡眠等の家計生産物の関数であり、家計の生産における投入は、市場財および家族成員の時間である。市場財を価格により、時間を賃金率によりそれぞれ貨幣タームに換算することにより、予算制約は機会費用を含んだ形で与えられる。

Becker の時間配分の理論を基礎として Willis が1973年の論文⁶⁾で示したモデルでは、家計の生産の投入として有効な時間は妻の時間のみとされ、子供が家計生産物に含められている。妻の時間の価格が市場労働の女子賃金率 W_f と一致する状態、妻の時間の価格が W_f を上回る状態が、それぞれ、妻が雇用される状態、雇用されない状態に対応する。結婚時に確定される子供の需要関数は、妻が雇用されるか否かにより異なった形で与えられる。

3. Butz and Ward の研究とそれに対する批判

Butz and Ward が出生力の時系列分析のために提示したモデルは、前節で述べた研究成果を基礎としたものであり、以下の点で、Willis のモデルと類似している。第一に、出産・育児が家計の生産と位置づけられ、その投入として有効な時間は妻の時間のみとされている。第二に、妻が雇用されている世帯と雇用されていない世帯とが区別され、前者においては妻の時間の価格が市場労働の女子賃金率 W_f と一致するとみなされる。

Butz and Ward は、 Y_m 、 K を、それぞれ、男子所得、妻が雇用されている世帯の割合として、期間出生率 B を次の式で表した。

$$\begin{aligned} \ln B &= \beta_0 + \beta_1 K \ln Y_m + \beta_2 (1 - K) \ln Y_m + \beta_3 K \ln W_f \\ &= \gamma_0 + \gamma_1 K \ln Y_m + \gamma_2 \ln Y_m + \gamma_3 K \ln W_f \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)の中辺の第2項と第4項が妻が雇用されている世帯に対する効果を表し、第3項が妻が雇用されていない世帯に対する効果を表している。

また、パラメータの符号条件は次の式で与えられている。

$$\beta_1 = \gamma_1 + \gamma_2 > 0, \quad \beta_2 = \gamma_2 > 0, \quad \beta_3 = \gamma_3 < 0 \quad (2)$$

4) Jacob Mincer, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects", Carl F. Christ et al., *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*, Stanford, Stanford University Press, 1963, pp.67-82.

5) Gary S. Becker, "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, Vol.75, No.299, Sep., 1965, pp.493-517.

6) Robert J. Willis, "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.2, 1973, pp.S14-S64.

女子賃金率 W_f の上昇は、正の所得効果と機会費用の上昇による負の効果の両方をもたらすが、Butz and Ward は、クロス・セクションの実証分析の結果をよりどころに、 $\beta_3 = \gamma_3$ が負であることを条件とした。

式(1)のモデルでは、男子所得 Y_m と女子賃金率 W_f との単位の違いに注意しなければならない。雇用されている妻の時間は、市場労働と家計生産とに分配され、出産・育児に分配される時間に W_f をかけた機会費用が期間出生率 B に影響を与えるため、 W_f は単位労働時間当たりの賃金で測られねばならない。一方、夫の時間は出産・育児への投入として有効でないから、 Y_m は期間出生率 B に所得効果のみを与える変数であり、労働時間の長短と無関係な単位労働期間当たりの賃金で測定される。Butz and Ward は、 Y_m 、 W_f の単位として、それぞれ、ドル/年、ドル/時を採用し、これらを1964年を基準とした実質の値とした。

Butz and Ward は、20-24歳、25-34歳、35-39歳の3つの年齢階級の出生率および合計特殊出生率を B とし、1948-1975年の米国における B の変動に対して、式(1)による重回帰分析を行った。2段階最小2乗法 (two-stage least squares) を用い、 t 年に関する操作変数 (instrumental variables) は、年次を添え字で表して $\ln Y_{mt}$ 、 $\ln W_{ft}$ 、 $\ln Y_{m,t-1}$ 、 $\ln W_{f,t-1}$ とした。35-39歳の出生率を B とした場合を除き、式(2)の符号条件が満たされ、式(1)のモデルが米国の出生力変動に適合することが結論づけられている。

以上の分析に対し、Krämer and Neusser の1984年の研究ノート⁷⁾では、式(1)についての数学的な問題点が指摘されている。Krämer and Neusser は、 Y_m および W_f の貨幣単位を10分の1ドル、100分の1ドル、……のように変えていくと、重回帰分析で得られるパラメータの符号が変化することを示した。通貨が米ドルでない場合には、この点に特に注意しなければならない。

Macunovich の1995年の論文⁸⁾では、Butz and Ward のデータの取り扱いに関する問題点が指摘されている。Butz and Ward は、女子賃金率 W_f を算出するにあたって、女子の週当たり賃金を週当たり労働時間でわっているが、週当たり労働時間として用いたデータは、男女の区別のない小売り業のものであった。Macunovich は、米国センサス局によるサンプル調査 (Current Population Survey) のデータを用いて1964年以降の W_f を算出し、それらがButz and Ward が算出したものとは大きく異なることを示した。さらに、20-24歳、25-34歳、25-29歳、30-34歳の4つの年齢階級の出生率を B とし、1964-1987年の米国における B の変動に対して、式(1)による重回帰分析を行った。その結果、有意でない変数が含まれる、あるいは、式(2)の符号条件が満たされないという理由から、どの年齢階級の出生率変動にも式(1)のモデルが適合しないことが結論づけられた。

4. 日本における先行研究

Butz and Ward の分析方法を日本の出生力変動に適用するためには、次の2点に注意を払わねばならない。第一に、通貨が米ドルでないため、Krämer and Neusser が指摘した貨幣単位への依存の問題に対処しなければならない。第二に、1966年の丙午に起因する一時的な出生力の変動が重回帰分析の結果に強い影響を与えないようにしなければならない。

Ohbuchi の1982年の論文⁹⁾では、1948-1980年の日本の合計特殊出生率 B の変動が、次の式で表される2つのモデルによって分析されている。

7) Walter Krämer and Klaus Neusser, "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility : Note", *American Economic Review*, Vol.74, No.1, 1984, pp.201-202.

8) Diane J. Macunovich, "The Butz-Ward Fertility Model in the Light of More Recent Data", *Journal of Human Resources*, Vol.30, No.2, 1995, pp.229-255.

9) Hiroshi Ohbuchi, "Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis : A Case Study of Japan", 『人口学研究』, 第5号, 1982年, pp.8-16.

$$B = \gamma_0 + \gamma_1 K Y_m + \gamma_2 Y_m + \gamma_3 K W_f \quad (3)$$

$$\ln B = \gamma_0 + \gamma_1 \ln K Y_m + \gamma_2 \ln Y_m + \gamma_3 \ln K W_f \quad (4)$$

この分析で、Ohbuchi は、丙午の影響に対処するため、1965-1967年についてのみ、前後の年をくわえた3年間の合計特殊出生率の平均値を B とした。また、 Y_m には実質の男子月間給与額に1から男子失業率をひいた値をかけたものを用い、 W_f には実質の女子月間給与額を用いた。重回帰分析の結果、自由度調整済み決定係数 \bar{R}^2 は高かったものの、正の γ_3 が得られ、どちらのモデルも第二次世界大戦後の日本の合計特殊出生率の変動には適合しないことが結論づけられている。

式(3)および式(4)のモデルは、Ogawa and Mason が1986年の論文¹⁰⁾ で詳述しているように、Krämer and Neusser の指摘にこたえて、得られるパラメータの符号が貨幣単位の選択に依存せぬよう式(1)のモデルを改良したものである。本稿では、これら2つのモデルを Butz and Ward の式(1)のモデルと区別してパッツ＝ウォード型モデルと呼ぶ。ただし、式(4)については、式(1)の中辺に対応する変形が成り立たないことに注意しなければならない。

Ogawa and Mason は、式(3)、式(4)のそれぞれに1966年にのみ1となる丙午に関するダミー項をつけくわえたモデルを用いて、1966-1984年の日本の合計特殊出生率を分析した。 Y_m 、 W_f には、それぞれ、実質の男子月間給与額、女子月間給与額が用いられている。重回帰分析の結果、高い \bar{R}^2 が得られ、さらに、 γ_1 と γ_2 が正、 γ_3 が負であったため、どちらのモデルも1966-1984年の合計特殊出生率の変動に適合することが結論づけられている¹¹⁾。

さらに、Ohbuchi は、1988年の論文¹²⁾ のなかでも、1950-1983年を対象に1982年の論文と同様の分析を行っている。ただし、モデルには次の式に丙午に関するダミー項をくわえたものが用いられ、 B には1965-1967年においてもその年の合計特殊出生率が用いられている。

$$\ln B = \beta_0 + \beta_1 \ln K Y_m + \beta_2 \ln (1 - K) Y_m + \beta_3 \ln K W_f \quad (5)$$

重回帰分析の結果、 \bar{R}^2 は高かったものの、正の β_3 が得られ、このモデルも第二次世界大戦後の長期的な合計特殊出生率の変動に適合しなかった。

これら3つの先行研究は、 W_f を月間給与額としている点で共通している¹³⁾。しかしながら、前節で述べたように、女子賃金率 W_f は単位労働期間当たりではなく単位労働時間当たりの賃金で測るべき変数である。

10) Naohiro Ogawa and Andrew Mason, "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model", 『人口学研究』, 第9号, 1986年, pp.5-15.

11) 式(4)に丙午に関するダミー項をくわえたモデルの適合性は、次の報告書に含まれる日本の将来人口推計の基礎となっている。

小川直宏他, 『「超低出生社会における統合モデルに基づく医療分析」報告書』, 日本大学人口研究所, 1993年.

12) Hiroshi Ohbuchi, "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan", 『人口学研究』, 第11号, 1988年, pp.5-14.

13) モデルの形が式(1)とは異なるものの、大谷も次の文献で Y_m 、 W_f 、 K のデータを用いた出生力の時系列分析を行っているが、やはり W_f を月間給与額としている。

大谷憲司, 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版部, 1993年, pp.56-66.

5. 1968-1994年の合計特殊出生率の分析

前節で指摘した W_f の測り方に関する問題点は、単位期間当たりの労働時間がほぼ一定であるならば、重要ではない。しかしながら、労働省の「賃金構造基本統計調査」によれば女子の月間実労働時間数は1968年の195時間から1993年の172時間へと11.8%短縮されている。そこで、本節では、単位労働時間当たりの女子賃金のデータを用いて、日本の合計特殊出生率の変動を式(3)および式(4)のバツ=ウォード型モデルで分析する。

男子所得 Y_m は、単位を千円/年とし、労働省の「賃金構造基本統計調査」による賞与等を含めた給与額とした。女子賃金率 W_f は、単位を千円/時とし、「賃金構造基本統計調査」による賞与等を含めた給与額と月間実労働時間数とから計算した。これらは、企業規模10人以上の民営企業に関する数値であり、パートタイム労働者のデータを含まない。総務庁による消費者物価指数（全国、帰属家賃を除く総合）を用いて給与額を1990年を基準とした実質の値に換算した。

妻が雇用されている世帯の割合 K は、総務庁の「労働力調査」から求めた。15歳以上の有配偶女子について、非農業雇用者に分類される就業者の数を総数でわったものを K とした。「労働力調査」では、対象期間中に少しでも仕事をした者が就業者とみなされる。

期間出生率 B には、厚生省の「人口動態統計」による合計特殊出生率を用いた。

丙午である1966年とその前後の年の合計特殊出生率の大きな変動を避けるため、分析の対象期間を1968-1994年とする。この処置により、1967年に行われた「労働力調査」の調査方式の改正の影響をも避けることができる。この期間における B 、 Y_m 、 W_f 、 K の平均値と標準偏差を表1に示す。

重回帰分析の方法は、2段階最小2乗法とする。 t 年に関する操作変数は、式(3)のモデルについては、年次を添え字で表して Y_{mt} 、

表1 合計特殊出生率、男子所得、女子賃金率、妻が雇用されている世帯の割合の平均値と標準偏差（1968-1994年）

変数	B	Y_m (千円/年)	W_f (千円/年)	K
平均値	1.81	4190	1.026	0.2662
標準偏差	0.22	749	0.241	0.0589

W_{ft} 、 Y_{mt-1} 、 W_{ft-1} と

注： Y_m 、 W_f は1990年を基準とした実質の値である。

し、式(4)のモデルについては、 $\ln Y_{mt}$ 、 $\ln W_{ft}$ 、 $\ln Y_{mt-1}$ 、 $\ln W_{ft-1}$ とする。

重回帰分析の結果を表2に示す。どちらのモデルでも自由度調整済み決定係数 \bar{R}^2 は0.8以上と高い。実際の Y_m 、 W_f 、 K を用いて合計特殊出生率 B を推定した結果を実際の B と比較して図1に示すが、 \bar{R}^2 のより高い式(4)のモデルでは、 B の乖離は常に8%以下にとどまっている。しかし、得られた t 値をみると、式(3)のモデルでは3つの説明変数 KY_m 、 Y_m 、 KW_f がすべて有意でなく、式(4)のモデルでは3つの説明変数のうち $\ln KY_m$ が有意でないから、どちらのモデルもこの期間の合計特殊出生率の変動には適合していないことがわかる。また、どちらのモデルでもD-W比が0.5以下と低く、残差に自己相関が生じている。

比較的 t 値の高い説明変数をもつ式(4)のモデルについては、得られたパラメータの検討も行う。バツ=ウォード型モデルでは、 B に対する Y_m の効果が正、 W_f の効果が負であることを前提とするのが妥当であるが、この前提条件は、次の式が常に成

表2 重回帰分析の結果（1968-1994年）

説明変数	式(3)のパラメータ	式(4)のパラメータ
定数項	3.17 (4.266)	-15.6 (-1.696)
KY_m	0.000746 (0.657)	
Y_m	-0.00407 (-1.105)	
KW_f	-1.83 (-0.875)	
$\ln KY_m$		-0.319 (-0.787)
$\ln Y_m$		2.081 (1.691)
$\ln KW_f$		-0.800 (-2.052)
\bar{R}^2	0.816	0.849
D-W比	0.347	0.461

注：括弧内の数値は t 値である。

り立つことに相当する。

$$\frac{\partial B}{\partial Y_m} > 0, \quad \frac{\partial B}{\partial W_f} < 0 \quad (6)$$

式(4)から次の式が得られる。

$$\frac{\partial B}{\partial Y_m} = (\gamma_1 + \gamma_2) e^{\gamma_0} K^{\gamma_1 + \gamma_3} Y_m^{\gamma_1 + \gamma_2 - 1} W_f^{\gamma_3} \quad (7)$$

$$\frac{\partial B}{\partial W_f} = \gamma_3 e^{\gamma_0} K^{\gamma_1 + \gamma_3} Y_m^{\gamma_1 + \gamma_2} W_f^{\gamma_3 - 1} \quad (8)$$

式(4)のモデルから得られるパラメータに対しては、式(7)の値は正、式(8)の値は負であり、式(6)の前提条件は満たされる¹⁴⁾。式(7)の値の符号はパラメータ γ_1 に依存するが、 γ_1 に対応する説明変数が有意でないことに注意しなければならない。

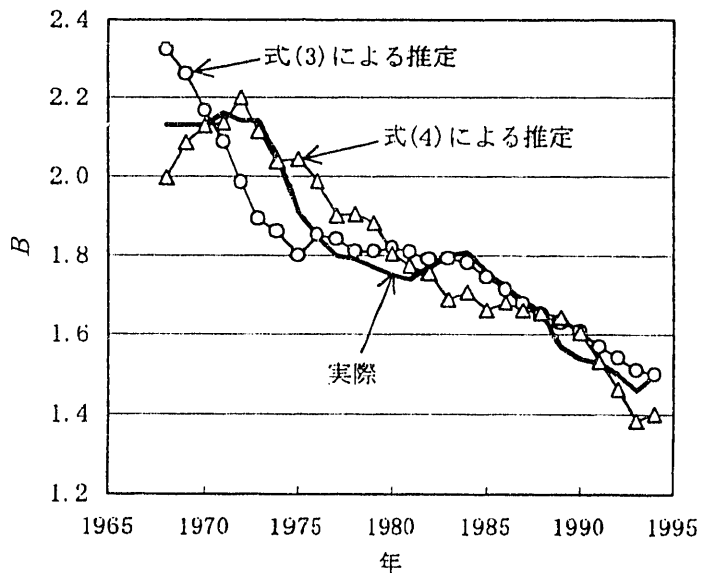
6. おわりに

1968-1994年の日本の合計特殊出生率の変動について、2種類のバツツ=ワード型モデルを用いて重回帰分析を行った。その結果、説明変数のt値の低さから、どちらのモデルも適合しないことがわかった。新家政学的接近で重要となる女子賃金率は、合計特殊出生率が2.13~2.16で全く安定している1968-1973年には年1.5%で急上昇し、1.81から1.46へと大きく落ちこんだ1984-1993年には年3.6%で

しか上昇していないが、このことから妻の時間の機会費用に重きをおいて1970年頃からの出生力低下を説明することの困難であることがうかがわれる。

しかしながら、実証的な新家政学的接近としては、地域間較差を分析する方法やマイクロデータを分析する方法もあり、また、時系列分析においても年齢階級ごとの出生率を対象とする方法もある。近年の低出生力と妻の時間の機会費用との関係を明らかにするためには、多様な視点から分析を行う必要がある。

図1 合計特殊出生率の推定値と実際値 (1968-1994年)



14) 説明変数のt値の低さを無視して、式(3)のモデルから得られたパラメータを検討すると、以下のようになる。

式(3)を偏微分して次の式が得られる。

$$\frac{\partial B}{\partial Y_m} = \gamma_1 K + \gamma_2, \quad \frac{\partial B}{\partial W_f} = \gamma_3 K$$

第1式の値は、 K が1に近ければ正となるが、データとして用いた K が0.169~0.360であるため、この分析においては常に負である。したがって、第2式の値は負であるものの、式(3)のモデルから得られるパラメータは、式(6)の前提条件を満たさない。

 資 料

日本の婚姻・離婚の動向：1994年

山本千鶴子・小島克久

はじめに

1994年の婚姻および離婚の動向について人口動態統計を用いて報告する¹⁾。婚姻率および離婚率の計算方法は以下の(1)~(9)のとおり前回までと基本的に同じであり²⁾、人口動態統計公表統計およびこれに基づく率とは、特に(1)~(4)で異なる。

- (1) 年齢：婚姻年齢は同居（挙式）時ではなく、また離婚年齢は別居時ではなく、それぞれ届け出時のものである³⁾。
- (2) 夫妻の国籍：本稿で取り扱うのは日本国内におけるすべての婚姻および離婚であり、夫妻とも外国人であるものを含む。人口動態統計の公表婚姻数（離婚数）は、夫妻とも日本人および夫妻の少なくともどちらか一方が日本人であるものに限定され、夫妻とも外国人のものは除外されている。人口動態統計による公表粗婚姻率（粗離婚率）はこれを分子とし、分母人口は日本人人口を用いている⁴⁾。
- (3) 本稿では婚姻率の分子には、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

1) 人口動態統計の利用に当たっては、厚生省大臣官房統計情報部の関係各位の協力を得た。ここに記して謝意を表す。

2) 山本千鶴子・小島克久、「日本の婚姻・離婚の動向：1993年」、『人口問題研究』、第51巻2号、1995年7月、pp.41-56。山本千鶴子・小島克久、「日本の婚姻・離婚の動向：1992年」、『人口問題研究』、第50巻1号、1994年4月、pp.67-82。廣嶋清志・山本千鶴子、「日本の婚姻・離婚の動向：1991年」、『人口問題研究』、第48巻4号、1993年1月、pp.31-50。廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1990年」、『人口問題研究』、第47巻4号、1992年1月、pp.85-97。廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：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。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、pp.66-75。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.56-64。

3) 届出時の年齢別婚姻数および離婚件数は『人口動態統計』に掲載されておらず、別に再集計した。

再集計では、年齢別婚姻数および離婚数の最高年齢区分を99歳以上とした。1994年における90~98歳の各歳人口および99歳以上人口を推定した。推計には1993年人口における90歳以上に対する割合を用いた。

夫妻とも外国人である婚姻および離婚を含めた総婚姻件数および総離婚件数についても年齢別に再集計した。

離婚の大部分を占める協議離婚の届出は「創設的届出」であるが、調停離婚、審判離婚、裁判離婚の届出（1993、94年ともに離婚総数の9.5%）は「報告的届出」であるので、成立後に届けられるものである。ここでは便宜的にこれらも届出時を成立時とした。したがって、これらには前年以前に成立した離婚が含まれ、翌年以後に届けられる離婚が含まれていない。

4) 国連人口年鑑（1993年版）では、日本の粗婚姻率および粗離婚率を、分子に統計情報部発表と同じく日本人国籍のもの（日本人と婚姻または離婚した外国人を含む）を用いているが、分母には外国人を含む年央の総人口を用いて計算している（1991年はそれぞれ6.0%、1.36%、1992年は6.1%、1.44%）。

を含む総人口を用いる。離婚率についても同様である。

公表統計のように夫妻のどちらか一方が日本人である婚姻（離婚）を分子とし、日本人人口を分母にして婚姻率（離婚率）を計算すると日本人の婚姻率（離婚率）としても、日本人と婚姻（離婚）した外国人が含まれている分だけ（1994年の婚姻女については2.44%、男については0.84%）、離婚についても（女3.05%、男0.89%）大きい（婚姻は表1-1、離婚は後出表2-2参照）。

- (4) 率の分母人口は総務庁統計局による10月1日人口そのものでなく、これを用いて算出した年平均人口を用いる⁵⁾。
- (5) 年齢不詳は年齢のわかる婚姻、離婚の件数によって按分した（年齢不詳は婚姻：夫19、妻5、離婚：夫12、妻7）。婚姻は初婚・再婚別に按分した（年齢不詳は初婚の夫17、再婚の夫2、初婚の妻5）。
- (6) 平均年齢は年齢別の件数および率（つまり年齢別人口が各年齢とも同一と仮定した場合の平均）によってそれぞれ計算した⁶⁾。最高年齢区分は99歳以上（1994年の99歳以上の婚姻および離婚は男女とも0件）とした。

近年の第2次ベビーブーム世代の結婚適齢期への接近の影響などをみるには件数における平均年齢が有効であり、逆にそのような人口の年齢別構成のひずみを取り除くためには年齢別の率による平均年齢が適している。なお、人口動態統計公表の平均初婚年齢は、同一年に挙式（または同居）し、届けられた件数によるものである。

- (7) 合計婚姻率、合計初婚率（total first marriage rate, TFMR）、合計再婚率はそれぞれ年齢各歳別率の合計により算出する。合計再婚率は死別・離別の別にも計算する（合計死別再婚率、合計離

表1-1 夫妻の国籍別婚姻数：1965～94年
Marriages by nationality of bride and groom

実数	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
1991	746,532	717,105	19,096	6,063	4,268	96.06	2.56	0.81	0.57
1992	758,728	728,579	19,423	6,439	4,287	96.03	2.56	0.85	0.57
1993	796,726	766,001	20,092	6,565	4,068	96.14	2.52	0.82	0.51
1994	786,420	756,926	19,216	6,596	3,682	96.25	2.44	0.84	0.47

厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』による。

日本における婚姻の総数を示すが、人口動態統計公表値はこの総数から「夫婦とも外国人」を除いたものである。1992年以降は、夫の住所地が日本以外を含む（以下の表、図も同様）。

外国籍の内訳は『人口統計資料集1996』、(研究資料No.289) 103ページ参照。

5) 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。

6) 平均年齢の定義、算出方法は注2文献（廣嶋・山本道子1990年4月）参照。

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/合計離婚率)の2種の指標を算出し、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⁷⁾)も算出した。「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。

- (8) 合計離婚率 (total divorce rate, TDR) は年齢各歳別離婚率の合計により算出する。これは、人口が年間の年齢別離婚率を生涯の各年齢において経験するものと仮定したときの一人当たりの生涯における平均離婚回数である。ただし、すべての人が離婚を1回以下しか経験しないものと仮定すれば、これは離婚を経験する人の割合とみなせる。
- (9) 有配偶合計離婚率 (marital total divorce rate, MTDR) は合計離婚率を合計初婚率で割って算出する。離婚率は結婚直後に高いため、離婚率から初婚率の変動の影響を除こうとするものである。これはその年の年齢別初婚率にしたがって婚姻した人がその年齢別離婚率にしたがって離婚すると仮定した1人あたり平均離婚回数である。これは離婚を1人一回しか経験しないと仮定すれば有配偶者が離婚する割合であるが、男女別に年齢別人口一定の仮定が設定されることにより、男女間で結果は完全には一致しない。

以上に述べた合計初婚率、合計離婚率、有配偶合計離婚率はいずれも離婚や初婚の発生母体となる年齢別人口がすべて同じという仮定に立って計算されており、したがって、本人がずっと生き続けるものとされている。このため、死亡率の低いところ、たとえば49歳以下などに限定して計算することがより適切ともいえる。

I 婚姻

1. 婚姻件数は前年より減少

婚姻件数は1987年の699,163件を底として1993年まで増加したが、1994年における786,420件は前年に比べ10,306件(1.3%)の減少である。最近の傾向を見ると、1990~91年は2.9%、1991~92年1.6%、1992~93年5.0%の増加を示し、特に1993年の伸びは大きかったが、1994年は減少に転じた(表1-1)。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、1993年には6.39%に達したが、1994年はやや低い6.29%である(表1-2)。

夫妻の国籍別にみると(表1-1)、前年に比べ夫日本人妻外国人の婚姻は876件減少して19,216件に、夫外国人妻日本人の婚姻は31件増加して6,596件である。その結果いわゆる国際結婚(夫妻の一方のみが外国人であるもの)は前年より845件減少して25,812件となり、総婚姻数の3.28%(夫日本人妻外国人の婚姻は2.44%、夫外国人妻日本人の婚姻は0.84%)で、1993年の3.34%よりやや減少した。夫妻とも外国人の婚姻については件数、割合とも減少した。したがって、夫妻とも日本人の婚姻は、756,926件で、1993年より9,075件減少したにもかかわらず、その割合は0.11ポイント増えて96.25%になった。

