

# 人口問題研究

第 171 号

昭和 59 年 7 月刊行

## 調査研究

- 地域人口推計の仮定設定と人口増減との関係について……………河 邊 宏 千鶴子…1～21  
 出生率低下の原因と今後の見通し……………阿 藤 誠…22～35  
 教育水準からみた有配偶女子の労働力供給行動  
 ——結婚・出産期を中心に——……………中 野 英 子…36～52  
 日米の平均寿命と死因構造の分析……………高 橋 重 郷…53～66

## 書評・紹介

- 鈴木善次『日本の優生学——その思想と運動の軌跡』（今泉洋子）……………67  
 M. Guttentag and P. F. Secord, *Too Many Women?: The Sex  
 Ratio Question* (小島 宏)……………68

## 雑 報

- 人事の異動——定例研究報告会の開催——資料の刊行——人口問題審議会  
 「特別委員会報告書」（人口白書）を発表——第36回日本人口学会大会——  
 1984年度米国人口学会（PAA）……………69～74

## 調 査 研 究

# 地域人口推計の仮定設定と 人口増減との関係について

河 邊 宏・山 本 千 鶴 子・稲 葉 寿

### I は じ め に

わが国の出生力水準と死亡水準は戦後大きく低下したが、その低下は、両者とも地域差を大幅に縮小させながらの低下であったことはよく知られている<sup>1)</sup>。

しかし、地域差の幅は小さくなったとはいえ、厳然として地域差が残っているのも事実であり、また将来においても、100年というような遠い将来はともかくとして、少なくとも2000年までの20年間は、幾ばくかの地域差が残るであろうと考えられる。日本国内における社会・経済的条件の地域差が全く解消されてしまうとはとうてい考えられないからである。

ところで、コーホート要因法によって地域人口の将来推計を行おうとする場合には、地域別の生残率と出生率の将来の予測値がインプット・データとして予め用意されなければならないが、この地域別の生残率と出生率の将来の予測値の代りに全国人口の生残率と出生率の将来の予測値を設定して、各地域にこれを適用するという方法が採られることがある<sup>2)</sup>。生残率と出生率の地域差の存在を全く無視しているわけであるが、我々が昨年を試みた県別人口の将来推計もこの方法によっている。

すなわち、1981年11月の「日本人口の将来推計（新推計）」のために用意された、1982年、1987年、1992年、1997年の各年の生命表から男女・年齢5歳階級別の生残率を算出し、それぞれを1980—85年、1985—90年、1990—95年、1995—2000年の各期間の生残率として各都道府県に一律に適用し、また上記日本人口推計の際に設定された1982年、1987年、1992年、1997年の各年の女子の年齢別出生率の中位値から、女子の年齢5歳階級別の出生率を算出して、各都道府県の出生率の将来の予測値としたのである<sup>3)</sup>。

このような手続きが採用されたのは、各都道府県の生残率や出生率について、年齢別に将来の予測値を設定するのが容易ではないことにも由来するが、現在すでに両者の地域差がかなり小さくなり、将来は更に小さくなると予測されることから、両者の地域差を無視しても、地域人口の推計結果の

1) 河邊 宏、「出生力パターンの地域差について」、『人口問題研究』、第150号、1979、pp. 1-14.

R. ウーズ著、河邊 宏他共訳、『地域人口分析法——地理学と人口学の接点——』、古今書院、1983年、pp. 89-135, 181-229.

2) たとえば、

R. Campbell, "Local population projection", *Population Trends*, vol. 5, 1976, pp. 9-12.

3) 河邊 宏・山本千鶴子・稲葉 寿、「コーホート要因法による地域人口推計手法の検討と推計結果の分析」、『人口問題研究』、第167号、1983年、pp. 32-52.

有効性が大きく損ねられることはないと考えられたこと、またわが国が世界でも最も低い水準のグループに入る出生力と死亡秩序を持つに至った現在では、地域人口の将来の差異を規定するのはもっぱら人口移動であることなどの理由によるところが大きい。

しかしながら、人口移動は年齢によって将来の人口に与える影響力に大きな差のあることは周知のところで、幼少ならびに高齢の年齢層では、10歳代後半から30歳代前半にかけての年齢層と比較して地域的な流動性がきわめて小さく、したがって、将来の人口数に与える出生率や生残率の影響は、これらの年齢層では相対的に大きいと考えなければならない。それゆえに、地域の総人口数の将来推計を行おうとする場合はともかくとして、その年齢別の将来推計を行って、幼年人口や高齢の人口の将来の動きに対する各方面からの需要に答えようとするためには、生残率と出生率の地域差を無視して良いということにはならない。また、コーホート要因法による地域人口推計が有する人口学的な有用性の一つに、人口数の変化に与える、出生と死亡ならびに人口移動という人口変動3要素のそれぞれの影響力を明示的に示してくれるという点があることから言っても<sup>4)</sup>、生残率や出生率の地域差は無視できないことになる。

本稿は、このような前回の地域人口推計の持つ問題点を解消して、より有効な地域人口推計のための手法を開発することを目的とした研究の一環である。ここでは、ある仮定にもとずいて地域ごとの生残率と出生率を設定するとともに、純移動率に関しても、幾つかのケースを設定し、地域変動要素の予測値の如何が地域の将来人口の推計結果にどのように影響するかを検討している。

## II 都道府県別の生残率と出生率の予測値の設定

### 1. 都道府県別、男女・年齢5歳階級別生残率の将来の予測値の設定

生残率の将来の予測値を都道府県別に求めるには、基本的にはつぎの2種類の方法が考えられる。

その第一は、都道府県ごとに、過去の生残率の推移を分析し、それによって将来の予測値を算出する方法であり、第二は、何らかの方法で別途予測された日本の生残率の予測値をよりどころとして各都道府県の生残率を設定する方法である。そのなかで前者に含まれるものの一つとして、各都道府県の生残率の過去の推移傾向をそのまま将来に投影するという方法が考えられるが、この方法は、1—2年、あるいは長くても5年という期間の場合とはともかくとして、20年という比較的長い期間の予測値を設定するにはあまりにも機械的であって適切な手法であるとは言えない。また過去の生残率の水準とその変化を規定している要因を探り、その要因の将来の変化を予測して生残率の将来の水準を算出する方法も考えられるが、各都道府県ごとに、そして年齢階級別に生残率の規定要因を探し出すことは不可能ではないにしても容易ではないし、要因の将来の変化を予測するのはほとんど不可能であって、たとえ可能であっても、現段階では、大変な労力と時間を必要とする割には確実な予測値を算出することはできない。したがって、上述の第二の方法で将来の生残率を算出するのがより現実的であるといっても差し支えないと考えられる。

そこで今回はこの第二の方法で都道府県別の生残率の将来予測値を算出することとしたが、そのためには、まず都道府県別の生残率に現在どれほどの地域差があり、今後それがどのように変化するか

4) 河邊 宏、「地域人口推計をめぐる若干の問題」、『人口問題研究』、第164号、1982年、pp. 37-40。

Kalman Tekes, "Projection of Urban Population", in *The Measurement of Urbanization and Projection of Urban Population*, ed. by S. Goldstein & C. F. Sly, IUSSP Committee on Urbanization and Population Redistribution Working Paper, 2, Ordina Editions, 1975, pp. 89-142.

を考えると、基準となる日本全国の生残率の将来の予測値を算出することが必要となる。ここでは、厚生省統計情報部が国勢調査ごとに（したがって最新のものとしては1980年に）作成した「地域別生命表」による生残率からその地域差の大小を把握することとし、基準となる全国値の将来の予測値として前記「日本人口の将来推計(新推計)」に利用された生命表から算出された生残率を利用している。ただここで注意しなければならないのは、この二つの生命表の作成方法が若干異っているために、1980年の都道府県別の生残率を出発点として、全国が生残率水準の将来の上下にあわせた将来の予測値を設定するわけにはいかないことである。そこで、1980年「地域別生命表」と同じ方法で作られた統計情報部の1980年全国人口生命表から求められた生残率と、1980年「地域別生命表」による生残率との比を各都道府県ごとに求め、この比率が1982年まで持続されると仮定して1982年の人口研作成の全国人口生残率予測値にかけて、1982年の都道府県別の生残率とすることとした。また1987年、1992年、1997年の都道府県別生残率は、1982年の全国値と各都道府県の生残率とのへだたりが1997年までに直線的に均等にまで縮小すると仮定した。

以上の手続きを具体的に記すと、

- (1) 厚生省統計情報部作成の1980年「地域別生命表」から各都道府県の男女・年齢5歳階級別の生残率 ( $\bar{P}_{xi}^{1980}$  :  $x$ は $x$ 県,  $i$ は $i$ 歳であることを示す) を求める。また同部作成の1980年「日本人口生命表」から全国人口の男女・年齢5歳階級別の生残率 ( $\bar{P}_{xj}^{1980}$  :  $j$ は全国を示す) を算出し、これと都道府県別の生残率 ( $\bar{P}_{xi}^{1980}$ ) との比 ( $r_{xi}$ ) を求める。すなわち、

$$r_{xi} = \frac{\bar{P}_{xi}^{1980}}{\bar{P}_{xj}^{1980}}$$

- (2) ついで1982年の生命表による全国人口の男女・年齢5歳階級別の生残率 ( $\bar{P}_{xj}^{1982}$ ) にこの  $r_{xi}$  を掛けて1982年の都道府県別の男女・年齢5歳階級別の生残率 ( $\bar{P}_{xi}^{1982}$ ) とする。
- (3) さらに  $r_{xi}$  で示される各都道府県の生残率の全国値からのへだたり(地域差)が等差級数(直線的)に縮小して1997年に1982年の半分となると仮定する。その場合、1987年、1992年、1997年の各年の都道府県別の男女・年齢5歳階級別生残率(それぞれ  $\bar{P}_{xi}^{1987}$ ,  $\bar{P}_{xi}^{1992}$ ,  $\bar{P}_{xi}^{1997}$ ) と、同じ年の全国値 ( $\bar{P}_{xj}^{1987}$ ,  $\bar{P}_{xj}^{1992}$ ,  $\bar{P}_{xj}^{1997}$ ) との差は、それぞれ  $(1-r_{xi}) \times \frac{5}{6}$ ,  $(1-r_{xi}) \times \frac{2}{3}$ ,  $(1-r_{xi}) \times \frac{1}{2}$  で、これを式に示せば、

$$\frac{\bar{P}_{xj}^{1987} - \bar{P}_{xi}^{1987}}{\bar{P}_{xj}^{1987}} = \frac{5}{6}(1-r_{xi})$$

$$\frac{\bar{P}_{xj}^{1992} - \bar{P}_{xi}^{1992}}{\bar{P}_{xj}^{1992}} = \frac{2}{3}(1-r_{xi})$$

$$\frac{\bar{P}_{xj}^{1997} - \bar{P}_{xi}^{1997}}{\bar{P}_{xj}^{1997}} = \frac{1}{2}(1-r_{xi})$$

であり、これから1987年、1992年、1997年の各年の男女・年齢5歳階級別の予測生残率が算出される。

## 2. 都道府県別、女子の年齢5歳階級別出生率の将来の予測値の設定

女子の年齢別出生率の将来の予測値を設定する方法にも、生残率の場合と同様に過去の出生率の推移から将来の予測値を設定する方法と、別途予測された全国人口の出生率の予測値をよりどころとして、都道府県別の出生率の予測値を算出する方法が考えられるが、ここでは、第二の方法によることとした。すなわち、まず全国人口の合計特殊出生率の将来予測値をよりどころとして各都道府県の合計特殊出生率の将来の値を求め、のちにこれを年齢別の出生率に分解するという方法を採用したのである。年齢別の出生率パターンが都道府県ごとに微妙に異っているために、全国人口の年齢別出生率の予測値がそのまま都道府県別の年齢別出生率の基準とはならないためである。そして、出生率の地域差を把握するために1981年の都道府県別の合計特殊出生率を、また合計特殊出生率から年齢別出生率を算出するために、1979年、1980年、1981年の各年の都道府県別、年齢別出生率を参考にすることとし、前記「日本人口の将来推計(新推計)」のために予測された年齢別出生率の中位値をもとに算出された全国人口の合計特殊出生率を予測のためのよりどころとすることとした。

ところで、「日本人口の将来推計」において設定された合計特殊出生率の予測値は、1980年の1.84から若干低下して1985年に1.68となったのちに上昇をはじめ、2025年には2.09となるとされている。これを2000年までについてみると、1982年が1.71、1987年が1.71、1992年が1.77、1997年が1.83で、我々の地域人口推計の推計期間での合計特殊出生率の水準はそれほど大きく上昇するとは予測されていない。他方1981年現在の都道府県別合計特殊出生率をみると、全国値(1.71)よりも低い合計特殊出生率を有する(これをAグループとする)のは東京都(1.41)、京都府(1.58)、大阪府(1.59)をはじめとする8都府県のみで、他はすべて全国値を上回っている(表1)。他方全国人口の1997年の合計特殊出生率の予測値(1.83)よりも高いもの(Cグループ)が、沖縄県(2.28)、福島県(1.93)をはじめとして16県を数え、残りの23県(Bグループ)が1.71と1.83とのあいだにある。

表1 1981年都道府県別合計特殊出生率(TFR)

| 都道府県  | TFR  | 都道府県  | TFR  | 都道府県  | TFR  | 都道府県  | TFR  |
|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|
| 全 国   | 1.71 | 千 葉   | 1.79 | 三 重   | 1.74 | 徳 島   | 1.77 |
| 北 海 道 | 1.60 | 東 京   | 1.41 | 滋 賀   | 1.89 | 香 川   | 1.76 |
| 青 森   | 1.79 | 神 奈 川 | 1.68 | 京 都   | 1.58 | 愛 媛   | 1.78 |
| 岩 手   | 1.88 | 新 潟   | 1.83 | 大 阪   | 1.59 | 高 知   | 1.82 |
| 宮 城   | 1.80 | 富 山   | 1.75 | 兵 庫   | 1.70 | 福 岡   | 1.70 |
| 秋 田   | 1.72 | 石 川   | 1.79 | 奈 良   | 1.68 | 佐 賀   | 1.84 |
| 山 形   | 1.87 | 福 井   | 1.84 | 和 歌 山 | 1.76 | 長 崎   | 1.88 |
| 福 島   | 1.93 | 山 梨   | 1.74 | 鳥 取   | 1.92 | 熊 本   | 1.83 |
| 茨 城   | 1.85 | 長 野   | 1.78 | 島 根   | 2.02 | 大 分   | 1.77 |
| 栃 木   | 1.85 | 岐 阜   | 1.75 | 岡 山   | 1.82 | 宮 崎   | 1.92 |
| 群 馬   | 1.79 | 静 岡   | 1.82 | 広 島   | 1.77 | 鹿 児 島 | 1.92 |
| 埼 玉   | 1.73 | 愛 知   | 1.76 | 山 口   | 1.76 | 沖 縄   | 2.28 |

出所) 厚生省人口問題研究所の計算による。

以上3つに類型化されるそれぞれの合計特殊出生率の将来の動向を考えると、まず1981年現在で1997年の全国人口の合計特殊出生率1.83を上回っているCグループでは、1985年以降の全国人口の出生力水準の上昇に伴ってその合計特殊出生率も上昇するとも考えられるが、むしろ1981年当時の全国値との差を若干縮める方向で低下すると考えた方が良いように思われる。また1981年の合計特殊出生率が全国値よりも低いAグループは、現在ほぼ最低の出生力水準にあってこれ以上低下すること

はないし、近い将来再び大きく上昇することもほとんど考えられない。2000年までの20年間は僅かの  
 上昇あるいは全く変化なしの状態であると考えたほうが良さそうである。したがって残りのBグループ  
 のみが、全国値の上昇に伴って合計特殊出生率を上昇させると考えられる。

以上の想定にもとづいて1982年、1987年、1992年、1997年の各年の都道府県別合計特殊出生率を算  
 出し、さらにそれを分解して年齢別の出生率を求めるわけであるが、その手順はつぎの通りである。

- (1) 1981年の都道府県別合計特殊出生率をそのまま1982年の合計特殊出生率とする。また1982年と  
 1987年の全国人口の合計特殊出生率はほとんど変わらないところから、1987年の都道府県の合計特殊  
 出生率を1982年のものと同じとする。
- (2) AグループをさらにA<sub>1</sub>グループ（東京、京都、大阪の各都県）とA<sub>2</sub>グループとに再分類し、  
 A<sub>1</sub>グループの合計特殊出生率は1997年まで変化しないと考えて、1992年ならびに1997年の合計特  
 殊出生率も1982年のものと同じとする。A<sub>2</sub>グループでは、1981年における全国値との差が1997年  
 に $\frac{1}{2}$ となるような上昇を示すものと考えて、1992年、1997年の各県の合計特殊出生率を算出する。
- (3) Bグループでは全国値の上昇に伴って、1987年の各都道府県の合計特殊出生率と1997年の全国値  
 との差を $\frac{1}{2}$ に縮めるように上昇すると考えて、1992年、1997年の各県の合計特殊出生率を算出す  
 る。
- (4) Cグループでは、1987年の各都道府県の合計特殊出生率と1997年の全国値との差が $\frac{1}{2}$ となるよう  
 に低下すると考えて、1992年、1997年の各県の合計特殊出生率を算出する（表2）。

表2 都道府県別予測合計特殊出生率

| 都道府県 | 1982・<br>1987年 | 1992年 | 1997年 | 都道府県 | 1982・<br>1987年 | 1992年 | 1997年 | 都道府県 | 1982・<br>1987年 | 1992年 | 1997年 |
|------|----------------|-------|-------|------|----------------|-------|-------|------|----------------|-------|-------|
| 全 国  | 1.71           | 1.77  | 1.83  | 富 山  | 1.75           | 1.77  | 1.79  | 島 根  | 2.02           | 2.00  | 1.89  |
| 北海道  | 1.60           | 1.60  | 1.60  | 石 川  | 1.79           | 1.80  | 1.81  | 岡 山  | 1.82           | 1.83  | 1.83  |
| 青 森  | 1.79           | 1.80  | 1.81  | 福 井  | 1.84           | 1.84  | 1.84  | 広 島  | 1.77           | 1.79  | 1.80  |
| 岩 手  | 1.88           | 1.87  | 1.86  | 山 梨  | 1.74           | 1.77  | 1.79  | 山 口  | 1.76           | 1.78  | 1.80  |
| 宮 城  | 1.80           | 1.81  | 1.82  | 長 野  | 1.78           | 1.80  | 1.81  | 徳 島  | 1.77           | 1.79  | 1.80  |
| 秋 田  | 1.72           | 1.75  | 1.78  | 岐 阜  | 1.75           | 1.77  | 1.79  | 香 川  | 1.76           | 1.78  | 1.80  |
| 山 形  | 1.87           | 1.86  | 1.85  | 静 岡  | 1.82           | 1.83  | 1.83  | 愛 媛  | 1.78           | 1.80  | 1.81  |
| 福 島  | 1.93           | 1.91  | 1.88  | 愛 知  | 1.76           | 1.78  | 1.80  | 高 知  | 1.82           | 1.83  | 1.83  |
| 茨 城  | 1.85           | 1.85  | 1.84  | 三 重  | 1.74           | 1.77  | 1.79  | 福 岡  | 1.70           | 1.72  | 1.74  |
| 栃 木  | 1.85           | 1.85  | 1.84  | 滋 賀  | 1.89           | 1.87  | 1.86  | 佐 賀  | 1.84           | 1.84  | 1.84  |
| 群 馬  | 1.79           | 1.80  | 1.81  | 京 都  | 1.58           | 1.58  | 1.58  | 長 崎  | 1.88           | 1.87  | 1.86  |
| 埼 玉  | 1.73           | 1.76  | 1.78  | 大 阪  | 1.59           | 1.59  | 1.59  | 熊 本  | 1.83           | 1.83  | 1.83  |
| 千 葉  | 1.79           | 1.80  | 1.81  | 兵 庫  | 1.70           | 1.72  | 1.74  | 大 分  | 1.77           | 1.79  | 1.80  |
| 東 京  | 1.41           | 1.41  | 1.41  | 奈 良  | 1.68           | 1.70  | 1.73  | 宮 崎  | 1.92           | 1.90  | 1.88  |
| 神奈川  | 1.68           | 1.70  | 1.73  | 和歌山  | 1.76           | 1.78  | 1.80  | 鹿児島  | 1.92           | 1.90  | 1.88  |
| 新 潟  | 1.83           | 1.83  | 1.83  | 鳥 取  | 1.92           | 1.90  | 1.88  | 沖 縄  | 2.28           | 2.10  | 1.98  |

- (5) つぎに、各都道府県の合計特殊出生率をもとに年齢5歳階級別の出生率を算出するわけである  
 が、そのためには、或る年齢階級にある女性が、一生のあいだに生む子供数のなかのどれ位の比率  
 でその年齢階級にいる間に子供を生むかを、全年齢（15—49歳）にわたって知らなければならぬ。  
 表3は、1981年の都道府県別に年齢別の出生比を示したものであるが、県と県のあいだにすくなか  
 らぬ差が存在することがわかる。したがって都道府県ごとに年齢別出生比率を設定し、それによ  
 って年齢別出生率を算出するのがより適切であるということとなる。今回は、1979年、1980年、1981

表3 年齢別出生比率(1981年)

(%)

| 都道府県 | 全年齢    | 15—19歳 | 20—24歳 | 25—29歳 | 30—34歳 | 35—39歳 | 40—44歳 | 45—49歳 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 全 国  | 100.00 | 1.13   | 21.31  | 52.40  | 20.85  | 3.80   | 0.49   | 0.02   |
| 北海道  | 100.00 | 1.54   | 23.32  | 50.07  | 20.89  | 3.73   | 0.44   | 0.02   |
| 青森   | 100.00 | 1.33   | 28.84  | 48.22  | 17.96  | 2.25   | 0.39   | 0.01   |
| 岩手   | 100.00 | 1.22   | 27.28  | 48.06  | 19.44  | 3.51   | 0.49   | 0.01   |
| 宮城   | 100.00 | 1.15   | 23.38  | 51.44  | 20.15  | 3.42   | 0.46   | 0.01   |
| 秋田   | 100.00 | 0.68   | 27.29  | 52.62  | 16.96  | 2.19   | 0.25   | 0.01   |
| 山形   | 100.00 | 0.47   | 25.39  | 52.95  | 18.43  | 2.52   | 0.24   | 0.01   |
| 福島   | 100.00 | 1.04   | 26.63  | 49.78  | 19.00  | 3.11   | 0.42   | 0.02   |
| 茨城   | 100.00 | 1.51   | 23.69  | 51.47  | 19.55  | 3.37   | 0.41   | 0.00   |
| 栃木   | 100.00 | 1.20   | 23.99  | 50.91  | 19.88  | 3.46   | 0.54   | 0.02   |
| 群馬   | 100.00 | 1.18   | 21.77  | 51.19  | 21.49  | 3.89   | 0.48   | 0.00   |
| 埼玉   | 100.00 | 1.15   | 19.59  | 52.62  | 21.96  | 4.11   | 0.55   | 0.01   |
| 千葉   | 100.00 | 1.16   | 20.93  | 51.97  | 21.40  | 4.02   | 0.50   | 0.01   |
| 東京都  | 100.00 | 0.97   | 12.95  | 50.94  | 27.98  | 6.32   | 0.81   | 0.02   |
| 神奈川県 | 100.00 | 1.16   | 17.73  | 52.28  | 23.71  | 4.50   | 0.60   | 0.02   |
| 新潟   | 100.00 | 0.57   | 23.48  | 52.53  | 20.07  | 3.05   | 0.31   | —      |
| 富山   | 100.00 | 0.45   | 29.28  | 53.60  | 14.51  | 1.96   | 0.20   | 0.01   |
| 石川   | 100.00 | 0.76   | 28.46  | 53.15  | 15.09  | 2.21   | 0.31   | 0.03   |
| 福井   | 100.00 | 0.50   | 27.13  | 54.97  | 15.24  | 1.90   | 0.22   | 0.04   |
| 山梨   | 100.00 | 0.69   | 16.21  | 54.57  | 24.12  | 4.03   | 0.36   | 0.01   |
| 長野   | 100.00 | 0.41   | 15.73  | 54.37  | 25.09  | 3.98   | 0.41   | 0.02   |
| 岐阜   | 100.00 | 0.77   | 23.67  | 56.78  | 16.26  | 2.17   | 0.35   | 0.01   |
| 静岡県  | 100.00 | 0.91   | 23.10  | 53.74  | 18.84  | 2.99   | 0.40   | 0.01   |
| 愛知県  | 100.00 | 1.14   | 22.97  | 55.08  | 17.71  | 2.69   | 0.41   | 0.01   |
| 三重   | 100.00 | 1.12   | 26.80  | 53.50  | 15.88  | 2.43   | 0.26   | 0.00   |
| 滋賀   | 100.00 | 0.93   | 20.42  | 56.11  | 19.49  | 2.82   | 0.23   | 0.01   |
| 京都   | 100.00 | 0.86   | 16.35  | 55.44  | 22.70  | 4.15   | 0.47   | 0.03   |
| 大阪   | 100.00 | 1.32   | 19.43  | 53.05  | 21.51  | 4.10   | 0.56   | 0.03   |
| 兵庫県  | 100.00 | 1.16   | 20.10  | 54.14  | 20.50  | 3.64   | 0.45   | 0.02   |
| 奈良   | 100.00 | 1.03   | 19.05  | 56.93  | 19.83  | 2.78   | 0.36   | 0.01   |
| 和歌山  | 100.00 | 1.66   | 27.43  | 50.69  | 16.96  | 2.81   | 0.43   | 0.01   |
| 鳥取   | 100.00 | 0.95   | 24.07  | 53.23  | 18.63  | 2.73   | 0.38   | 0.01   |
| 島根   | 100.00 | 0.59   | 24.76  | 52.20  | 19.08  | 2.99   | 0.37   | —      |
| 岡山   | 100.00 | 1.12   | 25.86  | 53.64  | 16.62  | 2.44   | 0.31   | 0.01   |
| 広島   | 100.00 | 1.00   | 24.28  | 53.57  | 17.72  | 3.00   | 0.42   | 0.01   |
| 山口   | 100.00 | 1.02   | 25.42  | 52.46  | 17.81  | 2.89   | 0.38   | 0.02   |
| 徳島   | 100.00 | 1.27   | 26.50  | 52.51  | 16.63  | 2.73   | 0.35   | 0.01   |
| 香川県  | 100.00 | 1.25   | 27.00  | 52.50  | 16.10  | 2.81   | 0.33   | 0.01   |
| 愛媛   | 100.00 | 1.08   | 26.25  | 51.33  | 18.00  | 2.96   | 0.37   | 0.02   |
| 高松   | 100.00 | 1.81   | 26.41  | 48.58  | 18.76  | 4.00   | 0.44   | —      |
| 福岡   | 100.00 | 1.19   | 20.33  | 50.98  | 22.20  | 4.28   | 0.49   | 0.02   |
| 佐賀   | 100.00 | 0.95   | 23.59  | 49.94  | 21.32  | 3.84   | 0.36   | 0.01   |
| 長門   | 100.00 | 0.97   | 22.06  | 49.66  | 22.29  | 4.26   | 0.73   | 0.03   |
| 熊本   | 100.00 | 1.10   | 24.43  | 51.29  | 19.44  | 3.38   | 0.34   | 0.03   |
| 大分   | 100.00 | 1.02   | 25.78  | 51.91  | 17.82  | 3.13   | 0.32   | 0.01   |
| 宮崎   | 100.00 | 1.05   | 27.35  | 49.19  | 18.31  | 3.65   | 0.44   | 0.01   |
| 鹿児島  | 100.00 | 0.85   | 22.73  | 49.96  | 21.51  | 4.29   | 0.64   | 0.02   |
| 沖縄   | 100.00 | 2.70   | 26.78  | 37.00  | 23.81  | 8.02   | 1.61   | 0.06   |

出所) 表1と同じ。

年の3年次の各県の年齢別出生比率のいずれかを、将来の年齢別の出生パターンの基準とすることとし、1982年(1987年)、1992年、1997年のそれぞれの合計特殊出生率にもっとも近い値を持つ1979年、1980年、1981年のいずれかの年次の年齢別出生パターンによって、1982(1987年)、1992年、1997年のそれぞれの、都道府県別の年齢5歳階級別の出生率を算出することとした。

### Ⅲ 都道府県別、男女・年齢5歳階級別純移動率の設定

#### 1. 過去の実績値による場合

都道府県別にみた男女・年齢別の純移動率が1980年から2000年までの20年間に、それぞれの県でどのように変化するかを見極めるのもきわめて困難である。人口移動量を規定する社会・経済的要因の日本全体の動きと、その国内での地域的な変化とを将来の20年間にわたって把えることがほとんど不可能であるし、特定の少数の県について、たとえばそれぞれの県で策定された長期計画などを勘案して、それらの県の人口の流出入数、あるいは純移動数を推計しようとする場合はともかくとして、全国47都道府県の人口の流出入数あるいは純移動数を、全国的にバランスが保たれるように(換言すれば、都道府県別の純移動数の合計値が0となるように)推計するのは非常に難しい。

そのためもあって前回の地域人口推計では、1975—80年に観測された純移動率が2000年まで変化しないと想定されたのであるが、今回も基本的には同じ手続きをふむこととする。ただ最近、とくに1980年以降、住民基本台帳による都道府県間の人口移動パターンが人口の大都市圏への集中が再開したと言われるような動きを示していることから、1975—80年の純移動率が一定である場合のほかに東京都の人口がまだ増加していた1970—75年の純移動率を一定とする場合、ならびに2000までの20年間人口移動が全く起らないと仮定した場合(純移動率を0とした場合)をも想定する。

#### 2. モデル値の設定

上記の1970—75年ならびに1975—80年の都道府県別、男女・年齢別純移動率は、コーホート生残率法のなかの前進法によって推計されたものであるが、その推計にあたっては、生残率の地域差は皆無であるとの仮定が設定されている。そのために純移動率の推計値には生残率の地域差を無視したことによる誤差が含まれていることとなり、高年齢となるほど誤差は大きくなるものと推定される。事実、全国人口の生残率によって推計された年齢別の純移動率をみると、高年齢で純移動率が異常に上昇(あるいは下降)している<sup>5)</sup>。生残率の地域差を無視したために生じた誤差が、高年齢層にとくに大きいことを如実に示しているが、他の年齢でも多かれすくなかれ誤差が含まれていることは言うまでもない。

このような誤差による純移動率の年齢別パターンの不自然な推移を補整するための一方法として、生残率が1.0に近く地域差の絶対量が小さいうに、純移動率の絶対値が最も大きい20—24歳あるいは25—29歳(いずれも期末時の年齢)の純移動率と他の年齢の純移動率との相関関係を示す理論式を求めて、生残率の地域差を無視することによって生じる誤差が最も小さいと考えられる20—24歳あるいは25—29歳の純移動率の実績値から他の年齢の純移動率を推定することが考えられる。

そのためには、まず最初に年齢別の純移動率間にどのような相関関係が存在するかを明かとする必要がある。

1975—80年の都道府県別の年齢5歳階級別の純移動率間の相関関係を分析した結果判明した点は、

5) 河邊 宏他、前掲(注3)論文の図2参照。



(1)宮城, 茨城, 埼玉, 千葉, 東京, 神奈川, 石川, 愛知, 滋賀, 京都, 大阪, 兵庫, 奈良, 福岡の14都道府県を除く33県では, 男子の純移動率は, 20—24歳あるいは25—29歳(いずれも期末時の年齢階級)の純移動率と高い相関係数を有する年齢階級が幾つかみられること, (2)この33の県をさらにIグループ(北海道, 青森, 岩手, 秋田, 山形, 新潟, 富山, 福井, 長野, 静岡, 和歌山, 島根, 岡山, 広島, 山口, 徳島, 香川, 愛媛, 長崎, 大分の20県)とIIグループ(福島, 栃木, 群馬, 山梨, 岐阜, 三重, 鳥取, 高知, 佐賀, 熊本, 宮崎, 鹿児島, 沖縄の13県)とに分類した方がより高い相関係数が得られること, (3)女子では年齢階級間の相関関係がほとんどみられないが, 同年齢階級の男子の純移動率と高い相関係数を有する年齢層がIとIIのグループの県のあいだでみられること, (4)上記の宮城県をはじめとする14都府県(IIIグループ)ではIやIIのグループでみられた相関関係はほとんど認められないこと, などである. 表4は以上の分析から得られた高い相関関係にある年齢階級と相関係数ならびに回帰直線式を示したものである. これから, 男子の20—24歳ならびに25—29歳の純移動率の推計値から, 男子と女子のかなりの年齢階級の純移動率が推定できることがわかる. ただし, 女子の20—24歳, 25—29歳, 30—34歳, ならびに男子と女子の0—4歳, 男子の45歳以上と女子の60歳以上の純移動率は何らかのかたちで求めなければならない. そこでこれらの年齢階級については, つぎのような方法を採用した.

表4 純移動率間の相関関係と回帰式

男子 (I)

(1) 20—24歳の純移動率との相関係数と回帰式

15—19歳  $r = 0.8714$   $Y = 0.011014 + 0.520126 X$

(2) 25—29歳の純移動率との相関係数と回帰式

5—9歳  $r = 0.8657$   $Y = -0.012259 + 0.229533 X$

10—14歳  $r = 0.8570$   $Y = -0.009019 + 0.120901 X$

30—34歳  $r = 0.9287$   $Y = -0.014590 + 0.420980 X$

35—39歳  $r = 0.8993$   $Y = -0.019801 + 0.249980 X$

40—44歳  $r = 0.9048$   $Y = -0.017592 + 0.145022 X$

男子 (II)

(1) 20—24歳の純移動率との相関係数と回帰式

15—19歳  $r = 0.7817$   $Y = 0.036501 + 0.640259 X$

(2) 25—29歳の純移動率との相関係数と回帰式

5—9歳  $r = 0.8467$   $Y = 0.014688 + 0.175865 X$

10—14歳  $r = 0.7105$   $Y = -0.006295 + 0.088417 X$

30—34歳  $r = 0.9198$   $Y = 0.001509 + 0.457220 X$

35—39歳  $r = 0.8647$   $Y = 0.010612 + 0.200075 X$

40—44歳  $r = 0.7676$   $Y = 0.006829 + 0.098727 X$

女子 男子の同じ年齢階級の純移動率との相関係数と回帰式

5—9歳  $r = 0.9886$   $Y = 0.000240 + 0.987140 X$

10—14歳  $r = 0.9723$   $Y = -0.000120 + 1.021310 X$

15—19歳  $r = 0.8453$   $Y = 0.035601 + 1.18723 X$

35—39歳  $r = 0.96798$   $Y = 0.599694 X$

40—44歳  $r = 0.9404$   $Y = -0.002832 + 0.571253 X$

45—49歳  $r = 0.8658$   $Y = -0.000219 + 0.466876 X$

50—54歳  $r = 0.9020$   $Y = 0.002497 + 0.559935 X$

55—59歳  $r = 0.8066$   $Y = -0.002661 + 0.416150 X$

表5 モデル値設定方法

| (男)<br>年齢 | 純移動率     | I グループ                                   | II グループ                                  | IIIグループ                          |
|-----------|----------|--|--|----------------------------------|
|           |          | 推計方法                                     | 推計方法                                     | 推計方法                             |
| 0—4       | $m_1$    | $m_1 = m_2/2$                            | $m_1 = m_2/2$                            | $m_1 = m_2/2$                    |
| 5—9       | $m_2$    | $m_2 = -0.0122591 + 0.229533m_6$         | $m_2 = 0.0146878 + 0.175865m_6$          | $m_2 =$                          |
| 10—14     | $m_3$    | $m_3 = -0.0090189 + 0.120901m_6$         | $m_3 = -0.00629447 + 0.0884172m_6$       | $m_3 =$                          |
| 15—19     | $m_4$    | $m_4 = 0.0110137 + 0.520126m_6$          | $m_4 = 0.0365005 + 0.640259m_5$          | $m_4 =$                          |
| 20—24     | $m_5$    | $m_5 =$ 実績値                              | $m_5 =$ 実績値                              | $m_5 =$                          |
| 25—29     | $m_6$    | $m_6 =$ 実績値                              | $m_6 =$ 実績値                              | $m_6 =$                          |
| 30—34     | $m_7$    | $m_7 = -0.0145895 + 0.42098m_6$          | $m_7 = 0.00150884 + 0.45722m_6$          | $m_7 =$                          |
| 35—39     | $m_8$    | $m_8 = -0.0198009 + 0.24998m_6$          | $m_8 = 0.0106116 + 0.200075m_6$          | $m_8 =$                          |
| 40—44     | $m_9$    | $m_9 = -0.0175915 + 0.145022m_6$         | $m_9 = 0.00682904 + 0.098727m_6$         | $m_9 =$                          |
| 45—49     | $m_{10}$ | $m_{10} =$                               | $m_{10} =$                               | $m_{10} =$                       |
| 50—54     | $m_{11}$ | $m_{11} =$ } 3点移動法による                    | $m_{11} =$ } 3点法による                      | $m_{11} =$ }                     |
| 55—59     | $m_{12}$ | $m_{12} =$ } 実績値の平均値                     | $m_{12} =$ } 実績値の平均値                     | $m_{12} =$ } 平均                  |
| 60—64     | $m_{13}$ | $m_{13} =$ }                             | $m_{13} =$ }                             | $m_{13} =$ }                     |
| 65—69     | $m_{14}$ | $m_{14} =$ }                             | $m_{14} =$ }                             | $m_{14} =$ } $m_{13}$ と $m_{17}$ |
| 70—74     | $m_{15}$ | $m_{15} =$ } $m_{13}$ と $m_{17}$ の間を直線補間 | $m_{15} =$ } $m_{13}$ と $m_{17}$ の間を直線補間 | $m_{15} =$ } の間を直線               |
| 75—79     | $m_{16}$ | $m_{16} =$ }                             | $m_{16} =$ }                             | $m_{16} =$ } 補間                  |
| 80以上      | $m_{17}$ | $m_{17} = 0$                             | $m_{17} = 0$                             | $m_{17} = 0$                     |

| (女)<br>年齢 | 純移動率     | I グループ                                   | II グループ            | IIIグループ                          |
|-----------|----------|--|--------------------|----------------------------------|
|           |          | 推計方法                                     | 推計方法               | 推計方法                             |
| 0—4       | $f_1$    | $f_1 = m_1$                              | $f_1 =$ }          | $f_1 = m_1$                      |
| 5—9       | $f_2$    | $f_2 = 0.00024 + 0.98714m_2$             | $f_2 =$ }          | $f_2 = m_2$                      |
| 10—14     | $f_3$    | $f_3 = -0.00012 + 1.02131m_3$            | $f_3 =$ }          | $f_3 =$ }                        |
| 15—19     | $f_4$    | $f_4 = 0.035601 + 1.18723m_4$            | $f_4 =$ }          | $f_4 =$ }                        |
| 20—24     | $f_5$    | $f_5 =$ }                                | $f_5 =$ }          | $f_5 =$ } 実績値                    |
| 25—29     | $f_6$    | $f_6 =$ } 実績値                            | $f_6 =$ }          | $f_6 =$ }                        |
| 30—34     | $f_7$    | $f_7 =$ }                                | $f_7 =$ }          | $f_7 =$ }                        |
| 35—39     | $f_8$    | $f_8 = 0.599694m_8$                      | $f_8 =$ }          | $f_8 =$ }                        |
| 40—44     | $f_9$    | $f_9 = -0.002822 + 0.571253m_9$          | $f_9 =$ } Iグループと同じ | $f_9 =$ }                        |
| 45—49     | $f_{10}$ | $f_{10} = -0.000218674 + 0.466876m_{10}$ | $f_{10} =$ }       | $f_{10} =$ } 3点法による              |
| 50—54     | $f_{11}$ | $f_{11} = 0.00249674 + 0.559935m_{11}$   | $f_{11} =$ }       | $f_{11} =$ } 平均                  |
| 55—59     | $f_{12}$ | $f_{12} = -0.00206131 + 0.41615m_{12}$   | $f_{12} =$ }       | $f_{12} =$ }                     |
| 60—64     | $f_{13}$ | $f_{13} =$ }                             | $f_{13} =$ }       | $f_{13} =$ }                     |
| 65—69     | $f_{14}$ | $f_{14} =$ }                             | $f_{14} =$ }       | $f_{14} =$ } $f_{12}$ と $f_{17}$ |
| 70—74     | $f_{15}$ | $f_{15} =$ } $f_{12}$ と $f_{17}$ の間を直線補間 | $f_{15} =$ }       | $f_{15} =$ } の間を直線               |
| 75—79     | $f_{16}$ | $f_{16} =$ }                             | $f_{16} =$ }       | $f_{16} =$ } 補間                  |
| 80以上      | $f_{17}$ | $f_{17} = 0$                             | $f_{17} =$ }       | $f_{17} = 0$                     |

