

# 人口問題研究

第49巻第1号

(通巻206号)

1993年4月刊行

## 調査研究

- 女性と人口問題.....河野 稠 果... 1~16  
 年齢別出生率の将来推計システム.....金子 隆 一... 17~38

## 研究ノート

- 世帯主のコーホート変化に着目した家族類型別世帯数の推計手法  
 —その1 家族類型別純遷移率法の提案—.....大江 守 之... 39~46

## 資料

- 国連世界人口推計の概要：1992年版.....石坂 川 晃  
 中 東 里江子... 47~66  
 川 里江子  
 中 聡 史

## 書評・紹介

- Shiva S. Halli and K. Vaninadha Rao,  
*Advanced Techniques of Population Analysis* (渡邊吉利) ..... 67

## 統計

- 都道府県別標準化人口動態率：1991年..... 68~73  
 都道府県別女子の年齢(5歳階級)別出生率および合計特殊出生率：1991年..... 74~78

## 雑報

- 人事の異動一定例研究報告会の開催—資料の刊行—平成4年度研究評価委員会—第55回人口問題  
 審議会総会および懇談会—93年国際歴史人口学ワークショップ—アジア太平洋地域の労働力と人  
 口移動国際シンポジウム..... 79~84

## 女性と人口問題

河野 稠 果

### I 序論

1980年代に入って国連および専門機関の人口活動関係者、各国の人口学者、人口活動担当者の中で大きな考え方の変化があった。それは人口問題において女性のエレメントを重視するという考え方である。前にも女性の地位の向上、役割の拡大ということは謳われてはいたけれども、これが世界の人口問題解決のための大きな突破口になるという認識はほとんどなかった。ところが1980年代になって、新しい考え方が起こってきた。途上国で出生率が高いのは、死亡率が非常に高い状況で老後の保障という問題もあり、子供の経済価値が高いという積極的要因もあるけれども、それと共に家族のヒエラルキーが非常に厳格かつ硬直的で、女性特に嫁の地位が非常に低いためだということが認められるようになったのである。家族そして周辺の氏族社会にあって、嫁がその中で一人前どころかやっと半人前のステイタスを得るための唯一の手段は沢山の子供を産むことと、特に男の子を産むことしかなかった、という事情が明らかになった。

特にインド亜大陸の嫁の地位は非常に低く、男尊女卑は想像以上に強い。バングラデシュの場合、夫が亡くなった場合、16等分された財産のうち、息子達の取り分は10、娘達のそれは4なのに妻はわずか2とされている。もし娘ばかりで息子に恵まれなかった場合は、息子達の取り分である10のそれは父方の伯父の息子達に配分されるという<sup>1)</sup>。息子を産めない嫁に対してあらゆるプレッシャーがかかるであろうことは想像に難くない。この辺の事情をパキスタン出身の国連人口基金事務局長ナフィス・サディック女史は熟知していて、以上のように女性の地位が低ければ、嫁がもう子供は結構だと思っても子供を生み続けるしかないという体制を緩和することが、出生率を抑制させ低下させる有力なステップである、というキャンペーンを張るのである。

以上の人口問題に関する新しい認識・知見から、以前にそれほど重点が置かれなかった女性の地位の向上の問題が、1984年のメキシコ市における国連国際人口会議において可決された「世界人口行動計画」の改訂版において、「行動に対する勧告」の第2章として女性問題に特別の1章が与えられ、女性を開発計画のあらゆる局面に参加させ、女性の地位の向上を開発の目的に組み入れることが人口問題の解決のため重要であるという点が喚起されるに至るのである<sup>2)</sup>。また、1994年のカイロで開催予定の第3回国連国際人口会議 International Conference on Population and Development のための専門準備会議の一つとして<sup>3)</sup>、ボツワナの首都ハバローネで「人口と女性に関する会議」が開催さ

1) たとえば近着の鈴木良一、「バングラデシュの村の女たち」、『世界と人口』、No.226、1993年1月、p.37を見よ。

2) United Nations, "Recommendations for Further Implementation of the World Population Plan of Action" adapted at the International Population Conference on Population, 1984, Mexico City.

3) カイロでの1994年国際人口会議のための専門家会議として、六つの会議が開催されたが、それは次の六つの人口分野についてであり、それに沿った議論が行われた。(1) 人口・開発・環境、(2) 人口構造、(3) 人口政策、(4) 人口と女性、(5) 家族計画とヘルス、(6) 人口移動、である。

れ、あとで引用するように女性の人口問題に対する関連性を真正面から論じている。

世界の人口学者の最大のプロフェッショナルな学会としての国際人口学会 International Union for the Scientific Study of Population は、1985年以後女性と人口に関する委員会を設立し、この領域の研究活動を始めた。1989年には Population and Gender という委員会が発足し、新しい研究領域でチャレンジを行っている。

さて、しかし、人口と女性といっても曖昧模糊とした話しである。そこで人口と女性という問題をアプローチするにあたり、人口およびそのサブグループにおける性比、さらに人口に関連する諸活動における性比、性差を論じることにするが、その前に、前述の「人口と女性」の専門会議に国連人口部がまとめて提出した、人口と女性問題の基本的枠組を示せば次のようである。これはまた同時に、人口と女性研究の枠組を示すことにもなる<sup>4)</sup>。

### 国連の考えた人口と女性問題の枠組

- A. 国連における人口と女性問題の扱い方と変遷
- B. 女性の自立と平等
- C. 健康と死亡
  - 1. 一般的死亡率
  - 2. 母性死亡と健康
  - 3. 子供の健康と死亡
  - 4. 中絶
  - 5. 避妊
  - 6. 女性性器の割礼
  - 7. 性病
  - 8. エイズ
- D. 出生率と家族計画
  - 1. 出生率の水準と動向
  - 2. 結婚
  - 3. 避妊
- F. 教育と訓練
  - 1. 教育程度における性差
  - 2. 女性の教育と出生率
  - 3. 女性の教育と出生率の媒介変数
- F. 雇用と労働力参加
  - 1. 労働力参加における性差
  - 2. 女性の就業と出生率
  - 3. 女性の就業, 子供の健康, 家族の福祉
- G. 女性と環境問題
  - 1. 人口増加と環境
  - 2. 環境保護者としての女性
  - 3. 先進国における環境問題

---

4) United Nations Secretariat, "Population and Women: A Review of Issues and Trends", Expert Meeting on Population and Women, Gaborone, 22-26 June 1992.

次に国連統計局は1976～1985年が世界女性10年ということにちなんで、女性問題に関する世界各国の関連統計を編纂していたが、1991年にまとまり *The World's Women 1970～1990: Trends and Statistics* として刊行された<sup>5)</sup>。これによると、六つの分野について関連統計がまとめられているが、それは 1. 女性、家族、世帯、2. 公的生活とリーダーシップ、3. 教育と訓練、4. 保健衛生と子育て、5. 住宅、居住、環境、6. 女性の就業と経済となっており、これらのそれぞれの分野が女性の問題に特に密接に関連していることが理解される。

## II 女性問題への人口学的接近

さて、前述したとおり女性問題といってもいささか雲を纏むような話である。そこで、人口学的観点からこれにアプローチして行くわけだが、そうなると男性との対比でこれを行うのが一番やり易い、ほかにも女性の自立度、向上度、女性の役割の拡大を論ずる研究もあり得ようが、人間の生存、あるいは経済社会活動における男女間の不平等性、性差に言及する方が人口学者としてやり易い<sup>6)</sup>。そこで、本稿では人口の中で最も基本的な男女の人口性比から話を進め、特定国のパリティ別出生性比、先進国・途上国における平均寿命の男女格差、無婚人口の男女差を述べ、そのインプリケーションを考え、人口問題における“女性”の問題の重要性を多面的に論じたい。

## III 人口性比について

「性比」とは masculinity ratio といって、女性人口を100とした場合の男性人口の比率である。有名なのは出生性比であるが、これは経験的に105前後に収まっている。しかし、これに関しても、アフリカの地域には100.0に近い出生性比を示す国々があり、一方ではこれは統計上の不備によるということが考えられようが、同時に胎児死亡率が男性の場合特に高く、出産にあたって実際に性比が低いという可能性も十分理解される。

総人口の性比、あるいは年齢主要区分別人口の性比のメカニズムはもう少し複雑であり、出生性比のほかに年齢別死亡率と人口移動における男女格差によって、そして全体の年齢構造の輪郭の違いによっても変化する。また過去に第2次世界大戦のように性選択的外因死をもたらす場合もある。さらに、途上国では調査漏れに男女差があり、これが人口の性比に影響をもたらしていることもある。

表1は、世界、先進・途上地域、各主要地域、そしていくつかの途上地域における人口大国に対して、総人口および年齢3区分による人口性比を示したものである。元来先進国は総人口についての性比が低く（女子が男子より多く）、100を割るのが普通であるが、逆に途上国では高く、100を超えるのが普通である。両地域とも15歳未満の年少人口では性比がほとんど変わらないが（ただしアフリカは例外）、15～64歳の生産年齢人口では差がつく。先進地域では100前後だが総じて100以下であるのに対して、途上地域はむしろ100を超える（ただしアフリカは例外）。65歳以上の老年人口では先進地域は60台に減少しているが、途上国は80台あるいはそれ以上に高い。

一般に途上国で総人口の性比が高いのは、まず、子供を産む女性の年齢で妊産婦死亡率が、劣悪な公衆衛生、医療体制、栄養状態と多産、出産間隔の短さによって、先進国と比べて非常に高いことが挙げられる。途上国の多くで出産間隔の短いことは、高い乳児死亡率をもたらすと共に、母体の健康

5) United Nations, *Social Statistics and Indicators*, (Series K. No.8, ST/ESA/STAT/SER, K/8), New York, 1991. これは『世界の女性』として日本統計協会から出版された。

6) 津谷典子、「女性の社会的地位」、『日本の地域開発と人口——1990年代の展望——』、人口開発シリーズ 15, アジア人口・開発協会, 1992年3月, p.70.

を大いに損っていることが指摘されているところである<sup>7)</sup>。そして、途上国、特にインド亜大陸で、医療へのアクセスと食事における性差別のため、幼少年期において女子の死亡率が男子と比べて低いとはいえないことが挙げられよう。さらに、途上国では人口高齢化がいまだして、一般に死亡率の低い女性が過半数を占める老年人口の割合がまだ小さいことも付け加えたい。一方先進国では中高年の死亡率の格差が大きい（男子が高い）が、その中高年の総人口において占める割合が大きいし、増加の一途を辿っている。

日本においても、19世紀から20世紀の戦前にかけて、総人口の性比は100を超えていたが、1937年から100を割り、1990年の国勢調査によれば96.5となっている。

表1で興味深い現象は、すでに触れたようにアフリカに見られる。アフリカは途上地域の中で例外的に総人口の性比が低いことで知られている。表1に示されるように、その性比は100を割っている。また15歳未満の年少人口で100をあまり上回っていないのは奇異にさえ感ずる。サハラ以南のアフリカではさらにこの傾向が強い。表1の下から2段目はナイジェリアであるが、100を割っている。しかし、ラテンアメリカでも、アフリカほどではないにせよ、総人口とも年少人口において低い性比を示していることが注目される。

元来出生性比は100よりも大きく105近辺であるのが普通となっている。それに反して、15歳未満で性比がわずかに100を超えた程度であるのは、よほど男の乳幼児死亡率が高いのか、届出漏れが男の

表1 主要地域および特定国の年齢3区分別人口性比：1990年

(単位：%)

地域 / 国	総人口	0 - 14	15 - 64	65 +
世界	101.3	104.7	102.7	74.1
先進地域	94.0	104.6	98.4	60.0
途上地域	103.5	104.7	104.2	87.4
アフリカ	99.0	101.5	98.1	80.6
サハラ以南のアフリカ	98.4	100.8	97.5	78.8
ラテンアメリカ	99.5	102.7	99.0	83.6
北部アメリカ	95.3	104.9	98.5	67.7
アジア	104.8	105.9	105.8	86.7
ヨーロッパ	95.1	105.3	100.0	63.2
オセアニア	101.2	105.5	103.7	75.5
旧ソ連	89.5	103.4	94.1	39.9
日本	96.7	105.1	100.5	67.3
中国	106.0	106.7	107.9	84.4
インド	107.0	106.9	107.6	99.1
パキスタン	108.8	107.0	110.3	109.8
ナイジェリア	97.3	99.9	95.9	78.5
ブラジル	99.5	101.2	99.3	89.5

出所：United Nations, *The Sex and Age Distribution of Population: The 1992 Revision of the United Nations Global Population Estimates and Projections*, New York, 1992.

注：この表は人口問題研究所 石川晃人口解析センター室長によって作成された。

7) United Nations Population Fund, *State of Population*, 1989, New York, 1989.

子に偏っているからであろう。しかし筆者の知る限り、男児に特に調査漏れが多い傾向があるとは聞いていない。やはりアフリカやラテンアメリカでは、周産期死亡率や乳幼児死亡率が特に男児の場合に高いということであろうか。

もう一つ興味深いことは、インド、パキスタンといったインド亜大陸の国々で性比が異常に高いことである。元来低くあるべき65歳以上の性比がインドでは99.1と100に近く、パキスタンでは109.8と100を優に超える。これは第VI節で述べるように、女子の母性死亡率が高いこと、そして一般に女子の平均寿命がこれまで男子に比べてむしろ低かったことが挙げられる。

#### IV パリティ別出生性比

女性に対する差別をある意味で如実に示すものがパリティ別出生性比である。ここでは中国と韓国に対し1982年から1988年のパリティ別出生性比を表2に掲げる。

中国においては、1982年以降出生性比が増加するが、最近の1989年ではそれが常識的な線を超えて

表2 中国と韓国のパリティ別出生性比：1981-1989

中 国

年 次	総 出 生	第 1 児	第 2 児	第 3 児	第 4 児以上
1982	107.2	106.5	105.0	109.4	111.9
1983	107.7	107.5	107.2	108.2	109.3
1984	108.3	102.1	113.6	112.6	122.2
1985	111.2	106.1	116.1	114.3	121.5
1986	112.1	105.2	116.8	123.2	124.7
1987	110.8	106.7	112.6	118.9	121.2
1988	107.9	101.1	114.3	116.5	119.6
1989	113.8	104.9	120.9	124.6	131.7

資料：China：1982-88：State Statistical Bureau, Republic of China, ed, (1991) *10 Percent sampling tabulation on the 1990 Population Census of the People's Republic of China*, Beijing：China Statistical Publishing House. 1989：State Family Planning Commission (1990) *National Fertility Sample Survey*, Beijing：China Population Publishing House.

韓 国

年 次	総 出 生	第 1 児	第 2 児	第 3 児	第 4 児以上
1982	106.9	105.5	106.1	109.3	114.2
1983	107.7	106.0	106.3	112.5	122.1
1984	108.7	106.4	107.5	118.5	131.7
1985	110.0	106.3	108.2	131.7	153.8
1986	112.3	107.6	111.7	141.4	157.4
1987	109.4	105.2	109.5	131.8	157.2
1988	113.6	107.2	113.5	170.5	199.1

資料：National Bureau of Statistics (1989). *Annual Report on the Vital Statistics 1988*, Seoul：Economic Planning Board, Republic of Korea.

注：これらの表は国連人口部の小野敬子氏の好意により掲載させてもらった。

114近くまで上昇しているのを見ることが出来る。そこでパリティ別の性比をみると、きわめて明瞭な傾向がみられる。パリティ1の場合にはあまり変化がなく安定しているとみられるが、パリティ2以上の出生については、最近非常な増加が目されるのである。パリティ2では1989年の出生性比は120を超え、パリティ3では124.5、パリティ4では131.7となっている。出生性比が120とか130という数字は明らかに不自然であり、そこに何等かの人為的作用、操作が働いたと考えるのは妥当であろう。

そこで想像するのは、1980年前後に始まった中国の「一人っ子政策」たる人口管理政策である。中国の「一人っ子政策」そのものについて筆者はこれを論評する立場にはない。しかし、子供は1人ということで、2人以上を産むと色々生活上不利益を蒙ったり、罰を受けるという体制下にあっては、男児を求め女児を敬遠する傾向があるのは当然かも知れない。そこで、生まれる子供は男でありたい、という願望は強い。そして高パリティでは特にその傾向が強いことが考えられる。そこで、生まれた子あるいは胎児が女児であれば、(1)間引きをする、(2)女の胎児は中絶する、(3)女児の出産はこれを届けず、という操作が加わっても不思議ではない<sup>8)</sup>。

ここで一つの疑問が生ずる。中国は一人っ子政策なので、以上のような人為的操作が加えられるとすれば、出生性比は第1児から105を大きく超えてもよさそうなのに、第1児のところでは第2児以上のように105~6から大きく偏異する不規則性を示さないことであろう。表2によれば、第1児の性比は105~106のレベルを下回っているのが見られさえする。しかしハル Terrence H. Hullの最近の研究(注8)参照)が引用するデータによれば、1986年の第1児出生性比は107.66で1981年の105強よりもわずかではあるが増加しているけれども、しかしそこでも、性比の不規則性は第2児、第3児等々の性比と比較すれば小さい。

なぜ第1子の出生性比は比較的正常なのかについては、前述のハルも述べていないが、この稿の論者が忖度するところ、次のようであろう。(1)一人っ子政策は中央の漢民族には厳しくても、辺境の少数民族にはゆるいこと、しかし少数民族たりとも3人、とか4人を自由に産むことはできない。そこで第3子以上になると法律の執行は厳しい。(2)漢民族の中にも例外条件がいくらかある。したがって第2子から“真剣に”gender selectionを行う。この点に関してはより多くの新しい統計が欲しいところである。

韓国の最近のパリティ別出生性比は、中国以上に非常に不規則なものとなっている(表2)。1988年に至っては第3子の出生性比は170.5、第4子以上では199.1と法外な数字を示している。これは女児1人に対し男児2人という驚くべき不規則な数字である。

この韓国のパリティ別出生性比の不規則性をどう解釈すべきだろうか。そこには中国以上の人為的操作が働いたと考えざるを得ない。そして、中国とはまた違ったメカニズムで働いていることが解釈される。基本は他のいくつかの儒教国と同じく male preference つまり男児尊重あるいは偏重であるけれども、韓国の場合はそれが非常に強い。第1子の場合、一応自然の摂理によってそのまま生育していても、第2子以上になると性の選択が強く行われるということだろう。そして高パリティになるにつれて男児選好はいよいよ高くなる。1983年から高パリティの出生性比が相当に高くなるのは、医療技術の面で胎児の性別判定がかなりの精度をもって可能となり、そこで女性の胎児ならば人工流産をさせるという操作が行われるようになったためだろうか。

いずれにせよ、中国でも韓国でも女性あるいは女児というものが、男性あるいは男児に対して差別

---

8) Terence H. Hull, "Recent trends in sex ratios at birth in China", *Population and Development Review*, Vol.16, No.1, March 1990. 高パリティになるほど性比が高い傾向はコール Ansley J. Coale によっても指摘されている。コールは1982年のセンサス結果から指摘を行っている。 Ansley J. Coale, *Rapid Population Change in China, 1952-1982*, Washington, D. C.: National Academy Press, 1984.

待遇を受けているということであろう。そしてしばしばそのために、女兒は生存を否定されるくらいの厳しい差別を受けているのである。

さて日本はどうかというと、これは現在国連人口部の小野敬子氏の研究によれば、顕著なパリティ別の変異は示されていないようである。このことは、含意として、(1) 日本では男児尊重の傾向がそれほど強くない。(2) あったとしても、胎児の性別テストで女兒ということが分ったにせよ、そのため中絶をするほど強くない。(3) 最近ではむしろ女兒を望むという傾向さえ現れている。ということであろうか。

## V 平均寿命の男女差

平均寿命は各国、各階層グループの生活水準、ライフチャンスに適確に表現する指標として有名である。ある意味では、1人当たりの平均所得よりも一国の生活条件、生活の質を示していると考えられている。男女別平均寿命の世界各地、各主要国における分布は表3に示されているとおりである。これは1992年の国連資料によって、1985～90年の水準を示したものである<sup>9)</sup>。

これによると、平均寿命の男女差は明らかに先進国で大きく、途上国では小さい。先進地域全体での平均格差は7.1歳だが、途上地域全体ではわずかに2.5歳である。

元来女性の平均寿命は男性のそれを上回るのが普通である。この女高男低の理由は必ずしも明らかではないが、一つは生物学的なもので、女性にはある種のホルモンの分泌があり、それが動脈硬化等による身体の老化を遅らせ、ガンの発生を阻止する働きを行うものと考えられている。他の理由は、男性における「職業ハザード説」であって、軍隊、採鉱採石あるいは特殊の化学工業、高層ビルの建設のように、ひとたび間違うと事故が発生し、死亡する可能性が高い職業に男性は圧倒的に多く従事するというものである。また塵肺とか珪肺のように、ある種の採鉱採石に長く従事すると罹患する職業病があるが、これらハザードの多い職業に就いている人達はこれまた圧倒的に男性が多い。さらに、男性は外で働き、過労、ストレスによって神経系の病気や胃潰瘍、十二指腸潰瘍に罹りやすく、自殺、他殺による死亡も多いという「ストレス説」もある。それに加えて、煙草、酒の

表3 主要地域および特定国の男女別平均寿命：1985～90年

(単位：歳)

地域 / 国	(1) 男子平均 寿 命	(2) 女子平均 寿 命	(3) 格 差 (2) - (1)
世 界	61.3	65.2	3.9
先 進 地 域	70.1	77.2	7.1
途 上 地 域	59.5	62.0	2.5
ア フ リ カ	50.1	53.3	3.2
ラテンアメリカ	63.8	69.4	5.6
北 部 ア メ リ カ	71.7	78.6	6.9
ア ジ ア	61.9	64.0	2.1
ヨ ー ロ ッ パ	71.0	77.8	6.8
オ セ ア ニ ア	68.7	74.5	5.8
旧 ソ 連	64.7	73.7	9.0
日 本	75.4	81.2	5.8
中 国	68.0	70.9	2.9
イ ン ド	57.8	57.9	0.1
パ キ ス タ ン	56.5	56.5	0.0
ナ イ ジ ェ リ ア	48.8	52.2	3.4
ブ ラ ジ ル	62.3	67.6	5.3
ス ウ ェ ー デ ン	74.3	80.3	6.0
ノ ル ウ ェ ー	73.0	79.8	6.8
フ ラ ン ス	72.0	80.3	8.3
ド イ ツ	71.7	78.2	7.4

出所：United Nations, *World Population Prospects: The 1992 Revision*, New York, 1992.

9) United Nations, *World Population Prospects: The 1992 Revision*. Annex Tables, New York, 1992. ただし、これは最終報告書ではない。



常用者には男性が多く、これら悪影響が健康に現われるという「ライフスタイル男女性差説」もある。

最後に、女性は男性と異なって常に身体、健康、美容を気にし、その維持にあらゆる努力をしているからだという説がある。これはフランスの人口学者バラン Jacques Vallin が最近唱えている学説で、彼によると、最近女性は社会進出をしているし、煙草も男に負けないくらい喫い始めている。それにもかかわらず、平均寿命の男女差は縮まるどころか開くばかりである。その理由は、女性特有の、自分の身体、スタイル、健康に対する細心な気くばり、心がけの相違にあるのではないかという<sup>10)</sup>。このような気くばりが、生来の生物学的に有利なホルモンの内分泌に加えて、死亡率を低くする意味で女性の健康に好都合に働くという。清潔、整理整頓といった女性の一般的長所もその一つであろう。

本来ならば女性は男性よりもかなり長命のポテンシャルを持つものと考えられる。それにもかかわらず、途上地域、特にインド、パキスタンのインド亜大陸で男女の平均寿命が接近しているのは、女性側にネガティブな要因が累積していると考えるのが妥当であろう<sup>11)</sup>。このネガティブの要因は、前述のように、これらの国々で多産であり、女性の出産間隔が非常に短いことが挙げられるが、しかし同時に健康な生活を維持するための食料、睡眠、栄養、安息、あるいは医療に対するアクセスが男性と比べて劣っていること、チャンスに乏しいということも挙げられよう。途上地域では女性がより差別され、酷使され、苛斂誅求されているということができよう。

## VI インド亜大陸の男女平均寿命

以上のように、男女を取り巻く生活環境、生活観の相違は、一般的に平均寿命の女高男低をもたらすに大きく与ったと思われるが、すでに述べたように途上国では格差は小さく、特にインド亜大陸の国々では非常に小さい。それは往々にして0に等しいか、マイナス、つまり女が男よりも低い場合もある。そこで、インド亜大陸の国々の男女別平均寿命の状況を少し過去に溯って示すのが表4である。

表4によると、1950～55年ではアフガニスタンを除いて、平均寿命は男高女低であった。1970～75年でも、バングラデシュ、インド、ネパール、パキスタンにおいて女性は男性に比べてかなり短命である。

表4 インド亜大陸諸国の男女別平均寿命の推移

(単位：歳)

国	1950～55年			1970～75年			1985～90年		
	男子	女子	格差 (女子)－ (男子)	男子	女子	格差 (女子)－ (男子)	男子	女子	格差 (女子)－ (男子)
アフガニスタン	31.3	31.8	+ 0.5	38.0	38.0	0.0	41.0	42.0	+ 1.0
バングラデシュ	38.3	34.9	- 3.4	45.6	44.1	- 1.5	51.1	50.4	- 0.7
インド	39.4	38.0	- 1.4	51.2	49.3	- 1.9	57.8	57.9	+ 0.1
ネパール	36.8	35.8	- 1.0	44.0	42.5	- 1.5	51.5	50.3	- 1.2
パキスタン	40.1	37.6	- 2.5	50.0	48.0	- 2.0	56.5	56.5	0.0
スリランカ	57.6	55.5	- 2.1	64.0	66.0	+ 2.0	68.3	72.5	+ 4.2

出所 表3と同じ。

10) Jacques Vallin, "To what extent can sex differentials in mortality be attributed to socio-economic differentials?", a paper presented to the IUSSP Seminar on Premature Adult Mortality in Developed Countries: From Description to Explanation, Taormina, Italy, 1-5 June 1992.

11) 大塚友美, 「平均寿命の男女格差について」, 『1987年度人口学研究会紀要』; 大塚友美, 「社会経済開発と平均寿命の男女格差」, 『1991年度人口学研究会紀要』。

1985～90年にインドがやっと女高男低に転じたが、バングラデシュとネパールでは依然男高女低が続いている。その理由として、これらの国々は多産であり、劣悪な衛生・栄養状態のために妊産婦死亡率が高いことが挙げられている。しかし同時に、前にも述べたように男尊女卑の伝統が強く、病気の際に女兒が男児よりも医療の恩恵を受けにくい状況、女兒が男児と比べ満足な食事を与えられていないという実態がこれまでに指摘されている<sup>12)</sup>。

ちなみに、インド亜大陸では、出生率が依然高い理由として、家族や氏族社会において女性、特に若い嫁の地位が非常に低いことが論ぜられている。そこで嫁は子供、特に男の子を何人か産むことによってはじめて家族の中で半人前の地位を得ることができるといふ。途上国で女性の地位を向上させ、その社会的役割を拡大し、女性が家族内の重要な意思決定に参加できる状況を作ることが、高出生率を低下させる重要な条件だと、国連人口基金は説いている<sup>13)</sup>。

## VII 日本における平均寿命の男女格差

興味深いことに、戦前の日本では平均寿命の男女格差が現在の6.0歳（1991年の男子の平均寿命は76.11歳、女子は82.11歳）とは異なり、せいぜい2歳くらいしか違わなかった。これは今日の途上地域の状況とよく似ており、人口転換の一つの潮流としての死亡転換 mortality transition 理論のある程度の正当性を想起させる。

1909年～13年の生命表によれば、男子の平均寿命は44.25歳、女子は44.73歳で、差はわずかに0.48歳であった。1926～30年の生命表によれば、男子44.82歳、女子は46.54歳で差は1.72歳であった。もちろん、この理由の一つは母親の多産による高い母性死亡率に違いないが、しかしそれだけではない。例えば1935年の死亡率をみると、5～19歳のところと25～39歳のところで女子が男子よりも高い。また当時の主要死因であった結核では10～19歳で女子が高く、肺炎及び気管支炎では15～34歳で女子が高く、悪性新生物では20～49歳で女子が高い。さらに心疾患では0～44歳、腎炎、ネフローゼでは10～44歳のところでも女子の死亡率が高い<sup>14)</sup>。

このように、5歳あるいは10歳から19歳という若い年齢、あるいは圧倒的に未婚の年齢で死亡率が男子よりも高いということは、彼女等の置かれた生活環境、特に食事、栄養、睡眠、労働条件が決して良くなかったことを物語る<sup>15)</sup>。特に結核による死亡率が5～19歳のところで女子が高いのはショッキングである。もっともこの年齢階級で女子の方が死亡率が高い傾向は後を引き、結婚死亡率が激減した戦後1960年くらいまでの期間でも残っている。また全死亡率でも10～19歳のティーンの子は男子よりも同じく1960年頃まで死亡率が伝統的に高かった。これはこの年齢の人口が結核に対して vulnerable であり、その脆弱な身体的条件を女性にもたらしたものは、やはり1960年頃まで続いた、生命の危険ささえももたらす男尊女卑の慣習であったといえよう。そしてこのような悪しき慣行は、現

12) Helen R. Ware, "Differential mortality decline and its consequences for the status and roles of women", in United Nations, *Consequences of Mortality Trends and Differentials*, Population Studies, No.95, ST/ESA/SER, A/95, New York, 1986, pp.113-125.

13) United Nations Population Fund, *The State of Population, 1989*, New York, 1989. 同時に次の文献を参照せよ。Razzin Abdul, *The Status of Women and Fertility in India*, New Delhi, Sage Foundation, 1991.

14) 厚生統計協会, 「人口動態の年次推移」, 『厚生指標 臨時増刊』, 第36巻第16号, 1989年特別編集号.

15) 1935年の女子15～19歳の有配偶率はわずかに7.3%であり、また平均初婚年齢は23.8歳であったので、20歳未満の当時の女性はやはり圧倒的に未婚であり、したがって出産活動には従事していなかったと考えられる。そのため、妊産婦死亡率は少なく、20歳未満の当時の女性の死亡率の高さは出産以外の、栄養条件の劣悪さ、労働条件の酷悪さ、医療に対するアクセスの無さといった、インド亜大陸の女性の劣悪な生活条件と似たところがある。

在さすがに男女の死亡格差の上では女性に不利をもたらしてはいないとしても、職場、家庭、一般的な大衆の出会う公共の場ではまだ強く残っている。賃金格差、昇進における差別はその顕著な例である。

## VIII 結婚に関する格差

厚生省の人口動態統計によれば、1991年の平均初婚年齢は男28.6歳、女25.9歳で差は2.7歳である。一方、海を渡ったアメリカでは、1987年で男25.3歳、女23.6歳で1.8歳違う。日本と共通な点は男子の結婚年齢が女子よりも高いことである。

なぜ一般に新郎が新婦よりも年が多いのか。このことに関しては、ミシガン大学の心理学者のデイビット・バス David Buss の33カ国、10,000以上の対象者に対する国際比較研究があるが<sup>16)</sup>、これについての詳細を紹介するのは紙面の都合もあって差し控える。

ただ、ここで興味深いのは、結婚相手に対して求める条件が男女によって大きく異なるという点である。バスの研究で明らかになったことは、国境や文化を超えて男性は女性の美貌と若さを望むのに対して、女性は男性の容貌よりも彼の経済力、甲斐性、将来の生活に対する高い願望、といったものを重要視する。ということはどうかというと、女性の美貌と若さは当然年齢的に制限されるから、そこで女性にはかなり明瞭な適齢期があるということになる。しかし、一方、女性が男性に対して求めるのは男性の若さとハンサムなことではなく（無論それともいらかはあるが）、男の経済力、甲斐性、戦闘性ということであるならば、年齢はそれほど問題ではない。男の結婚適齢年齢は女性と比べてかなり幅広いということであろう。

## IX 適齢期における男子過剰について

最近適齢期における日本人の男性は結婚難だといわれる。適齢期の男性は女性と比べて相対的に過剰だといわれる。以下ここでは、この点を人口学的に論じてみたい。

しかし男女別の人口を同じ年齢階級で比較する限り、男子が特に過剰だとはいえない。20～39歳人口の5歳階級別性比をとって比較してみると、男は多くて3%過剰だけである。それにもかかわらず男性が女性に対して過剰だというのは、何か別のメカニズムが働いているからに相違ない。

そこで結婚における人口のサプライの問題を論ずるためには、男女年齢別人口すべてをそのまま比較するよりも、結婚予備軍としての無配偶人口 unmarried population、つまり未婚+死別+離別の人口を男女で比較するのがよい。さらに人口動態統計によれば、全婚姻の夫と妻の結婚年齢の差は2.8歳であるので、女子を3歳上にずらして男子と比較すれば（例えば男性の30歳の無配偶人口を女性の27歳の無配偶人口と比較すれば）、結婚予備軍としての人口のバランスあるいはアンバランスをより適切に比較できるものと考えられる。

このようにして、女性の年齢をX軸にとり、男子の年齢X+3歳における1990年の性比を示したのが図1である。この図によれば、なるほど女子の年齢が27歳から40歳のところで、無配偶女子は過剰になり、無配偶男子は過剰になることが分かる。

このような適齢期の男子過剰の形態がはたして人口構造の変化、つまり1948年以後出生数が1961年まで減少してきたことによって起きるのであろうか。出生数が減っている局面では、男子の結婚年齢が女子のそれよりも高ければ男子は供給過剰となるはずだ。そこで比較のため、1990年で男子と女子

16) *Newsweek*, March 13, 1989, "How the mind was designed", by Geoffrey Cowley, pp.40-41;  
*Time*, May 1, 1989, "Secrets of the Mating Game", by Andrea Sachs, pp.44-45.