初婚・再婚別にみると1994年は男女ともに初婚が減少し、再婚は男0.2ポイント、女0.3ポイント増加した。しかし、再婚数の増加より初婚数の減少が大きいため婚姻数は減少した(表1-2)。初婚は

7) 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)人口の割合を表すもので、年齢別死別率の合計である。49歳までの合計死別率の近似計算として、男については女の25-49歳、女については男の25-54歳の年齢別死亡率の合計とする。

表1-2 夫妻の初婚・再婚別婚姻数および粗婚姻率：1988～94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
1991	746,532	649,379	97,153	661,452	85,080	13.0	11.4	6.02	123,935
1992	758,728	661,188	97,540	673,541	85,187	12.9	11.2	6.10	124,350
1993	796,726	695,745	100,981	708,539	88,187	12.7	11.1	6.39	124,686
1994	786,420	684,976	101,444	697,114	89,306	12.9	11.4	6.29	124,966

日本における婚姻総数。表1-1脚注参照。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。

1990年から1993年まで男女とも増加していたが、1994年には男は前年より10,769件減少して684,976件となり、女は11,425件減少して697,114件となった。再婚は男では1990年まで増加したが、1991年に一時減少し、1992年からは再び増加に転じ、1994年は前年より463件増加して101,444件である。女は1990年、91年はやや減少したが92年からふえ、1994年は89,306件である。再婚数の総婚姻数に占める割合は、男女とも1990年以来低下してきたが、1994年には男12.9%、女11.4%とやや回復傾向を示している。

年齢別にみると、1994年は前年に比べて男の婚姻数および初婚数が24歳未満、24～25歳、28歳、30～34歳、36～44歳、48～49歳で減少し、それ以外の年齢では増加している。婚姻率、初婚率とも20代前半から30代前半にかけて低下しているがそれ以外の年齢では前年とほぼ同率である。20代後半から30代前半においては、人口が増加しているにもかかわらず、婚姻率および初婚率がかなり低下しているため、婚姻数や初婚数が減少（24～25歳、30～32歳）している。特に、丙午生まれの、28歳は人口が少なく、率も低いため、前年に比べて約1万2千と大きく減少している（表1-3、表1-4）。

女の年齢別婚姻数、初婚数についても、ほぼ男と同様の傾向を示している（ただし、30～34歳は増加）。前年に比べて、25歳以下、28歳、37～45歳、48～49歳では減少し、それ以外の年齢では増加している。婚姻率、初婚率とも15～28歳は低下し、29歳以上ではやや増えているか、ほぼ同率である。

年齢別再婚率は男では21～22歳、28歳、33～34歳、37～45歳、48～49歳で減少している。女も男と同様な傾向が見られるが、男と異なるのは33～34歳で増加している点である。後で見ると、1993年と1994年の年齢各歳別再婚率を比べた場合、男女とも前年とほとんど同率で推移している。

2. 合計婚姻率、合計初婚率の低下および合計再婚率の停滞傾向

合計婚姻率は1985年以降、男女とも1987年を底として、1989年を除いて1993年まで上昇したが、1994年は再び低下して男903‰、女892‰である（表1-5）。

合計初婚率は合計婚姻率と同様の傾向を示している。男では1987年を底とし、1989年を除いて1993年まで上昇したが、1994年に再び低下して780‰である。女では1989年を底としてそれ以降上昇してきたが、1994年に再び低下し787‰である。男女差は年々縮まってポイント7‰となっている。

合計再婚率は長期的にみると1980年から1994年にかけて、男は106‰から123‰までポイント17‰上昇し、女は83‰から105‰までポイント22‰上昇した。男女を比較すると男の方が高いが、男女差はポイント23‰からポイント18‰まで縮まった（表1-5、図1-1）。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1989年にかけて上昇してきたが、1990年以後1993年まで減少、

表1-3 性・年齢（各歳・5歳階級）別人口，婚姻数および婚姻率：1994年
Population, marriages and marriage rates by age

年 齢	男			女		
	年平均人口	婚 姻 数	婚姻率 (%)	年平均人口	婚 姻 数	婚姻率 (%)
総 数	61,302,754	786,420	12.83	63,663,456	786,420	12.35
15	851,678	—	—	808,351	—	—
16	881,528	—	—	837,612	755	0.90
17	911,392	—	—	864,158	2,150	2.49
18	956,435	3,112	3.25	907,029	6,419	7.08
19	1,001,176	6,769	6.76	949,355	13,819	14.56
20	1,044,188	14,536	13.92	990,524	26,234	26.49
21	1,048,049	20,446	19.51	998,190	36,801	36.87
22	1,026,238	27,870	27.16	980,404	50,882	51.90
23	998,822	37,974	38.02	956,834	67,161	70.19
24	969,707	49,530	51.08	930,277	81,289	87.38
25	942,874	64,313	68.21	909,748	89,785	98.69
26	923,923	72,211	78.16	896,466	84,562	94.33
27	863,710	66,756	77.29	842,079	66,333	78.77
28	771,495	56,680	73.47	753,048	48,460	64.35
29	867,254	58,992	68.02	847,946	44,475	52.45
30	828,979	48,161	58.10	809,219	31,007	38.32
31	806,375	39,830	49.39	787,709	22,518	28.59
32	785,413	32,250	41.06	768,135	16,815	21.89
33	779,807	26,173	33.56	762,664	12,929	16.95
34	788,986	21,755	27.57	773,029	10,607	13.72
35	795,359	18,836	23.68	781,110	8,324	10.66
36	776,415	14,514	18.69	764,845	6,574	8.60
37	774,260	11,722	15.14	762,583	5,383	7.06
38	812,225	10,260	12.63	799,908	4,496	5.62
39	836,615	8,856	10.59	823,590	3,972	4.82
40	852,618	7,467	8.76	843,488	3,414	4.05
41	905,325	6,568	7.26	899,901	3,207	3.56
42	960,818	6,146	6.40	955,016	3,108	3.25
43	1,026,925	5,727	5.58	1,020,379	3,019	2.96
44	1,114,185	5,533	4.97	1,107,847	3,225	2.91
45	1,191,004	5,316	4.46	1,184,028	3,296	2.78
46	1,176,265	4,877	4.15	1,168,968	3,044	2.60
47	1,019,876	3,897	3.82	1,013,408	2,666	2.63
48	739,226	2,477	3.35	741,198	1,724	2.33
49	807,494	2,422	3.00	818,542	1,921	2.35
49歳以下	31,836,639	761,978	867.00	31,057,585	770,376	872.09
15-19	4,602,208	9,881	2.15	4,366,505	23,143	5.30
20-24	5,087,005	150,357	29.56	4,856,228	262,368	54.03
25-29	4,369,256	318,952	73.00	4,249,287	333,615	78.51
30-34	3,989,560	168,168	42.15	3,900,756	93,877	24.07
35-39	3,994,874	64,190	16.07	3,932,035	28,749	7.31
40-44	4,859,870	31,442	6.47	4,826,630	15,973	3.31
45-49	4,933,866	18,989	3.85	4,926,144	12,651	2.57
50-54	4,432,536	10,778	2.43	4,521,637	8,127	1.80
55-59	3,862,704	6,293	1.63	4,019,492	4,204	1.05
60-64	3,519,880	3,831	1.09	3,777,995	2,148	0.57
65-69	2,864,526	1,937	0.68	3,301,479	911	0.28
70-74	1,786,565	844	0.47	2,638,026	433	0.16
75歳以上	2,475,736	758	0.31	4,348,769	221	0.05
合 計	50,778,587	786,420	902.74	53,664,982	786,420	891.94
平均年齢	...	30.30	30.90	...	27.70	28.00

婚姻率の合計行は合計婚姻率。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である。

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

表1-4 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: 1994年
 First marriages, first marriage rates, remarriages and remarriage rates

年 齢	男		女		男		女	
	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	684,976	11.17	697,114	10.95	101,444	1.65	89,306	1.40
15	—	—	—	—	—	—	—	—
16	—	—	754	0.90	—	—	1	0.00
17	—	—	2,147	2.48	—	—	3	0.00
18	3,110	3.25	6,384	7.04	2	0.00	35	0.04
19	6,743	6.74	13,705	14.44	26	0.03	114	0.12
20	14,450	13.84	25,934	26.18	86	0.08	300	0.30
21	20,223	19.30	36,238	36.30	224	0.21	563	0.56
22	27,475	26.77	49,906	50.90	395	0.38	976	1.00
23	37,266	37.31	65,710	68.67	708	0.71	1,451	1.52
24	48,413	49.93	79,334	85.28	1,117	1.15	1,955	2.10
25	62,808	66.61	87,263	95.92	1,505	1.60	2,522	2.77
26	70,293	76.08	81,422	90.83	1,918	2.08	3,140	3.50
27	64,528	74.71	62,949	74.75	2,228	2.58	3,384	4.02
28	54,051	70.06	44,856	59.57	2,629	3.41	3,604	4.79
29	55,700	64.23	40,122	47.32	3,292	3.80	4,353	5.13
30	44,568	53.76	26,749	33.06	3,593	4.33	4,258	5.26
31	35,993	44.64	18,447	23.42	3,837	4.76	4,071	5.17
32	28,408	36.17	12,916	16.81	3,842	4.89	3,899	5.08
33	22,283	28.57	9,415	12.34	3,890	4.99	3,514	4.61
34	17,792	22.55	7,196	9.31	3,962	5.02	3,411	4.41
35	14,830	18.65	5,174	6.62	4,006	5.04	3,150	4.03
36	10,950	14.10	3,821	5.00	3,564	4.59	2,753	3.60
37	8,427	10.88	2,865	3.76	3,295	4.26	2,518	3.30
38	6,953	8.56	2,165	2.71	3,307	4.07	2,331	2.91
39	5,700	6.81	1,740	2.11	3,156	3.77	2,232	2.71
40	4,500	5.28	1,276	1.51	2,967	3.48	2,138	2.53
41	3,593	3.97	1,042	1.16	2,975	3.29	2,165	2.41
42	2,991	3.11	881	0.92	3,155	3.28	2,227	2.33
43	2,539	2.47	752	0.74	3,188	3.10	2,267	2.22
44	2,180	1.96	719	0.65	3,353	3.01	2,506	2.26
45	1,782	1.50	654	0.55	3,534	2.97	2,642	2.23
46	1,432	1.22	603	0.52	3,445	2.93	2,441	2.09
47	1,000	0.98	474	0.47	2,897	2.84	2,192	2.16
48	586	0.79	317	0.43	1,891	2.56	1,407	1.90
49	447	0.55	316	0.39	1,975	2.45	1,605	1.96
49歳以下	682,015	775.35	694,248	783.05	79,964	91.65	76,128	89.04
15-19	9,853	2.14	22,990	5.27	28	0.01	153	0.04
20-24	147,827	29.06	257,123	52.95	2,530	0.50	5,245	1.08
25-29	307,380	70.35	316,612	74.51	11,572	2.65	17,003	4.00
30-34	149,044	37.36	74,724	19.16	19,124	4.79	19,153	4.91
35-39	46,861	11.73	15,765	4.01	17,328	4.34	12,984	3.30
40-44	15,803	3.25	4,670	0.97	15,638	3.22	11,303	2.34
45-49	5,247	1.06	2,364	0.48	13,742	2.79	10,287	2.09
50-54	1,672	0.38	1,301	0.29	9,106	2.05	6,826	1.51
55-59	643	0.17	707	0.18	5,650	1.46	3,497	0.87
60-64	314	0.09	467	0.12	3,517	1.00	1,681	0.44
65-69	172	0.06	227	0.07	1,765	0.62	684	0.21
70-74	83	0.05	108	0.04	761	0.43	325	0.12
75歳以上	77	0.03	56	0.01	681	0.28	165	0.04
合 計	684,976	779.55	697,114	786.69	101,444	123.20	89,306	105.24
平均年齢	28.63	28.98	26.35	26.63	41.54	43.06	38.21	38.26

初婚率, 再婚率の合計行は合計初婚率および合計再婚率。

総数行の率は男総数, 女総数を分母とする率。すべて年平均人口(日本人+外国人)を分母とする率。

表1-5 合計婚姻率, 合計初婚率および合計離婚率等: 1980~94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	死別再婚割合	合計死別率	有配偶合計離婚率	合計離婚率
男											
総数											
1980	862	756	106	18.44	84.9	122.7	514	218	165
1985	889	779	110	13.00	94.5	124.0	484	251	195
1986	864	754	111	13.62	95.6	128.3
1987	849	738	111	13.70	96.8	131.3	520	252	186
1988	861	746	115	13.75	102.0	133.2	565	242	181
1989	859	740	119	13.59	105.8	138.1	560	255	189
1990	878	757	121	12.99	108.1	136.4	568	250	189
1991	896	775	120	11.49	108.7	134.2	538	261	202
1992	897	778	119	10.64	108.6	132.9	510	274	213
1993	929	806	123	10.40	113.0	132.4	507	277	223
1994	903	780	123	9.57	113.6	136.5	493	296	230
49歳以下											
1980	827	752	75	5.82	70.3	90.8	508	211.6	27.5	184	138
1985	856	776	80	3.64	77.4	93.6	483	148.6	24.5	207	160
1986	831	751	80	3.38	78.1	96.7	...	143.8	23.5
1987	816	734	81	3.08	79.1	99.5	521	138.1	22.3	207	152
1988	828	743	85	2.88	81.7	102.2	551	130.9	22.0	200	148
1989	823	737	87	2.73	83.9	105.2	550	127.0	21.5	207	152
1990	840	752	88	2.73	85.2	104.4	557	130.0	21.0	203	153
1991	859	771	88	2.25	85.7	102.4	525	107.7	20.9	212	163
1992	863	774	88	2.48	86.0	102.6	502	119.8	20.7	221	171
1993	893	801	91	2.32	88.9	101.9	497	114.9	20.2	223	179
1994	867	775	92	2.18	89.5	105.7	485	111.8	19.5	238	184
女											
総数											
1980	931	849	83	6.01	75.1	88.6	469	189	160
1985	921	830	91	4.55	85.8	99.1	444	233	193
1986	889	795	94	4.47	88.1	105.6
1987	866	771	95	4.11	89.7	109.7	484	240	185
1988	874	775	99	4.40	94.2	112.9	521	233	181
1989	867	767	100	4.53	95.7	115.5	512	244	187
1990	877	776	101	4.44	96.4	114.9	515	242	187
1991	890	789	101	4.23	96.5	113.2	483	253	200
1992	890	789	101	4.36	96.4	113.2	454	269	212
1993	918	814	104	4.22	99.9	113.3	452	271	221
1994	892	787	105	3.95	101.3	118.0	445	290	228
49歳以下											
1980	916	843	72	4.53	70.1	79.1	480	54.3	83.5	173	146
1985	905	825	80	3.37	78.9	88.4	454	44.3	76.0	210	174
1986	872	791	81	3.23	80.6	93.3	...	43.6	74.0
1987	849	767	83	2.98	81.9	97.2	494	42.6	70.0	216	166
1988	857	771	86	2.34	83.5	100.2	515	34.4	68.0	210	162
1989	849	762	87	2.42	84.3	102.2	506	36.9	65.5	219	167
1990	859	772	87	2.39	84.5	101.1	507	37.3	64.0	217	167
1991	872	785	87	2.29	84.4	99.4	474	35.8	64.0	227	178
1992	871	785	86	2.48	83.7	98.9	448	39.3	63.1	238	187
1993	898	810	88	2.19	86.3	98.0	443	35.2	62.3	241	195
1994	872	783	89	2.04	87.0	102.1	435	33.4	61.1	256	200

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, 死別再婚割合=合計死別再婚率/合計死別率. 合計離婚率は表2-2参照. 合計死別率については脚注8参照.
 有配偶合計離婚率=合計離婚率/合計初婚率.

1994年で再び上昇し、男は136.5%、女は118.0%となった。

合計死別再婚率は1980年から1994年にかけて男は18%から10%へ、女は6%から4%へ、男女ともおおむね単調に低下している。これは主として、死別人口が減少しているためとみられる。さらに、死別者に対する再婚割合（死別再婚割合＝合計死別再婚率／合計死別率）を計算する。1980年および1994年の合計死別率（男については女の25～49歳、女については男の25～54歳の年齢別死亡率の合計）は男27.5%、女83.5%および男19.5%、女61.1%で、死別再婚割合（49歳以下）を計算すると、1980年男 $5.82 / 27.5 = 0.212$ 、女 $4.53 / 83.5 = 0.054$ 、1994年男 $2.18 / 19.5 = 0.112$ 、女 $2.04 / 61.1 = 0.033$ となり、49歳以下の死別再婚割合は1980年から1994年にかけて低下している。したがって、合計死別再婚率の低下は死別者の再婚の低下傾向そのものにもよることがわかる。ただし、これは死別年齢が相対的に上昇していることによる点が大きいとみられる。

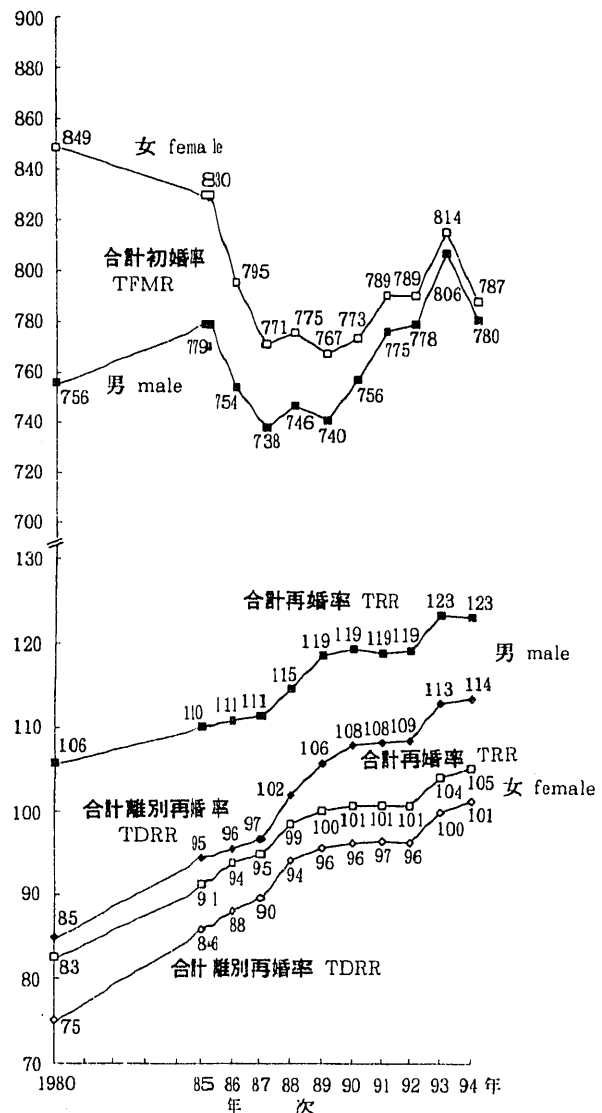
合計離別再婚率は1980年から1994年にかけて男は84.91%から113.62%に、女は75.11%から101.29%に上昇した。男女ともその上昇の程度はほぼ同じである。この上昇は主として離別人口の増加によるとみられるが、離別者に対する再婚割合を表す「離別再婚割合」（＝合計離別再婚率／合計離婚率）は、1980年から1990年にかけて男女ともおおむね上昇してきたが、1991年から低下傾向が現れ1994年もひき続き低下し、男49.3%、女44.5%になった。なお、この値は「死別再婚割合」と比較するとはるかに大きい。⁸⁾

3. 年齢別初婚率の低下および年齢別再婚率の停滞

年齢別婚姻率の頂点は男では1989年までは26歳であったが、1990年27歳、91年26歳、92年27歳、93と94年は26歳（78.16%）に戻った。女では1987年以降ずっと25歳で、1994年は98.69%である。（前出表1-3、図1-2）。

1989年までについて、男は30歳以下、女は26歳以下の各年齢で低下し、それ以降1993年までは男女とも全般的に上昇している。しかし、1994年は前年より低下し、男の21歳～34歳および45、49歳、女

図1-1 合計初婚率、合計再婚率、合計離別再婚率
Total first marriage, total remarriage rate and total divorce remarriage rate



8) 死別および離別の再婚割合と高橋の多相生命表による結果（下記）との比較は注2の文献（廣嶋・山本道子1990年4月「日本の婚姻動向：1990年」）参照。

池ノ上正子・高橋重郷、「結婚の多相生命表：1975年、1980年、1985年および1990年」、『人口問題研究』第50巻第2号、1994年7月、pp.73-96。

の17~28歳, 38歳および40代の半ばから低下している。

1994年の年齢別初婚率については, 前年に比べて男は20代前半から30代前半, 18歳および49歳で低下している。女では17~28歳, 38歳および40代の後半でやや低下した(表1-4と注2文献「日本の婚姻・離婚の動向: 1993年」の表1-4の初婚率参照, 表1-6, 図1-2)。年齢別再婚率は男女と

図1-2 性, 年齢別初婚率: 1980, 85, 90, 93, 94年
Age-specific first marriage rate

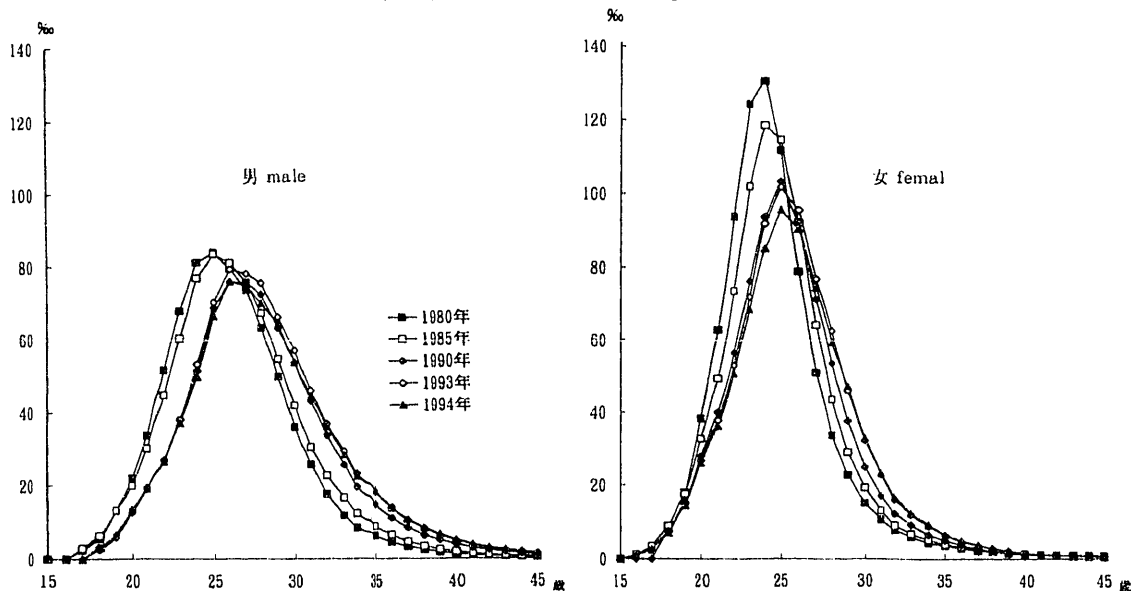


表1-6 性・年齢5歳階級別累積初婚率および合計初婚率: 1980~94年
Cumulated first marriage rates within 5 year group and total first marriage rates

年 齢	男					女				
	1980年	1985年	1990年	1993年	1994年	1980年	1985年	1990年	1993年	1994年
15 - 19	7.67	9.24	8.55	9.98	9.99	30.84	31.00	26.29	25.62	24.86
20 - 24	188.77	169.20	149.08	151.37	147.14	450.05	376.31	294.71	281.83	267.34
25 - 29	381.68	384.71	355.95	369.61	351.69	298.40	344.04	358.63	383.45	368.38
30 - 34	141.28	166.52	176.06	192.40	185.69	43.97	53.38	70.10	92.19	94.94
35 - 39	25.10	35.90	46.37	57.58	59.01	11.91	13.21	15.01	19.46	20.20
40 - 44	5.71	7.79	12.31	15.69	16.79	4.92	4.57	4.73	4.84	4.98
45 - 49	1.99	2.40	3.75	4.74	5.04	3.34	2.55	2.55	2.55	2.35
50 - 54	1.09	0.97	1.60	1.85	1.87	2.35	1.86	1.65	1.54	1.43
55 - 59	0.83	0.64	0.91	0.91	0.83	1.37	1.21	1.14	1.03	0.88
60 - 64	0.54	0.55	0.63	0.48	0.44	0.76	0.75	0.73	0.71	0.62
65 - 69	0.43	0.37	0.44	0.30	0.30	0.40	0.37	0.45	0.41	0.34
70 - 74	0.35	0.17	0.25	0.27	0.23	0.22	0.17	0.15	0.21	0.20
75歳以上	0.56	0.22	0.79	0.49	0.52	0.09	0.08	0.20	0.21	0.16
合計初婚率										
49歳以下	752.21	775.76	752.07	801.38	775.35	843.42	825.06	772.02	809.93	783.05
総 数	756.00	778.68	756.70	805.67	779.55	848.61	829.50	776.34	814.03	786.69
平均年齢(件数)	27.99	28.36	28.60	28.62	28.63	25.49	25.73	26.07	26.29	26.35
平均年齢(率)	27.70	28.14	28.68	28.90	28.98	25.27	25.66	26.22	26.55	26.63

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。公表人口動態統計によると, 平均初婚年齢はそれぞれ男: 27.8, 28.2, 28.4, 28.4, 28.5歳。女: 25.2, 25.5, 25.9, 26.1, 26.2歳である。

