

# 人口問題研究

第46巻第3号

(通巻196号)

1990年10月刊行

## 調査研究

- 出生・死亡変数の変化とその人口構造への影響  
 ——年齢別人口成長率を用いた分析——……………高橋重郷… 1~15
- 子からみた親子の居住関係と移動……………廣嶋清志… 16~34
- 世帯形成規範の年次変化と地域差——世帯主率で測る家族制度——……………伊藤達也… 35~48

## 研究ノート

- 出生促進政策と国際人口移動政策の関係……………小島宏… 49~55

## 資料

- 日本の離婚率：1980~1988年……………廣嶋清志、  
 坂東里江子… 56~64

## 書評・紹介

- 鈴木継美，大塚柳太郎，柏崎浩著『人類生態学』（内野澄子）…………… 65
- Poder Ejecutivo Federal, *Plan Nacional de Desarrollo 1989-1994*,  
 and Consejo Nacional de Población, *Programa Nacional de Población*,  
 1989-1994（西岡八郎）…………… 66

## 統計

- わが国の出生力に関する主要指標：1989年…………… 67~71
- 主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料…………… 72~73
- 主要国の出生力指標：最新資料…………… 74~76

## 雑報

- 定例研究報告会の開催—資料の刊行—平成2年度実地調査の施行—中国人口調査出張報告—第  
 23回家族社会学セミナー—日本統計学会第58回大会—日誌—外国関係機関からの来訪者…………… 77~83

## 調 査 研 究

# 出生・死亡変数の変化とその人口構造への影響

—年齢別人口成長率を用いた分析—

## 高 橋 重 郷

### I はじめに

近年の出生率低下にともなう出生数の減少傾向が、短期的にわが国の人口高齢化を促進する働きをもち、一方順調に改善する寿命、とくに高齢者死亡率の改善による高齢者の生存率上昇とあいまって、人口高齢化の勢いがいっそう強まっているのではないかと考えられている<sup>1)</sup>。このような疑問に対して人口学的に答えるには、出生・死亡変動と高齢化の形式人口学的な関係を明らかにすることが重要である。それによって具体的に現在進行しつつある人口高齢化に対して、最近の出生数の減少や死亡率改善がどの程度影響しているかを明らかにすることができるであろう。このような最近の出生・死亡状況の変化のみならず、人口高齢化現象は現在の高齢者が生まれた当時の人口事情、すなわち、現在から65年～90年以上前の過去の出生数規模の変動と、現在の高齢者が経験した出生から現在にいたるコウホート死亡状況の変化と密接に関連しており、現在の高齢化の勢いの大きな部分が過去の人口趨勢によって規定されていると考えられている<sup>2)</sup>。

1970年代に本格化したとされるわが国の人口高齢化現象について、それが過去の出生数の変動に起因して発生したか、あるいは死亡率低下（生存率の改善）によるものかを計量的に分析する試みは、これまでいくつかの方法を用い行われてきた<sup>3)</sup>。

1) 最近の出生数の減少傾向が高齢化を促進する点については、厚生省『厚生白書：長寿社会における子ども・家庭・地域、平成元年度版』、1990年3月、の「第1節 出生率の低下」に詳細に指摘されている。

2) 現在の高齢化が過去の出生数の変動やコウホート生存率の改善に起因している点を詳細に論じたものとして以下の堀内論文がある。

Shiro Horiuchi, "Global Trends and Prospects of the Age Structure of Population: Different Paths to Aging", paper presented at the United Nations International Symposium on Population Structure and Development, Tokyo, 10-12 September 1986.

Shiro Horiuchi, "Assessing Effects of Mortality Reduction on Population Aging: An Analysis of the Eldery Female Population in Japan", paper presented at Seminar on Mortality Transition in East Asia and South Asia, Beijing, 29 August - 2 September 1988.

3) 分析方法としては、安定人口を用いた方法、人口推計方式によるもの、そして前掲（注2）の堀内による年齢別成長率を用いた分析方法がある。いくつかの代表的な分析例として以下に掲げる研究がある。

A. J. Coale, "The Effects of Changes in Mortality and Fertility on Age Composition", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 34(1), 1956, pp.79-114.

A. J. Coale, "How the Age Distribution of a Human Population is Determined", *Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology*, 22, 1957, pp.83-89.

黒田俊夫, 「高年現象の人口学的研究(1)」, 『人口問題研究』, 第61号, 1955年, pp.8-62.

館 稔, 「日本人口基本構造の変動——出生および死亡の変動との関連において」, 『人口問題研究所年報』, 第1号, 1956年, pp.1-5.

高橋重郷, 「死亡率の変化とその人口構造への影響」, 『人口問題研究』, 第180号, 1986年, pp.1-15.

勝野真人, 「戦後わが国の出生・死亡低下と人口高齢化」, 『民族衛生』, 第52巻4号, 1986年, pp.196-206.

河野綱果, 「年齢構造の変化と要因：世界人口行動計画の評価」, 『人口問題研究』, 第45巻1号, 1989年, pp.1-18.

石川 晃, 「わが国における1947年以後の人口高齢化の要因分析」, 『人口問題研究』, 第45巻3号, 1989年, pp.56-65.

この問題に対する代表的な接近方法として、安定人口理論の適用による方法や人口推計方式に基づく方法がある。安定人口理論の適用による方法は、年齢別出生率と年齢別生存率の組み合わせによって年齢構造係数（65歳以上人口割合）の変動を分析したもので、1960年代の人口高齢化分析によく用いられた。一般に人口高齢化の要因として指摘されている出生率効果説はこの分析方法にもとづくもので、平均寿命の水準が低い段階での安定人口理論の適用による人口高齢化分析は、人口高齢化要因について出生要因を過大に評価するものとなった。

人口推計方式に基づく分析方法は、基準年次と目標年次間の高齢者人口の割合変化を基準年の人口から年齢別出生率を一定とし、生存率を変化させて目標年次の期待高齢者人口割合をもとめ、あるいは逆に生存率を一定とし、年齢別出生率を変化させる方法によって期待高齢者人口割合を計算し、それらの値の変化から、出生率変動と生残率変動の効果を分析する方法である<sup>4)</sup>。

しかしながらこの方法の弱点は、期間内の出生・死亡（生存率）変化しか計量化されず、個々の年齢別人口が出生からコウホートの経験した死亡率低下の効果を反映しないことにある。したがってその効果分析には制約がある。たとえば、観察期間を長くすれば、死亡率変化の影響を受ける期間が長くなり、期間死亡の変化の効果が強くあらわれる<sup>5)</sup>。ところが高齢者人口の増加は、観察期間の死亡率の低下によるだけでなく、高齢者が生まれて以来の全ての死亡率低下の経験を反映し、高齢者人口の増加という形であらわれてくる性質をもっている。人口推計方式では、一般に過去の出生変動や観察期間以前の死亡率の効果は分離できず、初期人口効果として扱われている<sup>6)</sup>。

筆者は既に、前述の方法とは異なる方法によって、人口高齢者割合の変化について分析を試みたことがある<sup>7)</sup>。その研究における基本的な方法は、期間死亡率の変化によって、高齢者人口割合の変化がどの程度もたらされたかを分析したものであった。その方法はいわば人口高齢化のピリオッド・アプローチといえるものである。さらに人口の年齢構造を分析する方法として、年齢別人口成長率を用いる分析方法が、理論的、実証的研究として進展し、高齢者人口割合の変動の要素分解法についても堀内(Horiuchi, 1988)の研究によって、観察期間の高齢者割合の変化をコウホート要因（過去の出生数の増加とコウホート死亡率の変動要因）によって分析する方法が確立されてきた<sup>8)</sup>。

今回の研究においては、筆者が試みたピリオッド・アプローチと堀内が展開したコウホート・アプローチを統合した分析を試みる。さらに、65歳未満の人口変動、とくに最近の出生数の変動によって引き起こされている0～14歳人口の変動が、高齢者人口割合の変動に対してどのような作用を及ぼしているのかを明らかにしたい。そのために、人口高齢者割合の要素分解法について整理し、1975年から1990年の人口高齢者割合の変動の人口学的要因分析を試みることにしたい。

## II 人口高齢化の形式人口学的検討

人口高齢化は一般に、総人口に対する年齢65歳以上人口の割合の上昇と定義される。すなわち、人口高齢化は高齢者人口の絶対数の増加ではなく、人口に占める高齢者人口の相対的増加をもって人口高齢化と定義される<sup>9)</sup>。そのような定義のもとで、人口高齢化は年齢別人口の変動との関係で、いく

4) Coale, ならびに勝野, 河野, 石川, 前掲(注3)。

5) 石川, 前掲(注3)の64p。

6) 河野, 前掲(注3)の10p。

7) 高橋, 前掲(注3)。

8) Horiuchi, 前掲(注2)の1988年論文。

9) 人口高齢化の用語ならびに定義については、嵯峨座晴夫『高年齢人口』(昭和55年国勢調査モノグラフシリーズ No.8), 総務庁統計局, 1984年10月, の序章に詳しく論じられている。人口高齢化の一般的な定義は、総人口に占める高齢者人口割合の増大過程を指す。

つかのタイプが存在しうる。すなわち、第一に、65歳以上人口の増加が全体の人口の増加をうわまわっている場合、第二に、65歳以上人口は減少しているが、全体の人口はそれをうわまわって減少している場合である。このように人口高齢化は必ずしも高齢者人口の絶対的増加を意味するわけではない。この関係を形式人口学的に検証することにしてしよう。

いま、ある時点  $t$  の総人口を  $N(t)$ 、年齢65歳以上人口を  $N(65+, t)$  とすれば、総人口に占める年齢65歳以上人口の割合、 $c(65+, t)$  は、

$$c(65+, t) = \frac{N(65+, t)}{N(t)} \dots\dots\dots (1)$$

である。これを年齢別人口 ( $N(a, t)$  : 時点  $t$  における年齢  $a$  歳の人口) を用いて書き改めれば、

$$c(65+, t) = \int_{65}^{\infty} \frac{N(a, t)}{N(t)} da$$

となる。

さて、人口高齢化は時間的な変化に関する状態概念である。すなわち、ある時間経過後の65歳以上人口割合が初期のそれより大きくなる時、人口は人口高齢化しているとみなされる。これを形式人口学的に定義すれば、時点  $t$  から  $h$  時間経過した  $t+h$  時点の年齢別人口割合を  $c(a+h)$  とすれば、両者の時間変化は、

$$\begin{aligned} \Delta c(a) &= c(a, t+h) - c(a, t) \\ &= \frac{N(a, t+h)}{N(t+h)} - \frac{N(a, t)}{N(t)} \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

である。

ところで、 $t$  時点の総人口と  $t+h$  時点の総人口の関係、ならびに  $t$  時点の年齢  $a$  歳の人口と  $t+h$  時点の年齢  $a$  歳の人口との関係は、それぞれ、

$$N(t+h) = N(t) \cdot e^{\int_t^{t+h} r_T(y) dy}$$

および、

$$N(a, t+h) = N(a, t) \cdot e^{\int_t^{t+h} r(a, y) dy}$$

である。ただし、 $r_T(y)$  は時点  $y$  の総人口成長率、 $r(a, y)$  は時点  $y$  の年齢  $a$  歳の年齢別人口成長率である<sup>10)</sup>。

この2時点間の総人口と年齢別人口の関係式を(2)式に代入すると次の式が得られる。

10) 年齢別成長率については、以下の2つの論文に詳細な記述がなされている。

S. H. Preston, and A. J. Coale, "Age Structure, Growth, Attrition and Accession", *Population Index*, Vol.48, No.2, 1982, pp.217-259.

W. B. Arthur, and J. W. Vaupel, "Some General Relationships in Population Dynamics", *Population Index*, Vol.50, No.2, 1984, pp.214-226.

$$\begin{aligned}
\Delta c(a) &= c(a, t+h) - c(a, t) \\
&= \frac{N(a, t) \cdot e^{\int_t^{t+h} r(a, y) dy}}{N(t) e^{\int_t^{t+h} r_T(y) dy}} - c(a, t) \\
&= c(a, t) \cdot [e^{\int_t^{t+h} [r(a, y) - r_T(y)] dy} - 1] \dots\dots\dots (3)
\end{aligned}$$

いま、二つの時点が無限に近づいた場合を考えると、二つの時点の年齢構成割合の極限は次のようになる<sup>11)</sup>。

$$\begin{aligned}
\lim_{h \rightarrow 0} c(a, t+h) - c(a, t) &= \frac{\partial c(a, t)}{\partial t} \\
&= c(a, t) \cdot [r(a, t) - r_T(t)] \dots\dots\dots (4)
\end{aligned}$$

このように年齢構成割合の時間変化は、それぞれの年齢別人口の成長率と全人口の成長率によって決まることを意味していることがわかる。

65歳以上の高齢者人口割合の時間変化は式(4)から、

$$\frac{\partial c(65+, t)}{\partial t} = \int_{65}^{\infty} \frac{\partial c(a, t)}{\partial t} da = \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot [r(a, t) - r_T(t)] da \dots\dots\dots (5)$$

である<sup>12)</sup>。すなわち、高齢者人口割合は、高齢者人口の増加 ( $r(a, t)$ ) が正の場合はもちろん、それが負の場合でも、全体の人口成長率が負の場合で、高齢者の人口成長率を上回っていれば人口高齢化が起きることを意味している。このように高齢者人口の絶対数の増加が必ずしも人口高齢化の条件ではないことを示している。

現実の日本の人口趨勢に即して人口高齢化を検討しよう。わが国の全体人口の成長率は正である。そのような状態のもとで、人口高齢化が進行するのは、年齢別人口成長率が65歳以上の年齢層において、全体の年齢別成長率を上回っているからに外ならない。ではこのような相対的に高い高齢者の年齢別成長率は何によって構成されているのであろうか。

年齢別成長率の概念については、堀内とプレストン (Horiuchi and Preston, 1986) によって詳細に論じられている<sup>13)</sup>。かれらの研究によれば、ある時点の年齢別成長率 ( $r(a, t)$ ) は、過去の出生数の成長率とコウホート生存率の改善率の要素から成り立っていることを明らかにしている<sup>14)</sup>。すなわち、

$$r(a, t) = r_B(t-a) - \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx, u = t - a + x \dots\dots\dots (6)$$

11) Horiuchi, 前掲 (注3) の 8p.

12) Horiuchi, 前掲 (注3) の 8p.

13) S. Horiuchi, and S. H. Preston, "Age-specific Growth Rates: The Legacy of Past Population Dynamics, *Demography*, Vol.25, No.3, 1988, pp.429-442.

14) Horiuchi and Preston, 前掲 (注13) の 431p.

である。ただし、 $r_B(t-a)$ は $t$ 年から $a$ 年先立つ時点の出生数の成長率、右辺の右項はコウホートの生存率の改善率（いいかえれば死亡率の低下率）である。したがって、現在の人口年齢構成の変化は、これら2つの要素によって分解できる。

さて、式(4)からわかるように、年齢別人口構成を変化させるもう一つの要因は全体の人口成長率である。 $t$ 時点の全体の人口成長率 $r_T(t)$ は、アサーとボーペル（Arthur and Vaupel, 1984）によれば次のように示される<sup>15)</sup>。

$$r_T(t) = \int_0^{\infty} c(a, t) \cdot r(a, t) da \dots\dots\dots (7)$$

したがって、年齢構成の変動の式(4)に、全体の人口成長率の式(7)を代入すれば、年齢構成の変動式は次のように書き改められる。すなわち、

$$\begin{aligned} \frac{\partial c(a, t)}{\partial t} &= c(a, t) \cdot [r(a, t) - \int_0^{\infty} c(a, t) \cdot r(a, t) da] \\ &= c(a, t) \cdot [r(a, t) - \int_0^{14} c(a, t) \cdot r(a, t) da \\ &\quad - \int_{15}^{64} c(a, t) \cdot r(a, t) da - \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot r(a, t) da] \dots\dots\dots (8) \end{aligned}$$

の式が得られる。

したがって高齢者人口割合の変化は、式(8)を65歳以上について積分した形であらわされる。すなわち、65歳以上の人口成長率の部分と、0～14歳人口の変動部分、15～64歳人口の変動による部分、65歳以上人口が間接的に総人口の増加に影響した部分にそれぞれ分けられる。また、65歳以上の年齢別人口成長率は堀内とプレストンの研究からみたように、過去の出生数の成長率とコウホート生存率の改善率に要素分解可能である<sup>16)</sup>。さらに、高齢者人口割合の期間変化については、高橋（1983）からコウホート生存率の改善率を期間内の変化と期間前のコウホート生存率の改善率に分離できる<sup>17)</sup>。

以上の形式人口学的検討から、ある特定期間の高齢者人口割合の変化を、①高齢者の人口の過去の出生数変動によって生じた部分、②高齢者人口の特定期間以前のコウホート生存率（死亡率）の改善によって生じた部分、③高齢者人口の期間内の生存率の改善によって生じた部分、④0～14歳人口の期間内の変動によって生じた部分、⑤15～64歳人口の期間内変動によって生じた部分、⑥65歳以上人口の変動のうち、総人口の変動をもたらした部分に要素分解することが可能である。なお要素分解の方法については補論を参照されたい。

### Ⅲ 1975年以降の高齢者割合の推移と彼らの過去の出生・死亡変動

現在の人口高齢者割合の時間的変化が、形式人口学的にみて、現在高齢者である65歳以上の人々が、かつて出生時点で経験した、すなわち、現在からみて65年以上前の出生数の増加と、生まれてから現在まで彼らがコウホートの的に経験した死亡率低下に大きく依存していることをみた。前節において説

15) Arthur and Vaupel, 前掲（注10）の221p.

16) 具体的に計測したものとして、Horiuchi, 前掲（注3）の論文がある。ただし、データ制約の問題から、出生数の増加率とコウホート死亡率の改善率に分けられてはいない。

17) 高橋, 前掲（注3）。

明した方法によって、わが国女子人口の具体的分析に入る前に、1) 65歳以上の人口高齢者割合の年次推移、2) 1975年以降の年齢別成長率と全人口の成長率、3) 1975年以降の65歳以上人口がかつて経験した出生数の推移、ならびに、4) コウホート生存率の推移、について概観し、予備的考察を行っておこう。

女子65歳以上人口の全女子人口に対する割合、すなわち女子高齢者人口割合の年次推移をみると、1951年の5.6%から徐々に増加し、1960年に6.3%、1970年に7.8%、1980年に10.4%へと増加してきた。そして、1989年には13.7%へと増加した。このように近年になるにしたがい女子人口の高齢化の勢いは強くなってきている。具体的な高齢者割合の増加量の変化をみると、年平均高齢者割合の増加は1951～1960年で0.18ポイントであったが、1960～70年のそれは、0.30ポイント、1970～80年の年平均高齢者割合の増加は0.66ポイントとなっている(図1)。

このような、女子人口の高齢者割合の増加は、すでに前節でみたとおり、65歳以上人口の人口成長率と全体人口の成長率の趨勢に大きくかかわって起きている。1975年以降について、年齢別成長率と全体人口の成長率の比較から、その変化をみることにしよう。1975年から1990年の5年間隔に年齢別成長率と全人口成長率を図2-1～3に示した。

1975～80年間の全女子人口の成長率は1%をやや下回る水準にあったが、年齢別人口成長率は65歳以上の年齢で、74歳前後を除き、いずれの年齢の人口成長率も、全人口の成長率を大きく上回っていた。この傾向は1980～85年と1985～90年についても同様である。さらに、子細に年齢別成長率

図1 女子の高齢者人口割合の年次推移

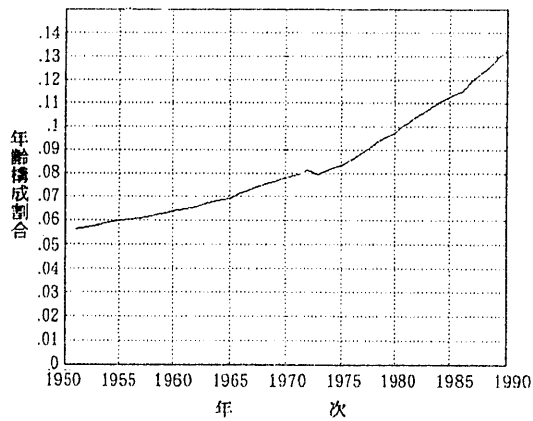


図2-1 年齢別成長率と全人口成長率：1975～80年

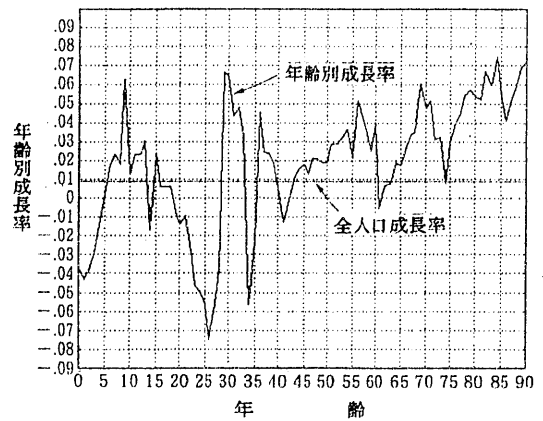


図2-2 年齢別成長率と全人口成長率：1980～85年

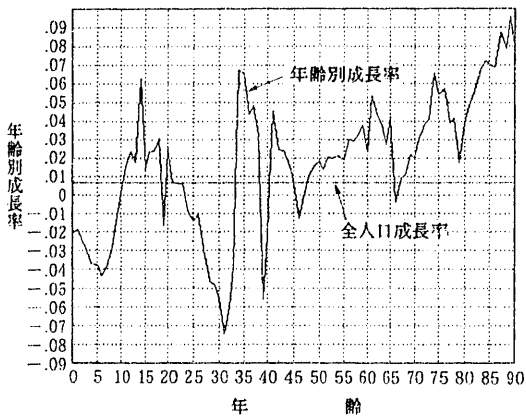
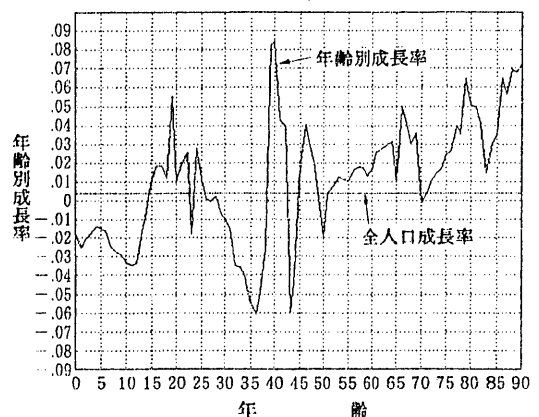


図2-3 年齢別成長率と全人口成長率：1985～90年



と全人口成長率の比較をおこなうと、最近になるにしたがい、全人口の成長率は低下し、1975年から1990年にかけて、その水準は半分に低下した(図3参照)、そして一方年齢別の成長率は、1975~80年から1985~90年にかけて、年齢別人口成長率の高い人口集団が高齢者人口に参入し、全体として全人口成長率と年齢別成長率の格差を拡大させているようにみられる。そのことが結果として高齢者割合増加の進展を促進しているように考えられる。

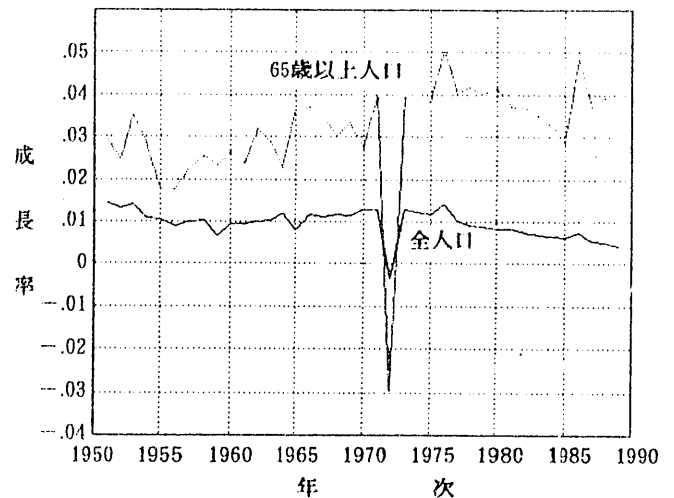
年齢別成長率を個々に比較し、65歳以上の年齢で起きている全人口成長率との差を総合的に判断するのはむずかしい。そこで、65歳以上人口の成長率と全年齢成長率の比較によって検討してみよう。

前節の式(4)から理解されるように65歳以上人口割合の変化率は65歳以上の人口成長率と総人口成長率の差である<sup>18)</sup>。1951年以降の女子の日本人人口に関する全女子人口成長率は、1977~78年の沖縄返還にともなう短期的変動を除き、1977~78年頃までおよそ1%をやや上回るか前後する水準で推移してきた。総じていえば、全女子人口の成長率は横ばいであったということができよう。ところが、それ以降全女子人口の成長率は下降局面に入り、1977~1978年の1.0%程度から1988~89年には0.4%程度にまで低下した。

一方、65歳以上人口の成長率は、1955年以降一貫して増加傾向にあり、1955年頃の1.8%程度から1987~88年には3.8%程度へと上昇した。このように、高齢者人口割合の増加は、相対的に高い65歳以上人口の年齢別成長率と縮小する全人口成長率に起因し、両者の差である高齢者割合の変化率の上昇を生じさせている。

年齢別成長率は、かつての出生数変動とコウホート生存率の変化の結果である。したがって過去の出生数の変動がどのようなものであったかが重要となる。過去の出生数変動を図4によってみておき

図3 女子の65歳以上人口成長率と全人口成長率



18) 65歳以上人口割合の増加率が65歳以上人口成長率( $r_{65+}(t)$ )と全人口成長率( $r_T(t)$ )の差としてあらわされるのは以下の関係が成り立つためである。すなわち、

$$c(65+, t) = \frac{N(65+, t) \cdot e^{r_{65+}(t)}}{N(t) \cdot e^{r_T(t)}} = c(65+, t) \cdot e^{r_{65+}(t) - r_T(t)}$$

である。この式を $t$ について微分すると、65歳以上高齢者割合の増加量として、

$$\frac{\partial c(65+, t)}{\partial t} = c(65+, t) \cdot [r_{65+}(t) - r_T(t)]$$

が得られる。次にこれを $c(65+, t)$ で除すと、65歳以上高齢者割合変化率となる。したがって、

$$\frac{\partial c(65+, t)}{\partial t \cdot c(65+, t)} = \frac{\partial \ln c(65+, t)}{\partial t} = r_{65+}(t) - r_T(t)$$

となる。このように65歳以上人口の高齢者割合の変化率は、65歳以上人口成長率と全人口成長率の差に規定されている。



たい。なお、1920年以前の出生数は安川（1977）の推計値を用い<sup>19)</sup>、また戦時中の動態統計のない時期については国連による推計値と性比を用い推定した値を示した。

出生年次別の出生数の動向をみると、1885年以降1920年頃まで一貫して出生数の増加がみられ、その後増加傾向は弱くなったものの1920～1940年代まで緩やかな出生数の増加がみられた。そして戦後のベビーブームを経て、出生数は減少し、1960年代にいったん底をついた。それ以降、出生数は再び1972年頃のピークにむかって増加した。そして、近年の出生数の大幅な減少につながる傾向へと続いている。

現在の人口高齢化にとって過去の出生数の動向が重要である。なぜなら、1990年時点で65歳となる出生集団は1925年生まれであり、1975年時点で90歳の出生集団は1885年生まれである。したがって、1975年以降の人口高齢化に直接的に関与する出生集団は1885年から1925年に生まれた人々で、その人々がどのように増加したかが1975年以降の年齢別成長率の大きさに強く影響している。そのことを念頭に置きながら図4をみると、1885年から1925年にかけて出生数は増加期にあたり、この時期の一貫した出生数の増加が1975年以降の人口高齢化に少なからず影響を及ぼしたものと推察される。

年齢別成長率のもう一つの構成要素であるコウホート生存率の変化をみることにしよう。コウホート生存率を、それぞれのコウホートの出生時点の年次にもとづいて、出生から65歳までのコウホート生存率と同一コウホートの65歳から80歳の生存率を示したものが図5である。なおこの図に用いたコウホート・データは小林・南條（1988）による期間生命表にもとづいて作成された世代生命表によるものである<sup>20)</sup>。

コウホート生存率のうち、出生から65歳までのコウホート生存率は、1820年代から1870年代出生コウホートまで、僅かな増加をみただけであった。1870年代出生コウホートが65歳に達したのは1935年で、戦前期においては、死亡率の低下によるコウホート生存率の上昇が、高齢者人口割合の増加にほとんど影響することはなかったものと考えられる。出生から65歳までの生存率の上昇は1870

図4 年次別女子出生数の推移

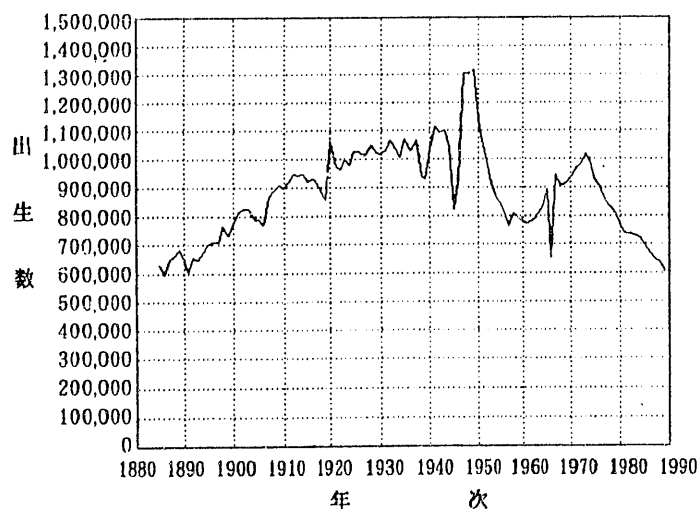
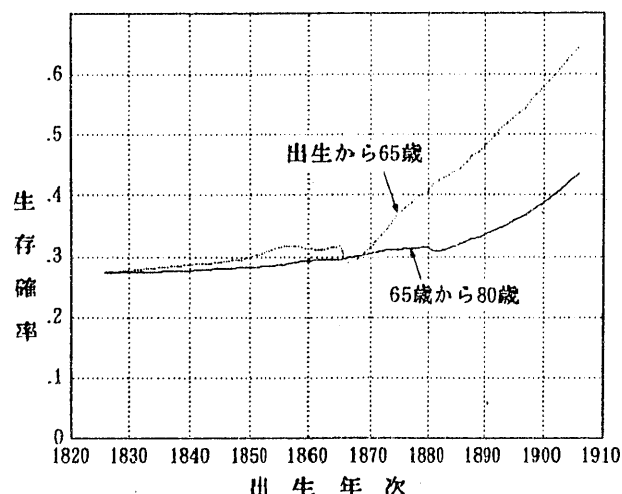


図5 出生コウホート別生存率の推移、女子



19) 安川正彬, 『人口の経済学』, 春秋社, 1977年, pp.182-183.

20) 小林和正・南條善治, 『日本の世代生命表——1891～1986年期間生命表に基づく——』, 日本大学人口研究所, 1988年3月.

年代以降でみられ、この上昇は最近のコウホートまで続いている。

一方、65歳から80歳のコウホート生存確率についてみると、この年齢におけるコウホート生存確率の上昇は、1882年頃のコウホートから始まり、最近の高齢者コウホートまで続いている。1882年コウホートが65歳に達したのは1947年で、このことから理解されるように、高齢者のコウホート生存率が改善したのは戦後の段階である。そしてコウホート高齢者生存確率の上昇と歩調を合わせるように高齢者割合は上昇してきている。これらのことから、コウホート生存確率の上昇も出生数の変動と同様に、年齢別成長率の動向に大きく関与しているものと推察される。

以上のように、1975年以降女子人口の高齢化を促進する要因のうち、65歳以上の年齢別人口成長率はいずれも全人口の成長率を上回り、近年になるにしたがい、年齢別人口成長率と全人口成長率との差は全体的に開く傾向にあることがわかった。さらに、年齢別成長率を規定する要因である、現在の高齢者のかつての出生時における出生規模の変動をみると、1975年当時の65歳以上の人々の出生規模は徐々に増加傾向にあった。戦後の段階になると、出生から高齢者にいたるコウホート生存率の改善が飛躍的に改善したのは、1880年代以降に生まれ、戦後高齢者になったコウホートからである。しかもこの改善の勢いは現在まで持続している。過去の出生数変動は、全体の趨勢として、1985年以降に65歳に達する人々から増加の停滞化傾向にあったことを考慮すれば、コウホート死亡の改善、すなわちコウホート生存率の改善がもっとも最近時の人口高齢化に非常に大きく関与していることが理解されよう。

#### IV 1975年以降の女子高齢者人口割合の変化に対する出生・死亡変動の効果分析

高齢者人口割合の期間変化が、かつての出生数変動や、過去から現在までのコウホート死亡率低下による生存率上昇、さらに他の年齢階級別人口の変動との相対的關係で、具体的にどの程度変化してきたのかを計量的に分析することにしたい。既に検討した高齢者人口割合の変化をいくつかの要素に分解し、計量的にあらわしたものが表1の計算結果である。以下この表にもとづいて主要な分析結果をみることにしよう。

1975年から1980年にかけて、女子の人口高齢者割合は8.87%から10.37%へと、1.50ポイント増加した。この女子人口の高齢者割合の増加をもたらした要因の約半分は、65歳以上の人口がかつて出生時点において出生数増加を経験したためにもたらされたものであった。すなわち、かつての高い出生率期における年々増加した出生集団人口が高齢者になったため引き起こされた人口高齢化の部分である。一方、死亡率のコウホート変化、すなわち、現在の65歳以上人口が出生から現在までに経験した死亡率低下によって、人口高齢者割合の増加1.5ポイントのうちその79.5%がもたらされた。そのなかでも1975年から1980年間の死亡率低下は高齢者人口割合の増加に13.5%の貢献をし、近年の高齢者死亡率の低下が人口高齢化を促進していることがみられる。しかしながら、人口高齢化の進展にもっとも強く作用している要因は、65歳以上人口が出生から現在にいたるまでに経験したコウホート死亡率の低下である。65～90歳の人々が生まれたのは、1885～1915年頃で、歴史的に非常に大きな死亡率低下期に遭遇した出生コウホート集団である。

高齢者割合は相対的な概念である。したがって、65歳以上人口の増加はそれ自体総人口の増加をもたらす。高齢者割合を低下させる間接的な効果を持っている。また65歳未満の人口増減も総人口の増減に作用する。したがって、これら年齢別人口の個々の変化が間接的に高齢者割合の変動に影響を及ぼす。これをここでは相対的效果と呼ぶことにしたい。

1975～80年における0～14歳人口には、わずかな増加がみられた。この年齢層は、1975年から1980年の高齢者人口割合の変動に対して若干の影響を与え、高齢者人口割合の増加1.5ポイントに

表1 出生・死亡変動とその女子高齢者人口割合に及ぼす効果分析表

| 変数                                 | 観 察 期 間                      |                              |                              |
|------------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
|                                    | 1975～80年                     | 1980～85年                     | 1985～90年                     |
| 65歳以上人口割合                          |                              |                              |                              |
| 期首                                 | 0.0887                       | 0.1037                       | 0.1201                       |
| 期末                                 | 0.1037                       | 0.1201                       | 0.1414                       |
| 差                                  | 0.0150 (100.0%)              | 0.0164 (100.0%)              | 0.0213 (100.0%)              |
| 出生効果                               |                              |                              |                              |
| 65歳以上人口 $t-a$ 年前の出生数の変動による変化の部分    | 0.0074 (49.7%) <sup>1)</sup> | 0.0055 (33.3%) <sup>2)</sup> | 0.0066 (31.0%) <sup>3)</sup> |
| 死亡効果                               |                              |                              |                              |
| コウホート死亡の効果総計                       | 0.0119 (79.5%) <sup>4)</sup> | 0.0148 (90.6%) <sup>5)</sup> | 0.0177 (83.1%) <sup>6)</sup> |
| 65歳以上死亡率の期間変化による部分                 | 0.0020 (13.5%)               | 0.0026 (16.0%)               | 0.0014 (6.8%)                |
| 65歳以上人口の出生から期首時点までのコウホート死亡率変化による部分 | 0.0099 (66.0%)               | 0.0122 (74.6%)               | 0.0163 (76.3%)               |
| 相対的効果                              |                              |                              |                              |
| 総計                                 | -0.0043 (-28.7%)             | -0.0038 (-23.3%)             | -0.0024 (-11.1%)             |
| 0～14歳人口の期間変化                       | -0.0002 (-1.4%)              | 0.0013 (8.0%)                | 0.0028 (13.1%)               |
| 15～64歳人口の期間変化                      | -0.0022 (-14.8%)             | -0.0029 (-17.5%)             | -0.0027 (-12.7%)             |
| 65歳以上人口の期間変化                       | -0.0019 (-12.4%)             | -0.0023 (-13.9%)             | -0.0025 (-11.5%)             |

- 注 1) 出生数変動によってもたらされた観察2時点の高齢者人口割合の変化のうち、1885～1910年と1890～1915年の出生変動による部分。  
 2) 同様に、1890～1915年と1895～1920年の出生変動による部分。  
 3) 同様に、1895～1920年と1900～1925年の出生変動による部分。  
 4) コウホート生存率改善の違いによってもたらされた観察2時点の高齢者人口割合の変化のうち、1885～1910年と1890～1915年の出生コウホート生存率改善による部分。  
 5) 同様に、1890～1915年と1895～1920年の出生コウホート生存率改善による部分。  
 6) 同様に、1895～1920年と1900～1925年の出生コウホート生存率改善による部分。

対して-1.4%の値を示した。すなわち、0～14歳人口の増加によって高齢化は若干抑止されていたことを意味する。15～64歳人口の変動は-14.8%と、この年齢層の人口増加によって、人口高齢化が押さえられる方向に作用した。65歳以上人口の増加は、直接的には人口高齢化を促進しているが、65歳以上人口の増加も総人口の一部であるために、人口高齢化割合に対しては-12.4%の貢献を示した。

1980年から1985年の高齢者人口割合の変化は10.37%から12.01%へと1.64ポイントの増加をみた。65歳以上人口のかつての出生数変動によって、この増加の33.3%がもたらされ、コウホート死亡率の低下によって90.6%の増加がもたらされた。とくに1980～85年の65歳以上人口の死亡率低下は高齢者割合増加の16.0%をもたらし、1975～80年の人口高齢化を促進した要因のうち、1980～85年では、過去の出生数増加の影響が若干後退し、コウホート死亡率低下の効果が強まった。

総人口の人口高齢者割合に対する影響、すなわち相対的効果についてみると、0～14歳人口は1973年頃からは出生率が低下し、出生数も1973年の1,078千人をピークに低下した。そのため、この年齢層は人口高齢化を促進する働きに転じた。具体的にみると、1980～85年の高齢者人口割合の増加1.64ポイントの8.0%が1980～85年の0～14歳人口の減少によってもたらされた。他の年齢階層についてみると、15～64歳の年齢では、いぜんとして高齢者人口割合の増加を抑止する働きを示し、高齢者割合の増加に対して-13.9%の効果を与えた。65歳以上人口の増加についてみると、高齢者人口自体の

増加によって-13.9%の効果を示した。しかしながら、65歳以上人口の増加それ自体の高齢化を抑止する力は構造的に弱く、圧倒的に高齢化を促進する力となっている。

1985年から1990年の人口高齢者割合は、12.01%から14.14%へと2.13ポイント増加した。なお、この期間の計算には1990年の年齢別人口が得られないので、便宜的に1988年の年齢別人口から1988年の年齢別出生率と年齢別生存率によって一定推計したものをを用いている。したがって、1985～90年については、1989年ならびに1990年の死亡率変化が反映されていないことを意味している。そのような制約はあるものの、1985～90年の高齢者割合の増加2.13ポイントのうち、31%は65歳以上人口のかつての出生数の増加によってもたらされ、出生から現在にいたるコウホート死亡率の低下によって83.1%の増加をもたらしたことが明かとなった。この観察期間に先立つ期間と比較し、過去の出生数増加効果は、その影響の程度を相対的に減少させ、コウホート死亡率低下効果が一段と強くあらわれるようになった。

総人口の大きさに影響を与える相対的な効果についてみると、0～14歳人口の減少は、1985～90年の高齢者人口割合の増加に13.1%の影響を与えた。一方、15～64歳人口は-12.7%と人口高齢化を相対的に減少させる効果を示し、65歳以上人口の増加も-11.5%と同様の効果を示した。このように、近年の出生数の減少に起因する0～14歳人口の減少傾向という新たな要因が、最近の人口高齢化に及ぼす影響の程度を高めてきている。

## V まとめにかえて

わが国の人口高齢化は急速に進行しつつある。そして同時に出生率の低下と寿命の伸張を経験しつつある。現在進行中の出生数の減少傾向は短期的に、総人口の成長率の縮小に作用するため、相対的な概念である高齢者割合を増加させる働きをもっている。しかしながら、現在進行している人口高齢化の大きな部分は、かつて現在の高齢者が生まれた当時の出生数の増加と、その後経験したコウホート生存率の上昇に大きく依存している。