が同じ年齢の場合の無配偶人口の性比を描いてみた。図2に示される。

図2は図1と違い曲線は滑らかである。しかし興味深いことに、無配偶人口の性比が40歳くらいまで100を超えることは変わらない。それどころか、図2ではピークが200を超える。男子が女子より3歳多い場合よりむしろ性比は高いのである。こうしてみると、1947年以後出生数が減少しているので、3歳上にならずと男子が過剰となるという効果は当初予想していたほどでもない。むしろ、前段で示唆したように、男女の適齢期の幅の違いによって起きていると思われる。つまり、男性の適齢期の幅は女性よりも広いので、40代、50代の経済力ある男性は結婚戦線 marriage market に参入し、狭い適齢期の女性をさらって行くのではないかという仮説である。

そこで1990年の人口動態統計によって、男女の結婚年齢の分布を男女別に、しかも全婚姻の場合と男女とも初婚の場合とを、図に描いてみた。それらは図3と図4が全婚姻数の場合で、図5と図6が初婚どうしの場合である。図3と図5の場合は妻の年齢をX軸にとり、図4と図6は夫の年齢をX軸にとる。図3と図5は、例えば夫の年齢が25~29歳の場合どのような年齢(各歳)の妻と結婚するのかわを示し、図4と図6は例えば妻の年齢が25~29歳の場合どのような年齢の夫と結婚するのかわの状況を示す分布を表章している。

この四つの図をそれぞれ図3対図4、図5対図6というように対比してみると、次のような点が明らかになった。

(1) 男性が結婚した相手の女性の年齢幅は女性が結婚した相手の男性の年齢幅より狭い。これは全体的に妻の年齢をX軸にとった場合の方がより集中的である。特に男子25~29歳と30~34歳の分布は女性のそれと比べてより高く突<sup>とつ</sup>兀として聳え立っている。

(2) 全婚姻と夫妻初婚の場合を比較すると、全体の形はよく似ている。しかし夫妻初婚の場合の方が数はいくらか小さい(当然である)ながらも前述の突兀性は大きい。それは妻の年齢をX軸にとった場合も、夫の年齢をX軸にとった場合も傾向は同じである。特に妻の年齢をX軸にとった場合この突兀性は顕著である。この突兀性が大きいということは統計学上分散が小さいということになる。

図1 男子が女子よりも3歳多い場合の無配偶人口性比：1990年

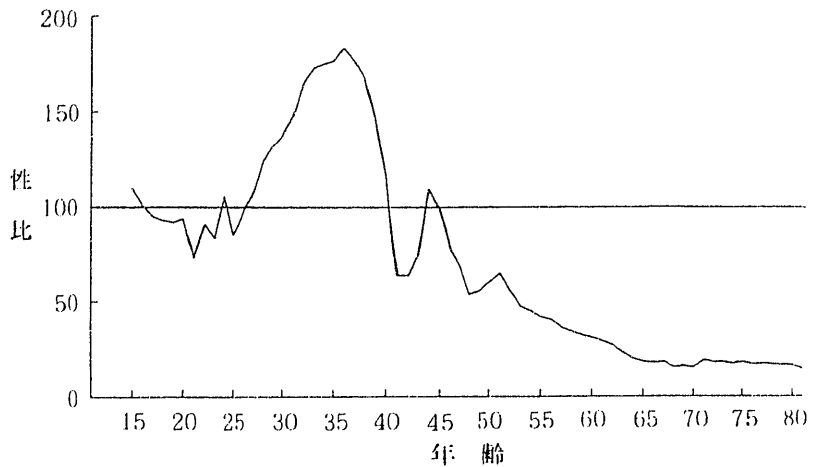


図2 男子と女子が年齢が同じである場合の無配偶人口性比：1990年

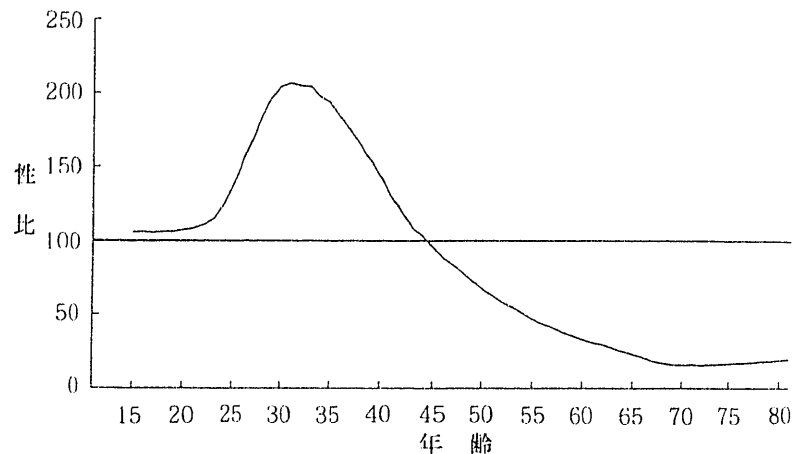


図3 妻各歳別夫5歳階級別全婚姻数：1990年

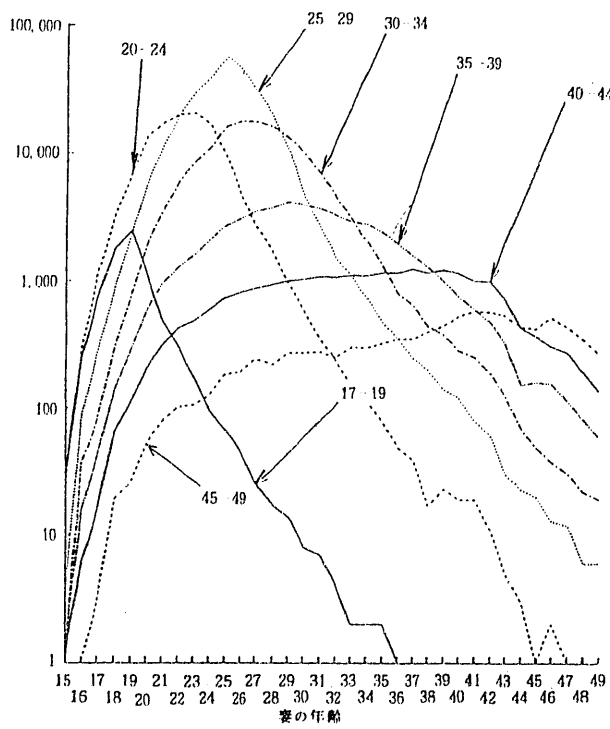


図4 夫各歳別妻5歳階級別全婚姻数：1990年

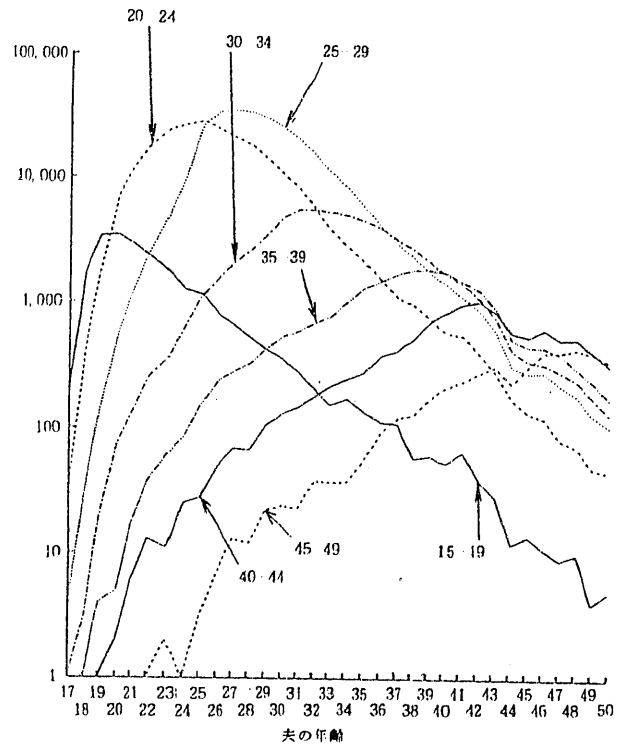


図5 妻各歳別夫5歳階級別婚姻数：1990年  
(初婚の夫と初婚の妻)

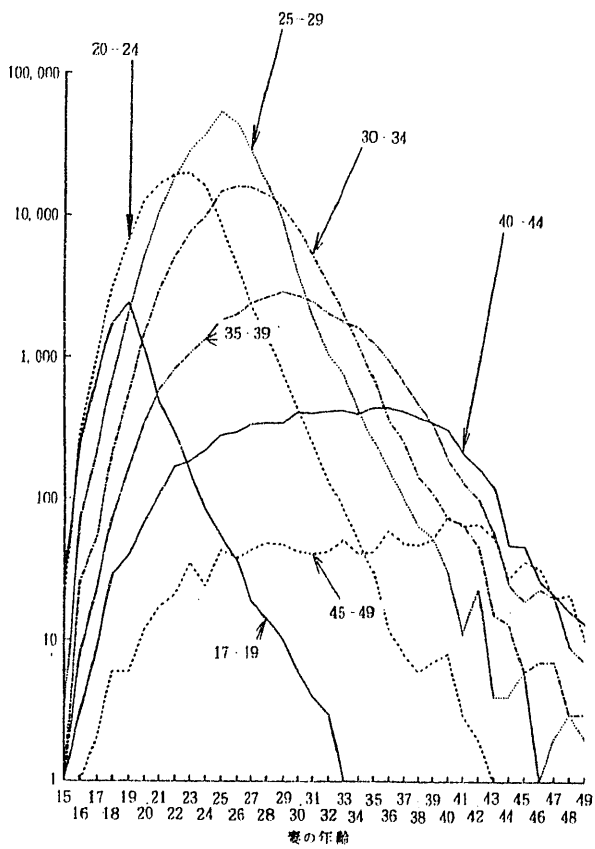
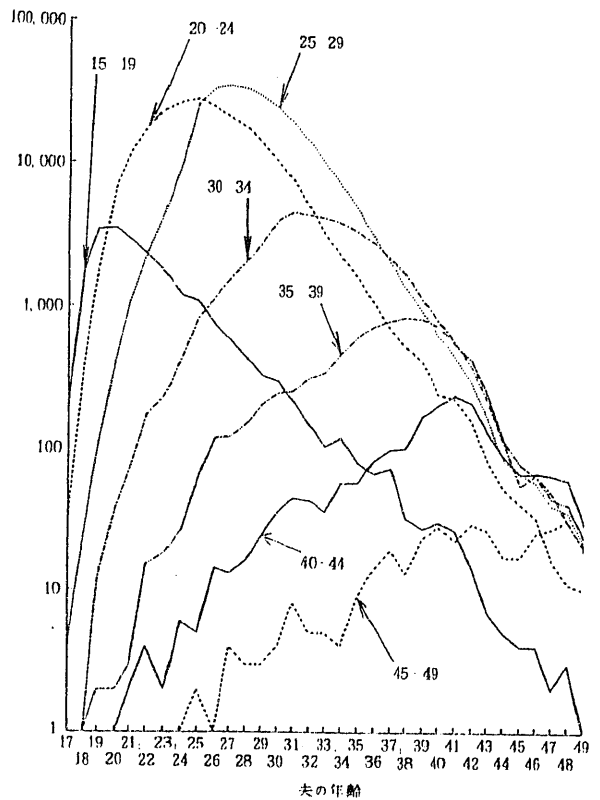


図6 夫各歳別妻5歳階級別婚姻数：1990年  
(初婚の夫と初婚の妻)



さて、しかし、グラフの上で目で比較し妻の年齢をX軸にとったもの（夫の分布）が夫の年齢をX軸にとったもの（妻の分布）より分散が小さいといっても何か釈然としない。そこで初婚どうしの男女をとり、その初婚年齢の散らばり（標準偏差）を計算してみた<sup>17)</sup>。

1985年： 男子 4.12      女子 3.44  
 1990年： 男子 4.44      女子 3.61

このことは、男子では比較的広い年齢層で初婚が生ずるのに対し、女子ではこれに比べて比較的狭い年齢層でしか初婚が生じない。

しかし、男子の年齢別に相手の初婚年齢を観察すると、初婚年齢が高くなるほど急速に相手の年齢の幅（標準偏差）が拡大する。つまり、若い未婚男子は非常に限られた年齢層の女子と結婚するが、高年齢の未婚男子では幅広い年齢層の女子を結婚相手とする<sup>18)</sup>。

	1985年	1990年
20～24歳男子の相手の初婚年齢標準偏差	2.25	2.21
45～49歳男子の相手の初婚年齢標準偏差	7.48	7.59
女子においても同様の傾向が見られるが、年齢による変化はずっと少ない。		
20～24歳女子の相手の初婚年齢標準偏差	3.37	3.65
45～49歳女子の相手の初婚年齢標準偏差	5.76	5.75

以上の標準偏差の値を考慮して、図3～図6を解釈してみると、どういうことになるだろうか。若い年齢の男子は相手の女子の年齢について選択的である。逆に女子は相手の年齢について選択の幅が広い。ところが、20代、30代の男性がぐずぐずしていると、40代、50代の経済力のある男性（女性の望むのは経済力のある男性であった）に20代、30代の女性をさらわれて、あとは未婚の男性が累々として残るといふ状態になるのではあるまいか。

しかし男性の供給過剰が必ずしも女性の100%皆婚とならないのは興味深い。それはさらに別の要因によるのだろうか、ここでは論じない。

## X 高齢化社会における中高年無婚女性の過剰問題

もう一度図1と図2を眺めてみよう。この図で共通点は図1で45歳以上、図2でも同じく45歳以上では性比が100を割り、50歳を過ぎると50%を割り、65歳を過ぎると20%くらいになってしまうということである。つまり中高年になると女性の無婚者が圧倒的に多くなる。1990年には無配偶女性は45歳を超えると男性に比べ576万人も過剰となる。この理由は、筆者が前にも述べたように中高年における死亡率格差である。中高年になると女性の寡婦が増える。前項に述べた原理にしたがって寡婦が再婚する可能性は大きくない。

人口問題研究所の将来推計によれば、日本の人口高齢化はますます進行する。中高年の死亡率の男女格差が将来縮小しない限り（現在は拡大している）、将来寡婦の数つまり無配偶人口はさらに量的にも比率的にも増えよう。配偶者の夫のいない寡婦は単独で住むのだろうか、あるいは結婚している子供と住むのだろうか。いずれにしても、将来核家族化がさらに進行して行けば、彼等の経済的保障、パーソナル・ケア、介護が大きな問題となるであろう<sup>19)</sup>。

若い年齢における男性の過剰は、ある意味では若い女性の地位の向上に役立つかも知れない。売り

17) ここで論じた標準偏差の計算は人口問題研究所人口政策研究部 金子隆一主任研究官によって行われた。記して感謝の意を表したい。

18) この知見は金子隆一氏のものである。

19) 河野稔果,「人口性比に関する研究:結婚スクイズと死別」,『人口問題研究』,第47巻1号,1991年4月, pp.1～16.

手市場であるゆえに、女性の価値は非常に高くなる。しかしもっと広く日本全体を社会経済的にみれば、中高年の無配偶人口のアンバランス、つまり中高年無配偶女子の相対的過剰の方がもっと深刻であろう。女性の地位の向上の問題は、高齢化の烈しくなる先進国では、この中高年無配偶女子に対する問題である。

# Population and Women : A Study of Sex Ratios in Population and Gender Differentials in Demographic and Social Participation

Shigemi KONO

The most salient development in international intellectual climate on population and its related areas in recent years is the increasing emphasis on the status and role of women in every aspect of social and economic activities and on its great relevance to various crucial population issues such as the high fertility and environmental degradation in developing countries.

The International Population Conference in Mexico City held in 1984 singled out the status of women as a most important element in relation to population activities and economic and social development. The present paper attempts to review the gender differentiated demographic and social phenomena in both developed and developing countries with particular reference to sex ratios in population segments such as sex ratios at birth by parity, in life expectancies, and in the un-married population of selected ages.

As one of major conclusions of this study, it is noted of the existence of some very tenacious discriminatory practices against women in the access to economic and social activities and to the enjoyment of their benefits. In some cases, discrimination prevents women from an access to their survival and health. Women, particularly in developing countries do not receive the equal opportunities like men in obtaining economic and social well-being.

On the other hand, however, it was noted that many time-honored practices in human life sometimes caused anomalies and imbalances in sex ratio relating to marriage and widowhood. For example, men in Japan may suffer from their superfluous number relative to women in the unmarried status. According to a comparison of sex ratios between unmarried men and women where men are three years older than women, there exist quite remarkable imbalance between unmarried men and women in respect to the supply of marriageable candidates. Such gender imbalances seem, at first glance, to create rather favourable conditions for women. Obviously, however, different mechanisms are operating and, despite a favourable demographic conditions, women do not get married quickly.

But the real question comes at the end of people's life course. Along with the long process of population aging, the situation has been developed with widening gaps in life expectancies between males, particularly in old ages. There is a clear and increasing trend that the women without spouses would undoubtedly outnumber the unmarried men.

Already aged women have been considered vulnerable in respect of economic security and personal care if they are unmarried and living alone. The demographic prospects of great increases in the unmarried women in the 21st century



would augur very serious problems ahead of us inasmuch as those elderly women currently living without their spouses are likely in next decades to be poorer, less economically secure and more lonely than the women with spouses.

# 年齢別出生率の将来推計システム

金子 隆 一

はじめに

本稿は昨年(1992年)公表された「日本の将来推計人口」<sup>1)</sup>、および「都道府県別将来推計人口」<sup>2)</sup>に用いられた出生率の将来推計システムの技術的側面について論ずることを目的とする。ここに紹介される出生率の将来推計システムは、わが国における人口の将来推計のための出生率推計手法ならびに分析手法に新たな枠組みを与えることを目的として提案されるものである。

わが国人口の将来推計において、出生力は他方の(自然)動態事象である死亡に比べ年々の変動の幅は大きく、合計特殊出生率などの出生力マクロ指標は一定のトレンドを示すものの、その趨勢から将来を見通すことは難しい。また、各種の統計調査によって得られる個人の出生歴や出生意欲など出生行動に関連したミクロ指標も、そのままでは将来の出生率の姿を描き出してはくれない。こうしたマクロやミクロの有用な情報を将来の出生率の予測につなげるためには、それらを変数として構成要素に含み、相互作用を体系的にシミュレートできるような数理的システムが必要である。

ここでは、そのようなシステムの一つとして女子の年齢別出生率のモデルを中心としたシステムを紹介する。それは、女子の出生コーホート<sup>3)</sup>の出生行動の特性(完結レベル、時期、速度)を将来の年次の年齢別出生率に変換、投影するものである。

以下では、I章においてシステムのベースとなる年齢別出生率モデルの選択と補整について論じる。II章ではそのモデルのパラメーターの推定および設定法を論じる。そしてIII章において実際に将来のコーホートおよび年次別の年齢別出生率を推計した例を紹介する。さらに、IV章で現在のシステムの課題について若干の考察を与える。

## I 年齢別出生率モデルの選択と補整

一般に人口の将来推計においては、将来の各年次の女子の年齢別出生率が必要とされる。今回のシステムでもこれを推計することが最終的な目的となる。そこでは年齢別出生率のモデルは中心的な役割を果たす。本章では、推計に用いられる年齢別出生率モデルの要件について検討し、実際にいくつかのモデルを出生率の実績データにあてはめて比較検討を行う。また、モデルが実績をより正確に再現できるようにするための補整について一つの方法を紹介する。

### 1. 出生力推計のためのモデル

出生力を記述するために多くの方式やモデルが提案されている。分類の仕方はさまざまであるが、

- 1) 厚生省人口問題研究所(阿藤誠, 金子武治, 高橋重郷, 金子隆一, 大場保, 三田房美), 「日本の将来推計人口(平成4年9月推計)」, 研究資料第274号, 1992年9月。
- 2) 厚生省人口問題研究所(金子武治, 石川晃, 稲葉寿, 坂東里江子), 「都道府県別将来推計人口(平成4年10月推計)」, 研究資料第275号, 1992年10月。
- 3) 同時出生集団, すなわち同年次に生まれ, 同時に加齢して行く集団のこと。同一コーホート内では出生行動の特性を共有すると考える。

基本的なものとして、数理モデル—経験モデル、コーホートモデル—期間モデル、年齢別モデル—持続期間別モデルなどが挙げられる。そうした中で、将来推計に適したモデルとはどのようなアウトラインをもつべきであろうか。以下に若干の考察を与える。

一般に将来予測のためのモデルに基本的に要求されることは、対象とする現象を時間的に不変な成分と変化する成分とに分離することである。さらに変化する成分は、安定的に推移する部分と浮動する部分とに分けられ、前者について観測ないし仮定された「趨勢」を将来に投影することで予測が可能となる。したがって、この変化する成分をパラメータという明確なかたちで抽出でき、独立した操作が行えるということは、予測モデルの一つの要件となる。すなわちパラメトリックモデルは予測モデルとして望ましいであろう。また、一般にパラメトリックなモデルとしては、経験モデルより数理モデルの方が扱いやすいであろう（ただし、現実への適合という点からは一般に経験モデルの方が有利である）。

さらに、そのようなパラメータは仮想的なものよりも、何らかの実体——出生モデルでいえば個人の行動を表象するものの方が望ましい。なぜなら、それは観察が可能ならずであり、たとえば実態調査から得られる情報をそのままシステムに適用できることになるからである。さらに、実体をもつパラメータなら、振る舞いや変動の範囲を経験的に予測しやすいという点も重要である。

この観点からすると、コーホートモデルと期間モデルの選択に関しても、実際の個人の生涯を縦断的に捉えるコーホートモデルの方が行動の整合性の点から有利であるといえる。このことは特定の時点の出生行動に対して、個人の出生歴の規定の方が時代による規定より強いという意味ではなく、その効果の予測可能性において前者が優るであろうということである。時代が出生行動に与える効果（期間効果）の予測についての現在の技術は不十分であると思われる（期間効果の問題については後述する）。

以上から、ここでは出生率モデルのアウトラインとしては、コーホートの出生を対象にしたパラメトリックモデルを採用することにする。

さらに、いくつかの理由からここでは出生順位別の出生モデルをベースとして採用することにする。それは第一に、モデルとして確率分布の直接の応用が可能である点が挙げられる。出生順位を分けない出生は出生力推計には直接的であるが、それは複合事象であり、確率分布を直接応用しにくい憾みがある。確率分布モデルが応用できることは、パラメータの推定などで確立した手法を利用することができるため非常に有利である。第二に、出生順位別の出生は、比較的研究の進んでいる初婚と共通のモデルの枠組みを採用できる点が指摘される。これは、人口現象のモデルとしての整合性の面でも望ましい。第三に、出生順位別の出生率の将来推計が得られると世帯規模別世帯数推計をはじめ、出生順位によって異なる諸事象（たとえば児童手当、女子の就業行動など）に対する応用が可能となる。最後に、わが国では出生順位別の出生に関して、総出生と同様に信頼性の高いデータが得られるので、出生順位という追加情報を活用することでより精密な推計が期待できる。

逆に、出生順位を分けることで不利になる点もある。すなわち、パラメータの数が著しく増え、同時に手続きも繁雑となる。出生順位ごとに独立にパラメータを与えることはシステムとして冗長であると考えられる。このあたりの課題については、IV章で再度考察する。

ところで、年齢別出生率モデルとして確率モデルを応用するには、出生順位  $n$ 、年齢  $x$  における累積出生率を  $F_n(x)$ 、出生年齢  $X$  を確率変数とする確率分布の（累積）分布関数を  $G(x)$  として

$$F_n(x; C_n, P) = C_n G(x; P) \quad (1)$$

とすればよい。ただし、 $C_n$  は生涯に第  $n$  子の出生を経験する確率、 $P$  は確率分布のパラメータセット

である。累積出生率  $F_n(x)$  は  $x$  歳未満で第  $n$  子出生を経験する確率を表す関数と見なすことができ、最尤法によるパラメータ推定などの統計的手法が適用できる。また、出生率関数  $f_n(x)$  は、 $g(x)$  を  $X$  の確率密度関数として、

$$f_n(x) = \frac{dF_n(x)}{dx} = C_n g(x) \quad (2)$$

として与えられる。ただし、一般に用いられる満年齢  $a$  歳の出生率は、 $F_n(a+1) - F_n(a)$  として与えられる。

また、出生順位を分けない年齢別出生率  $F_l(x)$  は、出生順位別の年齢別出生率の単純な和として表せる。すなわち、

$$F_l(x) = \sum_{n=1}^L F_n(x) \quad (3)$$

である。ただし、 $L$  は最終出生順位である。本稿では、 $L=5$  とし、第 6 子以降の出生はすべて第 5 子に含める。以後、文脈より明らかな場合は添え字  $t$ 、 $n$  は省略する。

## 2. 各種モデルの特性の比較

ここでは年齢別出生率に対する数理モデルを選定するために、いくつかの有効と考えられる候補についてその主要な特性を比較する。本システムでは出生順位別の出生率を扱うが、これまで提案されている出生順位ごとの年齢別出生率モデルは、一般の年齢別出生率モデルほどは多くない。とくに高順位の出生については、データ上の制約のためほとんど発達していない。これに対し第 1 子出生に関しては初婚に対するモデルが応用されることがある。Bloom らは、一連の研究で Coale-McNeil の初婚モデル（対数ガンマ分布モデルの一種に相当する）を第 1 子に適用することが有効であることを示している<sup>4)</sup>。

本稿においても、各出生順位の年齢別出生率に、主に年齢別初婚率モデルとして提案されたモデルを応用することを考える。しかし、出生力の推計システムでは、高順位の出生にもモデルを適用する必要がある。わが国の場合、最近のコホートでは生涯に第 3 子出生を経験する女子は 30% 程度いる。これに対し、第 4 子以上の出生を経験する女子は 5% に満たず、第 5 子に至っては 1% に満たない。したがって、少なくとも第 3 子までの出生率には可能な限り正確に適合する必要があるが、第 4 子以上の出生率に対する適合度の差はあまり問題にならない。そこで、ここでは第 3 子までの年齢別出生率に対する適合を検討することにするし、第 4 子以上についてはその結果採用されたモデルを無条件に用いることにする。

ここでは、いくつかのモデルを実際のコホートの年齢別出生率にあてはめて、適合性の比較を行う。まず、用いられたモデルの概略を示そう。

### (1) 対数ガンマ分布モデル

パラメータの規定の仕方により、3 種類の対数ガンマ分布モデルを考える。最も一般化されたタイプは 4 パラメータモデルであり、

4) Bloom は、Coale-McNeil 初婚モデルを積極的に第 1 子出生に対して応用している。たとえば、  
D. E. Bloom, "What's Happening to the Age at First Birth in the United States? A Study of Recent Cohorts", *Demography*, Vol.19, 1982, pp.351-370.  
D. E. Bloom and J. Trussell, "What are the Determinants of Delayed Childbearing and Permanent Childlessness in the United States?", *Demography*, Vol.21, 1984, pp.591-611.

$$f(x) = \frac{C|\lambda|}{b\Gamma(1/\lambda^2)} \left(\frac{1}{\lambda^2}\right)^{\lambda^{-2}} \exp \left[ \frac{1}{\lambda} \left(\frac{x-u}{b}\right) - \frac{1}{\lambda^2} \exp \left\{ \lambda \left(\frac{x-u}{b}\right) \right\} \right] \quad (4)$$

$$F(x) = CI \left( \lambda^{-2}, \lambda^{-2} \exp \left( \lambda \frac{x-u}{b} \right) \right) \quad (5)$$

$$0 \leq C \leq 1, -\infty < u < \infty, b > 0, -\infty < \lambda < \infty, \lambda \neq 0,$$

により与えられる。Cは生涯に当該出生順位の出生を経験する確率を表すパラメータ（他のモデルでもCの意味は共通）、λ, uおよびbは、その他のパラメータである。また、Γ(・), I(・)は、それぞれガンマ関数、不完全ガンマ関数を表す<sup>5)</sup>。

このパラメータのうち、λは比較的安定的であり固定することができる。西欧の年齢別初婚率、および第1子の年齢別出生率によくあてはまるとされる Coale-McNeilの初婚モデルは、λ = -1.287とした場合に相当する<sup>6)</sup>。また、わが国初婚については、金子はλ = -0.7465とした<sup>7)</sup>。このようにλを固定することによって、より扱いやすい3-パラメータのモデルが得られる。

また、uおよびbは、位置および尺度のパラメータであり、λを固定した場合にはこれらの代わりに平均、標準偏差をパラメータにすることが可能である<sup>8)</sup>。

5) ガンマ関数Γ, および不完全ガンマ関数Iは以下によって与えられる。

$$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} u^{z-1} e^{-u} du, \quad z > 0,$$

$$I(k, t) = \frac{1}{\Gamma(k)} \int_0^t u^{k-1} e^{-u} du, \quad k > 0, t > 0.$$

6) スウェーデンの女子の経験をもとに Coale は初婚率関数の標準を提案し、Coale と McNeil は、これを数理的に定式化した。

A. J. Coale, "Age Patterns of Marriage", *Population Studies*, Vol.25, No.2, 1971, pp.193-214.

A. J. Coale and D. R. McNeil, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", *Journal of American Statistical Association*, Vol.67, No.340, 1972, pp.743-749.

また、Rodriguez と Trussell はこれを変形し、平均、標準偏差をパラメータする形式で表わした。すなわち、

$$f(x) = C 1.2813 \exp \left[ -1.145 \left( \frac{x-\mu}{\sigma} + 0.805 \right) - \exp \left\{ -1.896 \left( \frac{x-\mu}{\sigma} + 0.805 \right) \right\} \right]$$

ただし、μ, σは、それぞれ初婚年齢の平均、標準偏差である。

G. Rodriguez and J. Trussell, *Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of Coale's Model Nuptiality Schedule from Survey Data*, WFS Technical Bulletins, No.7, 1980.

これは、式(4)に対して、λ = -1.287とした場合と数学的に同等である。詳しくは以下を参照。

金子隆一、「初婚過程の人口学的分析」、『人口問題研究』、第47巻3号、1991年10月、p.6.

7) Coale-McNeilの標準型と同じ形式で、わが国女子コーホートの初婚率の標準スケジュールは、次のように与えられる。

$$f(x) = C 0.9249 \exp \left[ -1.5436 \left( \frac{x-\mu}{\sigma} - 0.3268 \right) - \exp \left\{ -0.8601 \left( \frac{x-\mu}{\sigma} - 0.3268 \right) \right\} \right]$$

金子隆一、「人口学モデルによる出生・結婚動向の分析」、『厚生指針』、第38巻15号、1991年12月、p.15.

8) 平均をμ, 標準偏差をσで表わすと、

$$\mu = u + (b/\lambda) \{ \phi(\lambda^{-2}) + \ln \lambda^2 \}$$

$$\sigma^2 = (b/\lambda)^2 \phi'(\lambda^{-2})$$

の関係がある。ただし、φ, φ'はそれぞれジガンマ関数、トリガンマ関数である。したがって、λが一定の場合は、μ, σをパラメータとする location-scale family として扱える。

なお、次節において対数ガンマ分布モデルを経験的に補整したものとして、「補整型」と呼ぶモデルを提案する。

また、同種のモデルとしてガンマ分布も年齢別出生率モデルとして用いられることがあるので<sup>9)</sup> 比較に加えた。その累積出生率関数（4-パラメーター）は、

$$F(t) = CI(k, (at)^\beta) \quad (6)$$

$$0 \leq C \leq 1, k > 0, a > 0, \beta > 0,$$

である。一般に用いられるガンマ分布は、 $\beta = 1$ に固定したものであり、これを用いたモデルを3-パラメーターモデルと呼ぶ。ただし、 $t = x - 15$ である。

## (2) Hernes モデル

Hernes (1972) は、初婚の過程の社会的メカニズムに対する考察から初婚率モデルを導出した<sup>10)</sup>。これを出生順位別の出生に応用するとし、本システムの枠組みに合わせてパラメーターの与え方を変更すると、累積出生率関数は、

$$F(x) = \frac{1}{1 + \frac{1-C}{C} \exp\{\alpha \exp(-\beta x)\}} \quad (7)$$

$$0 < C < 1, \alpha > 0, \beta > 0,$$

と表せる。ここに、 $C, \alpha, \beta$ はパラメーターである。ただし、このモデルは不完全確率分布をベースとしていることに起因して、わが国のデータに対するあてはまりが良くない。そこで、これを完全確率分布に近似するため新たなパラメーターを導入し、

$$F(x) = \frac{C}{1 + \frac{1-\gamma}{\gamma} \exp\{\alpha \exp(-\beta x)\}} \quad (8)$$

$$0 \leq C \leq 1, \gamma < 1, \gamma \neq 1,$$

とした<sup>11)</sup>。これにより構造的にも他のモデルと同じになり、また、あてはまりも著しく向上する。本研究では、こちらのモデルを用いた。

9) たとえば、厚生省人口問題研究所（大谷憲司）、「第4章 出生率分布に対するモデルのあてはめ」、『平成元-3年度特別研究 家族形成モデルの開発と応用に関する研究 第I報告書』、特別研究報告資料第11号、1990年3月、pp.45-62。

10) G. Hernes, "The Process of Entry into First Marriage", *American Sociological Review*, Vol. 37, 1972, pp.173-182.

大谷は、Hernes のモデルを含めここで取りあげたいいくつかのモデルの初婚年齢分布に対するあてはまりを比較している。

大谷憲司、「コウホート初婚年齢分布に対する曲線のあてはめ」、『人口学研究』、第14号、pp.67-73、1991年5月。

11) Hernes モデルは確率分布としてみると不完全分布 ( $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) < 1$ ) であり、式(7)の形式では、パラメーター  $C$  は過程完結時の累積出生率と分布の形状の両方を担うため、あてはまりが悪くなる。そこで式(8)のように、これらを分離して形状に対して新たにパラメーター  $\gamma$  を導入してやると、あてはまりが改善する。1935-41年各年生まれコウホートに対する  $\gamma$  の平均値は、0.99953であった。これを固定して用いることも可能であろう。

### (3) 対数ロジスティック分布モデル

対数ロジスティック分布モデル（4-パラメーター）の累積出生率関数は、次式で与えられる。

$$F(x) = \frac{C}{1 + \theta(x - m)^\delta} \quad (9)$$

$$0 \leq C \leq 1, \delta > 0, \theta > 0, -\infty < m < \infty.$$

ここに、 $C$ 、 $\delta$ 、 $m$  はパラメーターである。 $m=15$  に固定したものを、3-パラメーターモデルとした。初婚モデルとしては、一般には3-パラメーターモデルが用いられるが、ここでは4-パラメーターも比較に加えた。

なお、これらモデルのあてはめに必要なデータは、出生過程を完結した（50歳に達した）女子コーホートの出生順位別各歳別出生率である。ここでは一貫した信頼性の得られるわが国1950年以降の人口動態統計を用いた。したがって、必要とするデータが得られたのは1935年～1941年各年生まれの7コーホートである。ただし、これらのコーホートは出生過程の主要な時期にあたる1966年に「ひのえうま」の迷信に起因する出生率の攪乱を経験しており<sup>12)</sup>、そのままではモデルの適合性の比較評価に支障があると考えられるので、1966年およびその前後の3年間に該当する出生率を、各コーホートの全出生過程に適用した三次スプライン関数によって補完し、この値によって置き換えることによって平滑化を図った。

さて、このデータに対し最尤法（後述）によってモデルをあてはめ、種々の適合の特性を比較したのが、表1～3である。

まず、表1として尤度比を用いた適合度の比較を示した。尤度比は、ここで用いたあてはめの手法である最尤法に関連した適合度の指標である<sup>13)</sup>。表の数値は小さいほど適合の良さを示し、モデルがデータに完全に一致した場合には0となる。

表1(1)により、第1子の年齢別出生率に対する各種モデルの適合度を比較すると、概ね対数ロジスティック分布モデル、Hernesモデルが最も良く、次いで対数ガンマ分布モデルの順となる（対数ガンマ分布モデル「補整型」については後に論じる）。ただし、欧米の初婚、第1子出生に対するモデルであるCoale標準の3-パラメーターモデルは、わが国の第1子出生にはあてはまりが良くないことがわかる<sup>14)</sup>。

また、同表(2)、(3)で第2子、第3子の出生について見ると、対数ガンマ分布モデル、ガンマ分布モデルの適合度が相対的に改善し、とくに前者は最も良い適合を示すようになる。

微妙な適合度の差は、あてはめの手法に左右されることも考えられるので、表2には、非線形最小

12) 「ひのえうま」の迷信とは、十干と十二支との組み合わせでひのえうま（丙午）の年に生まれた女性は夫を殺すとの迷信であり、これに当たった1966年の普通出生率は平年より2割ほど低下したほか、前後の年にも影響が現れた。

13) ここでは尤度比を用いた適合度の指標として、各出生順位の年齢別出生率に対して以下の式による数値を用いた。

$$2 \left[ \sum_{a=15}^{x-1} m_a \ln \{ m_a / (F(a+1) - F(a)) \} + \{ 1 - \sum_{a=15}^{x-1} m_a \} \ln \{ (1 - \sum_{a=15}^{x-1} m_a) / (1 - F(x)) \} \right] \times 10^4$$

ただし、表記は本文中と同じとする。

14) Coaleの初婚標準モデルは、わが国の女子の年齢別初婚率にもあてはまりがよくないとの指摘がしばしばなされる。その理由としては、わが国の場合、見合い結婚・恋愛結婚という著しく年齢パターンの異なる過程を同時に含んでいるためとの分析がある。

金子隆一、「初婚過程の人口学的分析」、前掲（注6）、p.17。

表1 女子コーホート出生順位別年齢別出生率に対する各種モデルの適合性の比較：尤度比

(1) 第1子

コーホート 出生年	対数ガンマ分布モデル				Hernes	対数ロジスティック 分布モデル			ガンマ分布モデル	
	4-パラメター	4-パラメター (補整型)	3-パラメター (日本標準)	3-パラメター (Coale標準)	4-パラメター	4-パラメター	3-パラメター	4-パラメター	3-パラメター	
1935	129	23	145	758	67	40	162	250	255	
1936	127	17	145	787	60	32	138	250	252	
1937	140	11	157	808	54	29	120	262	262	
1938	156	8	177	880	53	30	123	283	283	
1939	189	7	213	935	51	33	125	318	319	
1940	191	3	204	844	39	26	86	311	317	
1941	196	5	204	829	38	25	77	319	330	
平均	161	11	178	834	52	31	119	285	288	

(2) 第2子

コーホート 出生年	対数ガンマ分布モデル		Hernes	対数ロジスティック 分布モデル		ガンマ分布モデル	
	4-パラメター	4-パラメター (補整型)	4-パラメター	4-パラメター	3-パラメター	4-パラメター	3-パラメター
1935	13	31	105	88	213	39	99
1936	19	21	92	76	195	49	101
1937	26	13	78	63	171	59	99
1938	44	6	62	47	153	85	117
1939	49	4	56	42	134	88	112
1940	66	1	42	28	94	109	118
1941	77	4	41	25	76	123	126
平均	42	11	68	53	148	79	110

(3) 第3子

コーホート 出生年	対数ガンマ分布モデル		Hernes	対数ロジスティック 分布モデル		ガンマ分布モデル	
	4-パラメター	4-パラメター (補整型)	4-パラメター	4-パラメター	3-パラメター	4-パラメター	3-パラメター
1935	5	17	58	54	106	6	47
1936	5	18	59	57	115	7	55
1937	6	15	54	53	116	8	60
1938	8	10	46	45	116	13	66
1939	19	5	32	31	111	26	81
1940	27	5	23	23	85	36	73
1941	44	12	14	14	63	57	79
平均	16	12	41	40	102	22	66

注) 本表の数値については、本文および脚注13)を参照。



表2 女子コーホート出生順位別年齢別累積出生率に対する各種モデルの適合性の比較：最小2乗誤差

出生順位	対数ガンマ分布モデル		Hernes	対数ロジスティック分布モデル		ガンマ分布モデル	
	4-パラメーター	4-パラメーター (補整型)	4-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター
第1子	76	4	6	6	47	103	114
第2子	17	4	16	12	82	25	35
第3子	14	18	59	60	247	17	113

注) 非線形最小2乗法による最小2乗誤差  $\sum_{x=16}^{50} (Fx - \hat{F}x)^2$  を示す。  $Fx, \hat{F}x$  は実績およびモデルの年齢  $x$  おける累積出生率。ただし、第1子、第2子は、 $10^9$  倍、第3子は、 $10^6$  倍した数値である。

表3 女子コーホート出生順位別年齢別出生率に対する各種モデルの適合性の比較：行動的指標

(1) 第1子

指 標	対数ガンマ分布モデル		Hernes	対数ロジスティック分布モデル		ガンマ分布モデル	
	4-パラメーター	4-パラメーター (補整型)	4-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター
(a) 50歳時累積出生率	-0.122	-1.470	-22.734	-4.436	0.000 <sub>3</sub>	0.313	0.000 <sub>2</sub>
(b) 完結累積出生率	0.941	-0.011	170.948	45.531	120.603	0.172	0.197
(c) 平均出生年齢	0.000 <sub>03</sub>	0.020	0.049	0.019	0.380	0.000 <sub>2</sub>	0.000 <sub>4</sub>
(d) 出生年齢標準偏差	-1.140	0.717	2.382	0.921	5.479	-0.786	-0.849

(2) 第2子

指 標	対数ガンマ分布モデル		Hernes	対数ロジスティック分布モデル		ガンマ分布モデル	
	4-パラメーター	4-パラメーター (補整型)	4-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター
(a) 50歳時累積出生率	-0.023	0.253	-14.609	-4.537	0.000 <sub>2</sub>	0.000 <sub>04</sub>	0.000 <sub>3</sub>
(b) 完結累積出生率	0.205	-0.378	40.536	26.549	129.219	0.030	0.429
(c) 平均出生年齢	0.000 <sub>01</sub>	0.011	0.023	0.068	0.473	-0.001	0.000 <sub>4</sub>
(d) 出生年齢標準偏差	-0.208	0.405	2.607	2.531	7.110	-0.042	1.062