图 1-3 性, 年龄别再婚率: 1980, 85, 90, 93, 94年
Age-specific remarriage rate

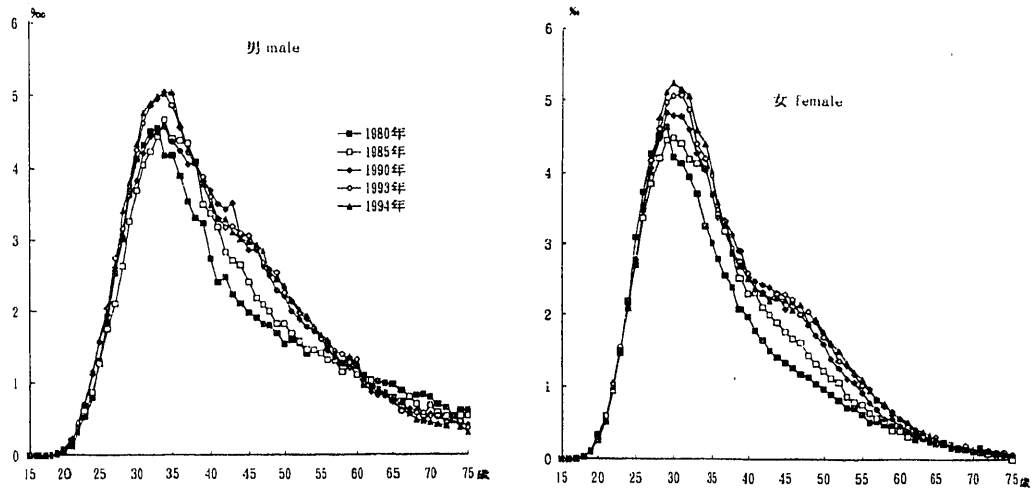


图 1-4 性, 年龄别死别再婚率: 1980, 85, 90, 93, 94年
Age-specific widowed remarriage rate

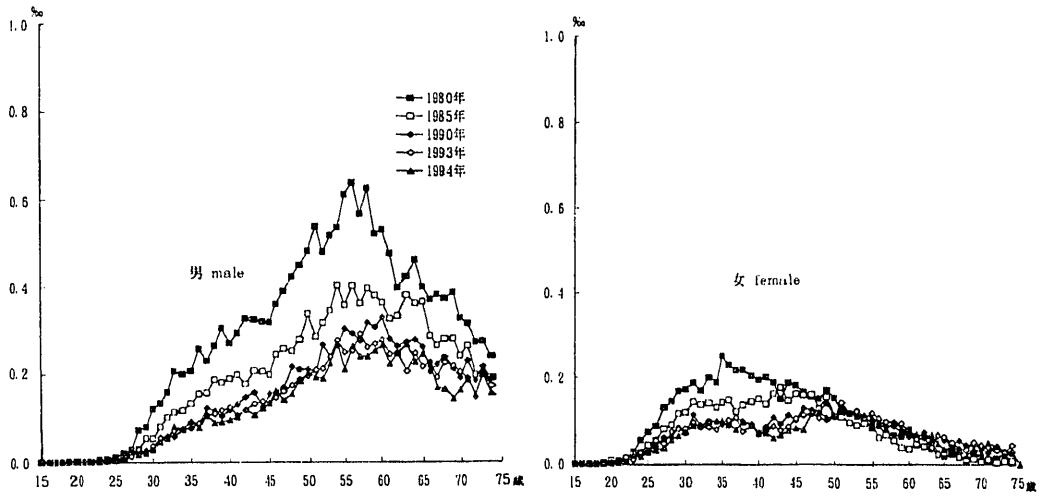


图 1-5 性, 年龄别离别再婚率: 1980, 85, 90, 93, 94年
Age-specific divorce remarriage rate

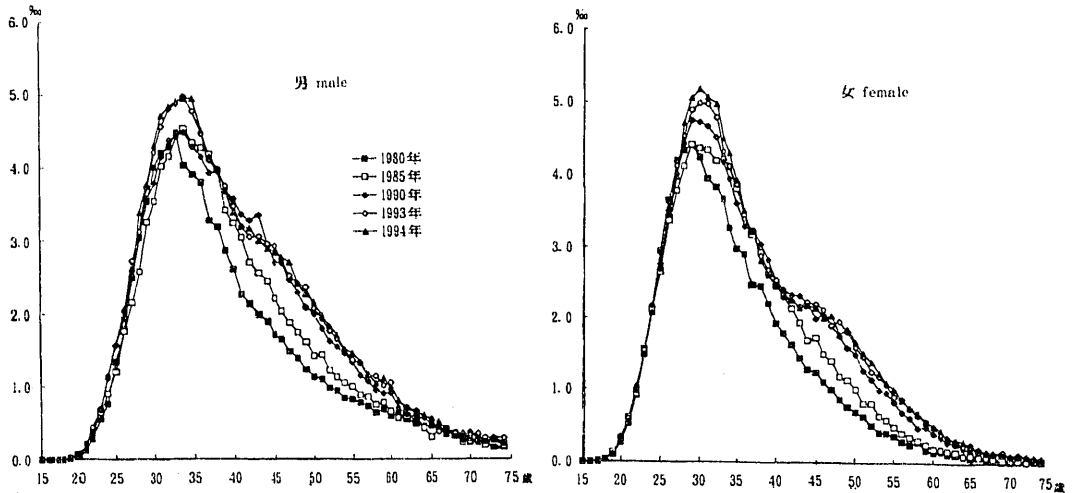


表1-7 性・年齢5歳階級別累積死別・離別再婚率および合計死別再婚率,
合計離別再婚率:男,1980~94年

Cumulated remarriage rates within 5 year age group by previous marital status : male
(%)

年 齢	死 別					離 別				
	1980年	1985年	1990年	1993年	1994年	1980年	1985年	1990年	1993年	1994年
15 - 19	-	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.02	0.02	0.03
20 - 24	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	1.79	2.20	2.51	2.57	2.53
25 - 29	0.22	0.12	0.08	0.07	0.09	12.20	10.95	12.73	13.19	13.37
30 - 34	0.82	0.47	0.28	0.29	0.29	21.00	20.70	21.24	23.43	23.71
35 - 39	1.27	0.82	0.51	0.51	0.46	17.02	20.17	20.02	21.04	21.27
40 - 44	1.55	0.98	0.68	0.62	0.55	10.86	13.95	16.46	15.71	15.61
45 - 49	1.95	1.24	0.92	0.81	0.78	7.42	9.43	12.20	12.92	12.96
50 - 54	2.56	1.70	1.19	1.14	1.09	4.99	6.23	8.38	8.88	9.15
55 - 59	2.97	1.91	1.51	1.34	1.22	3.63	4.25	5.40	5.97	6.11
60 - 64	2.30	1.77	1.43	1.23	1.24	2.68	2.77	3.33	3.76	3.73
65 - 69	1.92	1.49	1.15	1.09	0.95	1.85	1.67	1.93	2.01	2.08
70 - 74	1.44	1.10	1.02	0.93	0.87	1.00	1.14	1.42	1.54	1.26
75歳以上	1.44	1.40	4.22	2.36	2.03	0.45	1.03	2.45	2.01	1.83
合計再婚率										
49歳以下	5.82	3.64	2.47	2.32	2.18	70.31	77.43	85.18	88.87	89.47
総 数	18.44	13.00	12.99	10.40	9.57	84.91	94.51	108.09	113.04	113.62
平均年齢(件数)	50.64	52.32	54.94	55.06	55.16	37.57	39.12	40.48	40.70	40.69
平均年齢(率)	55.98	57.56	66.06	62.13	61.57	39.82	40.64	41.85	41.65	41.51

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。

表1-7 (つづき) 性・年齢5歳階級別累積死別・離別再婚率および合計死別再婚率,
合計離別再婚率:女,1980~94年

Cumulated remarriage rates within 5 year age group by previous marital status : female
(%)

年 齢	死 別					離 別				
	1980年	1985年	1990年	1993年	1994年	1980年	1985年	1990年	1993年	1994年
15 - 19	-	-	0.00	0.00	0.00	0.15	0.19	0.15	0.14	0.16
20 - 24	0.11	0.06	0.06	0.06	0.05	5.35	5.58	5.67	5.52	5.43
25 - 29	0.61	0.39	0.28	0.28	0.22	19.56	18.35	19.41	19.80	20.00
30 - 34	0.92	0.67	0.47	0.43	0.45	18.98	21.25	22.08	23.24	24.08
35 - 39	1.13	0.69	0.48	0.47	0.46	13.02	16.01	16.02	16.06	16.10
40 - 44	0.93	0.78	0.48	0.40	0.35	8.07	10.56	11.81	11.50	11.41
45 - 49	0.83	0.77	0.62	0.55	0.51	4.98	6.95	9.31	10.01	9.83
50 - 54	0.62	0.51	0.60	0.61	0.59	2.64	3.86	5.89	6.59	6.92
55 - 59	0.38	0.32	0.45	0.52	0.48	1.34	1.76	3.11	3.76	3.89
60 - 64	0.25	0.18	0.32	0.30	0.33	0.61	0.77	1.48	1.75	1.89
65 - 69	0.11	0.11	0.25	0.24	0.17	0.28	0.37	0.76	0.86	0.86
70 - 74	0.07	0.04	0.16	0.19	0.17	0.10	0.14	0.35	0.40	0.44
75歳以上	0.05	0.01	0.26	0.17	0.18	0.03	0.02	0.37	0.30	0.30
合計再婚率										
49歳以下	4.53	3.37	2.39	2.19	2.04	70.11	78.89	84.46	86.28	87.00
総 数	6.01	4.55	4.44	4.22	3.95	75.11	85.82	96.42	99.94	101.29
平均年齢(件数)	40.70	42.45	47.04	47.65	47.90	34.37	36.03	37.55	37.84	37.85
平均年齢(率)	42.71	43.50	48.71	49.29	49.45	34.99	36.04	37.49	37.78	37.82

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。

も1993年とほぼ同様であるが、男は20代と40代の前半で少し減少ぎみで、女は20代および37歳～48歳でやや減少しているが、28～36歳では前年より高めである（前出表1-4と注2文献「日本の婚姻・離婚の動向：1993年」の表1-4の再婚率参照、図1-3）。

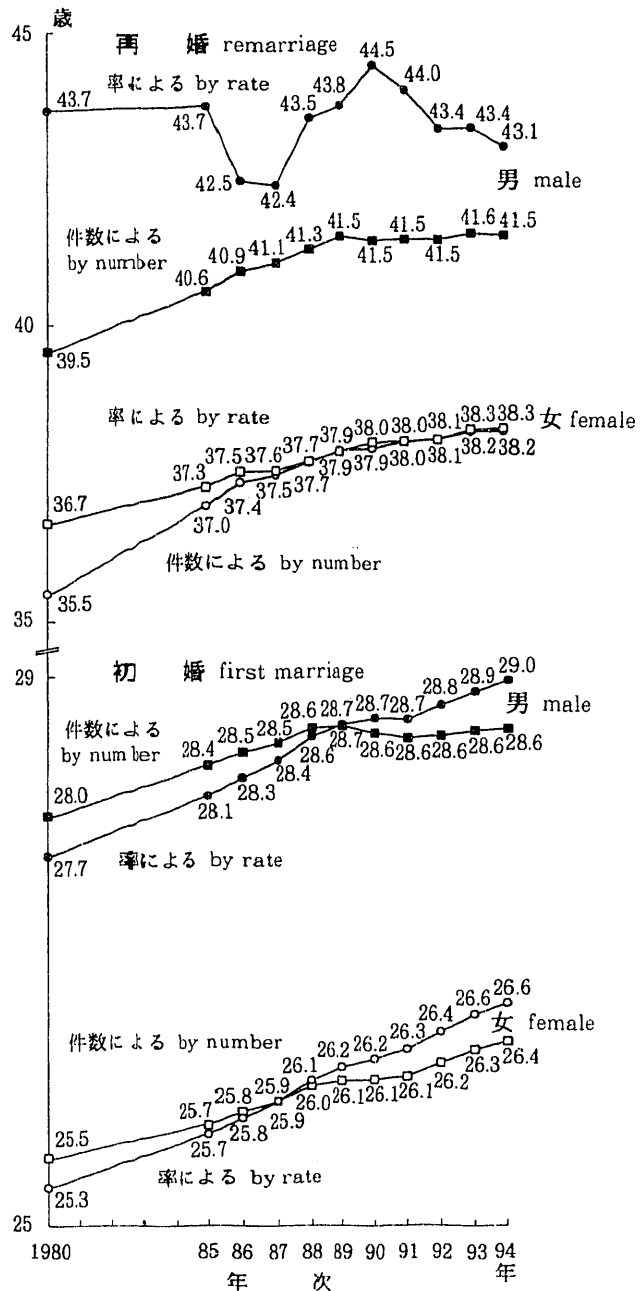
死別再婚率は男女とも全体に低下しているが、女は40代の前半および50代で少し上昇している（表1-7、図1-4）。離別再婚率は前年に比べてほとんどの年齢でやや上昇ぎみである（前出表1-7、図1-5）。

4. 平均初婚年齢の上昇

率による平均婚姻年齢は1994年に、男は30.90歳、女は28.00歳で前年よりそれぞれ0.07歳、0.12歳上昇した（前出表1-3）。初婚年齢は男28.98歳、女26.63歳で、男女ともに0.08歳高年齢化した。したがって、初婚年齢の男女差は2.35歳で前年と同様である（前出表1-4）。再婚年齢は男43.06歳で0.32歳低年齢化し、女は38.26歳で0.01歳高年齢化した。男の婚姻年齢の上昇は初婚の高年齢化および再婚の低年齢化により、それらが相殺された結果もたらされたものである。女の婚姻年齢の上昇は初婚と再婚の高年齢化によってもたらされたものである（前出表1-4）。再婚を死別と離別にわけて、率による平均年齢をみると、男では死別は61.57歳、離別は41.51歳で、前年に比べどちらも低年齢化している。女ではそれぞれ49.45歳、37.82歳で、死別再婚も離別再婚も高年齢化している（前出表1-7）。

件数による平均年齢を見ると、婚姻年齢では男は30.30歳、女は27.70歳で、前年よりそれぞれ0.03歳、0.09歳高くなった。初婚年齢は男28.63歳で0.01歳上昇し、女も26.35歳で0.06歳上昇した。男女とも第二次ベビーブーム・コーホートが初婚のピーク年齢に接近している結果、1987～89年以後率による平均初婚年齢との差が次第に広がりつつある。再婚年齢は男は41.54歳で0.05歳低下し、女は38.21歳で0.01歳低下した。

図1-6 平均初婚年齢、平均再婚年齢の推移
Mean age at first marriage and remarriage



II 離婚

1. 離婚数の増加

1994年の離婚件数は、1993年よりさらに6,807件増加して196,280件となり、過去最高の件数である。かつては、1993年の189,473件を最高とし、次いで1983年の180,638件、1992年の180,356件であったが、1994年はそれらを上回った。1983年以降は1988年の155,058件まで減少し、1989、90年は159,000件台で推移した。その後は毎年1万件前後の増加を示していたが、1993～94年にかけて増加数はやや減少した（表2-1）。離婚数増加の要因は、離婚率がいくつかの年齢を除いてほとんど全年齢で上昇していること（後述）および離婚率の比較的高い若年で人口が増加しているためであると考えられる。年齢別にみても男女とも28歳および30代後半から40代前半を除きすべての年齢で離婚数は増大している。

夫妻の国籍（2区分）の組み合わせ別離婚数は表2-2に示す通りで、1994年の離婚総数のうち夫妻とも日本人の離婚は187,369件（95.46%）、夫日本人妻外国人のものは5,996件（3.05%）、夫外国人妻日本人のものは1,741（0.89%）、夫妻とも外国人であるものは1,174件（0.60%）である。これを婚姻数と対比すると、離婚総数は婚姻総数の25.0%にあたるが、夫婦とも日本人は24.8%、夫日本人妻外国人は31.2%、夫外国人妻日本人は26.4%、夫妻とも外国人は31.9%にあたる。

また、年平均人口による粗離婚率は1993年には人口1,000あたり1.52、1994年には1.57に上昇した。

2. 合計離婚率の上昇の継続

合計離婚率は1980～85年に男は165.1‰から195.2‰へ、女は160.1‰から193.3‰へと上昇し、1985～88年には逆に、男女とも180‰台にまで低下したが、1989年からは再度上昇し、1994年には男230.5‰

表2-1 夫妻の国籍別日本の離婚数および粗離婚率：1965～94年
Divorces by nationality of the husband and the wife

年次	実数			割合（%）			婚姻数100に対する離婚数			粗離婚率（‰）	年平均人口
	総数	夫または妻が日本人	夫妻とも外国人	総数	夫または妻が日本人	夫妻とも外国人	総数	夫または妻が日本人	夫妻とも外国人		
1965	77,557	77,195	362	100.00	99.53	0.47	8.1	8.1	8.9	0.78	99,093,010
1970	96,526	95,937	589	100.00	99.39	0.61	9.3	9.3	13.0	0.93	103,451,976
1975	120,023	119,135	888	100.00	99.26	0.74	12.7	12.7	20.4	1.08	111,467,071
1980	142,833	141,689	1,144	100.00	99.20	0.80	18.3	18.3	29.2	1.22	116,828,575
1985	168,212	166,640	1,572	100.00	99.07	0.93	22.8	22.6	49.9	1.39	120,845,532
1986	167,455	166,054	1,401	100.00	99.16	0.84	23.4	23.4	43.7	1.38	121,516,475
1987	159,667	158,227	1,440	100.00	99.10	0.90	22.8	22.7	48.2	1.31	122,115,883
1988	155,058	153,600	1,458	100.00	99.06	0.94	21.8	21.7	45.4	1.26	122,653,131
1989	159,351	157,811	1,540	100.00	99.03	0.97	22.4	22.3	44.4	1.29	123,136,736
1990	159,194	157,608	1,586	100.00	99.00	1.00	21.9	21.8	44.2	1.29	123,522,043
1991	170,527	168,969	1,558	100.00	99.09	0.91	22.8	23.6	36.5	1.38	123,935,356
1992	180,356	179,191	1,165	100.00	99.35	0.65	23.8	23.8	27.4	1.45	124,349,809
1993	189,473	188,297	1,176	100.00	99.38	0.62	23.8	23.8	28.9	1.52	124,686,146
1994	196,280	195,106	1,174	100.00	99.40	0.60	25.0	30.0	31.9	1.57	124,966,210

厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』による。

日本における離婚の総数を示すが、人口動態統計公表数値はこの総数から「夫妻とも外国人」を除いたものである。

1992年以降は離婚・婚姻ともに、夫の住所地が日本以外を含む（以下の表、図も同様）。

表2-2 夫・妻の国籍組み合わせ別離婚数：1992～94年
Divorces by nationality of the husband and the wife

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	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
	離婚									
1992年	180,356	171,475	6,174	1,542	1,165	100.00	95.08	3.42	0.85	0.65
1993年	189,473	180,700	5,987	1,610	1,176	100.00	95.37	3.16	0.85	0.62
1994年	196,280	187,369	5,996	1,741	1,174	100.00	95.46	3.05	0.89	0.60
	婚姻									
	婚姻100に対する離婚数									
1992年	758,728	728,579	19,423	6,439	4,287	23.77	23.54	31.79	23.95	27.18
1993年	796,726	766,001	20,092	6,565	4,068	23.78	23.59	29.80	24.52	28.91
1994年	786,420	756,926	19,216	6,596	3,682	24.96	24.75	31.20	26.39	31.88

1991年までは原データの制約のため、離婚は「夫または妻が日本人」および「夫妻とも外国人」の2区分であった。
1992年以降の婚姻および離婚には夫の住所が日本以外を含む。

へ、女227.8%になった（前出表1-5、図2-1）。これはいままでの最高とみられる1985年の値を上回る（実際には1983年ごろが最高かも知れないが計算してない）。49歳以下の合計離婚率についても1994年には男184.4%、女200.2%で今までの最高となっている。

3. 有配偶合計離婚率の上昇の継続

合計離婚率を合計初婚率で割った有配偶合計離婚率は、1994年に総数で男は295.6%、女では289.5%となり、前年より男はポイント18.9%、女はポイント18.4%上昇し、いままでのうち最高の値を示している。したがって、初婚率の上昇の影響を除外しても離婚率が上昇したといえる（前出表1-5）。49歳以下についての合計では、男237.9%、女255.7%で、これも今までで最高の値である。

4. 年齢別離婚率の上昇

年齢別離婚率は、男女ともおおむね19～37歳において年々上昇している。36歳以上ではいずれの年次も高年齢になるにつれて右下がりの曲線を描いているが、1994年は1990年以前の年齢別離婚率より多くの年齢で上昇している。1994年の男は1993年と比べて24、34、38、45～46歳以外の年齢で上昇し、女は17、27、39、42～43歳を除く年齢で上昇している（表2-3、図2-2）。

図2-1 合計初婚率、有配偶合計離婚率、合計離婚率の推移
Total first marriage rate, total divorce rate and marital total divorce rate

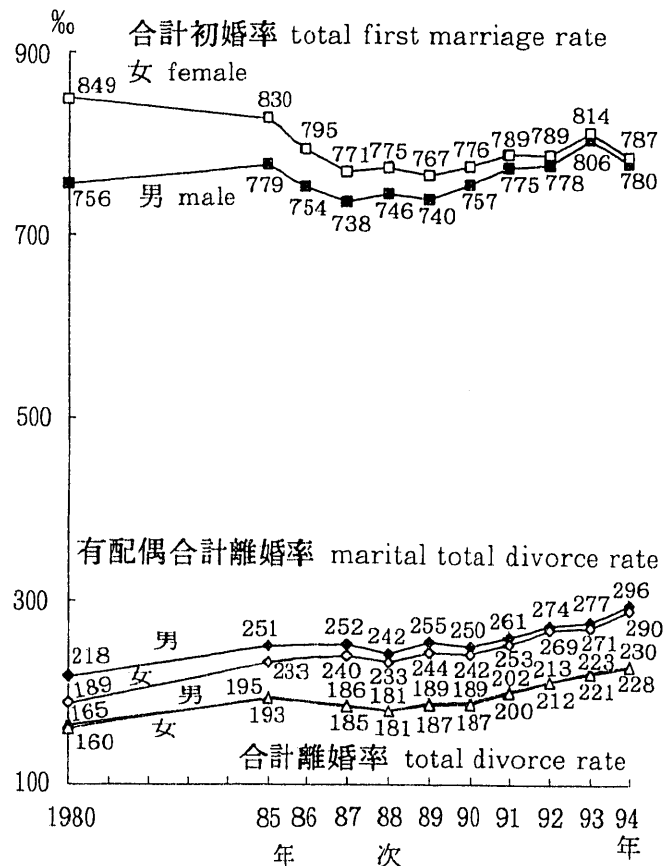
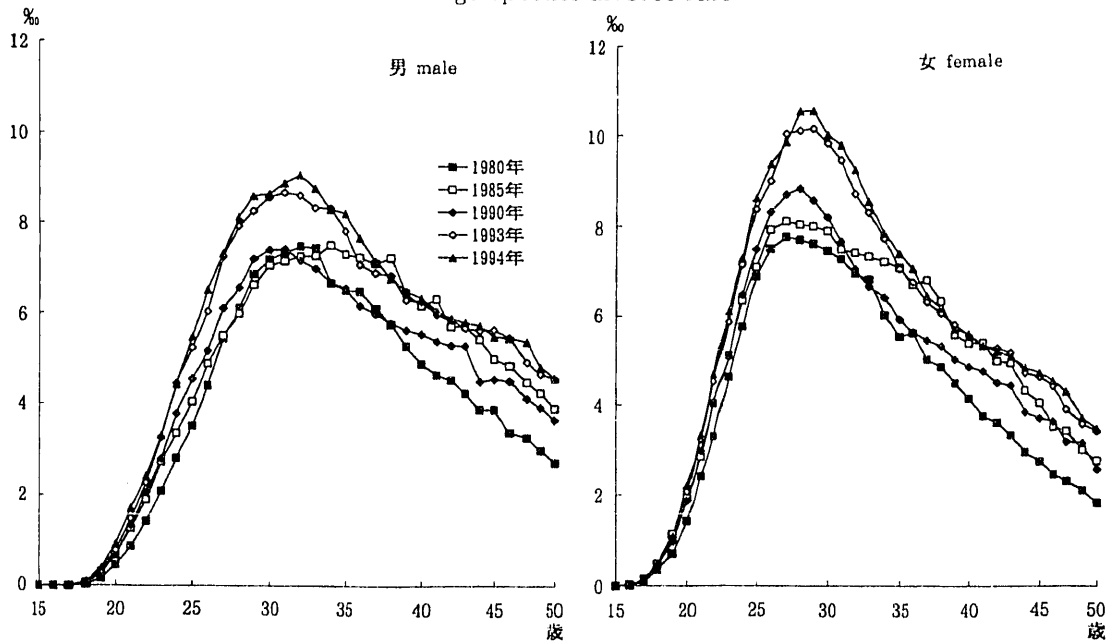