1975年以降の過去の出生増加要因とコウホート死亡率低下要因の効果の変化についてみると、過去の出生増加要因は1975～80年から1985～90年にかけてその効果が小さくなってきた。それにひきかえ、それらの要因の中でも、かつてのコウホート生存率の改善要因が現在の高齢化の大きな原動力となっていることが明かとなった。

このことは、これまで人口学における常識、あるいは人口高齢化の経験法則とまでいわれた出生要因説がかならずしも人口高齢化を説明する主要因ではなく、むしろコウホート死亡率の低下が人口高齢化にとって主たる要因であることが理解されよう。

一方、近年の高齢者死亡率改善が人口高齢化に及ぼす影響もある程度認められ、1975～80年から1980～85年にかけて、その人口高齢化に及ぼす影響は拡大した。なお、1985～90年については今回の計測において、3年次分の死亡効果しか計測できなかったため、効果が小さくあらわれた。そのことを考慮すれば、実際の効果は1980～85年の効果と同程度期待することが推察され、順調に改善する最近の高齢者死亡率が人口高齢化に一定の影響を及ぼしているものと理解される。

1975年以降の0～14歳人口の変動、すなわち最近の出生数の減少が人口高齢化に及ぼした影響についてみると、1980年代になってからの0～14歳人口の減少傾向が、それまでの相対的な人口高齢化抑止作用から相対的な人口高齢化促進作用に変化したことが特筆され、近年の出生数減少の結果として人口高齢化が促進されるという傾向が強まっていることが明らかになったといえよう。

補 年齢別人口構成割合の要素分解について

2つの時点間の人口高齢者割合の変化を、過去の出生数変動要因やコウホート生存率改善要因等に要素分解する方法は以下のとおりである。

本文の式(6)と(8)から、年齢別人口構成割合の変化は次のようにあらわされる。すなわち、

$$\frac{\partial c(a, t)}{\partial t} = c(a, t) \cdot [r_B(t-a) - \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx - \int_0^\infty c(a, t) \cdot r(a, t) da]$$

である。したがって、この式を65歳から年齢上限まで積分したものが、高齢者割合の時間変化量となり、それぞれのコンポーネントがそれぞれの要素部分になる。個々の部分については次のように求められる。

① 高齢者の人口の過去の出生数変動によって生じた部分の計測

いまこの部分を  $\Delta C^1(65+, t_0 \rightarrow t_1)$  であらわす。ただし、 $t_0$  は観察期間の始めの時点、 $t_1$  は観察期間の終わりの時点であらわす添字である。

$$\begin{aligned} \Delta C^1(65+, t_0 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\omega} C(x, t) \cdot r_B(t-x) dx \\ &\Rightarrow \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[ \frac{B(t_1-x)}{B(t_0-x)} \right] \end{aligned}$$

② 高齢者人口の特定期間以前のコウホート生存率（死亡率）の改善によって生じた部分

この部分を  $\Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1)$  であらわすことにしよう。いまコウホート生存率の改善によって生じる部分について考えると、それを  $\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$  としておこう。また、観察期間の生存率改善による部分を  $\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$  としよう。

したがって、コウホート生存率の改善による人口高齢者割合の変化は、

$$\Delta C'(65+, t_0 \rightarrow t_1) = \Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1) + \Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$$

である。このコウホート生存改善部分は、この補論の最初に示した式からわかるように、

$$\begin{aligned} \Delta C'(65+, t_0 \rightarrow t_1) &= - \int_{65}^{\omega} C(a, t) \cdot \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx da, u=t-a+x \\ &\Rightarrow - \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[ \frac{\frac{N(x, t_1)}{B(t_1-x)}}{\frac{N(x, t_0)}{B(t_0-x)}} \right] \end{aligned}$$

によって計測できる。

次に観察期間のコウホート生存率の改善と観察期間以前のコウホート生存率の改善について考えてみよう。いま国際移動がないものと仮定できるとすれば、出生から現在までのコウホート生存率改善率は、

$$- \int_0^a \frac{\partial u(x, u)}{\partial u} dx, u = t - a + x$$

である。これを  $t_0$  時点から  $t_1$  時点間の部分と  $t_0$  以前の部分に分ければ、

$$- \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx = - \int_0^{a-n} \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx - \int_{a-n}^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx$$

ただし、 $n = t_1 - t_0$  である。したがって、上記式の右辺 2 項が観察期間のコウホート生存率改善の部分である。この部分は、

$$- \int_{a-n}^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx \approx \ln \left[ \frac{\frac{N(x, t_1)}{N(x-n, t_1-x)}}{\frac{N(x, t_0)}{N(x-n, t_0-x)}} \right]$$

によってもとまる。

そして右辺 1 項の観察期間以前のコウホート生存率改善部分は、

$$- \int_0^{a-n} \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx \approx \ln \left[ \frac{\frac{N(x-n, t_1)}{B(t_1-x)}}{\frac{N(x-n, t_0)}{B(t_0-x)}} \right]$$

である。

したがって、特定期間以前のコウホート生存率（死亡率）の改善によって生じた高齢者割合の部分 ( $\Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1)$ ) と、観察期間のコウホート生存率改善による高齢者割合の変動部分 ( $\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$ ) はそれぞれ次のようにもとまる。

$$\begin{aligned} \Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1) &= - \int_{65}^{\infty} C(a, t) \cdot \int_0^{a-n} \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx da \\ &\approx - \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[ \frac{\frac{N(x-n, t_1)}{B(t_1-x)}}{\frac{N(x-n, t_0)}{B(t_0-x)}} \right] \end{aligned}$$

および、

$$\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1) = - \int_{65}^{\infty} C(a, t) \cdot \int_{a-n}^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx da$$

$$\Rightarrow - \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[ \frac{\frac{N(x, t_1)}{N(x-n, t_1-x)}}{\frac{N(x, t_0)}{N(x-n, t_0-x)}} \right]$$

である。

③ 0～14歳人口の期間内の変動によって生じた部分は、

$$\begin{aligned} \Delta C^4(65+, t_2 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot \int_0^{14} c(x, t) \cdot \{-r(x, t)\} dx da \\ &\Rightarrow - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[ \sum_{x=0, 1}^{14} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot r(x, t_0 \rightarrow t_1) \right] \\ &= - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[ \sum_{x=0, 1}^{14} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left\{ \frac{N(x, t_1)}{N(x, t_0)} \right\} \right] \end{aligned}$$

によってもとまる。ただし、 $c(x, t_0 \rightarrow t_1)$ は $t_0$ と $t_1$ の年齢構成割合の平均値である。

④ 15～64歳人口の期間内の変動によって生じた部分は、同様に

$$\begin{aligned} \Delta C^5(65+, t_2 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot \int_{15}^{64} c(x, t) \cdot \{-r(x, t)\} dx da \\ &\Rightarrow - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[ \sum_{x=15, 1}^{65} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left\{ \frac{N(x, t_1)}{N(x, t_0)} \right\} \right] \end{aligned}$$

である。

⑤ 65歳以上人口の変動のうち、総人口の変動をもたらした部分は、

$$\begin{aligned} \Delta C^6(65+, t_2 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot \int_{65}^{\infty} c(x, t) \cdot \{-r(x, t)\} dx da \\ &\Rightarrow - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[ \sum_{x=65, 1}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left\{ \frac{N(x, t_1)}{N(x, t_0)} \right\} \right] \end{aligned}$$

である。

## Effects of Fertility and Mortality Change on Aspects of Aging in Japan

Shigesato TAKAHASHI

The purpose of the present paper is to review the recent trends in population age structure in Japan and to assess the demographic determinants of those trends relating to the impacts of fertility and mortality change on aging.

As a result of the demographic transition, any population will eventually experience the aging of population. For example in Japan, it is believed that the demographic transition occurred during the 1920s and the 1960s. After a few decades from onset of demographic transition, the Japanese age-sex distribution have been facing the aging population. In 1970 Japanese Census recorded relatively high proportion of aged population, which was 7.1 per cent of total population. Such relatively high proportion of aged population was an attention to starting the aging population. Since then, the proportion of aged population has been increased more rapidly. According to the most recent census which was held in 1985, the population of aged population recorded as it was about 10.3 per cent of total population.

An improvement in mortality in Japan from the 1920s to the 1960s occurred largely due to decline of mortality in infant and childhood ages. However, in the last few decades, further improvement was observed that can be attributable to the decline in mortality at older ages. It implies that the recent mortality decline in Japan may contribute to the acceleration of population aging at some degree. On the other hand, recent reduction of fertility that total fertility rate reached 1.57 in 1989 may be affected the acceleration of population aging.

The concept of age-specific growth rate based on the studies that have been done by Horiuchi (1989) and Horiuchi and Preston (1988) was used to assess the contribution of mortality and fertility change on aging of the population. Two approaches were employed : the cohort approach and the period approach.

From the examination of the data for Japanese female population some implications may be drawn. Main findings in this study are as follows :

Firstly, it has become evident that the increase of the proportion of older age population mostly were attributable to the decline of cohort mortality rate. In addition, recent mortality reduction among older ages also affected increase of the proportion of aged population. However, the degree of change in the proportion of aged due to recent mortality change is smaller than in the effect due to the change in cohort mortality.

Secondly, the result of decompositional calculation would suggest that a decrease in number of birth since 1973 has become a very important factor with greater relevance to an acceleration of population aging.



# 子からみた親子の居住関係と移動

廣 嶋 清 志

## I はじめに

人は成長にともない就学、就業、結婚などを契機としてしだいに親から分離していくが、なかには生涯親から別居しないものや、いったん別居した後また親と同居するものもいる。親からの子の分離の程度やタイミングは、家族制度とともに、教育、就業、結婚など、広い意味での人口再生産<sup>1)</sup>をめぐる条件によって決められ、さらに出生率や死亡率などの人口学的条件の影響を受ける。このような親と子の分離は、第一に親子の別居や同居のための移動として動的にも、また第二に親子の同居や別居の居住関係として静的にも捉えることができる。居住関係とは単に同居か別居かだけでなく、同居の形態、別居の場合の空間距離や位置関係をさす。

子が親から分離するための移動は移動の重要な部分を占めている。近年、日本の国内人口移動率は全体的に低下する(1988年5.30%、1980年6.07%<sup>2)</sup>)一方、東京圏を中心とした人口の大都市集中が続いている。この移動率の動向を説明するためにはいくつかのアプローチが必要と思われるが、移動可能な若年人口の減少、あるいは家族内での子の数が減少したことなど家族人口学の面からも説明される<sup>3)</sup>。本稿は第1にこのように移動の中で重要な部分を占める親子の別居移動が近年においてどのように変化したかを親子の居住関係という静的面から分析しようとしたものである。

親子の居住関係は子の出生時に同居として始まり、その後の移動(主として子の側の)という動態事象によって引き起こされた結果である。ただし、部分的には子が移動した後、親が移動することによって居住関係が変化することもありえる<sup>4)</sup>。ともかく、親子の居住関係によってある時点までに主として子の移動が親の世帯を起点としてどれだけ起こったかを知ることができる。

親子の居住関係は移動だけでなく、もちろん世帯の家族構成に関わる。近年の若年人口における親

1) 移動は形式人口学で人口再生産にとって「混乱要因」とされた(館 1960年)ことがあるが、実は人口再生産にとって不可欠の要素である。

館稔, 1960年, 『形式人口学』, 古今書院, p.731.

2) 住民基本台帳による日本人の市区町村間移動数の推計日本人人口に対する比率(総務庁統計局, 『住民基本台帳人口移動報告年報』)。

3) 伊藤は、人口移動を供給の側からとらえ地域移動人口が家継続に必要な人口以外の余剰人口であるとする研究の系譜(本多龍雄, 野尻重雄, 山口不二雄など)をまとめており、その上で、間接標準化により1970年から1980年にかけての粗移動率低下の半分が移動率の高い15-29歳の若年人口の減少によること、非大都市圏の潜在的他出者数が1970年代に大幅に減少したことが1970年代の移動率の低下などをもたらしたと指摘した。若年人口の減少の効果の異なる側面を指摘している。

伊藤達也, 「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」, 『人口問題研究』, 第172号, 1984年1月, pp.42-46.

4) 親の移動は同居に関わらないものもあるが、同居に関わるものについては、清水は1983年の調査により60-74歳で三世代世帯に暮らすもののなかで子の結婚後に同居したものが13.3%で、そのうち親が移動したものは30.3%、親と子が同時に移動したのは11.2%と報告している。

清水浩昭, 「三世代世帯の形成過程に関する研究——総務庁老人対策室調査結果の分析」, 『人口問題研究』, 第173号, 1985年1月, pp.22-38.

との同居率の低下の停滞<sup>5)</sup>、世帯主率の低下<sup>6)</sup>などが知られており、若年人口の親との居住関係の動向は今後の世帯の動向を見通す上で重要な要素である。また、家族は同一の世帯を形成しなくても世帯を越えて関係をもち、家族員相互の空間的位置関係は家族の機能にとって重要である<sup>7)</sup>。そこに世帯内の同居・別居だけでなく親子の居住関係として捉えることの意義がある。

この親子の居住関係は出生率や死亡率などの人口学的変数によってどのように影響を受けるだろうか。筆者は、同居に関連する人口学的制約を示す同居可能率を導くモデルを提案してきた<sup>8)</sup>。この同居可能率が移動とも関わっており、親子が同居する家族を再生産することを前提とした場合、家族から放出される人口の比率、つまり家族人口学的要因による移動人口の限度を家族再生産剰余率（親と同居不可能な人口の同居可能な人口に対する比率）とした<sup>9)</sup>。

本稿では親子の居住関係の実証分析にあたって、同居率を評価するためにこれらの同居可能率のモデルによるが、ここでモデルについてミクロに見る場合つまり個々の子が親と同居する場合に必要な若干の補足をする。続いて、同居可能率に直接影響する兄弟姉妹（以下では、きょうだい）数および夫妻のきょうだい数の組合せの変化を観察する。

一般に、子の親からの別居移動や親と子の居住関係は、親からみる場合と子からみる場合では観察結果にかなりの相違が生ずるが、ここでは上のような問題関心から子からみることにする。親から見ると、子の親からの別居移動は親にとってのひとつのライフサイクル上の変化でもあり、またとくに老親にとっての親と子の居住関係はその生活にとって重要な意味を持っている<sup>10)</sup>が、紙数および本調査のデータの制約もあって別の機会に譲る。

子からみた親との居住関係について、年齢、親との続柄、配偶関係、性、きょうだい数、親の生存数、学歴、出生地などによりどのような差があるか、これらがどのような影響を与えるかを分析した。なお、世帯主であるかどうかは、居住関係の結果であって同居の質を示す指標と見なすことができるが、その原因ではないので今回は取り上げなかった。分析には多重クロス表を用いるが、変数として年齢はもっとも重要で、加齢により子の配偶関係と親の生存数を変化させるとともに、コーホート間のきょうだい数、学歴水準の差を生じさせる。したがって、年齢を18-39歳などに限定すること

5) Kiyosi Hiroshima, "Recent Change in Prevalence of Parent-child Co-residence in Japan", *Journal of Population Studies*, No.10, May 1987, pp.33-41.

6) 廣嶋清志, 「最近の世帯主率変動の要因」, 『人口問題研究』, 第182号, 1987年4月, pp.62-69.

7) たとえば, 下記参照.

A. M. Warnes, "The residential mobility histories of parents and children, and relationships to present proximity and social integration", *Environment and Planning A*, 1986, Vol.18, pp. 1581-1594.

鈴木透, 「親族の空間的分布と親族関係」, 『現代社会学研究』, 第3巻, 1990年5月, pp.67-89.

8) 廣嶋清志, 「戦後日本における親と子の同居率の形式人口学的分析モデル」, 『人口問題研究』, 第167号, 1983年7月, pp.18-31.

廣嶋清志, 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」, 『人口問題研究』, 第169号, 1984年1月, pp.31-42.

廣嶋清志, 「結婚後の競合を考慮した親子同居可能率のモデル」, 『人口問題研究』, 第186号, 1988年4月, pp.14-34.

9) 廣嶋清志, 前掲(注8), 1983年, p.22.

10) 中野らは子の年齢ではなく結婚持続期間を軸として子の離脱を親のライフステージとして観察した。

中野英子, 池ノ上正子, 石川晃, 「親の世帯からの子供の離脱について」, 『人口問題研究』, 第188号, 1982年10月, pp.63-72.

Aquilino も親の立場から (from the parent's point of view) 子との同居をみたものである。

William S. Aquilino, "The Likelihood of Parent-Adult Child Coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.52, May 1990, pp.405-419.

により統制して各変数の効果をみるとともに、加齢により変化する変数を統制してコーホート間の比較を行った。

なお、居住関係によって移動を観察できるのは親が生存している段階までであって、親がいなくなっ  
てからは移動の有効な起点にならない。そこで、地域とくに出生地を起点とした移動分析の意義があ  
る。これも別の機会に譲る。

ここでの分析には、人口問題研究所1986年10月1日実施「地域人口の移動歴と移動理由に関する人  
口学的調査（第2回全国人口移動調査）」（有効回収数7,825世帯）の結果を用いた<sup>11)</sup>。

この調査では世帯員全員について調査した事項は少なく、多くは世帯主を中心として、世帯主自身、  
世帯主の配偶者、世帯主の子、世帯主の親というように区分してそれぞれ調査されている。ここでは  
これをもとにして世帯員についての情報に変換した。したがって、若い世帯員は世帯主か世帯主の子  
としてその親やきょうだいについてはほぼ完全に情報が得られているが、世帯主でない高齢者につい  
てのその親やきょうだいの情報はなく、高齢者についての情報は完全ではない。

このようなデータ変換を行ったのは、青年期の世帯形成期には世帯主か世帯主の子であるかとい  
うことと居住関係・移動経験とは密接であるので、そのどちらか一方だけをみたのでは人口全体の居  
住関係・移動経験から偏ってしまうからである。

## II 同居可能率のモデル

日本では複数の有配偶の子は親と同居しないのが普通である。実際、既婚の子が2人同居する世帯  
主はまれであった。このような居住規則 rules of residence を前提とすると、きょうだいのうちの1  
人しか親と同居することができず、子世代のうち同居できるものの割合（同居可能率）は限られてく  
る。きょうだい数という人口学的要因が同居の可能性を決めることになる。現実の親との同居率を評  
価するには同居可能なものに対してどれだけが実際に同居しているか（同居実現率＝同居率／同居可  
能率）をみることが必要である。

この同居可能率について、自分の親との同居可能な有配偶の子はきょうだいのうちの1人に限られ  
るので各人の平均の自分の親との同居可能率はきょうだい数  $n$  によって  $1/n$  となることを基にして、  
人口全体では平均的なきょうだい数  $n$  によって親との同居可能率は  $2/n$  で表されること（ratio  
model）を提案し<sup>12)</sup>、さらにこれをより精緻化し、個々の子に対する親との同居可能率は配偶者のき  
ょうだい数を  $m$  人とし双方の親が生存しているとき  $1/n + 1/m$  であることを基礎にして人口全体  
における結婚のしかたを積み上げて人口全体の同居可能率を得るモデルを提案した<sup>13)</sup>。

### 1. 1人っ子の同居可能率

ここで付け加えておきたいことは、親との同居可能率  $1/n + 1/m$  が1を越えるときの配分の問題  
である。さきのモデルで同居可能率を総同居可能率（同居可能数、この場合同居の対象となる親の  
平均数）と純同居可能率（同居可能割合、この場合同居できる親をもつ子の割合）の2つに区別し、  
総同居可能率が1を越えるときは純同居可能率は1となることを指摘したが、この純同居可能率が夫

11) 調査について詳しくは、下記参照。

廣嶋清志、坂東里江子、「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査の結果概要」、『人口問題研  
究』、第188号、1988年10月、pp.63-72。

厚生省人口問題研究所、『昭和61年度 地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』、実地調査報  
告資料、1988年。

12) 廣嶋清志、前掲（注8）、1983年。

13) 廣嶋清志、前掲（注8）、1988年。

妻の親別にどのように配分されるかは明らかにしなかった。1/n + 1/m が1を越えるときは、夫妻の一方が1人っ子的場合であり、このときに自分の親との同居可能率と配偶者の親との同居可能率はそれぞれどのようになるかである。

子からみた親との同居の可能性が自分の親と配偶者の親とについてそれぞれ1/n および1/m であるとしたのは、自分の親との同居可能性については配偶者のきょうだい数の影響を受けない、また逆も同じと仮定されているからである。これは子の結婚によって形成される親と子の集団である「結婚連鎖」内で同居可能性がまったく均一になるように伝播するという完全伝播モデルではなく、個々の親についてはその子のきょうだいの間でのみ競合するという「部分伝播」の仮定による<sup>14)</sup>。

ところが、総同居可能率が1を越える場合、すなわち同居可能な親が1組以上になるとき実際には子と同居する親の組数は1を越えないから、自分の親と配偶者の親とどちらかを選択せざるを得ない。選択においては親との同居可能性が子の間ですべて対等とし、さらに自分の親と配偶者の親との間の競合はきょうだい数に反比例する<sup>15)</sup>という仮定に立って、同居する親の組数1を1/n と1/m の比によって配分し、自分の親との同居可能率は(1/n)/(1/n + 1/m) = m/(n + m)、配偶者の親との同居可能率は(1/m)/(1/n + 1/m) = n/(n + m) と表される。たとえば、1人きょうだいの夫と2人きょうだいの妻の場合、夫の親と同居する可能性は2/(1+2) = 2/3 = 0.667、妻の親と同居する可能性は1/3 = 0.333、合計1である。これは形の上では、さきのモデルの子一人についての親からみた子との同居可能率と同じ式であるが、1人きょうだいについてのみで、それ以外ではさきに述べたように1/n + 1/m である(表1)。

なお、出生率の低下、またはきょうだい数の減少は一般に子からみた親との同居可能率を上昇させるが、1人きょうだいが多くなり、1人きょうだいと少人数のきょうだいの結婚が多くなることは全体的に親との同居可能率を低下させる<sup>16)</sup>。

以上は、親との同居可能性がきょうだい間で対等であると仮定したときのものである。この仮定は人口全体の同居可能率を計算し、核家族化の程度を計るときなどには十分なものであるが、個々の子の同居率を評価するには、さらに居住規則を仮定しその居住規則にそった同居可能率を設定することが必要である。これによってその居住規則の仮定が妥当かどうかを検討することができる。

表1 自分と配偶者のきょうだい数別、自分の親との同居可能率 (%)

| 自分のきょうだい数(n) | 配偶者のきょうだい数(m) |      |      |      |      |      |       |
|--------------|---------------|------|------|------|------|------|-------|
|              | 1             | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | ∞     |
| 1            | 50.0          | 66.7 | 75.0 | 80.0 | 83.3 | 85.7 | 100.0 |
| 2            | 33.3          | 50.0 | 50.0 | 50.0 | 50.0 | 50.0 | 50.0  |
| 3            | 25.0          | 33.3 | 33.3 | 33.3 | 33.3 | 33.3 | 33.3  |
| 4            | 20.0          | 25.0 | 25.0 | 25.0 | 25.0 | 25.0 | 25.0  |
| 5            | 16.7          | 20.0 | 20.0 | 20.0 | 20.0 | 20.0 | 20.0  |
| 6            | 14.3          | 16.7 | 16.7 | 16.7 | 16.7 | 16.7 | 16.7  |
| ⋮            | ⋮             | ⋮    | ⋮    | ⋮    | ⋮    | ⋮    | ⋮     |
| ⋮            | ⋮             | ⋮    | ⋮    | ⋮    | ⋮    | ⋮    | ⋮     |

n または m = 1 のとき、m/(n + m)、それ以外は 1/n とするモデル。きょうだい数は本人を含む(以下でも同じ)。

14) たとえば、1人っ子2組と2人きょうだい3組からなる結婚連鎖において親との同居可能率はすべて5/4(親の組数/子の組数)となるとはされていない(前掲注8, 1988年の図1参照)。

15) 実際には、妻と夫の間での差つまり子の性別の差があるが、きょうだいの中で性別の組合せの問題もあり、ここでは男女対等という仮定にし、つまり男女の平均値を出すことにする。

16) 廣嶋清志、「低出生力化は核家族化を促進するか?」、『人口問題研究』, 第189号, 1989年1月, pp.42-46.

## 2. 対等でないモデル

周知のように、日本の親子同居においては子の性別に関しても出生順に関しても決して対等ではない。出生順については長男または女きょうだいの長女について親との同居可能率は100%と設定することができるので、とくにモデルで計算する必要はない。そこでここでは、性別に関し対等でないモデルを考えてみよう。

男の子がいる限り男の子と同居し、女の子とは男の子がいないときのみ同居するものとする。男の子つまり夫からみた夫の親との同居可能率は以下に説明するように推定できる。男女の性比を簡単のため1とすると、きょうだい数 $n$ 人における男女の組合せ数は $2^n$ であるが、夫のきょうだいについては少なくとも1人の男がいることがわかっているので、その組合せのうち全てが女である組合せ1組はなく、合計して $(2^n - 1)$ 組となる。この各組の1人のみが親と同居可能となる。また、この各組における男の総数は性比1によってその半分 $2^{n-1} \cdot n / 2 = 2^{n-1} \cdot n$ である。したがって、同居可能な男の数 $(2^n - 1)$ の男総数に対する比率は $(2^n - 1) / (2^{n-1} \cdot n)$ で、これが夫の親との同居可能率である(表2)。

一方、妻についてみると、親がすべて女の子をもったときのみ親が女の子と同居するものとするので、 $n$ 人のきょうだいの男女の組合せ $(2^n - 1)$ 組(さきと同様すべて男の組合せがない)のうち、すべてが女である組合せは1であって、親と同居できるのはこのうちの1人である。女の総数は男の場合と同様に、 $2^{n-1} \cdot n$ であるので、女の中で同居可能なものの比率は $1 / (2^{n-1} \cdot n)$ となる。これが妻についての親との同居可能率である。

なお、夫と妻について平均すると、夫と妻の数は同数であるので、 $\{(2^n - 1) / (2^{n-1} \cdot n) + 1 / (2^{n-1} \cdot n)\} / 2 = \{2^n / (2^{n-1} \cdot n)\} / 2 = 1/n$ となり、きょうだいについて対等の仮定の場合の値になる。

表2 男子選択制のもとでの自分の親との同居可能率 (%)

| 自分のきょうだい数 $n$ | 夫     | 妻     |
|---------------|-------|-------|
| 1             | 100.0 | 100.0 |
| 2             | 75.0  | 25.0  |
| 3             | 58.3  | 8.3   |
| 4             | 46.9  | 3.1   |
| 5             | 38.8  | 1.3   |
| 6             | 32.8  | 0.5   |
| ⋮             | ⋮     | ⋮     |
| ⋮             | ⋮     | ⋮     |

自分のきょうだい数を $n$ として、  
夫の場合 $(2^n - 1) / (2^{n-1} \cdot n)$ 、  
妻の場合 $1 / (2^{n-1} \cdot n)$ とするモデル。

## III きょうだい数の動向

### 1. きょうだい数

年齢別生存きょうだい数をみると表3のように45-49歳の4.71人を最大として、若いコーホートほどしだいに小さくなり、15-19歳では2.43人と、半減している。ただし、同居可能率に直接関わる「きょうだい組数についての平均きょうだい数」については20-24歳より若いコーホートでは低下していない。つまり、同居可能率の上昇は20-24歳(1961-66年出生)コーホートで停止したといえる。

このようなきょうだい数の減少は同居可能率を基本的には増大させる一方、きょうだい間の選択の範囲を縮小させ同居実現率を低下させるなど、居住関係を変化させる大きな要因といえる。なお、50-54歳以上では死亡率の影響を受けてきょうだい数はしだいに小さくなっている。同居可能率の上でとくに問題になる1人きょうだいの割合は、45-49歳以下についてみると、4.3%から9.2—7.3%へとしだいに大きくなっているといえる。配偶者の一方が1人きょうだいである結婚の潜在的な頻度は、1人きょうだいが男女双方に現れ最大2倍になることを考慮するならば過去の10%程度から近年10数%から20%へと広がってきた。

表3 年齢別生存きょうだい数

| 年齢(出生年)        |       |       |      |      |      |      |      |                      |                      | (%)       |      |
|----------------|-------|-------|------|------|------|------|------|----------------------|----------------------|-----------|------|
|                | 総数    | 1     | 2    | 3    | 4    | 5    | 6+   | 平均きょう<br>だいの数<br>(1) | 平均きょう<br>だいの数<br>(2) | 同居<br>可能率 |      |
| 15-19(1966-71) | 1,699 | 100.0 | 7.3  | 53.6 | 31.7 | 5.2  | 1.8  | 0.5                  | 2.43                 | 2.16      | 92.6 |
| 20-24(1961-66) | 1,345 | 100.0 | 8.7  | 51.3 | 28.4 | 7.6  | 2.7  | 1.3                  | 2.50                 | 2.15      | 92.9 |
| 25-29(1956-61) | 1,341 | 100.0 | 9.2  | 44.3 | 31.7 | 9.2  | 3.4  | 2.2                  | 2.63                 | 2.22      | 90.2 |
| 30-34(1951-56) | 1,583 | 100.0 | 5.4  | 28.1 | 34.2 | 18.0 | 7.7  | 6.6                  | 3.19                 | 2.64      | 75.7 |
| 35-39(1946-51) | 2,248 | 100.0 | 4.4  | 19.3 | 29.4 | 23.4 | 11.0 | 12.6                 | 3.64                 | 2.96      | 67.6 |
| 40-44(1941-46) | 1,730 | 100.0 | 4.7  | 12.3 | 20.6 | 22.3 | 17.4 | 22.7                 | 4.24                 | 3.30      | 60.6 |
| 45-49(1936-41) | 1,650 | 100.0 | 4.3  | 7.4  | 14.7 | 20.4 | 21.1 | 32.1                 | 4.71                 | 3.70      | 54.0 |
| 50-54(1931-36) | 1,455 | 100.0 | 4.3  | 8.8  | 14.9 | 18.8 | 19.7 | 33.5                 | 4.68                 | 3.64      | 55.0 |
| 55-59(1926-31) | 1,261 | 100.0 | 5.6  | 11.7 | 15.9 | 19.0 | 16.5 | 31.4                 | 4.51                 | 3.40      | 58.9 |
| 60-64(1921-26) | 977   | 100.0 | 7.6  | 12.3 | 19.8 | 16.8 | 16.5 | 27.1                 | 4.29                 | 3.14      | 63.6 |
| 65-69(1916-21) | 656   | 100.0 | 11.0 | 16.5 | 20.6 | 19.7 | 14.6 | 17.7                 | 3.77                 | 2.73      | 73.2 |
| 70-74(1911-16) | 558   | 100.0 | 13.4 | 22.8 | 20.8 | 16.7 | 10.9 | 15.2                 | 3.47                 | 2.48      | 80.7 |
| 75+ ( -1911)   | 292   | 100.0 | 23.3 | 28.1 | 18.5 | 13.7 | 5.8  | 10.6                 | 2.89                 | 2.01      | 90.5 |

1986年10月1日調査時点に生存しているきょうだい数 $n$ 人きょうだいの相対頻度を $p_n$ とすると、平均きょうだい数(1)は $\sum(p_n n)$ 、平均きょうだい数(2)はきょうだいの組数によって平均したもので、 $1/\sum(p_n/n)$ ( $=\bar{n}$ )。同居可能率は子からみた親とのもので、ratio modelにより $2/\bar{n}$ とする。

## 2. 夫妻のきょうだい数の組合せ

夫妻のきょうだい数の組合せをみると、表4のようにどのコーホートでも1人きょうだいを除き同類婚の傾向がみられる。男の方がより明確で、たとえば、2人きょうだいでは配偶者のきょうだい数2人の割合が他の男きょうだい数におけるよりも高く(40-49歳では21.3%、30-39歳では30.5%、20-29歳では44.4%)、3人きょうだい、4人きょうだいについても同様である。

これに対して、1人きょうだいについて男女とも30-39歳、40-49歳コーホートでは総数平均の1人きょうだいの割合より低い、つまり1人きょうだいの配偶者の割合が低いのであるが、もっとも若い20-29歳(1956-61年出生)コーホートでは逆に、1人きょうだいをえらぶ割合がきわめて高くなっている。このように1950年代後半以後の出生コーホートあるいは1975年代後半以後の結婚コーホートにおいて1人きょうだい同士の結婚の増加については別のところでも報告した<sup>17)</sup>。その意味では、きょうだい数全部について同類婚の傾向が現れたといってよい。

また、きょうだい数減少の影響を受け、2人きょうだいでは1人きょうだいとの結婚は夫では3.7%、7.5%へと増大し、総数平均より大きい傾向がみられ、妻でも0.7%、4.6%、5.3%と増大がみられるが、その結果同居可能率は夫では49.7%、49.3%、48.7%へとほんのわずかしこ低下していない。

つまり、2人以上のきょうだいでは同居可能率の低下はほとんど生じていないが、1人きょうだいでは夫については、40-49歳で77.0%、30-39歳で73.6%、20-29歳で65.4%と低下し、妻でも40-49歳で75.9%、30-39歳で75.9%、20-29歳で66.0%としだいに低下している。これはあとでみる1人きょうだいの同居率の低下の要因として無視できない。しかし、全体としては配偶者のきょうだい

17) 筆者は1978年育児環境調査によって、夫1人きょうだいでは妻が1人きょうだいであるものを選ぶ傾向が1975-1978年結婚コーホートではかなり明瞭になってきたこと、また、第7次出産力調査(1977年)の結果により、1人きょうだいの夫が1人きょうだいの妻と結婚する割合は8.6%で、夫全体についての1人きょうだいの妻の割合2.9%よりはるかに大きいことを報告した。

廣嶋清志、「家族形成過程へのきょうだい数の影響」、『人口学研究』、第6号、1983年5月、pp.31-40。

廣嶋清志、前掲(注16)。

数の組合せを考慮してもきょうだい数の減少により同居可能率は上昇してきたといえる。

表4 年齢別夫妻のきょうだい数

(%)

| 性<br>年 齢<br>きょうだい数 | 計     | 配偶者のきょうだい数 |      |      |      |      |  |
|--------------------|-------|------------|------|------|------|------|--|
|                    |       | 1          | 2    | 3    | 4 +  |      |  |
| 夫                  |       |            |      |      |      |      |  |
| 20—29<br>総 数       | 312   | 100.0      | 6.4  | 38.5 | 31.1 | 24.0 |  |
| 1                  | 19    | 100.0      | 36.8 | 21.1 | 15.8 | 26.3 |  |
| 2                  | 133   | 100.0      | 7.5  | 44.4 | 32.3 | 15.8 |  |
| 3                  | 104   | 100.0      | 1.0  | 35.6 | 35.6 | 27.9 |  |
| 4 +                | 56    | 100.0      | 3.6  | 35.7 | 25.0 | 35.7 |  |
| 30—39<br>総 数       | 1,335 | 100.0      | 3.7  | 24.4 | 32.4 | 39.5 |  |
| 1                  | 65    | 100.0      | 3.1  | 29.2 | 32.3 | 35.4 |  |
| 2                  | 282   | 100.0      | 4.3  | 30.5 | 35.8 | 29.4 |  |
| 3                  | 392   | 100.0      | 4.3  | 26.0 | 34.7 | 34.9 |  |
| 4 +                | 596   | 100.0      | 3.2  | 20.0 | 29.2 | 47.7 |  |
| 40—49<br>総 数       | 1,460 | 100.0      | 3.5  | 13.9 | 23.0 | 59.6 |  |
| 1                  | 65    | 100.0      | 1.5  | 7.7  | 29.2 | 61.5 |  |
| 2                  | 136   | 100.0      | 3.7  | 21.3 | 19.9 | 55.1 |  |
| 3                  | 251   | 100.0      | 3.6  | 18.7 | 28.3 | 49.4 |  |
| 4 +                | 1,008 | 100.0      | 3.6  | 12.1 | 21.7 | 62.6 |  |
| 妻                  |       |            |      |      |      |      |  |
| 20—29<br>総 数       | 507   | 100.0      | 7.1  | 36.5 | 32.5 | 23.9 |  |
| 1                  | 33    | 100.0      | 24.2 | 42.4 | 21.2 | 12.1 |  |
| 2                  | 207   | 100.0      | 5.3  | 41.1 | 30.4 | 23.2 |  |
| 3                  | 159   | 100.0      | 6.9  | 39.0 | 31.4 | 22.6 |  |
| 4 +                | 108   | 100.0      | 5.6  | 22.2 | 41.7 | 30.6 |  |
| 30—39<br>総 数       | 1,583 | 100.0      | 3.9  | 17.4 | 26.3 | 52.4 |  |
| 1                  | 51    | 100.0      | 2.0  | 17.6 | 23.5 | 56.9 |  |
| 2                  | 324   | 100.0      | 4.6  | 22.5 | 29.0 | 43.8 |  |
| 3                  | 524   | 100.0      | 3.8  | 17.7 | 30.2 | 48.3 |  |
| 4 +                | 684   | 100.0      | 3.8  | 14.8 | 22.2 | 59.2 |  |
| 40—49<br>総 数       | 1,477 | 100.0      | 5.2  | 9.5  | 16.4 | 68.9 |  |
| 1                  | 48    | 100.0      | 4.2  | 12.5 | 22.9 | 60.4 |  |
| 2                  | 143   | 100.0      | 0.7  | 11.9 | 23.1 | 64.3 |  |
| 3                  | 261   | 100.0      | 8.0  | 10.0 | 20.7 | 61.3 |  |
| 4 +                | 1,025 | 100.0      | 5.2  | 9.0  | 14.0 | 71.8 |  |

1986年10月1日調査時現在に生存しているきょうだい数

#### IV 子からみた親子の居住関係

居住関係は同居と別居に分け、さらに同居は場合によっては「同一世帯同居」（親と同一の世帯に暮らし同居しているもの）と「別世帯同居」<sup>18)</sup>に分けられる。別居はさらに親子が同じ県に居住する同県別居とそうでない別県別居に分ける。同県・別県の区別が居住関係の近・遠を意味する程度は地域と時代の交通条件通信手段の発達によるがここでは空間的位置関係を示す簡便な指標として用いた。

#### 1. 加齢の程度としての年齢

まず、年齢別に親との居住関係をみよう（表5）。調査時の年齢による違いは、親の生存数の減少、子の未婚から有配偶への変化などの加齢による効果とともに出生率の低下（きょうだい数の減少）、同居の選択傾向の弱化などコーホートによる違いの両方を含んでい

るが、年齢以外に限定を加えない場合前者の側面が圧倒的と考えられる。

男女とも、親と同居する者の割合、つまり同居率は年齢と共に急速に低下していく。男子では、14歳以下の100%から25-29歳でちょうど半数になり、35-39歳で30.9%で、このとき同県（別居）率、

18) 世帯員についての回答に親が含まれておらず、親との同居について「親と同居している」と答えたものを「別世帯同居」とした。

別県（別居）率とも最高でそれぞれ36.7%，25.1%である。なお、親と別居している男について同県・別県の別をみると、15-19歳と20-24歳では同県（0.7%，10.7%）より別県（2.8%，16.2%）の方が多し。これらの年齢では別居は親からの分離というよりも進学や就職先が親との同居を不可能にした結果という面が強いといえる。

女子では結婚年齢の若いことと男子との同居制により男子より親との分離が早い。

また、男女とも両親とも生存しないものは30代後半から5%を越え、50-54歳には親が生存しないものがちょうど半数に達する。

## 2. コーホートとしての年齢

以下では、配偶関係と親の生存状態を限定することにより、年齢別の結果をコーホートの差による結果としてみよう。

未婚者について親が生存しているものに限定してみると（表6）、親と同居割合が高いのは当然ともいえるが、20-24歳を過ぎても70数%でほとんど変わらないところが極めて特徴的である。表6は男についてのものであるが、女についてもほぼまったく同じである（表略）。あとでみるように、日本では親からの分離は主として成人によるのではなく結婚によるものであるといえる。

これをさらに長男と長男以外に分ける<sup>19)</sup>と30歳未満では差がない。長男では30歳以上では同居率が高く（84.6%，89.6%）、これより若いコーホートでは同居率が低下している。長男以外は逆に30歳以上の方が同居率が低い（67.3-65.6%）。長男と長男以外を合計するとこの結果が合成されて20歳以上は同居率一定（70数%）という結果がもたらされている。未婚における親との同居率について、30歳未満（1950年代後半以後出生）のより若いコーホートでは長男と長男以外の間で差がなくなったといえる。

