

# 人口問題研究

第51巻第2号

(通巻215号)

1995年7月刊行

## 調査研究

都道府県間人口移動の趨勢分析 1954-1993 ..... 稲葉 寿... 1~19  
三田 房美

## 研究ノート

わが国女子コウホート晩婚化の要因について  
—平均初婚年齢差の過程・要因分解— ..... 金子 隆一... 20~33

## 資料

日本の出生動向：1993年..... 小島 克久... 34~40  
山本 千鶴子  
日本の婚姻・離婚の動向：1993年..... 山本 千鶴子... 41~56  
小島 克久  
国連世界人口推計の概要：1994年版..... 石川 晃... 57~81  
佐々井 司

## 書評・紹介

Jean-Claude Chesnais, *Le crépuscule de l'Occident :  
Démographie et politique* (小島 宏) ..... 82  
石川義孝著『人口移動の計量地理学』(中川聡史) ..... 83

## 雑報

定例研究報告会の開催—資料の刊行—第4回(平成6年度)研究評価委員会—1995年人口問題基本調査の施行—第58回人口問題審議会総会および第1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47回大会—日本経済政策学会第52回大会—家族問題研究会1995年度シンポジウム—比較家族史学会第26回研究大会—第2回「外国人労働者・難民・市民権をめぐる政策に関する日米シンポジウム」—人口研究機関国際協力委員会(CICRED)理事会—1995年アメリカ人口学会年次大会—第4回数理人口動態学国際会議—第8回国際双生児研究会議—外国関係機関からの来訪者—日誌..... 84~96

## 調 査 研 究

# 都道府県間人口移動の趨勢分析 1954-1993\*

稲葉 寿・三田房美

### I はじめに

日本の国内地域間人口移動についての全国的データの主要な源泉は、国勢調査報告と住民基本台帳人口移動報告書（総務庁統計局）である。国勢調査においては10年毎（前回は1990年）の大調査において前住地を調査している。これは年齢別に地域間人口移動をとらえている点では唯一のものであり、貴重なものであるが、10年に一度という調査間隔は移動趨勢の変化を考えると長すぎるきらいがある。また毎回質問の仕方に異同があり、時系列的な観察にはあまり向いていない。またセンサスにおける前住地調査は移動の結果としての前住地別人口を静態にとらえているのであって、移動というイベント発生数を動態的にカウントできるわけではない。個人のレベルで言えば、センサスは地域別の生残率を与えるものであって、移動発生確率を与えない。

一方、住民基本台帳人口移動報告は市区町村から都道府県を通じて、従前の住所地・男女・月別転入者数を四半期毎に収集したものを集計したもので、年齢別に集計されていないのが欠点であるが、人口移動というイベント発生数を、各年毎にOD表のかたちで得られる点が重要である。従って、日本の人口移動の趨勢変化を長期時系列的に観察するのに適している。

内野・三田（1984）はこの「住民基本台帳人口移動報告書」（総務庁統計局）の結果を1954年以來時系列的に整理して「都道府県間人口移動表—昭和29～58年—」を作製した<sup>1)</sup>。

今回、この表に1993年に到る10年分のデータを加えて改訂作業を行ったのを機会に過去40年間にわたる都道府県間人口移動の動向、特性について考察をおこなった<sup>2)</sup>。初めに、転出・転入人口数が地域人口規模とどのように相関してきたかを考える。ついでOD表から移動趨勢に関する情報を導く手法として人口移動のマルコフモデルを適用し、戦後日本の移動趨勢の変化を観察する<sup>3)</sup>。特に人口分布、県民所得分布と推移確率行列の定常分布の関連を考察する。

\* 本稿は日本人口学会第47回大会（福岡，1995年6月8—9日）における筆者らの報告をもとに加筆・修正したものである。

1) (内野澄子・三田房美)、「都道府県間人口移動表—昭和29～58年—」，研究資料第233号，厚生省人口問題研究所，1984年12月。

2) 以下参照，(三田房美・稲葉寿)、「都道府県間人口移動表—昭和29～平成6年—」，研究資料第285号，厚生省人口問題研究所，1995年7月。

3) 以下では我々は移動趨勢の形式的変化にもっぱら着目し，要因などの実体的な考察は所得分布との関連以外にはおこなわない。日本の人口移動の決定因に関する最近の研究としては以下がある：石川義孝，『人口移動の計量地理学』，古今書院，1994。

## II 転出・転入人口の地域人口規模への依存性

以下ではもっぱら地域単位としては都道府県を考える。本節では前住地や移動先を考慮せずに、転出数ないし転入数が当該地域の人口規模と各時点においてどのような数量的関係にあったかを考察する。

### 2.1 クロスセクション分析

ある年において、 $i$  県の転出（転入）数  $M_i$  の地域人口規模  $P_i$  に対する弾性値  $\beta$  を以下のモデルで計測する：

$$M_i = KP_i^\beta, \quad (1)$$

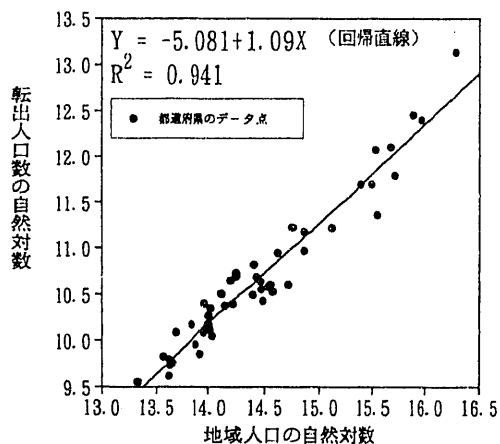
ここで  $\beta$  が転出（転入）人口数の弾性値であり、 $K$  は時間的に変動するが地域に依存しない定数である。単純ではあるがモデル(1)の適合性は良好であり、1955年から5年おきに1990年まで、および最終年として1993年の転出数、転入数データに適用した結果、決定係数は常に0.8から0.9以上を示し、ことに近年に到るほど適合度は上昇した（表1、図1）。

表1 モデル(1)の共時的パラメータ

年	転 出			転 入		
	log K	$\beta$	R <sup>2</sup>	log K	$\beta$	R <sup>2</sup>
1955	-3.867	1.009	0.851	-9.210	1.364	0.826
1960	-3.081	0.965	0.881	-9.541	1.393	0.843
1965	-3.676	1.022	0.910	-7.504	1.275	0.848
1970	-4.267	1.067	0.914	-6.567	1.218	0.860
1975	-4.987	1.100	0.929	-5.393	1.127	0.897
1980	-5.131	1.100	0.932	-5.319	1.113	0.898
1985	-4.761	1.070	0.940	-5.615	1.125	0.917
1990	-5.080	1.090	0.941	-5.961	1.148	0.926
1993	-5.467	1.112	0.944	-5.601	1.122	0.937

主要な特徴として1955年以降、1993年に至るまで  $\beta$  は常に（1960年の転出入口を例外として）1より大きく、転入数の弾性値は転出数の弾性値を常に上回っていることが指摘できる。すなわちクロスセクショナルにみると転出・転入数は地域人口規模に比例的よりも早く増大しており、しかもそのテンポは転入においてより顕著である。ただし転入の弾性値は減少、転出の弾性値は増加の傾向にあって、その差は60年から75年にかけて急速に減少し、75年以降非常に接近している（図2 a）。また係数  $K$  の値についてみると、逆に転出数の  $K$  値は転入数の  $K$  値を常に上回っているが、やはりその差は60年から75年にかけて縮小して、75年以降接近した値が続いている（図2 b）。したがって1960年代においては人

図1 転出入口と地域人口の散布図（1990年）



口規模の大きな地域ほど転入数が転出数を上回り、純転入が増大する人口集積効果が大きかったことが推測されるが、近年ではそうした効果は小さくなっている。このことを見るために、モデル(1)で期待される、純転入がゼロになる「臨界人口規模」を計算してみよう。臨界人口規模  $P_{cr}$  は  $K_1 P^{\beta_1} = K_2 P^{\beta_2}$  を満たす人口として以下のように計算される：

$$P_{cr} = \exp\left(-\frac{\log K_1 - \log K_2}{\beta_1 - \beta_2}\right), \quad (2)$$

ただしここで  $\beta_1$ ,  $K_1$  は転出人口に対するパラメータ値,  $\beta_2$ ,  $K_2$  は転入人口に対するパラメータ値である。地域人口と転出入人口数の関係がモデル(1)に従う場合、人口規模が(2)で与えられる臨界値を超えれば、純転入がプラスになると期待される(図3)。図4に上式から算出された各年の臨界人口規模の全国人口に対する比率(相対臨界人口規模)を示した。1955年から1970年までの人口の大都市圏集積が進行していた時期においては相対臨界規模は3.8~3.9%であったものが、人口の地方分散化・移動者数の減少へと流れの変わった1970年代半ばからは2%代前半に急落している。すなわちこの時期には小規模県でも人口の純転入を期待できるようになったと考えられる。しかし1985年にはこれが4%以上に急上昇し、バブル経済期においては1960年代と同様に南関東などの大規模人口の地域のみが人口集積に関していわば「ひとり勝ち」する状況(一極集中現象)にあったことを示している。しかしながらバブル経済崩壊後の93年にいたるとこの事態はまったく反転し、相対臨界人口規模は戦後はじめて以来という低い水準に落ちてきており、これまでになく多数の都道府県がプラスの純転入を期待できる状況になっている。実際、実測値において転

図2 a 転出入数の人口規模に対する弾性値  $\beta$  の推移

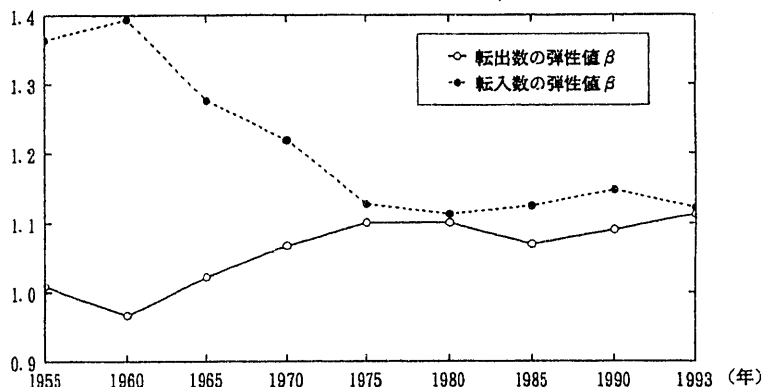


図2 b パラメータ  $\log K$  の変化

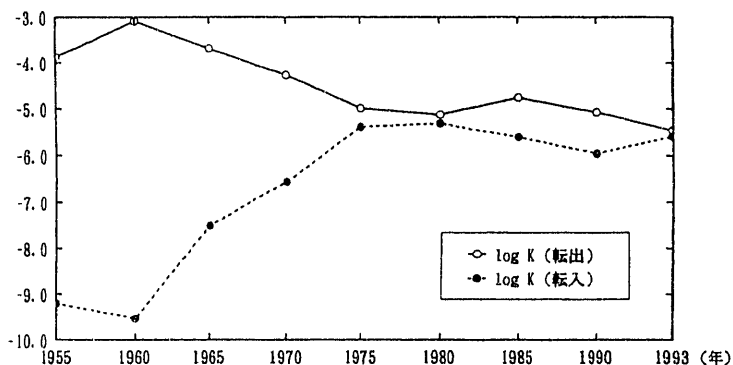
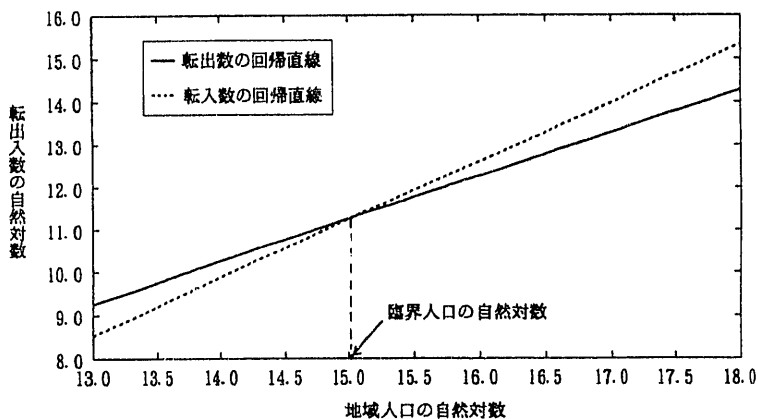
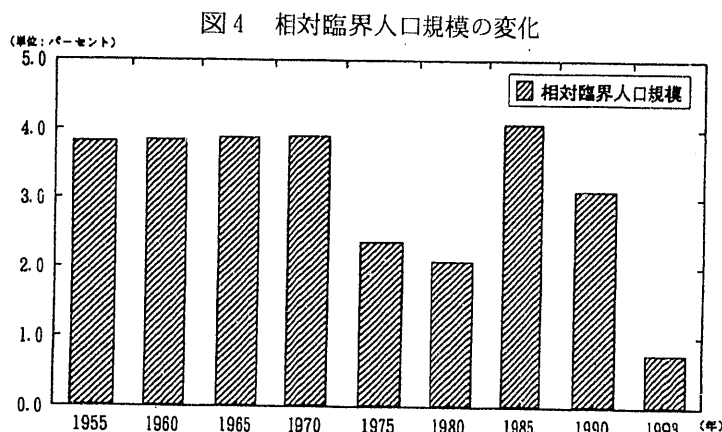


図3 臨界人口規模 (1955年)



入超過となったのは1993年において23県に上っており、転入超過の県の数としては戦後最多数といっていよい。ただし図1にみるように  $|\beta_1 - \beta_2|$ ,  $|K_1 - K_2|$  は小さくなってきているから、純転入の絶対値も近年では小規模なものでしかない。従って後にマルコフモデルに基づいて再確認するように90年代においては、再生産過程を通じての間接的効果を捨象して考えれば、人口移動の地域人口の再分布への直接的影響力はかつてないほど小さくなっていると考えられる。



## 2.2 時系列的観察

ひとつの地域に注目して転出数または転入数  $M_i$  の地域人口規模への依存性を時系列 (1955-1993: ただし55年から90年まで5年間隔のデータと93年のデータによる) 的にみると、当該地域の人口のみを説明変数とする(1)のような一変数対数線形モデルの適合度は低い<sup>4)</sup>が、当該地域人口  $P_i$  とそれ以外の地域の人口  $Q_i$  を説明変数とした二変数のモデル

$$M_i = K_i P_i^\beta Q_i^\gamma, \quad (3)$$

においてはおおむね適合性は著しく改善される。ここで  $K_i$  は地域ごとに異なるが時間に依存しない定数である。モデル(3)は日本人口をある地域 (都道府県) とそれ以外の地域に2区分したうえで、重力モデル<sup>5)</sup>を適用したと考えられる。この場合、距離パラメータが明示されていないが、時間的に不変な要因として係数  $K_i$  に織り込まれていると考えればよい。その際、通常の2地域間の重力モデルと異なって距離のとり方そのものが不明確であるが、他地域から当該地域への平均的なアクセス時間 (距離) であるとすれば、厳密には時間的に不変ではないであろう。ただしここでは簡単のため距離要因の時間依存性は無視しておく。

モデル(3)の適用結果をみると、三大都府県では  $R^2 = 0.9$  以上の非常によい適合度である。また三大都府県では常に  $\beta > 0$ ,  $\gamma < 0$  であるが、福岡、宮城などの地方中核都市をもつ県では、 $\beta < 0$ ,  $\gamma > 0$ , となって弾性値の特徴からすると三大都府県とは全く逆になる。また島根や秋田などの過疎県では、 $\beta < 0$ ,  $\gamma < 0$ , となっているのが特徴的である (表2)。従って大都市部では自己成長が転出入数の拡大を伴い、外部地域の成長は転出入に対して抑制的に働いたが、地方中核県はその逆に、自己成長は転出入の抑制を伴っており、外部地域の成長は転出入数に対して促進的に働いたと考えられる。また過疎県は人口の成長とともに転出入が押さえられる傾向にあったといえる。

4) ただし時期を適切に区分すれば各時期における適合度は改善される。

5) 重力モデルについては以下が詳しい: 石川義孝, 『空間的相互作用モデル—その系譜と体系—』, 地人書房, 1988.

表2 モデル(3)の通時的パラメータ：1955-1993

都府県	転 出			転 入		
	$\beta$	$\gamma$	$R^2$	$\beta$	$\gamma$	$R^2$
東 京	3.667	-2.196	0.875	1.490	-2.147	0.952
大 阪	3.170	-4.521	0.937	7.187	-10.889	0.986
愛 知	7.187	-10.889	0.986	6.221	-10.994	0.838
福 岡	-5.161	3.628	0.542	-3.970	3.316	0.923
宮 城	-3.409	3.728	0.829	-5.422	7.020	0.968
秋 田	-7.913	-2.938	0.638	-10.362	-1.711	0.766
島 根	-4.483	-3.325	0.841	-4.959	-1.834	0.853
埼 玉	3.920	-10.782	0.844	3.859	-10.692	0.536

### III 人口移動のマルコフモデル

以下ではOD表に含まれている移動趨勢に関する情報を導くために、マルコフモデルを移動データに適用することを考える。初めに人間個体が時間とともに居住地を変えていくプロセスをマルコフ過程として定式化する。ただし死亡によるプロセスの中断は無視しておく。また年齢の影響も考察しない<sup>6)</sup>。

#### 3.1 基本モデル：Individual Process

地域番号の集合  $S := \{1, 2, \dots, N\}$  を状態空間とするランダム変数  $X(t)$  を考える。ここで  $t$  は離散的な時間パラメータとする。このとき  $l_{ij}(t_0, t_1)$  を時刻  $t_0$  で地域  $i$  にいた個体が時刻  $t_1$  で地域  $j$  に見いだされる確率とする：

$$l_{ij}(t_0, t_1) = Pr\{X(t_1) = j | X(t_0) = i\}, \quad i, j \in S. \quad (4)$$

ここで  $Pr\{B|A\}$  は  $A$  という条件のもとで事象  $B$  の発生する確率である。従って確率の基本性質から

$$l_{ij}(t_0, t_1) \geq 0, \quad \sum_{j=1}^N l_{ij}(t_0, t_1) = 1. \quad (5)$$

我々は以下でこの確率過程がマルコフ的 (Markovian) であると仮定する。すなわち任意の時間系列  $t_1 < t_2 < \dots < t_n$  と地域の系列  $i_1 < i_2 < \dots < i_n$  に対して以下が成り立つ：

$$Pr\{X(t_n) = i_n | X(t_{n-1}) = i_{n-1}\} = Pr\{X(t_n) = i_n | X(t_{n-1}) = i_{n-1}, \dots, X(t_1) = i_1\}. \quad (6)$$

6) 出生・死亡過程を考慮したマルコフ的な人口移動モデルとしては例えば以下がある：C. L. Chiang, "A general migration process", In *Population Dynamics*, T. N. E. Greville (ed.), New York, Academic Press, 1972, pp. 333-355. また Andrei Rogers の多地域生命表はマルコフ性仮定のもとでの個体の死亡・移動プロセスのモデル化と考えられる。以下参照：A. Rogers, *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, John Wiley and Sons, New York, 1975；稲葉寿, 「多地域生命表」, 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 (編著), 『生命表研究』, 古今書院, 1995, pp. 124-151. マルコフモデルの移動も含めた社会現象一般への応用についての邦語文献は以下参照：安田三郎, 『社会統計学』, 丸善, 1969；原純輔, 「マルコフ連鎖と社会移動」, 安田三郎 (編) 『社会学講座17 数理社会学』, 東京大学出版会, 1973, pp. 78-114；イアン・ブラッドリー, ロナルド・L・ミーク, 『社会のなかの数理』, 小林淳一・三隅一人 (訳), 九州大学出版会, 1992.

マルコフ性の仮定(6)は個体の過去の移動歴が地域間の推移確率に影響しないことを意味している。このとき任意の  $i, j \in S, t_1 < t_2 < t_3$  について Kolmogorov-Chapman の方程式が成り立つ：

$$l_{ij}(t_1, t_3) = \sum_{k=1}^N l_{ik}(t_1, t_2) l_{kj}(t_2, t_3). \quad (7)$$

さらに時間に対する斉次性を仮定すると

$$l_{ij}(t_1, t_2) = l_{ij}(t_1 - h, t_2 - h), \quad (8)$$

が全ての  $i, j, t_1, t_2, h$  について成り立つ。このときワンステップの推移確率  $l_{ij}(t, t+1) = l_{ij}(0, 1)$  を第  $(i, j)$  要素とする  $N \times N$  行列を  $L$  としてこのマルコフ連鎖の推移確率行列とよぶ。  $l_{ij}(t_0, t_1)$  を  $(i, j)$  要素とする行列を  $L(t_0, t_1)$  とすれば、(7)から任意の時間間隔  $n$  の推移確率  $l_{ij}(t_1, t_1+n) = l_{ij}(0, n)$  について

$$L(t_1, t_1+n) = L(0, n-1)L = L^n, \quad (9)$$

となることが示される。特に個体がこのプロセスに従って地域間移動をおこなっていると仮定した場合、時刻  $t$  において地域  $i$  に見いだされる確率を  $l_i(t) = \Pr\{X(t) = i\}$  とし、  $l_i(t)$  を第  $i$  要素とする横ベクトルを  $l(t)$  とすれば、

$$l(t+n) = l(t)L^n, \quad (10)$$

が成り立つ。

### 3.2 人口分布の時間的推移：Collective Process

ある年  $t$  における  $i$  県から  $j$  県への人口移動発生数を  $M_{ij}(t)$ 、年央人口を  $P_i(t)$  としたとき移動確率  $m_{ij}(t)$  を以下で定義する：

$$m_{ij}(t) = \frac{M_{ij}(t)}{P_i(t)}, (i \neq j), \quad m_{ii}(t) = 1 - \sum_{j \neq i} m_{ij}(t), \quad (11)$$

ただし  $m_{ii}(t)$  は  $i$  県への残存確率である。  $m_{ij}(t)$  を  $(i, j)$  要素とする行列を  $M_t$  とし、これを固定して定常的マルコフ連鎖の推移確率行列 ( $L = M_t$ ) であると考えよう。すなわち前小節で定義した定常マルコフ過程に従う個体の集合として、  $N$  地域 (県) に分布した人口  $P$  を考える。以下で離散時間過程を考えるので地域間移動は現実には年度の初めから最後まで的一年間にまたがって発生しているが、年央に集中して起こると仮定しておき、  $t$  年の人口も全て年央人口と考えておく。

一方、  $t$  年の人口の地域別分布 (横ベクトル) を  $p(t)$  とすれば、

$$p(t) := (p_1(t), \dots, p_N(t)), \quad p_i(t) := \frac{P_i(t)}{\sum_{i=1}^N P_i(t)}. \quad (12)$$

個体レベルで見れば  $p(t)$  は個体がどの状態にいるかを示す分布 (状態確率分布) の推定値と考えられる。すなわち  $\Pr\{X(t) = i\} = p_i(t) = l_i(t)$ 。従って各個体がマルコフ連鎖(10)に従って移動している場合、  $n$  年後の期待される人口分布は以下によって与えられる。

$$p(t+n) = p(t)L^n. \quad (13)$$

プロセス(13)は出生、死亡要因を無視した場合の人口分布の時間的推移を記述するモデルと考えられる。

時刻  $t$  の人口移動データから得られる推移確率行列  $L=M_t$  は通常各要素がすべて正值であるから、これを固定して用いた場合、エルゴード的（定常）マルコフ連鎖を生成する。すなわち、定常分布  $p_t(+\infty)$  が存在して

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p(t)M_t^n = p_t(+\infty), \quad p_t(+\infty) = p_t(+\infty)M_t, \quad (14)$$

を満たす。ここで  $p_t(+\infty)$  は推移確率行列  $M_t$  に依存するが、初期分布  $p(t)$  には依存しない分布であり、推移確率行列  $M_t$  の固有値 1 に属する正值固有ベクトルである<sup>7)</sup>。従ってもしある年の人口移動表から得られた移動確率が将来にわたって一定であれば、人口分布はその初期状態によらずに移動確率のみに依存した定常分布へ収束する。

### 3.3 時間後進過程

前小節の時間推進的なマルコフ過程とは対称的に、過去の人口分布を復元する過程を考えることができる<sup>8)</sup>。  $t$  時刻に移動が発生する場合、移動直前の人口  $P_i(t-)$  と直後の人口  $P_i(t+)$  の間には次の関係がある：

$$P_i(t+) = P_i(t-) - \sum_{j \neq i} M_{ij}(t) + \sum_{j \neq i} M_{ji}(t). \quad (15)$$

ただし  $M_{ij}(t)$  は時刻  $t$  での地域  $i$  から地域  $j$  への移動数である。そこで時間後進的なプロセスの移動確率を

$$n_{ij}(t) = \frac{M_{ij}(t)}{P_j(t+)}, \quad (i \neq j), \quad n_{jj}(t) = 1 - \sum_{i \neq j} n_{ij}(t), \quad (16)$$

によって定義すれば、

$$P_i(t-) = \left( 1 - \sum_{j \neq i} n_{ji}(t) \right) P_i(t+) + \sum_{j \neq i} n_{ij}(t) P_j(t+) = \sum_{j=1}^N n_{ij}(t) P_j(t+). \quad (17)$$

総人口が不変であれば、上式で実数  $P_i$  を分布  $p_i$  に取り替えられるから、  $n_{ij}(t)$  を  $(i, j)$  要素とする行列を  $N_t$  とすれば、人口分布を過去へ遡及させるプロセスを得る：

$$p(t-n)^T = N_t^n p(t)^T, \quad (18)$$

7) ここでは  $t$  は時間パラメータではなく固定されていることに注意。エルゴード性等については例えば以下を参照：森村英典・高橋幸雄、『マルコフ解析』、日科技連、1979；J. G. Kemeny and J. L. Snell, *Finite Markov Chains*, New York, Springer-Verlag, 1976.

8) このプロセスを初めて考察したのは清水（1964）であると思われる。以下参照：清水良平、「わが国における人口移動と産業の地域構造」、『農業経済研究』、36(1), 1964, pp. 1-11.



ただし  $\gamma$  はベクトルの転置作用を表す。  $t$  時刻で得られた  $N_t$  の定常分布を  $p_i(-\infty)^\gamma$  とすれば、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p(t-n)^\gamma = p_i(-\infty)^\gamma, \quad p_i(-\infty)^\gamma = N_i p_i(-\infty)^\gamma, \quad (19)$$

であり、人口の過去分布に関する情報を与えられ考えられる<sup>9)</sup>。

### 3.4 これまでの研究と評価

本節で定式化したような、年齢構造や再生産構造の入らない単純な人口移動のマルコフモデルに関しては、70年代に社会移動論においてよく用いられたが、日本の都道府県間人口移動（空間的移動）への適用は清水（1964）<sup>10)</sup> などの60年代の業績以降、近年まであまり例がない<sup>11)</sup>。その要因としてはここで導入したようなマルコフモデルに固有のいくつかの問題点が指摘できるであろう。

第1にモデル自体が単純にすぎたために分析能力に乏しいことがあげられよう。空間的人口移動のモデルとしては年齢構造が考慮されていない点は大きな制約であり、また人口成長の地域的不均等を織り込んでいないために人口分布予測への応用には適切ではない。ただし出生率、死亡率を導入して人口投影（population projection）のモデルへ拡張することは比較的容易である。また現状における年齢別人口移動データの入手の困難性、限定性を考えると、年齢構造を無視したモデルによる分析にも一定の現実的有用性を認めることはできよう。実際、最初に見たように人口数だけのマクロのレベルにおいても何らかの経験的規則性を見いだすことが可能だからである。

第2には、推移確率のマルコフ性という仮定が妥当かどうか疑問であるということであろう。より現実的にミクロにみれば、地域からの移動確率が滞在時間に依存することや、Uターンなどの出生地がその後の移動歴に及ぼす影響を考慮すると、個体レベルでの人の地域間移動はマルコフ的であるとは考えにくい。しかし非マルコフ的なモデルは未発達であり、かつデータの制約も大きいため、マルコフ性仮定は現象のモデル化のための第一次的近似としてはやむを得ないと考えるべきであろう。

第3に、仮にマルコフ性を承認するとしても「定常性」仮定の問題が残る。例えば定常的マルコフ連鎖の適用に関して、ウーズ<sup>12)</sup> は以下のように述べている：「マルコフ連鎖モデルは本来記述的、せいぜい試行的（exploratory）なものにすぎず、その効用は現実を説明するものではなく、あらかじめ決められた線に沿って現実を変えてみせることにある。」また地理学における動態モデリングを検

9) 上記の定義からすれば、前小節で定義した前進過程では移動直前の分布が  $M_t$  によって将来に投影され、ここで定義した後進過程では移動直後の分布が  $N_t$  によって過去へ投影されることになるが、以下の実際の計算においては人口分布は年央人口で代替して用いるため、直前、直後の区別はしていないことに注意。

10) 前掲 注8

11) 清水良平は前掲以外にもマルコフモデルを労働力人口の地域移動に適用している。以下参照：清水良平、「わが国における労働力の地域間移動とその地域分布の動向」、『農業経済研究』, 37(4), 1966, pp. 160-167; 清水良平、「わが国における労働力の地域間移動とその地域分布の動向（続）」、『農業経済研究』, 38(1), 1966, pp. 9-15.

近年の研究事例については以下参照：大山達雄、『最適化モデル分析』, 日科技連, 1993。また英国などでの適用例については以下を参照：R・ウーズ, 『地域人口分析法—地理学と人口学の接点—』, 河辺宏・小笠原節男・高橋眞一（共訳）, 古今書院, 1983。年齢構造、再生産構造の入った人口移動モデルであるロジャースの多地域人口モデルは、パラメータの定常性、推移確率のマルコフ性の仮定の上に成り立っている吸収マルコフモデルの一種である多地域生命表と決定論的な再生産構造（ロトカモデル）の複合モデルと考えられ、80年代より日本人口への適用がなされてきている。例えば以下を参照：川嶋辰彦・大鹿隆・大平純彦・木村文勝, 「わが国の地域別年齢階級別将来人口像—ロジャース・ウィルキンス・モデル（I I A S A モデル）の応用—」, 『学習院大学経済論集』, 第18巻2号, 1982, pp. 3-69; 南條善治・重松峻夫・吉永一彦, 「多地域 Leslie 行列を用いた47都道府県将来人口推計の試み」, 『人口学研究』, 第16号, 1993, pp. 35-39.

12) 前掲 注11

討した石川 (1993)<sup>13)</sup> は以下のように指摘している：「特定の時点における推移確率行列から求められる変化の傾向を無制限に、将来に補外することを意味する前述の議論は、相互作用パターンの時間的変化への関心を最初から放棄しているとも言えるのである… (中略) …マルコフ連鎖法は、空間的相互作用パターンの時間的変化に対する一つの取り組み方を提示してはいるが、定常性というかなり厳しい前提のゆえに、柔軟なモデリングには無力である。」以上のウーズ、石川らの議論は社会科学者の中でかなり代表性のある一般的見解と思われる。ウーズの論旨は「マルコフモデルは予測的価値は持たない。」ということであり、石川のそれは「マルコフモデルは相互作用パターンの時間的変化の分析に使えない。」ということに要約されよう。現実には非定常な社会過程に対して定常マルコフ過程モデルを適用したことの意義についていえば、これらの見解はもっともである。しかし、エルゴード的過程の定常状態を単に仮想的な極限值で、そこからシステムの現状および変化に関する洞察が得られない、と考えるのはいささか早計である。

一般に安定人口モデルやマルコフモデル等のようなエルゴード定理がなりたつシステムにおいては時刻  $t$  におけるシステムの状態ベクトル  $p(t)$  は時間推進演算子  $T$  (マルコフモデルでは推移確率行列) の固有ベクトル  $v_i$  によって以下のように漸近展開される：

$$p(t) = \lambda_0^t (k_0 v_0 + \epsilon(t)), \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \epsilon(t) = 0. \quad (20)$$

ここで  $Tv_0 = \lambda_0 v_0$ ,  $\lambda_0$  は時間推進演算子  $T$  のスペクトル半径 (マルコフモデルでは  $\lambda_0 = 1$ , 安定人口モデルでは安定人口成長率に他ならない),  $v_0$  はそれに属する正值固有ベクトル,  $k_0$  は初期状態に依存する定数である。従って定常分布  $v_0$  は任意の状態ベクトルの (定数倍を除く) 時間的極限值であると同時に、有限な時間間隔における状態ベクトルの変化を説明する「主要項」である。ただこの意義はモデルの対象が非定常な過程の場合には失われるが、その場合、定常分布がシステムの初期状態に独立に、演算子  $T$  の性質のみに依存して決まっている点が重要になってくる。すなわち定常分布を見ろということ、ある時点における演算子 (オペレータ) の作用をその固有ベクトルを通じて「観測」していることに他ならない。前記した石川の観点は「演算子の時間的変化への関心」と言い替えることができるであろうが、演算子の時間的変化はその固有ベクトルの時間的変化の観測により、その意味をある程度把握することができることになる<sup>14)</sup>。

人口移動のマルコフモデルについて言えば、移動確率の定常性は現実的仮定ではなく、定常分布は実現性はないが、各時期における人口移動確率が内包している (初期分布に依存しない) 趨勢に関する情報 (期間的要約指標) を得るために有効な仮定であると考えられる。人口学において人口の再生産力や年齢構造変動の趨勢を安定人口モデルのエルゴード性に依拠して計算された TFR や自然成長率などの期間的諸指標によって把握しようとするのと全く同様な発想である<sup>15)</sup>。

13) 石川義孝, 「空間的相互作用の動態モデリング—人口移動転換との関連において—」, 『人文研究』大阪市立大学文学部紀要, 第45巻, 第6分冊, 1993, pp. 43-68.

14) これに対して石川 (前掲注13) が紹介している原因行列法はオペレータのレベルで直接的に時間的変化をみようとするものといえよう。

15) こうした考え方はマルコフモデルの社会移動論への適用において J. Matras 等によって早くから指摘されてきた。J. Matras, "Comparison of intergenerational occupational mobility patterns: An application of the formal theory of social mobility", *Population Studies* 14(2), 1960, pp. 163-169; J. Matras, "Social mobility and social structure: Some insights from the linear model", *American Sociological Review* 32(4), 1967, pp. 608-614. 日本では富永健一がこの考え方を社会移動データに適用・紹介した。以下参照: 富永健一, 「社会移動の趨勢分析 1995—1965年」, 『社会学評論』, 81号 (21巻1号), 1970, pp. 2-24.

人間の意志が介在している社会システムは時間的に不変なパラメータによって記述されることはそもそもほとんど有り得ない。ところが一般には非定常過程に関して何らかの普遍的性質を導くことは非常に困難であり<sup>16)</sup>、一方、パラメータの変動法則を外生的に与えた場合は、システムに固有の法則性を識別・同定することが難しくなる。従って予測という観点を離れば、ある時点で「凍結」されたパラメータをもつ定常過程の性質を調べることは対象システム的作用への洞察を得る有力な方法であると言えよう。我々が人口移動データの時系列的分析にマルコフモデルを適用したのは、この点においてその意義を認めたからに他ならない。

#### IV 日本の都道府県間人口移動のマルコフ分析

本節では前節において定式化した人口移動のマルコフモデルを日本の都道府県間人口移動データに適用した結果について述べる。データは全て各年の住民基本台帳人口移動報告より得た。住民基本台帳人口移動報告からは男女別のOD表が得られるが、今回は性別の分析は見送り、総人口のみを用いた。また移動確率の推定においては分母人口は都道府県別の年央人口を用い、また各年の人口分布も年央人口の分布を用いた。1955年から5年間隔で計算した前進過程推移確率行列の定常分布を表3に示した。

##### 4.1 人口集積地域と人口供給地域の変遷

各時点 $t$ における将来分布 $p_i(+\infty)$ におけるある県のシェアが $t$ 時刻における現実の人口分布におけるシェアを上回っていた県は、その時点において人口移動による将来の人口集積が期待されていた地域である。図5においては

$$\frac{\text{定常分布におけるシェア}}{\text{現実人口分布におけるシェア}} \times 100, \quad (21)$$

として人口集積傾向を指数化したものを地図で示し、各年の変遷を示した。

図5から過去の動向をみると、大都市圏への人口移動が盛んであった高度経済成長期においては人口集積が期待されたのは三大都市とその近県のみであったが、1970年には太平洋ベルト地帯を中心に集積傾向地域が拡大し、人口分散化の動きが見られる。経済停滞期の1975年においては地方中核都市の成長性がたかまったが、バブル経済期(1985年)には東北、九州地域の人口吸収力は失われ、関東および中京の周辺圏域への再集中の傾向が現れた。その後90年代においては集積傾向地域の再度の拡散が観察される。このことを東京都についてみると1970年以来、定常分布におけるシェアは実際の人口分布における値を下回り、人口集積に歯止めがかかったことを示しているが、1985年だけはこの傾向が逆転し、一極集中が移動確率のパターン変化によっておこっていたことを示唆している(図7-B参照)。

一方、時間後進過程の定常分布(以下では過去分布と呼ぶ) $p_i(-\infty)$ が現在分布を上回る地域は人口排出地域として機能してきたと考えられよう。図6においては

$$\frac{\text{過去分布におけるシェア}}{\text{現実人口分布におけるシェア}} \times 100, \quad (22)$$

16) 人口過程における弱エルゴード定理は非定常過程に関して得られる数少ない結果の例である。

表3 定常分布の推移 1955-1993 (パーセント表示)

都道府県	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1993年	タイプ
北海道	5.61	4.07	3.76	2.68	4.66	4.61	3.52	3.95	4.47	C
青森	1.18	0.88	0.95	0.93	1.28	1.16	0.97	0.94	1.10	C-
岩手	1.08	0.85	0.85	0.79	1.13	1.08	0.95	1.02	1.14	C-
宮城	1.62	1.17	1.51	1.63	1.99	1.91	1.78	1.99	2.09	B+
秋田	1.03	0.65	0.73	0.72	1.00	0.90	0.80	0.83	0.90	C-
山形	1.02	0.81	0.77	0.74	0.97	0.97	0.90	0.90	0.98	C-
福島	1.65	1.16	1.39	1.53	1.63	1.69	1.65	1.76	1.85	B
茨城	1.90	1.88	1.89	2.91	2.85	3.41	2.86	3.16	2.90	B+
栃木	1.23	1.20	1.46	2.04	1.65	1.76	1.89	2.05	1.86	B+
群馬	1.44	1.37	1.69	1.87	1.66	1.79	1.86	1.86	1.73	B+
埼玉	3.40	5.14	6.41	6.87	6.18	5.97	6.42	7.09	6.28	A
千葉	3.13	4.11	4.58	5.90	5.50	5.71	5.39	5.73	5.18	A
東京都	15.37	16.50	13.15	10.73	9.24	9.01	10.53	9.34	8.50	B-
神奈川県	5.54	8.07	7.68	7.56	6.32	6.52	7.64	7.66	6.60	A
新潟	2.01	1.65	1.82	1.58	1.86	1.96	1.82	1.88	2.03	C
富山	0.73	0.79	0.76	0.83	0.87	0.86	0.85	0.83	0.90	C-
石川	0.86	0.82	0.84	0.87	0.94	0.94	0.89	0.88	0.92	C-
福井	0.64	0.55	0.52	0.58	0.62	0.60	0.62	0.57	0.63	C-
山梨	0.71	0.63	0.68	0.65	0.62	0.69	0.84	0.87	0.79	B+
長野	1.67	1.55	1.60	1.68	1.64	1.73	1.99	1.85	1.83	B
岐阜	1.29	1.79	1.60	1.71	1.58	1.68	1.67	1.81	1.65	B
静岡県	3.11	3.28	3.36	3.41	2.88	2.87	3.27	3.16	2.99	B
愛知県	5.77	6.79	5.75	5.93	4.83	4.88	5.51	5.50	5.39	B
三重	1.32	1.50	1.27	1.47	1.40	1.58	1.53	1.64	1.59	B+
滋賀	0.73	0.83	0.79	1.07	1.10	1.16	1.10	1.23	1.20	B+
京都	2.27	1.95	2.16	2.19	2.06	1.98	1.91	1.76	1.85	B-
大阪	7.27	9.56	8.30	7.84	6.21	5.91	6.17	5.35	5.71	B-
兵庫県	4.82	5.42	4.87	4.71	3.91	3.76	4.01	4.40	4.46	B
奈良	0.67	0.75	1.05	1.31	1.12	1.41	1.22	1.21	1.26	B+
和歌山	1.11	1.01	1.06	0.85	0.78	0.75	0.67	0.79	0.85	C
鳥取	0.49	0.37	0.41	0.45	0.45	0.50	0.43	0.42	0.45	C-
島根	0.67	0.49	0.46	0.50	0.59	0.62	0.54	0.47	0.52	C-
岡山	1.40	1.22	1.46	1.74	1.57	1.47	1.40	1.39	1.51	C
広島	1.96	1.83	2.32	2.38	2.22	2.32	2.07	2.07	2.14	C+
山口	1.39	0.94	1.07	1.11	1.29	1.22	1.08	0.99	1.14	C-
徳島	0.59	0.47	0.55	0.57	0.59	0.61	0.55	0.54	0.61	C-
香川	0.84	0.57	0.75	0.81	0.81	0.81	0.77	0.72	0.78	C-
愛媛	1.24	0.84	1.02	1.04	1.16	1.11	1.05	0.97	1.05	C-
高知	0.85	0.47	0.57	0.57	0.68	0.65	0.56	0.49	0.58	C-
福岡	3.56	2.19	2.93	2.70	4.34	3.85	3.44	3.60	4.13	B
佐賀	0.61	0.33	0.52	0.45	0.68	0.68	0.56	0.58	0.68	C-
長崎	1.17	0.69	0.96	0.76	1.20	1.15	1.01	0.92	1.09	C-
熊本	1.58	0.78	1.13	0.89	1.48	1.52	1.31	1.27	1.48	C-
大分	0.95	0.56	0.72	0.83	1.06	0.96	0.87	0.83	0.92	C-
宮崎	0.93	0.59	0.73	0.63	0.97	0.99	0.79	0.75	0.94	C
鹿児島	1.63	0.98	1.17	0.97	1.41	1.48	1.33	1.12	1.34	C-
沖縄					1.05	0.83	1.02	0.84	1.01	B
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