表2-3 年齢(各歳・5歳階級)別人口, 離婚数および離婚率: 1993, 94年
Divorces and divorce rate by age

年 齢	男				女			
	1993年		1994年		1993年		1994年	
	離 婚 数	離婚率(‰)	離 婚 数	離婚率(‰)	離 婚 数	離婚率(‰)	離 婚 数	離婚率(‰)
総 数	189,473	3.10	196,280	3.20	189,473	2.98	196,280	3.08
15	—	—	—	—	—	—	—	—
16	—	—	—	—	17	0.02	25	0.03
17	—	—	—	—	119	0.13	112	0.13
18	57	0.06	88	0.09	406	0.43	437	0.48
19	330	0.32	398	0.40	1,039	1.05	1,039	1.09
20	820	0.78	957	0.92	2,076	2.08	2,190	2.21
21	1,520	1.48	1,794	1.71	3,184	3.25	3,327	3.33
22	2,271	2.27	2,486	2.42	4,351	4.54	4,611	4.70
23	3,176	3.27	3,310	3.31	5,492	5.90	5,874	6.14
24	4,202	4.45	4,303	4.44	6,543	7.18	6,796	7.31
25	4,849	5.24	5,164	5.48	7,537	8.40	7,866	8.65
26	5,216	6.03	6,013	6.51	7,598	9.02	8,421	9.39
27	5,598	7.24	6,318	7.32	7,585	10.06	8,318	9.88
28	6,878	7.92	6,261	8.12	8,602	10.14	7,957	10.57
29	6,851	8.25	7,447	8.59	8,240	10.18	8,969	10.58
30	6,916	8.56	7,153	8.63	7,760	9.84	8,125	10.04
31	6,814	8.66	7,143	8.86	7,283	9.48	7,724	9.81
32	6,711	8.59	7,096	9.04	6,671	8.74	7,118	9.27
33	6,568	8.31	6,818	8.74	6,445	8.33	6,538	8.57
34	6,616	8.30	6,534	8.28	6,056	7.75	6,077	7.86
35	6,072	7.80	6,516	8.19	5,418	7.08	5,799	7.42
36	5,479	7.06	5,936	7.65	5,181	6.79	5,424	7.09
37	5,596	6.87	5,529	7.14	5,077	6.34	4,945	6.48
38	5,710	6.81	5,487	6.76	5,025	6.10	4,964	6.21
39	5,364	6.28	5,416	6.47	4,926	5.84	4,722	5.73
40	5,665	6.24	5,385	6.32	5,010	5.60	4,751	5.63
41	5,745	5.96	5,469	6.04	5,124	5.36	4,830	5.37
42	6,023	5.85	5,646	5.88	5,421	5.31	5,011	5.25
43	6,340	5.67	5,944	5.79	5,783	5.21	5,236	5.13
44	6,700	5.60	6,366	5.71	5,651	4.76	5,410	4.88
45	6,637	5.62	6,525	5.48	5,474	4.68	5,644	4.77
46	5,577	5.45	6,396	5.44	4,542	4.47	5,358	4.58
47	3,648	4.91	5,464	5.36	2,929	3.94	4,400	4.34
48	3,772	4.65	3,550	4.80	2,964	3.61	2,781	3.75
49	4,177	4.54	3,678	4.56	3,231	3.46	2,870	3.51
49歳以下	157,903	179.06	162,600	184.43	168,794	195.06	173,675	200.19
合 計	189,473	222.96	196,280	230.45	189,473	220.72	196,280	227.76
平均年齢	39.39	40.25	39.37	40.27	36.42	36.45	36.45	36.54
15-19	387	0.08	486	0.11	1,581	0.35	1,613	0.37
20-24	11,989	2.40	12,851	2.53	21,646	4.53	22,799	4.69
25-29	29,393	6.90	31,205	7.14	39,563	9.53	41,532	9.77
30-34	33,626	8.48	34,746	8.71	34,216	8.83	35,583	9.12
35-39	28,222	6.95	28,886	7.23	25,628	6.41	25,855	6.58
40-44	30,474	5.84	28,812	5.93	27,020	5.22	25,239	5.23
45-49	23,812	5.09	25,615	5.19	19,140	4.09	21,054	4.27
50-54	15,513	3.62	16,554	3.73	11,088	2.54	12,150	2.69
55-59	8,706	2.23	9,007	2.33	5,353	1.32	5,770	1.44
60-64	4,190	1.21	4,639	1.32	2,508	0.67	2,732	0.72
65-69	1,823	0.67	2,067	0.72	1,060	0.33	1,268	0.38
70-74	737	0.44	823	0.46	436	0.17	466	0.18
75歳以上	600	0.25	590	0.24	234	0.06	218	0.05

離婚率の合計行は合計離婚率を表す。平均年齢は年齢各歳の件数および率による。
離婚数に夫妻とも外国人の離婚を含む。

図2-2 性、年齢別離婚率：1980、85、90、93、94年
Age-specific divorce rate

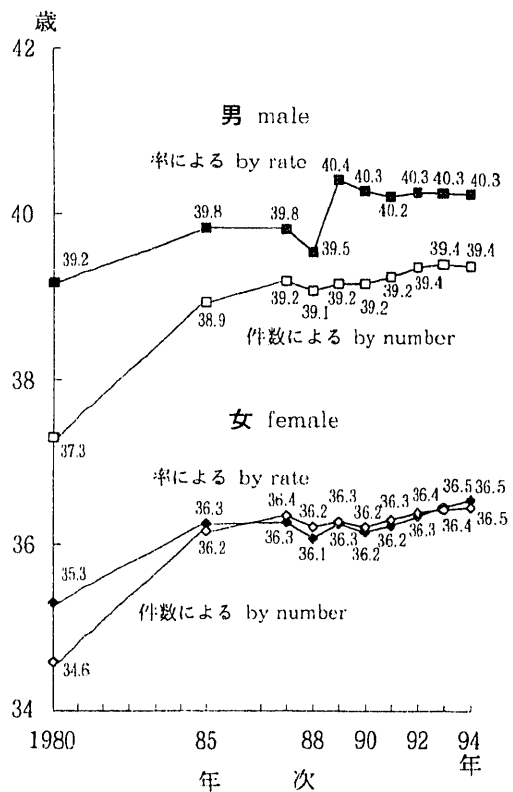


5. 平均離婚年齢はひき続き上昇

率による平均離婚年齢は男は1985年（39.83歳）まで、女は1987年（36.27歳）まで上昇したが、以後低下していた。1989年から計算方法が変わったため⁹⁾、離婚年齢が高くなった。男は1991年まで、女は1990年まで平均離婚年齢の低下がみられたが、以降男女とも上昇し、1994年には男40.27歳、女36.54歳となった（図2-3）。

件数による平均離婚年齢は、1994年には男は前年よりやや減少して39.37歳、女は上昇して36.45歳になった。なお、件数の平均年齢と率の平均年齢を比べると、男ではどの年次も率の平均年齢の方が高いが、女では1987～92年では件数の方がわずかに高くなっているが、1993、94年では反対に率による平均年齢の方が少し高くなっている。1994年について見ると、男女とも件数の平均年齢より率の平均年齢の方が高く、男は0.9歳、女は0.09歳高い年齢となっている。

図2-3 平均離婚年齢の推移
Mean age at divorce



9) 1988年以前は75歳以上の離婚の年齢分布を推定していたが、1989年からは直接集計した。

日本の出生動向：1994年

小島克久・山本千鶴子

1. はじめに

1994年の日本の出生動向を人口動態統計¹⁾を用いて報告する。出生率の計算方法は以下の(1)~(7)のとおり前回²⁾までと基本的に同じであり、人口動態統計公表統計およびこれに基づく出生率とは、特に(1)、(2)で異なる³⁾。

(1) 出生数は外国籍の出生児を含む日本国内における総出生児数とし、出生率の算定はこれを分子とし、外国人人口を含む総人口を分母とする。

人口動態統計の公表出生数(1994年は1,238,328)は出生児が日本国籍のもの(したがって、父または母の少なくともどちらか一方が日本人であるもの)に限定され、外国籍の出生児(父母の国籍がともに外国, 1994年は10,522件)が除外されている。

父母の国籍(2区分)の組み合わせ別日本国籍出生児数は後出の表2に示す通りで、1994年の日本国籍出生児総数1,238,328のうち父母のどちらか一方が外国人である出生児数は20,376、日本国籍出生児総数のうち1.64%である。したがって、これを含めて分子とし、日本人人口を分母にした場合に出生率は、これを含めない(日本人の父母による)出生児数を分母として計算した場合と比較して1.67%(父外国人で0.57%, 母外国人で1.10%)だけ大きくなる。また、1994年の女性の合計出生率の公表値は1.50⁴⁾であるが、分母・分子に外国人を含めると後述のように1.49となる。

(2) 率の分母となる年齢別人口は、総務庁統計局による推計人口を用いて算出した年平均人口とする⁵⁾。

(3) 男女計の出生率は、各年齢の男と女の出生率を、男と女の人口を重みとして加重平均したものであるが、各年齢別の男女計の人口に対する男と女の出生数の合計の比率である。

(4) 男の出生率において、非嫡出出生数は嫡出出生の父の年齢分布によって按分する。なお、非嫡出出生数は1994年に16,122(うち外国人1,406)で、総出生数1,249千の1.3%で、1993年よりも0.1%高い。

1) 人口動態統計の利用に当たっては、厚生省大臣官房統計情報部の関係各位の協力を得た。ここに記して謝意を表す。

2) 小島克久・山本千鶴子、「日本の出生動向：1993年」、『人口問題研究』, 第51巻2号, 1995年7月, pp.34-40。
山本千鶴子・小島克久、「日本の出生動向：1992年」、『人口問題研究』, 第50巻1号, 1994年4月, pp.60-66。
廣嶋清志・山本千鶴子、「日本の出生動向：1991年」、『人口問題研究』, 第48巻4号, 1993年1月, pp.24-30。
廣嶋清志・山本千鶴子、「日本の出生動向：1990年」、『人口問題研究』, 第48巻1号, 1992年4月, pp.58-65。
廣嶋清志・坂東里江子、「日本の出生動向：1988~1989年」、『人口問題研究』, 第46巻4号, 1991年1月, pp.66-73。

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。

3) 一般公表統計では、出生数は日本国籍出生児数を、分母人口は10月1日の日本人女子人口を採っている。この方法による1994年の出生率は下記参照。

石川晃、「全国人口の再生産に関する主要指標：1994年」、『人口問題研究』, 第51巻3号, 1995年10月, pp.51-59。

4) 注3文献参照。

5) 年平均人口の計算方法は注2文献(1989年)参照。なお、1993年、94年の人口は総務庁統計局の以下の文献による。『平成5年10月1日現在推計人口』, 人口推計資料NO.66および『平成6年10月1日現在推計人口』, 人口推計資料NO.67。

- (5) 女子の14歳以下の出生数（1994年非嫡出25）は15歳に加えた。なお、50歳以上の出生数（1994年3）はそのままとする。
- (6) 父または母の年齢不詳の出生数（父8，母嫡出17，母非嫡出18）はそれぞれ既知の年齢分布で配分する。
- (7) 「既婚合計出生率」(ever-married total fertility rate, ETFR) を計算する。これは、合計出生率 (total fertility rate, TFR) を合計初婚率 (total first marriage rate, TFMR)⁶⁾ で割ったもので、合計出生率のうち婚姻の要因を除き婚姻出生率の動向を表すためのものである。これは、年齢別初婚率と年齢別出生率が一定（初婚年齢別結婚持続期間別出生率一定のための必要条件）と仮定したとき、既婚者が生涯に持つ平均的な出生児数を意味する。したがって、合計出生率は次のように分解される。

$$TFR = TFMR \cdot ETFR$$

2. 全ての年齢で出生数増加

出生数は1994年に1,249千件となり、前年の1,198千件から51千件多くなった（表1）。出生数の動向は、1974年から1990年までの16年にわたって減少傾向が続いた。1991年で増加に転じたが、1992、93年と再び減少が続き、1994年になって再び増加した。

このうち外国籍の出生児数は1994年には10,522件となり、総出生数の0.8%に達した。また、父母の国籍別の日本国籍の出生児数は、統計がとれる1987年以後母外国人および父外国人のものはそれぞれ

表1 日本における国籍別出生児数
Table 1 Births by nationality in Japan

年次	出生児数			割合 (%)		
	総数	日本人	外国人	総数	日本人	外国人
1955	1,746,299	1,730,692	15,607	100.00	99.11	0.89
1960	1,619,175	1,606,041	13,134	100.00	99.19	0.81
1965	1,837,476	1,823,697	13,779	100.00	99.25	0.75
1970	1,947,944	1,934,239	13,705	100.00	99.30	0.70
1975	1,914,707	1,901,440	13,267	100.00	99.31	0.69
1980	1,588,632	1,576,889	11,743	100.00	99.26	0.74
1985	1,437,375	1,431,577	5,798	100.00	99.60	0.40
1986	1,388,878	1,382,946	5,932	100.00	99.57	0.43
1987	1,354,232	1,346,658	7,574	100.00	99.44	0.56
1988	1,321,619	1,314,006	7,613	100.00	99.42	0.58
1989	1,253,981	1,246,802	7,179	100.00	99.43	0.57
1990	1,229,044	1,221,585	7,459	100.00	99.39	0.61
1991	1,231,382	1,223,245	8,137	100.00	99.34	0.66
1992	1,218,265	1,208,989	9,276	100.00	99.24	0.76
1993	1,197,900	1,188,282	9,618	100.00	99.20	0.80
1994	1,248,850	1,238,328	10,522	100.00	99.16	0.84

1985年から改定国籍法（最近改正1993年）が施行された。外国人には非嫡出児（1993年1,074人、1994年1,406人）を含む。外国人の非嫡出児とは母親が外国人であるが、父親が知れないために母親の国籍が付与された子をいう。

6) 廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1970～1987年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.67-82.

表2 日本における父母の国籍別日本国籍出生児数
Table 2 Births of Japanese nationality by nationality of parents

年次	実数				割合(%)			
	総数	父日本人 母日本人	父日本人 母外国人	父外国人 母日本人	総数	父日本人 母日本人	父日本人 母外国人	父外国人 母日本人
1987	1,346,658	1,336,636	5,538	4,484	100.00	99.26	0.41	0.33
1988	1,314,006	1,302,832	6,615	4,559	100.00	99.15	0.50	0.35
1989	1,246,802	1,234,626	7,390	4,786	100.00	99.02	0.59	0.38
1990	1,221,585	1,207,899	8,695	4,991	100.00	98.88	0.71	0.41
1991	1,223,245	1,207,827	10,027	5,391	100.00	98.74	0.82	0.44
1992	1,208,989	1,191,219	11,658	6,112	100.00	98.53	0.96	0.51
1993	1,188,282	1,169,650	12,412	6,220	100.00	98.43	1.04	0.52
1994	1,238,328	1,217,952	13,414	6,962	100.00	98.35	1.08	0.56

父日本人母日本人には母日本人の非嫡出児（1993年13,665人、1994年14,716人）を含む。

少しずつ増加し、1994年には両方合わせて20,376件で総出生数の1.63%に達した（表1、表2）。しかし、これは夫妻の一方が外国人である婚姻の割合3.28%⁷⁾に比べて非常に小さい。

1994年の年齢別の出生数を1993年と比較すると、男女ともにほぼ全ての年齢で出生数は増加している。また、年齢別の出生率も1993年と比べて男女ともほぼ全ての年齢で上昇している（表5）。特に、1980年以降、出生率の低下傾向が見られた年齢（男では23～33歳、女では20～30歳）で出生率が上昇に転じている（図2）。これは、第2次ベビーブーム世代を含んだ比較的若い年代で出生率が上昇したことによって出生数の増大が見られたものであるといえよう。

出生件数における平均出生年齢は、男は1993年の31.73歳から31.72歳に低下し、女は28.97歳から29.02歳に上昇した。この要因は、男については上記の通り第2次ベビーブーム世代に近い世代の結婚・出産の比重が大きくなっている結果と思われるが、女については、それ以上に平均初婚年齢の上昇が影響しているものと思われる。

長期的な出生動向を女子20～34歳人口⁸⁾の規模、有配偶率、有配偶出生率の動向によって説明したものが表4である。1970～1994年の出生数の変化には、1) 有配偶率の低下、2) 女子人口の減少、3) 有配偶出生率の低下がこの順に寄与していることがわかる⁹⁾。

3. 合計出生率、既婚合計出生率は男女共に上昇

合計出生率は、男は1970～1990年にかけて、2.18から1.47まで低下してきた。1991年にはわずかに上昇した後、1992年以降再び低下したが、1994年には1.48に上昇した。女でも1970年の2.13から1993年の1.45に至るまで低下傾向が続いたが、1994年には1.49に反転した。この動きを反映して、男女計の合計出生率は1993年の1.44から1994年には1.49へと上昇している。

これに対して、夫婦1組あたりの子供数に相当する既婚合計出生率は男は1980～93年に2.15から1.78へ、女は1985～93年に2.15から1.78へと低下してきたが、1994年は男女ともに1.90に上昇した（表3、図1）。

7) 山本千鶴子・小島克久、「日本の婚姻・離婚の動向：1994年」、『人口問題研究』、第52巻2号、1996年4月、pp.??-??。

8) 20～34歳女子の出生数が総出生数に占める割合は、1970年には94.2%、1994年に89.4%である。

9) 1994年の出生数と1970年の出生数の比は次のように20～34歳女子人口、有配偶率、有配偶出生率それぞれの比に分けられる。

$$\frac{1,249}{1,948} = \frac{13,006}{14,211} \times \frac{0.452}{0.628} \times \frac{0.212}{0.218}, \quad 0.641 = 0.915 \times 0.720 \times 0.973$$

詳しくは、注2文献（1992年）参照。

表3 性別合計出生率, 合計初婚率および既婚合計出生率
Table 3 Total fertility rate, total first marriage rate, and ever-married total fertility rate

年次	男 male			女 female			男女計
	合計出生率 TFR	合計初婚率 TFMR	既婚合計 出生率	合計出生率 TFR	合計初婚率 TFMR	既婚合計 出生率	
1970	2.18389	(1.05)	(2.08)	2.12997	(1.00)	(2.13)	2.15603
1975	1.99339	(0.84)	(2.37)	1.90727	(0.89)	(2.14)	1.94907
1980	1.62227	0.75600	2.14586	1.73239	0.84861	2.04144	1.67587
1985	1.61587	0.77868	2.07514	1.78416	0.82950	2.15089	1.67975
1986	1.58916	0.75359	2.10879	1.70865	0.79502	2.14919	1.64671
1987	1.57583	0.73758	2.13649	1.67979	0.77081	2.17925	1.62557
1988	1.55693	0.74618	2.08653	1.64625	0.77509	2.12395	1.59918
1989	1.48978	0.74020	2.01267	1.56256	0.76665	2.03817	1.52387
1990	1.47364	0.75633	1.94841	1.52976	0.77285	1.97938	1.49999
1991	1.48098	0.77530	1.91020	1.52333	0.78947	1.92956	1.50070
1992	1.46209	0.77804	1.87920	1.49207	0.78914	1.89075	1.47562
1993	1.43105	0.80567	1.77623	1.44981	0.81403	1.78104	1.43901
1994	1.48240	0.77955	1.90161	1.49226	0.78669	1.89688	1.48573

既婚合計出生率は合計出生率を合計初婚率で割ったもの。したがって、合計出生率=合計初婚率*既婚合計出生率である。

()内の合計初婚率は、阿藤誠、「出生率低下の原因と今後の見通し」、『人口問題研究』第171号、1984年7月、pp.22-35.

図1 合計出生率, 合計初婚率, 既婚合計出生率の推移
Figure 1 Total fertility rate, total first marriage rate, and ever-married total fertility rate

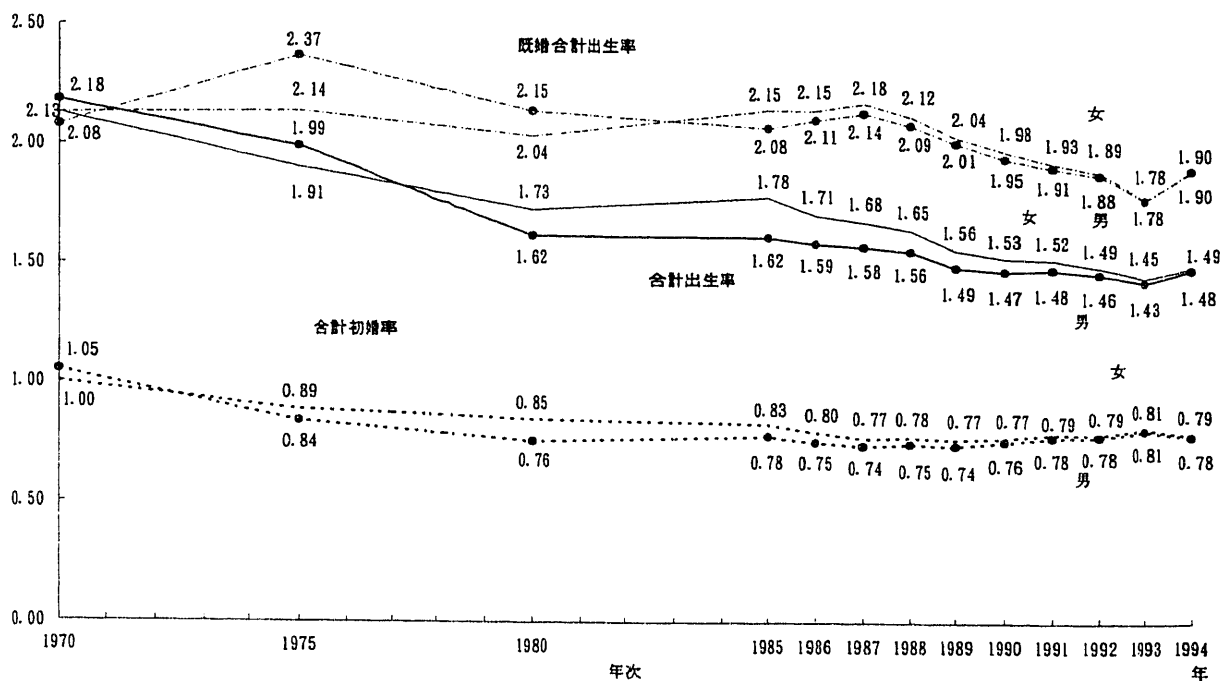


表4 出生数および出生率の要因分解：1920～94年
Table4 Components of births and birth rate

年次	実数 (1,000人)				率					
	出生数 Birth	20～34歳 有配偶 女子人口	20～34歳 女子人口	総人口	粗出生率 CBR	20～34歳 女子有配 偶出生率	20～34歳 女子有 配偶率	20～34歳 女子人口 割合	20～34歳 有配偶女子 人口割合	20～34歳 出生率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)／(4)	(1)／(2)	(2)／(3)	(3)／(4)	(2)／(4)	(1)／(3)
1920	2,026	4,720	5,986	55,963	0.036	0.429	0.788	0.107	0.084	0.338
1925	2,086	5,163	6,419	59,737	0.035	0.404	0.804	0.107	0.086	0.325
1930	2,085	5,543	7,107	64,450	0.032	0.376	0.780	0.110	0.086	0.293
1935	2,191	5,834	7,857	69,254	0.032	0.376	0.742	0.113	0.084	0.279
1940	2,116	5,739	8,304	71,933	0.029	0.369	0.691	0.115	0.080	0.255
1947	2,679	...	9,546	78,101	0.034	0.122	...	0.281
1950	2,338	6,689	10,095	83,200	0.028	0.349	0.663	0.121	0.080	0.232
1955	1,746	7,117	11,355	89,276	0.020	0.245	0.627	0.127	0.080	0.154
1960	1,619	7,693	12,079	93,419	0.017	0.210	0.637	0.129	0.082	0.134
1965	1,837	8,408	12,889	98,275	0.019	0.219	0.652	0.131	0.086	0.143
1970	1,948	8,927	14,211	103,720	0.019	0.218	0.628	0.137	0.086	0.137
1975	1,915	9,692	14,497	111,940	0.017	0.198	0.669	0.130	0.087	0.132
1980	1,589	8,907	13,727	117,060	0.014	0.178	0.649	0.117	0.076	0.116
1985	1,437	7,217	12,406	121,049	0.012	0.199	0.582	0.102	0.060	0.116
1986	1,389	6,909	12,103	121,672	0.011	0.201	0.571	0.099	0.057	0.115
1987	1,354	6,663	12,059	122,264	0.011	0.203	0.553	0.099	0.054	0.112
1988	1,322	6,453	12,056	122,783	0.011	0.205	0.535	0.098	0.053	0.110
1989	1,254	6,330	12,139	123,255	0.010	0.198	0.521	0.098	0.051	0.103
1990	1,229	6,111	12,186	123,611	0.010	0.201	0.501	0.099	0.049	0.101
1991	1,231	5,989	12,389	124,043	0.010	0.206	0.483	0.100	0.048	0.099
1992	1,218	5,959	12,570	124,350	0.010	0.204	0.474	0.101	0.048	0.097
1993	1,198	5,954	12,808	124,686	0.010	0.201	0.465	0.103	0.048	0.094
1994	1,249	5,883	13,006	124,966	0.010	0.212	0.452	0.104	0.047	0.096

総務庁統計局『国勢調査報告』、厚生省統計情報部『人口動態統計』による。1955年以降の出生率は外国人および非嫡出出生児を含む。有配偶人口、有配偶率は1986、87、88年は研究資料『わが国女子の世代結婚表：1950～87年』、1989、91年以降は総務庁統計局『労働力調査年報』による。

(1)／(2)：20～34歳女子有配偶出生率は出生がこの女子からのみ発生すると仮定した出生率。

(1)／(3)も同じ。これにより次のように分解される。

出生数：(1)=(1)／(2)×(2)／(3)×(3)、あるいは粗出生率：(1)／(4)=(1)／(2)×(2)／(3)×(3)／(4)。

以上の結果を、出生数について要因分解した表4の結果と比較すると、1993年から1994年にかけて、20～34歳女子有配偶率 ((2)／(3)) は引き続き低下し、20～34歳女子有配偶出生率 ((1)／(2)) は上昇した。前者は合計初婚率、既婚合計出生率の上昇とは逆方向の動きを、後者は同方向の動きを示している。この既婚合計出生率の上昇は、有配偶女子、すなわち夫婦出生率の上昇を示唆しているものと思われる。

4. 年齢別出生率は前年より上昇、女の件数による平均出生年齢も29歳を上回る

1994年の年齢別出生率は、1993年に比べ男女ともほぼ全ての年齢で上昇した。年齢別の分布は1993年と同じような形であるが、1993年と比べて多少上方にシフトしている。男の年齢別出生率の最高値は、31歳で0.12012であった。この値は前年の最高値（31歳で0.11756）よりも少し高い。女の最高値は前年より1歳上がった29歳で0.14363であった。これは、前年の最高値（28歳で0.14137）よりも少し高い（表5、図2参照）。

表5 性、年齢別出生数および出生率：1993, 1994年
Table 5 Births and birth rate by age and sex; 1993, 1994