また、別居者についてみると、15歳から39歳までどの年齢でも同県（10%弱）より別県の方が多し。

19) これは本来別項（親との続き柄）で取り上げるべきであるが、便宜上ここに記述する。

表5 性・年齢別自分の親との居住関係

(%)

| 性 | 年齢       | 総 数    |       | 同 居   |     | 別 居  |      | 親不在  |
|---|----------|--------|-------|-------|-----|------|------|------|
|   |          |        |       | 同世帯   | 別世帯 | 同県   | 別県   |      |
| 男 | 総 数      | 10,697 | 100.0 | 49.2  | 0.4 | 15.8 | 12.0 | 22.7 |
|   | 0 -- 14  | 2,311  | 100.0 | 100.0 | -   | -    | 0.0  | -    |
|   | 15 -- 19 | 860    | 100.0 | 96.4  | -   | 0.7  | 2.8  | 0.1  |
|   | 20 -- 24 | 634    | 100.0 | 72.6  | 0.2 | 10.7 | 16.2 | 0.3  |
|   | 25 -- 29 | 662    | 100.0 | 48.8  | 0.2 | 31.3 | 18.6 | 1.2  |
|   | 30 -- 34 | 809    | 100.0 | 37.6  | 1.5 | 35.6 | 23.1 | 2.2  |
|   | 35 -- 39 | 1,134  | 100.0 | 30.3  | 1.0 | 36.7 | 25.1 | 6.9  |
|   | 40 -- 44 | 838    | 100.0 | 25.9  | 0.6 | 31.3 | 23.4 | 18.9 |
|   | 45 -- 49 | 819    | 100.0 | 23.1  | 0.7 | 25.5 | 21.1 | 29.5 |
|   | 50 -- 54 | 743    | 100.0 | 19.4  | 0.3 | 17.6 | 15.6 | 47.1 |
|   | 55 -- 59 | 609    | 100.0 | 14.3  | 0.5 | 8.9  | 7.9  | 68.5 |
|   | 60 -- 64 | 499    | 100.0 | 7.8   | -   | 7.8  | 4.5  | 80.0 |
|   | 65 -- 69 | 308    | 100.0 | 4.5   | -   | 1.6  | 1.3  | 92.5 |
|   | 70 -- 74 | 305    | 100.0 | -     | -   | 0.3  | 0.3  | 99.3 |
|   | 75 +     | 176    | 100.0 | 0.6   | -   | -    | -    | 99.4 |
| 女 | 総 数      | 10,549 | 100.0 | 39.1  | 0.3 | 24.1 | 13.6 | 23.0 |
|   | 0 -- 14  | 2,210  | 100.0 | 99.3  | -   | 0.2  | 0.1  | 0.4  |
|   | 15 -- 19 | 839    | 100.0 | 96.8  | -   | 1.3  | 1.9  | -    |
|   | 20 -- 24 | 710    | 100.0 | 69.9  | -   | 16.8 | 12.8 | 0.6  |
|   | 25 -- 29 | 675    | 100.0 | 33.5  | 0.6 | 42.7 | 22.5 | 0.7  |
|   | 30 -- 34 | 773    | 100.0 | 12.4  | 0.5 | 54.7 | 28.3 | 4.0  |
|   | 35 -- 39 | 1,100  | 100.0 | 9.5   | 0.4 | 55.4 | 29.2 | 5.6  |
|   | 40 -- 44 | 873    | 100.0 | 9.2   | 0.8 | 43.0 | 29.1 | 18.0 |
|   | 45 -- 49 | 808    | 100.0 | 4.2   | 0.2 | 37.3 | 24.1 | 34.2 |
|   | 50 -- 54 | 703    | 100.0 | 4.6   | 0.3 | 29.3 | 14.1 | 51.8 |
|   | 55 -- 59 | 651    | 100.0 | 4.3   | 0.5 | 19.0 | 8.6  | 67.6 |
|   | 60 -- 64 | 483    | 100.0 | 3.5   | -   | 12.2 | 5.0  | 79.3 |
|   | 65 -- 69 | 352    | 100.0 | 0.6   | -   | 5.1  | 0.9  | 93.5 |
|   | 70 -- 74 | 252    | 100.0 | -     | -   | 1.6  | 0.8  | 97.6 |
|   | 75 +     | 120    | 100.0 | -     | 0.8 | 0.8  | 0.8  | 97.5 |

調査対象全世帯員について、不詳・無回答を除く（以下でも同様）。親はすべて自分の親を指し、配偶者の親を含まない（以下でも同様）。



別県の率は20歳以上のどの年齢でもほぼ同じく10%をやや越える程度であるが、長男では若いコーホートほど別県率が高く、長男以外では逆に別県の率が低くなり、20-24歳ではほぼ同率となっている。この意味でも長男と長男以外との差がなくなっている。

同様に、既婚者について親生存のものに限定してみると(表7)、自分の親との同居率は男では40%から30%弱へ、女では10数%から数%へ、男女とも若いコーホートになるほど緩やかに同居率は低下している。ただし、女の55-59歳、60-64歳の同居率の高さ(12.9%、15.3%)は古いコーホートであることによるものというより親の高齢化にともなうものとみられる。

この男と女の家同居率の合計に対比して、第9次出生力調査(1987年)による結婚直後の夫婦の親との同居率<sup>20)</sup>をみると、1965年以後の結婚コーホートはすべて30%前後ときわめてよく安定しており、1960-64年結婚コーホートで34.8%、1955-59年結婚コーホートで47.0%である。また、厚生行政基礎調査によると、やはり1975、80、85年の10年間における20-39歳の各5歳階級の有配偶男子の妻および自分の親との同居率は30%で、きわめて安定している<sup>21)</sup>。

男子の既婚者の別県別居の割合は20-24歳を除いて30%弱で年齢(コーホート)別にほとんど変わらないので、若いコーホートほど同居率が低まる分だけ同県率が上昇する(30数%から50数%へ)。つまり、同居より近居(同県別居)を選ぶ傾向が強くなっているといえる。女子については若干弱いと同様の傾向があるといえる。

では、以上のような変化がどのようなもたらされているか、さらに細かく分析してみよう。

表6 長男・長男以外別年齢別未婚者の親との居住関係(%)

|       | 総 数   | 同 居   | 別 居   |      |
|-------|-------|-------|-------|------|
|       |       |       | 同 県   | 別 県  |
| 総 数   |       |       |       |      |
| 0-14  | 2,310 | 100.0 | 100.0 | -    |
| 15-19 | 858   | 100.0 | 96.6  | 0.6  |
| 20-24 | 571   | 100.0 | 77.6  | 6.5  |
| 25-29 | 343   | 100.0 | 78.7  | 9.3  |
| 30-34 | 218   | 100.0 | 76.6  | 10.6 |
| 35-39 | 128   | 100.0 | 78.1  | 7.8  |
| 長 男   |       |       |       |      |
| 0-14  | 1,535 | 100.0 | 100.0 | -    |
| 15-19 | 579   | 100.0 | 96.2  | 0.7  |
| 20-24 | 400   | 100.0 | 78.0  | 5.7  |
| 25-29 | 250   | 100.0 | 79.2  | 10.0 |
| 30-34 | 117   | 100.0 | 84.6  | 6.0  |
| 35-39 | 67    | 100.0 | 89.6  | 6.0  |
| 長男以外  |       |       |       |      |
| 0-14  | 775   | 100.0 | 100.0 | -    |
| 15-19 | 279   | 100.0 | 97.5  | 0.4  |
| 20-24 | 171   | 100.0 | 76.6  | 8.2  |
| 25-29 | 93    | 100.0 | 77.4  | 7.5  |
| 30-34 | 101   | 100.0 | 67.3  | 15.8 |
| 35-39 | 61    | 100.0 | 65.6  | 9.8  |

親が生存している未婚男子について。

表7 年齢別既婚者の自分の親との居住関係(%)

| 性・年齢  | 総 数 | 同 居   | 別 居  |      |
|-------|-----|-------|------|------|
|       |     |       | 同 県  | 別 県  |
| 男     |     |       |      |      |
| 20-24 | 57  | 100.0 | 29.8 | 50.9 |
| 25-29 | 308 | 100.0 | 17.5 | 55.8 |
| 30-34 | 571 | 100.0 | 25.9 | 46.4 |
| 35-39 | 923 | 100.0 | 27.4 | 44.0 |
| 40-44 | 642 | 100.0 | 31.3 | 39.6 |
| 45-49 | 566 | 100.0 | 33.4 | 36.6 |
| 50-54 | 382 | 100.0 | 36.1 | 34.0 |
| 55-59 | 191 | 100.0 | 46.6 | 28.3 |
| 60-64 | 98  | 100.0 | 38.8 | 38.8 |
| 女     |     |       |      |      |
| 20-24 | 106 | 100.0 | 7.5  | 63.2 |
| 25-29 | 433 | 100.0 | 6.5  | 62.4 |
| 30-34 | 664 | 100.0 | 6.5  | 62.3 |
| 35-39 | 979 | 100.0 | 6.5  | 61.3 |
| 40-44 | 684 | 100.0 | 9.1  | 54.4 |
| 45-49 | 515 | 100.0 | 5.6  | 57.7 |
| 50-54 | 329 | 100.0 | 8.5  | 61.4 |
| 55-59 | 202 | 100.0 | 12.9 | 59.9 |
| 60-64 | 98  | 100.0 | 15.3 | 60.2 |

親が生存する既婚者について。

20) 親生存の者に限定されていないが、結婚直後の状態なので親生存に近いとみられる。

厚生省人口問題研究所、「第9次出生力調査(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,1988年11月。

21) Kiyosi Hiroshima, 前掲(注5)。

### 3. 親との続柄

未婚者についてはすでにみたので、既婚者について親との続柄を長男と長男以外に分けてみると（表8）、長男では親との同居率は40-44歳以上では50%前後で変動がみられないが、40歳未満ではしだいに低下し、25-29歳で最低（26.1%）となっている。これも第9次出産力調査による結果（1955-59年結婚コーホートの61.3%以後ゆるやかに低下し1985-87年結婚コーホートで35.3%）とよく一致しているといえる。

長男以外についてみると20-24歳を例外として、50-54歳（18.1%）から25-29歳（5.7%）まで緩やかに低下している。これを同じく第9次出産力調査の結果（1960-1984年結婚コーホートで20%で安定）と比較すると、その値は約半分である。したがって、若くして結婚したものでは結婚直後親と一時的に同居し、その後別居する者がかなりいるのかもしれない。

別居率はどの年齢でも長男の方が20%程度で、長男以外では大体30-40%である。結果的に同県率は、長男・長男以外とも同居率と逆に、若いコーホートほど高くなる。したがって、長男では高年齢のコーホートでは同居率の方が同県率より高く、若いコーホートでは同県率の方が高い。また、長男以外ではどの年齢でも同居率よりはるかに同県率の方が高い（43.9→63.2%）。

結局、既婚者については若いコーホートでも長男以外の方がより遠い地点に別居している。

### 4. 配偶関係

未婚者と既婚者の差は年齢別に表6と表7によって示されている。これを年齢18-39歳に限定し、この集団が最近結婚したり近く結婚するひとつのコーホートをなしているとみなすと（表9の総数欄の比較）、男子の親との同居率は未婚者では80.3%、既婚者については25.9%である。すなわち、結婚にともなって $80.3 - 25.9 = 54.4\%$ （未婚の同居率 - 既婚の同居率）の別居移動が生じているものといえる。これは未婚のときの別居率（ $1 - 同居率$ ）19.7%よりかなり高く、2倍以上である。つまり、結婚を契機に未婚の段階での別居の2倍以上の別居が生じ、同居率は25.9%、別居率は74.1%となるのである。女子についてはこの傾向はもっと強い。

未婚の18-39歳男子の別居率19.7%（25-34歳で21-23%：表6）は外国（たとえば、1989年に米国の男子25-34歳では66%<sup>22)</sup>）と比較すると大幅に低いといえる。

男子未婚者の別居では同県別居（6.7%）より別県別居（12.9%）が多く、未婚者ではさきに若年

表8 年齢別親との続柄別、親との居住関係

| 年 齢   | 総 数   | 同居    | 別 居  |      |      |
|-------|-------|-------|------|------|------|
|       |       |       | 同 県  | 別 県  |      |
| 長 男   |       |       |      |      |      |
| 総 数   | 2,035 | 100.0 | 45.1 | 33.6 | 21.4 |
| 20-24 | 37    | 100.0 | 35.1 | 43.2 | 21.6 |
| 25-29 | 180   | 100.0 | 26.1 | 52.2 | 21.7 |
| 30-34 | 316   | 100.0 | 38.0 | 37.7 | 24.4 |
| 35-39 | 474   | 100.0 | 42.6 | 35.2 | 22.2 |
| 40-44 | 310   | 100.0 | 51.6 | 31.0 | 17.4 |
| 45-49 | 283   | 100.0 | 49.5 | 29.3 | 21.2 |
| 50-54 | 215   | 100.0 | 50.7 | 23.7 | 25.6 |
| 長男以外  |       |       |      |      |      |
| 総 数   | 1,652 | 100.0 | 12.8 | 51.5 | 35.7 |
| 20-24 | 19    | 100.0 | 21.1 | 63.2 | 15.8 |
| 25-29 | 123   | 100.0 | 5.7  | 61.0 | 33.3 |
| 30-34 | 242   | 100.0 | 11.6 | 58.7 | 29.8 |
| 35-39 | 432   | 100.0 | 11.6 | 53.7 | 34.7 |
| 40-44 | 321   | 100.0 | 11.8 | 48.0 | 40.2 |
| 45-49 | 271   | 100.0 | 17.0 | 43.9 | 39.1 |
| 50-54 | 160   | 100.0 | 18.1 | 47.5 | 34.4 |

親が生存している既婚者について、年齢の総数には55歳以上を含む。

22) 下記資料により算出。

Arlene F. Saluter, Marital Status and Living Arrangements: March 1989, *Current Population Reports: Population Characteristics*, Series P-20, No.445, Bureau of the Census, U. S. Department of Commerce, June 1990.

齢についてみたように、別居は親からの分離というよりも同居が不可能になった結果という面が強いといえる。

男子既婚者では別県（27.2%）より同県（46.9%）の方がかなり多く、また別県も未婚者に比べ倍以上であり、結婚後の別居は就業などにとまなうというより親との分離の面が強いことが分かる。女子既婚者では当然ながらこの傾向はさらに強い。

表9 性、配偶関係、生きょうだい数別、親との居住関係 (%)

| 性・配偶関係<br>生きょうだい数 | 総数    | 同居    | 別居   |      |
|-------------------|-------|-------|------|------|
|                   |       |       | 同県   | 別県   |
| 男                 |       |       |      |      |
| 未婚                |       |       |      |      |
| 総数                | 1,556 | 100.0 | 80.3 | 6.7  |
| 1                 | 118   | 100.0 | 70.3 | 10.2 |
| 2                 | 768   | 100.0 | 84.6 | 4.7  |
| 3                 | 443   | 100.0 | 79.9 | 7.9  |
| 4                 | 142   | 100.0 | 76.1 | 10.6 |
| 5                 | 43    | 100.0 | 76.7 | 2.3  |
| 6+                | 42    | 100.0 | 52.4 | 14.3 |
| 既婚                |       |       |      |      |
| 総数                | 1,812 | 100.0 | 25.9 | 46.9 |
| 1                 | 103   | 100.0 | 40.8 | 40.8 |
| 2                 | 487   | 100.0 | 30.0 | 46.0 |
| 3                 | 575   | 100.0 | 28.7 | 42.8 |
| 4                 | 346   | 100.0 | 20.2 | 51.2 |
| 5                 | 145   | 100.0 | 18.6 | 51.7 |
| 6+                | 156   | 100.0 | 12.8 | 55.1 |
| 女                 |       |       |      |      |
| 未婚                |       |       |      |      |
| 総数                | 1,260 | 100.0 | 83.6 | 7.7  |
| 1                 | 123   | 100.0 | 81.3 | 8.1  |
| 2                 | 601   | 100.0 | 85.7 | 7.8  |
| 3                 | 390   | 100.0 | 84.1 | 6.9  |
| 4                 | 95    | 100.0 | 74.7 | 10.5 |
| 5                 | 33    | 100.0 | 84.8 | 9.1  |
| 6+                | 18    | 100.0 | 61.1 | -    |
| 既婚                |       |       |      |      |
| 総数                | 2,165 | 100.0 | 6.6  | 62.0 |
| 1                 | 103   | 100.0 | 35.0 | 44.7 |
| 2                 | 575   | 100.0 | 8.5  | 62.3 |
| 3                 | 698   | 100.0 | 5.0  | 63.6 |
| 4                 | 425   | 100.0 | 2.4  | 62.1 |
| 5                 | 194   | 100.0 | 3.6  | 62.4 |
| 6+                | 170   | 100.0 | 2.9  | 64.7 |

親が生存する18-39歳の者について。

## 5. 性別

親との居住関係について男と女の差をみると（表9）、18-39歳の未婚においては男（80.3%）より女の同居率がやや高い（83.6%）<sup>23)</sup>。これはきょうだい数別にみてもほぼ同様で最大10%程度女の方が同居率が高い。逆に別県の率は男がやや高い（12.9% > 8.7%）。未婚の時には男の方がより遠くに居住しているといえる。これは結婚後には女の別居率が圧倒的に高いことを前提にした現象ともいえる。

既婚者18-39歳については、男では同居率は25.9%、女では6.6%と大きな差があり、別県率も女では31.4%に対し男は27.2%と若干女の方が高い。女子の居住関係の方が遠い

表10 きょうだい数別、親との同居の同居実現率 (%)

| 性<br>生きょうだい数 | 同居実現率 (%) |          |
|--------------|-----------|----------|
|              | 男子選択制     | きょうだい対等制 |
| 男            |           |          |
| 1            | 40.8      | 58.3     |
| 2            | 40.0      | 60.0     |
| 3            | 49.2      | 86.2     |
| 4            | 43.1      | 80.8     |
| 5            | 47.9      | 93.0     |
| 女            |           |          |
| 1            | 35.0      | 50.0     |
| 2            | 34.0      | 17.0     |
| 3            | 60.2      | 15.0     |
| 4            | 77.4      | 9.6      |
| 5            | 276.9     | 17.4     |

親が生存する18-39歳の既婚者について。表9の同居率を表2（男子選択制）と表1（対等制：1人きょうだいの同居可能率を70%、他は50.0、33.3…%とする）の同居可能率で割ったもの。

23) コーホートの差はあまり大きくないが、小島は出産力調査1982年の結果を用いて親との同居率は18-34歳の未婚の男子について70.3%、女子について82.5%としている。ただし、親が生存しないものを含む率とみられる。男子の率の本調査との差の理由は不明である。

Hiroshi Kojima, "Coresidence of Young Adults with Their Parents in Japan: Do Sib Size and Birth Order Matter?", 『人口学研究』, 第13号, 1990年5月, pp.15-25.

といえる。きょうだい数別にみると、1人を除いて男子の方が同居率が高く、男女間で大きな差がある。さきに述べたように、男子選択制(表2)ときょうだい対等制の同居可能率(表1)と対比させると、いずれも同居可能率いっばいの高さには至ってはいない。これらの同居可能率をもとにして同居実現率(=同居率/同居可能率)を算出すると、表10のようになる。男子選択制のもとできょうだい数1、2人では男の同居実現率の方が若干高いが3人以上では女の方が高い。その意味で、男子選択制以上に女子は親と同居している。実際、女の同居実現率はきょうだい数5人以上では100%を越えている。つまり、5人以上では女きょうだいのみの時以上に親との同居が行われていることを意味する。

## 6. きょうだい数

きょうだい数別の同居率は未婚者18-39歳では(表9)、男女とも6人以上で低いことを除いて、あまり差がなく80%程度である。ただし、男の1人きょうだいをみると同居率は70.3%と低く逆に別県が19.5%と比較的高い。

これと対比して既婚の男きょうだい数1人をみると、同居率は逆に40.8%ともっとも高く、別県率は18.4%ともっとも低く、1人の未婚の別県率(19.5%)よりわずかであるが低い。また、別県率が既婚と未婚と比べて既婚の方が低いのは、6人以上を除き1人きょうだいだけである。つまり、1人きょうだいについては結婚を機にしたUターンが存在するといえるかもしれない。

女でも1人きょうだいの未婚の同居率が相対的に低く、別県率が相対的にやや高いという点で、かなり弱いが同じような傾向がみられる。とくに男子にみられる1人きょうだいの未婚の同居率の低さは結婚後の親との同居を予想した一人っ子特有の行動とみられる。

既婚者では、きょうだい数が大きいほど同居率は低くなっているが、同居可能率と対比すると表10のように、きょうだい数が大きいほどおおむね同居実現率が高い(女子のきょうだい対等制を除く)、つまりきょうだいのうちだれか1人が同居する確率が高い。その意味できょうだい数の多さは同居率を高めているといえる。

## 7. 親の生存数

親との居住関係は親の生活状態、とりわけ両親が生存しているかどうかの影響を受ける。既婚者についてみると、表11のよう

表11 既婚者の性、親の生存数、きょうだい数別、親との居住関係(%)

| 性  | 親の生存数<br>生きょうだい数 | 総 数   | 同居    | 別 居  |      |      |
|----|------------------|-------|-------|------|------|------|
|    |                  |       |       | 同県   | 別県   |      |
| 男  | 1 人              |       |       |      |      |      |
|    | 総 数              | 532   | 100.0 | 26.5 | 42.9 | 30.6 |
|    | 1                | 27    | 100.0 | 48.1 | 29.6 | 22.2 |
|    | 2                | 95    | 100.0 | 32.6 | 43.2 | 24.2 |
|    | 3                | 142   | 100.0 | 33.1 | 33.8 | 33.1 |
|    | 4                | 123   | 100.0 | 23.6 | 41.5 | 35.0 |
|    | 5                | 62    | 100.0 | 19.4 | 51.6 | 29.0 |
|    | 6+               | 83    | 100.0 | 10.8 | 57.8 | 31.3 |
|    | 2 人              |       |       |      |      |      |
|    | 総 数              | 1,280 | 100.0 | 25.7 | 48.6 | 25.7 |
|    | 1                | 76    | 100.0 | 38.2 | 44.7 | 17.1 |
|    | 2                | 392   | 100.0 | 29.3 | 46.7 | 24.0 |
|    | 3                | 433   | 100.0 | 27.3 | 45.7 | 27.0 |
| 4  | 223              | 100.0 | 18.4  | 56.5 | 25.1 |      |
| 5  | 83               | 100.0 | 18.1  | 51.8 | 30.1 |      |
| 6+ | 73               | 100.0 | 15.1  | 52.1 | 32.9 |      |
| 女  | 1 人              |       |       |      |      |      |
|    | 総 数              | 608   | 100.0 | 8.7  | 58.6 | 32.7 |
|    | 1                | 30    | 100.0 | 40.0 | 43.3 | 16.7 |
|    | 2                | 114   | 100.0 | 12.3 | 57.9 | 29.8 |
|    | 3                | 161   | 100.0 | 8.1  | 59.6 | 32.3 |
|    | 4                | 140   | 100.0 | 4.3  | 56.4 | 39.3 |
|    | 5                | 76    | 100.0 | 5.3  | 60.5 | 34.2 |
|    | 6+               | 87    | 100.0 | 4.6  | 64.4 | 31.0 |
|    | 2 人              |       |       |      |      |      |
|    | 総 数              | 1,557 | 100.0 | 5.7  | 63.4 | 30.9 |
|    | 1                | 73    | 100.0 | 32.9 | 45.2 | 21.9 |
|    | 2                | 461   | 100.0 | 7.6  | 63.3 | 29.1 |
|    | 3                | 537   | 100.0 | 4.1  | 64.8 | 31.1 |
| 4  | 285              | 100.0 | 1.4   | 64.9 | 33.7 |      |
| 5  | 118              | 100.0 | 2.5   | 63.6 | 33.9 |      |
| 6+ | 83               | 100.0 | 1.2   | 65.1 | 33.7 |      |

親が生存する18-39歳の既婚者について。

に親の生存数が2人から1人になると、同居率は男(夫)は25.7%から26.5%に、女(妻)では5.7%から8.7%に上昇する。きょうだい数別にみると、男女ともどのきょうだい数でも同居率が高まっている(男の6人以上を除く)。この場合、とくにきょうだい数1人での上昇が目立つ。逆に別居については、男ではどのきょうだい数でも親の生存数が2人から1人になるといくぶん別居率が高くなっている。女についてはきょうだい数1人のみで別居率の低下(21.9%→16.7%)が目立つ程度で、2人以上ではほとんど変わらない<sup>24)</sup>。

結局、親の生存数が2人から1人になると同居率が高まるだけでなく、別居同居率が低下しそれだけ居住関係がより近接するといえる。そこに老親に対する配慮が窺える。

### 8. きょうだい数別のコーホート

きょうだい数ごとに、つまり同居可能率を(ほぼ)同じにして、親が2人(父母)とも生存するものについてあらかじめコーホートの差をみてみよう。未婚者についてみると、表12のように、男女ともきょうだい数1人と2人で親との同居率は若いコーホートほどおおむね低下し、別居別居率が増大しているといえるが、とくに男の1人きょうだいにおける急激な同居率の低下、別居率の上昇が目立つ。

既婚者についてみると、表13のように男女ともきょうだい数1, 2, 3人ごとに若いコーホートほど急速に低下している。その結果、男子のもっとも若い20-29歳コーホートではきょうだい数1人, 2人, 3人とも同居率は20%程度でほとんど変わらなくなった。また、このコーホートでは1人きょうだいで男20.8%より女子26.5%の方が高くなっていることが注目される。40歳以上男子では同居可能率(1/n, ただしn=1では約70%)の限度内いっぴいの同居率であること(つまり同居実現率=100%)がわかる。

表12 未婚者のきょうだい数別年齢別親との居住関係 (%)

| 性 | 生存きょうだい数<br>年 齢 | 総 数 |       | 同 居  |      | 別 居  |  |  |
|---|-----------------|-----|-------|------|------|------|--|--|
|   |                 | 総数  | 同居率   | 同居率  | 別居率  | 別居率  |  |  |
| 男 |                 |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 1 人             |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 37  | 100.0 | 54.1 | 10.8 | 35.1 |  |  |
|   | 25 - 29         | 31  | 100.0 | 71.0 | 12.9 | 16.1 |  |  |
|   | 30 - 39         | 16  | 100.0 | 81.3 | 12.5 | 6.3  |  |  |
|   | 2 人             |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 298 | 100.0 | 80.2 | 5.0  | 14.8 |  |  |
|   | 25 - 29         | 143 | 100.0 | 83.2 | 4.9  | 11.9 |  |  |
|   | 30 - 39         | 82  | 100.0 | 84.1 | 8.5  | 7.3  |  |  |
|   | 3 人             |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 130 | 100.0 | 78.5 | 6.2  | 15.4 |  |  |
|   | 25 - 29         | 89  | 100.0 | 78.7 | 13.5 | 7.9  |  |  |
|   | 30 - 39         | 73  | 100.0 | 72.6 | 11.0 | 16.4 |  |  |
|   | 4人以上            |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 53  | 100.0 | 71.7 | 9.4  | 18.9 |  |  |
|   | 25 - 29         | 25  | 100.0 | 68.0 | 8.0  | 24.0 |  |  |
|   | 30 - 39         | 55  | 100.0 | 58.2 | 12.7 | 29.1 |  |  |
| 女 |                 |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 1 人             |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 56  | 100.0 | 80.4 | 8.9  | 10.7 |  |  |
|   | 25 - 29         | 30  | 100.0 | 90.0 | 3.3  | 6.7  |  |  |
|   | 30 - 39         | 8   | 100.0 | -    | -    | -    |  |  |
|   | 2 人             |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 260 | 100.0 | 83.8 | 8.5  | 7.7  |  |  |
|   | 25 - 29         | 95  | 100.0 | 83.2 | 9.5  | 7.4  |  |  |
|   | 30 - 39         | 34  | 100.0 | 85.3 | 11.8 | 2.9  |  |  |
|   | 3 人             |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 168 | 100.0 | 78.0 | 9.5  | 12.5 |  |  |
|   | 25 - 29         | 53  | 100.0 | 79.2 | 11.3 | 9.4  |  |  |
|   | 30 - 39         | 30  | 100.0 | 73.3 | 6.7  | 20.0 |  |  |
|   | 4人以上            |     |       |      |      |      |  |  |
|   | 20 - 24         | 44  | 100.0 | 70.5 | 9.1  | 20.5 |  |  |
|   | 25 - 29         | 10  | 100.0 | 80.0 | 0.0  | 20.0 |  |  |
|   | 30 - 39         | 24  | 100.0 | 62.5 | 12.5 | 4.2  |  |  |

父母がともに生存する未婚者について。

24) きょうだい数別でなく総数でみると親2人から1人になると、別居率別居率は25.7%から30.6%へ、女では30.9%から32.7%へと上昇しており空間的に距離が縮まっていはいないが、これは親生存数1人のものでは親の年齢がより高く、きょうだい数が多い方へ偏っているからである。

さきにみたように、同居可能率は1人を除いてきょうだい数ごとにコーホート間でほとんど変わらないので、同居率の低下にしたがって同居実現率も若いコーホートほど低下したといえる。1人きょうだいについては、1人きょうだい同士の結婚が増えきょうだい数が減少したためⅢ 2. で述べたように、同居可能率は低下しており、これと対比すると、同居実現率は男子では79.6%、62.8%、31.8%、女子では61.5%、50.7%、40.2%と、それでもやはり低下している。つまり、1人きょうだいの同居率の低下は同居可能率の低下だけではなく、同居実現率の低下にもよっていることがわかる。

以上のように、きょうだい数別にみると同居が可能でも同居を選ばない傾向が強まっていることを示している。このことは親がかなり高齢化してから同居するというように同居行動が変化していることを予想させる。きょうだい数の減少（同居可能率の上昇）にもかかわらず、同居率が30%程度にとどまっているのは、このように全体として同居実現率の低下が著しいからである。

きょうだい数ごとに別居率を未婚者と既婚者で比較すると、既婚者の方が低いのは男子1人きょうだいの20-29歳コーホートである。つまり、男子の1人きょうだいの最近（1950年代半ば以後出生）のコーホートでは結婚を契機にして県内へUターンするようになってきているといえる。

## 9. 学 歴

以下では、親が生存している18-39歳の男子に限定して分析する。

学歴別にみると（表14）、もっとも学歴が高い大学・大学院のものにおいて、おおむね「同一世帯同居」がもっとも少なく「別県別居」がもっとも多く、親からもっとも遠くに居住している。これは長男でも長男以外でも同様であり、未婚でも既婚でもほぼ同様である。

また、既婚者で学歴が大学・大学院の者では長男（4.2%）でも長男以外（1.6%）でも「別世帯同居」が目立つ点が興味深い。

未婚のものについて長男では在学中の者では「別県別居」が20.0%で、大学・大学院卒業の「別県別居」の率14.5%より高い。これは在学中のより若い世代の特徴というより、大学卒業後県内にもどるいわゆるUターンの存在を示すものといえる。これに対して、長男以外では在学中の「別県別居」の率

表13 既婚者の年齢別親との居住関係 (%)

| 性       | きょうだい数<br>年 齢 | 総 数  | 同居   | 別 居  |      |
|---------|---------------|------|------|------|------|
|         |               |      |      | 同 県  | 別 県  |
| 男       | 1 人           |      |      |      |      |
|         | 20 - 29       | 24   | 20.8 | 58.3 | 20.8 |
|         | 30 - 39       | 52   | 46.2 | 38.5 | 15.4 |
|         | 40 +          | 31   | 61.3 | 16.1 | 22.6 |
|         | 2 人           |      |      |      |      |
|         | 20 - 29       | 138  | 20.3 | 55.8 | 23.9 |
|         | 30 - 39       | 254  | 34.3 | 41.7 | 24.0 |
|         | 40 +          | 53   | 47.2 | 37.7 | 15.1 |
|         | 3 人           |      |      |      |      |
|         | 20 - 29       | 102  | 21.6 | 54.9 | 23.5 |
|         | 30 - 39       | 331  | 29.0 | 42.9 | 28.1 |
|         | 40 +          | 120  | 35.0 | 40.8 | 24.2 |
| 4人以上    |               |      |      |      |      |
| 20 - 29 | 38            | 7.9  | 63.2 | 28.9 |      |
| 30 - 39 | 341           | 18.8 | 53.7 | 27.6 |      |
| 40 +    | 418           | 28.0 | 40.2 | 31.8 |      |
| 女       | 1 人           |      |      |      |      |
|         | 20 - 29       | 34   | 26.5 | 55.9 | 17.6 |
|         | 30 - 39       | 39   | 38.5 | 35.9 | 25.6 |
|         | 40 +          | 15   | 46.7 | 33.3 | 20.0 |
|         | 2 人           |      |      |      |      |
|         | 20 - 29       | 194  | 7.2  | 59.3 | 33.5 |
|         | 30 - 39       | 266  | 7.9  | 66.2 | 25.9 |
|         | 40 +          | 62   | 12.9 | 43.5 | 43.5 |
|         | 3 人           |      |      |      |      |
|         | 20 - 29       | 131  | 1.5  | 71.0 | 27.5 |
|         | 30 - 39       | 404  | 4.7  | 63.1 | 32.2 |
|         | 40 +          | 132  | 8.3  | 52.3 | 39.4 |
| 4人以上    |               |      |      |      |      |
| 20 - 29 | 89            | 1.1  | 60.7 | 38.2 |      |
| 30 - 39 | 397           | 1.8  | 29.0 | 16.4 |      |
| 40 +    | 384           | 2.3  | 50.0 | 22.9 |      |

父母がともに生存する既婚者について。

表14 学歴別親との居住関係

(%)

| 学歴    | 総数    | 未婚   |       |      |      | 総数    | 既婚   |       |      |      |
|-------|-------|------|-------|------|------|-------|------|-------|------|------|
|       |       | 同居世帯 | 同居別世帯 | 別居同県 | 別居別県 |       | 同居世帯 | 同居別世帯 | 別居同県 | 別居別県 |
| 長男    |       |      |       |      |      |       |      |       |      |      |
| 総数    | 1,052 | 81.8 | 0.1   | 5.9  | 12.2 | 1,011 | 36.0 | 1.8   | 39.2 | 23.0 |
| 在学中   | 230   | 76.5 | 0.0   | 3.5  | 20.0 | 1     | —    | —     | —    | —    |
| 中学卒   | 90    | 86.7 | 0.0   | 5.6  | 7.7  | 115   | 40.9 | 0.0   | 38.3 | 20.8 |
| 高校卒   | 407   | 89.2 | 0.0   | 4.2  | 6.6  | 490   | 38.8 | 0.8   | 39.4 | 21.0 |
| 短大・高専 | 77    | 79.2 | 0.0   | 7.8  | 13.0 | 87    | 44.8 | 0.0   | 41.4 | 13.8 |
| 大学(院) | 227   | 73.6 | 0.4   | 11.5 | 14.5 | 307   | 26.7 | 4.2   | 39.1 | 30.0 |
| 長男以外  |       |      |       |      |      |       |      |       |      |      |
| 総数    | 514   | 75.7 | 0.2   | 8.6  | 15.5 | 819   | 10.4 | 0.5   | 56.3 | 32.8 |
| 在学中   | 76    | 84.2 | 0.0   | 1.3  | 14.5 | 0     | —    | —     | —    | —    |
| 中学卒   | 79    | 79.7 | 0.0   | 13.9 | 6.4  | 129   | 13.2 | 0.0   | 66.7 | 20.1 |
| 高校卒   | 215   | 73.0 | 0.5   | 7.9  | 18.6 | 425   | 9.4  | 0.2   | 59.1 | 31.3 |
| 短大・高専 | 38    | 63.2 | 0.8   | 18.4 | 17.6 | 76    | 10.5 | 0.0   | 48.7 | 40.8 |
| 大学(院) | 94    | 73.4 | 0.0   | 8.5  | 18.1 | 182   | 9.9  | 1.6   | 46.2 | 42.3 |

親が生存している18-39歳男について、総数の100.0を省略。

(14.5%)の方が大学卒業者の「別居別居」率(18.1%)より低くこのようなUターンはみられない。

なお、既婚者において、すでにみたように長男の方が長男以外に比べて同居率や「同県別居」率が高いが、長男の方が大学卒業者の割合が高い(長男307/1014=30.4%に対して長男以外182/819=22.2%)こともこのようなUターンを生む理由である。

## 10. 出生地域

出生地域別にまず未婚者を見ると(表15)、長男では北関東、南関東、近畿、東海という大都市圏およびそれに近いところの出生者において同居率が高く、地方出生者で低い。長男以外でもほぼ同様であるが、どの地域でも長男に比べて同居率はやや低くなり同県別居、別居別居とも多くなる。ただし、東海、東山・北陸ではその差はほとんどない。

これに対して既婚者についてみると、長男と長男以外の差は大きく、長男では「同一世帯同居」の割合が東山・北陸(64.6%)、東海(63.1%)、東北(52.2%)を出生地とする者で高く、「別世帯同居」の割合は南関東(8.9%)出生者で多い。別居の割合は九州(32.7%)、北海道(27.5%)、中国・四国(29.0%)の出生者で大きく、逆にこれらの地域の出生者では同居率が低い。とくに、北海道、九州出生者では「同一世帯同居」はもっとも少ない(15.0%、14.9%)。「長男以外」の既婚者では、長男に比べ同居率がかなり低くなり、別居率が高くなるが、とくに別居率が高いのは東北(43.4%)、中国・四国(44.3%)、九州(38.5%)である。また、「別世帯同居」が中国・四国(3.1%)、九州(0.6%)で若干ではあるがみられる。

また、南関東と近畿の既婚者において、長男の同居率は全国平均35.9%より低い(29.5%、29.4%)が、長男以外の同居率は全国平均10.4%より高い(13.0%、12.3%)。これらの大都市圏で長男と長男以外の差が他の地域に比べて相対的に弱いことを示している。

未婚の別居率(1-同居率)と結婚を契機とした別居率(未婚同居率-既婚同居率)を比較すると、長男以外では北海道以外のどこでも結婚後の別居が結婚前の別居より多いが、長男については南関東、近畿出生者では長男以外と同様に結婚を契機にして親と別居する者が多いのに対して、東北、東山・

表15 出生地域別親との居住関係（親との続き柄、配偶関係別）

（％）

| 出生地域  | 総数    | 未婚   |      |      |      | 総数    | 既婚   |      |      |      |
|-------|-------|------|------|------|------|-------|------|------|------|------|
|       |       | 同居世帯 | 別居世帯 | 同居別県 | 別居別県 |       | 同居世帯 | 別居世帯 | 同居別県 | 別居別県 |
| 長男    |       |      |      |      |      |       |      |      |      |      |
| 全 国   | 1,035 | 81.7 | 0.1  | 6.0  | 12.2 | 1,000 | 35.9 | 1.8  | 39.0 | 23.3 |
| 北 海 道 | 62    | 58.1 | 0.0  | 29.0 | 12.9 | 40    | 15.0 | 2.5  | 55.0 | 27.5 |
| 東 北   | 81    | 71.6 | 0.0  | 9.9  | 18.5 | 113   | 52.2 | 0.9  | 22.1 | 24.8 |
| 北 関 東 | 64    | 92.2 | 0.0  | 0.0  | 7.8  | 65    | 43.1 | 0.0  | 38.5 | 18.4 |
| 南 関 東 | 245   | 90.2 | 0.0  | 3.3  | 6.5  | 146   | 29.5 | 8.9  | 37.7 | 23.9 |
| 東山北陸  | 70    | 71.4 | 0.0  | 10.0 | 18.6 | 73    | 64.4 | 0.0  | 21.9 | 13.7 |
| 東 海   | 151   | 85.4 | 0.0  | 4.6  | 10.0 | 122   | 63.1 | 1.6  | 26.2 | 9.1  |
| 近 畿   | 178   | 89.9 | 0.0  | 2.8  | 7.3  | 119   | 29.4 | 0.8  | 48.7 | 21.1 |
| 中国四国  | 89    | 75.3 | 0.0  | 5.6  | 19.1 | 114   | 28.9 | 0.0  | 42.1 | 29.0 |
| 九 州   | 95    | 69.5 | 1.1  | 4.2  | 25.2 | 208   | 14.9 | 0.0  | 52.4 | 32.7 |
| 長男以外  |       |      |      |      |      |       |      |      |      |      |
| 全 国   | 494   | 75.4 | 0.2  | 8.8  | 15.6 | 800   | 10.4 | 0.5  | 56.0 | 33.1 |
| 北 海 道 | 32    | 46.9 | 0.0  | 40.6 | 12.5 | 37    | 0.0  | 0.0  | 83.8 | 16.2 |
| 東 北   | 47    | 57.4 | 0.0  | 17.0 | 25.6 | 106   | 13.2 | 0.0  | 43.4 | 43.4 |
| 北 関 東 | 28    | 89.3 | 0.0  | 3.6  | 7.1  | 44    | 11.4 | 0.0  | 61.4 | 27.2 |
| 南 関 東 | 133   | 84.2 | 0.8  | 3.8  | 11.2 | 108   | 13.0 | 0.0  | 60.2 | 26.8 |
| 東山北陸  | 33    | 72.7 | 0.0  | 6.1  | 21.2 | 71    | 18.3 | 0.0  | 52.1 | 29.6 |
| 東 海   | 73    | 86.3 | 0.0  | 4.1  | 9.6  | 87    | 13.8 | 0.0  | 66.7 | 19.5 |
| 近 畿   | 63    | 84.1 | 0.0  | 6.3  | 9.6  | 81    | 12.3 | 0.0  | 55.6 | 32.1 |
| 中国四国  | 35    | 62.9 | 0.0  | 11.4 | 25.7 | 97    | 6.2  | 3.1  | 46.4 | 44.3 |
| 九 州   | 55    | 63.6 | 0.0  | 7.3  | 29.1 | 169   | 5.3  | 0.6  | 55.6 | 38.5 |

親が生存している18-39歳男について、総数の100.0を省略。

地域区分=東北/青森、宮城、秋田、山形、福島、北関東/茨城、栃木、群馬、南関東/埼玉、千葉、東京、神奈川、東山・北陸/長野、新潟、山梨、富山、石川、福井、東海/岐阜、静岡、愛知、三重、近畿/滋賀、奈良、京都、大阪、兵庫、和歌山

北陸出生者では結婚後に別居するものがより少ない。また、北海道出生者では、長男以外のものでは未婚の別居率（53.1％）の方が結婚を契機とした別居率（46.9％）よりも高く、他の地域の出生者に比べてそれだけ親との分離が早い。

未婚者の別居率と既婚者の別居率を比較して前者の方が高いのは東山・北陸、東海の長男（18.6％＞13.7％，10.0％＞9.1％）のみで、他の地域や長男以外ではみられない。これらの地域の長男は結婚を契機に県内にUターンしてくることを意味する。

## V ま と め

1970年以後の粗移動率の低下について家族の再生産に必要な子ども数の減少から説明する試みがあり、筆者も同様な家族人口学的な考察により親子の同居を前提としたときの同居可能な子や移動可能な子の人口割合のモデルを提案したことがある。本稿はこのマクロモデルによりながら、第2回全国人口移動調査（1986年）のデータを用いて、子の側からみた親との居住関係を分析し親からの移動の推移を検討した。

平均きょうだい数（組数単位）は45-49歳コーホート以後20-24歳（1961-66年出生）コーホートまでは減少しており、親との同居可能率（同居可能な人口割合）が上昇してきた。一方、1人きょうだいが増大することにより自分の親との同居可能率の上昇は停滞するが、2人以上のきょうだいでは



ほとんど影響はない。しかし、1人きょうだいについては1人きょうだい同士の結婚の増大などによってその同居可能率が減少しており、同居率の低下のひとつの要因となっている。

未婚者の親との同居率は男女とも20-39歳の各5歳階級コーホートでは70数%で変化がなく、別県（別居）率（10数%）、同県（別居）率（10%弱）もあまり変化がない。ただし、既婚・未婚を合わせてみれば、近年の未婚率の上昇は別居率を低下させている。

既婚者については40-44歳コーホート以後、男子の同居率はほぼ30%弱でほとんど変わらないが、少し低下しているかもしれない。別県別居の割合は45-49歳から若いコーホートほどほんの少し（30%から20数%へ）低下している。したがって、同県率が若いコーホートほど上昇する（30数%から50%強へ）。つまり、別県別居や同居より近居（同県別居）を選ぶ傾向が強くなっているといえる。女子の既婚者については若干弱いが同様の傾向があるといえる。

このことは若い世代の親との別居にともなう県間の移動率の低下と県内移動率の上昇をもたらしているといえる。

結婚後の親との同居率の男女差はかなり大きい。男子がいる限り男子が同居するというほど男子優先ではない。もっとも若い20-29歳（1956-66年出生）コーホートの1人きょうだいでは男（20.8%）より女（26.5%）の同居率が高くなっていることが新しい傾向として注目される。

同居率をきょうだい数別につまり同居可能率を（ほぼ）同じにして、同居率をみると、既婚の男女とも若いコーホートほど急速に低下している。つまり、同居実現率が低下している。すなわち、同居が可能でも同居を選ばない傾向が強まっている。その結果、男子のもっとも若い20-29歳（1956-66年出生）コーホートではきょうだい数1人、2人、3人とも同居率は20%程度でほとんど変わらなくなった。このことは「きょうだいのうちのだれか1人が同居しなければならない」という家継承の意識がなくなり、子の条件本位で同居の選択が行われるようになったことを意味する。きょうだい数の減少（同居可能率の上昇）、あるいはいわゆる長男・長女割合の増大にもかかわらず、同居率が30%程度にとどまっているのは、このように全体として同居を選択する傾向、つまり同居実現率の低下が著しいからである。

18-39歳の未婚の長男では大学・大学院在学中の別県率（20.0%）の方が卒業後の別県率（14.5%）より高く卒業を機にしたUターンがあるものといえる。長男以外ではこの現象はみられない。男子の1人きょうだいでは別県率が未婚者より既婚者の方で低いという新しい現象（20-29歳コーホートのみ）が生じており、結婚を契機にして県内へのUターンがあるものといえる。18-39歳の未婚者の別県率が既婚者に比べて高いのは東山・北陸、東海の長男で、結婚を契機に県内にUターンしてくるものがあることを意味する。

## Parent-Child Residential Relationship and Migration from the Viewpoint of Children

Kiyosi HIROSIMA

The decline of crude migration rate in Japan since 1970 has been studied by some researchers through macro-models and partly explained by the decline in the amount of potential out-flow child members of each family caused by the fertility decline. From the similar perspective of family demography, we had proposed macro-models to measure the parent / child availability rate which shows the maximum frequency of coresidence or maximum amount of out-flow migration.