(3) 第3子

指 標	対数ガンマ分布モデル		Hernes	対数ロジスティック分布モデル		ガンマ分布モデル	
	4-パラメーター	4-パラメーター (補整型)	4-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター	4-パラメーター	3-パラメーター
(a) 50歳時累積出生率	-0.039	-0.206	-15.947	95.179	-0.001	-0.001	-0.001
(b) 完結累積出生率	0.108	-0.529	22.718	130.375	199.461	0.020	2.065
(c) 平均出生年齢	0.000 <sub>02</sub>	0.015	0.033	0.065	0.606	0.002	0.000 <sub>5</sub>
(d) 出生年齢標準偏差	-0.031	0.276	2.586	2.661	7.828	-0.008	2.331

注) それぞれの指標の実績値、モデル値を  $I, \hat{I}$  として、 $(\hat{I} - I) / I$  を示した。ただし、(a)、(b)は、 $10^5$  倍、(c)、(d)は、 $10^2$  倍してある。

二乗法によってあてはめた場合の最小二乗誤差を示した。これらは、7 コーホートに対する結果の平均である。こちらでも、モデルの適合性に関して概ね同様の比較結果が得られた。

推計システムのためのモデルを選ぶ際、適合度は最も重要な要件ではあるものの、それ以外にもいくつか考慮すべき点がある（適合度は次節で述べるような補整によっても改善が可能な場合がある）。ここでは推計に重要と考えられる行動的指標として、(a)50歳時累積出生率、(b)完結累積出生率、(c)平均出生年齢、(d)出生年齢分布の標準偏差、の各々についてのモデル値と実績値の誤差の比較を行った（表3）。

(a)は50歳時点における累積出生率  $F(50)$  について、(b)は完結時点における同率  $C$  について、それぞれ実績値との誤差を比較したものである。モデルにおいて、出生率の分布が高年齢側に重いテールをもつ場合、50歳以降にも率が残るので、(a)と(b)の違いが大きくなる。実績の場合、データは50歳未満としているので(a)と(b)は等しい。(c)(d)は、50歳までの出生について、平均出生年齢、出生年齢標準偏差の実績との誤差を比較したものである。誤差は  $I$ 、 $\hat{I}$  をそれぞれ実績値、モデル値として、 $(\hat{I} - I) / I$  を定数倍した数値で示され、(a)(b)では $10^5$ 倍、(c)(d)では $10^2$ 倍とした。

表3によれば、各出生順位とも(a)(b)では、先ほど適合度には優れていた Hernes、対数ロジスティック分布モデルで不安定さが目だつ。これは、出生率分布のテールの重さが原因であると思われる。これに対して、対数ガンマ分布モデルおよびガンマ分布モデルでは、(a)(b)で一貫して誤差が小さい。また、テールに対してさらに敏感な(c)(d)についてもやはり同様にガンマ系のモデルで誤差が小さいことがわかる。

以上、いくつかのモデルの出生順位ごとの年齢別出生率に対する適合度、行動的指標の推定精度を比較したが、その中では前節に検討したモデルの要件（高出生順位に対する適合、パラメターの意味、パラメターによる変動成分の分離、パラメターの推定精度など）を総合的に判断すると、対数ガンマ分布モデルが比較的安定でありシステムに適していると見られる。したがって、今回のシステムではこれを年齢別出生率モデルのベースとして採用することにする。しかし、その他のモデルを採用した場合でもまったく同様にシステムを構成することが可能である。

### 3. 補整関数

どのようなモデルも完全に実績データにあてはまることはない。その残差は、測定誤算などのランダムな誤差と、モデルの再現性の不良に起因する構造的、体系的な残差に分けることができるであろう。体系的な残差については、その規則性を利用して補整を行うことが可能である。ここでは、対数ガンマ分布モデル（4-パラメター）についてその実績データへの適合度を高めることを目的として、残差の分析を行い補整を試みた。

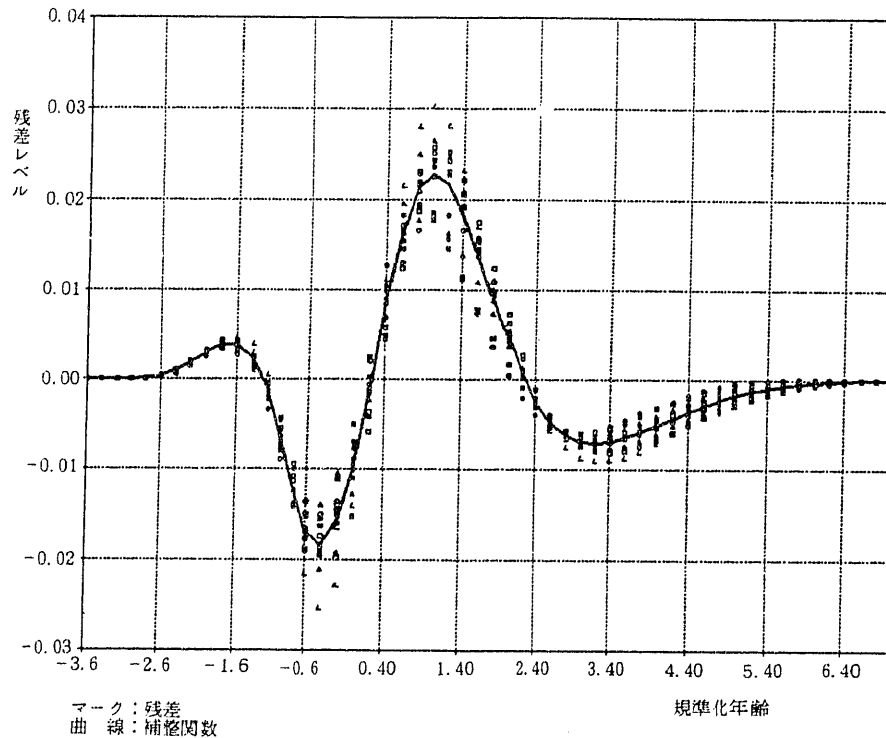
ここで用いたデータはやはり「ひのえうま」の影響を補整したわが国女子1935~1946年各年生まれコーホートの出生順位別年齢別出生率である。より多くの分析ベースを得るため前節で用いたデータに45歳まで出生過程を終了した5コーホートを加えた。これらに対し4-パラメター対数ガンマ分布をあてはめ、年齢ごとに累積出生率の残差を算出した。第1子について残差をプロットしたものを図1に示す。ただし、年齢に当たる横軸は対数ガンマ分布のそれぞれのコーホートに対してのパラメターを用いて基準化してある。これにより、残差の年齢軸上での分布の位置と尺度を統一することができる。すなわち、各累積出生率関数の残差 ( $E$ ) を

$$E(z) = Fz - \hat{F}(z; C, \lambda, 0, 1), \quad (10)$$

$$z = \frac{x - u}{b},$$

によって求めた。ただし、 $x$ は通常の年齢 ( $x=16, 17, \dots, 50$ ),  $z$ は標準化された年齢,  $Fz$ は、標準化年齢 $z$ における実績の累積出生率,  $\hat{F}(z)$ は同年齢におけるモデル累積出生率,  $C, \lambda, u, b$ は推定されたパラメータである。

図1 対数ガンマ分布モデルのコーホート (1935—46年生まれ)  
第1子累積出生率へのあてはめの残差と補整関数



さて、図を観察すると残差は一定の年齢パターンを示していることがわかる。したがって、このパターンをモデル化することによって残差変動の一部を年齢別出生率モデルに吸収することができると考えられる。ただし、高順位に対する分析によれば、出生順位が高くなるほど予測できる変動分は少なくなる。これらの残差のモデル化は、新たなパラメータ導入による方法も考えられるが、ここでは、単純にこれらのパターンの平均 ( $\bar{\xi}$ , 図1における曲線)を残差のモデルパターンとして採用することとした。こうすることにより新たなパラメータの追加を避け

ることができる。ただし、平均による関数は全年齢にわたる総和を0とするため係数を掛けて僅かに調整した。このようにして各出生順位に関して得られた累積出生率関数の補整関数 ( $\xi(z)$ )を表4に示す。これにより補整された累積出生率関数 ( $\bar{F}(x)$ )は、

$$\bar{F}(x) = \hat{F}(x; C, \lambda, u, b) + \xi\left(\frac{x-u}{b}\right) \quad (11)$$

によって与えられる。ただし、 $\bar{F}(x)$ を計算するためには $\xi$ は連続関数である必要があるため、適当な補間法が必要となる。本システムでは3次スプライン補間法を用いた。

こうして得られたモデルを対数ガンマ分布モデルの補整型モデルと呼ぶことにする。この補整型モデルは、新たにパラメータを加えることなく適合度を改善することができ、他のモデルと同様にパラメータの推定などの統計的操作が行える。

表1～3には、他のモデルとの比較のため補整型モデルを実績にあてはめた結果が示されている。第1子では適合度の改善はどのコーホートでも著しいが、第2子以降出生順位が高くなると改善の度合いは小さくなる。また、残差の平均を用いるという方法の性質から、適合度はコーホート全体として改善されることが期待されるものの、一部のコーホートでは高順位出生で逆に適合度がやや劣化す

表4 女子コーホートの出生順位別年齢別累積出生率関数の補整関数： $\xi_n(x)$

標準化年齢 (x)	第 1 子 (n = 1)	第 2 子 (2)	第 3 子 (3)	第 4 子 (4)	第 5 子以上 (5)
- 3.6	0.00000	0.00001	- 0.00001	- 0.00001	- 0.00004
- 3.4	0.00000	0.00002	- 0.00001	- 0.00003	- 0.00009
- 3.2	0.00000	0.00006	0.00001	- 0.00008	- 0.00012
- 3.0	0.00000	0.00012	0.00007	- 0.00012	- 0.00009
- 2.8	0.00011	0.00027	0.00024	- 0.00010	- 0.00023
- 2.6	0.00041	0.00057	0.00062	0.00007	- 0.00075
- 2.4	0.00097	0.00110	0.00117	0.00043	- 0.00131
- 2.2	0.00185	0.00188	0.00171	0.00082	- 0.00187
- 2.0	0.00297	0.00260	0.00192	0.00100	- 0.00198
- 1.8	0.00386	0.00280	0.00162	0.00054	- 0.00171
- 1.6	0.00381	0.00199	0.00058	- 0.00045	- 0.00173
- 1.4	0.00213	- 0.00015	- 0.00156	- 0.00150	- 0.00147
- 1.2	- 0.00142	- 0.00321	- 0.00459	- 0.00289	- 0.00070
- 1.0	- 0.00667	- 0.00626	- 0.00740	- 0.00394	0.00158
- 0.8	- 0.01246	- 0.00913	- 0.00905	- 0.00414	0.00565
- 0.6	- 0.01713	- 0.01163	- 0.00886	- 0.00310	0.00829
- 0.4	- 0.01836	- 0.01164	- 0.00649	- 0.00064	0.00888
- 0.2	- 0.01562	- 0.00854	- 0.00240	0.00256	0.00953
0.0	- 0.00982	- 0.00323	0.00254	0.00423	0.00840
0.2	- 0.00128	0.00317	0.00707	0.00481	0.00534
0.4	0.00845	0.00906	0.00943	0.00605	- 0.00010
0.6	0.01640	0.01321	0.00989	0.00744	- 0.00558
0.8	0.02127	0.01503	0.00952	0.00694	- 0.00925
1.0	0.02286	0.01437	0.00861	0.00412	- 0.01156
1.2	0.02157	0.01162	0.00701	0.00108	- 0.01133
1.4	0.01817	0.00772	0.00457	- 0.00101	- 0.00855
1.6	0.01364	0.00386	0.00175	- 0.00292	- 0.00586
1.8	0.00890	0.00075	- 0.00065	- 0.00406	- 0.00334
2.0	0.00449	- 0.00154	- 0.00228	- 0.00394	- 0.00048
2.2	0.00064	- 0.00314	- 0.00326	- 0.00378	0.00203
2.4	- 0.00248	- 0.00410	- 0.00369	- 0.00337	0.00386
2.6	- 0.00474	- 0.00446	- 0.00377	- 0.00267	0.00411
2.8	- 0.00617	- 0.00438	- 0.00350	- 0.00189	0.00346
3.0	- 0.00689	- 0.00404	- 0.00295	- 0.00107	0.00269
3.2	- 0.00708	- 0.00354	- 0.00235	- 0.00039	0.00185
3.4	- 0.00689	- 0.00298	- 0.00182	0.00006	0.00123
3.6	- 0.00645	- 0.00242	- 0.00135	0.00032	0.00076
3.8	- 0.00581	- 0.00188	- 0.00095	0.00042	0.00040
4.0	- 0.00506	- 0.00139	- 0.00063	0.00040	0.00010
4.2	- 0.00428	- 0.00099	- 0.00039	0.00030	0.00000
4.4	- 0.00352	- 0.00068	- 0.00021	0.00021	0.00000
4.6	- 0.00285	- 0.00044	- 0.00010	0.00015	0.00000
4.8	- 0.00225	- 0.00026	- 0.00004	0.00010	0.00000
5.0	- 0.00172	- 0.00015	- 0.00001	0.00005	0.00000
5.2	- 0.00126	- 0.00008	0.00000	0.00002	0.00000
5.4	- 0.00090	- 0.00003	0.00001	0.00000	0.00000
5.6	- 0.00062	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
5.8	- 0.00041	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.0	- 0.00025	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.2	- 0.00013	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.4	- 0.00005	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.6	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.8	0.00002	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
7.0	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

る場合も見られる。

## II 出生力パラメターの推定と設定

本章では、補整型の年齢別出生率モデルを出生過程途上の若いコーホートを含めた実績データにあてはめ、その出生力パラメターを推定する方法について説明する。また、実際にわが国女子の出生データを用いて将来推計に必要な全パラメターの推定および設定を行う。

### 1. 最尤法

出生過程を終えたコーホートでは、パラメターの推定値として  $C$  に50歳時の累積出生率を与え、他の三つのパラメター  $\lambda$ ,  $u$ ,  $b$  を出生年齢分布の最初の三つのモーメント、すなわち平均、分散、歪度から求めることができる（モーメント法）。とくに  $\lambda$  を一定の値に固定した場合には、この方法は簡便であり、かつ標本が大きいので推定値は比較的正確である。しかし、この方法ではセンサリングを含む標本、すなわち出生過程途上のコーホートには適用することができない。そこで今回の目的からは、センサリングを含む標本に対しても有効に適用できる最尤法が適当である<sup>15)</sup>。以下にその概略の説明を行う。

第  $n$  子の出生について考えよう。  $a$  歳から始まる出生過程を  $x$  歳直前まで終えたサイズ  $N$  人の女子出生コーホート<sup>16)</sup> が、その年齢に至るまで  $a$  歳で  $m_a$  人が第  $n$  子の出生を経験し、なお  $S_x$  人が第  $n$  子の出生を経験していないとする。すなわち、

$$N = \sum_{a=a}^{x-1} m_a + S_x$$

の関係が成り立つ。この出生過程の累積出生率関数が  $F(x; P)$  で与えられたとすると、上記のような標本が得られる確率は、各出生がすべて独立事象として、  $x - a + 1$  個のパラメター  $\{m_a (a = a \cdots x - 1), S_x\}$  をもつ多項分布に従う。すなわちその確率 ( $L$ ) は、

$$L = \frac{N!}{m_a! m_{a+1}! \cdots m_{x-1}! S_x!} \left[ \prod_{a=a}^{x-1} \{F(a+1, P) - F(a, P)\}^{m_a} \right] \{1 - F(x, P)\}^{S_x}$$

である。最尤法では、実際の標本から計算されるこの確率を  $F$  のパラメター  $P$  の関数と見て（尤度関数）、これを最大化するような一群のパラメターを推定値（最尤推定値）として採用する。ただし、その手続きは、  $L$  の対数から定数項を取り除いた関数、

$$\log L' = \sum_{a=a}^{x-1} m_a \ln \{F(a+1, P) - F(a, P)\} + S_x \ln \{1 - F(x, P)\}$$

を最大化することと同等であり、数値的には扱いやすいので実際の計算にはこの関数が用いられる。

15) 初婚モデルに対する最尤法の適用については、Rodriguez, Trussell (1980) が詳しい。前掲(注6)。

出生順位別の出生モデルに関しても、基本的には初婚モデルと同様である。数値的最適化には Powell の方法を用いた。コンピュータプログラムは、

W. H. Press, et al., *Numerical Recipes in C*, Cambridge, Cambridge University Press, 1988, pp.312-317.

によるものを改変して用いた。

16) ここでは死亡、転出などによるコーホートの減少はないものとする。したがって、  $N$  は、出生過程中一定。

また、 $m_a$ 、 $S_x$ として、これらの定数を標本  $N$  で割った率を用いてもパラメーターの推定結果は同じである。実際のコホートデータでは、死亡および国際移動による対象の増減があり、むしろこれらの影響を排除するためには、 $m_a$ 、 $S_x$ に率を与えた方が望ましいと考えられる。したがって、ここでは  $m_a$ として年齢  $a$ における出生率、 $S_x$ として年齢  $x$ 時点における第  $n$ 子の出生を経験していない者の割合を与え、 $\log L'$ を数値的に最大化することによってパラメーターの推定値を求めた。

## 2. 出生力パラメーターの推定

上記の方法を用いることにより、出生過程途上のコホートを含めて出生力パラメーターを推定することができる。しかしながら、出生過程途上の若いコホートではそのセンサリングの時期が早いほどパラメーターの推定値は不安定なものとなる<sup>17)</sup>。このセンサリングによる推定値への影響の仕方については、出生過程を完結したコホートのデータを過程途上のさまざまな点で実験的にセンサリングした場合の推定値を観察することによってある程度その傾向を知ることができる。

そうした実験によれば、センサリングによる影響はパラメーターによって異なり、また、同時に推定するパラメーターの数や組み合わせによっても影響は異なる。すなわち、一部のパラメーターを適当な値に固定して、同時に推定するパラメーターの数を少なくすると推定値はより安定する。とくに  $\lambda$ 、 $C$ をこの順に固定した場合に残りのパラメーターの推定の安定性が向上することが多かった。また、出生順位が高いと出生年齢も高いので当然ながらコホートへのセンサリングの影響は高順位ほど早く現れた。

以上のような状況を踏まえて、実際の出生力パラメーターの推定は次のような手順によって行った。まず、各コホートに対する全4パラメーターの同時推定を行い、各出生順位について出生過程が完結したと見なせるコホートについてはこの推定値を用いる。次に、それより若いコホートについては、一つあるいはそれ以上のパラメーターを上記の同時推定によって得た値に固定して他のパラメーターを再推定する<sup>18)</sup>。そのような繰り返しの結果、第1子～第5子以上のそれぞれについて、1956年生まれコホート（35歳直前まで終了）、1954年（37歳）、1952年（39歳）、1950年（41歳）、1948年（43歳）までについては概ね安定した推定値を得た。

なお、推計の基礎とする出生率データは、1章におけるものと異なり、実績に最も近い結果を得るよう「ひのえうま」効果の補整は行わないままあてはめを行った（これら効果の働くコホートは将来推計の期間に対しては、ほとんど影響を与えない）。

## 3. 出生力パラメーターの設定

さらにそれ以降のコホートについては、以上の手法では単独で正確なパラメーターの値を得ることは困難である。したがって、これらに対してはそれ以前のコホートについて得られた各パラメーターの時系列的趨勢と、将来の特定のコホートに対する仮定値（「目標値」）をつなぐなどして外生的に決めなくてはならない。今回もそうした方法を適用した。採用された仮定の詳細については他稿に譲るものとする<sup>19)</sup>。趨勢と収束点を結ぶパラメーターの推移については、今回ロジスティック曲線を適用

17) コホートモデルのパラメーター推定のみに基づいた（第1子出生の）完結レベルの予測精度は、不十分なものであるとの指摘がなされている。

Renbao Chen and S. Philip Morgan, "Recent Trends in the Timing of First Births in the United States", *Demography*, Vol.28, 1991, pp.513-533.

18) その際センサリングの実験により、各パラメーターについてセンサリングの影響の傾向曲線が不完全ながら得られるので、センサリングのあるコホートに対する推定値は、これにあてはめできるだけ完結時の値に近くなるように補整した。

19) 厚生省人口問題研究所（阿藤誠，金子武治，高橋重郷，金子隆一，大場保，三田房美），「日本の将来推計人口（平成4年9月推計）」、前掲（注1），pp.9-10.

表5 女子コホート（5年間隔）の出生順位別出生力パラメターの値

コホート 出生年	第 1 子				第 2 子			
	$C_1$	$\lambda_1$	$u_1$	$b_1$	$C_2$	$\lambda_2$	$u_2$	$b_2$
1935	0.9047	-0.6645	24.5534	3.2588	0.7565	-0.4116	27.6309	3.4908
1940	0.8912	-0.7016	24.5794	2.9576	0.7603	-0.3498	27.8424	3.1698
1945	0.9654	-0.7031	24.5156	2.8601	0.8244	-0.5708	27.2565	2.9350
1950	0.9217	-0.8369	24.3943	2.8920	0.7972	-0.6054	27.3030	3.1522
1955	0.8804	-0.7734	24.9514	3.2916	0.7819	-0.5991	27.8189	3.4356
1960	0.8472	-0.7641	25.5212	3.6188	0.7098	-0.5991	28.3575	3.8374
1965	0.8210	-0.7641	26.5287	4.4303	0.6850	-0.5991	29.4998	4.5436
1970	0.8210	-0.7641	27.3948	4.7133	0.6850	-0.5991	30.4178	4.7674
1975	0.8210	-0.7641	27.5000	4.7500	0.6850	-0.5991	30.5000	4.8000

コホート 出生年	第 3 子				第 4 子			
	$C_3$	$\lambda_3$	$u_3$	$b_3$	$C_4$	$\lambda_4$	$u_4$	$b_4$
1935	0.2701	-0.2447	29.8059	3.7617	0.0568	-0.2526	30.9948	3.9854
1940	0.2593	-0.0609	30.4996	3.2282	0.0434	-0.2582	31.5975	3.5668
1945	0.2651	-0.4656	29.4783	3.1684	0.0380	-0.3805	31.1937	3.7567
1950	0.2643	-0.4137	30.1502	3.5469	0.0375	-0.3830	32.2118	4.2236
1955	0.2722	-0.4127	30.6468	3.6400	0.0370	-0.3830	32.5891	4.1493
1960	0.2552	-0.4127	31.0725	4.0640	0.0362	-0.3830	33.0917	4.4504
1965	0.2510	-0.4127	32.4180	4.6481	0.0360	-0.3830	34.0696	4.7866
1970	0.2510	-0.4127	33.3825	4.8217	0.0360	-0.3830	34.5424	4.8826
1975	0.2510	-0.4127	33.5000	4.8500	0.0360	-0.3830	34.6000	4.9000

コホート 出生年	第 5 子 以 上			
	$C_5$	$\lambda_5$	$u_5$	$b_5$
1935	0.0204	-0.1352	33.6451	4.4063
1940	0.0143	-0.2407	33.9231	4.1252
1945	0.0115	-0.2941	33.6549	4.3092
1950	0.0096	-0.3328	33.9304	4.5570
1955	0.0084	-0.3328	34.4656	4.5654
1960	0.0072	-0.3328	34.5314	4.7590
1965	0.0070	-0.3328	35.1131	4.9394
1970	0.0070	-0.3328	35.3244	4.9899
1975	0.0070	-0.3328	35.4000	5.0000

した<sup>20)</sup>。

ただし、このようにパラメータ値の設定を行った場合でも、出生データが僅かでも得られるコーホートについては、順に一つずつパラメータを設定し、残りのパラメータを最尤法で推定することによって、データとの整合性を保持したパラメータセットを得ることができる。したがって、パラメータの設定は仮定として与えることが適当と考えられるパラメータから与え、他はできるだけ最尤法による推定値か、推定値を基に補整した値を用いるのが望ましい。結局、出生過程途上のコーホートに対する推定の実際は、まず分布の形状（対称性）を示すパラメータ $\lambda$ を一定値に固定し、他を推定する。次に推定された $C$ の趨勢と目標値とを結び推移を設定する。さらに、それらの設定値に対応して $u, b$ を推定し、得た趨勢とその目標値により、それらパラメータの残った期間の値を設定する。

以上により将来推計（中位推計）のために推定および設定されたコーホートの出生力パラメータを5年おきに表5に示す。

### Ⅲ 将来出生率の推計

#### 1. コーホートの年齢別出生率の推計

推定および設定された出生力パラメータは、式(3)(5)および式(11)によって与えられる年齢別出生率モデルによって各コーホートの年齢別出生率に変換される。

表6には、表5のパラメータに対応して展開された5年おきのコーホートの年齢別出生率を示す。ただし、表中で左の破線より上側の数値は実績値であり、下側の数値が各コーホートの将来の年齢別出生率の推計値である。また、右の破線より下側の数値は2025年以降に実現される出生率であり2025年までの推計には用いられない。したがって、破線に挟まれた中間の部分が2025年までの推計値として用いられる。

図2, 3, 4には推計された中から三つのコーホートについて、その年齢別出生率のモデルによる推計値と実際値の比較を示した。同図aは年齢別出生率を示し、bはそれを出生順位ごとにみた場合を示した。

まず、図2, 1935年生まれコーホートの年齢別出生率をみると、全体としては推計値は実績値をよく再現しているといえるが、ピーク付近と年齢31歳前後における「ひのえうま」の影響を受けている部分で剥離が見られる。ピーク付近の誤差について出生順位別にみると第1子と第2子で該当する年齢付近に誤差が見られ、それらが加算されたものであることがわかる。これは他のコーホートで共通にみられる現象ではなく、体系的な誤差というわけではない。一方、「ひのえうま」の効果による誤差部分では、純粋なコーホートモデルでは期間効果による出生率の変動を捉えられないという問題点が端的に示されている。期間効果とは時々の社会経済的変動に対応して、広い、あるいはすべての年齢層で同時に生じる人口指標の変動のことを言う。推計システムにおけるこうした期間効果の扱いにつ

20) 年次 $t$ におけるパラメータ $y_t$ が、基底レベル $\underline{y}$ から目標レベル $\bar{y}$ にロジスティク関数に沿って変化すると想定し、補間の始点の年次 $t_p$ におけるパラメータ値を $y_p$ 、 $p$ を同点における基底レベルから目標レベルの差のうちすでに変化した割合、すなわち $p = (y_p - \underline{y}) / (\bar{y} - \underline{y})$ 、さらに $y'_m$ を基底レベル—目標レベル間の midpoint における変化速度 $(dy/dt)$ とすると、パラメータの推移は、 $t_p, y_p, \bar{y}$ 、および $y'_m$ を用いて、

$$y_t = \frac{\bar{y} - (\bar{y} - \frac{1}{p} y_p) e^{-r(t-t_p)}}{1 - (1 - \frac{1}{p}) e^{-r(t-t_p)}}, \quad r = \frac{4(1-p)y'_m}{\bar{y} - y_p},$$

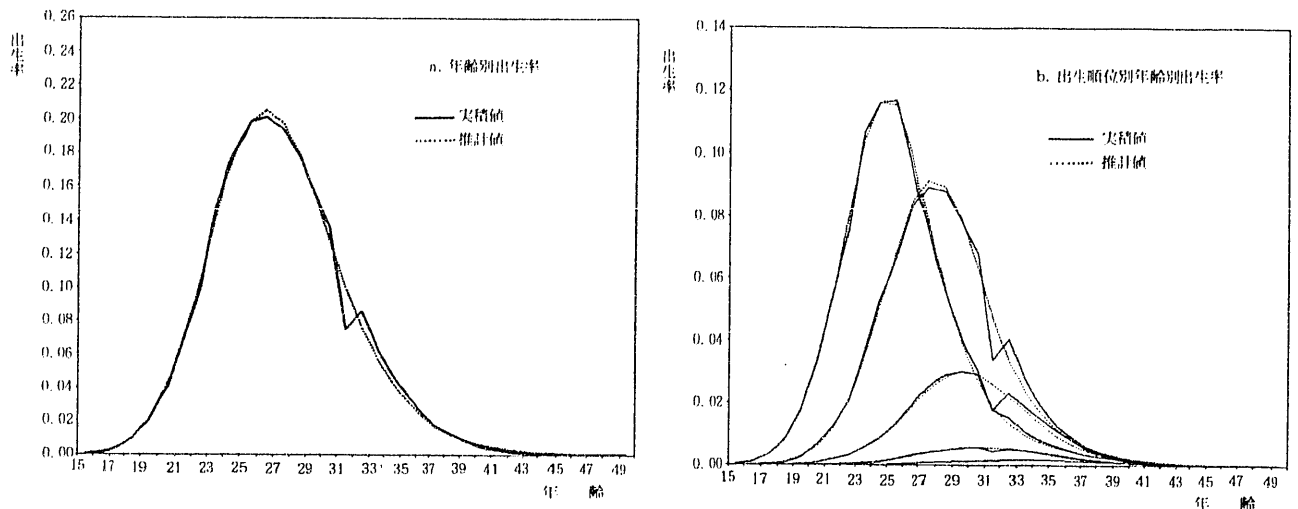
によって与えられる。



表6 女子コーホート（5年間隔）の年齢別出生率および合計特殊出生率：実績値および推計値

年齢/出生年	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
15	0.00006	0.00004	0.00010	0.00004	0.00005	0.00011	0.00012	0.00043	0.00062	0.00074	0.00081	0.00085	0.00088	0.00089
16	0.00037	0.00023	0.00031	0.00042	0.00056	0.00070	0.00066	0.00089	0.00101	0.00109	0.00114	0.00117	0.00118	0.00119
17	0.00163	0.00148	0.00181	0.00165	0.00223	0.00213	0.00206	0.00220	0.00228	0.00232	0.00235	0.00237	0.00238	0.00239
18	0.00544	0.00501	0.00584	0.00445	0.00595	0.00499	0.00467	0.00461	0.00455	0.00452	0.00450	0.00449	0.00449	0.00448
19	0.01412	0.01292	0.01435	0.01065	0.01301	0.01072	0.00991	0.00918	0.00872	0.00844	0.00828	0.00818	0.00812	0.00811
20	0.03253	0.02966	0.02801	0.02176	0.02157	0.01873	0.01670	0.01555	0.01484	0.01442	0.01417	0.01402	0.01393	0.01393
21	0.05081	0.05761	0.04962	0.03863	0.03310	0.02944	0.02526	0.02415	0.02347	0.02306	0.02283	0.02269	0.02262	0.02262
22	0.10803	0.10201	0.07815	0.06217	0.04695	0.03809	0.03614	0.03546	0.03504	0.03481	0.03468	0.03461	0.03458	0.03458
23	0.15896	0.15648	0.11788	0.09420	0.06668	0.04979	0.04909	0.04940	0.04959	0.04974	0.04985	0.04991	0.04993	0.04993
24	0.20893	0.20243	0.15812	0.13156	0.08846	0.07104	0.06913	0.06899	0.06893	0.06893	0.06895	0.06897	0.06897	0.06897
25	0.23881	0.21632	0.18571	0.15845	0.10862	0.09102	0.08929	0.08940	0.08952	0.08964	0.08973	0.08979	0.08979	0.08979
26	0.24692	0.21608	0.19872	0.17510	0.12860	0.11053	0.10839	0.10823	0.10821	0.10824	0.10828	0.10830	0.10830	0.10830
27	0.23211	0.20062	0.19834	0.17959	0.14133	0.12498	0.12316	0.12323	0.12335	0.12347	0.12356	0.12360	0.12360	0.12360
28	0.20539	0.18030	0.18628	0.17320	0.14813	0.13754	0.13579	0.13573	0.13577	0.13584	0.13590	0.13592	0.13592	0.13592
29	0.16428	0.15184	0.16698	0.15291	0.14754	0.14322	0.14182	0.14154	0.14144	0.14142	0.14143	0.14143	0.14143	0.14143
30	0.11902	0.12056	0.13826	0.13572	0.13955	0.14117	0.14032	0.14092	0.13990	0.13987	0.13985	0.13985	0.13985	0.13985
31	0.08716	0.09326	0.10980	0.11418	0.12573	0.13302	0.13301	0.13286	0.13282	0.13282	0.13283	0.13283	0.13283	0.13283
32	0.06499	0.07394	0.08736	0.09323	0.11045	0.12137	0.12183	0.12166	0.12161	0.12159	0.12159	0.12159	0.12159	0.12159
33	0.04834	0.05823	0.06904	0.07576	0.09467	0.10758	0.10824	0.10798	0.10785	0.10779	0.10777	0.10777	0.10777	0.10777
34	0.03457	0.04442	0.05163	0.05896	0.07751	0.09146	0.09267	0.09259	0.09257	0.09257	0.09257	0.09257	0.09257	0.09257
35	0.02451	0.03200	0.03924	0.04648	0.06344	0.07646	0.07775	0.07770	0.07770	0.07770	0.07770	0.07770	0.07770	0.07770
36	0.01823	0.02364	0.02906	0.03630	0.05203	0.06337	0.06452	0.06445	0.06443	0.06441	0.06441	0.06441	0.06441	0.06441
37	0.01287	0.01642	0.02179	0.02724	0.04186	0.05186	0.05299	0.05298	0.05299	0.05299	0.05299	0.05299	0.05299	0.05299
38	0.00958	0.01173	0.01570	0.02067	0.03334	0.04224	0.04328	0.04330	0.04331	0.04332	0.04332	0.04332	0.04332	0.04332
39	0.00662	0.00803	0.01140	0.01577	0.02648	0.03416	0.03510	0.03511	0.03512	0.03512	0.03512	0.03512	0.03512	0.03512
40	0.00424	0.00528	0.00822	0.01189	0.02108	0.02739	0.02820	0.02821	0.02822	0.02822	0.02822	0.02822	0.02822	0.02822
41	0.00266	0.00323	0.00583	0.00883	0.01672	0.02197	0.02264	0.02265	0.02265	0.02265	0.02265	0.02265	0.02265	0.02265
42	0.00151	0.00229	0.00397	0.00652	0.01321	0.01764	0.01822	0.01822	0.01823	0.01823	0.01823	0.01823	0.01823	0.01823
43	0.00091	0.00147	0.00267	0.00479	0.01041	0.01410	0.01459	0.01459	0.01459	0.01459	0.01459	0.01459	0.01459	0.01459
44	0.00040	0.00090	0.00175	0.00339	0.00811	0.01123	0.01164	0.01164	0.01164	0.01164	0.01164	0.01164	0.01164	0.01164
45	0.00016	0.00056	0.00110	0.00234	0.00633	0.00889	0.00925	0.00925	0.00925	0.00925	0.00925	0.00925	0.00925	0.00925
46	0.00008	0.00034	0.00067	0.00159	0.00488	0.00704	0.00733	0.00733	0.00733	0.00733	0.00733	0.00733	0.00733	0.00733
47	0.00005	0.00019	0.00035	0.00104	0.00370	0.00555	0.00580	0.00580	0.00580	0.00580	0.00580	0.00580	0.00580	0.00580
48	0.00003	0.00011	0.00020	0.00066	0.00277	0.00430	0.00452	0.00452	0.00452	0.00452	0.00452	0.00452	0.00452	0.00452
49	0.00002	0.00006	0.00012	0.00041	0.00205	0.00330	0.00348	0.00348	0.00348	0.00348	0.00348	0.00348	0.00348	0.00348
合計特殊出生率	2.10435	2.02970	1.98836	1.87053	1.80705	1.81713	1.80758	1.80336	1.80136	1.80057	1.80030	1.80015	1.79998	1.80000

図2 コーホート年齢別出生率および出生順位別年齢別出生率：実績値と推計モデル：1935年生まれコーホート



いては次章で取り上げる。

図3, 1955年生まれコーホートでは, 1990年の時点で35歳の出生率までが記録されており, それ以降のデータは無い。したがって, モデルによる36歳以降の出生率が将来推計値となる(最終的には期間率に変換後, 若干の補整がなされる—後述)。35歳以下についてみると a. 年齢別出生率では比較的よく適合しているが, b. 出生順位別にみると第3子のピーク前後で誤差が見られる。