注) Iグループ

北海道 新 瀧 和歌山 徳 島 福 島 三 重 宮 崎 宮 城 神 奈 川 大 阪  
 青 森 富 山 島 根 香 川 栃 島 鳥 取 鹿 児 島 茨 城 石 川 兵 庫  
 岩 手 福 井 岡 山 愛 媛 群 馬 高 知 沖 縄 埼 玉 愛 知 福 良  
 秋 田 長 野 広 島 長 崎 山 梨 佐 賀 千 葉 滋 賀 都 府 岡  
 山 形 静 岡 山 口 大 分 岐 阜 熊 本 東 京 都 府 都 府 岡

IIグループ

福 島 三 重 宮 崎 宮 城 神 奈 川 大 阪  
 栃 島 鳥 取 鹿 児 島 茨 城 石 川 兵 庫  
 群 馬 高 知 沖 縄 埼 玉 愛 知 福 良  
 山 梨 佐 賀 千 葉 滋 賀 都 府 岡

IIIグループ

宮 崎 宮 城 神 奈 川 大 阪  
 鹿 児 島 茨 城 石 川 兵 庫  
 沖 縄 埼 玉 愛 知 福 良  
 千 葉 滋 賀 都 府 岡

- (1) IグループとIIグループの県については、
- (イ) 女子の20—24歳、25—29歳ならびに30—34歳は実績値（推計値）をそのまま利用する。
  - (ロ) 男子の45—49歳、50—54歳、55—59歳、60—64歳の純移動率は3点法により実績値（推計値）を移動平均して補整する。
  - (ハ) 男子の65—69歳以上、女子の60—64歳以上は、いずれも80歳以上の年齢階級の純移動率を0とし、60—64歳（男子）あるいは55—59歳（女子）の純移動率との間を直線補間して補正値を求める。
  - (ニ) 0—4歳は、男子については5—9歳の純移動率の2分の1とし、女子は男子の純移動率と同じとする。
- (2) IIIグループの都府県については、
- (イ) 男子の5—9歳から30—34歳に至る各年齢階級、ならびに女子の10—14歳から30—34歳に至る各年齢階級の純移動率は実績値（推計値）をそのまま利用する。
  - (ロ) 35—39歳から60—64歳（男子）あるいは65—69歳（女子）に至る年齢は3点法による移動平均値を求めて実績値の補整を行なう。
  - (ハ) 男子の65—69歳、女子の70—75歳以上の年齢は、80歳以上の純移動率を0として直線補間して補正値を求める。
  - (ニ) 男子の0—4歳は5—9歳の純移動率の2分の1とする。また女子の0—4歳ならびに5—9歳は男子の純移動率と同じとする。

表5は、以上の手続きを表にまとめたものであるが、これによって、各県ごとに、少なくとも生残率の地域差を無視したことにもとずくと考えられる、年齢階層別にみた純移動率のパターンに不自然な高まりや低まりがほとんどなくなっている。

#### IV 人口変動要素の将来変動に対する仮定設定の推計結果に及ぼす影響

以上、都道府県別の生残率、出生率、純移動率のそれぞれの将来予測値が設定されたことになるが、生残率と出生率については全国値とあわせてそれぞれ2本、また純移動率については1970—75年と1975—80年の実績値（推計値）ならびに1975—80年の実績値にもとづくモデル値の3本の予測値がわれわれの手元にあることとなり、これらを組み合わせて幾つかの結果を得ることができる。本研究で試みたのは、つぎに示す8つの組み合わせである。

|        | 生残率 | 出生率 | 純移動率      |
|--------|-----|-----|-----------|
| Case 1 | 全国値 | 全国値 | 1975—80年値 |
| Case 2 | 全国値 | 全国値 | 1970—75年値 |
| Case 3 | 県別値 | 県別値 | 1975—80年値 |
| Case 4 | 県別値 | 県別値 | 1970—75年値 |
| Case 5 | 県別値 | 県別値 | 純移動率=0    |
| Case 6 | 県別値 | 県別値 | モデル値      |
| Case 7 | 県別値 | 県別値 | モデル値×1.2  |
| Case 8 | 県別値 | 県別値 | モデル値×0.8  |

なお以上の組み合わせによる推計結果は、計算の過程で別途推計された全国人口数と一致するような補正が加えられている場合と、そのような補正が加えられていない場合があるが、以下で検討しよう

とするのは後者の場合の結果についてである。

### 1. 生残率と出生率の地域差を考慮した予測値による場合の推計結果の有効性の検討

現在においても、また2000年までの20年間においても、生残率と出生率の地域差が存在する、という前提のもとで設定された予測値によって計算された場合と、地域差が存在しないとの仮定のもとで全国人口の予測値によって計算された場合の、地域人口の2000年までの推計人口数は当然相異なる。しかし、推計結果のちがいが十分に小さければ、地域別の生残率と出生率の将来の予測値をあえて設定する必要はなく、全国人口の予測値を適用すれば十分であるということになる。

前述の8ケースのなかで、Case 1 と Case 3 あるいは Case 2 と Case 4 の推計結果を比較することにより、地域別の生残率と出生率を設定する有効性を検討することが可能である。何故ならば、Case 1 と Case 3 ならびに Case 2 と Case 4 は、純移動率は同一の予測値が適用されているが、生残率と出生率は、全国予測値を適用したものであるか (Case 1 と Case 2)、都道府県別の予測値を適用したものであるか (Case 3 と Case 4) で異なるからである。

表6は、Case 1 と Case 3 ならびに Case 2 と Case 4 の2000年の各県の推計人口数にどれぐらいの差が生じたかを100分比で示したものである。東京都と沖縄県を除くと、いずれの県も差は3%

表6 出生率と生残率のちがいによる推計結果の差 (2000年人口の場合)

| 都道府県 | 人口数 (1,000人) |         |         |         | 差 (%)         |               | 都道府県 | 人口数 (1,000人) |        |        |        | 差 (%)         |               |
|------|--------------|---------|---------|---------|---------------|---------------|------|--------------|--------|--------|--------|---------------|---------------|
|      | Case 1       | Case 2  | Case 3  | Case 4  | Case 1とCase 3 | Case 2とCase 4 |      | Case 1       | Case 2 | Case 3 | Case 4 | Case 1とCase 3 | Case 2とCase 4 |
| 全国   | 128,757      | 130,590 | 128,738 | 130,571 | -1.48         | -0.01         | 三重   | 1,763        | 1,713  | 1,766  | 1,717  | 0.17          | 0.23          |
| 北海道  | 5,994        | 5,211   | 5,887   | 5,119   | -1.79         | -1.77         | 滋賀   | 1,359        | 1,321  | 1,389  | 1,349  | 2.21          | 2.12          |
| 青森   | 1,583        | 1,428   | 1,591   | 1,435   | 0.51          | 0.49          | 京都   | 2,835        | 2,911  | 2,768  | 2,843  | -2.36         | -2.34         |
| 岩手   | 1,384        | 1,249   | 1,394   | 1,256   | 0.72          | 0.56          | 大阪   | 8,835        | 9,663  | 8,682  | 9,495  | -1.73         | -1.74         |
| 宮城   | 2,378        | 2,320   | 2,414   | 2,354   | 1.51          | 1.47          | 兵庫   | 5,293        | 5,465  | 5,257  | 5,430  | -0.68         | -0.64         |
| 秋田   | 1,208        | 1,059   | 1,207   | 1,057   | -0.08         | -0.19         | 奈良   | 1,746        | 1,782  | 1,734  | 1,771  | -0.69         | -0.62         |
| 山形   | 1,220        | 1,063   | 1,231   | 1,072   | 0.90          | 0.85          | 和歌山  | 1,045        | 1,004  | 1,050  | 1,009  | 0.48          | 0.50          |
| 福島   | 2,029        | 1,831   | 2,068   | 1,866   | 1.92          | 1.92          | 鳥取   | 623          | 562    | 633    | 571    | 1.61          | 1.60          |
| 茨城   | 3,171        | 2,936   | 3,212   | 2,973   | 1.29          | 1.26          | 島根   | 751          | 656    | 773    | 675    | 2.93          | 2.90          |
| 栃木   | 1,933        | 1,925   | 1,957   | 1,949   | 1.24          | 1.25          | 岡山   | 1,904        | 1,943  | 1,933  | 1,971  | 1.52          | 1.44          |
| 群馬   | 1,987        | 1,868   | 1,995   | 1,875   | 0.40          | 0.38          | 広島   | 2,824        | 3,025  | 2,862  | 3,064  | 1.35          | 1.29          |
| 埼玉   | 7,716        | 9,624   | 7,742   | 9,665   | 0.34          | 0.43          | 山口   | 1,543        | 1,473  | 1,558  | 1,487  | 0.97          | 0.95          |
| 千葉   | 7,081        | 8,251   | 7,155   | 8,340   | 1.05          | 1.08          | 徳島   | 827          | 765    | 831    | 770    | 0.48          | -0.65         |
| 東京   | 11,477       | 11,408  | 10,953  | 10,878  | -4.57         | -4.65         | 香川   | 1,037        | 1,029  | 1,038  | 1,029  | 0.10          | 0.00          |
| 神奈川  | 8,804        | 10,185  | 8,805   | 10,188  | 0.00          | 0.03          | 愛媛   | 1,510        | 1,437  | 1,532  | 1,458  | 1.46          | 1.46          |
| 新潟   | 2,353        | 2,149   | 2,396   | 2,189   | 1.83          | 1.87          | 高知   | 841          | 783    | 852    | 793    | 1.31          | 1.28          |
| 富山   | 1,098        | 1,034   | 1,102   | 1,038   | 0.36          | 0.39          | 福岡   | 5,209        | 4,886  | 5,182  | 4,862  | -0.52         | -0.49         |
| 石川   | 1,187        | 1,156   | 1,198   | 1,165   | 0.93          | 0.78          | 佐賀   | 888          | 753    | 900    | 763    | 1.35          | 1.33          |
| 福井   | 782          | 762     | 792     | 770     | 1.28          | 1.05          | 長崎   | 1,493        | 1,367  | 1,521  | 1,393  | 1.88          | 1.90          |
| 山梨   | 802          | 760     | 814     | 766     | 0.74          | 0.79          | 熊本   | 1,929        | 1,642  | 1,943  | 1,652  | 0.73          | 0.61          |
| 長野   | 2,077        | 1,919   | 2,095   | 1,934   | 0.87          | 0.78          | 大分   | 1,245        | 1,178  | 1,258  | 1,190  | 1.04          | 1.02          |
| 岐阜   | 2,135        | 2,042   | 2,158   | 2,065   | 1.08          | 1.13          | 宮崎   | 1,276        | 1,113  | 1,302  | 1,135  | 2.04          | 1.98          |
| 静岡   | 3,591        | 3,626   | 3,638   | 3,674   | 1.31          | 1.32          | 鹿児島  | 1,877        | 1,618  | 1,917  | 1,651  | 2.13          | 2.04          |
| 愛知   | 6,917        | 7,277   | 6,992   | 7,358   | 1.08          | 1.11          | 沖縄   | 1,192        | 1,416  | 1,260  | 1,505  | 5.71          | 6.29          |

以下（しかも大部分は2%以下）ときわめて小さい。また東京都で4.6%，沖縄県で6%と、この2地域でも推計結果の甚だしい違いがあるわけではない。

以上の結果は、少なくとも都道府県の人口総数に関する限りでは、全国人口の生残率と出生率を各県に適用して得られた推計結果が十分に有効であることを示唆している。しかも「人口推計」が本質的

表7 出生率と生残率のちがいによる年齢別推計結果の差（2000年人口の場合）

| 都道府県 | 0 - 4 歳         |        |          | 25 - 29 歳       |        |          | 65 - 69 歳       |        |          | 75 - 79 歳       |        |          |
|------|-----------------|--------|----------|-----------------|--------|----------|-----------------|--------|----------|-----------------|--------|----------|
|      | 人口数<br>(1,000人) |        | 差<br>(%) | 人口数<br>(1,000人) |        | 差<br>(%) | 人口数<br>(1,000人) |        | 差<br>(%) | 人口数<br>(1,000人) |        | 差<br>(%) |
|      | Case 1          | Case 3 |          | Case 1          | Case 3 |          | Case 1          | Case 3 |          | Case 1          | Case 3 |          |
| 全 国  | 8,410           | 8,429  | 0.23     | 9,979           | 9,977  | -0.01    | 6,963           | 6,960  | -0.04    | 3,689           | 3,679  | -0.26    |
| 北海道  | 378             | 349    | -7.59    | 433             | 433    | 0.01     | 325             | 324    | -0.19    | 171             | 170    | -0.43    |
| 青森   | 93              | 97     | 4.83     | 103             | 103    | -0.15    | 95              | 94     | -0.92    | 48              | 47     | -2.19    |
| 岩手   | 73              | 79     | 7.98     | 83              | 83     | -0.24    | 92              | 90     | -1.74    | 51              | 49     | -4.12    |
| 宮城   | 147             | 155    | 5.20     | 172             | 171    | -0.14    | 127             | 126    | -0.36    | 68              | 68     | -1.24    |
| 秋田   | 62              | 641    | 2.75     | 67              | 67     | 0.06     | 84              | 84     | 0.24     | 46              | 46     | -0.94    |
| 山形   | 63              | 68     | 7.06     | 71              | 71     | -0.08    | 81              | 81     | -0.67    | 50              | 48     | -2.73    |
| 福島   | 109             | 119    | 9.35     | 123             | 123    | 0.01     | 127             | 127    | 0.11     | 75              | 74     | -2.29    |
| 茨城   | 196             | 209    | 6.52     | 243             | 243    | -0.07    | 154             | 154    | -0.14    | 85              | 84     | -1.38    |
| 栃木   | 117             | 124    | 6.55     | 140             | 140    | -0.21    | 104             | 103    | -0.25    | 59              | 58     | -1.98    |
| 群馬   | 121             | 126    | 4.61     | 145             | 145    | -0.11    | 110             | 109    | -0.52    | 62              | 60     | -3.10    |
| 埼玉   | 564             | 579    | 2.70     | 733             | 732    | -0.06    | 349             | 351    | 0.63     | 145             | 144    | -0.49    |
| 千葉   | 499             | 524    | 5.01     | 642             | 642    | 0.05     | 319             | 319    | 0.10     | 139             | 137    | -1.74    |
| 東京都  | 809             | 652    | -19.51   | 987             | 987    | 0.03     | 597             | 599    | 0.25     | 302             | 301    | -0.34    |
| 神奈川県 | 633             | 634    | 0.23     | 822             | 823    | 0.19     | 425             | 426    | 0.15     | 196             | 199    | 1.24     |
| 新潟   | 129             | 137    | 6.41     | 148             | 148    | 0.14     | 149             | 150    | 0.48     | 90              | 91     | 1.40     |
| 富山   | 65              | 68     | 4.96     | 76              | 76     | -0.07    | 68              | 68     | 0.50     | 39              | 39     | -0.36    |
| 石川   | 76              | 81     | 5.75     | 90              | 90     | 0.03     | 64              | 64     | 0.14     | 38              | 37     | -0.76    |
| 福井   | 46              | 49     | 6.81     | 53              | 53     | 0.01     | 48              | 48     | 0.40     | 28              | 28     | -0.72    |
| 山梨   | 46              | 48     | 3.44     | 50              | 50     | -0.06    | 49              | 49     | 1.26     | 30              | 30     | 0.59     |
| 長野   | 118             | 123    | 4.20     | 138             | 138    | -0.19    | 129             | 129    | 0.30     | 84              | 85     | 1.15     |
| 岐阜   | 137             | 143    | 4.32     | 151             | 151    | 0.04     | 121             | 123    | 1.59     | 65              | 66     | 2.16     |
| 静岡県  | 221             | 235    | 6.14     | 258             | 258    | -0.05    | 209             | 210    | 0.61     | 112             | 112    | 0.17     |
| 愛知県  | 487             | 511    | 5.00     | 592             | 592    | 0.06     | 346             | 348    | 0.67     | 162             | 165    | 1.96     |
| 三重   | 107             | 112    | 4.41     | 121             | 121    | 0.05     | 107             | 107    | 0.18     | 58              | 57     | -1.39    |
| 滋賀   | 89              | 96     | 7.59     | 106             | 106    | -0.09    | 67              | 68     | 0.69     | 35              | 35     | 0.98     |
| 京都   | 204             | 186    | -8.96    | 231             | 231    | 0.05     | 141             | 141    | -0.08    | 75              | 74     | -1.38    |
| 大阪   | 661             | 608    | -7.92    | 768             | 769    | 0.12     | 453             | 454    | 0.27     | 202             | 203    | 0.38     |
| 兵庫県  | 367             | 370    | 0.95     | 407             | 407    | 0.09     | 295             | 290    | -1.72    | 155             | 149    | -3.69    |
| 奈良   | 124             | 124    | 0.34     | 139             | 139    | 0.00     | 83              | 82     | -0.83    | 42              | 41     | -1.03    |
| 和歌山  | 64              | 67     | 4.41     | 70              | 70     | -0.06    | 66              | 66     | -0.20    | 39              | 38     | -1.08    |
| 鳥取   | 34              | 36     | 8.72     | 40              | 39     | -0.09    | 38              | 38     | -0.86    | 25              | 24     | -0.92    |
| 島根   | 37              | 40     | 9.37     | 43              | 43     | -0.09    | 53              | 53     | -0.03    | 34              | 34     | 1.29     |
| 岡山   | 117             | 125    | 6.64     | 134             | 134    | -0.15    | 116             | 117    | 0.28     | 67              | 69     | 2.12     |
| 広島   | 185             | 194    | 4.84     | 218             | 218    | -0.03    | 158             | 159    | 0.97     | 95              | 98     | 3.34     |
| 山口   | 91              | 95     | 4.55     | 99              | 99     | -0.08    | 100             | 100    | -0.08    | 60              | 61     | 1.92     |
| 徳島   | 46              | 48     | 4.50     | 51              | 51     | -0.11    | 53              | 53     | -0.60    | 31              | 31     | 0.44     |
| 香川   | 62              | 65     | 4.76     | 72              | 71     | -0.29    | 63              | 62     | -1.17    | 38              | 38     | -1.82    |
| 愛媛   | 87              | 92     | 5.07     | 97              | 97     | -0.10    | 94              | 95     | 1.03     | 58              | 60     | 2.99     |
| 高松   | 46              | 49     | 6.20     | 55              | 55     | -0.15    | 53              | 53     | -0.21    | 34              | 35     | 1.52     |
| 福岡   | 341             | 342    | 0.27     | 396             | 395    | -0.31    | 267             | 264    | -1.03    | 149             | 148    | -0.88    |
| 佐賀   | 51              | 55     | 6.75     | 55              | 55     | 0.00     | 52              | 51     | -1.32    | 31              | 31     | -0.66    |
| 長門   | 86              | 93     | 8.04     | 89              | 89     | -0.08    | 92              | 91     | -0.58    | 56              | 56     | -0.18    |
| 熊本   | 107             | 114    | 6.12     | 117             | 117    | -0.08    | 115             | 113    | -1.60    | 70              | 68     | -2.14    |
| 大分   | 70              | 73     | 4.34     | 78              | 78     | -0.03    | 78              | 78     | 0.06     | 47              | 48     | 2.03     |
| 宮崎   | 73              | 80     | 9.08     | 84              | 84     | -0.14    | 74              | 74     | -0.20    | 42              | 42     | 0.02     |
| 鹿児島  | 99              | 108    | 9.31     | 104             | 103    | -0.24    | 115             | 114    | -0.67    | 72              | 72     | 0.15     |
| 沖縄   | 74              | 85     | 14.67    | 86              | 86     | -0.26    | 60              | 59     | -0.90    | 31              | 31     | -0.70    |

に有する、その推計結果の「不確かさ」から言って、そして特に人口移動に強い影響を受ける「地域人口推計」の場合、さらに地域人口推計としては長い20年先の人口数の推計結果であることを考えると、この程度の差はほとんど問題とはならないと考えて良く、したがって、生残率と出生率の将来の予測値に関しては、全国人口の予測値を代用すれば良いということができる。

しかしながら、これはあくまで全人口について言えることで、年齢別の人口数の推計結果ではどうであろうか。表7は、0—4歳、25—29歳、65—69歳、75—79歳の各年齢階級の2000年の人口数が、Case 1と Case 3 でどれくらい異なるかを100分比で示したものであるが、年齢階級によって推計結果の差がかなり異なることがわかる。

主として出生率の地域差によってもたらされると考えて良い0—4歳の推計結果の差は、表からあきらかなように、大部分の県で数パーセント以上、最も差の大きな東京都では20%、ついで沖縄県が15%もの差となっている。東京都の出生率は、前述したように1981年現在の低出生力そのまま維持され、若干ではあるが上昇すると想定されている全国人口の予測値との差が拡大する結果となっていること、また1981年現在全国一高い出生力水準にある沖縄県では、2000年においても全国予測値との差をかなり残す予測値が設定されていることが、このような結果を生んだことになる。その他の県でも、1981年現在認められた各県の出生力と全国人口の出生力の差が2000年までに2分の1に縮小すると想定されているにもかかわらず、推計結果にかなりの差が認められる。

もっぱら生残率の地域差によって推計結果に差が生ずる25—29歳、65—69歳、70—79歳の3年齢階級のなかで、25—29歳と65—69歳の推計結果の差はすべての県でごく小さい。とくに生残率がほとんど1.0に近い年齢階級では、生残率の地域差が小さく、推計結果にほとんど影響を及ぼさない。しかし生残率が1.0からへだたるとつれて、換言すれば高齢になるとともに、推計結果の差がじょじょに大きくなって行くことが示唆されていて、75—79歳の推計結果では、県によっては3～4%の差が生じている。

要するに、生残率の地域差が、高齢層における推計結果により強い影響を及ぼすものと考えられ、高齢化社会をむかえつつあるわが国の地域人口推計に対する需要の一つが、高齢人口数の推計値であることから言って、年齢別の地域人口推計には、各県ごとに生残率と出生率の将来予測値を設定することが、需要に対するより有効な推計結果を提供することを以上の結果は示唆していると考えられる。

## 2. 地域人口変動における人口移動の重みの検討

地域人口推計において、純移動率の大小が推計結果にどの程度の影響を及ぼすかをみるためには、生残率と出生率については同じ仮定が設定され、純移動率の仮定のみが異なる場合の推計結果を比較する必要がある。前述の8ケースのなかでは、Case 3 と Case 4, Case 5 がその条件にあてはまるもので、いずれも県別に同じ仮定による生残率と出生率が設定されているが、純移動率は、Case 3 が1975—80年の実績値(推計値)、Case 4 が1970—75年の実績値(推計値)、Case 5 が純移動率ゼロ、すなわち、1980年以降各県の人口が封鎖状態となって、その増減が出生と死亡によってのみもたらされる場合を想定したものである。

表8は、2000年の各県の人口総数について、Case 5 と Case 3, Case 5 と Case 4 の推計結果の差を100分比で示したものである。生残率と出生率の地域差によってもたらされる推計結果とは異って、人口移動率の大小が地域人口の増減に大きく影響することは、Case 3 と Case 5 の推計結果の差をみただけでもあきらかであるし、Case 5 と Case 4 の推計結果の差の方が一層大きいことはそれをさらに強く裏付けている。大都市圏の周辺に立地する県で推計結果の差がとくに大きく、またそ

表 8 純移動率のちがいによる推計結果の差 (2000年人口の場合)

| 都道府県 | 人口数 (1,000人) |         |         | 差 (%)         |               | 都道府県 | 人口数 (1,000人) |        |        | 差 (%)         |               |
|------|--------------|---------|---------|---------------|---------------|------|--------------|--------|--------|---------------|---------------|
|      | Case 3       | Case 4  | Case 5  | Case 3とCase 5 | Case 4とCase 5 |      | Case 3       | Case 4 | Case 5 | Case 3とCase 5 | Case 4とCase 5 |
| 全国   | 128,738      | 130,571 | 128,047 | 0.54          | 1.97          | 三重   | 1,766        | 1,717  | 1,801  | -1.94         | -4.66         |
| 北海道  | 5,887        | 5,119   | 6,069   | -3.00         | -15.65        | 滋賀   | 1,389        | 1,349  | 1,197  | 16.04         | 12.70         |
| 青森   | 1,591        | 1,435   | 1,698   | -6.30         | -15.49        | 京都   | 2,768        | 2,843  | 2,689  | 2.94          | 5.73          |
| 岩手   | 1,394        | 1,256   | 1,532   | -9.01         | -18.02        | 大阪   | 8,682        | 9,495  | 9,390  | -7.54         | 1.12          |
| 宮城   | 2,414        | 2,354   | 2,322   | 3.96          | 1.38          | 兵庫   | 5,257        | 5,430  | 5,591  | -5.97         | -2.88         |
| 秋田   | 1,207        | 1,057   | 1,303   | -8.77         | -20.11        | 奈良   | 1,734        | 1,771  | 1,322  | 31.17         | 33.96         |
| 山形   | 1,231        | 1,072   | 1,311   | -6.10         | -18.23        | 和歌山  | 1,050        | 1,009  | 1,146  | -8.38         | -11.96        |
| 福島   | 2,068        | 1,866   | 2,222   | -6.93         | -16.02        | 鳥取   | 633          | 571    | 635    | -0.32         | -10.08        |
| 茨城   | 3,212        | 2,973   | 2,827   | 13.62         | 5.17          | 島根   | 773          | 675    | 813    | -4.92         | -16.97        |
| 栃木   | 1,957        | 1,949   | 1,974   | -0.86         | -1.27         | 岡山   | 1,933        | 1,971  | 1,998  | -3.25         | -1.35         |
| 群馬   | 1,995        | 1,875   | 1,999   | -0.20         | -6.20         | 広島   | 2,862        | 3,064  | 2,979  | -3.93         | -2.85         |
| 埼玉   | 7,742        | 9,665   | 6,194   | 24.99         | 56.04         | 山口   | 1,558        | 1,487  | 1,676  | -7.04         | -11.28        |
| 千葉   | 7,155        | 8,340   | 5,365   | 33.36         | 55.45         | 徳島   | 831          | 770    | 869    | -4.37         | -11.39        |
| 東京   | 10,953       | 10,878  | 12,449  | -12.02        | -12.62        | 香川   | 1,038        | 1,029  | 1,045  | -0.67         | -1.53         |
| 神奈川  | 8,805        | 10,188  | 7,792   | 13.00         | 30.75         | 愛媛   | 1,532        | 1,458  | 1,614  | -5.08         | -9.67         |
| 新潟   | 2,396        | 2,189   | 2,625   | -8.72         | -16.61        | 高知   | 852          | 793    | 857    | -0.58         | -7.47         |
| 富山   | 1,102        | 1,038   | 1,165   | -5.41         | -10.90        | 福岡   | 5,182        | 4,862  | 4,948  | 4.73          | -1.74         |
| 石川   | 1,198        | 1,165   | 1,212   | -1.16         | -3.88         | 佐賀   | 900          | 763    | 937    | -3.95         | -18.57        |
| 福井   | 792          | 770     | 849     | -6.70         | -9.31         | 長崎   | 1,521        | 1,393  | 1,753  | -13.24        | -20.54        |
| 山梨   | 814          | 766     | 858     | -5.13         | -10.72        | 熊本   | 1,943        | 1,652  | 1,911  | 1.68          | -13.55        |
| 長野   | 2,095        | 1,934   | 2,175   | -3.68         | -11.08        | 大分   | 1,258        | 1,190  | 1,307  | -3.75         | -8.95         |
| 岐阜   | 2,158        | 2,065   | 2,165   | -0.32         | -4.62         | 宮崎   | 1,302        | 1,135  | 1,265  | 2.95          | -10.28        |
| 静岡   | 3,638        | 3,674   | 3,819   | -4.74         | -3.80         | 鹿児島  | 1,917        | 1,651  | 1,908  | 0.47          | -13.47        |
| 愛知   | 6,992        | 7,358   | 7,092   | -1.41         | 3.75          | 沖縄   | 1,260        | 1,505  | 1,360  | -7.35         | 10.66         |

れ以外の県では半数以上が、Case 5 と Case 3 の差の場合に 5%以上であるのに Case 5 と Case 4 の差の場合では10%以上となっているのである。

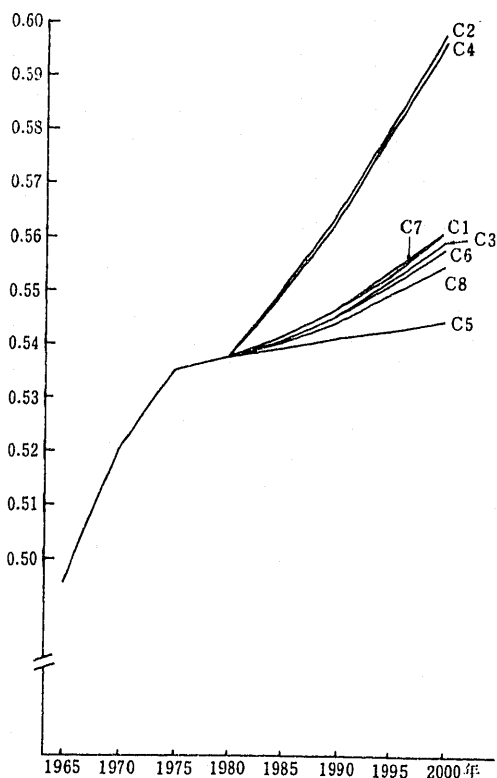
### 3. ジニの集中係数からみた人口分布の変化と設定された仮定との関係

以上 Case 1 から Case 5 までの推計結果にもとづいて、生残率と出生率の仮定値、純移動の仮定値のちがいが、都道府県別の人口数変動にどのように影響するかを検討してきたが、最後に、これらを総合する意味で、設定された仮定のちがいが、どのように人口分布に影響を与えるかを検討することとする。

図1は都道府県の人口総数によって求められたジニの集中係数の推移を示したものである。図から一見してあきらかなことは、Case 2 と Case 4がとび抜けて高い水準で一つのグループを形成し、それよりもはるかに低い水準で Case 1, Case 3, Case 6, Case 7, Case 8 がもう一つのグループを作り、Case 5 がさらに低い水準で孤立しながら推移していること、ならびにいずれも係数が上昇傾向にあることなどである。

ジニの集中係数がいずれのケースでも上昇傾向にあるということは、日本の人口分布が一層不均等になることを意味しているが、ここで注目されることは、2000年までの集中係数が、最も低い水準で

図1 ジニの集中係数の推移



はあるが上昇傾向を示す Case 5 の推移である。Case 5 は2000年までの20年間、人口移動が全くないとの仮定、すなわち各都道府県の人口が全くの封鎖状態となった場合を仮定したものであるが、このように各都道府県が封鎖状態に置かれていて、出生と死亡だけが人口数を増減させる要素として作用する場合でも、各都道府県の人口が、全国的な視点からみた人口分布をより強める方向に変動するということである。1980年の人口数を100としたときの2000年の人口数の比率を示した表9からもあきらかなように、大都市圏の周辺県では人口の自然増加率が相対的に高いためである。

つぎに Case 2 と Case 4 のグループは、ジニの集中係数が最も高くなっているが、この二つのケースは、大都市圏への人口集中傾向がまだ強く残っていた時期の1970—75年の純移動率を適用したのであるから、このような結果となるのは当然のことと言える。ただ、生残率と出生率に全国値を適用した Case 2 の方が、都道府県別の生残率と出生率を適用した Case 4 よりも僅かではある

がやや高い数値となっている。

また、しばしば人口の大都市（圏）への集中傾向が終息したとされる1975—80年の純移動率を適用した Case 1 と Case 3 の2000年のジニの集中係数は、Case 2 や Case 4 でみられる係数の上昇分の約半分の上昇しかみられないが、それでもかなりの上昇であり、日本の人口は今後も、ゆるやかではあるが大都市圏への人口集中による人口分布の不均等の進行の道をたどるであろうことが示唆されている。

#### 4. 純移動率に実績値とモデル値を適用した場合の推計結果の差

前述したように、1975—80年の男女・年齢5歳階級別の純移動率をもとに、生残率の地域差によって生じたと考えられる年齢別の純移動率パターンの不自然さを除去したモデル値を設定した。このモデル値によって算出された2000年の推計結果（Case 6）によるジニの集中係数の推移が、1975—80年の純移動率の実績値を適用した Case 3 の推計結果の係数とほぼ同一の推移を示すことはいわば当然のことであると考えられるが、このモデルによる純移動率をすべての年齢で20%大きくした Case 7 と20%小さくした Case 8 の推計結果のジニの集中係数は、2000年においても、Case 6 の場合とそれほど大きく違わないことが注目される。日本の人口分布を（その不均等性をゆるめる方向に）変化させるためには、人口の流動性を全年齢にわたって弱めるのではほとんど効果がないことが示唆されている。特定の年齢層（とくに20歳を中心とする若い年齢層）の流動性を大きく縮小させ、反対に25歳以上の年齢層の流動性を大きくする必要がありということになる。



## V 結 語

本稿では地域人口推計の推計結果をより正確なものとするための方法を見出すことを目的とする研究の一環として、コーホート要因法による地域人口推計の場合に必要な生残率、出生率、純移動率のそれぞれの将来の予測値の設定の仕方が、推計結果にどのように影響を与えるかの分析を行った。

その結果、生残率と出生率については、地域ごとの将来の予測値を設定することにより、年齢別の人口推計をより有効なものにすることが明かとされた。また人口移動の人口数の変動に与える影響力はきわめて大きいこと、しかも、人口の流動性がきわめて小さくなった1975年以降のパターンでもその影響力は大きいこともあきらかとされた。その結果、近い将来、人口の流動性がさらに低くなっても、過去のような年齢別の移動率パターンが維持される限り、大都市圏への人口集中傾向は維持され、人口の不均等な分布は一層大きくなるものと考えられることが明かとなった。

なお以上の分析は、都道府県別に求められた推計人口の統計が別途推計された全国推計人口と一致するような補正が施されていない未補正の人口数によったが、表9、表10に示された、そのような補正が加えられた2000年までの都道府県別の総人口数の推移や、2000年の都道府県別の年齢構成比（3大区分）をみてもほとんど同じことが言える。

### The Relationship between Assumptions of Vital Rates and the Results of Population Projection

Hiroshi KAWABE, Chizuko YAMAMOTO  
and Hisashi INABA

This paper is concerned with effects of regional differences in the vital rates on the results of the population projection.

Compared with the projected population based on the assumption of the negligible regional differences in vital rates and the one based on vital rates for each region adjusted from the national rates, it reveals that the assumption of negligible regional differences in the Japanese vital rates produce, though 2-3 percent of differences in the total number are observed, more than 5 percent of differences in the age group of 0-4 years and the 3-4 percent of differences in the age group of more than 70 years. The differences in the age groups of 10-60 years are almost negligible.