図5 定常分布の人口分布に対する比率の推移

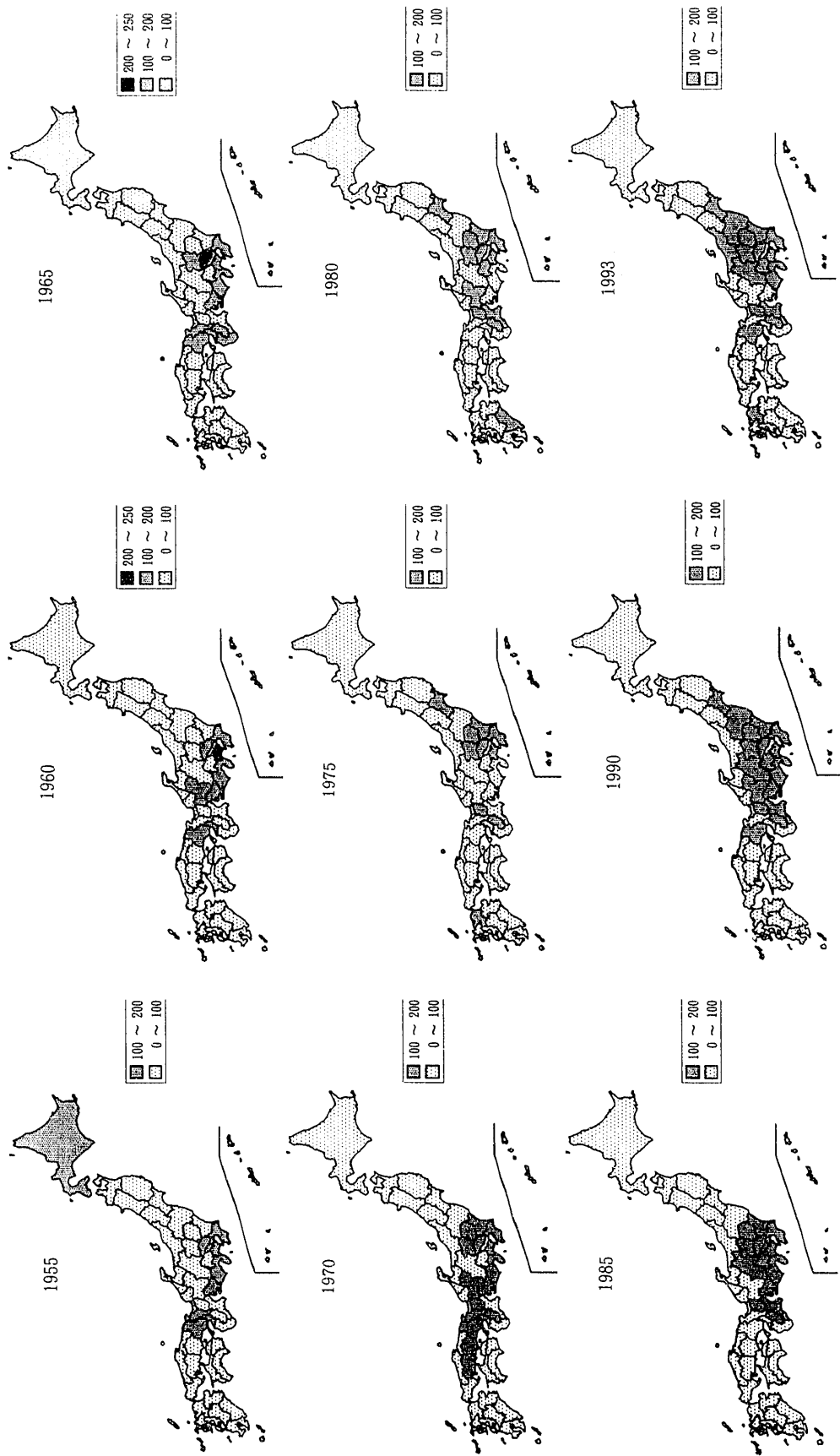
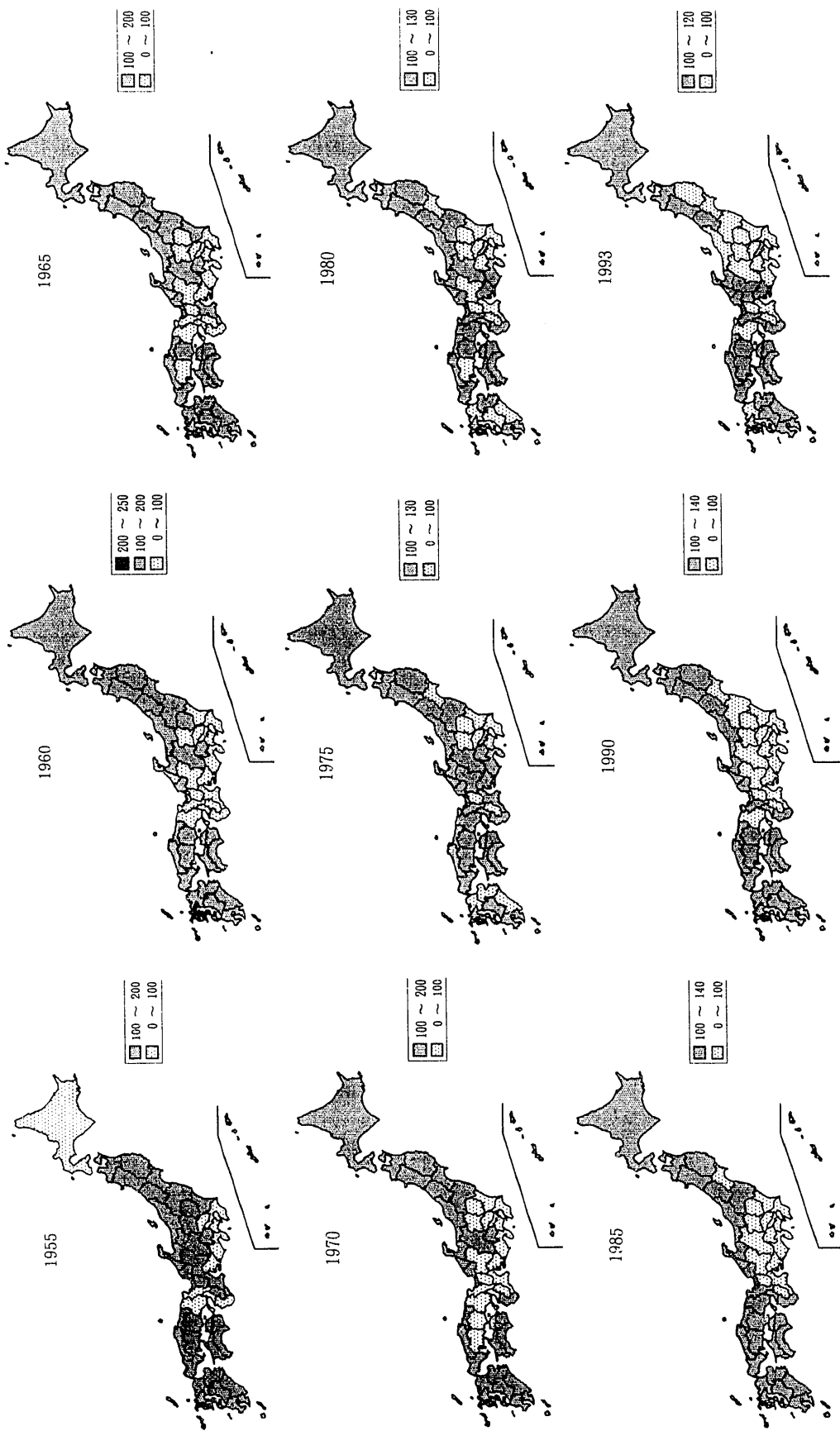


図6 過去分布の人口分布に対する比率の推移



として人口排出傾向を指数化したものを地図で示した。各年において変動はあるものの、東北、山陰、四国、九州を中心に恒常的な人口排出地帯が分布していることが確認される。また70年代以降はしばしば大阪、愛知等の大都市地域も人口供給地になっており、大都市間の移動がより比重を高めてきたことを示唆している。

時間後進過程を初めて考察した清水（1964）は、後進過程の定常分布（清水の用語では終局過去人口分布）について、「終局過去人口の地域分布は現在における農業経済（土地）指標の地域分布と一致する」という観察を述べているが、例えば第一次産業人口の地域分布と過去分布の適合度は悪く（55年で決定係数は0.3）、しかも年々相関は減少している。時系列的にみると後進過程の定常分布における人口集積地域が前進過程の定常分布のそのネガのように見えることからすれば、それを農業経済活動力の分布とみなすことには無理がある。50年代において農漁村部（第一次産業）は人口の供給地帯であったにしても、その役割は60年代以降減少しており、都市的地域相互での人口移動が大きな比重を占めるに従って上記の清水の観察の妥当性は失われてきたと考えられよう<sup>17)</sup>。

#### 4.2 人口分布と定常分布の変動パターン

各県別に人口分布と定常分布の関係を時系列的に観測すると、人口の吸収力の高いと思われる順におよそ以下の三つのタイプに分類される：

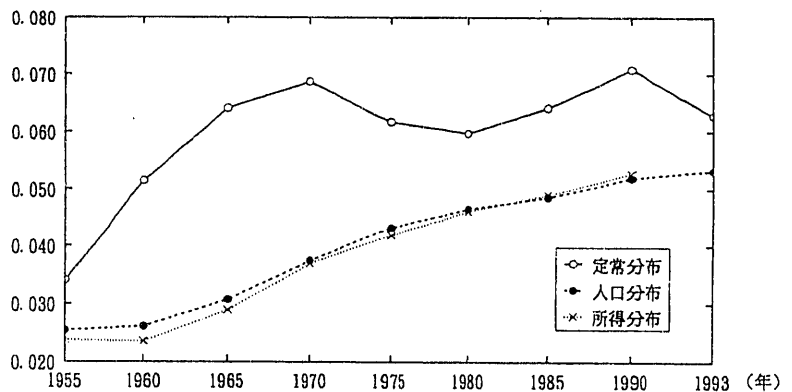
- A) 定常分布におけるシェアが人口分布におけるシェアを常に上回っている県、
- B) 時期によって定常分布と人口分布の大小が交替する県、
- C) 定常分布におけるシェアが人口分布におけるシェアを常に下回っている県。

表3では上記のタイプの中身をさらにプラス、マイナスを付けて細分した。また図7-A～Cに各タイプの人口分布、定常分布、所得分布におけるシェアの時間的変動の代表例を示した。タイプAは

神奈川、埼玉、千葉の3県のみであり、その現実の人口分布におけるシェアは定常分布に先導される形で、長期一貫しての増大傾向にある。タイプBの中はいくつかのサブタイプに分かれる。東京、大阪、京都、兵庫、愛知の5都府県は古くからの大都市地域であり、70年代以降定常分布が現実分布を下回るようになり成長の頭打ち現象がみられる。特に人口シェアの減衰傾向が見られるものについて

はマイナス符号をつけた。一方、群馬、栃木、茨城、三重、滋賀、奈良、静岡、岐阜、宮城9県の大都市近郊地域ないし地方中核都市を含む地域では早期（60年代から70年代）に定常分布が現実分布を上回るようになり、現実分布におけるシェアも下げどまるか、反転して上昇基調をしめしている。特に

図7-A 埼玉県のシェアの推移（タイプA）



17) さらにまた清水（1964）は、ある時点の人口分布は前進過程の定常分布（将来分布）と後進過程の定常分布（過去分布）の幾何平均に比例する、という観察を述べているが、これについては近年に至るほどその適合度はあがってきていることが確認された。すなわち現在人口分布を  $p_i$ 、将来分布を  $m_i$ 、過去分布を  $n_i$  として  $p_i = km_i^\alpha n_i^\beta$  とおけば、 $k$  は地域  $i$  に依存しない定数であり、各時点で  $\alpha \sim 0.5$ 、 $\beta \sim 0.5$  が成り立っている。しかし清水の指摘とは異なって、これは経験法則であって、固有分布の作り方から必然的に誘導されるものではないことが反例によって示される。

シェア増大傾向の強い地域にはプラス符号をつけた。同様な傾向が80年代に起こってきている地域として長野、山梨、福島の3県がある。タイプCが最も多く、東北、北陸、四国、九州の諸県を中心に25県におよぶ。この県の特徴は人口分布におけるシェアの長期一貫しての低落傾向である。一度も定常分布が人口分布を上回ることのなかったものはC-とした。またC+はややタイプBの特性が見られるものである。これらの結果は定常分布が人口分布の先行指標として有効であることを示しているが、長期的にみると各県ともに定常分布と人口分布の落差は縮まってきた。

#### 4.3 所得分布と人口移動の関係について

清水(1964)<sup>18)</sup>は、わが国における人口移動へのマルコフモデル

の適用に関する先駆的業績であるが、その中で彼は人口移動に関しては経済学的な要因が最も重要であるという立場をとり、以下のような理論的仮説を主張した：「(前略)すなわち地域のもっている経済的活動力、総合経済力において、それぞれの地域について格差があるため、そのアンバランスを解消するように人口の地域間移動が行われ、…(中略)…終局人口分布<sup>19)</sup>の経済的意味は上述のように、各地域における一人あたりの経済活動力が均等になったときに示すであろう地域人口の分布ということになる。そしてこの終局人口分布は現在において、各地域の持っている経済活動力の分布と等しいと考えるのである。したがって現在における地域人口分布が現在における地域経済活動力分布に等しくないために、経済活動力の強い地域に人口が吸引されて人口移動現象が起こり、これを通じて地域人口分布の再編成が起こり、経済活動力と人口の地域分布において格差の縮小する方向に限りなく繰り返されるのである。」

すなわち各時点における推移確率行列の定常分布はその時点における人口移動パターンが実現しようとする「目標」となる人口分布を示していて、それがその時点における経済活動力分布に一致することは、とりもなおさず移動の「目標」が一人あたりの経済活動力の均等化にある、というのが清水の主張であった<sup>20)</sup>。こうした人口移動のマルコフモデルの帰結に対する経済的説明は今日の時点にお

18) 前掲 注8参照。

19) 前進過程の定常分布のこと。

20) ただしここで注意しておくべきことは、一般に定常分布は推移確率行列と一対一対応しているわけではないから、仮に上記の解釈が妥当であるにしても定常分布という一つの目標に達するのになぜある移動パターンが選ばれ、別の(同じ定常分布を持つ)移動パターンではないのかは説明されないことである。

図7-B 東京都のシェアの推移(タイプB)

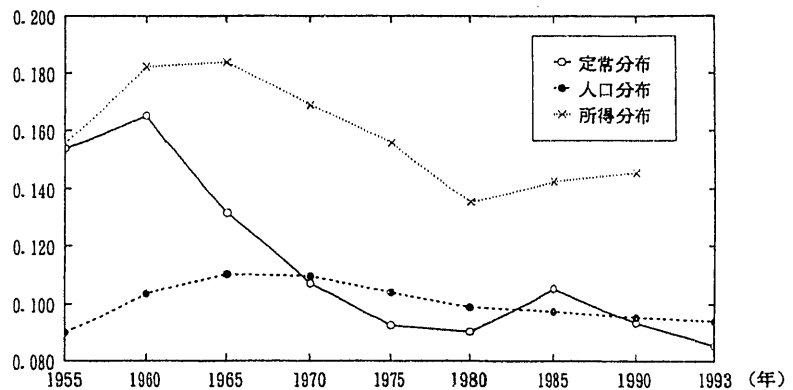
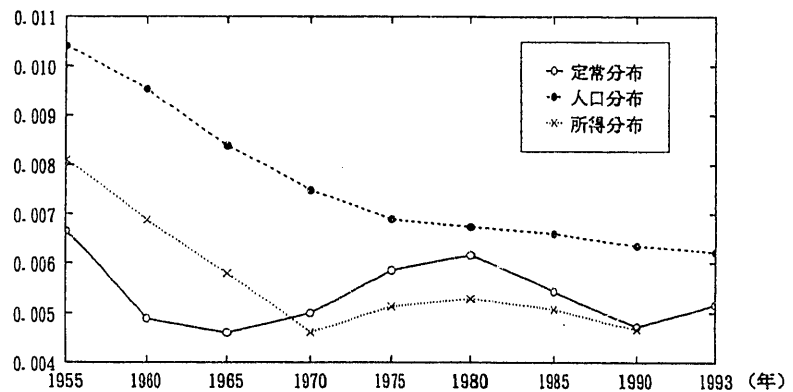


図7-C 島根県のシェアの推移(タイプC)



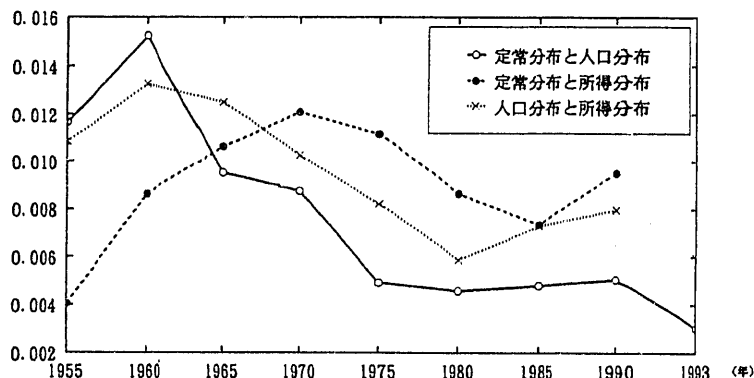


いてはどの程度の妥当性を有するかを、地域経済指標として県民所得をとって観察をおこなおう<sup>21)</sup>。以下では1955年から1990年まで5年おきに観測した分布、および1993年の分布を用いる。また各時点における分布ベクトル相互の接近度をRMS距離<sup>22)</sup>によって測定する。ここでベクトル  $A = (a_i)_{1 \leq i \leq N}$ ,  $B = (b_i)_{1 \leq i \leq N}$  のRMS距離  $dis(A, B)$  は

$$dis(A, B) := \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (a_i - b_i)^2}{N}}, \quad (23)$$

によって定義される。人口分布、定常分布、県民所得分布の相互のRMS距離の変化は図8に示した。

図8 RMS距離の推移



まず所得分布 (I: income distribution) と定常分布 (S: stationary distribution) の相関であるが、1955年から1970年まで拡大した両者のRMS距離は1970年から1985年にかけて縮小、1985年から90年にかけて再度拡大した。しかしこの間、最も距離が大きくなった1970においても両者の単相関を考えると決定係数0.83以上であり、両者に深い結びつきが常に存在していることは清水の指摘の通りであると確認される。

次に人口分布 (P: population distribution) と定常分布の関係を見ると、1955年から1960年にかけて両者のRMS距離は拡大したが、1960年から1980年にかけて急速に縮小した。その後1980年代はほぼ横ばいまたは上昇ぎみとなったが、90年代に入ると再度縮小に転じた。すなわち最近においては地域人口分布は各時点における推移確率行列の定常分布に近いパターンになっており、推移確率行列に表現される近年の人口移動パターンが地域人口分布を変化させる力を失ってきていることを示唆している (RMS距離がゼロになれば地域人口分布は定常分布になってその時点の推移確率行列のもとでは変化しなくなる)。このことは第2節において見た転出・転入人口の動向とも一致しており、各地域の人口移動の収支はほぼ均衡してきていることを強く示唆している。

さらに所得分布と人口分布とのRMS距離は1955年から1960年にかけて増大したが、1960-1980年の20年間にわたり減少し、一人あたりの所得格差を縮小する方向へ向かっていた。1980年以降は両者の距離は増大し、所得格差は拡大傾向にある。この傾向は一人あたり県民所得の変動係数の測定によっ

21) 人口移動の経済的意義が一人あたりの所得の均衡化にあるという考え方は古く1950年代から館稔らによって主張されていた。例えば以下を参照。館稔・三澤緋佐子、「日本における国内人口移動の経済的ポテンシャル」、『人口問題研究』第109号、1969、pp. 1-19。また最近では渡辺真知子が所得格差と人口移動の関連性を実証している：渡辺真知子、「国内人口移動と地域経済格差」、『人口学研究』第12号、1989、pp. 11-24；渡辺真知子、『地域経済と人口』、日本評論社、1994。

22) root mean square distance

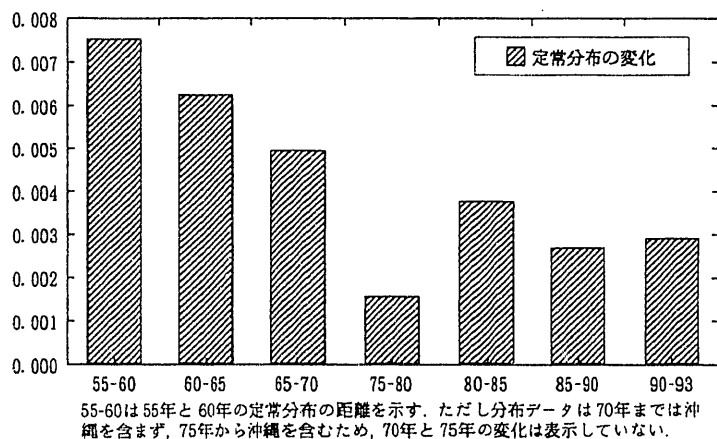
ても確認される<sup>23)</sup>。

以上の観察から、定常分布が地域の経済活動力分布と深い結びつきを有すること、および現実の人口分布と定常分布が接近してくる傾向があることが結論される。しかしながら1960年以降、定常分布Sと人口分布PのRMS距離が急速に減少して、1965年以降所得分布Iと定常分布Sの距離よりも小さかったこと ( $dis(S, P) < dis(S, I)$ ) は、県民所得を経済活動指標として取り上げる限り、清水の観察「終局将来人口の地域分布は現在の人口分布とは余り一致せず、現在における貨幣流通経済指標の地域分布とよく一致する ( $dis(S, P) > dis(S, I) \approx 0$ )」そのため「人口移動は地域の一人当たり経済活動力が均衡して地域間格差がなくなる方向へ発生している ( $S \approx I$  かつ  $P \rightarrow S$  であるから  $dis(I, P) \rightarrow 0$ )」という観測・解釈が1960年前後の認識としては妥当であったとしても、それ以後今日に到るまでの一貫した解釈としては必ずしも成り立たないことを示している<sup>24)</sup>。

1975年以降においては、現実の人口分布は定常分布に非常によく一致するようになり、推移確率行列に示されている人口移動パターンは地域人口分布を変化させる力を失ってきている。より詳細にみれば、人口の東京圏への再集中が議論されていた1985年前後においては、定常分布における東京のシェアが現実の東京の人口シェアを超えて高まったが、全体としてみれば人口分布と定常分布の距離は80年代を通じてごくわずかな変化にとどまった。さらに90年代においては、人口分布と定常分布の距離はこれまでになく縮小した。また定常分布自体の時間的変化も75年以降はそれ以前に比べて小さくなっている(図9)。

80年代においては所得格差が拡大したにもかかわらず、人口分布が定常分布の近傍にとどまっていたことは、人口移動が所得格差解消の均衡化過程としての意義を喪失してきていることを意味していると考えられる。その要因に関しては本稿の考察範囲の外ではあるが、移動者の供給サイドからいえば、少産化や年齢構造変化によって潜在的な移動者が減少してきたこと<sup>25)</sup>、生産拠点の地方立地が進み、就業機会の確保や実質的な生活水準の向上が地域において達成されてきたこと、等が考えられよう。また需要側からすれば、企業における省力化の進展、経済のサー

図9 5年間隔の定常分布相互のRMS距離



23) 前掲注21, 渡辺真知子(1994)第3章参照。渡辺は80年代における所得格差の拡大傾向の要因を東京と愛知、およびその周辺各県の所得が相対的に高まったことによるとしている。この時期、前節でみたようにこれらの関東、東海地域がもっぱら人口集積地帯になったことはマルコフモデルの定常分布の動きによって確認されるから、先に述べたように経済動向と定常分布が深く関連していることは再度確認される。一方、篠原三代平は1960年を境とする地域間所得格差の拡大から縮小への趨勢転換を「労働市場が過剰状態から不足状態へ変化したこと」および「産業の地方分散化」の為であるとしている。以下参照：篠原三代平、『産業構造論』第二版経済学全集18, 1976, 筑摩書房。

24) 清水は県別に算出した定常分布を地方ブロックにまとめたうえで彼の観察を導いているが、我々は一貫して県を単位として考察していることに注意。状態(地域)をまとめてしまうと定常分布としての意味を喪失してしまうから、清水の処方の問題がある。

25) 移動と年齢構造の関係については以下を参照：伊藤達也、『生活の中の人口学』, 古今書院, 1994。また大林千一は移動数に対する人口の年齢構造変化の影響を除去したうえで、近年において実質的な移動率の低下があったと推定している。以下参照：大林千一, 「人口の男女, 年齢別構成と人口移動」, 『世界と人口』, No. 256, 1995, pp. 68-71。

ビス化、ソフト化が進み、雇用吸収力が第三次産業に大きく依存してきたことが考えられる。例えば80年代末の時点において渡辺真知子は以下のように展望している：「将来の人口移動は、第三次産業、特に雇用吸収力が大きいサービス業、卸売・小売業の地域的展開に依存してくるが、高度成長期に大規模な人口移動を引き起こした製造業に比べれば、その立地状況の偏りはかなり小さい。さらに、人口の年齢構造からみても、高度成長期のような大幅な労働人口・就業者数の増加は考えられない。従って、第三次産業の地域的集中が進んだとしても、1960年代のような大規模な人口移動が将来起こることは考え難い。」<sup>26)</sup>

## V おわりに：要約

本稿では日本の都道府県間人口移動のOD表の長期時系列的データにもとづいて人口移動趨勢に関する観察をおこなった。ここでは人口の性別・年齢別構造、再生産構造は考慮せずに移動数のみの観察をおこなったが、この巨視的レベルにおいても一定の法則性が確認され、1955年から1993年に到る日本の国内人口移動に関して極めて特徴的な変化があったことが確認された。

まず第1に各県の転入・転出数の対数は各時点において地域人口規模の対数に線形に依存していることが示された。この回帰直線の傾き（転出入数の地域人口規模に対する弾性値）は常に転入数のものが転出数のそれを上回っていたが、Y接片はその逆であった。しかしいずれにおいてもその差は1960年代に急激に減少し、1975年以後は非常に接近している。すなわち転出数、転入数は近年においては各県で均衡してきている。純転入がゼロとなる理論的相対臨界人口規模は1993年に最小となり、大規模県のみが社会増となる状況は終わりをつげた。また各県の転出入数の時系列は当該の県の人口とその他の地域の人口の相互作用の結果として二変数対数線形モデルによってよく説明されることが示された。

次にOD表をマルコフ行列（推移確率行列）に変換することによって、人口移動のマルコフモデルを定式化し、各時点における定常分布の計算をおこなった。各時点における地域人口分布および県民所得分布と長期時系列的に比較することによって、定常分布が県民所得の動向と深い結びつきを有すること、および地域人口分布変動の先行指標とみなされることが示された。一方、定常分布と所得分布の間に密接な関係があることから人口移動が一人あたりの所得の均衡化運動であるとする解釈は、1960年前後には妥当性があったが、それ以後は支持しがたくなった。実際、定常分布と人口分布の距離によって測られる人口移動パターンの人口分布の再配置能力の喪失は1960年から1975年まで急激に進行し、1980年代に到って、所得格差が拡大しても人口分布は定常分布の近傍に留まり続けたのである。このことは日本の経済構造、人口構造の変化にともなって60年代にみられたような大規模な人口移動、人口再配置の運動が今後は起こりにくくなっていることの反映と考えられる。

本稿ではOD表から移動趨勢の変化を読みとる手段としてマルコフモデルを用いたが、OD表からはさらに着地、発地の選好度や地域間の連結度などの情報を得ることができる。また各種の空間的相互作用モデルによる分析も有効であろう。特に長期時系列的に観察した場合にはパラメータ変化に関して非常に興味深い結果が得られると思われるが、今後の課題として指摘しておきたい。

26) 前掲注21, 1989. ただし石川(1994)は、経済のサービス化が人口移動パターンの変化に与えた影響はあまり大きいとはいえないとしている。石川義孝, 前掲注3, 第7章。

## Trend Analysis for Interprefectural Migration in Japan 1954-1993

Hisashi INABA and Fusami MITA

In this paper, our main aim is to examine long-term trends of Japanese interprefectural migration after the War by using a Markov migration model. In Japan, Statistics Bureau, Management and Coordination Agency has published official statistics for internal migration by sex and month in Annual Report on the Internal Migration in Japan Derived from the Basic Resident Registers. First of all, we have made the orient-destination tables for interprefectural migration by sex and year from 1954 to 1993 based on the Annual Report.

Next we observed dependence of in- and out-migration on the size of populations by prefecture. It is observed that at each period a simple log-linear relation holds between the size of prefectural population and the size of in- or out-migration by prefecture. After 1960 parameters of the model for in-migration and out-migration have come closer and closer, so we can see that after 1970 in-migration and out-migration have tended to balance at each prefecture.

Subsequently we converted the OD tables to Markov matrices and calculated their stationary distributions. By observing the time-series of stationary distributions by year, we can see implicit trends and changes of interprefectural migration system, because the stationary distribution is determined only by migration probability independent of initial distribution and it is the ultimate distribution for the stationary Markov process generated by the Markov matrix. Although the real migration process is not a stationary stochastic process, the stationary distribution at each period can be seen as the moving target of the migration system.

Major findings based on the time-series observation of stationary distributions by year are as follows: First from 50th to 1970 migrants tended to concentrate to densely populated industrialized prefectures (Tokyo, Osaka and Aichi), but after that during 70th, populations have redistributed to provincial prefectures. Reconcentration of population to Tokyo area again occurred around mid-80th, it ceased at the beginning of 90th in accordance with economic recession. Second the root mean square (RMS) distance by year between stationary distribution and population distribution by prefecture have rapidly decreased from 1960 to 1975, hence after that real population distributions by prefecture have become very similar to stationary distributions. That is, it can be concluded that recent Japanese interprefectural migration system has lost its potential power to redistribute populations. Third the stationary distribution and the income distribution by prefecture have always had a similar pattern at each period, which suggests that income differentials could be a main reason for internal migration. However after mid-60th its RMS distance was always larger than RMS distance between the stationary distribution and the population distribution by prefecture. Hence Shimizu's hypothesis (1964) that internal migration is a movement to reduce income differentials among prefectures does not necessarily hold. In reality, the imbalance of per capita income among prefectures has extended through 80th, but it did not lead redistribution of populations, and the population distribution has stayed at the neighborhood of the stationary distribution at each period during the past two decades.

## 研究ノート

# わが国女子コウホート晩婚化の要因について

## —平均初婚年齢差の過程・要因分解—

金子 隆 一

### 1. はじめに

1970年代半ば以降続いている合計特殊出生率の低下傾向は、青年層における晩婚化を背景とする有配偶率低下に負うところが大きい<sup>1)</sup>。もちろん有配偶率の低下は、晩婚化だけでなく、生涯にわたって結婚しないという行動の広がり（ここでは非婚化と呼ぶ）によっても生ずる。晩婚化、すなわち結婚タイミングの遅れは、年次ごとの結婚年齢分布の観察などによって確認されているが、非婚化すなわち生涯未婚率の増大が生ずるか否かは現在の未婚者の今後の結婚行動によって決まる部分が多い。そこで未婚者の将来の結婚に対する意思を調査した結果を見ると、積極的に生涯未婚を志向する者は意外に僅かである<sup>2)</sup>。したがって少なくとも現在までのところは若者たちの間では晩婚化を基調とした行動変化が生じていると言えそうである。そこで本研究では近年の結婚行動の変容について、女子の晩婚化すなわち結婚タイミングの遅れに焦点を当てて、それを引き起こした要因とメカニズムに接近を試みる。

近年の晩婚化現象に対しては、女子の高学歴化や職場進出などが主要な理由として挙げられることが多いが、これはどのように確かめられるだろうか。たとえば高学歴化は人口内部の学歴構成の変化として捉えられるから、構成変化を標準化して比較を行う手法すなわち要因分解法などによって、構成変化の効果を排除した場合の平均初婚年齢の変化や構成変化自体の効果を推定することができる。本研究では1980年代半ばまでに結婚した女子コウホートの間の平均初婚年齢差を対象に、線形重回帰を用いた要因分解法を適用して、各種社会経済的変量の変化が初婚タイミング変化に及ぼした寄与の推定を試みた。とくに、それら要因がどのように初婚タイミングを変えたかを探るため、初婚に至る過程（出会いのタイミング、および交際期間）に対する個別の効果についても同様の推定を行った。さらに、それらの分析結果において、社会経済的要因によって説明し得ない晩婚化部分について、結

1) 1975~90年間の合計特殊出生率の低下0.37を年齢別有配偶出生率変化の効果と年齢別有配偶率変化の効果に要因分解した結果によれば、前者が-57%、後者が157%に相当する。すなわちこの間、結婚のしかたの変化は合計特殊出生率の変化に換算して、0.58 (=0.37×157%) に及ぶ引き下げ効果があったと解釈される。

河野綱果, 「配偶関係と出生力」, 日本統計協会編総務庁統計局監修, 『現代日本の人口問題』, 日本統計協会, 1995年6月, pp. 63-110.

2) 第10回出生動向調査, 独身者調査における将来の結婚の意思を尋ねた設問(未婚者対象)で, 「一生結婚するつもりはない」と回答した割合は, 男子4.9%, 女子5.2%であり10年前(第8次調査)の2.3%, 4.1%からあまり変化していない。これは将来を占うデータではないが, 現在までのところ未婚者の中で少なくとも意図的に生涯非婚的行動がとられていないことを示すと見られる。

阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡邊吉利・小島宏・金子隆一・三田房美, 「独身青年層の結婚観と子供観—第10回出生動向基本調査(独身者調査)の結果から—」『人口問題研究』, 第50巻1号, 1994年4月, pp. 31.

婚観、家族観などの意識要因を導入することによって説明することを試みた。

## 2. 平均初婚年齢差の要因分解法

人口内のサブグループによって結婚タイミングに格差がある場合には、人口の二時点における平均結婚年齢の変化にはサブグループの構成比変化に起因する部分が含まれている。たとえば、通常結婚の平均的な時期は学歴によってかなり異なり、高学歴になるほど遅い。したがって、人口内の高学歴者の構成比が増大（高学歴化）すれば、各学歴グループの結婚行動に変化が無くとも人口全体の平均結婚年齢は上昇する。この人口の内部構成変化に起因する平均結婚年齢の上昇分は、各グループごとの平均値と構成比の変化量を用いて計算することができる。すなわち、ある人口における平均結婚年齢の上昇は、特定要因の構成変化に起因する上昇分と、それ以外の上昇分（残差）に形式的に分けることができる<sup>3)</sup>。

ここではこの要因分解を平均初婚年齢、平均出会い年齢、および平均交際期間という3変数のコウホート間格差について適用するが、とくに多変量の場合を考慮して線形重回帰モデルを利用した要因分解 regression decomposition を用いる。ただし、ここで注意すべきは、線形重回帰モデルはグループごとの平均値の増分を計算する際に、他の要因をコントロールする目的で使用するのであって、通常重回帰分析を行おうとするのではない（一般に結婚年齢に対して線形重回帰分析を適用するのは有効な方法とは言えない<sup>4)</sup>）。また、通常の原因分解と同様あくまで平均値の構造のみを対象とする。それは分布に対する仮定を要さないのが、分析法および結果の解釈が単純化されるという利点があるが、信頼性に関する議論を欠いている点では欠点である。

$Y$ を初婚年齢、 $X_j$ を要因の第 $j$ カテゴリーに該当するか否かを二値（=0,1）によって表す確率変数とし、 $\alpha$ 、 $\beta$ を回帰係数、また、 $\varepsilon$ を誤差として、要因と初婚年齢との関係について

$$Y = \alpha + \sum \beta_j X_j + \varepsilon \quad (1)$$

という線形モデルを考えると、2コウホート（ $T=0$ 、 $T=1$ ）の平均初婚年齢、およびその差は要因の第 $j$ カテゴリーに該当するグループの構成比を $p_j$ として以下のように表せる。

$$\bar{Y}^{T=i} = \alpha^{T=i} + \sum \beta_j^{T=i} \bar{X}_j^{T=i} + \bar{\varepsilon}^{T=i} = \alpha^{T=i} + \sum \beta_j^{T=i} p_j^{T=i}, \quad i = 0, 1 \quad (2)$$

3) Kitagawa は、2人口の動態率の差の要因分解法 components analysis method を提案した。

Evelyn M. Kitagawa, "Components of a Difference Between Two Rates", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, 1955, pp. 1168-94.

平均値および高次モーメントについても基本的に同様の手法が適用できる。

Clifford C. Clogg and Scott R. Eliason, "On Regression Standardization for Moments", *Sociological Methods and Research*, Vol. 14(4), 1986, pp. 423-46.

4) 通常線形重回帰分析を結婚年齢に適用するのは、結婚年齢の分布に正規分布を仮定することになり、精度が要求される分析の場合適当ではない。より適切な結婚年齢分布モデルを用いた重回帰分析が提案されている。

James Trussell and Davil Bloom, "Estimating the Co-variates of Age at Marriage and First Birth", *Population Studies*, Vol. 37(3), 1983, pp. 403-416. 金子隆一, 「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』, 第47巻3号, 1991年10月, pp. 3-27.

$$\begin{aligned}
\Delta \bar{Y} &= \Delta \alpha + \sum \Delta \beta_j p_j^{T=0} + \sum \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \sum \Delta \beta_j \Delta p_j \\
&= \Delta \alpha + \left\{ \sum \Delta \beta_j p_j^{T=0} + \frac{\sum \Delta \beta_j \Delta p_j}{2} \right\} + \left\{ \sum \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \frac{\sum \Delta \beta_j \Delta p_j}{2} \right\} \\
&= \Delta \alpha + \sum \Delta \beta_j p_j^* + \sum \beta_j^* \Delta p_j
\end{aligned} \tag{3}$$

ただし、 $\bar{\quad}$ は平均値を、 $\Delta$ は2コウホート(T=0,1)間の差を表し、 $\Sigma$ は $X_j$ の基準カテゴリーを除いた全カテゴリーの和を表す。また、 $p_j^* = (p_j^{T=0} + p_j^{T=1})/2$ 、 $\beta_j^* = (\beta_j^{T=0} + \beta_j^{T=1})/2$ である。

式(3)は平均初婚年齢の差( $\Delta \bar{Y}$ )の分解を表しており、最初の行の右辺第3項が $X$ の構成変化( $\Delta p_j$ )のみに起因する増加分を表す。ただし、式は第4項に係数 $\beta$ の変化との相乗作用の項を含み、 $X$ の構成変化の効果はこの項にも含まれることになり解釈上都合が悪い。この相乗作用を適当な割合で $X$ の構成変化の効果とそれ以外の効果に分けることが考えられる。単純に1/2ずつに分けるとした場合、これは二つのコウホートの $\beta_j$ および $p_j$ を単純平均した仮想的コウホートによって標準化した平均初婚年齢 $\bar{Y}$ の増分を要因分解することに相当する<sup>5)</sup>。式(3)の第二行目、三行目はこのことを表している。この要因分解分析のためのモデルをここではモデル1と呼ぶことにする。

以上はコウホート間で $\alpha$ および $\beta$ (平均初婚年齢のグループ間格差)の変化を考慮しているが、これを一定としたモデルを考えるなら、二つのコウホートに共通の $\alpha$ 、 $\beta_j$ を用いて、以下のようなモデルが考えられる。

$$Y = \alpha + \delta T + \sum \beta_j X_j + \varepsilon \tag{4}$$

$$\bar{Y}^{T=0} = \alpha + \sum \beta_j \bar{X}_j^{T=0} + \bar{\varepsilon}^{T=0} \cong \alpha + \sum \beta_j p_j^{T=0} \tag{5}$$

$$\bar{Y}^{T=1} = \alpha + \delta + \sum \beta_j \bar{X}_j^{T=1} + \bar{\varepsilon}^{T=1} \cong \alpha + \delta + \sum \beta_j p_j^{T=1} \tag{6}$$

$$\Delta \bar{Y} \cong \delta + \sum \beta_j \Delta p_j \tag{7}$$

ただし、 $\delta$ はTに関する回帰係数であり、 $X$ をコントロール(標準化)した場合のコウホート間の平均初婚年齢の増加に相当する。これをここではモデル2と呼ぶ。

コウホート間でグループ間格差の時間変化を想定しないのなら、余分な項が最初から無いモデル2は簡便であり、かつ適切である。実用上では、計算結果は先のモデルにおいて相乗作用を半々に分割した場合とほとんど違いは無い。また、規模が著しく異なる2コウホートに適用する場合には、 $\beta$ の単純平均を標準とする前者より、コウホートサイズによって重みの異なるこの方法の方がむしろ有効な場合も考え得る。

本分析では、学歴についてモデル1でやや詳しく分析した後、他の要因については簡便のためモデル2を適用し、コウホート晩婚化への各種要因構成変化の寄与を観察することにする。

なお、要因の効果のメカニズムを調べるため平均出会い年齢( $\bar{M}$ )と平均交際期間( $\bar{D}$ )についても上記の要因分解法を適用する<sup>6)</sup>。それぞれの変数の平均のコウホート間の増分には、

5) Kitagawa (1955), 前掲注3), および, Prithwis Das Gupta, "A General Method of Decomposing a Difference Between Two Rates into Several Components", *Demography*, Vol. 15(1), 1978, pp. 99-112.

$$\Delta \bar{Y} = \Delta \bar{M} + \Delta \bar{D}$$

という関係がある。

### 3. 対象となるコウホートについて

本分析の対象は、第10回出生動向基本調査（厚生省人口問題研究所、1992年7月実施）夫婦調査による1945～1959年生まれの有配偶女子（妻）である<sup>7)</sup>。これらの標本の調査時の年齢は32.5～47.5歳であり、年長のコウホートについてはほぼ初婚過程を終了したものと見なせる。また、若い層については十分に過程を終了していないものの、コウホート間の比較に際して初婚年齢の上限を一致させることで、初婚年齢差の分析は可能であると考えられる（詳しくは後述）。

対象コウホートは、晩婚化が顕著になり始めた1970年代中頃から1980年代中頃にかけて「適齢期」を迎えた世代である。したがって、現在まで続く晩婚化傾向の前半の主役であり、晩婚化メカニズムの分析対象として関心が持たれる。ただし、これら世代は終戦前後の混乱期とそれに続くベビーブーム期、さらには急激な出生率低下期に生まれたいくつかの異質なコウホートを含んでいる点に留意する必要がある。

分析対象はより厳密には上記コウホートの内、夫妻とも初婚、かつ出生年月、結婚年月が不詳でない夫婦（ただし回答者は妻）であり、さらに初婚過程の分析では知り合い年月が不詳でない標本に限定されている。年齢などの、時間の精度は月を単位とする。

表1に、今回対象とする3コウホートの標本の属性値を示した。コウホート間の平均初婚年齢の差はそれぞれ、0.25年、0.43年であり、これは人口動態統計で観測された値に概ね相当する変化である。初婚年齢が遅れを示したのに対し、平均出会い年齢の差は0.02年、0.08年とほとんど増加していない。すなわち、それらの差に相当する部分が平均交際期間として延長している<sup>8)</sup>。ここに晩婚化（平均初婚年齢の増加）を出会い年齢の遅れによる部分とその後の交際期間の延長による部分に分解するなら、そのほとんどは後者すなわち交際期間の延長によってもたらされていたことが明らかとなる。

表1 女子出生コウホート別にみた初婚過程の平均像

	出生年	標本平均初婚年齢	標準誤差	平均出会い年齢	標準誤差	平均交際期間	標準誤差
コウホート1	1945-49年	24.32 (N=1978)	0.07	22.62 (N=1609)	0.08	1.69 (N=1609)	0.04
コウホート2	1950-54年	24.57 (N=1974)	0.07	22.64 (N=1692)	0.09	1.96 (N=1692)	0.05
コウホート3	1955-59年	25.00 (N=1729)	0.07	22.72 (N=1547)	0.09	2.30 (N=1547)	0.05

\* 第10回出生動向基本調査、夫婦調査（1992年7月実施）。数値の単位は、年。

6) 初婚過程のモデルについては、金子（1991）参照。前掲 注4)

7) 第10回出生動向基本調査・夫婦調査に関する報告は以下の通り、

厚生省人口問題研究所、『平成4年 第10回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）—第I報告書—日本人の結婚と出産』、調査研究報告資料第7号、1993年11月。阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡邊吉利・小島宏・金子隆一、「結婚と出産の動向—第10回出生動向基本調査（夫婦調査）の結果から—」『人口問題研究』、第49巻3号、1993年10月、pp. 1-28。

8) 交際期間の延長など初婚過程の変化を結婚年次別に観察したものが報告されている。厚生省人口問題研究所（1993）、前掲 注7）。



表2には上記の対象に対して分析を行うための調整を行った数値を示した。すなわち、対象のコウホートはいずれも厳密には初婚過程途上であるため、比較に際して結婚年齢の上限を同一になるよう調整した。また、結婚年月、出会い年月等に別々に不詳が存在するため、平均初婚年齢と平均出会い年齢などでは計算対象が微妙に異なるが、按分によって矛盾が生じないように調整した。なお、後述の社会経済変数の不詳についても同様の按分調整を行った。

図1～4には主要な社会経済要因についてコウホート間の構成比の変化を示した。高学歴化、見合い結婚の減少＝恋愛結婚の普遍化、未婚女性の就業率増加と職種のホワイト化、きょうだい数の減少（小家族化、少子化）などの進行が今回の標本でも確認できる。以下、これらの変化が当該コウホートの晩婚化に及ぼした効果を調べる。

表2 分析対象標本の初婚過程平均値と補正值

A	出生年	分析対象平均初婚年齢	△	平均初婚年齢	△	平均出会い年齢	△	平均交際機関	△
コウホート1	1945-49年	24.23 (N=1966)		24.23 (N=1600)		22.57 (N=1600)		1.66 (N=1600)	
コウホート2	1950-54年	24.52 (N=1967)	0.29 (3.45ヶ月)	24.55 (N=1687)	0.33 (3.93ヶ月)	22.59 (N=1687)	0.03 (0.34ヶ月)	1.96 (N=1687)	0.30 (3.59ヶ月)
コウホート間の初婚過程変化の補正值					0.29 (3.45ヶ月)		0.02 (0.30ヶ月)		0.26 (3.15ヶ月)
B	出生年	分析対象平均初婚年齢	△	平均初婚年齢	△	平均出会い年齢	△	平均交際機関	△
コウホート2	1950-54年	24.31 (N=1926)		24.34 (N=1651)		22.37 (N=1651)		1.97 (N=1651)	
コウホート3	1955-59年	24.81 (N=1692)	0.49 (5.93ヶ月)	24.82 (N=1513)	0.47 (5.70ヶ月)	22.51 (N=1513)	0.14 (1.66ヶ月)	2.30 (N=1513)	0.34 (4.04ヶ月)
コウホート間の初婚過程変化の補正值					0.49 (5.93ヶ月)		0.14 (1.73ヶ月)		0.35 (4.20ヶ月)

\* 分析対象となる標本は、コウホート間の比較のため初婚年齢を一定値で打ち切っている（A 37.46歳、B 32.46歳）。また、平均出会い年齢および平均交際機関は出会い年齢不詳を除いた対象で計算した平均初婚年齢に対する割合を用いて、和が分析対象の平均初婚年齢となるよう補正される。