年 齢	男 male				女 female				男女計 total	
	1993年		1994年		1993年		1994年		1994年	1994年
	出生数	出生率(%)	出生数	出生率(%)	出生数	出生率(%)	出生数	出生率(%)	出生率(%)	出生率(%)
総 数	1,197,900	19.58	1,248,850	20.37	1,197,900	18.87	1,248,850	19.62	19.21	19.99
15	---	---	---	---	126	0.15	135	0.17	0.07	0.08
16	---	---	---	---	590	0.68	616	0.74	0.33	0.36
17	0	0.00	0	0.00	1,804	1.99	1,823	2.11	0.97	1.03
18	1,512	1.51	1,514	1.58	4,449	4.68	4,296	4.74	3.05	3.12
19	4,687	4.48	4,524	4.52	10,678	10.76	10,410	10.97	7.54	7.66
20	9,422	8.97	10,007	9.58	18,420	18.41	18,686	18.86	13.58	14.10
21	14,844	14.45	15,997	15.26	27,463	27.99	28,741	28.79	21.06	21.86
22	20,339	20.36	22,178	21.61	37,339	39.00	38,654	39.43	29.48	30.32
23	27,623	28.47	29,139	29.17	49,597	53.25	51,830	54.17	40.61	41.40
24	37,244	39.45	39,044	40.26	66,750	73.28	68,257	73.37	56.07	56.47
25	49,315	53.28	50,977	54.07	85,510	95.31	86,442	95.02	73.97	74.18
26	58,076	67.15	65,921	71.35	96,016	113.98	105,007	117.13	90.26	93.90
27	66,514	86.08	73,276	84.84	100,827	133.75	109,062	129.52	109.62	106.89
28	86,951	100.13	78,747	102.07	119,936	141.37	107,657	142.96	120.51	122.27
29	90,437	108.93	98,156	113.18	112,463	138.87	121,788	143.63	123.72	128.23
30	94,433	116.89	97,853	118.04	101,528	128.79	106,423	131.51	122.77	124.70
31	92,522	117.56	96,853	120.12	85,863	111.71	91,742	116.47	114.67	118.31
32	87,307	111.76	90,733	115.52	70,432	92.28	75,197	97.90	102.13	106.81
33	81,077	102.59	82,764	106.13	57,165	73.90	60,220	78.96	88.40	92.70
34	73,788	92.59	74,258	94.12	45,073	57.67	47,185	61.04	75.30	77.75
35	62,057	79.74	66,595	83.73	33,173	43.35	36,440	46.65	61.70	65.36
36	52,164	67.22	54,500	70.19	23,440	30.71	25,688	33.59	49.12	52.03
37	43,045	52.87	43,402	56.06	16,881	21.09	17,859	23.42	37.12	39.86
38	34,867	41.58	36,055	44.39	11,787	14.30	12,821	16.03	28.06	30.32
39	26,950	31.53	28,456	34.01	7,929	9.39	8,807	10.69	20.53	22.44
40	21,352	23.53	21,904	25.69	5,280	5.86	5,356	6.35	14.73	16.07
41	16,353	16.97	16,903	18.67	3,390	3.55	3,486	3.87	10.29	11.29
42	12,600	12.23	12,986	13.52	1,951	1.91	2,057	2.15	7.09	7.85
43	9,789	8.76	9,932	9.67	1,120	1.01	1,101	1.08	4.90	5.39
44	7,525	6.29	7,765	6.97	566	0.48	621	0.56	3.40	3.77
45	5,163	4.37	5,830	4.90	229	0.20	275	0.23	2.29	2.57
46	3,274	3.20	4,300	3.66	84	0.08	101	0.09	1.65	1.88
47	1,516	2.04	2,570	2.52	28	0.04	45	0.04	1.04	1.29
48	1,230	1.52	1,327	1.80	11	0.01	12	0.02	0.76	0.90
49	1,078	1.17	1,058	1.31	2	0.00	5	0.01	0.58	0.65
50	705	0.77	856	0.94	---	---	2	0.00	0.38	0.46
51	526	0.57	589	0.65	---	---	---	---	0.28	0.32
52	424	0.48	462	0.50	---	---	1	0.00	0.24	0.25
53	280	0.35	366	0.41	---	---	---	---	0.17	0.20
54	185	0.25	252	0.32	---	---	---	---	0.12	0.16
15-19	6,198	1.29	6,038	1.31	17,646	3.87	17,279	3.96	2.55	2.60
20-24	109,472	21.93	116,366	22.88	199,569	41.74	206,168	42.45	31.62	32.44
25-29	351,293	82.43	367,078	84.01	514,751	123.99	529,957	124.72	102.94	104.08
30-34	429,127	108.27	442,466	110.91	360,061	92.91	380,768	97.61	100.68	104.33
35-39	219,084	53.94	229,007	57.33	93,210	23.32	101,615	25.84	38.75	41.71
40-44	67,619	12.97	69,491	14.30	12,308	2.38	12,622	2.62	7.69	8.48
45-49	12,261	2.62	15,085	3.06	354	0.08	438	0.09	1.35	1.57
50-54	2,121	0.50	2,525	0.57	---	---	3	0.00	0.25	0.28
55-59	516	0.13	507	0.13	---	---	---	---	0.06	0.06
60-64	173	0.05	232	0.07	---	---	---	---	0.02	0.03
65-69	31	0.01	55	0.02	---	---	---	---	0.01	0.01
70-74	2	0.00	2	0.00	---	---	---	---	0.00	0.00
75歳以上	1	0.00	---	---	---	---	---	---	0.00	---
合 計	1,197,900	1,431.05	1,248,850	1,482.40	1,197,900	1,449.81	1,248,850	1,492.26	1,439.01	1,485.73
平均年齢	31.73	31.81	31.72	31.89	28.97	29.20	29.02	29.30	30.51	30.61

出生数、人口に外国人を含む。人口は年平均人口。総数行の率は総人口に対する率。合計行の率は合計出生率。男女計欄の出生数は男及び女の年齢別出生数の計。したがって、男女計の総数行の出生数は出生数の2倍、出生率は粗出生率の2倍。

率による平均出生年齢（出生の発生する人口の年齢構成別人口がすべて同一とした平均）は男では1994年に31.89歳で1980年の30.73歳以来1.16歳上昇した。女では1994年に29.30歳で前年より0.10歳上昇し、1980年の27.76歳から1.54歳上昇した。なお、男の件数による平均年齢（31.72歳）は率による平均年齢（31.89歳）を1993年に引き続いて下回っている。これに対して、女の件数による平均年齢は29歳を上回り、29.02歳となった。これは率による平均年齢（29.30歳）よりも低い（図3参照）。いずれも、第2次ベビーブーム世代による出生の影響が現れたものといえる。

図2 性、年齢別出生率
Figure 2 Birth rate by age and sex

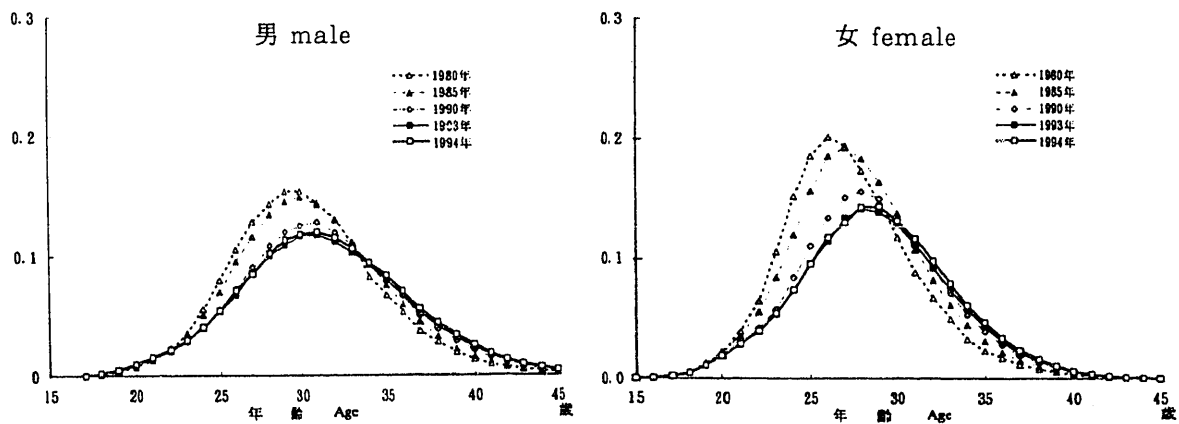
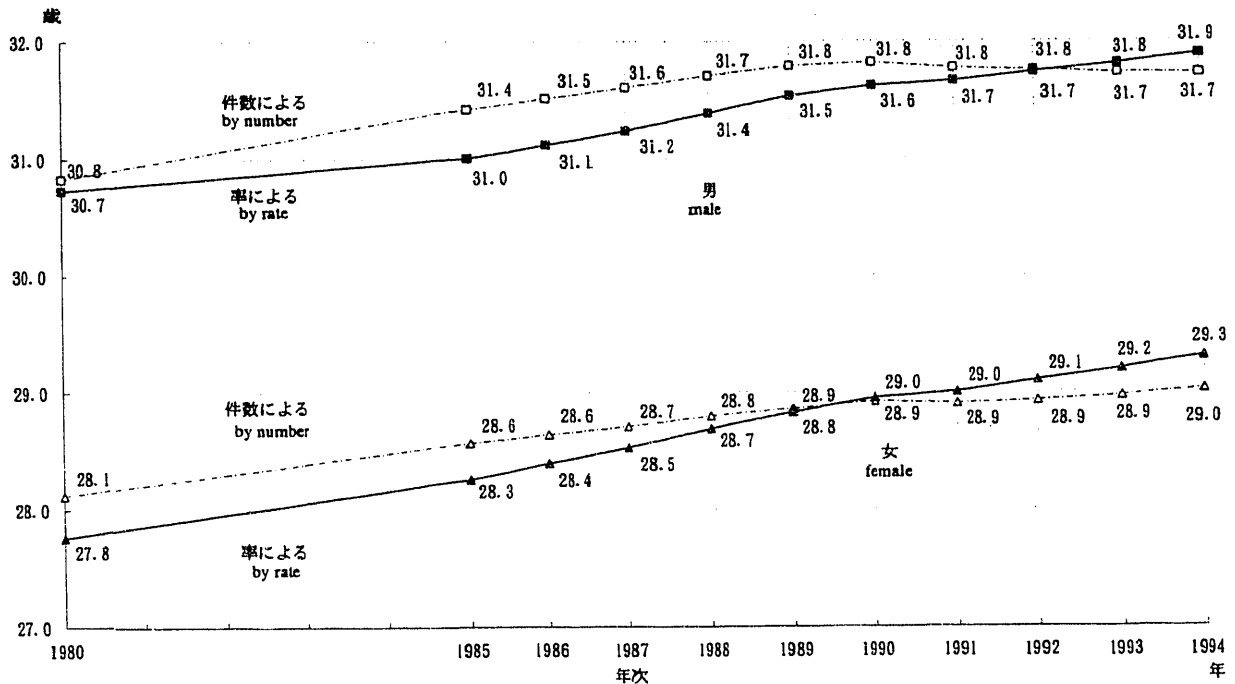


図3 平均出生年齢の推移
Figure 3 Mean age at birth



書 評 ・ 紹 介

王建民・胡琪著

『中国流動人口』

上海財經大学出版社, 1996年5月, 331頁

本書は、中国の人口問題において一人っ子政策という数量の抑制問題以上に近年大きな課題となりつつある流動人口問題について全中国的視点で整理した専門概説書である。

これまでに上海市の流動人口については、1) 上海市公安局戸政処編『1949-1984上海市人口資料匯編』1984年。2) 張開敏編『上海流動人口』1989年。3) 『90年代上海流動人口』1995年など先駆的著作もある。しかし全中国の1990年代についての総括的流動人口論としては、注目すべき書といえるであろう。

目次は以下の13章からなる。

- | | |
|-----------------|-----------------------|
| 1) 流動人口の概論 | 8) 流動人口と市場経営管理 |
| 2) 流動人口の発展と歴史 | 9) 流動人口と消費と都市商業・サービス業 |
| 3) 流動人口の調査と統計 | 10) 流動人口と社会治安 |
| 4) 流動人口の構成 | 11) 流動人口と戸籍制度 |
| 5) 流動人口と都市労働力市場 | 12) その他主要類型の流動人口 |
| 6) 流動人口と計画出産 | 13) 流動人口の発展戦略と管理対策 |
| 7) 流動人口と都市建設 | |

内容の特色としては、1) 中国の明清時代にも歴史をさかのぼり、2) 近年の上海市藍印（青色）戸籍制度にも言及、3) 小城镇の流動人口にも目くぼりをしつつ、4) 移動人口の数量的把握、流動要因、農村側の労働力、移動者の性・年齢別などの属性など、1990年人口センサス以外にも可能な限りのデータを駆使している。末尾の文献整理も大変役に立つ。中国人口研究を進める上での必読文献といえよう。

著者の王建民は、上海人口学会々長であり党委党校校長という要職にある。一人っ子政策へと大転換する前の1977年頃からはやくはやくに人口研究を始めたパイオニアである。そして、現代化へのきりかえ時の先頭にたって政策転換上の主要論文を発表してきた上海人口研究の重鎮である。

広大な国土にあって中国は上海から変わるとよくいわれるように、いはやく60年代から計画出産活動が始められてきたこと。かつ、1979年の一人っ子政策の具体的骨格をつくりだしたのも「上海市計画出産条例」が最先端であった。同時に人口高齢化の進展も全中国の中でとびぬけて速い。

こうした結果から、自然増加率は市民で1991年より、上海全市で1993年よりマイナスと化している。これらのことを総合して、王建民らは一人っ子どうしの結婚、カップルは第2子出産を許可するというように、そろそろ“一人っ子政策の軌道修正”を専門家内では検討しはじめている様子である。

しかしながら上海での政策変更は必ずや全国への影響力の波及を考えると、そう容易にはいかないというのが簡単に緩和にふみきれない要因となっている。それだけ中国の国土は広く、地域格差、差別出生率が大きく、なお農村における計画出産活動が困難であることを示しているともいえるであろう。

もともと一人っ子政策は、1979年の出発当初から「21世紀初め」あるいは「今世紀末」の段階までの暫時的政策であり、その段階で軌道修正するといっている中国において、今後どのように“軌道修正”していくかが難題となるであろう。上海はすでにそのぎりぎりの段階にきているともいえるが、この人口動態数字には流動人口の出生率などは含まれていないことも注意しなくてはならない。

なお王建民は、1996年10月18日、19日の厚生省人口問題研究所の地球環境プロジェクトの国際会議に初来日し興味深い発表を行ってくれた。

(若林敬子)

Hans-Peter Blossfeld (ed.)

The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies

Boulder Colorado, Westview Press, 1995, xiv+266pp.

ベッカーがノーベル経済学賞を受賞したこともあって、彼の結婚・出産に対する消費行動理論の応用、とりわけ新家政学的アプローチは、わが国でも一般向けに紹介されるまでになった。女性の社会経済的地位向上にともなう賃金水準の上昇は、家庭内における性別役割分業の効率を下げ、また家事・育児の機会費用を上昇させることによって、彼女が妻あるいは母となることの効用を引き下げる。したがって女性にとって結婚し家庭を持つことは、経済合理的に見ればあまり魅力のない選択となる。これまで先進諸国で広く見られた結婚年齢の上昇、出生低下を巧みに説明するベッカーの理論は多くの研究者を引きつけてきた。ただ、実際のところそれがどのような条件で、あるいはどの範囲まで適用可能かについては、未だ議論の残るところである。

本書は、欧米九カ国における女性の高学歴化と晩婚化・出生低下の関係を検討し比較分析することによって、ベッカー理論の検証を行おうという編者が主宰したプロジェクトの成果報告である。理論に従えば、高学歴の女性ほど潜在的所得水準は高く、結婚・出産年齢は遅れるはずである。たしかにこれらの国の時系列統計を眺めるかぎり、女性の高学歴化と晩婚・晩産化は同調してきたように見える。しかし、編者 Blossfeld (ブレーメン大学社会学教授) の本プロジェクトに際しての作業仮説は異なっている。高学歴化には個人の人的資本を蓄積する効果以外に在学期間を延長するという効果も有るが、これまで結婚・出産年齢を遅らせてきたのは、経済理論の示唆する前者でなく、むしろ後者であるというのである。彼は西独における過去の研究からこの仮説を導き出したのだが、今回の緻密な国際比較プロジェクトによってその発見を確認しようとするのである。選ばれた九カ国はスウェーデン、西ドイツ、フランス、オランダ、イギリス、合衆国、イタリア、スペイン、ハンガリーで、分析には各国の事情と分析手法の双方に精通した適材が当たっており (スウェーデン Britta Hoem, 仏 Henri Leridon, 米 Oppenheimer などは有名)、一国一章の形式で結婚・出生動向や分析結果はもとより、政策など関連分野についても相応の情報が提供されている。

これまでもベッカー理論に対する「検証」は多かったが、概してクロスセクションデータに対するマクロ分析であったのに対し、本書では出生コウホートに対するミクロ分析であるところが出色であり、また制度、文化、慣習などの対象の独自性をコントロールするために、社会経済枠組みを限定した上で国際比較を行うという巧みな方法を採用している点が優れている。それによって目新しくかつ重要な発見を提供することに成功している。たとえば、欧米諸国の初婚および第一子出生年齢は近代化の過程で一貫して高まってきたのではなく、概ね大戦前後に生まれた世代まで一旦早婚・早産化が生じており、その後現在に連なる晩婚・晩産化の大きなうねりを見せているが、これはコウホート観察と国際比較によって初めて明瞭に示された。同時にそれは、結婚・出生タイミングが高学歴化と単純に同調してきたのではないということを示している。また、ミクロデータの分析からは、(イタリアを除いて) 初婚率に対する在学の効果は強いものに対して、学歴達成の効果は弱いかゼロであり、米ではむしろ学歴達成が初婚を促進する効果があったことが示されている。これらはいずれも編者の仮説を支持するものであり、経済理論にたいする反証、少なくとも適用範囲に対する制限の存在を示している。

本書でとりわけ面白いのは、以上の結果に対して Sørensen と Oppenheimer という結婚・出生の経済理論について対立的立場にある論者がそれぞれに考察を加えている部分である (第3部)。Sørensen は、学歴と賃金水準は必ずしも一致せず、たとえ同学歴でも男性の労働市場における比較優位は未だ解消していないから、調査結果は経済理論の反証たり得ないとする。これに対して Oppenheimer は、賃金と結婚の関係を分析した最近の米国の調査における今回同様の結果を引き合いに出して、再び反論する。彼の立場は、結婚は本来相互依存に根ざすもので、女性がそこから得る経済的利益はベッカー理論のような比較優位に基づくものだけでなく、彼女の経済的資質向上によって消失しない部分も大きいはずだということである。

本書の主タイトルはジェンダー関連の内容を想起させ、人口学分野の研究者の注意を引き難いように見える。このようなタイトルの選択は、本書が Social Inequality Series の中に置かれているためだと思われるが、そのことが本書を学界であまり際立たせない原因だとすると、たいへん残念なことである。(金子隆一)

統 計

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

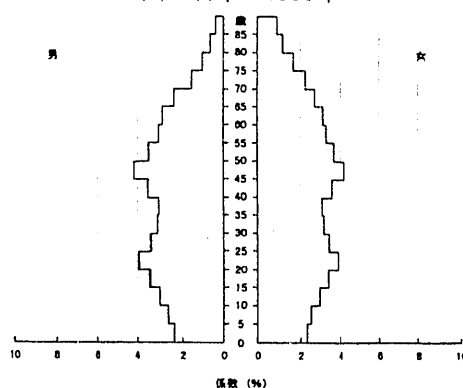
国際連合(統計局)が刊行している『世界人口年鑑』の最新年版(1994年版)¹⁾に掲載されている各国の年齢(5歳階級)別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は、従来より人口情報部人口解析センターで毎年行い、本欄に結果を掲載している²⁾。

掲載した指標は、年齢構造係数³⁾、従属人口指数⁴⁾(年少人口指数と老年人口指数の別)および老年化指数⁵⁾、それから平均年齢⁶⁾と中位数年齢⁷⁾である。

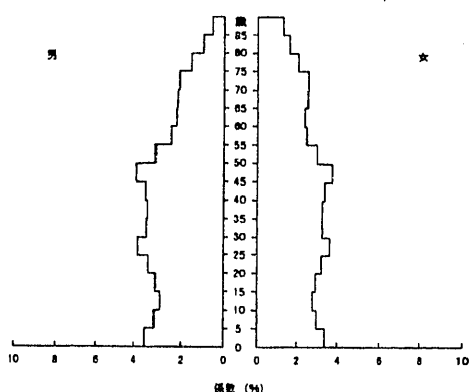
(石川 晃・坂東里江子)

図 人口ピラミッドの比較：日本，スウェーデン，コートジボアール

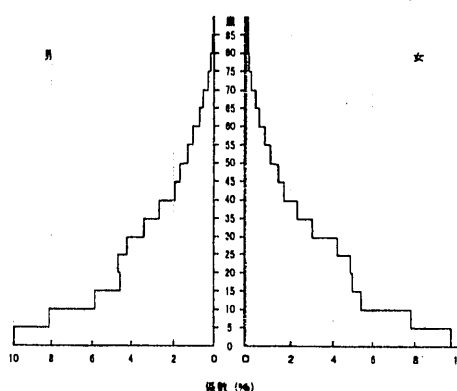
(1) 日本：1995年



(2) スウェーデン：1993年



(3) コートジボアール：1988年



1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 1994*, New York, 1996.

日本については、総務庁統計局『平成7年国勢調査 抽出速報集計結果』(1996年7月)による。

2) 1993年版によるものは、『人口問題研究』、第51巻3号、1995年10月、pp.72-81に掲載。

3) 年齢3区分(0~14歳、15歳~64歳、65歳以上)人口について、総人口に対する割合。

4) 従属人口指数総数=年少人口指数+老年人口指数

年少人口指数=(0~14歳人口)/(15~64歳人口)

老年人口指数=(65歳以上人口)/(15~64歳人口)

5) 老年化指数=(65歳以上人口)/(0~14歳人口)

6) 日本については年齢各歳別、他の国は年齢5歳階級別人口を用いた。各年齢階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に、5歳階級の場合には2.5歳を、各歳の場合には0.5歳を加えた年齢として、平均年齢算出に用いた。また、最終の年齢階級(Open end)の代表年齢は、日本における1995年の年齢各歳別人口による平均年齢を用いた。すなわち、65歳以上は74.26歳、70歳以上は77.86歳、75歳以上は81.46歳、80歳以上は84.91歳、85歳以上は88.68歳をそれぞれ用いた。

7) 年齢別人口を低年齢から順次累積し、総人口の半分の人口に達する年齢を求める。ただし、中位数年齢該当年齢(日本は各歳、他の国は5歳)階級内については直線補間による。

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アフリカ〕						
1	アルジェリア	1987. 3.20(C) ¹⁾	22,600,957	9,946,100	11,758,841	893,159
2	ベニ	1995. 7. 1*	5,408,463	2,656,000	2,579,068	173,395
3	ボツワナ	1991. 8.21(C) ¹⁾	1,326,796	567,470	670,769	62,561
4	ブルンジ	1990. 8.16(C) ¹⁾	5,292,793	2,458,240	2,616,412	208,530
5	カメルーン	1986. 7. 1*	10,446,409	4,716,806	5,342,237	387,366
6	カーボベルデ	1990. 6.23(C)	341,491	153,523	168,111	19,857
7	中央アフリカ	1988.12. 8(C) ¹⁾	2,463,614	1,064,318	1,323,337	71,653
8	コートジボワール	1988. 3. 1(C) ¹⁾	10,815,694	5,058,215	5,524,484	226,125
9	エジプト	1992. 7. 1	55,163,000	21,923,000	31,231,000	2,009,000
10	赤道ギニア	1990. 7. 1	348,150	148,330	185,940	13,880
11	エチオピア	1994. 7. 1*	54,938,100	26,676,500	26,624,400	1,637,200
12	ケニア	1989. 8.24(C)	21,443,636	10,258,675	10,451,512	733,449
13	レソト	1987. 7. 1*	1,617,998	658,569	887,578	71,851
14	リビア	1991. 7.31	4,231,600	2,111,199	2,023,701	96,700
15	マラウイ	1991. 7. 1	8,556,200	4,132,900	4,207,400	215,900
16	マリ	1987. 4. 1(C) ¹⁾	7,696,348	3,535,246	3,848,027	313,075
17	モーリタニア	1993. 4.24*	2,147,778	972,367	1,100,194	75,217
18	モーリシャス	1993. 7. 1	1,097,305	315,855	718,089	63,361
19	モーリシャス島	1993. 7. 1	1,062,810	302,891	697,996	61,923
20	ロドリゲス	1993. 7. 1	34,495	12,964	20,093	1,438
21	モロッコ	1993. 7. 1	26,069,000	9,850,000	15,008,000	1,211,000
22	モザンビーク	1995. 7. 1	17,423,275	8,007,781	8,992,498	422,996
23	ナミビア	1991.10.21(C) ¹⁾	1,409,920	588,387	752,599	68,346
24	ニジェール	1988. 5.20(C)*	7,248,100	3,531,880	3,476,630	214,380
25	レユニオン	1993. 1. 1	631,500	193,200	401,900	36,400
26	ルワンダ	1991. 8.15(C)	7,149,215	3,403,530	3,519,265	226,420
27	セントヘレナ	1994. 7. 1*	6,472	1,316	4,601	555
28	サントメ=プリンシペ	1994. 8. 4(C)	117,504	55,103	57,222	5,179
29	セネガル	1988. 5.27(C)	6,896,808	3,266,594	3,391,872	238,342
30	セイシェル	1994. 7. 1*	73,850	22,901	45,962	4,987
31	シエラレオネ	1985.12.15(C)	3,222,901	1,336,080	1,701,297	185,524
32	南アフリカ	1991. 3. 7(C)*	30,986,920	10,721,594	18,934,423	1,330,900
33	スーダン	1993. 4.15(C)*	24,941,000	10,718,000	13,567,000	656,000
34	スワジランド	1986. 8.25(C) ¹⁾	681,059	322,473	332,597	23,135
35	チュニジア	1989. 7. 1	7,909,555	3,000,071	4,522,427	387,057
36	ウガンダ	1991. 1.12(C) ¹⁾	16,671,705	7,880,481	8,227,418	556,264
37	タンザニア連合共和国	1985. 7. 1	21,733,000	10,398,000	10,639,000	696,000
38	タンガニーカ	1985. 7. 1	21,162,000	10,108,000	10,378,000	676,000
39	ザンジバル	1985. 7. 1	571,000	290,000	261,000	20,000
40	ザンビール	1985. 7. 1	30,981,382	14,434,374	15,749,849	797,159
41	ザンビア	1990. 8.20(C) ¹⁾	7,818,447	3,698,126	3,909,224	203,279
42	ジンバブエ	1994. 7. 1*	11,150,006	5,007,583	5,789,927	352,496
〔北アメリカ〕						
43	アルバ	1991.10. 6(C) ¹⁾	66,687	16,262	45,567	4,720
44	バハマ	1992. 7. 1	264,175	84,956	166,720	12,499
45	バルバドス	1988.12.31	255,200	63,129	163,024	29,047
46	ベリーズ	1993. 7. 1	205,000	89,999	106,293	8,708
47	バーミューダ	1991. 7. 1	61,220	12,090	43,300	5,830
48	英領バージン諸島	1988. 7. 1	12,375	3,646	7,980	749
49	カナダ	1993. 7. 1*	28,752,987	5,942,500	19,419,410	3,391,077
50	カマン諸島	1989.10.15(C)	25,355	5,758	17,996	1,601