表9 昭和55(1980)年から昭和75(2000)年までの人口数の推移(ケース3)

| 都道府県 | 人 口 (1,000人) |         |         |         |         | 指 数 (1980年を100.00とする) |        |        |        |
|------|--------------|---------|---------|---------|---------|-----------------------|--------|--------|--------|
|      | 1980年        | 1985年   | 1990年   | 1995年   | 2000年   | 1985年                 | 1990年  | 1995年  | 2000年  |
| 全 国  | 117,060      | 120,301 | 122,834 | 125,383 | 128,119 | 102.77                | 104.93 | 107.11 | 109.45 |
| 北海道  | 5,576        | 5,700   | 5,768   | 5,818   | 5,859   | 102.22                | 103.45 | 104.33 | 105.08 |
| 青森   | 1,524        | 1,553   | 1,568   | 1,577   | 1,583   | 101.91                | 102.92 | 103.51 | 103.89 |
| 岩手   | 1,422        | 1,430   | 1,423   | 1,407   | 1,387   | 100.55                | 100.08 | 98.94  | 97.55  |
| 宮城   | 2,082        | 2,175   | 2,250   | 2,334   | 2,402   | 104.43                | 108.05 | 112.07 | 115.36 |
| 秋田   | 1,257        | 1,260   | 1,250   | 1,228   | 1,201   | 100.30                | 99.45  | 97.71  | 95.57  |
| 山形   | 1,252        | 1,263   | 1,259   | 1,244   | 1,225   | 100.85                | 100.58 | 99.39  | 97.88  |
| 福島   | 2,035        | 2,070   | 2,082   | 2,074   | 2,058   | 101.69                | 102.27 | 101.88 | 101.13 |
| 茨城   | 2,558        | 1,730   | 2,879   | 3,028   | 3,197   | 106.74                | 112.56 | 118.39 | 124.98 |
| 栃木   | 1,792        | 1,851   | 1,886   | 1,914   | 1,948   | 103.27                | 105.26 | 106.82 | 108.67 |
| 群馬   | 1,849        | 1,899   | 1,927   | 1,952   | 1,985   | 102.71                | 104.22 | 105.57 | 107.40 |
| 埼玉   | 5,420        | 5,913   | 6,415   | 7,012   | 7,705   | 109.08                | 118.35 | 129.35 | 142.14 |
| 千葉   | 4,735        | 5,248   | 5,775   | 6,393   | 7,121   | 110.82                | 121.95 | 134.99 | 150.37 |
| 東京都  | 11,618       | 11,494  | 11,367  | 11,197  | 10,903  | 98.93                 | 97.84  | 96.38  | 93.85  |
| 神奈川  | 6,924        | 7,345   | 7,771   | 8,255   | 8,763   | 106.07                | 112.23 | 119.22 | 126.56 |
| 新潟   | 2,451        | 2,467   | 2,452   | 2,419   | 2,384   | 100.65                | 100.01 | 98.68  | 97.26  |
| 富山   | 1,103        | 1,112   | 1,107   | 1,099   | 1,096   | 100.76                | 100.28 | 99.58  | 99.37  |
| 石川   | 1,119        | 1,144   | 1,158   | 1,172   | 1,192   | 102.16                | 103.45 | 104.72 | 106.47 |
| 福井   | 794          | 800     | 798     | 792     | 788     | 100.72                | 100.40 | 99.67  | 99.18  |
| 山梨   | 804          | 814     | 815     | 813     | 810     | 101.15                | 101.30 | 101.05 | 100.76 |
| 長野   | 2,084        | 2,105   | 2,102   | 2,090   | 2,084   | 101.00                | 100.86 | 100.31 | 100.02 |
| 岐阜   | 1,960        | 2,022   | 2,064   | 2,102   | 2,147   | 103.13                | 105.30 | 107.25 | 109.55 |
| 静岡県  | 3,447        | 3,520   | 3,554   | 3,583   | 3,621   | 102.11                | 103.12 | 103.95 | 105.05 |
| 愛知   | 6,222        | 6,418   | 6,584   | 6,766   | 6,959   | 103.15                | 105.82 | 108.75 | 111.85 |
| 三重   | 1,687        | 1,714   | 1,726   | 1,739   | 1,757   | 101.60                | 102.32 | 103.08 | 104.15 |
| 滋賀   | 1,080        | 1,159   | 1,229   | 1,300   | 1,382   | 107.28                | 113.82 | 120.38 | 127.97 |
| 京都   | 2,527        | 2,591   | 2,644   | 2,702   | 2,755   | 102.52                | 104.62 | 106.91 | 109.02 |
| 大阪   | 8,473        | 8,525   | 8,558   | 8,610   | 8,641   | 100.61                | 100.99 | 101.61 | 101.98 |
| 兵庫県  | 5,145        | 5,179   | 5,183   | 5,197   | 5,232   | 100.67                | 100.74 | 101.02 | 101.68 |
| 奈良   | 1,209        | 1,327   | 1,444   | 1,573   | 1,726   | 109.73                | 119.39 | 130.09 | 142.67 |
| 和歌山  | 1,087        | 1,082   | 1,069   | 1,055   | 1,045   | 99.54                 | 98.32  | 97.09  | 96.11  |
| 鳥取   | 604          | 618     | 626     | 628     | 630     | 102.34                | 103.60 | 103.95 | 104.27 |
| 島根   | 785          | 793     | 791     | 782     | 769     | 101.00                | 100.79 | 99.61  | 97.99  |
| 岡山   | 1,871        | 1,899   | 1,908   | 1,912   | 1,923   | 101.48                | 101.96 | 102.19 | 102.77 |
| 広島   | 2,739        | 2,781   | 2,798   | 2,817   | 2,848   | 101.51                | 102.15 | 102.85 | 103.96 |
| 山口   | 1,587        | 1,594   | 1,582   | 1,564   | 1,550   | 100.43                | 99.69  | 98.56  | 97.65  |
| 徳島   | 825          | 835     | 836     | 832     | 827     | 101.18                | 101.29 | 100.80 | 100.25 |
| 香川   | 1,000        | 1,017   | 1,022   | 1,025   | 1,033   | 101.70                | 102.25 | 102.49 | 103.27 |
| 愛媛   | 1,507        | 1,527   | 1,532   | 1,528   | 1,525   | 101.38                | 101.66 | 101.39 | 101.20 |
| 高松   | 831          | 843     | 847     | 847     | 848     | 101.42                | 101.88 | 101.88 | 102.02 |
| 福岡   | 4,553        | 4,730   | 4,871   | 5,008   | 5,157   | 103.88                | 106.97 | 109.98 | 113.25 |
| 佐賀   | 866          | 882     | 891     | 894     | 896     | 101.95                | 102.94 | 103.27 | 103.47 |
| 長崎   | 1,591        | 1,588   | 1,570   | 1,544   | 1,514   | 99.85                 | 98.73  | 97.04  | 95.18  |
| 熊本   | 1,790        | 1,844   | 1,883   | 1,911   | 1,933   | 103.00                | 105.19 | 106.71 | 107.99 |
| 大分   | 1,229        | 1,250   | 1,256   | 1,254   | 1,252   | 101.69                | 102.21 | 102.02 | 101.85 |
| 宮崎   | 1,152        | 1,202   | 1,240   | 1,268   | 1,296   | 104.37                | 107.65 | 110.09 | 112.54 |
| 鹿児島  | 1,785        | 1,836   | 1,876   | 1,897   | 1,908   | 102.87                | 105.12 | 106.32 | 106.90 |
| 沖縄   | 1,107        | 1,156   | 1,198   | 1,228   | 1,253   | 104.43                | 108.27 | 111.00 | 113.27 |

表9 つづき (ケース4)

| 都道府県 | 人 口 (1,000人) |         |         |         |         | 指 数 (1980年を100.00とする) |        |        |        |
|------|--------------|---------|---------|---------|---------|-----------------------|--------|--------|--------|
|      | 1980年        | 1985年   | 1990年   | 1995年   | 2000年   | 1985年                 | 1990年  | 1995年  | 2000年  |
| 全 国  | 117,060      | 120,301 | 122,834 | 125,383 | 128,119 | 102.77                | 104.93 | 107.11 | 109.45 |
| 北海道  | 5,576        | 5,506   | 5,370   | 5,204   | 5,025   | 98.75                 | 96.30  | 93.33  | 90.12  |
| 青森   | 1,524        | 1,515   | 1,489   | 1,452   | 1,409   | 99.44                 | 97.71  | 95.29  | 92.47  |
| 岩手   | 1,422        | 1,395   | 1,351   | 1,295   | 1,234   | 98.11                 | 95.03  | 91.11  | 86.79  |
| 宮城   | 2,082        | 2,165   | 2,222   | 2,278   | 2,311   | 103.96                | 106.71 | 109.40 | 110.97 |
| 秋田   | 1,257        | 1,222   | 1,171   | 1,108   | 1,039   | 97.26                 | 93.20  | 88.14  | 82.66  |
| 山形   | 1,252        | 1,223   | 1,177   | 1,118   | 1,053   | 97.71                 | 94.04  | 89.30  | 84.10  |
| 福島   | 2,035        | 2,022   | 1,980   | 1,912   | 1,833   | 99.35                 | 97.29  | 93.95  | 90.05  |
| 茨城   | 2,558        | 2,680   | 2,767   | 2,841   | 2,918   | 104.77                | 108.16 | 111.05 | 114.08 |
| 栃木   | 1,792        | 1,850   | 1,880   | 1,896   | 1,913   | 103.25                | 104.89 | 105.80 | 106.74 |
| 群馬   | 1,849        | 1,873   | 1,867   | 1,853   | 1,841   | 101.30                | 101.02 | 100.25 | 99.61  |
| 埼玉   | 5,420        | 6,219   | 7,102   | 8,181   | 9,475   | 114.72                | 131.01 | 150.93 | 174.80 |
| 千葉   | 4,735        | 5,434   | 6,194   | 7,103   | 8,178   | 114.76                | 130.81 | 149.99 | 172.68 |
| 東京都  | 11,618       | 11,442  | 11,277  | 11,041  | 10,664  | 98.48                 | 97.06  | 95.03  | 91.79  |
| 神奈川県 | 6,924        | 7,596   | 8,316   | 9,126   | 9,988   | 109.70                | 120.10 | 131.80 | 144.24 |
| 新潟   | 2,451        | 2,416   | 2,344   | 2,250   | 2,150   | 98.56                 | 95.62  | 91.80  | 87.70  |
| 富山   | 1,103        | 1,096   | 1,072   | 1,044   | 1,019   | 99.30                 | 97.13  | 94.60  | 92.38  |
| 石川   | 1,119        | 1,137   | 1,141   | 1,141   | 1,144   | 101.60                | 101.94 | 101.96 | 102.18 |
| 福井   | 794          | 795     | 786     | 771     | 757     | 100.12                | 98.92  | 97.09  | 95.25  |
| 山梨   | 804          | 802     | 790     | 772     | 752     | 99.73                 | 98.22  | 96.03  | 93.54  |
| 長野   | 2,084        | 2,068   | 2,021   | 1,961   | 1,900   | 99.23                 | 97.00  | 94.10  | 91.18  |
| 岐阜   | 1,960        | 1,997   | 2,011   | 2,018   | 2,027   | 101.90                | 102.60 | 102.93 | 103.40 |
| 静岡県  | 3,447        | 3,526   | 3,560   | 3,582   | 3,607   | 102.30                | 103.28 | 103.93 | 104.65 |
| 愛知   | 6,222        | 6,489   | 6,722   | 6,964   | 7,217   | 104.30                | 108.04 | 111.93 | 115.99 |
| 三重   | 1,687        | 1,701   | 1,696   | 1,690   | 1,685   | 100.84                | 100.57 | 100.18 | 99.90  |
| 滋賀   | 1,080        | 1,151   | 1,209   | 1,263   | 1,324   | 106.58                | 111.93 | 116.95 | 122.57 |
| 京都   | 2,527        | 2,604   | 2,666   | 2,731   | 2,788   | 103.02                | 105.49 | 108.04 | 110.33 |
| 大阪府  | 8,473        | 8,689   | 8,894   | 9,119   | 9,312   | 102.55                | 104.97 | 107.62 | 109.89 |
| 兵庫県  | 5,145        | 5,210   | 5,240   | 5,280   | 5,328   | 101.26                | 101.86 | 102.62 | 103.56 |
| 奈良   | 1,209        | 1,332   | 1,454   | 1,586   | 1,737   | 110.17                | 120.21 | 131.15 | 143.63 |
| 和歌山  | 1,087        | 1,071   | 1,045   | 1,018   | 991     | 98.55                 | 96.18  | 93.67  | 91.15  |
| 鳥取   | 604          | 605     | 596     | 579     | 561     | 100.06                | 98.61  | 95.90  | 92.84  |
| 島根   | 785          | 768     | 739     | 703     | 663     | 97.80                 | 94.21  | 89.60  | 84.52  |
| 岡山   | 1,871        | 1,910   | 1,924   | 1,929   | 1,935   | 102.09                | 102.86 | 103.08 | 103.43 |
| 広島   | 2,739        | 2,829   | 2,888   | 2,943   | 3,007   | 103.26                | 105.42 | 107.45 | 109.79 |
| 山口   | 1,587        | 1,576   | 1,543   | 1,502   | 1,460   | 99.29                 | 97.21  | 94.62  | 92.02  |
| 徳島   | 825          | 820     | 805     | 782     | 756     | 99.41                 | 97.51  | 94.74  | 91.63  |
| 香川県  | 1,000        | 1,016   | 1,018   | 1,013   | 1,010   | 101.63                | 101.79 | 101.30 | 101.06 |
| 愛媛   | 1,507        | 1,511   | 1,494   | 1,465   | 1,433   | 100.26                | 99.13  | 97.22  | 95.08  |
| 高松   | 831          | 829     | 817     | 799     | 779     | 99.73                 | 98.23  | 96.08  | 93.74  |
| 福岡   | 4,553        | 4,662   | 4,716   | 4,746   | 4,772   | 102.39                | 103.56 | 104.23 | 104.79 |
| 佐賀   | 866          | 850     | 824     | 789     | 750     | 98.24                 | 95.17  | 91.10  | 86.66  |
| 長崎   | 1,591        | 1,553   | 1,500   | 1,437   | 1,368   | 97.64                 | 94.31  | 90.35  | 86.01  |
| 熊本   | 1,790        | 1,776   | 1,741   | 1,687   | 1,623   | 99.20                 | 97.23  | 94.23  | 90.65  |
| 大分   | 1,229        | 1,236   | 1,224   | 1,198   | 1,169   | 100.55                | 99.60  | 97.52  | 95.14  |
| 宮崎   | 1,152        | 1,164   | 1,159   | 1,140   | 1,115   | 101.08                | 100.67 | 98.98  | 96.84  |
| 鹿児島  | 1,785        | 1,774   | 1,747   | 1,694   | 1,623   | 99.42                 | 97.91  | 94.93  | 90.93  |
| 沖縄   | 1,107        | 1,194   | 1,285   | 1,379   | 1,476   | 107.94                | 116.15 | 124.64 | 133.36 |

表9 つづき (ケース5)

| 都道府県 | 人 口 (1,000人) |         |         |         |         | 指 数 (1980年を100.00とする) |        |        |        |
|------|--------------|---------|---------|---------|---------|-----------------------|--------|--------|--------|
|      | 1980年        | 1985年   | 1990年   | 1995年   | 2000年   | 1985年                 | 1990年  | 1995年  | 2000年  |
| 全 国  | 117,060      | 120,301 | 122,834 | 125,383 | 128,119 | 102.77                | 104.93 | 107.11 | 109.45 |
| 北海道  | 5,576        | 5,742   | 5,864   | 5,972   | 6,072   | 102.98                | 105.17 | 107.09 | 108.90 |
| 青森   | 1,524        | 1,573   | 1,614   | 1,657   | 1,699   | 103.19                | 105.89 | 108.71 | 111.51 |
| 岩手   | 1,422        | 1,453   | 1,478   | 1,505   | 1,533   | 102.20                | 103.91 | 105.81 | 107.81 |
| 宮城   | 2,082        | 2,153   | 2,209   | 2,273   | 2,323   | 103.40                | 106.08 | 109.17 | 111.56 |
| 秋田   | 1,257        | 1,282   | 1,297   | 1,311   | 1,324   | 101.98                | 103.22 | 104.32 | 105.31 |
| 山形   | 1,252        | 1,274   | 1,288   | 1,300   | 1,312   | 101.78                | 102.87 | 103.83 | 104.79 |
| 福島   | 2,035        | 2,091   | 2,135   | 2,179   | 2,223   | 102.73                | 104.91 | 107.07 | 109.24 |
| 茨城   | 2,558        | 2,633   | 2,691   | 2,754   | 2,828   | 102.95                | 105.20 | 107.67 | 110.57 |
| 栃木   | 1,792        | 1,846   | 1,886   | 1,927   | 1,975   | 103.02                | 105.25 | 107.54 | 110.19 |
| 群馬   | 1,849        | 1,892   | 1,922   | 1,956   | 2,000   | 102.34                | 103.95 | 105.81 | 108.18 |
| 埼玉   | 5,420        | 5,622   | 5,782   | 5,969   | 6,197   | 103.71                | 106.68 | 110.12 | 114.32 |
| 千葉   | 4,735        | 4,905   | 5,036   | 5,185   | 5,367   | 103.57                | 106.35 | 109.50 | 113.34 |
| 東京都  | 11,618       | 11,928  | 12,182  | 12,352  | 12,455  | 102.66                | 104.85 | 106.32 | 107.20 |
| 神奈川県 | 6,924        | 7,176   | 7,372   | 7,571   | 7,795   | 103.63                | 106.47 | 109.34 | 112.58 |
| 新潟   | 2,451        | 2,508   | 2,546   | 2,584   | 2,626   | 102.31                | 103.85 | 105.40 | 107.14 |
| 富山   | 1,103        | 1,122   | 1,133   | 1,148   | 1,166   | 101.69                | 102.72 | 104.00 | 105.68 |
| 石川   | 1,119        | 1,145   | 1,164   | 1,186   | 1,213   | 102.29                | 104.01 | 105.95 | 108.34 |
| 福井   | 794          | 810     | 821     | 834     | 849     | 101.92                | 103.34 | 104.97 | 106.94 |
| 山梨   | 804          | 819     | 830     | 844     | 858     | 101.82                | 103.25 | 104.89 | 106.70 |
| 長野   | 2,084        | 2,114   | 2,129   | 2,149   | 2,176   | 101.43                | 102.18 | 103.11 | 104.43 |
| 岐阜   | 1,960        | 2,014   | 2,061   | 2,112   | 2,166   | 102.77                | 105.17 | 107.75 | 110.50 |
| 静岡県  | 3,447        | 3,551   | 3,633   | 3,721   | 3,821   | 103.02                | 105.39 | 107.96 | 110.86 |
| 愛知   | 6,222        | 6,457   | 6,659   | 6,869   | 7,096   | 103.78                | 107.03 | 110.40 | 114.05 |
| 三重   | 1,687        | 1,715   | 1,737   | 1,767   | 1,802   | 101.66                | 102.96 | 104.77 | 106.82 |
| 滋賀   | 1,080        | 1,114   | 1,140   | 1,166   | 1,198   | 103.13                | 105.54 | 107.99 | 110.94 |
| 京都   | 2,527        | 2,580   | 2,618   | 2,653   | 2,690   | 102.09                | 103.60 | 104.95 | 106.44 |
| 大阪   | 8,473        | 8,743   | 8,963   | 9,176   | 9,394   | 103.18                | 105.77 | 108.29 | 110.87 |
| 兵庫   | 5,145        | 5,268   | 5,366   | 5,471   | 5,594   | 102.40                | 104.30 | 106.33 | 108.73 |
| 奈良   | 1,209        | 1,241   | 1,265   | 1,292   | 1,323   | 102.59                | 104.63 | 106.82 | 109.39 |
| 和歌山  | 1,087        | 1,103   | 1,115   | 1,129   | 1,147   | 101.46                | 102.54 | 103.89 | 105.49 |
| 鳥取   | 604          | 615     | 621     | 628     | 636     | 101.72                | 102.82 | 103.90 | 105.19 |
| 島根   | 785          | 793     | 799     | 806     | 813     | 101.09                | 101.76 | 102.70 | 103.63 |
| 岡山   | 1,871        | 1,907   | 1,934   | 1,964   | 2,000   | 101.92                | 103.37 | 104.98 | 106.88 |
| 広島   | 2,739        | 2,808   | 2,859   | 2,914   | 2,981   | 102.53                | 104.38 | 106.39 | 108.82 |
| 山口   | 1,587        | 1,615   | 1,633   | 1,653   | 1,678   | 101.74                | 102.87 | 104.15 | 105.70 |
| 徳島   | 825          | 840     | 850     | 860     | 869     | 101.77                | 103.00 | 104.17 | 105.34 |
| 香川   | 1,000        | 1,014   | 1,022   | 1,032   | 1,046   | 101.40                | 102.21 | 103.18 | 104.58 |
| 愛媛   | 1,507        | 1,539   | 1,563   | 1,588   | 1,616   | 102.15                | 103.74 | 105.39 | 107.22 |
| 高知   | 831          | 840     | 845     | 850     | 857     | 101.09                | 101.66 | 102.30 | 103.15 |
| 福岡   | 4,553        | 4,683   | 4,778   | 4,861   | 4,951   | 102.84                | 104.92 | 106.76 | 108.74 |
| 佐賀   | 866          | 886     | 903     | 920     | 938     | 102.40                | 104.36 | 106.30 | 108.33 |
| 長崎   | 1,591        | 1,634   | 1,671   | 1,711   | 1,754   | 102.75                | 105.07 | 107.58 | 110.26 |
| 熊本   | 1,790        | 1,827   | 1,856   | 1,884   | 1,913   | 102.05                | 103.65 | 105.23 | 106.83 |
| 大分   | 1,229        | 1,253   | 1,271   | 1,288   | 1,308   | 102.00                | 103.41 | 104.84 | 106.42 |
| 宮崎   | 1,152        | 1,186   | 1,212   | 1,238   | 1,266   | 102.96                | 105.24 | 107.48 | 109.95 |
| 鹿児島  | 1,785        | 1,820   | 1,850   | 1,880   | 1,909   | 102.00                | 103.66 | 105.32 | 106.97 |
| 沖縄   | 1,107        | 1,167   | 1,231   | 1,295   | 1,361   | 105.48                | 111.21 | 117.04 | 122.96 |

表9 つづき (ケース6)

| 都道府県 | 人 口 (1,000人) |         |         |         |         | 指 数 (1980年を100.00とする) |        |        |        |
|------|--------------|---------|---------|---------|---------|-----------------------|--------|--------|--------|
|      | 1980年        | 1985年   | 1990年   | 1995年   | 2000年   | 1985年                 | 1990年  | 1995年  | 2000年  |
| 全 国  | 117,060      | 120,301 | 122,834 | 125,383 | 128,119 | 102.77                | 104.93 | 107.11 | 109.45 |
| 北海道  | 5,576        | 5,701   | 5,775   | 5,832   | 5,885   | 102.25                | 103.57 | 104.60 | 105.54 |
| 青森   | 1,524        | 1,556   | 1,574   | 1,586   | 1,597   | 102.09                | 103.26 | 104.11 | 104.78 |
| 岩手   | 1,422        | 1,438   | 1,438   | 1,431   | 1,421   | 101.10                | 101.15 | 100.64 | 99.97  |
| 宮城   | 2,082        | 2,179   | 2,258   | 2,346   | 2,419   | 104.63                | 108.43 | 112.66 | 116.15 |
| 秋田   | 1,257        | 1,267   | 1,263   | 1,247   | 1,226   | 100.84                | 100.49 | 99.22  | 97.56  |
| 山形   | 1,252        | 1,266   | 1,266   | 1,254   | 1,238   | 101.16                | 101.14 | 100.19 | 98.92  |
| 福島   | 2,035        | 2,084   | 2,109   | 2,114   | 2,113   | 102.37                | 103.60 | 103.88 | 103.84 |
| 茨城   | 2,558        | 2,734   | 2,887   | 3,039   | 3,210   | 106.89                | 112.84 | 118.79 | 125.50 |
| 栃木   | 1,792        | 1,855   | 1,894   | 1,927   | 1,966   | 103.50                | 105.70 | 107.53 | 109.71 |
| 群馬   | 1,849        | 1,904   | 1,937   | 1,968   | 2,008   | 103.00                | 104.79 | 106.43 | 108.60 |
| 埼玉県  | 5,420        | 5,913   | 6,416   | 7,009   | 7,696   | 109.09                | 118.36 | 129.30 | 141.98 |
| 千葉県  | 4,735        | 5,246   | 5,772   | 6,386   | 7,108   | 110.77                | 121.88 | 134.85 | 150.09 |
| 東京都  | 11,618       | 11,499  | 11,375  | 11,211  | 10,932  | 98.97                 | 97.90  | 96.50  | 94.10  |
| 神奈川県 | 6,924        | 7,334   | 7,750   | 8,223   | 8,720   | 105.92                | 111.92 | 118.75 | 125.92 |
| 新潟   | 2,451        | 2,483   | 2,482   | 2,464   | 2,444   | 101.28                | 101.23 | 100.50 | 99.71  |
| 富山   | 1,103        | 1,111   | 1,105   | 1,094   | 1,088   | 100.72                | 100.10 | 99.14  | 98.57  |
| 石川   | 1,119        | 1,145   | 1,160   | 1,175   | 1,195   | 102.28                | 103.66 | 104.99 | 106.78 |
| 福井   | 794          | 802     | 802     | 798     | 796     | 100.97                | 100.90 | 100.44 | 100.24 |
| 山梨   | 804          | 812     | 811     | 807     | 803     | 100.91                | 100.84 | 100.36 | 99.82  |
| 長野   | 2,084        | 2,110   | 2,111   | 2,104   | 2,102   | 101.25                | 101.31 | 100.95 | 100.85 |
| 岐阜   | 1,960        | 2,006   | 2,032   | 2,052   | 2,074   | 102.34                | 103.68 | 104.67 | 105.79 |
| 静岡県  | 3,447        | 3,521   | 3,558   | 3,589   | 3,629   | 102.17                | 103.22 | 104.11 | 105.29 |
| 愛知   | 6,222        | 6,416   | 6,580   | 6,759   | 6,949   | 103.12                | 105.76 | 108.64 | 111.68 |
| 三重   | 1,687        | 1,706   | 1,709   | 1,712   | 1,719   | 101.11                | 101.32 | 101.49 | 101.88 |
| 滋賀   | 1,080        | 1,160   | 1,232   | 1,303   | 1,386   | 107.40                | 114.04 | 120.67 | 128.30 |
| 京都   | 2,527        | 2,587   | 2,637   | 2,691   | 2,741   | 102.36                | 104.33 | 106.48 | 108.44 |
| 大阪   | 8,473        | 8,523   | 8,553   | 8,601   | 8,627   | 100.59                | 100.94 | 101.50 | 101.82 |
| 兵庫県  | 5,145        | 5,176   | 5,176   | 5,188   | 5,219   | 100.60                | 100.61 | 100.83 | 101.43 |
| 奈良   | 1,209        | 1,325   | 1,440   | 1,568   | 1,717   | 109.57                | 119.09 | 129.63 | 141.99 |
| 和歌山  | 1,087        | 1,034   | 1,072   | 1,060   | 1,051   | 99.71                 | 98.64  | 97.53  | 96.65  |
| 鳥取   | 604          | 619     | 627     | 630     | 633     | 102.45                | 103.83 | 104.34 | 104.84 |
| 島根   | 785          | 792     | 790     | 780     | 768     | 100.90                | 100.61 | 99.43  | 97.87  |
| 岡山   | 1,871        | 1,885   | 1,880   | 1,869   | 1,862   | 100.75                | 100.48 | 99.88  | 99.51  |
| 広島   | 2,739        | 2,779   | 2,794   | 2,812   | 2,842   | 101.44                | 102.01 | 102.66 | 103.77 |
| 山口   | 1,587        | 1,589   | 1,573   | 1,551   | 1,532   | 100.14                | 99.13  | 97.74  | 96.54  |
| 徳島   | 825          | 833     | 832     | 826     | 818     | 101.00                | 100.86 | 100.05 | 99.09  |
| 香川   | 1,000        | 1,012   | 1,013   | 1,009   | 1,010   | 101.23                | 101.28 | 100.92 | 100.97 |
| 愛媛   | 1,507        | 1,524   | 1,525   | 1,518   | 1,512   | 101.14                | 101.21 | 100.76 | 100.35 |
| 高知   | 831          | 847     | 855     | 861     | 867     | 101.91                | 102.91 | 103.52 | 104.34 |
| 福岡   | 4,553        | 4,729   | 4,870   | 5,008   | 5,158   | 103.86                | 106.96 | 109.98 | 113.27 |
| 佐賀   | 866          | 885     | 896     | 901     | 904     | 102.26                | 103.52 | 104.06 | 104.40 |
| 長崎   | 1,591        | 1,588   | 1,571   | 1,545   | 1,518   | 99.87                 | 98.77  | 97.16  | 95.43  |
| 熊本   | 1,790        | 1,832   | 1,860   | 1,878   | 1,891   | 102.33                | 103.91 | 104.88 | 105.62 |
| 大分   | 1,229        | 1,247   | 1,251   | 1,246   | 1,240   | 101.49                | 101.80 | 101.38 | 100.91 |
| 宮崎   | 1,152        | 1,207   | 1,250   | 1,285   | 1,322   | 104.77                | 108.51 | 111.58 | 114.79 |
| 鹿児島  | 1,785        | 1,832   | 1,869   | 1,885   | 1,890   | 102.69                | 104.71 | 105.64 | 105.90 |
| 沖縄   | 1,107        | 1,158   | 1,205   | 1,241   | 1,274   | 104.68                | 108.91 | 112.17 | 115.15 |

表10 昭和75(2000年)の年齢構成比 一総数一 (%)

| 都道府県 | ケース 3 |        |       | ケース 4 |        |       | ケース 5 |        |       | ケース 6 |        |       |
|------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
|      | 0-14歳 | 15-64歳 | 65+歳  | 0-14歳 | 15-64歳 | 65+歳  | 0-14歳 | 15-64歳 | 65+歳  | 0-14歳 | 15-64歳 | 65+歳  |
| 全 国  | 18.37 | 68.11  | 13.52 | 18.37 | 68.11  | 13.52 | 18.37 | 68.11  | 13.52 | 18.37 | 68.11  | 13.52 |
| 北海道  | 17.58 | 68.49  | 13.94 | 17.81 | 66.63  | 15.56 | 17.45 | 68.43  | 14.11 | 17.75 | 68.15  | 14.10 |
|      | 19.04 | 67.06  | 13.91 | 18.87 | 65.78  | 15.36 | 20.05 | 66.46  | 13.49 | 19.33 | 66.45  | 14.21 |
|      | 18.08 | 66.28  | 15.64 | 17.80 | 65.43  | 16.77 | 19.86 | 65.62  | 14.51 | 18.55 | 66.15  | 15.30 |
|      | 19.29 | 67.84  | 12.87 | 19.12 | 67.48  | 13.40 | 19.46 | 67.14  | 13.40 | 19.39 | 67.62  | 12.99 |
|      | 16.91 | 65.49  | 17.60 | 16.43 | 64.69  | 18.88 | 18.13 | 65.20  | 16.67 | 16.96 | 65.29  | 17.75 |
| 山形県  | 17.38 | 65.92  | 16.71 | 16.79 | 64.54  | 18.68 | 18.89 | 64.87  | 16.24 | 17.57 | 65.23  | 17.20 |
|      | 18.15 | 66.26  | 15.59 | 18.01 | 65.13  | 16.86 | 20.00 | 65.30  | 14.70 | 18.45 | 66.02  | 15.53 |
|      | 18.57 | 69.52  | 11.91 | 18.54 | 69.11  | 12.36 | 19.20 | 67.74  | 13.06 | 18.47 | 69.38  | 12.15 |
|      | 18.39 | 68.32  | 13.29 | 18.22 | 69.02  | 12.76 | 19.19 | 67.43  | 13.38 | 18.54 | 67.94  | 13.53 |
|      | 17.89 | 68.06  | 14.05 | 18.11 | 67.07  | 14.82 | 18.87 | 67.34  | 13.79 | 18.04 | 67.89  | 14.07 |
| 埼玉県  | 18.66 | 71.14  | 10.20 | 19.18 | 71.86  | 8.96  | 18.43 | 70.37  | 11.19 | 18.34 | 71.43  | 10.23 |
|      | 19.21 | 70.60  | 10.18 | 18.96 | 71.92  | 9.12  | 18.46 | 69.92  | 11.61 | 18.98 | 70.93  | 10.09 |
|      | 15.55 | 71.33  | 13.12 | 15.82 | 70.92  | 13.26 | 15.22 | 71.96  | 12.82 | 16.10 | 70.97  | 12.93 |
|      | 18.03 | 70.46  | 11.50 | 17.72 | 71.17  | 11.12 | 17.29 | 70.55  | 12.15 | 18.12 | 70.69  | 11.19 |
|      | 17.27 | 65.97  | 16.77 | 16.98 | 64.92  | 18.11 | 18.70 | 65.46  | 15.84 | 17.51 | 65.79  | 16.70 |
| 富山県  | 17.81 | 66.30  | 15.88 | 18.01 | 65.47  | 16.53 | 18.60 | 66.07  | 15.33 | 17.35 | 66.15  | 16.50 |
|      | 19.21 | 67.18  | 13.61 | 18.12 | 68.21  | 13.67 | 19.22 | 67.25  | 13.54 | 18.98 | 67.11  | 13.91 |
|      | 18.37 | 65.46  | 16.17 | 18.01 | 65.18  | 16.81 | 19.37 | 65.58  | 15.04 | 18.35 | 65.54  | 16.11 |
|      | 17.46 | 65.98  | 16.56 | 17.46 | 65.08  | 17.47 | 19.03 | 65.52  | 15.46 | 17.39 | 65.90  | 16.71 |
|      | 17.38 | 65.16  | 17.46 | 17.09 | 64.11  | 18.80 | 18.51 | 65.07  | 16.41 | 17.44 | 65.33  | 17.23 |
| 岐阜県  | 19.07 | 65.86  | 15.07 | 18.85 | 65.45  | 15.70 | 19.48 | 66.05  | 14.48 | 18.32 | 66.19  | 15.49 |
|      | 18.52 | 66.53  | 14.96 | 18.54 | 66.15  | 15.31 | 19.07 | 67.17  | 13.76 | 18.46 | 66.91  | 14.64 |
|      | 19.21 | 68.83  | 11.96 | 19.57 | 68.81  | 11.62 | 19.07 | 68.91  | 12.01 | 19.15 | 68.83  | 12.02 |
|      | 18.37 | 65.78  | 15.85 | 18.13 | 65.81  | 16.06 | 18.89 | 66.17  | 14.94 | 18.00 | 65.92  | 16.08 |
|      | 19.45 | 68.22  | 12.33 | 19.14 | 68.55  | 12.31 | 19.51 | 67.01  | 13.48 | 19.32 | 68.06  | 12.62 |
| 京都府  | 18.11 | 69.30  | 12.59 | 17.99 | 69.55  | 12.46 | 17.06 | 70.05  | 12.89 | 17.96 | 69.43  | 12.60 |
|      | 18.63 | 69.24  | 12.13 | 18.94 | 69.26  | 11.81 | 17.30 | 70.36  | 12.35 | 18.47 | 69.17  | 12.37 |
|      | 19.88 | 66.36  | 13.76 | 19.75 | 66.54  | 13.71 | 18.69 | 68.09  | 13.22 | 19.68 | 66.57  | 13.75 |
|      | 19.92 | 68.19  | 11.88 | 19.43 | 68.54  | 12.03 | 18.80 | 67.97  | 13.22 | 19.79 | 68.36  | 11.84 |
|      | 19.17 | 63.94  | 16.89 | 18.63 | 63.52  | 17.85 | 18.96 | 65.39  | 15.65 | 18.81 | 64.29  | 16.90 |
| 鳥取県  | 17.99 | 66.14  | 15.86 | 17.57 | 64.41  | 18.02 | 19.23 | 64.96  | 15.81 | 18.11 | 65.96  | 15.93 |
|      | 17.24 | 64.11  | 18.65 | 17.20 | 61.56  | 21.24 | 19.44 | 63.14  | 17.42 | 17.40 | 63.78  | 18.82 |
|      | 18.86 | 64.50  | 16.64 | 18.22 | 65.36  | 16.42 | 19.23 | 65.44  | 15.33 | 18.29 | 65.06  | 16.65 |
|      | 18.92 | 65.59  | 15.49 | 18.58 | 66.66  | 14.75 | 18.65 | 67.02  | 14.33 | 19.21 | 65.86  | 14.93 |
|      | 18.37 | 64.11  | 17.52 | 17.85 | 63.92  | 18.23 | 18.75 | 65.06  | 16.19 | 18.09 | 64.11  | 17.81 |
| 徳島県  | 18.08 | 64.98  | 16.94 | 17.85 | 63.95  | 18.21 | 18.91 | 64.94  | 16.15 | 17.72 | 65.04  | 17.24 |
|      | 18.27 | 65.37  | 16.36 | 17.55 | 65.70  | 16.75 | 18.64 | 65.89  | 15.47 | 17.81 | 65.89  | 16.29 |
|      | 18.59 | 63.97  | 17.44 | 17.87 | 64.14  | 17.99 | 19.20 | 65.04  | 15.77 | 18.49 | 64.23  | 17.29 |
|      | 17.68 | 64.82  | 17.50 | 17.74 | 63.35  | 18.91 | 18.49 | 64.55  | 16.95 | 17.96 | 64.91  | 17.13 |
|      | 18.96 | 68.25  | 12.78 | 18.70 | 67.49  | 13.81 | 18.51 | 68.03  | 13.46 | 18.96 | 68.33  | 12.71 |
| 佐賀県  | 19.21 | 65.66  | 15.13 | 19.19 | 63.02  | 17.80 | 20.44 | 65.02  | 14.53 | 19.02 | 65.83  | 15.15 |
|      | 20.15 | 64.01  | 15.83 | 19.80 | 63.37  | 16.83 | 20.74 | 65.14  | 14.12 | 20.20 | 63.60  | 16.20 |
|      | 18.74 | 66.00  | 15.26 | 18.06 | 64.23  | 17.71 | 19.90 | 65.37  | 14.73 | 19.14 | 65.32  | 15.54 |
|      | 18.15 | 64.88  | 16.98 | 17.56 | 64.67  | 17.77 | 19.18 | 64.91  | 15.91 | 17.96 | 64.88  | 17.16 |
|      | 19.26 | 66.07  | 14.67 | 19.30 | 63.98  | 16.72 | 20.22 | 65.27  | 14.51 | 19.49 | 66.23  | 14.28 |
| 鹿児島県 | 19.07 | 65.06  | 15.88 | 18.38 | 62.75  | 18.87 | 20.79 | 63.72  | 15.48 | 19.05 | 64.53  | 16.42 |
|      | 22.14 | 66.46  | 11.41 | 25.33 | 65.96  | 8.71  | 23.79 | 66.75  | 9.45  | 22.76 | 66.95  | 10.30 |

# 出生率低下の原因と今後の見通し

阿 藤 誠

## I 最近の出生率低下

昭和49年以来わが国毎年の出生数が激減している(表1)。すなわち、昭和48年に209万を数えた出生数は昭和58年の151万まで10年間で58万件減少した。同じく普通出生率(人口千人当たりの出生数)も同時期19.4‰から12.7‰まで6.7ポイント低下した。とりわけ、昭和55年以降の普通出生率は昭和41年の有名なヒノエウマのそれを下回るもので、毎年人口動態統計史上の最低記録を更新中である。

この最近の出生数、出生率の急低下は、西側先進諸国の出生率低下とほぼ重なったこともあって多くの人口研究者、関連領域の研究者、政策担当者、ジャーナリスト等の関心と呼び、わが国出生率の行方をめぐって悲観論、楽観論が戦わされてきた。悲観論の代表格は昭和54年の「安川推計」ならびに昭和55年の「日大推計」および昭和57年の「日大新推計」であり、楽観論の代表格は昭和55年の人口問題審議会特別委員会報告であり、昭和56年の「人口問題研究所推計」である<sup>1)</sup>。筆者は昭和56年の日本人口学会大会報告、ならびにそれに基づく『人口学研究』の論稿において、主として昭和55年までの人口動態統計ならびに国勢調査、昭和52年の第7次出産力調査データに依拠しつつ、昭和48年以降の出生率急低下の原因分析を行い、それに基づいて出生率の回復を予想した<sup>2)</sup>。その後昭和57年までの人口動態統計が利用できるようになり、昭和57年に第8次出産力調査が実施され、最近の夫婦の出生意識と出生行動の実際、それに独身青年層の結婚観と子供観に関するデータがえられたこともあり<sup>3)</sup>、前稿の原因分析ならびに推論を再検討し、

表1 最近の出生率の動き

| 年次   | 出生数<br>(千人) | 普通出生率<br>(人口千人当り) | 合計<br>特殊出生率 |
|------|-------------|-------------------|-------------|
| 昭和35 | 1,606       | 17.3              | 2.00        |
| 40   | 1,824       | 18.7              | 2.14        |
| 45   | 1,934       | 18.8              | 2.13        |
| 46   | 2,001       | 19.2              | 2.16        |
| 47   | 2,039       | 19.3              | 2.14        |
| 48   | 2,092       | 19.4              | 2.14        |
| 49   | 2,030       | 18.6              | 2.05        |
| 50   | 1,901       | 17.1              | 1.91        |
| 51   | 1,833       | 16.3              | 1.85        |
| 52   | 1,755       | 15.5              | 1.80        |
| 53   | 1,709       | 14.9              | 1.79        |
| 54   | 1,643       | 14.2              | 1.77        |
| 55   | 1,577       | 13.6              | 1.75        |
| 56   | 1,529       | 13.0              | 1.74        |
| 57   | 1,515       | 12.8              | 1.77        |
| 58*  | 1,510       | 12.7              | 1.80        |

資料) 厚生省統計情報部『人口動態統計』ならびに厚生省人口問題研究所『人口統計資料集』

注) 昭和58年は概数。

- 1) 安川正彬, 「わが国の将来人口推計」, 『三田学会雑誌』, 第72巻6号, 1979年12月, pp. 1~42. 黒田俊夫, 『日本の将来人口についての日大推計』, 日本大学, 1980年3月. 日本大学人口研究所, 『日本大学人口研究所人口推計—人口・経済モデルに基づく21世紀への展望』, 1982年6月. 人口問題審議会, 『出生力動向に関する特別委員会報告』, 1980年8月. 厚生省人口問題研究所, 『日本の将来推計人口—全国男女年齢別, 昭和55~155年—昭和56年11月推計』, 研究資料第227号, 1982年4月.
- 2) 阿藤 誠, 「わが国の出生率低下を考える—社会学的見地から」, 日本人口学会第33回大会報告, 1981年6月. 阿藤 誠, 「わが国最近の出生率低下の分析」, 『人口学研究』, 第5号, 1982年, pp. 17-24.
- 3) 厚生省人口問題研究所, 『(第8次出産力調査第I報告書) 日本人の結婚と出産』, 1983年. 同, 『(第8次出産力調査第II報告書) 独身青年層の結婚観と子供観』, 1983年. 阿藤 誠・大谷憲司, 「わが国夫婦の出生意識と出生行動—第8次出産力調査の結果から—」, 『人口問題研究』, 第166号, 1983年4月, pp. 1-34. 阿藤 誠・小島 宏, 「現代青年の結婚観—第8次出産力調査「独身者調査」の結果から—」, 『人口問題研究』, 第168号, 1983年10月, pp. 30-57.