Facilitated by our previous macro-models, we analyzed the effects of children's characteristics on the residential relationship with parents using the data of the Second National Survey on Migration in Japan, 1986 conducted by Institute of Population Problems. The characteristics studied here were children's age, birth order, marital status, sex, sib size, number of living parents, education and birth place.

The average sib size (averaged for each sib set) by cohort had decreased, making the availability of parents to increase, from the 45-49 years old cohort to the 20-24 years old (1956-61 birth) cohort. In general, the increase of children of sib size one decreases the availability of children's own parents. For children of sib size two or more, the decrease of availability of parents was not appreciable. For children of sib size one, however, the availability has remarkably decreased through mainly the increase of marriages with spouses of sib size one, hence accelerating the decline of coresidence prevalence among them.

For never-married children, the percentage coresiding with parents (about 75%) shows little difference among cohorts aged 20 to 39 for both male and female. Neither do the percentage of children separately living in the same prefecture as parents (slightly less than 10%) and the percentage of children separately living in the other prefecture (about 15%).

For ever-married children, the percentage of male children coresiding with parents by cohort had hardly changed or may have declined slightly from the cohort aged 40-44 (over 30%) to the cohort aged 20-29 (about 25%). The percentage living separately in the same prefecture has been increasing from about 35% to over 50%, and the percentage living in the other prefecture has been decreasing from 30% to about 25%. This means that younger cohorts are more likely to choose to live separately but close to their parents in the same prefecture and less likely to coreside or to live far in the other prefecture than the older cohorts. Female children have the same tendency, though its magnitude is smaller than male. These new tendency implies that the decline in the rate of migration between prefectures and the raise in the rate of the intra-prefectural migration accom-

panied by the separation of children from parents.

The difference in the percentages coresiding with parents after marriage between male and female is fairly large. Nevertheless, it is not completely sustainable that male children exclusively coreside with parents whenever at least one male child exists in a sib set. In fact, it is remarkable that married female children of sib size one coresides more with their own parents (26.5%) than the male counterpart (20.8%) for the youngest cohort aged 20–29 (1956–66 year birth cohort).

When controlled by the sib set size or substantively availability of parents, the percentage of married male children coresiding with parents by cohort decreased remarkably for younger cohorts, which means that the propensity to choose coresidence (the rate of realization of coresidence) accordingly decreased. As a result, the percentage coresiding with parents are almost the same (about 20%) among children of sib size one, two and three for the youngest cohort aged 20–29. The independence of the coresidence rate to the sib set size for the youngest cohort implies that the obligatory consciousness that someone in each sib set should coreside with parents may have disappeared and that the convenience of the children's side has become a predominant factor in choosing the coresidence with parents at the time of children's marriage.

# 世帯形成規範の年次変化と地域差

—世帯主率で測る家族制度—

伊藤達也

## I はじめに

国勢調査や国民生活基礎調査などの統計調査で示される世帯の構成は、人々が誰と同居するか、あるいはどのような人々と別居するかを選択基準と、それぞれの時点での親族人員の数と構成に関する。前者を、一般に家族構造・家族制度あるいは世帯形成規範という。そして、後者の親族人員の合計は人口である。

年齢構成が急速に変化している時期は、祖父母世代、親世代、孫世代の世代間の人口比、および世代毎の平均兄弟姉妹数なども大きく変化している時期でもある。したがって、このような時期における世帯構成の変化は、世帯形成規範の変化と人口変動によるものに分ける必要がある。

世帯の動向に関する一般的な指標については既に検討してきた<sup>1)</sup>ので、本稿では、世帯主率を用いて世帯形成規範の水準と変化を計測する指標を提示し、その有効性を示すために、はじめに世帯形成規範と男女年齢別の世帯主率との関係、つぎに年齢別の世帯主率を基にした世帯形成に関する各種の指標を定義すると共に、最近の日本とアメリカのデータを基にその妥当性を検討し、最後に都道府県を単位とした世帯形成の地域差を観察してみよう。

## II 世帯形成規範と世帯主率との関係

### 1. 世帯形成規範と世帯主率

人々が誰と同居するかあるいはどのような人々とは別居するかを選択基準を、家族構造・家族制度あるいは世帯形成規範というが、世帯形成規範の典型として、これまで夫婦家族制、直系家族制、直系家族制の3つの類型、あるいは夫婦家族制とほかの2つを合わせた拡大家族制の2つの類型がよく示されている<sup>2)</sup>。

この3つの家族制度を結婚後の親との同居・別居によって整理すると、有配偶者の世帯主率の年齢パターンは家族制度を表すことになる。なぜなら、夫婦家族制が優勢な社会では、どの子ども結婚後は親と同居せず新しい世帯を形成するので、男子の有配偶世帯主率はどの年齢でも100%に近く<sup>3)</sup>、もし世帯の代表という点についても男女平等であれば、男子の有配偶世帯主率が100%よりも低い分、女子の有配偶世帯主率が高くなるはずである<sup>4)</sup>。

1) 伊藤達也、「世帯構成と世帯形成の地域性の計測」、『人口問題研究』、第188号、1988年、pp.22-39。

2) 例えば、森岡清美、「家族の類型と分類」、森岡清美編、『家族社会学』、有斐閣、1967年、p.13。

中根千枝、『家族の構造、社会人類学的分析』、東京大学出版会、1970年。

3) John Hajnal, "Two Kinds of Preindustrial Household Formation System", *Population and Development Review*, Vol.8, No.3, September 1982, pp.449-494.

河野綱果、「住宅の人口学—「世帯主率」と3世代同居について」、『土地住宅問題』、No.111、1983年、pp.21-30。

4) 伊藤達也、「世帯主率で測る家族意識(その1)」、『世界と人口』、No.189、1989年11月、pp.60-63。

一子は結婚後も親と同居するのを原則とする直系家族制が優勢な社会では、結婚後も親と同居する分、若い世代の有配偶の世帯主率は100%よりも低くなり、また高齢になると世帯の代表権が若い世代に移行するので、有配偶世帯主率は低くなる。しかし、「分家」が多い時代には、次三男が世帯主となり、また死亡率が高い時代には老親が早く死亡するので世帯主の交代が早くなり、世帯主率の低下の程度はそれだけ小さくなる。

さらに、結婚した息子夫婦は親と同居するのを原則とする複合家族制の社会では、有配偶世帯主率は直系家族制社会よりも低く、高齢者の世帯主率は高くなるものと思われる。

要するに、男子の有配偶世帯主率の年齢パターンは、夫婦家族制社会では「高値安定型・高原型」、直系家族制社会では「山型」、複合家族制社会では「登って高くなる丘陵型」、というわけである。

## 2. 中世ヨーロッパにおける世帯主率と世帯形成規範

ヘイネル(Hajnal)は、結婚パターンの研究を基礎として、夫婦家族制と拡大家族制の2つの世帯形成の原理と年齢別の世帯主率と有配偶率および有配偶世帯主率との関連性を指摘した<sup>5)</sup>。すなわち、北欧のように経済的自立が可能となって初めて結婚し世帯を形成することを原則とする社会では、年齢別の世帯主率と有配偶率は接近する。いいかえると有配偶男子の年齢別世帯主率は1に近くなる。これに対して、中国、インド、南欧のように直系家族制あるいは拡大家族制が優勢な地域では、結婚年齢は低く、結婚後も親と同居するために、若い年齢では有配偶率に対して世帯主率が低いパターンであることを示した。

例えば、1801年のデンマークにおける農村男子の年齢別の既婚者割合と世帯主率のデータによると、年齢別の既婚者割合と世帯主率がほぼ一致しているの、結婚とともに世帯主となる夫婦家族制社会と考えることができる。また、イタリアのトスカナにおける15世紀のデータでは、年齢別の既婚率は、デンマークに比べ、若年で高いものの、世帯主率は既婚率よりも低いことから、結婚後も親と同居していることが一般的な地域すなわち直系家族制地域と考えることができる。

## 3. 日本とアメリカにおける年齢別の世帯主率

このような世帯形成規範と有配偶世帯主率との関係は、現在でも認められる<sup>6)</sup>。図1は、日本の1985年における男女年齢別の世帯主率と有配偶者の世帯主率を示したものである。男子の有配偶世帯

図1 日本の世帯主率：1985年

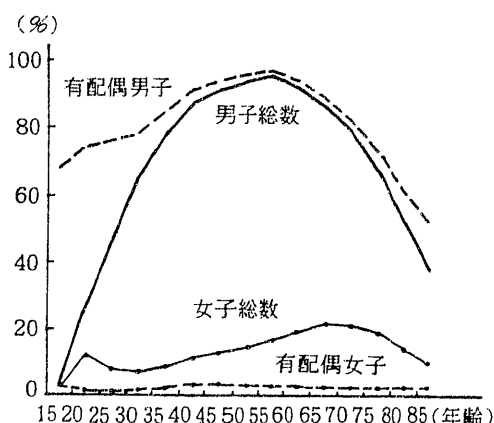
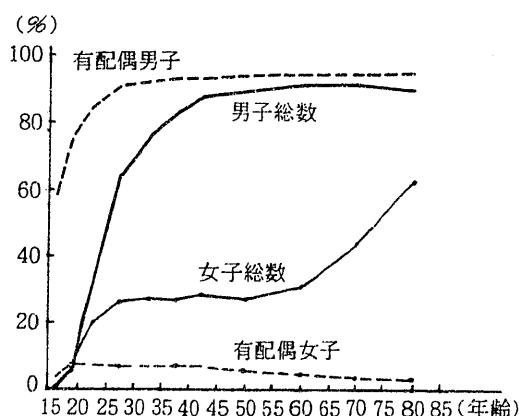


図2 アメリカの世帯主率：1988年



5) John Hajnal, 前掲(注3)。

6) 河野, 前掲(注3), および伊藤達也, 『我が国の世帯構成とその変動』(昭和55年国勢調査モノグラフシリーズ No.9), 日本統計協会, 1984年, pp.75-77, および伊藤, 前掲(注4)の pp.62-63。

主率は、50—60歳台がピークで、35歳未満は70%台、高齢者も60歳代は9割、70歳台は8割、80歳以上では5—6割と、年齢が高くなるほど低くなっており、年齢パターンは「山型」となっている。

有配偶女子の世帯主率は、40歳台の3%が最も高く、全体として低い水準を示している。なお、40歳台の世帯主率は、単身赴任世帯の世帯主と思われる。20歳未満の世帯主率は2%、20—34歳の世帯主率も1%未満ということから、若い夫婦は親と同居している者が2割以上と推定できる。このようなことから、日本では、結婚後も親と同居する直系家族制の行動様式はまだ根強いものがあるといえる。

次に、夫婦家族制社会の代表選手といわれるアメリカ合州国の男女年齢別の世帯主率と有配偶者の世帯主率を示した図2をみると、1988年における25歳以上の男子の有配偶世帯主率は、期待通りに90%台と、「高原型」を示している。また、女子の有配偶世帯主率も、20—24歳が7%、25—44歳も6%台である。

なお、年齢別の世帯主率は、男子では40歳代まで日本とあまり差がみられないが、60歳以上となっても日本のように低くなっていない。また、中高年の女子の世帯主率は年齢と共に高くなっているのは一人暮らしを表している。

このように有配偶者の世帯主率の年齢パターンは、家族制度あるいは世帯形成の原則と整合的な関係にあることがわかった。

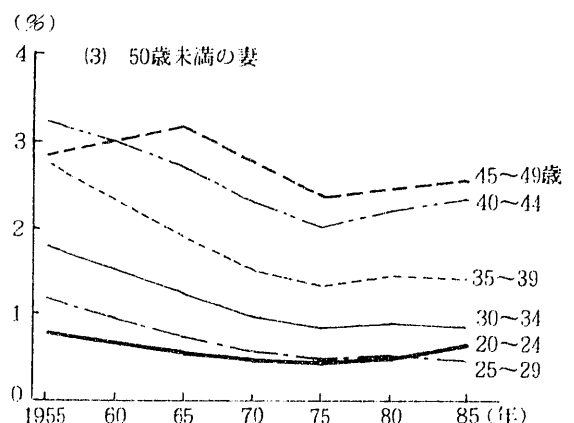
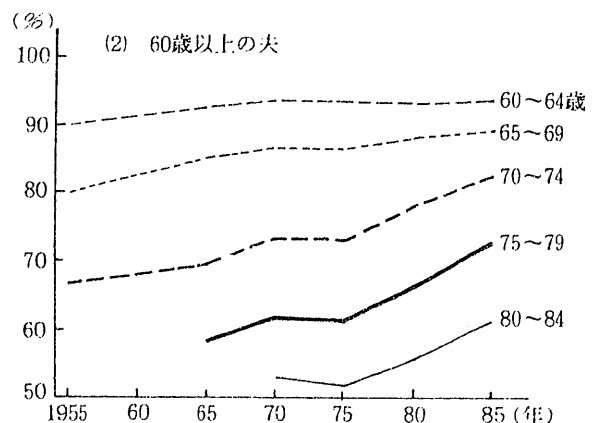
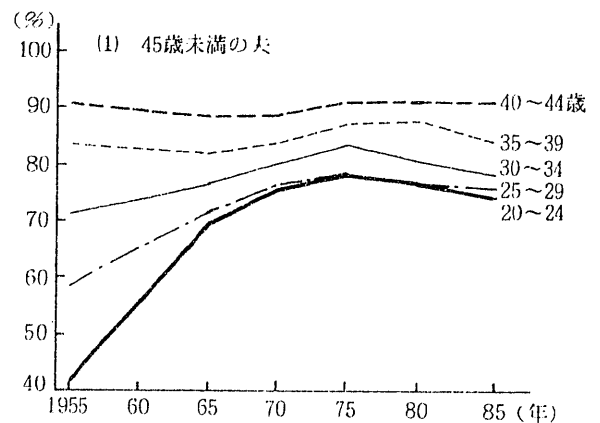
#### 4. 日本における有配偶率の年次推移

ところで、有配偶者の世帯主率が計測できるのは、年齢別・配偶関係別の人口と世帯主の数が、それぞれ集計されている年次である。国勢調査では1955年以降はなんとか資料がそろっている<sup>7)</sup>。そこで、図3に有配偶者の年齢別世帯主率の30年間の変化を男女別に示した。

有配偶男子の35歳未満の世帯主率は、1955年から75年にかけて急速な上昇を示している。すなわち、20—24歳の世帯主率は、1955年の42%から78%へ、28—29歳は、59%から78%へ、そして30—34歳は71%から83%へ、とそれぞれ上昇した。

しかし、1975年以降になると、若い夫の世帯主率は、低下傾向に転じ、最近10年間に約5%ほど

図3 有配偶者の年齢別世帯主率の推移  
(45歳未満, 60歳以上)



7) 概ね5歳階級で集計されているが、1960年の国勢調査は10歳階級で集計されているので、図に示していない。

低下している。若い夫の世帯主率に大きな変化がみられる。

若い夫の世帯主率の低下に対して、70歳以上の高齢者の世帯主率は急速に上昇している。すなわち、70～74歳の世帯主率は、1975年では68%であったが、85年には79%に、また75～79歳の世帯主率も54%から67%へ、80～84歳でも42%から53%へ、それぞれ10%以上も上昇している。これは、高齢者夫婦世帯の増加と関わっていると思われる。

若い夫の世帯主率は、1970年代の中頃から低下傾向がみられたが、それは妻の世帯主率の上昇にむすびついているのだろうか。若い妻の世帯主率の年次変化をみると、1955年から1975年にかけて低下傾向にあり、そして1975年以降、20歳前半と40歳台の世帯主率がやや上向きになっている。しかし、世帯主の水準そのものが、50歳未満では3%未満であり、また若い夫の低下を相殺するほど上昇しているわけではない。

要するに、1975年まで、結婚と共に新世帯を形成するという「夫婦家族化」が進行していたが、75年以降、高齢者の世帯主率が上昇しているのに対して、若い夫の世帯主率が低下しはじめている。この低下が妻の世帯主率の上昇に結び付いていないので、結婚後も親と同居する若い夫婦の割合が増えていることを示しているといえよう。

### Ⅲ 世帯形成に関する指標

このように男女年齢別の有配偶世帯主率から、世帯形成行動がどのように推移しているのを見ることが出来るものの、年次推移あるいは地域比較を簡便に行うには何らかの方法で、男女年齢別の世帯主率を要約する必要がある。

男女年齢別の有配偶世帯主率は、いつでもどの地域でも計算できるわけではないので、はじめに年齢別の世帯主率に基づく指標を検討し、その後には有配偶世帯主率に基づく指標を検討してみよう。

なお、バーチ (Burch) らは、年齢別の世帯主率が得られない場合もあることから、コールが開発した出生率の間接標準化法の考え方を、世帯主率に適応した指標を考察した<sup>8)</sup>。標準世帯主率として年齢別の世帯主率水準が最も高いスエーデンの1960年の率を用い、期待される世帯総数に対する実際の世帯総数の比として算出している。日本では、世帯変動が大きかった1950年代以降、年齢別の世帯主率が全国および都道府県別にも得られるので、直接標準化の方法のみ検討する。

#### 1. 年齢別の世帯主率に基づく世帯形成に関する指標

##### (1) 年齢別の平均世帯主率

年齢別の世帯主率をまとめる最も簡単な方法は、合計するか平均する方法である。これまで年齢別の世帯主率をすべて合計した「年齢合計世帯主率」、あるいは家族類型別に合計した「家族類型別年齢合計世帯主率」、生存確率を加味した「純世帯主率」、世帯主生命表の指標などが考案されてきた<sup>9)</sup>。

ところで「純世帯主率」と同様に、生命表の年齢別静止人口 ( $L_x$ ) を用いて、年齢別の世帯主率を加重平均すると、年齢区分が、5歳階級でも10歳階級でも、また上限の年齢が65歳以上でも85歳以

8) Burch, T. K., "The index of overall headship: a simple measure of household complexity standardized for age and sex", *Demography*, Vol.17, No.1, 1980, pp.25-37. および Burch, T. K. and et al., "Measures of Household Composition and Headship Based on Aggregate Routine Census Data", in Bongaarts, J., T. K. Burch and K. W. Wachter (eds), *Family Demography Methods and Their Application*, Oxford University Press, 1987, pp.19-39.

9) 山本千鶴子, 「標準化世帯主率について」, 『人口問題研究』, 第155号, 1980年, pp.76-80.

山本千鶴子, 「世帯主生命表」, 『人口問題研究』, 第163号, 1982年, pp.76-80.

山本千鶴子・伊藤達也, 「世帯構成の地域差」, 『人口問題研究』, 第159号, 1981年, pp.39-54.

上でも、世帯主率の平均を算定することができる<sup>10)</sup>。

そこで、ある年齢（ $a$ 歳）以上の「平均世帯主率，average household headship ratio, AHR」を、次のように定義する。

$$AHR_{a,s} = \frac{\sum_{i=0}^{\infty} L_{a+i,s} \times h_{a+i,s}}{T_{a,s}}$$

ただし、 $h_{a,s}$ は男女年齢別の世帯主率、 $L_{a,s}$ は男女年齢別静止人口、そして  $T_{a,s}$ は男女年齢  $a$ 歳以上の静止人口（生存延べ年数）。

この「平均世帯主率」は、男女年齢別の世帯主率と年齢別の静止人口から算定しているの、平均余命と同様に、男女年齢毎に計算できるが、そのなかでも「出生時の平均世帯主率」は、平均寿命のなかで世帯主となっている年数の割合を意味している。いいかえると、この「出生時の平均世帯主率」に平均寿命を掛けると、それは世帯主となっている期待年数を意味する。

## (2) 標準化世帯主率

出生時における男女合計の平均世帯主率は、男女合計の静止人口に対する、静止人口のもとでの世帯主の比で、世帯分離の程度を示す指標である。この「出生時における男女合計の平均世帯主率」は、静止人口標準化世帯主率で、出生直前の胎児が、男女となる確率と、男女ごとの年齢別の生存率と世帯主率で、生涯のなかで世帯主となっている割合はどのくらいかを指標化したものである。

そこで、この「出生時における男女合計の平均世帯主率」を「（静止人口）標準化世帯主率，age-sex standardised household headship ratio, SHR」ということにする。

$$\begin{aligned} SHR &= \frac{srab \times TH_{0,M} + TH_{0,F}}{srab \times T_{0,M} + T_{0,F}} \\ &= \frac{srab \times AHR_{0,M} \times e_{0,M} + AHR_{0,F} \times e_{0,F}}{srab \times e_{0,M} + e_{0,F}} \end{aligned}$$

ただし、 $srab$ は出生女児1人あたりの出生男児数、 $T_{a,s}$ は  $a$ 歳以上の静止人口（生存延べ年数）、 $TH_{a,s}$ はそのなかで世帯主となっている人口、 $e_{0,M}$ と  $e_{0,F}$ は男女の出生時の平均余命（平均寿命）である。

## (3) 標準化世帯規模

この男女計の標準化世帯主率の分母と分子を入れ換えると、静止人口における1世帯あたりの静止人口、すなわち生命表の静止人口で標準化した世帯規模（SHS）ということになる。

静止人口標準化世帯規模

$$= \frac{\text{男女合計の静止人口}}{\text{静止人口の世帯主数}} = \frac{1}{SHR_0}$$

以上のように、男女年齢別の世帯主率に、生命表の数値、出生性比を用いると、ある年齢以上の「平均世帯主率（静止人口標準化世帯主率，AHR）」、「出生時の平均世帯主率」、「出生時における男女合計の平均世帯主率すなわち静止人口標準化世帯主率SHR」、あるいは「静止人口標準化世帯

10) 国勢調査における世帯主の年齢に関する集計は、最近になるほど整備されてきているが、初期においては、年齢3区分あるいは10歳区分であるので、年次比較に制約を受けている。また、加重平均に用いる標準人口として、出生率・死亡率と同様に1930年の国勢調査人口も考えられるが、ここでは純再生産率と同様に、その時点での生命表の静止人口を用いることにした。その結果、出生時の平均世帯主率に平均寿命を掛けると、それは世帯主となっている年数となる。



規模」の数値に、要約することができる。

## 2. 有配偶者の世帯主率に基づく世帯形成に関する指標

### (1) 有配偶者の平均世帯主率

有配偶者の世帯主率は世帯形成規範と整合的であったので、年齢別の有配偶世帯主率を用いた指標を検討してみよう。ところで、20歳未満の有配偶者が少ないので、20歳以上の有配偶者の世帯主率を用いて平均世帯主率（静止人口標準化有配偶世帯主率）を、次のように定義する。

$$AHR_{20,s}^{cm} = \frac{\sum_{i=0} L_{20+i,s} \times h_{20+i,s}^{cm}}{T_{20,s}}$$

ただし、 $h_{a,s}^{cm}$ は有配偶男女年齢別の世帯主率、 $L_{a,s}$ は男女年齢別静止人口、 $T_{a,s}$ は男女ごとにa歳以上の生存延べ年数である。

こうすると、20歳以上の平均有配偶世帯主率は、完全な夫婦家族制社会では、世帯主に関して男性優位ならば夫の平均世帯主率は100%に、妻の世帯主率は0%となる。

もし男女の地位が平等化しはじめると、夫の平均世帯主率は低くなり、妻の平均世帯主率は高くなる。例えば、完全な夫婦家族社会で、世帯主に関して男女の地位が完全に平等化すると、夫婦のいる100世帯の内、50世帯は夫が世帯主、残りの50世帯は妻が世帯主となるので、平均世帯主率は、夫50%、妻50%となる。しかし、男女合計するとやはり100%になる。

### (2) 夫婦家族制指数

そこで、夫婦の平均世帯主率を合計してみると、全ての夫婦が1つの世帯を構成する場合には、有配偶の男子と女子の平均世帯主率の合計は1となる。もし、すべての夫婦2世代が1つの世帯に同居すると有配偶男女の平均世帯主率の合計は0.5、夫婦が3世代同居すると0.33となる。このように直系家族制あるいは拡大家族制が優勢であると、それだけ数値は低くなる。

このように男女有配偶者の平均世帯主率の合計は、夫婦を1単位とした世帯主率で、夫婦家族制規範の程度を表す指標と考えられるので、ここでは夫婦家族制指数（IHFNF, index of household formation to nuclear family）と呼ぶこととする。

$$IHFNF = AHR_{20,M}^{cm} + AHR_{20,F}^{cm}$$

しかし厳密にいうならば、夫婦の一方が長期不在の単身赴任世帯では、1組の夫婦が共に世帯主となるので、完全な夫婦家族制社会で単身赴任世帯が多くなると、この夫婦家族制指数は1を上回る事が有り得る。したがって、この指数の理論的上限は、完全な夫婦家族制社会で、すべての夫婦が単身赴任世帯となった場合に2となるが、実際上は1と考えることができる。

## 3. 指標の妥当性の検証：日米の比較

これらの世帯形成に関する指標の信頼性、妥当性はどの程度のものであるのだろうか。はじめに、最近の日本とアメリカの資料を基に世帯形成に関する各指標を検討してみよう。

表1は、図1と2に示した、日本とアメリカの資料を基に算出した世帯形成に関する諸指標である。

出生時の平均世帯主率（AHR<sub>0</sub>）は、日本では、男子0.544、女子0.101となっている。アメリカに比べると、男子の差は0.04とわずかなものであるが、女子はアメリカが0.257と、日本の2.5倍の水準にある。これは年齢別の世帯主率、とくに高齢者の水準の違いを反映している。

つぎに、出生時における男女合計の平均世帯主率（SHR）を比較してみると、日本は0.315、アメリカは0.412と、アメリカの方が世帯分離が進行していることがわかる。その逆数である静止人口

標準化世帯規模 (SHS), 日本では3.18人, アメリカでは2.43人となっている<sup>11)</sup>.

つぎに, 日本とアメリカの有配偶者の平均世帯主率と, 夫婦家族制指数をみてみよう. 日本の1985年における20歳以上の有配偶者の平均世帯主率は, 男子は0.847, 女子は0.018で, その合計すなわち夫婦家族制指数は0.865と, 完全な夫婦家族社会と2世代夫婦同居の中間の水準を示していた.

一方, アメリカでは男子は0.923, 女子は0.054で, いずれも日本よりも高率となっている. とくに女子は日本の3倍の水準である. さらに夫婦家族制指数をみると, 0.977とほぼ完全な夫婦家族制社会であることを示している.

要するに, 日本とアメリカの世帯形成に関する指標を検討してみると, 概ね妥当なものであることがわかった. そこでつぎに, 年次推移を变化をみてみよう.

#### IV 世帯形成行動の年次変化

##### 1. 標準化世帯主率

図4は, 生命表の年齢別静止人口によって標準化した世帯主率すなわちSHRと, それに対応する人口に対する世帯主の割合すなわち普通世帯主率 (crude household headship ratio, CHR) について, 1955年から1985年までの30年間の变化を示したものである.

普通世帯主率CHRは, 1955年の0.195から1985年の0.291へと, 30年間に0.106の上昇がみられた. これに対して, 標準化世帯主率SHRは, 1955年の0.275から1985年には0.321と, 30年間に0.046の上昇と, 普通世帯主率の上昇の半分以下にすぎない.

これを世帯規模に換算して示したのが図5である. 国勢調査では, この30年間に, 5人から3.23人

表1 世帯形成に関する指標

| 指 標                         | 日 本 (1985) | ア メ リ カ (1988) |
|-----------------------------|------------|----------------|
| 総 人 口 P (1,000)             | 121,049    | 245,602        |
| 世 帯 人 員 PH (1,000)          | 117,832    | 243,901        |
| 普通世帯数 H (1,000)             | 36,478     | 91,066         |
| 平均世帯規模 MHS = PH/H           | 3.23       | 2.68           |
| 普通世帯主率 CHR = H/P            | 0.3014     | 0.3708         |
| 静止人口による平均世帯主率 AHR (0)       |            |                |
| 男子                          | 0.5440     | 0.5813         |
| 女子                          | 0.1014     | 0.2573         |
| 静止人口標準化粗世帯主率 SHR            | 0.3145     | 0.4117         |
| 静止人口標準化世帯規模 SHS = 1/SHR     | 3.18       | 2.43           |
| 20歳以上の有配偶者の平均世帯主率 AHRM (20) |            |                |
| 男子                          | 0.8469     | 0.9230         |
| 女子                          | 0.0177     | 0.0538         |
| 夫婦家族制指数 IHFNF               | 0.8646     | 0.9768         |

11) 日本の標準化世帯規模は3.18人に対して, 実際の世帯規模は3.23人よりも, 0.05人も小さい. またアメリカの標準化世帯規模2.43人で, 実際の平均世帯規模の2.68人と0.25人も少ない.

実際の平均世帯規模と標準化世帯規模の差は, 実際人口の年齢構成と静止人口の年齢構成の差と, 分母分子の範囲の違いである. 実際の世帯規模が普通世帯の世帯数と普通世帯人員の比であるのに対して, 静止人口標準化世帯規模は普通世帯の世帯数と総人口の比であるので, 概ね標準化世帯規模の方が大きくなる傾向にあることから, 世帯規模の差は, 実際の年齢構成の方が, 静止人口の年齢構成よりも世帯主率の低い年齢の人口が多いこと, 実際には老年人口指数が20%を超えていないので, 実際人口の年少人口割合が生命表の年少人口割合よりも多いことによるものである.

へと1.7人低下したが、標準化世帯規模は3.63人から3.12人へと0.51人の低下と3分の1程度にすぎない。

以上のことは、2つのことを意味している。第1に、実際に観察される世帯規模の縮小に対して、標準化世帯主率あるいは標準化世帯規模の縮小が小さいことは、世帯主率の男女年齢パターンの変化が小さかったこと、第2に標準化世帯主率（標準化世帯規模）の年次推移から、世帯主率の水準は、1955年から75年まで緩やかに上昇したが、それ以降は安定状態にあることである。

では、なぜ人口と世帯数から直接算出される普通世帯主率と世帯規模が急速に低下したのであろうか。それは年齢構成の変化、とくに子供の減少によるものである。なぜなら、実際の年齢構成と生命表による静止人口の年齢構成を比較すると、1955年頃の年齢構成は、その年次の静止人口に対して、世帯主とならない年齢人口、とくに年少人口の割合が大きかったが、最近になると戦後の出生率の低下の影響で年齢構成が静止人口の年齢構成に近似してきているからである。

図6に、男子の20歳以上の有配偶世帯主率と夫婦家族制指数の推移を示した。1955年の有配偶男子の平均世帯主率は77%、有配偶女子の平均世帯主率は1.7%で、その合計である夫婦家族制指数は79%であった。1975年には有配偶男子の平均世帯主率は85%まで上昇したが、

図4 普通世帯主率と静止人口標準化世帯主率

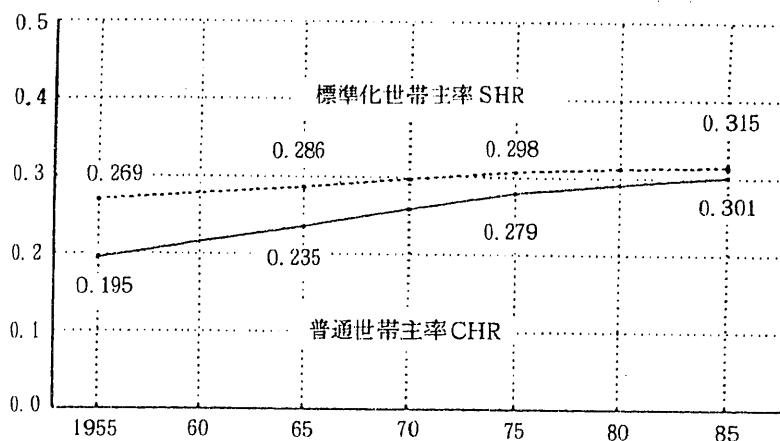


図5 平均世帯規模と標準化世帯規模

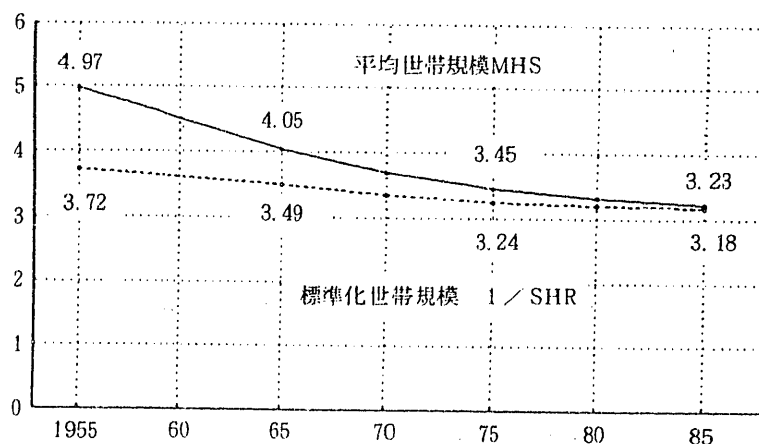


図6 有配偶男子の平均世帯主率と夫婦家族制指数

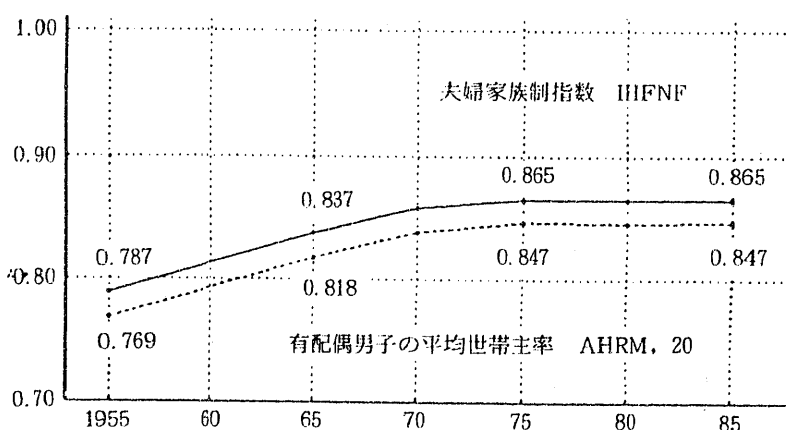


表2 世帯形成に関する指標：1955—85

| 指 標                              | 1955年 | 1960年 | 1965年 | 1970年 | 1975年 | 1980年 | 1985年 |
|----------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 出生時の平均世帯主率 AHR <sub>10</sub> (%) |       |       |       |       |       |       |       |
| 男                                | 48.15 | 48.62 | 50.78 | 52.98 | 54.29 | 54.63 | 54.40 |
| 女                                | 6.97  | 7.40  | 8.03  | 8.50  | 8.95  | 9.49  | 10.14 |
| 出生時の平均世帯主余命 (年)                  |       |       |       |       |       |       |       |
| 男                                | 30.65 | 31.77 | 34.57 | 36.75 | 38.96 | 40.13 | 40.73 |
| 女                                | 4.72  | 5.19  | 5.89  | 6.38  | 6.89  | 7.49  | 8.17  |
| 出生時の平均余命                         |       |       |       |       |       |       |       |
| 男                                | 63.65 | 65.33 | 68.09 | 69.76 | 71.75 | 73.47 | 74.88 |
| 女                                | 67.76 | 70.15 | 73.30 | 75.00 | 76.98 | 78.94 | 80.60 |
| 標準化世帯主率 SHR (%)                  |       |       |       |       |       |       |       |
|                                  | 27.52 | 27.88 | 29.24 | 30.44 | 31.48 | 31.90 | 32.10 |
| 標準化世帯規模 SHR (人)                  |       |       |       |       |       |       |       |
|                                  | 3.63  | 3.59  | 3.42  | 3.29  | 3.18  | 3.13  | 3.12  |
| 国勢調査の普通世帯の平均規模 (人)               |       |       |       |       |       |       |       |
|                                  | 4.97  | 4.54  | 4.05  | 3.69  | 3.45  | 3.33  | 3.23  |
| 有配偶者の平均世帯主率                      |       |       |       |       |       |       |       |
| 男                                | 76.94 | 79.30 | 81.75 | 83.86 | 84.69 | 84.56 | 84.69 |
| 女                                | 1.71  | 1.71  | 1.93  | 1.93  | 1.77  | 1.90  | 1.77  |
| 夫婦家族制指数                          |       |       |       |       |       |       |       |
|                                  | 78.65 | 81.01 | 83.73 | 85.79 | 86.46 | 86.46 | 86.46 |