図4, 1965年生まれコーホートでは, 実績は25歳までしか得られず残りは推計となる。この段階に

図3 コーホート年齢別出生率および出生順位別年齢出生率：  
実績値と推計モデル：1955年生まれコウホート

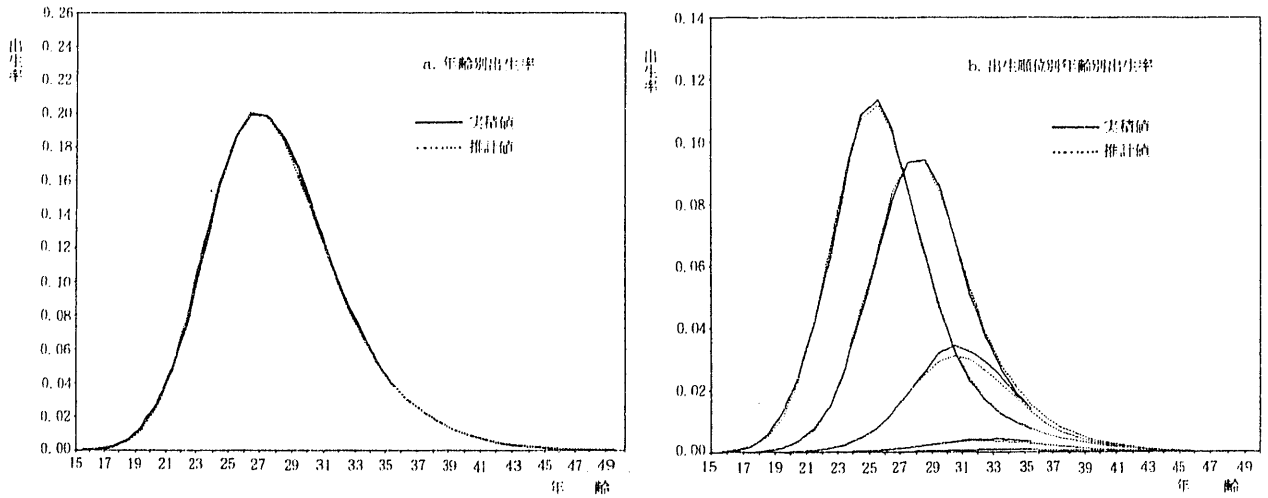
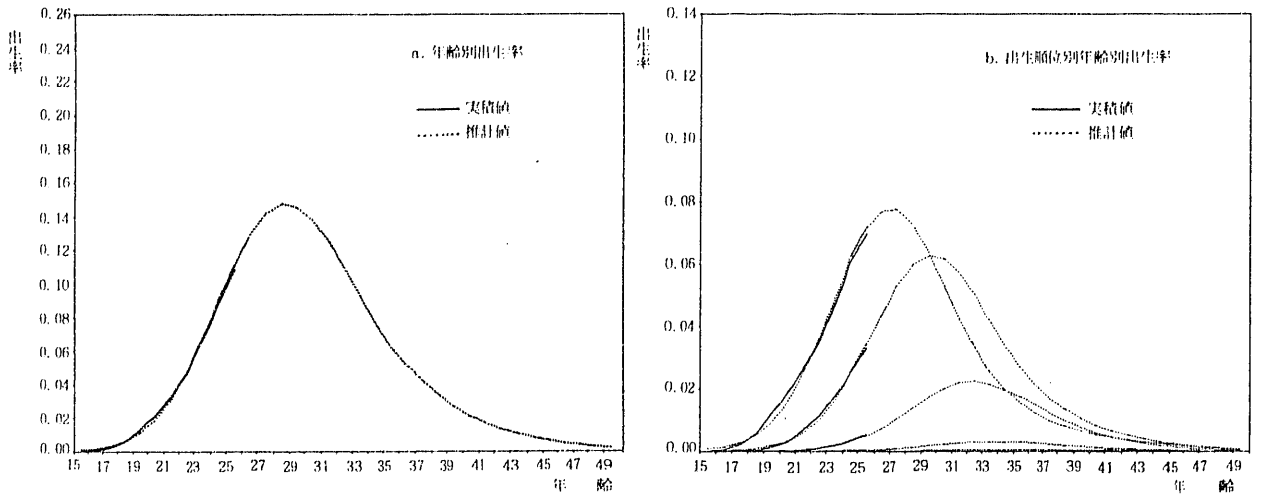


図4 コーホート年齢別出生率および出生順位別年齢別出生率：  
実績値と推計モデル：1965年生まれコウホート



至ると、年齢別出生率は実績から客観的に推計されたものと言うよりも、得られる限りのデータの示す趨勢とコーホートに対する仮定とによって設定されたものとしての色彩が強くなる。

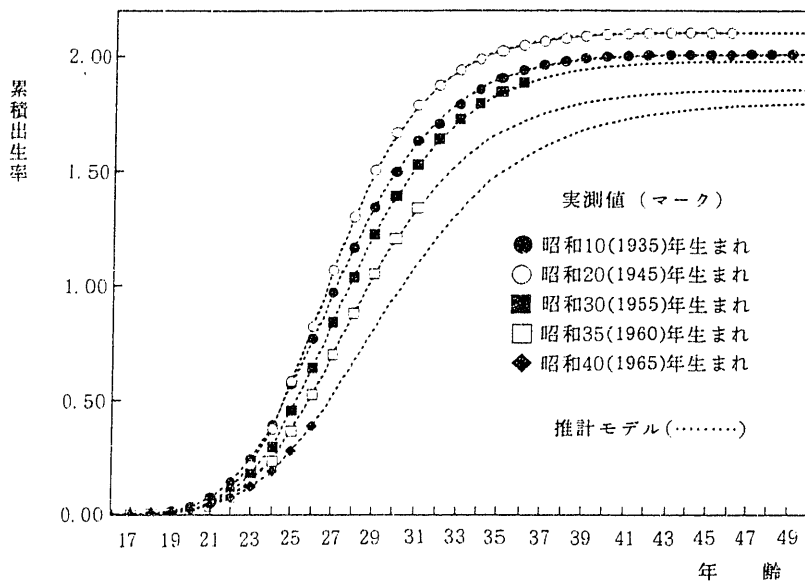
以上、コーホートの推計値と実績値との図による比較では、体系的と考えられるような誤差はとくに認められなかった。

図5には、さらにいくつかのコーホートについて、年齢別累積出生率による推計値と実績値との比較を示した。マークが実績値、曲線が推計値を表す。晩産化により、若いコーホートほど立ち上がりが遅く、なだらかになっていく傾向が示されている。また、完結レベルもしだいに低くなって行く。

## 2. 将来の年次の年齢別出生率の推計

一連のコーホートの年齢別出生率を年齢ごとに組み換えることによって、年次別の年齢別出生率が得られる。たとえば、年次2000年の20歳の出生率は1980年生まれのコーホートの20歳における出生率であり、同年21歳の出生率は1979年生まれのものに当たる。このように、ある年次の年齢別出生率は複数のコーホートの出生率をつなぎ合わせたものである。結局、2010年生まれコーホートまでの出生率の推計値が得られれば、年次2025年までの年次別の推計値が得られることになる（2010年生まれコーホートは2025年に15歳）。

図5 コーホート別年齢別累積出生率：実績値と推計モデル



また、推計の開始年次については、今回の推計に得られたコーホートのデータが1935年生まれ以降のものであるから、このコーホートが出生過程の最終満年齢（49歳）に達する1984年以降についての年次別年齢別出生率の推計値が得られることになる。そこで、推計と実績データの双方が得られる年次（1984-1991）について推計値と実績値とを比較してみたものが、表7である。コーホートに対する推計値を組み換えただけの期間推計値に関する指標を「コーホートモデル」の欄に、後述する補整を与えた最終的推計値を「中位推計」

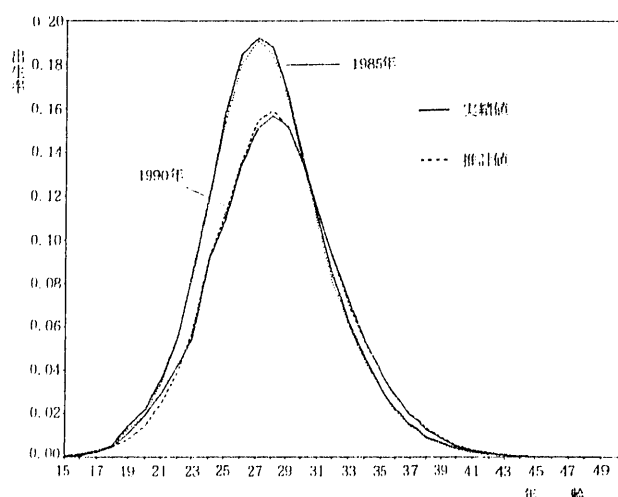
の欄に示した。

まず、合計特殊出生率について見ると、コーホートモデルから得た推計値は実績に比較して1989、1990年を除いてやや低めである。これは、コーホートのパラメータ設定の際、最新データ1990年分（1991年は、出生順位別データが得られなかった）に対するあてはまりを基準として設定したため

表7 年次別合計特殊出生率，平均出生率，および出生年齢分布標準偏差：実績値，モデル値，推計値

年次	合計特殊出生率			平均出生年齢			出生年齢分布標準偏差		
	実績値	コーホートモデル	中位推計	実績値	コーホートモデル	中位推計	実績値	コーホートモデル	中位推計
1984	1.811	1.748	-	28.15	28.09	-	3.912	3.890	-
1985	1.764	1.726	-	28.28	28.24	-	3.940	3.909	-
1986	1.723	1.695	-	28.40	28.39	-	3.964	3.937	-
1987	1.691	1.657	-	28.55	28.55	-	3.980	3.975	-
1988	1.656	1.616	-	28.70	28.71	-	4.028	4.020	-
1989	1.572	1.576	-	28.84	28.85	-	4.093	4.070	-
1990	1.543	1.540	-	28.95	28.99	-	4.143	4.120	-
1991	1.535	1.518	-	29.01	29.12	-	4.187	4.169	-
1992	-	1.497	1.511	-	29.23	29.20	-	4.216	4.237
1993	-	1.484	1.499	-	29.34	29.31	-	4.262	4.282
1994	-	1.480	1.495	-	29.45	29.42	-	4.308	4.326
1995	-	1.485	1.500	-	29.54	29.52	-	4.352	4.369
2000	-	1.593	1.603	-	30.06	30.05	-	4.580	4.590
2005	-	1.714	1.718	-	30.60	30.59	-	4.909	4.916
2010	-	1.775	1.776	-	30.98	30.97	-	5.253	5.257
2015	-	1.796	1.796	-	31.15	31.14	-	5.455	5.458
2020	-	1.800	1.800	-	31.18	31.18	-	5.505	5.507
2025	-	1.800	1.800	-	31.18	31.18	-	5.508	5.508

図6 年次別年齢別出生率：実績値と推計値の比較



ある。したがって、この年次の出生率が  
 コーホートモデルでは表現できない期間  
 効果を含んでいるとすると、推計全体の  
 レベルがその分だけ影響を受ける。現に  
 1991年の実績値を加えた段階で見ると  
 1989, 1990年はモデルに趨勢よりやや低  
 い方向への効果を含んでいたように見え  
 る。しかし、1970年代後半からの趨勢を  
 見ると1984年をピークとする一時的反騰  
 が期間効果として見られ、1984-88年は  
 その効果の残存によって本来の水準より  
 やや高めに推移したようにも見える。こ  
 のように、コーホートモデルに基づくシ  
 ステムであっても、最新年次における期

間効果の影響は、大きなトレンドはともかく、直近の年次の推計に微妙な浮動をもたらす。

表7における年齢別出生率に関するその他の特徴、すなわち平均出生年齢および出生年齢標準偏差については、概ね「コーホートモデル」によって良く予測されている<sup>21)</sup>。

さらに、年齢全体の適合のようすを概観するために1985年、1990年について年齢別出生率のカーブを比較してみたものが図6である。

さて、本システムでは将来一過性に生ずる期間的効果を予測することはできない。しかし、現在期間効果が働いているとすれば、それは最新の年次における実績値とコーホートモデルによる推計値との差として捉えられるはずである。その場合には、何らかの補整を行うことが考えられる。もっとも、実績値と推計値との差は、実際には期間効果以外のモデルの不適合などによるものも含まれているであろうが、現在の知見からはそれらを分離することは困難である。しかしながら、今回の場合表7、図6などから明らかのように最新年次における出生率の誤差は年次間の変動に比較して小さいので、すべてを期間効果としての補整の対象としても差し支えないであろう。

ここでは、最新年次における各年齢(x)での実績値と推計値の差( $E_x$ )が引き続く年次の同年齢の出生率に減衰的に残存すると想定し、これを以下の指数関数によって与えた。

$$E_{x,t} = E_{x,0} \exp(-rt)$$

ただし、 $t$ は最新年次を0とする年次、 $r$ は減衰の速度を与え、今回は $r=0.2$ とした。これによれば、残差 $E_x$ は約3.5年で半減する。ただし、今回の推計では各 $E_x$ は微小なため、この補整による推計値に対する効果は僅かである。

このようにして得た最終的な将来の出生率(「中位推計」と「コーホートモデル」によるそれとの違いの概要は、表7に示したとおりである。

21) なお、適合の良さを示す数値である二乗誤差の全年齢にわたる和を $10^5$ 倍した数値は、1984年から1990年まで順に、29.7, 11.5, 8.7, 12.0, 14.3, 7.4, 10.5であった。

#### IV 考察

今回提案された出生力推計システムを機能的観点から位置付けると、それはコーホートの出生行動パラメーターを将来の年次の年齢別出生率へ変換する装置であると言える。これらのパラメーターは、出生力を構成する要素の中から時間的な変動成分を表現するものとして抽出されたものであり、具体的には各出生順位の出生経験者の割合（出生レベル）、平均出生年齢（出生時期）、出生年齢分布の標準偏差（出生速度）に該当するものである。このシステムによる将来の出生力推計の最初の作業は、現在までに得られた実績の年齢別出生率をコーホートの行動パラメーターセットに変換することである。具体的にはコーホートに組み換えた年齢別出生率にモデルをあてはめて、パラメーターを推定する。出生過程途上のコーホートに対してもパラメーターの推定が行われるので、この段階ですでに将来の予測がなされていることになる。次に、パラメーターの推移の予測を行う。これは、パラメーターの時間的趨勢と外生的に与えられた目標値との補間などの方法による。最後に、推計されたパラメーターを将来の年齢別出生率に変換、投影する。

操作の対象を年齢別出生率からパラメーターへ置き換えることにより、第一に出生という現象の経済的（parsimonious）な記述が可能となり、第二に予測性が向上する。それは、一般にマクロ量（出生率）よりミクロ量（行動パラメーター）の方が、多くの面で将来に対する見通しが得やすいことによる（たとえば、夫婦に対するインタビュー調査で今後の出生（確）率について尋ねることはできないが、生涯に持つつもりの子供数や次の子供を持つ時期について尋ねることはできる）。

現在のシステムの課題としては、まず出生順位別モデルの適用によるパラメーターの過剰が挙げられる。このパラメーターの冗長性は出生順位間の連関を考慮することによって排除することができるであろう。とくに各出生順位の出生時期の間には強い相関が有るはずである。それらパラメーター間の関係については、ミクロ面では実態調査、マクロ面では地域分析によって定量的に分析することが可能であるから、その結果を組み込むことによって、システムの操作すべきパラメーターを減らすべきであろう。

次に挙げられることは、社会経済的要因をはじめとする出生力の周辺要因をシステムに取り込むことである。現在のシステムは、人口学的メカニズムのみによって構成されており、周辺要因の操作はパラメーターの仮定に含めるかたちでシステム外から与えている。しかし、事象歴分析法におけるパラメトリック回帰モデルを応用し、各パラメーターを外の変数の関数とすることで、周辺要因を直接システムに含めることができる。また、それに必要な回帰係数についても、実態調査などから直接推定する方法が確立している<sup>22)</sup>。

将来推計に関わるより本質的な課題としては、期間効果の扱いがある。ここでは、コーホートモデルをベースとし、最新の実績に基づいて若干の期間的補整を与える他は、期間効果は扱っていない。期間効果が年々の出生率を大きく変動させ得るということは、「ひのえうま」の例に端的に見ることができる。将来推計との関わりから見ると、期間効果は二種類に分けることができる。それはトレン

22) 対数ガンマ分布を用いた回帰分析の手法については、

J. F. Lawless, *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York, John Wiley & Sons, 1982.

など参照。これを初婚年齢について適用した例については、金子隆一、前掲（注6）を参照。

また、Coale-McNeil モデルの初婚、第1子出生年齢について適用した例については、

J. Trussell and D. E. Bloom, "Estimating the Co-variables of Age at Marriage and First Birth", *Population Studies*, Vol.37, 1983, pp.403-416.

ドに影響しない期間効果とトレンドを変える期間効果である。前者については、長期的見通しを得る目的からは、それを一過性の偶然変動として除外してかまわないことになる。より問題となるのは、後者すなわち引き続く期間効果がトレンド自体を変える場合であろう。これについては、はたしてそのような効果が存在するか、するならどの程度の効果をもつのか、ということ把握することが先決である<sup>23)</sup>。その上で、将来推計に期間効果を反映させるためには、さらに二つの課題がある。第一に、期間効果の原因となる要因が特定され、その変動と出生率の変動の定量的関係が把握されなければならない。そして第二に、その原因自体の変動が予測できなくてはならない。これらに対して一般的な対処法は無いとみるべきであり、重要と見られる要因個々についての知識を増やしてゆく以外に方法は無いであろう。

## むすび

将来の出生力を予測するために、我々は何をすべきだろうか。何を知り、それをどう用いればよいのであろうか。本稿で取りあげた年齢別出生率の将来推計システムはそうした問いに答えることを主要な目的として提案された。それによれば、各コーホート各出生順位の出生経験者の割合（出生レベル）、平均出生年齢（出生時期）、出生年齢分布の標準偏差（出生速度）がわかれば、将来の各年次の年齢別出生率が得られる。本稿では、それを実際にわが国の出生力の将来推計に適用することによって示した。

ただし、本システムではそれらパラメーターの推移について、趨勢の延長部分を除けば、外生的に仮定を与える必要がある。この仮定の選択には、社会経済的情勢をはじめとする総合的な判断を要する。そのような観点からすると、現在のシステムは出生力の周辺要因を包括的に含んだ、より大きな推計システムの中心部分を担うサブセットとして位置づけられるだろう。

---

23) 期間効果の把握については、実は本システムがその分析の枠組みとして応用できる。すなわち、出生率に対する期間効果は出生率の変動からコーホート効果を取り去ったものとして捉えられるから、本システムを純粋なコーホート効果をシミュレートする装置として、期間効果を取り出すために用いることができる。

# A Projection System for Future Age-Specific Fertility Rates

Ryuichi KANEKO

This paper presents detailed description of a newly developed fertility projection system which was used in Population Projections for Japan, and Population Projections by Prefectures, officially announced in September and November, 1992 respectively. The system is based on a model of age-specific fertility rate by birth order, and it converts parameters which convey behavioral traits of cohort fertility into age-specific fertility rates of future years.

In this paper, first, I compared several nuptiality models regarding applicability to cohort age-specific fertility rates by birth order. The comparison was made among models based on log-gamma distribution as extensions of Coale-McNeil Nuptiality model, model proposed by Hernes (1972), log-logistic model, and model based on gamma distribution. They were examined in goodness of fit and predictability of cohort fertility characteristics (completed fertility level, mean age at birth, and spread of age at birth). As a result, 4-parameter log-gamma distribution model indicated good overall applicability and predictability especially to higher birth order, and seemed more suitable for the projection system.

Using the log-gamma model with empirical adjustment, fertility rates were projected in future up to 2025. First, parameters of the model were estimated by the maximum likelihood method for cohorts who have completed substantial parts of their fertility process, and then time trends of the parameters were projected toward targets for cohorts who are in early stages of the process, or not yet in the process at all. Second, the estimated and projected parameter values were converted into cohort age-specific fertility rates by the model. Next, the cohort fertility rates were reconstructed into period age-specific fertility rates. The projected period fertility were compared with actual statistics for years in which both data and projection were available, indicating good correspondence. Finally, the system provided the projected future fertility rates with a minor adjustment for most immediate years.

Some major problems, reduction of the model, introduction of socioeconomic factors into the system via parametric regression method in event history technique, and treatment of period effects were briefly discussed.

# 研究ノート

## 世帯主のコーホート変化に着目した 家族類型別世帯数の推計手法

### —その1 家族類型別純遷移率法の提案—

大江 守 之

#### 1. はじめに

近年、少産化や晩婚化の問題と関連して、あるいは高齢化社会を支える社会的仕組みの議論と関連して、家族に対する関心はきわめて高いものがある。その関心の多くは、家庭の機能、家族構成員の相互関係、家族と社会の関係などの定性的な問題に注がれているが、同時に、高齢者福祉政策の観点から高齢単独世帯数が今後どのように推移するかといった定量的な見通しに対する社会的要請も大きい。また、マーケティングの面からも、単独世帯や核家族世帯の将来動向に対する関心は高い。こうした家族に対する関心の高さを考慮すると、新しい世帯推計においては家族類型別世帯数の推計精度を高めることが重要な課題になると考えられる。

本稿では、前回1987年の世帯推計<sup>1)</sup>の1990年推計値と国勢調査による実績値を比較することにより、どの年齢層や家族類型での推計誤差が大きかったのかを分析するとともに、前回採用した世帯主率法の問題点を整理した上で、これに替わる推計手法について述べる。新しい推計手法は15～34歳の世帯形成過程と35歳以降の家族類型間の遷移過程を異なったプロセスで計算する組立てになっている。紙幅の関係からここで述べるのは35歳以降の遷移過程にとどめ、世帯形成過程については別稿に譲ることとする。

#### 2. 昭和62年（1987年）10月推計の評価

前回の推計（以下「1987年推計」という）では、世帯主率法を採用し、まず男女年齢別配偶関係別人口を推計したうえで、これに4ケース設定した男女年齢別配偶関係別の世帯主率を乗じて世帯数を求めている。さらに、この男女年齢別配偶関係別の世帯数に、それぞれのケースごとに設定した家族類型別配分係数を乗じて家族類型別の世帯数を推計している（図1）。

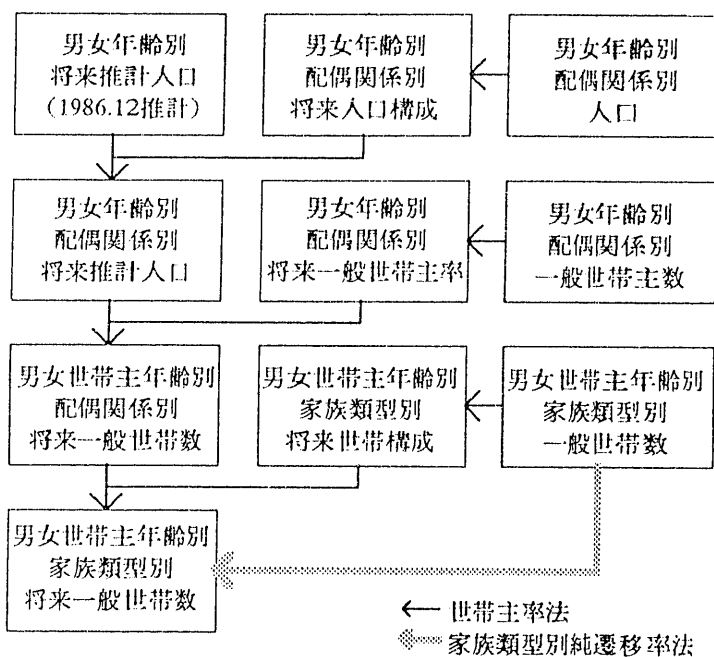
ケースⅠは全国の男女年齢別配偶関係別世帯主率が2005年に東京都の1985年と同様の状態になるという設定、ケースⅡは大都市4県（東京、神奈川、大阪、兵庫）の1985年の状態になるという設定、ケースⅢは1975年から1985年の傾向が2025年までの40年間に±10%以上は変化しないという前提で外挿するという設定、ケースⅣは1985年の世帯主率のまま変化しないという設定である。報告書のなか

1) 厚生省人口問題研究所、『わが国世帯数の将来推計（試算）——昭和60～100年——（昭和62年10月推計）』、1987年11月。

人口問題研究所では、この推計を含めて合計9回の世帯数推計を実施したが、家族類型別の推計を行ったのは1987年が初めてである。



図1 世帯推計のフロー



では明示的には述べられていないが、ケースⅡが中位推計に当たるケースと考えられていた。つまり、近年の世帯規模の小規模化傾向を踏まえ、大都市圏が到達した世帯規模を先行指標として、過去の動向の分析から先行期間を20年と見込んだということである。家族類型別に配分する考え方も世帯主率設定の考え方を踏襲しており、例えばケースⅡでは世帯主の男女年齢別の家族類型別一般世帯構成割合が2005年に大都市4県の1985年のそれと同一になるという設定を行っている。

そこで、ケースⅡの1990年の推計結果を国勢調査と比較することにしよう。なお、比較に際しては「非親族世帯」を「その他の親族世帯」に含めて「その他の一般世帯」という一つのカテゴリーとした<sup>2)</sup>。まず年齢別一般世帯数

についてみると、40代前半までが過大に推計され、逆に60代後半以上で過小に推計されていることがわかる。これを家族類型別にみると、40代前半での過大な推計は主に「親と子から成る世帯」や「その他の一般世帯」において生じており、一方、60代後半以上での過小な推計は主に「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」において生じている。また、「夫婦のみの世帯」の60～64歳でも10%過小になっている(表1)。なお、乖離数の絶対値の合計値を世帯総数で割った全体の乖離率は7.4%である。

40代前半以下、なかでも20代後半から30代前半にかけての乖離は、この世代での晩婚化、晩産化をトレースできていないことによっていると考えられる。上述のように、1987年推計は最初に配偶関係別人口を推計しているが、この推計結果の実績値に対する乖離率は、25～29歳、30～34歳の未婚者ではそれぞれ男子で-3%、-22%、女子で-26%、-29%となっており、一方、有配偶者ではそれぞれ男子で14%、12%、女子で20%、5%となっている。つまり、この年齢層において未婚者が過小に、有配偶者が過大に推計されているということであり、近年の晩婚化の進展が予想以上に著しかったと言える。1987年推計では、次のステップで男女年齢別・配偶関係別人口に配偶関係別世帯主率を乗じて世帯数を求めているが、この世帯主率の設定値は実績値と比較して、未婚者でやや高いものの有配

2) 「非親族世帯」の数は1990年で76,911世帯と一般世帯総数の0.2%に満たず、これを表章して実績値と推計値を比較してもあまり意味がない。ここでは「非親族世帯」を「その他の親族世帯」と合わせて一つのカテゴリーとしたが、その理由は以下の通りである。「非親族世帯」の世帯属性についてみると、平均世帯人員は2.07人で、ほとんどが世帯主と同居人1人という構成である。同居人のうち家事使用人や営業使用人は19%と少なく、「その他」が81%と多くを占めている。また、世帯主の70%は男子で世帯人員の性比は94と男女のバランスがとれていること、74%が借家住まいであること、世帯人員のうち有配偶者は12%と少なく、30代以下が57%を占めていること等を考え合わせると、「非親族世帯」の大部分は同棲や共棲である可能性が高い。「その他の親族世帯」には「他に分類されない親族世帯」という共棲の世帯が含まれていることや、親族世帯には非親族人員が含まれていることも勘案すると、「非親族世帯」を「その他の親族世帯」と合わせて一つのカテゴリーにすることに一定の合理性は存在する。このカテゴリーは、「夫婦のみの世帯」、「親と子から成る世帯」、「単独世帯」以外の世帯であることから、「その他の一般世帯」と呼ぶことにしよう。

表1 1990年における国勢調査と1987年推計の家族類型別一般世帯数の比較

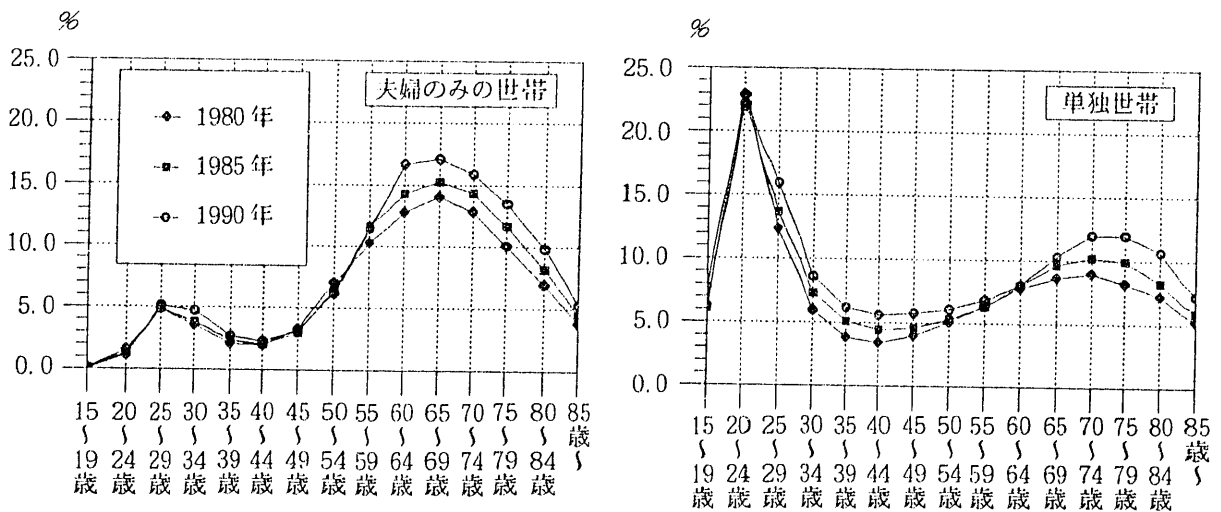
(単位：1000世帯)

年齢	家族類型	① 1990年国勢調査					② 1987年10月推計ケースⅡ				
		総数	夫のみの世帯	婦人から成る世帯	親と子供から成る世帯	その他の一般世帯	単独世帯	総数	夫のみの世帯	親と子供から成る世帯	その他の一般世帯
総数		40,670	6,294	17,924	7,063	9,390	41,358	5,922	18,715	7,661	9,060
15～19歳		643	5	4	10	624	695	6	4	13	672
20～24歳		2,267	98	132	91	1,946	2,460	118	151	101	2,089
25～29歳		2,541	415	722	118	1,287	2,652	428	847	142	1,234
30～34歳		2,881	365	1,623	224	670	3,098	326	1,848	283	642
35～39歳		3,789	245	2,479	506	559	4,035	229	2,718	585	504
40～44歳		5,063	244	3,337	885	597	5,275	226	3,613	931	505
45～49歳		4,679	285	3,012	863	519	4,693	268	3,095	893	436
50～54歳		4,342	500	2,502	847	493	4,336	499	2,470	924	443
55～59歳		4,234	884	1,884	936	529	4,231	882	1,768	1,075	506
60～64歳		3,654	1,124	1,073	915	542	3,620	1,011	1,052	975	581
65～69歳		2,578	874	527	651	526	2,506	783	539	682	501
70～74歳		1,822	606	303	456	458	1,734	554	299	489	392
75～79歳		1,297	408	193	333	362	1,215	372	183	343	317
80～84歳		632	181	92	163	196	575	164	86	160	165
85歳～		247	60	42	65	81	234	56	40	66	73
③ 乖離数 [(②) - (①)]						④ 乖離率 [(③) / (①) (%) ]					
総数		688	-372	791	598	-330	1.7	-5.9	4.4	8.5	-3.5
15～19歳		52	1	0	3	48	8.1	20.0	0.0	30.0	7.7
20～24歳		193	20	19	10	143	8.5	20.4	14.4	11.0	7.3
25～29歳		111	13	125	24	-53	4.4	3.1	17.3	20.3	-4.1
30～34歳		217	-39	225	59	-28	7.5	-10.7	13.9	26.3	-4.2
35～39歳		246	-16	239	79	-55	6.5	-6.5	9.6	15.6	-9.8
40～44歳		212	-18	276	46	-92	4.2	-7.4	8.3	5.2	-15.4
45～49歳		14	-17	83	30	-83	0.3	-6.0	2.8	3.5	-16.0
50～54歳		-6	-1	-32	77	-50	-0.1	-0.2	-1.3	9.1	-10.1
55～59歳		-3	-2	-116	139	-23	-0.1	-0.2	-6.2	14.9	-4.3
60～64歳		-34	-113	-21	60	39	-0.9	-10.1	-2.0	6.6	7.2
65～69歳		-72	-91	12	31	-25	-2.8	-10.4	2.3	4.8	-4.8
70～74歳		-88	-52	-4	33	-66	-4.8	-8.6	-1.3	7.2	-14.4
75～79歳		-82	-36	-10	10	-45	-6.3	-8.8	-5.2	3.0	-12.4
80～84歳		-57	-17	-6	-3	-31	-9.0	-9.4	-6.5	-1.8	-15.8
85歳～		-13	-4	-2	1	-8	-5.3	-6.7	-4.8	1.5	-9.9

注：総数は世帯主年齢15歳未満の世帯を含む。

偶者ではよく合っている。特に、1975年から1985年まで低下し続けてきた20～24歳や25～29歳の有配偶男子の世帯主率が1990年にかけて反転する動きを捉えることに成功している点は評価できる。しかしながら、続く家族類型別に分割する比率は実績値と乖離が大きい。晩産化による「親と子供から成る世帯」比率の低下や、親との非同居傾向の拡大によるその他の親族等の世帯比率の低下は、大都市

図2 夫婦のみの世帯および単独世帯の世帯主率の推移



圏の家族類型を先行指標とするという方法では捉えきれなかったということである。

60代後半以上の配偶関係別人口の推計は、部分的には±10%を超える乖離の大きい部分もあるが、概ね数パーセントの範囲に収まっており、全体としては現実をトレースしえている。しかし、配偶関係別世帯主率の設定では、現実の上昇を捉えきれなかった。年齢別・家族類型別の世帯主率の推移をみると、「夫婦のみの世帯」の60～64歳以上、「単独世帯」の70～74歳以上で、この10年間一貫した上昇があり、特に1985～1990年の上昇が大きかったことがわかる(図2)。有配偶世帯主率の設定における「夫婦のみの世帯」の世帯主率の上昇と、未婚・死別・離別世帯主率における「単独世帯」の世帯主率の上昇をそれぞれ見通しえなかったのである。また、家族類型別への分割比も「夫婦のみの世帯」と「単独世帯」の拡大を織り込めていない。要するに、高齢層における「夫婦のみの世帯」と「単独世帯」の相対的増加が世帯主率を押し上げるという現象を捉えきれなかったということである。

### 3. 世帯主コーホート変化の検討

以上のように、世帯形成過程では、晩婚化、晩産化、非同居志向を取り入れた推計モデルを開発する必要がある。この点については、最初に述べたように別稿に譲ることにして、ここではそれ以上の年齢層、特に高齢層における家族類型別世帯推計の精度を上げる問題を考えよう。

高齢層において「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」の割合が上昇しているのは、子供が独立して夫婦のみになった場合、夫婦が元気なうちは子供と適度な距離をおいて暮らす、さらには配偶者と死別しても健康な間は一人で暮らすという生活態度が拡大してきたためではないかと考えられる。例えば、75～79歳の女子の場合、1980年から1990年にかけて死別者割合は72.1%から64.9%へと低下したが、死別者のうち単独世帯に属する割合は逆に13.4%から21.9%へと上昇したために、この年齢層に占める死別者の単独世帯割合は9.6%から14.2%へと上昇した。そして女子の75～79歳の単独世帯割合の上昇はほとんどこの死別者における上昇によっているのである<sup>3)</sup>。他の年齢層においてもこの傾向は同様であり、配偶者と死別した高齢者が単独で暮らすという生活態度は確かに拡大しつつあると言える。

仮に、こうした「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」であり続けようとする力が、これらの世帯主率

3) 廣嶋清志、「近年の世帯動向の分析——高齢者単独世帯を中心として」、『大阪府の人口動向・解説編』、1993年。

を上昇させ、ひいては高齢層の世帯主率を押し上げているとすれば、家族類型別の世帯の遷移過程を素直に表現するモデルを考えることが適当であろう。そこで、男女・年齢別の家族類型別世帯主数のコーホート変化を以下のように定義し、この  $C_i^s(x, t)$  を、家族類型  $i$ 、性  $s$ 、年齢  $x \sim x+4$ 、期間  $t \sim t+5$  年の「家族類型別純遷移率」と呼ぶことにしよう。

$$C_i^s(x, t) = \frac{H_i^s(x+5, t+5)}{H_i^s(x, t)} - \frac{P^s(x+5, t+5)}{P^s(x, t)} \quad (1)$$

ただし、

$$C_i^s(80, t) = \frac{H_i^s(85+, t+5)}{H_i^s(80, t) + H_i^s(85+, t)} - \frac{P^s(85+, t+5)}{P^s(80, t) + P^s(85+, t)} \quad (2)$$

ここで、 $H_i^s(x, t)$  は  $t$  年における家族類型  $i$ 、性  $s$ 、年齢  $x \sim x+4$  ( $x = 15, 20, \dots, 85+$ 、ただし、 $x = 85+$  の場合は 85 歳以上を表す) の世帯主数、 $P^s(x, t)$  は  $t$  年における性  $s$ 、年齢  $x \sim x+4$  ( $x$  については同上) の人口である。

この家族類型別純遷移率は、例えば、1985年における男性の60～64歳の単独世帯主が1990年に65～69歳の単独世帯主に移行する比率である。死亡による退出は、国勢調査人口による生残率（以下、「センサス生残率」という。厳密には海外との移動や調査誤差を含む）を用いて除いている<sup>4)</sup>。移行する比率と言っても、もちろん、単独世帯から他の家族類型、一般世帯の世帯員、施設等の世帯の世帯員への退出とこれからの参入の結果としての比率であり、地域人口移動を捉える際の純移動率に相当するものである。

1975年→80年、1980年→85年、1985年→90年について、家族類型別純遷移率を計算したものが図3である。女子の「夫婦のみの世帯」は実数が少ないためにやや安定性を欠くが、それ以外の家族類型別純遷移率は30代以上では安定している。例えば、男子の「夫婦のみの世帯」では、20～24歳→25～29歳までに参入したのち、25～29歳→30～34歳および30～34歳→35～39歳で「親と子供から成る世帯」や「その他の一般世帯」への移行に伴う退出超過があり、その後の子供の独立に伴って再び「夫婦のみの世帯」への参入超過となる。この再参入は45～49歳→50～54歳でピークを迎え、以後も参入超過は続くが比率は低下していく。また、男子の「親と子供から成る世帯」では30～34歳→35～39歳まで参入超過があり、その後は徐々に退出超過傾向に転じ、50代後半から60代前半でその傾向は最も大きくなる。同様に、「その他の一般世帯」や「単独世帯」においても年齢に応じた参入・退出の傾向が観察される。