ここであらためてわが国出生率の将来をうらなうことの意義も小さくなかろう。

わが国最近の出生率低下を検討する第1歩として、人口学的要素分解法 (decomposition method) を用いて最近の出生率低下の人口学的構造を解明しておこう。周知のように普通出生率は年齢別女子人口割合と女子の年齢別出生率との積和として表わせ、年齢別出生率の累積値である合計特殊出生率は年齢別有配偶率と年齢別有配偶出生率の積和として表わせる。表2は普通出生率の変化と合計特殊

表2 出生率低下の理由

|                   | 昭和48年から55年の変化 |          | 昭和50年から55年の変化 |          |
|-------------------|---------------|----------|---------------|----------|
|                   | 低下量           | 割合       | 低下量           | 割合       |
| A) 普通出生率の低下       | 5.8(‰)        | 100.0(%) | 3.5(‰)        | 100.0(%) |
| 1) 年齢構造の変化による部分   | 2.5           | 42.7     | 2.1           | 58.9     |
| 2) 年齢別出生率の変化による部分 | 3.3           | 57.3     | 1.4           | 41.1     |
| B) 合計特殊出生率の低下     | 0.39          | 100.0    | 0.16          | 100.0    |
| 1) 有配偶率の変化による部分   | 0.31          | 79.4     | 0.16          | 100.5    |
| 2) 有配偶出生率の変化による部分 | 0.08          | 20.6     | 0.00          | -0.5     |

資料) 総理府統計局『国勢調査報告』ならびに厚生省統計情報部『人口動態統計』。

注) 昭和48年の有配偶女子人口は厚生省統計情報部「厚生行政基礎調査」に基づく推定値による。

出生率の変化を各々昭和48年—55年、昭和50年—55年の二期間について人口学的要素分解を行った結果を示したものである<sup>4)</sup>。これによると、昭和48年—55年については、普通出生率は全体で5.8ポイント低下したが、全低下の43%は年齢構造の変化、残りの57%が年齢別出生率の低下によって説明される。同じ時期、年齢別出生率の累積値である合計特殊出生率は全体で0.4ポイント低下したが、全低下の79%が年齢別有配偶率の低下、残り21%が有配偶出生率の低下によって説明されることが分る。同じことを国勢調査年次の昭和50年—55年の5年間についてみると、普通出生率の低下の59%は年齢構成変化、41%は年齢別出生率の低下により説明され、合計特殊出生率の低下はすべて年齢別有配偶率の低下によって説明されることが分る。

最近の出生率低下期における有配偶出生率の相対的安定性、および有配偶率の著しい低下については次節以降でみることにし、ここでは昭和48年以降の普通出生率低下の約4割を説明する年齢構造の変化について若干検討しておこう。出生力転換後の昭和30年代後半以降、毎年の出生総数に対する第1子出生の割合は約45%を占めてきた。この毎年の第1子出生数の大勢を決めるのは、その1~2年前の結婚数であり、その結婚数は結婚適齢期人口<sup>5)</sup> (一応22~26歳とする)の大きさに左右される。この結婚適齢期人口は昭和43年から48年にかけて大きく膨らんだが、これは昭和43年頃から戦後のベビーブーム世代(昭和22~24年生まれ)が結婚適齢期に入り込んできたためである。ところが昭和47年以後ベビーブーム世代が結婚適齢期を抜け始めるとともに、替わって戦後出生数急減期の世代(昭和25年~32年生まれ)が順次結婚適齢期に入り込んできたために、結婚適齢期人口は昭和48年の567万人から57年の388万人まで9年間に179万人減少した。つまり結婚適齢期人口の減少が毎年の初婚数を減らし、それが1~2年後の第1子出生数を減少させ、普通出生率を年々押し下げてきたわけである。

4) 用いられた人口学的要素分解法は Lee-Jay Cho and Robert P. Retherford, "Comparative Analysis of Recent Fertility in East Asia," *International Population Conference, Liege, 1973, Vol. 2* (Liege, IUSSP., 1973) による。

5) ここでは「結婚が最も起りやすい年齢層」を他に適当なことばもないので結婚適齢期と呼ぶこととする。ただし結婚適齢期意識(又は規範)の語を用いる場合には「人々が結婚に適しいと考える年齢(層)」の意味で用いる。



## II 「2人っ子社会」の定着

人口学的要素分解法による分析の結果は、最近の出生率急低下期における有配偶出生率の低下が意外に小さいことを明らかにした。有配偶出生率は有配偶女子を分母とする期間出生率指標であるが、この指標は、年次別の一時的変化の影響（たとえばヒノエウマによる出生率低下）を別にすれば主として完結夫婦の完結（又は生涯）出生児数ならびにその出生のタイミングによって左右される<sup>6)</sup>。たとえば、完結出生児数が大きく下がってきているのに出生のタイミングが著しく早くなってきているために、年次別の有配偶出生率はあまり変化しないということも起りうる。もしそうであれば、長期的には有配偶出生率の低下（ひいては合計特殊出生率の低下）を予想せざるをえない。あるいは完結出生児数は逆に増えているのに出生のタイミングが遅れているため年次別の有配偶出生率の変化が少ないということもありうる。この場合には長期的には有配偶出生率の上昇が予想される。さらに完結出生児数も出生のタイミングも共に変化していないことも考えられる。このような完結出生児数と出生のタイミング双方の推移を知るにはコーホート観察によるデータが必要であるが、最近5年ごとに継続的に実施されてきた人口問題研究所の「出産力調査」はこの点で最適のデータと言えよう。

表3 完結出生児数の推移

| 出生コーホート     | 出生児数別割合 (%) |      |      |      |      | 平均出生児数(人) |
|-------------|-------------|------|------|------|------|-----------|
|             | 無子          | 1人   | 2人   | 3人   | 4人以上 |           |
| 明治34～38年生まれ | 8.6         | 7.5  | 7.4  | 9.0  | 67.5 | 5.0       |
| 明治44～大正4    | 7.1         | 7.9  | 9.4  | 13.8 | 61.8 | 4.2       |
| 大正10～14     | 6.9         | 9.2  | 24.5 | 29.8 | 29.6 | 2.7       |
| 昭和3～7       | 3.6         | 11.0 | 47.0 | 29.0 | 9.4  | 2.3       |
| 8～12        | 3.6         | 10.8 | 54.2 | 25.7 | 5.7  | 2.2       |
| 13～17       | 3.1         | 10.2 | 56.7 | 24.3 | 5.7  | 2.2       |
| 18～22       | 3.9         | 9.9  | 56.8 | 25.8 | 3.6  | 2.2       |

資料) 明治34～大正14年生まれのコーホート(既婚女子)は総理府統計局『国勢調査報告』(昭和25年, 35年, 45年)。

昭和3～7年生まれのコーホート(有配偶女子)は人口問題研究所『第7次出産力調査報告』(昭和52年)。

昭和8～22年生まれのコーホート(有配偶女子)は人口問題研究所『第8次出産力調査報告』(昭和57年)。

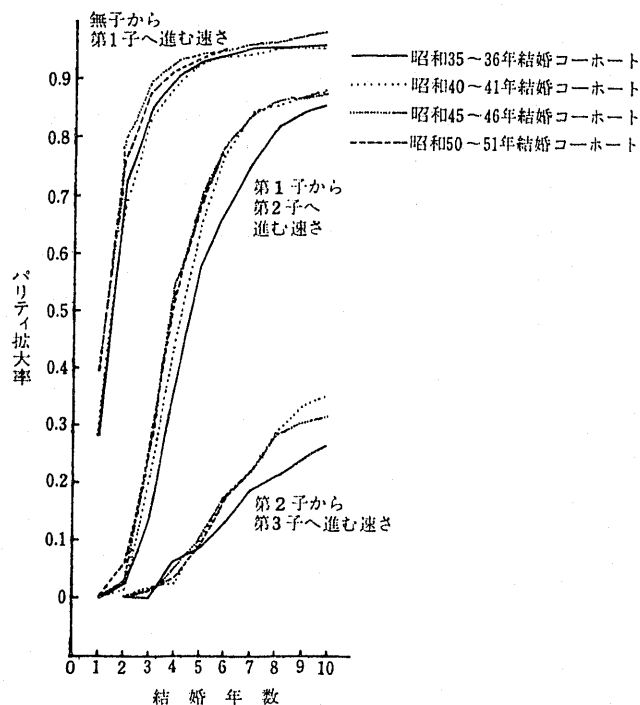
15年間に子供を生み終えた夫婦では無子が4%未満, 1児が10%強, 2児が55%前後, 4児以上が5%前後と, その出生児数別分布もきわめて安定している。最近になって無子夫婦(子供を持たない夫婦)や1人しか子供を持たない夫婦が増えたという事実はなく, 約8割の夫婦が2人あるいは3人の子供を持つ状況に大きな変化はない。

つぎに, 出生のタイミングについて変化の有無を知るために, 第8次出産力調査の結果を用いて,

6) 子供を生み終える年齢まで結婚を続けた夫婦を完結夫婦(completed family)と呼ぶこととする。完結夫婦が最終的に生んだ子供数を完結(又は生涯)出生児数あるいは単に完結出生力と呼ぶこととする。

7) 表3の国勢調査の結果に基づく明治34～大正14年コーホートは既婚女子についてであり, 出産力調査に基づく昭和3～22年コーホートは初婚の有配偶女子についてであるから両者は必ずしも連続的でないが, 戦前コーホートからの変化を大づかみにみるには支障はない。

図1 結婚持続期間別パリティ拡大率



資料) 人口問題研究所『第8次出産力調査報告』(昭和57年)

表4 若い夫婦の予定子供数

| 調査年次 | 予定子供数別割合(%) |      |      |      |      | 平均予定子供数(人) |
|------|-------------|------|------|------|------|------------|
|      | 0人          | 1人   | 2人   | 3人   | 4人以上 |            |
| 昭和52 | 1.0         | 10.8 | 59.3 | 26.6 | 2.2  | 2.18       |
| 57   | 1.2         | 6.1  | 61.5 | 29.2 | 2.0  | 2.25       |

資料) 人口問題研究所『第7次出産力調査報告』(昭和52年)ならびに『第8次出産力調査報告』(昭和57年).

注) 年齢20~34歳の妻について.

夫婦、逆に「子供をもとうとしない夫婦」や「子供を1人しか生もうとしない夫婦」の割合はまったく増えていない。

昭和57年の第8次出産力調査では18~34歳の独身男女の結婚観や子供観をも合わせて調査したが、それによると、結婚後の平均希望子供数は男女とも2.3人、2~3児を希望するものが8~9割を占めた<sup>10)</sup>。この調査結果もまた、最近の若い世代の出生目標がそれほど大きく変化していないことを裏付けているように思われる。

8) 厚生省人口問題研究所、前掲(注3)『日本人の結婚と出産』、p. 146に基づいて作成。

9) 筆者は「あなた方ご夫婦はあと何人子供を生むつもりですか」という質問で捉えられた子供数を追加予定子供数と呼び、「あなた方ご夫婦はあと何人子供が欲しいですか」という質問で捉えられる子供数を追加希望子供数と呼んで区別している。これについては、阿藤 誠、「現代日本における出生力予測の可能性」、『人口問題研究』、第149号、1979年1月、pp. 16-31。

10) 厚生省人口問題研究所、前掲(注3)、『独身青年層の結婚観と子供観』、p. 42。

最近20年間に結婚した夫婦について結婚持続期間別パリティ拡大率を比べてみた(図1)<sup>9)</sup>。これによると、およそ20年前に結婚した夫婦(昭和35~36年結婚夫婦)に比べると最近15年間に結婚した夫婦の子供の生み方は全般的に早くなっていることが読みとれるが、最近15年間に結婚した夫婦の間では大きな変化がみられない。

以上、出生率が急低下した時期をはさむ最近の10~15年間にほぼ子供を生み終えた夫婦の完結出生児数はほとんど変化していないばかりでなく、この時期に結婚した夫婦の出生のタイミングにも大きな変化がなかったと判断できそうである。

完結夫婦の生涯出生児数や出生のタイミングは変わっていないにしても、調査時点でまだ子供を生み終わっていない若い夫婦の子供数に関する目標(出生目標)は下がっている可能性はある。もしそうであれば、今後完結出生児数は低下し、それが期間出生率にはねかえってくるのが考えられる。第7次(昭和52年)、第8次(昭和57年)出産力調査では、若い夫婦の現存子供数をベースにして追加予定子供数を尋ね、両者を合わせた予定子供数というものを計測している(表4)<sup>9)</sup>。これによって最近の若い夫婦の出生目標をみてみると、平均では2.2~2.3人とこの5年間ほとんど変化しておらず、しかもすでに子供を生み終えた夫婦の平均出生児数ともよく一致している。予定子供数別の分布をみると、2児を予定する夫婦は6割、3児を予定する夫婦を合わせると実に約9割に達する。(4人以上の子だくさんを予定する

高出生率に悩む発展途上諸国などでは、多くの夫婦が理想とする以上の子供を生んでしまうというケースがよくある。わが国の場合でも、夫婦が理想とする子供数は予定子供数や完結出生児数よりも小さいということも考えられる。もしそうであれば、やはり長期的には平均完結出生児数の低下を予想せざるをえないが、事実は全く逆で、夫婦が理想とする子供数は昭和52年、57年でも平均2.6人で平均予定子供数や平均完結出生児数を大幅に上回る<sup>11)</sup>。理想子供数の内訳をみても無子や1人っ子を理想とする夫婦は5%にも満たず、2人ないし3人の子供を理想とする夫婦が大多数を占める。ただし予定子供数や完結出生児数の場合とは異なり、3児を理想とする夫婦が2児を理想とする夫婦をやや上回り、4児を理想とする夫婦が1割近くある。子供を持たない夫婦や1人しか子供を持たない夫婦が増えず、一夫婦あたり平均2児強が維持される背景には、やはり子供は2人以上もつべきだとする社会通念、言い換えれば規範意識が存在するように思われる。

昭和57年の第8次出産力調査では、夫婦が理想とする出生間隔（言い換えれば理想のキョウダイ年齢差）を調べているが、大部分の夫婦は2年又は3年を理想と考えており、平均の理想出生間隔は約2.6年であった。第1子と第2子、第2子と第3子の実際の出生間隔は約3年であり、現実と理想の差も小さい<sup>12)</sup>。この事実は、ひとつには「とんど年子」を避ける意識が一般的であることを示しているが、他面、少数の子供を早く生み育ててしまおうとする「一括出生」の考え方、あるいは年齢差の離れない遊び仲間としてのキョウダイ関係を求める意識の存在をうかがわせる。このような意識が根強いかがり、第2子出生が第1子出生から大幅に遅らされる事態は起こりにくく、少なくとも2児は予定していたのに1児しか生めないで終わってしまうといったケースも起こりにくい。

### III 出生抑制行動の変化も少ない

有配偶出生率あるいは夫婦出生力の安定性の有無については出生抑制行動の面からも検討する必要がある。かりに自然出生力（natural fertility）に変化がなく夫婦の出生目標に変化がなくとも、出生抑制の効率が大きく変化すれば現実の出生行動も変化せざるをえない。出生抑制の効率が下がれば目標以上の子供数を生むであろうし、効率が上がれば目標に近い子供数を達成できるからである。

まず避妊の動向から眺めてみよう。毎日新聞社の「全国家族計画世論調査」によると、戦後、避妊はわが国夫婦の間に着実に普及してきた<sup>13)</sup>。戦後早い時期、再生産年齢期間にある有配偶女子の避妊現在実行率（調査時に避妊を実行中のものの割合）はわずかに2割、避妊経験率（調査時点までに避妊を実行したことがあるものの割合）は3割にすぎなかったが、昭和30年代には各々4割と6割を越え、昭和40年代の末には各々6割と8割に達した。しかしながら最近の出生率低下の時期にあたる昭和40年代末以降については避妊現在実行率、経験率ともに変化は小さい。また避妊が普及し始めた当初にみられた避妊実行率の大きな社会経済格差も、避妊普及率が上がるとともに縮小していき、昭和40年代の半ばにはほとんど消滅した。したがって昭和40年代末以降には、格差縮小による避妊実行率の上昇は考えられなくなってきているのである。

避妊の開始時期については戦後の少産化とともに第1子出生前、（少なくとも）第2子出生前、（少なくとも）第3子出生前に避妊を始める夫婦割合が上昇してきたことが分る、しかしこれも昭和40年代の

11) 厚生省人口問題研究所、前掲（注3）、『日本人の結婚と出産』、p. 69。

12) 厚生省人口問題研究所、前掲（注3）、『日本人の結婚と出産』、p. 75。

13) 以下、戦後の避妊と人工妊娠中絶に関するデータは、阿藤 誠、「家族計画と人工妊娠中絶」、毎日新聞社人口問題調査会『毎日新聞社第16回全国家族計画世論調査報告書』、1981年、pp. 41—56による。

半ば以降、第1子出生前の避妊開始割合は2割、(少くとも)第2子出生前の避妊開始割合は8割でほとんど変化がみられない。

避妊実行者が用いてきた避妊手段は、戦後に避妊が普及し始めた頃には比較的多様であったが、すぐに男性の側の避妊手段としてコンドーム、女性の側の避妊手段としてオギノ式(リズム法)が多用されるようになった(表5)。昭和40年代に入るとオギノ式の割合も低下し始め、最近では避妊実行夫婦の8割がコンドームを利用している。反面、近年西側の先進諸国のみならず家族計画プログラムに熱心な発展途上諸国において中心的な避妊方法となっている近代的避妊法(経口避妊薬、IUD)と不妊手術の普及率は、漸増傾向にあるとはいえ昭和40年代後半以後の変化はごく僅かで、昭和50年代に入っても16~18%にすぎない。この点で、最近の出生率低下を避妊手段の技術的効率の向上に求めることはやや無理がある。

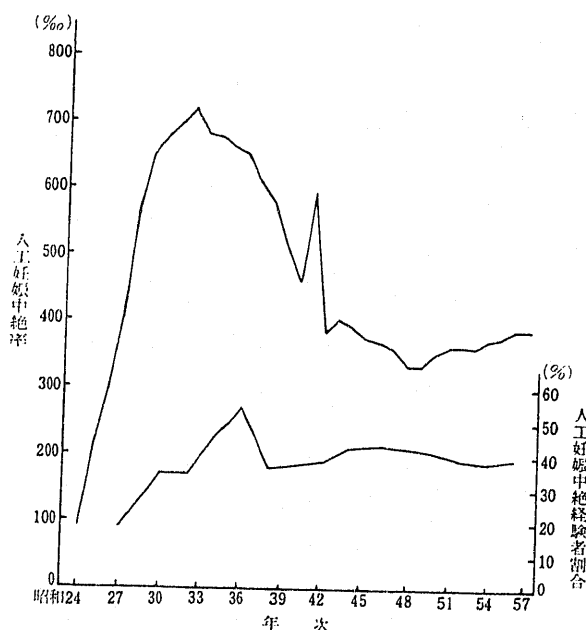
表5 避妊方法の推移 (%)

| 年次  | 避妊実行者の避妊手段別割合 |      |        |     |     |      |      |
|-----|---------------|------|--------|-----|-----|------|------|
|     | コンドーム         | オギノ式 | 近代的避妊法 |     |     | 不妊手術 | その他  |
|     |               |      | 計      | ピル  | IUD |      |      |
| 昭25 | 39.9          | 30.7 | —      | —   | —   | —    | 66.3 |
| 27  | 60.7          | 42.2 | —      | —   | —   | —    | 53.4 |
| 30  | 60.1          | 46.7 | 4.1    | —   | —   | 4.1  | 44.4 |
| 32  | 59.8          | 49.2 | 7.3    | —   | —   | 7.3  | 42.3 |
| 34  | 60.9          | 48.1 | 6.6    | —   | —   | 6.6  | 46.0 |
| 36  | 63.2          | 4.44 | 8.4    | —   | —   | 8.4  | 40.5 |
| 40  | 65.4          | 38.8 | 10.0   | —   | 4.3 | 5.7  | 32.4 |
| 42  | 68.1          | 39.0 | 10.2   | —   | 6.4 | 3.8  | 27.6 |
| 44  | 70.8          | 35.2 | 14.9   | 1.8 | 7.5 | 5.6  | 29.5 |
| 46  | 73.9          | 33.4 | 13.7   | 1.5 | 8.2 | 4.0  | 24.2 |
| 48  | 76.8          | 30.4 | 15.4   | 2.5 | 9.2 | 3.7  | 22.7 |
| 50  | 77.8          | 29.9 | 16.3   | 3.0 | 8.6 | 4.7  | 20.9 |
| 52  | 80.3          | 27.5 | 17.7   | 3.4 | 9.3 | 5.4  | 16.7 |
| 54  | 82.1          | 23.4 | 15.6   | 3.2 | 8.4 | 4.0  | 13.5 |

資料) 毎日新聞社人口問題調査会『全国家族計画世論調査報告書』(第1~6, 8~15回)。

注) 複数回答のため合計は100%を越える。%は原データから手段不詳を除いて再計算。

図2 人工妊娠中絶率の推移



資料) 出生数は厚生省統計情報部『人口動態統計』。中絶数は厚生省統計情報部『優生保護統計報告』。中絶経験者数は毎日新聞社人口問題調査会『全国家族計画世論調査報告書』

注) 中絶経験者割合は15~49歳の有配偶女子について。

つぎに人工妊娠中絶の利用率に眼を転じてみよう(図2)。優生保護統計に基づく出生1,000当たりの中絶率の推移をみると、昭和24年から急増した中絶率は昭和30年代前半に700台でピークに達したが、それ以後減少に転じ、昭和40年代後半には350前後にまで低下した。昭和40年代後半からの変化は小さい。一方、毎日新聞社の家族計画世論調査によって再生産年齢期間にある有配偶女子の人工妊娠中絶経験者割合の推移をみると、昭和30年代の後半以降今日まで4割前後でほとんど変化がない。また中絶経験者の中絶経験回数も昭和40年代初頭以降平均1.6回とまったく変化がみられない。避妊の場合と同様、戦後初期には人工妊娠中絶経験者割合も社会経済的格差が大きかった。しかしながら昭和40年代の半ばにはこの格差も完全に消滅したから中絶利用の格差縮小という形で中絶経験率が上昇する可能性はなくなった。

以上、避妊の実行率、避妊開始時期、避妊手段、人工妊娠中絶の利用率のいずれをみても昭和40年

代の後半以後の変化は小さく、昭和40年代末以降の出生率の低下と関係づけることはできそうもない。

これまでは出生抑制手段の普及率にのみ着目し、避妊手段のデータを別にすれば出生抑制の効率については直接ふれなかった。昭和48年の世界出産力調査データの分析の結果、わが国の夫婦は出生抑制動機の違いによって出生抑制の効率が大きく異なることが分っている<sup>14)</sup>。すなわち、出生抑制の目的が出生延期（いわゆる生み延べ）の場合には避妊実行率がやや低く、避妊効率も低い（逆に言うと、失敗妊娠率が高い）ばかりでなく、失敗妊娠の中絶率も低い。それに対して出生抑制の目的が出生停止（いわゆる生み納め）に移ると、避妊実行率はやや上昇し、避妊実行率も格段に向上するばかりでなく、失敗妊娠の中絶率も著しく高まる。したがって、たとえば米国と比べても出生延期に失敗した計画外出生の発生率が高いのに対して、出生停止に失敗した計画外出生、すなわち“望まざる出生（unwanted birth）”の発生率はきわめて小さいという結果になる。つまり、昭和40年代末までに子供を生み終えた夫婦についてみても、当時すでに、いったん出生目標に達した夫婦の出生抑制の効率はきわめて高く、それ以上の出生抑制の効率向上はあまり考えられなかったと推測される。

問題は、それ以後出生延期目的の出生抑制効率が向上したか否かであるが、残念ながらその後のデータについて同趣旨の分析は行われていないのではっきりしたことは分らない。ただし昭和56年の毎日新聞社の全国家族計画世論調査において、避妊実行中の夫婦に「避妊に失敗したらどのような措置をとるか」を尋ねており、その答えをみると、20歳代の妻の7割は「子供を生むと思う」と答え、「中絶を受ける」と答えたものは1割強にすぎないのに30代より上の年齢の妻では「子供を生むと思う」は激減し、逆に「中絶を受ける」が著増している（表6）<sup>15)</sup>。20歳代の妻の避妊目的の大部分は出生延期、30代後半より上の年齢の避妊目的の大部分は出生停止であるとすれば、世界出産力調査から10年後の今日でも、生み納めには熱心だが生み延べには不熱心というわが国夫婦の出生抑制行動の特徴にはそれほど大きな変化はみられないと言えそうである。結局、出生抑制効率の面からみてもこの10～15年間の変化は小さかったと結論できそうである。

表6 避妊現在実行者の「避妊失敗後の措置」 (%)

| 避妊に失敗したらどうしようと思うか | 妻の年齢  |        |        |        |        |        |        |
|-------------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                   | 総数    | 20～24歳 | 25～29歳 | 30～34歳 | 35～39歳 | 40～44歳 | 45～49歳 |
| 子供を生むと思う          | 37.5  | 71.4   | 68.0   | 45.8   | 31.1   | 11.9   | 11.5   |
| 人工妊娠中絶を受ける        | 36.3  | 11.9   | 14.7   | 29.1   | 39.4   | 56.6   | 58.3   |
| 考えたことがない・わからない    | 20.9  | 14.3   | 14.0   | 20.1   | 24.1   | 25.0   | 22.4   |
| その他・無回答           | 5.3   | 2.4    | 3.4    | 5.0    | 5.4    | 6.6    | 7.6    |
| 合計                | 100.0 | 100.0  | 100.0  | 100.0  | 100.0  | 100.0  | 100.0  |

資料) 毎日新聞社人口問題調査会『第16回全国家族計画世論調査報告書』(昭和56年)。

#### IV 初婚年齢の上昇

さきに最近の合計特殊出生率低下の大部分は年齢別有配偶率の低下によるものであることを明らかにした。理論的に言えば年齢別有配偶率の低下は未婚者割合の上昇（結婚年齢の上昇）、離別、死別

14) 阿藤 誠, 「出生抑制行動の日米比較—計画外出生の分析—」, 『人口問題研究』, 第161号, 1982年1月, pp. 18—138.

15) 阿藤 誠, 前掲(注13), 「家族計画と人工妊娠中絶」.

割合の上昇によって起こる。しかしながらわが国最近の出生率に影響を及ぼしうる20～34歳の女子年齢層についてみると、死別の割合はほとんどとるに足りない。また確かに離婚率は近年上昇傾向にあるものの女子の再婚率もまた上昇傾向にあり、離別割合の変化が有配偶率に及ぼす影響も小さい。そこで問題は未婚者割合の変化の有無ということになる。国勢調査の結果に基づいて昭和50年から55年にかけての年齢別未婚者割合の変化を女子についてみてみると、20～34歳のすべての年齢層について増加しているが、とりわけ20～24歳では69%から78%へと5年間に約9%も増加している(表7)。ついでながら男子の未婚者割合の増加はさらに著しく、昭和45年以後10年間に25～34歳で約10%増加、昭和55年には30歳代前半の未婚者割合は実に2割に達した。結局、結婚・出産適齢期層における最近の有配偶率低下は未婚者割合の増大、言い換えれば初婚年齢の上昇によるものであることが分る<sup>16)</sup>。

表7 未婚者割合の推移 (%)

| 年次   | 20～24歳 | 25～29歳 | 30～34歳 | 35～39歳 | 40～44歳 | 45～49歳 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 女 子  |        |        |        |        |        |        |
| 昭和40 | 68.1   | 18.9   | 9.1    | 6.8    | 4.7    | 3.0    |
| 45   | 71.7   | 18.1   | 7.2    | 5.8    | 5.3    | 4.0    |
| 50   | 68.8   | 21.1   | 7.7    | 5.2    | 4.9    | 4.8    |
| 55   | 77.8   | 24.0   | 9.1    | 5.5    | 4.4    | 4.5    |
| 男 子  |        |        |        |        |        |        |
| 昭和40 | 90.3   | 45.7   | 11.1   | 4.5    | 2.4    | 1.7    |
| 45   | 90.1   | 46.5   | 11.6   | 4.7    | 2.8    | 1.9    |
| 50   | 88.0   | 48.3   | 14.3   | 6.1    | 2.7    | 2.5    |
| 55   | 91.8   | 55.2   | 21.5   | 8.5    | 4.7    | 3.2    |

それでは近年男女に共通してみられる初婚年齢の上昇はいかなる原因によるもの

資料) 総理府統計局『国勢調査報告』

のであろうか。人々の結婚年齢を決める要因は複雑であるが、ここでは結婚の経済学の様式に従って、結婚の需要条件と供給条件の二つに分けて考えてみよう<sup>17)</sup>。結婚の需要条件のひとつとしては若者の結婚に対する様々な嗜好、願望があるが、ここでは若者の結婚願望(逆に言い換えれば生涯独身志向)、結婚年齢志向(結婚は何歳位までにするのが望ましいか)、夫妻年齢差志向(結婚相手との年齢差は何歳位が望ましいか)について検討してみよう。

わが国は明治以来の経済発展と社会経済構造変化の過程で初婚年齢の上昇を経験してきたのであるが、生涯未婚率(かりに45～49歳の未婚者割合で測定)そのものにはあまり大きな変化はなく、最近やや上昇気味とは言うものの、現在でも女子でせいぜい5%、男子で3%程度にすぎない(表7)。この点、同じ先進国ではあっても、生涯未婚率が(かつてよりは低下したとは言え)今でも8～15%はある西欧諸国とは大いに性格を異にする。問題は、最近の初婚年齢の上昇(晩婚化と言い換えてもよからう)が生涯独身率の上昇、言い換えれば皆婚慣行(universal marriage)弱体化の前ぶれを意味するものかどうかである。前述の第8次出生力調査の独身調査によれば、30歳を越した未婚女性を除いて男女とも生涯結婚する意思のない若者はほとんどとるに足りない(表8)。このデータ

表8 若者の結婚志向 (%)

| 年 齢    | 結 婚 意 思 の 有 無 |         |         |
|--------|---------------|---------|---------|
|        | 近い将来結婚する      | いずれ結婚する | 一生結婚しない |
| 女 子    |               |         |         |
| 18～24歳 | 8.4           | 89.5    | 2.1     |
| 25～29  | 18.6          | 77.2    | 4.2     |
| 30～34  | 15.1          | 60.4    | 24.5    |
| 計      | 10.7          | 85.1    | 4.2     |
| 男 子    |               |         |         |
| 18～24歳 | 5.8           | 92.8    | 1.4     |
| 25～29  | 19.4          | 77.6    | 2.9     |
| 30～34  | 30.7          | 64.0    | 5.3     |
| 計      | 12.8          | 84.8    | 2.3     |

資料) 厚生省人口問題研究所『第8次出生力調査報告』(昭和57年)

16) 人口動態統計によると平均初婚年齢は昭和47年から57年までの10年間に女子で1.1歳、男子で1.3歳上昇したが、これは年齢構造が婚姻発生に不利になったことと、若い年齢層の婚姻率が下がったことの二つの理由による。

17) 阿藤 誠・小島 宏、前掲(注3)、「現代青年の結婚観」。

から判断するにすぎず、近年ことさらに生涯独身志向が強まったとは考えられず、少なくとも意識面からみれば皆婚慣行がそう容易に崩れるとは思えない。

つぎに結婚年齢に関する意識についてはどうであろうか。同じ調査によれば若い女性の結婚適齢期意識は強く、遅くとも25歳までには結婚したいという希望が圧倒的である。男子の場合も希望結婚年齢が25～28歳に集中、ほとんどの人が遅くとも30歳までには結婚したいと望んでいる。また夫妻の年齢差については、男女ともに平均すると夫が3歳年上の組み合わせを希望しており、戦後結婚した夫婦の平均的年齢差と大きな隔りはない。結婚年齢や夫婦年齢差に関する願望にはそれほど大きな変化が起こっているわけではなさそうである。

結婚の需要条件としては他に若者のおかれた経済的状況がある。初婚年齢の上昇があった時期は丁度わが国経済が高度成長から低成長へ転換した時期と一致するため、経済状況の変化によって若者が結婚しにくい状態が作り出されたのではないかという仮説も一応は考えられる。ただし低成長経済への転換以後でも若者の所得水準そのものが低下したわけではなく新婚者の住宅取得状況が悪化したということもないから、わずかに可能性として考えられるのは相対所得仮説、すなわち若者の要求水準と実質所得のギャップが拡大したために相対的に貧困感が強まったという仮説であろうが、今の所よく分っていない<sup>18)</sup>。

つぎに結婚の供給条件について検討してみよう。ひとつは結婚適齢期人口の性比のバランスである。先にみたごとく夫妻の年齢差に関する考え方というものはそれほど変わっておらず、最近の若者も平均すると夫が3歳年上の組み合わせを希望している。このような状況のもとで結婚適齢期年齢に入ってくる出生コホート規模が年次的に大きく変化すると、どちらか一方の性が過剰（あるいは不足）になり、過剰になった側の性に結婚難（marriage squeeze）が生ずると言われる。

わが国の場合、敗戦前後に出生減、昭和22年からの3年間はベビーブーム、昭和25年から32年頃にかけて出生数が急減した。このためベビーブーム世代の男女（昭和50年に26～28歳）と戦後出生急減期の男子は結婚適齢期になって年齢的にみた最適配偶者候補が少なく、結婚難に直面したと考えられる。したがってこれらの世代の結婚の遅れについてはこの年齢構造上の性比の不均衡という要因を無視できないであろうが、これはあくまでもこの出生コホートに特有の要因であり、他の出生コホートには必ずしもあてはまらないという点に注意する必要がある。結婚適齢期層の性比の不均衡の問題としては、全国人口の年齢構造上生じてくるものの他に居住地、職場等に生ずるものが考えられる。俗に農家の「嫁日照り」、過疎地域の村ぐるみ嫁探し運動などが時にマスコミを賑わせるが、この問題が全国的な初婚年齢の上昇にどの程度関係するかはよく分っていない。

結婚の供給条件を変化させた有力な要因のひとつとしては進学率の上昇が考えられる（図3）。わが国の高校進学率は昭和40年代の始め男女とも7割前後であったが、その後も上昇を続け昭和48年には9割を超えるに至った。さらに大学進学率は昭和45年の男子3割弱、女子2割弱から昭和50年の男子4割強、女子3割強に急上昇した。

わが国では学生結婚が少ないから、平均在学年数の延長はそれだけで若い年齢層の結婚の可能性を減じた。しかも大卒者は高卒者に比べて社会に出る年齢が遅い分だけ配偶者選択行動の開始が遅いと

18) 大淵はわが国戦後の出生率（合計特殊出生率で測定）変動が「イースタリン仮説、すなわち親の世代に対する子供夫婦の相対的経済状態の変動によって十分に説明される」とし、今後の出生力回復が低（経済）成長下では期待しえないと述べている。この論証は、最近の合計特殊出生率の低下の主要因が有配偶率の低下（初婚年齢の上昇）であるにすぎず意味をなさないが、これを初婚年齢の変動に関する相対的所得仮説として捉えれば検討の余地は残る。

Hiroshi Ohbuchi, "Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis: A Case Study of Japan," *The Journal of Population Studies (Jinkogaku Kenkyu)*, No. 5, 1982, pp. 8-16.