その後ほとんど一定である。有配偶女子の平均世帯主率は、女子全体の平均世帯主率の上昇にも関わらず、1.7%から2%で安定している。したがって、夫婦家族制の程度を示す指数も、1955年の79%から1970年の86%まで上昇しているが、その後の上昇はわずかで、1975年以降は一定となっている。

要するに、1955年以降の世帯形成に関する指標は、わが国の世帯分離と行動様式としての夫婦家族化の進行は1975年までのことで、それ以降は安定期していること、そして世帯分離の主たる要因は、世帯主率の上昇よりも、年齢構成の変化の影響が大きいことがわかった。

## V 世帯形成の地域差

最後に、世帯形成行動の地域性を都道府県単位の資料を基に検討してみよう。ここでは、静止人口を用いた標準化世帯主率、静止人口における1世帯あたりの静止人口、すなわち生命表の静止人口で標準化した世帯規模、20歳以上の有配偶者の平均世帯主率（静止人口標準化有配偶世帯主率）と夫婦家族制指数を用いることにする<sup>12)</sup>。

### 1. 標準化世帯主率と標準化世帯規模の地域差

図7は、標準化世帯主率、すなわち出生時の男女合計の平均世帯主率である。この数値は、男女の出生時の平均世帯主率を出生性比によってまとめたものであるが、女子の平均世帯主率が3%未満とまだ低水準であるので、標準化世帯主率の水準は、男子の平均世帯主率の水準によって決定されている。

12) ところで、これらの指標を作成するには、世帯主の男女年齢別の世帯数の統計が都道府県単位が必要である。全国については1950年から集計されているが、都道府県別には1955年から利用できる。また、世帯形成指数を算定するのに必要な、配偶関係別の世帯主率は1955年の特別集計から利用できる。

图7 · 標準化世帯主率：男女計，1985

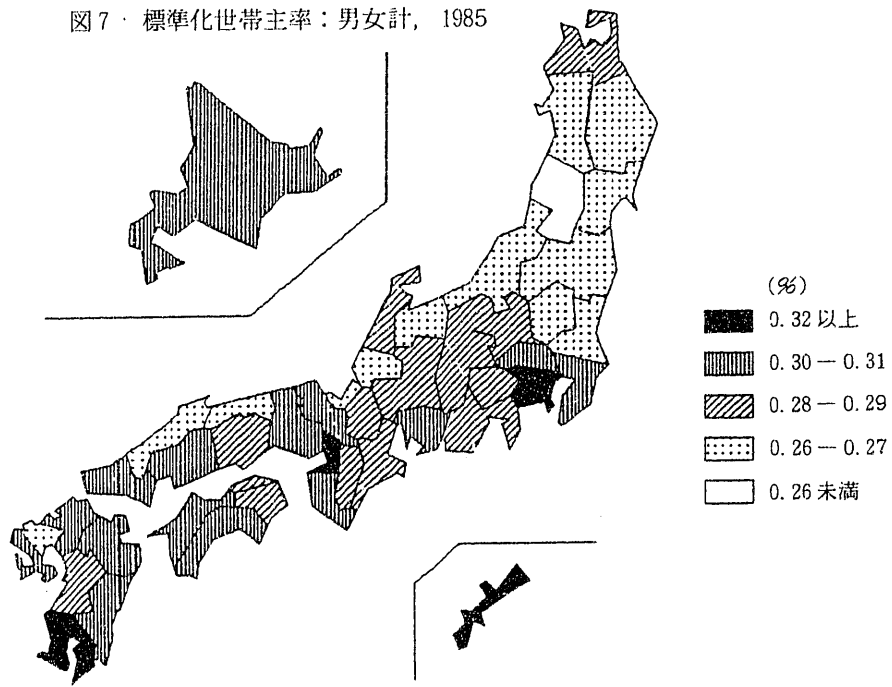
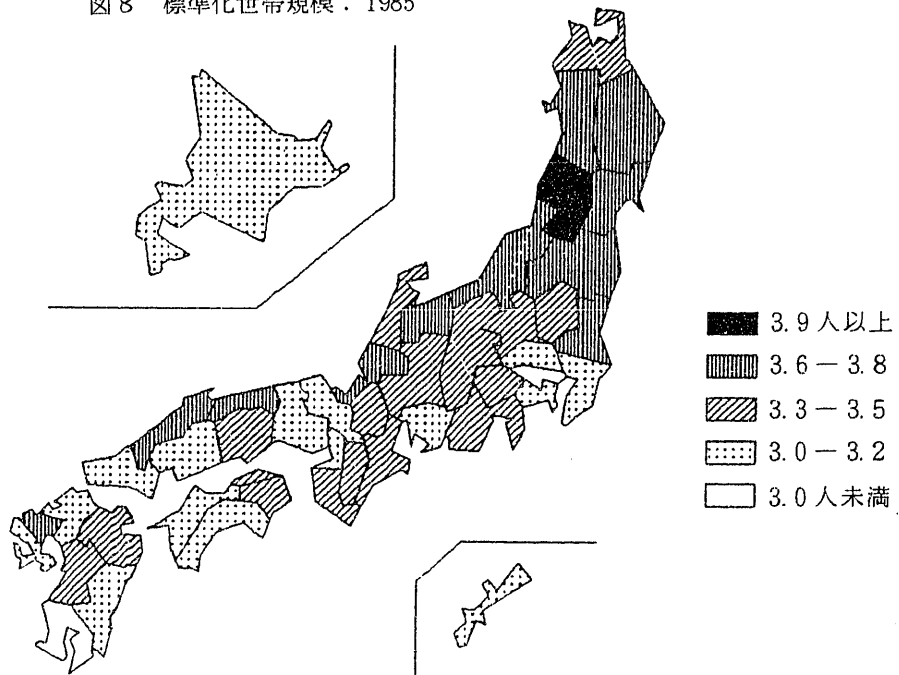


图8 標準化世帯規模：1985



標準化世帯主率の水準は、大都市と西南日本で高率となっている。すなわち、東京都、神奈川県、大阪府、鹿児島県、沖縄県の5つの県が32%以上となっている。そのほか、北海道、南関東、中部、近畿、山陽、四国、九州で標準化世帯主率は高くなっている。

一方、標準化世帯主率が低いのは、東北、北陸、山陰地方である。その中で最も低い水準を示すのは山形県で、26%未満となっている。

これを世帯規模で示したのが、図8である。全国の標準化世帯規模が3.18人であったが、標準化世帯規模が3人未満の地域は、大都市と西日本の各地に広く分布している。これにたいして、全国平均よりも大きな規模を示す地域は、東北、北陸・山陰となっている。

## 2. 有配偶者の平均世帯主率と夫婦家族制指数の地域差

最後に、20歳以上の有配偶夫婦の年齢別世帯主率を静止人口で標準化した平均世帯主率と、その合計である夫婦家族制指数を、表3と図9に示した。表3に見られるように、妻の平均世帯主率は、女子の平均世帯主率と同様に、最も高率の青森県で2.89%と、すべての都道府県で3%未満であるので、夫婦家族制指数も夫の平均世帯主率の水準によって規定されていることがわかる。

図9から、わが国の世帯形成規範の地域差を明確にみることができる。すなわち、結婚すると新しい世帯を形成する夫婦家族制が優勢な地域は、大都市圏地域、北海道と太平洋沿岸の西日本各地に広く分布している。

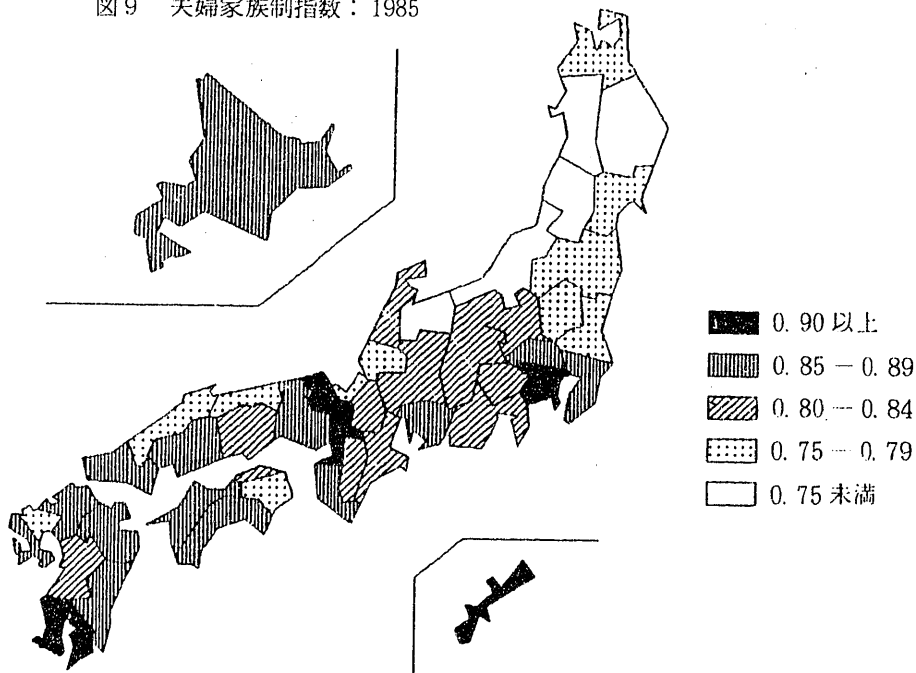
これに対して、結婚後も親と同居する割合の高い直系家族制が優勢な地域は、山形県(69.5%)を中心に、日本海沿岸の東北、北陸・山陰に分布していることがわかる。これらの地域における夫婦家族制指数は、1955年の全国の夫婦家族制指数78.7%を下回る水準である。

しかし、標準化世帯主率あるいは標準化世帯規模では明瞭でなかった、各地域における例外的な府県が明らかになっている。すなわち、世帯分離が進行しているとみられる四国と九州の地域でも、徳島県、佐賀県、熊本県は、例外的に直系家族制

表3 有配偶者の平均世帯主率と夫婦家族制指数：1985 (%)

| 都道府県   | 有配偶者の20歳時における平均世帯主率 |      | 夫婦家族制指数<br>I H F |
|--------|---------------------|------|------------------|
|        | 男                   | 女    |                  |
| 1 北海道  | 87.42               | 2.19 | 89.62            |
| 2 青森   | 76.84               | 2.89 | 79.03            |
| 3 岩手   | 72.73               | 2.79 | 74.92            |
| 4 宮城   | 76.04               | 1.72 | 78.23            |
| 5 秋田   | 71.55               | 1.70 | 73.74            |
| 6 山形   | 67.28               | 1.26 | 69.48            |
| 7 福島   | 73.05               | 1.59 | 75.24            |
| 8 茨城   | 76.66               | 1.18 | 78.85            |
| 9 栃木   | 77.01               | 1.29 | 79.20            |
| 10 群馬  | 80.81               | 1.18 | 83.01            |
| 11 埼玉  | 86.20               | 1.30 | 88.39            |
| 12 千葉  | 83.95               | 1.52 | 86.15            |
| 13 東京  | 82.55               | 2.23 | 94.74            |
| 14 神奈川 | 90.17               | 1.69 | 92.36            |
| 15 新潟  | 72.63               | 1.29 | 74.82            |
| 16 富山  | 72.47               | 1.14 | 74.67            |
| 17 石川  | 77.99               | 1.44 | 80.19            |
| 18 福井  | 73.73               | 1.22 | 75.92            |
| 19 山梨  | 81.19               | 1.12 | 83.39            |
| 20 長野  | 77.98               | 1.26 | 80.18            |
| 21 岐阜  | 77.88               | 1.02 | 80.07            |
| 22 静岡  | 79.51               | 1.16 | 81.70            |
| 23 愛知  | 84.65               | 1.37 | 86.84            |
| 24 三重  | 79.35               | 1.19 | 81.54            |
| 25 滋賀  | 79.00               | 0.98 | 81.19            |
| 26 京都  | 88.07               | 1.56 | 90.27            |
| 27 大阪  | 91.37               | 1.89 | 93.56            |
| 28 兵庫  | 87.55               | 1.57 | 89.74            |
| 29 奈良  | 82.46               | 1.24 | 84.65            |
| 30 和歌山 | 83.79               | 1.36 | 85.98            |
| 31 鳥取  | 74.37               | 1.56 | 76.56            |
| 32 島根  | 75.29               | 1.44 | 77.48            |
| 33 岡山  | 81.60               | 1.42 | 83.79            |
| 34 広島  | 87.37               | 1.73 | 89.57            |
| 35 山口  | 85.50               | 1.92 | 87.69            |
| 36 徳島  | 77.36               | 1.86 | 79.55            |
| 37 香川  | 80.02               | 1.69 | 82.22            |
| 38 愛媛  | 85.25               | 1.95 | 87.44            |
| 39 高知  | 84.34               | 2.36 | 86.53            |
| 40 福岡  | 86.46               | 2.18 | 88.65            |
| 41 佐賀  | 75.85               | 1.57 | 78.04            |
| 42 長崎  | 84.32               | 2.22 | 86.51            |
| 43 熊本  | 79.22               | 1.98 | 81.42            |
| 44 大分  | 83.09               | 1.79 | 85.28            |
| 45 宮崎  | 86.68               | 2.30 | 88.87            |
| 46 鹿児島 | 92.73               | 2.65 | 94.92            |
| 47 沖縄  | 89.41               | 2.83 | 91.60            |

図9 夫婦家族制指数：1985



が優勢である。また反対に、世帯規模が大きな東北地域でも、青森県と宮城県では、直系家族制の程度がややゆるやかなものとなっている。

なお、全国平均で1.8~1.9%と水準が低い妻の平均世帯主率は、夫の平均世帯主率が高い、大都市地域、北海道と西日本地域ばかりでなく、夫の平均世帯主率水準の低い、青森県、岩手県でも3%近い水準を示す県も見られることは、注目に値する。

## VI むすびに

これまで、世帯形成行動の水準とその動向と地域差を計測するために、男女年齢別の世帯主率および有配偶世帯主率を用いた、いくつかの指標を定義し、実際のデータを基にその信頼性と妥当性を評価してきた結果、今回用いた指標は概ね良好であることがわかった。

第2に、わが国の世帯形成行動は、1970年代初期まで、世帯分離・夫婦家族制へと変化していたが、1970年代中ごろから、全体としては変化が見られなくなった。しかし、夫婦の年齢別世帯主率から、1975年以降、若い夫婦は親と同居する割合が上昇していたのに対して、高齢者夫婦世帯は核家族化が進行していた。

第3に、都道府県を単位として世帯形成の指標を計測すると、1985年において、90%以上を示すのは大都市地域、鹿児島県と沖縄県であるが、山形県を中心に日本海沿岸の東北・北陸・山陰地方には、全国の30年前の夫婦家族制指数の水準(78.7%)に及ばない府県が広く分布している。また、世帯分離の進行している西日本の中には、佐賀県や徳島県のように、例外的に夫婦家族制指数の低い県が存在していた。

## Recent Trends and Regional Differences of Household Formation System in Japan

Tatsuya ITOH

We, first, defined several household index, based on household headship ratio or householder headship ratio, by age and sex. For instance, “average household ratio age  $a$  and over,  $AHR_{a,s}$ ”, “(age-sex) standardised household headship ratio,  $SHR$ ”, “standardised household size,  $SHS$ ”, using stationaly population ( $L_a$ ,  $T_a$ ) and sex ratio at birth ( $srab$ ), as follows ;

$$AHR_{a,s} = \frac{TH_{a,s}}{T_{a,s}} = \frac{\sum_{i=0} L_{a+i,s} \times h_{a+i,s}}{T_{a,s}}$$

$$SHR = \frac{srab \times TH_{o,M} + TH_{o,F}}{srab \times T_{o,M} + T_{o,F}}$$

$$SHS = \frac{1}{SHR}$$

We also defined household formation index, based on household headship ratio or householder ratio by age, sex of currently married persons. Because, in the society of nuclear family system, every married couple has own household, then the headship ratio of husband should be 100% in general. If the opportunity of headship is equal for husband and wife, the average headship ratio of currently married men and women ( $AHR_{20,s}^{cm}$ ) should be 50% each. In any case, sum of the average headship ratio for currently married men and women should be 100% or 1.

On the other hand, in stem family system society or extended family system society, one child or some children lives with their parents after married, then age-specific headship ratio for currently married person should be marked below 100%. If every household has two married couples, the sum of the average headship ratio of currently married men and women ( $AHR_{20,s}^{cm}$ ) should be 50% or 0.5.

Then, we call the sum of the average headship ratio of currently married men and women as the index of household formation to nuclear family system, IHFNF.

$$AHR_{20,s}^{cm} = \frac{\sum_{i=0} L_{20+i,s} \times h_{20+i,s}^{cm}}{T_{20,s}}$$

where,  $h_{a,s}^{cm}$  as headship ratio by age and sex of currently married,



$L_{a,s}$  as stationaly population by age and sex,  
 $T_{a,s}$  as stationaly population by age ( $a$  and over) and sex.

$$IHFNF = AHR^{cm}_{20,M} + AHR^{cm}_{20,F}$$

Second, we applied to the data sets of Japan, 1985 and the United States of America arround 1988 for evaluation of these index of household formation. The IHFNF of U. S. A. shows this country is the typical nuclear family system society, because the IHFNF at 1988 is 0.977. On the other hand, Japanese society is the mid point between nuclear family system and stdm family system because the IHFNF at 1985 is 0.865.

Third, we examined the trends of household formation index between 1955 to 1985. The IHFNF increased from 78.7% at 1955 to 85.5% at 1970, but since after 1975 this figure is stable around 86%. Then we can say the family nuclearization as a norm in Japanese was between 1955 to 1975 and since after the household formation norm is stable as a whole.

Fourth, we also measured the regional difference of household formation at 1985. Both three metropolitan areas and south-western part of Japan is the nuclear family system society, relatively. However, the north-eastern part and coast areas of Japan Sea show the stem family society, relatively. For instance, the IHFNF of Yamagata was under the level of 1955 of Japan (78.7%).

In sum, we introduced the index of household formation, IHFNF, the sum of the average household headship ratio, age 20 and over, for currently married of men and women, and other age-sex direct standardised household headship ratio. We evaluated using data set of Japan and U. S. A.. Finally we can say the IHFNF is reliable index for measurement of the level of the actual situation of household formation to nuclear family system.

# 出生促進政策と国際人口移動政策の関係\*

小島 宏

### 1. はじめに

わが国では近年、外国人労働者の受け入れが大きな政策的課題となっているが、この問題へのアプローチは労働政策、経済政策、出入国管理政策からのものが大多数を占め、人口政策的観点からの議論がほとんどないように思われる<sup>1)</sup>。しかし、アメリカやオーストラリアのような主として入移民から成り立った国々やフランスでは人口政策的な配慮をもって外国人の受け入れが行われてきた。また、西ドイツをはじめとする西欧諸国でも出稼ぎ労働者として受け入れた外国人が家族とともに定着している現状をみると、たとえ一時的なものであっても外国人の受け入れについては人口政策的な配慮が必要なことが明らかである。

花見教授はわが国が外国人に対する総合的政策決定を行うについては国家的利益と国際的配慮の観点とともに人口政策的観点からの根本的検討が必要であるが、いずれもこれまで本格的に論じられてこなかったと指摘し、後者については人口学者による本格的検討を要すると述べている<sup>2)</sup>。本稿はこの問題提起に間接的に答えることも目的の一つとして、先進諸国における人口減少と人口高齢化に対処するための人口政策として中心的な位置を占める出生促進政策と国際人口移動政策（より正確には移入政策）の関係を論じるものである。なお、両者の関係を論じる前にそれぞれを定義する。

拙稿で出生政策を「一国あるいは地方の政府が人口の適正な規模と構成を達成するために、何らかの手段をもって現実の出生過程に直接間接の影響を与えようとする意図、またはそのような意図をもった行為」と定義し、そのうちで出生を増加する目的をもつものを出生促進政策と定義したことがあるが<sup>3)</sup>、平均的な定義だと思われるので本稿でもそれに従う。同様に、国際人口移動政策を「一国あるいは地方の政府が人口の適正な規模と構成を達成するために、何らかの手段をもって現実の国際人口移動過程に直接間接の影響を与えようとする意図、またはそのような意図をもった行為」と定義し、そのうちで人口を増加する目的をもつものを移入政策と定義することもできる。しかし、Kritzが述べる通り、国際人口移動政策は国民国家が人口の国境を越える移動をどのようにみるかを示すものであり、これらの政策の基礎をなす概念、移動者の定義、出入国の規準は一国においても時代とともに変わるし、一時点においても国によって異なるため、多種多様な定義が存在する<sup>4)</sup>。

\* 本稿の内容は筆者の個人的見解に基づくもので、筆者の所属する機関の見解とは無関係である。

1) 例えば、以下の文献では人口学的な観点から外国人労働者受け入れが論じられているが、人口政策的な観点から論じられているとは言い難い。

依光正哲、「外国人労働者受け入れ問題への一視点」、『日本労働協会雑誌』、No.348、1988年、pp.3-13。  
経済企画庁総合計画局（編）、『外国人労働者と経済社会の針路』、大蔵省印刷局、1989年。

2) 花見忠、「問題への政策的アプローチ」、花見忠・桑原靖夫（編）、『明日の隣人 外国人労働者』、東洋経済新報社、1989年、p.194。

3) 小島宏、「出生促進政策の有効性」、『人口問題研究』、第45巻2号、1989年、p.16。

4) Mary M. Kritz, "International Migration Policies: Conceptual Problems", *International Migration Review*, Vol.21, No.4, 1987, p.947.

これらの定義は狭義のものと広義のものに分けられるが、かつては狭義のものが多数派を占めていたように思われる。例えば、Hoffmann-Nowotnyは移入政策を「どのようなカテゴリーの人々がどのような条件の下に永住入移民として受け入れられるかを特定するような明確に定義された一群の法律」と定義している<sup>5)</sup>。しかし、近年の西欧諸国では入移民の新規受け入れが大幅に制限されており、むしろすでに入国して定住しつつある人々に対する政策の重要性が増大しているため、移入政策の内容として移入のフローに対するものだけでなく、入移民のストックに対するものを含む場合が多くなっている。例えば、Hammarは作業仮説として移入政策を①移入フローの規制および外国人のコントロールと②入移民政策に区分している<sup>6)</sup>。さらに幅広い内容を含む区分としてFeldのものがあり、フローのコントロールには移動のコントロール、家族の呼び寄せのコントロール、非法外国人と難民への対策を含め、ストックのコントロールには統合政策のほか帰国政策を含めている<sup>7)</sup>。フランス政府の高等人口委員会（人口審議会）の総括報告書においても統合政策なしでは移入政策の所期の目的が達成できないとも言われているので<sup>8)</sup>、本稿でも広義の定義に従うことにする。

## 2. 出生促進政策と移入政策の比較

### (1) 内容の比較

両者をまず政策の主体について比べてみると、いずれにおいても国または地方の政府であり、共通している。次に、政策の究極的目的についても、人口の規模と構成の適正化で共通している。ただし、その目的に達するための経路は異なり、出生促進政策の場合は出生数の増加であり、移入政策の場合は入移民の受け入れである。また、出生促進政策は長期的な目標に基づいて策定されるのに対して、移入政策については短期的な考慮が優先されるとしばしば言われる<sup>9)</sup>。しかし、出生促進政策の手段として用いられる各種手当は選挙での当選という短期的考慮から新設されたり、増額されることもあるし、移入政策が統合政策に重点を置く場合には長期的なものになることもあるので、一般化できない。

政策の対象は両者の間でかなり異なる。出生促進政策が原則的に自国民を中心とする国内在住者を対象とするのに対して、移入政策は原則的に国内と国外に在住する外国人を対象とする<sup>10)</sup>。また、前者の場合は対象となる人口が多数で広く国内に分布しているのに対して、後者の場合は比較的少数で地域的に限定されているとも言われる<sup>11)</sup>。しかし、移入政策の対象となる人口が陸上の長い国境を接する隣国の国民であるような場合には数量的にも地域的にも限定されていないかもしれない。また、

5) Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny, "European Migration after World War II", W. H. McNeill and R. S. Adams (eds.), *Human Migration: Patterns and Policies*, Bloomington, Indiana University Press, 1978, p.104.

6) Tomas Hammar, "Introduction". In T. Hammar (ed.), *European Immigration Policy: A Comparative Study*, Cambridge, England, Cambridge University Press, 1985, pp.9-10.

7) Serge Feld, "L'identification et l'efficacité des politiques migratoires", AIDELF, *Les migrations internationales. Problèmes de mesure, évolutions récentes et efficacité des politiques*, Paris, AIDELF, 1988, pp.261-277.

8) Haut Comité de la Population (M. Combarrous), *Rapport de synthèse des travaux du Haut Comité de la Population*, Paris, La Documentation Française, 1980, p.75.

9) Hope T. Eldridge, *Population Policies: A Survey of Recent Developments*, Washington, D.C., IUSSP, 1954, p.94.

George Stolnitz, "International Migration Policies: Some Demographic and Economic Contexts", W. H. McNeill and R. S. Adams (eds.), *Human Migration: Patterns and Policies*, Bloomington, Indiana University Press, 1978, p.307.

10) Eldridge, 前掲(注9)論文, p.78. Stolnitz, 前掲(注9)論文, p.307.

11) Stolnitz, 前掲(注9)論文, pp.307-308.

永住入移民と一時入移民を区別することが本人の意識の上でさえ困難であるため、統合政策の対象を統計的に把握することが非常に困難であるという点が出生促進政策の場合と対照的である<sup>12)</sup>。さらに、両者は対象の年齢階級による区分、すなわち出生促進政策は年少人口、移入政策は生産年齢人口といった区分が可能かもしれない<sup>13)</sup>。

政策の手段としてはいずれにおいても強制、説得（経済的誘因等）、教育・宣伝といったものがありうる。しかし、出生促進政策の場合は対象が主として自国民であるため、現在の西側先進諸国では避妊・中絶の制限といった強制的な手段は利用しにくい。これに対して移入政策の場合は対象が主として外国人であるため、入国拒否や強制送還といった強制的な手段が利用される場合もある。経済的誘因の中味は金銭、財、サービス、時間といったものでいずれの政策にも共通する。教育・宣伝もいずれの政策でも利用しうるが、移入政策の手段として用いる場合にはHöhnが言う通り、対象を外国人に限定せず、自国民が外国人や異文化に関する知識や寛容性を高めることを目的とするものも含めるべきかもしれない<sup>14)</sup>。また、出生促進政策の手段としては妊娠が困難な夫婦の治療に関する医学的研究が含まれるが、移入政策の場合は適応が困難な入移民に関する社会学的、心理学的研究がこれに対応するかもしれない。これらの政策手段は他の政策の手段と重なる場合も多く、出生促進政策の場合は家族政策、税制、女子労働政策、保健政策等と共通し<sup>15)</sup>、移入政策は外交政策、雇用政策、国籍政策、文化政策等と共通することがしばしばある。

## (2) 有効性の比較

出生促進政策の有効性についてはすでに拙稿で論じたので<sup>16)</sup>、以下ではそれと対比しながら移入政策の有効性について論じる。前稿では出生促進政策の有効性を「出生増加が達成された度合」と定義したので、本稿でも移入政策の有効性を「入移民の受け入れが達成された度合」と定義する。Chesnaisは出生促進政策の結果の指標として①コーホートの完結出生児数、②人口増加数、③出生力の期間指標、④人口ピラミッドの均衡を挙げているが<sup>17)</sup>、Feldは国際人口移動のこれらへの影響に加えて⑤労働市場における参入・退出の比、⑥労働力人口の年齢構成、⑦労働力人口・非労働力人口の比に基づく従属負担係数を挙げている<sup>18)</sup>。Chesnaisによれば、有効性はこれらの結果の指標の変化を施策の合成的指標の変化と比較することによって示されるが<sup>19)</sup>、施策の指標化は困難であるし、結果の指標の変化すべてが政策によるものであることは保証されないため、二つの政策の有効性を数量的に比較することは困難である。

そこで、やや大雑把に両者の有効性を比較すると、人口の量的増加については金銭、労力、時間のいずれの尺度でみても出生促進政策よりも移入政策の方が有効性が高いようであるが、人口の質的構成については必ずしもそうでないようである。これは必ずしも望ましくない属性をもった入移民が入国し、定着する傾向があるためであるが、移入政策には入国の際の選別と統合の努力が適切であれば

12) Stolnitz, 前掲(注9)論文, p.308.

13) A. Delpérée, "Politique de la population et de la famille", *Revue Belge de Sécurité Sociale*, Vol.4, No.7-8, 1962.

14) Charlotte Höhn, "Population Policies in Advanced Societies", *European Journal of Population* Vol.3, No.3-4, 1988, p.475.

15) 出生政策と家族政策の手段の共通性については以下の拙稿を参照されたい。

小島宏, 「出生政策と家族政策の関係について」, 『人口問題研究』, 第174号, 1985年, p.65.

16) 小島, 前掲(注3)論文.

17) Jean-Claude Chesnais, "Les conditions d'efficacité d'une politique nataliste : examen théorique et exemples historique", IUSSP, *International Population Conference, Florence 1985*, Volume III, Liege, IUSSP, 1985, p.414.

18) Feld, 前掲(注7)論文, p.264.

19) Chesnais, 前掲(注17)論文, p.415.

人口構成をある程度コントロールできるという面もある<sup>20)</sup>。これに対して、出生促進政策それ自体としては人口の年齢構成と出生国別構成をある程度コントロールできるかもしれないが、他の属性に関する構成についてはコントロールできない。また、副作用としては、出生促進政策には経済的負担のほかあまり目立つものはないが、移入政策には政治的、社会的葛藤を増大させたり、経済の効率化を遅らせたりする傾向があるため、後者の方が大きいと言われている。従って、二つの政策の有効性を相対的に評価することは困難である。

出生促進政策が有効であるための条件としてChesnaisは①施策の作用する余地があること、②脈絡や動向に応じて施策の的が良く絞られていること、③施策が近代的であり、規模、革新性、一貫性、任意性といった特性について評価されることを挙げている<sup>21)</sup>。これら三点は移入政策にも当てはまるが、彼はそれが有効であるための条件として④自国民人口における十分な出生力の維持、⑤入移民出身国の多様化、⑥国内における外国人の分散の最小化、⑦学校制度における適応のための施策を挙げ、長期的な考慮が必要なことを強調している<sup>22)</sup>。また、Hagmannも統合政策が有効であるための条件として長期的な考慮のほか、政策目標の明確な定義とすべての社会主体による支持を挙げている<sup>23)</sup>。

### 3. 出生促進政策と移入政策の相互関係

#### (1) 両者の概念的関係

出生促進政策全体と移入政策全体との関係について代替的か補完的かという議論がしばしばなされ、補完的だという結論が出されることが多い。例えば、フランス政府高等人口委員会の総括報告書は入移民政策が出生促進政策にとって補完的でしかあり得ないと述べ、その理由として次の三点を挙げている。第一に、今世紀についてみると中期的な自然増加数と純移入数がほぼ同じ動きを示しており、両者が経済情勢の影響を同時に受けている。第二に、出生力上昇に対する外国人の寄与は意外に小さいし、外国人の出生力もフランス人の出生力と同様に低くなる傾向がある。第三に、外国人受け入れ能力は無限でなく、恣意的に変更できない<sup>24)</sup>。逆に、Chesnaisは出生促進政策が移入政策にとって補完的であると述べ、その理由として学校がメルティングポットないし文化の媒体としての役割を果たすためには自国民の出生力が十分な高さに維持される必要があることを挙げている<sup>25)</sup>。

しかし、両者が補完的であるといっても対等な関係にあるのではなく、移入政策が出生促進政策の部分的補完をすると考えた方が良さそうである。Lesthaegheは既存のモデル研究の結果に基づいて年齢選択的な移入政策が①人口の年齢構成のひずみを修正でき、②人口高齢化対策として効果的であるという通念を否定する。それは入移民も受け入れ国にいるうちに高齢化するし、遅かれ早かれ受け入れ国の出生抑制行動を採用するようになるためである。出生力低下によって入移民人口全体が高齢化するとすれば、受け入れ国の人口高齢化を食い止めることはできない。このことは多数の若い入移

20) Höhn, 前掲(注14)論文, p.475.

21) Chesnais, 前掲(注17)論文, p.416.

22) Jean-Claude Chesnais, "L'inversion de la pyramide des âges en Europe: perspectives et problèmes", IUSSP, *International Population Conference, New Delhi 1989*, Volume 3, Liege, IUSSP, 1989, pp.66-67.

23) Hermann-Michel Hagmann, "L'efficacité des politiques migratoires: un essai d'évaluation", AIDELF, *Les migrations internationales. Problèmes de mesure, évolutions récentes et efficacité des politiques*, Paris, AIDELF, 1988, p.259.

24) Haut Comité de la Population, 前掲(注8)書, p.76.

25) Jean-Claude Chesnais, "International Migrations, Demographic Transition and Economic Development: The Mediterranean Divide and the Great Migrations of Tomorrow", Paper presented at the Symposium on Population Change and European Society, Florence, 7-10 December, 1988, p.29.

民を継続的に受け入れた場合でも変わらない。というのは、彼らも次々に高齢化し、出生抑制行動を採らようになるからである。入移民の出生力が置き換え水準よりかなり高ければ人口高齢化対策として移入政策が効果的であるかもしれないが、結果として多民族社会が実現せずに入移民人口が自国民人口に置き換わる可能性がある。実際、両人口の間における出生力格差の長期的な存続は、入移民人口の社会的、文化的統合が失敗したことを示す<sup>26)</sup>。

以上の議論は出生促進政策と移入政策それぞれの全体についてのものであったが、それぞれの個別的手段について検討するといろいろな組み合わせに基づく関係がありうる。Heerによれば、出生促進政策の手段のうちで中絶の規制強化と低所得家庭への福祉手当は人口の増加をもたらすが、(母親の教育水準と関係する)人口の質の低下をもたらす可能性が強いし、教育水準が低い入移民の割合の上昇は少なくとも短期的に人口の質の低下をもたらす可能性が強い<sup>27)</sup>。逆に、Chiswickによれば、子供の教育費に関する親の所得税控除の増額や高級住宅街における民間託児施設の整備、大学や私立学校への補助金の増加といった出生促進政策の手段は出生力を上昇させると同時に子供の質を上昇させる可能性が強い。また、入移民を移転可能な技能をもった高度熟練労働者に限定することによって人口の質を上昇させることもできるし、不熟練労働者に限定することによって人口の質を低下させることもできる<sup>28)</sup>。従って、出生促進政策と移入政策を人口学的目的のために補完的ないし代替的なものとみただけでなく、それぞれ含まれる多種多様な個別の手段のもつ意味を考慮する必要がある。

## (2) 両者に共通する手段を通じた関係

出生促進政策と移入政策の両者に共通する政策手段としては外国人に対する家族手当がありうる。人口政策的な意図をもって二つの政策を採った経験があるフランスの事例をみると、家族手当制度をめぐる両者の目的が調和する場合も矛盾する場合もあったようである。戦間期には家族政策によってポーランド人炭坑夫の定着が促進されたと言われ<sup>29)</sup>、両者の目的が調和していたようである。また、戦後も出産手当が誕生後3カ月以内に子供がフランス国籍を取得した場合にのみ支給されて外国人のフランス社会への同化が促進されたと言われ<sup>30)</sup>、やはり両者の目的が調和していたようである。しかし、このような調和は対象となる外国人が主としてヨーロッパのカトリック教国出身者だったためかもしれない。

戦後にトルコ人がフランスよりも西ドイツへ行く傾向が強かった理由の一つとして、1972年までトルコとフランスの間に相互協定がなかったため、フランスに行ったトルコ人が家族手当を支給されなかったことが挙げられている<sup>31)</sup>。また、マグレブ諸国出身の外国人は子供数が多いため、家族手当制度から過大な利益を得ているという通念があるが、実際は60万人の外国人が出身国に妻子を残しており、いまだにフランスとの相互協定がない国の出身者は家族手当を受けていないとのことである<sup>32)</sup>。しかし、そのような通念の政治的圧力によるのか、出生促進的な意図をもって1985年に制定され、1986年に改正された養育親手当は母親の職業活動の要件をもち、女性があまり就業しないマグレブ諸

26) R. Lesthaeghe, "Demographic Recruitment in Europe: An Exploration of Alternative Scenarios and Policies", *IPD Working Paper*, 1989-5, 1989, p.5.

27) David M. Heer, "Immigration as a Counter to Below-Replacement Fertility in the United States", *Population and Development Review*, Vol.12, Supplement, 1986, p.267.

28) Barry Chiswick, "Comment", *Population and Development Review*, Vol.12, Supplement, 1986, p.270.

29) 林瑞枝, 「フランス外国人労働者の地位」, 『法律時報』, 第54巻10号, 1982年, p.154.

30) Haut Comité Consultatif de la Population et de la Famille, *L'accueil des étrangers en France*, Paris, La Documentation Française, 1963, p.86.

31) 林瑞枝, 「外国人労働者と人権 I フランスの場合」, 『時の法令』, 第1331号, 1988年, p.74.

32) Bernard Stasi, *L'immigration: Une chance pour la France*, Paris, Robert Laffont, 1984, p.113.

国出身者を排除する傾向があると批判されている<sup>33)</sup>。さらに、手続上の問題によってフランス在住の1万～1万2千人の外国人の子供が家族手当を受給できないしていると推定されており<sup>34)</sup>、最近では二つの政策の目的の間に矛盾が生じていることがわかる。

フランスとは異なり、西ドイツでは明示的な出生促進政策は採られていないが、出生促進的な意図も含まれた家族手当制度が実施されている。また、西ドイツでは外国人が出稼ぎ労働者として受け入れられたが、多くの者が定着している。そこで、西ドイツの事例も参考になろう。西ドイツでは1975年の家族手当制度改訂によって大幅な増額と第一子からの支給開始が定められたが、これに伴ってEC域外諸国に居住する子供への支給額が大幅に減額されたため、子供数が多いEC域外諸国出身の労働者にとって子供が出身国にとどまっていると毎月数百マルクの損失が生じるようになった。これに加えて、子供が西ドイツに居住していると社会的、経済的、政治的メリットも大きいと見られるため、外国人労働者による家族呼び寄せが促進され、子供の出身国への送り返しも抑制された。その結果、西ドイツの外国人労働者受け入れ政策の所期の目的に反することとなったが、多数の子供の流入と若干の出生力上昇によって人口増加の目的は達成された<sup>35)</sup>。

#### 4. おわりに

わが国においては現在のところ明示的な出生促進政策は採られていないが、厚生省児童家庭局ではそのような方向での児童手当制度の改訂を考えているようである。また、現在のところ積極的な外国人受け入れ政策も採られていないが、実際にはすでに外国人の流入が始っており、彼らの一部はいずれ定着する可能性がある。さらに、一部にはベビーバスト（出生減少）世代の労働市場参入に伴う労働力不足を補うために外国人労働者を受け入れるべきであるとする議論も見受けられる。そこで、最後にフランスとEC12カ国に関するモデル研究の結果を紹介して、人口減少ないし人口高齢化の対策として移入政策が出生促進政策を部分的に補充する役目しか果たさないことを改めて強調したい。

Blanchetは1982年以降のフランスについてTFR（合計特殊出生率）が1.7、2.1、2.5の場合に20～60歳人口に対する60歳以上人口の比（老年従属人口指数）をそのままの水準で保つとすれば、純移入率がどの程度の水準でなければならないかを推定した。その結果、約35年周期でプラスとマイナスの純移入を水準を拡大させるながら繰り返し、2081年には毎年の純移入率が4～6%という高水準に達するとともに人口が1億2千万人に達するようにしなければならないことが示された。また、純移入率をマイナスにできない場合等についても同様の推定が行われたが、いずれの場合でも移入によって人口の年齢構成を短期的に修正することはできても長期的にはかえってより大きな移入を必要とするようになるため、非現実的であることが明らかになった。そこで、TFRが1.7、2.1、2.5のそれぞれの場合に長期的な老年従属人口指数を1982年の水準にするために純移入率がどの程度の水準でなければならないかを推定した結果、1.0%、0.6%、0.2%であった<sup>36)</sup>。TFRが1982年の水準の約9割の1.7で推移する場合には純移入数が同年の出生数の7割に当たる水準で推移しないと長期的に老年従属人口指数が同年の水準にならないわけであり、やはり非現実的であることには変わりない。

Lesthaeghe *et al.* はEC12カ国全体について現在の人口規模を21世紀前半に維持するためにど

33) 岡村美保子、「フランス 家族に関する法律」、『外国の立法』、第27巻3号、1988年、p.142。

Michel Raymond, "Loi du 29 décembre 1986 relative à la famille: complexe, injuste et anti-nataliste", *Droit Social*, No.4, 1987, p.336.