図1 コウホートによる学歴構成の変化

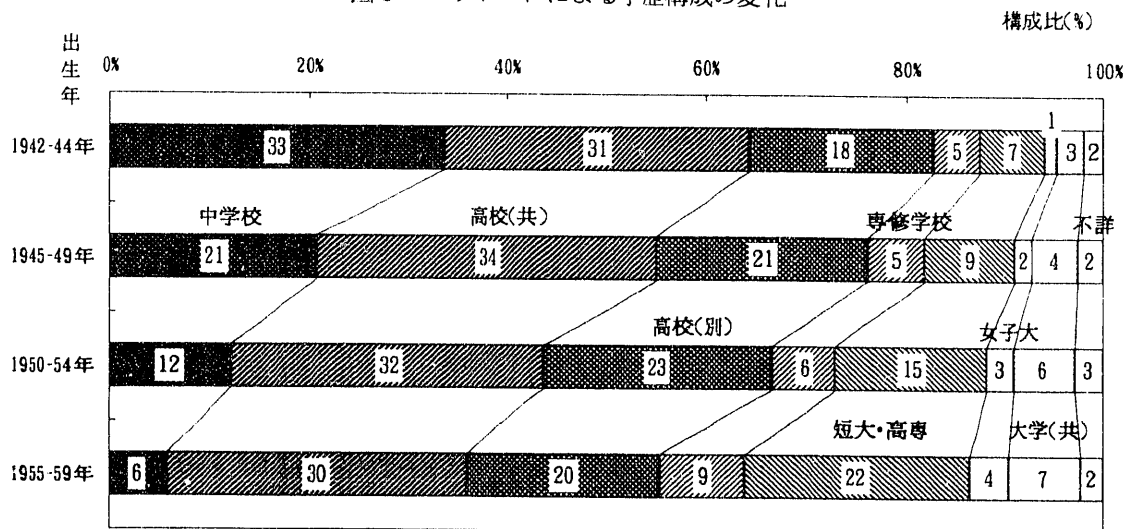


図2 コウホートによる出会いの契機の構成の変化

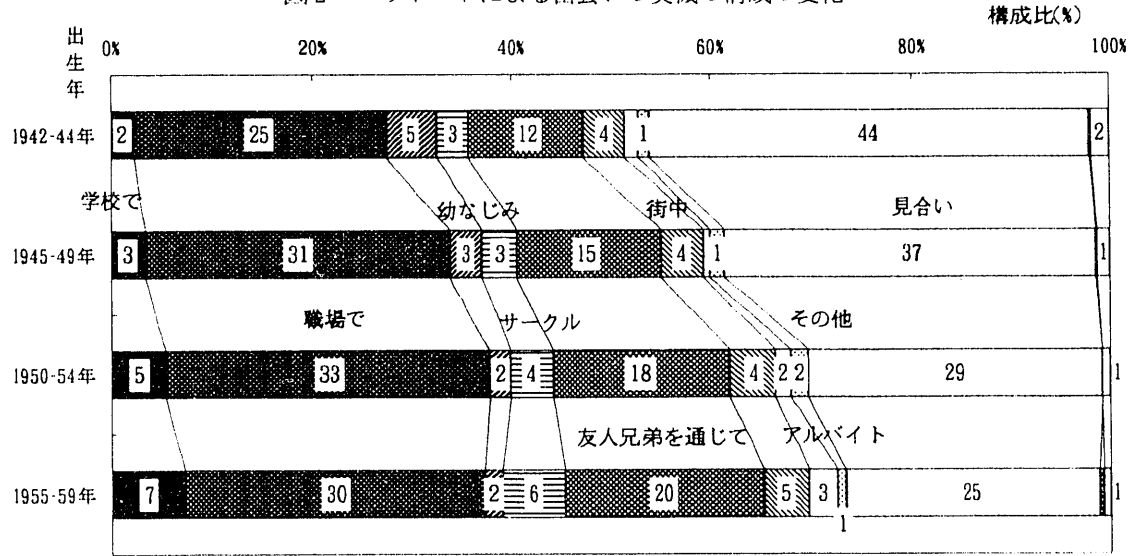


図3 コウホートによる結婚前の職業構成の変化

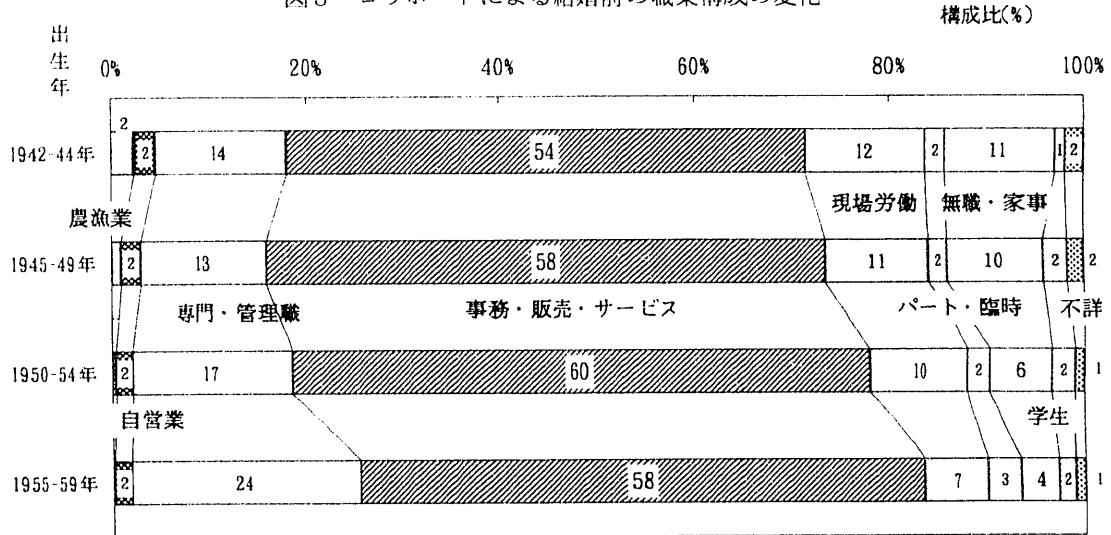


図4 コウホートによるきょうだい数分布の変化

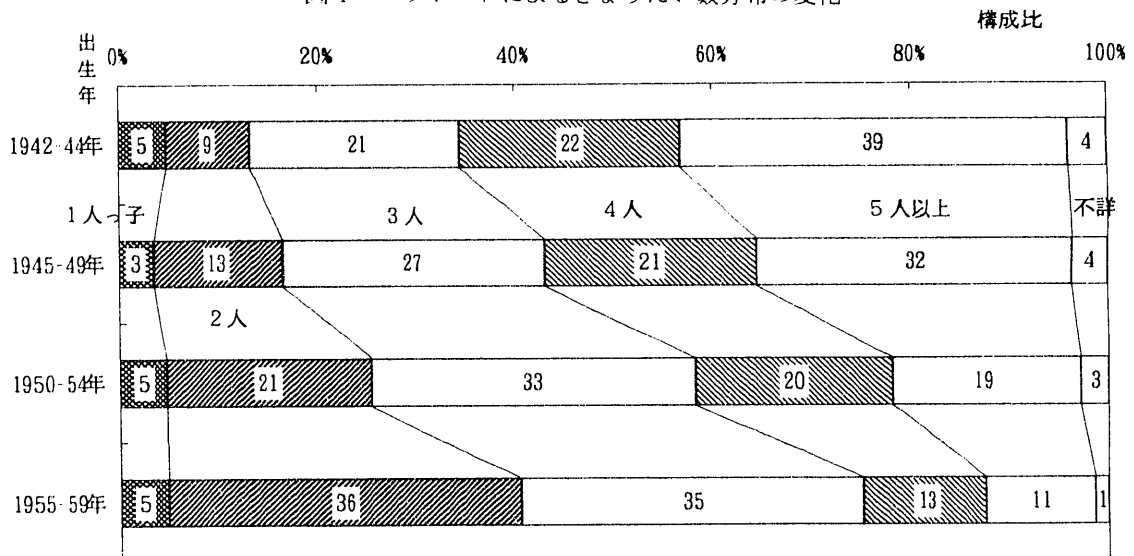


表3 女子出生コウホート晩婚化に対する学歴の効果の要因分解

対象コウホート出生率	平均初婚年齢の増加 $\Delta Y$	(1) 高学歴化のみによる増分 $\Sigma \beta \cdot \Delta P$	(2) 学歴格差変化のみによる増分 $\Sigma \Delta \beta P$	(3) 高学歴化と格差変化の相乗作用 $\Sigma \Delta \beta \Delta P$	(4) 全学歴共通の増分 $\Delta \alpha$	(5) 高学歴化による総効果 (1)+(3)/2
1942-46年～1947-51年	3.29月 (100.0%)	1.90月 (57.6%)	3.54月 (107.5%)	0.63月 (19.1%)	-2.77月 (-84.3%)	2.21月 (67.2%)
1943-47年～1948-52年	3.30 (100.0)	2.22 (67.2)	2.60 (78.7)	0.46 (13.9)	-1.97 (-59.8)	2.45 (74.2)
1944-48年～1949-53年	3.61 (100.0)	1.91 (52.9)	5.61 (155.6)	0.95 (26.3)	-4.86 (-134.8)	2.38 (66.1)
A. 1945-49年～1950-54年	3.45 (100.0)	2.26 (65.5)	2.79 (81.0)	0.60 (17.4)	-2.20 (-63.8)	2.56 (74.2)
1946-50年～1951-55年	4.73 (100.0)	2.32 (49.1)	0.33 (7.0)	0.72 (15.2)	1.36 (28.8)	2.68 (56.6)
1947-51年～1952-56年	5.42 (100.0)	2.66 (49.1)	-3.02 (-55.7)	0.62 (11.5)	5.15 (95.0)	2.97 (54.9)
1948-52年～1953-57年	6.17 (100.0)	2.73 (44.2)	-0.66 (-10.8)	0.62 (10.0)	3.48 (56.5)	3.04 (49.3)
1949-53年～1954-58年	5.93 (100.0)	3.13 (52.7)	-4.61 (-77.8)	-0.33 (-5.5)	7.75 (130.6)	2.96 (49.9)
B. 1950-54年～1955-59年	5.93 (100.0)	2.59 (43.8)	-0.92 (-15.5)	-0.08 (-1.4)	4.33 (73.1)	2.55 (43.1)

注：出生年5年幅コウホートのグループ間平均初婚年齢の増加をモデル1によって要因分解したもの。本表では対象コウホートを1年ずつずらして適用した結果を示した。平均初婚年齢の増加 $\Delta Y$ は、(1)～(4)に分解される。(5)は高学歴化による効果をまとめたもの。

#### 4. 社会経済要因の晩婚化に対する効果の単変量分析

コウホート間の平均初婚年齢変化に対する学歴効果による要因分解の詳細を表3に示した。これは出生年5年幅のコウホートグループ間の平均初婚年齢変化を、モデル1にしたがって要因分解した結果である。時間的变化を詳細に見るため、分析対象以前の1942-44年出生コウホートも含め、5年幅のコウホートを1年ずつずらして適用した結果を示している。例として1945-49年と1950-54年出生のコウホート間の晩婚化について見ると(分析期間A)、後者は前者に比べて平均初婚年齢が3.45ヶ月上昇しているが、そのうち(1)単純に学歴構成の変化のみに起因する上昇分は2.26ヶ月(65.5%)、(2)平均初婚年齢の学歴格差の変化による分が2.79ヶ月(81.0%)、(3)それらの相乗作用による分が0.60ヶ月(17.4%)、さらに(4)学歴に関わらず生じた変化分が-2.20ヶ月(-63.8%)である。結局、モデル1による学歴構成の変化(高学歴化)に起因する総効果(5)は、(1)に(3)の1/2を加えたもので、2.56ヶ月(74.2%)となる。

高学歴化の効果(1)について時系列的に見ると、絶対値、相対値ともに比較的安定しており、その結果高学歴化の総効果(5)も安定している。これに対して、学歴格差変化による効果(2)は安定しない。表によれば学歴格差変化の効果(2)と、全学歴に共通した効果(4)の分離性が悪いことが認められる。われわれの分析では構成変化の効果に関心があるから、この格差変化およびカテゴリー間共通の効果は残差として一括し、敢えて分離しない。

表4には1945-49年～1950-54年コウホート間(期間A)、および1950-54年～1955-59年コウホート間(期間B)の二つの場合について、その晩婚化に対する各種の社会経済的要因の効果を示した。また、同表には平均出会い年齢、および平均交際期間について同様の計算の結果も合わせて示してある。これらはモデル2を適用した結果であり、学歴についてモデル1を適用した表3(5)の値と微妙に異なるが、その違いは僅かである。なお、表4を見る際に、各種要因名の語尾に「の変化」の語を補うと表中の数値の意味が理解しやすいだろう。すなわち、数値はその「変化」に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間の変化分を示している。

さて、高学歴化はこれらコウホート間で生じた晩婚化に対して、先にも見たようにそれぞれ約74%、43%に相当する効果を持っていたことがわかる。また、その効果を結婚相手との出会いのタイミングに対する部分と交際期間の長さに対する部分に分けると、A、Bどちらの期間でも約8割は出会いのタイミングに対する効果になる。すなわち、これらのコウホートにおける高学歴化の進展は主として結婚に至る相手との出会いを遅らせる効果が有り、その結果として晩婚化を促進していたと言える。またその効果の程度は、実際に観察された晩婚化の1/3～2/3に相当し、他の要因に比べて格段

表4 コウホート晩婚化に対する初婚過程および要因の効果の推定：単変量による分析

A. 1945-49年コウホート ~ 1950-54年コウホート				B. 1950-54年コウホート ~ 1955-59年コウホート			
要 因	平均初婚年 齢の上昇	平均出会い 年齢の上昇	平均交際期 間の延長	要 因	平均初婚年 齢の上昇	平均出会い 年齢の上昇	平均交際期 間の延長
全タイミング変化	3.45月 (100.0%)	0.30 (8.7%)	3.15 (91.3%)	全タイミング変化	5.93月 (100.0%)	1.73 (29.1%)	4.20 (70.9%)
学 歴	2.55 (74.1%)	2.20 (63.8%)	0.35 (10.2%)	学 歴	2.56 (43.2%)	2.06 (34.7%)	0.50 (8.5%)
結婚前の職業	0.23 (6.8%)	0.08 (2.4%)	0.15 (4.4%)	結婚前の職業	1.34 (22.5%)	1.04 (17.6%)	0.29 (5.0%)
出会いの契機	-0.55 (-16.1%)	-2.08 (-60.4%)	1.53 (44.3%)	出会いの契機	0.30 (-5.1%)	-1.44 (-24.3%)	1.14 (19.2%)
結婚前の居住地の特性	-0.02 (-0.7%)	-0.01 (-0.02%)	-0.02 (-0.5%)	結婚前の居住地の特性	0.22 (3.7%)	0.00 (0.0%)	0.21 (3.6%)
結婚前の親との同別居	0.02 (0.5%)	0.02 (0.6%)	0.00 (-0.1%)	結婚前の親との同別居	0.02 (0.3%)	0.04 (0.7%)	-0.02 (-0.3%)
きょうだい数	0.88 (25.5%)	0.91 (26.5%)	-0.03 (-0.9%)	きょうだい数	1.31 (22.2%)	1.06 (17.9%)	0.25 (4.3%)
出生順位	0.29 (8.3%)	0.35 (10.2%)	-0.06 (-1.9%)	出生順位	0.48 (8.0%)	0.33 (5.6%)	0.15 (2.5%)
母親の就業状況	0.44 (12.7%)	-0.52 (-15.2%)	0.08 (2.4%)	母親の就業状況	-0.41 (-6.9%)	-0.39 (-6.5%)	-0.02 (-0.4%)
父親の職業	-0.01 (-0.2%)	-0.01 (-0.2%)	0.00 (-0.0%)	父親の職業	0.09 (1.5%)	0.01 (0.2%)	0.07 (1.2%)
母親の結婚年齢	0.72 (20.9%)	0.71 (20.7%)	0.00 (0.1%)	母親の結婚年齢	0.77 (12.9%)	0.58 (9.9%)	0.18 (3.1%)
現在の結婚の恋愛性	0.34 (9.9%)	-1.45 (-42.1%)	1.11 (32.2%)	現在の結婚の恋愛性	-0.23 (-3.9%)	-1.15 (-19.4%)	0.92 (15.5%)
男きょうだい数	0.46 (13.5%)	0.46 (13.3%)	0.01 (0.1%)	男きょうだい数	0.36 (6.0%)	0.27 (4.6%)	0.08 (1.4%)
姉妹数	0.38 (11.1%)	0.43 (12.6%)	-0.05 (-1.5%)	姉妹数	0.64 (10.8%)	0.58 (9.7%)	0.06 (1.0%)
兄弟姉妹構成	0.90 (26.2%)	0.93 (27.1%)	-0.03 (-0.8%)	兄弟姉妹構成	1.11 (18.8%)	0.92 (15.5%)	0.19 (3.3%)
続 き 柄	0.17 (5.0%)	0.10 (2.9%)	0.07 (2.1%)	続 き 柄	0.21 (3.5%)	0.09 (1.5%)	0.12 (2.1%)

注：表中の数値は、表側に掲げた各要因の変化に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間のコウホート間変化量を表している。また( )内は、その平均初婚年齢(全)変化量に対する比(%)である。

に大きなものであった。

学歴以外の社会経済要因についても見て行こう。

女子就業率の増加、職種ホワイト化などを示している結婚前の職業構成の変化(図3参照)について、そのA、Bの時期の晩婚化に対する寄与を見るとそれぞれ7%、23%であり、程度は弱いものの晩婚化に対して一定の働きをしていたことがわかる。また、その効果は出会い年齢を遅らせることと共に、交際期間を延長することにも働いているように見える。しかしながら、交際期間延長の効果については後の多変量分析によって結婚相手との出会いの契機が変化したことによる効果に吸収されることが明らかとなる。

結婚相手との出会いの契機の変化、とりわけ見合いの減少とそれ以外の契機(便宜上恋愛結婚と呼ぶ)の増加(図2参照)の晩婚化への寄与は期間A -16%、B -5%であり、ともに平均初婚年齢を下げる効果を示している。この効果を出会い年齢に対する効果と交際期間に対する効果に分けてみるとやや興味深いことがわかる。すなわち、出会いの契機の変化は結婚相手との出会い年齢を著しく早めた(A -60%、B -24%)、交際期間を延長する効果(A 44%、B 19%)を持ったため、それらが相殺して結果的に平均初婚年齢に対しては若干のマイナスの効果を示している。同様の効果は「現在の結婚の恋愛性」と名付けた変数(出会いの契機とは別に、結婚が恋愛に基づいたものであったかどうかを尋ねたもの)でも見られる。

その他、表4に挙げた変数の中で晩婚化に対して見るべき効果を示しているのは「きょうだい数」と「母親の結婚年齢」である。母親の結婚年齢の変化(上昇)の娘の晩婚化に対する寄与は、期間A、

Bに対してそれぞれ21%、13%である<sup>9)</sup>。また、その効果のほとんどは結婚相手との出会いが遅れることによる。

一方、きょうだい数の変化（減少）は、期間A、Bの晩婚化に対してそれぞれ26%、23%と比較的大きな効果が見られる。そして、やはりそのほとんどは出会いの時期の遅れによる作用である。しかしながら、次節で明らかとなるように、きょうだい数の晩婚化に対する効果は学歴との連関によるものであり、学歴構成をコントロールすることによってほとんど消失する。

この例でもわかるように、単変量分析では各種変量と晩婚化との相関の強さがわかるものの、それが当該変量固有のものなのか、第三の変量の介在によるものなのかはわからない。そこで次節では、多変量分析によって複数の変量の晩婚化に対する作用を考慮した場合の各変量の効果について調べる。

## 5. 社会経済要因の晩婚化に対する効果の多変量分析

前節で単一の要因による人口構成変化が晩婚化に与えた寄与を調べたが、現実の世界では多数の要因が同時に変化しているためこうした測定結果には他の要因の影響が混在している。特定の要因の晩婚化に対する固有の影響力を調べるには、他の要因をコントロールして（同一条件に固定して）その効果を測定する必要がある。ここでは線形重回帰を利用して多変量による要因分解を試みた。これは各種変量の平均初婚年齢、出会い年齢、交際期間の変化に対する効果が相加的 additive であると仮定して、実際に生じた増加分をそれぞれの変量の寄与に振り分けるようとするものである。

表5に、前節の結果から晩婚化に対して主要な影響を及ぼしていると思われる社会経済変量8個を選んで、晩婚化に対する効果の要因分解結果を示した。期間A、Bに対する8変量の晩婚化への寄与の総和はそれぞれの28%、42%であった。多くの変量の総合的效果としては期待に反して小さな値であるが、これは晩婚化に対して負の効果を持つ要因が含まれるという事情による。

さて、すでに述べたように対象コウホートの晩婚化はほとんど交際期間の延長という形で生じたも

表5 コウホート晩婚化の社会経済要因による要因分解

	A. 1945-49 ~ 1950-54年			B. 1950-54年 ~ 1955-59年		
	平均初婚年齢の上昇 3.45月	平均出会い年齢の上昇 0.30月	平均交際期間の延長 3.15月	平均初婚年齢の上昇 5.93月	平均出会い年齢の上昇 1.73月	平均交際期間の延長 4.20月
平均年齢(期間)の変化量	100%	8.7%	91.3%	100%	29.1%	70.9%
社会経済変量	28.3	-53.7	82.0	42.3	10.8	31.5
学歴	56.0	50.3	5.7	30.6	27.3	3.3
結婚前の職業	3.1	4.9	-1.8	15.4	15.2	0.2
出会いの契機	-33.0	-120.9	88.0	-9.5	-35.5	26.0
結婚前の親との同別居	0.4	1.8	-1.4	-1.0	-1.5	0.5
きょうだい数	-0.9	-4.0	-5.0	0.1	-1.4	1.4
父親の職業	0.7	3.1	-2.4	-0.4	-0.9	0.5
母親の就業状況	-15.2	-11.8	-3.4	-2.1	0.1	-2.2
母親の結婚年齢	25.3	23.0	2.2	9.3	7.5	1.8
残差	71.7	62.4	9.3	57.7	18.4	39.3

注：表中の数値は、表側に掲げた社会経済変量を同時に考慮した際の、各要因変化に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間の変化量の平均初婚年齢（全）変化量に対する比（%）を表している。

9) 本分析対象の母親の平均結婚年齢は、各出生コウホートの母親についてそれぞれ、分析A：1945-49年 22.46歳、1950-54年 23.08歳、分析B：1950-54年 23.04歳、1955-59年 23.39歳であった。

のであるから（表1参照）、まずこれに寄与した社会経済変量に関心が持たれる。表5によって交際期間の延長に対する各変量の寄与を見ると、単変量の分析結果と異なり「出会いの契機」を除く変量の寄与は多くても数%に過ぎず、固有の効果はほとんど無いと言ってよい。つまり、固有の効果のみに注目した場合「出会いの契機」の変化がほぼ唯一の交際期間の延長要因であり、単変量分析で効果を示していた他の変量は、背後の「出会いの契機」の変化に伴う効果を見ていたことになる。一方で、「出会いの契機」の変化と言うのは主として結婚形態の変化であるから（図2参照）、近年のコウホート晩婚化に対して見合・恋愛結婚の構成比の変化、すなわち見合結婚割合の減少が重要な働きをしていたことになる。

ところが、逆説的なことに「出会いの契機」の晩婚化に対する寄与はマイナスを示しており、初婚タイミング全体に対してはむしろこれを僅かに早める効果があった。つまり結婚形態の変化は、交際期間延長を上回る出会い年齢の若年化効果を持っていたのである。結局、「出会いの契機」の変化は交際期間に対する著しい延長効果にも関わらず表面的には晩婚化には寄与しなかったことになる。

したがって、実際に僅かな出会い年齢の遅れと大幅な晩婚化が観察された背景には、結婚形態にかかわらず、あるいは大勢を占めるようになった恋愛結婚に対して、晩婚化を促した要因が存在したはずである。事実いくつかの要因がこれに働いた。その中で最も効果が有ったのは、高学歴化である。事実、高学歴化は晩婚化を促進する総合的效果が最も大きい要因であり、かつその晩婚化効果のほとんど（約9割）は出会い年齢を遅らせることによっている。それ以外の要因では「結婚前の職業」、「母親の結婚年齢」に効果が認められる。

また、単変量分析では「きょうだい数」減少に晩婚化促進の効果が見られたが、他の変量、とりわけ「きょうだい数」と連関の強い「学歴」をコントロールした場合、晩婚化効果はまったく消失した<sup>10)</sup>。

10) きょうだい数による初婚年齢の格差はかなり大きいですが、それ自体ほとんどが学歴の格差によってもたらされていると見られる。

図5 結婚、出産、家族に関する意識要因（設問）

意識要因 グループI（男女・結婚観）

a	生涯を独身で過ごすというのは、望ましい生き方ではない
b	男女が一緒に暮らすなら結婚すべきである
c	たとえ独り身であって、あまり気安く異性をデートに誘うのは好ましくない
d	結婚前の男女でも愛情があるなら性交渉をもってかまわない
n	結婚したら、子供はもつべきだ
q	いったん結婚したら、性格の不一致くらいで別れるべきではない

意識要因 グループII（自己と家庭）

k	結婚したら、家庭のためには自分の個性や生き方を半分犠牲にするのは当然だ
l	結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ
o	少なくとも子供が小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい
p	子供ができたなら、夫婦のことよりも、まず子供を第一に考えるべきだ

意識要因 グループIII（自立・対等意識）

e	結婚しても、人生には結婚相手や家族とは別の自分だけの目標をもつべきである
f	本人どうしが結婚を望むなら、たとえ親であっても口出しすべきではない
h	夫も家事や育児を分担すべきである
j	自分の趣味や娯楽をきりつめてまで、貯蓄をする必要はない

意識要因 グループIV（親との関係）

g	結婚したら、できるだけ親と別々に暮らし、お互いに干渉しないほうがよい
i	年とった親の面倒をみるのは、子供の義務である
m	結婚したら、義理の親に対しても実の親と同じように接しなくてはいけない

以上をまとめると、晩婚化に関して重要な働きをした社会経済的变化は、高学歴化、恋愛結婚の普遍化、就業率増加・職業のホワイト化、母親の結婚年齢の上昇などであり、そのうち高学歴化、職業構造の変化、母親の結婚年齢上昇は当人の結婚相手との出会いを遅らせることによって晩婚化を促進したが、それらは恋愛結婚の普遍化に伴う出会い年齢の若年化効果によって相殺されたため、結果として全体の平均出会い年齢は安定的であった。そして、恋愛結婚の普遍化に伴うもう一つの効果—交際期間の延長によって最終的に平均初婚年齢の増加すなわち晩婚化が観察されたのである。

## 6. 要因としての「意識」の効果

さて、前節までの社会経済的要因による分析ではある程度の晩婚化のメカニズムが明らかになったが、主要な8要因によって説明できるのは実際の平均初婚年齢上昇分の50%に満たない。したがって、これ以外に晩婚化の原因となった有力な変数が存在すると考えるのが自然だが、8要因以外の社会経済的変数でこのギャップを大幅に埋めるものが有るということはあまり期待できそうにない。残差については社会経済とは別次元の説明要因を求めると必要がありそうである。ここではそれを探る試みとして、結婚や家族に対する考え方・態度などの個人の意識面に注目して、その晩婚化に対する説明変数としての可能性を調べたい。

さて、第10回出生動向基本調査においては、結婚・家族などに関する妻の意識を調べている。これは17項目の結婚・家族に関する考え方について、それぞれ賛成—反対を問う形で個人の意識特性を調べようとするものである。図5にその設問内容を示した。設問は四つのグループに分けてあるが、これは回答結果に対する因子分析によって予め分類・集約したものである<sup>11)</sup>。

さて、表6に主要な社会経済8要因に加えて17項目の意識要因を投入して、初婚タイミングの要因分解を行った結果を示した。社会経済変数のみの場合に比較して意識要因を追加した場合、説明される平均初婚年齢の変化は、期間Aで28.3%から67.3%へ、期間Bで42.3%から62.8%へと、いずれも大幅に増えた。社会経済的要因の効果を表5の場合と比較すると、8要因全体の寄与、および個々の要因の寄与共に意識要因の追加による大きな変化は見られない。これは意識要因が晩婚化に対して社会経済的要因とはほぼ独立の効果をもたしていることを示している。すなわち、意識要因の変化に見られる個人主義的態度や規範緩和型の考え方は、学歴、職業など社会経済的属性に関わらず広い層で浸潤しており、これが晩婚化に固有のそして少なからぬ影響を与えていたことを意味する。

個別の項目を見ると、グループI（男女・結婚観）に属する意識の寄与が大きく、婚前交渉の容認、同棲の容認、性格不一致による離婚の容認などの態度が晩婚化により強い関与を示している。その作用の仕方は、期間Aについては出会い年齢を遅らせる部分が大きかったが、期間Bでは交際期間延長の効果も同程度に大きい。グループI以外の意識には、家族・家庭に対する個人主義的な考え方の如何を問う設問が多く含まれているが、その晩婚化への寄与は意外に小さい。

## 7. 考察

本研究で用いた手法、および対象についてはいくつかの制約が存在する。第一に、要因分解分析、線形回帰分析一般に言えることだが、各種要因の効果が平均値（または比率）に対して相加的 additive に作用すると仮定されるため、得られた効果の推定値は定量的分析としては言わば第一次近似に過ぎない点が指摘される。しかも、要因分解においては分布の情報を用いた信頼性に関する議論を欠くため、定量モデルとしての評価が困難である。

11) 厚生省人口問題研究所、『平成4年 第10回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）—第I報告書—日本人の結婚と出産』、第VI章参照、前掲注7)。

表6 コウホート晩婚化の社会経済要因および意識要因による要因分解

	A. 1945-49 ~ 1950-54年			B. 1950-54年 ~ 1955-59年		
	平均初婚年齢の上昇 3.45月	平均出会い年齢の上昇 0.30月	平均交際期間の延長 3.15月	平均初婚年齢の上昇 5.93月	平均出会い年齢の上昇 1.73月	平均交際期間の延長 4.20月
平均年齢(期間)の変化量	100%	8.7%	91.3%	100%	29.1%	70.9%
社会経済変量	20.8	-61.5	82.3	40.2	6.5	33.7
学歴	56.4	50.6	5.8	31.7	28.3	3.5
結婚前の職業	2.5	4.4	-1.8	16.1	15.6	0.5
出会いの契機	-36.6	-125.9	89.3	-10.6	-37.7	27.1
結婚前の親との同別居	0.3	1.8	-1.5	-0.9	-1.6	0.7
きょうだい数	-11.3	-5.9	-5.5	-2.0	-3.8	1.8
父親の職業	-0.3	1.6	-1.9	-0.8	-1.1	0.2
母親の就業状況	-16.9	-12.1	-4.7	-2.8	-0.6	-2.2
母親の結婚年齢	26.6	24.1	2.5	9.5	7.4	2.1
意識変量	46.5	37.5	9.0	22.6	13.9	8.7
グループI(男女・結婚観)	<b>51.4</b>	<b>42.9</b>	<b>8.4</b>	<b>16.0</b>	<b>8.6</b>	<b>7.4</b>
A 生涯未婚の人生	8.6	6.8	1.8	0.9	1.2	-0.3
B 同棲と結婚	6.4	-1.0	7.4	4.5	1.6	2.9
C 気安い男女関係	4.8	3.7	1.2	0.3	-0.6	1.0
D 婚前交渉	16.8	15.0	1.8	7.3	2.9	4.4
N 結婚と子ども	4.4	7.9	-3.5	-0.1	-0.4	0.3
Q 性格不一致離婚	10.4	10.5	-0.2	3.1	3.9	-0.9
グループII(自己と家庭)	<b>-6.5</b>	<b>-5.9</b>	<b>-0.6</b>	<b>2.0</b>	<b>1.7</b>	<b>0.3</b>
K 家族対個性	0.1	-1.4	1.5	0.6	-0.2	0.8
L 伝統的夫婦役割	3.0	4.6	-1.6	-1.1	-1.1	0.0
O 子ども幼児期の就業	-4.9	-4.6	-0.3	0.2	0.0	0.2
P 子ども対夫婦	-4.8	-4.5	-0.3	2.3	3.0	-0.8
グループIII(自立・対等意識)	<b>-2.0</b>	<b>0.2</b>	<b>-2.3</b>	<b>2.4</b>	<b>3.3</b>	<b>-0.9</b>
E 家族外の人生目標	-0.1	0.1	-0.2	0.9	1.0	-0.1
F 結婚への親の干渉	1.8	2.3	-0.5	2.9	2.8	0.1
H 夫の家事分担	-4.0	-1.8	-2.2	-1.3	-0.2	-1.1
J 趣味対貯蓄	0.2	-0.3	0.5	-0.1	-0.4	0.3
グループIV(親との関係)	<b>3.7</b>	<b>0.2</b>	<b>3.5</b>	<b>2.2</b>	<b>0.3</b>	<b>1.9</b>
G 結婚後の親との関係	2.2	2.0	0.1	1.9	0.9	1.1
I 老親扶養の義務	0.5	1.2	-0.7	1.3	0.6	0.7
M 義理の親との関係	1.0	-3.0	4.0	-1.0	-1.2	0.1
全変数	67.3	-24.0	91.3	62.8	20.3	42.4
残差	32.7	32.7	0.0	37.2	8.8	28.4

注：表中の数値は、表側に掲げた社会経済変量および意識変量を同時に考慮した際の、各要因変化に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間の変化量の平均初婚年齢(全)変化量に対する(%)を表している。

第二に、分析対象となる二つのコウホートにおいて、要因のカテゴリー間格差のパターンが著しく異なる場合は、上記の仮定と相まって、要因構成変化の効果の推定値は不安定なものとなる。今回の分析において期間A(1945-49~1950-54年出生のコウホート)の分析にはこの傾向が見られる。

第三として、対象となったコウホート自体についてもいくつか問題点を指摘することができる。すなわち、期間Aの対象は終戦の混乱期~ベビーブーム期~出生率急低下期間に生まれた規模、生育環境などの異質なコウホートに跨っており、そのことが上記のようにカテゴリー間格差のパターンを攪乱させるなど、推定結果を不安定にしている可能性がある。また、期間Bの対象の内、最も若いコ



ウホートの調査時年齢は32.5歳と、初婚過程を完全に終了しているとは言えず、比較に際して初婚年齢をコントロールしているとはいえ、本分析法の適切な対象とは言い難い面がある。これは現下の晩婚化を担うことができるだけ若い世代に対する分析が望まれることから、やや限界的な適用を試みたものである。結果には年長のコウホートと比較してとくに不安定さは見られないものの、今回の結果はこれらコウホートに対する初婚過程完了後の確定値とどの程度異なるかは不明である。

最後に、本分析は既婚者のみを対象とした結婚タイミングの分析であるから、現在進行する結婚変容の重要な側面となり得る非婚化(生涯未婚率の増加)に対しては情報が得られない。冒頭に記したように、非婚化行動の結婚変容に占める程度は現在本質的に未知であるが、結婚変容の全貌を議論する際には非婚化の視点を欠くことはできない。本分析の結果が結婚のタイミング側面に限定した議論しか与えないことは理解されたい。

さて、以上の点を踏まえた上で、今回の分析の結果から最近の晩婚化の要因とメカニズムについて言えることをまとめよう。

少なくとも表面的には晩婚化は交際期間の延長という形で生じている。結婚相手と出会う平均年齢は従来とそれほど変わっていない。そして交際期間の延長は、交際期間の著しく短い見合結婚の比率が減ったことに負っている。高学歴化や結婚観の変化なども交際期間延長に僅かずつ寄与しているが、結婚形態変化の効果はこれらを圧倒している。これだけを見ると、恋愛結婚の普遍化が晩婚化の主因ということになりそうだが、事実はずっと込み入っている。なぜなら、恋愛結婚の普遍化は出会い年齢を著しく引き下げる効果を合わせ持つため、交際期間延長の効果を相殺してしまうからである。そして、実際には出会い年齢は変わっていないから、この著しい出会い年齢引き下げ効果を再び打ち消す別の要因があったことになる。それは分析結果によれば高学歴化、就業率上昇-職種のホワイト化、母親の結婚年齢上昇、そして男女観・結婚観などの意識の変化などであり、とりわけ高学歴化が大きく寄与している。結局観察された晩婚化は、これらの要因の出会い年齢を遅らせる効果が、恋愛結婚普及による若年化効果を相殺し、結果として後者の交際期間延長の効果のみが現出した形で引き起こされたことになる。その他の要因のうち、寄与が期待された都市化の効果はほとんど見られず、単独では効果が有るように見えたきょうだい数減少は、これに相関する学歴構成変化の効果によっていた。

以下、出会い契機変化、高学歴化、および意識の変化に限定してやや詳しく論じよう。

結婚形態の変化、すなわち恋愛結婚の普遍化あるいは見合結婚の構成比低下の生じ方としては、従来の見合結婚型の特性や行動パターンを持った個人が結婚市場参入当初から減少したためというもの、見合結婚候補者たちは従来通り存在するが、何らかの見合結婚を妨げる状況があるためという二通りが考えられる。前者の場合、晩婚型の見合結婚が早婚型の恋愛結婚に置き換わることによって全体に対して早婚化の効果を持つ。後者の場合は、さらに二つの場合が想定でき、第一としては見合結婚が妨げられた結果非婚化する場合、第二はあくまで恋愛結婚を追求し、著しく晩婚型の恋愛結婚に帰結する場合である。今回の分析対象は既婚者に限定されることから、非婚化のケースについては何も言えないが<sup>12)</sup>、既婚者については早婚化効果(出会い年齢の引き下げ効果)が見られるなど晩婚型恋愛結婚が増えている兆候はなく、結婚市場参入当初からの恋愛結婚型の特性ないし行動パターンの普及が見合結婚減少の主因と見るべきであろう。

このような形の恋愛結婚の普及は本来早婚化を促すはずのものであり、実際今回の結果もその様になっている。しかし表面下において、初婚過程にダイナミックな変化をもたらしており、現下の晩婚化に対してもその著しい特徴である平均交際期間延長の主因となるなど重要な役割を果たしている点

12) これまでのところ、初婚過程を終えた年齢層で見合結婚の構成比の減少に見あうだけの未婚率の上昇は見られていないので、見合結婚の非婚化が生じていたとしても、それは部分的なものである。

には留意すべきである。

女子の高学歴化が晩婚化を促進するメカニズムについて考えると、一般には(1)卒業年齢上昇による結婚年齢の押し上げ効果<sup>13)</sup>、(2)高学歴者の有業率上昇に伴う結婚との競合、および経済的自立、社会的地位向上による効果、(3)個人主義的意識など先進的意識の普及効果、(4)上方婚志向および結婚相手に対する期待水準上昇による結婚相手の減少(結婚難)の効果<sup>14)</sup>、などが挙げられる。今回の分析結果では、結婚前の職業および男女観・結婚観をはじめとする意識要因については、これをコントロールしてもなお高学歴化の晩婚化への促進効果は著しく、就業率変化(2)、および意識変化(3)を介しての効果は有ったとしても主要なものではないことがわかる。また、高学歴化の効果は出会い年齢に対するものが主であり、結婚市場への参入時期の遅れか、相手を探す期間の延長を通して作用したと言えるから、前者を促す(1)および後者に関する(4)の説は今回の結果から支持される。

結婚・家族に関する意識は変容しており、これが晩婚化・未婚化といった近年の結婚動向に影響を及ぼしていると言われるが、今回の結果は明確にそのことを支持している。ただし、高学歴化に伴う意識構成の変化が晩婚化に結び付いているとする見方は否定され、そうした社会経済要因とはほぼ独立に、あらゆる層での意識変化が晩婚化に結びついていることが示唆されている。晩婚化に効果があった意識の変化をより詳細に見ると、家族観や人生観よりも、より直接的な男女関係観や結婚観の変化の方が効果が強かったようである。たとえば、同棲を容認する態度は交際期間を延長させる効果が有り、婚前交渉に対する容認的態度は結婚に至る相手との出会いを遅らせると共に交際期間を延長する効果が認められる。

---

13) 未婚女子を対象とした調査における結婚に対する障害の有無を尋ねた設問で、18~22歳の学生以外の職業(無職を含む)では「結婚に障害あり」と回答した者の割合は76%であったのに対し、学生では85%であり、学生であることはそれ自体ある程度結婚市場参入の妨げになっているものと見られる。

14) 未婚女子を対象とした調査の分析結果によれば、25-29歳女子の結婚難意識を持つ(独身でいる最大の理由を「適当な相手にまだめぐり会わないから」を選択した)者の学歴別割合は、中学25.0%、高校38.8%、短大48.9%、大学46.4%であり、短大で最大となっているが、ほぼ高学歴ほど結婚難意識が強い。すなわち、高学歴な者ほど「適切」な相手と出会う機会が少ないと見られ、女子の高学歴化に伴ってこの意味での「結婚難」が進展することは充分考えられる。

---

 資 料
 

---

## 日本の出生動向：1993年

小島克久・山本千鶴子

## 1. はじめに

1993年の日本の出生動向を人口動態統計<sup>1)</sup>を用いて報告する。出生率の計算方法は以下のように前回<sup>2)</sup>までと基本的に同じである。したがって、統計情報部などの公表数値およびこれに基づく出生率とは以下の(1)、(2)の2点において異なる<sup>3)</sup>。

- (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(1993年は1,188,282)は日本国籍のもの(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(父母の国籍がともに外国, 1993年は9,618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、1993年の日本国籍出生児総数1,188,282のうち父母のどちらか一方が外国人である出生児数は18,632, 日本国籍出生児総数のうち1.57%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、日本人の出生率は1.57%(男で0.52%, 女で1.04%)大きくなる。1993年の女性の合計出生率の公表値は1.46<sup>4)</sup>であるが、分母・分子に外国人を含めると後述のように1.45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<sup>5)</sup>。
- (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。

---

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1993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：1993年」、『人口問題研究』, 第50巻3号, 1994年10月, pp 76-84.