も考えられるし、さらに大卒者は高卒者よりもやや晩婚志向である。第7次、第8次出産力調査の結果によれば、大卒者は高卒者よりも夫妻ともほぼ1歳前後結婚が遅かった。したがって昭和40年代に急激に進んだ高学歴化は、男女に共通する初婚年齢上昇の有力要因であったと考えられる。

結局、昭和40年代以降の初婚年齢上昇については分らない部分もあるものの、結婚の需要条件よりは供給条件の変化、とりわけ昭和40年代の進学率の上昇と特定コーホートの年齢構造上の結婚難が有力な要因であったと推測される訳である。

## V 初婚年齢の上昇はどこまで進むか

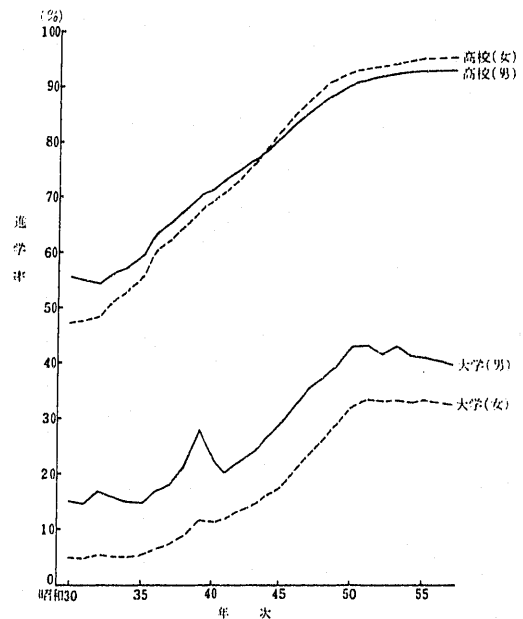
近年の結婚・出産適齢期人口の有配偶率低下は、主として初婚年齢の上昇による未婚者割合の増大に起因することが分ったが、それでは初婚年齢の上昇はどこまで進むとみるべきであろうか。

まず年齢構造上の理由からくる結婚難の要因については、それが特定コーホートに固有の問題であるかぎり一過性とみた方がよい。男子の場合にはベビーブーム世代のみならず戦後出生急減世代も結婚難に陥っているところからみて、その影響は当分深刻である。出生率に直接関係する女子人口については、ベビーブーム世代がすでに結婚適齢期を過ぎ去っており、それより若い世代では性比の点でむしろ有利な立場にある訳であるから、晩婚化要因のひとつは取り除かれたとみてよい。

高学歴化による結婚年齢の上昇については、大学進学率そのものが昭和50年代に入って頭打ちになっているから、今後大学進学率に大きな変化がないと仮定すればこれ以上晩婚化を推し進める要因とは考えにくい。他の晩婚化要因についてはまだ分らない部分もあるが、少なくとも女子の場合には、昭和40年代後半から晩婚化を促進してきた二大要因が取り除かれたわけであり、晩婚化にもほぼ終止符がうたれたとみて間違いなからう。

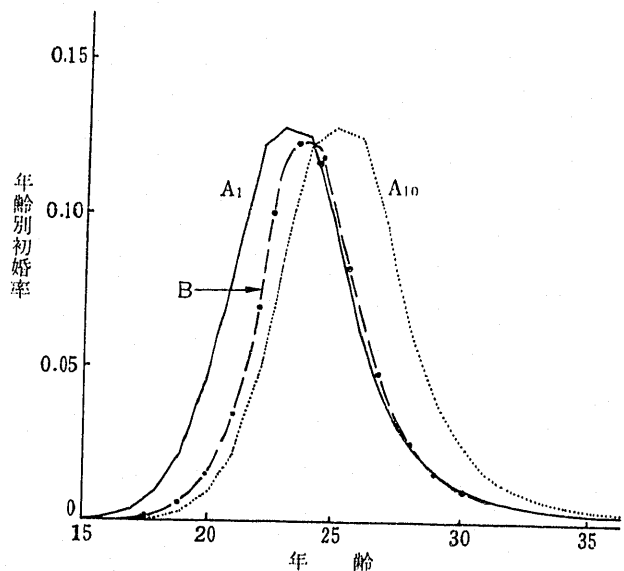
さて初婚年齢の上昇が止まり、しかも前述のとおり皆婚慣行そのものには大きな変化がないとすると、結婚・出産適齢期層の有配偶率は今後どのように変わっていくであろうか。この問題を年齢

図3 高校、大学への進学率の推移



資料) 文部省『文部統計要覧』

図4 晩婚化と年齢別初婚率の関係



19) 年齢別初婚率( $m_i$ ) = 年齢別初婚数( $M_i$ ) / 年齢別人口( $P_i$ ). 合計初婚率 =  $\sum_{i=15}^{40} m_i$ . 近年、わが国における結

婚・出産適齢期層の有配偶率の動きは、主として年齢別の未婚者割合、言い換えれば既婚者割合によって決まるが、コーホートの考えれば年齢別既婚者割合が年齢別初婚率の累積値と密接に対応することは明らかである。



別初婚率 (age-specific first marriage rate) とその累積値である合計初婚率 (total first marriage rate) の指標を用いて考えてみよう<sup>19)</sup>。

いま、ある出生コーホート  $A_1$  が15歳から少しずつ結婚していったとして、50歳までにはそのほとんどすべてが結婚するとしよう (図4)。 $A_1$  以前のコーホートはすべて  $A_1$  と同様の結婚パターンをもっていたとする。

ここで  $A_1$  に続く出生コーホート  $A_2, A_3, A_4, \dots$  が徐々に結婚を遅らせていったとする。そして出生コーホート  $A_{10}$  になって晩婚化が止まったとしよう。 $A_1 \sim A_{10}$  を含めてすべてのコーホートは皆婚を前提としているから、結婚は遅れるけれども最終的には  $A_1$  と同じ生涯未婚率の水準に達する。

さて、コーホートの年齢別初婚率のパターンが  $A_1$  から  $A_{10}$  へ移っていくとき (これが晩婚化の真の意味である)、年次観察に基づく年齢別初婚率のパターンはどのように変わっていくであろうか。

晩婚パターンをもった若い世代が順次結婚適齢期に入ってくる時期の年齢別初婚率のパターンは、若い年齢 (例えば25歳未満) では (晩婚コーホートゆえ) 低い初婚率になり、高い年齢 (例えば25歳以上) でも (早婚コーホートゆえ) 低い初婚率となるため、全体としてきわめて低い水準 (合計初婚率で測定される) の結婚パターンとなる (図4のB)。しかるにこの時期を過ぎ、晩婚化が止まり  $A_{10}$  のコーホートが高い年齢 (例えば25歳以上) にさしかかるようになると、若い年齢では初婚率はこれ以上低下せず、25歳以上の年齢では (晩婚コーホートゆえ) 初婚率が従来より高くなる。したがって、 $A_{10}$  以降のコーホートの結婚パターンに変化がなければ、年次観察に基づく年齢別初婚率のパターンはしだいに  $A_{10}$  の結婚パターンに近づいていくはずである。

以上の仮説を検証するため、毎年の年齢別初婚率と合計初婚率を人口動態統計の年齢別初婚数 (届出遅れ補正済み) と男女年齢別人口とを用いて算出した (表9ならびに図5)。

表9 年齢別初婚率ならびに合計初婚率の推移

| 年次   | 女 子   |        |        |        | 男 子   |        |        |        |
|------|-------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
|      | 合計初婚率 | 20~24歳 | 25~29歳 | 30~34歳 | 合計初婚率 | 20~24歳 | 25~29歳 | 30~34歳 |
| 昭和40 | 1.01  | 0.62   | 0.27   | 0.05   | 1.03  | 0.26   | 0.60   | 0.14   |
| 45   | 1.00  | 0.60   | 0.28   | 0.04   | 1.05  | 0.25   | 0.60   | 0.14   |
| 46   | 0.95  | 0.61   | 0.25   | 0.03   | 1.03  | 0.29   | 0.57   | 0.14   |
| 47   | 0.96  | 0.63   | 0.26   | 0.03   | 1.03  | 0.31   | 0.55   | 0.15   |
| 48   | 0.95  | 0.62   | 0.28   | 0.03   | 0.98  | 0.31   | 0.53   | 0.14   |
| 49   | 0.91  | 0.58   | 0.26   | 0.03   | 0.91  | 0.28   | 0.47   | 0.13   |
| 50   | 0.89  | 0.56   | 0.26   | 0.03   | 0.84  | 0.25   | 0.44   | 0.12   |
| 51   | 0.85  | 0.53   | 0.24   | 0.03   | 0.76  | 0.23   | 0.40   | 0.12   |
| 52   | 0.84  | 0.51   | 0.25   | 0.03   | 0.75  | 0.21   | 0.39   | 0.12   |
| 53   | 0.84  | 0.48   | 0.26   | 0.04   | 0.74  | 0.20   | 0.39   | 0.13   |
| 54   | 0.86  | 0.48   | 0.28   | 0.04   | 0.76  | 0.20   | 0.40   | 0.14   |
| 55   | 0.86  | 0.47   | 0.30   | 0.04   | 0.77  | 0.20   | 0.40   | 0.14   |
| 56   | 0.88  | 0.46   | 0.32   | 0.04   | 0.79  | 0.19   | 0.42   | 0.03   |
| 57   | 0.90  | 0.46   | 0.34   | 0.04   | 0.82  | 0.19   | 0.43   | 0.03   |

資料) 年齢別初婚数 ( $M_i$ ) は厚生省統計情報部『人口動態統計』、年齢別人口 ( $P_i$ ) は総理府統計局『国勢調査報告』

注) 年齢別初婚率 =  $M_i/P_i$ 、合計初婚率 =  $\sum_{15}^{49} (M_i/P_i)$ 。

表の5歳階級ごとの初婚率は  $(M_i/P_i)$  を5倍したもの。

推移をみると、他の結婚動態指標同様昭和47年から大きく低下したが、早くも52年には底をつき、その後は漸次回復に向かっている。年齢別にみると、昭和52年の初婚率は、若い年齢層 (20~24歳) では昭和47年のそれを大きく下回り、高い年齢層 (25~29歳) ではあまり違いはなかった。ところが昭和57年の初婚率は、若い年齢層では昭和47年のそれを大きく下回るのはもちろんだが、高い年齢層では逆に大きく上回るようになってきている。

男子の場合は、年齢合計初婚率は同じく昭和47年から大きく低下し、52年には一応下げ止まったものの、女子の場合とは異なり回復が遅い。これは年齢構造上の結婚難が30歳前後の男子でかなり深刻であることを反映しているためと考えられる。

コーホート別にみた初婚年齢の上昇が

図 5-1 女子の年齢別初婚率パターンの推移

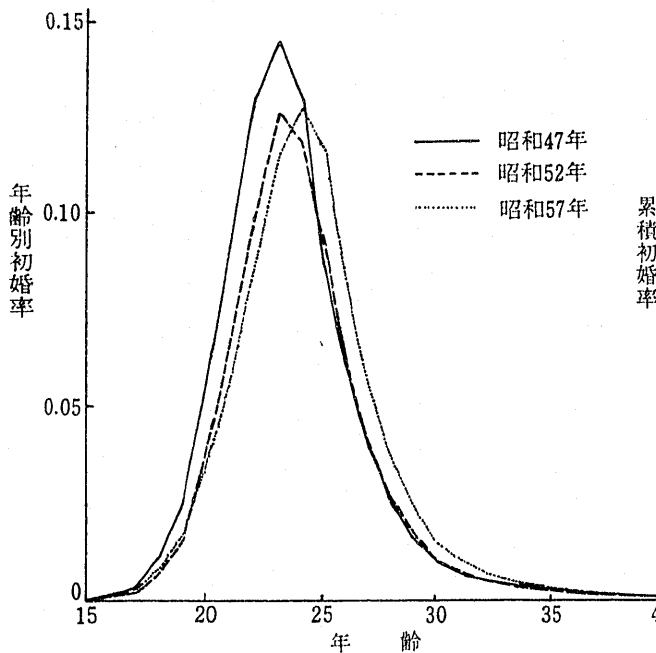
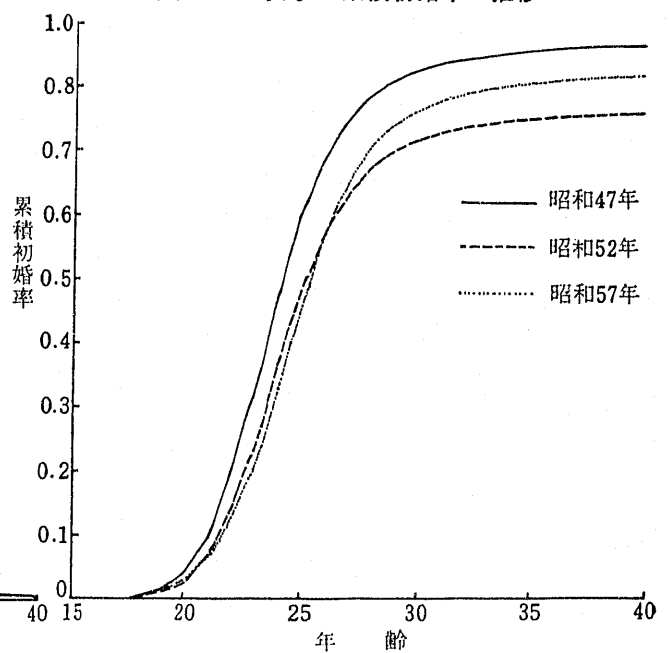


図 5-2 女子の累積初婚率の推移



資料) 表 9 に同じ。

年次別の初婚率に与える影響はもうしばらく続くであろうが、昭和57年現在までのデータでみるかぎり、晩婚化の進行が止まるとともに年次別の初婚率水準が回復していくという我々の仮説は十分に検証されつつあるように思われる。そして離死別、再婚の状況が今後も大きく変わらないかぎり、初婚率水準が回復していくにつれて結婚・出産適齢期層の有配偶率の上昇が予想されるのである<sup>20)</sup>。

## VI 出生率の見通し

最後にこれまでの分析結果を要約し、わが国出生率の将来を考えてみよう。昭和48年以降の出生数の減少、普通出生率低下の理由のひとつは結婚適齢期女子人口の減少である。戦後ベビーブーム世代に続いて出生急減世代が結婚適齢期に入ってきたために結婚数が減少し、これが第1子の出生数を減らし普通出生率を押し下げた。同じ時期、年齢別出生率(その累積値である合計特殊出生率)も低下したが、それは主として有配偶率の低下によるもので有配偶出生率の低下は小さかった。

丁度この時期に実施された出産力調査の結果からみても、夫婦の完結出生児数、予定子供数ともに平均2.2児で、しかも2子夫婦が過半数を占め、一口で言って「2人っ子社会」が定着しているとみられる。無子、一人っ子の忌避意識は強く、出生間隔調節の意識も弱いから、少なくとも第1子～第2子の出生のタイミングには変化が少ない。出生抑制行動についてもこの10～15年間、避妊実行率、避妊の開始時期、避妊手段、人工妊娠中絶実行率のいずれの面でも変化が乏しい。避妊と中絶の併用により出生目標は過不足なく実現するが、出生間隔の調節には不熱心というわが国夫婦の行動パターンは、すでに昭和40年代の後半までに定着しており、それ以後の変化はあまり考えられない。

20) 最近の出生率低下が主として初婚年齢の上昇によるという事実は他の論者によっても指摘されてきた。伊藤達也、「最近のわが国出生変動の人口学的分析」、『人口学研究』, No. 5, 1982年5月, pp. 25-34。日本大学人口研究所、前掲(注1)、『日本大学人口研究所人口推計』、これらの分析では、初婚率の低下、初婚年齢の上昇により低下した有配偶率はそのまま変わらないと予想されたが、これは晩婚化が止まった時に起る高い年齢層での初婚確率の上昇を予想しえなかったためであろう。

一方、有配偶率の低下は未婚者割合の上昇、言い換えれば初婚年齢の上昇によるものであるが、それは主として昭和40年代の進学率の急上昇と結婚適齢期層の性比の不均衡化によって生じたと考えられる。ところが昭和50年代に入って進学率の上昇は止まり、結婚適齢期層の性比は女子に有利な状況が出てきているから、初婚年齢の上昇を推し進めてきた二大要因は消え去ったと考えられる。意識調査の結果からみれば若者の結婚観がそれほど大きく変わったとは考えられず、大部分のものが結婚適齢期意識をもち、生涯に一度は結婚したいと望んでいる。したがって初婚年齢の上昇が止まるとともに比較的高い年齢での初婚率が上がり、晩婚パターンのもとで全体としての初婚率水準が回復していき、それが有配偶率の上昇につながると予想される。昭和57年までの女子の初婚率水準の動きはほぼこの予想を裏書きしており、合計初婚率は昭和52年を底にしてその後上昇に転じており、昭和57年の25～29歳の初婚率は10年前のそれを大きく上回っている。

さて初婚年齢の上昇が止まり初婚率水準ならびに有配偶率水準が上昇すれば、1～2年のタイムラグをおいて年齢別出生率（ならびに合計特殊出生率）は漸次上昇していくことになるだろうが、初婚年齢の上昇によって結婚パターンが晩婚化したぶんだけ出生パターンも“晩産化”するであろう。つまり比較的小さい年齢層の出生率は従来水準を下回り、比較的高い年齢層の出生率は逆に従来水準を上回ることになる<sup>21)</sup>。それでは年齢別出生率の累積値である合計特殊出生率は今後どこまで回復していくであろうか。かりに今後これ以上晩婚化が進まない、生涯未婚率もそれほど上がらない、一夫婦平均2児強の出生パターンにも変化がないと仮定すれば、合計特殊出生率は最近の低下前の水準、すなわち2.0前後の水準までかなり早いテンポで回復すると考えて不思議はない。

毎年の出生数、普通出生率は今後も微減が予想されるが、結婚・出産適齢期女子人口（20～34歳）の減少が底をつく昭和60年代初頭から反転、上昇し始めるであろう。もちろん合計特殊出生率の上昇は出生数、普通出生率回復のテンポを早める。ただし注意すべき点は、今後人口の高齢化が急速に進むため結婚・出産適齢期人口が総人口に占める割合は長期的に小さくなっていくから、出生数が回復するほどには普通出生率は回復しないということである。また戦後のベビーブームと出生数急減の影響はほぼ一世代（およそ25年）周期であらわれることが予想され、第3次ベビーブームを経て2000年を過ぎる頃から再び出生数、普通出生率の低下期を迎えることになるだろう。

21) 他の条件は変わらず初婚年齢の上昇が起こった時、出生パターンが晩産化し、合計特殊出生率がいったん大きく低下した後反騰する姿が、最近マイクロ・シミュレーションの手法を用いて明示された。厚生省人口問題研究所、『出生力の生物人口学的分析』、特別研究報告資料、1984年1月。

## The Causes for the Recent Decline in Japanese Fertility and its Prospect

Makoto ATOH

Japanese fertility has declined dramatically since 1973: the crude birth rate has decreased from 19.4 in 1973 to 12.8 per thousand population in 1983 and the total fertility rate has decreased from 2.14 to 1.74 between 1973 and 1981. It was shown by the decomposition analysis of such decline in the crude birth rate that it was only partly due to the change in marital fertility and mainly due to both the change in age structure and the change in marital pattern.

The relative stability of marital fertility was also confirmed by the outcome from the 8th National Fertility Survey held in 1982. The mean number of children ever born was 2.2 on average for the most recent completed families, the same figure as having been shown in the previous two NFS's held in 1972 and 1977. In addition, the total intended number of children for the young married couples who did not complete their fertility was 2.3 on average. Also, most of the single, both male and female, responded that they desired to have 2 or 3 children if they got married.

On the other hand, the proportion married decreased in this decade due to the rise in age at first marriage, which was brought about, in turn, partly by marriage squeeze caused by the imbalance of the sex ratio among some age cohorts and mainly by the rapid increase in college enrollement rates in the latter half of the 1960's and in the first half of the 1970's. Meanwhile, it was shown from the 8th NFS that almost all the unmarried young intended to eventually get married in the "normative" marriageable age.

The female age cohort that suffered marriage squeeze reached already the middle of 30's and the female cohort younger than this rather enjoys the relative advantage against the male counterpart in a marriage market. Also, college enrollement rates ceased to increase in the middle of the 1970's. Therefore, the rise in age at marriage is expected to end soon. Given the universality of marriage desire among the unmarried women of high 20's, we can expect the rise in the proportion married for women of 25 to 34 above the previously prevalent level. Given the relative stability of fertility behavior among the married, such rise in the proportion married would bring about the rise in age-specific birth rates at relatively higher ages and, in result, the rise in the total fertility rate. The adequacy of such prospects seems to be proved both by the steady rise in the total first marriage rate since 1978 and by the upward turn of total fertility rate since 1982.

# 教育水準からみた有配偶女子の 労働力供給行動

——結婚・出産期を中心に——

中 野 英 子

はじめに

欧米諸国の女子労働力率は、かなり長期にわたって上昇を続けている。すでに、アメリカや西ドイツなどのように、労働力率が年齢によって変化をしないパターンに到達し、さらに上昇を続けている国々も少なくない。

日本の女子労働力率は、欧米諸国にくらべると、かなり遅れて上昇を開始した。上昇を開始した時期が遅いだけでなく、労働力率のレベルそのものも、まだ相当に低い。

歴史的にみた日本の女子労働力率は、国際的にみてもかなり高い水準にあったが、それは徐々に低下を続けてきた。しかし、「石油ショック」の時代を境にして、日本の女子労働力率は、長く続いた低下から一挙に上昇に転じた。

しかも、この低下から上昇への転換は、雇用労働力の増加による労働力率の上昇であるという点で、それまでの自営業労働力が過半をしめていた女子労働力とは異なる新しい性格をもつものであった。そしてこの雇用労働力の増加の多くの部分は、非労働力であった有配偶女子が雇用者として労働力に加入し、あるいは家族従業者の一部もが雇用労働力に加入することによってもたらされた。

このような有配偶を中心とする雇用労働力の増大は、女子労働力率の年齢別パターンに変化を生じさせている。女子の年齢別労働力率がM字型のカーブを描くことはよく知られている。このM字型は、若年未婚期に高い労働力率を示し、結婚や出産・育児を経験する年齢層で労働力率が大きく低下し、やがて家庭責任が軽減される年齢層で再び上昇することによって形成されるものである。このような女子特有の年齢別労働力率のパターンは、女子の「労働力としてのライフ・サイクル」を象徴的に示すものである。

女子労働力率の低下から上昇への転換は、年齢別に異なった過程を経てきている。

まず、家庭責任が軽減される年齢層の雇用労働力率が大幅に上昇した。これにやや遅れて、結婚から出産・育児にたずさわる年齢層の雇用労働力化が進んでいる。

この二段構えの変化のパターンは、かつてアメリカが日本よりももっとドラスティックな形で経験している。その結果、アメリカでは、年齢別労働力率のM字型が消滅し、男子に似た高原型を示すにいたった。

女子の雇用労働力が増え続けるなかで、女子の労働力供給行動を説明しようとする試みがくり返されてきた。1934年に、ダグラスが家計を供給主体とする研究を発表して以来、さまざまな仮説が提示され、検証が行なわれてきた。これらの研究は主に経済学を中心として発展してきたが、同時に、女

子の労働力供給行動を経済学だけで説明できるのかという疑問も生まれている。また、理論モデルが精緻になればなるほど、それを検証するための実証データが伴わないことに対する反省も生まれてきている。

ダグラス以来、50有余年にわたって不断に続けられてきた研究の成果と反省をふまえて、最近では女子の労働力供給行動をマクロ・データから説明しようとするだけでなく、ミクロのデータを用いて、個々の労働力供給行動を解明しようとする動きが生まれてきた。

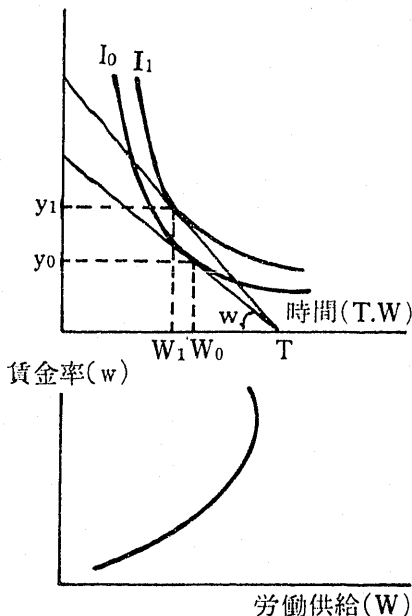
このような研究の流れを基礎として、本稿は、厚生省人口問題研究所の第7次出産力調査(1977年)の個票データにもとづいて、有配偶女子雇用者の労働力供給行動を明らかにすることを目的としている。

## I 女子労働力の供給理論

ダグラスの法則は、既婚女子の労働力供給が、個人を単位として決定されるのではなく、家計というミクロの経済組織を単位として決定されることを立証した点で高く評価されている。この家計を主体として労働力を供給する女子は、日本の場合は、女子の有配偶率の高さからみて、その大部分を有配偶女子と考えることができる。

ダグラスの法則は、家計における妻の所得が夫の補助的なものであり、それゆえに、景気変動やその他の条件の影響を受けやすく、労働力への参加や労働力からの離脱をくり返す性格をもつものであることを示している。このような断続的・一時的な就業をくり返す女子労働力を、大部分の男子のよ

図1 労働・余暇の選択による労働供給



八代尚宏, 『女性労働の経済分析』  
p. 32 による。

うに、生産年齢の全期間を通して労働力であり続ける「ライフサイクル型労働力」に対して、「エコノミックサイクル型労働力」あるいは「縁辺労働力」と名付けたのは、梅村又次氏であった<sup>1)</sup>。

ダグラスの法則は、所得と労働力についての観測事実から導かれたもので、多くの国々でこの法則が適用されることが明らかにされている。日本においても、有沢広巳氏によって、ダグラスの法則が有効であることが実証され<sup>2)</sup>、それ以来、この法則は、ダグラス=有沢の法則とよばれている。

ダグラス=有沢の法則は、労働力供給行動の定量的実証的研究に基礎を与えたものであった。この法則が発表されてから今日まで、半世紀の長きにわたって、女子の労働力供給を説明しようとする試みがくり返されてきた。その多くは、経済学あるいは経済学的枠組を用いた研究であった。

経済学における労働力の供給理論は、通常、次のように説明されている。

個人にとって最適な労働供給量は、所定の時間当り賃金率( $w$ )と労働時間( $W_0$ ) (またはその結果としての賃金所得)と余暇( $T - W_0$ )との間の個人の選好を示す無差別曲線( $I_0$ )との接点で決定される。

- 1) 梅村又次, 『労働力の構造と雇用問題』, 一橋大学経済研究所叢書23, 岩波書店, 1971年, pp. 8-24.
- 2) 有沢広巳, 「賃金構造と経済構造—低賃金の意義と背景—」, 中山伊知郎編, 『賃金基本調査—その構造・形態および体制—』, 東洋経済新報社, 1956年, pp. 40-57.

そして、時間当り賃金率が上昇するとともに、労働供給は  $W_0$  から  $W_1$  へ増加する（これを代替効果とよぶ）（図1）。しかしながら、賃金率の上昇に対して、個人としての労働力供給がどこまでも増加するわけではないし、所得が増加したために、余暇に対する需要が増加して、労働時間がかえって減少することもありうる（これを所得効果という）<sup>3)</sup>。

この労働力供給モデルは、市場労働と余暇という二つの時間配分を基本的な選択肢として構成されている。従ってこのモデルは、市場労働と余暇という二つの時間配分の選択肢で説明できる男子の労働力供給に適用することはできても、市場労働と余暇との選択に加えて、家事という第三の選択肢をもつ女子の労働力供給を説明することはできない。八代尚宏氏はその理由を次のように述べている。

第一に、妻の労働力供給の意志決定は、女子の賃金率だけでなく、とくに世帯主（夫）の所得水準に大きく依存する。その結果、市場労働と余暇との選択においては、賃金率の変化による代替効果よりも、所得効果の方が圧倒的に大きな影響をもつ<sup>4)</sup>。

第二に、雇用者は労働時間を自由に選択することはできない。通常の雇用契約は、賃金と労働時間がセットとして提示される。従って、市場労働と余暇と家事との時間配分をはからなければならない多くの女子にとっては、労働力供給は男子にくらべて困難なものとなる。

第三に、就業するための求職活動を行う機会費用（他の活動を行っていただければ得られたであろう利益）が、女子の場合は男子にくらべて相対的に大きい。つまり、求職活動のために家事を他に委ねなければならぬから、そのためのコストが必要となる。

以上のような理由から、女子の労働力供給は男子と同じような選択肢のなかで決定することができない<sup>5)</sup>。

ところで、女子の労働力供給に関する経済理論の実証分析は、クロスセクション・データに依るものが多い。ところがこの理論は、時系列における女子の労働力率上昇を説明できない部分が多いこともまた指摘されている。たとえば、ダグラス＝有沢の法則は、夫の所得が妻の就業に対して負の効果をもつことを明らかにしたが、この効果は、これを時系列データからみると、夫の所得が上昇しているのに、妻の就業も増加しているという事実を説明できないことになる。

このクロスセクション分析の結果と長期の時系列分析の結果との間の乖離を埋めようとして、多くの試みが展開されてきた。これらの研究のレビューとその問題点については、樋口美雄氏のすぐれた労作がある<sup>6)</sup>。

ここでは、女子の労働力供給に関して、われわれが注目すべきいくつかの分析視点をみてみたい。

たとえば、ミンサー（Mincer）は、女子の労働力供給行動を一生を通じた時間配分としてとらえるという枠組を示した<sup>7)</sup>。この考え方は、一生のうちで、いつ労働市場に参加するかというタイミングは、所得などの経済的要因が同じであっても、家事や余暇における限界効用が、女子の年齢や家族の状態によって異なることに着目したものである。このミンサーの考え方は、女子の労働力供給理論にライフ・サイクル・モデルを導入しようとする試みである。しかしこの理論は仮説の検証に多くの困

3) 八代尚宏、『女性労働の経済分析—もう一つの見えざる革命—』、日本経済新聞社、1983年、pp. 31-33。  
小野旭、「労働供給」、佐野陽子・小野 旭・水野朝夫・猪木武徳編、『労働経済学』、総合労働研究所、1981年、pp. 10-20。

4) たとえば、不況期には、世帯主の失業や世帯所得の減少が発生する。その場合、妻はいかに賃金率が低くても就労せざるを得ないから、家計補充のための応急的労働力が増える。

5) 八代尚宏、前掲（注3）書、pp. 33-34。

6) 樋口美雄、「女子労働供給分析の展望」、『三田商学研究』、23巻6号、1981年2月、pp. 46-72。

7) J. Mincer, "Labor Force Participation of Married Women", *Aspects of Labor Economics*, Princeton Univ. Press, 1962.

難を伴うという制約を脱するにいたっていないと思われる。

女子の労働力供給の分析に際して、産業構造の高度化が就業行動に変化を及ぼすという点に着目した研究がある。たとえば、キング (King) は、第三次産業化が進むにつれて、労働時間が伸縮可能な雇用機会が拡大され、子供をもつ女子が労働力化しやすくなったことを明らかにしている<sup>8)</sup>。

これを日本の女子について、最近の女子労働力率の上昇がいかなる要因に依って生じたかを回帰分析した結果からみてみよう。

樋口美雄氏は、1965・70・75年の国勢調査の都道府県別データにもとづいて、女子労働力率の決定要因の計測を行っている。まず、女子労働力率を説明する変数として、年齢・男子賃金（世帯主所得に該当するもの）・女子自営業比率（業主・家族従業者）・既婚女子一人あたりの10歳未満子供数および女子雇用者比率を採る。その回帰分析の結果は、世帯主の所得は、女子の労働力供給に対してマイナス（すなわち、ダグラス＝有沢の法則の有効性を示す）、女子自営業比率はプラス、10歳未満子供数はマイナスという期待通りの結果を示している。しかし、その結果を年次毎に比較してみると、女子自営業比率の有効性が著しく低下していることが目につく。これは、従来労働力率が高かった農家世帯の急激な減少と、労働力率の低い雇用者世帯で女子労働力率が上昇したために、両者の格差が縮小した結果である。つまり、女子自営業比率は、女子労働力率の決定要因としての力を弱めているということになる。

ところが、この三年次の国勢調査データをプールして、同じ方程式をあてはめてみると、クロスセクションの推定結果とは全く異なった値をとるのみならず、なかには、理論的に期待されたパラメータの符号条件に反するものがあらわれている。なかでも、特に世帯主所得について、40歳以上の女子ではプラスの値をとること（ダグラス＝有沢の法則に反する）、40歳以下においても符号はマイナスではあるが、説明力は著しく低下しているのである。

このように、クロスセクション分析とプールデータ分析との乖離を生じた原因として、1965年から75年にいたる10年間に、女子労働力にどんな変化がおこったかを検討し、変数に女子労働力における短時間就業者比率を加えて回帰分析を行った。その結果、短時間就業者比率は、20歳以上55歳未満のすべての年齢層で有意のプラスを示し、特に25—49歳女子の労働力率に対して、短時間就業が大きな引き上げ効果をもつことが確認された<sup>10)</sup>。

短時間就業者として女子は、「エコノミックサイクル型労働力」として入職・離職をくり返すことが知られている。そこで、女子の入職・離職行動を就業構造基本調査(1977年)のサンプルを用いて多変量解析を行った浜田知子氏の研究<sup>11)</sup>を紹介したい。その結果を大まかにまとめると次のようになる。

有配偶女子の入職・離職行動は、

- 1) 入・離職ともに、年齢が最も大きな要因となっている。
- 2) 世帯主所得は、入職に対してストレートに強い影響をもつが、離職に対する影響はない。

8) A. King, "Industrial Structure, The Flexibility of Working Hours and Women's Labor Force Participation, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 3, 1978.

9) 降谷憲一氏によれば、「中高年女子の労働力率の変動要因には比較的長期の構造要因（三次産業化など）と、短期の労働市場要因とがあり、昭和50年代に入ってから、労働力率の変化部分の50%以上を構造的要因で説明できる」という。「雇用・失業情勢をどうとらえるか—わが国労働市場の中期展望を探る—」、『日本労働協会雑誌』, No. 286, 1983年1月, p. 22.

10) 樋口美雄, 「短時間女子雇用者増加の意味と問題点」, 『日本労働協会雑誌』, No. 265, 1981年4月, pp. 10-21.

11) 浜田知子, 「女子の入職・離職行動の規定要因」, 『労働統計調査月報』, 31巻3号, 労務行政研究所, 1979年3月, pp. 14-22.



- 3) 世帯の種類は離職に大きな影響をもつ。雇用者世帯ではプラス（離職）、自営業世帯ではマイナス（継続）に働らく。
- 4) 家族構成については、核家族世帯で6歳未満の子の有る場合は、入職にマイナス、離職にプラスとなる。
- 5) 学歴は、入・離職にほとんど影響をもっていない。

以上の多変量解析は、有配偶女子労働力全体について行われたものである。しかし、就業構造基本調査によれば、この一年間に新たに就業した者は、学卒による新規入職を除くと、その80%が雇用者として入職し、離職の80%が雇用者で生じている（1977年）。また、自営業は、いわば家族ぐるみの就業であって、就業が家族の生活と切り離される雇用者とは異なった就業行動を示すと考えられる。従って、有配偶女子労働力を自営業と雇用者にわけて分析すると、女子の年齢や学歴、家族構成などの影響がもっと明らかになったであろうと思われる。

このように、われわれが得ることの出来る多くの研究成果は、女子の労働力参加が、すべての女子に同じように進んでいるのではなく、年齢やライフ・ステージなどによって、労働力供給が異なった形をとっていること、有配偶女子が縁辺労働力として、家計補助的な性格を保ちながらも、徐々にその性格を変えつつあることを示している。

有配偶女子労働力においては、雇用者の割合が高まりつつあるとはいえ、中年層以上では、まだ自営業労働力が雇用者よりも大きい。従って、例えば雇用者としての入職に大きな影響を与えるであろう教育水準の要因が、自営業のウェイトが高いために薄められてしまうことが予想される。この点については、職業研究所が1976年に首都圏の20歳以上60歳未満の女子について行った「職業経歴調査<sup>12)</sup>」でも、35歳以上女子については、職業の継続や継続意志に対して学歴がほとんど影響をもたないという結果が報告されている。しかし、中年層以上の女子については、高学歴の割合がまだ小さいこと、自営業割合が高いことなどから、これらの結果を女子労働力全体にあてはめて、女子の就業行動に対する教育の影響を過少に評価することは早計に過ぎるのではないだろうか。

そこで、労働力における教育の影響がどのように考えられているかをみてみたい。

アメリカでは早くから人間の能力を資本とみなす人的資本の考え方があった。これを、経済理論における労働力の概念に導入し、労働力に対する人的資本の理論とその応用の重要性を強調したのはシュルツであった。シュルツは、個人（家計）が労働市場へ参入する過程における行動を決定する基準として、教育が重要な指標の一つであることを強調している。この考え方は、経済理論における労働力の概念に新機軸をもたらしたといわれている<sup>13)</sup>。

シュルツによれば「教育は経済成長に伴う職業機会の変化への人々の適応能力を高める」ものであって、「職業に対する教育の価値は非常に大きい<sup>14)</sup>」と述べている。隅谷三喜男氏は、このシュルツの考え方を補足し、「教育を人的資本に対する投資と考えると、それによって経済的価値が増大するのは人間が売る労働力であって、シュルツの説は、正確には人間の能力への投資であると考えねばならない<sup>15)</sup>」とした<sup>15)</sup>。

日本の女子雇用労働力は、従来、若年に偏り、その多くが配偶関係の変化によって非労働力化した

12) 雇用促進事業団職業研究所編、『日本人の職業経歴と職業観』、至文堂、1979年、pp. 141-170.

13) 梅谷俊一郎、「教育の経済学」、『労働経済学』、季刊労働法別冊2号、総合労働研究所、1978年、pp. 170-178.

14) T. Schultz, *The Economic Value of Education*, Columbia Univ. Press, 1963年. 清水義弘・金子元久訳、『教育の経済価値』、日本経済新聞社、1981年、pp. 73-74.

15) 隅谷三喜男、『労働経済論』、第二版経済学全集22、筑摩書房、1982年、p. 203.

ため、教育が女子雇用労働力に及ぼす影響はあまり関心をひかなかつた。しかし、近年「世界的にみられる女子労働力率上昇の原動力が、女子教育の高まりにあることは、各国の経験が共通に示しているところであつて、日本においても女子の高等教育の普及とストックが、(雇用)労働力率の上昇の動きを一層促進する可能性が強い<sup>16)</sup>」とする考え方が強くなってきている。その意味でも、女子の就業行動に教育がどのような影響を及ぼすかという点について、研究が進められなければならない。

最後に、女子の労働力供給に関して、経済学的枠組に欠けていた視点、あるいは、問題提起はされながら実証が伴わなかった視点についてふれておきたい。

さきにミンサーが、女子の労働力供給理論に、ライフ・サイクル・モデルを導入しようとした試みを紹介した。この考え方はその後多くの研究に受けつがれている。その結果、「女子の労働力供給が、家計を単位とし、家族構成員の相互依存関係を通して決定される」という点については、もう議論の余地はないといつていいだろう。そして、このような女子の労働力供給のメカニズムは、「女子やその属する家族が、ライフサイクルのどの段階にあるかをまず明らかにし、ライフサイクルの段階を追つて、その就業行動を明らかにしなければならない<sup>17)</sup>」という指摘も正しい。しかし、経済学における研究の多くが「ライフ・サイクルの段階を追つて就業行動を明らかにする」ために、女子の年齢という要因を重要な分析軸にすえ続けていることに、疑問を抱かざるをえない。いうまでもなく、ライフ・サイクルの諸段階(ライフ・ステージ)は、年齢によって決まるのではなく、家族が形成されてからの時間的経過によって刻まれるものである。その意味で、職業研究所の「女子職業経歴調査」(1976年)に基づく研究も労多作業でありながら女子の年齢によってライフ・ステージを刻む方法を採つたことは、非常に残念だといわなければならない。

女子の労働力供給に関する研究は、仮説の提示と検証をくり返しながつて、今日にいたつている。そのなかからクロスセクションや時系列データから個々の供給行動を把握しようとする試みには限界があるという反省が生まれてくるのもうなづけよう。最近では「ミクロの理論に戻つて、個々の供給行動を解明しよう<sup>18)</sup>」という動きが活発になつてきている。

そこに、われわれが家族形成の時間的経過の中で、有配偶女子の労働力供給行動を retrospective survey data に依つて明らかにしようとする意義があるといえよう。

## II 女子労働力のどの部分で変化がおこつたか

ここでは、既存の労働力統計を用いて女子労働力人口(あるいは労働力率)の変動が女子のどの部分で生じたかを整理しておきたい。

まず、配偶関係別女子労働力人口の変動をみてみよう。表1は、女子の年齢階級別労働力人口が、1972年から77年および1977年から82年にいたる各5年間に、年齢階級が一つずつ進む間の増減を従業上の地位別に示したものである。

1972年から77年にいたる5年間に、女子労働力人口は、農林業における減少と雇用者の大幅な増加によつて、89万の純増を示した。配偶関係別には、未婚労働力人口の減少と有配偶の増加が対照的である。有配偶では、雇用者の増加が農林業の減少を補つてなお大きかつたことを示している。また、

16) 島田晴雄、「「労働」研究を超えて」、『日本労働協会雑誌』, No. 300, 1984年4・5月合併号, pp. 24-25.

17) 古郡柄子、「女子就業行動の実証分析」、『日本労働協会雑誌』, No. 264, 1981年3月, p. 32.

18) 樋口美雄、「女子労働力進出の世界的動向と分析理論—サセックス国際研究会議に参加して—」、『日本労働協会雑誌』, No. 295, 1983年11月, p. 28.