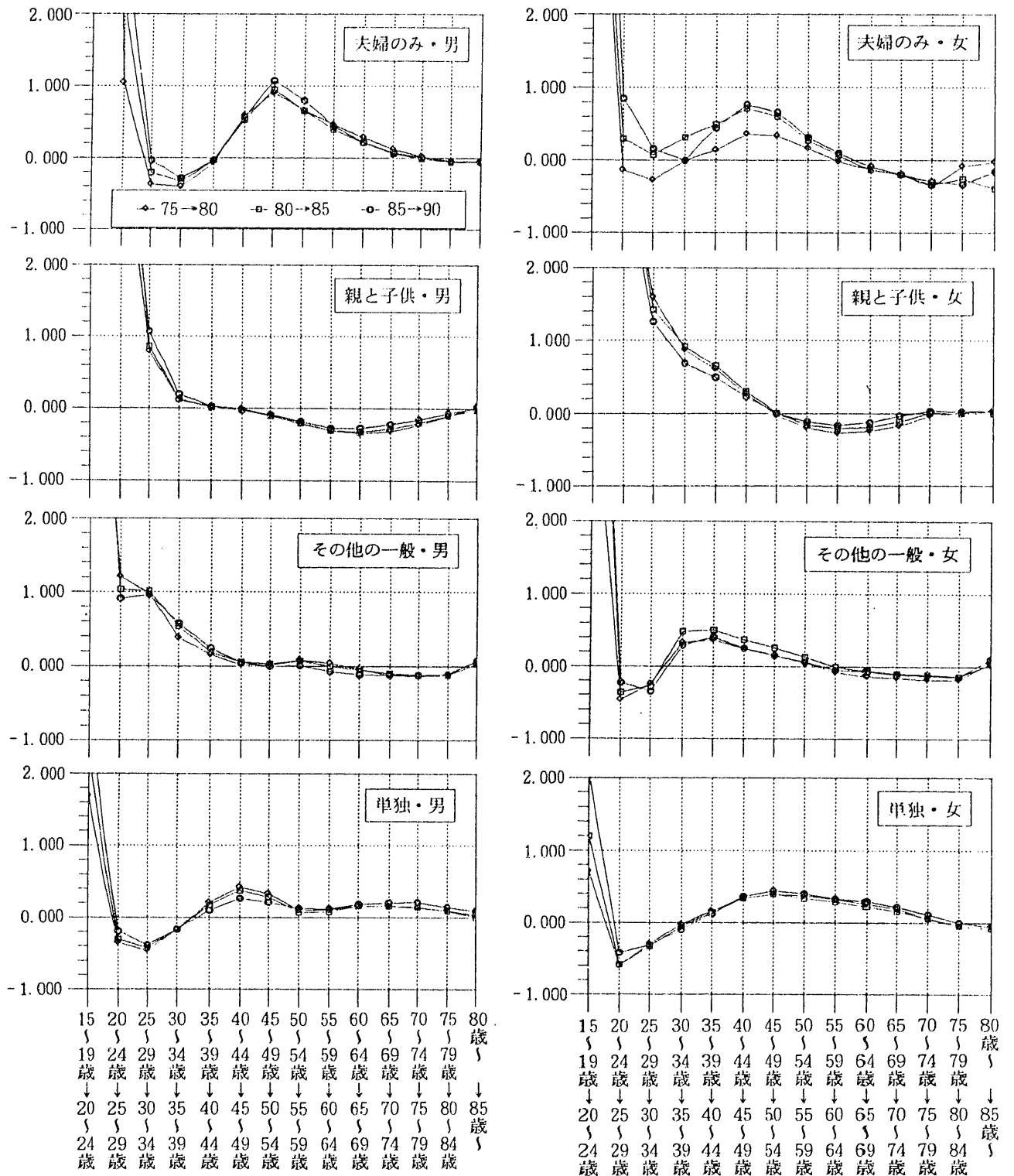
#### 4. 家族類型別純遷移率法による試算

30代以上に限れば、家族類型別純遷移率は家族類型別世帯主率に比較して安定性がある。したがって、家族類型別純遷移率を用いれば、世帯主率法による場合に比べて精度のよい推計結果が得られる可能性が高い。そこで、1980年→85年の純遷移率を用いて1985年の家族類型別世帯数から1990年を推計してみることにしよう。(1)式から推計世帯数は(3)式のように表すことができる(2式の変形は同様のため省略する)。

$$H_i^s(x+5, 90) = H_i^s(x, 85) \left( C_i^s(x, 80) + \frac{P^s(x+5, 90)}{P^s(x, 85)} \right) \quad (3)$$

4) 家族類型によって当然死亡率は異なるはずであるが、正確なデータが得られず、また将来推計の際の操作性も考慮して、全ての家族類型とも同じ生残率を用いた。

図3 家族類型別純遷移率の推移



生残率の項に関して、ここでは1985年→90年のセンサス生残率の実績値を用いたが、実際に1990年以降の世帯数を推計する際には、全国人口推計結果<sup>5)</sup>から将来の生残率（センサス生残率に相当）を計算し、用いることになる。

結果は表2に示した。これを1987年推計（表1）の乖離と比較してみよう。乖離数の絶対値の合計を1990年国勢調査の世帯主年齢35歳以上の世帯総数で割った乖離率は3.4%と、1987年推計の同様の乖離率6.8%（全年齢層では先に述べたように7.4%）の丁度半分である。各年齢別にみても概ね乖離率は半分以下になっている。1987年推計で乖離の大きかった高齢の「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」においてはさらに精度がよくなっている。しかし、「親と子供から成る世帯」では逆に乖離が大きくなっている部分もある。また、依然として「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」が過小であるという問題も残している。

表2 1990年における国勢調査と1980→85年の家族類型別純遷移率法による推計の比較  
(単位：1000世帯)

年齢	① 1990年国勢調査					② 1980→85年の家族類型別遷移率による推計				
	家族類型 総数	夫のみ の世帯	親と子供 から成る 世帯	その他の 一般世帯	単独世帯	総数	夫のみ の世帯	親と子供 から成る 世帯	その他の 一般世帯	単独世帯
35～39歳	3,789	245	2,479	506	559	3,683	229	2,388	497	568
40～44歳	5,063	244	3,337	885	597	5,027	242	3,302	854	629
45～49歳	4,679	285	3,012	863	519	4,720	279	3,020	876	545
50～54歳	4,342	500	2,502	847	493	4,309	470	2,462	877	501
55～59歳	4,234	884	1,884	936	529	4,124	813	1,807	1,000	503
60～64歳	3,654	1,124	1,073	915	542	3,619	1,088	1,021	986	524
65～69歳	2,578	874	527	651	526	2,546	869	483	694	499
70～74歳	1,822	606	303	456	458	1,779	597	276	470	436
75～79歳	1,297	408	193	333	362	1,258	397	181	335	344
80～84歳	632	181	92	163	196	609	176	88	160	184
85歳～	247	60	42	65	81	254	60	39	80	75
	③ 乖離数 [(②) - (①)]					④ 乖離率 [(③) / (①) (%) ]				
35～39歳	-106	-16	-91	-9	9	-2.8	-6.4	-3.7	-1.7	1.6
40～44歳	-36	-2	-35	-31	32	-0.7	-0.8	-1.1	-3.5	5.4
45～49歳	41	-6	8	13	26	0.9	-2.1	0.3	1.5	5.0
50～54歳	-33	-30	-40	30	8	-0.8	-6.1	-1.6	3.5	1.7
55～59歳	-110	-71	-77	64	-26	-2.6	-8.1	-4.1	6.9	-4.8
60～64歳	-35	-36	-52	71	-18	-1.0	-3.2	-4.9	7.8	-3.3
65～69歳	-32	-5	-44	43	-27	-1.2	-0.5	-8.3	6.6	-5.1
70～74歳	-43	-9	-27	14	-22	-2.4	-1.5	-8.8	3.0	-4.8
75～79歳	-39	-11	-12	2	-18	-3.0	-2.6	-6.2	0.7	-5.1
80～84歳	-23	-5	-4	-3	-12	-3.7	-2.8	-4.3	-1.6	-5.9
85歳～	7	0	-3	15	-6	2.8	-0.6	-6.4	23.4	-7.6

5) 厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口——平成3(1991)～37(2025)年——(平成4年9月推計)』、1992年9月。

1980年→85年の家族類型別純遷移率を用いた1990年の家族類型別世帯数の推計精度は必ずしも十分ではないが、世帯主率法による場合に比べると大きく改善されている。図3に示したように、「親と子供から成る世帯」や「単独世帯」の遷移率をみると、上昇傾向が明確な年齢層が存在するため、この傾向を捉えて将来の遷移率を設定すれば、推計精度をさらに改善することが可能である。また、こうした遷移率の経年的変化の傾向は、晩婚化や未婚率の上昇、少産化や晩産化といった構造的変化によって説明可能な部分も小さくないはずであり、サブモデルを展開する余地を残している<sup>6)</sup>。このように、家族類型別純遷移率法は、シンプルな構造で操作が容易であるとともに、パラメータ自体を動学的モデルとして表現できる可能性を有しているという点で、家族類型別世帯数を推計する際の有力なモデルである<sup>7)</sup>。

## 5. おわりに

世帯主率法は、精緻に推計された将来人口を利用でき、また、それによって人口構造変化をある程度織り込んだ推計が可能であるという点で実用性の高い推計手法である<sup>8)</sup>。しかし、家族類型別世帯数を推計するにはややプロセスが長すぎ、またそのプロセスが家族類型変化の構造を必ずしも表現していないために、パラメータの設定に労力がかかり過ぎるきらいがある。その点、家族類型別純遷移率法は図1に示したようにプロセスが短く、また部分的ではあるが変化の構造を表現しているために、パラメータを設定しやすく、かつ推計結果からのフィードバックが容易であるという利点がある。問題は家族類型別世帯数が独立に推計される手法であるため、総世帯数がコントロールできていないという点であろう。特に、推計期間を長くとした場合、この問題が発生する可能性がある。ただ、これは将来推計人口を用いて世帯主率を求めてその挙動をチェックし、必要があればパラメータを修正するというフィードバックのプロセスを加えれば回避することができよう。

---

6) 例えば、人口問題研究所による『家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査』から、こうしたモデルの構築やパラメータ推定を行うことが考えられよう。1985年調査による家族類型変化の概要については渡邊の研究がある。また、特定の家族類型の遷移確率に関しては伊藤の研究がある。

渡邊吉利、「2つの時点の世帯類型変化」、『人口問題研究』、第189号、1989年1月、pp.31-41。

伊藤達也、「世帯分離と世帯合併の年齢別発生率の推定」、『人口問題研究』、第185号、1988年1月、pp.17-35。

7) 世帯推計モデルは、静学的・動学的、ミクロ・マクロという軸によって分類でき、人口研をはじめ世界的にも多く用いられている世帯主率法は静学的マクロモデルに属する。近年は動学的モデルの研究が盛んであるが、ミクロ、マクロともデータの制約から広く実用化する段階に至っていない。この家族類型別純遷移率法はシンプルな動学的モデルと位置づけられよう。各種のモデルについては以下を参照。

廣嶋清志、「世帯の将来推計」、山口喜一編著『人口推計入門』、古今書院、1990年、pp.127-166。

Nico Keilman, Anton Kuijsten and Ad Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*, Oxford University Press, 1988.

8) Shigemi Kono, The Headship Rate Method for Projecting Households, in John Bongaarts, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.), *Family Demography*, Oxford University Press, 1987, pp.287-308.

## 国連世界人口推計の概要：1992年版

石川 晃・坂東里江子・中川聡史

国際連合は1951年以来これまでに12回<sup>1)</sup>、主要地域別・各国別<sup>2)</sup>の遡及および将来の人口推計を改訂・発表してきた。1992年に発表された最新の世界人口推計<sup>3)</sup>は通算13回目にあたり、1990年を基準年として、1950年から2025年までの75年間について、5年毎の男女別・年齢5歳階級別人口、さらに合計特殊出生率や平均寿命など推計関連の主要指標に関するデータを提供している。本報告は、発表された最新の数値から、主要地域別および主要国別の人口総数と年齢3区分・5歳階級別人口の中位推計値をまとめたものである。

新たに改訂された推計によると、基準年の1990年の世界人口は52億9530万人<sup>4)</sup>であり、これが2025年には84億7245万人に達する。1990年の人口を100とすると、2025年人口は160であり、次の35年間に約32億人、毎年1億人近くの増加が見込まれていることになる。先進地域と発展途上地域に分けてみると、1990年時点で世界人口の22.9%に当たる約12億人が先進地域に、77.1%に当たる約41億人が発展途上地域に居住しているが、2025年には先進地域と発展途上地域の人口はそれぞれ約14億人、約71億人に増加し、人口割合は16.6%と83.4%になる。この期間の人口増加数の94.0%は発展途上地域で発生すると見込まれている。2025年時点での世界人口を前回（1990年版、1985年が基準年）の推計値と比較すると、約3200万人下方に修正されている。この修正の幅自体はわずかなものである。しかし、近年の改訂ではそれぞれの前回推計よりも多めに修正されていたが、今回はわずかながら下方に修正されたこと、とくに発展途上地域では前回の推計値よりも約8100万人少なく、先進地域では逆に約4900万人多く見積もられていることが注目される。

主要地域別の人口推移をみると、1990年人口を100とした2025年の指数は、アフリカで246、西アジアで217、南アジアと東南アジアがそれぞれ179、161で世界全体の増加率を上回っている。国別にみると、2025年にはナイジェリアが人口規模で世界5位（1990年は10位）となる。他にパキスタン、バングラデシュ、イラン、メキシコ、エチオピアが2025年までに人口規模で日本を追い抜き、日本は1990

---

1) 1951年、1954年、1957年、1963年、1968年、1973年、1978年、1980年、1982年、1984年、1988年、1990年の12回。過去の国連の人口推計に関して、『人口問題研究』では、以下の号に報告が掲載されている。

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

1988年推計に関しては、その報告書（United Nations, *World Population Prospects 1988*, New York, 1989）が、『世界人口予測データ 1950→2025（世界人口年鑑・別巻）』、原書房、1990年、として翻訳されている。また、1990年推計は、厚生省人口問題研究所、『世界人口推計の概要——国連推計（1990年改訂）による——』、研究資料第267号、1991年、に結果が要約されている。

2) 掲載されているのは1990年の人口が20万人以上である159の国および地域。

3) United Nations, *The Sex and Age Distribution of the World Populations, The 1992 Revision*, (ST/ESA/SER.A/134), New York, 1993.

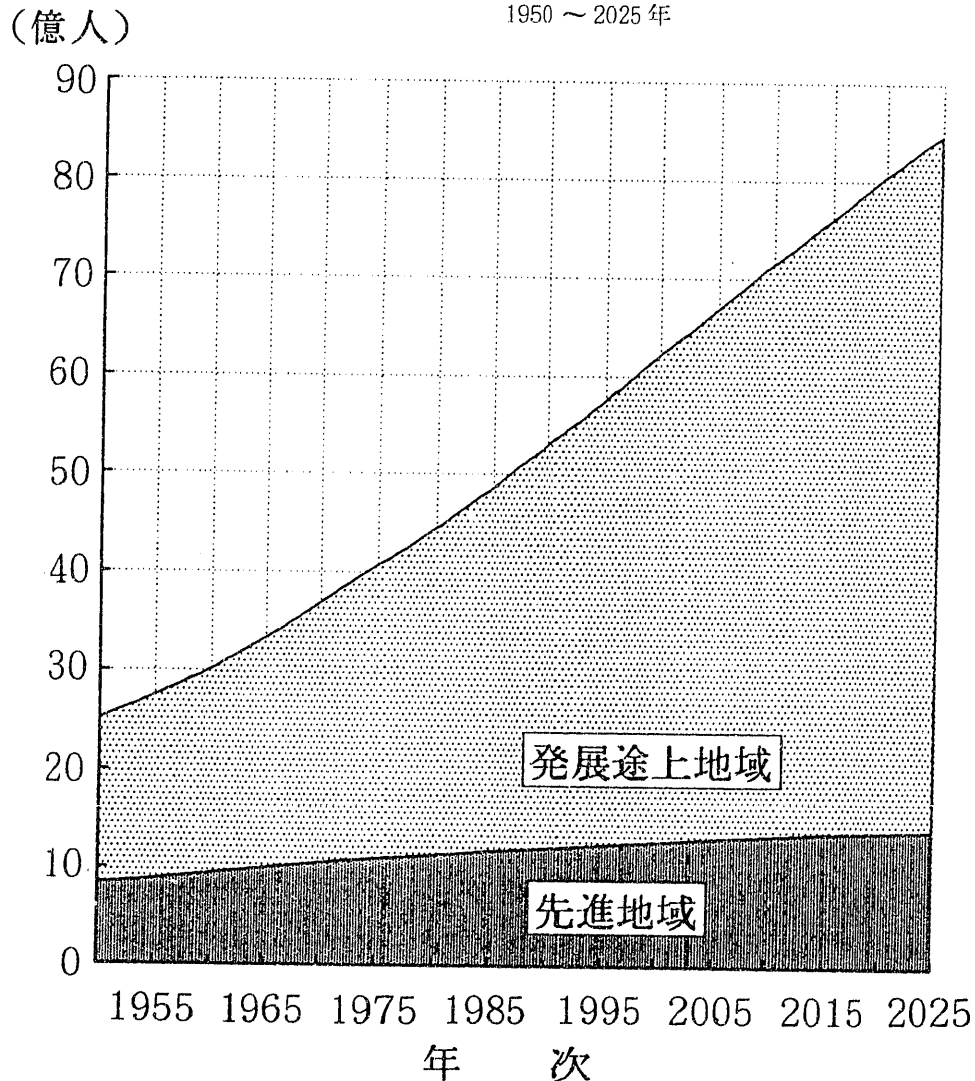
4) 1993年1月発表の国連の最新データによると、1992年年央の世界人口の概算値は54億8,000万人である。



年の7位から2025年には13位となる。

年齢3区分別人口をみると、1990年から2025年に、世界全域で0～14歳人口割合は32.3%から24.9%に低下し、65歳以上人口割合は6.2%から9.7%に上昇する。とくに先進地域では2025年の65歳以上人口割合は18.3%に達し、0～14歳人口（18.2%）を上回る。国別に65歳以上人口割合をみると、日本は1990年に11.7%で世界で21位であるが、今後急上昇し、2025年には24.4%<sup>5)</sup>で世界1位になる。また15～64歳人口割合は、1990年には日本は69.8%でシンガポール、ホンコンに次いで世界3位であるが、2025年には60.5%で世界で113位になると見込まれている。

図1 人口総数（先進地域・発展途上地域別）  
1950～2025年



5) 厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口——平成4年9月推計——』、研究資料第274号、1992年、によると、日本の2025年の65歳以上人口割合は25.8%、15～64歳人口割合は59.7%（いずれも中位推計値）と推計されている。

表1 主要地域別人口：1950～2025年

(1) 人口総数

(1,000人)

地 域	1950年	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年
世界全域	2,516,190	2,751,681	3,018,974	3,335,579	3,697,007	4,077,914	4,446,859	4,854,547
先進地域	832,425	887,423	944,828	1,002,901	1,048,906	1,095,146	1,136,483	1,172,970
発展途上地域	1,683,765	1,864,258	2,074,146	2,332,678	2,648,100	2,982,768	3,310,376	3,681,577
アフリカ	222,462	248,637	280,173	318,245	363,383	415,059	479,369	554,508
アメリカ	331,251	370,799	415,318	463,025	509,722	559,000	610,862	663,639
ラテンアメリカ	165,176	189,057	216,655	248,949	283,242	320,193	358,925	399,876
北アメリカ	166,075	181,742	198,663	214,076	226,480	238,807	251,937	263,763
アジア	1,377,262	1,513,628	1,668,333	1,860,874	2,101,851	2,354,591	2,583,901	2,842,450
東アジア	671,391	732,831	791,583	874,018	986,990	1,096,740	1,176,349	1,259,863
東南アジア	182,035	200,413	224,603	252,827	286,708	323,982	360,548	401,397
南アジア	481,404	531,808	596,292	669,896	754,483	848,603	948,769	1,066,432
西アジア	42,432	48,575	55,856	64,133	73,670	85,267	98,234	114,758
ヨーロッパ	398,140	414,135	431,176	451,521	466,805	480,849	491,835	499,564
オセアニア	12,616	14,127	15,768	17,507	19,326	21,158	22,796	24,587
旧ソビエト連邦	174,459	190,356	208,206	224,408	235,919	247,256	258,096	269,802

地 域	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年	2025年
世界全域	5,295,300	5,759,276	6,228,254	6,688,159	7,149,499	7,608,967	8,049,923	8,472,446
先進地域	1,211,138	1,244,176	1,277,963	1,310,427	1,340,532	1,366,486	1,387,174	1,403,275
発展途上地域	4,084,162	4,515,100	4,950,291	5,377,732	5,808,967	6,242,481	6,662,749	7,069,171
アフリカ	642,580	744,009	856,154	979,825	1,116,253	1,264,750	1,421,053	1,582,539
アメリカ	717,803	774,278	828,843	880,666	930,678	978,198	1,022,533	1,062,068
ラテンアメリカ	441,066	482,476	522,962	562,307	600,380	636,760	670,721	701,557
北アメリカ	276,737	291,802	305,881	318,359	330,298	341,438	351,812	360,511
アジア	3,117,842	3,407,593	3,691,579	3,956,930	4,213,563	4,460,780	4,688,624	4,900,256
東アジア	1,350,517	1,442,266	1,520,192	1,577,589	1,629,421	1,679,874	1,726,480	1,762,179
東南アジア	444,062	487,789	531,004	572,048	610,834	648,020	682,601	715,600
南アジア	1,191,362	1,326,632	1,468,953	1,614,093	1,757,692	1,894,292	2,016,934	2,135,831
西アジア	131,901	150,907	171,431	193,200	215,616	238,593	262,609	286,646
ヨーロッパ	509,041	516,043	523,749	530,804	536,253	539,946	541,798	541,784
オセアニア	26,690	28,790	30,967	33,162	35,366	37,485	39,501	41,342
旧ソビエト連邦	281,344	288,562	296,962	306,772	317,385	327,808	336,414	344,457

先進地域は、北アメリカ、日本、ヨーロッパ、オーストラリアとニュージーランド、旧ソビエト連邦より構成される。発展途上地域は、アフリカ、ラテンアメリカ、日本を除くアジア、オーストラリアとニュージーランドを除くオセアニアが含まれる。

人口数は各年次の年央人口。

## (2) 人口割合

(%)

地 域	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2020年	2025年
世界全域	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
先進地域	33.1	31.3	28.4	25.6	22.9	20.5	18.8	17.2	16.6
発展途上地域	66.9	68.7	71.6	74.4	77.1	79.5	81.2	82.8	83.4
アフリカ	8.8	9.3	9.8	10.8	12.1	13.7	15.6	17.7	18.7
アメリカ	13.2	13.8	13.8	13.7	13.6	13.3	13.0	12.7	12.5
ラテンアメリカ	6.6	7.2	7.7	8.1	8.3	8.4	8.4	8.3	8.3
北アメリカ	6.6	6.6	6.1	5.7	5.2	4.9	4.6	4.4	4.3
アジア	54.7	55.3	56.9	58.1	58.9	59.3	58.9	58.2	57.8
東アジア	26.7	26.2	26.7	26.5	25.5	24.4	22.8	21.4	20.8
東南アジア	7.2	7.4	7.8	8.1	8.4	8.5	8.5	8.5	8.4
南アジア	19.1	19.8	20.4	21.3	22.5	23.6	24.6	25.1	25.2
西アジア	1.7	1.9	2.0	2.2	2.5	2.8	3.0	3.3	3.4
ヨーロッパ	15.8	14.3	12.6	11.1	9.6	8.4	7.5	6.7	6.4
オセアニア	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
旧ソビエト連邦	6.9	6.9	6.4	5.8	5.3	4.8	4.4	4.2	4.1

## (3) 1990年人口を100とした指数

地 域	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2020年	2025年
世界全域	47.5	57.0	69.8	84.0	100.0	117.6	135.0	152.0	160.0
先進地域	68.7	78.0	86.6	93.8	100.0	105.5	110.7	114.5	115.9
発展途上地域	41.2	50.8	64.8	81.1	100.0	121.2	142.2	163.1	173.1
アフリカ	34.6	43.6	56.6	74.6	100.0	133.2	173.7	221.1	246.3
アメリカ	46.1	57.9	71.0	85.1	100.0	115.5	129.7	142.5	148.0
ラテンアメリカ	37.4	49.1	64.2	81.4	100.0	118.6	136.1	152.1	159.1
北アメリカ	60.0	71.8	81.8	91.0	100.0	110.5	119.4	127.1	130.3
アジア	44.2	53.5	67.4	82.9	100.0	118.4	135.1	150.4	157.2
東アジア	49.7	58.6	73.1	87.1	100.0	112.6	120.7	127.8	130.5
東南アジア	41.0	50.6	64.6	81.2	100.0	119.6	137.6	153.7	161.1
南アジア	40.4	50.1	63.3	79.6	100.0	123.3	147.5	169.3	179.3
西アジア	32.2	42.3	55.9	74.5	100.0	130.0	163.5	199.1	217.3
ヨーロッパ	78.2	84.7	91.7	96.6	100.0	102.9	105.3	106.4	106.4
オセアニア	47.3	59.1	72.4	85.4	100.0	116.0	132.5	148.0	154.9
旧ソビエト連邦	62.0	74.0	83.9	91.7	100.0	105.6	112.8	119.6	122.4

## (4) 人口増加率

(%)

地 域	1950～ 1955年	1960～ 1965年	1970～ 1975年	1980～ 1985年	1990～ 1995年	2000～ 2005年	2010～ 2015年	2020～ 2025年
世界全域	1.79	1.99	1.96	1.75	1.68	1.42	1.25	1.02
先進地域	1.28	1.19	0.86	0.63	0.54	0.50	0.38	0.23
発展途上地域	2.04	2.35	2.38	2.13	2.01	1.66	1.44	1.18
アフリカ	2.22	2.55	2.66	2.91	2.93	2.70	2.50	2.15
アメリカ	2.26	2.17	1.85	1.66	1.51	1.21	1.00	0.76
ラテンアメリカ	2.70	2.78	2.45	2.16	1.79	1.45	1.18	0.90
北アメリカ	1.80	1.49	1.06	0.92	1.06	0.80	0.66	0.49
アジア	1.89	2.18	2.27	1.91	1.78	1.39	1.14	0.88
東アジア	1.75	1.98	2.11	1.37	1.31	0.74	0.61	0.41
東南アジア	1.92	2.37	2.44	2.15	1.88	1.49	1.18	0.94
南アジア	1.99	2.33	2.35	2.34	2.15	1.88	1.50	1.15
西アジア	2.70	2.76	2.92	3.11	2.69	2.39	2.03	1.75
ヨーロッパ	0.79	0.92	0.59	0.31	0.27	0.27	0.14	-0.00
オセアニア	2.26	2.09	1.81	1.51	1.51	1.37	1.16	0.91
旧ソビエト連邦	1.74	1.50	0.94	0.89	0.51	0.65	0.65	0.47

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

表2 主要地域別の年齢（3区分）別人口と人口割合：1950年，1990年，2000年，2025年

(1) 1950年

地 域	人口（1,000人）			人口割合（%）		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世界全域	869,075	1,519,170	127,944	34.5	60.4	5.1
先進地域	231,264	537,595	63,566	27.8	64.6	7.6
発展途上地域	637,810	981,577	64,379	37.9	58.3	3.8
アフリカ	94,729	120,719	7,013	42.6	54.3	3.2
アメリカ	111,830	200,228	19,194	33.8	60.4	5.8
ラテンアメリカ	66,737	92,701	5,739	40.4	56.1	3.5
北アメリカ	45,093	107,527	13,455	27.2	64.7	8.1
アジア	504,966	816,629	55,666	36.7	59.3	4.0
東アジア	229,204	412,199	29,988	34.1	61.4	4.5
東南アジア	71,486	103,773	6,773	39.3	57.0	3.7
南アジア	187,278	276,754	17,372	38.9	57.5	3.6
西アジア	16,998	23,903	1,532	40.1	56.3	3.6
ヨーロッパ	101,114	262,287	34,739	25.4	65.9	8.7
オセアニア	3,751	7,930	936	29.7	62.9	7.4
旧ソビエト連邦	52,680	111,383	10,398	30.2	63.8	6.0

(2) 1990年

地 域	人口（1,000人）			人口割合（%）		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世界全域	1,711,922	3,255,781	327,598	32.3	61.5	6.2
先進地域	260,113	805,492	145,533	21.5	66.5	12.0
発展途上地域	1,451,809	2,450,287	182,066	35.5	60.0	4.5
アフリカ	289,285	333,744	19,550	45.0	51.9	3.0
アメリカ	216,763	445,422	55,617	30.2	62.1	7.7
ラテンアメリカ	157,314	262,610	21,141	35.7	59.5	4.8
北アメリカ	59,449	182,812	34,476	21.5	66.1	12.5
アジア	1,025,461	1,936,673	155,709	32.9	62.1	5.0
東アジア	358,251	907,916	84,353	26.5	67.2	6.2
東南アジア	162,545	264,160	17,357	36.6	59.5	3.9
南アジア	451,674	690,483	49,203	37.9	58.0	4.1
西アジア	52,991	74,116	4,795	40.2	56.2	3.6
ヨーロッパ	100,772	340,019	68,248	19.8	66.8	13.4
オセアニア	7,035	17,207	2,446	26.4	64.5	9.2
旧ソビエト連邦	72,562	182,744	26,037	25.8	65.0	9.3

(3) 2000年

地 域	人口（1,000人）			人口割合（%）		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世界全域	1,933,986	3,869,854	424,414	31.1	62.1	6.8
先進地域	260,754	844,620	172,589	20.4	66.1	13.5
発展途上地域	1,673,232	3,025,235	251,826	33.8	61.1	5.1
アフリカ	376,883	452,692	26,579	44.0	52.9	3.1
アメリカ	231,280	531,109	66,453	27.9	64.1	8.0
ラテンアメリカ	165,238	329,042	28,681	31.6	62.9	5.5
北アメリカ	66,042	202,067	37,772	21.6	66.1	12.3
アジア	1,149,173	2,325,336	217,070	31.1	63.0	5.9
東アジア	385,510	1,018,395	116,286	25.4	67.0	7.6
東南アジア	174,873	331,040	25,092	32.9	62.3	4.7
南アジア	522,398	878,091	68,464	35.6	59.8	4.7
西アジア	66,390	97,811	7,229	38.7	57.1	4.2
ヨーロッパ	97,589	348,309	77,850	18.6	66.5	14.9
オセアニア	7,987	20,060	2,919	25.8	64.8	9.4
旧ソビエト連邦	71,024	192,381	33,556	23.9	64.8	11.3

(4) 2025年

地 域	人口 (1,000人)			人口割合 (%)		
	0~14歳	15~64歳	65歳以上	0~14歳	15~64歳	65歳以上
世界全域	2,111,735	5,536,681	824,032	24.9	65.3	9.7
先進地域	255,936	890,878	256,459	18.2	63.5	18.3
発展途上地域	1,855,798	4,645,802	567,572	26.3	65.7	8.0
アフリカ	574,066	945,506	62,966	36.3	59.7	4.0
アメリカ	231,267	699,351	131,452	21.8	65.8	12.4
ラテンアメリカ	167,014	469,802	64,743	23.8	67.0	9.2
北アメリカ	64,253	229,549	66,709	17.8	63.7	18.5
アジア	1,130,354	3,299,611	470,289	23.1	67.3	9.6
東アジア	330,059	1,194,537	237,584	18.7	67.8	13.5
東南アジア	168,892	487,804	58,903	23.6	68.2	8.2
南アジア	543,245	1,436,181	156,407	25.4	67.2	7.3
西アジア	88,158	181,093	17,394	30.8	63.2	6.1
ヨーロッパ	91,825	344,590	105,369	16.9	63.6	19.4
オセアニア	9,063	26,780	5,500	21.9	64.8	13.3
旧ソビエト連邦	75,103	220,857	48,497	21.8	64.1	14.1

図2 人口総数 (主要地域別)  
1950 ~ 2025年

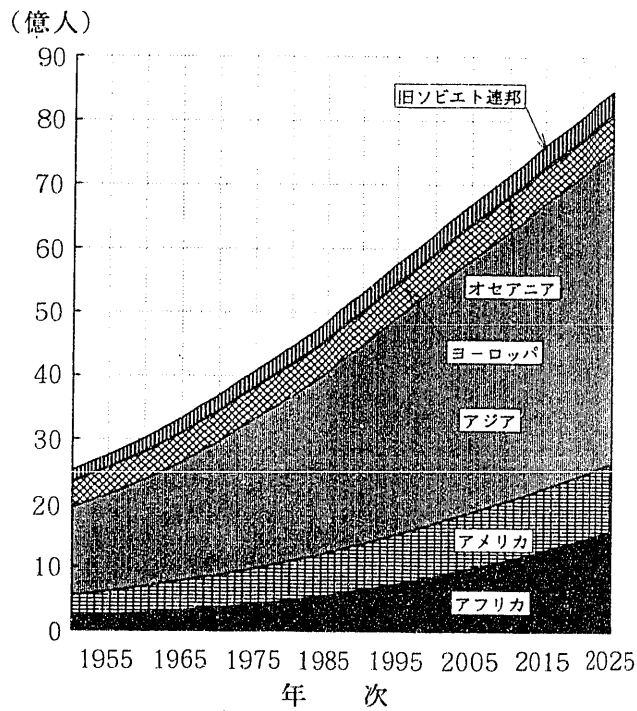


図3 主要国の65歳以上人口割合の推移  
1950 ~ 2025年

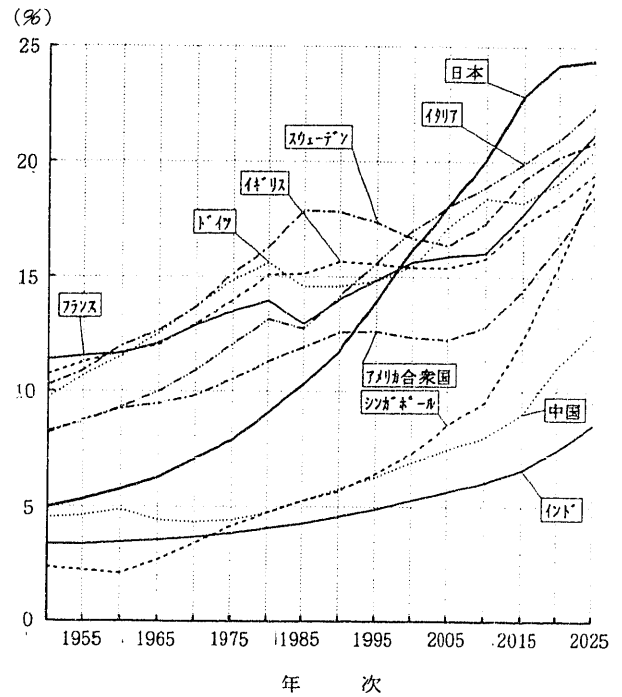


表3 主要国の人口および人口増加率：1950～2025年

国	人 口 (1,000 人)				人口増加率 (%)			
	1950年	1990年	2000年	2025年	1950～ 1955年	1990～ 1995年	2000～ 2005年	2020～ 2025年
エチオピア	19,573	49,831	67,173	130,674	2.04	3.05	2.85	2.37
ザイール	12,184	37,391	50,970	104,530	2.20	3.17	2.98	2.64
エジプト	20,330	52,426	64,810	93,536	2.46	2.20	1.90	1.11
スーダン	9,190	25,203	33,166	60,602	1.99	2.78	2.65	2.12
南アフリカ	13,683	37,959	47,912	73,211	2.34	2.37	2.07	1.29
ナイジェリア	32,935	108,542	147,709	285,823	2.38	3.13	2.95	2.23
中国	554,760	1,153,470	1,309,743	1,539,758	1.87	1.42	0.78	0.47
日本	83,625	123,537	128,066	127,034	1.43	0.38	0.27	-0.26
韓国	20,357	43,377	46,897	50,289	1.02	0.82	0.59	0.05
インドネシア	79,538	184,283	217,998	283,318	1.69	1.78	1.28	0.88
ミャンマー	17,832	41,825	51,567	75,604	1.85	2.14	1.87	1.16
フィリピン	20,988	62,437	76,091	105,147	2.61	2.07	1.70	0.96
タイ	20,010	54,677	61,202	72,264	2.58	1.27	0.92	0.39
ベトナム	29,954	66,688	81,516	116,958	1.33	2.03	1.85	1.15
ブラジル	41,783	113,684	144,265	223,252	1.70	2.41	2.18	1.30
インド	357,561	846,191	1,018,673	1,393,871	2.00	1.91	1.64	0.96
イラン	16,914	58,267	77,929	144,625	2.35	2.71	2.98	1.82
パキスタン	39,513	118,122	154,794	259,562	2.24	2.67	2.54	1.49
トルコ	20,809	55,991	68,165	92,881	2.74	2.05	1.61	1.05
ブルガリア	7,251	8,991	8,897	8,802	0.67	-0.23	-0.02	-0.09
チェコスロバキア	12,389	15,662	16,298	17,919	1.11	0.27	0.57	0.25
ハンガリー	9,338	10,553	10,507	10,396	1.02	-0.16	0.09	-0.12
ポーランド	24,824	38,180	39,508	43,788	1.89	0.29	0.49	0.21
ルーマニア	16,311	23,207	24,039	26,270	1.39	0.26	0.47	0.28
デンマーク	4,271	5,140	5,245	5,140	0.77	0.20	0.11	-0.22
フィンランド	4,009	4,982	5,113	5,173	1.10	0.26	0.20	-0.12
ノルウェー	3,265	4,246	4,485	4,916	0.97	0.52	0.51	0.26
スウェーデン	7,014	8,566	8,976	9,529	0.69	0.48	0.35	0.14
イギリス	50,616	57,411	58,810	60,251	0.23	0.24	0.19	0.01
ギリシャ	7,566	10,123	10,324	10,103	1.03	0.26	0.07	-0.21
イタリア	47,104	57,663	58,148	56,237	0.64	0.09	0.07	-0.34
ポルトガル	8,405	9,868	9,932	10,125	0.48	0.03	0.12	-0.04
スペイン	28,009	38,959	39,640	40,613	0.83	0.16	0.22	-0.08
ユーゴスラビア	16,346	23,809	24,600	26,081	1.39	0.25	0.38	0.09
オーストリア	6,935	7,712	7,975	8,263	0.03	0.38	0.24	0.01
ベルギー	8,639	9,967	10,084	9,908	0.52	0.13	0.04	-0.20
フランス	41,829	56,718	58,792	60,785	0.75	0.37	0.25	0.04
ドイツ	68,376	79,479	82,583	83,877	0.56	0.44	0.22	-0.10
オランダ	10,114	14,943	16,073	17,673	1.22	0.73	0.67	0.19
スイス	4,694	6,712	7,156	7,702	1.18	0.71	0.48	0.18
キューバ	5,850	10,608	11,504	12,993	1.85	0.89	0.59	0.37
プエルトリコ	2,219	3,530	3,853	4,657	0.28	0.89	0.87	0.59
メキシコ	27,297	84,486	102,555	137,483	2.76	2.06	1.55	0.83
アルゼンチン	17,150	32,322	36,238	45,505	1.97	1.17	1.07	0.75
ブラジル	53,444	149,042	172,777	219,673	3.15	1.59	1.22	0.68
コロンビア	11,946	32,300	37,822	49,359	2.83	1.66	1.34	0.79
カナダ	13,737	26,639	30,425	38,356	2.72	1.38	1.19	0.65
アメリカ合衆国	152,271	249,975	275,324	322,007	1.72	1.03	0.76	0.47
オーストラリア	8,219	17,086	19,595	25,210	2.34	1.41	1.21	0.78
旧ソビエト連邦	174,459	281,344	296,962	344,457	1.74	0.51	0.65	0.47