4) 前掲注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、1992年、93年の人口は総務庁統計局の以下の文献による。『平成4年10月1日現在推計人口』, (人口推計資料No. 65, 1993年6月) および『平成5年10月1日現在推計人口』, (人口推計資料No. 66, 1994年5月)。

なお、非嫡出出生数は1993年に14,739（うち外国人1,074）で、総出生数1,188千の1.2%で、1992年と同じ割合である。

- (5) 女子の14歳以下の出生数（1993年非嫡出14）は15歳に加えた。なお、50歳以上の出生数は0であった。
- (6) 父または母の年齢不詳の出生数（父14, 母嫡出11, 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)<sup>6)</sup>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. 若年と高年で出生数増加

出生数は1993年に1,198千件となり、前年の1,218千件から20千件少なくなった（表1）。出生数の動向は、1974年から1990年まで16年間続いた減少傾向が1991年で上昇に転じたが、1992年から再び減少

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

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（1992年 839人、1993年 1,074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

父日本人母日本人には母日本人の非嫡出児（1992年 13,738人、1993年 13,665人）を含む。

に転じている。

このうち外国籍の出生児数は1993年には9,618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少しずつ増加し、1993年には両方合わせて18,632件で総出生数の1.6%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3.34%<sup>7)</sup>に比べて非常に小さい。

1993年の年齢別の出生数をみると第2次ベビーブーム世代に近い世代がしだいに結婚・出産を始め、男は18～22歳と25～28歳（27歳を除く）、女は25～28歳（27歳を除く）で男女とも出生数が増大している（後出表5）。これは、あとでみるように年齢別出生率は男では22～36歳（25歳を除く）、女では16～33歳で低下しているが、26歳以下の人口がしだいに多くなる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1992年の31.75歳から31.73歳に低下したが、女は28.93歳から28.97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<sup>8)</sup>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。1970～1993年の出生数減少には、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<sup>9)</sup>。

### 3. 合計出生率は男女共に低下、既婚合計出生率はさらに低下

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

7) 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、p. 42、表1-1。

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%、1993年に89.7%である。

9) 1993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。

$$\frac{1,198}{1,948} = \frac{12,808}{14,211} \times \frac{0.465}{0.628} \times \frac{0.201}{0.218}, 0.615 = 0.901 \times 0.740 \times 0.922$$

詳しくは、注2文献（1992年）参照。

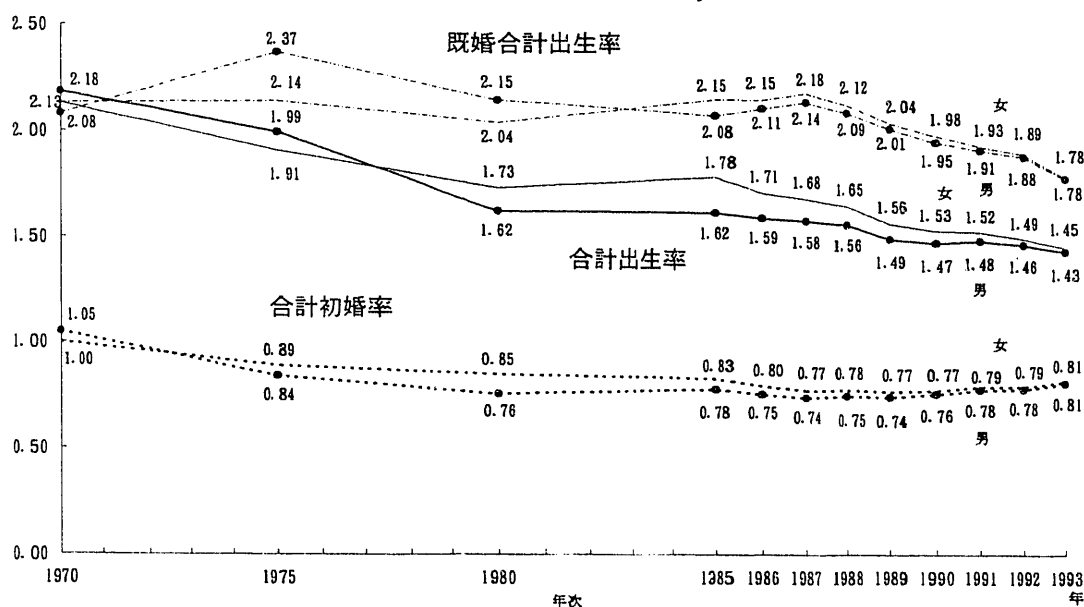
表3 性別合計出生率, 合計初婚率および既婚合計出生率  
Table 3 Total fertility rate, total first marriage rate, and ever-married total fertility rate

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

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



上昇したが、1992年以降再び低下し、1993年には1.43になった。一方、女は1970年の2.13から1993年の1.45に至るまで低下傾向が続いている。男女計の合計出生率は1991年は男のそれを反映して低下は止まったが、1992年から再び低下している。

表4 出生数および出生率の要因分解：1920～93年  
Table 4 Components of births and birth rate

年次	実数 (1,000人)				率					
	出生数 Births (1)	20～34歳 有配偶 女子人口 (2)	20～34歳 女子人口 (3)	総人口 (4)	粗出生率 C B R (1)/(4)	20～34歳 女子有配 偶出生率 (1)/(2)	20～34歳 女子有配 偶率 (2)/(3)	20～34歳 女子人口 割合 (3)/(4)	20～34歳 有配偶女子 人口割合 (2)/(4)	20～34歳 出生率 (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

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年以降の出生数は外国人および非嫡出生児を含む。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、92、93年は総務庁統計局『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)。

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へと低下した(表3, 図1)。既婚合計出生率は、合計出生率の低下にもかかわらず1989年ごろまで2以上を維持してきたが、1990年以後は2以下に低下している。

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、1992年から1993年にかけて、20～34歳女子有配偶率((2)/(3))はひきつづき低下し、20～34歳女子有配偶出生率((1)/(2))はやや低下した。これらは合計初婚率の上昇とは逆方向であるが、既婚合計出生率の低下とは、同方向の動きを示している。1992年の出産力調査データ<sup>10)</sup>によると1985年の2.17から1990年の2.04までの年次別の夫婦出生率は低下していることから、この既婚合計出生率の低下は、夫婦出生率の低下を示唆しているものと思われる。

#### 4. 年齢別出生率の分散はさらに大に、女の平均出生年齢は29歳を上回る

1993年の年齢別出生率は、1992年に比べおおむね男22～37歳、女16～33歳の年齢を除いていずれも

10) 『日本人の結婚と出産 平成4年第10回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)―第I報告書―』、(調査研究報告資料第7号)、1993年11月参照。

表5 性、年齢別出生数および出生率：1992、1993年  
Table 5 Births and birth rate by age and sex, 1992, 1993

年 齢	男 male				女 female				男女計 total	
	1992年		1993年		1992年		1993年		1992年	1993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	1,218,265	19.96	1,197,900	19.58	1,218,265	19.25	1,197,900	18.87	19.59	19.21
15	-	-	-	-	124	0.14	126	0.15	0.07	0.07
16	-	-	-	-	646	0.71	590	0.68	0.35	0.33
17	-	-	-	-	1,964	2.07	1,804	1.99	1.01	0.97
18	1,577	1.51	1,512	1.51	4,880	4.91	4,449	4.68	3.16	3.05
19	4,481	4.26	4,687	4.48	10,961	10.95	10,678	10.76	7.52	7.54
20	9,014	8.76	9,422	8.97	18,494	18.84	18,420	18.41	13.68	13.58
21	14,218	14.22	14,844	14.45	27,545	28.78	27,463	27.99	21.34	21.06
22	20,336	20.97	20,339	20.36	37,300	40.11	37,339	39.00	30.34	29.48
23	27,999	29.67	27,623	28.47	52,018	57.11	49,597	53.25	43.15	40.61
24	37,880	40.92	37,244	39.45	70,262	78.34	66,750	73.28	59.33	56.07
25	45,964	53.11	49,315	53.28	81,936	97.28	85,510	95.31	74.90	73.97
26	55,192	71.43	58,076	67.15	93,753	124.40	96,016	113.98	97.58	90.26
27	76,680	88.31	66,514	86.08	119,588	141.06	100,827	133.75	114.37	109.62
28	85,148	102.61	86,951	100.13	118,702	146.63	119,936	141.37	124.34	120.51
29	92,710	114.74	90,437	108.93	114,264	145.00	112,463	138.87	129.68	123.72
30	95,233	121.02	94,433	116.89	101,171	131.65	101,528	128.79	126.27	122.77
31	94,039	120.35	92,522	117.56	86,244	113.00	85,863	111.71	116.72	114.67
32	91,052	115.16	87,307	111.76	71,492	92.40	70,432	92.28	103.90	102.13
33	85,619	107.41	81,077	102.59	58,053	74.28	57,165	73.90	91.01	88.40
34	73,149	93.94	73,788	92.59	42,904	56.07	45,073	57.67	75.17	75.30
35	63,442	81.67	62,057	79.74	32,254	42.26	33,173	43.35	62.14	61.70
36	54,461	66.83	52,164	67.22	23,894	29.84	23,440	30.71	48.50	49.12
37	44,604	53.13	43,045	52.87	17,236	20.91	16,881	21.09	37.17	37.12
38	35,090	41.01	34,867	41.58	11,548	13.67	11,787	14.30	27.43	28.06
39	27,925	30.73	26,950	31.53	8,157	9.05	7,929	9.39	19.94	20.53
40	22,115	22.92	21,352	23.53	5,436	5.68	5,280	5.86	14.34	14.73
41	16,884	16.36	16,353	16.97	3,405	3.33	3,390	3.55	9.88	10.29
42	13,038	11.64	12,600	12.23	2,031	1.83	1,951	1.91	6.76	7.09
43	10,022	8.37	9,789	8.76	1,158	0.98	1,120	1.01	4.69	4.90
44	7,241	6.12	7,525	6.29	542	0.46	566	0.48	3.30	3.40
45	4,307	4.19	5,163	4.37	224	0.22	229	0.20	2.22	2.29
46	2,087	2.80	3,274	3.20	51	0.07	84	0.08	1.44	1.65
47	1,584	1.94	1,516	2.04	23	0.03	28	0.04	0.98	1.04
48	1,362	1.47	1,230	1.52	3	0.00	11	0.01	0.73	0.76
49	954	1.04	1,078	1.17	1	0.00	2	0.00	0.52	0.58
50	733	0.78	705	0.77	-	-	-	-	0.39	0.38
51	527	0.59	526	0.57	2	0.00	-	-	0.29	0.28
52	383	0.47	424	0.48	-	-	-	-	0.23	0.24
53	245	0.33	280	0.35	-	-	-	-	0.16	0.17
54	203	0.26	185	0.25	-	-	-	-	0.13	0.12
15-19	6,058	1.22	6,198	1.29	18,574	3.94	17,646	3.87	2.54	2.55
20-24	109,448	22.48	109,472	21.93	205,620	43.97	199,569	41.74	33.01	31.62
25-29	355,694	85.83	351,293	82.43	528,241	130.71	514,751	123.99	107.99	102.94
30-34	439,091	111.59	429,127	108.27	359,864	93.42	360,061	92.91	102.60	100.68
35-39	225,523	53.75	219,084	53.94	93,088	22.52	93,210	23.32	38.25	38.75
40-44	69,300	12.60	67,619	12.97	12,573	2.31	12,308	2.38	7.48	7.69
45-49	10,294	2.32	12,261	2.62	302	0.07	354	0.08	1.19	1.35
50-54	2,091	0.50	2,121	0.50	2	0.00	-	-	0.25	0.25
55-59	507	0.13	516	0.13	-	-	-	-	0.06	0.06
60-64	225	0.07	173	0.05	-	-	-	-	0.03	0.02
65-69	31	0.01	31	0.01	-	-	-	-	0.01	0.01
70-74	1	0.00	2	0.00	-	-	-	-	0.00	0.00
75歳以上	2	0.00	1	0.00	-	-	-	-	0.00	0.00
合 計	1,218,265	1,462.09	1,197,900	1,431.05	1,218,265	1,492.07	1,197,900	1,449.81	1,475.62	1,439.01
平均年齢	31.75	31.74	31.73	31.81	28.93	29.10	28.97	29.20	30.42	30.51

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。



上昇し、分散がより大になった。男の年齢別出生率の最高値は、31歳で0.11756であった。この値は前年の最高値（30歳で0.12102）よりも低い。女の最高値は1987年以来ひきつづき28歳で、1993年は0.14137で、前年よりさらに低下した（表5、図2参照）。

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1993年に31.81歳で1975年の30.49歳以来1.32歳上昇した。女では1993年に29.20歳で前年より0.10歳上昇し、1975年の27.48歳から1.72歳上昇した。なお、男の件数による平均年齢（31.73歳）は率による平均年齢（31.81歳）を初めて下回った。これに対して、女の件数による平均年齢（28.97歳）はすでに率による平均年齢（29.20歳）より低くなっている（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

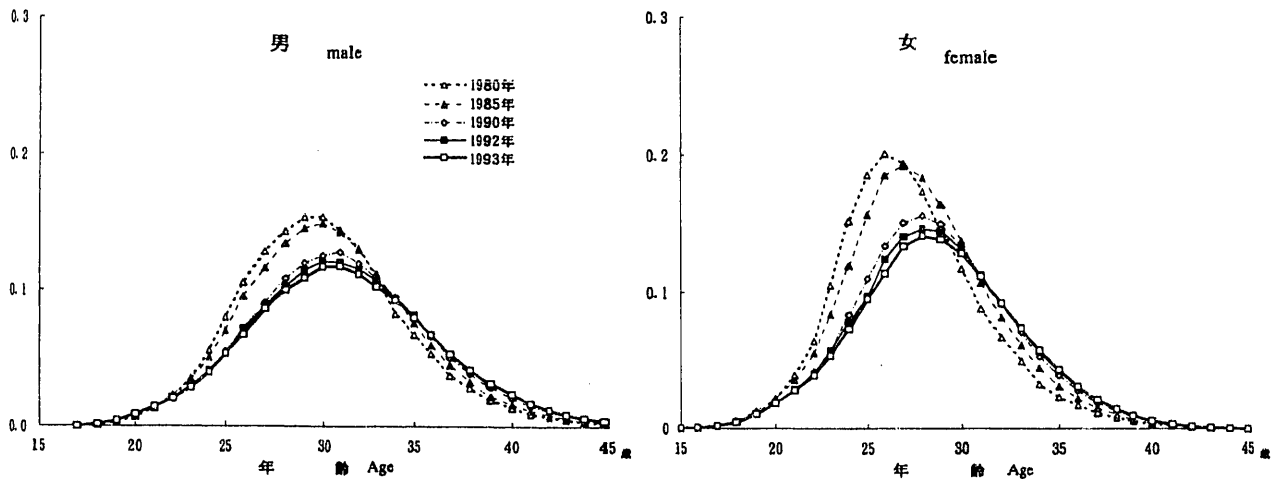
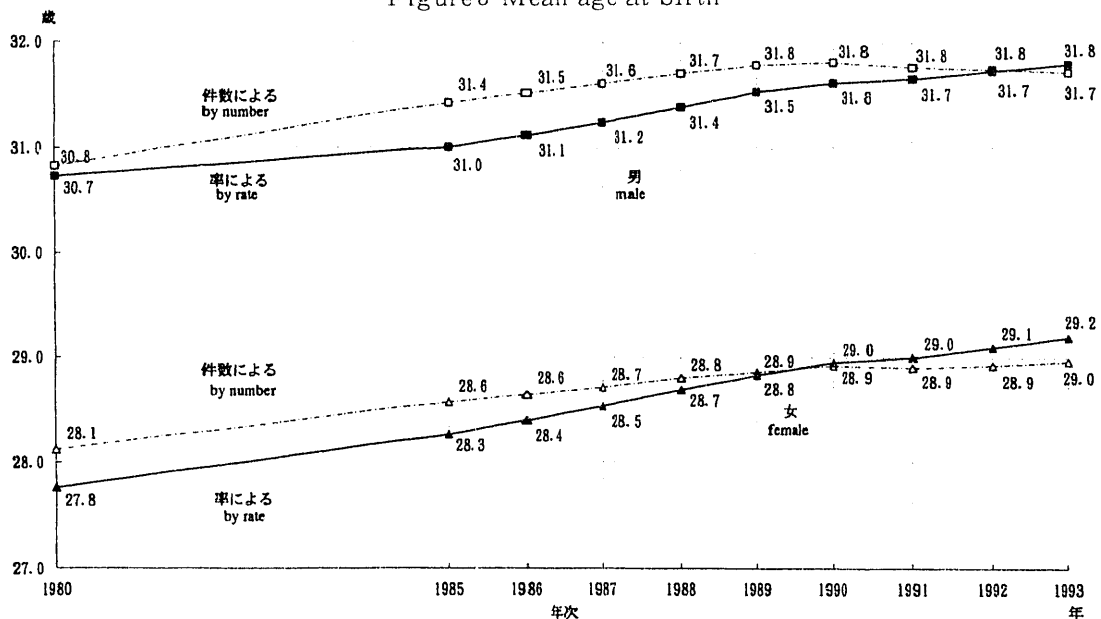


図3 平均出生年齢の推移  
Figure 3 Mean age at birth



## 日本の婚姻・離婚の動向：1993年

山本千鶴子・小島克久

はじめに

1993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<sup>1)</sup>。婚姻率および離婚率の計算方法は以下のとおり前回までと基本的に同じであり<sup>2)</sup>、人口動態統計公表統計およびこれに基づく率とは以下の4点(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<sup>3)</sup>。
- (2) 夫妻の国籍：日本国内におけるすべての婚姻および離婚とし、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<sup>4)</sup>。
- (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(1993年の婚姻女については2.52%、男については0.82%)、離婚についても(女3.16%、男0.85%)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

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：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。1993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1992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年離婚総数の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(1992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%)。

表1-1 夫妻の国籍別婚姻数：1965～1993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

日本における婚姻総数、人口動態統計の公表婚姻数はこの総数から「夫妻とも外国人」を引いたもの。1992年以降は夫の住所地が日本以外を含む。外国籍のうちわけは『人口統計資料集1995』（研究資料No.278）103ページ参照。

人口を用いる<sup>5)</sup>。

(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15，妻7，離婚：夫6，妻4）。婚姻は初婚・再婚別に按分した（年齢不詳は初婚の夫14，再婚の夫1，初婚の妻6，再婚の妻1）。

(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<sup>6)</sup>。最高年齢区分は99歳以上（1993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

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。

／合計死別率<sup>7)</sup>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. 婚姻件数はさらに増加

婚姻件数は1987年の699,163件を底として増加に転じており、1993年における796,726件は前年に比べ37,998件(5.0%)の増加で、1990～91年の増加率2.9%、1991～92年1.6%に比べてその伸びは非常に大きい(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(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669件増加して20,092件に、夫外国人妻日本人の婚姻は126件増加して6,565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795件増加して26,657件となり、総婚姻数の3.34%(夫日本人妻外国人の婚姻は2.52%、夫外国人妻日本人の婚姻は0.82%)で、1992年の3.41%よりやや減少した。夫妻とも日本人の婚姻は、766,001件で、1992年より37,422件増加した。これは1991～92年の増加(11,474件)の3倍以上である。したがって、夫妻とも日本人の婚姻の割合は少し増えて96.14%になった。夫妻とも外国人の婚姻は、4,068件で、1992年より219件減少し0.51%である。

初婚・再婚別にみると(表1-2)1990年から初婚が男女とも増加に転じ、1993年には男は前年より34,557件増加して695,745件となり、女は34,998件増加して708,539件となった。再婚は男では1990年まで増加したが、1991年にやや減少し、1992年からは再び増加に転じ、1993年は3,441件増加して100,981件である。女は1990年、91年はやや減少したが92年は少し増加し、1993年は3,000件ふえて88,187件である。その結果、1993年は男女ともに初婚の増加と再婚の増加が婚姻数の増大をもたらしたといえる。しかし、再婚が増加しているといっても総婚姻数に占める割合は男女とも1990年以来低

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：1988～1993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

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

下し、1993年には男12.7%、女11.1%である。このことは、初婚の増加が再婚の増加以上に大きいということである。

年齢別にみると、1993年には男では18歳、27歳および40代の前半を除く多くの年齢で婚姻数および初婚数の増加がみられる(表1-3、表1-4)。これは1993年の45歳以下の年齢別人口が1966年(ひのえうま)生まれを除き36歳(1956、57年生まれ)において最小で、35歳以下の各年齢別人口が前年に比べて(19歳以下、27歳、32歳、33歳を除き)増加していることが影響している。あとでみるように婚姻率も初婚率も前年に比べてほとんどの年齢で上昇している。女の婚姻数、初婚数についてもほぼ同様であるが、10代後半、27歳および40代で減少している。27歳では婚姻数は61,183件で7,240件の減少(1966年生まれの人口減少と率の低下による)がみられる。

年齢別再婚数は男では30歳代、45、46歳および50歳代で減少している。女は20代の後半までの若い年齢および30代後半から40代前半で減少している。これは主として年齢別人口の減少によるものである。

## 2. 合計婚姻率、合計初婚率および合計再婚率の上昇

合計婚姻率は男女とも1987年を底とし、それ以降、1989年を除いて上昇傾向を示し、1993年には男92.9%、女91.8%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年の73.8%を底とし1989年を除いて上昇し、1993年には80.6%になった。女では1989年の76.7%を底として上昇し、1993年には81.4%である。男女差はポイント8%あり、年々縮まっている。

合計再婚率は男女とも1980年以來上昇しており(男は1991年、92年にわずかに低下)、1993年には男12.3%、女10.4%になった(表1-5、図1-1)。合計死別再婚率は1993年には前年よりわずかに低下し、男10.40%、女4.22%となり、合計離別再婚率はやや上昇し、男113.0%、女99.9%となった。合計再婚割合(合計婚姻率に占める合計再婚率の割合)は1980年から1989年にかけて上昇してきたが、1990年以後減少し、1993年の男は132%、女は前年と同じの113%である。長期的にみると、合計再婚率は1980年から1993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104%までポイント21%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19%まで縮まった。

合計死別再婚率は1980年から1993年にかけて男は18%から10%へ、女は6%から4%へ、男女と

表1-3 性・年齢(各歳・5歳階級)別人口, 婚姻数および婚姻率: 1993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, 194, 890	796, 726	13. 02	63, 491, 256	796, 726	12. 55
15	882, 469	--	--	839, 273	--	--
16	911, 803	--	--	865, 339	762	0. 88
17	956, 481	--	--	906, 498	2, 304	2. 54
18	1, 002, 443	3, 282	3. 27	951, 128	6, 970	7. 33
19	1, 046, 180	7, 033	6. 72	992, 173	14, 900	15. 02
20	1, 050, 447	14, 347	13. 66	1, 000, 307	27, 039	27. 03
21	1, 027, 496	20, 309	19. 77	981, 167	37, 803	38. 53
22	999, 135	27, 315	27. 34	957, 507	51, 715	54. 01
23	970, 295	37, 600	38. 75	931, 356	68, 511	73. 56
24	944, 000	51, 386	54. 43	910, 857	85, 873	94. 28
25	925, 506	66, 508	71. 86	897, 175	94, 040	104. 82
26	864, 887	70, 404	81. 40	842, 409	83, 576	99. 21
27	772, 704	62, 521	80. 91	753, 851	61, 183	81. 16
28	868, 366	68, 381	78. 75	848, 413	57, 061	67. 26
29	830, 222	58, 077	69. 95	809, 835	41, 372	51. 09
30	807, 872	49, 398	61. 15	788, 339	29, 493	37. 41
31	787, 015	39, 888	50. 68	768, 617	21, 516	27. 99
32	781, 201	32, 586	41. 71	763, 238	15, 993	20. 95
33	790, 334	27, 143	34. 34	773, 554	12, 654	16. 36
34	796, 955	22, 506	28. 24	781, 539	10, 268	13. 14
35	778, 210	17, 896	23. 00	765, 211	8, 037	10. 50
36	775, 981	14, 460	18. 63	763, 159	6, 265	8. 21
37	814, 133	12, 045	14. 80	800, 368	5, 435	6. 79
38	838, 581	10, 358	12. 35	824, 110	4, 675	5. 67
39	854, 704	8, 846	10. 35	844, 150	4, 063	4. 81
40	907, 611	7, 764	8. 55	900, 700	3, 620	4. 02
41	963, 637	6, 779	7. 03	955, 977	3, 369	3. 52
42	1, 029, 977	6, 218	6. 04	1, 021, 631	3, 314	3. 24
43	1, 117, 838	6, 156	5. 51	1, 109, 421	3, 344	3. 01
44	1, 195, 492	5, 844	4. 89	1, 186, 045	3, 479	2. 93
45	1, 180, 892	5, 285	4. 48	1, 170, 831	3, 444	2. 94
46	1, 024, 198	4, 198	4. 10	1, 015, 189	2, 851	2. 81
47	742, 809	2, 644	3. 56	742, 865	1, 841	2. 48
48	811, 562	2, 607	3. 21	820, 615	2, 061	2. 51
49	920, 228	2, 881	3. 13	933, 529	2, 213	2. 37
49歳以下	31, 971, 662	772, 668	892. 57	31, 216, 374	781, 045	898. 40
15-19	4, 799, 376	10, 315	2. 15	4, 554, 411	24, 936	5. 48
20-24	4, 991, 374	150, 957	30. 24	4, 781, 193	270, 941	56. 67
25-29	4, 261, 684	325, 892	76. 47	4, 151, 683	337, 231	81. 23
30-34	3, 963, 375	171, 520	43. 28	3, 875, 288	89, 925	23. 20
35-39	4, 061, 609	63, 606	15. 66	3, 996, 998	28, 475	7. 12
40-44	5, 214, 555	32, 762	6. 28	5, 173, 774	17, 126	3. 31
45-49	4, 679, 689	17, 615	3. 76	4, 683, 028	12, 410	2. 65
50-54	4, 283, 039	10, 245	2. 39	4, 364, 575	7, 703	1. 76
55-59	3, 895, 677	6, 411	1. 65	4, 053, 550	4, 312	1. 06
60-64	3, 469, 579	3, 827	1. 10	3, 720, 269	2, 070	0. 56
65-69	2, 717, 816	1, 862	0. 69	3, 205, 617	973	0. 30
70-74	1, 676, 039	923	0. 55	2, 512, 109	408	0. 16
75歳以上	2, 425, 696	790	0. 33	4, 200, 431	215	0. 05
合 計	50, 439, 509	796, 726	929. 11	53, 272, 925	796, 726	918. 18
平均年齢	...	30. 27	30. 83	...	27. 61	27. 88

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)初婚数, 初婚率および再婚数, 再婚率: 1993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	695,745	11.37	708,539	11.16	100,981	1.65	88,187	1.39
15	—	—	—	—	—	—	—	—
16	—	—	760	0.88	—	—	2	0.00
17	—	—	2,300	2.54	—	—	4	0.00
18	3,282	3.27	6,937	7.29	—	—	33	0.03
19	7,017	6.71	14,797	14.91	16	0.02	103	0.10
20	14,268	13.58	26,745	26.74	79	0.08	294	0.29
21	20,075	19.54	37,212	37.93	234	0.23	591	0.60
22	26,876	26.90	50,734	52.99	439	0.44	981	1.02
23	36,938	38.07	67,058	72.00	662	0.68	1,453	1.56
24	50,297	53.28	83,960	92.18	1,089	1.15	1,913	2.10
25	65,058	70.29	91,537	102.03	1,450	1.57	2,503	2.79
26	68,632	79.35	80,624	95.71	1,772	2.05	2,952	3.50
27	60,403	78.17	58,031	76.98	2,118	2.74	3,151	4.18
28	65,642	75.59	53,139	62.63	2,739	3.15	3,921	4.62
29	54,959	66.20	37,335	46.10	3,118	3.76	4,037	4.99
30	45,966	56.90	25,490	32.33	3,432	4.25	4,003	5.08
31	36,255	46.07	17,608	22.91	3,633	4.62	3,908	5.08
32	28,791	36.85	12,263	16.07	3,795	4.86	3,730	4.89
33	23,228	29.39	9,241	11.95	3,914	4.95	3,413	4.41
34	18,483	23.19	6,980	8.93	4,023	5.05	3,288	4.21
35	14,116	18.14	4,999	6.53	3,780	4.86	3,038	3.97
36	10,927	14.08	3,598	4.71	3,533	4.55	2,667	3.49
37	8,616	10.58	2,767	3.46	3,429	4.21	2,668	3.33
38	6,955	8.29	2,236	2.71	3,403	4.06	2,439	2.96
39	5,538	6.48	1,721	2.04	3,308	3.87	2,342	2.77
40	4,501	4.96	1,268	1.41	3,263	3.60	2,352	2.61
41	3,603	3.74	1,092	1.14	3,176	3.30	2,277	2.38
42	2,955	2.87	921	0.90	3,263	3.17	2,393	2.34
43	2,598	2.32	850	0.77	3,558	3.18	2,494	2.25
44	2,151	1.80	734	0.62	3,693	3.09	2,745	2.31
45	1,681	1.42	744	0.64	3,604	3.05	2,700	2.31
46	1,240	1.21	577	0.57	2,958	2.89	2,274	2.24
47	658	0.89	337	0.45	1,986	2.67	1,504	2.02
48	513	0.63	365	0.44	2,094	2.58	1,696	2.07
49	545	0.59	417	0.45	2,336	2.54	1,796	1.92
49歳以下	692,770	801.38	705,379	809.93	79,898	91.20	75,666	88.47
15-19	10,299	2.15	24,794	5.44	16	0.00	142	0.03
20-24	148,454	29.74	265,709	55.57	2,503	0.50	5,232	1.09
25-29	314,695	73.84	320,667	77.24	11,197	2.63	16,564	3.99
30-34	152,723	38.53	71,583	18.47	18,797	4.74	18,342	4.73
35-39	46,153	11.36	15,321	3.83	17,453	4.30	13,154	3.29
40-44	15,808	3.03	4,865	0.94	16,953	3.25	12,261	2.37
45-49	4,637	0.99	2,440	0.52	12,978	2.77	9,970	2.13
50-54	1,604	0.37	1,359	0.31	8,641	2.02	6,344	1.45
55-59	706	0.18	834	0.21	5,705	1.46	3,478	0.86
60-64	333	0.10	532	0.14	3,494	1.01	1,538	0.41
65-69	166	0.06	265	0.08	1,696	0.62	708	0.22
70-74	93	0.06	108	0.04	830	0.50	300	0.12
75歳以上	73	0.03	62	0.01	717	0.30	153	0.04
合 計	695,745	805.67	708,539	814.03	100,981	123.44	88,187	104.15
平均年齢	28.62	28.90	26.29	26.55	41.59	43.38	38.22	38.25

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: 1980~93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
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	113.7	20.4	223	179
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	4.36	96.3	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
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

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.

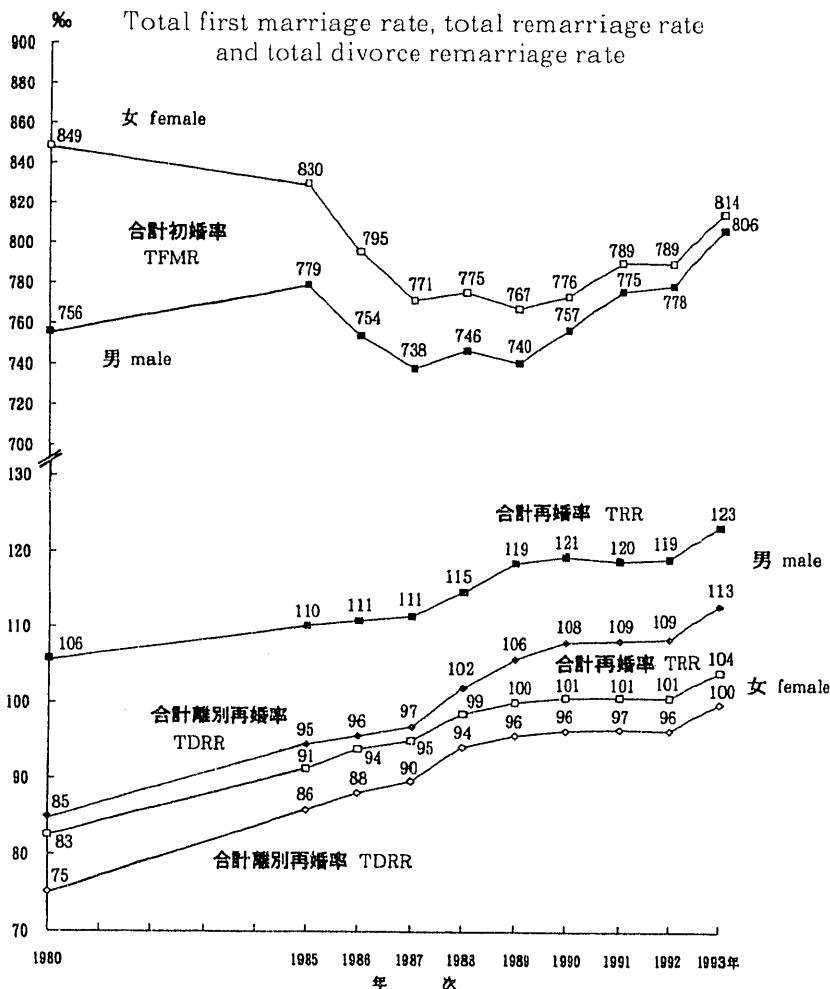
合計再婚割合=合計再婚率/合計婚姻率, 離別再婚割合=合計離別再婚率/合計離婚率, 死別再婚割合=合計死別再婚率/合計死別率. 合計離婚率は表2-2参照. 合計死別率については脚注8参照.

有配偶合計離婚率=合計離婚率/合計初婚率.



もおおむね単調に減少している。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。念のため、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1993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20.4%，女62.3%で，これに対する合計死別再婚率（49歳以下）の割合（＝死別再婚割合）を計算すると，1980年男 $5.82/27.5=0.212$ ，女 $4.53/83.5=0.054$ ，1993年男 $2.32/20.4=0.114$ ，女 $2.19/62.3=0.035$ となる。つまり，49歳以下の死別再婚割合は1980年から1993年にかけて大きく低下している。したがって，合計死別再婚率の低下は死別による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。

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



これに対して，合計離別再婚率は1980年から1993年にかけて男は84.91%から113.04%に，女は75.11%から99.94%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1993年も引き続き低下し，男507.00%，女452.79%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く，その数倍以上である<sup>8)</sup>。

### 3. 年齢別初婚率および年齢別再婚率の上昇

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年には26歳（81.40%）と推移している。女では1987年以後25歳にあり，1993年は104.82%である。（前出表1-3）。

1989年までについては男は30歳以下，女は26歳以下の各年齢で低下し，それ以降の年次では男女と

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.

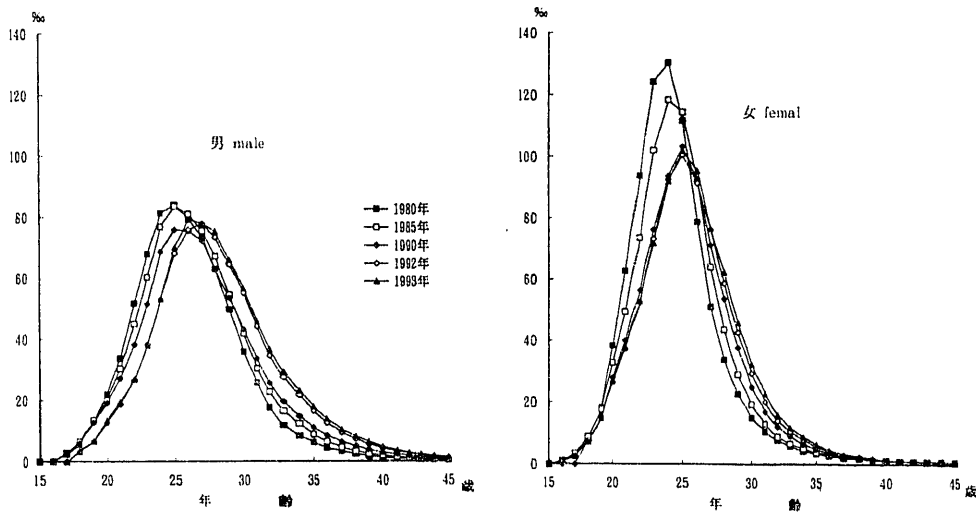
表1-6 性・年齢5歳階級別累積初婚率および合計初婚率：1980～93年  
Cumulated first marriage rates within 5 year group and total first marriage rates

(%)

年 齢	男					女				
	1980年	1985年	1990年	1992年	1993年	1980年	1985年	1990年	1992年	1993年
15 - 19	7.67	9.24	8.55	9.72	9.98	30.84	31.00	26.29	25.60	25.62
20 - 24	188.77	169.20	149.08	149.63	151.37	450.05	376.31	294.71	282.24	281.83
25 - 29	381.68	384.71	355.95	360.72	369.61	298.40	344.04	358.63	370.52	383.45
30 - 34	141.28	166.52	176.06	183.64	192.40	43.97	53.38	70.10	82.39	92.19
35 - 39	25.10	35.90	46.37	52.06	57.58	11.91	13.21	15.01	17.36	19.46
40 - 44	5.71	7.79	12.31	14.04	15.69	4.92	4.57	4.73	4.77	4.84
45 - 49	1.99	2.40	3.75	4.25	4.74	3.34	2.55	2.55	2.37	2.55
50 - 54	1.09	0.97	1.60	1.63	1.85	2.35	1.86	1.65	1.50	1.54
55 - 59	0.83	0.64	0.91	0.81	0.91	1.37	1.21	1.14	0.99	1.03
60 - 64	0.54	0.55	0.63	0.51	0.48	0.76	0.75	0.73	0.64	0.71
65 - 69	0.43	0.37	0.44	0.34	0.30	0.40	0.37	0.45	0.40	0.41
70 - 74	0.35	0.17	0.25	0.26	0.27	0.22	0.17	0.15	0.29	0.21
75歳以上	0.56	0.22	0.79	0.44	0.49	0.09	0.08	0.20	0.14	0.21
合計初婚率										
49歳以下	752.21	775.76	752.07	774.05	801.38	843.42	825.06	772.02	785.26	809.93
総	756.00	778.68	756.70	778.04	805.67	848.61	829.50	776.34	789.14	814.03
平均年齢(件数)	27.99	28.36	28.60	28.58	28.62	25.49	25.73	26.07	26.19	26.29
平均年齢(率)	27.70	28.14	28.68	28.80	28.90	25.27	25.66	26.22	26.42	26.55

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、28.4歳。女：25.2、25.5、25.9、25.9、26.0、26.1歳である。

図1-2 性、年齢別初婚率：1980、85、90、92、93年  
Age-specific first marriage rate



もほとんどの年齢で上昇している。1993年は前年より全般的に上昇したが、男の23歳、女の10代の後半から20代の前半の一部、および40代の前半にかけて低下している。

1993年の年齢別初婚率については、前年に比べて男は23歳を除くすべての年齢で上昇している。女では17歳、18歳、23歳、24歳、44歳を除く年齢で上昇した（表1-4と注2文献「日本の婚姻・離婚の動向：1992年」の表1-4の初婚率参照、表1-6、図1-2）。年齢別再婚率では男は1992年より全体的に上昇している。女は20代の一部、40代前半、60代後半の一部を除いて上昇している（前出表1-4と注2文献「日本の婚姻・離婚の動向：1992年」の表1-4の再婚率参照、図1-3）。

图1—3 性, 年龄别再婚率: 1980, 85, 90, 92, 93年  
Age-specific remarriage rate

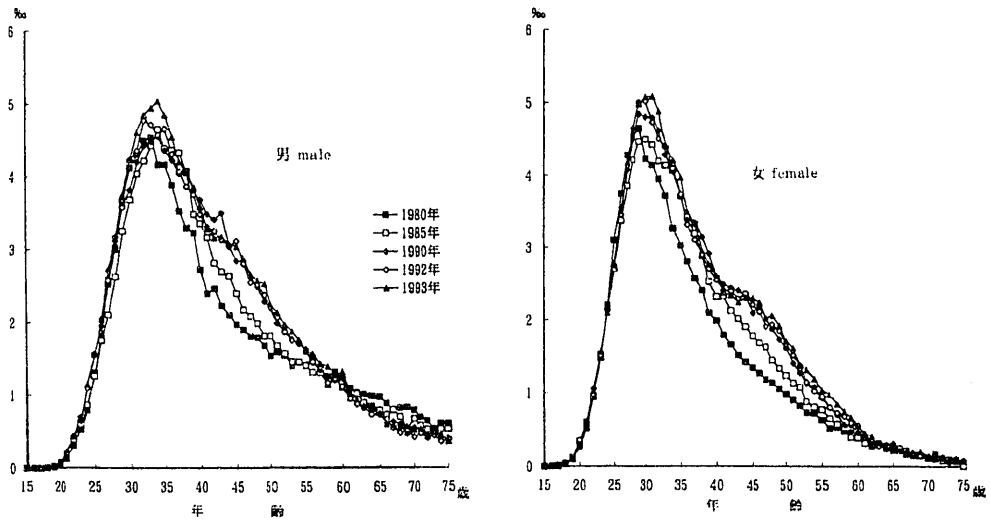


图1—4 性, 年龄别死别再婚率: 1980, 85, 90, 92, 93年  
Age-specific widowed remarriage rate

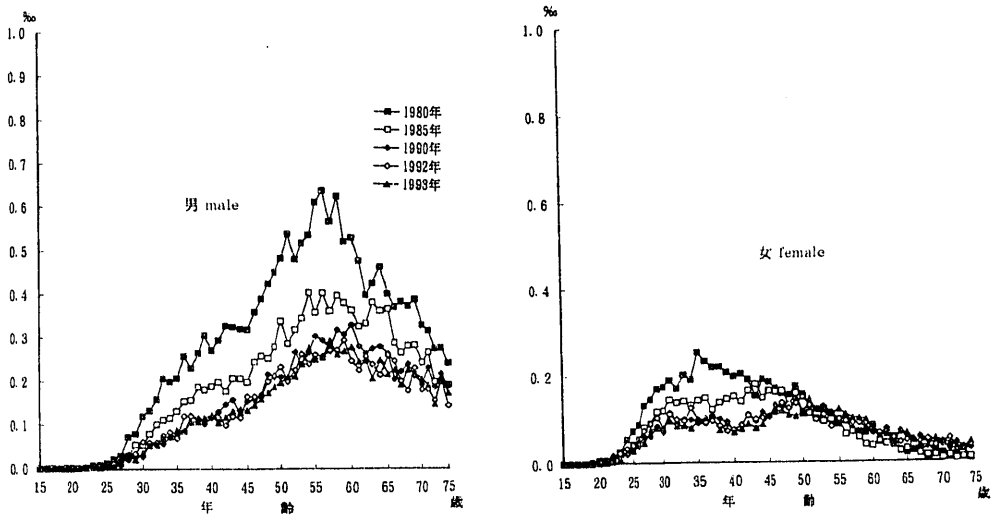


图1—5 性, 年龄别离别再婚率: 1980, 85, 90, 92, 93年  
Age-specific divorce remarriage rate

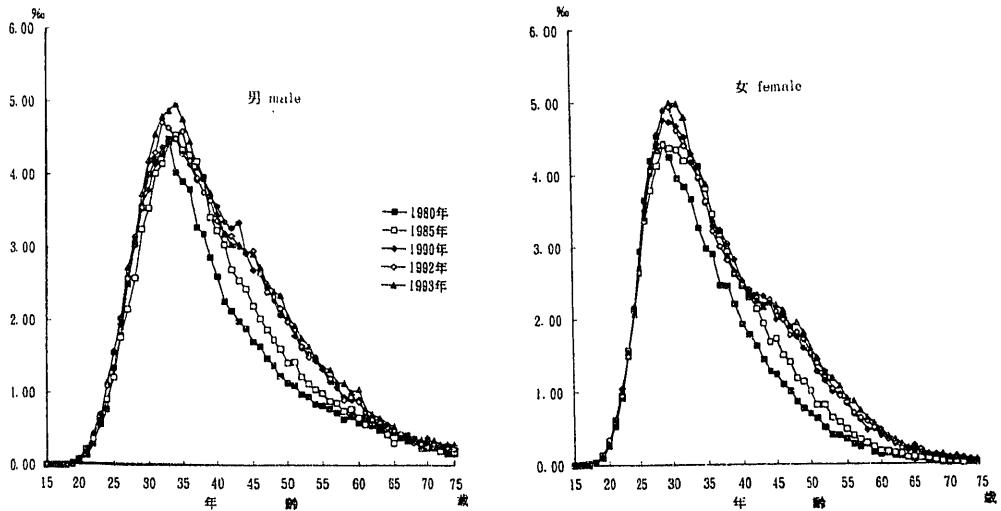


表1-7 性・年齢5歳階級別累積死別・離別再婚率および合計死別再婚率，合計離別再婚率：男1980～93年  
 Cumulated remarriage rates within 5 year age group by previous marital status : male (%)

年 齢	死 別					離 別				
	1980年	1985年	1990年	1992年	1993年	1980年	1985年	1990年	1992年	1993年
15 - 19	--	0.60	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.02	0.02	0.02
20 - 24	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	1.79	2.20	2.51	2.47	2.57
25 - 29	0.22	0.12	0.08	0.09	0.07	12.20	10.95	12.73	12.85	13.19
30 - 34	0.82	0.47	0.28	0.34	0.29	21.00	20.70	21.24	22.34	23.43
35 - 39	1.27	0.82	0.51	0.54	0.51	17.02	20.17	20.02	20.15	21.04
40 - 44	1.55	0.98	0.68	0.58	0.62	10.86	13.95	16.46	15.68	15.71
45 - 49	1.95	1.24	0.92	0.91	0.81	7.42	9.43	12.20	12.49	12.92
50 - 54	2.56	1.70	1.19	1.17	1.14	4.99	6.23	8.38	8.49	8.88
55 - 59	2.97	1.91	1.51	1.36	1.34	3.63	4.25	5.40	5.51	5.97
60 - 64	2.30	1.77	1.43	1.19	1.23	2.68	2.77	3.33	3.36	3.76
65 - 69	1.92	1.49	1.15	1.12	1.09	1.85	1.67	1.93	1.87	2.01
70 - 74	1.44	1.10	1.02	0.87	0.93	1.00	1.14	1.42	1.26	1.54
75歳以上	1.44	1.40	4.22	2.46	2.36	0.45	1.03	2.45	2.10	2.01
合計再婚率 49歳以下	5.82	3.64	2.47	2.48	2.32	70.31	77.43	85.18	85.99	88.87
総 平均年齢(件数)	18.44	13.00	12.99	10.64	10.40	84.91	94.51	108.09	108.58	113.04
平均年齢(率)	50.64	52.32	54.94	54.60	55.06	37.57	39.12	40.48	40.55	40.70
平均年齢(率)	55.98	57.56	66.06	61.80	62.13	39.82	40.64	41.85	41.54	41.65

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1980～93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	1992年	1993年	1980年	1985年	1990年	1992年	1993年
15 - 19	--	--	0.00	0.00	0.00	0.15	0.19	0.15	0.14	0.14
20 - 24	0.11	0.06	0.06	0.09	0.06	5.35	5.58	5.67	5.46	5.52
25 - 29	0.61	0.39	0.28	0.36	0.28	19.56	18.35	19.41	19.58	19.80
30 - 34	0.92	0.67	0.47	0.51	0.43	18.98	21.25	22.08	22.24	23.24
35 - 39	1.13	0.69	0.48	0.44	0.47	13.02	16.01	16.02	15.33	16.06
40 - 44	0.93	0.78	0.48	0.46	0.40	8.07	10.56	11.81	11.56	11.50
45 - 49	0.83	0.77	0.62	0.61	0.55	4.98	6.95	9.31	9.42	10.01
50 - 54	0.62	0.51	0.60	0.56	0.61	2.64	3.86	5.89	6.17	6.59
55 - 59	0.38	0.32	0.45	0.45	0.52	1.34	1.76	3.11	3.31	3.76
60 - 64	0.25	0.18	0.32	0.31	0.30	0.61	0.77	1.48	1.59	1.75
65 - 69	0.11	0.11	0.25	0.22	0.24	0.28	0.37	0.76	0.86	0.86
70 - 74	0.07	0.04	0.16	0.18	0.19	0.10	0.14	0.35	0.39	0.40
75歳以上	0.05	0.01	0.26	0.16	0.17	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	2.48	2.19	70.11	78.89	84.46	83.73	86.28
総 平均年齢(件数)	6.01	4.55	4.44	4.36	4.22	75.11	85.82	96.42	96.35	99.94
平均年齢(率)	40.70	42.45	47.04	46.40	47.65	34.37	36.03	37.55	37.71	37.84
平均年齢(率)	42.71	43.50	48.71	48.02	49.29	34.99	36.04	37.49	37.62	37.78

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。

死別再婚率は男女とも全体に低下しているが，女は50歳代で上昇している（表1-7，図1-4）。  
 離別再婚率ではほとんどの年齢で上昇している（前出表1-7，図1-5）。