表1 女子労働力人口の変動

(万人)

|             |               | 総数   | 20—24歳<br>↓<br>25—29 | 25—29歳<br>↓<br>30—34 | 30—34歳<br>↓<br>35—39 | 35—39歳<br>↓<br>40—44 | 40—44歳<br>↓<br>45—49 |
|-------------|---------------|------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1972年→1977年 |               |      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 女子          | 労働力人口         | 89   | △ 114                | 17                   | 44                   | 30                   | △ 1                  |
|             | 農林業<br>非農林自営者 | △ 68 | 4                    | △ 1                  | △ 3                  | △ 7                  | △ 8                  |
|             | 雇用者           | 10   | 21                   | 17                   | 5                    | 0                    | △ 8                  |
|             |               | 131  | △ 137                | 2                    | 40                   | 36                   | 15                   |
| 有配偶         | 労働力人口         | 135  | 86                   | 47                   | 43                   | 25                   | △ 5                  |
|             | 農林業<br>非農林自営者 | △ 56 | 7                    | △ 1                  | △ 5                  | △ 7                  | △ 7                  |
|             | 雇用者           | 21   | 29                   | 20                   | 4                    | △ 1                  | △ 8                  |
|             |               | 165  | 49                   | 27                   | 40                   | 31                   | 10                   |
| 1977年→1982年 |               |      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 女子          | 労働力人口         | 182  | △ 69                 | 19                   | 60                   | 43                   | 13                   |
|             | 農林業<br>非農林自営者 | △ 46 | 3                    | △ 2                  | △ 3                  | △ 5                  | △ 5                  |
|             | 雇用者           | 48   | 15                   | 27                   | 16                   | 6                    | 1                    |
|             |               | 167  | △ 86                 | △ 8                  | 45                   | 40                   | 17                   |
| 有配偶         | 労働力人口         | 169  | 73                   | 68                   | 63                   | 40                   | 8                    |
|             | 農林業<br>非農林自営者 | △ 41 | 5                    | △ 1                  | △ 3                  | △ 3                  | △ 6                  |
|             | 雇用者           | 50   | 17                   | 32                   | 15                   | 5                    | 0                    |
|             |               | 152  | 48                   | 35                   | 50                   | 39                   | 7                    |

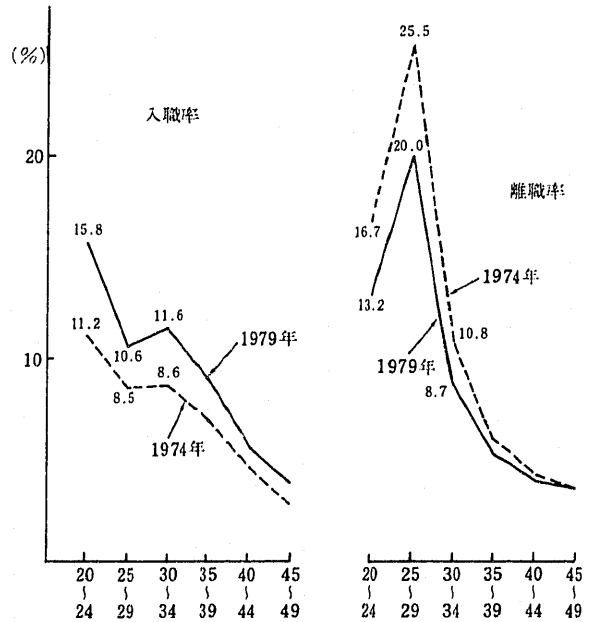
総理府統計局『労働力調査報告』による。  
農林業・非農林業自営には家族従業者を含む。  
△は減少。

20—24歳が25—29歳に進む時期は、女子労働力人口が最も大きく変動する部分であることがわかる。それ以降のコーホートでは、労働力人口の増加のほとんどが有配偶雇用者の増加によること、それに比べると、非農林自営労働力はこの5年間にほとんど変化のないことがわかる。

1977年から82年にいたる5年間では、女子労働力人口の増加はやはり有配偶雇用者の増加に依るといふ動きは変わっていない。特に、20歳から40歳までの5歳年齢階級が、それぞれ次の5歳年齢階級に進む時に、いずれも有配偶雇用者が大きな純増を示している。

次に女子の就業移動をみよう。ここでは、有業者に対して、この1年間に新規に入職した者の割合（入職率）と、1年前の有業者に対して、この1年間に離職した者の割合（離職率）をみる（図2）。

図2 女子年齢階級別入職率・離職率の変化



入職率 = この1年間の新規入職者 / 有業者 × 100  
離職率 = この1年間の離職者 / 1年前の有業者 × 100  
総理府統計局『就業構造基本調査報告』による。

まず入職率についてみると、1974年から79年にいたる5年間に、入職率はどの年齢でも上昇しているが、新規学卒による入職を含む20—24歳を除くと、25歳以上40歳までの上昇が大きく、この年齢層で新規に労働力に参加するものが増加していることが注目される。一方、離職率は入職率とは逆に、すべての年齢で低下している。特に20—29歳の離職率低下が大きい。以上の結果は、30—34歳を中心にその前後の年齢層で新規入職が特に増加していること、同時に20歳代の離職が大幅に低下して、労働力の定着性が進んでいることを示している。

最後に、教育程度別に労働力の動きをみてみよう。

就業構造基本調査では、教育程度別労働力は、有業者としてしか記載されていない。それによると、年齢別有業率は教育程度によってかなり違いのあることがわかる(図3)。たとえば、1977年では、20—24歳女子の有業率は、教育程度が高いほど高い。ところがそれ以降の年齢層で有業率に教育程度による差が表われる。初等教育では25—29歳で低下したあと急速に上昇し、中・高等教育をこえる高いレベルを示す。中等教育では有業率低下は初等教育より広い年齢層にわたり、その後の上昇も初等教育より小さいが、しかし、高等教育よりも大きい。ところが高等教育では、20—29歳の有業率は、初・中等教育にくらべて高いにもかかわらず、30—34歳で一挙に低下し、かつ、それ以後の年齢における上昇も小幅である。

図3 教育程度別有業率(1977年)

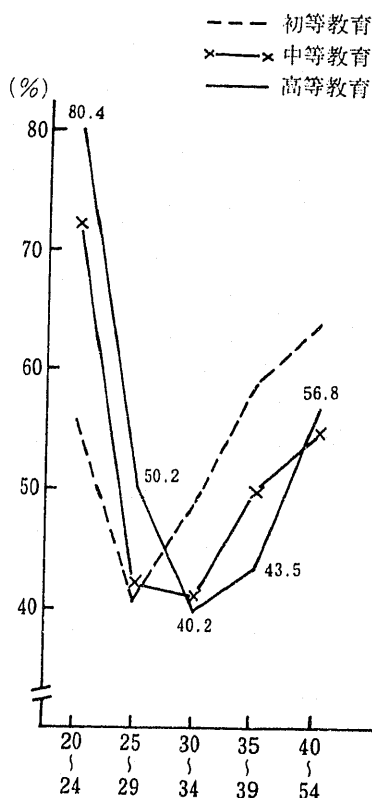


表2 女子教育程度別雇用率の変化  
(教育程度別雇用者/教育程度別人口 × 100)

| 教育程度・年齢階級 | 1974年 | 1979年 | 1982年 |
|-----------|-------|-------|-------|
| 初等教育      | 22.7  | 23.3  | 25.0  |
| 15 — 24 歳 | 55.3  | 55.1  | 50.0  |
| 25 — 34   | 22.5  | 28.1  | 31.4  |
| 35 — 44   | 29.6  | 36.8  | 43.2  |
| 45 — 54   |       | 33.7  | 38.9  |
| 中等教育      | 34.5  | 36.3  | 38.8  |
| 15 — 24 歳 | 67.5  | 73.0  | 73.7  |
| 25 — 34   | 25.4  | 30.4  | 34.1  |
| 35 — 44   | 27.9  | 34.6  | 40.6  |
| 45 — 54   |       | 33.4  | 37.2  |
| 高等教育      | 42.5  | 46.7  | 50.3  |
| 15 — 24 歳 | 71.1  | 78.1  | 82.9  |
| 25 — 34   | 35.5  | 39.5  | 45.3  |
| 35 — 44   | 36.7  | 35.7  | 38.9  |
| 45 — 54   |       | 43.2  | 42.9  |

総理府統計局『就業構造基本調査報告』による。卒業者のみ。

総理府統計局『就業構造基本調査報告』による。

このような教育程度別有業率の大きな差異はどこから生じるのだろうか。考えられる原因は、教育程度によって従業上の地位別構成が異なることである。有業者のなかで雇用者のしめる割合は、教育程度が高いほど大きい。そこで、教育程度別雇用率<sup>19)</sup>をみてみよう(表2)。

19) このデータは、就業構造基本調査報告には収録されていない。総理府統計局調査部労働力統計課のご好意によるもので、ここに謝意を表す。

有業率を教育程度別にみた場合に比べてこれを雇用者だけに限定すると、事情は一変する。表2にみられるように、雇用率は教育程度とみごとに相関し、どの年齢階級でも教育程度が高いほど雇用率も高い。しかし、年齢別雇用率の変化は、教育程度によって異なるパターンを示している。年齢別雇用率は年齢別労働力率と同じようにM字型のパターンを示している。このM字型の第1の山と谷の部分の雇用率の差が最も大きいのは中等教育においてであり、初等・高等教育では谷はやや浅い。しかし、初等教育では、谷の部分から急速に第2の山へ移行するのに比べると、高等教育では谷が広い年齢層にわたるが、第2の山はかなり高い。しかしこのM字型のパターンを時系列でみると、教育程度のいかにかわらず、谷の部分が浅くなってきており、雇用率の水準と年齢別パターンには、教育程度による違いがみられるが、変化の方向は同じであると考えられる。

以上に述べたいくつかのデータから、女子労働力人口は、有配偶雇用者の増加、中年層の新規入職の増加と若年層の離職の減少などに変動の大きさをみることができると。また、雇用労働力において、教育水準が大きな影響をもつことを明らかにすることができた。

そこで次章では、個票データによって、有配偶女子の労働力供給行動が、ライフ・ステージの展開に伴ってどのように変化していくかを、雇用労働力を中心に分析を試みることにしたい。

### Ⅲ 個票データによる有配偶女子の労働力供給行動

ここに用いるデータは、厚生省人口問題研究所「第7次出産力調査」の妻の就業行動に関する項目を再集計したものである<sup>20)</sup>。

第7次出産力調査は、1977年に全国から標本を抽出して実施された<sup>21)</sup>。ここでは、その中から年齢25歳以上50歳未満、結婚期間0—29年、子供数0—3人という三つの条件を充たす妻を再集計の対象としている。

妻の就業行動に関する質問は、二つにわかれている。その一は、現在の就業行動に関するもの、その二は結婚前から結婚を経て、子供を生むステージにおける就業行動の変化に関するものである。そして、雇用者については、現在と過去の就業状態をつなぐ指標として、結婚してから現在までの勤務年数の長さを聞いている。

ここでは、有配偶女子がライフ・サイクルのどの段階にあるのか、また、ライフ・ステージの展開につれて就業行動がどのように変化するかを明らかにするために、集計はすべて結婚してからの時間的経過（結婚期間）に依った。また、雇用者に関しては、特に教育水準の違いを重視した。

#### 1 結婚期間からみた現在（調査時点）の就業状態

第7次出産力調査の標本から抽出した妻7,465人について、まず、現在の就業状態をみよう。

表3は、結婚期間別に調査時点における就業率と雇用率を示したものである。

就業率は、結婚直後で最も低く、結婚期間が長くなるにつれて上昇し、20—24年で最大になったあとと低下する（年齢階級別にみても、この形は変わらない）。ところが雇用率は、結婚期間5—9年が最も低く、10年以降で急速に上昇するM字型のパターンを示している。しかも、結婚期間15—24年で

20) 集計に際して、人口資質部能力科 池ノ上正子・高橋重郷技官および人口情報部解析科 石川 晃技官の協力を得た。ここに謝意を表す。

21) 厚生省人口問題研究所（青木尚雄・山本道子・河辺 宏・中野英子・池ノ上正子・高橋重郷・金子武治・野原 誠）、『昭和52年度実地調査 第7次出産力調査報告—概報および主要結果表—』、1978年。

表3 結婚期間・年齢階級別  
現在(調査時点)の就業率・雇用率(%)

| 結婚期間<br>年齢階級 | 総 数  |          |
|--------------|------|----------|
| 就業率          | 50.2 | ( 7,465) |
| 0 — 4年       | 34.0 | ( 1,356) |
| 5 — 9        | 39.0 | ( 1,896) |
| 10 — 14      | 53.9 | ( 1,560) |
| 15 — 19      | 63.5 | ( 1,330) |
| 20 — 24      | 67.1 | ( 897)   |
| 25 — 29      | 61.2 | ( 426)   |
| 雇用率          | 29.4 | ( 2,195) |
| 0 — 4年       | 24.2 | ( 328)   |
| 5 — 9        | 22.0 | ( 418)   |
| 10 — 14      | 29.9 | ( 467)   |
| 15 — 19      | 36.2 | ( 482)   |
| 20 — 24      | 39.3 | ( 352)   |
| 25 — 29      | 34.7 | ( 148)   |
| 就業率          | 50.2 | ( 7,465) |
| 25 — 29歳     | 35.7 | ( 1,861) |
| 30 — 34      | 44.2 | ( 1,663) |
| 35 — 39      | 54.8 | ( 1,533) |
| 40 — 44      | 64.0 | ( 1,374) |
| 45 — 49      | 60.9 | ( 1,034) |
| 雇用率          | 29.4 | ( 2,195) |
| 25 — 29歳     | 23.2 | ( 433)   |
| 30 — 34      | 24.8 | ( 412)   |
| 35 — 39      | 31.1 | ( 477)   |
| 40 — 44      | 36.5 | ( 502)   |
| 45 — 49      | 35.9 | ( 371)   |

就業率の( )は標本数,  
雇用率の( )は雇用者数を示す。

かなり高い水準に達したあと、25年以降で減少する。この結婚期間別にみた雇用率の変化は、妻の雇用者としての労働力供給が、結婚期間で表現される家族のライフ・ステージに対応して決定されることを示すものである。いうまでもなく、家族のライフ・ステージは、結婚を起点とした時間の経過の中で展開していくのであって、ある年齢を起点として展開していくのではない。従って、家族のライフ・ステージを年齢で刻むことは、家族形成のスタートの異なる集団、いいかえれば、ステージが異なる集団を一つのライフ・ステージに括ってしまう危険をはらんでいることになる。このことは、表3に示されるように、雇用率を結婚期間と年齢階級とで別々に集計した結果からもうかがうことができよう。

雇用率が結婚期間0—4年から5—9年に延びるところで低くなり、10年を経過すると急速に上昇するという変化は、この間に出産や育児が介入することを予想させる。そこで次に、子供数別雇用率をみてみよう。

表4は、子供数別に結婚期間による雇用率を示したものである。子供のない妻と子供の有る妻の雇用率には大きな差がある

表4 結婚期間・子供数別雇用率 (%)

| 結婚期間    | 子 供 数 |      |      |      |
|---------|-------|------|------|------|
|         | 0 人   | 1 人  | 2 人  | 3 人  |
| 総 数     | 44.6  | 25.4 | 28.4 | 29.8 |
| 0 — 4年  | 49.6  | 18.6 | 12.6 | 18.2 |
| 5 — 9   | 42.5  | 26.8 | 20.5 | 17.0 |
| 10 — 14 | 50.0  | 40.8 | 28.6 | 25.3 |
| 15 — 19 | *     | 38.2 | 37.9 | 32.1 |
| 20 — 24 | *     | 38.3 | 39.1 | 42.2 |
| 25 — 29 | *     | *    | 33.6 | 39.1 |

\*は少数サンプル、以下同じ。

が、子供の有る妻では子供数による雇用率の差は小さい。しかし、結婚期間5—9年、10—14年のグループでは、子供数による雇用率の差は大きく、子供数が少ないほど雇用率が高くなっている。夫婦の子供の生み方からみて、結婚期間10年以降の出生はほとんどないと考えられるから、これらの差は育児期間の長さによるものと思われる。ところが、結婚期間15年以上になると、子供数による雇用率の差は小さくなり、20年以上になると逆に子供数が多いほど雇用率が高くなっている。

## 2 教育程度別雇用率

次に教育程度によって雇用率をみてみよう(表5)。妻の教育程度別割合は、中学卒35%、高校卒50%、短大以上卒15%である。

雇用率は、中学卒が最も高く、高校卒が低く、短大以上卒はその中間にある。しかし、結婚期間別雇用率のM字型の変化は、教育程度が高いほど大きく、中学卒では結婚期間(および年齢階級)と雇

用率は単純な相関を示している。高学歴では、結婚直後の雇用率は、中・高校卒にくらべてかなり高いが、結婚5—14年で大きく低下し、15年以上で高い水準を示している。一方、妻の半数をしめる高校卒は雇用率が最も低だけでなく、結婚後の雇用率低下とその後の上昇が弱い。

では、このような結婚期間別雇用率の教育程度による差は、これを子供数でみるとどうなるだろうか(表6)。

子供のない妻では、教育程度が高くなるほど雇用率も高くなっている。しかし、子供のある妻でみると、中学卒と高校以上卒との間に大きな開きが生じ、特に高校卒の妻の雇用率が低い。

子供のある妻の雇用率を結婚期間別にみると、同じ結婚期間では子供の数が少ない方が雇用率は高い。しかし、教育程度別にみると、有子の短大以上卒の雇用率は高く、しかも、子供の数、結婚期間別にも、高い雇用率を維持している。これに対して、中・高校卒では、子供が1人の場合でも2人の場合でも、結婚期間0—4年の雇用率が低く、5—9年で急上昇する。特に子供数がふえた時の結婚期間別雇用率の変化は、中学卒に大きい。すなわち、高学歴の妻は、子供を生むステージでも勤めを続ける者が多いのにくらべて、中・高校卒では、結婚直後の雇用率は、高学歴にくらべて低いが、子供数が1人であっても2人であっても、子供を生み終わると間もなく勤め始める者が多くなると考えられる。

雇用者の勤務形態には、フルタイムとパートタイムがある。上にみたような教育程度・結婚期間別雇用率の変化は、勤務形態にどのように表われているだろうか。

表7は、雇用者をフルタイムとパートタイムの比率で示したものである。

雇用者全体でみると、教育程度が高いほどパートタイム勤務が少ないことがわかる。これは、結婚期間でも、年齢でも同じである。短大以上卒では、結婚期間のどこをとっても、パートタイムが非常に少ないのに対して、中学卒では、5—14年ではフルタイムよりもパートタイムの方が大きく、高校卒でもパートタイム勤務が大きなウェイトをもつことが示されている。しかも、これら中・高校卒のパートタイム選択は、結婚直後には小さいのに、結婚5年以降できわめて大きくなることが注目される。この結果は、さきに述べたような、

表5 結婚期間・教育程度別雇用率(%)

| 結婚期間  | 中学卒  | 高校卒  | 短大以上卒  |
|-------|------|------|--------|
| 雇用率   | 33.9 | 26.0 | 30.1   |
| 0—4年  | 23.2 | 21.0 | 32.0   |
| 5—9   | 23.9 | 20.0 | 25.5   |
| 10—14 | 33.7 | 28.0 | 25.5   |
| 15—19 | 38.5 | 34.0 | 35.3   |
| 20—24 | 41.1 | 35.9 | } 45.5 |
| 25—29 | 42.9 | 22.7 |        |

表6 教育程度・子供数・結婚期間別雇用率(%)

| 子供数<br>結婚期間 | 中学卒  | 高校卒  | 短大以上卒 |
|-------------|------|------|-------|
| 雇用率         | 33.9 | 26.0 | 30.1  |
| 子供数0人       | 39.5 | 43.3 | 51.5  |
| 1           | 30.9 | 23.3 | 27.9  |
| 2           | 34.2 | 24.6 | 26.0  |
| 3           | 34.3 | 26.0 | 25.9  |
| 子供数1人       |      |      |       |
| 0—4年        | 19.5 | 15.0 | 26.7  |
| 5—9         | 29.3 | 24.2 | 29.7  |
| 10—14       | 42.8 | 41.0 | *     |
| 子供数2人       |      |      |       |
| 0—4年        | 8.1  | 12.1 | 17.7  |
| 5—9         | 24.2 | 17.7 | 23.4  |
| 10—14       | 34.0 | 26.5 | 21.5  |
| 15—19       | 40.3 | 34.7 | 43.5  |

表7 教育程度・結婚期間別雇用者におけるフルタイムとパートタイムの比  
(フルタイム=100)

| 結婚期間  | 中学卒 | 高校卒 | 短大以上卒 |
|-------|-----|-----|-------|
| 雇用者   | 79  | 62  | 22    |
| 0—4年  | 38  | 21  | 17    |
| 5—9   | 107 | 64  | 28    |
| 10—14 | 117 | 97  | 29    |
| 15—19 | 80  | 64  | 30    |
| 20—29 | 60  | 74  | 15    |

教育程度の高い妻の結婚期間別雇用率がM字型のパターンを示し、教育程度の高い妻ではM字型にならないのは何故かということに、一つの解答を与えるものと考えられる。すなわち、高学歴の妻は、パートタイムを選好しない傾向が強いため、結婚期間5—14年のステージで雇用率が低下する。これに対して、中学・高校卒の妻の雇用率が結婚年数が伸びるにつれてほとんど直線に近い形で上昇するパターンは、ライフ・ステージに応じて、フルタイムとパートタイムを選択するという行動によって形成されていると考えることができる。この中学・高校卒の妻の、特に子供を生み終えたステージにおけるパートタイム選好の強さは、短時間就業者の増加が女子労働力率上昇の有力な説明要因となっていることを裏づけるものであるとともに、「エコノミックサイクル型労働力」が、中・高校卒の妻の、結婚期間10—14年を中心にその前後のステージで大きなウェイトをしめることを示すものである。

### 3 結婚期間における雇用期間の長さ

妻の現在の就業行動が、結婚期間や教育程度によって同じではないことが明らかになったので、結婚から現在にいたる就業行動をみる一つの手がかりとして、結婚年数に対して勤めた期間の合計がどれ位の割合になるかをみてみよう(表8)。

表8 教育程度・結婚期間別  
結婚年数に対する雇用延年数の割合

| 教育程度<br>結婚期間 | 総数    | 50%未満 | 50—74% | 75—100% |
|--------------|-------|-------|--------|---------|
| 中学卒          | 100.0 | 52.3  | 18.5   | 21.0    |
| 0—4年         | 100.0 | 5.5   | 5.5    | 69.0    |
| 5—9          | 100.0 | 34.1  | 15.1   | 36.5    |
| 10—14        | 100.0 | 50.2  | 17.6   | 23.9    |
| 15—19        | 100.0 | 55.9  | 20.4   | 17.6    |
| 20—29        | 100.0 | 66.0  | 21.4   | 7.2     |
| 高校卒          | 100.0 | 40.9  | 14.0   | 35.8    |
| 0—4年         | 100.0 | 4.2   | 9.1    | 61.8    |
| 5—9          | 100.0 | 28.2  | 16.4   | 50.2    |
| 10—14        | 100.0 | 48.7  | 15.1   | 29.3    |
| 15—19        | 100.0 | 52.0  | 14.3   | 25.1    |
| 20—29        | 100.0 | 64.6  | 13.8   | 17.5    |
| 短大以上卒        | 100.0 | 15.7  | 5.7    | 72.1    |
| 0—4年         | 100.0 | 2.9   | 4.8    | 79.0    |
| 5—9          | 100.0 | 20.3  | 1.4    | 75.7    |
| 10—14        | 100.0 | 24.4  | 9.8    | 65.9    |
| 15—19        | 100.0 | 33.3  | 16.7   | 46.7    |
| 20—29        | 100.0 | 20.0  | 3.3    | 73.3    |

結婚年数に対する雇用延年数の割合を、50%未満、50—74%、75—100%に三区区分する。

結婚年数に対する雇用延年数の割合が75—100%になる雇用者を、仮りに「ライフサイクル型雇用者」と名付けると、このタイプは、圧倒的に高学歴に多いことがわかる。そして、教育程度が低くなるほど、「ライフサイクル型雇用者」の割合が小さくなっている。また結婚年数に対する雇用延年数の割合が50%以下である雇用者を「エコノミックサイクル型雇用者」とすると、中学卒の半数強、高校卒の4割強がこのタイプに属し、特に結婚期間10年以上で、このタイプの雇用者が過半数をしめている。これは、ライフ・サイクルを通して雇用者としての妻の労働力供給行動が教育程度によって大きく異なることを示すと同時に、中学・高校卒の妻の労働力市場への出入りの大きさ、あるいはパートタイム選好の強さを物語るものである。

### 4 結婚・出産・育児期の就業行動

配偶関係の変化を起点とするライフ・ステージの展開は、有配偶女子の雇用労働力としての就業行動に大きな影響をもっている。たとえば、年齢別労働力率のM字型曲線の谷の部分は、結婚とそれに続く出産・育児によって労働力からの離脱が増えることを表わしている。これまでに見てきたところからも、結婚期間別雇用率は、ちょうど、結婚から出産を経て子供を育てるステージに相当する部分で、変化が大きいことが明らかである。そこで、妻の就業行動を、結婚・出産・育児期にさかのぼっ



て検討してみたい。

まず、ライフ・ステージを表9に示すように四区分し、それぞれのステージにおける雇用率をみてみよう(表9)。

表9 ライフ・ステージ・教育程度別雇用率の変化 (%)

| ライフ・ステージ         | 総数           | 中学卒  | 高校卒  | 短大以上卒 |
|------------------|--------------|------|------|-------|
| 結婚前              | 67.3 (7,465) | 58.9 | 71.9 | 72.4  |
| 結婚から第1子出生まで ①    | 28.3 (6,992) | 24.8 | 29.7 | 34.8  |
| 第1子出生から第2子出生まで ② | 11.7 (5,464) | 9.7  | 11.2 | 21.1  |
| 第2子出生から第3子出生まで ③ | 10.7 (1,516) | 9.3  | 10.1 | 24.0  |

①子供数1—3人の妻について、②子供数2—3人の妻について、③子供数3人の妻について、総数の( )は標本数。

結婚前の就業は、全体の%が雇用者であって、未婚期の雇用労働力化がかなり進んでいることがわかる。

ところが、結婚から第1子を生むまでのステージで、雇用率は大きく低下し、第1子出生が妻の雇用継続を阻む大きな力を持っていることを示している。さらに、ライフ・ステージが第1子出生から第2子出生のステージおよび第2子出生から第3子出生のステージに進むと雇用率はさらに低下し、この二つのステージに進んだ妻は、11~12%が雇用者であるに過ぎない。

しかし、これを教育程度別にみると、結婚・出産のステージにおける雇用率に大きな差が認められる。結婚前の雇用率は、教育程度に比例して高く、結婚から第1子出生のステージにおける雇用率も、やはり教育程度が高いほど高い。その後のステージにおいても同じである。しかも、ステージが一つずつ進む毎に示される雇用率の減少は、中学・高校卒と短大以上卒には明らかな違いがあり、高学歴の妻に対して、結婚や出産が雇用継続を阻む力は、中学・高校卒にくらべてかなり弱いことがわかる。すなわち、結婚とそれに続く子供を生むステージは、妻の雇用労働力化に対してかなり強いマイナス効果を持っているが、しかしその効果は、教育程度が高くなるほど弱まり、教育程度が高くなるほど雇用の継続性が高まるとみることができる。

最後に、結婚前に雇用者であった妻が、結婚から出産のステージに進む間に、どのような就業行動をとるのかをみてみたい。

表10は、結婚前に雇用者であった妻について、結婚から第1子出生のステージの就業状態の変化を示したものである。まず全体でみると、結婚前に雇用者であった妻は、結婚から第1子出生のステージで、その37%が雇用者にとどまり、9%が自営業に、44%が非労働力に移っている。

この結婚前雇用者から第1子出生までの就業移動を結婚期間別に分解してみると、結婚期間5年以上では、結婚期間が短くなるほど、雇用労働力の定着が少しずつ高まっているが、0—4年では逆に減少している。一方、雇用者から不就業への移動(すなわち非労働力化)は、結婚期間が短いほど増加している。同時に、雇用者から自営業への移動が明らかに減少している。しかし、結婚から第1子出生のステージで、自営業と不就業を合わせた割合は、どの結婚期間にもほぼ一定であることを考えると、雇用者から非労働力への移動の増加は、有配偶女子が自営業における就業の場を失いつつあることと無関係ではないと思われる。

ではこれを、教育程度別にみてみよう。雇用者から雇用者への流れ、すなわち雇用の継続は、教育程度が高いほど大きい。しかも高学歴では、大部分が常雇として就業を継続している(結婚期間の長い高学歴の妻がとびぬけて高い雇用者割合を示しているのは、サンプル数が少ないことに加えて、専

表10 教育程度・結婚期間別結婚前に雇用者であった妻の結婚から第1子出生間における就業状態の変化

| 結婚期間<br>就業状態 | 結婚前に雇用者であ<br>った妻(100)<br>↓<br>結婚から第1子出生<br>間の就業割合(%) | 教育程度  |       |           |
|--------------|--|-------|-------|-----------|
|              |  | 中学卒   | 高校卒   | 短大<br>以上卒 |
| 総数☆          | 100.0 (4,501)  | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 36.6   | 36.5  | 35.1  | 44.2      |
| うち常雇         | 30.8   | 28.9  | 29.8  | 40.3      |
| 自営業          | 9.0  | 12.6  | 7.7   | 5.2       |
| 不就業          | 43.9   | 39.2  | 47.0  | 41.9      |
| 不詳           | 10.5   | 11.8  | 10.2  | 8.7       |
| 0—4年         | 100.0 ( 821)   | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 36.7   | 33.6  | 35.3  | 43.4      |
| うち常雇         | 31.4   | 28.1  | 29.0  | 41.1      |
| 自営業          | 4.4  | 4.8   | 12.6  | 3.4       |
| 不就業          | 50.8   | 52.7  | 52.0  | 45.7      |
| 不詳           | 8.2  | 8.9   | 8.3   | 7.4       |
| 5—9年         | 100.0 (1,381)  | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 39.4   | 42.1  | 37.3  | 43.4      |
| うち常雇         | 31.7   | 31.0  | 30.9  | 36.9      |
| 自営業          | 7.5  | 6.5   | 8.1   | 7.1       |
| 不就業          | 45.3   | 43.5  | 47.4  | 41.4      |
| 不詳           | 7.7  | 7.9   | 7.3   | 8.1       |
| 10—14年       | 100.0 (1,043)  | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 38.1   | 40.2  | 36.2  | 40.2      |
| うち常雇         | 32.1   | 31.2  | 32.1  | 37.0      |
| 自営業          | 10.9   | 14.8  | 9.5   | 3.3       |
| 不就業          | 39.7   | 32.2  | 43.2  | 48.9      |
| 不詳           | 11.3   | 12.8  | 11.0  | 7.6       |
| 15—19年       | 100.0 ( 713)   | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 36.0   | 35.3  | 34.3  | 54.7      |
| うち常雇         | 31.7   | 31.7  | 29.3  | 50.9      |
| 自営業          | 10.7   | 14.7  | 8.4   | 5.7       |
| 不就業          | 39.8   | 34.5  | 44.9  | 30.2      |
| 不詳           | 13.5   | 15.5  | 12.4  | 9.4       |

子供数1—3人の妻について  
☆結婚期間20—29年を含む。  
( )は標本数。

表11 教育程度・結婚期間別結婚から第1子出生間における雇用者であった妻の第1子出生から第2子出生間における就業状態の変化

| 結婚期間<br>就業状態 | 結婚から第1子出生間に雇<br>用者であった妻(100)<br>↓<br>第1子出生から第2子出生<br>間の就業割合(%) | 教育程度  |       |           |
|--------------|--|-------|-------|-----------|
|              |  | 中学卒   | 高校卒   | 短大<br>以上卒 |
| 総数☆          | 100.0 (1,420)  | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 38.1   | 35.0  | 33.2  | 64.6      |
| うち常雇         | 33.4   | 27.9  | 29.3  | 62.0      |
| 自営業          | 8.2  | 11.7  | 7.6   | 2.5       |
| 不就業          | 32.4   | 32.9  | 36.0  | 17.1      |
| 不詳           | 21.3   | 20.4  | 23.1  | 15.8      |
| 0—4年         | 100.0 ( 146)   |       | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 39.8   |       | 32.7  | 61.9      |
| うち常雇         | 35.2   | *     | 28.6  | 61.9      |
| 自営業          | 6.8  |       | 6.1   | 9.5       |
| 不就業          | 26.1   |       | 30.6  | 9.5       |
| 不詳           | 27.2   |       | 30.6  | 19.0      |
| 5—9年         | 100.0 ( 368)   | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 36.1   | 29.7  | 32.7  | 56.7      |
| うち常雇         | 31.9   | 26.1  | 27.4  | 55.2      |
| 自営業          | 7.1  | 12.6  | 5.8   | 3.0       |
| 不就業          | 35.1   | 36.0  | 39.4  | 20.9      |
| 不詳           | 21.6   | 21.6  | 22.1  | 19.4      |
| 10—14年       | 100.0 ( 391)   | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 34.5   | 37.2  | 27.7  | 61.8      |
| うち常雇         | 28.6   | 28.9  | 23.9  | 52.9      |
| 自営業          | 12.4   | 15.7  | 12.5  | —         |
| 不就業          | 34.8   | 33.1  | 38.0  | 23.5      |
| 不詳           | 18.3   | 14.0  | 21.7  | 14.7      |
| 15—19年       | 100.0 ( 278)   | 100.0 | 100.0 | 100.0     |
| 雇用者          | 43.0   | 35.6  | 41.4  | 81.8      |
| うち常雇         | 38.1   | 27.8  | 37.8  | 81.8      |
| 自営業          | 7.2  | 8.9   | 7.2   | —         |
| 不就業          | 26.0   | 27.8  | 27.9  | 9.1       |
| 不詳           | 23.8   | 27.8  | 23.4  | 9.1       |

子供数2—3人の妻について。  
☆結婚期間20—29年を含む。  
( )は標本数。

門職が多いことによるものだろうと考えられる)。すなわち、高学歴では、中学・高校卒の妻にくらべて、結婚や第1子出生のステージにおける雇用の継続性が大きく、このステージでの非労働力化や自営業への移動が小さい。

結婚から第1子出生のステージにおける非労働力化は、高校卒の妻に最も大きい。妻の教育程度は高校卒が最も大きなシェアをしめているから、この高校卒の妻の就業行動は有配偶女子全体の就業行

動に大きな影響を与えることになる。

表11は、表10で示したステージをさらに進めて、結婚から第1子出生のステージで雇用者であった妻が、次の第2子を生むステージで就業状態がどう変化するかを示している。

2人以上の子供を生んだ妻は、第1子出生から第2子出生のステージでも、結婚から第1子出生のステージとよく似た就業移動をみせている。この場合でも、雇用を継続するものが強を示し、さらにこのステージにおいても、雇用者から自営業への移動が認められる。

このステージにおける就業移動の最も大きな特徴は、高学歴の妻の雇用継続がきわめて高い割合を示すことである。高学歴では、雇用を継続するものの割合は、結婚から第1子出生のステージでは44%であるが、次のステージでは、その65%が雇用を継続し、この間における非労働力化は17%にすぎない。これに対して中・高卒では、結婚から第1子出生のステージにおける雇用者は、次のステージで約半が雇用者にとどまり、約半が非労働力化し、高学歴にくらべて、第2子出生のステージにおける非労働力化が進んでいるといえよう。同時に、雇用者から自営業への移動も、その大部分が、中学・高校卒の妻に生じており、高学歴では自営業への労働力供給はほとんどない。

以上の結果から、高学歴では、第1子を生むステージで雇用を継続したものは、かなり高い確率で第2子を生むステージでも雇用を継続しているとみることができる。しかも、その大部分が常雇であって、このライフ・ステージの展開に伴う雇用の継続性が常雇という形で高い割合を示す点が、中・高校卒とは異なる高学歴の就業行動の特徴である。また中学・高校卒では、結婚前雇用者は、結婚から第1子を生むステージで、ほぼ半が雇用者にとどまり、約半が非労働力化し、第2子を生むステージでさらにその約半が雇用者にとどまり、約半が非労働力化する。同時に、結婚・出産のステージを通して、中・高校卒の妻には、雇用者から自営業への移動がほぼ一定の割合で存在していることが明らかになった<sup>22)</sup>。

#### IV 結びにかえて

女子有配偶雇用労働力は、いまや女子有配偶労働力人口の過半をしめるにいたった。有配偶雇用労働力の増加は、「高度経済成長期」に始まり、「石油ショック」後の不況期に急速に進んだ。この間、男子労働力を女子をもって置きかえる現象が進行し、男子1人の代替に1人以上の女子が雇用された<sup>23)</sup>。これを男子労働力に代る一時的なものとする見方も一部にはあったが、いまや労働力市場は「主婦労働力」をぬぎにしては語れないといわれるまでに定着した。同時に、有配偶女子の雇用労働力としての就業形態も多様化している。就業の形が多様化しているだけでなく、労働力供給のメカニズムも複雑さを増しているように思われる。ダグラス＝有沢の法則が説明力を弱めつつあることから予想されるように、有配偶女子が単に家計補助的な労働力としてのみ雇用労働力化しているだけでなく、その性格はまだ多分に残しながらも、過去の雇用経験の蓄積や教育水準の上昇、多様な就業機会、保育所の普及など、さまざまな社会的条件の変化が、有配偶雇用労働力の量を増し、層を厚くし

22) ここで就業状態不詳についてふれておきたい。個人の行動の歴史を過去にさかのぼって追跡する調査 (retrospective survey) では、記憶のあいまいさという問題が常につきまとうことは避けられない。それだけに調査の企画設計には慎重な配慮が要求される。しかし、記憶のあいまいさが残るにしても、それが retrospective survey data の有用性を損うものではないと考えられる。L. F. Mott, "Fertility, Life Cycle Stage and Female Labor Force Participation in Rhode Island: A Retrospective Overview" *Demography*, Vol. 9, No. 1, 1972, p. 174.

23) 西川俊作・樋口美雄, 「女子就業を決めるもの」, 『日本労働協会雑誌』, No. 246, 1979年9月, p. 14.

てきた。

しかしながら、女子労働力が男子と同じようなメカニズムで供給されているわけではない。M字型にみられるような女子雇用率の年齢別変化のパターンは、女子が年齢で表現されてきたライフ・ステージのどこに位置するかによって、その供給行動が異なることを示すものである。

われわれは、雇用者としての有配偶女子の労働力供給は、家族のライフ・サイクルとの深いかかわりの中で決定されるものであるから、ライフ・サイクルを経糸とし、就業行動を緯糸とする労働力供給の研究が必要であることを指摘してきた。

この観点からすでにわれわれは、結婚後に非労働力から雇用者になった女子の就業行動が、家族のライフ・ステージの展開と対応しながら選択されており、しかも若いコーホートで両者の対応が早期化していることを明らかにした<sup>24)</sup>。

本稿は、さらに、retrospective survey data に基づき、就業行動を過去にさかのぼって追跡することによって、ライフ・ステージの展開に伴う女子の労働力供給行動の解明に一步を進めることができた。しかも、雇用労働力の供給には、教育水準が大きな意味をもつことが明らかになった。

この点をまとめてみると、第一に、妻の雇用労働力化には、ライフ・ステージの展開による影響が大きい。それには、パートタイム就業が大きな意味をもっている。しかし、このような供給行動は、中学・高校卒により明らかであって、高学歴女子にはほとんどみられない。

第二に、ライフ・ステージの展開に伴う就業状態の変化には、教育水準が大きな意味をもっている。雇用労働力に対する影響は、高学歴ではフルタイム継続指向に、中・高校卒では、ライフ・ステージ毎の就業・不就業をフルタイムとパートタイムの選択をしながら決定するという方向に働いている。一方、自営業労働力に対して、教育水準は雇用労働力とは逆方向の作用を及ぼしている。

第三に、ライフ・ステージの展開に伴う雇用労働力の変化には、過去の雇用経験が大きな意味をもっている。そして過去の雇用経験は、教育水準と密接なつながりをもっているから、女子の教育水準の上昇は今後の雇用労働力の動きに大きな影響をもつものと考えられる。

女子の就業行動を家族のライフ・サイクルとの相互関連の中でとらえるという課題は、女子の労働力供給行動を明らかにするためには避けて通ることのできない問題である。この女子の労働力供給の特質は、家族のライフ・サイクルを説明変数とする女子の就業行動の研究が不可欠であることを意味している。しかし、この問題については、これまでほとんど解明されてこなかったといえるだろう。一つには、家族のライフ・サイクルを組みこんだ供給理論のむずかしさ、一つには分析にたえうる実証データの不足などが、その理由として考えられる。そして、これまで積み重ねられてきた多くの研究のほとんどが、女子の年齢を分析軸としてきたために、ライフ・ステージを異にする有配偶女子の就業行動が重なり合って、就業行動と家族のライフ・サイクルとの結びつきに、いまひとつ靴を隔てるもどかしさを残してきたといえないだろうか。われわれは、家族のライフ・サイクルの指標として、年齢にかえて結婚期間を用いて分析を行ってきた。そして、結婚期間を分析軸にすることによって、有配偶女子雇用者の労働力供給行動をより明らかにすることができたといえよう。

有配偶女子雇用者の増加傾向が多く国々で定着した今、女子の労働力供給分析に、女子の労働力供給の特質を十分に反映させた新しい視点が求められている。そのために、家族との相互関係における供給理論の確立と、実証に必要なデータの収集が望まれるゆえんである<sup>25)</sup>。

24) 中野英子、「家族のライフ・サイクルからみた有配偶女子の雇用労働力化」、『人口問題研究』、第166号、1983年4月、pp. 43-50。

25) 島田晴雄・酒井幸雄、「労働力構造と就業行動の分析—個票による家計の就業行動の横断面分析—」、『経済分析』、第79号、経済企画庁経済研究所、1980年、p. 57。

## The Labor-supplying Activities of Married Women; As Seen from the Level of their Educational Attainments—with a focus placed on their marriage and childbearing periods

Eiko NAKANO

The labor force participation rate of Japanese women, since 1975 when it hit the bottom, has kept on rising. This upward trend of labor force participation rate of women has been brought about by the increase in the employment of married women.