34) Raymond, 前掲(注33)論文, p.334.

35) Paul Adams, "Family Policy and Labor Migration in East and West Germany", *Social Service Review*, Vol.63, No.2, 1989, pp.256-257.

36) Didier Blanchet, "Immigration et régulation de la structure par âge d'une population", *Population*, Vol.43, No.2, 1988, pp.304-308.

の程度の水準の純移入者数が必要かを推定した。その結果、EC諸国全体のTFRが1.64のままで推移するとすれば毎年、出生数の約2割に当たる約百万人を受け入れねばならないことが明らかになった。また、入移民の出生力が置き換え水準に低下するとすれば出生数の約4割の純入移民数が必要になることも示された。従って、最近の低出生力が続くならば、移入によって人口規模を維持することは非現実的であるし、Blanchetによって示された通り、人口の年齢構成を維持することはさらに非現実的である<sup>37)</sup>。

結局、フランスにおいてもEC12カ国においても人口減少や人口高齢化を阻止するために入移民を受け入れるとすれば毎年、出生数の何割かに当たる入移民を受け入れ続けねばならないことになるが、政治的な理由からそのような移入政策は非現実的である。従って、出生促進政策によって出生力を置き換え水準に近づける努力に重点を置きながら若干の入移民を受け入れて統合していくような移入政策を採ることが現実的なようである。近年のわが国もEC諸国と同水準のTFRを示すが、多民族社会の経験が浅いこともあるため、人口政策を実施するとすれば、なおさら出生促進政策に重点を置く必要がある。

---

37) R. Lesthaeghe, H. Page and J. Surkyn, "Are Immigrants Substitutes for Births?", *IPD Working Paper*, 1988-3, 1988, pp.21-22.



## 日本の離婚率：1980～1988年

廣嶋 清志・坂東里江子

### 1. はじめに

近年、出生率の低下とも関連して結婚や離婚の動向に対する関心が高まっている<sup>1)</sup>が、年次別の離婚の発生程度 (divortialité, divorce rate, 離婚率) がどのような水準であるかを示す離婚の指標は粗離婚率 (crude divorce rate, 普通離婚率) 以外は一般に毎年継続して計算されていない。離婚率はあとで述べるように近年新たな変化が生じており、適当な離婚指標によって毎年継続的に観察していくことが必要と思われる。離婚指標には以下の4種があり、次のような特徴がある。

第1に、もっとも基本的な離婚指標は全人口に対する離婚件数の比率である「粗離婚率」で、これは1983年の1.5%をピークとして以後低下している<sup>2)</sup>。この指標は人口の年齢別構成、配偶関係別構成の影響を受けるので、この変化が何を意味するかはそのままではわからない<sup>3)</sup>。

第2に、もっとも有効な離婚指標は年齢別有配偶人口に対する離婚数の比率である「年齢別有配偶離婚率」である。網野の計算によると1983年から1987年にかけて、女子の年齢別有配偶離婚率は18～25歳について若干の上昇がみられる。また、石川の計算結果によると年齢別有配偶離婚率は1985年ごろにかけてどの年齢でも上昇し、1985年以後1987年にかけては18歳から27歳において上昇、31～49歳で低下しているといえる<sup>4)</sup>。これを生命表形式で計算すると生命表関数による要約指標 (結婚が離婚に終わる確率など) を得ることもできる<sup>5)</sup>。

第3の離婚指標として「結婚持続期間別離婚率」がある。これは当然有配偶離婚率であり、かつ夫婦についての率であって、男・女別の率ではない。金子らの計算によると、結婚後20年目における結婚の残存率は1975年の79.3%から、1980年に77.0%、1985年に74.3%へと低下し、この間の死亡率低

1) 近年の離婚の動向を分析した主な文献は以下の通り。

厚生省大臣官房統計情報部、『離婚統計 (人口動態特殊報告)』, 1984年8月, 117p.

網野茂貴, 「離婚の減少について」, 『厚生指標』, 第36巻5号, 1989年5月, pp.33-37.

湯沢雅彦, 「離婚減少と動向と原因」, 『国民生活研究』, 第29巻3号, 1989年12月, pp.19-29.

2) 厚生省の人口動態統計によれば, 1983年1.51, 以後1.50, 1.39, 1.37, 1.37, 1.30, 1.26% (1988年) とされ, 国連の人口統計年鑑によれば, 1983年1.50, 以後1.49, 1.38, 1.37, 1.29% (1987年)。

3) 網野 (前掲注1) は1983～1987年について年齢別有配偶離婚率に大きな変化がないとし, 粗離婚率の低下は25～35歳の有配偶人口の減少などの有配偶人口の年齢構成によるとしており, おおむね妥当と思われる。

4) 厚生省人口問題研究所, (石川晃), 「わが国女子の世代結婚表: 1950～87年——配偶関係別人口割合の推定——」, 研究資料261号, 1989年10月, 表19, p.70.

5) 高橋重郷, 「結婚の多相生命表: 1980年, 1985年」, 『人口問題研究』, 第45巻3号, 1989年10月, pp.41-55. なお, 年齢別に結婚持続期間を加えた率を計算する方法も開発されている。

Douglas A. Wolf, "The Multistate Life Table with Duration-Dependence", *Mathematical Population Studies*, 1988, Vol.1, No.3, pp.217-245.

下以上に離婚率が上昇していることがわかる<sup>6)</sup>。

第4の離婚指標は「年齢別離婚率」で、年齢別有配偶人口ではなく年齢別人口を分母とする率である。上記2つの有配偶離婚率を算出するにはその分母として有配偶人口が必要であるため、5年ごとの国勢調査結果を用いるか、毎年の有配偶人口推計をしなければならないが、毎年の配偶関係別人口の推計は若干複雑な手続きを要し、その技法上未解決な点もある<sup>7)</sup>。したがって毎年離婚の動向を簡便に知るためには、この年齢別離婚率が最適と考えられる。この指標は人口の配偶関係別構成の影響を受けるが、年齢別構成の影響を受けない。この点に留意すれば、十分有益な情報が得られると思われる。

本資料は年齢別人口によって性・年齢別離婚率および合計離婚率ならびに新しい指標として有配偶合計離婚率を計算したものである（ついでに国勢調査年次の有配偶人口に対する離婚率すなわち有配偶離婚率も算出した）。

## 2. 方 法

### 1) 別居時年齢でなく届出時年齢

従来、出生動向との関連で事実上の結婚や離婚が問題にされてきたが、ここでは法律的な離婚の成立を扱うことにし、離婚年齢は離婚届け出時の年齢による。なお、離婚数のうち届け出年次に別居したものは1985～87年に約66%である<sup>8)</sup>。届け出時の年齢別離婚件数の集計表は刊行されておらず厚生省統計情報部の保管表によった。

### 2) 分子分母に外国人を含む

従来、日本の人口動態統計でいう離婚数は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、夫妻の両方が外国人というものを除外してきた。しかし、これは日本における離婚数の代表値として問題があるばかりでなく、離婚率の分母人口を日本人人口とするとする（従来の方法）のも外国人を含む総人口とするのも不合理となる。したがって、今回の離婚率算出には、分子に夫妻とも外国人である離婚を含む総離婚数を用い、分母に外国人を含む総人口を用いる。

ただし、夫妻とも外国人である離婚については、夫妻の年齢別集計がないので、夫妻の少なくとも一方が日本人である離婚の年齢別分布を適用した。

夫妻の国籍の組み合わせ（2区分）別離婚数は参考表に示す通りで、1988年の離婚総数のうち夫妻の両方とも外国人であるものは0.94%である。夫妻の一方が日本人である離婚について夫・妻双方の国籍別の集計（調査票への転記）が行われていないので日本人人口を分母にした場合どの程度離婚率が過大であるかはわからないが、婚姻数における日本人と外国人の組み合わせの割合0.65%（男について）あるいは1.73%（女について）程度過大である（1988年）と推定される。

6) 厚生省人口問題研究所, (金子武治・三田房美), 「結婚の生命表——昭和10年, 30年～60年毎5年——」, 研究資料257号, 1989年1月。

・死亡率を除いた同様の計算をしたものとして下記の表6がある。

山口喜一・伊藤達也・山本千鶴子, 「わが国離婚の最近の動向」, 『人口問題研究』, 第151号, 1979年7月, pp.19-36。

7) たとえば下記参照。

高橋重郷, 「年齢を軸とした配偶関係状態別人口の推計モデル」, 厚生省人口問題研究所 (阿藤誠ほか), 『家族形成モデルの開発と応用に関する研究』, 特別研究報告資料第11号, 1990年3月。

なお, model divorce tables は年齢別離婚率で作られたものが発表されている。

Parameswara Krishnan and Ashraf K. Kayani, "Model Divorce Tables", *Genus*, Vol.32, No. 1-2, 1976, pp.109-127.

8) 年内届け出率（届け出年に別居した離婚の割合）は石川（前掲注4）を参照。

参考表 夫妻の国籍別日本の婚姻数および離婚数：1965～1988年

| 年次   | 婚 姻       |            |             |             |            | 離 婚     |           |         | 婚姻数に対する離婚数(%) |           |         |
|------|-----------|------------|-------------|-------------|------------|---------|-----------|---------|---------------|-----------|---------|
|      | 総 数       | 夫妻とも日本人(1) | 夫日本人妻外国人(2) | 夫外国人妻日本人(3) | 夫妻とも外国人(4) | 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 |
|      | 実 数       |            |             |             |            |         |           |         |               |           |         |
| 1965 | 958,902   | 950,696    | 1,067       | 3,089       | 4,050      | 77,557  | 77,195    | 362     | 8.1           | 8.1       | 8.9     |
| 1970 | 1,033,952 | 1,023,859  | 2,108       | 3,438       | 4,547      | 96,526  | 95,937    | 589     | 9.3           | 9.3       | 13.0    |
| 1975 | 945,976   | 935,583    | 3,222       | 2,823       | 4,348      | 120,023 | 119,135   | 888     | 12.7          | 12.7      | 20.4    |
| 1980 | 778,624   | 767,441    | 4,386       | 2,875       | 3,922      | 142,833 | 141,689   | 1,144   | 18.3          | 18.3      | 29.2    |
| 1985 | 739,002   | 723,669    | 7,738       | 4,443       | 3,152      | 168,212 | 166,640   | 1,572   | 22.8          | 22.6      | 49.9    |
| 1986 | 714,168   | 698,433    | 8,255       | 4,274       | 3,206      | 167,455 | 166,054   | 1,401   | 23.4          | 23.4      | 43.7    |
| 1987 | 699,163   | 681,589    | 10,176      | 4,408       | 2,990      | 159,667 | 158,227   | 1,440   | 22.8          | 22.7      | 48.2    |
| 1988 | 710,924   | 690,844    | 12,267      | 4,605       | 3,208      | 155,058 | 153,600   | 1,458   | 21.8          | 21.7      | 45.4    |
|      | 割 合(%)    |            |             |             |            |         |           |         |               |           |         |
| 1965 | 100.00    | 99.14      | 0.11        | 0.32        | 0.42       | 100.00  | 99.53     | 0.47    |               |           |         |
| 1970 | 100.00    | 99.02      | 0.20        | 0.33        | 0.44       | 100.00  | 99.39     | 0.61    |               |           |         |
| 1975 | 100.00    | 98.90      | 0.34        | 0.30        | 0.46       | 100.00  | 99.26     | 0.74    |               |           |         |
| 1980 | 100.00    | 98.56      | 0.56        | 0.37        | 0.50       | 100.00  | 99.20     | 0.80    |               |           |         |
| 1985 | 100.00    | 97.93      | 1.05        | 0.60        | 0.43       | 100.00  | 99.07     | 0.93    |               |           |         |
| 1986 | 100.00    | 97.80      | 1.16        | 0.60        | 0.45       | 100.00  | 99.16     | 0.84    |               |           |         |
| 1987 | 100.00    | 97.49      | 1.46        | 0.63        | 0.43       | 100.00  | 99.10     | 0.90    |               |           |         |
| 1988 | 100.00    | 97.18      | 1.73        | 0.65        | 0.45       | 100.00  | 99.06     | 0.94    |               |           |         |

厚生省統計情報部『人口動態統計』による。「夫または妻が日本人」の離婚の3区分は原データの制約で行われていない。

### 3) 分母人口は平均人口

年齢別離婚率算出のための分母人口は従来用いられてきた10月1日人口ではなく、年平均人口を用いる<sup>9)</sup>。

### 4) 2種の平均離婚年齢

平均離婚年齢は離婚件数についてのものと、年齢別離婚率についてのもの（つまり年齢別人口が各年齢とも同一と仮定したもの）の2種類を算出した<sup>10)</sup>。ベビーブームなどによる人口の年齢構成のひずみを取り除くためには年齢別離婚率による平均年齢が適している。

### 5) 合計離婚率

合計離婚率 (total divorce rate, TDR) とは年齢別離婚率を合計したもので、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した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。

IUSSPの人口学辞典フランス語版<sup>11)</sup>はsomme des divorces réduitsをピリオド分析用の指標と

9) その理由および年平均人口を求める式は下記参照。

廣嶋清志・坂東里江子、「日本人口の出生に関する指標：男子、女子および男女計：1970～87年」、『人口問題研究』、第45巻3号、1989年10月、pp.29-40。

10) 上端年齢の扱い方および平均年齢の式は下記参照。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1980～87年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.67-82。

11) *Dictionnaire Démographique Multilingue: Volume Français* (Union Internationale pour l'Etude Scientifique de la Population, 1981)。

して定義し<sup>12)</sup>、結婚持続期間別の率に基づくものとしている (p.522)<sup>13)</sup>。これは合計有配偶離婚率 (total marital divorce rate) というべきもので、結婚が離婚で解消される割合を示すが、離婚の発生母体となる結婚持続期間別の結婚組数が一定 (同じ重み) と仮定して計算される。離婚率がかなり高いとき、結婚持続期間の長い結婚における離婚率の重みが不当に高くなるので、この仮定は意味を持たない。これは合計初婚率を未婚者に対する率で計算するのが意味のないと同様である。したがって、合計離婚率は結婚したものを対象として結婚持続期間別離婚率によるよりも、むしろ年齢別人口に対する年齢別離婚率による方が望ましいと考えられる。

#### 6) 有配偶合計離婚率

離婚者は有配偶者からのみ発生するので、合計離婚率は人口における有配偶者割合が高いほど高くなる。この有配偶人口割合の影響を取り除くため、合計離婚率を合計初婚率 (total first marriage rate, T F M R)<sup>14)</sup>で割り、これを有配偶合計離婚率 (marital total divorce rate, M T D R) と仮りに名づける。合計初婚率はその年次の初婚の発生頻度を表わすものであるから、その年次の離婚の発生母体である有配偶人口の割合と一致するとは限らないので、その解釈は注意を要する。しかし、元来、合計初婚率や合計離婚率はその年次の年齢別の初婚率と離婚率を固定して一人の生涯に当てはめるとき得られるものであるので、同様の仮定に立てば有配偶合計離婚率は婚姻した人の経験する平均離婚回数とすることができる。ここで、再婚を含む婚姻率ではなく初婚率を用いたのは、初婚が解消された範囲でしか再婚が生じないからである。

以上に述べた合計離婚率、合計初婚率、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に限定して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<sup>15)</sup>。

12) IUSSP の人口学辞典英語版 (1982年) は結婚コーホートについてのみ cumulated proportion divorced を記述している。ただし、下記には total divorce rate が説明されている。

Henry S. Shryock and Jacob S. Siegel, *The Methods and Materials of Demography*, Academic Press, San Diego, 1976.

13) 小島宏はこれに相当する計算方法による日本の合計有配偶離婚率を計算し、1985年に0.170、1987年0.166としており、いずれも今回計算した結果に比べて低い。この理由は、ある年次の婚姻持続期間別離婚率をその期間に相当する婚姻 (発生) 件数を分母にして計算した場合、離婚率は死亡・離婚による分母の減少が入っていない分、過小となるからとみられる。

厚生省人口問題研究所、「人口統計資料集1988」, 研究資料260号, 1989年3月, p.177.

離婚率を生命表形式で算出 (離婚と死亡による婚姻の減少を考慮) し、離婚による婚姻解消率を計算したものが、金子・三田 (前掲注6) である。

なお、山口による「特殊動態離婚率」は各年次の離婚件数における婚姻持続期間別割合を用いて加重した婚姻数によって離婚率を算出したもので、発生母体となる婚姻数を婚姻期間について標準化したものではない。下記参照。

山口喜一、「婚姻に対する特殊動態離婚率の最近の傾向について」、『人口問題研究所年報』, 第10号, 1965年10月, pp.78-81. および山口・伊藤・山本 (前掲注6)。

14) 合計初婚率については廣嶋ほか (前掲注10) 参照。

15) 高橋 (前掲注5) の多相生命表によると、1985年に結婚が離婚に終わる確率は男0.160、女0.158、死別に終わる確率は男0.197、女0.609、結婚が死亡に終わる確率は男0.642、女0.232とされている。もし、本人の死亡を取り除くと、離別確率は男0.448 ( $=0.160 / (1 - 0.642)$ )、女0.206 ( $=0.158 / (1 - 0.232)$ ) となる。女については、今回計算した有配偶合計離婚率0.233にかなり近い。男における大きな差には高齢における死亡率の高さを無視する矛盾があらわれている。合計離婚率等を死亡率が無視できる年齢までの合計にとどめる必要を示している。

### 3. 結 果

#### 1) 年齢別離婚率

年齢別離婚率は1987年から88年にかけて、男女ともおおむね22～32歳において上昇しており、33歳以上ではほとんどの年齢で（41歳を除く）で低下している（表3，図1）。1980年から1985年にかけては、男女とも30歳以上において顕著な上昇がみられたが、1985年以後は逆に低下している（表2）。ただし、1988年の率は1980年の水準にまでもどっていない（30-34歳を除く）。したがって、いわゆる中・高年夫婦の離婚率上昇は1985年あたりを頂点として、近年落ちつきをみせているといえる。

#### 2) 合計離婚率

合計離婚率は1980～1985年にかけて男は165.06‰から195.23‰へ、女は160.11‰から193.30‰へとかなり上昇した（表1）。しかし、1985年から1987年、1988年にかけては逆に、男は195.23‰から185.97‰、180.58‰へ、女は193.30‰から185.23‰、180.84‰へと低下した。1人当たり平均の生涯離婚回数は男女とも0.2回弱といえる。

#### 3) 平均離婚年齢

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、以後低下している（表2）。これは最近年齢別離婚率が若年齢で上昇し、高年齢で低下しているためである。

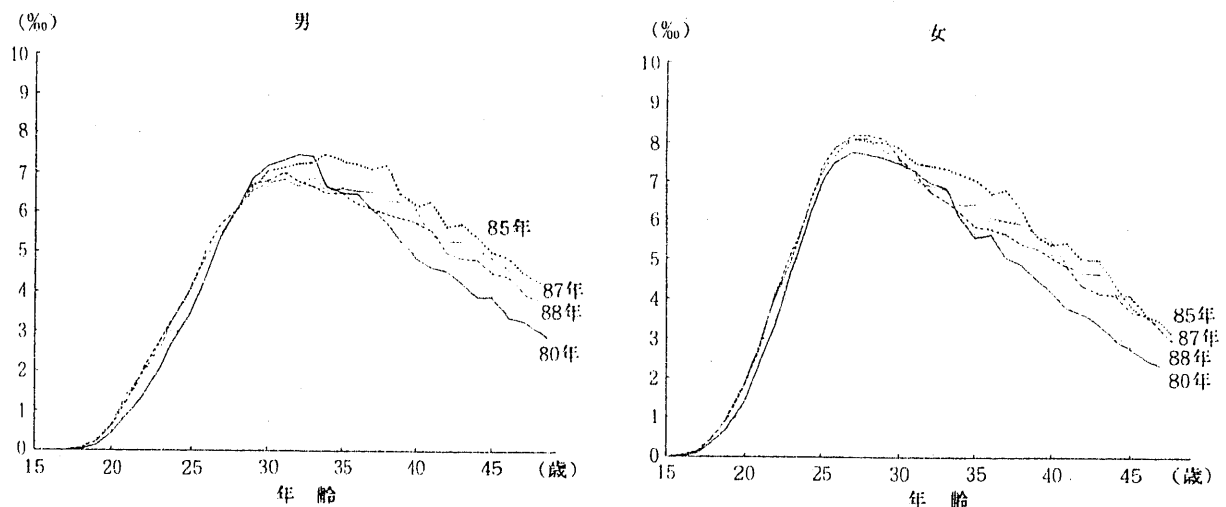
#### 4) 年齢別有配偶離婚率

1980年から1985年にかけて、年齢別有配偶人口に対する離婚率つまり年齢別有配偶離婚率は男女ともほとんどの年齢で上昇した（表4）。これは従来からよく知られている事実である<sup>16)</sup>。しかし、問題は1985年以後の変化である。これについてはすでに述べたように網野と石川による計算があり、年齢別離婚率の低下と同様に、年齢別有配偶離婚率も31～49歳において低下しているものとみられる。

#### 5) 有配偶合計離婚率

合計離婚率を合計初婚率で割って有配偶合計離婚率を求めると、1988年には男241.98‰、女233.32‰で、結婚した人の4分の1近くが一生の間に離婚を経験し、49歳以下では男199.61‰、女210.25‰で、結婚した人の5人に1人が50歳までに離婚を経験するという水準にある。1985年から1988年にかけて合計離婚率は男女ともかなり低下したが、合計有配偶離婚率は男女とも1987年まで上昇し、1988

図1 年齢別離婚率：1980、85、87、88年 (age-specific divorce rate)



16) 前掲注1，注4，注5，注6。

年には低下している（表1）。つまり、初婚率が1985年から1988年にかけて低下（1987～88年には若干上昇）したために離婚率が低下している部分が大きく、初婚率低下の効果をとり除くと有配偶離婚率は男女とも低下は小さく、1987年にかけては上昇した。

表1 有配偶合計離婚率および合計離婚率  
marital total divorce rate and total divorce rate (%)

| 年次    | 男      |        |        | 女      |        |        |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|       | 有配偶合計率 | 合計離婚率  | 合計初婚率  | 有配偶合計率 | 合計離婚率  | 合計初婚率  |
| 総数    |        |        |        |        |        |        |
| 1980  | 218.33 | 165.06 | 756.00 | 188.67 | 160.11 | 848.61 |
| 1985  | 250.72 | 195.23 | 778.68 | 233.03 | 193.30 | 829.50 |
| 1987  | 252.14 | 185.97 | 737.58 | 240.29 | 185.23 | 770.86 |
| 1988  | 241.98 | 180.58 | 746.27 | 233.32 | 180.84 | 775.07 |
| 49歳以下 |        |        |        |        |        |        |
| 1980  | 184.08 | 138.47 | 752.21 | 173.18 | 146.06 | 843.42 |
| 1985  | 206.61 | 160.28 | 775.76 | 210.38 | 173.58 | 825.06 |
| 1987  | 206.82 | 151.90 | 734.44 | 216.23 | 165.77 | 766.62 |
| 1988  | 199.61 | 148.30 | 742.94 | 210.25 | 162.06 | 770.80 |

有配偶合計離婚率(MTDR)は合計離婚率(TDR)／合計初婚率(TFMR)。

合計初婚率の1980～87年は『人口問題研究』第46巻1号による。1988年は同第46巻4号に掲載予定。

表2 年齢5歳階級別累積離婚率、合計離婚率および平均離婚年齢  
Cumulative divorce rate by 5-age group,  
total divorce rate and average age at divorce (%)

| 年齢      | 男      |        |        |        | 女      |        |        |        |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|         | 1980年  | 1985年  | 1987年  | 1988年  | 1980年  | 1985年  | 1987年  | 1988年  |
| 15 - 19 | 0.18   | 0.36   | 0.31   | 0.30   | 1.16   | 1.79   | 1.57   | 1.57   |
| 20 - 24 | 7.63   | 9.92   | 9.94   | 10.05  | 17.57  | 20.33  | 19.86  | 19.95  |
| 25 - 29 | 26.29  | 27.02  | 27.11  | 27.67  | 37.57  | 39.27  | 38.98  | 39.73  |
| 30 - 34 | 36.01  | 36.13  | 33.68  | 33.71  | 34.64  | 37.46  | 34.76  | 34.32  |
| 35 - 39 | 30.05  | 35.22  | 32.23  | 30.59  | 25.64  | 32.63  | 30.13  | 28.01  |
| 40 - 44 | 22.12  | 29.26  | 27.14  | 25.96  | 17.94  | 25.20  | 23.79  | 22.48  |
| 45 - 49 | 16.19  | 22.38  | 21.48  | 20.02  | 11.56  | 16.90  | 16.67  | 15.99  |
| 50 - 54 | 10.20  | 14.80  | 14.56  | 13.87  | 6.76   | 9.69   | 9.57   | 9.15   |
| 55 - 59 | 6.68   | 8.73   | 8.64   | 8.42   | 3.74   | 5.32   | 5.17   | 4.96   |
| 60 - 64 | 4.13   | 5.04   | 4.75   | 4.54   | 2.07   | 2.67   | 2.56   | 2.55   |
| 65 - 69 | 3.21   | 3.20   | 3.15   | 2.91   | 1.00   | 1.36   | 1.47   | 1.43   |
| 70 - 74 | 2.01   | 2.34   | 2.19   | 1.86   | 0.47   | 0.63   | 0.65   | 0.66   |
| 75歳以上   | 0.36   | 0.83   | 0.79   | 0.66   | 0.01   | 0.03   | 0.04   | 0.04   |
| 合計      |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 49歳以下   | 138.47 | 160.28 | 151.90 | 148.30 | 146.06 | 173.58 | 165.77 | 162.06 |
| 総数      | 165.06 | 195.23 | 185.97 | 180.58 | 160.11 | 193.30 | 185.23 | 180.84 |
| 平均年齢    | 39.17  | 39.83  | 39.81  | 39.54  | 35.29  | 36.25  | 36.27  | 36.07  |

平均年齢は年齢各歳の率による。年齢5歳階級別累積離婚率は年齢各歳別離婚率を各5歳階級間で累積（合計）したもの。

表3 年齢(各歳・5歳階級)別人口, 離婚数および離婚率: 男  
Age-specific divorce rate: male

| 年 齢     | 1987年      |         |        | 1988年      |         |        |
|---------|------------|---------|--------|------------|---------|--------|
|         | 年平均人口      | 離婚数     | 離婚率(‰) | 年平均人口      | 離婚率     | 離婚率(‰) |
| 総 数     | 47,247,436 | 159,667 | 3.38   | 47,823,942 | 155,058 | 3.24   |
| 15      | 1,034,797  | —       | —      | 1,053,656  | —       | —      |
| 16      | 1,008,758  | —       | —      | 1,033,718  | —       | —      |
| 17      | 984,251    | —       | —      | 1,007,637  | —       | —      |
| 18      | 965,855    | 42      | 0.04   | 983,753    | 58      | 0.06   |
| 19      | 949,043    | 251     | 0.26   | 964,992    | 234     | 0.24   |
| 20      | 889,601    | 559     | 0.63   | 947,646    | 591     | 0.62   |
| 21      | 792,662    | 1,098   | 1.39   | 887,716    | 1,073   | 1.21   |
| 22      | 888,005    | 1,772   | 2.00   | 791,630    | 1,636   | 2.07   |
| 23      | 843,385    | 2,171   | 2.57   | 888,028    | 2,458   | 2.77   |
| 24      | 816,059    | 2,743   | 3.36   | 843,687    | 2,851   | 3.38   |
| 25      | 791,320    | 3,277   | 4.14   | 815,815    | 3,359   | 4.12   |
| 26      | 784,148    | 3,824   | 4.88   | 790,453    | 3,992   | 5.05   |
| 27      | 791,686    | 4,346   | 5.49   | 783,430    | 4,497   | 5.74   |
| 28      | 796,593    | 4,816   | 6.05   | 791,135    | 4,795   | 6.06   |
| 29      | 778,922    | 5,106   | 6.56   | 796,106    | 5,335   | 6.70   |
| 30      | 776,675    | 5,235   | 6.74   | 778,796    | 5,296   | 6.80   |
| 31      | 815,427    | 5,560   | 6.82   | 776,622    | 5,435   | 7.00   |
| 32      | 842,735    | 5,617   | 6.66   | 815,290    | 5,523   | 6.77   |
| 33      | 858,009    | 5,912   | 6.89   | 842,430    | 5,599   | 6.65   |
| 34      | 911,577    | 5,982   | 6.56   | 857,480    | 5,567   | 6.49   |
| 35      | 967,897    | 6,400   | 6.61   | 910,712    | 5,907   | 6.49   |
| 36      | 1,037,317  | 6,774   | 6.53   | 966,949    | 6,014   | 6.22   |
| 37      | 1,126,019  | 7,340   | 6.52   | 1,036,306  | 6,314   | 6.09   |
| 38      | 1,204,082  | 7,591   | 6.30   | 1,124,648  | 6,687   | 5.95   |
| 39      | 1,192,151  | 7,471   | 6.27   | 1,202,649  | 7,036   | 5.85   |
| 40      | 1,034,978  | 6,274   | 6.06   | 1,190,695  | 6,843   | 5.75   |
| 41      | 751,394    | 4,096   | 5.45   | 1,033,474  | 5,752   | 5.57   |
| 42      | 824,016    | 4,354   | 5.28   | 750,146    | 3,745   | 4.99   |
| 43      | 935,990    | 4,946   | 5.28   | 822,423    | 3,984   | 4.84   |
| 44      | 932,520    | 4,722   | 5.06   | 934,109    | 4,491   | 4.81   |
| 45      | 947,540    | 4,599   | 4.85   | 930,384    | 4,177   | 4.49   |
| 46      | 912,132    | 4,155   | 4.55   | 945,096    | 4,129   | 4.37   |
| 47      | 825,436    | 3,591   | 4.35   | 909,248    | 3,596   | 3.95   |
| 48      | 764,846    | 3,030   | 3.96   | 822,801    | 3,117   | 3.79   |
| 49      | 806,977    | 3,037   | 3.76   | 762,044    | 2,605   | 3.42   |
| 50歳以上   | 15,664,638 | 22,975  | 1.47   | 16,032,241 | 22,361  | 1.39   |
| 合 計     |            |         | 185.97 |            |         | 180.58 |
| 平均年齢    |            | 39.19   | 39.81  |            | 39.07   | 39.54  |
| 15 - 19 | 4,942,703  | 294     | 0.06   | 5,043,755  | 292     | 0.06   |
| 20 - 24 | 4,229,709  | 8,342   | 1.97   | 4,358,708  | 8,609   | 1.98   |
| 25 - 29 | 3,942,669  | 21,369  | 5.42   | 3,976,939  | 21,978  | 5.53   |
| 30 - 34 | 4,204,422  | 28,307  | 6.73   | 4,070,618  | 27,420  | 6.74   |
| 35 - 39 | 5,527,465  | 35,576  | 6.44   | 5,241,264  | 31,958  | 6.10   |
| 40 - 44 | 4,478,899  | 24,391  | 5.45   | 4,730,847  | 24,817  | 5.25   |
| 45 - 49 | 4,256,931  | 18,412  | 4.33   | 4,369,571  | 17,624  | 4.03   |
| 50 - 54 | 4,018,860  | 11,741  | 2.92   | 4,027,592  | 11,197  | 2.78   |
| 55 - 59 | 3,571,114  | 6,213   | 1.74   | 3,649,839  | 6,189   | 1.70   |
| 60 - 64 | 2,741,385  | 2,660   | 0.97   | 2,934,939  | 2,704   | 0.92   |
| 65 - 69 | 1,832,297  | 1,167   | 0.64   | 1,901,432  | 1,119   | 0.59   |
| 70 - 74 | 1,534,933  | 672     | 0.44   | 1,663,102  | 613     | 0.37   |
| 75歳以上   | 1,966,049  | 523     | 0.27   | 1,855,337  | 539     | 0.29   |

離婚率の合計欄は合計離婚率。平均年齢は年齢各歳の件数および率による。

表3 年齢(各歳・5階級)別人口、離婚数および離婚率：女  
Age-specific divorce rate: female

| 年 齢     | 1987年      |         |        | 1988年      |         |        |
|---------|------------|---------|--------|------------|---------|--------|
|         | 年平均人口      | 離婚数     | 離婚率(‰) | 年平均人口      | 離婚数     | 離婚率(‰) |
| 総 数     | 49,946,816 | 159,667 | 3.20   | 50,479,004 | 155,058 | 3.07   |
| 15      | 983,085    | —       | —      | 1,003,671  | —       | —      |
| 16      | 957,747    | 15      | 0.02   | 981,932    | 27      | 0.03   |
| 17      | 932,183    | 110     | 0.12   | 956,419    | 124     | 0.13   |
| 18      | 916,806    | 398     | 0.43   | 932,054    | 428     | 0.46   |
| 19      | 903,837    | 910     | 1.01   | 915,808    | 877     | 0.96   |
| 20      | 852,065    | 1,605   | 1.88   | 902,807    | 1,674   | 1.85   |
| 21      | 763,210    | 2,228   | 2.92   | 850,685    | 2,403   | 2.82   |
| 22      | 856,532    | 3,435   | 4.01   | 762,133    | 3,105   | 4.07   |
| 23      | 814,383    | 4,010   | 4.92   | 855,407    | 4,375   | 5.11   |
| 24      | 790,222    | 4,838   | 6.12   | 812,886    | 4,949   | 6.09   |
| 25      | 770,734    | 5,552   | 7.20   | 788,760    | 5,748   | 7.29   |
| 26      | 765,292    | 5,890   | 7.70   | 769,436    | 6,089   | 7.91   |
| 27      | 775,229    | 6,298   | 8.12   | 764,339    | 6,266   | 8.20   |
| 28      | 782,151    | 6,347   | 8.12   | 774,304    | 6,361   | 8.21   |
| 29      | 765,487    | 6,001   | 7.84   | 781,566    | 6,345   | 8.12   |
| 30      | 763,009    | 5,784   | 7.58   | 765,188    | 5,838   | 7.63   |
| 31      | 800,753    | 5,638   | 7.04   | 762,487    | 5,511   | 7.23   |
| 32      | 825,338    | 5,694   | 6.90   | 800,361    | 5,392   | 6.74   |
| 33      | 844,891    | 5,756   | 6.81   | 824,787    | 5,365   | 6.51   |
| 34      | 901,723    | 5,791   | 6.42   | 844,404    | 5,253   | 6.22   |
| 35      | 958,347    | 6,173   | 6.44   | 900,972    | 5,283   | 5.86   |
| 36      | 1,026,509  | 6,264   | 6.10   | 957,550    | 5,530   | 5.78   |
| 37      | 1,114,863  | 6,683   | 5.99   | 1,025,412  | 5,809   | 5.66   |
| 38      | 1,192,081  | 7,053   | 5.92   | 1,113,715  | 6,031   | 5.41   |
| 39      | 1,178,133  | 6,688   | 5.68   | 1,191,047  | 6,299   | 5.29   |
| 40      | 1,021,418  | 5,591   | 5.47   | 1,177,080  | 5,939   | 5.05   |
| 41      | 748,699    | 3,647   | 4.87   | 1,020,712  | 4,933   | 4.83   |
| 42      | 829,437    | 3,869   | 4.66   | 747,933    | 3,247   | 4.34   |
| 43      | 944,213    | 4,386   | 4.64   | 828,265    | 3,430   | 4.14   |
| 44      | 940,219    | 3,891   | 4.14   | 942,698    | 3,880   | 4.12   |
| 45      | 953,802    | 3,906   | 4.10   | 938,714    | 3,477   | 3.70   |
| 46      | 920,483    | 3,265   | 3.55   | 952,129    | 3,415   | 3.59   |
| 47      | 835,898    | 2,804   | 3.35   | 918,752    | 2,987   | 3.25   |
| 48      | 776,258    | 2,264   | 2.92   | 834,242    | 2,417   | 2.90   |
| 49      | 821,449    | 2,266   | 2.76   | 774,527    | 1,979   | 2.55   |
| 50歳以上   | 18,920,329 | 14,614  | 0.77   | 19,305,823 | 14,273  | 0.74   |
| 合 計     |            |         | 185.23 |            |         | 180.84 |
| 平均年齢    |            | 36.35   | 36.27  |            | 36.21   | 36.07  |
| 15 - 19 | 4,693,659  | 1,433   | 0.31   | 4,789,884  | 1,457   | 0.30   |
| 20 - 24 | 4,076,412  | 16,116  | 3.95   | 4,183,918  | 16,505  | 3.94   |
| 25 - 29 | 3,858,893  | 30,088  | 7.80   | 3,878,405  | 30,809  | 7.94   |
| 30 - 34 | 4,135,714  | 28,664  | 6.93   | 3,997,227  | 27,359  | 6.84   |
| 35 - 39 | 5,469,932  | 32,861  | 6.01   | 5,188,695  | 28,951  | 5.58   |
| 40 - 44 | 4,483,986  | 21,384  | 4.77   | 4,716,688  | 21,430  | 4.54   |
| 45 - 49 | 4,307,891  | 14,507  | 3.37   | 4,418,365  | 14,274  | 3.23   |
| 50 - 54 | 4,102,726  | 7,884   | 1.92   | 4,113,517  | 7,542   | 1.83   |
| 55 - 59 | 3,721,423  | 3,872   | 1.04   | 3,796,600  | 3,788   | 1.00   |
| 60 - 64 | 3,218,520  | 1,665   | 0.52   | 3,315,788  | 1,705   | 0.51   |
| 65 - 69 | 2,558,598  | 764     | 0.30   | 2,669,888  | 775     | 0.29   |
| 70 - 74 | 2,124,735  | 281     | 0.13   | 2,358,764  | 299     | 0.13   |
| 75歳以上   | 3,194,327  | 148     | 0.05   | 3,051,266  | 165     | 0.05   |



表4 年齢(各歳, 5歳階級)別有配偶離婚率  
Age-specific marital divorce rate

| 年 齢     | 男          |        |            |        | 女          |        |            |        |
|---------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
|         | 1980年      |        | 1985年      |        | 1980年      |        | 1985年      |        |
|         | 有配偶人口      | 離婚率(‰) | 有配偶人口      | 離婚率(‰) | 有配偶人口      | 離婚率(‰) | 有配偶人口      | 離婚率(‰) |
| 総 数     | 29,386,831 | 2.48   | 30,524,653 | 2.83   | 29,472,446 | 2.41   | 30,546,902 | 2.74   |
| 15      | 313        | —      | 20         | —      | 311        | —      | 113        | —      |
| 16      | 594        | —      | 94         | —      | 1,442      | 0.01   | 1,379      | 0.03   |
| 17      | 1,137      | —      | 540        | —      | 4,092      | 0.09   | 4,123      | 0.15   |
| 18      | 3,540      | 0.02   | 3,359      | 0.06   | 10,176     | 0.35   | 10,941     | 0.48   |
| 19      | 8,235      | 0.16   | 7,557      | 0.30   | 22,360     | 0.71   | 20,909     | 1.13   |
| 20      | 17,572     | 0.45   | 19,171     | 0.66   | 44,960     | 1.42   | 46,855     | 1.93   |
| 21      | 32,081     | 0.87   | 32,971     | 1.27   | 84,885     | 2.42   | 77,880     | 2.85   |
| 22      | 51,883     | 1.42   | 53,396     | 1.90   | 141,357    | 3.31   | 125,814    | 4.05   |
| 23      | 81,994     | 2.09   | 81,446     | 2.73   | 225,104    | 4.65   | 193,303    | 5.13   |
| 24      | 137,358    | 2.81   | 120,908    | 3.36   | 352,490    | 5.78   | 279,820    | 6.37   |
| 25      | 210,708    | 3.52   | 177,079    | 4.05   | 478,541    | 6.91   | 383,326    | 7.12   |
| 26      | 286,739    | 4.40   | 247,555    | 4.88   | 572,434    | 7.53   | 484,383    | 7.94   |
| 27      | 389,508    | 5.43   | 305,275    | 5.49   | 681,150    | 7.78   | 540,260    | 8.13   |
| 28      | 498,141    | 6.10   | 358,321    | 5.98   | 767,536    | 7.72   | 573,551    | 8.06   |
| 29      | 618,001    | 6.85   | 440,396    | 6.62   | 848,752    | 7.63   | 640,387    | 8.02   |
| 30      | 745,709    | 7.18   | 513,790    | 7.04   | 940,052    | 7.48   | 688,475    | 7.91   |
| 31      | 899,219    | 7.32   | 559,813    | 7.14   | 1,050,947  | 7.29   | 706,611    | 7.51   |
| 32      | 953,678    | 7.46   | 636,214    | 7.23   | 1,057,597  | 6.98   | 769,381    | 7.44   |
| 33      | 960,048    | 7.42   | 705,388    | 7.25   | 1,017,221  | 6.84   | 823,591    | 7.36   |
| 34      | 615,517    | 6.64   | 782,884    | 7.48   | 643,937    | 6.05   | 883,417    | 7.24   |
| 35      | 678,917    | 6.49   | 871,155    | 7.29   | 705,709    | 5.56   | 957,841    | 7.11   |
| 36      | 849,504    | 6.47   | 991,352    | 7.22   | 870,584    | 5.64   | 1,058,013  | 6.72   |
| 37      | 837,140    | 6.09   | 1,012,146  | 7.08   | 848,512    | 5.05   | 1,055,239  | 6.83   |
| 38      | 875,762    | 5.73   | 992,650    | 7.20   | 874,418    | 4.88   | 1,007,596  | 6.36   |
| 39      | 865,320    | 5.26   | 625,754    | 6.43   | 856,456    | 4.52   | 634,947    | 5.61   |
| 40      | 797,345    | 4.87   | 681,795    | 6.15   | 785,410    | 4.18   | 693,473    | 5.41   |
| 41      | 702,791    | 4.63   | 844,192    | 6.30   | 686,354    | 3.78   | 850,130    | 5.43   |
| 42      | 759,231    | 4.52   | 826,640    | 5.69   | 739,637    | 3.64   | 825,456    | 5.02   |
| 43      | 790,335    | 4.23   | 861,182    | 5.71   | 760,895    | 3.36   | 849,520    | 4.98   |
| 44      | 805,228    | 3.87   | 847,804    | 5.41   | 766,075    | 2.98   | 830,578    | 4.37   |
| 45      | 780,134    | 3.87   | 778,216    | 4.98   | 738,471    | 2.77   | 759,949    | 4.09   |
| 46      | 750,817    | 3.37   | 684,399    | 4.83   | 706,173    | 2.48   | 662,846    | 3.55   |
| 47      | 762,230    | 3.26   | 737,585    | 4.46   | 711,598    | 2.33   | 712,021    | 3.45   |
| 48      | 753,574    | 2.98   | 766,204    | 4.23   | 692,698    | 2.12   | 732,003    | 3.03   |
| 49      | 737,464    | 2.71   | 778,486    | 3.89   | 674,432    | 1.85   | 734,925    | 2.79   |
| 50歳以上   | 11,129,064 | 1.15   | 13,178,916 | 1.52   | 9,109,680  | 0.59   | 10,927,846 | 0.80   |
| 15 - 19 | 13,819     | 0.03   | 11,570     | 0.06   | 38,381     | 0.22   | 37,465     | 0.33   |
| 20 - 24 | 320,888    | 1.52   | 307,892    | 1.94   | 848,796    | 3.52   | 723,672    | 4.00   |
| 25 - 29 | 2,003,097  | 5.35   | 1,528,626  | 5.41   | 3,348,413  | 7.53   | 2,621,907  | 7.85   |
| 30 - 34 | 4,174,171  | 7.24   | 3,198,089  | 7.24   | 4,709,754  | 7.00   | 3,871,475  | 7.48   |
| 35 - 39 | 4,106,643  | 6.00   | 4,493,057  | 7.09   | 4,155,679  | 5.12   | 4,713,636  | 6.60   |
| 40 - 44 | 3,854,930  | 4.42   | 4,061,613  | 5.85   | 3,738,371  | 3.58   | 4,049,157  | 5.03   |
| 45 - 49 | 3,784,219  | 3.25   | 3,744,890  | 4.47   | 3,523,372  | 2.32   | 3,601,744  | 3.38   |
| 50 - 54 | 3,343,680  | 2.05   | 3,634,250  | 2.97   | 3,007,949  | 1.36   | 3,351,423  | 1.95   |
| 55 - 59 | 2,356,314  | 1.35   | 3,170,097  | 1.76   | 2,324,015  | 0.75   | 2,805,043  | 1.07   |
| 60 - 64 | 1,800,512  | 0.83   | 2,194,436  | 1.03   | 1,599,365  | 0.42   | 2,076,602  | 0.54   |
| 65 - 69 | 1,559,872  | 0.65   | 1,608,421  | 0.64   | 1,140,049  | 0.20   | 1,322,601  | 0.27   |
| 70 - 74 | 1,102,537  | 0.41   | 1,293,058  | 0.47   | 649,889    | 0.10   | 833,946    | 0.13   |
| 75歳以上   | 966,149    | 0.26   | 1,278,654  | 0.28   | 388,413    | 0.03   | 538,231    | 0.04   |

総数は15歳以上有配偶人口に対する率。

## 書評・紹介

鈴木継美・大塚柳太郎・柏崎 浩著

### 『人類生態学』

東京大学出版会, 1990年, iv + 231pp.