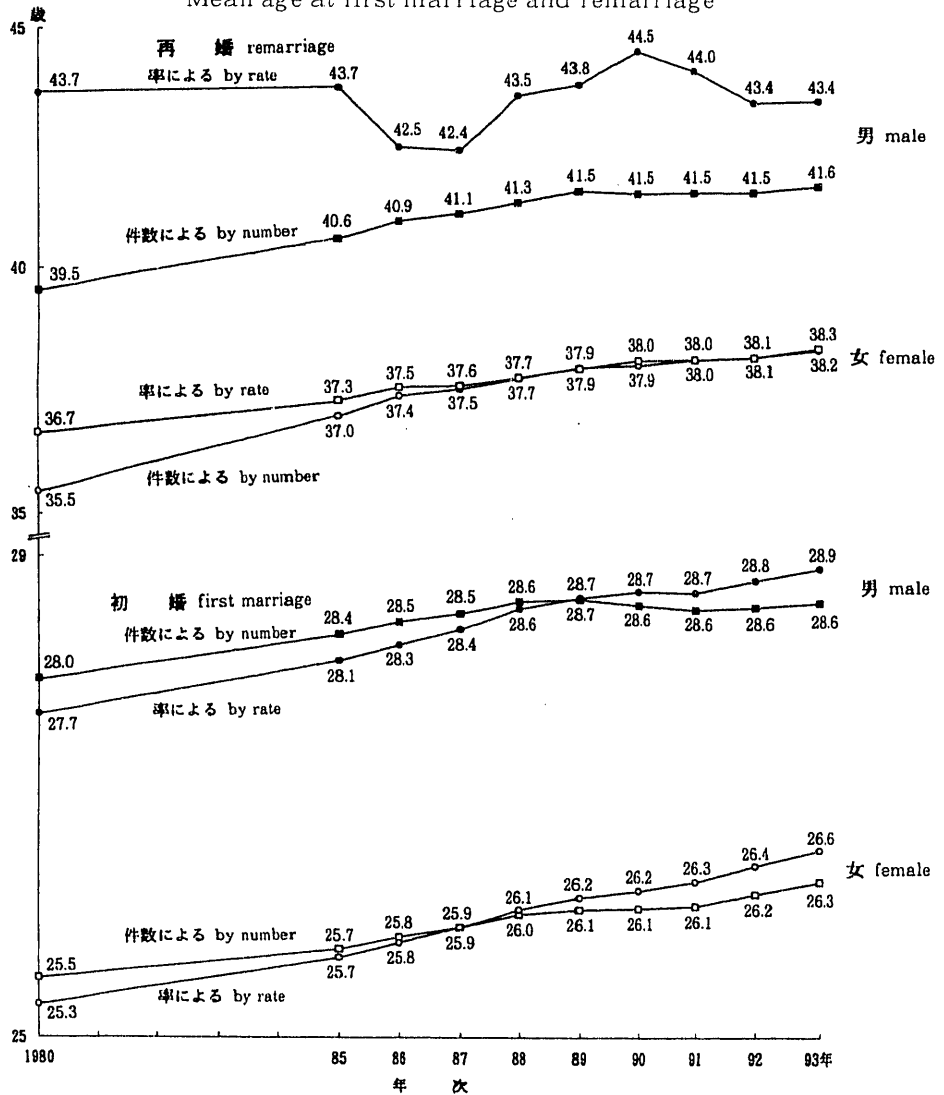
#### 4. 平均初婚年齢の上昇

率による平均婚姻年齢は1993年に、男は30.83歳、女は27.88歳で前年より0.10歳、0.14歳上昇した(前出表1-3)。初婚年齢は男28.90歳、女26.55歳で、男は0.10歳、女は0.13歳高年齢化した。したがって、初婚年齢の男女差は2.35歳で前年より0.03歳小さくなった(表1-6)。再婚年齢は男43.38歳で、0.03歳高年齢化し、女は38.25歳で、0.18歳高くなった。男女とも婚姻年齢の上昇は初婚および再婚の高年齢化によってもたらされた(前出表1-4, 図1-6)。

再婚を死別・離別にわけると、男では62.13歳、41.65歳で、前年に比べてどちらも高年齢化している。女ではそれぞれ49.29歳、37.78歳で死別再婚の平均年齢は1.27歳、離別再婚の方は0.16歳高年齢化している(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30.27歳、女は27.61歳で、それぞれ前年より0.03歳、0.09歳高くなった。初婚年齢は男28.62歳で0.04歳上昇し、女も26.29歳で0.10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、1987~88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41.59歳で0.13歳上昇し、女は38.22歳で0.15歳上昇した。

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

1993年の離婚件数は、1992年よりさらに9,117件増加して189,473件となり、過去最高の件数である。前年までは1983年の180,638件を最高としていたが、それ以降1988年の155,058件まで減少し、1989、90年は15万9千件台で推移したが、その後は毎年1万件前後の増加を示している(表2-1)。離婚率はいくつかの年齢を除いてほとんど全年齢で上昇する(後述)。それは離婚率の比較的高い若年で

表2-1 夫妻の国籍別日本の離婚数および粗離婚率：1965～1993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

厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』による。日本国内における離婚の総数を示すが、人口動態統計公表数値は「夫妻とも外国人」を除いたものである。

1992年以降の離婚および婚姻には夫の住所地が日本以外を含む（以下の表や図も同様）。

表2-2 夫・妻の国籍別離婚数：1992, 93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
	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

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。

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27歳および40歳前後を除きすべての年齢で離婚数は増大している。

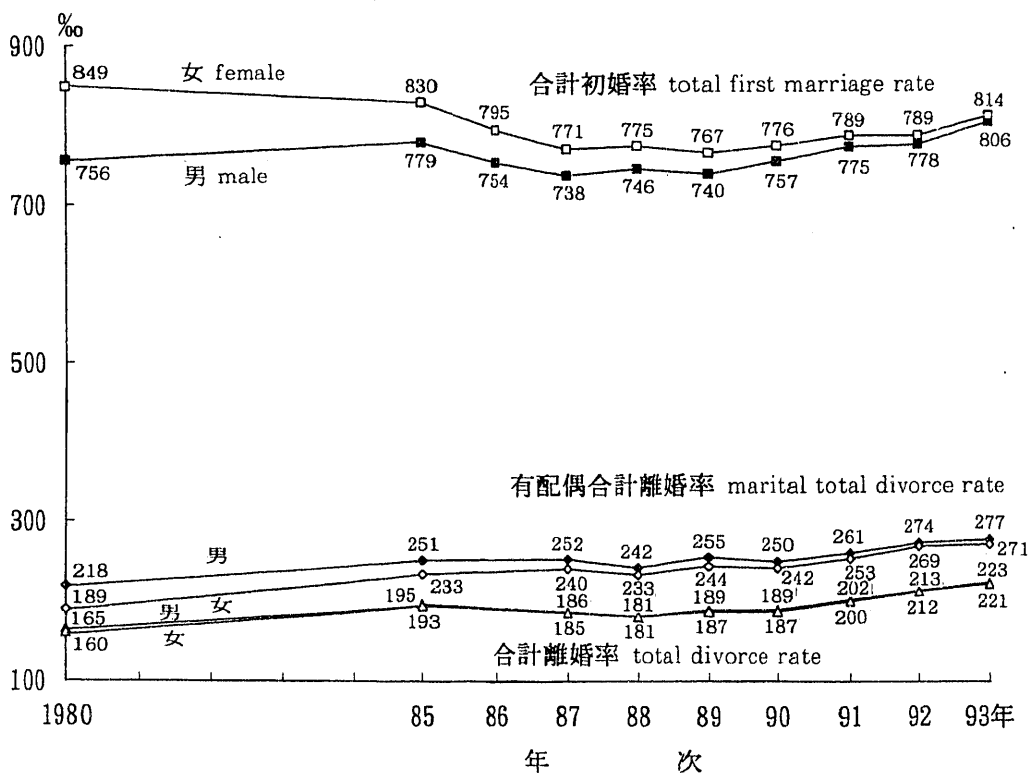
夫妻の国籍（2区分）別離婚数は表2-2に示す通りで、1993年の離婚総数のうち夫妻とも日本人の離婚は180,700件（95.37%）、夫日本人妻外国人のものは5,987件（3.16%）、夫外国人妻日本人のものは1,610件（0.85%）、夫妻とも外国人であるものは1,176件（0.62%）である。これを婚姻数と対比すると、離婚総数は婚姻総数の23.8%にあたるが、夫婦とも日本人は23.6%、夫日本人妻外国人は他のカテゴリーよりやや高く29.8%、夫外国人妻日本人は24.5%、夫妻とも外国人は28.9%にあたる。

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に上昇した。

## 2. 合計離婚率の再上昇の継続

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年からは再度上昇に転じ、1993年には男223.0‰へ、女220.7‰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1993年には男179.1‰、女195.1‰で今までの最高となっている。

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



## 3. 有配偶合計離婚率の再上昇

合計離婚率を合計初婚率で割った有配偶合計離婚率は、1993年に総数で男は276.7‰、女では271.1‰となり、男はポイント3.16‰、女はポイント2.14‰前年より上昇し、いままでのうち最高の値を示している。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223.4‰、女240.8‰で、これも今までで最高の値である。

## 4. 年齢別離婚率の全面的上昇

年齢別離婚率は、男女ともおおむね19～35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おり、1985年を除き、最近になるにつれて多くの年齢で上昇している。1993年の男は1992年と比べて18歳と48歳以外の年齢で上昇し、女は23歳、26歳、44歳、49歳を除く年齢で上昇している（表2-3、図2-2）。また、1985年と比較すると、男は20代～30代前半、40代後半、75歳以上において上昇しているが、36歳～39歳および41歳は1993年より1985

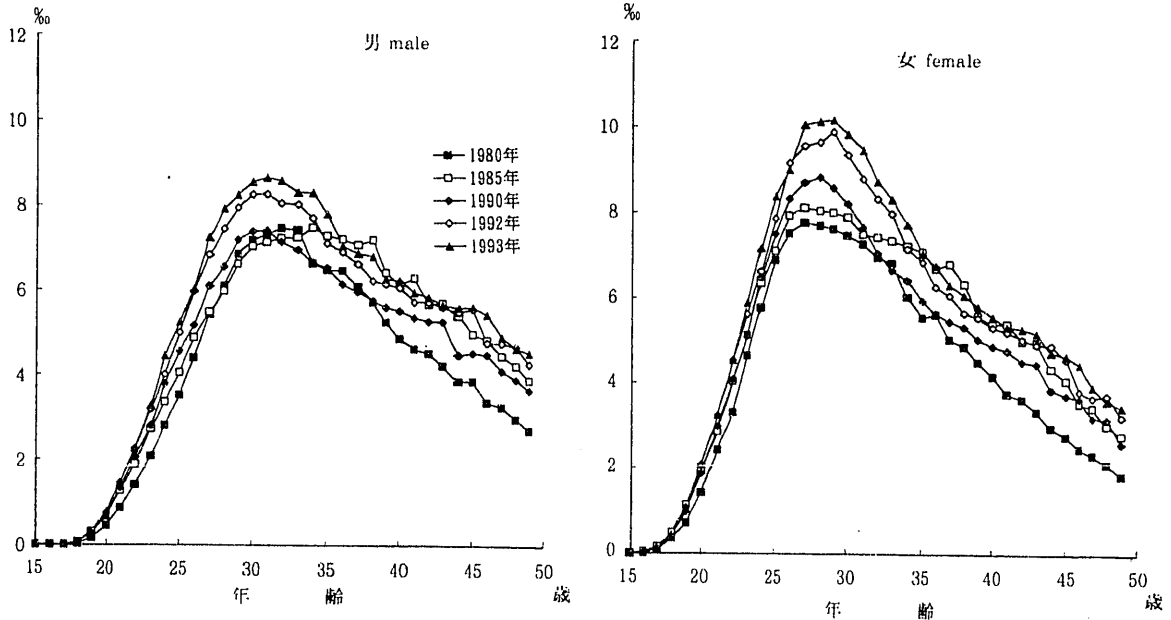
表2-3 年齢(各歳・5歳階級)別人口, 離婚数および離婚率: 1992, 93年  
Divorces and divorce rate by age

年 齢	男				女			
	1992 年		1993 年		1992 年		1993 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	180,356	2.95	189,473	3.10	180,356	2.85	189,473	2.98
15	—	—	—	—	—	—	—	—
16	—	—	—	—	18	0.02	17	0.02
17	—	—	—	—	106	0.11	119	0.13
18	70	0.07	57	0.06	399	0.40	406	0.43
19	311	0.03	330	0.32	1,065	1.06	1,039	1.05
20	769	0.75	820	0.78	2,026	2.06	2,076	2.08
21	1,462	1.46	1,520	1.48	3,098	3.24	3,184	3.25
22	2,188	2.26	2,271	2.27	4,224	4.54	4,351	4.54
23	3,007	3.19	3,176	3.27	5,130	5.63	5,492	5.90
24	3,711	4.01	4,202	4.45	5,956	6.64	6,543	7.18
25	4,323	5.00	4,849	5.24	6,631	7.87	7,537	8.40
26	4,614	5.97	5,216	6.03	6,914	9.17	7,598	9.02
27	5,932	6.83	5,598	7.24	8,118	9.58	7,585	10.06
28	6,178	7.44	6,878	7.92	7,819	9.66	8,602	10.14
29	6,419	7.94	6,851	8.25	7,801	9.90	8,240	10.18
30	6,500	8.26	6,916	8.56	7,198	9.37	7,760	9.84
31	6,464	8.27	6,814	8.66	6,715	8.80	7,283	9.48
32	6,372	8.06	6,711	8.59	6,455	8.34	6,671	8.74
33	6,400	8.03	6,568	8.31	6,248	7.99	6,445	8.33
34	5,995	7.70	6,616	8.30	5,493	7.18	6,056	7.75
35	5,530	7.12	6,072	7.80	5,249	6.88	5,418	7.08
36	5,629	6.91	5,479	7.06	5,038	6.29	5,181	6.79
37	5,564	6.63	5,596	6.87	5,023	6.09	5,077	6.34
38	5,332	6.23	5,710	6.81	4,796	5.68	5,025	6.10
39	5,592	6.15	5,364	6.28	5,020	5.57	4,926	5.84
40	5,859	6.07	5,665	6.24	5,112	5.34	5,040	5.60
41	5,921	5.74	5,745	5.96	5,357	5.24	5,124	5.36
42	6,426	5.74	6,023	5.85	5,623	5.06	5,421	5.31
43	6,735	5.62	6,340	5.67	5,881	4.95	5,783	5.21
44	6,514	5.50	6,700	5.60	5,770	4.92	5,651	4.76
45	5,730	5.58	6,637	5.62	4,677	4.60	5,474	4.68
46	3,557	4.77	5,577	5.45	2,859	3.84	4,542	4.47
47	3,876	4.76	3,648	4.91	3,034	3.69	2,929	3.94
48	4,322	4.68	3,772	4.65	3,502	3.74	2,964	3.61
49	3,930	4.27	4,177	4.54	3,016	3.24	3,231	3.46
49歳以下	151,236	171.31	157,903	179.06	161,373	186.72	168,794	195.06
合計	180,356	212.86	189,473	222.96	180,356	212.28	189,473	220.72
平均年齢	39.36	40.26	39.39	40.25	36.39	36.34	36.42	36.45
15-19	381	0.08	387	0.08	1,588	0.34	1,581	0.35
20-24	11,137	2.29	11,989	2.40	20,434	4.37	21,646	4.53
25-29	27,467	6.63	29,393	6.90	37,283	9.23	39,563	9.53
30-34	31,732	8.06	33,626	8.48	32,109	8.34	34,216	8.83
35-39	27,648	6.59	28,222	6.95	25,126	6.08	25,628	6.41
40-44	31,456	5.72	30,474	5.84	27,743	5.09	27,020	5.22
45-49	21,416	4.83	23,812	5.09	17,088	3.84	19,140	4.09
50-54	14,368	3.44	15,513	3.62	10,276	2.41	11,088	2.54
55-59	8,088	2.08	8,706	2.23	4,957	1.23	5,353	1.32
60-64	3,827	1.13	4,190	1.21	2,229	0.61	2,508	0.67
65-69	1,593	0.63	1,823	0.67	972	0.31	1,060	0.33
70-74	667	0.41	737	0.44	388	0.16	436	0.17
75歳以上	575	0.24	600	0.25	160	0.04	234	0.06

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, 92, 93年  
Age-specific divorce rate



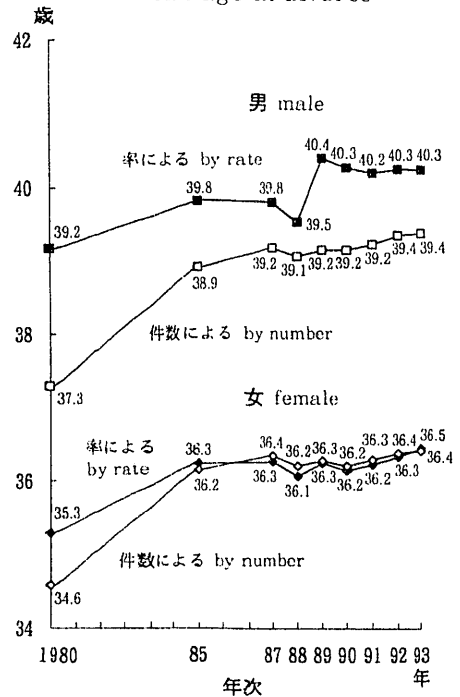
年の方が高くなっている。女は35～38歳，41歳および60代後半を除くすべての年齢で上昇している。中高年における率上昇は死亡率低下により，死別率が低下したためとみられる。

5. 平均離婚年齢は上昇へ

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<sup>9)</sup>，1988年から1989年にかけて離婚年齢が高くなったが，それ以後男は1991年まで，女は1990年まで平均離婚年齢の低下がみられ，それ以降男女とも上昇し，1993年には男40.25歳，女36.45歳となった（図2-3）。これは初婚年齢の上昇と同じ程度である。

件数による平均離婚年齢も，1993年には男女とも1992年よりやや上昇した。男女とも前年より0.03歳上昇して男39.39歳，女36.42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年では率による平均年齢の方が高くなっている。1993年について見ると，男女とも率の平均年齢の方が件数の平均年齢より0.9歳高く，女では0.03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。

## 国連世界人口推計の概要：1994年版

石川 晃・佐々井 司

国際連合は、1951年以来これまでに13回<sup>1)</sup>、主要地域別・各国別<sup>2)</sup>人口の遡及および将来の人口推計を改訂発表してきた。1994年に発表された最新の世界人口推計<sup>3)</sup>は通算14回目にあたり、1990年を基準年として、1950年から2050年までの100年間について、各年ごとの男女別・年齢5歳階級別人口、および5年ごとの都市化率や大都市圏人口、また、推計に関連する仮定値データとして合計特殊出生率や平均寿命などを提供している。本報告は、発表された最新の数値から、主要地域別および主要国別の人口総数と年齢3区分別人口の中位推計値および主要地域別の5歳階級別人口をまとめたものである。それに加え今回は、国連の前回推計値との比較や日本の人口に関しては人口問題研究所による推計値<sup>4)</sup>との比較もあわせて行った。さらに主要指標に関する国別順位の時系列変化、合計特殊出生率とその他の指標との相関関係等を示した。

新たに改訂された1994年推計によると、世界人口総数は1950年に25億1,975万人であったが、基準年の1990年<sup>5)</sup>には52億8,483万人となり、2025年の83億9,434万人を経て2050年には98億3,320万人に達すると見込まれている（表2、図1）。世界人口総数を先進地域と発展途上地域に分けてみると、1950年時点で先進地域には、世界人口の32.1%にあたる8億854万人が居住しており、一方発展途上地域の人口は67.9%にあたる17億1,121万人であった。それが、1990年には先進地域の人口は11億4,335万人、21.6%、発展途上地域の人口は41億4,147万人、72.9%となり、2050年には先進地域と発展途上地域の人口はそれぞれ約12億人、86億人、人口割合は12.3%、87.7%になる（表4(1)、図2）。このように、世界全域の人口増加分のほとんどは発展途上国の人口増加分に匹敵し、1990年から2050年の間の世界の人口増加は、その98.6%が発展途上国において発生することになる。

ちなみに世界人口総数を前回（1992年版、1990年が基準年）の推計値（中位数）と比較すると、今回の推計は1950年では356万人程多く、遡及推計では概ね上方に修正を行っているが、将来については前回より人口総数は少なく、2025年には約18万人程度下方に修正されている<sup>6)</sup>（表1、図1）。

主要国別に人口増加率の特徴を見ると、1950年から1990年の期間にアジア、アフリカ諸国において極めて高い増加率を示しているが、1990年から2050年にかけては、日本やヨーロッパを中心とした先進地域に属する国々において増加率がマイナスに転じている。他の地域においても2000年までに増加率のピークを迎え、その後低下局面に入る（表4(2)、表5、参考表2）。

1) 1951年、1954年、1957年、1963年、1968年、1973年、1978年、1980年、1982年、1984年、1988年、1990年、1992年の13回。過去の国連の人口推計に関して『人口問題研究』では、以下の号に報告が掲載されている。

1968年推計（第114号、1970年）、1973年推計（第138号、1976年）、1980年推計（第161号、1982年）、1982年推計（第170号、1984年）、1984年推計（第180号、1986年）、1988年推計（第187号、1988年）、1990年（第46巻2号、1990年）。

2) 掲載されているのは1990年の人口が15万人以上である181の国および地域。

3) United Nations, *The World Population Prospects 1950-2050, The 1994 Revision*, New York, 1994.

4) 厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口—平成4年9月推計—』、研究資料第274号、1992年。

5) 国連世界人口推計の基準年は、1990年版では1985年が、前回の1992年版では1990年がそれぞれ採用されている。

6) ただし国連人口推計の前文において、「中位および高位推計の値が、将来の人口の傾向を示す可能性の高い範囲であろう。」という記述がなされている。

表1 世界人口総数の比較：中位・高位・低位・前回推計

(1,000人)

年次	1994年推計			前回('92)推計	前回との差
	中位	高位	低位	中位	中位
1950	2,519,748			2,516,190	3,558
1955	2,754,196			2,751,681	2,515
1960	3,021,485			3,018,974	2,511
1965	3,337,821			3,335,579	2,242
1970	3,697,141			3,679,007	134
1975	4,076,985			4,077,914	-929
1980	4,444,352			4,446,859	-2,507
1985	4,846,334			4,854,547	-8,213
1990	5,284,832	5,284,832	5,284,832	5,295,300	-10,468
1995	5,716,426	5,741,586	5,688,963	5,759,276	-42,850
2000	6,158,051	6,234,834	6,081,313	6,228,254	-70,203
2005	6,594,403	6,744,236	6,448,990	6,688,159	-93,756
2010	7,032,294	7,273,995	6,790,827	7,149,499	-117,205
2015	7,468,925	7,826,184	7,104,282	7,608,967	-140,042
2020	7,887,856	8,392,416	7,372,169	8,049,923	-162,067
2025	8,294,341	8,978,730	7,603,182	8,472,446	-178,105
2030	8,670,614	9,566,750	7,780,656		
2035	9,013,877	10,153,576	7,900,806		
2040	9,318,226	10,734,335	7,958,780		
2045	9,587,317	11,315,530	7,959,996		
2050	9,833,208	11,912,353	7,917,537		

つぎに年齢3区分別人口をみると、1990年から2050年に、世界全域で0～14歳人口割合は32.3%から20.7%に低下し、65歳以上人口割合は6.2%から14.7%に上昇する(表3)。先進地域では65歳以上人口割合が1950年の7.9%から1990年の12.5%、2050年には23.7%へと推移していくのに対して、発展途上地域、特にラテンアメリカやアジア諸国では1990年から2050年にかけて3倍以上に拡大している。65歳以上人口は世界全域において2020年頃には0～14歳人口を上回る。ヨーロッパ、北部アメリカ、東アジア地域においても、それぞれ2020年、2030年、2040年前後に同様の現象が見られる<sup>7)</sup>。国別に65歳以上人口割合をみると、日本は1950年に4.9%、1990年に12.0%であるが、今後さらに上昇し2000年代後半には20%弱で世界1位になる。しかし、その後2020年代半ばに65歳以上人口割合が約26%に達する時点でイタリア、ドイツといったヨーロッパ諸国が日本を上回り、2050年に日本は30.2%で主要国中5位になると見込まれる(参考表4、図3)。従属人口指数は、1950年、1995年には、合計特殊出生率の高い国々が上位を占めているが、2050年になると逆に合計特殊出生率の低い国すなわち65歳以上人口割合の高い国々が上位に並ぶことになる(参考表4、5、6)。

合計特殊出生率は、主要国別に見た場合、中国で1990年代後半、インドで2000年代前半にそれぞれ急激な低下が見られ、1990年頃から緩やかに回復してくる先進諸国の出生率の軌道に近づき、2050年頃には2%に収束すると仮定されている(図5)。平均寿命に関しては、中国、インドといった国々で顕著な伸びが認められる(図6(1)、(2))。主要国の都市化率を見ると、バングラディッシュ、エチオピア、ナイジェリア、中国、インドネシアといった国々で顕著な上昇がみられる(表7)。合計特殊出生率と平均寿命、65歳以上人口割合、都市化率との関係は、それぞれ極めて高い相関を示している(図7、

7) 日本においては1980年以降0～14歳人口が一貫して減少し、逆に65歳以上人口が増加し続け、2000年には65歳以上人口が0～14歳以上人口を上回ると推計されている。

8, 9).

今回国連がおこなった日本人口（中位）と人口問題研究所による将来推計人口（中位）の値を比べると、人口総数のピークは国連推計では2007年に1億2,735万人(2007年)であるのに対し人口研推計では2011年の1億3,044万人と4年ほど国連推計の方が早く、また、その差は300万人となっている。65歳以上人口割合は2030年までは人口研推計の方が高めの数値を示しているが、それ以降は国連推計が高くなっている（参考表8）。つぎに、人口推計の前提となる出生および死亡の仮定値を比較してみると、合計特殊出生率は、人口研推計が2015～2020年以降1.80で一定と仮定しているが、国連推計では2050年まで一貫して上昇し、人口規模を維持しうる水準である2.10に達すると仮定している（参考表9）。平均寿命についてみると、人口研推計では男78.27年、女85.06年を上限として仮定を行っているのに対し、国連推計によると、最終年次である2050年には男80.9年、女86.9年に達するものと仮定している（参考表9）。

表2 主要地域別人口：1950～2050年

(1,000人)

地 域	1950年	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年
世界全域	2,519,748	2,754,196	3,021,485	3,337,821	3,697,141	4,076,958	4,444,352
先進地域	808,538	858,683	910,659	962,211	1,002,607	1,044,186	1,079,945
発展途上地域	1,711,210	1,895,513	2,110,827	2,375,610	2,694,535	3,032,799	3,364,407
アフリカ	223,967	250,360	282,136	320,485	364,206	413,988	475,664
アメリカ	331,733	371,200	415,610	463,201	509,694	559,182	610,898
ラテンアメリカ	165,658	189,458	216,947	249,125	283,214	319,893	358,437
北部アメリカ	166,075	181,742	193,363	214,076	226,480	239,289	252,461
アジア	1,402,725	1,542,761	1,702,760	1,901,387	2,147,491	2,405,987	2,642,110
東アジア	671,391	732,831	791,583	873,991	986,971	1,097,252	1,179,012
中央・南アジア	498,845	552,092	620,744	699,116	787,673	885,983	990,060
南東部アジア	182,035	200,413	224,603	252,827	286,708	323,982	360,180
西部アジア	50,453	57,425	65,830	75,453	86,139	98,771	112,857
ヨーロッパ	548,711	575,790	605,252	635,233	656,441	676,389	692,995
オセアニア	12,612	14,085	15,728	17,514	19,310	21,438	22,685

地 域	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
世界全域	4,846,334	5,284,832	5,716,426	6,158,051	6,594,403	7,032,294	7,468,925
先進地域	1,110,625	1,143,358	1,166,598	1,185,536	1,200,255	1,212,865	1,223,733
発展途上地域	3,735,709	4,141,474	4,549,828	4,972,515	5,394,148	5,819,430	6,245,191
アフリカ	548,800	632,669	728,074	831,596	945,044	1,069,378	1,203,919
アメリカ	662,939	717,554	774,846	830,155	883,533	935,414	985,793
ラテンアメリカ	398,416	439,716	482,005	523,875	564,637	603,843	641,098
北部アメリカ	264,523	277,838	292,841	306,280	318,896	331,571	344,695
アジア	2,903,763	3,186,446	3,457,957	3,735,846	4,003,212	4,263,948	4,515,814
東アジア	1,259,354	1,351,710	1,424,155	1,493,284	1,550,773	1,605,221	1,659,593
中央・南アジア	1,112,980	1,243,314	1,381,160	1,525,812	1,672,087	1,816,977	1,954,244
南東部アジア	400,847	442,312	484,252	527,103	568,748	607,479	644,668
西部アジア	130,582	149,110	168,390	189,646	211,605	234,271	257,309
ヨーロッパ	706,377	721,734	726,999	729,803	729,886	728,741	726,474
オセアニア	24,455	26,428	28,549	30,651	32,728	34,814	36,924

地 域	2020年	2025年	2030年	2035年	2040年	2045年	2050年
世界全域	7,887,856	8,294,341	8,670,614	9,013,877	9,318,226	9,587,317	9,833,208
先進地域	1,231,987	1,238,406	1,236,179	1,230,988	1,223,660	1,215,399	1,207,504
発展途上地域	6,655,869	7,055,935	7,434,435	7,782,889	8,094,566	8,371,919	8,625,703
アフリカ	1,347,789	1,495,772	1,642,251	1,780,666	1,905,564	2,022,302	2,140,844
アメリカ	1,033,983	1,079,351	1,117,664	1,151,099	1,180,007	1,205,147	1,227,524
ラテンアメリカ	676,399	709,785	742,001	771,000	796,686	819,039	838,527
北部アメリカ	357,584	369,566	357,663	380,099	383,321	386,108	388,997
アジア	4,744,481	4,959,987	5,156,470	5,334,417	5,492,658	5,628,078	5,741,005
東アジア	1,707,477	1,745,813	1,773,529	1,793,052	1,808,555	1,817,753	1,819,829
中央・南アジア	2,076,460	2,196,297	2,309,045	2,416,598	2,513,783	2,599,281	2,673,098
南東部アジア	679,498	713,350	747,641	778,805	806,394	830,326	851,009
西部アジア	281,046	304,558	326,256	345,961	363,926	380,719	397,069
ヨーロッパ	722,574	718,203	711,939	704,296	695,609	686,515	677,764
オセアニア	39,028	41,027	42,289	43,399	44,390	45,275	46,070

先進地域は、北部アメリカ、日本、ヨーロッパ、オーストラリアとニュージーランドより構成される。

発展途上国は、アフリカ、ラテンアメリカとカリブ海諸国、日本を除くアジア、オーストラリアとニュージーランドを除くオセアニアが含まれる。

人口数は各年次の年央人口。

表3 主要地域別、年齢(3区分)別人口:1950~2050年

(1,000人)

地 域	0~14歳	15~64歳	65歳以上	0~14歳	15~64歳	65歳以上
	[1950年]			[1970年]		
世界全域	867,410	1,522,625	129,713	1,386,360	2,109,465	201,317
先進地域	221,052	523,991	63,495	260,358	643,164	99,085
発展途上地域	646,358	998,634	66,218	1,126,002	1,466,300	102,232
アフリカ	95,330	121,580	7,057	162,818	190,105	11,283
アメリカ	111,699	200,799	19,234	184,425	291,900	33,370
ラテンアメリカ	66,606	93,272	5,780	120,018	151,619	11,577
北部アメリカ	45,093	107,527	13,454	64,407	140,281	21,793
アジア	513,058	832,240	57,427	866,526	1,194,326	86,639
東アジア	229,204	412,200	29,988	377,504	564,576	44,891
中央・南アジア	192,967	287,436	18,442	328,292	430,724	28,658
南東部アジア	71,487	103,775	6,774	124,427	152,940	9,340
西部アジア	19,401	28,829	2,223	36,302	46,086	3,750
ヨーロッパ	143,574	360,066	45,072	166,367	421,432	68,642
オセアニア	3,753	7,929	930	6,225	11,686	1,399
	[1990年]			[2010年]		
世界全域	1,706,163	3,252,922	325,747	1,969,626	4,552,361	510,307
先進地域	235,374	765,281	142,702	213,445	814,085	185,335
発展途上地域	1,470,788	2,487,641	183,045	1,756,182	3,738,277	324,971
アフリカ	281,021	331,967	19,681	434,265	599,582	35,531
アメリカ	216,777	445,050	55,727	236,453	616,758	82,205
ラテンアメリカ	156,748	261,659	21,309	169,500	394,908	39,436
北部アメリカ	60,029	183,391	34,418	66,953	221,850	42,769
アジア	1,053,259	1,976,482	156,706	1,168,593	2,819,585	275,770
東アジア	359,604	908,983	83,124	339,008	1,126,794	139,419
中央・南アジア	474,052	719,090	50,172	572,834	1,151,769	92,375
南東部アジア	162,233	262,535	17,544	177,079	398,167	32,234
西部アジア	57,370	85,874	5,865	79,672	142,856	11,743
ヨーロッパ	148,126	482,381	91,227	121,966	493,479	113,296
オセアニア	6,975	17,027	2,426	8,366	22,923	3,525
	[2030年]			[2050年]		
世界全域	2,061,058	5,664,493	945,063	2,037,072	6,355,464	1,440,672
先進地域	211,028	761,963	263,188	211,916	708,887	286,702
発展途上地域	1,850,030	4,902,530	681,875	1,825,157	5,646,577	1,153,970
アフリカ	552,324	1,013,868	76,060	522,930	1,452,373	165,541
アメリカ	241,095	719,126	157,442	240,534	766,017	220,974
ラテンアメリカ	168,231	490,495	83,274	167,631	531,230	139,667
北部アメリカ	72,864	228,631	74,168	72,903	234,787	81,307
アジア	1,142,902	3,460,784	552,785	1,148,501	3,712,157	880,347
東アジア	341,798	1,169,450	262,281	346,255	1,127,675	345,898
中央・南アジア	538,905	1,574,213	195,927	542,199	1,766,823	364,076
南東部アジア	171,457	507,138	69,045	173,465	552,828	124,716
西部アジア	90,741	209,983	25,532	86,581	264,831	45,657
ヨーロッパ	115,739	443,751	152,449	116,086	396,321	165,357
オセアニア	9,038	26,902	6,349	9,027	28,574	8,470

(1) 人口割合 表4 主要地域別人口指標：1950～2050年 (%)

地 域	1950年	1970年	1990年	2000年	2010年	2020年	2030年	2040年	2050年
世界全域	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
先進地域	32.1	27.1	21.6	19.3	17.2	15.6	14.3	13.1	12.3
発展途上地域	67.9	72.9	78.4	80.7	82.8	84.4	85.7	86.9	87.7
アフリカ	8.9	9.9	12.0	13.5	15.2	17.1	18.9	20.4	21.8
アメリカ	13.2	13.8	13.6	13.5	13.3	13.1	12.9	12.7	12.5
ラテンアメリカ	6.6	7.7	8.3	8.5	8.6	8.6	8.6	8.5	8.5
北部アメリカ	6.6	6.1	5.3	5.0	4.7	4.5	4.3	4.1	4.0
アジア	55.7	58.1	60.3	60.7	60.6	60.1	59.5	58.9	58.4
東アジア	26.6	26.7	25.6	24.2	22.8	21.6	20.5	19.4	18.5
中央・南アジア	19.8	21.3	23.5	24.8	25.8	26.3	26.6	27.0	27.2
南東部アジア	7.2	7.8	8.4	8.6	8.6	8.6	8.6	8.7	8.7
西部アジア	2.0	2.3	2.8	3.1	3.3	3.6	3.8	3.9	4.0
ヨーロッパ	21.8	17.8	13.7	11.9	10.4	9.2	8.2	7.5	6.9
オセアニア	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5

(2) 人口増加率 (%)

地 域	1950年～ 1955年	1965年～ 1970年	1985年～ 1990年	1995年～ 2000年	2005年～ 2010年	2015年～ 2020年	2025年～ 2030年	2035年～ 2040年	2045年～ 2050年
世界全域	1.78	2.04	1.73	1.49	1.29	1.09	0.89	0.66	0.51
先進地域	1.20	0.82	0.58	0.32	0.21	0.13	-0.04	-0.12	-0.13
発展途上地域	2.05	2.52	2.06	1.78	1.52	1.27	1.04	0.79	0.60
アフリカ	2.23	2.56	2.84	2.66	2.47	2.26	1.87	1.36	1.14
アメリカ	2.25	1.91	1.58	1.38	1.14	0.95	0.70	0.50	0.36
ラテンアメリカ	2.69	2.56	1.97	1.67	1.34	1.07	0.89	0.65	0.47
北部アメリカ	1.80	1.13	0.98	0.90	0.78	0.73	0.33	0.17	0.15
アジア	1.90	2.43	1.86	1.55	1.26	0.99	0.78	0.59	0.40
東アジア	1.75	2.43	1.42	0.95	0.69	0.57	0.32	0.17	0.02
中央・南アジア	2.03	2.39	2.22	1.99	1.66	1.21	1.00	0.79	0.56
南東部アジア	1.92	2.51	1.97	1.70	1.32	1.05	0.94	0.70	0.49
西部アジア	2.59	2.65	2.65	2.38	2.03	1.76	1.38	1.01	0.84
ヨーロッパ	0.96	0.66	0.43	0.08	-0.03	-0.11	-0.18	-0.25	-0.26
オセアニア	2.21	1.95	1.55	1.42	1.24	1.11	0.61	0.45	0.35

人口増加率は各期間における年平均増加率であり、 $\ln(P_1/P_0) / n \times 100$ で求められる。  
ただし、 $P_0$ は期首、 $P_1$ は期末人口、 $n$ は期間の長さでここでは5。

(3) 65歳以上人口割合 (%)

地 域	1950年	1970年	1990年	2000年	2010年	2020年	2030年	2040年	2050年
世界全域	5.15	5.45	6.16	6.77	7.26	8.77	10.90	13.15	14.65
先進地域	7.85	9.88	12.48	14.11	15.28	18.16	21.29	23.00	23.74
発展途上地域	3.87	3.79	4.42	5.02	5.58	7.03	9.17	11.66	13.38
アフリカ	3.15	3.10	3.11	3.21	3.32	3.76	4.63	5.85	7.73
アメリカ	5.80	6.55	7.77	8.09	8.79	11.12	14.09	16.23	18.00
ラテンアメリカ	3.49	4.09	4.85	5.56	6.53	8.44	11.22	14.08	16.66
北部アメリカ	8.10	9.62	12.39	12.41	12.90	16.21	19.74	20.69	20.90
アジア	4.09	4.03	4.92	5.74	6.47	8.23	10.72	13.69	15.33
東アジア	4.47	4.55	6.15	7.52	8.69	11.59	14.79	19.03	19.01
中央・南アジア	3.70	3.64	4.04	4.51	5.08	6.31	8.49	10.94	13.62
南東部アジア	3.72	3.26	3.97	4.61	5.31	6.59	9.24	12.18	14.66
西部アジア	4.41	4.35	3.93	4.70	5.01	5.98	7.83	9.61	11.50
ヨーロッパ	8.21	10.46	12.64	14.51	15.55	18.02	21.41	23.35	24.40
オセアニア	7.37	7.24	9.18	9.53	10.13	12.44	15.01	17.24	18.39

表5 主要国の人口および人口増加率：1950～2050年

国	人口 (1,000人)					人口増加率 (%)		
	1950年	1990年	2010年	2030年	2050年	1950～1990年	1990～1995年	1990～2050年
エジプト	21,834	56,312	81,490	102,254	117,398	2.37	2.22	1.22
エチオピア	18,434	47,423	85,078	142,046	194,203	2.36	2.98	2.35
ナイジェリア	32,935	96,154	168,370	261,588	338,510	2.68	3.00	2.10
南アフリカ	13,683	37,066	56,398	74,929	90,129	2.49	2.24	1.48
ザイール	12,184	37,436	68,876	117,907	164,433	2.81	3.19	2.47
カナダ	13,737	27,791	33,946	38,849	39,870	1.76	1.17	0.60
メキシコ	27,740	84,511	117,651	143,009	161,450	2.79	2.06	1.08
アメリカ合衆国	152,271	249,924	297,486	336,664	348,966	1.24	1.04	0.56
アルゼンチン	17,150	32,547	40,755	47,780	53,121	1.60	1.22	0.82
ブラジル	53,444	148,477	199,327	239,147	264,349	2.55	1.72	0.96
コロンビア	11,946	32,300	42,959	51,262	56,402	2.49	1.66	0.93
ベネズエラ	7,632	21,588	30,685	38,406	43,820	2.60	1.93	1.18
バングラデシュ	41,783	108,118	162,501	206,954	238,512	2.38	2.16	1.32
中国	554,760	1,155,305	1,388,474	1,554,133	1,605,991	1.83	1.11	0.55
インド	357,561	850,638	1,189,082	1,455,086	1,639,863	2.17	1.91	1.09
インドネシア	79,538	182,812	239,601	286,835	318,802	2.08	1.55	0.93
イラン	16,913	58,946	95,215	131,907	163,108	3.12	2.65	1.70
日本	83,625	123,537	127,152	118,989	110,015	0.98	0.25	-0.19
韓国	20,357	42,869	50,764	55,420	56,456	1.86	0.97	0.46
マレーシア	17,832	41,813	61,596	79,902	94,569	2.13	2.14	1.36
パキスタン	39,513	121,933	210,104	303,596	381,488	2.82	2.83	1.90
フィリピン	20,988	60,779	88,157	110,511	129,532	2.66	2.12	1.26
シンガポール	1,022	2,705	3,144	3,384	3,304	2.43	1.03	0.33
スリランカ	7,678	17,225	21,796	25,888	28,350	2.02	1.27	0.83
タイ	20,010	55,583	67,130	76,042	81,913	2.55	1.12	0.65
トルコ	20,809	56,098	77,883	95,058	106,284	2.48	1.98	1.07
ベトナム	29,954	66,689	98,448	124,605	143,620	2.00	2.23	1.28
オーストラリア	6,935	7,705	8,251	8,223	7,811	0.26	0.67	0.02
ベルギー	8,639	9,951	10,334	10,388	10,068	0.35	0.32	0.02
ブルガリア	7,251	8,991	8,242	7,612	7,091	0.54	-0.50	-0.40
旧チェコスロバキア	12,388	15,562	16,151	16,767	17,217	0.57	0.11	0.17
デンマーク	4,271	5,140	5,173	5,036	4,819	0.46	0.16	-0.11
フィンランド	4,009	4,986	5,314	5,392	5,373	0.55	0.48	0.12
フランス	41,829	56,718	60,130	61,349	60,475	0.76	0.44	0.11
ドイツ	68,376	79,365	80,466	74,427	64,244	0.37	0.55	-0.35
ギリシャ	7,566	10,238	10,458	9,637	8,591	0.76	0.41	-0.29
ハンガリー	9,338	10,365	9,678	9,343	9,223	0.26	-0.49	-0.19
イタリア	47,104	57,023	55,985	50,876	43,630	0.48	0.06	-0.45
オランダ	10,114	14,952	16,239	16,176	15,275	0.98	0.73	0.04
ノルウェー	3,265	4,241	4,556	4,751	4,791	0.65	0.45	0.20
ポーランド	24,824	38,119	39,938	41,903	43,154	1.07	0.14	0.21
ポルトガル	8,405	9,868	9,791	9,620	9,140	0.40	-0.09	-0.13
ルーマニア	16,311	23,207	22,316	21,503	20,389	0.88	-0.32	-0.22
ロシア	103,283	147,913	143,134	136,634	129,831	0.90	-0.12	-0.22
スペイン	28,009	39,272	39,514	36,676	31,765	0.84	0.18	-0.35
スウェーデン	7,014	8,559	9,266	9,824	9,991	0.50	0.51	0.26
スイス	4,694	6,834	7,717	7,770	7,422	0.94	1.05	0.14
イギリス	50,616	57,411	59,919	61,754	61,635	0.31	0.29	0.12
旧ユーゴスラビア	17,575	26,234	28,261	29,444	29,706	1.00	0.09	0.21
オーストラリア	8,219	16,888	21,367	25,124	26,060	1.80	1.37	0.72

人口増加率は各期間における年平均増加率であり、 $\ln(P_n/P_0) / n \times 100$ で求められる。  
ただし、 $P_0$ は期首人口、 $P_n$ は期末人口、 $n$ は各期間の長さ。



表6 主要国の年齢（3区分）別人口割合：1950～2050年

(%)