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
44.01	52.03	3.95	22.69	17.74	92.18	84.58	7.60	8.98	1
49.11	47.69	3.21	20.93	15.44	109.71	102.98	6.72	6.53	2
42.77	50.56	4.72	23.23	17.76	93.93	84.60	9.33	11.02	3
46.45	49.43	3.94	22.10	16.86	101.92	93.95	7.97	8.48	4
45.15	51.14	3.71	22.69	17.54	95.54	88.29	7.25	8.21	5
44.96	49.23	5.81	23.45	17.51	103.13	91.32	11.81	12.93	6
43.20	53.72	2.91	22.72	18.26	85.84	80.43	5.41	6.73	7
46.77	51.08	2.09	20.89	16.69	95.65	91.56	4.09	4.47	8
39.74	56.62	3.64	24.52	20.03	76.63	70.20	6.43	9.16	9
42.61	53.41	3.99	23.78	18.60	87.24	79.77	7.46	9.36	10
48.56	48.46	2.98	21.27	15.64	106.34	100.20	6.15	6.14	11
47.84	48.74	3.42	21.15	15.97	105.17	98.15	7.02	7.15	12
40.70	54.86	4.44	24.81	19.86	82.29	74.20	8.10	10.91	13
49.89	47.82	2.29	20.09	15.05	109.10	104.32	4.78	4.58	14
48.30	49.17	2.52	20.95	15.83	103.36	98.23	5.13	5.22	15
45.93	50.00	4.07	22.92	17.16	100.01	91.87	8.14	8.86	16
45.27	51.22	3.50	22.32	17.36	95.22	88.38	6.84	7.74	17
28.78	65.44	5.77	28.94	26.61	52.81	43.99	8.82	20.06	18
28.50	65.67	5.83	29.07	26.82	52.27	43.39	8.87	20.44	19
37.58	58.25	4.17	25.07	19.79	71.68	64.52	7.16	11.09	20
37.78	57.57	4.65	25.05	20.45	73.70	65.63	8.07	12.29	21
45.96	51.61	2.43	21.72	16.92	93.75	89.05	4.70	5.28	22
41.73	53.38	4.85	23.58	18.51	87.26	78.18	9.08	11.62	23
48.73	47.97	2.96	20.88	15.62	107.76	101.59	6.17	6.07	24
30.59	63.64	5.76	28.42	25.53	57.13	48.07	9.06	18.84	25
47.61	49.23	3.17	21.40	16.20	103.15	96.71	6.43	6.65	26
20.33	71.09	8.58	33.38	30.43	40.67	28.60	12.06	42.17	27
46.89	48.70	4.41	22.50	16.44	105.35	96.30	9.05	9.40	28
47.36	49.18	3.46	21.54	16.28	103.33	96.31	7.03	7.30	29
31.01	62.24	6.75	28.26	25.01	60.68	49.83	10.85	21.78	30
41.46	52.79	5.76	24.71	19.36	89.44	78.53	10.90	13.89	31
34.60	61.10	4.30	26.22	22.72	63.65	56.62	7.03	12.41	32
42.97	54.40	2.63	22.72	18.58	83.84	79.00	4.84	6.12	33
47.35	48.84	3.40	21.39	16.10	103.91	96.96	6.96	7.17	34
37.93	57.18	4.89	25.50	20.80	74.90	66.34	8.56	12.90	35
47.27	49.35	3.34	21.25	16.25	102.54	95.78	6.76	7.06	36
47.84	48.95	3.20	21.48	16.02	104.28	97.73	6.54	6.69	37
47.76	49.04	3.19	21.50	16.05	103.91	97.40	6.51	6.69	38
50.79	45.71	3.50	20.68	14.75	118.77	111.11	7.66	6.90	39
46.59	50.84	2.57	21.40	16.64	96.71	91.65	5.06	5.52	40
47.30	50.00	2.60	20.89	16.08	99.80	94.60	5.20	5.50	41
44.91	51.93	3.16	21.76	17.13	92.58	86.49	6.09	7.04	42
24.39	68.33	7.08	32.59	31.72	46.05	35.69	10.36	29.02	43
32.16	63.11	4.73	26.73	23.63	58.45	50.96	7.50	14.71	44
24.74	63.88	11.38	32.30	27.91	56.54	38.72	17.82	46.01	45
43.90	51.85	4.25	22.78	17.78	92.86	84.67	8.19	9.68	46
19.75	70.73	9.52	35.26	34.33	41.39	27.92	13.46	48.22	47
29.46	64.48	6.05	28.80	25.88	55.08	45.69	9.39	20.54	48
20.67	67.54	11.79	35.68	33.97	48.06	30.60	17.46	57.06	49
22.71	70.98	6.31	31.27	29.52	40.89	32.00	8.90	27.80	50

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔北アメリカ(つづき)〕						
51	キ ュ ー バ	1993. 6.30	10,904,932	2,423,481	7,491,272	990,179
52	ド ミ ニ カ	1991. 5.12(C) ¹⁾	71,183	22,811	39,575	6,837
53	エ ル サ ル バ ド ル	1986. 7. 1*	4,845,588	2,220,194	2,459,112	166,282
54	グ リ ー ン ラ ン ド	1994. 1. 1	55,419	15,172	37,908	2,339
55	グ ア ド ル ー プ	1992. 1. 1	368,796	97,258	239,051	32,487
56	グ ア テ マ ラ	1990. 7. 1	9,197,351	4,179,570	4,725,641	292,142
57	ハ イ チ	1990. 7. 1	6,486,048	2,609,245	3,611,922	264,881
58	ホ ン ジ ュ エ ラ ス	1988. 5(C)	4,248,561	1,989,857	2,109,617	149,087
59	ジ ャ マ イ カ	1989.12.31	2,392,130	807,460	1,405,360	179,310
60	マ ル チ ニ ー ク	1992. 1. 1	370,756	89,791	244,323	36,642
61	メ キ シ コ	1990. 3.12(C) ¹⁾	81,249,645	31,146,504	46,234,035	3,376,841
62	オ ラ ン ダ 領 ア ン チ ル	1989. 7. 1	190,205	49,834	127,183	13,184
63	ニ カ ラ グ ア	1989. 7. 1	3,745,031	1,724,086	1,920,897	100,048
64	パ ナ マ	1995. 7. 1*	2,631,013	877,964	1,614,815	138,234
65	プ エ ル ト リ コ	1992. 7. 1*	3,620,419	984,985	2,285,028	350,406
66	セ ン ト キ ッ ツ ネ イ ビ ス	1988. 7. 1	44,380	14,250	25,940	4,190
67	セ ン ト ル シ ア	1991. 5.12(C)*	133,308	48,972	75,645	8,691
68	セ ン ト ビ ン セ ン ト グ レ ナ デ ィ ー ン	1991. 5.12(C) ¹⁾	106,499	39,626	59,940	6,916
69	ト リ ニ ダ ー ド = ト バ コ	1990. 7. 1	1,227,443	383,770	776,547	67,126
70	ア メ リ カ 合 衆 国	1994. 7. 1*	260,340,990	57,338,472	169,844,509	33,158,009
71	米 領 バ ー ジ ン 諸 島	1990. 4. 1(C) ¹⁾	101,809	29,444	65,886	6,065
〔南アメリカ〕						
72	ア ルゼンチン	1993. 7. 1	33,671,000	10,314,000	20,384,000	2,973,000
73	ボ リ ビ ア	1993. 7. 1	7,065,210	2,884,417	3,916,941	263,852
74	ブ ラ ジ ル	1992. 7. 1	149,237,018	50,326,071	92,358,362	6,552,585
75	チ リ	1994. 7. 1*	13,994,355	4,137,286	8,944,425	912,644
76	コ ロ ン ビ ア	1995. 7. 1*	35,098,737	11,623,447	21,928,125	1,547,165
77	エ ク ア ド ル	1995. 7. 1*	11,460,117	4,173,176	6,786,747	500,192
78	フ ォ ー ク ラ ン ド 諸 島	1991. 3. 5(C)	2,050	422	1,440	188
79	仏 領 ギ ア ナ	1990. 3. 5(C)	114,808	38,315	71,848	4,645
80	バ ラ グ ア イ	1994. 7. 1*	4,699,855	1,955,953	2,577,421	166,481
81	ペ ル ー	1991. 7. 1	21,998,261	8,181,378	12,969,403	847,480
82	ウ ル グ ア イ	1990. 7. 1	3,094,214	797,791	1,937,568	358,856
83	ベ ネ ズ エ ラ	1992. 7. 1	20,248,826	7,634,103	11,841,460	773,263
〔アジア〕						
84	ア フ ガ ニ ス タ ン	1988. 7. 1	15,513,267	7,146,575	7,791,404	575,288
85	ア ル メ ニ ア	1992. 7. 1	3,685,600	1,110,411	2,337,827	237,362
86	ア ゼ ル バ イ ジ ャ ン	1989. 1.12(C) ¹⁾	7,021,178	2,302,009	4,384,854	334,218
87	バ ー レ ー ン	1992. 7. 1	520,653	164,849	344,117	11,687
88	ブルネイダラサラーム	1992. 7. 1	267,800	92,300	168,100	7,400
89	中 国	1990. 7. 1(C)	1,130,510,638	313,001,854	754,515,392	62,993,392
90	キ プ ロ ス	1993. 7. 1	624,100	157,800	397,600	68,700
91	グ ル ジ ア	1989. 1.12(C)	5,400,841	1,338,474	3,584,418	477,949
92	ホ ン コ ン	1994. 7. 1*	6,061,400	1,178,500	4,316,100	566,800
93	イ ン ド	1993. 7. 1	883,910,000	311,254,000	535,264,000	37,392,000
94	イ ン ド ネ シ ア	1993. 7. 1	189,135,600	66,140,100	115,737,200	7,258,300
95	イ ラ ン	1991. 9.11(C) ¹⁾	55,837,163	24,723,874	29,164,731	1,890,193
96	イ ラ ク	1988. 7. 1	17,250,267	7,678,074	8,984,018	588,175
97	イ ス ラ エ ル	1993. 7. 1	5,261,400	1,577,500	3,188,200	495,900
98	日 本	1995.10. 1(C) ²⁾	125,568,500	19,957,500	86,926,500	18,597,400
99	ヨ ル ダ ン	1993. 7. 1	4,152,100	1,756,300	2,283,600	112,200

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
22.22	68.70	9.08	32.64	29.19	45.57	32.35	13.22	40.86	51
32.05	55.60	9.60	29.31	23.10	74.92	57.64	17.28	29.97	52
45.82	50.75	3.43	22.32	16.81	97.05	90.28	6.76	7.49	53
27.38	68.40	4.22	29.79	29.09	46.19	40.02	6.17	15.42	54
26.37	64.82	8.81	31.15	27.62	54.28	40.69	13.59	33.40	55
45.44	51.38	3.18	22.15	17.13	94.63	88.44	6.18	6.99	56
40.23	55.69	4.08	24.21	19.58	79.57	72.24	7.33	10.15	57
46.84	49.65	3.51	21.95	16.50	101.39	94.32	7.07	7.49	58
33.75	58.75	7.50	27.19	22.15	70.21	57.46	12.76	22.21	59
24.22	65.90	9.88	32.65	29.30	51.75	36.75	15.00	40.81	60
38.33	56.90	4.16	24.52	19.78	74.67	67.37	7.30	10.84	61
26.20	66.87	6.93	30.91	28.81	49.55	39.18	10.37	26.46	62
46.04	51.29	2.67	21.39	16.82	94.96	89.75	5.21	5.80	63
33.37	61.38	5.25	27.07	23.52	62.93	54.37	8.56	15.74	64
27.21	63.12	9.68	32.02	28.49	58.44	43.11	15.33	35.57	65
32.11	58.45	9.44	29.31	24.63	71.09	54.93	16.15	29.40	66
36.74	56.74	6.52	26.06	21.13	76.23	64.74	11.49	17.75	67
37.21	56.28	6.49	25.88	20.72	77.65	66.11	11.54	17.45	68
31.27	63.27	5.47	28.28	25.65	58.06	49.42	8.64	17.49	69
22.02	65.24	12.74	35.67	33.99	53.28	33.76	19.52	57.83	70
28.92	64.72	5.96	30.33	28.08	53.89	44.69	9.21	20.60	71
30.63	60.54	8.83	30.92	27.19	65.18	50.60	14.58	28.82	72
40.83	55.44	3.73	23.96	19.28	80.38	73.64	6.74	9.15	73
33.72	61.89	4.39	26.63	23.25	61.58	54.49	7.09	13.02	74
29.56	63.91	6.52	29.44	26.68	56.46	46.26	10.20	22.06	75
33.12	62.48	4.41	26.60	23.65	60.06	53.01	7.06	13.31	76
36.41	59.22	4.36	25.43	21.41	68.86	61.49	7.37	11.99	77
20.59	70.24	9.17	34.99	33.78	42.36	29.31	13.06	44.55	78
33.37	62.58	4.05	26.58	24.26	59.79	53.33	6.47	12.12	79
41.62	54.84	3.54	23.55	19.19	82.35	75.89	6.46	8.51	80
37.19	58.96	3.85	25.04	21.00	69.62	63.08	6.53	10.36	81
25.78	62.62	11.60	34.07	30.86	59.70	41.17	18.52	44.98	82
37.70	58.48	3.82	24.98	21.14	71.00	64.47	6.53	10.13	83
46.07	50.22	3.71	22.62	17.09	99.11	91.72	7.38	8.05	84
30.13	63.43	6.44	29.87	27.31	57.65	47.50	10.15	21.38	85
32.79	62.45	4.76	27.35	23.75	60.12	52.50	7.62	14.52	86
31.66	66.09	2.24	25.82	25.87	51.30	47.90	3.40	7.09	87
34.47	62.77	2.76	25.18	23.69	59.31	54.91	4.40	8.02	88
27.69	66.74	5.57	28.79	25.30	49.83	41.48	8.35	20.13	89
25.28	63.71	11.01	33.92	31.79	56.97	39.69	17.28	43.54	90
24.78	66.37	8.85	33.59	30.74	50.68	37.34	13.33	35.71	91
19.44	71.21	9.35	34.57	33.13	40.44	27.30	13.13	48.10	92
35.21	60.56	4.23	26.23	22.33	65.14	58.15	6.99	12.01	93
34.97	61.19	3.84	25.99	22.21	63.42	57.15	6.27	10.97	94
44.28	52.23	3.39	22.87	17.68	91.25	84.77	6.48	7.65	95
44.51	52.08	3.41	22.06	17.39	92.01	85.46	6.55	7.66	96
29.98	60.60	9.43	30.65	26.56	65.03	49.48	15.55	31.44	97
15.89	69.23	14.81	39.76	40.01	44.35	22.96	21.39	93.19	98
42.30	55.00	2.70	22.37	18.08	81.82	76.91	4.91	6.39	99

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標(つづき)

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アジア(つづき)〕						
100	カザフスタン	1991. 1. 1	16,721,113	5,247,906	10,474,265	998,942
101	韓国	1994. 7. 1*	44,453,179	10,580,931	31,422,005	2,450,243
102	クウェート	1994. 7. 1*	1,620,086	476,163	1,122,770	21,153
103	キルギスタン	1992. 1. 1	4,451,824	1,673,654	2,550,132	228,038
104	マカオ	1993.12.31	395,303	94,409	274,862	26,032
105	マレーシア :	1992. 7. 1	18,611,918	6,779,792	11,107,512	724,614
106	半島マレーシア	1990. 7. 1	14,616,700	5,296,100	8,741,400	579,200
107	サバ	1990. 7. 1	1,470,400	654,300	775,700	40,400
108	サラワク	1990. 7. 1	1,668,700	589,100	1,002,300	77,300
109	モルジブ	1993. 7. 1	238,363	111,571	119,737	7,055
110	モンゴル	1989. 1. 5(C)	2,043,400	855,000	1,105,400	83,000
111	ミャンマー	1978. 1. 1	38,541,119	14,380,355	22,669,755	1,491,009
112	ネパール	1991. 6.22(C)	18,491,097	7,840,771	10,008,214	639,589
113	フィリピン	1994. 7. 1*	68,626,000	25,814,000	40,172,000	2,640,000
114	カタール	1986. 3.16(C)	369,079	102,452	262,764	3,863
115	シンガポール	1994. 7. 1*	2,930,200	674,900	2,061,000	194,300
116	スリランカ	1994. 7. 1*	17,865,000	6,290,000	10,805,000	770,000
117	シリア	1994. 7. 1*	13,844,000	6,813,000	6,425,000	606,000
118	タジキスタン	1989. 1.12(C) ¹⁾	5,092,603	2,186,585	2,712,536	191,908
119	タイ	1994. 7. 1*	59,396,000	17,813,000	39,044,000	2,539,000
120	トルコ	1990.10.21(C)* ¹⁾	56,473,035	19,745,352	34,265,838	2,417,363
121	トルクメニスタン	1989. 1.12(C)	3,522,717	1,428,405	1,962,581	131,731
122	ウズベキスタン	1989. 1.12(C) ¹⁾	19,810,077	8,083,202	10,922,650	803,864
123	ベトナム	1992.12.31	69,175,080	27,359,660	38,324,843	3,490,577
124	イエメン	1993. 7. 1	12,301,970	6,377,230	5,551,700	373,040
〔ヨーロッパ〕						
125	アンドラ	1993.12.31	65,227	10,299	48,401	6,527
126	オーストリア	1992. 7. 1	7,883,644	1,381,401	5,302,438	1,199,805
127	ベラルーシ	1992. 7. 1	10,265,333	2,343,647	6,767,770	1,153,916
128	ベルギー	1990. 7. 1	9,967,378	1,806,216	6,673,792	1,487,370
129	ブルガリア	1992. 7. 1	8,540,272	1,649,673	5,692,255	1,198,344
130	チャンネル諸島 :					
131	ガーンシイ	1991. 4.21(C)	58,867	9,999	39,588	9,280
132	ジャージー	1991. 3.10(C)	84,082	13,016	59,156	11,910
133	クロアチア	1991. 3.31(C) ¹⁾	4,784,265	926,179	3,230,039	556,040
134	チェコ	1993. 7. 1	10,330,607	2,036,886	6,956,797	1,336,924
135	デンマーク	1993. 7. 1	5,189,378	884,901	3,501,160	803,317
136	エストニア	1993. 7. 1	1,516,728	323,343	1,002,551	190,834
137	フェロー諸島	1991. 7. 1	47,372	11,599	30,076	5,701
138	フィンランド	1993. 7. 1	5,066,447	969,502	3,396,254	700,691
139	フランス	1993. 1. 1	57,526,521	11,462,550	37,703,525	8,360,446
140	ドイツ	1990. 7. 1	79,364,504	12,763,964	54,728,502	11,872,038
141	ギリシャ	1993. 7. 1	10,380,451	1,849,988	6,989,903	1,540,560
142	ハンガリー	1993. 7. 1	10,293,574	1,934,422	6,937,897	1,421,255
143	アイスランド	1993. 7. 1 ¹⁾	263,783	60,890	169,444	28,799
144	アイルランド	1994. 4.15 ¹⁾	3,570,667	900,044	2,261,200	408,951
145	マン島	1991. 4.14(C)	69,788	12,097	44,249	13,442
146	イタリア	1991. 7. 1	57,746,163	9,384,763	39,804,032	8,557,368
147	ラトビア	1993. 7. 1	2,586,015	546,283	1,705,442	334,290
148	リヒテンシュタイン	1987.12.31	27,714	5,501	19,503	2,710
149	リトアニア	1993. 7. 1	3,730,229	831,587	2,474,102	424,540

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
31.38	62.64	5.97	29.05	26.24	59.64	50.10	9.54	19.04	100
23.80	70.69	5.51	30.89	28.85	41.47	33.67	7.80	23.16	101
29.39	69.30	1.31	26.37	27.03	44.29	42.41	1.88	4.44	102
37.59	57.28	5.12	25.94	21.54	74.57	65.63	8.94	13.63	103
23.88	69.53	6.59	31.06	30.61	43.82	34.35	9.47	27.57	104
36.43	59.68	3.89	25.45	21.91	67.56	61.04	6.52	10.69	105
36.23	59.80	3.96	25.40	21.86	67.21	60.59	6.63	10.94	106
44.50	52.75	2.75	22.13	17.71	89.56	84.35	5.21	6.17	107
35.30	60.06	4.63	25.56	21.48	66.49	58.77	7.71	13.12	108
46.81	50.23	2.96	21.65	16.54	99.07	93.18	5.89	6.32	109
41.84	54.10	4.06	23.29	18.76	84.86	77.35	7.51	9.71	110
37.31	58.82	3.87	25.11	20.78	70.01	63.43	6.58	10.37	111
42.40	54.12	3.46	23.82	18.91	84.73	78.34	6.39	8.16	112
37.62	58.54	3.85	24.92	20.98	70.83	64.26	6.57	10.23	113
27.76	71.19	1.05	26.32	27.53	40.46	38.99	1.47	3.77	114
23.03	70.34	6.63	32.17	31.42	42.17	32.75	9.43	28.79	115
35.21	60.48	4.31	25.82	21.94	65.34	58.21	7.13	12.24	116
49.21	46.41	4.38	22.03	15.41	115.47	106.04	9.43	8.89	117
42.94	53.26	3.77	23.14	18.41	87.69	80.61	7.07	8.78	118
29.99	65.74	4.27	27.49	24.56	52.13	45.62	6.50	14.25	119
34.96	60.68	4.28	26.44	22.21	64.68	57.62	7.05	12.24	120
40.55	55.71	3.74	23.83	19.54	79.49	72.78	6.71	9.22	121
40.80	55.14	4.06	24.00	19.54	81.36	74.00	7.36	9.94	122
39.55	55.40	5.05	24.74	19.79	80.50	71.39	9.11	12.76	123
51.84	45.13	3.03	20.45	14.37	121.59	114.87	6.72	5.85	124
15.79	74.20	10.01	35.89	33.59	34.76	21.28	13.49	63.38	125
17.52	67.26	15.22	38.35	35.91	48.68	26.05	22.63	86.85	126
22.83	65.93	11.24	35.45	33.54	51.68	34.63	17.05	49.24	127
18.12	66.96	14.92	38.31	36.30	49.35	27.06	22.29	82.35	128
19.32	66.65	14.03	38.00	37.34	50.03	28.98	21.05	72.64	129
16.99	67.25	15.76	38.67	36.68	48.70	25.26	23.44	92.81	130
15.48	70.36	14.16	38.27	35.67	42.14	22.00	20.13	91.50	131
19.36	67.51	11.62	37.11	36.00	45.89	28.67	17.21	60.04	132
19.72	67.34	12.94	36.74	35.87	48.50	29.28	19.22	65.64	133
17.05	67.47	15.48	38.85	37.53	48.22	25.27	22.94	90.78	134
21.32	66.10	12.58	36.67	35.28	51.29	32.25	19.03	59.02	135
24.48	63.49	12.03	34.08	31.27	57.52	38.57	18.96	49.15	136
19.14	67.03	13.83	37.89	37.24	49.18	28.55	20.63	72.27	137
19.93	65.54	14.53	37.38	35.43	52.58	30.40	22.17	72.94	138
16.08	68.96	14.96	39.34	37.68	45.01	23.32	21.69	93.01	139
17.82	67.34	14.84	38.61	36.85	48.51	26.47	22.04	83.27	140
18.79	67.40	13.81	37.66	36.97	48.37	27.88	20.49	73.47	141
23.08	64.24	10.92	33.99	31.31	52.93	35.94	17.00	47.30	142
25.21	63.33	11.45	33.67	30.48	57.89	39.80	18.09	45.44	143
17.33	63.40	19.26	40.35	39.25	57.72	27.34	30.38	111.12	144
16.25	68.93	14.82	38.77	36.84	45.08	23.58	21.50	91.18	145
21.12	65.95	12.93	37.03	35.58	51.63	32.03	19.60	61.19	146
19.85	70.37	9.78	34.22	32.10	42.10	28.21	13.90	49.26	147
22.29	66.33	11.38	35.45	33.11	50.77	33.61	17.16	51.05	148