21世紀にかけて人類が解決の途を見出さなければならない最大の課題は環境問題である。しかも、それは一部の国や地域の環境問題ではなく、人間の生存を可能にしている地球自体の環境問題といえるであろう。人類が長い歴史の中でかつて直面したことのない次元の問題、いいかえれば人類の生存にかかわる問題である。多くの生態学者は、1990年代にどのような環境対策がとられるかによって、人類の生存か、破局かが決定されるという。つまり、人間と環境との関係はこのように極めて切迫した段階に達している。

このような人間と環境については、極めて学際的な広い視野からの分析が必要であるが、この分野を担当する人類生態学の歴史はそれほど古くはなく、また一般の理解もなおはなはだ乏しい。このような学問的背景の中で、ここで紹介する鈴木、大塚、柏崎の3人の専門家による『人類生態学』は、そのような意味でまことに時宜を得たものといえる。

本書は東京大学医学部保健学科に人類生態学教室が創立されてから今日に至る20年間の研究成果を体系化したものとして、極めてユニークな特徴をもっている。第1章 人間とその環境、第2章 環境と人間を繋ぐもの、第3章 人間の適応のとらえ方、第4章 現代社会と人類生態学の4つの章から構成されており、それぞれほぼ10ページでバランスのとれた配分となっている。

本書は人口学との関係において注目すべき特徴がみられる。それは人口学においてとり扱われる主要なトピックはすべてこの人類生態学においても包含されていることである。たとえば、“産業革命と人口転換”(第1章の3)、“疾病、死因”(第2章の7)、“長寿命”、“人口再生産のメカニズム”、“人口変動”(第3章のそれぞれ9, 10, 11)、“都市化、産業化と人間”、“今後の人口移動”、“長寿命と高齢化”(第4章のそれぞれ12, 13, 15)というように、人口学におけるもっとも基本的現象というべき出生、死亡、移動およびその総合的結果としての人口変動(増加、減少や将来推計)が論じられている。しかし、これらの人口上の変動も人間の環境への適応といった観点からとらえられており、人口学の視点とは異なっている点に特徴がみられる。この点からも人口学者にとって興味深い新しい知見を提供する。

今日の環境悪化の基本的原因は、すべて人間の行動の結果である。科学技術の進歩は生活水準の著しい上昇をもたらしたが反面において、エネルギーの消費過大による環境悪化や資源の枯渇を惹き起こしている。このような環境悪化や破壊は人口の激増によって加速化される。世界人口は1987年に50億、1990年には53億に達したと推計されているが、あと10年で約10億近く増加して2000年には62.5億になる。現在1年間に1億近い増加が持続している。さらに2025年には85億と推計されている。このような人口激増と1人あたりの生活水準の上昇が加わるとすると有限の地球と環境の悪化は人類の生存を危機に導くことは明らかであろう。

このような人口変動における戦後の人口の爆発的増加は、地球環境の悪化に直接的な影響をもっているだけに、人口学と人類生態学との共同研究を深化させることの必要性が痛感される。人類と環境とのどのような適応が可能であるかといった理論的、政策論的研究は両分野の専門家の密接な研究体制の樹立が望まれる。

本書の著者等は、新しく勉強する若い人達を対象としているようであるが、現代社会における人類生態学的視点の重要性(まえがき)は他の分野の専門家にとっても特に重要な指摘である。

なお、ここでの“人類生態学”は、社会学の一部門として考えられている人間生態学や、社会生態学とは異なっていることを付記しておこう。

(内野澄子)

(a) Poder Ejecutivo Federal,  
*Plan Nacional de Desarrollo 1989~1994*

S. P. P., México, 1989, 143 pp.

(b) Consejo Nacional de Población,  
*Programa Nacional de Población 1989~1994*

CONAPO, México, D. F., 1989, 62 pp.

今日まで、日本では、人口学を専門とする研究者の間でラテンアメリカ地域の人口政策、人口問題は、同じ発展途上国でもアジア諸国に較べ関心の対象になることが少なかった。上掲2書はメキシコにおける現政権の基本構想である『(a) 国家開発計画』とこれに基づく人口に関する (b) 執行プログラムである。

メキシコの場合、ブカレスト世界人口会議（1974年）前後から、人口問題の存在を深く認識し相次ぐ法律改正、公的機関の創設等を通じて人口状況の変化のため政府が主体的に取り組み、民間機関を含めた人口活動により出生力転換に成果を示しつつある。本書によって、途上国での国家開発における人口問題の位置づけ等、一国の例とはいえ、その人口政策と取り組み姿勢の一端を知ることができる。

『(a) 国家開発計画』は、全7章から構成され、このうち、特に人口とその周辺の問題を扱っているのは6章である。同章では、国民の生活水準向上を中心テーマに、雇用の創設、労働者の生活水準の維持、絶対的貧困の追放等に言及し、社会福祉の項で人口を取り扱っている。

かつて、O. Lewisが『貧困の文化（Five Families; Mexican Case in the Culture of Poverty, 1959）』でメキシコの都市下層家族について、向上心の欠如、家族関係の崩壊、無気力性、暴力性等を見出し、この状態が世代から世代へと再生産される。すなわち、文化としての貧困の存在を詳述し、都鄙あるいは国、地域を超えて普遍的であると指摘した。こうしたサブ・カルチャーを貧困者自身の問題として捉えたLewisの考え方は、後に批判されるが、農村から都市への移動や貧困の問題は、今日でも人口と開発に密接な関係をもっている。ECLACによれば、生活の必要最低限（栄養、住居、衣料）を満たすことのできない貧困層が、メキシコ全人口中約3割を占め、今後、その比率は減少しても絶対数は増加すると予測している。また、貧困に係わる指標と出生行動（出生力水準）との間には密接な相関があることは周知であるが、国家予算の分配にはこれらのことが考慮され、「社会的・経済的インフラ整備（教育、医療、住宅等）、低所得層の要求に優先順位を置く」とし、国民の社会的公正にまで及ぶ構造改革を掲げ、いわゆる社会政策・社会計画型の施策と理解される。

人口問題自体については、「人口動態、人口分布の問題は、国家開発上の根本問題である、同時に経済活動の地方分散も優先事項である」（6章）とし、さらに、本書(b)冒頭にも大統領自身の言葉として「人口と開発は永続的でしかも密接な関係をもつ、……大いなる挑戦をせねばならない。しかし、同時に新しい水平線が切り開かれている」と述べ、人口問題の解決が国家・社会開発の一環と認識され、また重要な戦略変数とも位置づけられている。

人口問題解決のための重点施策として、開発計画には、(i) 人口に関する教育的活動、家族計画の強化を通じて出生力の低下を引き続き促進し、(ii) 地域開発を促進し国内人口移動及び分布の是正を図る、という2点が掲示されている。前の2政権と同内容であるが、前政権では方策メソッドとして、人口教育の位置づけが高かったのに対し、現政権では、『国家開発計画』で家族計画の強化を謳うことになった。それは、90%がカトリック教徒である国民の間にも家族計画が浸透し根づいたと判断した由であろうか。

本書(a)は、その性格上、鳥瞰的な内容になっている。このマスタープランに基づく、人口関係の具体的執行プログラムが(b)で、人口政策の枠組、診断及び目的・サブプログラム・評価と題される3章から構成されている。第1章は、本格的な人口政策の開始される1974年以前を含めた人口政策小史と言ってもよく、人口問題への取り組みが、民間組織を含めて法的、制度的にレビューされている。診断の章では、1974年以降の人口動向の状況と将来予測及び人口活動（機能別プログラム）の検討がなされ、第3章では、具体的到達目標数字を掲げるなどし、また同時にこの「国家人口プログラム」のサブプログラム、例えば「女性参加のプログラム」「人口教育プログラム」「人口コミュニケーションプログラム」等の現政権での目標が掲示してある。また、人口に関する省別プログラムには、他に「国家保健プログラム」「国家家族計画プログラム」等があり併読されるとこの分野に関する理解が深まるであろう。

(西岡八郎記)

## わが国の出生力に関する主要指標：1989年

わが国の出生力に関する指標、すなわち女子の年齢別出生率および合計特殊出生率の算定は、人口再生産指標<sup>1)</sup>(標準化人口動態率、女子の人口再生産率、女子の安定人口諸指標)の一環として行ってきており、また地域別出生力指標<sup>2)</sup>についても毎年発表してきている。本報告は、1989年における女子の年齢別出生率および出生順位別出生率について算定し、その結果を紹介するものである。また、1955年以降の各指標<sup>3)</sup>についても併せて掲載し最近の出生力の変動の概観について若干の分析を行ったものである。(石川 晃)

### 結果の説明

1989年の合計特殊出生率は、1.57となり前年(88年)の1.66に比べ0.08ポイントの低下となった。これは、1966年のヒノエウマ(1.58)より低く、過去最低の値となった。過去に遡ってみると、1974年以降急減した合計特殊出生率は、81年に1.74まで低下し、その後84年には1.81まで回復した。しかしまた低下に転じ、85年以降現在まで低下傾向が続いてきている。

出生順位別に合計特殊出生率をみると、第1子0.67、第2子0.61、第3子0.25、第4子0.04、第5子以上0.01となり、前年(88年)に比べ全ての出生順位で低下した。全体(合計特殊出生率)に占める割合は、第1子43%、第2子39%、第3子16%、第4子以上3%となった。また、第1子と第2子との合計では8割を超え、第3子まで含めると97%になる。

出生順位別出生率について1955年以降の推移をみると、第1子と第2子は1965年前後まで上昇し、ヒノエウマの年(1966年)を境に緩やかに低下してきている。第3子は1965年まで低下した後、1973年まで緩やかに上昇していた。その後1974年、75年と急減した後、再び上昇に転じ徐々に回復してきていたが、89年に若干低下した。第4子以上については、1955年以降一貫して低下している。

女子の年齢別出生率を1960年以降比較すると、年齢パターンに大きな変化がみられる。総数について1960年と70年とを比較すると、ピーク年齢(26歳)前後において増加がみられたが、1980年には全年齢において低下し、そのレベルは25歳以下では1960年より低く、それ以上の年齢ではほぼ同水準であった。1980年と89年を比べると、28歳以下で著しい低下がみられ、それ以上の年齢では逆に上昇しており、近年における晩産化傾向が進んできていることを示している。

1) 1988年分については、「わが国の出生力に関する主要指標：1988年」、『人口問題研究』、第45巻第3号(通巻192号)、1989年10月、および「全国人口の再生産に関する主要指標：1988年」、『人口問題研究』、第45巻第4号(通巻193号)、1990年1月に掲載。

1989年分については、「全国人口の再生産に関する主要指標：1989年」、『人口問題研究』、第46巻第4号(通巻197号)、1991年1月に掲載予定。

2) 1988年分については、「都道府県別女子の年齢(5歳階級)別特殊出生率および合計特殊出生率：1988年」、『人口問題研究』、第46巻第1号(通巻第194号)、1990年4月に掲載。

3) 母の年齢(各歳)別、出生順位別出生数は、厚生省大臣官房統計情報部(統計調査部)「人口動態統計」によって得られるが、1965年および68年以降について表章されるようになった。1955年以降64年までについては、母の年齢が5歳階級別にしか得られず、また1966年および67年については嫡出児によるものしかないため、別途推計を行った。

推計方法は、1964年以前については、母の年齢各歳別出生数および各出生順位別5歳階級出生数を基に、5歳階級別出生数を各歳に配分し、総数が一致するまでイタレーションを行った。1966年および67年については嫡出児と総出生児との比を用い推計した。

詳細については以下の論文を参照。

1965年以降81年までについては、石川晃、「わが国の出生順位別出生率の動向」、『人口問題研究』、第164号、1982年10月に掲載。

出生順位別出生率をコホートの観察したものとして以下のものがある。

石川晃、「わが国女子の追加出生確率について」、『人口問題研究』、第167号、1983年7月。

石川晃、「わが国女子の出生力表：1950～88年」、『研究資料第263号』、1990年1月。

表1 女子の年齢別出生順位別出生率：1989年

| 年 齢   | 総 数     | 第 1 子   | 第 2 子   | 第 3 子   | 第 4 子   | 第 5 子～  |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 15    | 0.00013 | 0.00013 | —       | 0.00000 | —       | —       |
| 16    | 0.00057 | 0.00056 | 0.00001 | 0.00000 | —       | —       |
| 17    | 0.00208 | 0.00200 | 0.00007 | 0.00000 | —       | —       |
| 18    | 0.00474 | 0.00441 | 0.00032 | 0.00001 | —       | —       |
| 19    | 0.01072 | 0.00962 | 0.00103 | 0.00006 | —       | —       |
| 20    | 0.01845 | 0.01577 | 0.00254 | 0.00014 | 0.00001 | 0.00000 |
| 21    | 0.02924 | 0.02312 | 0.00571 | 0.00039 | 0.00002 | 0.00000 |
| 22    | 0.03864 | 0.02857 | 0.00921 | 0.00083 | 0.00003 | 0.00000 |
| 23    | 0.06891 | 0.04839 | 0.01838 | 0.00202 | 0.00010 | 0.00002 |
| 24    | 0.08846 | 0.06024 | 0.02466 | 0.00330 | 0.00024 | 0.00002 |
| 25    | 0.11677 | 0.07452 | 0.03621 | 0.00560 | 0.00039 | 0.00005 |
| 26    | 0.14289 | 0.08134 | 0.05174 | 0.00906 | 0.00067 | 0.00008 |
| 27    | 0.15937 | 0.07871 | 0.06533 | 0.01411 | 0.00108 | 0.00014 |
| 28    | 0.16233 | 0.06580 | 0.07455 | 0.02004 | 0.00171 | 0.00024 |
| 29    | 0.15292 | 0.05051 | 0.07407 | 0.02580 | 0.00223 | 0.00032 |
| 30    | 0.13638 | 0.03729 | 0.06526 | 0.03045 | 0.00295 | 0.00043 |
| 31    | 0.11175 | 0.02569 | 0.05142 | 0.03059 | 0.00354 | 0.00051 |
| 32    | 0.09179 | 0.01824 | 0.03918 | 0.02953 | 0.00419 | 0.00063 |
| 33    | 0.07038 | 0.01298 | 0.02774 | 0.02467 | 0.00426 | 0.00073 |
| 34    | 0.05164 | 0.00957 | 0.01912 | 0.01836 | 0.00382 | 0.00076 |
| 35    | 0.03816 | 0.00704 | 0.01344 | 0.01350 | 0.00331 | 0.00087 |
| 36    | 0.02647 | 0.00506 | 0.00919 | 0.00886 | 0.00257 | 0.00078 |
| 37    | 0.01793 | 0.00349 | 0.00614 | 0.00569 | 0.00193 | 0.00068 |
| 38    | 0.01232 | 0.00254 | 0.00418 | 0.00361 | 0.00136 | 0.00063 |
| 39    | 0.00803 | 0.00181 | 0.00267 | 0.00217 | 0.00089 | 0.00049 |
| 40    | 0.00489 | 0.00113 | 0.00150 | 0.00124 | 0.00063 | 0.00040 |
| 41    | 0.00285 | 0.00069 | 0.00083 | 0.00074 | 0.00033 | 0.00026 |
| 42    | 0.00151 | 0.00036 | 0.00043 | 0.00034 | 0.00022 | 0.00016 |
| 43    | 0.00094 | 0.00021 | 0.00024 | 0.00023 | 0.00014 | 0.00012 |
| 44    | 0.00040 | 0.00009 | 0.00008 | 0.00010 | 0.00006 | 0.00008 |
| 45    | 0.00017 | 0.00003 | 0.00003 | 0.00003 | 0.00003 | 0.00004 |
| 46    | 0.00007 | 0.00001 | 0.00001 | 0.00001 | 0.00001 | 0.00001 |
| 47    | 0.00002 | 0.00000 | 0.00001 | 0.00000 | 0.00001 | 0.00001 |
| 48    | 0.00001 | 0.00000 | —       | 0.00000 | —       | 0.00000 |
| 49    | 0.00001 | 0.00000 | —       | 0.00000 | —       | 0.00000 |
| 合 計   | 1.57192 | 0.66994 | 0.60529 | 0.25149 | 0.03672 | 0.00847 |
| 平均年齢  | 28.84   | 27.05   | 29.34   | 31.52   | 33.34   | 35.30   |
| 15～19 | 0.00354 | 0.00325 | 0.00028 | 0.00001 | —       | —       |
| 20～24 | 0.04744 | 0.03437 | 0.01169 | 0.00129 | 0.00008 | 0.00001 |
| 25～29 | 0.14645 | 0.07030 | 0.06001 | 0.01477 | 0.00120 | 0.00016 |
| 30～34 | 0.09187 | 0.02063 | 0.04028 | 0.02659 | 0.00375 | 0.00061 |
| 35～39 | 0.01959 | 0.00382 | 0.00677 | 0.00640 | 0.00193 | 0.00068 |
| 40～44 | 0.00238 | 0.00056 | 0.00070 | 0.00060 | 0.00031 | 0.00022 |
| 45～49 | 0.00006 | 0.00001 | 0.00001 | 0.00001 | 0.00001 | 0.00001 |

率算出の分子（出生数）は、厚生省大臣官房統計情報部『平成元年人口動態統計』によるもので、日本における日本人のものをを用いた。なお、各出生順位別に、母の年齢が15歳未満の出生数については15歳に、50歳以上のそれは49歳にそれぞれ含め、年齢不詳の出生数は既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正を行った。分母人口は、総務庁統計局『平成元年10月1日現在推計人口』による日本人女子人口を用いた。

平均出生年齢については、年齢各歳別出生率（ $f_x$ ）を用いその年齢（ $x$ ）に0.5を加えた数値を用いて計算した。

$$\text{平均出生年齢} = \frac{\sum [f_x \times (x + 0.5)]}{\sum f_x}$$

なお、表中“—”は出生数が0を示す。

表2 出生順位別、合計特殊出生率の推移：1955～89年

| 年次   | 総数      | 第1子     | 第2子     | 第3子     | 第4子     | 第5子～    |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1955 | 2.36938 | 0.72067 | 0.60197 | 0.46289 | 0.28322 | 0.29596 |
| 1956 | 2.22276 | 0.73914 | 0.59427 | 0.39885 | 0.24442 | 0.24630 |
| 1957 | 2.04286 | 0.72244 | 0.58802 | 0.34732 | 0.19220 | 0.19309 |
| 1958 | 2.11018 | 0.81032 | 0.63162 | 0.33921 | 0.16436 | 0.16487 |
| 1959 | 2.03870 | 0.83773 | 0.63022 | 0.30715 | 0.13288 | 0.13089 |
| 1960 | 2.00384 | 0.86696 | 0.64850 | 0.28385 | 0.10656 | 0.09816 |
| 1961 | 1.96075 | 0.86999 | 0.66616 | 0.26159 | 0.08804 | 0.07507 |
| 1962 | 1.97563 | 0.91496 | 0.68577 | 0.24588 | 0.07257 | 0.05657 |
| 1963 | 2.00470 | 0.93361 | 0.71855 | 0.24183 | 0.06486 | 0.04592 |
| 1964 | 2.04931 | 0.95906 | 0.75441 | 0.24063 | 0.05829 | 0.03702 |
| 1965 | 2.13926 | 0.99341 | 0.81339 | 0.24637 | 0.05499 | 0.03109 |
| 1966 | 1.57756 | 0.79961 | 0.53978 | 0.17189 | 0.04136 | 0.02481 |
| 1967 | 2.22535 | 0.99819 | 0.89861 | 0.25600 | 0.04889 | 0.02360 |
| 1968 | 2.13331 | 0.96665 | 0.84354 | 0.25518 | 0.04687 | 0.02108 |
| 1969 | 2.13114 | 0.94522 | 0.84450 | 0.27384 | 0.04788 | 0.01969 |
| 1970 | 2.13494 | 0.94277 | 0.84373 | 0.28243 | 0.04727 | 0.01874 |
| 1971 | 2.15783 | 0.93034 | 0.86430 | 0.29700 | 0.04839 | 0.01780 |
| 1972 | 2.14245 | 0.93308 | 0.84206 | 0.30094 | 0.04867 | 0.01770 |
| 1973 | 2.14066 | 0.92579 | 0.83287 | 0.31205 | 0.05121 | 0.01874 |
| 1974 | 2.04885 | 0.90598 | 0.79562 | 0.28494 | 0.04579 | 0.01652 |
| 1975 | 1.90941 | 0.86223 | 0.75955 | 0.23616 | 0.03696 | 0.01452 |
| 1976 | 1.85207 | 0.82915 | 0.74830 | 0.22683 | 0.03447 | 0.01331 |
| 1977 | 1.80061 | 0.79472 | 0.73611 | 0.22470 | 0.03268 | 0.01240 |
| 1978 | 1.79172 | 0.78522 | 0.73461 | 0.22897 | 0.03158 | 0.01136 |
| 1979 | 1.76935 | 0.78121 | 0.71511 | 0.23194 | 0.03074 | 0.01036 |
| 1980 | 1.74652 | 0.78532 | 0.69183 | 0.22946 | 0.03028 | 0.00963 |
| 1981 | 1.74146 | 0.79166 | 0.67974 | 0.23003 | 0.03072 | 0.00931 |
| 1982 | 1.76983 | 0.79759 | 0.69098 | 0.23940 | 0.03238 | 0.00947 |
| 1983 | 1.80057 | 0.80890 | 0.69832 | 0.24998 | 0.03405 | 0.00933 |
| 1984 | 1.81085 | 0.79785 | 0.70633 | 0.26093 | 0.03613 | 0.00962 |
| 1985 | 1.76397 | 0.76114 | 0.69502 | 0.26278 | 0.03579 | 0.00924 |
| 1986 | 1.72324 | 0.74210 | 0.67484 | 0.26101 | 0.03627 | 0.00902 |
| 1987 | 1.69071 | 0.72139 | 0.66231 | 0.26240 | 0.03593 | 0.00869 |
| 1988 | 1.65636 | 0.69905 | 0.64748 | 0.26377 | 0.03721 | 0.00885 |
| 1989 | 1.57192 | 0.66994 | 0.60529 | 0.25149 | 0.03672 | 0.00847 |

図1 出生順位別、合計特殊出生率：1955～89年

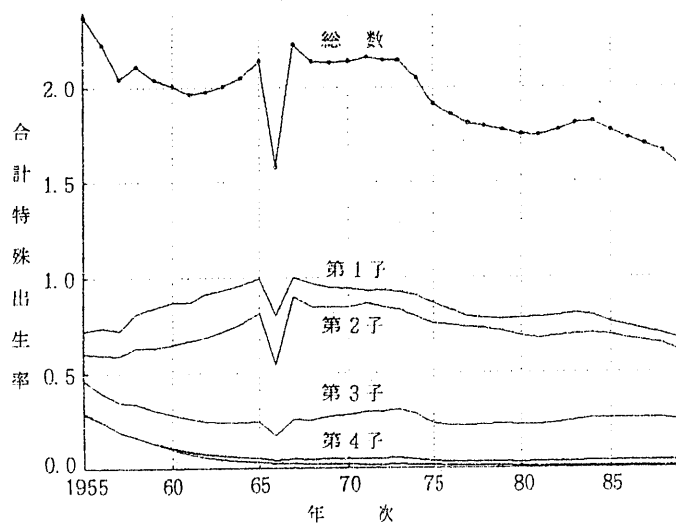


表3 出生順位別, 平均出生年齢の推移: 1955~89年

(歳)

| 年次   | 総数    | 第1子   | 第2子   | 第3子   | 第4子   | 第5子~  |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1955 | 28.85 | 25.11 | 27.56 | 29.94 | 31.97 | 35.83 |
| 1956 | 28.64 | 25.21 | 27.64 | 30.01 | 32.08 | 35.76 |
| 1957 | 28.44 | 25.36 | 27.72 | 30.03 | 32.14 | 35.68 |
| 1958 | 28.23 | 25.44 | 27.82 | 30.08 | 32.23 | 35.71 |
| 1959 | 28.07 | 25.53 | 27.94 | 30.12 | 32.30 | 35.82 |
| 1960 | 27.87 | 25.61 | 27.99 | 30.13 | 32.24 | 35.85 |
| 1961 | 27.79 | 25.73 | 28.07 | 30.14 | 32.23 | 35.91 |
| 1962 | 27.70 | 25.80 | 28.18 | 30.19 | 32.22 | 35.99 |
| 1963 | 27.71 | 25.88 | 28.30 | 30.24 | 32.25 | 35.94 |
| 1964 | 27.70 | 25.91 | 28.39 | 30.33 | 32.29 | 36.00 |
| 1965 | 27.70 | 25.89 | 28.45 | 30.42 | 32.34 | 35.94 |
| 1966 | 27.65 | 25.92 | 28.54 | 30.57 | 32.47 | 36.01 |
| 1967 | 27.75 | 25.89 | 28.54 | 30.59 | 32.43 | 35.85 |
| 1968 | 27.77 | 25.88 | 28.57 | 30.71 | 32.54 | 35.77 |
| 1969 | 27.78 | 25.86 | 28.51 | 30.73 | 32.52 | 35.66 |
| 1970 | 27.75 | 25.82 | 28.46 | 30.76 | 32.55 | 35.50 |
| 1971 | 27.74 | 25.77 | 28.41 | 30.72 | 32.54 | 35.35 |
| 1972 | 27.67 | 25.68 | 28.36 | 30.68 | 32.50 | 35.37 |
| 1973 | 27.64 | 25.63 | 28.29 | 30.63 | 32.45 | 35.15 |
| 1974 | 27.54 | 25.61 | 28.20 | 30.59 | 32.48 | 35.28 |
| 1975 | 27.46 | 25.66 | 28.15 | 30.51 | 32.45 | 35.25 |
| 1976 | 27.47 | 25.74 | 28.14 | 30.43 | 32.34 | 35.27 |
| 1977 | 27.56 | 25.87 | 28.19 | 30.39 | 32.32 | 35.27 |
| 1978 | 27.63 | 25.95 | 28.26 | 30.38 | 32.35 | 35.17 |
| 1979 | 27.70 | 26.02 | 28.35 | 30.40 | 32.28 | 35.31 |
| 1980 | 27.75 | 26.07 | 28.43 | 30.50 | 32.33 | 35.19 |
| 1981 | 27.84 | 26.17 | 28.53 | 30.61 | 32.38 | 35.14 |
| 1982 | 27.93 | 26.25 | 28.60 | 30.72 | 32.48 | 35.16 |
| 1983 | 28.03 | 26.32 | 28.69 | 30.86 | 32.59 | 35.10 |
| 1984 | 28.15 | 26.40 | 28.76 | 30.95 | 32.72 | 35.06 |
| 1985 | 28.28 | 26.52 | 28.84 | 31.03 | 32.83 | 35.08 |
| 1986 | 28.40 | 26.66 | 28.94 | 31.13 | 32.95 | 35.05 |
| 1987 | 28.55 | 26.80 | 29.05 | 31.25 | 33.00 | 35.24 |
| 1988 | 28.70 | 26.92 | 29.19 | 31.37 | 33.22 | 35.27 |
| 1989 | 28.84 | 27.05 | 29.34 | 31.52 | 33.34 | 35.30 |

図2 出生順位別, 平均出生年齢の推移: 1955~89年

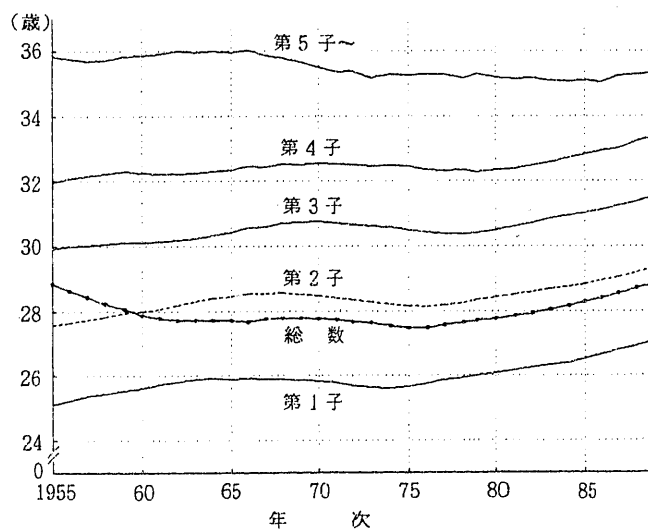
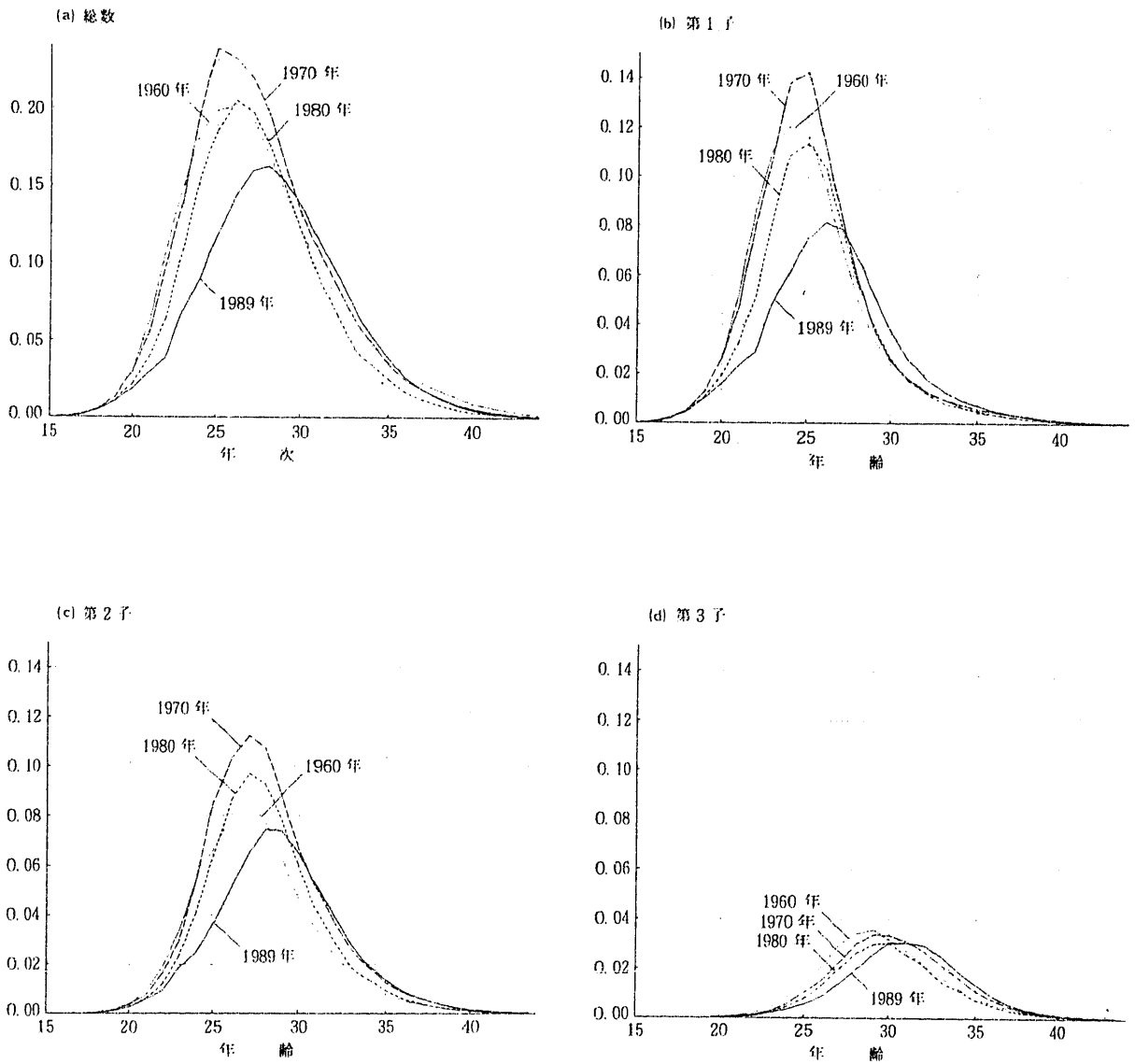


図3 出生順位別、女子の年齢別出生率：1960，70，80，89年





## 主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新年版（1988年版<sup>1)</sup>に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は従来より人口情報部人口解析センターで毎年行い、本欄に結果を掲載している<sup>2)</sup>。

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

図1 65歳以上人口割合と平均年齢および中位数年齢との相関

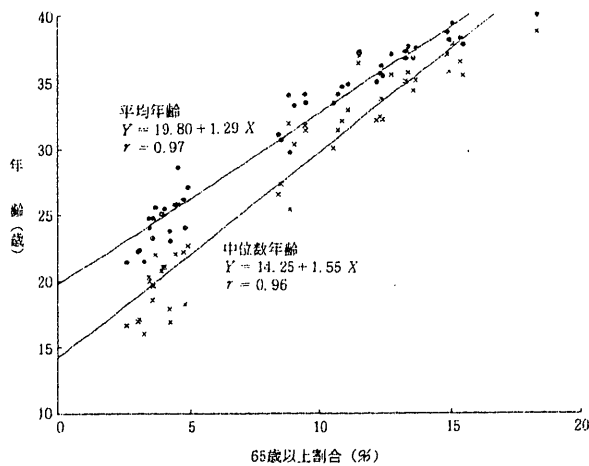
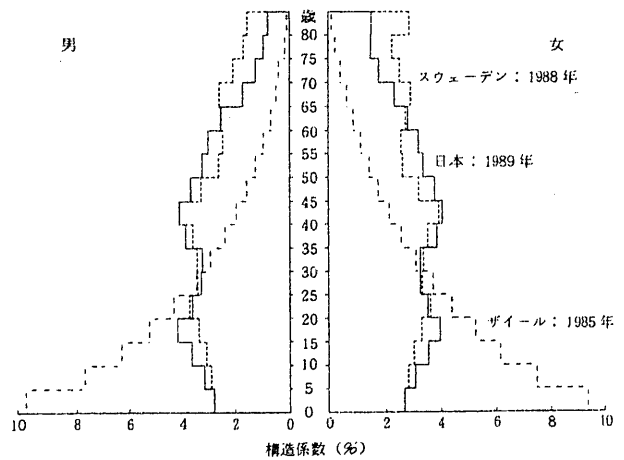


図2 人口ピラミッドの比較：日本、スウェーデン、ザイール



1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 1988*, Fortieth Issue, New York, 1990.