国	1950年			1990年			2020年			2050年		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
エジプト	39.7	57.4	3.0	39.7	56.3	4.0	25.2	68.0	6.7	20.2	65.7	14.0
エチオピア	44.1	52.9	3.0	45.7	51.4	2.9	41.8	55.0	3.1	26.1	68.1	5.8
ナイジェリア	45.7	51.9	2.4	45.4	51.9	2.7	39.2	57.3	3.5	24.4	68.7	6.9
南アフリカ	38.6	57.8	3.6	38.3	57.5	4.3	29.9	64.0	6.0	22.0	66.1	11.9
ザイール	43.7	52.5	3.8	47.3	49.8	2.9	42.7	54.5	2.8	26.2	68.1	5.7
カナダ	29.7	62.6	7.7	20.7	68.0	11.2	19.2	64.0	16.8	18.5	59.7	21.7
メキシコ	42.2	53.7	4.1	38.1	58.1	3.9	24.1	68.3	7.7	19.6	62.8	17.6
アメリカ合衆国	26.9	64.9	8.1	21.7	65.8	12.5	19.8	64.1	16.1	18.8	60.4	20.8
アルゼンチン	30.5	65.3	4.2	30.6	60.5	8.9	23.2	65.1	11.7	19.7	62.4	18.0
ブラジル	42.0	55.5	2.5	34.4	60.8	4.8	23.5	67.3	9.2	19.4	62.6	18.0
コロンビア	42.7	53.7	3.7	35.3	60.5	4.2	23.8	68.1	8.1	19.8	63.3	16.9
ベネズエラ	41.6	55.0	3.5	37.7	58.5	3.8	25.6	67.1	7.3	19.9	63.7	16.4
バンラデシュ	37.6	58.8	3.6	41.8	55.1	3.1	26.4	68.7	4.8	19.7	66.5	13.8
中国	33.5	62.0	4.5	27.5	66.9	5.6	20.7	68.7	10.5	19.3	62.5	18.2
インドネシア	38.9	57.7	3.3	36.2	59.4	4.3	24.7	68.1	7.1	19.5	65.6	14.9
イラン	39.2	56.9	4.0	35.7	60.5	3.9	23.6	69.4	7.0	20.1	64.2	15.7
イタリヤ	39.1	55.6	5.3	45.0	51.5	3.5	31.6	63.6	4.8	21.6	66.4	12.0
日本	35.4	59.6	4.9	18.4	69.6	12.0	14.3	60.6	25.2	15.7	54.1	30.2
韓国	41.7	55.3	3.0	25.8	69.2	5.0	19.2	69.4	11.5	18.5	60.4	21.1
ミャンマー	37.8	59.0	3.2	37.9	58.1	4.0	28.6	66.2	5.2	21.5	66.9	11.6
パキスタン	37.9	56.7	5.3	44.1	53.0	2.9	34.3	61.5	4.2	22.6	67.5	9.9
フィリピン	43.6	52.8	3.6	39.7	57.1	3.3	26.8	67.2	6.1	20.6	66.1	13.3
シンガポール	40.5	57.1	2.3	23.1	70.8	6.1	17.2	66.8	16.0	17.5	58.9	23.7
スリランカ	40.7	55.4	3.9	32.9	61.9	5.2	22.7	67.2	10.1	19.4	61.7	18.9
タイ	42.5	54.5	3.0	31.8	63.8	4.3	22.2	68.6	9.2	19.3	61.7	19.0
トルコ	38.3	58.4	3.3	34.7	61.0	4.3	23.5	68.6	7.9	19.6	64.5	15.9
ベトナム	34.3	61.8	3.9	38.8	56.4	4.8	25.6	68.8	5.6	20.1	65.3	14.6
オーストラリア	22.8	66.8	10.4	17.4	67.6	15.0	15.7	65.1	19.2	17.0	56.6	26.4
ベルギー	20.9	68.1	11.1	18.2	66.8	15.1	16.7	63.1	20.2	17.6	57.6	24.8
ブルガリア	26.8	66.5	6.7	20.4	66.6	13.0	15.5	66.2	18.3	16.8	58.9	24.4
旧チェコスロバキア	25.4	66.8	7.8	22.7	65.6	11.8	19.4	65.8	14.8	19.2	61.3	19.5
デンマーク	26.3	64.6	9.1	17.0	67.4	15.6	16.1	64.0	19.9	17.6	59.5	22.9
フィンランド	30.0	63.4	6.7	19.3	67.3	13.4	18.4	61.1	20.5	18.7	59.8	21.6
フランス	22.7	65.9	11.4	20.2	65.8	14.0	17.3	63.0	19.7	17.7	57.9	24.5
ドイツ	23.2	67.1	9.7	16.1	69.0	15.0	12.9	66.2	20.9	14.2	55.9	30.0
ギリシャ	28.7	64.6	6.8	19.0	67.0	14.0	13.7	64.1	22.2	14.7	53.9	31.4
ハンガリー	25.1	67.6	7.3	20.2	66.4	13.3	17.8	65.3	16.9	18.8	61.0	20.3
イタリア	26.3	65.4	8.3	16.7	68.8	14.5	12.2	64.6	23.2	13.2	52.6	34.2
オランダ	29.3	63.0	7.7	18.2	68.9	12.8	15.3	64.7	20.0	16.9	57.5	25.6
ノルウェー	24.4	65.9	9.7	18.9	64.7	16.3	18.5	63.5	18.0	18.5	60.6	20.9
ポーランド	29.4	65.4	5.2	25.1	64.8	10.1	20.4	64.9	14.6	19.4	61.4	19.2
ポルトガル	29.5	63.5	7.0	20.9	66.0	13.1	15.9	66.4	17.7	16.9	57.2	25.9
ルーマニア	28.4	66.3	5.3	23.6	66.0	10.4	16.5	67.7	15.7	17.1	59.1	23.8
ロシア	28.9	64.9	6.2	23.0	67.0	10.0	17.2	67.2	15.6	17.8	60.1	22.1
スペイン	27.1	65.6	7.3	19.7	66.9	13.4	12.8	66.8	20.3	13.1	52.4	34.6
スウェーデン	23.4	66.3	10.3	17.9	64.3	17.8	18.1	61.2	20.7	18.0	59.6	22.3
スイス	23.5	66.9	9.6	16.9	68.8	14.4	15.9	63.9	20.2	17.2	57.5	25.2
イギリス	22.3	66.9	10.7	19.0	65.3	15.7	17.9	64.2	18.0	18.2	59.3	22.6
旧ユーゴスラビア	30.7	62.2	7.1	24.2	67.1	8.7	19.2	65.9	14.8	18.6	61.3	20.0
オーストラリア	26.5	65.4	8.1	21.9	67.0	11.2	19.3	65.0	15.7	18.3	59.3	22.4

表7 主要国の都市化率：1950～2050年

(%)

国	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	1995年	2005年	2015年	2025年
エジプト	31.93	37.86	42.21	43.84	43.94	44.76	48.70	55.42	62.20
エチオピア	4.60	6.43	8.60	10.48	12.26	13.39	16.92	22.70	29.89
ナイジェリア	10.14	14.38	20.01	27.08	35.16	39.28	47.24	54.79	61.64
南アフリカ	43.10	46.64	47.81	48.14	49.21	50.82	56.05	62.75	68.60
ザイール	19.10	22.30	30.30	28.72	28.06	29.08	33.96	41.95	49.82
カナダ	60.83	68.91	75.65	75.66	76.58	76.68	78.00	80.57	83.67
メキシコ	42.66	50.75	59.02	66.35	72.58	75.30	79.80	83.14	85.82
アメリカ合衆国	64.15	70.00	73.60	73.74	75.24	76.24	78.87	82.05	84.91
アルゼンチン	65.34	73.61	78.39	82.87	86.52	88.08	90.50	92.19	93.39
ブラジル	35.96	44.94	55.82	66.23	74.62	78.25	83.58	86.88	88.94
コロンビア	37.09	48.20	57.20	63.93	69.98	72.72	77.45	81.13	84.14
ペルー	35.52	46.28	57.41	64.57	69.80	72.22	76.66	80.41	83.54
バングラデシュ	4.25	5.14	7.61	11.30	15.67	18.30	24.60	32.05	39.99
中国	11.00	19.05	17.45	19.61	26.20	30.25	38.78	46.94	54.51
インド	17.25	17.95	19.75	23.06	25.54	26.79	30.88	37.24	45.24
インドネシア	12.40	14.59	17.07	22.20	30.59	35.42	45.16	53.78	60.74
イラン	26.97	34.11	41.90	49.56	56.26	59.03	64.68	70.08	74.86
日本	50.30	62.50	71.21	76.19	77.16	77.64	79.40	82.00	84.86
韓国	21.35	27.71	40.71	56.86	73.85	81.28	89.39	92.55	93.70
ミャンマー	16.16	19.23	22.83	23.97	24.75	26.20	31.45	39.36	47.32
パキスタン	17.52	22.10	24.89	28.07	32.01	34.69	41.46	49.35	56.73
フィリピン	27.14	30.30	32.98	37.48	48.80	54.18	63.17	69.37	74.26
シンガポール	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
スリランカ	14.41	17.92	21.87	21.57	21.37	22.38	26.95	34.59	42.59
タイ	10.48	12.51	13.29	17.04	18.72	20.05	24.33	31.17	39.08
トルコ	21.35	29.74	38.42	43.78	60.93	68.77	79.30	84.54	86.99
ベトナム	11.64	14.70	18.30	19.25	19.88	20.76	24.44	31.14	39.05
オーストラリア	49.13	49.94	51.74	54.83	55.37	55.52	57.82	62.51	68.40
ベルギー	91.47	92.46	94.31	95.43	96.54	96.99	97.65	98.08	98.36
ブルガリア	25.60	38.56	51.80	61.17	67.74	70.72	75.84	79.81	83.03
旧チェコスロバキア	37.83	42.05	48.57	59.72	62.08	63.15	66.40	70.75	75.42
デンマーク	67.98	73.68	79.72	83.72	84.77	85.21	86.52	88.26	90.10
フィンランド	32.01	38.08	50.27	59.83	61.43	63.16	67.26	71.86	76.37
フランス	56.17	62.39	71.03	73.31	72.67	72.79	74.63	78.25	81.73
ドイツ	71.91	76.13	79.63	82.62	85.30	86.55	88.73	90.50	91.98
ギリシャ	37.28	42.89	52.51	57.73	62.64	65.23	70.38	75.11	79.10
ハンガリー	39.27	42.58	48.52	56.86	62.05	64.67	69.84	74.60	78.67
イタリア	54.31	59.36	64.27	66.64	66.73	66.63	68.15	71.72	76.25
オランダ	82.68	85.01	86.10	88.40	88.70	89.02	90.06	91.49	92.80
ノルウェー	50.11	49.91	65.40	70.55	72.34	73.17	75.61	78.83	82.21
ポーランド	38.70	47.90	52.32	58.18	62.47	64.74	69.52	74.27	78.39
ポルトガル	19.18	22.06	25.91	29.44	33.47	35.59	41.08	48.00	55.49
ルーマニア	25.50	34.21	41.83	48.99	53.27	55.40	60.37	65.90	71.31
ロシア	44.70	53.71	62.47	69.75	74.00	76.01	79.74	82.97	85.68
スペイン	51.86	56.57	66.04	72.79	75.35	76.45	79.07	82.00	84.87
スウェーデン	65.84	72.59	81.13	83.09	83.10	83.10	83.95	85.78	88.02
スイス	44.32	51.02	54.46	57.00	59.55	60.81	64.40	69.07	74.01
イギリス	84.18	85.68	88.48	88.79	89.07	89.46	90.67	92.11	93.33
旧ユーゴスラビア	19.37	27.88	37.16	44.52	51.47	55.17	61.34	66.97	71.89
オーストラリア	75.10	80.61	85.18	85.76	85.09	84.69	84.97	86.46	88.59

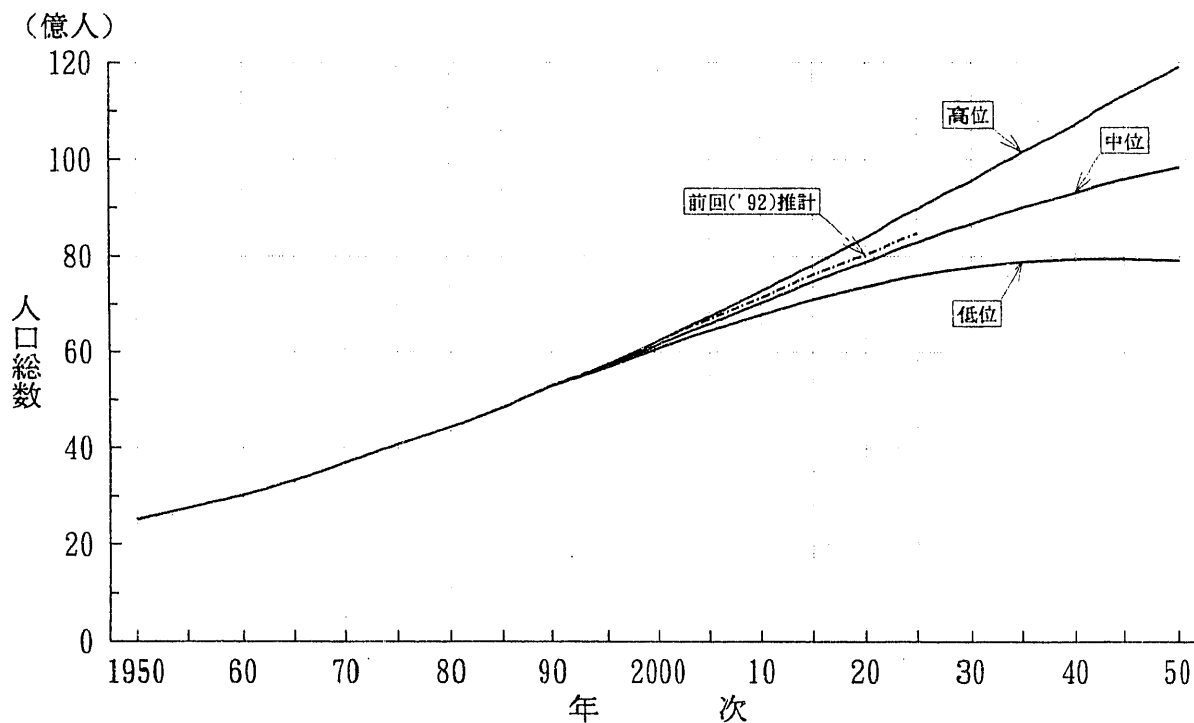
国連世界人口推計に用いられている都市人口は、基本的に各国の最新のセンサスの都市人口の定義をそのまま踏襲している。

参考表1 人口の多い国：1950, 95, 2050年

(1,000人)

順位	1950年		1995年		2050年	
	国名	(総人口)	国名	(総人口)	国名	(総人口)
1	中国	(554,760)	中国	(1,221,462)	インド	(1,639,863)
2	インド	(357,561)	インド	(935,744)	中国	(1,605,991)
3	アメリカ合衆国	(152,271)	アメリカ合衆国	(263,250)	パキスタン	(381,488)
4	ロシア	(103,283)	インドネシア	(197,588)	アメリカ合衆国	(348,966)
5	日本	(83,625)	ブラジル	(161,790)	ナイジェリア	(338,510)
6	インドネシア	(79,538)	ロシア	(147,000)	インドネシア	(318,802)
7	ドイツ	(68,376)	パキスタン	(140,497)	ブラジル	(264,349)
8	ブラジル	(53,444)	日本	(125,095)	バングラデシュ	(238,512)
9	イギリス	(50,616)	バングラデシュ	(120,433)	エチオピア	(194,203)
10	イタリア	(47,104)	ナイジェリア	(111,721)	ザイール	(164,433)
11	フランス	(41,829)	メキシコ	(93,674)	イラン	(163,108)
12	バングラデシュ	(41,783)	ドイツ	(81,591)	メキシコ	(161,450)
13	パキスタン	(39,513)	ベトナム	(74,545)	ベトナム	(143,620)
14	ウクライナ	(37,024)	フィリピン	(67,581)	ロシア	(129,831)
15	ナイジェリア	(32,935)	イラン	(67,283)	フィリピン	(129,532)
16	ベトナム	(29,954)	エジプト	(62,931)	エジプト	(117,398)
17	スペイン	(28,009)	トルコ	(61,945)	日本	(110,015)
18	メキシコ	(27,740)	タイ	(58,791)	トルコ	(106,284)
19	ポーランド	(24,824)	イギリス	(58,258)	ミャンマー	(94,569)
20	エジプト	(21,834)	フランス	(57,981)	ケニア	(92,194)

図1 世界人口総数の比較：中位・高位・低位・前回推計



参考表2 人口増加率の高い国および低い国：1950～55，1995～2000，2045～50年

(%)

順位	1950～55年		1995～2000年		2045～50年	
	国名	(増加率)	国名	(増加率)	国名	(増加率)
1	イスラエル	( 6.58)	アフガニスタン	( 5.62)	コートジボアール	( 1.54)
2	クウェート	( 5.37)	ボスニア・ヘルツェゴビナ	( 4.50)	オマーン	( 1.51)
3	シンガポール	( 4.90)	オマーン	( 3.88)	ザイール	( 1.37)
4	ホンコン	( 4.64)	サウジアラビア	( 3.46)	ウガンダ	( 1.33)
5	ベネズエラ	( 4.03)	モザンビーク	( 3.42)	アンゴラ	( 1.33)
6	ジンバブエ	( 3.53)	シリア	( 3.34)	コンゴ	( 1.33)
7	コスタリカ	( 3.48)	リビア	( 3.33)	ブルキナファソ	( 1.32)
8	カザフスタン	( 3.42)	アンゴラ	( 3.32)	ニジェール	( 1.32)
9	ガーナ	( 3.23)	ニジェール	( 3.32)	エチオピア	( 1.30)
10	ブラジル	( 3.15)	ヨルダン	( 3.28)	マダガスカル	( 1.29)
11	ヨルダン	( 3.14)	コートジボアール	( 3.24)	リビア	( 1.29)
12	ホンジュラス	( 3.09)	イエメン	( 3.24)	ベニン	( 1.28)
13	ウガンダ	( 3.08)	クウェート	( 3.23)	カメルーン	( 1.27)
14	ドミニカ共和国	( 3.03)	リベリア	( 3.19)	ケニア	( 1.25)
15	ニカラグア	( 2.99)	マダガスカル	( 3.12)	ソマリア	( 1.25)
16	コートジボアール	( 2.98)	ソマリア	( 3.07)	リベリア	( 1.25)
17	モーリシャス	( 2.91)	ニカラグア	( 3.07)	トゴ	( 1.25)
18	グアテマラ	( 2.89)	ザイール	( 3.05)	ガボン	( 1.24)
19	アルメニア	( 2.83)	トゴ	( 3.04)	マリア	( 1.24)
20	コロンビア	( 2.82)	マリア	( 3.03)	ギニア	( 1.23)
...	...	...	...	...	...	...
109 (43)	日本	( 1.43)	...	...	...	...
...	...	...	...	...	...	...
132 (20)	デンマーク	( 0.77)	日本	( 0.22)	シンガポール	(-0.11)
133 (19)	フランス	( 0.75)	ポランド	( 0.21)	エストニア	(-0.13)
134 (18)	スウェーデン	( 0.70)	スเปน	( 0.11)	クロアチア	(-0.15)
135 (17)	ブルガリア	( 0.67)	チェコ	( 0.10)	ベルギー	(-0.15)
136 (16)	ラトビア	( 0.67)	デンマーク	( 0.10)	ロシア	(-0.20)
137 (15)	ギニア・ビサウ	( 0.66)	ドイツ	( 0.03)	デンマーク	(-0.20)
138 (14)	イタリヤ	( 0.64)	イタリア	( 0.02)	スイス	(-0.26)
139 (13)	ベニン	( 0.63)	スロベニア	(-0.01)	ボスニア・ヘルツェゴビナ	(-0.29)
140 (12)	クロアチア	( 0.60)	ポルトガル	(-0.03)	ポルトガル	(-0.31)
141 (11)	ドバイ	( 0.56)	リトアニア	(-0.04)	ルーマニア	(-0.32)
142 (10)	ベルギー	( 0.52)	ベラルーシ	(-0.14)	オーストリア	(-0.32)
143 (9)	ポルトガル	( 0.48)	ウクライナ	(-0.16)	オランダ	(-0.32)
144 (8)	リトアニア	( 0.47)	ルーマニア	(-0.20)	ブルガリア	(-0.34)
145 (7)	ガボン	( 0.33)	ロシア	(-0.20)	日本	(-0.40)
146 (6)	プエルトリコ	( 0.28)	クロアチア	(-0.28)	スロベニア	(-0.44)
147 (5)	イギリス	( 0.23)	ユーゴスラビア	(-0.29)	ギリシャ	(-0.63)
148 (4)	オーストリア	( 0.03)	ハンガリー	(-0.35)	ドイツ	(-0.80)
149 (3)	ベラルーシ	( 0.02)	ブルガリア	(-0.44)	ホンコン	(-0.88)
150 (2)	アイルランド	(-0.33)	エストニア	(-0.47)	スเปน	(-0.88)
151 (1)	北朝鮮	(-1.40)	ラトビア	(-0.69)	イタリヤ	(-0.89)

1995年人口が100万人以上の国(151か国)についての順位.

参考表3 人口密度の高い国：1950、95、2050年

(1km<sup>2</sup>につき)

順位	1950年		1995年		2050年	
	国名	(人口密度)	国名	(人口密度)	国名	(人口密度)
1	ホンコン	(1,889)	ホンコン	(5,612)	シンガポール	(5,346)
2	シンガポール	(1,654)	シンガポール	(4,608)	ホンコン	(4,731)
3	バングラデシュ	(290)	バングラデシュ	(836)	バングラデシュ	(1,656)
4	ベルギー	(283)	モーリシャス	(547)	ルワンダ	(826)
5	プエルトリコ	(249)	韓国	(454)	モーリシャス	(811)
6	オランダ	(248)	プエルトリコ	(413)	ブルンジ	(685)
7	モーリシャス	(242)	オランダ	(380)	ハイチ	(669)
8	日本	(221)	日本	(331)	エルサルバドル	(593)
9	イギリス	(207)	ベルギー	(331)	韓国	(570)
10	韓国	(206)	ルワンダ	(302)	プエルトリコ	(560)
11	ドイツ	(192)	レバノン	(289)	インド	(499)
12	イタリア	(156)	インド	(285)	レバノン	(499)
13	レバノン	(139)	スリランカ	(280)	パキスタン	(479)
14	ジャマイカ	(128)	エルサルバドル	(274)	ベトナム	(433)
15	トリニダード・トバゴ	(124)	イスラエル	(267)	スリランカ	(432)
16	ハイチ	(118)	ハイチ	(259)	フィリピン	(432)
17	スリランカ	(117)	トリニダード・トバゴ	(255)	イスラエル	(424)
18	スイス	(114)	イギリス	(239)	トリニダード・トバゴ	(406)
19	チエコ	(113)	ブルンジ	(230)	ネパール	(378)
20	インド	(109)	ドイツ	(229)	オランダ	(374)
∴					∴	
26					日本	(291)

1995年人口が100万人以上の国(151か国)についての順位.

参考表4 65歳以上人口割合の高い国：1950、95、2050年

(%)

順位	1950年		1995年		2050年	
	国名	(割合)	国名	(割合)	国名	(割合)
1	フランス	(11.38)	スウェーデン	(17.31)	スベイン	(34.58)
2	ラトビア	(11.19)	イタリア	(16.03)	ホンコン	(34.49)
3	ベルギー	(11.05)	ギリシャ	(15.90)	イタリア	(34.25)
4	イギリス	(10.73)	ノルウェー	(15.86)	ギリシャ	(31.37)
5	アイルランド	(10.68)	ベルギー	(15.80)	日本	(30.22)
6	エストニア	(10.63)	イギリス	(15.46)	ドイツ	(29.95)
7	オーストリア	(10.37)	デンマーク	(15.23)	オーストリア	(26.37)
8	スウェーデン	(10.25)	ドイツ	(15.22)	スロベニア	(26.34)
9	グルジア	(10.09)	スベイン	(14.94)	ポルトガル	(25.91)
10	ドイツ	(9.72)	フランス	(14.91)	オランダ	(25.59)
11	ノルウェー	(9.68)	オーストリア	(14.91)	スイス	(25.25)
12	スイス	(9.61)	ブルガリア	(14.54)	ベルギー	(24.78)
13	リトアニア	(9.43)	スイス	(14.25)	フランス	(24.46)
14	デンマーク	(9.13)	日本	(14.13)	ブルガリア	(24.37)
15	ニュージーランド	(8.96)	ポルトガル	(14.11)	ルーマニア	(23.84)
16	ベニーン	(8.85)	フィンランド	(14.10)	シンガポール	(23.67)
17	ベラルーシ	(8.60)	ハンガリー	(13.99)	デンマーク	(22.91)
18	マケドニア	(8.54)	ウクライナ	(13.98)	チャド	(22.76)
19	アルメニア	(8.37)	ラトビア	(13.30)	イギリス	(22.56)
20	チエコ	(8.27)	オランダ	(13.18)	ボスニア・ヘルツェゴビナ	(22.50)
∴						
56	日本	(4.94)				

1995年人口が100万人以上の国(151か国)についての順位.

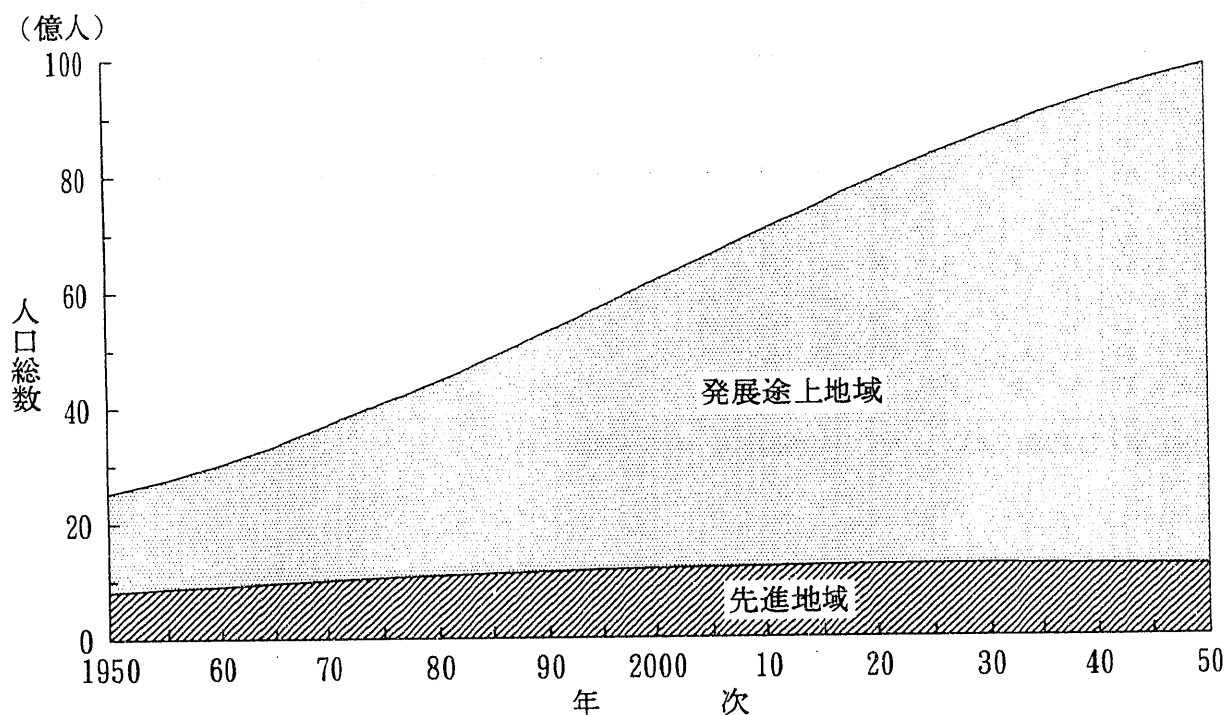
参考表5 従属人口指数（総数）の高い国：1950、95、2050年

(%)

順位	1950年		1995年		2050年	
	国名	(指数)	国名	(指数)	国名	(指数)
1	ヨルダン	(102.12)	コートジボアール	(107.38)	スベイン	(90.96)
2	ボツワナ	(100.52)	ウガンダ	(105.05)	ホンコン	(90.19)
3	マラウイ	(95.19)	ザイール	(103.47)	イタリヤ	(90.18)
4	エリトリア	(94.21)	ニジェール	(103.38)	ギリシヤ	(85.39)
5	イラク	(93.95)	ケニア	(102.31)	日本	(84.95)
6	アフガニスタン	(93.50)	ベニン	(101.08)	ドイツ	(78.93)
7	ルワンダ	(92.99)	ソマリア	(100.78)	オーストリア	(76.56)
8	モーリシャス	(92.97)	オマーン	(100.46)	ポルトガル	(74.83)
9	タンザニア	(92.91)	シンリア	(100.34)	スロベニア	(74.18)
10	ナイジェリア	(92.54)	アンゴラ	(100.09)	オランダ	(73.82)
11	ジンバブエ	(91.44)	マザンビリア	(99.91)	スイス	(73.82)
12	ドミニカ共和国	(91.38)	ザンビア	(99.24)	ベルギー	(73.56)
13	ザンビア	(90.92)	ギニア	(98.78)	フランス	(72.84)
14	ガーナ	(90.74)	リベリア	(98.50)	アイルランド	(70.18)
15	ザイール	(90.36)	マラウイ	(97.90)	シンガポール	(69.87)
16	ホンジュラス	(90.34)	ブルンジ	(96.95)	ブルガリア	(69.84)
17	ウガンダ	(90.06)	エチオピア	(96.95)	チャド	(69.49)
18	モロッコ	(89.60)	イエメン	(96.33)	ルーマニア	(69.18)
19	フィリピン	(89.32)	ニカラグア	(96.32)	オーストラリア	(68.72)
20	プエルトリコ	(89.17)	コロンゴ	(95.99)	イギリス	(68.68)
...	...	...	...	...	...	...
100	日本	(67.76)	日本	(43.63)		
147			日本	(43.63)		

1995年人口が100万人以上の国（151か国）についての順位.

図2 人口総数：先進地域・発展途上地域



参考表6 合計特殊出生率の高い国および低い国：1950～55，1970～75，1990～95年

順位	1950～55年		1970～75年		1990～95年	
	国名	(TFR)	国名	(TFR)	国名	(TFR)
1	イ エ メ ン	(7.61)	ル ワ ン ダ	(8.29)	イ エ メ ン	(7.60)
2	ケ ニ ア	(7.51)	ケ ニ ア	(2.12)	コ ー ト ジ ボ ア ー ル	(7.41)
3	ホ ン ジ ュ ラ ス	(7.50)	ニ ジ ュ ー ル	(8.12)	ニ ジ ュ ー ル	(7.40)
4	ニ カ ラ グ ア	(7.43)	ヨ ル ダ ン	(7.79)	ウ ガ ン ダ	(7.30)
5	ド ミ ニ カ 共 和 国	(7.40)	シ リ ア	(7.69)	マ ラ ウ イ	(7.20)
6	ヨ ル ダ ン	(7.38)	イ エ メ ン	(7.61)	ア ン ゴ ラ	(7.20)
7	フ ィ リ ピ ン	(7.29)	リ ビ ア	(7.58)	オ マ ー ン	(7.20)
8	ア ル ジェ リ ア	(7.28)	コ ー ト ジ ボ ア ー ル	(7.41)	ベ ニ ン	(7.10)
9	ク ウェ ー ト	(7.21)	マ ラ ウ イ	(7.40)	マ リ	(7.10)
10	ジ ン バ ブ エ	(7.20)	ア ル ジェ リ ア	(7.38)	エ チ オ ピ ア	(7.00)
11	オ マ ー ン	(7.20)	サ ウ ジ ア ラ ビ ア	(7.30)	ソ マ リ ア	(7.00)
12	モ ロ ッ コ	(7.17)	ジ ン バ ブ エ	(7.20)	ギ ニ ア	(7.00)
13	イ ラ ク	(7.17)	オ マ ー ン	(7.20)	ア フ ガ ニ ス タ ン	(6.90)
14	サ ウ ジ ア ラ ビ ア	(7.17)	ア フ ガ ニ ス タ ン	(7.14)	ブ ル ン ジ	(6.80)
15	エ チ オ ピ ア	(7.15)	イ ラ ク	(7.11)	リ ベ リ ア	(6.80)
16	イ ラ ン	(7.13)	マ リ	(7.10)	ザ イ ー ル	(6.70)
17	マ リ	(7.10)	ベ ニ ン	(7.06)	ラ オ ス	(6.69)
18	ニ ジ ュ ー ル	(7.10)	ホ ン ジ ュ ラ ス	(7.05)	ト ー ゴ	(6.58)
19	シ リ ア	(7.09)	バ ン グ ラ デ シ ュ	(7.02)	ル ワ ン ダ	(6.55)
20	グ ア テ マ ラ	(7.09)	ソ マ リ ア	(7.00)	モ ザ ン ビ ー ク	(6.50)
...	...	...	...	...	...	...
109 (43)	日 本	(2.75)	...	...	...	...
...	...	...	...	...	...	...
132 (20)	ウ ル グ ア イ	(2.73)	ス ロ ベ ニ ア	(2.19)	ク ロ ア チ ア	(1.65)
133 (19)	リ ト ア ニ ア	(2.70)	ブ ル ガ リ ア	(2.17)	ウ ク ラ イ ナ	(1.64)
134 (18)	チ ェ コ	(2.69)	エ ス ト ニ ア	(2.15)	ラ ト ビ ア	(1.64)
135 (17)	ベ ラ ル ー シ	(2.60)	ハ ン ガ リ ー	(2.09)	ベ ル ギ ー	(1.64)
136 (16)	ノ ル ウェ ー	(2.60)	日 本	(2.07)	エ ス ト ニ ア	(1.61)
137 (15)	ス ベ イ ン	(2.57)	ウ ク ラ イ ナ	(2.04)	オ ラ ン ダ	(1.61)
138 (14)	デ ン マ ー ク	(2.54)	イ ギ リ ス	(2.04)	ボ ス ニ ア ・ ヘル ツェ ゴ ビ ナ	(1.60)
139 (13)	ロ シ ア	(2.51)	オ ー ス ト リ ア	(2.02)	ス イ ス	(1.60)
140 (12)	ウ ク ラ イ ナ	(2.51)	ア メ リ カ 合 衆 国	(2.02)	ポ ル ト ガ ル	(1.55)
141 (11)	ブ ル ガ リ ア	(2.48)	ラ ト ビ ア	(2.00)	ロ シ ア	(1.53)
142 (10)	ベ ル ギ ー	(2.33)	ロ シ ア	(1.98)	オ ー ス ト リ ア	(1.53)
143 (9)	イ タ リ ア	(2.32)	デ ン マ ー ク	(1.97)	日 本	(1.50)
144 (8)	ギ リ シ ャ	(2.29)	オ ラ ン ダ	(1.97)	ブ ル ガ リ ア	(1.50)
145 (7)	ス イ ス	(2.28)	カ ナ ダ	(1.97)	ル ー マ ニ ア	(1.50)
146 (6)	ス ウェ ー デ ン	(2.21)	ク ロ ア チ ア	(1.96)	ス ロ ベ ニ ア	(1.45)
147 (5)	イ ギ リ ス	(2.18)	ベ ル ギ ー	(1.94)	ギ リ シ ャ	(1.40)
148 (4)	ド イ ツ	(2.16)	ス ウェ ー デ ン	(1.89)	ド イ ツ	(1.30)
149 (3)	オ ー ス ト リ ア	(2.10)	ス イ ス	(1.81)	イ タ リ ア	(1.27)
150 (2)	エ ス ト ニ ア	(2.06)	ド イ ツ	(1.64)	ス ペ イ ン	(1.23)
151 (1)	ラ ト ビ ア	(2.00)	フ ィ ン ラ ン ド	(1.62)	ホ ン コ ン	(1.21)

1995年人口が100万人以上の国（151か国）についての順位。

参考表7 平均寿命の高い国：1950～55, 1970～75, 1990～95年

(年)

順位	1950～55年		1970～75年		1990～95年	
	国名	(寿命)	国名	(寿命)	国名	(寿命)
男						
1	ノルウェー	(70.9)	スウェーデン	(72.1)	日本	(76.4)
2	オランダ	(70.9)	ノルウェー	(71.4)	ホンコン	(75.6)
3	スウェーデン	(70.4)	オランダ	(71.1)	スウェーデン	(75.4)
4	デンマーク	(69.6)	デンマーク	(70.9)	ギリシャ	(75.0)
5	ニュージーランド	(67.5)	スイス	(70.8)	スイス	(74.7)
6	スイス	(67.0)	日本	(70.6)	オーストラリア	(74.7)
7	オーストラリア	(66.9)	ギリシャ	(70.6)	イスラエル	(74.6)
8	カナダ	(66.8)	スペイン	(70.2)	スペイン	(74.6)
9	イギリス	(66.7)	イスラエル	(70.1)	オランダ	(74.4)
10	アメリカ合衆国	(66.2)	カナダ	(69.7)	イタリア	(74.2)
11	アイルランド	(65.7)	チャド	(69.4)	カナダ	(74.2)
12	ドイツ	(65.3)	アルメニア	(69.3)	コスタリカ	(74.0)
13	ベルギー	(65.0)	イタリア	(69.2)	ノルウェー	(73.6)
14	チェコスロバキア	(64.5)	イギリス	(69.0)	イギリス	(73.6)
15	イスラエル	(64.4)	プエルトリコ	(69.0)	チャド	(73.5)
16	ギリシャ	(64.3)	アイルランド	(68.9)	クウェート	(73.3)
17	イタリア	(64.3)	ブルガリア	(68.7)	オーストラリア	(73.0)
18	フランス	(63.7)	ニュージーランド	(68.7)	ベルギー	(73.0)
19	ウクライナ	(63.3)	フランス	(68.6)	フランス	(73.0)
20	ウルグアイ	(63.3)	ホンコン	(68.5)	アラブ	(72.9)
∴	∴	∴				
29	日本	(62.1)				
女						
1	ノルウェー	(74.5)	ノルウェー	(77.6)	日本	(82.5)
2	オランダ	(73.4)	スウェーデン	(77.5)	ホンコン	(81.8)
3	スウェーデン	(73.3)	オランダ	(77.0)	スイス	(81.2)
4	デンマーク	(72.4)	スイス	(77.0)	スウェーデン	(81.1)
5	オーストラリア	(72.4)	カナダ	(76.8)	フランス	(80.8)
6	アメリカ合衆国	(72.0)	デンマーク	(76.4)	カナダ	(80.7)
7	イギリス	(71.8)	フランス	(76.3)	イタリア	(80.6)
8	ニュージーランド	(71.8)	日本	(76.2)	オーストラリア	(80.6)
9	スイス	(71.6)	プエルトリコ	(76.2)	スペイン	(80.5)
10	カナダ	(71.6)	スペイン	(75.7)	オランダ	(80.4)
11	ロシア	(70.5)	ホンコン	(75.6)	ノルウェー	(80.3)
12	チェコスロバキア	(70.3)	ベラルーシ	(75.5)	ギリシャ	(80.1)
13	ベルギー	(70.1)	リトアニア	(75.4)	ベルギー	(79.7)
14	ベラルーシ	(70.0)	アルメニア	(75.3)	フィンランド	(79.6)
15	ウクライナ	(69.6)	アメリカ合衆国	(75.3)	プエルトリコ	(79.3)
16	フィンランド	(69.6)	イギリス	(75.2)	アメリカ合衆国	(79.3)
17	ドイツ	(69.6)	イタリア	(75.2)	オーストラリア	(79.2)
18	フランス	(69.5)	オーストラリア	(75.2)	ドイツ	(79.0)
19	ウルグアイ	(69.4)	フィンランド	(75.0)	イギリス	(78.7)
20	ラトビア	(69.0)	ニュージーランド	(74.8)	コスタリカ	(78.6)
∴	∴	∴				
34	日本	(65.9)				

1995年人口が100万人以上の国(151か国)についての順位.



参考表8 日本（人口）の国連推計と人口研推計の比較：1990～2050年

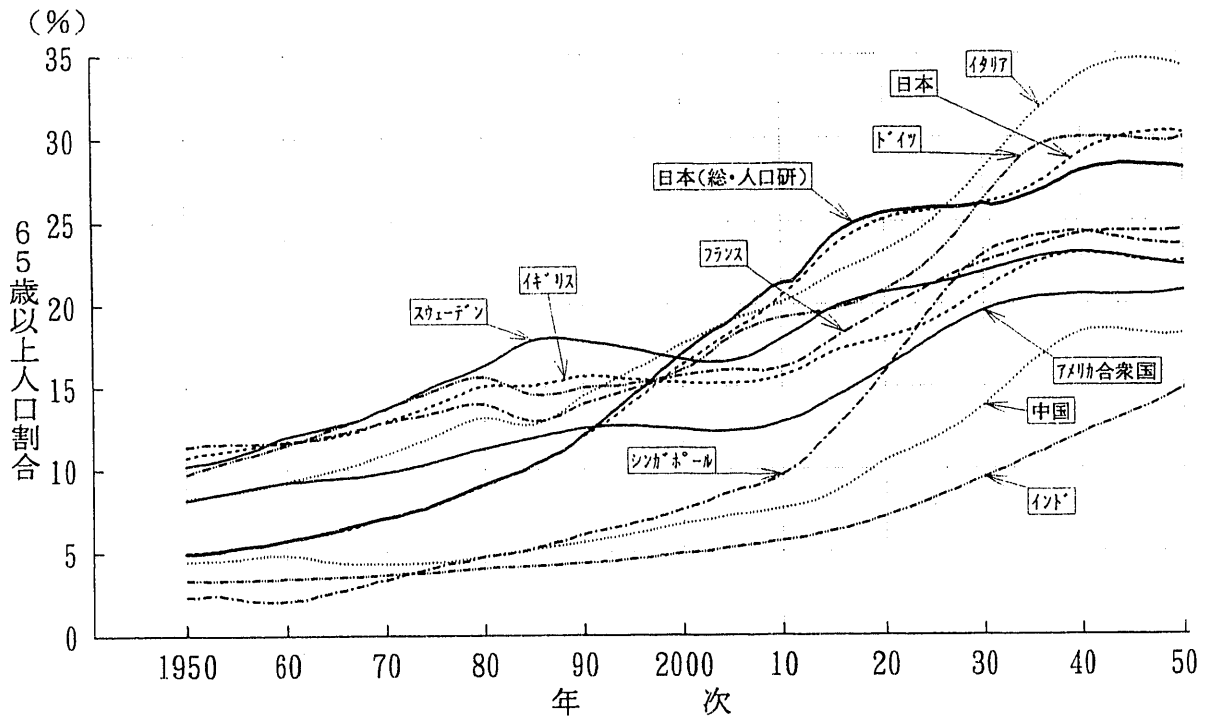
(人口：1,000人)

年次	国連推計						人口研推計（中位）			
	中位			高位 人口総数	低位 人口総数	人口総数	人口割合（％）			
	人口総数	人口割合（％）					0～14歳	15～64歳	65歳以上	
		0～14歳	15～64歳	65歳以上				0～14歳	15～64歳	65歳以上
1990	123,537	18.4	69.6	12.0	123,537	123,537	123,611	18.2	69.7	12.1
1991	123,915	17.9	69.8	12.4	123,959	123,861	124,043	17.7	69.8	12.6
1992	124,242	17.4	69.8	12.8	124,351	124,112	124,413	17.2	69.8	13.0
1993	124,536	17.0	69.8	13.2	124,728	124,313	124,767	16.7	69.7	13.5
1994	124,815	16.6	69.7	13.7	125,110	124,495	125,114	16.4	69.6	14.0
1995	125,095	16.2	69.6	14.1	125,510	124,680	125,463	16.0	69.4	14.5
1996	125,382	16.0	69.5	14.6	125,934	124,876	125,821	15.8	69.2	15.0
1997	125,672	15.7	69.2	15.1	126,378	125,077	126,190	15.6	68.9	15.6
1998	125,958	15.5	69.0	15.5	126,837	125,276	126,575	15.4	68.5	16.1
1999	126,228	15.4	68.6	16.0	127,300	125,461	126,974	15.2	68.2	16.5
2000	126,472	15.3	68.3	16.4	127,760	125,621	127,385	15.2	67.8	17.0
2001	126,689	15.2	68.0	16.8	128,214	125,757	127,801	15.2	67.3	17.5
2002	126,880	15.2	67.6	17.2	128,662	125,867	128,215	15.2	66.8	18.0
2003	127,041	15.2	67.2	17.6	129,093	125,946	128,617	15.3	66.3	18.4
2004	127,170	15.2	66.8	18.0	129,498	125,985	128,997	15.5	65.8	18.7
2005	127,265	15.2	66.4	18.4	129,866	125,976	129,346	15.6	65.2	19.1
2006	127,324	15.2	66.0	18.8	130,195	125,918	129,656	15.8	64.6	19.6
2007	127,345	15.3	65.6	19.2	130,484	125,810	129,921	16.0	63.9	20.1
2008	127,326	15.3	65.1	19.6	130,730	125,650	130,135	16.1	63.3	20.6
2009	127,262	15.3	64.7	20.0	130,931	125,438	130,296	16.3	62.7	21.1
2010	127,152	15.3	64.2	20.5	131,087	125,176	130,397	16.4	62.4	21.3
2011	126,994	15.3	63.7	21.1	131,196	124,862	130,441	16.4	62.2	21.4
2012	126,790	15.2	63.1	21.7	131,261	124,496	130,426	16.5	61.4	22.1
2013	126,544	15.1	62.6	22.3	131,286	124,083	130,353	16.5	60.7	22.8
2014	126,261	15.0	62.1	22.9	131,277	123,624	130,222	16.4	60.0	23.6
2015	125,946	14.9	61.6	23.5	131,240	123,124	130,033	16.3	59.5	24.1
2016	125,601	14.8	61.3	23.9	131,176	122,584	129,790	16.2	59.2	24.6
2017	125,227	14.6	61.0	24.3	131,090	122,005	129,496	16.1	59.0	24.9
2018	124,829	14.5	60.8	24.7	130,988	121,391	129,154	15.9	59.0	25.2
2019	124,409	14.4	60.7	24.9	130,877	120,745	128,769	15.7	59.0	25.4
2020	123,973	14.3	60.6	25.2	130,764	120,070	128,345	15.5	59.0	25.5
2021	123,522	14.2	60.5	25.3	130,654	119,369	127,886	15.2	59.2	25.6
2022	123,060	14.1	60.5	25.5	130,550	118,642	127,398	15.0	59.3	25.6
2023	123,585	14.0	60.5	25.5	130,453	117,892	126,885	14.8	59.5	25.7
2024	122,096	13.9	60.5	25.6	130,364	117,118	126,353	14.7	59.6	25.8
2025	121,594	13.9	60.5	25.7	130,287	116,320	125,806	14.5	59.7	25.8
2030	118,989	14.1	59.9	26.1	130,165	112,085	122,972	14.2	59.8	26.0
2035	116,607	14.7	58.3	27.0	130,709	107,793	120,132	14.6	58.8	26.6
2040	114,451	15.2	55.7	29.1	131,721	103,469	117,290	15.3	56.7	28.0
2045	112,258	15.5	54.4	30.1	132,573	98,896	114,432	15.8	55.8	28.4
2050	110,015	15.7	54.1	30.2	133,409	93,990	111,510	15.7	56.1	28.2