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔ヨーロッパ(つづき)〕						
150	ルクセンブルク	1991. 3. 1(C) ¹⁾	384,634	66,418	263,170	50,298
151	マ ル タ	1992. 7. 1	362,977	82,623	241,271	39,083
152	オ ラ ン ダ	1993. 7. 1	15,290,348	2,803,365	10,490,199	1,996,784
153	ノ ル ウ ェ ー	1992. 7. 1	4,286,401	819,328	2,770,863	696,202
154	ポ ー ラ ン ド	1992. 7. 1	38,364,729	9,348,077	25,025,044	3,991,608
155	ポ ル ト ガ ル	1993.12.31	9,887,560	1,822,880	6,658,870	1,405,810
156	モ ル ド バ	1992. 7. 1	4,351,225	1,201,641	2,779,749	369,835
157	ル ー マ ニ ア	1993. 7. 1	22,755,260	4,947,467	15,212,789	2,595,004
158	ロ シ ア	1993. 7. 1	148,145,911	32,711,724	98,713,937	16,720,250
159	サ ン マ リ ノ	1993.12.31	24,335	3,695	17,133	3,507
160	ス ロ バ キ ア	1991. 3. 3(C) ¹⁾	5,274,335	1,313,961	3,415,721	543,180
161	ス ロ ベ ニ ア	1993. 7. 1	1,990,623	384,520	1,375,911	230,192
162	ス ペ イ ン	1993. 7. 1	39,141,219	6,995,129	26,573,245	5,572,845
163	ス ウ ェ ー デ ン	1993. 7. 1	8,745,109	1,635,518	5,573,474	1,536,117
164	ス イ ス	1993. 7. 1 ¹⁾	6,938,265	1,176,448	4,717,809	1,042,981
165	マ ケ ド ニ ア	1992. 7. 1 ¹⁾	2,055,997	496,435	1,374,359	170,335
166	ウ ク ラ イ ナ	1992. 1. 1	51,801,907	10,965,599	34,304,623	6,531,685
167	イ ギ リ ス	1993. 7. 1	58,191,230	11,305,128	37,714,573	9,171,529
168	ユ ー ゴ ス ラ ビ ア	1991. 3.31(C) ¹⁾	10,394,026	2,372,903	6,878,076	1,033,359
〔オセアニア〕						
169	米 領 サ モ ア	1990. 7. 1	38,940	15,990	21,480	1,470
170	オーストラリア	1994. 6.30	17,843,268	3,844,899	11,889,260	2,109,109
171	ク ッ ク 諸 島	1986.12. 1(C)	17,614	6,495	10,269	850
172	フ ィ ジ ー	1987.12.31	715,593	273,353	417,966	21,964
173	米 領 ポ リ ネ シ ア	1988. 9. 6(C)	188,814	67,894	115,085	5,835
174	マーシャル諸島	1989. 6.30	44,407	22,470	20,671	1,266
175	ミクロネシア連邦	1994. 9.18(C)*	104,724	44,696	56,527	3,501
176	ニューカレドニア	1989. 7. 1	166,640	53,388	105,495	7,757
177	ニュージランド	1992.12.31	3,442,500	797,120	2,250,820	394,610
178	ニ ー ウ エ	1986. 9.29(C)	2,531	973	1,371	187
179	ノーフォーク諸島	1986. 6.30(C)	2,367	451	1,669	241
180	北 マ リ ア ナ 諸 島	1990. 7. 1	25,929	11,889	13,437	603
181	パプアニューギニア	1990. 7. 1*	3,727,250	1,504,560	2,131,510	91,180
182	ソ ロ モ ン 諸 島	1986.11.23(C)	285,176	135,002	140,908	9,266
183	ト ン ガ	1986.11.28(C) ¹⁾	93,049	38,054	51,090	3,904
184	バヌアツ	1989. 7. 1	150,165	68,445	77,803	3,917

UN. *Demographic Yearbook*, 1994年版に掲載 (Table 7 : 掲載年次1985～94年) の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、人口総数が1,000人未満およびここに示すような指標の算定が不能の国は除いている。

表中、期日の後の(C)はサンセスの結果であることを示し、他はすべて推計人口で、イタリック体は信頼性に疑問のある推計値であることを示す。

*) 暫定値. 1) 人口総数に年齢不詳を含む. 2) 総務庁統計局『国勢調査報告』抽出速報集計結果による。

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
17.27	68.42	13.08	38.02	36.25	44.35	25.24	19.11	75.73	150
22.76	66.47	10.77	34.89	33.76	50.44	34.24	16.20	47.30	151
18.33	68.61	13.06	37.16	35.32	45.76	26.72	19.03	71.23	152
19.11	64.64	16.24	37.84	35.66	54.70	29.57	25.13	84.97	153
24.37	65.23	10.40	34.24	32.82	53.31	37.35	15.95	42.70	154
18.44	67.35	14.22	37.45	35.18	48.49	27.38	21.11	77.12	155
27.62	63.88	8.50	32.07	30.31	56.53	43.23	13.30	30.78	156
21.74	66.85	11.40	35.44	33.61	49.58	32.52	17.06	52.45	157
22.08	66.63	11.29	35.71	34.40	50.08	33.14	16.94	51.11	158
15.18	70.40	14.41	38.90	36.79	42.04	21.57	20.47	94.91	159
24.91	64.76	10.30	33.59	31.41	54.37	38.47	15.90	41.34	160
19.32	69.12	11.56	36.67	35.41	44.68	27.95	16.73	59.86	161
17.87	67.89	14.24	37.47	34.53	47.30	26.32	20.97	79.67	162
18.70	63.73	17.57	39.40	38.39	56.91	29.34	27.56	93.92	163
16.96	68.00	15.03	39.05	37.47	47.04	24.94	22.11	88.66	164
24.15	66.85	8.28	33.21	31.61	48.51	36.12	12.39	34.31	165
21.17	66.22	12.61	36.80	35.25	51.01	31.97	19.04	59.57	166
19.43	64.81	15.76	38.14	35.98	54.29	29.98	24.32	81.13	167
22.83	66.17	9.94	35.00	33.53	49.52	34.50	15.02	43.55	168
41.06	55.16	3.78	23.44	19.73	81.28	74.44	6.84	9.19	169
21.55	66.63	11.82	35.26	33.35	50.08	32.34	17.74	54.85	170
36.87	58.30	4.83	25.69	20.01	71.53	63.25	8.28	13.09	171
38.20	58.41	3.07	24.25	20.73	70.66	65.40	5.25	8.04	172
35.96	60.95	3.09	24.97	21.58	64.06	58.99	5.07	8.59	173
50.60	46.55	2.85	20.08	14.77	114.83	108.70	6.12	5.63	174
42.68	53.98	3.34	23.00	18.08	85.26	79.07	6.19	7.83	175
32.04	63.31	4.65	27.39	23.71	57.96	50.61	7.35	14.53	176
23.16	65.38	11.46	34.19	31.68	52.95	35.41	17.53	49.50	177
38.44	54.17	7.39	27.19	20.90	84.61	70.97	13.64	19.22	178
19.05	70.51	10.18	36.76	35.49	41.46	27.02	14.44	53.44	179
45.85	51.82	2.33	21.49	17.06	92.97	88.48	4.49	5.07	180
40.37	57.19	2.45	23.38	19.29	74.86	70.59	4.28	6.06	181
47.34	49.41	3.25	21.76	16.27	102.38	95.81	6.58	6.86	182
40.90	54.91	4.20	23.90	18.45	82.13	74.48	7.64	10.26	183
45.58	51.81	2.61	21.83	17.14	93.01	87.97	5.03	5.72	184

参考表 主要国の65歳以上年齢構造係数の高い順：人口総数500万人以上の国

順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)	順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)
1	スウェーデン	(1993)	17.57	45	エクアドル	(1995)	4.36
2	イギリス	(1993)	15.76	46	スリランカ	(1994)	4.31
3	デンマーク	(1993)	15.48	47	南アフリカ	(1991)	4.30
4	オーストリア	(1992)	15.22	48	トルコ	(1990)	4.28
5	スイス	(1993)	15.03	49	タイ	(1994)	4.27
6	ドイツ	(1990)	14.96	50	インド	(1993)	4.23
7	ベルギー	(1990)	14.92	51	メキシコ	(1990)	4.16
8	ギリシャ	(1993)	14.84	52	ハイチ	(1990)	4.08
9	イタリア	(1991)	14.82	53	マリ	(1987)	4.07
10	日本	(1995)	14.81	54	ウズベキスタン	(1989)	4.06
11	フランス	(1993)	14.53	55	半島マレーシア	(1990)	3.96
12	スペイン	(1993)	14.24	56	アルジェリア	(1987)	3.95
13	ポルトガル	(1993)	14.22	57	ブルンジ	(1990)	3.94
14	ブルガリア	(1992)	14.03	58	ミャンマー	(1987)	3.87
15	フィンランド	(1993)	13.83	59	ペルー	(1991)	3.85
16	ハンガリー	(1993)	13.81	60	フィリピン	(1994)	3.85
17	オランダ	(1993)	13.06	61	インドネシア	(1993)	3.84
18	チェコ	(1993)	12.94	62	ベネズエラ	(1992)	3.82
19	アメリカ合衆国	(1994)	12.74	63	タジキスタン	(1989)	3.77
20	ウクライナ	(1992)	12.61	64	ボリビア	(1993)	3.73
21	オーストラリア	(1994)	11.82	65	アフガニスタン	(1988)	3.71
22	カナダ	(1993)	11.79	66	カメルーン	(1986)	3.71
23	ルーマニア	(1993)	11.40	67	エジプト	(1992)	3.64
24	ロシア	(1993)	11.29	68	ネパール	(1991)	3.46
25	ベラルーシ	(1992)	11.24	69	セネガル	(1988)	3.46
26	ポーランド	(1992)	10.40	70	ケニア	(1989)	3.42
27	スロバキア	(1991)	10.30	71	イラク	(1988)	3.41
28	ユーゴスラビア	(1991)	9.94	72	イラン	(1991)	3.39
29	イスラエル	(1993)	9.43	73	ウガンダ	(1991)	3.34
30	ホンコン	(1994)	9.35	74	ベニン	(1995)	3.21
31	キューバ	(1993)	9.08	75	タンザニア	(1985)	3.19
32	グルジア	(1989)	8.85	76	グアテマラ	(1990)	3.18
33	アルゼンチン	(1993)	8.83	77	ルワンダ	(1991)	3.17
34	チリ	(1994)	6.52	78	ジンバブエ	(1994)	3.16
35	カザフスタン	(1991)	5.97	79	イエメン	(1993)	3.03
36	中国	(1990)	5.57	80	エチオピア	(1994)	2.98
37	韓国	(1994)	5.51	81	ニジェール	(1988)	2.96
38	ベトナム	(1992)	5.05	82	スーダン	(1993)	2.63
39	チュニジア	(1989)	4.89	83	ザンビア	(1990)	2.60
40	アゼルバイジャン	(1989)	4.76	84	ザイール	(1985)	2.57
41	モロッコ	(1993)	4.65	85	マラウイ	(1991)	2.52
42	コロンビア	(1995)	4.41	86	モザンビーク	(1995)	2.43
43	ブラジル	(1992)	4.39	87	コートジボアール	(1988)	2.09
44	シリア	(1994)	4.38				

主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料

国や地域の出生力水準を簡潔に表す指標として代表的なものに合計特殊出生率 (TFR: total fertility rate) がある。本資料では最新の主要国の合計特殊出生率、及び合計特殊出生率の算定の基礎となる女子の年齢別出生率 (age-specific fertility rate) を収録している。資料の作成には以下の二つの統計資料を用いた。一つは国際連合の「世界人口年鑑1994年版」(United Nations, *Demographic Yearbook, 1996*) から得られる主要国の最新の年齢別出生率である。第二の資料は欧州理事会の人口年次報告書の1994年版 (Council of Europe, *Recent Demographic Developments in the Member of Council of Europe, 1994*) に掲載されている、各加盟国に関する1970年から現在までの合計特殊出生率及び純再生産率 (NRR: net reproduction rate) である。なお、一部のデータについては欧州理事会の同報告書の他の年次の版からも引用している。表示した国の配列はそれぞれの原典の配列をそのまま採用した。(坂東里江子)

統計利用上の注意

「世界人口年鑑1994年版」によるデータについては、以下の諸点に注意して利用されたい。原表(表11)には利用可能な最新の年次について各国・地域別女子の年齢別出生率・総出生率が示されている。

女子の年齢別出生数は一般に15歳未満および50歳以上の年齢では少ないため、20歳未満および45歳以上の母についての出生率はそれぞれ15～19歳、45～49歳の女子人口を分母として計算されている。年齢不詳の母による出生は年齢の判明している母の出生分布に従って、国連統計局によって比例配分されている。しかし、出生数の10%以上が年齢不詳である場合はその旨が注記してある。

出生率の算定に用いられた女子の年齢別人口は、センサスまたは実査に基づいた人口、或いは推計による人口である。この人口データの採用の優先順位は、第一に出生数のデータと同年次の年央推計人口、第二は同年次のセンサス結果、第三はその年の年央以外の時点についての推計人口となっている。

原表に掲載されている出生率は、ある年における出生数が少なくとも100以上の国や地域に限定されている。年齢階級別の出生数が30以下のデータに基づく出生率は「◆」の符号が付されている。また、原表では、出生登録が発生件数の90%未満の不完全データと登録の完全性が不明なデータはイタリック(斜字体)で示されているが、本資料では信頼性の面から掲載を省略した。表に示されている出生率は各種の制約をもつが、とくに留意すべき点は、その登録システムが実際に発生した出生数のどれだけを把握しているかを示す登録率、出生登録以前の死亡あるいは出生後24時間以内に死亡した乳児の処理、及び母の年齢の定義とその信頼性の3点である。さらに、掲載されている出生率の一部は出生の発生時ではなく登録時によって集計されたデータを基にしているが、このような場合には符号「+」で示してある。

欧州理事会のデータは、登録や精度について比較的問題がないと思われるが、国あるいは年次によって推定値や暫定値である場合があるので注意されたい。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次

国・地域(年)	女子の年齢別出生率(‰)							合計特殊出生率
	20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ²⁾	
〔アフリカ〕								
カーボベルデ(1990)	84.8	167.7	183.2	150.7	124.0	52.9	13.4	3.88
エジプト(1991)	14.7	171.7	290.3	204.4	131.5	41.2	15.8	4.35
マリ(1987)	157.9	297.1	307.9	259.3	207.2	98.1	45.7	6.87
モーリシャス(1991)	46.3	148.9	133.1	81.2	38.1	11.1	◆ 1.0	2.30
モーリシャス島(1993)	44.4	151.9	136.6	82.4	36.2	9.4	◆ 0.9	2.31
ロドリゲス(1991)	61.6	144.5	135.7	100.4	108.6	◆ 39.8	◆ 6.0	2.98
レユニオン(1986)	48.8	134.0	164.0	112.3	59.5	21.9	◆ 2.1	2.71
セイシェル(1993) ⁺	76.5	151.0	125.9	89.1	62.9	◆ 11.2	◆ 2.7	2.60
チュニジア(1989)	17.4	130.8	195.4	175.8	113.3	41.4	9.2	3.42
ジンバブエ(1992)	82.1	217.9	205.6	179.9	144.7	80.3	31.5	4.71
〔北アメリカ〕								
バハマ(1992)	51.8	101.8	100.5	81.2	43.2	10.5	◆ 1.8	1.95
バーミューダ(1991)	34.1	79.9	123.6	82.7	32.9	◆ 5.5	◆ 0.5	1.80
カナダ(1990)	25.8	83.3	129.5	86.3	28.2	3.9	9.0	1.83
キューバ(1991)	70.9	105.7	89.8	50.4	17.6	2.9	0.4	1.69
グリーンランド(1991)	83.8	148.4	117.4	80.1	37.9	◆ 6.3	◆ 0.7	2.37
グアドループ(1985)	37.0	122.0	170.0	111.4	55.5	19.1	◆ 2.0	2.59
ガアテマラ(1985)	125.5	273.5	271.0	225.6	183.0	81.5	43.0	6.02
マルチニーク(1990)	31.6	92.3	122.9	96.2	47.0	12.8	◆ 1.1	2.02
パナマ(1991)	92.6	157.4	146.6	101.7	50.9	15.8	3.4	2.84
プエルトリコ(1992)	75.6	138.0	121.9	70.8	28.0	5.7	0.4	2.20
セントキッツ=ネイビス(1988) ⁺	88.8	154.1	160.7	106.3	40.5	◆ 7.9	◆ 1.1	2.80
セントルシア(1986)	113.6	206.0	201.8	125.9	88.7	29.3	◆ 0.9	3.83
トリニダード=トバゴ(1990)	70.8	126.6	125.6	93.7	49.0	15.5	1.5	2.41
アメリカ合衆国(1991)	63.5	115.7	118.2	79.5	32.0	5.5	0.2	2.07
米領バージン諸島(1990)	78.4	183.5	177.0	114.9	44.0	10.9	◆ 0.6	3.05
〔南アメリカ〕								
アルゼンチン(1993)	68.9	142.3	143.4	107.7	58.3	18.7	2.3	2.71
チリ(1992)	64.6	125.4	128.6	95.8	52.0	14.2	1.1	2.41
ウルグアイ(1985) ⁺	57.3	129.7	136.7	100.3	55.7	17.6	1.6	2.49
ベネズエラ(1990)	109.4	191.6	178.9	133.1	77.9	26.8	6.2	3.62
〔アジア〕								
アルメニア(1992)	82.5	207.5	104.1	50.8	20.0	4.0	◆ 0.5	2.35
アゼルバイジャン(1989)	27.9	192.8	178.6	98.0	38.1	11.1	0.9	2.74
ブルネイダラサラーム(1992) ⁺	41.1	142.3	175.2	135.7	83.9	27.5	5.2	3.05
キプロス(1993)	24.0	135.0	150.8	98.6	38.4	6.5	0.6	2.27
ブルンジ(1989)	58.3	167.8	109.8	57.5	22.9	6.0	0.4	2.11
ホンコン(1993)	6.8	42.2	85.5	77.4	29.4	4.5	0.3	1.23
イスラエル(1993)	18.9	128.0	191.9	148.0	77.5	18.2	1.9	2.92
日本(1995) ³⁾	3.9	40.8	117.7	95.3	26.2	2.8	0.1	1.43
カザフスタン(1991)	54.4	218.5	137.2	77.4	33.8	8.9	1.0	2.66
クウェート(1987)	39.6	163.3	198.2	165.7	123.0	46.9	13.5	3.75
キルギスタン(1992)	54.9	274.4	195.5	122.5	56.4	16.2	4.6	3.62
マレーシア								
半島マレーシア(1990)	18.5	123.9	203.3	170.5	105.8	39.3	4.4	3.33
カタール(1986)	62.0	264.1	287.0	152.3	102.1	30.5	10.2	4.54
シンガポール(1994)	7.6	48.4	136.2	116.0	45.4	7.1	0.1	1.80
スリランカ(1989) ⁺	31.9	123.0	155.6	115.9	75.4	22.6	2.7	2.64

United Nations, *Demographic Yearbook, 1994*, New York, 1996, 第11表による。1) 率は15～19歳女子人口により計算されている。2) 率は45～49歳女子により計算されている。3) 厚生省統計情報部「人口動態統計」(概数)に基づくデータ。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次（つづき）

国・地域（年）	女子の年齢別出生率（‰）							合計特殊 出生率
	20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ²⁾	
〔アジア（つづき）〕								
タジキスタン（1989）	38.9	302.6	284.6	214.7	127.7	59.9	13.2	5.21
トルクメニスタン（1989）	22.3	227.3	283.0	194.2	100.2	40.9	6.9	4.37
ウズベキスタン（1989）	42.1	285.7	238.3	151.3	71.2	24.9	4.1	4.09
〔ヨーロッパ〕								
オーストリア（1992）	23.1	88.3	106.9	61.1	22.6	3.7	0.1	1.53
ベラルーシ（1992）	45.6	164.2	86.1	36.8	13.3	3.0	0.2	1.75
ブルガリア（1992）	70.5	137.3	65.0	24.7	8.0	1.8	0.1	1.54
チャンネル諸島								
ガーンシィ（1991）	21.7	52.9	120.7	78.7	35.7	4.7	1.2	1.58
クロアチア（1991）	25.4	116.4	103.0	47.8	15.4	2.8	0.2	1.56
チェコスロバキア（1993）	42.9	145.4	94.3	37.1	11.2	1.8	0.1	1.66
デンマーク（1992）	9.9	68.1	140.5	98.8	31.8	4.4	0.2	1.77
エストニア（1993）	43.1	116.0	77.7	35.0	15.0	3.1	0.2	1.45
フィンランド（1990）	12.4	71.6	133.4	94.3	37.1	7.9	0.4	1.79
フランス（1991）	9.1	73.2	139.4	93.4	37.0	7.4	0.5	1.80
旧西ドイツ（1989）	11.1	54.2	107.3	78.1	26.7	4.9	0.2	1.41
旧東ドイツ（1989）	33.2	140.3	97.4	34.5	10.2	1.4	0.0	1.59
ギリシャ（1993）	15.2	69.7	96.7	59.8	22.8	4.3	0.4	1.34
ハンガリー（1993）	34.5	123.2	112.3	48.1	16.1	3.3	0.2	1.69
アイスランド（1993）	23.3	104.1	143.6	109.2	53.0	11.9	0.1	2.23
アイルランド（1991） ⁺	16.5	63.7	147.0	127.9	65.5	15.2	1.0	2.18
イタリア（1991）	8.0	49.7	90.7	71.8	29.3	5.2	0.2	1.27
ラトビア（1992）	48.3	142.1	86.3	45.5	19.0	4.2	◆	0.3
リトアニア（1993）	42.0	133.6	90.4	43.7	19.3	4.5	◆	0.2
ルクセンブルク（1987）	11.6	63.0	107.5	72.2	23.7	3.8	◆	0.1
オランダ（1993）	7.2	41.3	113.8	112.4	36.8	4.7	◆	0.3
ノルウェー（1992）	16.0	85.7	137.5	98.3	35.2	5.3	◆	0.2
ポーランド（1992）	29.3	150.2	117.9	57.7	24.5	6.0	◆	0.4
ポルトガル（1993）	22.7	74.7	105.8	69.0	24.3	5.4	◆	0.4
モルドバ（1992）	62.2	197.8	105.8	50.7	19.7	4.4	◆	0.2
ルーマニア（1993）	47.6	124.6	74.2	28.3	11.4	3.2	◆	0.3
ロシア（1993）	46.9	118.6	63.3	28.7	10.9	2.5	◆	0.2
スロバキア（1991）	50.5	182.9	111.3	44.5	15.0	3.1	◆	0.1
スロベニア（1991）	21.5	113.7	97.2	40.5	13.8	3.2	◆	0.1
スペイン（1991）	11.0	46.3	99.7	77.9	27.9	5.8	◆	0.4
スウェーデン（1993）	11.2	82.3	145.2	108.7	43.4	7.6	◆	0.2
スイス（1993）	6.8	54.4	116.8	92.5	31.0	4.3	◆	0.2
マケドニア（1992）	44.1	174.4	144.9	56.3	17.1	3.2	◆	0.2
ウクライナ（1992）	59.7	149.6	75.3	34.6	12.6	2.8	◆	0.2
イギリス（1993）	30.9	81.8	114.3	86.8	33.8	5.8	◆	0.3
旧ユーゴスラビア（1990）	37.3	141.3	117.5	55.3	19.5	4.5	◆	0.6
〔オセアニア〕								
オーストラリア（1993） ⁺	20.9	71.1	130.0	105.5	39.0	6.3	◆	0.2
フィジー（1987） ⁺	60.5	214.7	178.9	100.2	52.4	14.6	◆	1.2
ニュージーランド（1992） ⁺	33.8	95.3	142.0	108.5	39.9	6.5	◆	0.3

表2 主要国合計特殊出生率の低い順：最新年次

国・地域	(年)	合計特殊出生率	国・地域	(年)	合計特殊出生率
ホンコン	(1993)	1.23	ニュージーランド	(1992)	2.13
イタリア	(1991)	1.27	アイルランド	(1991)	2.18
ギリシャ	(1993)	1.34	マケドニア	(1992)	2.20
スペイン	(1991)	1.35	プエルトリコ	(1992)	2.20
ロシア	(1993)	1.36	モルドバ	(1992)	2.20
ルクセンブルク	(1987)	1.41	アイスランド	(1993)	2.23
旧西ドイツ	(1989)	1.41	キプロス	(1993)	2.27
日本	(1995)	1.43	モーリシャス	(1991)	2.30
ルーマニア	(1993)	1.45	モーリシャス島	(1993)	2.31
スロベニア	(1991)	1.45	アルメニア	(1992)	2.35
エストニア	(1993)	1.45	グリーンランド	(1991)	2.37
ポルトガル	(1993)	1.51	トリニダード=トバゴ	(1990)	2.41
オーストリア	(1992)	1.53	チリ	(1992)	2.41
スイス	(1993)	1.53	ウルグアイ	(1985)	2.49
ブルガリア	(1992)	1.54	グアドループ	(1985)	2.59
クロアチア	(1991)	1.56	セイシェル	(1993)	2.60
チャンネル諸島	(1991)	1.58	スリランカ	(1989)	2.64
オランダ	(1993)	1.58	カザフスタン	(1991)	2.66
旧東ドイツ	(1989)	1.59	アルゼンチン	(1993)	2.71
チェコスロバキア	(1993)	1.66	レユニオン	(1986)	2.71
リトアニア	(1993)	1.67	アゼルバイジャン	(1989)	2.74
ウクライナ	(1992)	1.67	セントキッツ=ネイビス	(1988)	2.80
キューバ	(1991)	1.69	パナマ	(1991)	2.84
ハンガリー	(1993)	1.69	イスラエル	(1993)	2.92
ラトビア	(1992)	1.73	モーリシャス	(1991)	2.98
ベラルーシ	(1992)	1.75	米領バージン諸島	(1990)	3.05
デンマーク	(1992)	1.77	ブルネイダラサラーム	(1992)	3.05
イギリス	(1993)	1.77	フィジー	(1987)	3.11
フィンランド	(1990)	1.79	マレーシア半島	(1990)	3.33
バミューダ	(1991)	1.80	チュニジア	(1989)	3.42
フランス	(1991)	1.80	ベネズエラ	(1990)	3.62
シンガポール	(1994)	1.80	キルギスタン	(1992)	3.62
カナダ	(1990)	1.83	クウェート	(1987)	3.75
オーストラリア	(1993)	1.87	セントルシア	(1986)	3.83
旧ユーゴスラビア	(1990)	1.88	カーボベルデ	(1990)	3.88
ノルウェー	(1992)	1.89	ウズベキスタン	(1989)	4.09
ポーランド	(1992)	1.93	エジプト	(1991)	4.35
バハマ	(1992)	1.95	トルクメニスタン	(1989)	4.37
スウェーデン	(1993)	1.99	カタール	(1986)	4.54
マルチニーク	(1990)	2.02	ジンバブエ	(1992)	4.71
スロバキア	(1991)	2.04	タジキスタン	(1989)	5.21
アメリカ合衆国	(1991)	2.07	ガアテマラ	(1985)	6.02
ゲルジア	(1989)	2.11	マリ	(1987)	6.87