表4 主要国の年齢（3区分）別人口割合：1950～2025年

（％）

国	1950年			1990年			2000年			2025年		
	0～ 14歳	15～ 64歳	65歳 以上	0～ 14歳	15～ 64歳	65歳 以上	0～ 14歳	15～ 64歳	65歳 以上	0～ 14歳	15～ 64歳	65歳 以上
エチオピア	44.2	52.8	3.0	45.8	51.3	2.9	46.6	50.6	2.8	39.9	56.9	3.2
ザイール	43.7	52.5	3.8	47.3	49.8	2.9	47.8	49.4	2.8	40.7	56.4	2.9
エジプト	39.7	57.4	3.0	39.3	56.7	3.9	35.5	60.1	4.5	23.9	67.9	8.2
スーダン	43.8	52.9	3.3	45.2	52.0	2.8	43.5	53.5	3.0	36.5	59.5	4.0
南アフリカ	38.6	57.8	3.6	38.8	57.3	3.9	36.2	59.6	4.2	27.5	65.7	6.8
ナイジェリア	45.7	51.9	2.4	47.4	50.1	2.5	46.0	51.3	2.7	37.6	58.9	3.5
中国	33.5	62.0	4.5	27.4	66.9	5.7	26.3	66.8	6.9	19.0	68.4	12.6
日本	35.4	59.6	4.9	18.5	69.8	11.7	16.4	67.4	16.2	15.1	60.5	24.4
韓国	41.7	55.3	3.0	25.7	69.6	4.8	22.0	71.6	6.4	17.1	68.0	14.8
インドネシア	39.2	56.9	4.0	35.7	60.4	3.9	31.3	63.7	5.1	22.5	68.3	9.1
ミャンマー	37.8	59.0	3.2	37.9	58.1	4.0	36.8	58.8	4.4	26.4	67.5	6.1
フィリピン	43.6	52.8	3.6	39.7	57.2	3.1	36.2	60.2	3.6	24.8	68.1	7.1
タイ	42.5	54.5	3.0	31.9	64.1	3.9	26.0	68.8	5.2	19.3	69.6	11.1
ベトナム	34.3	61.8	3.9	38.5	56.8	4.7	35.1	59.8	5.1	24.4	68.5	7.1
バングラデシュ	37.6	58.8	3.6	41.4	55.6	3.0	38.8	58.2	3.0	28.3	66.9	4.8
インド	38.9	57.7	3.3	36.0	59.5	4.5	33.2	61.5	5.3	23.0	68.5	8.5
イラン	39.1	55.6	5.3	45.9	50.5	3.5	44.3	51.8	4.0	32.6	62.9	4.6
パキスタン	37.9	56.7	5.3	43.7	53.5	2.8	42.2	54.7	3.0	29.6	65.3	5.1
トルコ	38.3	58.4	3.3	35.6	60.1	4.3	33.5	61.0	5.5	23.2	68.3	8.5
ブルガリア	26.8	66.5	6.7	20.4	66.6	13.0	19.1	65.3	15.6	17.6	64.6	17.8
チェコスロバキア	25.9	66.5	7.6	23.0	65.3	11.7	20.9	66.8	12.2	19.0	64.6	16.4
ハンガリー	25.1	67.6	7.3	20.5	66.2	13.2	18.7	67.0	14.3	17.4	64.5	18.0
ポーランド	29.4	65.4	5.2	25.3	64.8	10.0	21.5	66.8	11.8	20.4	63.4	16.2
ルーマニア	28.4	66.3	5.3	23.6	66.0	10.4	22.6	65.1	12.3	20.5	65.2	14.3
デンマーク	26.3	64.6	9.1	17.1	67.2	15.6	18.1	66.7	15.2	15.2	63.1	21.7
フィンランド	30.0	63.4	6.7	19.3	67.4	13.3	18.6	66.9	14.5	16.6	61.2	22.2
ノルウェー	24.4	65.9	9.7	18.9	64.7	16.3	20.9	64.1	15.1	17.5	63.2	19.3
スウェーデン	23.4	66.3	10.3	17.8	64.3	17.8	20.0	63.3	16.7	17.1	62.0	20.9
イギリス	22.3	66.9	10.7	19.0	65.3	15.7	19.9	64.7	15.4	16.9	63.6	19.4
ギリシャ	28.7	64.6	6.8	19.3	66.9	13.8	15.7	66.9	17.4	15.6	62.2	22.2
イタリア	26.3	65.4	8.3	17.3	68.6	14.1	15.1	67.9	17.0	14.4	63.3	22.3
ポルトガル	29.5	63.5	7.0	20.9	66.0	13.2	17.3	67.5	15.1	16.8	64.3	18.9
スペイン	27.1	65.6	7.3	19.7	66.9	13.4	16.2	67.9	15.9	16.0	63.8	20.2
ユーゴスラビア	31.1	63.2	5.7	23.0	67.8	9.3	20.5	67.1	12.4	19.1	64.4	16.4
オーストリア	22.8	66.8	10.4	17.4	67.5	15.1	17.2	67.3	15.5	15.5	64.1	20.5
ベルギー	20.9	68.1	11.1	18.1	67.0	14.9	17.8	65.8	16.4	15.8	62.5	21.7
フランス	22.7	65.9	11.4	20.2	65.8	14.0	19.3	65.0	15.6	16.7	62.1	21.2
ドイツ	23.2	67.1	9.7	16.7	68.7	14.6	16.9	67.7	15.4	15.4	64.1	20.5
オランダ	29.3	63.0	7.7	18.3	69.0	12.7	19.5	67.2	13.4	16.0	64.2	19.8
スイス	23.5	66.9	9.6	16.5	68.4	15.1	17.5	66.9	15.5	15.3	63.0	21.7
キューバ	35.8	59.3	4.9	22.7	68.8	8.5	23.4	67.3	9.4	19.6	65.5	14.9
プエルトリコ	43.3	52.9	3.9	27.8	63.5	8.6	24.9	65.9	9.1	20.7	65.6	13.6
メキシコ	43.0	52.8	4.2	38.0	58.3	3.7	33.8	61.7	4.5	23.3	68.3	8.4
アルゼンチン	30.5	65.3	4.2	29.9	61.0	9.1	27.2	62.9	9.8	23.5	65.0	11.5
ブラジル	42.0	55.5	2.5	34.7	60.6	4.7	29.1	65.3	5.6	21.7	67.9	10.4
コロンビア	42.7	53.7	3.7	35.3	60.5	4.2	30.4	64.9	4.7	22.7	67.6	9.7
カナダ	29.7	62.6	7.7	21.0	67.6	11.5	20.4	67.3	12.4	18.0	63.4	18.6
アメリカ合衆国	26.9	64.9	8.1	21.5	65.9	12.6	21.7	65.9	12.3	17.8	63.7	18.5
オーストラリア	26.5	65.4	8.1	21.9	66.9	11.2	21.5	67.0	11.5	18.9	64.4	16.7
旧ソビエト連邦	30.2	63.8	6.0	25.8	65.0	9.3	23.9	64.8	11.3	21.8	64.1	14.1

表5 主要地域および主要国の男女年齢（5歳階級）別人口：1950、1990、2025年

(1,000人)

年 齢	世界 全 域			先 進 地 域		
	総 数	男	女	総 数	男	女
	〔1950年〕			〔1950年〕		
総 数	2,516,190	1,255,672	1,260,517	832,425	396,636	435,789
0～4	340,687	174,167	166,519	85,188	43,514	41,674
5～9	270,297	137,525	132,772	69,771	35,500	34,271
10～14	258,091	131,969	126,122	76,305	38,580	37,725
15～19	239,798	122,598	117,200	70,315	35,329	34,986
20～24	220,414	111,796	108,618	72,711	35,733	36,978
25～29	194,609	97,020	97,589	65,378	30,412	34,966
30～34	164,957	82,255	82,701	51,771	23,830	27,941
35～39	159,672	79,317	80,355	58,803	27,087	31,716
40～44	145,125	72,134	72,990	56,670	26,511	30,159
45～49	126,275	62,619	63,656	50,682	23,603	27,079
50～54	106,233	51,898	54,335	43,792	20,002	23,790
55～59	89,171	42,982	46,189	36,409	16,331	20,079
60～64	72,916	34,340	38,576	31,064	13,831	17,233
65～69	55,185	24,644	30,541	24,886	10,811	14,075
70～74	37,915	16,379	21,536	18,940	7,875	11,065
75～79	21,725	8,978	12,747	11,625	4,682	6,943
80歳以上	13,119	5,048	8,071	8,115	3,005	5,110
	〔1990年〕			〔1990年〕		
総 数	5,295,300	2,664,647	2,630,653	1,211,138	586,979	624,159
0～4	625,802	319,888	305,915	86,446	44,246	42,200
5～9	568,731	290,949	277,782	87,134	44,534	42,599
10～14	517,389	264,754	252,635	86,533	44,230	42,304
15～19	521,988	267,329	254,659	89,711	45,882	43,829
20～24	492,952	252,585	240,366	91,049	46,403	44,647
25～29	439,560	224,409	215,152	96,136	48,542	47,594
30～34	383,276	194,928	188,348	95,556	47,954	47,602
35～39	345,691	175,524	170,167	90,376	45,159	45,217
40～44	281,118	142,399	138,720	82,403	41,019	41,384
45～49	229,166	115,543	113,623	67,342	33,249	34,093
50～54	213,441	106,590	106,851	69,915	33,903	36,012
55～59	186,855	92,497	94,358	62,018	29,592	32,427
60～64	161,734	77,793	83,941	60,986	27,695	33,291
65～69	125,530	57,532	67,998	49,816	20,663	29,153
70～74	85,979	37,863	48,116	33,646	13,261	20,384
75～79	63,210	25,699	37,511	30,804	11,089	19,715
80歳以上	52,879	18,367	34,512	31,267	9,559	21,708
	〔2025年〕			〔2025年〕		
総 数	8,472,446	4,255,246	4,217,200	1,403,275	688,617	714,657
0～4	710,833	362,539	348,294	82,677	42,356	40,321
5～9	701,906	357,810	344,096	85,161	43,626	41,536
10～14	698,996	356,311	342,684	88,098	45,131	42,967
15～19	682,901	348,063	334,837	90,784	46,499	44,286
20～24	662,543	337,535	325,009	90,771	46,434	44,337
25～29	652,673	332,366	320,307	89,914	45,917	43,997
30～34	630,939	321,151	309,788	88,717	45,250	43,468
35～39	586,862	298,561	288,301	89,222	45,410	43,812
40～44	539,166	274,092	265,073	89,449	45,353	44,096
45～49	485,388	246,226	239,162	87,811	44,350	43,461
50～54	481,190	243,322	237,869	89,127	44,764	44,364
55～59	441,247	221,603	219,644	87,635	43,497	44,138
60～64	373,772	184,312	189,461	87,448	42,186	45,263
65～69	299,169	143,522	155,646	80,054	37,192	42,862
70～74	234,895	108,730	126,165	67,207	29,773	37,434
75～79	151,373	66,435	84,938	51,086	21,247	29,838
80歳以上	138,595	52,668	85,927	58,112	19,633	38,478



表5 主要地域および主要国の男女年齢（5歳階級）別人口1950, 1990, 2025年（つづき）

（1,000人）

年 齢	発展途上地域			日 本		
	総 数	男	女	総 数	男	女
	〔1950年〕			〔1950年〕		
総 数	1,683,765	859,037	824,728	83,625	41,003	42,622
0～4	255,498	130,654	124,845	11,175	5,699	5,476
5～9	200,526	102,026	98,501	9,672	4,901	4,771
10～14	181,786	93,390	88,397	8,796	4,452	4,344
15～19	169,483	87,269	82,214	8,637	4,354	4,283
20～24	147,704	76,064	71,640	7,759	3,844	3,915
25～29	129,231	66,608	62,623	6,186	2,807	3,379
30～34	113,186	58,425	54,760	5,215	2,372	2,843
35～39	100,869	52,230	48,639	5,081	2,394	2,687
40～44	88,455	45,624	42,831	4,492	2,205	2,287
45～49	75,593	39,016	36,577	4,029	2,031	1,998
50～54	62,442	31,896	30,546	3,391	1,720	1,671
55～59	52,762	26,651	26,110	2,755	1,380	1,375
60～64	41,852	20,509	21,343	2,302	1,107	1,195
65～69	30,299	13,833	16,466	1,779	799	980
70～74	18,976	8,505	10,471	1,290	543	747
75～79	10,100	4,296	5,804	690	269	421
80歳以上	5,004	2,043	2,961	376	126	250
	〔1990年〕			〔1990年〕		
総 数	4,084,162	2,077,669	2,006,493	123,537	60,737	62,800
0～4	539,357	275,642	263,715	6,847	3,514	3,333
5～9	481,597	246,414	235,183	7,442	3,811	3,632
10～14	430,855	220,524	210,331	8,514	4,363	4,152
15～19	432,277	221,447	210,830	10,022	5,136	4,886
20～24	401,902	206,183	195,720	8,954	4,583	4,371
25～29	343,424	175,867	167,557	8,177	4,150	4,026
30～34	287,720	146,974	140,746	7,791	3,929	3,862
35～39	255,316	130,366	124,950	9,022	4,540	4,483
40～44	198,715	101,379	97,336	10,665	5,350	5,315
45～49	161,824	82,294	79,530	9,042	4,497	4,545
50～54	143,525	72,687	70,838	8,101	4,003	4,099
55～59	124,836	62,905	61,931	7,723	3,791	3,931
60～64	100,748	50,098	50,650	6,743	3,239	3,504
65～69	75,714	36,869	38,845	5,074	2,181	2,893
70～74	52,333	24,601	27,732	3,782	1,541	2,242
75～79	32,407	14,611	17,796	2,948	1,161	1,787
80歳以上	21,612	8,808	12,804	2,690	950	1,740
	〔2025年〕			〔2025年〕		
総 数	7,069,171	3,566,629	3,502,542	127,034	62,620	64,414
0～4	628,156	320,183	307,973	6,358	3,260	3,099
5～9	616,744	314,184	302,560	6,275	3,216	3,060
10～14	610,898	311,180	299,718	6,555	3,357	3,197
15～19	592,116	301,565	290,552	7,232	3,702	3,530
20～24	571,772	291,100	280,672	7,461	3,813	3,648
25～29	562,759	286,448	276,310	7,242	3,694	3,548
30～34	542,222	275,902	266,320	6,840	3,481	3,358
35～39	497,640	253,152	244,488	6,748	3,438	3,310
40～44	449,717	228,739	220,978	7,308	3,711	3,597
45～49	397,577	201,877	195,701	8,303	4,211	4,092
50～54	392,063	198,558	193,505	9,670	4,889	4,781
55～59	353,612	178,107	175,506	8,504	4,275	4,229
60～64	286,324	142,126	144,198	7,570	3,745	3,826
65～69	219,115	106,330	112,785	6,897	3,342	3,555
70～74	167,687	78,957	88,730	7,384	3,492	3,893
75～79	100,287	45,187	55,100	7,597	3,455	4,141
80歳以上	80,483	33,035	47,448	9,091	3,539	5,552

表5 主要地域および主要国の男女年齢（5歳階級）別人口：1950, 1990, 2025年（つづき）  
（1,000人）

年 齢	中 国			イ ン ド		
	総 数	男	女	総 数	男	女
	〔1950年〕			〔1950年〕		
総 数	554,760	288,200	266,560	357,561	183,306	174,255
0～4	75,918	40,134	35,784	55,003	27,834	27,168
5～9	56,753	29,828	26,925	44,001	22,194	21,807
10～14	53,376	28,749	24,628	40,152	20,294	19,859
15～19	54,348	28,956	25,392	36,848	18,851	17,998
20～24	46,991	24,883	22,109	32,430	16,776	15,654
25～29	43,316	22,774	20,542	27,990	14,566	13,424
30～34	39,570	20,730	18,840	24,208	12,650	11,558
35～39	35,725	18,585	17,140	21,007	11,044	9,962
40～44	32,479	16,719	15,761	17,969	9,550	8,419
45～49	29,343	15,116	14,227	14,987	8,034	6,953
50～54	23,866	12,382	11,484	12,560	6,472	6,089
55～59	21,504	10,828	10,676	10,308	5,526	4,782
60～64	16,721	8,083	8,638	8,127	4,188	3,940
65～69	12,569	5,693	6,876	5,339	2,187	3,152
70～74	7,121	2,957	4,164	3,776	1,770	2,006
75～79	3,602	1,315	2,288	1,934	914	1,021
80歳以上	1,559	471	1,087	922	457	466
	〔1990年〕			〔1990年〕		
総 数	1,153,470	593,633	559,837	846,191	437,330	408,861
0～4	115,797	59,735	56,062	109,900	56,540	53,359
5～9	103,271	53,376	49,895	102,998	53,259	49,738
10～14	96,814	49,930	46,884	91,525	47,468	44,057
15～19	124,174	63,914	60,260	86,938	45,332	41,605
20～24	128,634	66,313	62,321	78,238	40,846	37,391
25～29	107,092	55,547	51,545	69,105	36,117	32,988
30～34	85,304	44,267	41,038	60,195	31,559	28,636
35～39	87,887	45,282	42,605	50,361	26,413	23,947
40～44	64,420	33,681	30,739	41,655	21,490	20,165
45～49	49,924	26,423	23,501	35,776	18,189	17,587
50～54	46,359	24,563	21,796	31,648	15,983	15,665
55～59	42,639	22,318	20,321	27,366	13,846	13,519
60～64	34,870	17,946	16,924	22,086	11,177	10,908
65～69	27,233	13,433	13,800	16,642	8,365	8,277
70～74	19,088	8,884	10,204	11,430	5,680	5,750
75～79	11,934	5,143	6,786	6,671	3,278	3,393
80歳以上	8,029	2,878	5,156	3,659	1,787	1,873
	〔2025年〕			〔2025年〕		
総 数	1,539,758	781,256	758,502	1,393,871	711,192	682,679
0～4	95,228	48,929	46,299	108,006	55,166	52,840
5～9	99,742	51,256	48,486	101,977	52,102	49,875
10～14	97,665	50,201	47,464	110,678	56,621	54,058
15～19	92,892	47,764	45,128	115,845	59,339	56,506
20～24	93,019	47,820	45,199	117,386	60,227	57,159
25～29	108,519	55,806	52,714	115,501	59,325	56,175
30～34	118,220	60,796	57,424	110,626	56,883	53,742
35～39	112,966	58,146	54,820	103,076	53,067	50,009
40～44	100,785	51,976	48,809	98,040	50,541	47,499
45～49	93,709	48,166	45,544	85,949	44,337	41,612
50～54	118,491	60,615	57,877	79,836	41,222	38,614
55～59	119,638	60,919	58,719	69,580	35,680	33,900
60～64	94,985	48,045	46,941	58,490	29,639	28,851
65～69	69,544	34,418	35,126	46,934	23,439	23,495
70～74	61,751	29,258	32,493	33,973	16,579	17,395
75～79	34,839	15,863	18,977	21,506	9,969	11,538
80歳以上	27,763	11,279	16,484	16,467	7,057	9,410

表5 主要地域および主要国の男女年齢（5歳階級）別人口：1950, 1990, 2025年（つづき）

（1,000人）

年 齢	スウェーデン			イギリス		
	総 数	男	女	総 数	男	女
	[1950年]			[1950年]		
総 数	7,014	3,493	3,521	50,616	24,575	26,041
0～4	606	311	295	4,347	2,225	2,122
5～9	588	301	287	3,611	1,843	1,768
10～14	450	229	221	3,348	1,702	1,646
15～19	415	210	205	3,316	1,675	1,641
20～24	457	229	228	3,567	1,801	1,766
25～29	531	268	263	3,879	1,953	1,926
30～34	540	273	267	3,498	1,755	1,743
35～39	543	275	268	3,891	1,936	1,955
40～44	538	271	267	3,857	1,909	1,948
45～49	486	241	245	3,565	1,732	1,833
50～54	434	213	221	3,142	1,460	1,682
55～59	378	182	196	2,741	1,236	1,505
60～64	329	156	173	2,425	1,078	1,347
65～69	269	127	142	2,057	894	1,163
70～74	210	99	111	1,592	678	914
75～79	134	62	72	1,032	428	604
80歳以上	106	46	60	748	270	478
	[1990年]			[1990年]		
総 数	8,566	4,232	4,334	57,411	28,013	29,398
0～4	542	278	264	3,841	1,968	1,873
5～9	485	249	236	3,657	1,874	1,783
10～14	501	257	244	3,422	1,758	1,664
15～19	569	291	278	3,941	2,021	1,920
20～24	615	316	299	4,532	2,311	2,221
25～29	595	306	289	4,726	2,389	2,337
30～34	580	297	283	4,079	2,054	2,025
35～39	593	303	290	3,789	1,897	1,892
40～44	671	342	329	4,101	2,050	2,051
45～49	578	296	282	3,359	1,684	1,675
50～54	458	231	227	3,117	1,553	1,564
55～59	421	207	214	2,962	1,460	1,502
60～64	432	208	224	2,896	1,394	1,502
65～69	462	217	245	2,895	1,335	1,560
70～74	380	171	208	2,113	906	1,207
75～79	322	136	186	1,877	728	1,149
80歳以上	361	125	235	2,104	631	1,473
	[2025年]			[2025年]		
総 数	9,529	4,754	4,775	60,251	29,801	30,450
0～4	540	278	262	3,346	1,716	1,630
5～9	546	281	265	3,424	1,756	1,668
10～14	546	281	265	3,442	1,765	1,676
15～19	568	292	276	3,502	1,796	1,706
20～24	623	321	303	3,725	1,910	1,815
25～29	652	336	316	3,892	1,995	1,897
30～34	638	329	309	3,944	2,022	1,922
35～39	582	300	282	3,807	1,950	1,857
40～44	521	269	252	3,614	1,850	1,764
45～49	532	274	258	3,361	1,723	1,638
50～54	593	305	288	3,826	1,953	1,873
55～59	624	321	303	4,323	2,188	2,135
60～64	574	291	283	4,326	2,140	2,186
65～69	521	257	264	3,482	1,677	1,805
70～74	478	226	252	2,870	1,317	1,553
75～79	460	205	255	2,550	1,087	1,463
80歳以上	529	187	342	2,816	955	1,861

表5 主要地域および主要国の男女年齢（5歳階級）別人口：1950、1990、2025年（つづき）

（1,000人）

年 齢	フ ラ ンス			ド イ ツ		
	総 数	男	女	総 数	男	女
	〔1950年〕			〔1950年〕		
総 数	41,829	20,105	21,723	68,376	31,493	36,883
0～4	3,962	2,018	1,943	4,529	2,321	2,208
5～9	2,714	1,379	1,335	5,131	2,619	2,512
10～14	2,822	1,421	1,401	6,194	3,153	3,041
15～19	3,136	1,592	1,544	4,934	2,500	2,434
20～24	3,219	1,640	1,580	4,874	2,352	2,522
25～29	3,281	1,649	1,633	4,779	1,989	2,790
30～34	1,975	988	987	3,369	1,389	1,980
35～39	2,897	1,442	1,455	5,062	2,126	2,936
40～44	3,083	1,538	1,544	5,556	2,446	3,110
45～49	3,041	1,514	1,526	5,415	2,530	2,885
50～54	2,681	1,257	1,424	4,690	2,082	2,608
55～59	2,227	934	1,293	3,860	1,618	2,242
60～64	2,028	848	1,181	3,338	1,435	1,903
65～69	1,752	714	1,038	2,683	1,184	1,499
70～74	1,376	564	812	2,080	931	1,149
75～79	935	370	565	1,200	535	665
80歳以上	699	238	461	682	283	399
	〔1990年〕			〔1990年〕		
総 数	56,718	27,613	29,104	79,479	38,237	41,242
0～4	3,796	1,941	1,855	4,563	2,341	2,222
5～9	3,833	1,961	1,872	4,535	2,324	2,211
10～14	3,854	1,972	1,882	4,173	2,142	2,031
15～19	4,231	2,160	2,071	4,692	2,406	2,286
20～24	4,283	2,168	2,116	6,473	3,322	3,151
25～29	4,312	2,153	2,158	6,872	3,542	3,329
30～34	4,286	2,137	2,149	6,059	3,115	2,943
35～39	4,289	2,150	2,139	5,663	2,879	2,785
40～44	4,137	2,095	2,042	4,549	2,318	2,231
45～49	2,948	1,491	1,457	5,696	2,893	2,803
50～54	2,899	1,441	1,458	5,886	2,967	2,919
55～59	3,005	1,458	1,547	4,530	2,241	2,289
60～64	2,912	1,368	1,544	4,221	1,893	2,328
65～69	2,542	1,141	1,401	3,800	1,409	2,392
70～74	1,613	684	929	2,141	745	1,396
75～79	1,642	630	1,011	2,758	890	1,868
80歳以上	2,136	663	1,473	2,869	810	2,059
	〔2025年〕			〔2025年〕		
総 数	60,785	29,689	31,096	83,877	41,613	42,263
0～4	3,353	1,719	1,634	4,112	2,111	2,001
5～9	3,388	1,736	1,652	4,318	2,217	2,100
10～14	3,417	1,751	1,666	4,505	2,315	2,190
15～19	3,481	1,783	1,698	4,584	2,359	2,225
20～24	3,605	1,844	1,760	4,743	2,447	2,295
25～29	3,729	1,906	1,823	5,029	2,606	2,424
30～34	3,778	1,929	1,848	5,161	2,685	2,476
35～39	3,733	1,900	1,832	5,307	2,769	2,538
40～44	3,752	1,910	1,842	5,319	2,773	2,545
45～49	3,740	1,900	1,840	4,957	2,590	2,367
50～54	4,046	2,041	2,005	5,358	2,783	2,575
55～59	4,009	1,989	2,020	6,707	3,428	3,280
60～64	3,883	1,865	2,018	6,577	3,295	3,282
65～69	3,645	1,700	1,945	5,329	2,570	2,759
70～74	3,328	1,494	1,833	4,371	1,970	2,401
75～79	2,759	1,171	1,588	2,880	1,196	1,684
80歳以上	3,141	1,049	2,092	4,619	1,499	3,120

表5 主要地域および主要国の男女年齢（5歳階級）別人口：1950, 1990, 2025年（つづき）

(1,000人)

年 齢	アメリカ合衆国			旧ソビエト連邦		
	総 数	男	女	総 数	男	女
	〔1950年〕			〔1950年〕		
総 数	152,271	75,849	76,422	174,459	76,583	97,875
0～4	16,410	8,362	8,048	18,358	9,400	8,958
5～9	13,375	6,811	6,564	12,814	6,523	6,291
10～14	11,213	5,707	5,506	21,508	10,796	10,712
15～19	10,675	5,381	5,294	17,022	8,471	8,551
20～24	11,680	5,794	5,886	19,169	9,150	10,018
25～29	12,362	6,071	6,291	13,563	5,638	7,925
30～34	11,675	5,733	5,942	10,203	4,004	6,199
35～39	11,347	5,585	5,762	11,937	4,661	7,276
40～44	10,290	5,121	5,169	11,245	4,441	6,804
45～49	9,142	4,566	4,576	9,380	3,410	5,969
50～54	8,311	4,149	4,162	7,681	2,811	4,870
55～59	7,293	3,656	3,637	6,158	2,326	3,832
60～64	6,103	3,058	3,045	5,025	1,884	3,141
65～69	5,049	2,447	2,602	3,827	1,307	2,520
70～74	3,449	1,646	1,803	3,344	959	2,385
75～79	2,153	1,002	1,151	1,982	518	1,463
80歳以上	1,744	760	984	1,245	284	961
	〔1990年〕			〔1990年〕		
総 数	249,975	121,856	128,119	281,344	132,897	148,446
0～4	18,448	9,440	9,008	25,469	12,994	12,475
5～9	18,191	9,310	8,882	24,654	12,519	12,135
10～14	17,201	8,812	8,390	22,439	11,378	11,061
15～19	17,844	9,149	8,695	21,219	10,790	10,429
20～24	19,117	9,725	9,392	19,545	9,922	9,623
25～29	21,421	10,750	10,671	22,615	11,338	11,277
30～34	21,974	10,932	11,042	23,496	11,735	11,761
35～39	20,065	9,953	10,112	20,920	10,357	10,562
40～44	17,705	8,736	8,969	16,575	8,109	8,466
45～49	13,943	6,845	7,098	11,464	5,467	5,997
50～54	11,408	5,543	5,865	18,379	8,554	9,825
55～59	10,585	5,060	5,525	13,435	6,057	7,377
60～64	10,670	4,972	5,698	15,096	6,255	8,840
65～69	10,163	4,555	5,608	9,463	3,072	6,391
70～74	8,035	3,427	4,609	5,709	1,679	4,031
75～79	6,153	2,412	3,741	5,803	1,524	4,279
80歳以上	7,050	2,235	4,814	5,062	1,147	3,915
	〔2025年〕			〔2025年〕		
総 数	322,007	157,890	164,117	344,457	167,412	177,044
0～4	18,725	9,590	9,136	24,146	12,330	11,816
5～9	19,231	9,847	9,383	24,844	12,686	12,158
10～14	19,381	9,926	9,455	26,113	13,335	12,778
15～19	19,948	10,215	9,734	26,346	13,453	12,893
20～24	20,449	10,442	10,008	24,720	12,611	12,109
25～29	21,841	11,108	10,733	22,969	11,695	11,274
30～34	22,462	11,401	11,062	22,270	11,311	10,958
35～39	20,878	10,571	10,308	24,486	12,383	12,103
40～44	20,483	10,342	10,141	23,567	11,803	11,764
45～49	19,202	9,661	9,541	21,108	10,469	10,639
50～54	19,344	9,686	9,658	19,443	9,544	9,899
55～59	19,830	9,804	10,026	17,192	8,256	8,936
60～64	20,702	9,992	10,710	18,756	8,613	10,143
65～69	19,459	9,100	10,359	17,737	7,755	9,982
70～74	15,823	7,093	8,730	13,580	5,525	8,055
75～79	11,715	4,899	6,816	8,397	3,090	5,307
80歳以上	12,532	4,214	8,319	8,783	2,553	6,229

参考表1 人口総数の順位：1950, 1990, 2025年

1950年 (1,000人)			1990年 (1,000人)			2025年 (1,000人)		
順位	国	人口	順位	国	人口	順位	国	人口
1	中国	554,760	1	中国	1,153,470	1	中国	1,539,758
2	インド	357,561	2	インド	846,191	2	インド	1,393,871
3	旧ソビエト連邦	174,459	3	旧ソビエト連邦	281,344	3	旧ソビエト連邦	344,457
4	アメリカ合衆国	152,271	4	アメリカ合衆国	249,975	4	アメリカ合衆国	322,007
5	日本	83,625	5	インドネシア	184,283	5	ナイジェリア	285,823
6	インドネシア	79,538	6	ブラジル	149,042	6	インドネシア	283,318
7	ドイツ	68,376	7	日本	123,537	7	パキスタン	259,562
8	ブラジル	53,444	8	パキスタン	118,122	8	バングラデシュ	223,252
9	イギリス	50,616	9	バングラデシュ	113,684	9	ブラジル	219,673
10	イタリア	47,104	10	ナイジェリア	108,542	10	イラン	144,625
						∴	∴	∴
						13	日本	127,034

参考表2 人口増加数の順位：1950～90年, 1990～2025年

1950～90年 (1,000人)			1990～2025年 (1,000人)		
順位	国	増加数	順位	国	増加数
1	中国	598,710	1	インド	547,680
2	インド	488,630	2	中国	386,288
3	旧ソビエト連邦	106,885	3	ナイジェリア	177,281
4	インドネシア	104,745	4	パキスタン	141,440
5	アメリカ合衆国	97,704	5	バングラデシュ	109,568
6	ブラジル	95,598	6	インドネシア	99,035
7	パキスタン	78,609	7	イラン	86,358
8	ナイジェリア	75,607	8	エチオピア	80,843
9	バングラデシュ	71,901	9	アメリカ合衆国	72,032
10	メキシコ	57,189	10	ブラジル	70,631
∴	∴	∴	∴	∴	∴
13	日本	39,912	85	日本	3,497

参考表3 人口増加率の順位：1950～90年, 1990～2025年

1950～90年 (%)			1990～2025年 (%)		
順位	国	増加率	順位	国	増加率
1	アラブ首長国連邦	7.81	1	コートジボアール	3.29
2	カタール	7.09	2	オマーン	3.22
3	クウェート	6.62	3	コモロ	3.17
4	ジブチ	4.98	4	ルワンダ	3.07
5	ブルネイ	4.19	5	イエメン	3.07
6	サウジアラビア	3.84	6	アンゴラ	3.04
7	リビア	3.71	7	タンザニア	3.00
8	バーレーン	3.67	8	リビア	2.97
9	コートジボアール	3.66	9	マダガスカル	2.95
10	ベネズエラ	3.37	10	リベリア	2.95
∴	∴	∴	∴	∴	∴
130	日本	0.98	149	日本	0.08

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

参考表4 年齢3区分別人口割合の順位：1950, 1990, 2025年

(1) 0～14歳人口割合

1950年 (%)			1990年 (%)			2025年 (%)		
順位	国	割合	順位	国	割合	順位	国	割合
1	フィジー	46.7	1	イエメン	49.6	1	コートジボアール	43.4
2	アフガニスタン	46.4	2	ルワンダ	49.4	2	ルワンダ	41.9
3	ボツワナ	46.3	3	ケニア	49.1	3	アンゴラ	40.8
4	タンザニア	46.0	4	マラウイ	48.5	4	マラウイ	40.8
5	ルワンダ	45.9	5	ザンビア	48.4	5	ザンビア	40.7
6	ヨルダン	45.8	6	ウガンダ	48.3	6	タンザニア	40.6
7	イラク	45.7	7	コートジボアール	48.3	7	ニジェール	40.5
8	マラウイ	45.7	8	コモロ	48.3	8	ウガンダ	40.4
9	ナイジェリア	45.7	9	シリア	48.2	9	ギニア	40.3
10	モーリシャス	45.2	10	ニカラグア	47.9	10	ベニ	40.3
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
112	日本	35.4	150	日本	18.5	157	日本	15.1

(2) 15～64歳人口割合

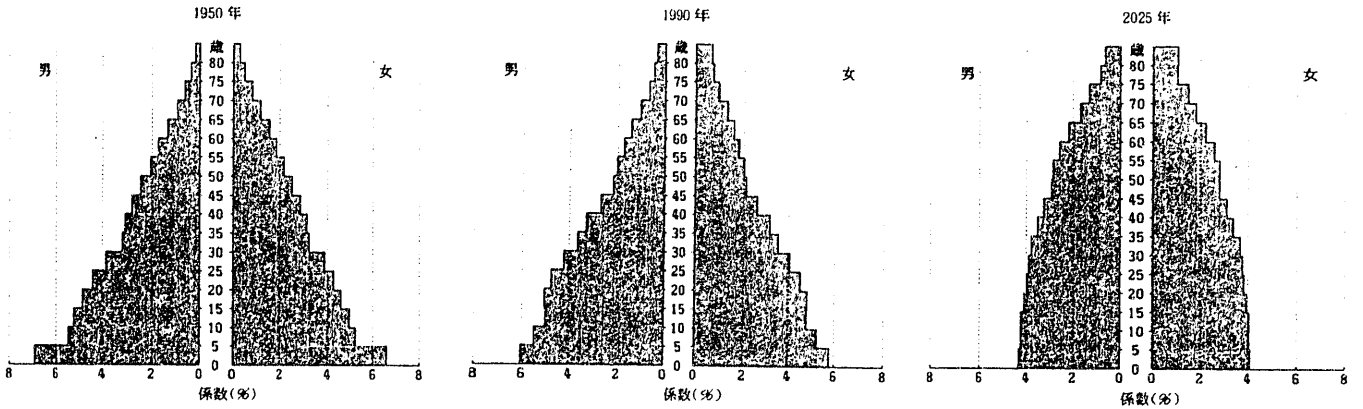
1950年 (%)			1990年 (%)			2025年 (%)		
順位	国	割合	順位	国	割合	順位	国	割合
1	ルクセンブルク	70.3	1	シンガポール	71.4	1	タイ	69.6
2	グアム	68.3	2	ホンコン	70.4	2	バハマ	69.3
3	ベルギー	68.1	3	日本	69.8	3	バーレーン	69.1
4	ハンガリー	67.6	4	ルクセンブルク	69.7	4	アルジェリア	69.0
5	ホンコン	67.2	5	韓国	69.6	5	ガイアナ	69.0
6	ドイツ	67.1	6	カタール	69.3	6	レバノン	68.9
7	イギリス	66.9	7	オランダ	69.0	7	スリナム	68.9
8	スイス	66.9	8	キューバ	68.8	8	チュニジア	68.8
9	オーストリア	66.8	9	ドイツ	68.7	9	ジャマイカ	68.7
10	ブルガリア	66.5	10	イタリア	68.6	10	ベトナム	68.5
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
49	日本	59.6				113	日本	60.5