参考表9 日本（人口動態率）の国連推計と人口研推計の比較：1990～2050年

年次	国連推計					人口研推計				
	合計特殊 出生率	平均寿命（年）		出生率 （‰）	死亡率 （‰）	合計特殊 出生率	平均寿命（年）		出生率 （‰）	死亡率 （‰）
		男	女				男	女		
1990～50	1.50	76.4	82.5	10.1	7.6	1.51	76.33	82.44	9.9	7.0
1995～00	1.50	76.8	82.9	10.5	8.3	1.53	76.94	83.28	10.6	7.6
2000～05	1.50	77.2	83.4	10.4	9.2	1.65	77.47	83.99	11.6	8.4
2005～10	1.57	77.6	83.7	10.0	10.2	1.75	77.72	84.34	11.4	9.5
2010～15	1.63	78.0	84.1	9.3	11.2	1.79	77.89	84.57	10.4	10.6
2015～20	1.70	78.4	84.5	8.9	12.0	1.80	78.09	84.82	9.5	11.8
2020～25	1.77	78.8	84.9	9.0	12.9	1.80	78.24	85.01	9.0	12.8
2025～30	1.83	79.2	85.3	9.5	13.9	1.80	78.27	85.06	9.3	13.8
2030～35	1.90	79.6	85.7	10.0	14.1	1.80	78.27	85.06	10.0	14.7
2035～40	1.97	80.0	86.2	10.2	13.9	1.80	78.27	85.06	10.4	15.2
2040～45	2.03	80.5	86.5	10.1	14.0	1.80	78.27	85.06	10.3	15.2
2045～50	2.10	80.9	86.9	10.3	14.4	1.80	78.27	85.06	10.0	15.1

図3 主要国の65歳以上人口割合：1950～2050年

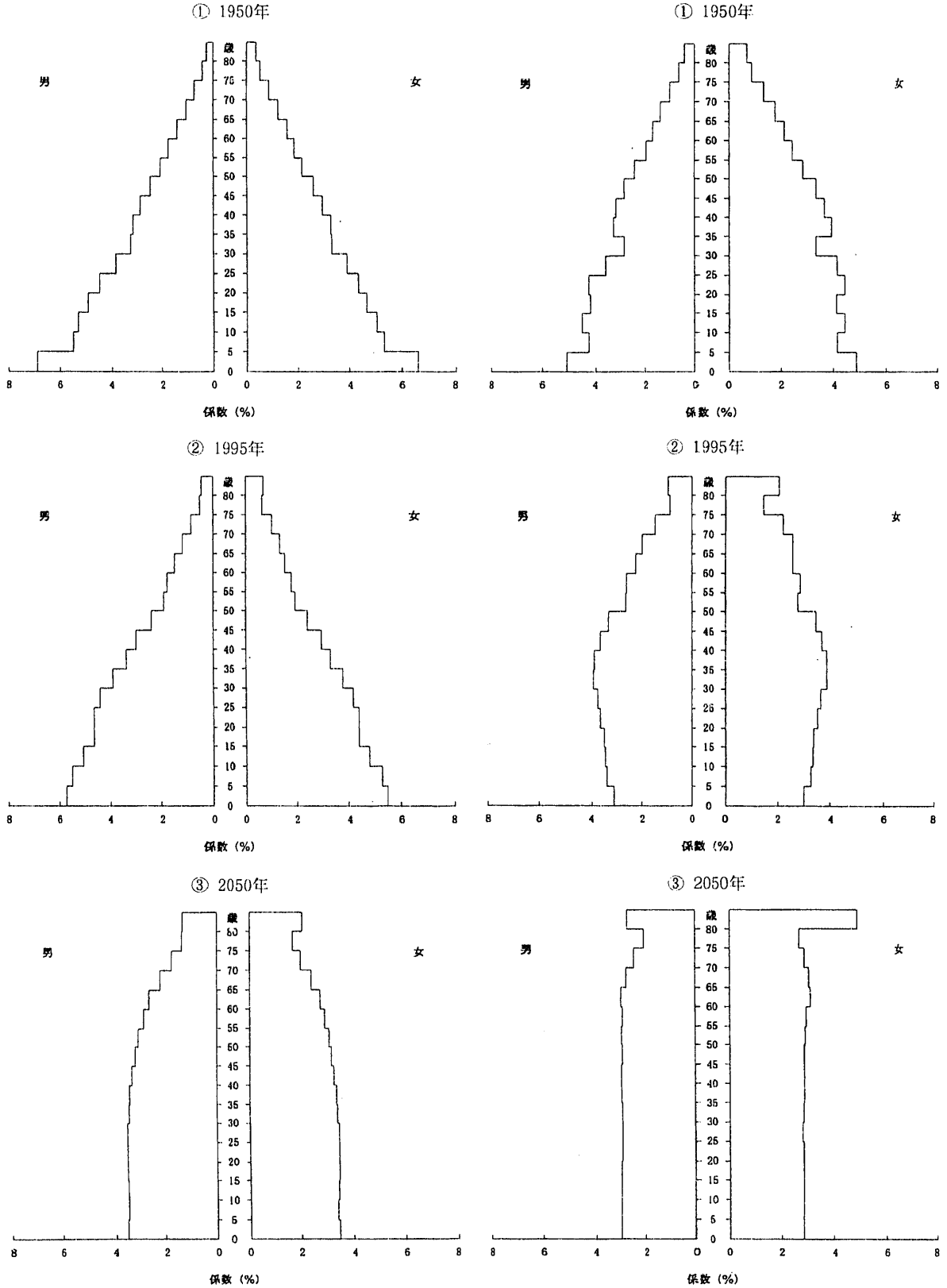


日本(総・人口研)は、総務庁統計局『国勢調査』『人口推計』および人口問題研究所『日本の将来推計人口』(平成4年9月推計)による。

図4 人口ピラミッドの比較：1950, 95, 2000年

(1) 世界全域

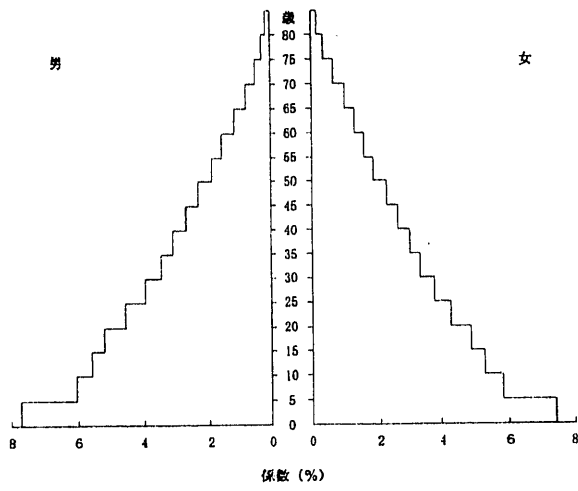
(2) 先進地域



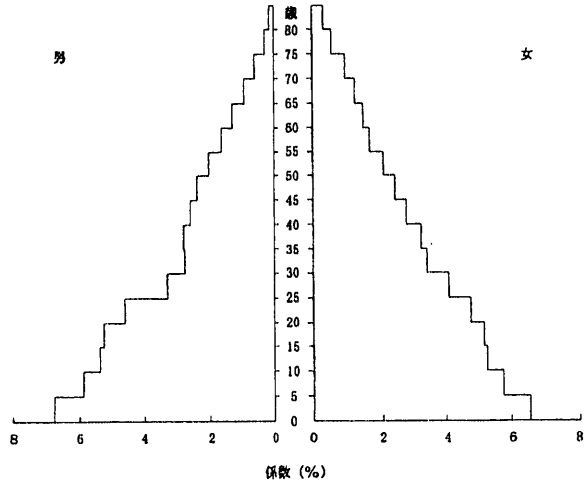
(3) 発展途上地域

(4) 日本

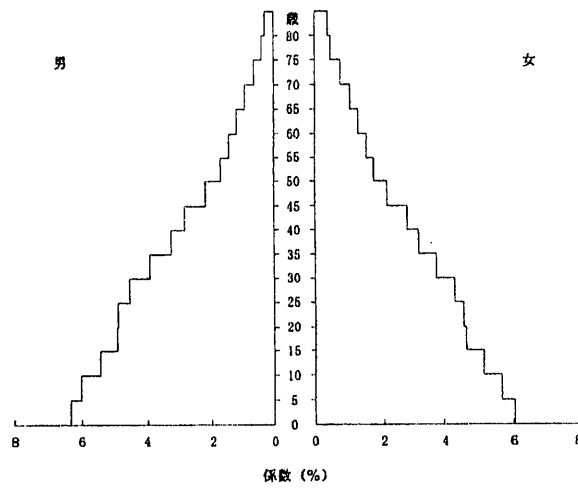
① 1950年



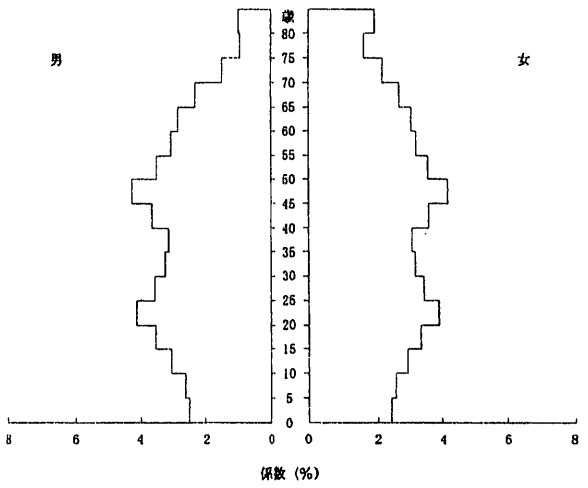
① 1950年



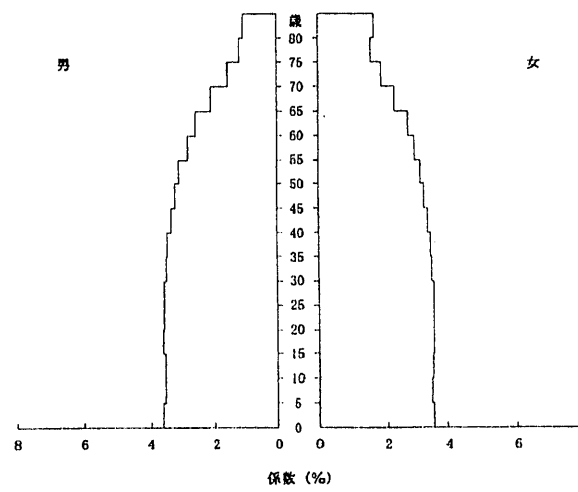
② 1995年



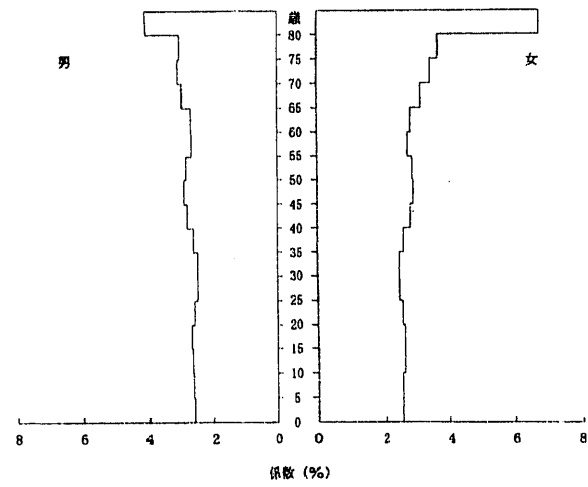
② 1995年



③ 2050年



③ 2050年

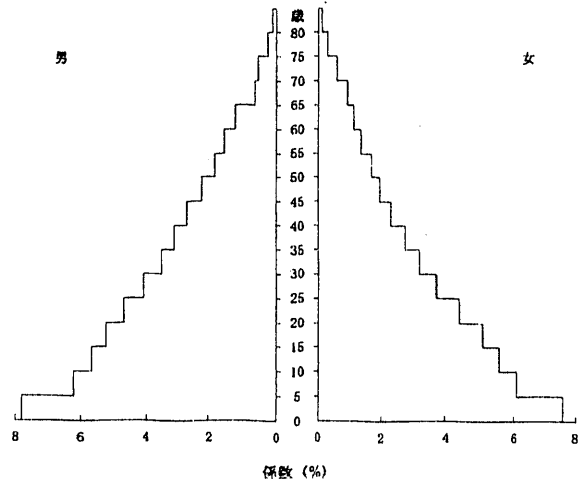
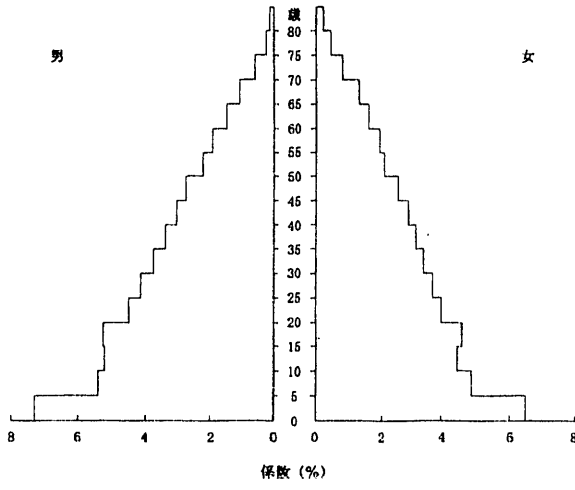


(5) 中国

(6) インド

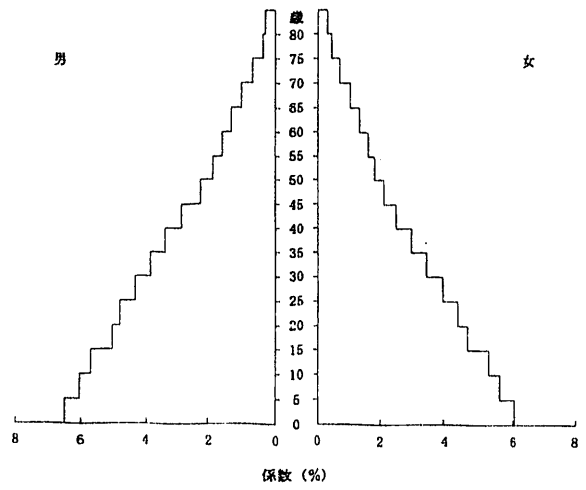
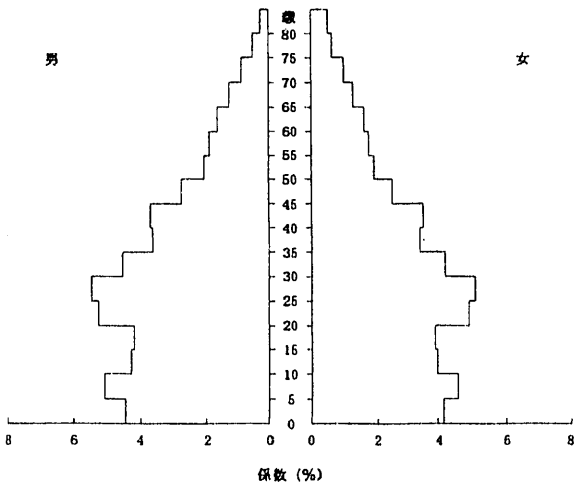
① 1950年

① 1950年



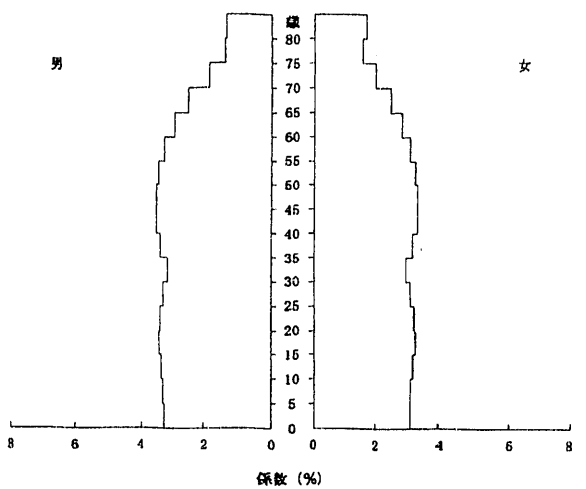
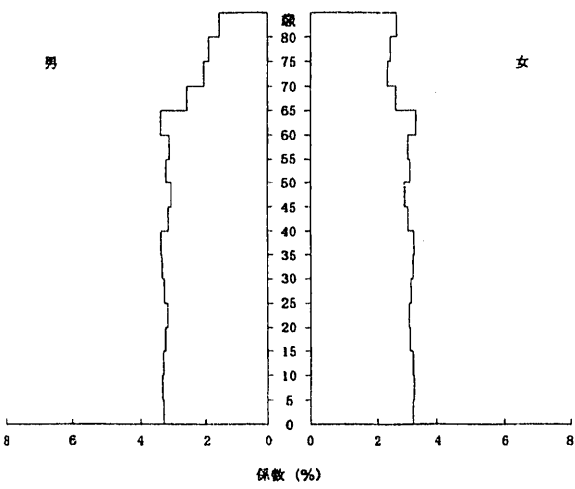
② 1995年

② 1995年



③ 2050年

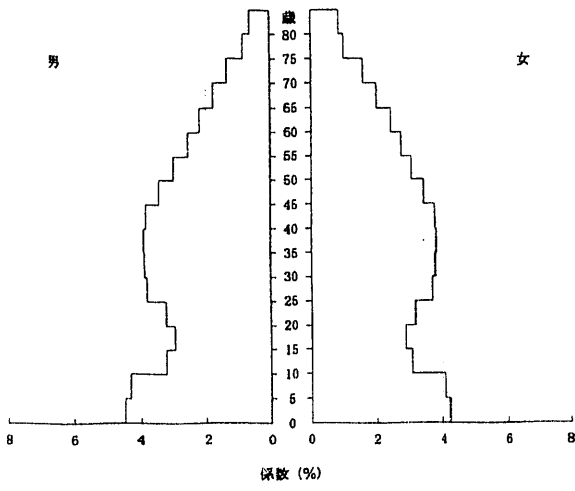
③ 2050年



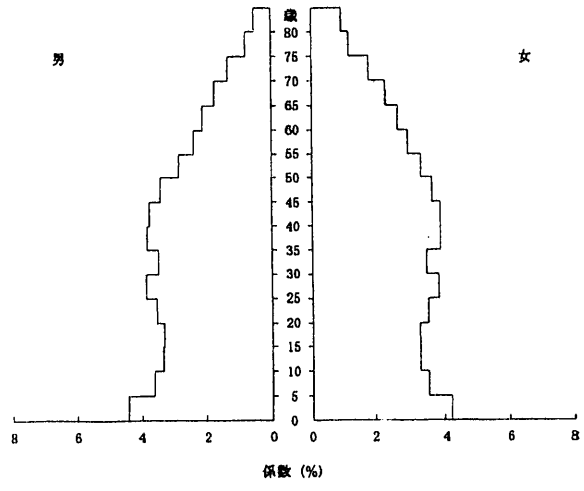
(7) スウェーデン

(8) イギリス

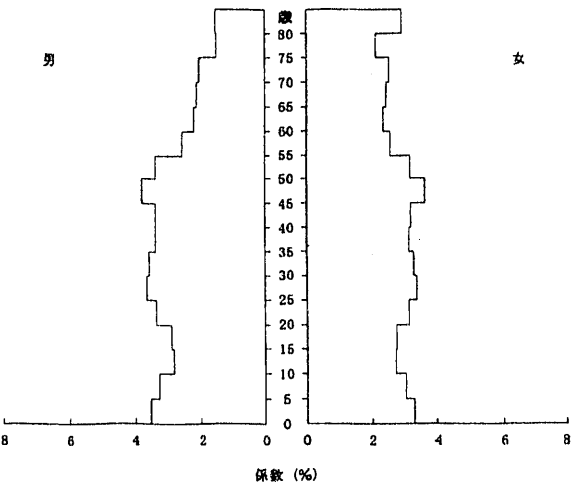
① 1950年



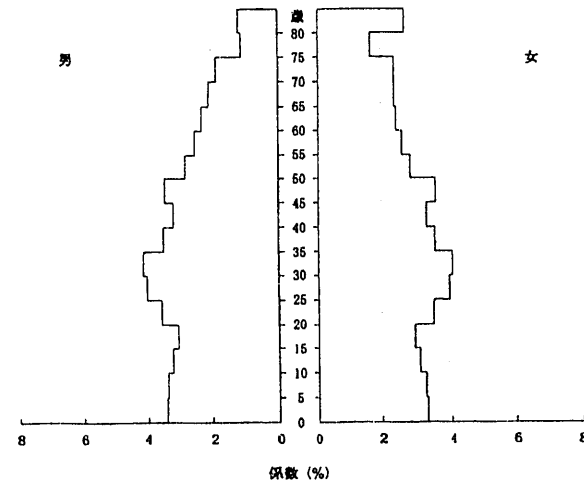
① 1950年



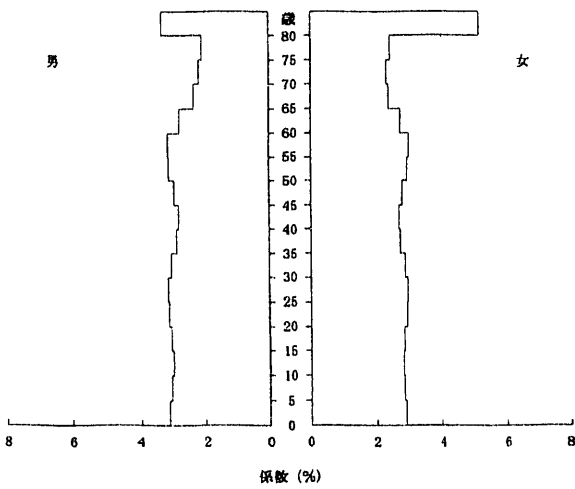
② 1995年



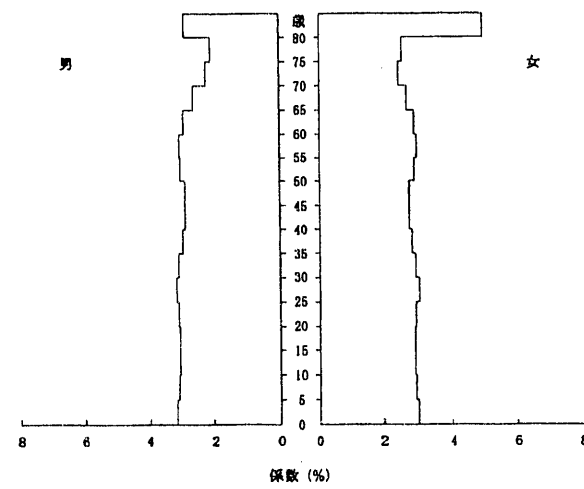
② 1995年



③ 2050年



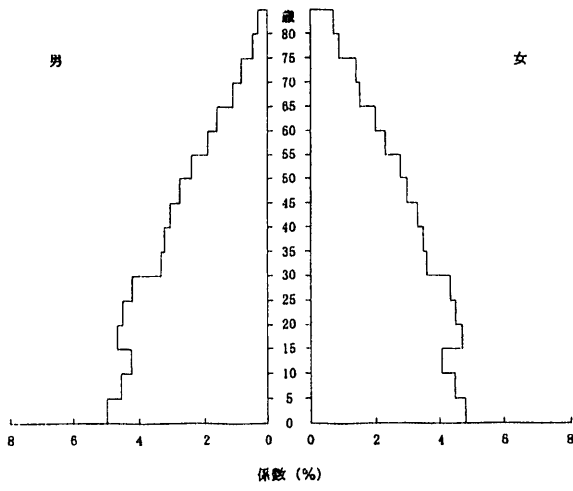
③ 2050年



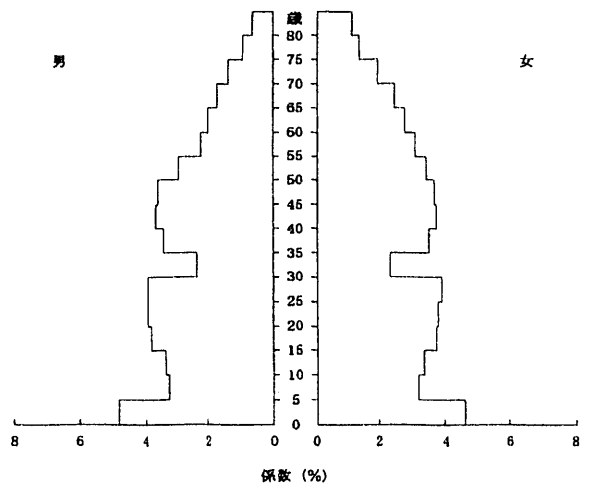
(9) スペイン

(10) フランス

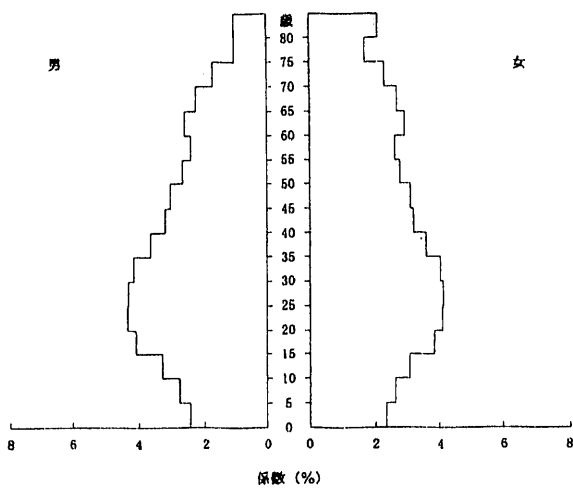
① 1950年



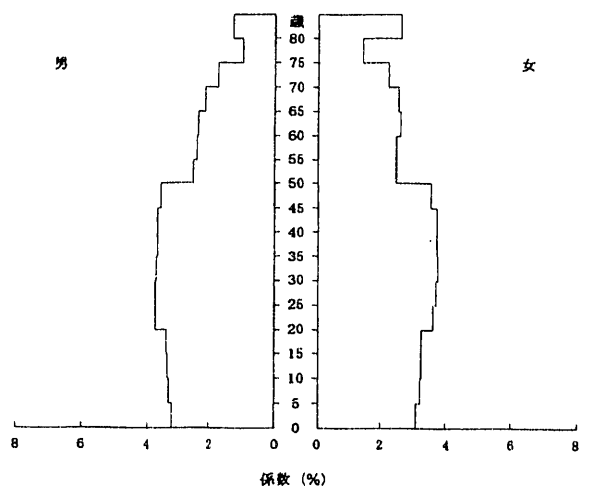
① 1950年



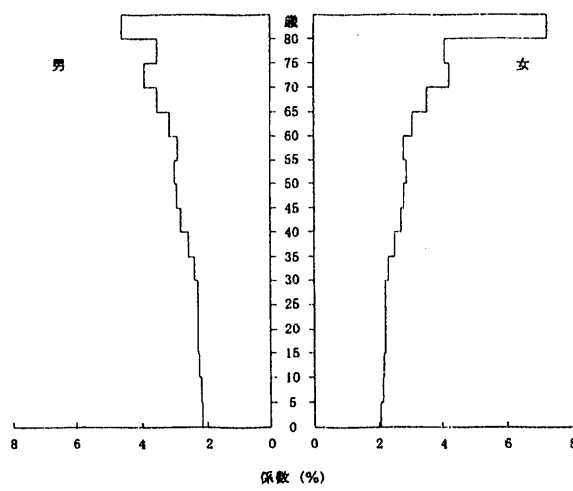
② 1995年



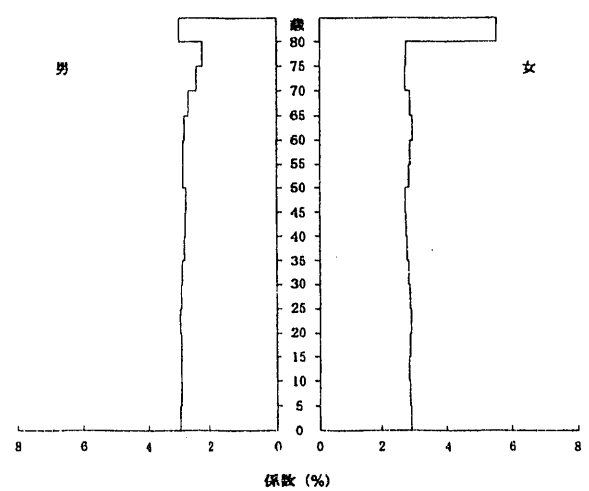
② 1995年



③ 2050年



③ 2050年

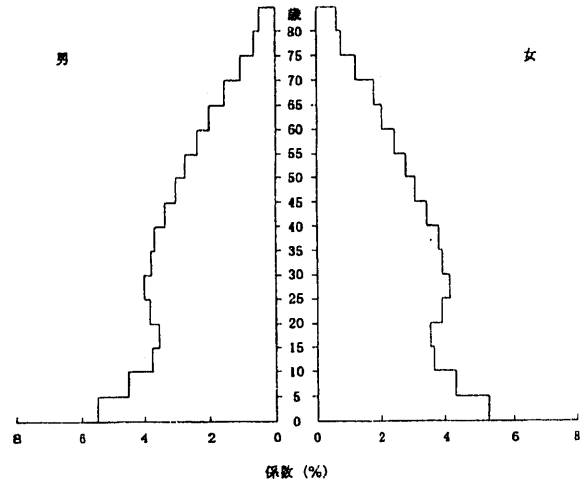
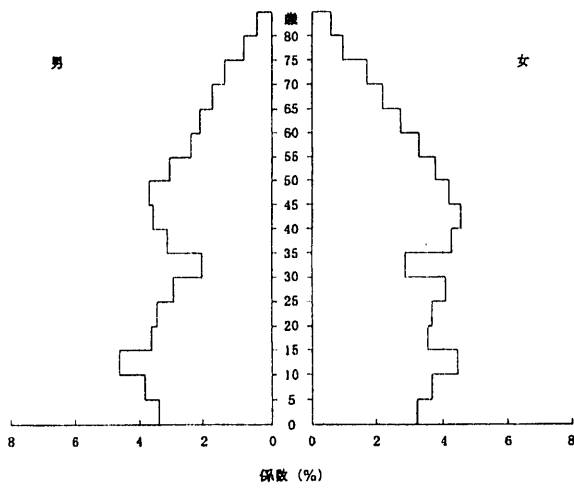


(11) ドイツ

(12) アメリカ合衆国

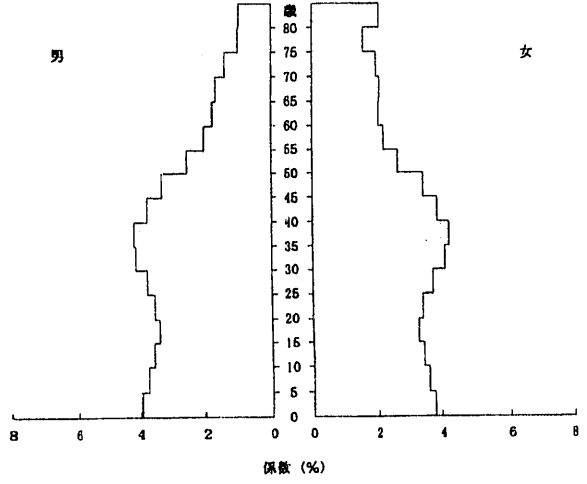
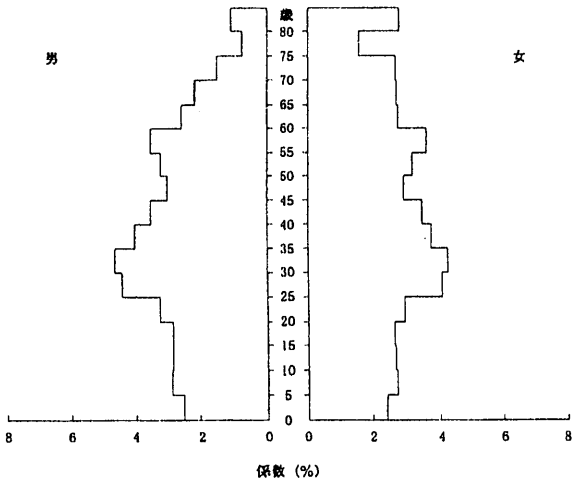
① 1950年

① 1950年



② 1995年

② 1995年



③ 2050年

③ 2050年

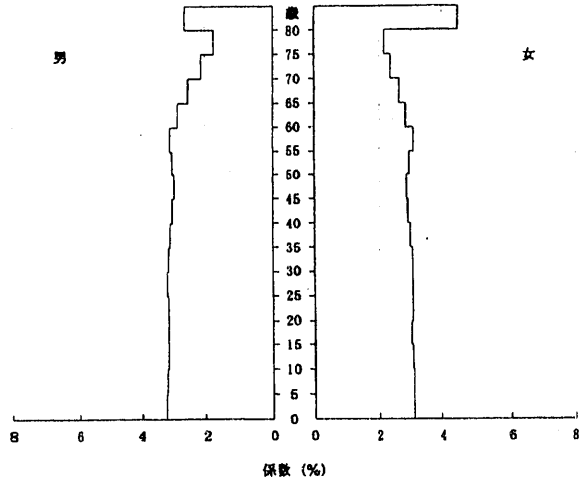
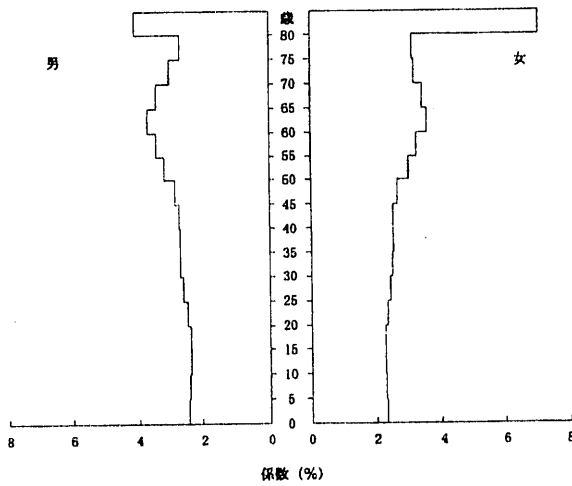
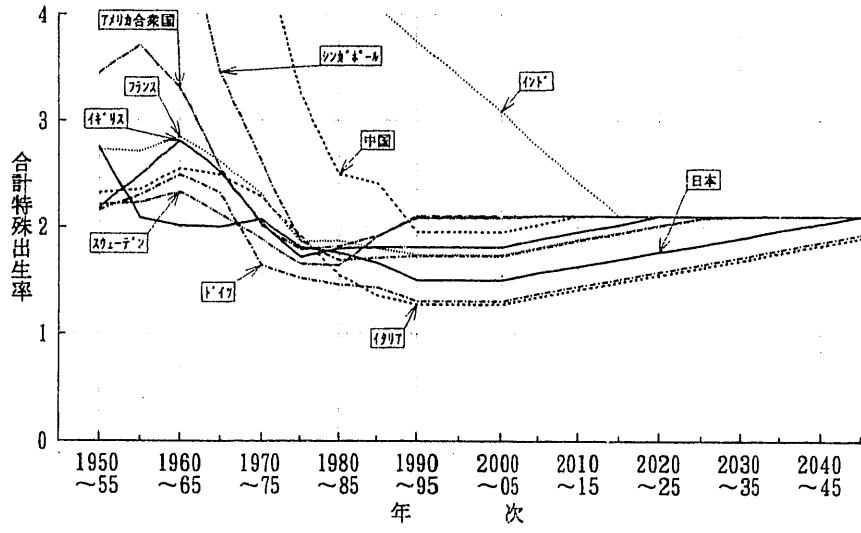
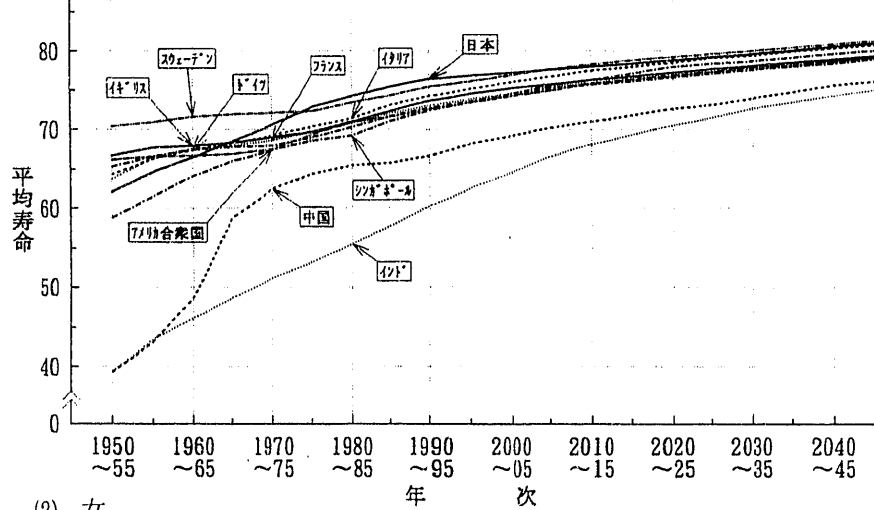




図5 主要国の合計特殊出生率：1950～2050年



(1) 男 図6 主要国の平均寿命：1950～2050年 (年)



(2) 女 図6 主要国の平均寿命：1950～2050年 (年)

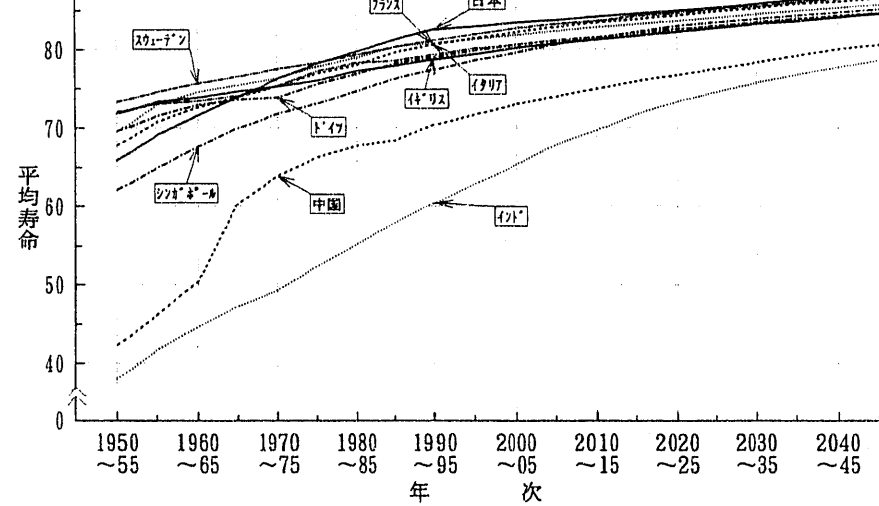


図7 平均寿命と合計特殊出生率の相関

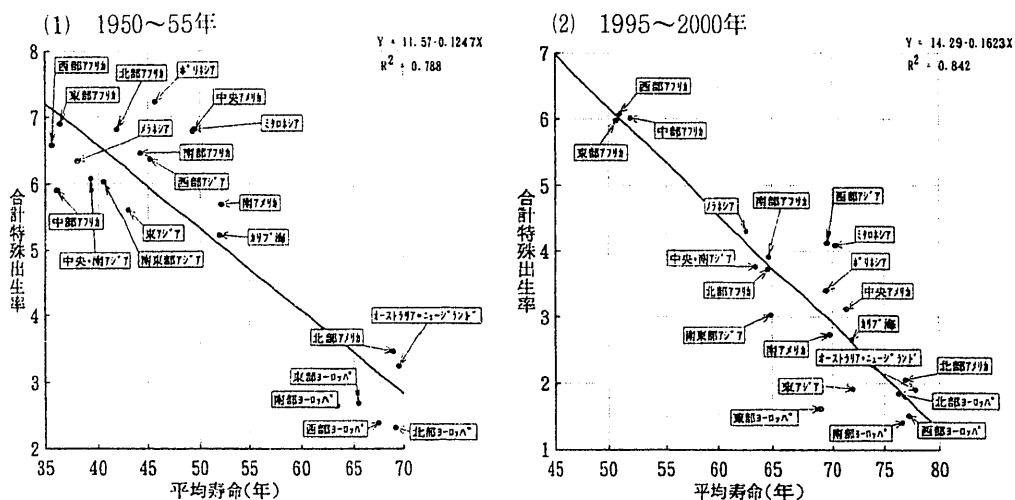


図8 合計特殊出生率と65歳以上人口割合の相関

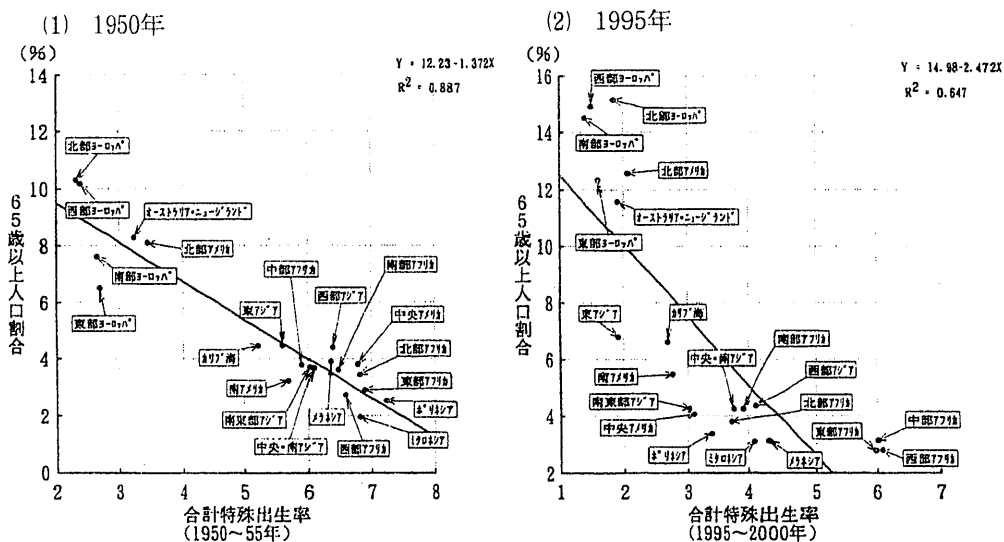
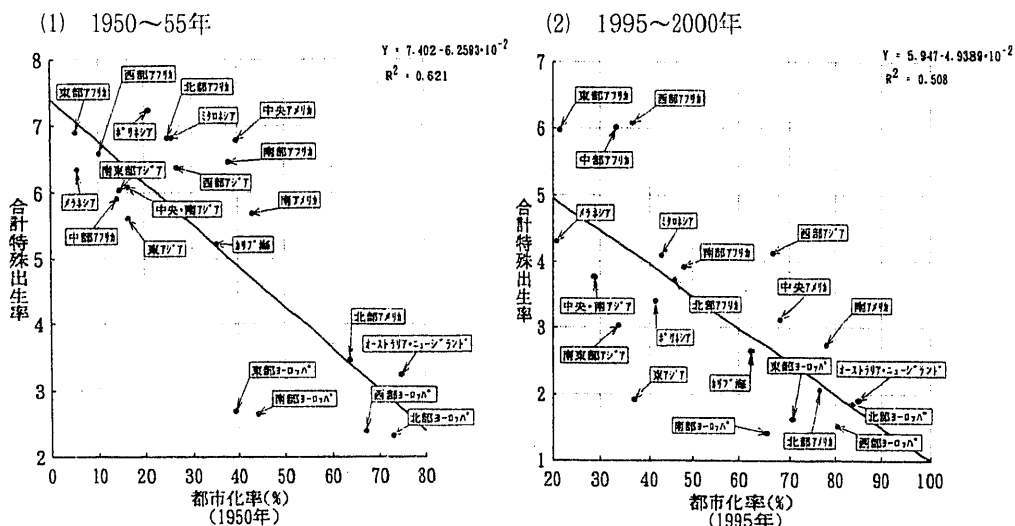


図9 都市化率と合計特殊出生率の相関



---

 書 評 ・ 紹 介
 

---

Jean-Claude Chesnais

*Le crépuscule de l'Occident : Démographie et politique*

Paris, Robert Laffont, 1995, 366pp.