United Nations, *Demographic Yearbook, 1994*, New York, 1996, による。

表3 欧州理事会構成国の合計特殊出生率：1970～94年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコ	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	2.29	2.25	2.18	2.54	1.93	1.95	2.17	1.83
1975	1.83	1.74	2.24	2.01	2.43	1.92	2.04	1.69
1980	1.65	1.69	2.05	2.46	2.07	1.55	2.02	1.63
1985	1.47	1.51	1.95	2.38	1.95	1.45	2.13	1.64
1990	1.45	1.62	1.73	2.42	1.89	1.67	2.04	1.78
1991	1.50	…	1.57	2.33	1.86	1.68	1.77	1.80
1992	1.49	…	1.53	2.49	1.70	1.76	1.69	1.85
1993	1.48	…	1.46	…	1.67	1.75	1.45	1.81
1994	1.45	…	…	…	1.44	(E) 1.81	…	1.85
年次	フランス	西ドイツ	東ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア
1970	2.48	2.02	2.19	2.34	1.97	2.81	3.87	2.43
1975	1.93	1.45	1.54	2.37	2.38	2.65	3.40	2.21
1980	1.95	1.45	1.94	2.23	1.92	2.48	3.23	1.68
1985	1.81	1.28	1.73	1.68	1.83	1.93	2.50	1.45
1990	1.78	1.45	1.52	1.42	1.84	2.31	2.12	1.36
1991	1.77	1.42	0.98	1.40	1.86	2.19	2.08	1.33
1992	1.73	1.40	0.83	1.39	1.77	2.21	(P) 2.02	1.33
1993	1.65	1.39	0.78	1.34	1.69	2.22	(P) 1.93	…
1994	1.65	(E) 1.34	(E) 0.77	(E) 1.34	1.64	2.14	(P) 1.86	…
年次	リトアニア	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア
1970	2.40	1.97	…	2.57	2.24	2.20	2.76	2.89
1975	2.20	1.52	2.17	1.66	1.98	2.27	2.52	2.62
1980	2.00	1.50	1.98	1.60	1.72	2.28	2.19	2.45
1985	2.10	1.38	1.99	1.51	1.68	2.33	1.74	2.26
1990	2.00	1.62	2.05	1.62	1.93	2.04	(P) 1.51	1.83
1991	1.97	1.60	2.04	1.61	1.92	2.05	1.57	1.56
1992	1.89	1.67	2.12	1.59	1.88	1.93	1.54	1.51
1993	1.67	1.69	2.01	1.57	1.86	1.85	1.52	1.44
1994	1.54	1.72	1.89	…	1.87	1.80	1.44	1.41
年次	サンマリノ	スロバキア	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	2.23	2.40	2.10	2.84	1.94	2.10	5.05	2.45
1975	1.91	2.55	2.18	2.79	1.78	1.61	4.53	1.81
1980	1.47	2.32	2.11	2.22	1.68	1.55	4.22	1.89
1985	1.15	2.25	1.72	1.63	1.73	1.52	3.79	1.79
1990	1.31	2.09	1.48	1.30	2.14	1.59	3.00	1.83
1991	1.25	2.05	1.46	1.28	(P) 2.11	1.58	2.91	1.82
1992	1.12	1.98	1.34	1.23	2.09	1.58	2.84	1.79
1993	1.11	1.92	1.31	(P) 1.26	2.00	1.51	2.76	1.76
1994	1.20	1.66	1.32	(P) 1.22	1.88	(P) 1.49	2.69	…

注：(E) 推計値, (P) 暫定値, …データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 1995*, Strasbourg, 1995.

表4 欧州理事会構成国の純再生産率：1970～94年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコ	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	1.07	1.06	1.01	1.18	0.91	0.93	1.03	0.87
1975	0.86	0.82	1.10	0.94	1.16	0.92	0.99	0.80
1980	0.78	0.81	0.96	1.12	0.98	0.74	0.95	0.78
1985	0.70	0.72	0.92	1.11	0.93	0.70	…	0.80
1990	0.70	0.78	0.88	1.16	0.91	0.80	1.01	0.86
1991	0.72	…	0.71	1.09	0.89	0.81	0.92	0.87
1992	0.71	…	0.75	1.20	(P) 0.81	0.85	0.83	0.89
1993	0.71	…	0.69	1.10	(P) 0.80	0.84	0.74	0.88
1994	0.69	…	…	1.08	(P) 0.70	…	…	0.90
年次	フランス	西ドイツ	東ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア
1970	1.17	0.95	1.04	1.07	0.91	1.32	1.81	1.12
1975	0.92	0.68	0.73	1.10	1.11	1.26	1.60	1.02
1980	0.93	0.68	0.93	1.02	0.91	1.19	1.52	0.78
1985	0.87	0.60	0.84	0.78	0.87	0.97	1.19	0.69
1990	0.85	0.69	…	0.69	0.89	1.11	1.00	0.65
1991	0.85	0.68	0.47	0.66	0.89	1.04	1.00	0.64
1992	0.83	0.67	0.39	0.65	0.84	1.07	0.96	(P) 0.64
1993	(P) 0.80	0.67	0.37	0.64	0.80	1.09	0.92	…
1994	…	…	…	0.65	0.72	1.03	…	…
年次	リトアニア	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア
1970	1.11	0.93	1.08	1.23	1.19	1.01	1.23	1.31
1975	1.01	0.73	1.06	0.80	0.95	1.06	1.19	1.18
1980	0.96	0.72	1.07	0.77	0.82	1.07	1.03	1.14
1985	0.99	0.66	1.07	0.74	0.80	1.10	0.83	1.08
1990	0.97	0.78	0.98	0.78	0.93	0.97	0.72	0.86
1991	0.94	0.77	0.98	0.78	0.92	0.97	0.72	0.73
1992	0.90	0.80	0.98	0.76	0.90	0.92	0.75	0.71
1993	0.79	0.83	0.98	0.76	0.90	0.88	0.73	0.67
1994	0.73	0.83	0.98	…	0.89	0.86	0.69	0.65
年次	サンマリノ	スロバキア	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	1.04	1.13	1.00	1.35	0.92	1.00	2.69	1.16
1975	0.89	1.21	1.02	1.31	0.85	0.77	2.53	0.86
1980	0.68	1.10	1.00	1.08	0.81	0.74	2.26	0.91
1985	0.53	1.08	0.81	0.77	0.83	0.72	2.05	0.86
1990	0.58	0.99	0.70	0.62	1.03	0.76	1.35	0.89
1991	0.55	0.98	0.68	0.63	1.01	0.75	1.32	0.88
1992	0.47	0.95	0.64	0.62	1.00	0.75	1.28	0.87
1993	0.48	0.92	0.63	…	0.97	0.72	1.25	0.85
1994	0.49	0.80	…	…	…	(P) 0.71	1.23	…

注：(P) 暫定値，…データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 1995*, Strasbourg, 1995.

1996年人口問題基本調査（第4回人口移動調査）の施行

1 調査の目的および意義

我が国は、2010年前後の総人口のピークに向って、人口増加が縮小しつつあり、人口移動が地域人口の変動を左右する傾向を強めつつある。こうした傾向を踏まえながら、人口移動の要因を明らかにするとともに、将来の人口移動傾向を見通すことを目的として、平成3年の第3回調査に引き続き、第4回的人口移動調査を行う。

この調査では、この5年間で人口移動傾向がどのように変化したことを探ることは当然であるが、さらに以下の点に重きを置く。第1に、東京圏への純流入がマイナスになった要因を探るとともに、この傾向が今後も持続する可能性があるか否かの判断する資料を得ること。第2に、高齢者の移動および高齢者との同居等をめぐる家族の移動を明らかにすること。第4に、人口分布変動に影響を与える移動を取り出し、その要因を明らかにすること。第5に、近い将来にどの地域に居住しているかという見通しを明らかにすることによって地域人口の将来推計に必要な資料を得ること。

本調査の結果は、厚生行政をはじめとする各種行政の基礎資料として活用され、政策形成やその実現に資するものである。

2 調査の対象および客体

全国の世帯主および世帯員を対象とし、平成8年国民生活基礎調査で設定された調査地区内より無作為に抽出した300調査区内のすべての世帯の世帯主および世帯員を調査の客体とする。

3 調査の期日

平成8（1996）年7月1日

4 調査の事項

- 1) 世帯の属性
- 2) 世帯主および世帯員の人口学的属性
- 3) 世帯主および世帯員の居住歴に関する事項
- 4) 世帯主および世帯員の将来（5年後）の居住地域（見通し）に関する事項 （大江守之記）

第4回及び第5回人口問題と社会サービスに関する特別委員会

第4回及び第5回人口問題と社会サービスに関する特別委員会は、中央合同庁舎5号館厚生省特別第1会議室において、それぞれ、平成8年5月24日（金）午後2時より4時まで、6月11日（火）午後2時より4時まで開催された。議題は前回に引き続き人口問題と各省政策に関するヒアリングということで、第4回は総理府、科学技術庁、環境庁、外務省から、第5回は経済企画庁、大蔵省、自治省から報告を受け、その報告をめぐって質疑応答が行われた。各省庁の報告は以下の通りである。

第4回

1. 総理府：人口問題と男女共同参画社会づくり
男女共同参画社会づくりを目指して
西暦2000年に向けて男女共同参画社会の形成をめざす—新国内行動計画（第一次改定）の目標と施策の体系—
出産・育児をめぐる男女の意識について
男女共同参画審議会部会における論点整理
「男女共同参画審議会部会における論点整理」に対する意見・要望の応募結果について
2. 科学技術庁：科学技術庁の長寿社会問題に関する取り組み
3. 環境庁：人口問題と環境政策
4. 外務省：人口問題と外交政策

第5回

1. 経済企画庁：「構造改革のための経済社会計画—活力ある経済・安心できるくらし—」ポイント
成長期待分野の雇用創出効果
高コスト構造是正・活力化のための行動計画
構造改革のための経済社会計画
2. 大蔵省：平成8年度一般会計予算の内訳
人口高齢化を財政
3. 自治省：人口問題に関する取組

(金子武治記)

日本人口学会第48回大会

日本人口学会（会長：吉田忠雄）の第48回大会は、1996年6月6日（木）、7日（金）、8（土）の3日間にわたり、関東学園大学において開催された。本大会は、関東学園大学の石原正令教授を運営委員長とする大会運営委員会の多大なご尽力により、盛会裡に開催された。会員134名、一般の参加者数十名を加えて活発な討議がなされた。

大会は、通常のシンポジウム、共通論題、自由論題という構成に加えて、2年後の人口学会創立50周年記念の企画プログラムの一貫として、アジア人口学研究交流講演会が「アジアの人口問題」をテーマとして開催された。また、新たな試みとして会員公募のテーマセッションである準共通論題が設けられた。本大会の報告題名及び報告者は次の通りである。

○アジア人口学研究交流講演会

「アジアの人口問題」

〈司 会〉河 野 稠 果 (日本人口学会理事・麗澤大学)

開会挨拶

吉 田 忠 雄 (日本人口学会会長・明治大学)

[講演]

1. マルサス人口論をめぐって
2. 中国の人口問題
3. 韓国の人口問題
4. 台湾の人口問題

佐 藤 武 男 (関東学園大学)
Wu Cangping (中国人民大学)
Choe Ehn-Hyun (元韓国保健社会研究所)
Sun Te-Hsiung (前台湾行政院研究
発展考核委員会)

○シンポジウム

「首都圏の人口問題」

〈座 長〉岡 田 實 (中央大学)

大 江 守 之 (人口問題研究所)

[報告]

1. 首都圏への人口集中は終焉したか
2. 首都圏人口構造の特性
—ジェンダー・エスニシティ・エイジング—
3. 首都圏の構造変動と将来展望—政策論的接近—

大 林 千 一 (総務庁統計局)

渡 辺 真知子 (嘉悦女子短期大学)

福 士 昌 寿 (関東学園大学)

〈討論者〉嵯峨座 晴 夫 (早稲田大学)

古 郡 鞆 子 (中央大学)

共通論題A

「近世日本の人口と人口思想」

〈組織者〉石 原 正 令 (関東学園大学)

〈座 長〉鬼 頭 宏 (上智大学)

[報告]

1. 農民の人口行動—会津地方の事例研究—

川 口 洋 (帝塚山大学)

2. 農民の出産, 育児および労働供給
3. 近世日本の人口の政策と思想

太田 素子 (郡山女子大学)
 石原 正令 (関東学園大学)
 <討論者> 原 剛 (城西大学)
 大淵 寛 (中央大学)

共通論題B

「地球環境と地域人口」

<組織者> 鈴木 継美 (国立環境研究所)
 <座長> 林 謙治 (国立公衆衛生院)

[報告]

1. 伝統的な小集団における人口転換
 —パプアニューギニア・ギデラ族の長期的出生率変化—
2. 農耕生態系における人口変動—東北タイの事例—
3. 地球変化と今後の地域人口研究

大塚 柳太郎 (東京大学)
 福井 捷郎 (京都大学)
 大江 守之 (人口問題研究所)
 <討論者> 小川 直宏 (日本大学)
 門司 和彦 (長崎大学)
 森田 恒幸 (国立環境研究所)

準共通論題

「出産行動の外部性」

<座長> 高橋 重郷 (人口問題研究所)
 杉野 元亮 (九州産業大学)

[報告]

1. 外部経済と内部的出生力
2. 年齢別所得分布と出産行動
3. 子どもは公共財か
4. 出産の非市場性と出産力復元の経済政策
5. 出産の外部性と人口政策

佐々木 啓介 (東洋大学)
 河野 潤果 (麗澤大学)
 森岡 仁 (駒澤大学)
 石 南國 (城西大学)
 大淵 寛 (中央大学)
 <討論者> 岡崎 陽一 (日本大学)
 江見 康一 (帝京大学)

自由討論報告

1. 戦後日本における人口変動と交通体系の変容について
2. 年齢階級別の人口移動連鎖にみられる空間的パターン
3. 阪神大震災と人口移動
4. 過疎地域の一考察
5. 人口密度に関するクラーク・モデルの再評価
6. 人口の量と質の問題に関する学説に対しての一つのテーゼ
 —労働力としての Cost-benefit performance—
7. 人的資本ストックの推計—日本とオーストラリアの比較—
8. 高齢化と介護に関する地域分析
9. 消費人口と小売業売上
10. 妻の就業と家計所得分布に関する分析
11. バッツ=ウォード型モデルによる日本の出生力分析
12. 社会から孤立する出産・育児
13. 東京大都市圏における出生力の地域格差
14. 差別出生力の諸要因
15. 未婚男女の結婚意識の日米比較

中村 和浩 (亜細亜大学)
 井上 孝 (青山学院大学)
 酒井 高正 (奈良大学)
 笹澤 武 (関東学園大学)
 大友 篤 (日本女子大学)
 笠原 弘義
 小沼 博義 (関東学園大学)
 今井 香織 (北里大学)
 今井 孝平 (中央大学)
 小川 直宏 (日本大学)
 今井 博之 (人口問題研究所)
 岩澤 美帆 (東京大学)
 吉田 早苗 (社会調査研究所)
 木村 秀昭 (関東学園大学)
 津谷 典子 (日本大学)

16. リプロダクティブ・ヘルスと出産行動
—出産に関わる生物学的ファクターの検討— 早乙女 智 子 (東京都職員共済組合
青山病院産婦人科)
17. 母親のプランテーション賃金獲得労働と乳幼児の栄養状態
—メキシコ、チアパス州バナナ生産地帯の事例— 三 澤 健 宏 (El Colegio de
Fronteira Sur)
18. わが国における人工妊娠中絶の規定要因 小 島 宏 (人口問題研究所)
19. 人口増加と持続的発展 加 藤 久 和 (電力中央研究所)
20. 先進諸国の低出生率問題—価値観変動仮説の再検討— 阿 藤 誠 (人口問題研究所)
21. 人口の世紀への挑戦 黒 田 俊 夫 (日 本 大 学)
22. 農民社会における出生順位と離家 (leaving home) パターン
—明治初期多摩戸籍を中心にして— 黒 須 里 美 (国際文化研究センター)
23. 農民社会における出生順位と離家 (leaving home) パターン
—近世末期会津山間部の宗門改帳を中心として— 岡 田 あおい (帝 京 大 学)
24. 江戸の名残りとしての明治期の離婚率
—三くだり半を素材として— 高 木 侃 (関東短期大学)
25. 戦前日本人の東アジア進出と植民地支配 高 橋 泰 隆 (関東学院大学)
26. 英国近代初期イングランドにおける世帯継承と人口移動の
比較史的考察—都市と農村— 高 橋 基 泰 (愛 媛 大 学)
27. モー『研究と考察』の再販について 岡 田 實 (中 央 大 学)
28. 世帯の継続・発生・合併
—第3回世帯動態調査から— 廣 嶋 清 志 (人口問題研究所)
29. 親と子の同・別居—第3回世帯動態調査から— 三 田 房 美 (人口問題研究所)
30. 男女年齢別に見た世帯状況の変化 佐々井 司 (人口問題研究所)
31. 分岐過程にもとづく親族モデル 山 本 千鶴子 (人口問題研究所)
32. アフリカの一夫多妻婚 坂 井 博 通 (清泉女学院短期大学)
33. 人口増加・女性の地位・生活の質 (都市行政官の意識) 鈴 木 透 (人口問題研究所)
34. matrix population model の数理 早 瀬 保 子 (アジア経済研究所)
35. Brass モデルによる都道府県別生命表の時系列観察 Kao-Lee LIAW (マクスター大学)
36. アジア諸国の死亡率の年齢パターン 松 下 敬一郎 (龍 谷 大 学)
37. タイ東北部農村の出生力低下 新 田 時 也 (亜 細 亜 大 学)
38. ソロモン諸島の都市近郊村落における人口動態 重 松 峻 夫 (福 岡 大 学)
39. パプアニューギニア・フリ族における人口増加が、 南 条 善 治 (東北学院大学)
- 地球環境に及ぼす影響について 吉 永 一 彦 (福 岡 大 学)
- 梅 崎 昌 裕 (東 京 大 学) (西岡八郎記)
- 高 橋 眞 一 (神 戸 大 学)
- 中 澤 港 (東 京 大 学)
- 重 松 峻 夫 (福 岡 大 学)
- 南 条 善 治 (東北学院大学)
- 吉 永 一 彦 (福 岡 大 学)
- 吉 永 一 彦 (福 岡 大 学)
- 重 松 峻 夫 (福 岡 大 学)
- 高 橋 眞 一 (神 戸 大 学)
- 中 澤 港 (東 京 大 学)

日本経済政策学会第53回大会

日本経済政策学会（会長：植草益東京大学教授）の第53回大会（準備委員長：守谷基明関西大学教授）が1996年5月25日（土）～26日（日）の二日間にわたって大阪府吹田市の関西大学吹田キャンパスで開かれた。今回は「経済発展と制度転換——21世紀に向けての日本の進路——」がテーマとなっており、そのテーマの下に初日午前には共通論題報告・討論が行われ、二日目には準共通論題報告がなされた。また、今回は初日午後には特別セッションとしてシンポジウム「震災復興と制度転換」が開かれた。さらに、二日目の自由論題報告 Session 10 として「福祉・雇用」の部会が設けられ、以下の通り、人口関連の報告が行われた。

Session 7 「福祉・雇用」	〈座長〉横井弘美（名古屋学院大学）
(1) 公共財としてみた地域福祉・介護サービス	〈報告者〉長峯純一（関西学院大学） 〈討論者〉一圓光彌（関西大学）
(2) 有配偶女子就業に対する住宅・保育施策の潜在的影響	〈報告者〉小島宏（人口問題研究所） 〈討論者〉大淵寛（中央大学）
(3) 障害者の教育と雇用の計量分析および賃金の現状	〈報告者〉茅原聖治（大阪府立大学） 〈討論者〉三谷直紀（神戸大学）
(4) イギリス型福祉国家における消費経済	〈報告者〉松岡紘一（島根県立国際短期大学） 〈討論者〉檜原朗（神戸学院大学）

セッションのテーマが示す通り、いずれの報告も直接的ないし間接的に福祉に関連しており、経済政策学会でこのようなセッションがもたれた意義は大きい。このほか Session 7 「環境経済」および Session 8 「地域経済」で人口に若干関係する報告が行われた。（小島 宏記）

第1回アジア太平洋地域社会学会議および国際社会学会人口移動部会セミナー

フィリピンのケソン・シティーのフィリピン社会科学センター（Philippine Social Science Center）で1996年5月28日～31日にかけて第1回アジア太平洋地域社会学会議（Asia-Pacific Regional Conference of Sociology, APRCS）が開かれ、最終日にその分科会として国際社会学会（ISA）人口移動部会（RC31、会長兼組織者：Han ENTZINGER ユトレヒト大学教授）と民族・人種・マイノリティー間関係部会（RC5、会長兼組織者：Christine INGLIS シドニー大学教授）の共催によるアジア太平洋地域セミナーが開かれた。

APRCSの組織委員長はCorazon B. LAMUG フィリピン大学ロスバニョス校教授で、組織委員会には高坂健次関西学院大学教授、杉本良夫ラトロブ大学教授をはじめとするアジア太平洋地域の各国の社会学者が名を連ねていたし、Jamilah ARIFFIN マラヤ大学教授のような人口研究者も含まれていた。ちなみに、今回はARRIFFIN教授が中心となり、1997年秋にマレーシアで開催される予定であるので、人口関係の部会が増える可能性もある。今回のAPRCSでは全体会議の基調報告を除き、同時開催のいくつかのセッションから構成されており、その中には「都市の成長」、「国際人口移動」、「健康、教育、福祉」、「環境と開発」といった人口関係のものも含まれ、人口研究者による報告も活発に行われていた。また、日本からの参加者は数人おられたが、実際に報告されたのは高坂教授と筑波大学滞在中の杉本教授のみであった（プログラムにはもう一人の日本人報告者が掲載されていたが、欠席された）。

最終日の国際社会学会セミナーは人口移動部会の側では「アジア太平洋地域における労働移動」と題されており、常磐大学の Helmut LOISKANDL 教授が地域担当組織者であった。しかし、セミナー自体は2つの部会の報告者をテーマ別に分けて行われたため、両部会の報告が渾然一体となった結果、関心のやや異なる研究者の交流がなされて実り多いものとなった。午前は「最近の展開」というテーマの下に Roza ISMAGILTOVA 教授によるアフリカとロシアの民族間関係の報告と、LOISKANDL 教授および小島宏による日本の国際人口移動に関する報告が行われた。午後は「女子移動者とアイデンティティーの確立」(報告者: Ludmilla KWITKO, R. GANGULY-SCRASE & R. JULIAN, Barbara B. LAI) と「国家とコミュニティ」(報告者: Leslie LACZKO, Zlotko SKRBIS, James GOODMAN) のそれぞれのテーマに関する報告に続き、「人口移動と民族間関係——地域的、地球規模的動向——」と題されたパネル討論が開かれ、アジアについては Graziano BATTISTELLA 神父、ヨーロッパについては ENTZINGER 教授、米国については LAI 教授がパネラーとして概況を述べた後にパネラーを含んだ全体討論が行われて閉幕した。なお、日本からは大阪市立大学大学院の高畑幸氏も討論に参加された。また、この会議の続きは1998年夏にモントリオールで開催予定の国際社会学会大会でも行われるとのことである。

(小島 宏記)

外国関係機関からの来訪者

(1996年4月2日～1996年7月1日)

- 5月13日 Elisabeth Anhel Ferraz (BEMFAM, Rio de Janeiro)
- 6月10日 Ehn-Hyun Choe (AKM Korea Ltd., Republic of Korea)
- 6月11日 Hon. Jerome Paras (Head of the Delegation, Philippines)
- 6月18日 Albert Ando (University of Pennsylvania, Philadelphia)

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Makoto ATOH

Managing Editor: Takeharu KANEKO

Associate Editors: Hiroshi KOJIMA Moriyuki OE Shigesato TAKAHASHI

Noriko SHIRAIISHI Emiko OIKAWA

CONTENTS

Articles

- Determinants of Attitudes toward Population Aging in Japan ...Hiroshi KOJIMA... 1~16
A Kinship Model Based on Branching Process.....Toru SUZUKI... 17~29

Note

- Application of Butz-Ward Type Models to Fertility in Japan.....Hiroyuki IMAI... 30~35

Research Materials

- Nuptiality and Divorce in Japan : 1994
.....Chizuko YAMAMOTO and Katsuhisa KOJIMA... 36~51
Fertility in Japan : 1994Katsuhisa KOJIMA and Chizuko YAMAMOTO... 52~58

Book Reviews

- Wang Jianmin and Hu Qi (eds.), *Migration in China* (K. WAKABAYASHI) 59
Hans-Peter Blossfeld (ed.), *The New Role of Women : Family Formation
in Modern Societies* (R. KANEKO) 60

Statistics

- Age Structure of Population for Selected Countries : Latest Available Years 61~70
Age-specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Selected Countries :
Latest Available Years 71~76

- Miscellaneous News 77~85
-