As the number of employed married women kept on increasing, attempts have been repeated over the years to clarify the women's labor-supplying activities. This paper we are now presenting here represents one of such attempts. It is an attempt to find out, from retrospective survey data, 7th National Fertility Survey (1977) held by The Institute of Population Problems, Ministry Health and Welfare, how the labor force participation of married women is determined by such factors as the women's educational level and the family life stages.

Following are some of the main results of our studies:

1. The employment rate of Japanese wives forms the M-shaped curve; the rate is high during the period from 0-4 years after marriage but it comes down during the period between 5-9 years after marriage and rises again sharply 10 years after marriage and onwards. There is a large difference in the employment rate between a wife with a child and one without; in the former case, the employment rate is low during the period from 0-9 years after marriage.

2. As to the employment rates of wives classified by their educational levels, it has been noted that the higher the level of educational attainment, the higher the employment rates. And the higher the level of educational attainment, the more distinct the M-shaped curve. The reason is that, when wives with a high level of educational attainment work outside their homes, the majority of them choose to be a fulltime worker and few of them become a parttimer, with the result that they find it difficult to keep on working during their child-bearing and child-rearing periods.

In contrast to the above, many of the wives whose levels of educational attainment are not higher than those of a junior or a senior high school graduates choose a part-time job during their child-bearing or child-rearing periods.

3. An overwhelmingly high percentage of the women who continue to work even after their marriage are those with a high level of educational attainment. On the other hand, the wives with a lower level of educational attainment tend to work off and on.

4. Of the wives who were full-time employees before their marriage, 37% continue to be employed and 44% become non workers at the stage between the time of their marriage to their first birth. The younger the wives, the more cases there are where the number of those who keep on working has been increasing little by little. Moreover, many of the women who continue to work as a full-time employee both before and after their marriage are the wives with a high level of educational attainment.

5. In the case of the wives with a high level of educational attainment who kept on being employed during the first stage in their married lives up to the birth of their first child, 2/3 of them continued being employed even at the second stage in their married lives, that is during the period from the first child to that of the second child.

# 日米の平均寿命と死因構造の分析

高 橋 重 郷

## I はじめに

わが国の平均寿命は、1970年代後半に世界的にみて最も高い水準に到達した。しかも、それが最長寿命国の水準に達した後もいぜん高い改善率を維持している。しかしながら、他の先進諸国の平均寿命は1970年代を通じ、わが国ほどの改善はみられず、どちらかといえば停滞気味であった<sup>1)</sup>。このような状況が生れてきた背景として、欧米諸国とわが国の死因構造の違いを考えることができ、わが国特有の死因構造が平均寿命の改善に有利に働いていたのではないかと推測される<sup>2)</sup>。

欧米先進諸国とわが国の死因構造の違いは、たとえば1977年の日本と米国白人の死因別死亡割合にみるることができる。まず女子についてみると、全死因の死亡率に占める「脳血管疾患」による死亡の割合は、日本が26.2%、米国白人のそれが12.3%である。それに対し、「心臓疾患」の場合は日本が15.9%、米国が35.0%であった。しかも両国の女子平均寿命の差は0.63年（日本女子が77.47年、米国白人女子が76.84年<sup>3)</sup>）にすぎず、ほぼ等しい平均寿命のもとで死因構造はきわだった相違をみせていたことがわかる。一方男子の死因別死亡割合は、全死因の死亡率に対して「脳血管疾患」死亡の割合は、日本が23.3%、米国白人のそれが7.3%であるのに対し、「心臓疾患」は日本が14.3%、米国が36.0%であった。このように男子の死因構造は、女子の場合と比較してなお一層大きな差異がみられ、男子の平均寿命は日米間に2.65年（日本男子が72.58年、米国白人が69.93年）の格差を生じている。

このように、日米の平均寿命の水準がたとえ同じであったとしてもその死因構造は異なり、また平均寿命に格差がある場合には、死因構造はより大きな違いをみせている。このような死因構造の顕著な差異が、わが国と欧米諸国との間に平均寿命改善のテンポの違いを生じさせていると考えられる。それでは、このような平均寿命に差異をもたらす日本の死因構造は、欧米諸国のそれと比較しどのようなものであったのであろうか。また、そのような死因構造の違いによって平均寿命はどの程度の影響を受けるのであろうか。まず、わが国と欧米の平均寿命の水準と死因構造の比較を行い、その特徴を概観する。そして、このような平均寿命と死因構造の関係を解明する糸口として、1977年の日本と米国白人の死因別年齢別死亡データをもとに、異なる2つの人口の平均寿命格差がどのような死因構

1) 西ヨーロッパ諸国の1970年代における平均寿命の年平均改善年数は、女子が0.5年、男子が0.2年であったのに対して、日本のそれは女子が0.5年、男子が0.5年であった。諸外国の平均寿命の趨勢については、次の文献に詳しい。河野稠果・高橋重郷、「20世紀の死亡率と平均寿命」、南 亮三郎・岡崎陽一編、「20世紀の世界人口」、千倉書房、1983年、pp. 15-48。

2) たとえば、第45回日本民族衛生学会における、加納らの報告（「国際比較による平均寿命とその背景についての疫学的考察」）などがある。

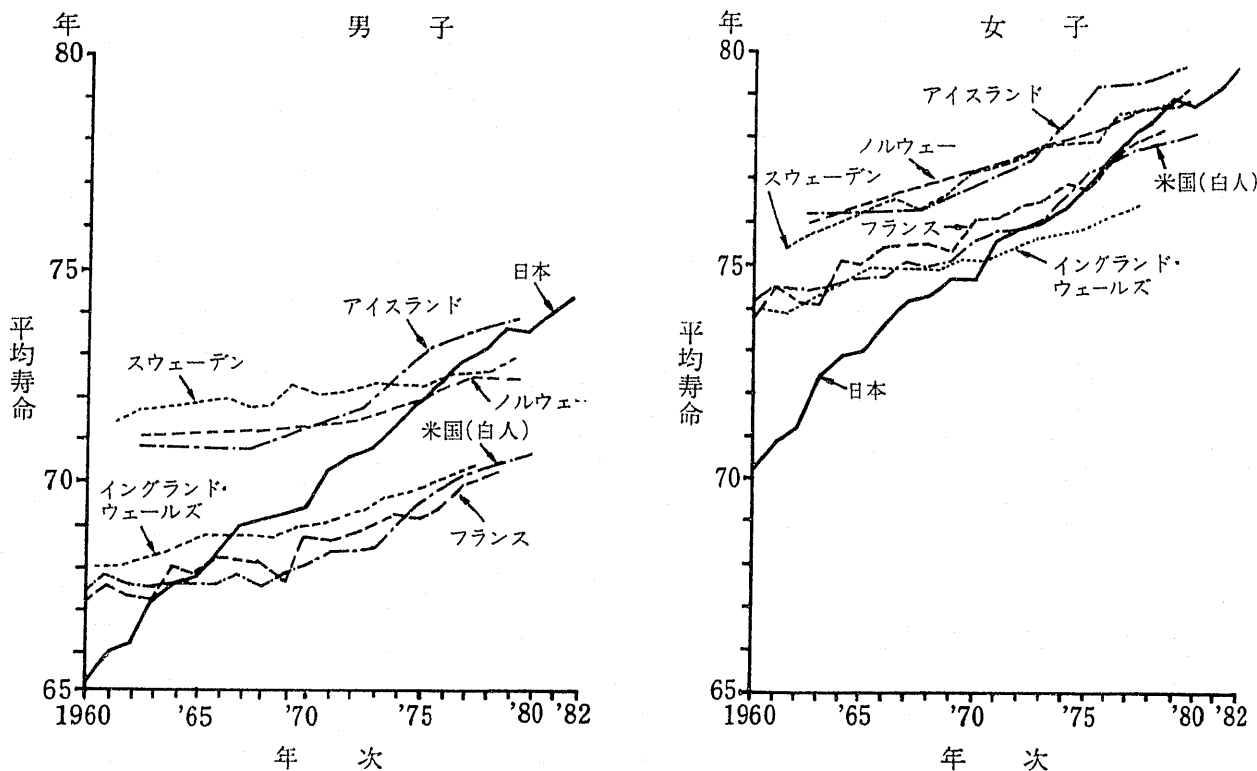
3) ここに示した平均寿命の値は、日米両国の動態統計と推計人口に基づき筆者が計算したものである。公表された平均寿命の値は、1977年の日本の女子が77.75年、男子が72.70年、米国の白人女子が76.99年、男子が70.01年ある。厚生省人口問題研究所、『第31回簡速静止人口表(生命表)』、1981年10月。および、National Center for Health Statistics, United States, *Vital Statistics Reports*, Vol. 21, No. 3, 1979。

造のもとであらわれているのかを、生命表関数の性質を利用した分析手法を用いて検討することにした<sup>4)</sup>。

## II わが国と欧米主要国の平均寿命と死因構造の比較

男女別の平均寿命の水準とその変化を図1に、また、普通死亡率、および普通死亡率に占める主要死因別死亡率の割合を表1にそれぞれ示した。これらの図と表から、わが国と欧米諸国の近年における平均寿命の改善と、わが国と欧米の死因構造の違いをみることにしよう。

図1 世界各国の平均寿命の年次推移(男・女)



資料) 厚生統計協会、『国民衛生の動向——特集号——』, 第30巻, 第9号, 昭和58年8月, p. 90.

この図からみられる通り、わが国の平均寿命は戦後急速な勢いで改善し、1970年代後半に男女とも世界の最長寿国の仲間入りをした。わが国の平均寿命は最長寿国の水準と肩を並べたあとも、いぜんとして好調な改善を維持している。1975年から1981年における平均寿命の年平均改善年数は、わが国の男子が0.34年、女子が0.36年であった。一方、わが国以外の最長寿国のうちスウェーデンのそれが、男子0.13年、女子0.29年、デンマークが男子0.02年、女子0.10年、また米国白人の男子が0.25年、女子が0.23年であった。このように、わが国の平均寿命は近年、長寿国のなかでも例外的なテンポで改善して来たことがわかる。

ところで、平均寿命と死因構造の関係を人口学的に考えると、平均寿命は年齢別死亡率から導かれる。また、年齢別死亡率は死因別年齢別死亡率の合計であるから、平均寿命の変化は死因別死亡率の

4) 1977年データを用いたのは、アメリカ合衆国の動態統計が、執筆時点において1977年までしか公表されていないことによる。

変化から起きていると考えられる。しかも、通常死亡率の低下は特定の疾病に対する医療・医薬の進歩や公衆衛生水準の発展を通して起きるから、時代的にみた場合、特定の死因が全体の死亡率や平均寿命の水準を低下させることに貢献する。したがって、仮に現在低下しつつある特定の死因が相対的に死因別死亡のなかで高い頻度をもっていれば、全体の死亡率や平均寿命の水準を著しく低下させることになる。それゆえ、わが国と欧米のように平均寿命がほぼ等しい水準にありながら、しかし平均寿命改善のテンポが違う場合、そこには死因構造の差異が存在しているといえる。

それでは、欧米諸国とわが国の死因構造にはどのような違いがあるのでしょうか。ヨーロッパ主要国と米国、および日本について、普通死亡率に対する主要死因別死亡率の割合を表1に示した。この表によって死因構造の違いをみることにしよう。

表1 わが国と欧米主要国の普通死亡率（人口10万対）および死因別死亡率割合（%）

| 国名           | データ年次 | 普通死亡率<br>(人口10万対) | 肺結核 | インフルエンザ・肺炎・気管支炎 | 腸炎および下痢症 | 悪性新生物 | 心臓疾患 | 高血圧症 | 脳血管疾患 | 肝硬変 | 外因性 | その他の残りの死因 |
|--------------|-------|-------------------|-----|-----------------|----------|-------|------|------|-------|-----|-----|-----------|
| 日本           | 1978  | 607.6             | 1.1 | 5.9             | 0.3      | 21.6  | 15.4 | 2.7  | 24.1  | 2.3 | 6.4 | 20.2      |
| 東ヨーロッパ       |       |                   |     |                 |          |       |      |      |       |     |     |           |
| チェコスロバキア     | 1978  | 1155.5            | 0.3 | 8.8             | 0.0      | 19.8  | 26.3 | 0.6  | 16.9  | 1.6 | 7.3 | 18.4      |
| ハンガリー        | 1978  | 1311.4            | 0.6 | 5.1             | 0.1      | 19.2  | 25.7 | 4.8  | 14.3  | 1.8 | 8.7 | 19.7      |
| ポーランド        | 1978  | 928.6             | 1.1 | 6.0             | 0.1      | 17.1  | 22.7 | 2.0  | 7.0   | 1.3 | 8.0 | 34.7      |
| 西ヨーロッパ       |       |                   |     |                 |          |       |      |      |       |     |     |           |
| オーストリア       | 1978  | 1260.1            | 0.4 | 5.1             | 0.0      | 20.0  | 30.2 | 1.9  | 15.4  | 2.5 | 7.6 | 16.9      |
| フランス         | 1978  | 1026.6            | 0.3 | 3.5             | 0.2      | 22.2  | 19.0 | 1.4  | 12.6  | 3.0 | 8.8 | 29.0      |
| 西ドイツ         | 1978  | 1179.6            | 0.3 | 5.5             | 0.1      | 21.4  | 28.4 | 1.8  | 14.1  | 2.3 | 6.3 | 19.8      |
| オランダ         | 1978  | 821.0             | 0.0 | 6.5             | 0.0      | 26.0  | 30.7 | 0.8  | 10.8  | 0.6 | 5.6 | 19.0      |
| スイス          | 1978  | 910.8             | 0.3 | 5.3             | 0.1      | 23.9  | 31.0 | 2.6  | 11.8  | 1.4 | 7.9 | 15.7      |
| 南ヨーロッパ       |       |                   |     |                 |          |       |      |      |       |     |     |           |
| イタリア         | 1976  | 980.2             | 0.4 | 6.5             | 0.1      | 20.2  | 27.8 | 2.8  | 14.0  | 3.5 | 5.3 | 19.4      |
| ポルトガル        | 1975  | 1036.5            | 0.8 | 7.4             | 0.4      | 12.5  | 13.5 | 1.7  | 22.1  | 3.3 | 7.1 | 31.2      |
| 北ヨーロッパ       |       |                   |     |                 |          |       |      |      |       |     |     |           |
| デンマーク        | 1978  | 1035.7            | 0.1 | 6.3             | 0.1      | 24.6  | 34.7 | 0.7  | 9.3   | 0.9 | 6.3 | 16.8      |
| ノルウェー        | 1978  | 1002.3            | 0.0 | 8.3             | 0.1      | 20.7  | 31.5 | 1.4  | 13.7  | 0.5 | 6.0 | 17.8      |
| スウェーデン       | 1978  | 1083.5            | 0.1 | 5.1             | 0.0      | 22.3  | 39.0 | 0.4  | 10.5  | 1.1 | 6.9 | 14.6      |
| イングランド・ウェールズ | 1978  | 1192.9            | 0.1 | 13.2            | 0.1      | 21.6  | 32.6 | 1.2  | 12.5  | 0.3 | 3.7 | 14.7      |
| アメリカ合衆国      | 1978  | 883.4             | 0.1 | 4.2             | 0.1      | 20.6  | 37.3 | 0.8  | 9.1   | 1.6 | 8.2 | 18.0      |

資料) United Nations, *Demographic Yearbook*, Vol. 30 and 31.

欧米の死因順位についてみると、フランスとポルトガルを除き、この表に掲げたいずれの国も、「心臓疾患」(22.7~39.0%)が第一位を占めている。第二位は「悪性新生物」(17.1~26.0%)が占め、そして、第三位が、「脳血管疾患」(7.0~16.9%)という順序である。わが国の死因順位は先にみたとおり、第一位が「脳血管疾患」(24.1%)、第二位が「悪性新生物」(21.6%)、第三位が「心臓疾患」(15.4%)という順序になっており、欧米と比較すると第一位と第三位の死因が入れ替わった順位となっている。わが国の「脳血管疾患」の割合は、欧米より7.2~17.1%高く、逆に「心臓疾患」は7.3~23.6%低い。「悪性新生物」のわが国と欧米の差は4.5~-4.4%と小さい。

このように、全死因に占める「脳血管疾患」と「心臓疾患」割合の違いからみて、これら二つの死



因別死亡率が、わが国と欧米の死因構造の違いをもたらしているといえる。しかも、「悪性新生物」を含むこれら三大主要死因は全死因の46.8%（ポーランド）から71.8%（スウェーデン）を占めており、死因構造が異なるフランス、ポルトガル、およびポーランドを除けば、その占める割合は59.2%から71.8%となる。このように全死因の死亡率に占める三大主要死因のウエートは、わが国(61.1%)との間にそれ程の違いはない。他の死因の死亡率水準が小さいことを考慮すると、三大主要死因の日・欧米の違いが死因構造の違いを特徴付けているといえる。

この死因構造の差異は、わが国と平均寿命の水準がほぼ等しい北ヨーロッパ諸国と比較すれば、より顕著である。つまり、全死因の死亡率に占める「脳血管疾患」の割合は10.4~14.8%ほどわが国が大きく、また「心臓疾患」の割合は16.1~23.6%ほど北ヨーロッパ諸国の方が大きい。

以上みて来たように、わが国と欧米の死因構造は明らかに異なる。両者の平均寿命改善のテンポの違いは、おそらくこの死因構造の違いに起因していると考えられる。別の研究によれば、わが国の近年の平均寿命の改善の多くの部分が「脳血管疾患」死亡率の低下によってもたらされたことがわかっている<sup>5)</sup>。それゆえ、もともとこの死因による死亡率が高いわが国とそれほど高くない欧米とを比べると、「脳血管疾患」に対する公衆衛生学的知識の普及や医療技術の進歩がみられる近年の状況では、わが国の平均寿命の改善が目立って表れたと考えられるのである。

### Ⅲ 死因構造の差異が平均寿命へ及ぼす影響——日・米の比較

欧米とわが国の死因構造の違いは、「脳血管疾患」と「心臓疾患」死亡率にみられる。それでは、具体的にその違いがそれぞれの平均寿命にどのような影響を及ぼしているのであろうか。つまり、わが国の「脳血管疾患」による死亡率は欧米より明らかに高く、そのことによってわが国の平均寿命はいくぶん低くなっているとみられる。したがって、欧米との間に「脳血管疾患」死亡率に差がなかった場合に期待される平均寿命と現実の平均寿命の間に差を生じていると考えることができる。それゆえ、そのような仮定に基づく平均寿命と実際の平均寿命の差は、わが国の「脳血管疾患」死亡率が欧米より高いことによって被っているディスアドバンテージとみなすことができよう。そこでまず、ある特定死因の年齢別死亡率が、二つの人口の間で差がない場合の「期待平均寿命」を考え、それを実際に計測する人口学的方法について検討したい。そして、欧米型の死因構造を持つアメリカ合衆国の白人の死因別年齢別死亡データとわが国のデータを用いて、各種の死因別死亡率が平均寿命の水準に及ぼす影響を計量的に検討することにしよう。

#### 1 分析方法

平均寿命について死因構造の視点から分析する方法としては、特定死因の死亡率が数パーセント低下する場合に生じる平均寿命の伸びを計測する Keyfitz の方法や、それを拡張した南条の方法がある<sup>6)</sup>。また一般的な方法としては、死因別複合生命表に基づいて、特定死因を除去した場合の平均寿

5) 高橋重郷、「戦後わが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」、『人口問題研究』、第164号、1982年10月、pp. 15-36.

6) Nathan Keyfitz, "What difference would it make if cancer were eradicated? An examination of the Tacuber paradox". *Demography*, Vol. 14, Number 4, Nov. 1977, pp. 411-418. および, Zenji Nanjo, "A simple method of measuring the increase of life expectancy when a fixed percent of deaths from certain causes are eliminated" *IIASA Collaborative paper*, 1980, pp. 80-115.

命を求める方法などがある<sup>7)</sup>。ここで用いる方法は、後者の「特定死因を除去した場合の平均寿命を求める方法」に一部修正を加え、二つの異なる平均寿命の分析に使えるようにしたものである<sup>8)</sup>。

特定死因を除去して平均寿命をもとめる方法はつぎのとおりである<sup>9)</sup>。いま平均寿命を  $e_0$  とすると生命表関数の定義から、

$$e_0 = \int_0^{\omega} p(a) da,$$

である。ただし、添字  $\omega$  は年齢の上限を示す。ところで、 $p(a)$  は生まれたばかりの人口が年齢 0 歳から  $a$  歳時に到達する生存確率であるから、年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳の生存確率 ( ${}_n p_a$ ) は、 ${}_n p_a = p(a+n)/p(a)$ 、となる。また定義から  ${}_n p_a$  は、

$${}_n p_a = e^{-\int_a^{a+n} \mu(t) dt}, \dots\dots\dots(1)$$

である。ただし、 $\mu(t)$  はある瞬間の死亡率 (死力, force of mortality) を示す。

いま、ある死因  $i$  にもとづく瞬間の死亡率を  $\mu^i(t)$  と表わし、それ以外の死因に基づくそれを  $\mu^{(-i)}(t)$  と表わせば、 $\mu(t) = \mu^i(t) + \mu^{(-i)}(t)$ 、の関係にある。それゆえ式(1)は、

$$\begin{aligned} {}_n p_a &= e^{-\int_a^{a+n} \{\mu(t)^i + \mu^{(-i)}(t)\} dt} \\ &= e^{-\int_a^{a+n} \mu(t)^i dt} \cdot e^{-\int_a^{a+n} \mu^{(-i)}(t) dt} \\ &= {}_n p_a^i \cdot {}_n p_a^{(-i)}, \end{aligned}$$

となる。ただし、 ${}_n p_a^i$  は生命表において死因  $i$  によって死亡する者のうち年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳時に到達する生存確率を表わし、 ${}_n p_a^{(-i)}$  は同様に死因  $i$  以外のそれを表わす。いま生命表上の  ${}_n p_a^{(-i)}$  のみを用いて、特定死因を除去した生命表の年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳時に到達する生存確率 ( ${}_n p_a^{(-i)'}$ ) を表わすと、

$${}_n p_a^{(-i)' } = e^{-\int_a^{a+n} \mu^{(-i)}(t) dt},$$

である。

ここで、年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳の間の  $\mu(t)$  と  $\mu^{(-i)}(t)$  の間に比例的関係があると仮定すると  $\mu^{(-i)}(t)$  は、

$$\mu^{(-i)}(t) = k \cdot \mu(t),$$

となる<sup>10)</sup>。したがって、ある特定の死因を除去した年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳の生存確率 ( ${}_n p_a^{(-i)'}$ ) は次の式で表わすことができる。つまり、

$$\begin{aligned} {}_n p_a^{(-i)' } &= e^{-\int_a^{a+n} k \cdot \mu(t) dt} \\ &= \left[ e^{-\int_a^{a+n} \mu(t) dt} \right]^k, \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

7) この方法については、たとえば次のものがある。水島治夫、『生命表の研究』、生命保険文化研究所、1963年、pp. 202-215。および、Samuel H. Preston, Nathan Keyfitz and Robert Schoen, "Causes of Death: Life Tables for National Populations", Seminar Press, New York, 1972, pp. 9-24。

8) この方法についての説明はないが、筆者の論文、「死亡の男女格差の人口学的分析」、『人口問題研究』、第165号、1983年1月、pp. 48-53、において同様の方法を用いて分析を行った。

9) 前掲(注6)の Preston, Keyfitz, および Schoen の文献の第二章において論じられている方法に準拠する。

10) これについては、Chiang, C. L. *Introduction to Stochastic Process in Biostatistics*, New York, Wiley, 1968, や、Benjamin, B. and H. W. Haycocks, *The Analysis of Mortality and Other Actuarial Statistics*, London, Cambridge Univ. Press, 1970, および、Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography*, Wiley and Sons, 1977. に詳しい。

ところで、式(1)から式(2)は、

$${}_n p_a^{(-i)'} = {}_n p_a^k, \dots\dots\dots(3)$$

となる。

ところで、動態統計に基づいて実際に得られる年齢別死亡率 ( ${}_n M_a$ ) は、

$${}_n M_a = \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) dt,$$

である。ただし、 $N(t)$  は  $t$  時点の生存者数を表わす。

したがって、 ${}_n M_a^{(-i)'} / {}_n M_a$  は、

$$\begin{aligned} {}_n M_a^{(-i)'} / {}_n M_a &= \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu^{(-i)'}(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) dt} \\ &= \int_a^{a+n} N(t) \cdot k \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt \\ &= k \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt \\ &= k, \end{aligned}$$

となる。したがってある人口の特定死因  $i$  の年齢別死亡率を除去した年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳の生存確率 ( ${}_n p_a^{(-i)'}$ ) は、死因別年齢別死亡率と全死因の年齢別死亡率の比 ( ${}_n M_a^{(-i)'}/{}_n M_a$ ) と全死因の年齢別死亡率 ( ${}_n p_a$ ) を用い、(3)式によって得られる。

次に、二つの異なる人口のある瞬間における死因別年齢別死亡率 (仮に「人口A」のそれを  ${}^A \mu^i(t)$  とし、「人口B」のそれを  ${}^B \mu^i(t)$  と表わす) についてみると、その差 ( $\Delta \mu^i(t)$ ) は、

$$\Delta \mu^i(t) = {}^A \mu^i(t) - {}^B \mu^i(t),$$

で表わせる。ここで「人口A」と「人口B」の死因  $i$  による年齢別死亡率の差分だけ除去した「人口A」に関する年齢別死亡率 ( ${}_n p_a^{(-i)''}$ ) を考えると、 ${}_n p_a^{(-i)''}$  は、

$${}_n p_a^{(-i)''} = e^{-\int_a^{a+n} \{ {}^A \mu^{(-i)}(t) + {}^B \mu^i(t) \} dt},$$

の式で示すことができる。

ところで、年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳の間で「人口A」と「人口B」の  $\mu^i(t)$  に比例的関係があるとすれば、 ${}^B \mu^{(-i)}(t) = \alpha \cdot {}^A \mu^i(t)$  である。また最初の仮定  ${}^A \mu^{(-i)}(t) = k \cdot {}^A \mu(t)$  から、 ${}^A \mu^i(t) = (1-k) \cdot {}^A \mu(t)$  が成り立つ。したがって  ${}_n p_a^{(-i)''}$  は、

$$\begin{aligned} {}_n p_a^{(-i)''} &= e^{-\int_a^{a+n} \{ {}^A \mu^{(-i)}(t) + {}^B \mu^i(t) \} dt} \\ &= e^{-\int_a^{a+n} \{ k \cdot {}^A \mu(t) + \alpha \cdot (1-k) \cdot {}^A \mu(t) \} dt} \\ &= \left[ e^{-\int_a^{a+n} {}^A \mu(t) dt} \right]^{[k + \alpha \cdot (1-k)]} \\ &= {}_n p_a^{[k + \alpha \cdot (1-k)]}, \dots\dots\dots(4) \end{aligned}$$

である。

したがって、 $[k + \alpha \cdot (1-k)]$  が実際に観察されるデータから得られれば、上述の仮定に基づく死亡率を計算することが可能となる。

ところで、実際に観察される「人口A」の年齢別死亡率 ( ${}^A M_a$ ) と、死因  $i$  について「人口A」と「人口B」の年齢別死亡率の差分を除去した年齢別死亡率 ( ${}^A M_a^{(-i)} + {}^B M_a^i$ ) の比は、

$$\begin{aligned}
& \frac{({}_n^A M_a^{(-i)} + {}_n^B M_a^i)}{{}_n^A M_a} = \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu^{(-i)}(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt} \cdot \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^B \mu^i(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt} \\
& = \frac{k \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt} \cdot \frac{\alpha \cdot (1-k) \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt} \\
& = \frac{k \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt} \cdot \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}
\end{aligned}$$

の式で表わすことができる。

ここで、年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳間について、 $t$  時点の生存数  $(N(t))$  が「人口A」と「人口B」の間で比例的関係にあると仮定すれば、 ${}^B N(t) = \beta \cdot {}^A N(t)$ 、である。したがって、上記の式は、

$$\begin{aligned}
& \frac{({}_n^A M_a^{(-i)} + {}_n^B M_a^i)}{{}_n^A M_a} = \frac{\alpha \cdot \beta \cdot (1-k) \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\beta \cdot \int_a^{a+n} N(t) dt} \\
& = \frac{\alpha \cdot \beta \cdot (1-k) \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt} \\
& = k + \alpha \cdot (1-k), \dots\dots\dots(5)
\end{aligned}$$

となる。したがって(4)式の右辺の指数部  $\{k + \alpha \cdot (1-k)\}$  は「人口A」の年齢別死亡率  $({}_n^A M_a)$  と、死因  $i$  について「人口A」と「人口B」の年齢別死亡率の差分を除去した年齢別死亡率  $({}_n^A M_a^{(-i)} + {}_n^B M_a^i)$  の比によって得られる。

この(4)式と(5)式を用いて得られる  ${}_n p_a^{(-i)}$  から、通常生命表の計算方法にしたがって、順次、他の生命表関数を求めることができる。そのようにして、最終的に計算される平均寿命は、「人口A」と「人口B」の間のある特定死因  $i$  について、年齢別死亡率の差を除去した場合に期待される、「人口A」の期待平均寿命  $[E(\dot{e}_0^{(-i)})]$  である。それゆえ、「人口A」の平均寿命  $(\dot{e}_0^A)$  とこの計算によって得た  $E(\dot{e}_0^{(-i)})$  との差は「人口A」と「人口B」の平均寿命の差の内、死因  $i$  の年齢別死亡率の差異によって生じた部分となる。

このようにして、二つの異なる人口の平均寿命の差を生み出す死因構造の違いを計量的に分析することが可能となる。

## 2 日米の死因構造の違い

上述の方法によって分析を行う前に、既存の統計に基づいて、わが国と米国白人の死因構造の違いをみることにしよう。表2に、1977年の動態統計による両国の死因別死亡数とその割合を示した<sup>11)</sup>。

表2 日本および米国白人の性別死因別死亡数、および死亡割合(%)、1977年

| 死 因*                | 男 子                |                    | 女 子                |                    |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                     | 日 本                | 米国白人               | 日 本                | 米国白人               |
| 全 死 因               | 372,172<br>(100.0) | 912,670<br>(100.0) | 317,899<br>(100.0) | 751,430<br>(100.0) |
| 呼吸器系の結核             | 6,103<br>(1.6)     | 1,105<br>(0.1)     | 2,316<br>(0.7)     | 478<br>(0.1)       |
| その他の伝染病・<br>寄生虫病    | 2,880<br>(0.8)     | 5,813<br>(0.6)     | 2,957<br>(0.9)     | 5,451<br>(0.7)     |
| インフルエンザ・<br>肺炎・気管支炎 | 22,305<br>(6.0)    | 38,749<br>(4.2)    | 16,965<br>(5.3)    | 26,964<br>(3.6)    |
| 悪 性 新 生 物           | 83,088<br>(22.3)   | 185,152<br>(20.3)  | 62,684<br>(19.7)   | 157,854<br>(21.0)  |
| 心 臓 疾 患             | 58,079<br>(14.3)   | 328,931<br>(36.0)  | 50,485<br>(15.9)   | 263,142<br>(35.0)  |
| 高 血 圧 疾 患           | 8,255<br>(2.2)     | 5,589<br>(0.6)     | 11,078<br>(3.5)    | 7,248<br>(1.0)     |
| 脳 血 管 疾 患           | 86,807<br>(23.3)   | 66,962<br>(7.3)    | 83,222<br>(26.2)   | 92,576<br>(12.3)   |
| その他の循環器系<br>疾患      | 3,516<br>(0.9)     | 51,518<br>(5.6)    | 3,242<br>(1.0)     | 47,097<br>(6.3)    |
| 内 臓 器 の 疾 患         | 22,688<br>(6.1)    | 34,955<br>(3.8)    | 14,472<br>(4.6)    | 29,550<br>(3.9)    |
| その他の内因性疾<br>患       | 32,828<br>(8.8)    | 89,438<br>(9.8)    | 31,997<br>(10.0)   | 73,145<br>(9.7)    |
| 診断名不明確な状<br>態       | 13,986<br>(3.8)    | 13,660<br>(1.5)    | 21,559<br>(6.8)    | 9,775<br>(1.3)     |
| 自 動 車 事 故           | 9,226<br>(2.5)     | 31,141<br>(3.4)    | 2,869<br>(0.9)     | 12,218<br>(1.6)    |
| そ の 他 の 事 故         | 13,181<br>(3.5)    | 29,863<br>(3.3)    | 5,076<br>(1.6)     | 15,021<br>(2.0)    |
| 自 殺                 | 12,298<br>(3.3)    | 19,531<br>(2.1)    | 7,970<br>(2.5)     | 7,048<br>(0.9)     |
| その他の外因性死<br>因       | 1,932<br>(0.5)     | 10,263<br>(1.1)    | 1,007<br>(0.3)     | 3,863<br>(0.5)     |

注) \* 死因の定義については、本文の脚注11)を参照されたい。

\*\* 日本の資料は、厚生省大臣官房統計情報部「人口動態統計」昭和52年版により、米国の資料は、United States National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*, 1977, Vol. 11, Washington D. C., 1979.

日本と米国白人の死因構造の違いをみることにしよう。表2に、1977年の動態統計による両国の死因別死亡数とその割合を示した<sup>11)</sup>。

日本の死因順位は、第一位が「脳血管疾患」(男子23.3%、女子26.2%)、第二位が「悪性新生物」(男子22.3%、女子19.7%)、そして第三位が「心臓疾患」(男子14.3%、女子15.9%)の順となっており、男女ともそれら三大主要死因が全体の死亡数の約60%を占めている。一方、米国白人のそれは、第一位が「心臓疾患」(男子36.0%、女子35.0%)、第二位が「悪性新生物」(男子20.3%、女子21.0%)、第三位が「脳血管疾患」(男子7.3%、女子12.3%)の順になっている。米国の場合、三大主要死因が全体の約65%を占め、日本の場合よりこれら三大死因への集中度が若干高い。死因別死亡割合でみた日米間の最も顕著な違いは、日・欧米の比較でみたと同様に、日米で第一位と第三位の死因が入れ替わっていることであろう。「心臓疾患」の場合米国の方が男子で21.7%、女子で19.1%も多く、逆に「脳血管疾患」は日本の方が男子で16.0%、女子で13.9%多い。しかし、第二位の死因(「悪性新生物」)は日米両国ともに全体の約20%とほぼ等しく、差はない。第四位以下の死因順位で、日米間に5%以上の差があるものは、「その他の循環器系疾患」(男子4.7%、女子5.3%)のみである。

このように、日本と米国白人の死因構造の違いは主として、「心臓疾患」や「脳血管疾患」を始めとする「循環器系の疾患」に属する死因による死亡の差異に関連していることがわかる。また、米国白人の死因構造が典型的な欧米型の死因構造であることを示している。

- 11) この分析で用いた15死因を、WHOの「国際疾病、傷害及び死因統計分類」の第8版のB分類にしたがって示せば次のとおりである。1) 呼吸器系の結核(B5)、2) その他の伝染病・寄生虫病(B5を除く、B1—B18)、3) インフルエンザ・肺炎・気管支炎(B31—33)、4) 悪性新生物(B19)、5) 心臓疾患(B26, B28, B29)、6) 高血圧疾患(B27)、7) 脳血管疾患(B30)、8) その他の循環器系疾患(B25, B46. c)、9) 内臓器の疾患(B21, B34, B37, B38)、10) 診断名不明確な状態(B45)、11) その他の内因性疾患(B19—B46のうち、3)—10)項を除く残り)、12) 自動車事故(BE47)、13) その他の事故(BE48)、14) 自殺(BE49)、15) その他の外因性死因(BE50)の以上15死因。

さて、日米の平均寿命の格差との関連からいえば、それらの日米間に差のある死因がどのような年齢別死亡率パターンを持っているかがもっとも重要であろう。なぜなら、死因別死亡率の年齢カーブがどのような型を示すかによって、平均寿命への影響の程度が異なるからである。

図 2 a 年齢別死亡率カーブ、日本および米国白人男子、1977年。

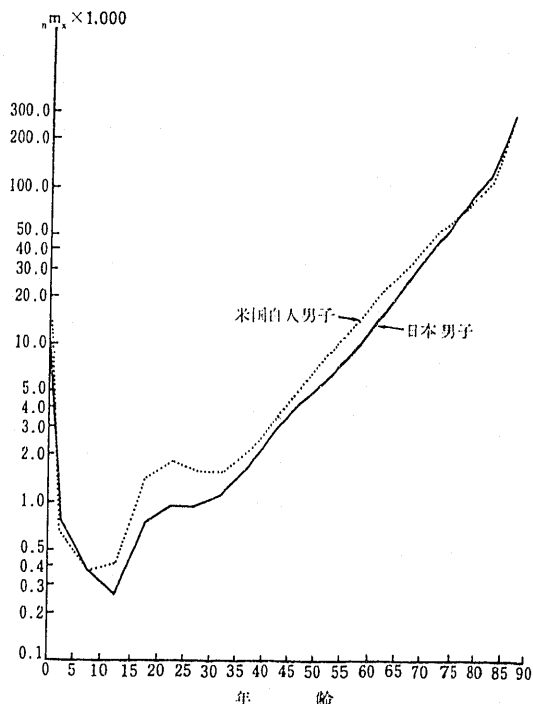
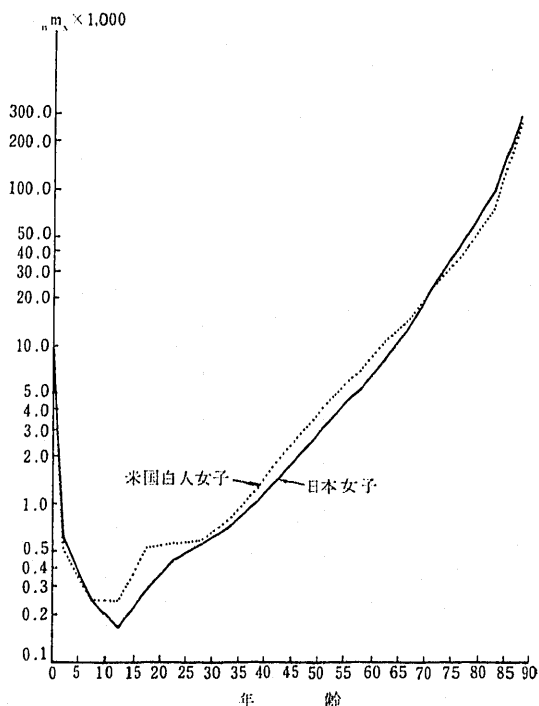