本書の主題は『西洋の凋落期』で、表紙に示された標記の副題は『人口と政策』であるが、本文内には『出生減退、女性の状況、移入』というもう一つ副題が示されている。著者は人口政策を専門とする、フランス国立人口研究所 (INED) の部長級研究員で社会経済政策との関連で人口研究を続けてきた。二つの副題からも明らかのように、著者は出生政策だけでなく、移入政策、そしてそれらを含む人口高齢化対策についても強い関心と深い学識をもち、多数の著作を出している。また、実体人口についても造詣が深く、例えば1986年に出版された『人口転換』は英訳すらされている。

本書は以下の計13章から構成されている。序章：工業諸国における人口学的危機、第1章：豊かな三極と出産ストライキ、第2章：パリ・ロンドン・ベルリン三角地帯、第3章：女性の復讐：不妊の南欧、第4章：家族なし？、第5章：欧州共同体…幻想？、第6章：ドイツ、粘土の脚の大国、第7章：東欧の忘れられた国々、第8章：旧ソ連圏の殉死者達、第9章：OECD諸国における年齢ピラミッドの逆転とその影響、第10章：白人の要塞、第11章：地中海の亀裂と大量人口移動、終章：旧世界のルネッサンスのために擁護する。以下では日本との関連を中心に本書の内容を紹介する。

序章では日本を含む人口減少国と人口増加国に世界を二分し、前者では超高齢化が文明存亡の危機と経済的困難をもたらし、さらに後者における経済的困難を悪化させている可能性すらあることを指摘している。そして、人口減少国では適切な児童期政策により年齢構成を改善し、部門別労働力不足を外部からの供給によって改善することが必須であるという本書全体にわたる主張を述べている。第2章では欧州、北米とともに豊かな三極を成す東アジアの代表として日本の低出生力について論じ、日本の方が欧州よりも指導者の意識の上では未来志向的であるが、女性の必要に応じて労働を取りまく環境を整備するのが遅れているとの認識を示している。

第9章では欧州諸国より急速な高齢化が進む国として日本を取り上げ、高齢者医療費の本人負担割合が低い、年金が充実してないため、特に高齢女性の貧困が生じていると述べている。また、日本の1985～86年の年金制度改革が厳しいことや、産業空洞化対策として日本が終身雇用と年功賃金の制度を見直しつつあることも論じている。さらに、各国における経済成長率低下の一因として出生率低下による消費者数の減少と心理的な経済活力低下を挙げている。最後に、OECD諸国は高齢化対策として若い夫婦の社会経済的状況の改善と人的資本投資による出生促進政策を採る必要があると述べている。また、途上諸国との関係ではしだいに特権を放棄していく必要があることを指摘し、具体的内容としての移入を第10章で論じ、高齢化による労働力不足と相まって日本を含む恵まれた国々への移入圧力は強まるばかりなので、旧世界の国々は移民国にならって移民に依存していることを法的に確認し、経済的移民に関しては割当政策の方向へ移行する必要があると述べている。

第11章では日本が出生不足を移入によって補おうとすれば、未曾有の量の移民を導入せざるを得ないが、儒教文化圏から導入した場合は文化的適応が比較的容易であろうと述べている。旧世界の国々は移民を排除できないし、選択的移入は望ましいが、一時的で部分的な高齢化対策にすぎないとし、出生促進こそが本質的な対策であるとの主張を繰り返している。終章では欧州と日本で低出生力が人々の意識に根付き、先進諸国・新興工業諸国では女性の状況の激変による子供のコストの上昇が低出生力の一因となり、移入の人口制御に占める役割が増大しているが、低出生力社会においては一時的な高齢化対策に過ぎないと述べている。出生力回復のためには福祉社会が将来の担い手の若い世代により多くを配分すべきであり、ネオ・エコロジストの言説に惑わされるべきでないと結論づけている。

本書の主旨についてはフェミニストやエコロジストから若干の異論があるかもしれないが、人口政策、人口高齢化、欧州人口の研究者にとっては必読書であろう。

(小島 宏)

石川義孝著

## 『人口移動の計量地理学』

古今書院, 1994年12月, 301ページ

本書は計量的方法を取り入れた人口移動研究の分野において日本でのリーダー的な存在である著者の学位請求論文をまとめたものである。本書の特色は著者自身が第1章で以下の3点にわかりやすく整理している。第1の特徴は「計量的手法」の採用である。ここでいう「計量的手法」とは多変量解析を用いた経験的、帰納的分析のみならず、演繹的な数理モデリングをも目指すものである。特に第Ⅲ編は人口移動の数理モデリング関連の論文がまとめられている。第2の特徴は人口移動を特定の時間断面から静態的に捉えるのではなく、あくまでも時間の流れなかで捉え、移動パターンの変化を意識しながら分析を進めている点である。第Ⅱ編でも人口移動の時間的変化が分析の主要な対象になっているが、ここで著者がとくに強調するのは空間的相互作用の動態モデリングの試みであろう。第3点として、直接的には日本の戦後を対象として分析しているものの、問題意識のうえで、海外の諸国、とりわけ先進諸国との比較研究の立場を念頭に置いていることが挙げられている。これは著者の基本的な考え方、すなわち研究成果は国内雑誌のみならず海外の一流雑誌に積極的に投稿し、国際的な場での議論を喚起すべきだという考え方と結びついたものであろう。著者はこの点でも既にかかなりの成果を挙げており、本書の6章と12章はそれぞれ Papers in Regional Science, Environment and Planning A というこの分野で世界的に著名な雑誌に掲載された論文がもとになっている。

本書は全体が三編から構成されている。第Ⅰ編では日本の地理学における「計量的手法」の系譜と発展について述べ、第Ⅱ編では経験的な方法によって日本の戦後の人口移動の決定因について考察し、第Ⅲ編では空間的相互作用モデルにおける地図パターン問題を議論している。人口研究者にとっては第Ⅱ編がより興味深いと思われるので、その各章の内容に少し言及しておく。第Ⅱ編「戦後における人口移動の決定因」は5章から成り、日本の戦後の人口移動に関して都道府県別のデータをもとに大都市圏/非大都市圏に着目しながら、人口移動変化の決定因の解明を試みている。第4章では1970年頃を境に大都市圏と非大都市圏の間の人口移動が大きく変化したことを確認し、第5章では1970年までの人口移動について回帰分析を用いて、その決定因を検討した。第6章と第7章はシフト・シェア分析と回帰分析によって1970年を境とする人口移動変化の要因を労働市場の需給バランスや産業構造の転換などに関連させながら議論している。第8章では厚生省人口問題研究所の人口移動調査(1986年度実施)のデータを用いて、転動移動を都市の階層性や主要企業の支所の立地と結びつけて分析した。この第Ⅱ編では、結果の興味深さはもちろんであるが、採用した手法の説明、各手法固有の問題点の指摘が実感的確になされており、分析手法に対する著者の確かな理解が感じられ、読んでいて安心感がある。もし人口学分野から多少不満に思える点があるとすれば、分析の焦点が経済的側面に傾き、人口学的側面に関しては言及しているものの、コーホートや世帯構造に関連した分析、男女年齢別の分析が十分になされていないという点であろう。

第Ⅱ編は人口移動の実証的・経験的側面に関心のある読者に、第Ⅲ編は空間的モデリングに関心のある読者にとってそれぞれ非常に興味深く読めるであろう。また、本書のどの章からも、新しい研究テーマや手法に取り組む著者の積極的な姿勢と熱意が強く感じ取れる。これは評者を含めて若手研究者や大学院生にとっては非常に励みになるものである。

(中川聡史)

## 第4回（平成6年度）研究評価委員会

第4回（平成6年度）研究評価委員会が、平成7年4月28日（金）に人口問題研究所所長室において、以下に掲げる委員の出席の下に開催された。

委員長：岡崎陽一（元日本大学教授）

委員：大淵寛（中央大学教授）、河野稠果（麗澤大学教授）、濱英彦（成城大学教授）、村松稔（日本家族計画連盟常任理事）、森岡清美（淑徳大学教授）、阿藤誠（所長）、廣嶋清志（人口政策研究部長）、大江守之（人口構造研究部長）、高橋重郷（人口動向研究部長）、金子武治（人口情報部長）

なお、書記として小島宏（人口政策研究室長）、事務局代表として竹内暎（庶務課長）が出席した。また、議題は以下の通りであった。

### 1. 新規大規模研究プロジェクト事前評価

平成7年度から行われる新規研究、1996年人口問題基本調査「第4回人口移動調査」について大江人口構造研究部長から説明が行われ、事前評価が行われた。

### 2. 指定研究部定期評価

人口政策研究部の主な研究課題である、①日本の将来人口推計、②人口問題に関する国民意識の分析、③人口増加と地球環境問題に関する研究、④先進諸国の人口政策・家族政策に関する研究、⑤開発途上国の人口動向および人口政策に関する研究、⑥国際人口移動の動向と要因に関する研究、の六つの研究課題について廣嶋人口政策部長から説明が行われた。

### 3. 各部概況報告

指定研究部以外の3部の研究概況について大江人口構造研究部長、高橋人口動向研究部長、金子人口情報部長から報告があった。

### 4. 国立試験研究機関の重点整備・再構築（案）について

当研究所も「国立社会保障・人口問題研究所（仮称）」という形で再編されることを提示した、国立試験研究機関の重点整備・再構築（案）について阿藤所長から説明が行われた。

### 5. 総括討論

以上の報告を踏まえて、委員による質疑応答と評価が行われた。

### 6. まとめ

総括討論を踏まえて、岡崎委員長による総合評価が行われたが、少ない人数で多岐にわたる研究を精力的に行っているということで高い評価をいただいた。（小島 宏記）

## 1995年人口問題基本調査（第2回人口問題に関する意識調査）の施行

1995年度の人口問題基本調査として第2回人口問題に関する意識調査が6月15日に実施された。この調査は第1回調査（1990年度）に引き続き、国民の人口問題に関する意識を明らかにするとともに、日本の人口再生産に関する基本的な統計を得ることを目的としている。調査実施にあたっては厚生省大臣官房統計情報部、各都道府県、保健所を設置する市・特別区、及び全国の保健所には多大なご協力を得た。調査実施の要綱は以下の通り。

### 1 調査の目的

近年のわが国人口における急速な少産化・高齢化の進展は、来世紀には総人口の減少をもたらす、同時に日本の社会を大きく変動させていく要因になると考えられている。また世界人口の急速な増大がもたらす地球規模の人口問題に対してもわが国の積極的な貢献が期待されてきている。

以上のような観点から、この調査は前回に引き続き、国民の人口問題に関する意識を明らかにするとともに、

日本の人口再生産に関する基本的な統計を得るために行うものである。これらの結果は人口の将来動向を把握し、適切な行政施策を導くための基礎資料として役立つものである。

## 2 調査の対象

平成7年度国民生活基礎調査の調査区から300地区を無作為抽出し、その地区内の世帯に属す20～69歳の世帯員を対象とする。

## 3 調査の時期

平成7年6月15日

## 4 調査の事項

- 1 人口規模に関する意識
- 2 出生に関する意識
- 3 国際的人口問題に関する意識
- 4 高齢化に関する意識
- 5 人口分布に関する意識

(中川聡史記)

## 第58回人口問題審議会総会および第1回人口問題と社会サービスに関する特別委員会

第58回人口問題審議会総会は、平成7年6月29日(木)午前10時より12時まで、中央合同庁舎共用第9会議室において開催され、厚生事務次官の挨拶のあと、以下のような報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

### (1) 最近の人口動態について

1. 平成6年人口動態統計(統計情報部人口動態統計課長)
2. 平成6年簡易生命表(統計情報部管理企画課長)
3. 都道府県別世帯数の将来推計(人口構造研究部長)

### (2) その他

1. 平成7年版厚生白書について(政策課調査室長)
2. 「人口問題と社会サービスに関する特別委員会」の委員紹介
3. 特別委員会の進め方について(政策課調査室長)

第1回人口問題と社会サービスに関する特別委員会は、同日午後1時より3時まで、同会場において開催され、宮澤委員長、吉原委員長代理互選のあと、以下のような報告があり、質疑討論が行われた。

### (1) 特別委員会の進め方について(政策課 皆川調査室長)

### (2) 人口の諸問題について

1. 人口関係資料説明(政策課 真鍋課長補佐)
2. 人口の長期変動と政策課題の変遷(阿藤所長)

### (3) エンゼルプランについて(児童家庭局 吉岡企画課長)

今後、委員会は年3～4回開催され、2～3年を目途にとりまとめを行い、人口白書は平成8年度中のとりまとめを目指す予定である。

なお、人口問題審議会委員等は以下の通り。

人口問題審議会(◎会長、○会長代理/平成7年6月29日現在)

(委員)阿藤 誠(人口問題研究所所長)、伊藤善市(帝京大学教授)、井上俊一(日本大学教授)、大石泰彦(東京大学名誉教授)、木村治美(共立女子大学教授)、日下公人(㈱ソフト化経済センター理事長)、河野 稔(麗澤大学教授)、小谷直道(読売新聞社論説委員)、小林 登(国立小児病院院長)、坂元正一(日

日本の人口再生産に関する基本的な統計を得るために行うものである。これらの結果は人口の将来動向を把握し、適切な行政施策を導くための基礎資料として役立つものである。

## 2 調査の対象

平成7年度国民生活基礎調査の調査区から300地区を無作為抽出し、その地区内の世帯に属す20～69歳の世帯員を対象とする。

## 3 調査の時期

平成7年6月15日

## 4 調査の事項

- 1 人口規模に関する意識
- 2 出生に関する意識
- 3 国際的人口問題に関する意識
- 4 高齢化に関する意識
- 5 人口分布に関する意識

(中川聡史記)

## 第58回人口問題審議会総会および第1回人口問題と社会サービスに関する特別委員会

第58回人口問題審議会総会は、平成7年6月29日(木)午前10時より12時まで、中央合同庁舎共用第9会議室において開催され、厚生事務次官の挨拶のあと、以下のような報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

### (1) 最近の人口動態について

1. 平成6年人口動態統計(統計情報部人口動態統計課長)
2. 平成6年簡易生命表(統計情報部管理企画課長)
3. 都道府県別世帯数の将来推計(人口構造研究部長)

### (2) その他

1. 平成7年版厚生白書について(政策課調査室長)
2. 「人口問題と社会サービスに関する特別委員会」の委員紹介
3. 特別委員会の進め方について(政策課調査室長)

第1回人口問題と社会サービスに関する特別委員会は、同日午後1時より3時まで、同会場において開催され、宮澤委員長、吉原委員長代理互選のあと、以下のような報告があり、質疑討論が行われた。

### (1) 特別委員会の進め方について(政策課 皆川調査室長)

### (2) 人口の諸問題について

1. 人口関係資料説明(政策課 真鍋課長補佐)
2. 人口の長期変動と政策課題の変遷(阿藤所長)

### (3) エンゼルプランについて(児童家庭局 吉岡企画課長)

今後、委員会は年3～4回開催され、2～3年を目標にとりまとめを行い、人口白書は平成8年度中のとりまとめを目指す予定である。

なお、人口問題審議会委員等は以下の通り。

人口問題審議会(◎会長、○会長代理/平成7年6月29日現在)

(委員)阿藤 誠(人口問題研究所所長)、伊藤善市(帝京大学教授)、井上俊一(日本大学教授)、大石泰彦(東京大学名誉教授)、木村治美(共立女子大学教授)、日下公人(㈱ソフト化経済センター理事長)、河野 稔(麗澤大学教授)、小谷直道(読売新聞社論説委員)、小林 登(国立小児病院院長)、坂元正一(日

本母性保護医協会会長), 袖井孝子(お茶の水女子大学教授), 千葉一男(新王子製紙(株)代表取締役社長), 福田敏一(明治学院大学学長), 南 裕子(兵庫県立看護大学学長), ○宮澤健一(社会保障研究所顧問), 宮武 剛(毎日新聞社論説委員), 村瀬敏郎(日本医師会会長), 山崎倫子(日本女医会名誉会長), 山本正也(日本アクチュアリー会参与), ◎山本正淑(日本赤十字社社長), 吉原健二(厚生年金基金連合会理事長)

(専門委員) 網野武博(東京経済大学教授), 上野千鶴子(東京大学教授), 大淵 寛(中央大学教授), 岡崎陽一(日本大学教授), 清家 篤(慶應義塾大学教授), 濱 英彦(成城大学教授), 廣嶋清志(人口問題研究所人口政策研究部長), 伏見恵文(社会保障研究所研究部長)

人口問題と社会サービスに関する特別委員会(◎委員長, ○委員長代理/平成7年6月29日現在)

(委員) 阿藤 誠, 井上俊一, 日下公人, 河野稠果, 袖井孝子, 南 裕子, ◎宮澤健一, 宮武 剛, 山崎倫子, ○吉原健二

(専門委員) 網野武博, 上野千鶴子, 大淵 寛, 清家 篤, 廣嶋清志, 伏見恵文

(廣嶋清志記)

## 日本人口学会第47回大会

日本人口学会(会長:安川正彬)の第47回大会は,平成7年6月8日(木)と9日(金)の両日にわたり,福岡市のシーホークホテル,コンベンションホールにおいて開催された.本大会は,福岡大学医学部の重松峻夫教授を運営委員長とする大会運営委員会の多大な努力により,盛会に行われた.本大会は例年より報告数が多く,活発な討議がなされた.

本大会のシンポジウム,共通論題,自由論題の題名及び報告者は次のとおりである.

### ○シンポジウム

「人口ゼロサム社会の地域問題—九州圏を中心として—」

〈座長〉重松峻夫(福岡大学)  
岡田 實(中央大学)

#### 〔報告〕

1. 日本人口の動向と地域 阿藤 誠(人口問題研究所)
2. 新地方の時代の到来と九州経済 森本 廣(九州経済調査会)
3. 保健福祉の地域問題 重松峻夫(福岡大学)
4. 地域政策—高齢化と人口再生産— 大江守之(人口問題研究所)

〈討論者〉濱 英彦(成城大学)  
杉野元亮(九州共立大学)

### ○共通論題 [A部会]

「出生の社会経済学—公共財としての子ども」

〈組織者〉高橋重郷(人口問題研究所)  
〈座長〉森岡 仁(駒沢大学)

#### 〔報告〕

1. 子供と社会性—公的欲求を充足するための「財」— 杉野元亮(九州共立大学)
2. 経済政策の視点から 石南 國(城西大学)
3. 家族政策の視点から 小島 宏(人口問題研究所)

〈討論者〉大谷 憲司(関西大学)  
大淵 寛(中央大学)

### ○共通論題 [B部会]

「人口と世代—戦後の人口変動との関連において」



本母性保護医協会会長), 袖井孝子(お茶の水女子大学教授), 千葉一男(新王子製紙(株)代表取締役社長), 福田敏一(明治学院大学学長), 南 裕子(兵庫県立看護大学学長), ○宮澤健一(社会保障研究所顧問), 宮武 剛(毎日新聞社論説委員), 村瀬敏郎(日本医師会会長), 山崎倫子(日本女医会名誉会長), 山本正也(日本アクチュアリー会参与), ◎山本正淑(日本赤十字社社長), 吉原健二(厚生年金基金連合会理事長)

(専門委員) 網野武博(東京経済大学教授), 上野千鶴子(東京大学教授), 大淵 寛(中央大学教授), 岡崎陽一(日本大学教授), 清家 篤(慶應義塾大学教授), 濱 英彦(成城大学教授), 廣嶋清志(人口問題研究所人口政策研究部長), 伏見恵文(社会保障研究所研究部長)

人口問題と社会サービスに関する特別委員会(◎委員長, ○委員長代理/平成7年6月29日現在)

(委員) 阿藤 誠, 井上俊一, 日下公人, 河野稠果, 袖井孝子, 南 裕子, ◎宮澤健一, 宮武 剛, 山崎倫子, ○吉原健二

(専門委員) 網野武博, 上野千鶴子, 大淵 寛, 清家 篤, 廣嶋清志, 伏見恵文

(廣嶋清志記)

## 日本人口学会第47回大会

日本人口学会(会長:安川正彬)の第47回大会は,平成7年6月8日(木)と9日(金)の両日にわたり,福岡市のシーホークホテル,コンベンションホールにおいて開催された.本大会は,福岡大学医学部の重松峻夫教授を運営委員長とする大会運営委員会の多大な努力により,盛会に行われた.本大会は例年より報告数が多く,活発な討議がなされた.

本大会のシンポジウム,共通論題,自由論題の題名及び報告者は次のとおりである.

### ○シンポジウム

「人口ゼロサム社会の地域問題—九州圏を中心として—」

〈座長〉重松峻夫(福岡大学)  
岡田 實(中央大学)

#### 〔報告〕

1. 日本人口の動向と地域 阿藤 誠(人口問題研究所)
2. 新地方の時代の到来と九州経済 森本 廣(九州経済調査会)
3. 保健福祉の地域問題 重松峻夫(福岡大学)
4. 地域政策—高齢化と人口再生産— 大江守之(人口問題研究所)

〈討論者〉濱 英彦(成城大学)  
杉野元亮(九州共立大学)

### ○共通論題 [A部会]

「出生の社会経済学—公共財としての子ども」

〈組織者〉高橋重郷(人口問題研究所)  
〈座長〉森岡 仁(駒沢大学)

#### 〔報告〕

1. 子供と社会性—公的欲求を充足するための「財」— 杉野元亮(九州共立大学)
2. 経済政策の視点から 石南 國(城西大学)
3. 家族政策の視点から 小島 宏(人口問題研究所)

〈討論者〉大谷 憲司(関西大学)  
大淵 寛(中央大学)

### ○共通論題 [B部会]

「人口と世代—戦後の人口変動との関連において」

30. 女性の社会的地位と出生	渡 辺 真知子 (嘉悦女子短期大学)
31. 女兒選好傾斜の関連要因と影響	坂 井 博 通 (清泉女学院短期大学)
32. 近年の晩婚化, 晩産化の要因に関する人口学的分析	金 子 隆 一 (人口問題研究所)
33. 大都市地域の出生率の分析	廣 嶋 清 志 (人口問題研究所)
34. 韓国における出生率変化の要因分析	林 謙 治 (国立公衆衛生院)
35. 日本の世帯主と親の同居傾向の多変数分析	Kao Lee LIAW (McMaster Univ.)
36. 過疎化のシステム・ダイナミックス・モデルの構築 その1	原 俊 彦 (北海道東海大学)
37. 集落人口・世帯の分析	松 下 敬一郎 (龍 谷 大 学)
38. 人口急増学区の人口属性	坂 井 貞 彦 (愛知淑徳大学)
39. Geodemographics の展開	大 友 篤 (日本女子大学)
40. 東京首都圏の人口分布—ビジネス・デモグラフィ—の視点から	安 蔵 伸 治 (明 治 大 学)
41. 消費人口と小売業	今 井 孝 平 (中 央 大 学)
	(金子武治記)

## 日本経済政策学会第52回大会

日本経済政策学会(会長:野尻武敏大阪学院大学教授)の第52回大会(準備委員長:植草益東京大学教授)が1995年5月13日(土)~14日(日)の二日間にわたって本郷の東京大学経済学部で開かれた。今回は「国際化時代の経済ルール」がテーマとなっており、このテーマの下で初日には共通論題報告・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、二日目の自由論題報告 Session 7として「人口・労働・教育経済」の部会が設けられ、以下の通り、人口関係の報告が行われた。

### Session 7「人口・労働・教育経済」

<座長> 水 野 朝 夫 (中 央 大 学)

(1) 公共政策が出生行動に与える効果について—— 実験ヴィネットアプローチによる計量分析 ——

<報告者>塚 原 康 博 (明治大学短期大学)

<討論者>小 島 宏 (人口問題研究所)

(2) 組合交渉形態の計量分析 —— Manning 流手法を用いて ——

<報告者>渡 邊 真 治 (大阪府立大学)

<討論者>大 橋 勇 雄 (名 古 屋 大 学)

(3) 教育バウチャーについて: 経済分析と財政分析

<報告者>尾 張 豊 (広 島 大 学)

<討論者>長 峰 純 一 (関西学院大学)

(1)の報告について第10回出生動向基本調査データの類似モデルによる分析結果により示された実際の出生行動の規定要因と比較したりしながら討論を行ったが、ヴィネット調査データの分析結果に基づく仮定の出生行動の規定要因はむしろ理想子供数の規定要因に近いことがうかがわれた。なお、この報告の内容は「育児支援政策が出生行動に与える効果について—— 実験ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析 ——」(『日本経済研究』第28号, 1995年3月)として刊行されているので、ご興味のある方は参照されたい。

(小島 宏記)

## 家族問題研究会1995年度シンポジウム

家族問題研究会の1995年度シンポジウムは、6月3日(土)午後、東洋大学白山校舎新2号館16階大会議室において開催された。シンポジウムのテーマは、『「主観的家族像」をめぐって』と題され、3名のシンポジストによる報告と討論が行われた。人口問題研究所からは、西岡八郎(報告者)、高橋重郷、中野英子、渡邊吉利および堀内真弓(リサーチ・レジデント)の5名が参加した。

報告テーマである「主観的家族像」とは、家族理論において家族定義あるいは家族概念として扱われていた「家族とは何か」という問いかけに対する現代的なアプローチの1つであり、従来の学者・研究者による先験的・概念的な家族把握に対して、個々の家族成員の認識・意識の側から新たに経験的に家族をとらえ直そうとする試みと言える。そうしたアプローチが提唱される背景には、人口学や人類学あるいは家族史などの諸学問分野における家族の歴史的・空間的相対性の認識の広がり、および、現代家族の従来の家族からの形態・機能の少なからぬ変貌の認知などがある。

シンポジウムでは、(1)人口問題研究所の「全国家族動向調査」を用いた西岡八郎・才津芳昭による有配偶女子の家族認識の範囲に関する報告、(2)家族認識の範囲が状況によってどのように変化し、その認識の範囲を左右し得る条件が何であるかを考察した木戸功(早稲田大学)の報告、(3)中国山東省の調査に基づく中国民衆レベルにおける「一家子」という言葉でとらえた家族把握の一義的な透徹性と状況による多義性との関連をめぐる木下英司(早稲田大学)の報告の3報告がなされ、以上の報告をめぐり活発な討論がなされた。

こうした主観的な家族把握が、従来の家族概念や家族定義ではとらえられない側面をどれだけ補ない、さらに具体的な成果を生み出すかは、まだ、今後に残された課題であるが、家族理論における新たなチャレンジとして積極的に評価されるべきである。

(渡邊吉利記)

## 比較家族史学会第26回研究大会

比較家族史学会第26回研究大会は、6月10日(土)、11日(日)の両日、横浜市の神奈川大学において開催された。人口問題研究所からは、廣嶋清志、小島宏、西岡八郎の各技官が参加した。

テーマ「家族のオートノミー—家族・社会・国家—」をめぐって、「日本社会における隠居慣行と家」(網野善彦、神奈川大学)の特別報告が行われたほか、フランスの「家族のレギュレーション」(丸山茂、神奈川大)、「「ハウス」イディオムの展開—オーストリア農村調査から」(森明子、国立民族学博物館)、「19世紀ドイツ人の移民と家族の諸相」(的場明弘、神奈川大学)、「ミクロストーリーと家族戦略—イタリア移民史の研究の視点から」(北村晁夫、三重大学)、「家族と社会及び国家—周辺社会から考える」(清水昭俊、国立民族学博物館)、「家と村の歴史的諸相—有賀喜左衛門の「家」論を手がかりに」(沼田誠、駿河台大学)(以上10日)、「家族戦略と家族政策—母親の就業状態と保育方法をめぐって」(小島宏、人口問題研究所)、「象徴支配と農民—「結婚難」の社会的背景」(須田文明、農業総合研究所)、「家族料理のイデオロギー」(佐藤健二、東京大学)の9つのそれぞれ興味ある報告が行われた。これらの報告に関する討論は、11日の午後、シンポジウム「家族のオートノミー」で行われた。討論は、人口移動、移民と家族戦略あるいは家族分析の方法論を中心に議論を進めたいという意向が議長によって示され、当初それについて議論が進んだが、その後、網野教授の提起した「農民」の定義の問題について白熱した議論が展開され終了した。

(廣嶋清志記)

## 家族問題研究会1995年度シンポジウム

家族問題研究会の1995年度シンポジウムは、6月3日(土)午後、東洋大学白山校舎新2号館16階大会議室において開催された。シンポジウムのテーマは、『「主観的家族像」をめぐって』と題され、3名のシンポジストによる報告と討論が行われた。人口問題研究所からは、西岡八郎(報告者)、高橋重郷、中野英子、渡邊吉利および堀内真弓(リサーチ・レジデント)の5名が参加した。

報告テーマである「主観的家族像」とは、家族理論において家族定義あるいは家族概念として扱われていた「家族とは何か」という問いかけに対する現代的なアプローチの1つであり、従来の学者・研究者による先験的・概念的な家族把握に対して、個々の家族成員の認識・意識の側から新たに経験的に家族をとらえ直そうとする試みと言える。そうしたアプローチが提唱される背景には、人口学や人類学あるいは家族史などの諸学問分野における家族の歴史的・空間的相対性の認識の広がり、および、現代家族の従来の家族からの形態・機能の少なからぬ変貌の認知などがある。

シンポジウムでは、(1)人口問題研究所の「全国家族動向調査」を用いた西岡八郎・才津芳昭による有配偶女子の家族認識の範囲に関する報告、(2)家族認識の範囲が状況によってどのように変化し、その認識の範囲を左右し得る条件が何であるかを考察した木戸功(早稲田大学)の報告、(3)中国山東省の調査に基づく中国民衆レベルにおける「一家子」という言葉でとらえた家族把握の一義的な透徹性と状況による多義性との関連をめぐる木下英司(早稲田大学)の報告の3報告がなされ、以上の報告をめぐり活発な討論がなされた。

こうした主観的な家族把握が、従来の家族概念や家族定義ではとらえられない側面をどれだけ補ない、さらに具体的な成果を生み出すかは、まだ、今後に残された課題であるが、家族理論における新たなチャレンジとして積極的に評価されるべきである。

(渡邊吉利記)

## 比較家族史学会第26回研究大会

比較家族史学会第26回研究大会は、6月10日(土)、11日(日)の両日、横浜市の神奈川大学において開催された。人口問題研究所からは、廣嶋清志、小島宏、西岡八郎の各技官が参加した。

テーマ「家族のオートノミー—家族・社会・国家—」をめぐって、「日本社会における隠居慣行と家」(網野善彦、神奈川大学)の特別報告が行われたほか、フランスの「家族のレギュレーション」(丸山茂、神奈川大)、「「ハウス」イディオムの展開—オーストリア農村調査から」(森明子、国立民族学博物館)、「19世紀ドイツ人の移民と家族の諸相」(的場明弘、神奈川大学)、「ミクロストーリーと家族戦略—イタリア移民史の研究の視点から」(北村晁夫、三重大学)、「家族と社会及び国家—周辺社会から考える」(清水昭俊、国立民族学博物館)、「家と村の歴史的諸相—有賀喜左衛門の「家」論を手がかりに」(沼田誠、駿河台大学)(以上10日)、「家族戦略と家族政策—母親の就業状態と保育方法をめぐって」(小島宏、人口問題研究所)、「象徴支配と農民—「結婚難」の社会的背景」(須田文明、農業総合研究所)、「家族料理のイデオロギー」(佐藤健二、東京大学)の9つのそれぞれ興味ある報告が行われた。これらの報告に関する討論は、11日の午後、シンポジウム「家族のオートノミー」で行われた。討論は、人口移動、移民と家族戦略あるいは家族分析の方法論を中心に議論を進めたいという意向が議長によって示され、当初それについて議論が進んだが、その後、網野教授の提起した「農民」の定義の問題について白熱した議論が展開され終了した。

(廣嶋清志記)

## 第2回「外国人労働者・難民・市民権をめぐる政策に関する日米シンポジウム」

日本労働研究機構（JIL）とマサチューセッツ工科大学（MIT）共催のシンポジウム“Japan-U.S. Symposium on Japanese and U.S. Immigration, Refugee and Citizenship Policies”が1995年6月22日（木）から23日（金）にかけて新宿の日本労働機構LINCホールで開催された。初日にはまず花見忠上智大学教授の司会の下で、組織者を代表して高梨昌日本労働研究機構研究所長と Myron Weiner MIT政治学部教授による開会演説が行われた。それに続き、第1セッション「米国と日本は入移民を必要としているか」（座長：竹田いさみ, Michael Teitelbaum, 報告者：神代和俊, Barry Chiswick, 討論者：小池和男）、第2セッション「ゲストワーカーと移動者を受け入れたヨーロッパの経験から日本と米国は何を学ぶことができるか」（座長：神代和俊, Myron Weiner, 報告者：井口泰, Thomas Berger, 討論者：中村圭介）、第3セッション「政治的難民地位申請に対する米国と日本の対応」（座長：神代和俊, Myron Weiner, 報告者：竹田いさみ, Michael Teitelbaum, 討論者：本名寛）、第4セッション「非合法移動者に関する米国と日本の経験」（座長：竹田いさみ, Michael Teitelbaum, 報告者：桑原靖夫, Wayne Cornelius, 討論者：田中陽子）、第5セッション「移民、難民、難民地位申請者、非合法移動者の権利と便益に関する日本と米国の政策」（座長：神代和俊, Myron Weiner, 報告者：花見忠, Peter Schuck, 討論者：島山学）が行われた。

2日日には引き続き、第6セッション「日本と米国における移動者の編入」（座長：桑原靖夫, Wayne Cornelius, 報告者：梶田孝道, 上田元子, Reed Ueda, 論文提出者：Nathan Glazer, 討論者：駒井洋）、第7セッション「移動者と移動に対する世論」（座長：桑原靖夫, Wayne Cornelius, 報告者：Myron Weiner, Peter Schuck, 非公式報告者：竹田いさみ）、第8セッション「移動と難民に関する政策決定・政策実施過程」（座長：桑原靖夫, Peter Schuck, 報告者：井口泰, Michael Teitelbaum）、総括セッション（座長：高梨昌, 討論者：花見忠, Myron Weiner）が行われ、最後に高梨所長の閉会演説が行われた。

米国側の組織者が政治学者であることもあるため、米国側に政治学者の参加が多かったが、日本側は政治学者、経済学者、社会学者が比較的バランス良く参加していた。また、米国側には連邦政府の移入改革委員会（Commission on Immigration Reform）の9名の委員の一人である Michael Teitelbaum のほか、Barry Chiswick, Wayne Cornelius といった米国人協会会員がおり、Myron Weiner も人口関係の業績が多数あるため、人口の観点からの議論も若干行われたのに対して、日本側には人口関係者がおらず、人口の観点からの議論がなされる機会があまりなかったが、この会議の価値が損なわれるものではない。（小島 宏記）

## 人口研究機関国際協力委員会（CICRED）理事会

本年6月19～20日、フランス国立人口研究所（INED）において、昨年の人口研究機関国際協力委員会（CICRED: Comité International de Cooperation dans les Recherches Nationales en démographie）再建後第2回の理事会が開かれた。出席者は CICRED 事務局から P. Collomb 事務局長、J. Veron 事務局次長、CICRED 理事会の F. Gendreau 理事長（INED）、理事として Wu Chan Ping（中国人民大学人口研究所長）、A. Nouijai（モロッコ人口研究センター所長）、K. Feyistestan（ナイジェリア Ofabemi Awolowo 大学人口・社会統計学部）、J. Holtzer（ポーランド・ワルシャワ経済大学統計・人口研究所長）、S. Goldstein（米国ブラウン大学人口研究・研修センター所長）、阿藤誠（厚生省日本人口問題研究所長）、指定理事として J. Chamie（国連人口部部長）、B. Remiche（IUSSP 事務局長）が出席したが、メキシコ代表と UNFPA 代表は欠席した。

議題は以下の通り

1. 理事長挨拶
2. 議題の採択
3. CICRED の各種事業についての事務局長報告

#### 4. 各種事業についての討議

##### a) 現在進行中の事業

- 1) Review of Population Reviews
- 2) Thesaurus
- 3) 人口研究センターの名簿作成
- 4) 人口情報サービス
- 5) アフリカ人口研究センター会議
- 6) onchocecosis (風土病の一種) に関するセミナー

##### b) 準備中のプロジェクト

- 1) 各国の人口研究動向
- 2) 保健プログラムの評価に関するセミナー
- 3) 風土病に関するプログラム (継続)

#### 5. 予算

- 1) 1995年度予算
- 2) 補正的財源確保
- 3) 1996-99年の活動に対する UNFPA への資金要請

#### 6. 次回開催時期

CICRED はフランス政府の財政支援, INED からの人的・物的支援を受け1993年に再建に乗り出し, 1994年度から新たな活動を開始した. CICRED の目的は世界の人口研究センター間のネットワークを構築し, 情報交換ならびに研究協力を促進し, 新しい研究プロジェクトの発展を図ることである. Collomb 事務局長より, 準備したレポートに基づき, 再建第1年度の1994年における活動状況ならびに1995年度の事業が報告され, 多くの議論を経て事業内容が原則的に了承された. 以下はその要点である.

##### (1) 世界の人口研究センターの名簿作成

各国で少なくとも2人以上の人口研究者がいる機関が対象. 現在162のセンターが登録. 1995年末までに世界のほとんどすべての人口研究機関を網羅した名簿を作成し, 提供する予定 (フランス政府支援).

##### (2) 各国の人口研究の動向把握

人口研究センターの名簿作成後に本格的に実施 (フランス政府支援).

##### (3) Review of Population Reviews の提供

長期の中断の後, 本年復活予定 (出版費用は UNFPA 支援).

##### (4) Multilingual Population Thesaurus (人口用語集) の改定

1979年に作成された Thesaurus (英語, スペイン語, フランス語版) は POPIN と共同で1985年, 1993年に若干の改定が試みられたが, 現在, 専門家 (D. Courgeau) に委嘱して本格的改定作業に入る計画.

##### (5) 人口推計のためのデータ・セットおよびプログラムの加盟センターへの提供

(INED と国連人口部協力).

##### (6) 加盟センター間の協力を促進するための会議の開催

1994年12月, エチオピアのアジス・アベバにおいてアフリカ人口センター会議を開催 (フランス政府と UNFPA が支援).

##### (7) 重点研究領域 (DPO: Demographic Priority Option) に関して三会議を準備.

① 保健プログラムの人口学的インパクトの評価: 1995年末 (UNFPA 支援).

② 途上国における家族構造の変動要因ならびに変動結果としての女性の役割の変化: 1996年 (UNFPA 支援).

③ onchocecosis から解放された農村地域に関する州間人口システムの創設: 1995年 (FAO 支援).

##### (8) CICRED 人口情報サーバー (SID)

CICRED で準備した情報を順次コンピュータネットワークで利用可能にする計画 (一部はすでに開始).

(阿藤 誠記)

## 1995年アメリカ人口学会年次大会への参加報告

本年のアメリカ人口学会年次大会 (1995 Annual Meeting, Population Association of America) が、1995年4月6日(木)から8日(土)の3日間、カリフォルニア州サンフランシスコ、ハイアット・リージェンシーホテルにおいて開催された。大会は会長講演、Calvin Schmid氏の追悼講演などを含めて25項目、186の分科会より構成され、延べ1,700人が座長、研究発表者、討論者などとしてこれらのプログラムに参加した。各分科会は4～5の発表と討論により構成され、同時に13～17の分科会が進行するといういつもながらの盛況であった。トピックによって分けた分科会の項目と、その構成者は、以下の通りである。( )内は分科会の数である。

- |   |                                |
|---|--------------------------------|
| 1. Family and life course (7)                   | P. Tiemeyer and P. Moen        |
| 2. Household and living arrangements (8)        | R. Willis and N. Landale       |
| 3. Cohabitation, marriage and divorce (6)       | L. Lillard and A. R. Dechter   |
| 4. Children and youth (10)                      | D. Thomas and D. Hernandez     |
| 5. Sexual behavior, health and STDs (5)         | E. O. Laumann and V. Cain      |
| 6. Contraception and abortion (9)               | J. DaVanzo and J. Forrest      |
| 7. Fertility (15)                               | V. Joseph Hotz and A. Blanc    |
| 8. Family planning programs (5)                 | J. Klerman and J. R. Seltzer   |
| 9. Health (5)                                   | A. Leibowitz and R. Angel      |
| 10. Health services (3)                         | C. Cassel and D. Ewbank        |
| 11. Mortality (10)                              | O. Rahman and I. Ito           |
| 12. Aging (9)                                   | J. Olshansky and T. Smeeding   |
| 13. Race and ethnicity (5)                      | S. Mayer and M. Gutmann        |
| 14. Gender (6)                                  | J. P. Smith and S. Greenhalgh  |
| 15. Religion (2)                                | E. Frankenberg and E. Lehrer   |
| 16. Migration and urbanization (10)             | A. Paulson and W. Frey         |
| 17. Labor force (8)                             | L. Karoly and M. Pergamit      |
| 18. Immigration (7)                             | W. Parish and K. Donato        |
| 19. State and local demography (6)              | D. Swanson and D. Myers        |
| 20. Applied demography (5)                      | P. Morrison and S. J. Tordella |
| 21. Statistical and mathematical demography (6) | S. Panis and N. Goldman        |
| 22. Policy (9)                                  | R. T. Michael and N. Moss      |
| 23. Data collection (6)                         | L. Chase-Lansdale and S. Desai |
| 24. Population and environment                  | J. Molyneaux and B. Torrey     |
| 25. Other sessions (9)                          |                                |

筆者がとくに印象深かったのは、近年盛んになりつつあった死亡、寿命の研究がいよいよ本格的な成果を見せ始めている事である。初日最初にスケジュールされた Biodemography of Aging と銘打った分科会では、S. J. Olshansky, S. Tuljapurkar, S. Horiuchi, J. R. Wilmoth, W. Weissらによって、寿命・老化のメカニズムについての実証的研究成果が討議されていたし、A. Coale, S. H. Preston, K. G. Manton, J. W. Vaupel, J. R. Wilmoth, C. Himesらで構成された Old Age Mortality の分科会でも、この分野における長年の懸案、米国の白人と黒人の高年齢死亡率交差 (crossover) 現象が、データ上の問題であることを Preston が決定づけるなど、すぐれた成果が発表されていた。いずれの分科会も非常に多くの参加者が有ったが、事情に詳しい Horiuchi氏 (ロックフェラー大学) によると、NIA (National Institute of Aging) の最近の重点項目に biodemography が取り上げられているということである。

その他, Linda J. Waite 女史による会長講演では, “Does Marriage Matter?” と題して, 結婚の効用を多方面から検討した結果を提示した. とりわけ健康面では「結婚していないことは, 喫煙よりも危険である」などとして配偶関係別死亡率データなどを援用し, 未婚率上昇の個人的, 社会的コストが意外に大きいことを指摘し, これに対する政策的な取り組みの必要性を強調した. (金子隆一記)

#### 第4回数理解人口動態学国際会議

第4回数理解人口動態学国際会議 (Fourth International Conference on Mathematical Population Dynamics) が, 1995年5月23日(火)より27日(土)まで5日間にわたって米国ヒューストン市のライス大学 (Rice University) において開催された. 本会議は1986年より3年ごとに米国ないし欧州を開催場所にしておこなわれている Mathematical Population Dynamics に関する世界的な専門会議である. 参加者は数学, 統計学, 生物学, 疫学, 医学などの諸分野から約150名にのぼった. 各セッションの他に各分野の第一線で活躍している研究者による Plenary Talk が19用意され, Population Dynamics の様々な側面を紹介できるよう配慮された会議であった. 各セッションのタイトルは以下のとおり:

Optimization Methods in Cancer Chemotherapy,  
System of PDE's in Biology,  
Theory of Epidemics,  
Mathematical Population Genetics,  
Cell Population Dynamics,  
Mathematical Methods of Population Dynamics,  
Modern Branching Processes with Biological Application,  
Stochastic Models in Epidemiology,  
Immune System and HIV Modeling,  
Dynamic Models of the Evolutionary Process,  
Modeling of the Cell Cycle,  
Ecological Modeling,  
Population Dynamics in Radiobiology,  
Structured Populations,  
Cellular Automata and Spatial Interactions,  
Cellular Automata, Pattern Formation and Spatial Interactions,  
Population Dynamics in Marine Environment.

日本からは筆者と柳谷晃氏 (早稲田大学高等学院) の二名のみ参加であったが, 奇しくも二人ともエイズ流行の数理解モデルについて以下のような報告をおこなった:

H. Inaba, On a Pair Formation Model for HIV Infection,  
A. Yanagiya, Numerical Treatment of Mathematical Models for Infectious Diseases.

(稲葉 寿記)



外国関係機関からの来訪者  
(1995年4月2日～1995年7月1日)

- 30日 Machiko Yanagishita (Senior Demographer, Population Reference Bureau, USA)
- 21日 Yoshinori Kamo (Associate Professor, Department of Sociology, Louisiana State University, USA)

---

**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:** Kiyosi HIROSIMA    Moriyuki OE    Shigesato TAKAHASHI  
Noriko SHIRAIISHI    Emiko OIKAWA

---

**CONTENTS**

**Article**

- Trend Analysis for Interprefectural Migration in Japan 1954–1993  
..... Hisashi INABA and Fusami MITA ... 1~19

**Note**

- On Determinants of Marriage Delay in Japanese Female Cohorts :  
Decomposition of Increase in Mean Age at First Marriage  
by Segment of the Process ..... Ryuichi KANEKO ... 20~33

**Research Materials**

- Fertility in Japan : 1993 ..... Katsuhisa KOJIMA and Chizuko YAMAMOTO ... 34~40
- Nuptiality and Divorce in Japan : 1993  
..... Chizuko YAMAMOTO and Katsuhisa KOJIMA ... 41~56
- Selected Demographic Indicators from the World Population Prospects,  
the 1994 Revision : Prepared by the United Nations  
..... Akira ISHIKAWA and Tsukasa SASAI ... 57~81

**Book Reviews**

- Jean-Claude Chesnais, *Le crépuscule de l'Occident :*  
*Démographie et politique* (H. KOJIMA) ..... 82
- Yoshitaka Ishikawa, *Jinko Ido no Keiryō-chiri-gaku* (S. NAKAGAWA) ..... 83

- Miscellaneous News ..... 84~96