最新年版に掲載のない国については、それ以前の最近年版を用いた。

日本については、総務庁統計局『平成元年10月1日現在推計人口』（人口推計資料 No.62）による。

2) 1987年版によるものは、『人口問題研究』、第46巻2号（通巻195号）、1990年7月に掲載。

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

4) 従属人口指数総数＝年少人口指数＋老年人口指数

年少人口指数＝（0～14歳人口）／（15～64歳人口）

老年人口指数＝（65歳以上人口）／（15～64歳人口）

5) 老年化指数＝（65歳以上人口）／（0～14歳人口）

6) 各年齢（5歳）階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に2.5歳を加えた年齢とし、平均年齢算出に用いた。最終の年齢階級（open end）の代表年齢は、日本における1985年の年齢各歳別人口による平均年齢を用いた。すなわち、65歳以上は73.84歳、70歳以上は77.09歳、75歳以上は80.64歳、80歳以上は84.42歳、85歳以上は88.33歳をそれぞれ用いた。

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

表 主要国の年齢（3区分）別人口割合および年齢構造に関する主要指標：最新年次

| 国・地域                   | (年次)   | 人口総数<br>(1,000人) | 割合 (%) |        |       |    | 平均年齢<br>(歳) | 中位数<br>年齢歳 | 従属人口指数 (%) |       |       | 老年化<br>指数(%) |
|------------------------|--------|------------------|--------|--------|-------|----|-------------|------------|------------|-------|-------|--------------|
|                        |        |                  | 0~14歳  | 15~64歳 | 65歳以上 | 順位 |             |            | 総数         | 年少    | 老年    |              |
| 〔アフリカ〕                 |        |                  |        |        |       |    |             |            |            |       |       |              |
| エジプト                   | (1983) | 45,915           | 39.92  | 56.48  | 3.60  | 41 | 24.73       | 19.62      | 77.05      | 70.69 | 6.37  | 9.01         |
| エチオピア                  | (1985) | 47,882           | 46.54  | 49.22  | 4.25  | 35 | 23.01       | 16.91      | 103.18     | 94.55 | 8.63  | 9.13         |
| 南アフリカ                  | (1985) | 23,386           | 35.05  | 60.20  | 4.75  | 32 | 26.18       | 22.20      | 66.10      | 58.22 | 7.89  | 13.55        |
| タンザニア連合共和国             | (1985) | 21,733           | 47.84  | 48.95  | 3.20  | 45 | 21.47       | 16.02      | 104.28     | 97.73 | 6.54  | 6.69         |
| ザイール                   | (1985) | 30,981           | 46.59  | 50.84  | 2.57  | 48 | 21.40       | 16.64      | 96.71      | 91.65 | 5.06  | 5.52         |
| 〔アメリカ〕                 |        |                  |        |        |       |    |             |            |            |       |       |              |
| カナダ                    | (1987) | 25,625           | 21.16  | 67.94  | 10.90 | 20 | 34.65       | 32.06      | 47.20      | 31.15 | 16.04 | 51.50        |
| キューバ                   | (1986) | 10,246           | 24.82  | 66.74  | 8.43  | 29 | 31.08       | 26.53      | 49.83      | 37.19 | 12.63 | 33.97        |
| メキシコ                   | (1985) | 78,524           | 41.85  | 54.59  | 3.56  | 42 | 23.18       | 18.55      | 83.18      | 76.65 | 6.52  | 8.51         |
| アメリカ合衆国                | (1987) | 243,400          | 21.53  | 66.21  | 12.26 | 16 | 35.00       | 32.13      | 51.02      | 32.51 | 18.51 | 56.94        |
| アルゼンチン                 | (1985) | 30,564           | 30.99  | 60.46  | 8.54  | 28 | 30.73       | 27.30      | 65.39      | 51.26 | 14.13 | 27.56        |
| ブラジル                   | (1987) | 141,452          | 35.95  | 59.62  | 4.43  | 34 | 25.77       | 22.02      | 67.73      | 60.30 | 7.43  | 12.32        |
| コロンビア                  | (1985) | 27,838           | 36.07  | 60.01  | 3.92  | 38 | 25.02       | 21.04      | 66.63      | 60.10 | 6.53  | 10.86        |
| 〔アジア〕                  |        |                  |        |        |       |    |             |            |            |       |       |              |
| バンラデシュ                 | (1981) | 90,457           | 45.82  | 51.23  | 2.96  | 47 | 22.24       | 16.98      | 95.22      | 89.44 | 5.77  | 6.45         |
| 中国                     | (1982) | 1,003,914        | 33.59  | 61.50  | 4.91  | 30 | 27.11       | 22.65      | 62.61      | 54.63 | 7.98  | 14.61        |
| インド                    | (1987) | 781,374          | 37.24  | 58.75  | 4.01  | 37 | 25.46       | 21.07      | 70.22      | 63.40 | 6.82  | 10.76        |
| インドネシア                 | (1985) | 164,047          | 39.36  | 57.24  | 3.40  | 44 | 24.75       | 20.31      | 74.69      | 68.76 | 5.93  | 8.63         |
| イラン                    | (1986) | 49,857           | 45.47  | 51.45  | 3.01  | 46 | 22.36       | 17.14      | 94.23      | 88.37 | 5.86  | 6.63         |
| イスラエル                  | (1987) | 4,369            | 32.17  | 58.95  | 8.88  | 26 | 29.74       | 25.43      | 69.63      | 54.57 | 15.07 | 27.61        |
| 日本                     | (1989) | 123,255          | 18.82  | 69.57  | 11.61 | 17 | 37.24       | 36.95      | 43.75      | 27.06 | 16.69 | 61.68        |
| 韓国                     | (1988) | 41,975           | 27.28  | 68.18  | 4.54  | 33 | 28.66       | 25.81      | 46.67      | 40.01 | 6.66  | 16.64        |
| ミャンマー                  | (1987) | 38,541           | 37.31  | 58.82  | 3.87  | 39 | 25.09       | 20.78      | 70.01      | 63.43 | 6.58  | 10.37        |
| パキスタン                  | (1981) | 84,254           | 44.53  | 51.25  | 4.23  | 36 | 23.79       | 17.90      | 95.14      | 86.89 | 8.25  | 9.49         |
| フィリピン                  | (1988) | 58,721           | 39.36  | 57.20  | 3.44  | 43 | 24.05       | 19.98      | 74.82      | 68.82 | 6.01  | 8.73         |
| タイ                     | (1988) | 54,536           | 34.62  | 61.71  | 3.67  | 40 | 25.55       | 21.95      | 62.04      | 56.10 | 5.95  | 10.60        |
| ベトナム                   | (1979) | 52,742           | 42.55  | 52.66  | 4.79  | 31 | 24.01       | 18.27      | 89.89      | 80.80 | 9.09  | 11.25        |
| 〔ヨーロッパ〕                |        |                  |        |        |       |    |             |            |            |       |       |              |
| オーストリア                 | (1988) | 7,595            | 17.52  | 67.57  | 14.91 | 5  | 38.09       | 35.69      | 47.99      | 25.92 | 22.07 | 85.15        |
| ベルギー                   | (1984) | 9,855            | 19.13  | 67.20  | 13.67 | 7  | 37.51       | 35.09      | 48.81      | 28.47 | 20.34 | 71.43        |
| ブルガリア                  | (1986) | 8,958            | 20.84  | 67.61  | 11.55 | 18 | 37.13       | 36.37      | 47.92      | 30.83 | 17.09 | 55.44        |
| チェコスロバキア               | (1986) | 15,534           | 24.29  | 64.59  | 11.12 | 19 | 34.85       | 32.88      | 54.83      | 37.61 | 17.22 | 45.80        |
| デンマーク                  | (1987) | 5,127            | 17.74  | 66.88  | 15.38 | 3  | 38.26       | 36.47      | 49.52      | 26.53 | 22.99 | 86.67        |
| フランス                   | (1988) | 55,750           | 20.49  | 65.94  | 13.57 | 8  | 36.70       | 34.33      | 51.66      | 31.08 | 20.58 | 66.21        |
| 東ドイツ <sup>1)</sup>     | (1988) | 16,666           | 19.37  | 67.34  | 13.29 | 11 | 37.22       | 35.05      | 48.50      | 28.76 | 19.74 | 68.64        |
| 西ドイツ <sup>2)</sup>     | (1986) | 61,066           | 14.85  | 70.09  | 15.06 | 4  | 39.35       | 37.79      | 42.68      | 21.19 | 21.49 | 101.41       |
| ギリシア                   | (1984) | 9,896            | 21.29  | 65.41  | 13.30 | 10 | 36.71       | 35.05      | 52.89      | 32.55 | 20.33 | 62.46        |
| ハンガリー                  | (1987) | 10,613           | 21.16  | 66.05  | 12.79 | 12 | 37.01       | 35.48      | 51.40      | 32.04 | 19.36 | 60.44        |
| イタリア                   | (1987) | 57,291           | 18.40  | 68.22  | 13.38 | 9  | 37.61       | 35.64      | 46.58      | 26.97 | 19.61 | 72.70        |
| オランダ                   | (1987) | 14,665           | 18.63  | 68.95  | 12.42 | 14 | 36.17       | 33.70      | 45.04      | 27.02 | 18.02 | 66.69        |
| ポーランド                  | (1987) | 37,664           | 25.64  | 64.85  | 9.52  | 23 | 33.44       | 31.38      | 54.21      | 39.54 | 14.67 | 37.11        |
| ポルトガル                  | (1987) | 10,250           | 22.40  | 65.12  | 12.49 | 13 | 35.40       | 32.16      | 53.57      | 34.39 | 19.18 | 55.76        |
| ルーマニア                  | (1985) | 22,725           | 24.65  | 65.87  | 9.48  | 24 | 34.04       | 31.76      | 51.81      | 37.43 | 14.39 | 38.44        |
| スペイン                   | (1987) | 38,832           | 22.06  | 65.55  | 12.39 | 15 | 35.58       | 32.38      | 52.57      | 33.66 | 18.91 | 56.16        |
| スウェーデン                 | (1988) | 8,438            | 17.20  | 64.49  | 18.31 | 1  | 39.94       | 38.74      | 55.06      | 26.67 | 28.39 | 106.44       |
| スイス                    | (1987) | 6,545            | 16.52  | 68.64  | 14.84 | 6  | 38.67       | 37.00      | 45.69      | 24.07 | 21.62 | 89.79        |
| イギリス                   | (1987) | 56,930           | 18.88  | 65.64  | 15.48 | 2  | 37.74       | 35.44      | 52.35      | 28.76 | 23.59 | 82.01        |
| ユーゴスラビア                | (1987) | 23,417           | 23.44  | 67.73  | 8.82  | 27 | 34.04       | 31.93      | 47.64      | 34.61 | 13.03 | 37.64        |
| 〔オセアニア〕                |        |                  |        |        |       |    |             |            |            |       |       |              |
| オーストラリア                | (1987) | 16,249           | 22.65  | 66.63  | 10.72 | 21 | 34.07       | 31.38      | 50.08      | 33.99 | 16.09 | 47.33        |
| ニュージーランド <sup>3)</sup> | (1987) | 3,309            | 23.75  | 65.69  | 10.56 | 22 | 33.37       | 30.06      | 52.23      | 36.15 | 16.08 | 44.48        |
| 〔ソ連〕                   |        |                  |        |        |       |    |             |            |            |       |       |              |
| ソビエト連邦                 | (1987) | 281,338          | 25.46  | 65.47  | 9.06  | 25 | 33.22       | 30.35      | 52.73      | 38.89 | 13.84 | 35.60        |

人口総数には年齢不詳が含まれている。順位は、ここに掲げた主要48か国における65歳以上人口割合の多い順

1) 東ベルリンを含む。2) 西ベルリンを含む。3) ココス（キーリング）諸島、クリスマス島およびノーフォーク島を含む。

## 主要国の出生力指標：最新資料

国際連合『世界人口年鑑』1988年版が刊行され、また出生力低下の著しい先進諸国のデータの多くを収録した欧州理事会の報告書の1989年版も刊行されたので、それらを併せて最新の主要国出生力指標を掲載して出生力動向観察の参考に供する。ただし、主要国の出生力指標については前号（『人口問題研究』第46巻2号）で紹介したばかりなので、今回は前号のデータで更新されたものおよび紹介されなかったものについてのみ収録することとした。近年の出生力低下の著しいことから、多くの人々が出生力の動向に関心をもつにいたっている。前号の統計とともに本統計が多くの人に広く活用されることを望む。

女子人口の年齢別出生率と合計特殊出生率は、基本的な出生力指標として重要である。また、純再生産率も人口の世代間の置き換えを判断する材料として重要視されている。本統計においても、これらの指標をとりあげ紹介する。本統計は主に2つの統計資料を用いており、その1つは国際連合『世界人口年鑑』（UN, *Demographic Yearbook*）1988年版であり、本統計の大半の国に関するデータはこれに基づくものである。もう1つの統計資料は、欧州理事会による構成国の人口状況年次報告書の1989年版（Council of Europe, *Recent Developments in the Member States of Council of Europe, 1989*）である。後者には欧州理事会構成国の純再生産率データが含まれている。また、日本に関しては最新の厚生省統計情報部による人口動態統計確定数によるデータを収録した。

データ利用上の一般的注意についてはすでに前号で述べているので参照されたい。今回は、データの完全性不明の国に関するデータも主要な国については収録することとした。イタリックで示したメキシコ、ブラジル、コロンビア、ペルー、バングラデシュ、韓国、フィリピン、タイ、ソ連がそれらの国である。また、欧州理事会報告書に基づくデータについては、総出生率（general fertility rate）すなわち15—49歳女子人口を分母とする出生率が得られない。

欧州理事会構成国の最新動向では、フランス、西ドイツ、オランダ、ノルウェー、スウェーデン、イギリスなど一部の国で合計特殊出生率の低下が底をつき、持ち直しの傾向が現れ始めているといわれている。とくにスウェーデンでは（未確認であるが）1989年の合計特殊出生率が2.02に達したと伝えられている。これらの国では家族政策＝家族に対する福祉政策に力をそそいでいるとも言われており、日本もこうした政策の導入が問われるようになるかも知れない。

（渡邊吉利・坂東里江子）

表1 欧州理事会構成国の合計特殊出生率と純再生産率：最新年次

| 欧州理事会構成国   | 合計特殊出生率<br>(年次)  | 純再生産率<br>(年次)    |
|------------|------------------|------------------|
| オーストリア     | (1988) 1.442     | (1988) 0.691     |
| ベルギー       | (1988) (E) 1.570 | (1988) (E) 0.752 |
| キプロス       | (1988) 2.414     | (1988) 1.147     |
| デンマーク      | (1988) (P) 1.561 | (1988) (P) 0.743 |
| フランス       | (1988) (P) 1.821 | (1987) 0.872     |
| 西ドイツ       | (1988) (E) 1.423 | (1987) (E) 0.64  |
| ギリシャ       | (1987) 1.515     | (1987) 0.713     |
| アイスランド     | (1988) 2.271     | (1988) 1.057     |
| アイルランド     | (1988) 2.168     | (1987) 1.103     |
| イタリア       | (1987) (P) 1.32  | (1983) 0.724     |
| ルクセンブルグ    | (1987) 1.41      | (1987) 0.667     |
| オランダ       | (1987) 1.558     | (1987) 0.755     |
| ノルウェー      | (1988) 1.841     | (1987) 0.843     |
| ポルトガル      | (1987) 1.565     | (1987) 0.74      |
| スペイン       | (1986) 1.52      | (1975) 1.31      |
| スウェーデン     | (1988) (P) 1.961 | (1987) 0.886     |
| スイス        | (1987) 1.51      | (1987) 0.72      |
| イギリス〔連合王国〕 | (1988) 1.82      | (1987) (P) 0.86  |

出所：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in the Member States of the Council of Europe, 1989*. Strasbourg 1990.

注：(E) 推計値。(P) 暫定値。

表2 主要国女子人口の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料

| 国・地域 (年)            | 女子の年齢別出生率 (%)   |                    |        |        |        |        |        |                    | 合計特殊出生率 |
|---------------------|-----------------|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------------------|---------|
|                     | 総数 <sup>1</sup> | 20歳未満 <sup>2</sup> | 20~24歳 | 25~29歳 | 30~34歳 | 35~39歳 | 40~44歳 | 45歳以上 <sup>3</sup> |         |
| 〔アフリカ〕              |                 |                    |        |        |        |        |        |                    |         |
| モーリシャス (1987)       | 69.4            | 40.9               | 123.6  | 116.5  | 71.5   | 36.9   | 9.6    | ◆ 1.2              | 2.00    |
| ロドリゲス (1987)        | 110.4           | 74.7               | 184.8  | 166.3  | 131.3  | 91.2   | 50.9   | ◆ 3.2              | 3.51    |
| レユニオン 4 5 (1986)    | 86.4            | 48.8               | 134.0  | 164.0  | 112.3  | 59.5   | 21.9   | ◆ 2.1              | 2.71    |
| セイシェル + (1987)      | 107.1           | 67.6               | 157.8  | 163.5  | 124.5  | 75.2   | 20.9   | ◆ 1.8              | 3.06    |
| 〔アメリカ〕              |                 |                    |        |        |        |        |        |                    |         |
| カナダ 6 (1987)        | 52.5            | 22.8               | 79.6   | 120.6  | 74.7   | 23.2   | 3.3    | 0.1                | 1.62    |
| グリーンランド (1987)      | 74.6            | 66.1               | 125.9  | 114.1  | 73.7   | 33.9   | ◆ 3.1  |                    | 2.08    |
| メキシコ (1980)         | 97.0            | 64.8               | 156.6  | 144.7  | 108.9  | 82.5   | 34.4   | 10.4               | 3.01    |
| セントキッツ=ネビス + (1986) | 101.7           | 101.7              | 146.9  | 167.9  | 91.4   | 44.1   | ◆ 22.1 | ◆ 4.3              | 2.89    |
| アメリカ合衆国 (1986)      | 59.1            | 51.7               | 108.2  | 109.2  | 69.3   | 24.3   | 4.1    | 0.2                | 1.84    |
| ブラジル (1986)         | 78.8            | 57.6               | 131.8  | 126.5  | 83.5   | 50.0   | 20.5   | 4.2                | 2.37    |
| コロンビア + (1985)      | 110.1           | 87.9               | 139.8  | 144.0  | 131.5  | 95.7   | 58.9   | 56.0               | 3.57    |
| ペルー + 7 (1981)      | 107.8           | 63.5               | 166.6  | 168.2  | 129.2  | 103.2  | 43.3   | 9.9                | 3.42    |
| ウルグアイ + (1985)      | 75.8            | 57.3               | 129.7  | 136.7  | 100.3  | 55.7   | 17.6   | 1.6                | 2.49    |
| ベネズエラ 8 (1987)      | 114.3           | 100.9              | 180.0  | 171.1  | 127.9  | 71.9   | 25.7   | 6.3                | 3.42    |
| 〔アジア〕               |                 |                    |        |        |        |        |        |                    |         |
| バングラデシュ (1981)      | 161.5           | 130.4              | 247.7  | 260.0  | 164.0  | 127.4  | 46.0   | 18.0               | 4.97    |
| ホンコン 9 (1987)       | 46.6            | 6.2                | 41.3   | 102.6  | 77.1   | 26.1   | 4.2    | 0.2                | 1.29    |
| イスラエル (1987)        | 95.0            | 21.1               | 151.6  | 201.3  | 143.8  | 73.9   | 17.4   | 1.4                | 3.05    |
| 日本 # (1989)         | 40.0            | 3.5                | 47.4   | 146.4  | 91.9   | 19.6   | 2.4    | 0.1                | 1.57    |
| 韓国 (1986)           | 54.2            | 7.7                | 99.9   | 155.2  | 37.6   | 7.0    | 1.5    | 0.4                | 1.55    |
| クウェート (1986)        | 132.2           | 44.2               | 176.6  | 213.7  | 179.6  | 128.5  | 50.5   | 13.7               | 4.03    |
| マレーシア(半島部) (1987)   | 111.7           | 20.8               | 135.0  | 219.0  | 176.4  | 110.7  | 43.4   | 4.5                | 3.55    |
| フィリピン (1986)        | 107.7           | 43.9               | 164.0  | 180.2  | 137.1  | 97.1   | 39.6   | 10.0               | 3.36    |
| シンガポール 10 (1987)    | 56.7            | 8.3                | 60.4   | 125.8  | 94.4   | 34.3   | 6.0    | ◆ 0.2              | 1.65    |
| タイ + (1987)         | 63.0            | 40.2               | 112.3  | 99.8   | 64.7   | 35.2   | 16.7   | 10.2               | 1.90    |
| 〔ヨーロッパ〕             |                 |                    |        |        |        |        |        |                    |         |
| オーストリア × (1988)     | ...             | 22.5               | 92.9   | 99.4   | 54.0   | 18.6   | 3.0    | 0.2                | 1.44    |
| ブルガリア (1986)        | 57.1            | 81.1               | 186.1  | 94.4   | 34.4   | 10.0   | 2.1    | 0.2                | 2.04    |
| チェコスロバキア (1986)     | 58.8            | 50.6               | 187.7  | 108.9  | 41.7   | 12.8   | 2.0    | 0.1                | 2.02    |
| キプロス × (1988)       | ...             | 36.5               | 162.3  | 157.0  | 85.7   | 34.9   | 5.5    | 0.8                | 2.41    |
| デンマーク ×* (1988)     | ...             | 9.6                | 71.2   | 127.5  | 77.1   | 23.4   | 3.3    | ◆ 0.1              | 1.56    |
| フェロー諸島 (1987)       | 70.9            | 28.9               | 113.1  | 161.7  | 102.0  | 45.1   | ◆ 12.6 | ...                | 2.32    |
| フランス 5 11 (1987)    | 56.3            | 10.1               | 86.3   | 143.3  | 85.3   | 31.4   | 7.3    | 0.4                | 1.82    |
| ハンガリー (1987)        | 49.2            | 47.6               | 145.4  | 107.1  | 44.3   | 14.7   | 2.7    | 0.1                | 1.81    |
| アイスランド × (1988)     | ...             | 32.4               | 117.9  | 146.3  | 106.3  | 106.5  | 43.4   | 7.8                | 2.27    |
| アイルランド × (1988)     | ...             | 14.9               | 70.8   | 141.6  | 125.1  | 62.6   | 17.3   | 1.3                | 2.17    |
| イタリア ×* (1987)      | ...             | 10.5               | 61.9   | 95.1   | 65.0   | 25.1   | 5.1    | 0.3                | 1.32    |
| リヒテンシュタイン (1986)    | 44.3            | ◆ 5.9              | 46.9   | 106.3  | 83.5   | 30.5   | ◆ 6.9  | ◆ 2.5              | 1.41    |
| ルクセンブルグ (1987)      | 44.6            | 11.6               | 63.0   | 107.5  | 72.2   | 23.7   | 3.8    | ◆ 0.1              | 1.41    |
| マルタ 12 (1987)       | 59.9            | 12.0               | 88.1   | 144.8  | 96.3   | 42.7   | 11.1   | ◆ 0.1              | 1.98    |
| オランダ × (1987)       | ...             | 6.8                | 54.6   | 131.3  | 91.5   | 23.5   | 3.4    | 0.4                | 1.56    |
| ノルウェー × (1988)      | ...             | 17.8               | 94.6   | 138.6  | 85.0   | 27.6   | 4.4    | ◆ 0.2              | 1.84    |
| ポーランド (1987)        | 65.8            | 32.2               | 171.6  | 129.5  | 63.1   | 27.2   | 6.9    | 0.4                | 2.15    |
| ポルトガル (1987)        | 48.6            | 27.9               | 93.3   | 98.3   | 59.6   | 25.9   | 7.4    | 0.8                | 1.57    |
| サンマリノ + (1987)      | 36.5            | ◆ 11.8             | 74.7   | 73.2   | 49.7   | ◆ 16.0 | ◆ 3.8  | ◆ 1.4              | 1.15    |
| スウェーデン × (1988)     | ...             | 11.0               | 83.6   | 139.0  | 95.2   | 33.2   | 5.7    | 0.2                | 1.84    |
| スイス (1987)          | 45.3            | 6.2                | 60.1   | 126.0  | 83.4   | 24.4   | 3.4    | 0.2                | 1.52    |
| トルコ × (1985-88)     | ...             | 54.0               | 215.0  | 233.0  | 137.0  | 85.0   | 21.0   | 7.0                | 3.76    |
| イギリス (1987)         | 55.3            | 30.9               | 93.9   | 125.5  | 81.3   | 26.6   | 4.8    | 0.4                | 1.82    |
| ユーゴスラビア (1987)      | 61.7            | 41.0               | 150.9  | 124.2  | 57.1   | 21.5   | 5.5    | 0.7                | 2.00    |

表2 主要国女子人口の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料（つづき）

| 国・地域（年）           | 女子の年齢別出生率（%）    |                    |        |        |        |        |        |                    | 合計特殊出生率 |
|-------------------|-----------------|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------------------|---------|
|                   | 総数 <sup>1</sup> | 20歳未満 <sup>2</sup> | 20～24歳 | 25～29歳 | 30～34歳 | 35～39歳 | 40～44歳 | 45歳以上 <sup>3</sup> |         |
| 〔オセアニア〕           |                 |                    |        |        |        |        |        |                    |         |
| ニュージーランド + (1987) | 63.7            | 31.8               | 105.0  | 145.6  | 91.4   | 27.0   | 4.4    | ◆ 0.3              | 2.03    |
| ソ連 13 (1986)      | 79.8            | 43.9               | 192.2  | 146.4  | 79.2   | 33.8   | 7.9    | 0.9                | 2.52    |

出所：UN, *Demographic Yearbook*, 1988., New York 1990. および Council of Europe, *Demographic Developments in the Member States of the Council of Europe*, 1989., Strasbourg 1990.

脚注

率は年齢別女子人口1,000人に対する相応する年齢の母親からの出生数。

イタリック：登録の把握率が不完全または完全性不明の身分登録に基づく出生数を用いた率の算定。

\* 暫定。

◆ 出生件数30以下。

+ 発生年次ではなく登録年次による集計。

# 厚生省統計情報部、人口動態統計確定数に基づくデータ。合計特殊出生率は年齢各歳別出生率に基づく。

× 欧州理事会の報告書に基づくデータ。

1. 15-49歳女子人口を分母として算定。

2. 15-19歳女子人口を分母として算定。

3. 45-49歳女子人口を分母として算定。

4. 出生登録以前に死亡した乳児の出生数を除く。

5. 年齢区分は、正確な出産時の年齢ではなく、母親の生年との差に基づく。

6. ニューファンドランドの出生数を除く。但し、率算定の分母は総人口を用いた。一時的に合衆国にいるカナダ国民を含み、一時的にカナダにいる合衆国国民を除く。

7. 密林のインディオ人口、1972年推計 39,800人を除く。

8. 密林のインディオ人口、1961年推計 31,800人を除く。

9. ヴェトナム難民を除く。

10. 一時寄港者および基地施設内の軍人・軍属とその家族を除く。

11. 国外駐留の軍隊を除く。

12. 率はマルタ人人口に基づいて算定。

13. 妊娠28週未満の未熟出産の後、体重1,000グラム未満、身長35cm未満で誕生後1週間以内に死亡したものを除く。

# 雑 報

## 定例研究報告会の開催

(平成2年7月～9月)

| <回> | <月 日> | <報 告 題 目>               | <報告者>                |
|-----|-------|-------------------------|----------------------|
| 12  | 7. 4  | 日本の離婚の指標：1988年……………     | 廣 嶋 清 志<br>坂 東 里 江 子 |
|     | ”     | 出生促進政策と国際人口移動政策の関係…………… | 小 島 宏                |
| 13  | 9. 5  | 職業別就業者の生命表：1985年……………   | 石 川 晃                |
| 14  | 9. 12 | 子からみた親子の居住関係と移動……………    | 廣 嶋 清 志              |

## 資 料 の 刊 行

(1990年7月～9月)

| <資料題名(発行年月日)>  | <担当者>          |
|--|----------------|
| Reprint Series   |                |
| ○No.10 (1990. 9)   |                |
| Coreidence of Young Adults with Their Parents in Japan :<br>Do Sib Size and Birth Order Matter ?<br>(Reprinted from <i>Journal of Population Studies</i> (Jinkogaku Kenkyu),<br>No.13, 1990. 5)…………… | Hiroshi KOJIMA |
| Working Paper Series   |                |
| ○No. 4 (1990. 9)   |                |
| Correlates of Postnuptial Coresidence in Japan ……………   | Hiroshi KOJIMA |

## 平成2年度実地調査の施行

本研究所においては、平成2年度実地調査として「人口問題に関する人口学的調査」を6月中旬に実施し、調査票は8月初めに全て回収された。その調査実施要綱は次のとおりである。

### 「人口問題に関する意識調査」実施要綱

#### 1. 調査の目的

近年、日本の人口動向が大きく変化している。人口増加率が年々低下し、急速に高齢化が進行している。また経済の国際化にともない外国人労働力、国際結婚が増加している。さらに世帯の小規模化が進行し、婚姻率、出生率が大きく低下を続けている。このような人口動向の変化は、ひとつには過去の出生・人口変動の結果であるが、またひとつには人々の最近の出生・人口行動に関する意識の変化の結果でもある。このような人口動向の将来もまた、人々の出生・人口行動に関する意識、出生・人口動向についての評価、政策的要求によって大きく左右されると考えられる。

この調査は人口問題の中心的課題を出生率問題ととらえ、人々の出生に関する意識、わが国の出生動向に関する評価、出生に関する政策的要望、出生と密接に関連した結婚・離婚に関する意識を調べる。それとともに、低

出生率の結果として生ずる人口減少問題、外国人労働力の導入問題、高齢化問題などに関する人々の考え方を調査することによって、人口問題に関する人々の意識を総合的に把握し、それを将来人口推計などの人口動向の予測に役立てるとともに、人口問題審議会などの人口政策的判断の基礎資料として活用することを目指すものである。

## 2. 調査の対象

平成2年度国民生活基礎調査の調査区から265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. 調査の期日

平成2年6月

## 4. 調査の事項

1. 調査対象者の属性
2. 結婚に関する意識
3. 出生に関する意識
4. 親子関係に関する意識
5. 出生率および人口動向に関する見方

## 中国人口調査出張報告

若林敬子は「中国少数民族の婚姻と人口動態に関する社会学的研究」の調査研究で90年7月10日～8月30日訪中した。国家計画生育委員会からの協力依頼・北京経済学院人口経済研究所の張天路らとの共同研究の形で進められている調査の一環として、東北三省と北京市（および河北省定州市）を訪れた。

少数民族人口調査は、国連人口活動基金のプロジェクトとしても近年注目されはじめ、人口問題を経済のみならず社会・文化・宗教との関連で見直そうという時期にも沿い、絶好の課題になっていた。特に黒龍江省・ソ連国境沿いの黒河地区に居住するオロチョン族（82年全中国で4,132人）、ダフル族（同94,014人）、同江市街津口のホジェン族（同1,476人）等は最少人口の民族であり、優遇政策のため急速な他民族との通婚が進み、漢化が著しい（あと10～20年すると、純粋民族はいなくなるのではないかと懸念される）。吉林省延辺朝鮮族自治州の朝鮮族は、出生率が漢族より低い特色をもつが、北朝鮮・朝鮮民主主義人民共和国との人材交流がはじまっていた。特筆すべきは、北朝鮮は1992年に人口センサス実施を予定し、国立人口研究所（洪順源所長）の設立に続いて金日成大学にも人口研究所を設立する準備中であるといい、今後が注目される。

遼寧省の満族・錫伯族は、少数民族への優遇政策（第2子出産許可はその1つ）により戸籍変更による人口急増が著しく（鉄岑市では82年から87年の5年間に2.5増）、90年7月人口センサス実施前、1年間の民族戸籍変更が国家統計局・民族事務委員会によって凍結されるという実情もあった。1764年に辺境防備のため遼寧から新疆の伊寧国境に強制移住させられた錫伯族4,000人が、今日もお通婚を禁止し民族の独自性を守っているのに比し、残った遼寧錫伯族が著しく漢化・満化を進めていた。民族による特異な習俗が初婚年齢、出生・死亡等の人口動態に与える影響は、今後に限らない研究素材を与えてくれ、分析を早急に行い発表する予定である。

国家計画生育委員会の地域末端までの出産管理のネットワーク化、國務院法制局に計画出産条例が審議中など、中国人口問題も一人っ子政策10周年をおえ、新たな段階に入っているという感をうけた。以下は訪問し交流した調査民族郷、研究機関やその代表者名であるが、記してお世話になった方々へのお礼を申し上げたい。

### i) 北京在の研究諸機関

- ・国家計画生育委員会……李宏規・杜祥金・丁小鳴・邵力華
- ・中国人口情報研究中心……肖自力・張法瑛・顧宝昌・李艷秋
- ・中国人口学会……陳道
- ・北京経済学院人口経済研究所……馮立天・張天路・王樹新・顧鑑塘・藏吉昌

- 中国社会科学院人口研究所……田雪原・沙吉才
  - 中国社会科学院社会学研究所……陸学芸・王慶基・劉英・戴可景・馬有才・張琢・張萍・李国慶
  - 中央民族学院民族研究所……王輔仁・赴展
  - 中国人口報……王連城
  - 健康報……丁有和・郝新平
  - 北京大学社会学系……費孝通・袁方・潘乃谷・時憲民・王漢生
  - 北京市社会学会……宋書偉・厲以賢
  - 中国人民大学社会学研究所……沙蓮香
  - 北京大学人口研究所……張純元・涂平
  - 国家統計局人口統計司……沈益民・于弘文
  - 中国人民大学労働人事学院社会工作与社会保障研究所……侯文若
  - 中国老齡科学研究中心……洪国棟・肖振禹・陶立群
  - 國務院發展研究中心……王慧炯・李泊溪・張雲方・馮菜玲
- ii) 吉林省
- 吉林省計画生育委員会……王瑞卿・周湘林
  - 吉林大学人口研究所……王勝今・古清中・洪英芳・(曹明国)
  - 吉林省社会科学院社会学研究所……宋宝安・徐実勤・(李樹申)
  - 長春市婦連維護婦女兒童權益部……赴愛真
  - 長春市民政局……赴書勤
  - 長春市寬城区西広街道
  - 吉林省延辺朝鮮族自治州計画生育委員会……崔昌来・朱成華
  - 二道白河鎮, 竜井市, 図們市月曜郷の諸地区
- iii) 黒龍江省
- 黒龍江省計画生育委員会……王溯源・江英・劉捷・袁長潔
  - ハルピン市社会科学研究所社会学……李德濱
  - ハルピン市医科大学医学人口研究所……董情
  - チチハル市計画生育委員会……王明晰
  - 黒河地区計画生育委員会……呉桐・林盛中・李宇方・(王世翠)
  - 黒河市新生鄂倫春(オロチョン)族民族郷……莫栓珍
  - 黒河市坤河達斡爾(ダフル)族満族郷
  - ハルピン市道里区斯大林(スターリン)街道
  - 佳木斯(ジャムス)市計画生育委員会……楊培基・徐錚郷・王士忠
  - 同江市街津口赫哲(ホジェン)族郷……(徐長山)・王明英・杜秀忠・何銑鍋
- iv) 遼寧省
- 遼寧省計画生育委員会……楊魁孚・張振泰・李宏儉
  - 遼寧大学人口研究所……劉慶相・伊文耀・韓常森・王元去・陸杰華・蔣医学・何堤
  - 鉄岑市腰堡鎮, 沙坨子村
  - 鉄岑市開原市, 八宝屯満族錫伯族朝鮮族郷
  - 瀋陽市新城子区興隆台錫伯族鎮の諸地区
- v) 北京市周辺
- 河北省定州市(李景漢の調査地であり, 86年に定県より名称変更)
  - 北京市門頭沟区潭柘寺郷(中国人口情報研究中心の実験区)
  - 北京市西城区西長安街街道

(若林敬子記)



## 第23回家族社会学セミナー

第23回家族社会学セミナーは、7月23日（月）～25日（水）まで福岡市の福岡ガーデンパレスで約130名の参加のもとで開催された。今年のセミナー実行委員長は、篠崎正美（聖マリア学院短期大学）であった。

セミナーは、この2年間、総合テーマ「今、家族に何が起きているか」をめぐって討論を積み重ねてきたが、今年はその総括の年にあたっており、総合テーマの副題を「家族変動の理論化と実証をめざして」とし、3日間活発な議論が展開された。

3日間の議論のなかで、とくに目立ったのは、家族収斂論に対する批判、人口高齢化と家族とに対する問題関心、社会史、フェミニズム論の影響を受けた新しい家族研究ないしは家族の理論化、家族の個人化といった諸点であった。

3日間の報告テーマと報告者および討論者は、つぎのとおりである。

第1日（7月23日〔月〕 13:00～17:00）

テーマに関連する自由報告

1. 韓国社会の家族変動について……………山中美由紀（龍谷大学）
2. 家族の私事化に関する実証研究……………磯田 朋子（活水女子短期大学）
3. 共働き家族の親子関係——動向と理論的整理——……………長津美代子（青葉学園短期大学）
4. 近代社会における『夫婦』の情緒的意味……………山田 昌弘（東京学芸大学）
5. ひとり暮らし高齢者の社会的ネットワーク……………安達 正嗣（兵庫県家庭問題研究所）

第2日（7月24日〔火〕 9:00～12:00）

テーマ：「近代家族」論をめぐって

1. 『近代家族』概念は家族研究に何をもたらすか……………落合恵美子（同志社女子大学）
2. 近代日本の家族——歴史社会的アプローチの試み——……………牟田 和恵（佐賀大学）
3. 家族構造とその変化の地域性  
——厚生省人口問題研究所調査の分析を中心として——……………清水 浩昭（厚生省人口問題研究所）

第2日（7月24日〔火〕 13:00～17:00）

テーマ：家族の個人化と多様化をめぐって

1. 個人のライフコースと家族——家族変動のパラダイム探求——……………目黒 依子（上智大学）
2. 現代日本農村の家族——家族農業の『崩壊』と『個人化』——……………松田 苑子（清泉女子大学）
3. 現時点の都市家族——札幌・仙台・福岡の場合——……………三谷 鉄夫（北海道大学）

第3日（7月25日〔水〕 9:00～12:30）

総括討論

1. 野々山 久也（甲南大学）
2. 袖井 孝子（お茶の水女子大学）
3. 飯田 哲也（立命館大学）
4. 鈴木 広（九州大学）
5. 森岡 清美（成城大学）

当研究所からは、伊藤達也、渡邊吉利、清水浩昭が参加した。

なお、家族社会学セミナーは、来年度から日本家族社会学会（仮称）として活動する予定である。

（清水浩昭記）

## 日本統計学会第58回大会

日本統計学会の1990年度(第58回)総会および研究報告会は、7月25日(水)から27日(金)までの3日間にわたり、札幌大学工学部(札幌市北区)において開催された。

各部会のうち人口に関する報告は次の通りであった。

- 社会・人口統計 〈座長〉 竹内 清 (石巻専修大学・経営学部)
1. J. P. Süßmilch と L. A. J. Quetelet との  
学問的つながりについての批判的研究(その3)……………飯淵 康雄 (琉球大学・医学部)
  2. 中年死亡増加現象と世代及び地域生命表……………大久保正一 (日本大学・人口研究所)
  5. 継続調査から何がわかるか  
——「中流意識」の規定要因の分析を例に——……………坂元 慶行 (統計数理研究所)
  6. 社会移動データの解析……………石黒真木夫 (統計数理研究所)  
坂元 慶行 (統計数理研究所)
  7. 官庁統計の普及の現状と問題点……………三浦 由己 (日本統計協会)
  8. 歴史統計に適用した異時点間の産業分類の自動変換……………有田富美子 (東洋英和大学)  
木村 健二 (農業工業大学・教育学部)
- 地域分析と統計利用 〈オーガナイザー〉 是永 純弘 (北海道大学・経済学部)  
〈座長〉 是永 純弘 (北海道大学・経済学部)  
黒田 重雄 (北海道大学・経済学部)
1. 都市における統計作成と利用の現状——宇都宮市を例に——……………山口 直人 (宇都宮市役所)
  6. 高齢化指標からみた地域別高齢化の進行状況……………川崎 茂 (総務庁統計局)  
斎藤 昭男 (総務庁統計局)
  7. 北海道の人口動態……………岡田 正樹 (北海道庁)  
田口 栄治 (北海道庁)  
是永 純弘 (北海道大学・経済学部)
  8. 北海道における失業統計……………岡部 純一 (北海道大学・経済学部)  
園 信太郎 (北海道大学・経済学部)
- 医学・生物学統計 〈座長〉 山本 英二 (岡山理科大学・理学部)
6. 複合ゴンペルツ・モデルによる生命表の解析……………冨塚 孝 (大阪公衆衛生研究所)
- 多変量解析の新展開 〈オーガナイザー〉 岩崎 学 (防衛大学)  
〈座長〉 岩崎 学 (防衛大学)
5. ACEによる暦年別・年齢別死亡率データの解析……………大瀧 慈 (広島大学・原爆医学研究所)  
金 東奎 (広島大学・原爆医学研究所)  
務 昌己 (広島大学・原爆医学研究所)  
田崎 武信 (塩野義製薬)  
後藤 昌司 (塩野義製薬)
- (白石紀子記)

# THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS (JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*

---

*Editor:* Shigemi KONO      *Managing Editor:* Kiyosi HIROSIMA  
*Associate Editors:* Makoto ATOH   Sumiko UCHINO   Hiroaki SHIMIZU  
Michiko YAMAMOTO      Noriko SHIRAIISHI

---

## CONTENTS

### Articles

- Effects of Fertility and Mortality Change on  
Aspects of Aging in Japan ..... Shigesato TAKAHASHI ... 1~15
- Parent-Child Residential Relationship and  
Migration from the Viewpoint of Children ..... Kiyosi HIROSIMA ... 16~34
- Recent Trends and Regional Differences of Household  
Formation System in Japan..... Tatsuya ITOH ... 35~48

### Note

- Relationship between Pronatalist Policy and Immigration Policy  
..... Hiroshi KOJIMA ... 49~55

### Research Material

- Divorce Rate of Japan : 1980—1988 ..... Kiyosi HIROSIMA and Rieko BANDO ... 56~64

### Book Reviews

- Tsuguyoshi Suzuki, Ryutaro Otsuka, and Hiroshi Kashiwazaki,  
*Population Ecology* (S. UCHINO) ..... 65
- Poder Ejecutivo Federal, *Plan Nacional de Desarrollo 1989—1994*,  
and Consejo Nacional de Población, *Programa Nacional de Población*  
*1989—1994* (H. NISHIOKA) ..... 66

### Statistics

- Age-Specific Fertility Rates by Live-Birth Order for Japanese Females : 1989 ..... 67~71
- Age Structure of Population for Selected Countries : Latest Available Years ..... 72~73
- Latest Fertility Statistics for Selected Countries ..... 74~76

- Miscellaneous News ..... 77~83