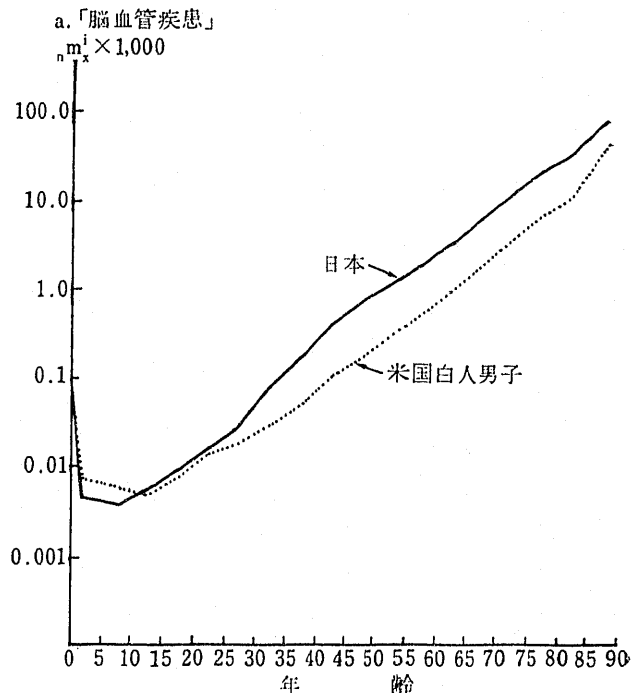
図 2 b 年齢別死亡率カーブ、日本および米国白人女子、1977年。

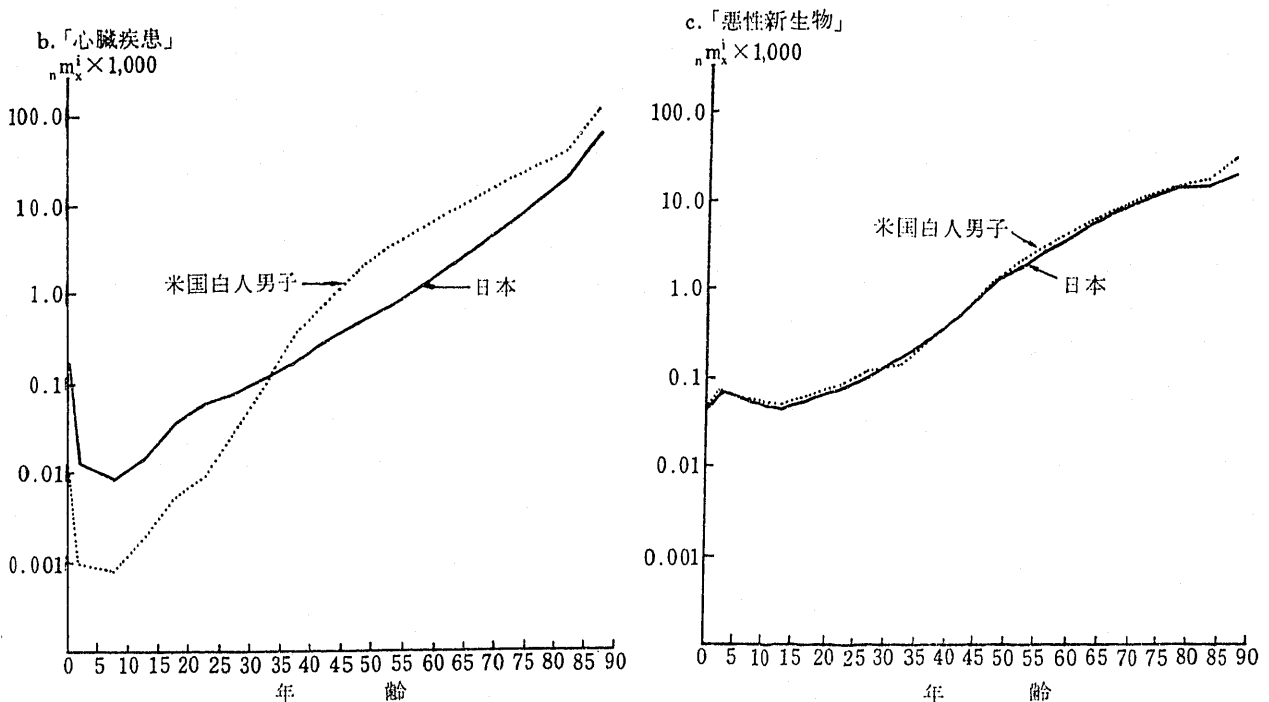


日本と米国白人の女子について、全死因の年齢別死亡率カーブを図 2 に示した（縦軸の死亡率は対数目盛りで表わされている）。既に述べたように、1977年の日・米白人女子の平均寿命はほぼ等しかった。しかしながら年齢別死亡率でみると、年齢10—69歳では米国白人女子の死亡率の方が高く、逆に年齢5—9歳以下と70歳以上では日本の女子の死亡率が高いことがわかる。このことは、平均寿命が同一水準であったとしても死亡率の年齢カーブが異なるパターンを持つ場合がありうることを示している。日本の場合、米国に比較し年齢別死亡率パターンは中年の死亡率が低く、高年齢においてウェートが高い。

男子の場合には、平均寿命の水準が異なっている分だけ年齢別死亡率カーブにより明白な違いがみられる。つまり、年齢10歳位から70歳位まで日本の死亡率が米国白人よりコンスタントに低く、それ以外の年齢ではほぼ米国と同じカーブを示している。

図 3 三大主要死因の年齢別死亡率カーブ、日本および米国白人男子





次に死因別年齢別死亡率パターンを、男子の場合についてみよう(図3)。まず、「脳血管疾患」死亡率についてみると、日・米の年齢カーブは年齢30歳未満までほぼ等しいパターンを示している。しかし年齢30歳以上では、日本の年齢別死亡率が米国より比例的に高くなっている。とくにこのグラフは対数目盛りで示しているから、高年齢の日・米差ほど大きい。「心臓疾患」死亡率の年齢カーブをみると、日本の死亡率の方が年齢35歳未満において高い。しかし、率の水準が非常に小さいので、平均寿命に対する影響は少ないであろう。米国の「心臓疾患」死亡率は年齢35歳以上において、「脳血管疾患」死亡率とはまったく逆の傾向を示し、わが国の水準より非常に高い。一方「悪性新生物」死亡率はどの年齢をみてもほとんど等しい水準で、この死因の年齢別死亡率パターンは日・米間に差がみられない。

以上のように、日・米の死因構造は死因別の年齢別死亡率パターンでみると、それぞれ異なる特徴をみせていることがわかる。とくに、日・米の差は、年齢別死亡率それ自体の水準が圧倒的に大きい年齢40歳以上において、顕著にみられる。したがって、この年齢層の日・米差が平均寿命格差に大きく影響していると考えられる。また、それらの死因は「心臓疾患」と「脳血管疾患」を始めとする成人病であった。したがって、日・米の平均寿命格差がそれらの死因に関連していることが推察される。それでは、個々の死因が具体的にどの程度、日・米の平均寿命格差に影響を及ぼしているのだろうか。それを前述の方法を用いた分析結果に基づいて検討することにしたい。

### 3 分析結果

日・米の平均寿命格差のうち、先に示した方法によって得た15死因の平均寿命に対する影響の程度(寄与年数)についてみることにしよう(表3および4)。

男子の場合、日本の平均寿命は米国よりも2.23年長い<sup>12)</sup>。個々の死因別にみると、ある死因は日米の平均寿命格差を拡大させる働きを示し、また他の死因はそれを縮小させる働きをしている(表中の数値にマイナスの符号がついたものが日・米の平均寿命格差を縮小させる働き、いいかえれば日本の

表3 死因別年齢別, 日米平均寿命格差の分析表, 男子, 1977年

単位: 年

| 死 因*            | 年 齢    |        |        |        |        |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                 | 合 計    | 0—14歳  | 15—49歳 | 50—69歳 | 70歳以上  |
| 全 死 因           | 2.230  | 0.281  | 0.769  | 1.365  | -0.186 |
| 呼 吸 器 系 の 結 核   | -0.156 | -0.000 | -0.014 | -0.089 | -0.053 |
| その他の伝染病・寄生虫病    | 0.016  | 0.019  | -0.001 | -0.000 | -0.002 |
| インフルエンザ・肺炎・気管支炎 | -0.108 | -0.030 | 0.002  | 0.033  | -0.114 |
| 悪 性 新 生 物       | 0.199  | -0.001 | -0.005 | 0.142  | 0.063  |
| 心 臓 疾 患         | 2.438  | -0.020 | 0.008  | 1.566  | 0.812  |
| 高 血 圧 疾 患       | -0.130 | 0.000  | -0.003 | -0.028 | -0.099 |
| 脳 血 管 疾 患       | -1.623 | -0.000 | -0.093 | -0.722 | -0.808 |
| その他の循環器系疾患      | 0.530  | 0.025  | 0.050  | 0.247  | 0.208  |
| 内 臓 器 の 疾 患     | -0.117 | -0.001 | -0.018 | -0.035 | -0.062 |
| その他の内因性疾患       | 0.482  | 0.179  | 0.039  | 0.179  | 0.085  |
| 診断名不明確な状態       | -0.062 | 0.104  | 0.013  | 0.030  | -0.210 |
| 自 動 車 事 故       | 0.427  | 0.032  | 0.380  | 0.015  | 0.000  |
| そ の 他 の 事 故     | 0.160  | -0.021 | 0.172  | 0.007  | 0.003  |
| 自 殺             | -0.016 | 0.001  | 0.005  | -0.012 | -0.010 |
| その他の外因性死因       | 0.191  | -0.006 | 0.162  | 0.032  | 0.002  |

注) \* 死因の定義については, 本文の脚注 11) を参照されたい。

表4 死因別年齢別, 日米平均寿命格差の分析表, 女子, 1977年

単位: 年

| 死 因*            | 年 齢    |        |        |        |        |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                 | 合 計    | 0—14歳  | 15—49歳 | 50—69歳 | 70歳以上  |
| 全 死 因           | 0.335  | 0.202  | 0.262  | 0.675  | -1.803 |
| 呼 吸 器 系 の 結 核   | -0.066 | 0.000  | -0.011 | -0.032 | -0.022 |
| その他の伝染病・寄生虫病    | 0.004  | 0.013  | 0.001  | 0.002  | -0.012 |
| インフルエンザ・肺炎・気管支炎 | -0.159 | -0.028 | -0.001 | 0.003  | -0.133 |
| 悪 性 新 生 物       | 0.418  | -0.007 | -0.003 | 0.359  | 0.073  |
| 心 臓 疾 患         | 1.179  | -0.019 | -0.013 | 0.499  | 0.713  |
| 高 血 圧 疾 患       | -0.194 | 0.000  | -0.001 | -0.023 | -0.169 |
| 脳 血 管 疾 患       | -1.343 | -0.001 | -0.015 | -0.434 | -0.893 |
| その他の循環器系疾患      | 0.394  | 0.020  | 0.032  | 0.128  | 0.214  |
| 内 臓 器 の 疾 患     | 0.007  | 0.000  | 0.020  | 0.032  | -0.044 |
| その他の内因性疾患       | 0.219  | 0.141  | 0.006  | 0.109  | -0.037 |
| 診断名不明確な状態       | -0.363 | 0.072  | 0.020  | 0.011  | -0.467 |
| 自 動 車 事 故       | 0.230  | 0.036  | 0.174  | 0.020  | 0.000  |
| そ の 他 の 事 故     | 0.076  | -0.016 | 0.051  | 0.031  | 0.010  |
| 自 殺             | -0.128 | -0.001 | -0.052 | -0.038 | -0.037 |
| その他の外因性死因       | 0.061  | -0.008 | 0.054  | 0.014  | 0.001  |

注) \* 死因の定義については, 本文の脚注 11) を参照されたい。



死因別死亡率が米国より高いことによって相対的に日本の平均寿命が低くなっていることを示し、プラスの符号はその逆、つまり格差を拡大する働きを示す)。

日本の死因別年齢別死亡率が米国より低く、結果的に日・米の平均寿命格差を拡大させる働きを示した死因は、「その他の伝染病・寄生虫病」、「悪性新生物」、「心臓疾患」、「その他の循環器系疾患」、「その他の内因性疾患」、「自動車事故」、「その他の外因性死因」で、これらの死因によって平均寿命に4.44年の日・米間格差を生じさせている。その中でも「心臓疾患」が格差拡大に最も強く貢献しており、それのみによって日・米間に2.44年の格差をもたらしている。それ以外の死因はいずれも0.5年以下であるが、「自殺」を除く外因性の死因をまとめてみると平均寿命格差拡大に0.78年の貢献をしていることがわかる。

一方、日・米の平均寿命格差を縮小させた死因は、「呼吸器系の結核」、「インフルエンザ・肺炎・気管支炎」、「高血圧疾患」、「脳血管疾患」、「内臓器の疾患」、「その他の内因性疾患」、および「自殺」である。これらの死因の年齢別死亡率は米国より日本の方が高く、それによって日本と米国の平均寿命格差が小さくされた部分である。これらの死因によって日米平均寿命格差は2.21年縮小していることがわかる。そのうち、格差縮小に最も貢献している死因は「脳血管疾患」で、1.62年ほど日本の平均寿命を低くしている。その他の死因についてみると、日米平均寿命格差に-0.16年から-0.02年の影響を及ぼしている。しかし、「脳血管疾患」に比較しその影響は非常に小さいといえる。

次にこのような影響が年齢別にみてどのような年齢階級から生じているのかをみることにしよう。年齢0歳から14歳では全体として日米平均寿命格差を0.28年拡大する働きを示した。このような格差拡大への貢献は、表からみる限り「その他の内因性疾患」(0.18年)と「診断名不明確な状態」(0.1<sup>0</sup>年)の2死因から生じている。「その他の内因性疾患」には「先天異常」や「周産期に固有な疾患」が含まれており、主としてこれらの死因の日・米間格差によって生じたものと考えられる。「診断名不明確な状態」の値が若干高く現れたのは死亡診断書記載時における日米の判断規準の差異によるものであるのかも知れない。しかし、この死因の影響は非常に小さい。

年齢15—49歳において生じた日米平均寿命格差の部分は、0.77年である。そのうち、内因性の死因はその格差にほとんど貢献していない。つまり、15—49歳に関しては外因性死因(「自動車事故」(0.38),「その他の事故」(0.17),および「その他の外因性死因」(0.16))からそのほとんどが生じているといえる。

次に50—69歳についてみれば、日米平均寿命格差全体の約60% (1.37年)がこの年齢階級から生じている。死因別にみれば、日米平均寿命格差を拡大する要因となっている死因と、それを縮小する要因となっている死因、そして日米平均寿命格差にほとんど影響を及ぼさない死因の3つのタイプに分けることができる。米国の死因別年齢別死亡率が日本より高く、したがって平均寿命の格差を拡大させる働きを示しているのは「心臓疾患」で、この年齢階級において日米平均寿命格差を1.57年ほど拡大するのに貢献している。他の死因では「その他の循環器系疾患」(0.25年),「悪性新生物」(0.14年)の順で高い寄与年数を示したが、「心臓疾患」に比較しその影響は少ない。

12) 1977年の日米の平均寿命の差は、男子2.643年(日本72.576, 米国白人69.933), 女子0.638年(日本77.473, 米国白人76.835)であったが、この方法によって推定された個々の死因別の期待値の総和(表中の全死因欄)は若干低い値(男子2.230, 女子0.335)となった。この理由として考えられることは、全死因の年齢別死亡率と死因別年齢別死亡率の比率によって、期待年齢別死亡率を求めていること、また生命表の関数の一つである  $naa$  (年齢  $a$  歳から  $a+n$  歳の間に死亡する人口の平均生存延べ年数)を期待年齢別確率が求められた後も、変化しないものと仮定しているためと考えられる。しかし、この分析の目的が、特定死因の格差を二つの人口の間から取り除いたとき、それが平均寿命にどのような効果かを及ぼすのかを検討することにあるので、大きな問題はないと考えられる。

この年齢階級では、逆に、日本の死因別年齢別死亡率が米国より高いことによって、日米平均寿命格差を縮小させる働きを示した「脳血管疾患」(-0.72年)がある。それ以外にも「呼吸器の結核」(-0.09年)、「高血圧疾患」(-0.03)が縮小させる働きを示したが、これら3つの死因の貢献度は極めて小さいものであった。したがって、年齢50-69歳においては「心臓疾患」、「その他の循環器系疾患」等の平均寿命格差拡大をもたらす要因と「脳血管疾患」等のそれを打ち消す要因の作用によって、1.37年の日米平均寿命格差を生じたものといえる。

年齢70歳以上の死因別年齢別死亡率が日米平均寿命格差拡大に及ぼした影響は、他の年齢階級でみられた傾向と異なり、0.19年の縮小に寄与している。死因別にみれば「脳血管疾患」(-0.81年)、「診断名不明確な状態」(-0.21年)、および「インフルエンザ・肺炎・気管支炎」(-0.14年)が日米平均寿命格差を縮小する要因となっている。なお、「診断名不明確な状態」に含まれる死因の大部分は「精神病の記載のない老衰」である。一方、日米平均寿命格差を拡大する方向に影響した死因は「心臓疾患」(0.81年)、「その他の循環器系疾患」(0.21年)等である。年齢50-69歳と比較して、70歳以上では「心臓疾患」による影響がかなり小さく、そのため70歳以上では日米平均寿命格差に対する寄与年数がマイナスの符号を示したと考えられる。

以上のように、男子の日・米の平均寿命に格差が生じた主たる要因は、その影響の大きさからみて「心臓疾患」と「脳血管疾患」の両死因の年齢別死亡率差である。つまり「心臓疾患」は米国の死因別年齢別死亡率が日本より高いことにより、日米平均寿命格差を2.44年拡大させる働きを示し、逆に「脳血管疾患」は日本の死因別年齢別死亡率が米国より高いことにより、日米平均寿命格差を1.62年縮小させている。この両死因を中心としながら、いくつかの死因がその影響を打ち消し合って全死因における2.23年の日米平均寿命格差を生じさせていることが明らかとなった。

なお、女子については紙面の都合で詳細に説明することができないが、基本的にほぼ男子と同じ死因に相反する作用(格差拡大へ2.59年、格差縮小へ2.25年)がみられる。そして、結果的にはそれらの影響が打ち消し合って、ほぼ日米間に平均寿命の格差がない状態を生じている。

#### IV ま と め

平均寿命は死因別年齢別死亡率を総合化した単一指標である。異なる人口の同一時点における平均寿命は、たとえそれが似たような水準にあっても、死因構造に大きな違いがある場合があり得る。わが国の平均寿命は1970年代後半に世界の最長寿国の水準に到達したが、そうした他の先進諸国の水準に追いつき追いこした平均寿命の改善には、日本の死因構造の特質が有利に働いたと考えられる。また、日本の平均寿命が世界で最も高い水準にあったとしても、特定の死因についてみればいぜんとして、他の先進諸国よりかなり高い死因別年齢別死亡率を保持しているものもある。本論では日本の平均寿命が米国白人のそれと比較して死因構造上どこに有利な点があるのか、またそれが具体的にどの程度、日米平均寿命格差に貢献しているのかを検討した。

日本の平均寿命は男子の場合には2.23年、女子では0.34年ほど米国より長い。日本の死因別年齢別死亡率は米国白人のそれと比較して、「心臓疾患」、「自動車事故」を始めとする外因性死因の死亡率が低く、これらの死因を中心として日本の平均寿命は米国の平均寿命より相当高い水準に到達する条件を持っている。しかしながら、「脳血管疾患」を始めとして、いくつかの死因で年齢別死亡率が米国より高い死因がある。それらが日本の平均寿命の伸びをおさえる効果をもっていることがわかる。

日本の死因構造は「心臓疾患」による死亡が米国と比較し少ないという特徴をもっており、このこ

とが日本の平均寿命を高くするもっとも大きな要因となっている。さらに、日本の平均寿命を低くする働きを示した死因は、比較的高い年齢階級でウエートの大きい死因が多い。またそれらの死因の一部は、感染性死因を始めとして比較的現代の医療技術によってある程度の死亡率低下が可能な死因である。このことは、今後のわが国の平均寿命の改善に有利な条件を示すものである。

日本の男子の死因別年齢別死亡率のうち、「脳血管疾患」による死亡率が米国白人のそれと同じであるとすれば、1977年の日本の男子平均寿命は72.58年から74.20年へと上昇し、女子の場合も同様に77.47年から78.82年へと上昇する。今後とも、日本の平均寿命が一層順調な改善を達成していくためには、このような日本の平均寿命を潜在的に押し止めている死因をまず低下させることが必要であろう。とくに、個々の死因別にみて諸外国の死亡率が既に日本より低い水準に達している死因については、わが国の死亡率を欧米の水準にまで引き下げることが可能であろう。この分析では、日本と米国白人についてのみ検討を行ったが、さらに他の先進諸国との検討を行い、日本の平均寿命改善の可能性を探っていきたい。

## A Comparative Study for the Level of Life Expectancy and the Cause Structure of Mortality between the Japanese and the U. S. White American

Shigesato TAKAHASHI

Japanese life expectations for both male and female reached the highest level in the world around late 1970s. According to the 1983 life table, life expectancy at birth was 74.2 years for male and 79.8 years for female. It is regarded that annual gain in life expectancy for the Japanese remained relatively high compared with the European and American one.

The reason why Japanese life expectancy is still improving with relatively high annual gain can be found in the difference in the cause structure of mortality between Japan and other developed countries, like Sweden, Norway and the U. S. The author examined the characteristics of Japanese cause structure of mortality while comparing with European one. Life table analysis has been used here for the comparative study between the Japanese and the U. S. White American data.

Main findings are as follows:

- 1) According to the vital statistics data in 1977, it was found that there were two main differences in the causes of death between the Japanese and the U. S. White American. These were death from cerebro-vascular disease and heart disease.
- 2) The percent of the death rate from cerebro-vascular disease among the overall death rate was 36.2% for female, 23.3% for male in Japanese and 13.3% for female, 7.3% for male in White American.
- 3) As the result of life table analysis, Japanese life expectancy for male was prolonged 2.438 years due to the lower rates of cause-age specific mortality from heart disease than that for the White American. It is clear that the most of difference in life expectancy between two populations comes from death rate from heart disease.
- 4) However, Japanese life expectancy for male was reduced 1.623 years because of the higher rates of cause-age specific mortality from cerebro-vascular disease than that for the White American. It should be noted that Japanese expected life expectancy at birth will increase from 72.59 years to 74.20 years for male and from 74.47 years to 78.82 years for female, if we assume that age-specific death rates from cerebro-vascular disease decrease to the level of the White American.

M. Guttentag and P. F. Secord,  
*Too Many Women?: The Sex Ratio  
Question*, Beverly Hills, CA : Sage  
Publications, 1983, 275pp.

本書は性比不均衡の社会的影響、特に性役割に対する影響を扱ったものである。二人の著者は社会心理学者の夫婦で、妻の M. Guttentag が1977年に亡くなった後、夫の P. F. Secord が妻のアイデアと本書の約半分に当たる部分の遺稿をもとにこれを完成させた。

本書は第Ⅰ部歴史からの手がかりと第Ⅱ部現代における観察結果の二つに大きく分けられるが、それらに先立って第1章序論——性比の問題——で問題提起と簡潔な仮説提示がなされている。第Ⅰ部は第2章古代ギリシャ（アテネとスパルタ）における女性の役割、第3章中世ヨーロッパにおける愛と女性べっ視、第4章正統派ユダヤ教徒における性と家族、第5章アメリカ合衆国草創期のフロンティア、南部、ニューイングランドにおける女性の4章から成っている。第Ⅱ部は第6章性比から性役割へ、第7章アメリカ白人における性役割と家族、第8章アメリカ黒人における性役割と家族、第9章性役割と家族の将来動向の4章から構成されており、第6章で改めて詳細な仮説提示がなされ、第9章で結論めいたことが述べられている。

本書の主張は男女各々にとっての潜在的な結婚相手の数が性行動、性道徳、結婚、離婚、出産、家庭の安定性といった社会の諸側面に対して大きな影響を与えるというものである。この背後には、社会心理学・社会学の交換理論に基づく以下のような仮説がある。すなわち、女子人口の過剰が生じた場合には男性が別の交際相手を見つけやすくなるため、特定の女性との関係に依存する必要がなくなり、ダイアド（二者）の力関係で優位に立つようになる。逆に、女性は別の交際相手を見つけにくくなるため、特定の男性との関係に依存する必要が生じ、男性に対して高い水準の満足を与える努力をせざるを得なくなる一方で、自らは低い水準の満足しか得られなくなる。さらに政治力、経済力といった構造的な力関係でも男性が優位に立っていることもあるため、男性にこびる女性が増える一方で、自立した女性が増え、構造的な力を獲得するために女性解放運動を起こしたりする。これに対して、男性は女性を大切に扱わなくなるとともに特定の女性にあまりコミットしなくなり、伝統的な男女関係とそれに伴う伝統的な性役割を軽視するようになる。その結果、社会が性解放的になるというのが、仮説の概要である。

著者たちは1960～70年代におけるアメリカ社会の変動の少なくとも一部が性比の変化によって説明できるとしている。しかし、各種の技術変化や女子の高学歴化、女子の就業による経済力の高まり、法律上の男女平等化、女性自身の性役割アイデンティティーの変化といった社会変動によって男性の構造的な力が弱まりつつあるので、このような性比の社会的影響は永続きしないと考えている。

人口学者にとって本書の主張の少なくとも一部は目新しいものではない。結婚難 (Marriage Squeeze) 仮説を唱える P. C. Glick や D. M. Heer は1960年代初頭から莫然とした形で同じようなことを述べてきたし、Spanier & Glick による黒人の配偶者選択に関する1980年の論文や Heer & Grossbard-Schechtman による性役割と女性解放運動に関する1981年の論文でも本書と共通するような主張がなされている。しかし、本書の概要は Secord によって1978年のアメリカ心理学会大会で報告されているので、最近ではむしろ人口学者の方が影響を受けている可能性も考えられる。本書の主張には多少の問題があるとはいえ、書物の形で大胆な仮説を世に問うたという点では評価されるべきであろう。人口研究者からみると第Ⅰ部はさまざまな学問分野の研究成果がうまくまとめてあって興味深いのが、第Ⅱ部は各種指標にしても分析方法にしてもやや問題があるようである。今後は第Ⅱ部の不足を補うような形で人口学者が実証分析を進めていく必要がある。

(小島 宏)

## 人口問題審議会「特別委員会報告書」（人口白書）を公表

厚生大臣を始め関係各大臣の諮問機関である人口問題審議会（山本正淑会長）は、昭和59年6月20日の総会において、いわゆる「人口白書」を承認し、渡部恒三厚生大臣に報告した。この白書は、昭和49年以来10年ぶりに同審議会の「国際人口会議に関する特別委員会」（黒田俊夫委員長）によってまとめられたものである。

既報（本誌第170号）のように、本年8月メキシコシティにおいて国連主催の国際人口会議が開催されるが、人口問題審議会は、10年前のブカレスト会議のときの経緯を踏まえて特別委員会を設置し、今回のメキシコ会議に向けてわが国の対応を審議すると同時に、これも前例にならって「人口白書」を作成することを決定していたものである。

この報告書の内容について詳述する紙幅はないが、簡単な紹介の意味で「まえがき」と章節だてを示すと次のとおりである。

### 人口問題審議会特別委員会報告書

昭和59年6月

#### ま え が き

本審議会は昭和34年に引き続き、昭和49年に我が国人口の動向を総合的に分析し、問題点を指摘した「日本人口の動向——静止人口をめざして——」を発表した。

昭和49年は、国際連合によって「世界人口年」と定められ、人類の命運を左右すべき地球人口の将来と食糧の需給、資源の消費、環境の悪化などの諸問題について真剣に考え、世界の人口問題との関連において、各国がそれぞれの人口問題とその対策を考究すべき年であった。また、同年8月には、ルーマニアの首都ブカレストで国際連合主催の世界人口会議が開かれ、画期的な「世界人口行動計画」が採択された。

ブカレスト会議以降、世界の経済社会情勢は大幅に変化し、発展途上国における人口増加をはじめ、急速な都市化、国際人口移動等、世界の人口問題の多くはいまだに未解決のままである。このため国際連合は、これらの課題に対処するため昭和59年8月にメキシコシティにおいて国際人口会議を開催する。

我が国においても、昭和49年以降出生率が急激に低下したのをはじめ、人口動向が大きく変化し、その結果としての急速な人口の高齢化が、我が国の人口問題における最重要課題となっている。

人口の変動は経済社会の変動と深く関連しつつ進行し、しかもその変化はかなり後にまで影響を及ぼすので、人口問題への対応は極めて長期的なものでなければならない。また、人口高齢化の問題は広範囲にわたり、かつ相互に複雑に関連しているため、総合的な観点からの政策の推進が必要である。

国際人口会議を契機に、本審議会は次のような観点からこの報告書を取りまとめることとした。

- (1) 人口は経済社会の基礎となるものであり、その対応には総合的、長期的な視点が重要である。
- (2) 高齢化社会への対応は国民全体の課題であり、人口問題に対する国民の理解・認識を高めることが不可欠である。
- (3) 我が国の人口問題も世界の人口問題との関連において考える必要がある。

本報告書は総論において、各章の論旨を要約するとともに、我が国の現在及び将来の人口動向ならびに人口問題に関連して若干の提言を行い、あわせて国際人口会議に臨む我が国政府の基本的立場と役割について述べている。第1章においては、人口の高齢化を中心に、日本人口の動向を総括的に述べている。第2章で出生、第3章で死亡、第4章で人口移動を論じた後、第5章で高齢化社会を迎えるにあたって、人口の観点から特に重要と考えられるポイントを指摘している。また、世界の人口問題について十分な認識を持つことは極めて重要であり、さらに、近く国際人口会議において世界の人口問題が討議されることにもかんがみ、最後に、最新の国連の資料をもとにして、世界人口の動向と問題をまとめている。

人口の高齢化を中心とした我が国の人口動向とその問題について、広く国民の理解と認識が高まり、あわせて世界の人口問題について国民の関心が高まることを期待する。

(以下は章節の見出しである)

## 総 論

第1節 日本人口の現状と問題点

第2節 日本の人口問題に対する対応の方向と提言

第3節 国際人口会議に対する日本の立場と役割

## 第1章 静止人口と高齢化の進展——日本人口の回顧と展望——

第1節 静止人口に向けて

第2節 高齢化社会の到来

第3節 人口高齢化の社会経済的影響

## 第2章 なぜ最近出生率が下がったのか

第1節 最近の出生率低下

第2節 結婚時期が遅くなった

第3節 「2人っ子」の線は崩れているか

第4節 定着した家族計画

第5節 出生率の見通し

## 第3章 健康と長寿を求めて——死亡と平均寿命の動向——

第1節 世界最長寿国への歩み

第2節 死亡率はどのように低下したか

第3節 死亡率低下の背景——社会経済的要因と死亡率——

第4節 平均寿命はどこまで伸びるか

## 第4章 人の住み方はどう変わったか——人口分布と人口移動——

第1節 人口分布と都市化

第2節 人口移動はなぜ起こるか

第3節 将来どの地域にどれだけ人が住むか

## 第5章 高齢化社会を迎えるにあたって

## 付 録 世界人口の動向と問題

第1節 世界人口の動向

第2節 出生率と死亡率の変化

第3節 年齢構造の変化とその影響

第4節 人口の都市化

第5節 国際人口移動の変化

第6節 人口政策の現状

(以上のようにっており、これに参考となる関連統計資料が付されている)

なお、この報告書は『日本の人口・日本の社会——高齢化社会の未来図』と題して公刊(東洋経済新報社、本年8月初)される予定である。

## 第36回日本人口学会大会

日本人口学会の第36回大会は、昭和59年6月1日(金)、2日(土)の両日にわたり、中央大学多摩校舎(東京都八王子市東中野)において開催された。今回の大会は、中央大学経済学部の岡田實教授を委員長とする大会運営委員会の多大のご尽力によって盛大に行なわれ、終始熱心な雰囲気の中に充実した大会日程を終了した。

会員参加者は100名をこえ、本研究所からも多数の関係者が出席した。

大会プログラムは下掲のごとくであるが、本年は学会役員の改選期にあたり、大会直前に行なわれた選挙によって新役員(理事・監事)が選出され、新理事会の互選により小林和正氏が新会長に推薦され、会員総会において承認された。なお、かねて辞意を表明されていた篠崎信男前会長および三原信一元監事は、永年同学会に尽くされた功績をたたえられ、理事会において名誉会員に推薦され、総会において承認された。

新任された役員(任期2年)を示すと次のとおりである(常務理事は会長指名)。

|      |                      |
|------|----------------------|
| 会 長  | 小林和正(日本大学人口研究所教授)    |
| 常務理事 | 畑井義隆(明治学院大学経済学部教授)   |
| 〃    | 村松 稔(国立公衆衛生院衛生人口学部長) |
| 〃    | 濱 英彦(成城大学経済学部教授)     |
| 〃    | 吉田忠雄(明治大学政治経済学部教授)   |
| 〃    | 山口喜一(人口問題研究所人口情報部長)  |
| 理 事  | 岡崎陽一(人口問題研究所長)       |
| 〃    | 江崎廣次(福岡大学医学部教授)      |
| 〃    | 安川正彬(慶応義塾大学経済学部教授)   |
| 〃    | 河野稠果(人口問題研究所人口政策部長)  |
| 〃    | 石 南國(城西大学経済学部教授)     |
| 〃    | 大淵 寛(中央大学経済学部教授)     |
| 監 事  | 岡田 實(中央大学経済学部教授)     |
| 〃    | 河邊 宏(人口問題研究所人口移動部長)  |

研究報告会において行なわれた報告の題名および報告者を掲げると次のとおりである。

#### 第1日(6月1日)

##### ○自由論題報告

1. 「結婚難」に関する一考察……………安 蔵 伸 治(南カリフォルニア大)
2. 避妊と出生間隔—3つの都市地域の事例—……………渡 邊 吉 利(厚生省人口研)
3. 家族行列の理論と応用……………廣 嶋 清 志(厚生省人口研)
4. 発展途上国の人口分析におけるアルファ・インデックス  
の現代的意義……………丸 山 博(元 大 阪 大)  
藤 岡 光 夫(関 西 大)
5. ベイズ型コウホート・モデルについて……………中 村 隆(文 部 省 統 計 研)
6. 昭和55年におけるパリティ別人口の推計について……………松 村 迪 雄(労 働 省 統 計 情 報 部)
7. 出生性比の構造分析……………石 南 國(城 西 大)
8. 出生及び死産の曜日による変動について……………江 崎 廣 次(福 岡 大)  
渡 辺 大 介( 〃 )  
百 瀬 義 人( 〃 )
9. 労働力参加行動の動態的分析……………今 井 英 彦(中 央 大)
10. 年齢構成変化が与える労働市場への影響……………小 川 直 宏(日 本 大)
11. 労働供給行動の地域的分析……………水 野 朝 夫(中 央 大)
12. 低開発国の人口と食糧の長期分析……………畑 井 義 隆(明 治 学 院 大)
13. 特定被害に影響された死亡率についての一考察……………前 田 行 雄(医 薬 被 害 救 済 基 金)
14. わが国の死亡率低下に医療技術が果たした役割について……………西 田 茂 樹(公 衆 衛 生 院)  
村 松 稔( 〃 )
15. わが国における零歳平均余命延長の特異性について……………正 木 基 文(東 京 大)





24. 人口転換理論の一考察  
 —エントロピー・サイバネティックスとの関連—……………麻生 武典 (カリフォルニア州立大フラトン校)
25. 静止人口思想に関する一研究—経済学的見地から—……………森 岡 仁 (駒 沢 大)
26. P. A. ヴィクターの大気汚染防除の動学的考え方……………高木 尚文 (帝 京 大)
27. 人口都市化と消費生活行動……………黒田 俊夫 (日 本 大)
- 記念講話「マルサスと私」……………名誉会員 南 亮三郎
- シンポジウム「マルサスと現代世界」
- <座 長> 岡崎 陽一 (厚生省人口研)
- 森 岡 仁 (駒 沢 大)
1. 先進国におけるマルサス……………岡田 實 (中 央 大)
- <討 論> 皆川 勇一 (千 葉 大)
2. 開発途上国におけるマルサス……………大淵 寛 (中 央 大)
- <討 論> 畑井 義隆 (明 治 学 院 大)
3. 社会主義国におけるマルサス……………吉田 忠雄 (明 治 大)
- <討 論> 黒田 俊夫 (日 本 大)

### 1984年度米国人口学会 (P A A)

1984年5月3日から5日まで、米国のミネアポリス州都ミネアポリス市にて米国人口学会 (Population Association of America) が開催され、本研究所から人口政策部長河野稔果が出席する機会を得た。

米国人口学会の活動状況については、河野が昭和55年度の『人口学研究』(日本人口学会機関誌)に、「アメリカ人口学の最近の動向」として紹介したことがあるが、その会員は約3,000名で、日本人口学会の会員に比べて約10倍の会員を擁し、その発表種目の多彩なことでは、この種のナショナルな人口学会としては世界で断然一位の実績を持つ学会である。すでに、その紹介で明らかにしたように、米国人口学会はその視座がグローバルであり、米国だけに通用することなく、世界全体に普遍的に通用する、世界の最尖端に行く研究業績の発表で世界をリードする学会である。とくに発展途上国の人口研究を手広く、詳細かつ精緻に行っていることで定評がある。

もう一つの秀れた特徴は、若い優秀な人口学者が、発表者としてあるいは討論者として参加していることであり、その意味では国際人口学会の発表者が比較的大成した、すでに一家を成した人口学者の発表・討論を中核にしているのと比べて、若い血の躍動する、そして独創性のある研究業績が多いことが特筆される。

今回のミネアポリス大会は部会が64もあり、人口増加、出生力、死亡、結婚、家族、人口推計、人口推定論、高齢化、人口モデル、出生力を決定する社会経済的要因等を広く網羅する範囲の広さ、きめの細さで出色の大会であったと言えよう。一番多い時では、同時に6部会も同時に進行しており、出席の選択に困る程の内容の豊富さ、発表者・討論者の人材の多彩さであった。

一つ大いに感じたことは、人口学の計量化・数量化が強くなっていることで、分析に例えば proportional hazard model, log-linear model, multi-state life table, シミュレーションが日常茶飯事として応用されていることであり、人口学の数学化の傾向を感じさせるのである。とくにコンピュータの利用が最近常に容易になったこと、データがより豊富に取られるようになったことが理由として挙げられよう。筆者はとくに、出生率の予測に関する方法論の研究、形式人口学の最前線、家族人口学、死亡分析の発展等に関する部会に出席したが、その数学化は背景的知識がないと充分ついて行けない位の、非常に複雑化した状況を示していた。

会長の Samuel Preston は会長演説の中で、高齢化恐るに足らずの議論を展開し、高齢者は選挙権を持つが、青少年人口は持たないこと、将来高齢者のニードを充たす高齢産業がブームを起し、他の年齢グループからの資本移転をもたらすことを述べたが、我が国などでは見られぬ画期的現象だと理解され得る。

(河野稔果記)

---

**THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS**
**(JINKO MONDAI KENKYU)**
*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*


---

*Editor:* Yoichi OKAZAKI

*Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI

*Associate Editors:* Shigemi KONO Hiroshi KAWABE Makoto ATOH

 Takeharu KANEKO Michiko YAMAMOTO
 

---

**CONTENTS**
**Articles**

- The Relationship between Assumptions of Vital Rates  
and the Results of Population Projection.....  
.....Hiroshi KAWABE, Chizuko YAMAMOTO and Hisashi INABA... 1 ~21
- The Causes for the Recent Decline in Japanese  
Fertility and its Prospect .....Makoto ATOH...22~35
- The Labor-supplying Activities of Married Women;  
As Seen from the Level of their Educational  
Attainments—With a Focus Placed on their Marriage  
and Childbearing Periods.....Eiko NAKANO...36~52
- A Comparative Study for the Level of Life Expectancy  
and the Cause Structure of Mortality between the  
Japanese and the U. S. White American.....Shigesato TAKAHASHI...53~66

**Book Reviews**

- Zenji Suzuki, *Nihon no Yuuseigaku* (Y. IMAIZUMI).....67
- M. Guttentag and P. F. Secord, *Too Many Women?* (H. KOJIMA).....68

**Miscellaneous News**.....69~74

---

Published by the  
**Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare,**  
*Tokyo, Japan*