(3) 65歳以上人口割合

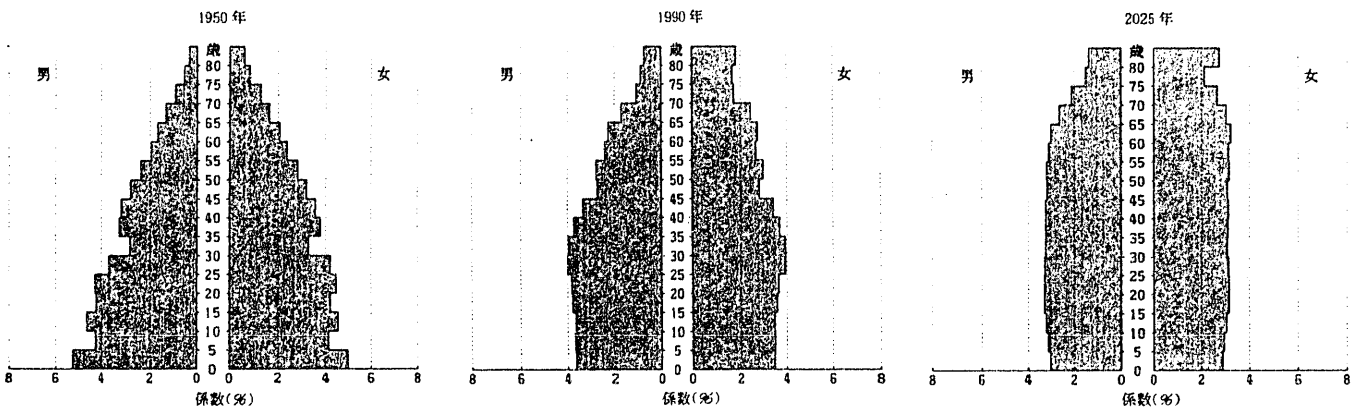
1950年 (%)			1990年 (%)			2025年 (%)		
順位	国	割合	順位	国	割合	順位	国	割合
1	フランス	11.4	1	スウェーデン	17.8	1	日本	24.4
2	ラトビア	11.2	2	ノルウェー	16.3	2	ホンコン	22.6
3	ベルギー	11.1	3	イギリス	15.7	3	イタリア	22.3
4	イギリス	10.7	4	デンマーク	15.6	4	フィンランド	22.2
5	アイルランド	10.7	5	オーストリア	15.1	5	ギリシャ	22.2
6	エストニア	10.6	6	スイス	15.1	6	ベルギー	21.7
7	オーストリア	10.4	7	ベルギー	14.9	7	デンマーク	21.7
8	スウェーデン	10.3	8	ドイツ	14.6	8	スイス	21.7
9	ルクセンブルク	9.8	9	イタリア	14.1	9	フランス	21.2
10	ドイツ	9.7	10	フランス	14.0	10	スウェーデン	20.9
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
49	日本	4.9	21	日本	11.7			

図4 人口ピラミッドの比較

(1) 世界全域



(2) 先進地域



(3) 発展途上地域

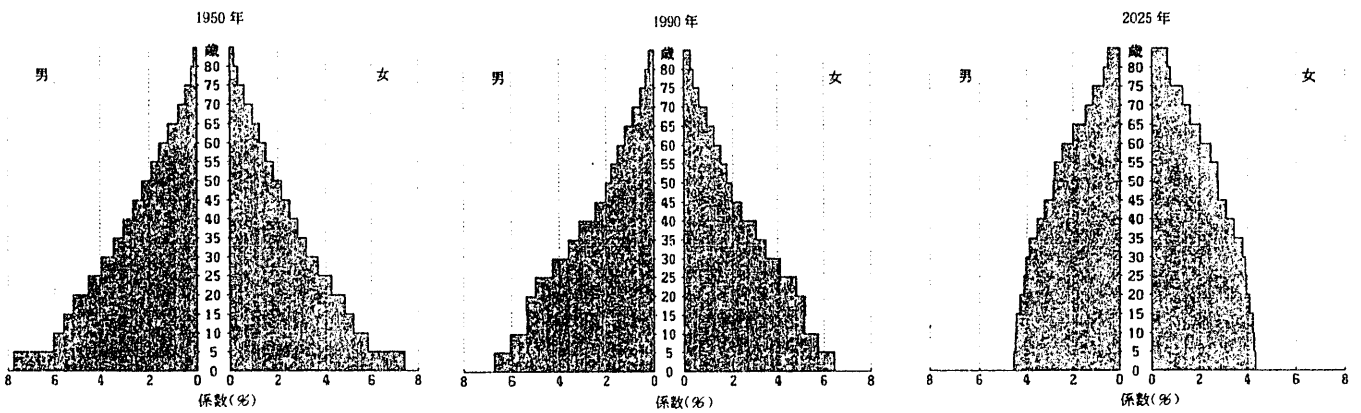
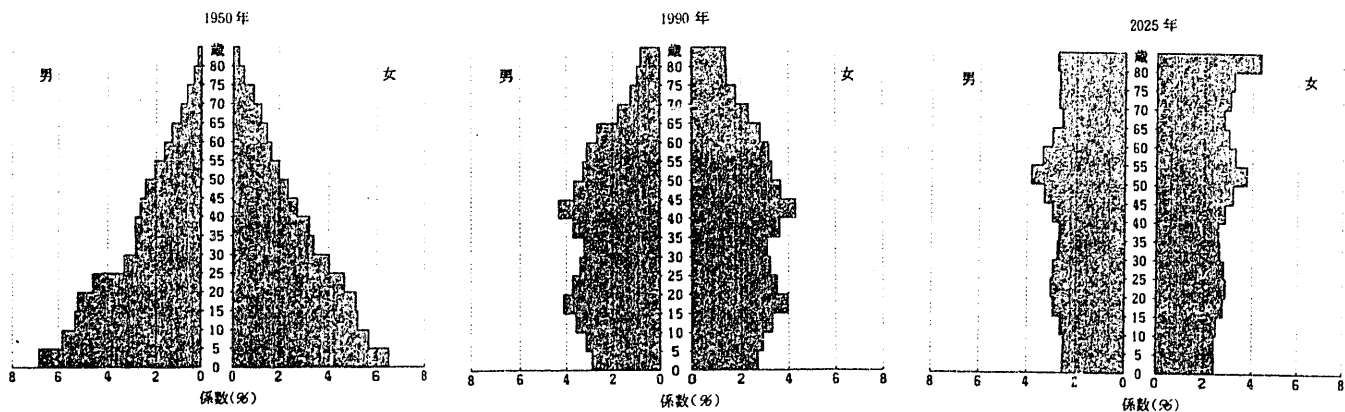


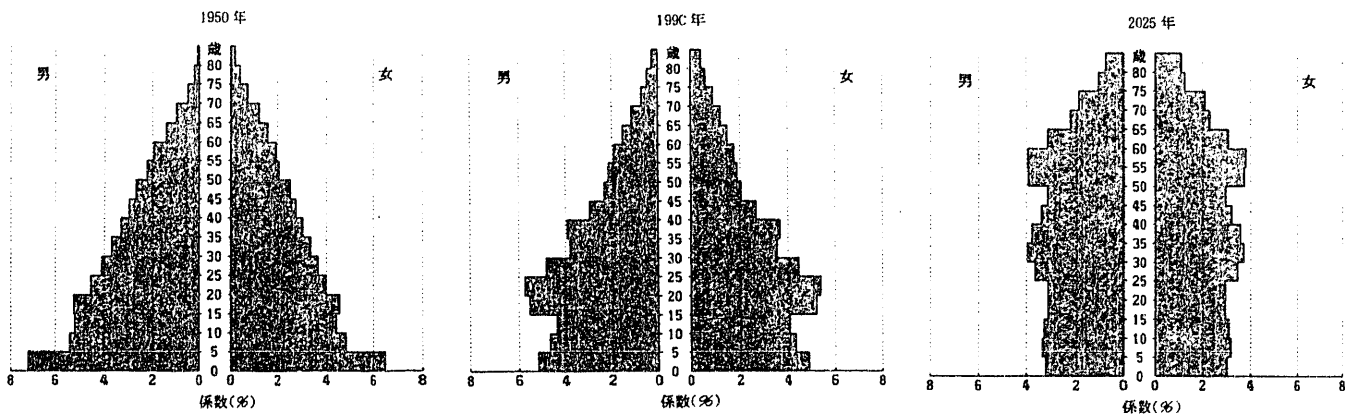


図4 人口ピラミッドの比較 (つづき)

(4) 日本



(5) 中国



(6) インド

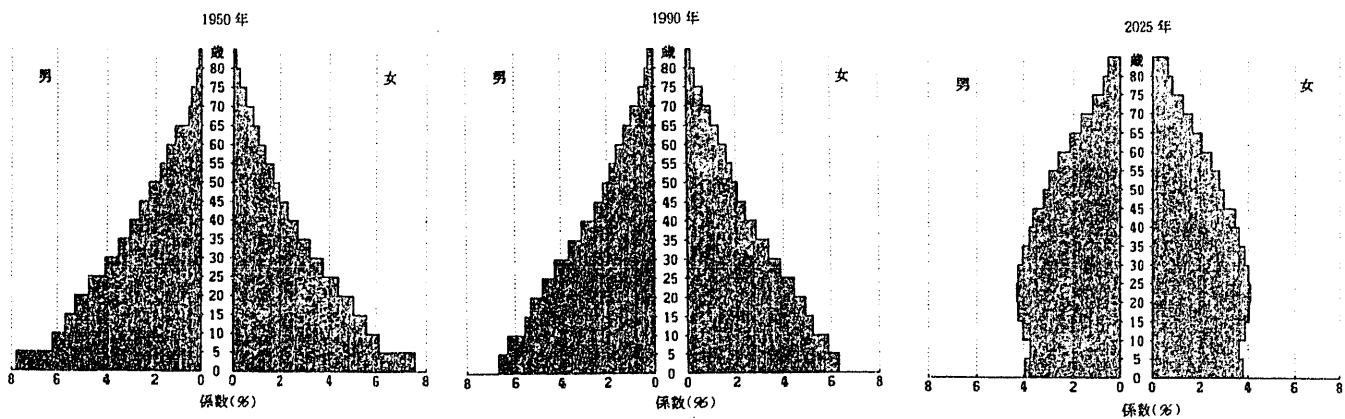
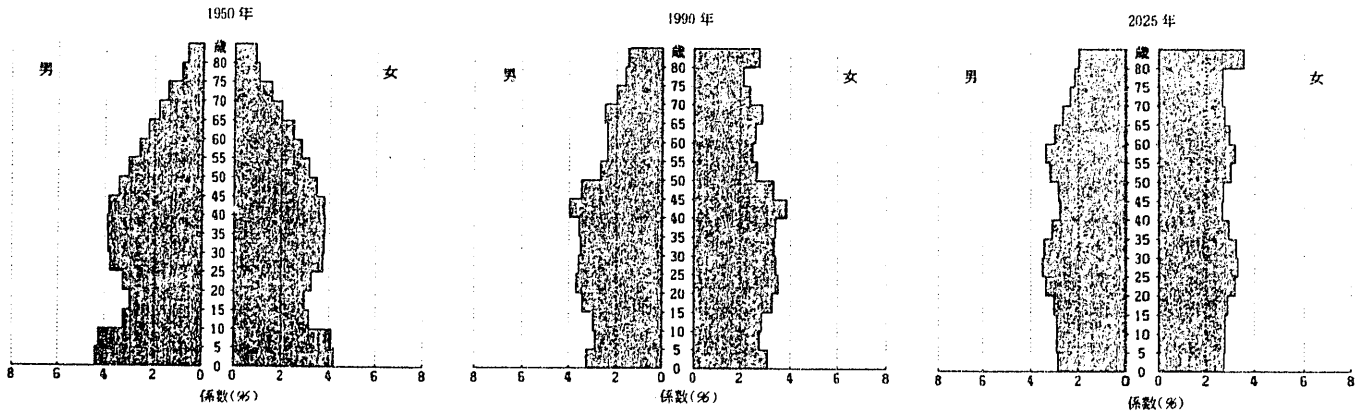
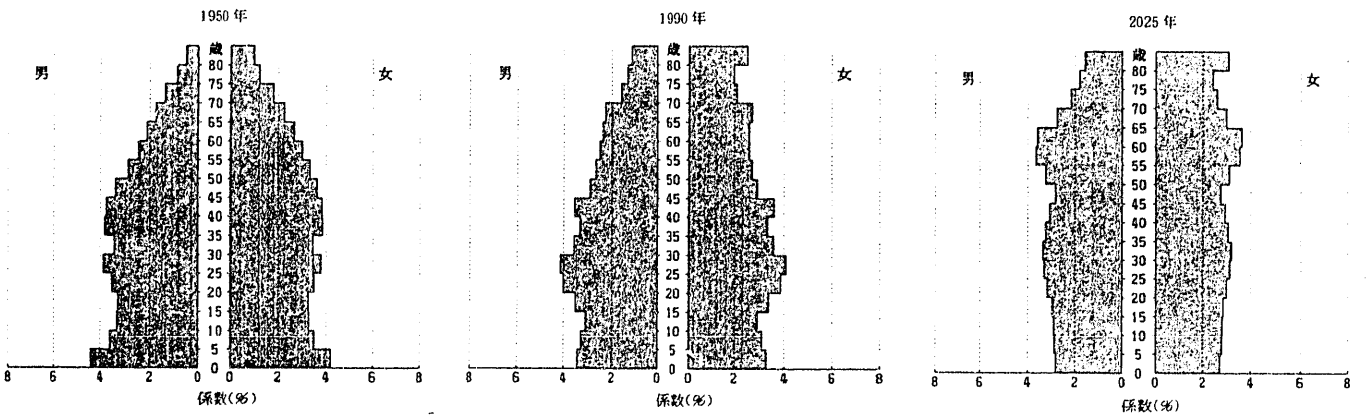


図4 人口ピラミッドの比較 (つづき)

(7) スウェーデン



(8) イギリス



(9) フランス

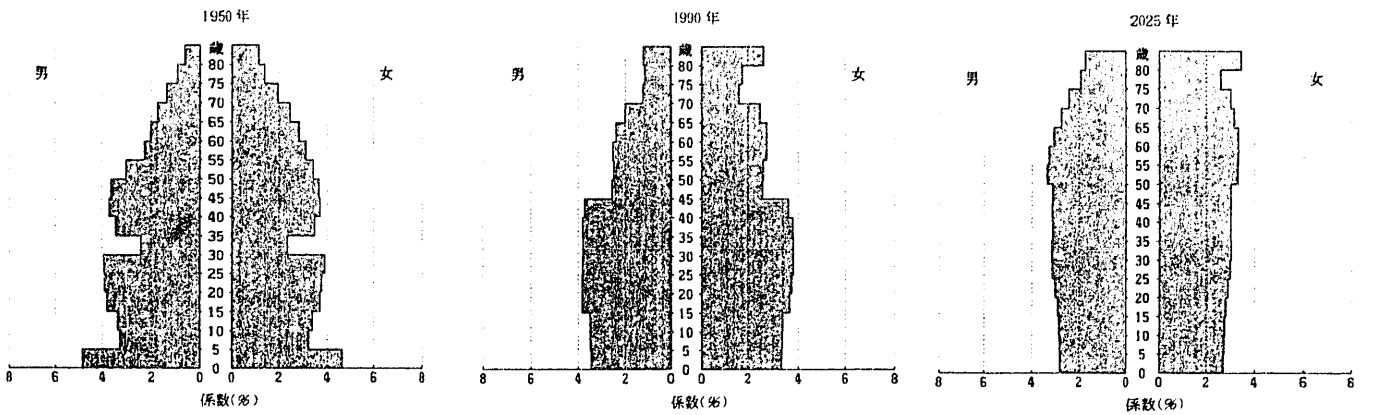
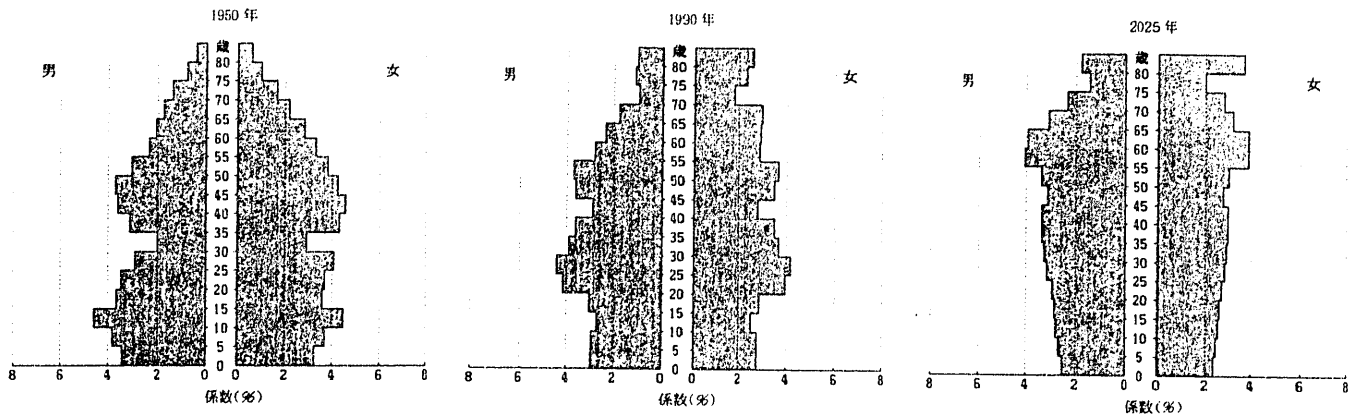
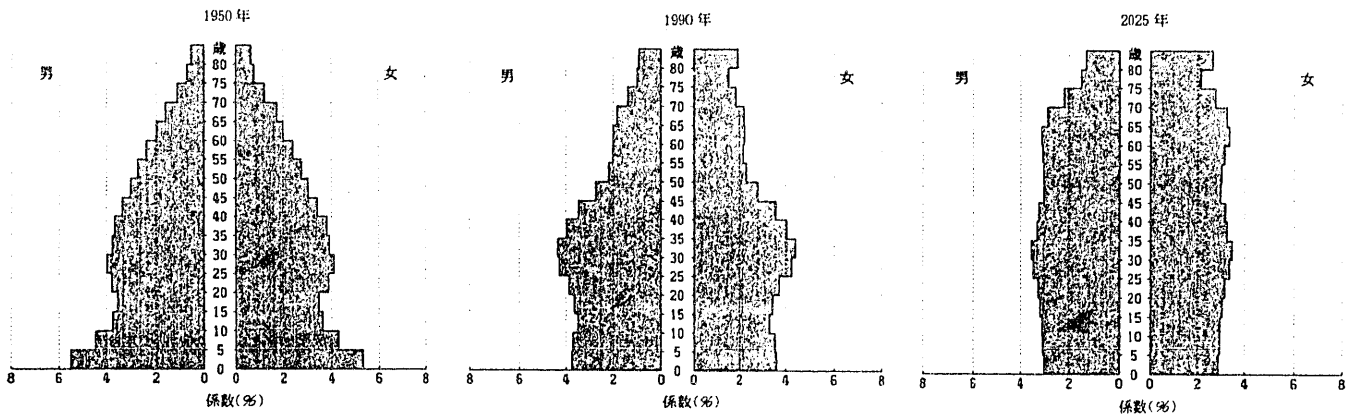


図4 人口ピラミッドの比較 (つづき)

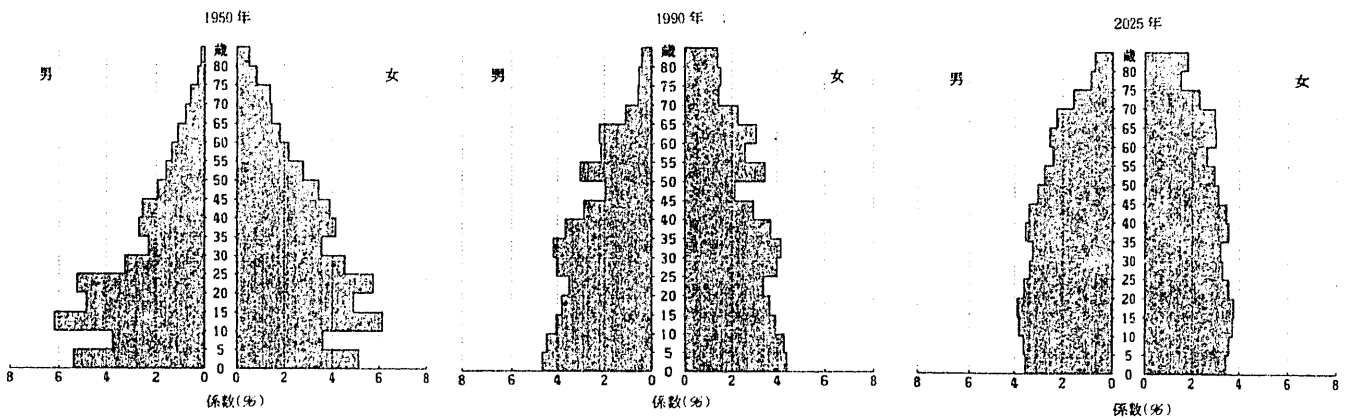
(10) ドイツ



(11) アメリカ合衆国



(12) 旧ソビエト連邦



## 書 評・紹 介

Shiva S. Halli and K. Vaninadha Rao,  
*Advanced Techniques of Population Analysis*

New York : Plenum Press, 1992, p.226 + xvi.

本書は、プレナム書店の人口分析の方法シリーズ (The Plenum series on demographic methods and population analysis) の一冊であり、以下の章別構成からなる最新の人口分析方法の解説書である。

第1章および第2章では、伝統的な人口分析の方法が示されている。第1章の人口学の基礎的方法では、出生、死亡、移動に関する諸指標と標準化法およびコンポーネンツアナリシス (要素分解法) などが扱われる。第2章の生命表の方法による人口分析では、最近よく使われる生命表分析 (life table analysis) における諸指標、プラスのロジットモデル、多重減少生命表、参入・退出生命表および安定人口モデルなどが紹介される。

第3章以降は最近の様々な分析技術の発展に基づく高度な分析方法である。とくに第3章は、人口分析において非常に重要な年齢、期間、コウホート効果の測定の問題をカナダの労働力統計を使った例で説明する。人口変化における年齢、期間、コウホート効果の測定は、人口学のもっとも重要な計測課題の一つであり、その意味で非常に有益な紹介である。

第4章から第6章までは、人口学に限らぬ社会科学一般の統計的分析方法が示される。第4章の統計的な因果分析の手法では、重回帰モデル、パス解析、因子分析およびこれらの分析技術を統合化した LISREL モデルなどが紹介される。近ごろの社会科学論文の分析は、これらの分析技術を縦横に駆使したものが多く、人口分析においても必須の方法といえよう。また、第5章のロジスティックモデルとプロビットモデルは、正否いずれかの値をとる2値データの正と否の出現率の比 (odds) の対数をとって回帰分析を行うものである。さらに、第6章のログリニアモデルは、クロス集計など分割表の各セル出現率の対数をとることによって、周辺確率の対数の和すなわち行要素効果と列要素効果の和の形式に分解して分析するものである。いずれも近年の社会科学的分析に広く用いられているが、人口分析においても大いに活用すべき方法である。

第7章の人口学的モデルおよび第8章のパラメトリックな寿命時間モデル (failure time model) は、工学の分野で生存モデルあるいは寿命モデルといわれているものである。そのうち、第7章の人口学的モデルは、人口集団における事象発生または構成員の減少が年齢 (経過期間) の関数であるような事象の分析モデルであり、いわゆる比例ハザードモデルがそうしたものである。比例ハザードモデルにおいては、事象発生または寿命に対して要因がどのように寄与しているかが問題とされる。これに対し、第8章で紹介される寿命時間モデルでは、むしろ、寿命 (生存) 関数の推定自体が主要な分析課題であり、そのために様々な分布関数があてはめられる。

第9章は、多地域 (multiregional) 人口モデルである。最近における人口学発展の主要な領域である多地域人口モデルは、地域人口だけでなく多相 (multi-state) 人口へと一般化が進み、配偶関係の多相人口モデルあるいは労働力状態の多相人口モデルなど多様な領域への応用が行われている。

本書の意義は、最近における高度で多様な人口分析の方法を一冊の中に簡潔にまとめていることである。ただ、あまりに多くの方法を収録し、記述が簡潔であるため、方法によっては本書だけでは理解に十分でなく、また少しもの足りない感もあるが、巻末の詳細な参考文献を参照することで補うことが可能である。本書で紹介されている方法は、ほとんど統計パッケージ SPSS や SAS などで利用でき、そうしたことも本書を補うもう一つの方法である。

本書で紹介された方法の多くは、一般的なものであり、既に諸科学において用いられているものであるが、日本の人口学者の従来からの分析においては利用されることが必ずしも多くなかった。本書の方法の多くは、最近20年の間に大きく進展したものであり、そうした意味でもはや旧世代に属する評者には、本書を読むまでは近づき難かったというのが率直な印象であった。本書の最大の意義は、評者のように新技術の習得に困難を覚える旧世代の研究者にも良きガイドを提供したことにあると思われる。

(渡邊吉利)

## 都道府県別標準化人口動態率：1991年

わが国の都道府県別標準化人口動態率については1925年、30年および1950年以降5年毎の国勢調査年次および1985年以降各年に発表してきている<sup>1)</sup>。今回、1991年分についての標準化人口動態率算出が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生省大臣官房統計情報部、『平成3年 人口動態統計中巻』、1992年12月刊。  
人口（総人口）：総務庁統計局、『平成3年10月1日現在推計人口』（人口推計資料 No.63）、1992年6月刊。

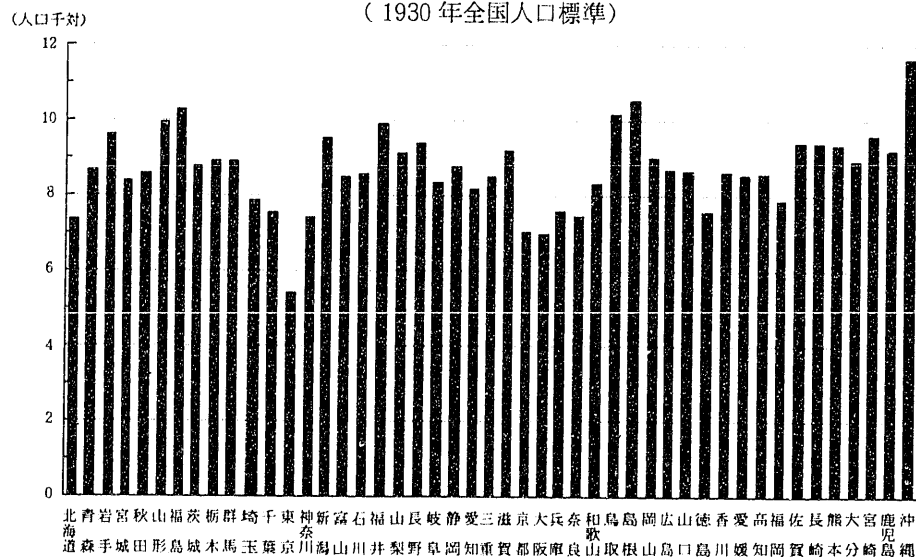
標準化人口動態率計算の方法は、Newsholme-Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法<sup>2)</sup>によるもので、標準人口は1930年（昭和5年）の全国人口（沖縄県を含む）および1991年全国人口を採用している。

なお、基礎となる年齢別人口動態率（出生率および死亡率）は5歳階級別に行い<sup>3)</sup>、死亡率の場合、最終の年齢階級（open end）は80歳以上一括とした。また、率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）を用いている。

母の年齢別出生数については、母の年齢15歳未満の出生数は15～19歳に、50歳以上のそれは45～49歳にそれぞれ含めた。さらに年齢不詳の出生数および死亡数については既知の年齢階級別数値の割合に応じて按分補正を行った。

（石川 晃・坂東里江子）

都道府県別、標準化自然増加率：1991年  
（1930年全国人口標準）



1) 前年（1990年）の結果については、

石川晃・坂東里江子、「都道府県別標準化人口動態率：1990年」、『人口問題研究』、第48巻第1号、1992年4月を参照。ただし、1990年の率算出に用いた人口は日本人人口である。

2) 各都道府県の性・年齢別人口構成が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の性・年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口で割ったものである。ただし、出生率は女子についてのみ計算する。これにより、人口構成の影響を除いた出生率、死亡率および人口増加率の水準を示そうとするものである。

3) 女子の年齢別出生率について、1991年分は本号「都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：1991年」を参照。

表1 都道府県別，標準化人口動態率：1991年

(‰)

都道府県	1930年全国人口標準			1991年全国人口標準			〔参考〕普通率		
	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率
全 国	10.63	2.71	7.92	9.86	6.69	3.17	9.86	6.69	3.17
1 北海道	10.14	2.75	7.39	9.39	6.65	2.74	9.54	6.53	3.02
2 青森	11.77	3.07	8.70	10.84	7.37	3.47	10.18	7.61	2.57
3 岩手	12.53	2.88	9.64	11.56	6.97	4.59	10.09	7.95	2.14
4 宮城	11.05	2.64	8.41	10.24	6.59	3.65	10.25	6.30	3.95
5 秋田	11.48	2.87	8.61	10.54	6.93	3.61	8.79	8.39	0.40
6 山形	12.63	2.67	9.96	11.62	6.71	4.91	9.94	8.51	1.43
7 福島	13.07	2.76	10.31	12.03	6.73	5.30	10.84	7.56	3.28
8 茨城	11.62	2.81	8.80	10.73	6.88	3.85	10.12	6.63	3.49
9 栃木	11.85	2.89	8.96	10.92	7.04	3.88	10.24	6.97	3.26
10 群馬	11.60	2.66	8.93	10.76	6.63	4.13	10.06	7.02	3.03
11 埼玉	10.57	2.68	7.90	9.86	6.65	3.20	10.17	4.87	5.30
12 千葉	10.21	2.63	7.58	9.52	6.57	2.96	9.65	5.28	4.37
13 東京	8.08	2.63	5.45	7.70	6.57	1.13	8.68	5.95	2.74
14 神奈川	10.03	2.59	7.44	9.41	6.44	2.97	10.06	5.03	5.03
15 新潟	12.10	2.55	9.56	11.17	6.37	4.79	9.73	7.73	2.00
16 富山	11.12	2.60	8.52	10.15	6.44	3.70	8.92	7.78	1.14
17 石川	11.26	2.66	8.60	10.30	6.54	3.76	9.67	7.30	2.37
18 福井	12.42	2.47	9.94	11.33	6.30	5.03	10.34	7.63	2.72
19 山梨	11.75	2.60	9.15	10.92	6.33	4.59	10.44	7.55	2.89
20 長野	11.84	2.41	9.42	11.03	6.07	4.96	9.85	7.79	2.07
21 岐阜	11.02	2.64	8.38	10.08	6.64	3.44	9.67	6.91	2.77
22 静岡	11.40	2.58	8.81	10.51	6.38	4.13	10.14	6.47	3.67
23 愛知	10.89	2.69	8.20	10.00	6.78	3.22	10.55	5.70	4.85
24 三重	11.19	2.66	8.53	10.21	6.69	3.53	9.72	7.50	2.22
25 滋賀	11.89	2.67	9.23	10.93	6.76	4.17	10.73	6.77	3.96
26 京都	9.71	2.64	7.07	9.07	6.61	2.45	9.02	7.04	1.98
27 大阪	9.93	2.91	7.01	9.20	7.20	2.00	9.93	6.08	3.86
28 兵庫	10.40	2.80	7.61	9.62	6.97	2.65	9.80	6.95	2.86
29 奈良	10.20	2.72	7.48	9.43	6.78	2.65	9.46	6.65	2.81
30 和歌山	11.22	2.88	8.34	10.27	7.14	3.13	9.44	8.72	0.72
31 鳥取	13.01	2.82	10.19	11.91	6.92	4.99	10.05	8.76	1.29
32 島根	13.16	2.59	10.57	12.12	6.34	5.78	9.50	9.06	0.44
33 岡山	11.61	2.58	9.03	10.64	6.32	4.32	9.73	7.81	1.92
34 広島	11.39	2.68	8.71	10.45	6.53	3.92	9.95	7.20	2.76
35 山口	11.40	2.72	8.68	10.47	6.63	3.84	8.90	8.43	0.47
36 徳島	10.35	2.76	7.60	9.52	6.72	2.79	9.31	8.40	0.91
37 香川	11.38	2.74	8.64	10.41	6.68	3.74	9.17	8.35	0.82
38 愛媛	11.36	2.79	8.57	10.42	6.85	3.57	9.55	8.44	1.11
39 高知	11.45	2.85	8.60	10.58	6.77	3.80	8.97	9.20	-0.23
40 福岡	10.76	2.87	7.90	10.02	6.92	3.10	10.11	7.03	3.07
41 佐賀	12.27	2.84	9.43	11.34	6.95	4.40	10.71	8.42	2.29
42 長崎	12.33	2.91	9.42	11.47	6.99	4.47	10.71	8.10	2.61
43 熊本	12.01	2.65	9.36	11.06	6.41	4.65	10.31	7.94	2.38
44 大分	11.69	2.73	8.96	10.76	6.70	4.06	9.57	8.29	1.28
45 宮崎	12.40	2.77	9.63	11.43	6.65	4.78	10.38	7.59	2.80
46 鹿児島	12.11	2.87	9.24	11.23	6.90	4.32	10.24	8.82	1.42
47 沖縄	14.17	2.51	11.65	13.43	5.82	7.62	14.35	5.09	9.25
平均	11.44	2.72	8.73	10.57	6.68	3.89	9.95	7.36	2.58
標準偏差	1.04	0.13	1.05	0.95	0.29	1.05	0.84	1.09	1.59
変化係数(%)	9.12	4.81	12.08	9.01	4.29	27.07	8.43	14.76	61.52

率算出の分母人口は，総人口（日本に在住する外国人を含む）1,000 についてのものである。

変化係数(%)=標準偏差/平均×100

表2 都道府県別, 標準化出生率

(‰)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1991年	順位
全 国	14.50	15.07	12.67	12.43	10.62	10.63	-
1 北海道	16.01	14.29	11.97	11.61	10.14	10.14	43
2 青森	18.22	16.74	13.71	13.13	11.16	11.77	17
3 岩手	16.84	15.51	14.40	13.59	12.23	12.53	6
4 宮城	15.56	15.07	13.64	12.96	11.08	11.05	34
5 秋田	15.64	14.07	13.24	12.32	11.19	11.48	23
6 山形	15.05	14.69	14.18	13.54	12.39	12.63	5
7 福島	17.61	15.90	14.61	14.35	12.74	13.07	3
8 茨城	16.55	16.79	13.72	13.41	11.57	11.62	20
9 栃木	15.90	16.00	13.63	13.74	11.77	11.85	15
10 群馬	14.44	15.54	13.19	13.25	11.41	11.60	22
11 埼玉	15.38	16.92	12.55	12.25	10.37	10.57	38
12 千葉	15.37	16.55	12.60	12.43	10.19	10.21	41
13 東京都	12.12	13.84	10.08	9.85	8.21	8.08	47
14 神奈川県	13.53	16.01	12.22	11.84	9.98	10.03	44
15 新潟	15.48	15.31	13.72	13.54	11.92	12.10	12
16 富山	14.43	14.51	13.14	13.14	11.17	11.12	33
17 石川	15.35	15.48	13.89	13.03	11.42	11.26	30
18 福井	16.04	15.54	14.25	14.03	12.41	12.42	7
19 山梨	15.06	15.58	12.63	13.08	11.27	11.75	18
20 長野	13.68	14.90	13.52	13.02	11.76	11.84	16
21 岐阜	15.05	15.54	13.18	13.11	11.06	11.02	35
22 静岡県	15.43	15.55	13.15	13.30	11.21	11.40	26
23 愛知県	13.85	16.01	13.21	13.06	10.97	10.89	36
24 三重	14.47	15.00	13.44	13.10	11.50	11.19	32
25 滋賀	14.61	15.84	14.25	14.12	12.31	11.89	14
26 京都	12.29	14.27	11.76	11.66	10.06	9.71	46
27 大阪府	13.04	15.50	11.90	11.82	10.02	9.93	45
28 兵庫県	13.80	15.27	12.64	12.35	10.61	10.40	39
29 奈良	13.72	15.13	12.28	12.07	10.41	10.20	42
30 和歌山	14.41	15.46	13.31	13.05	11.14	11.22	31
31 鳥取	15.19	14.42	14.18	14.00	12.88	13.01	4
32 島根	15.74	14.78	14.70	14.53	13.15	13.16	2
33 岡山	14.10	15.02	13.72	13.72	11.85	11.61	21
34 広島	14.18	15.21	13.47	13.22	11.54	11.39	27
35 山口	14.18	14.48	13.02	13.10	11.04	11.40	25
36 徳島	15.09	14.64	13.05	13.16	11.59	10.35	40
37 香川県	13.79	14.58	13.47	13.21	11.47	11.38	28
38 愛媛	15.45	14.83	13.17	12.89	11.40	11.36	29
39 高知県	14.67	14.65	12.09	13.10	10.96	11.45	24
40 福岡	14.02	14.06	12.55	12.48	10.60	10.76	37
41 佐賀	16.96	15.48	14.07	14.06	12.34	12.27	10
42 長崎	19.44	16.76	13.52	13.39	11.90	12.33	9
43 熊本	16.40	14.54	13.45	13.38	11.69	12.01	13
44 大宮	15.03	14.44	13.33	12.89	11.18	11.69	19
45 宮崎	17.87	15.86	14.25	13.74	11.94	12.40	8
46 鹿児島	18.97	15.91	14.18	13.80	12.17	12.11	11
47 沖縄	...	...	17.07	16.44	13.69	14.17	1
平 均	15.22	15.27	13.35	13.12	11.38	11.44	
標準偏差	1.54	0.77	1.02	0.96	0.95	1.04	
変化係数(%)	10.14	5.03	7.65	7.29	8.31	9.12	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）1,000 についてのものである。

変化係数(%)=標準偏差/平均×100

表3 都道府県別、標準化死亡率

(‰)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1991年	順位
全 国	7.26	5.52	3.92	3.41	3.11	2.71	—
1 北海道	7.24	5.73	4.07	3.56	3.16	2.75	19
2 青森	8.68	6.09	4.41	3.85	3.39	3.07	1
3 岩手	8.36	6.12	4.16	3.44	3.13	2.88	5
4 宮城	7.22	5.54	4.02	3.34	3.04	2.64	35
5 秋田	8.70	6.23	4.18	3.54	3.19	2.87	8
6 山形	8.07	6.01	4.10	3.35	3.00	2.67	28
7 福島	8.10	6.00	4.16	3.55	3.13	2.76	18
8 茨城	7.83	6.05	4.18	3.59	3.24	2.81	13
9 栃木	7.63	6.11	4.24	3.61	3.35	2.89	4
10 群馬	7.46	5.88	3.92	3.41	3.04	2.66	29
11 埼玉	7.86	5.73	3.89	3.32	3.06	2.68	26
12 千葉	7.52	5.52	3.78	3.26	2.99	2.63	37
13 東京都	6.46	5.03	3.63	3.22	3.08	2.63	36
14 神奈川県	6.78	5.05	3.61	3.22	2.97	2.59	41
15 新潟	7.41	5.91	3.96	3.39	2.88	2.55	44
16 富山	7.91	5.85	3.96	3.45	3.03	2.60	38
17 石川	7.82	5.59	3.98	3.27	2.95	2.66	30
18 福井	7.34	5.47	3.81	3.36	2.93	2.47	46
19 山梨	6.97	5.66	4.05	3.49	3.09	2.60	39
20 長野	7.04	5.43	3.72	3.20	2.82	2.41	47
21 岐阜	6.95	5.52	3.97	3.40	3.02	2.64	33
22 静岡県	6.89	5.25	3.75	3.27	2.97	2.58	42
23 愛知	7.06	5.36	3.85	3.31	3.03	2.69	24
24 三重	7.19	5.55	3.88	3.44	3.15	2.66	31
25 滋賀	7.47	5.69	3.93	3.28	2.97	2.67	27
26 京都	6.80	5.15	3.67	3.30	3.03	2.64	34
27 大阪	7.32	5.45	4.03	3.62	3.34	2.91	2
28 兵庫県	7.17	5.31	3.95	3.50	3.18	2.80	14
29 奈良	7.64	5.43	3.97	3.49	3.06	2.72	23
30 和歌山	7.09	5.71	4.09	3.68	3.28	2.88	6
31 鳥取	7.28	5.70	4.01	3.44	3.18	2.82	12
32 島根	7.13	5.67	4.02	3.24	3.05	2.59	40
33 岡山	7.04	5.14	3.68	3.29	3.07	2.58	43
34 広島	7.18	5.43	3.83	3.42	3.13	2.68	25
35 山口	7.40	5.60	4.02	3.48	3.17	2.72	22
36 徳島	7.63	6.09	4.30	3.54	3.28	2.76	17
37 香川	7.27	5.48	3.75	3.21	3.10	2.74	20
38 愛媛	7.14	5.74	3.86	3.46	3.18	2.79	15
39 高知	7.45	6.08	4.09	3.67	3.36	2.85	10
40 福岡	7.35	5.55	4.02	3.55	3.26	2.87	9
41 佐賀	7.81	5.77	4.07	3.49	3.25	2.84	11
42 長崎	7.78	6.20	4.13	3.61	3.24	2.91	3
43 熊本	7.54	5.84	3.89	3.36	3.02	2.65	32
44 大分	7.74	5.95	4.07	3.49	3.19	2.73	21
45 宮崎	7.27	6.01	4.13	3.51	3.25	2.77	16
46 鹿児島	7.26	6.03	4.28	3.71	3.25	2.87	7
47 沖縄	...	...	3.59	2.96	3.10	2.51	45
平 均	7.44	5.69	3.97	3.43	3.12	2.72	
標準偏差	0.46	0.31	0.19	0.16	0.13	0.13	
変化係数(%)	6.19	5.52	4.71	4.73	4.16	4.81	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）1,000についてのものである。

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100



表4 都道府県別、標準化自然増加率

(‰)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1991年	順位
全 国	7.24	9.56	8.76	9.02	7.51	7.92	—
1 北海道	8.77	8.56	7.90	8.05	6.98	7.39	44
2 青森	9.54	10.65	9.30	9.28	7.77	8.70	24
3 岩手	8.48	9.39	10.24	10.16	9.10	9.64	7
4 宮城	8.34	9.53	9.62	9.62	8.04	8.41	33
5 秋田	6.94	7.84	9.06	8.78	8.01	8.61	27
6 山形	6.99	8.68	10.08	10.19	9.39	9.96	5
7 福島	9.51	9.90	10.45	10.80	9.60	10.31	3
8 茨城	8.73	10.73	9.53	9.83	8.33	8.80	22
9 栃木	8.27	9.89	9.39	10.13	8.42	8.96	18
10 群馬	6.97	9.66	9.27	9.84	8.37	8.93	20
11 埼玉	7.52	11.19	8.66	8.93	7.31	7.90	37
12 千葉	7.85	11.02	8.81	9.17	7.19	7.58	41
13 東京都	5.66	8.81	6.46	6.62	5.13	5.45	47
14 神奈川県	6.76	10.96	8.61	8.62	7.01	7.44	43
15 新潟	8.07	9.40	9.75	10.16	9.04	9.56	9
16 富山	6.52	8.66	9.18	9.70	8.14	8.52	32
17 石川	7.53	9.89	9.91	9.76	8.48	8.60	29
18 福井	8.70	10.07	10.44	10.67	9.48	9.94	6
19 山梨	8.08	9.92	8.58	9.58	8.18	9.15	16
20 長野	6.64	9.47	9.81	9.83	8.94	9.42	11
21 岐阜	8.10	10.02	9.21	9.71	8.04	8.38	34
22 静岡県	8.54	10.30	9.40	10.03	8.24	8.81	21
23 愛知	6.79	10.66	9.36	9.75	7.94	8.20	36
24 三重	7.28	9.45	9.56	9.65	8.35	8.53	31
25 滋賀	7.14	10.15	10.32	10.84	9.34	9.23	15
26 京都	5.49	9.12	8.09	8.36	7.03	7.07	45
27 大阪	5.71	10.05	7.88	8.20	6.67	7.01	46
28 兵庫県	6.63	9.96	8.69	8.85	7.43	7.61	39
29 奈良	6.08	9.71	8.30	8.58	7.35	7.48	42
30 和歌山	7.32	9.75	9.21	9.37	7.86	8.34	35
31 鳥取	7.90	8.72	10.17	10.56	9.70	10.19	4
32 島根	8.61	9.11	10.68	11.28	10.10	10.57	2
33 岡山	7.06	9.88	10.03	10.43	8.78	9.03	17
34 広島	7.00	9.79	9.64	9.80	8.41	8.71	23
35 山口	6.77	8.89	9.00	9.63	7.87	8.68	25
36 徳島	7.47	8.55	8.75	9.62	8.30	7.60	40
37 香川	6.53	9.10	9.73	9.99	8.36	8.64	26
38 愛媛	8.31	9.10	9.31	9.42	8.23	8.57	30
39 高知	7.22	8.57	8.00	9.42	7.60	8.60	28
40 福岡	6.68	8.51	8.54	8.92	7.34	7.90	38
41 佐賀	9.15	9.71	10.00	10.58	9.09	9.43	10
42 長崎	11.65	10.56	9.38	9.78	8.66	9.42	12
43 熊本	8.86	8.71	9.56	10.02	8.67	9.36	13
44 大分	7.30	8.49	9.26	9.40	7.99	8.96	19
45 宮崎	10.61	9.85	10.11	10.22	8.69	9.63	8
46 鹿児島	11.72	9.88	9.89	10.09	8.92	9.24	14
47 沖縄	…	…	13.48	13.48	10.59	11.65	1
平均	7.78	9.58	9.37	9.70	8.27	8.73	
標準偏差	1.36	0.77	1.01	0.99	0.96	1.05	
変化係数(%)	17.47	8.04	10.77	10.22	11.61	12.08	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）1,000 についてのものである。

変化係数(%)=標準偏差/平均×100

表5 都道府県別，標準化出生率の高い（低い）県

(‰)

順位	1960年	1970年	1980年	1991年
標準化出生率の高い県				
1	長崎 (19.44)	埼玉 (16.92)	沖縄 (17.07)	沖縄 (14.17)
2	鹿児島 (18.97)	茨城 (16.79)	島根 (14.70)	島根 (13.16)
3	青森 (18.22)	長崎 (16.76)	福島 (14.61)	福島 (13.07)
4	宮崎 (17.87)	青森 (16.74)	岩手 (14.40)	鳥取 (13.01)
5	福島 (17.61)	千葉 (16.55)	滋賀 (14.25)	山形 (12.63)
標準化出生率の低い県				
1	東京 (12.12)	東京 (13.84)	東京 (10.08)	東京 (8.08)
2	京都 (12.29)	福岡 (14.06)	京都 (11.76)	京都 (9.71)
3	大阪 (13.04)	秋田 (14.07)	大阪 (11.90)	大阪 (9.93)
4	神奈川 (13.53)	京都 (14.27)	北海道 (11.97)	神奈川 (10.03)
5	長野 (13.68)	北海道 (14.99)	高知 (12.09)	北海道 (10.14)

表2に基づく。

表6 都道府県別，標準化死亡率の高い（低い）県

(‰)

順位	1960年	1970年	1980年	1991年
標準化死亡率の高い県				
1	秋田 (8.70)	秋田 (6.23)	青森 (4.41)	青森 (3.07)
2	青森 (8.68)	長崎 (6.20)	徳島 (4.30)	大阪 (2.91)
3	岩手 (8.36)	岩手 (6.12)	鹿児島 (4.28)	長崎 (2.91)
4	福島 (8.10)	栃木 (6.11)	栃木 (4.24)	栃木 (2.89)
5	山形 (8.07)	徳島 (6.09)	秋田 (4.18)	岩手 (2.88)
標準化死亡率の低い県				
1	東京 (6.46)	東京 (5.03)	沖縄 (3.59)	長野 (2.41)
2	神奈川 (6.78)	神奈川 (5.05)	神奈川 (3.61)	福井 (2.47)
3	京都 (6.80)	岡山 (5.14)	東京 (3.63)	沖縄 (2.51)
4	静岡 (6.89)	京都 (5.15)	京都 (3.67)	新潟 (2.55)
5	岐阜 (6.95)	静岡 (5.25)	岡山 (3.68)	岡山 (2.58)

表3に基づく。

表7 都道府県別，標準化自然増加率の高い（低い）県

(‰)

順位	1960年	1970年	1980年	1991年
標準化自然増加率の高い県				
1	鹿児島 (11.72)	埼玉 (11.19)	沖縄 (13.48)	沖縄 (11.65)
2	長崎 (11.65)	千葉 (11.02)	島根 (10.68)	島根 (10.57)
3	宮崎 (10.61)	神奈川 (10.96)	福島 (10.45)	福島 (10.31)
4	青森 (9.54)	茨城 (10.73)	福井 (10.44)	鳥取 (10.19)
5	福島 (9.51)	愛知 (10.66)	滋賀 (10.32)	山形 (9.96)
標準化自然増加率の低い県				
1	京都 (5.49)	秋田 (7.84)	東京 (6.46)	東京 (5.45)
2	東京 (5.66)	大分 (8.49)	大阪 (7.88)	大阪 (7.01)
3	大阪 (5.71)	福岡 (8.51)	北海道 (7.90)	京都 (7.07)
4	奈良 (6.08)	徳島 (8.55)	高知 (8.00)	北海道 (7.39)
5	富山 (6.52)	北海道 (8.56)	京都 (8.09)	神奈川 (7.44)

表4に基づく。

## 都道府県別女子の年齢(5歳階級)別出生率 および合計特殊出生率：1991年

わが国の都道府県別出生力に関する指標、すなわち女子の年齢別出生率および合計特殊出生率の算定は、国勢調査年次および1970年以降各年に発表してきている<sup>1)</sup>。今回、これら指標の1991年分についての算定が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

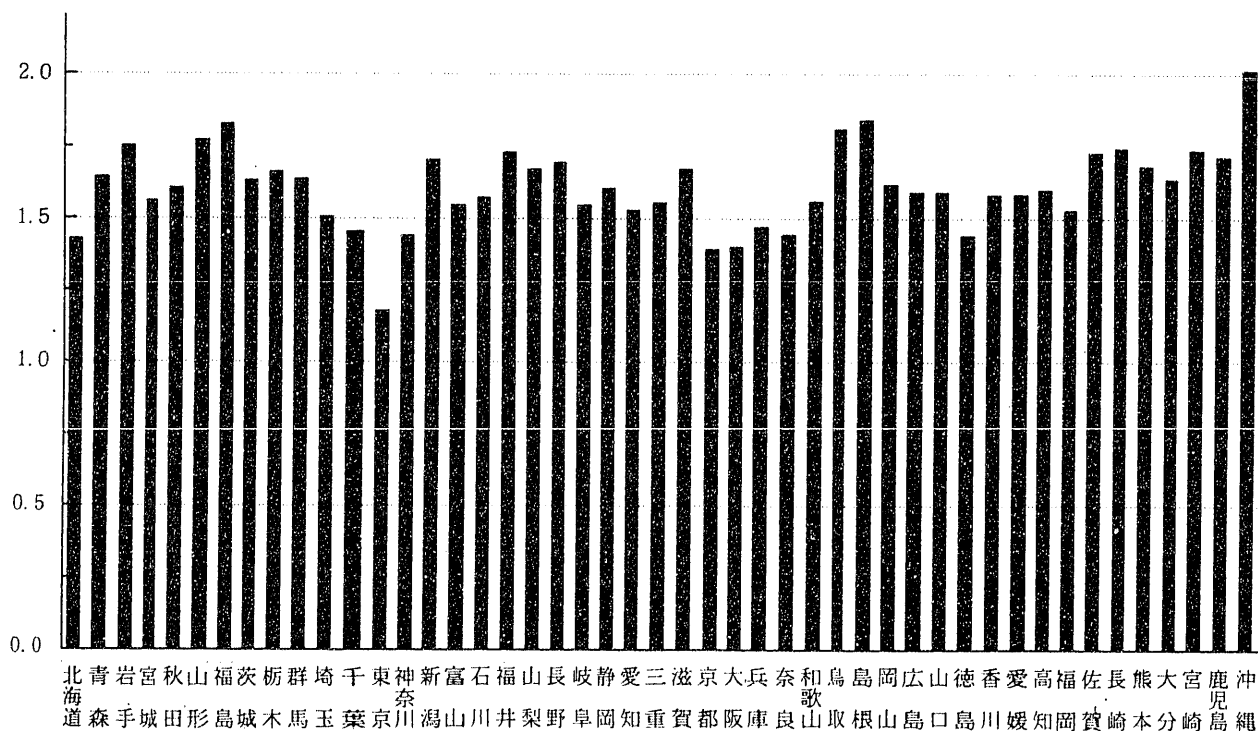
出生数(日本人のみ)：厚生省大臣官房統計情報部、『平成3年 人口動態統計 中巻』, 1992年12月刊。

人口(総人口)：総務庁統計局、『平成3年10月1日現在推計人口』(人口推計資料 No.63), 1992年6月刊。

率算出の年齢区分は5歳階級によって行い、母の年齢15歳未満の出生数は15～19歳に、50歳以上のそれは45～49歳にそれぞれ含め、年齢不詳の出生数については既知の年齢階級別数値の割合に応じて按分補正をした。

なお、分母人口には総人口(日本に在住する外国人を含む)を用いているため既報の1991年人口再生産率<sup>2)</sup>とは、数値が異なる。ちなみに分母に日本人人口(年齢各歳)を用いた場合の全国の合計特殊出生率は1.53であり、5歳階級によるそれも1.53であった。(石川 晃・坂東里江子)

図1 都道府県別合計特殊出生率：1991年



1) 厚生省人口問題研究所(石川晃),「都道府県別人口の出生力に関する主要指標 昭和45年～60年」, 研究資料第246号, 1987年2月。

石川晃・坂東里江子,「都道府県別女子の年齢(5歳階級)別特殊出生率および合計特殊出生率：1990年」,『人口問題研究』, 第48巻第1号, 1992年4月。

2) 石川晃・中川聡史,「全国人口の再生産に関する主要指標：1991年」,『人口問題研究』, 第48巻第4号, 1993年1月。

表1 都道府県別，女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：1991年

都道府県	女子の年齢別出生率(%)								合計特殊 出生率	平均 年齢
	総数	15～19	20～24	25～29	30～34	35～39	40～44	45～49		
全 国	38.95	3.83	43.74	137.18	93.24	21.43	2.25	0.06	1.51	29.02
1 北海道	36.67	4.16	47.35	126.07	86.34	20.20	2.10	0.08	1.43	28.86
2 青森	41.40	3.79	61.81	151.41	90.37	19.84	2.19	0.10	1.65	28.53
3 岩手	43.91	3.69	66.24	157.61	98.95	22.27	2.51	0.09	1.76	28.61
4 宮城	41.13	3.30	48.72	142.55	94.88	21.27	2.22	0.06	1.57	28.92
5 秋田	39.21	2.53	55.21	155.10	91.16	16.13	1.83	0.03	1.61	28.57
6 山形	45.58	1.95	58.94	170.91	101.90	19.73	1.96	0.03	1.78	28.69
7 福島	47.43	4.49	68.81	165.71	103.03	21.18	2.53	0.05	1.83	28.53
8 茨城	40.70	4.27	53.74	149.87	96.57	20.60	2.19	0.06	1.64	28.76
9 栃木	41.96	4.60	57.41	152.33	96.19	20.11	2.07	0.05	1.66	28.65
10 群馬	40.93	4.10	53.14	144.31	101.10	23.25	2.31	0.07	1.64	28.92
11 埼玉	37.37	4.00	41.39	131.97	98.43	23.59	2.38	0.07	1.51	29.22
12 千葉	36.20	3.88	39.27	127.54	95.30	23.28	2.35	0.06	1.46	29.25
13 東京都	32.54	2.75	24.01	91.92	87.44	27.02	3.20	0.07	1.18	30.08
14 神奈川県	37.93	3.49	34.11	123.39	99.87	25.47	2.57	0.05	1.44	29.54
15 新潟	42.48	2.58	55.96	158.88	101.38	20.90	1.69	0.09	1.71	28.78
16 富山	37.02	2.61	52.50	160.03	80.03	13.78	1.19	0.03	1.55	28.36
17 石川	38.78	2.43	48.59	165.79	81.77	15.49	1.33	0.05	1.58	28.51
18 福井	44.13	3.42	55.83	178.50	93.48	13.86	1.75	-	1.73	28.42
19 山梨	44.12	2.58	44.28	154.17	108.78	23.24	2.29	0.07	1.68	29.18
20 長野	43.09	1.97	40.81	154.83	115.31	24.60	2.11	0.07	1.70	29.36
21 岐阜	38.32	2.42	42.22	163.58	86.29	14.06	1.36	0.06	1.55	28.66
22 静岡県	40.81	3.31	49.73	150.86	96.49	19.61	1.74	0.03	1.61	28.82
23 愛知	40.09	4.02	44.02	153.56	85.88	17.15	1.68	0.05	1.53	28.70
24 三重	39.71	3.81	53.50	158.15	80.67	14.23	1.40	0.05	1.56	28.34
25 滋賀	42.88	4.12	46.75	167.80	95.98	18.82	1.86	-	1.68	28.76
26 京都	34.85	3.05	31.50	126.87	93.69	21.43	2.36	0.02	1.39	29.40
27 大阪	36.75	4.95	41.27	127.11	85.27	20.28	2.12	0.05	1.41	28.94
28 兵庫	37.90	4.23	41.45	137.19	90.57	19.48	1.84	0.05	1.47	28.95
29 奈良	35.71	2.97	36.82	140.41	89.66	18.08	1.82	0.08	1.45	29.03
30 和歌山	39.55	4.45	58.07	151.62	79.89	16.29	1.81	0.11	1.56	28.32
31 鳥取	44.83	5.00	67.73	170.75	98.58	18.86	1.58	-	1.81	28.37
32 島根	44.79	4.19	66.94	167.95	105.86	22.04	2.13	-	1.85	28.60
33 岡山	40.27	4.81	55.32	157.38	87.96	17.06	1.82	0.11	1.62	28.47
34 広島	39.90	4.74	52.12	154.65	87.90	17.80	1.81	0.01	1.60	28.56
35 山口	37.82	4.05	57.46	149.80	88.16	17.46	2.00	0.02	1.59	28.50
36 徳島	38.46	4.43	56.40	128.25	82.36	15.43	1.97	0.08	1.44	28.44
37 香川	38.62	3.74	59.03	155.11	80.40	16.85	1.65	0.03	1.58	28.33
38 愛媛	39.80	4.53	57.91	148.55	87.39	17.06	1.72	0.10	1.59	28.45
39 高知	39.21	5.03	62.05	142.05	86.33	22.11	2.84	0.04	1.60	28.55
40 福岡	39.50	4.57	43.37	135.29	96.74	23.69	2.72	0.05	1.53	29.13
41 佐賀	45.18	3.45	57.65	155.58	105.64	21.63	2.38	0.04	1.73	28.82
42 長崎	45.05	3.24	56.98	153.29	107.68	25.41	3.07	0.15	1.75	29.00
43 熊本	43.99	3.39	59.43	155.76	96.27	20.59	1.83	0.05	1.69	28.64
44 大分	40.47	3.11	55.03	155.50	93.74	19.20	1.95	0.05	1.64	28.67
45 宮崎	44.07	3.33	60.60	162.42	98.42	21.45	2.13	0.06	1.74	28.66
46 鹿児島	45.44	3.11	51.04	158.67	104.97	22.63	3.07	0.04	1.72	28.99
47 沖縄	57.83	9.68	72.64	150.32	115.16	48.16	7.72	0.18	2.02	29.27
平均	40.94	3.79	52.03	149.82	94.26	20.48	2.19	0.06	1.61	28.79
標準偏差	4.08	1.19	10.14	15.62	8.89	5.20	0.93	0.04	0.14	0.36
変化係数(%)	9.96	31.30	19.49	10.43	9.43	25.39	42.32	63.30	8.78	1.26

率算出の分母人口は，総人口である。

$$\text{平均(出生)年齢} = \sum \{(x+2.5) \times 5f_x\} / \sum 5f_x$$

$$\text{変化係数(％)} = \text{標準偏差} / \text{平均} \times 100$$

表2 都道府県別、合計特殊出生率：1965～91年

都道府県	1965年	1970年		1975年	1980年		1985年	1990年	1991年	
			順位			順位				順位
全 国	2.13	2.08	—	1.94	1.75	—	1.74	1.52	1.51	—
1 北海道	2.13	1.93	45	1.82	1.64	46	1.61	1.43	1.43	44
2 青森	2.45	2.25	5	2.00	1.85	20	1.80	1.56	1.65	18
3 岩手	2.22	2.11	20	2.14	1.95	5	1.88	1.72	1.76	6
4 宮城	2.08	2.06	28	1.96	1.86	18	1.80	1.57	1.57	31
5 秋田	2.03	1.88	46	1.86	1.79	32	1.69	1.57	1.61	23
6 山形	2.04	1.98	34	1.96	1.93	11	1.87	1.75	1.78	5
7 福島	2.31	2.16	13	2.13	1.99	3	1.98	1.79	1.83	3
8 茨城	2.35	2.30	3	2.09	1.87	14	1.86	1.64	1.64	21
9 栃木	2.27	2.21	8	2.06	1.86	17	1.90	1.67	1.66	17
10 群馬	2.21	2.16	14	1.99	1.81	26	1.85	1.63	1.64	20
11 埼玉	2.40	2.35	1	2.06	1.73	40	1.72	1.50	1.51	38
12 千葉	2.31	2.28	4	2.03	1.74	39	1.75	1.47	1.46	40
13 東京都	2.00	1.96	41	1.63	1.44	47	1.44	1.23	1.18	47
14 神奈川県	2.22	2.23	6	1.95	1.70	41	1.68	1.45	1.44	42
15 新潟	2.24	2.10	23	2.03	1.88	13	1.88	1.69	1.71	12
16 富山	1.94	1.94	44	1.94	1.77	34	1.79	1.56	1.55	34
17 石川	2.11	2.07	27	2.08	1.87	15	1.79	1.60	1.58	30
18 福井	2.25	2.10	22	2.06	1.93	9	1.93	1.75	1.73	9
19 山梨	2.30	2.20	9	1.98	1.76	37	1.85	1.62	1.68	15
20 長野	2.10	2.09	24	2.05	1.89	12	1.85	1.71	1.70	13
21 岐阜	2.22	2.12	19	2.00	1.80	30	1.81	1.57	1.55	35
22 静岡県	2.21	2.12	18	2.02	1.80	29	1.85	1.60	1.61	24
23 愛知	2.23	2.19	11	2.02	1.81	27	1.82	1.57	1.53	37
24 三重	2.19	2.04	29	1.99	1.82	24	1.80	1.61	1.56	33
25 滋賀	2.19	2.19	10	2.13	1.96	4	1.97	1.75	1.68	16
26 京都	2.02	2.02	32	1.81	1.67	44	1.68	1.48	1.39	46
27 大阪	2.20	2.17	12	1.90	1.67	43	1.69	1.46	1.41	45
28 兵庫	2.15	2.12	17	1.96	1.76	35	1.75	1.53	1.47	39
29 奈良	2.09	2.08	25	1.85	1.70	42	1.69	1.49	1.45	41
30 和歌山	2.21	2.10	21	1.95	1.80	28	1.79	1.55	1.56	32
31 鳥取	2.08	1.96	42	2.02	1.93	8	1.93	1.82	1.81	4
32 島根	2.10	2.02	31	2.10	2.01	2	2.01	1.85	1.85	2
33 岡山	1.99	2.03	30	2.05	1.86	19	1.89	1.66	1.62	22
34 広島	2.07	2.07	26	2.05	1.84	21	1.83	1.63	1.60	26
35 山口	2.00	1.98	35	1.92	1.79	33	1.82	1.56	1.59	27
36 徳島	2.12	1.97	38	1.89	1.76	36	1.80	1.61	1.44	43
37 香川	1.99	1.97	39	1.96	1.82	25	1.81	1.60	1.58	29
38 愛媛	2.20	2.02	33	1.97	1.79	31	1.78	1.60	1.59	28
39 高知	2.02	1.97	37	1.91	1.64	45	1.81	1.54	1.60	25
40 福岡	2.00	1.95	43	1.83	1.74	38	1.75	1.52	1.53	36
41 佐賀	2.28	2.13	16	2.03	1.93	10	1.95	1.75	1.73	10
42 長崎	2.54	2.33	2	2.13	1.87	16	1.87	1.70	1.75	7
43 熊本	2.19	1.98	36	1.94	1.83	22	1.85	1.65	1.69	14
44 大分	2.08	1.97	40	1.93	1.82	23	1.78	1.58	1.64	19
45 宮崎	2.30	2.15	15	2.11	1.93	7	1.90	1.68	1.74	8
46 鹿児島	2.39	2.21	7	2.11	1.95	6	1.93	1.73	1.72	11
47 沖縄	...	...	—	2.88	2.38	1	2.31	1.95	2.02	1
平均	2.17	2.09		2.01	1.83		1.82	1.62	1.61	
標準偏差	0.13	0.11		0.16	0.13		0.12	0.12	0.14	
変化係数(%)	6.12	5.47		8.16	7.30		6.81	7.63	8.78	

率算出の分母人口は、1990年以前は日本人人口を1991年は総人口を用いた。

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別，平均出生年齢：1965～91年

(歳)

都道府県	1965年	1970年	1975年		1980年		1985年	1990年	1991年	
			順位	順位	順位	順位				
全 国	27.58	27.84	—	27.38	27.78	—	28.31	28.98	29.02	—
1 北海道	27.04	27.31	35	27.02	27.63	18	28.23	28.81	28.86	17
2 青森	26.98	27.08	40	26.76	27.21	39	27.78	28.50	28.53	36
3 岩手	27.30	27.52	23	27.02	27.38	36	27.95	28.55	28.61	30
4 宮城	27.23	27.54	21	27.21	27.55	24	28.11	28.89	28.92	16
5 秋田	26.49	26.78	46	26.58	27.17	42	27.74	28.54	28.57	32
6 山形	27.01	27.23	37	26.93	27.41	33	27.89	28.63	28.69	24
7 福島	27.45	27.51	24	27.15	27.44	27	27.89	28.48	28.53	35
8 茨城	27.84	27.79	17	27.34	27.56	23	28.01	28.69	28.76	21
9 栃木	27.89	27.94	11	27.39	27.61	20	28.00	28.64	28.65	28
10 群馬	28.17	28.14	8	27.51	27.78	15	28.21	28.83	28.92	15
11 埼玉	28.14	28.14	9	27.58	27.99	8	28.51	29.24	29.22	7
12 千代田	27.80	27.90	14	27.46	27.88	12	28.44	29.17	29.25	6
13 東京都	28.57	28.81	1	28.39	28.80	1	29.39	30.07	30.08	1
14 神奈川県	28.09	28.25	6	27.71	28.17	6	28.79	29.48	29.54	2
15 新潟	27.52	27.70	18	27.18	27.62	19	28.10	28.76	28.78	20
16 富山	26.50	26.82	45	26.44	26.99	46	27.50	28.29	28.36	44
17 石川	26.75	26.84	44	26.52	26.96	47	27.62	28.40	28.51	37
18 福井	26.97	27.06	43	26.59	27.10	45	27.67	28.33	28.42	42
19 山梨	28.76	28.70	2	28.00	28.24	4	28.64	29.19	29.18	8
20 長野	28.55	28.53	3	28.04	28.33	3	28.74	29.33	29.36	4
21 岐阜	27.16	27.39	30	26.93	27.35	37	27.88	28.60	28.66	27
22 静岡県	27.37	27.54	22	27.09	27.58	21	28.05	28.77	28.82	19
23 愛知	27.34	27.45	28	26.98	27.42	30	27.94	28.66	28.70	23
24 三重	27.13	27.27	36	26.70	27.11	44	27.57	28.24	28.34	45
25 滋賀	27.82	27.87	15	27.28	27.68	17	28.00	28.68	28.76	22
26 京都	28.02	28.27	5	27.81	28.17	5	28.67	28.34	29.40	3
27 大阪	27.76	27.91	12	27.39	27.88	11	28.37	28.99	28.94	14
28 兵庫県	27.63	27.82	16	27.34	27.78	14	28.28	28.89	28.95	13
29 奈良	27.33	27.68	19	27.27	27.82	13	28.25	28.99	29.03	10
30 和歌山	27.27	27.40	29	26.87	27.17	41	27.64	28.20	28.32	47
31 鳥取	27.07	27.31	34	27.00	27.42	29	27.91	28.58	28.37	43
32 島根	27.45	27.64	20	27.21	27.58	22	27.97	28.50	28.60	31
33 岡山	26.91	27.07	42	26.78	27.22	38	27.74	28.39	28.47	39
34 広島	27.22	27.37	31	26.95	27.41	32	27.93	28.52	28.56	33
35 山口	27.21	27.36	32	26.96	27.41	34	27.90	28.49	28.50	38
36 徳島	26.90	27.07	41	26.74	27.18	40	27.69	28.28	28.44	41
37 香川	27.07	27.17	38	26.67	27.17	43	27.66	28.17	28.33	46
38 愛媛	27.35	27.47	25	27.07	27.44	28	27.90	28.40	28.45	40
39 高松	26.84	27.12	39	26.87	27.39	35	27.96	28.58	28.55	34
40 福岡	27.78	28.01	10	27.53	27.91	10	28.39	29.08	29.13	9
41 佐賀	27.88	27.90	13	27.50	27.70	16	28.19	28.83	28.82	18
42 長崎	28.22	28.30	4	27.78	28.00	7	28.43	29.02	29.00	11
43 熊本	27.42	27.46	26	27.12	27.48	26	27.99	28.64	28.64	29
44 大分	27.40	27.46	27	27.09	27.51	25	27.92	28.70	28.67	25
45 宮崎	27.30	27.35	33	27.00	27.42	31	27.96	28.68	28.66	26
46 鹿児島	28.24	28.22	7	27.73	27.95	9	28.38	28.93	28.99	12
47 沖縄	...	...	—	28.47	28.37	2	28.65	29.16	29.27	5
平均	27.48	27.62		27.21	27.60		28.09	28.75	28.79	
標準偏差	0.53	0.48		0.46	0.39		0.38	0.37	0.36	
変化係数(%)	1.93	1.75		1.68	1.42		1.34	1.30	1.26	

率算出の分母人口は，1990年以前は日本人人口を1991年は総人口を用いた。

平均(出生)年齢 =  $\sum \{(x+2.5) \times 5f_x\} / \sum 5f_x$

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、合計特殊出生率の高い(低い)県

順位	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1991年
合計特殊出生率の高い県						
1	埼玉(2.35)	沖縄(2.88)	沖縄(2.38)	沖縄(2.31)	沖縄(1.95)	沖縄(2.02)
2	長崎(2.33)	岩手(2.14)	島根(2.01)	島根(2.01)	島根(1.85)	島根(1.85)
3	茨城(2.30)	滋賀(2.13)	福島(1.99)	福島(1.98)	鳥取(1.82)	福島(1.83)
4	千葉(2.28)	福島(2.13)	滋賀(1.96)	滋賀(1.97)	福島(1.79)	鳥取(1.81)
5	青森(2.25)	長崎(2.13)	岩手(1.95)	佐賀(1.95)	滋賀(1.75)	山形(1.78)
合計特殊出生率の低い県						
1	秋田(1.88)	東京(1.63)	東京(1.44)	東京(1.44)	東京(1.23)	東京(1.18)
2	北海道(1.93)	京都(1.81)	北海道(1.64)	北海道(1.61)	北海道(1.43)	京都(1.39)
3	富山(1.94)	北海道(1.82)	高知(1.64)	京都(1.68)	神奈川(1.45)	大阪(1.41)
4	福岡(1.95)	福岡(1.83)	京都(1.67)	神奈川(1.68)	大阪(1.46)	北海道(1.43)
5	鳥取(1.96)	奈良(1.85)	大阪(1.67)	奈良(1.69)	千葉(1.47)	徳島(1.44)

表2に基づく。

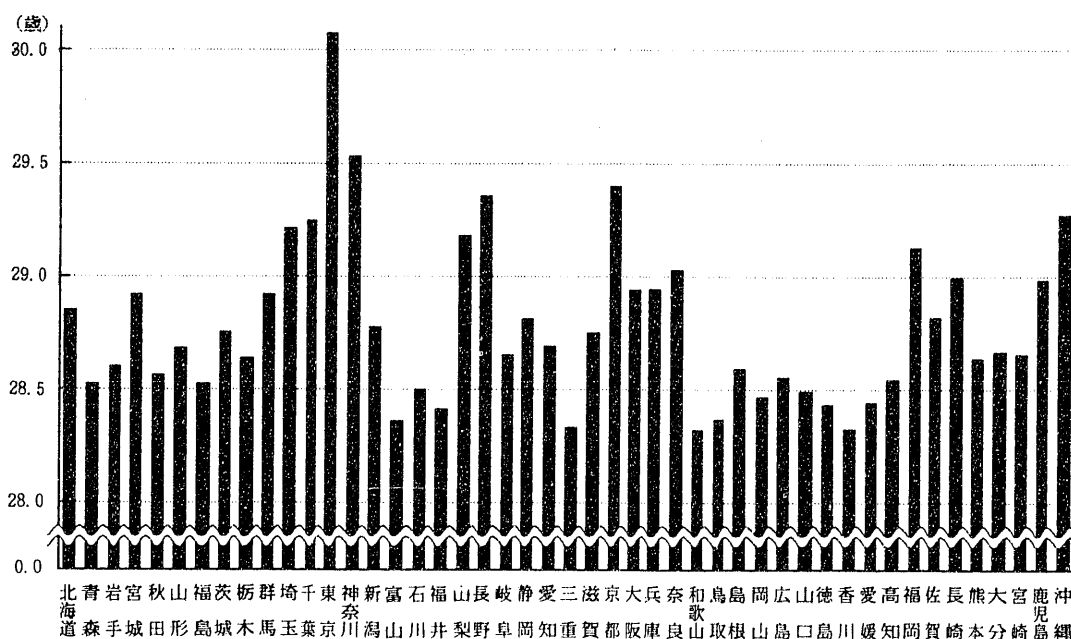
表5 都道府県別、平均出生年齢の高い(低い)県

(歳)

順位	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1991年
平均出生年齢の高い県						
1	東京(28.81)	沖縄(28.47)	東京(28.80)	東京(29.39)	東京(30.07)	東京(30.08)
2	山梨(28.70)	東京(28.39)	沖縄(28.37)	神奈川(28.79)	神奈川(29.48)	神奈川(29.54)
3	長野(28.53)	長野(28.04)	長野(28.33)	長野(28.74)	京都(29.34)	京都(29.40)
4	長崎(28.30)	山梨(28.00)	山梨(28.24)	京都(28.67)	長野(29.33)	長野(29.36)
5	京都(28.27)	京都(27.81)	京都(28.17)	沖縄(28.65)	埼玉(29.24)	沖縄(29.27)
平均出生年齢の低い県						
1	秋田(26.78)	富山(26.44)	石川(26.96)	富山(27.50)	香川(28.17)	和歌山(28.32)
2	富山(26.82)	石川(26.52)	富山(26.99)	三重(27.57)	和歌山(28.20)	香川(28.33)
3	石川(26.84)	秋田(26.58)	福井(27.10)	石川(27.62)	三重(28.24)	三重(28.34)
4	福井(27.06)	福井(26.59)	三重(27.11)	和歌山(27.64)	徳島(28.28)	富山(28.36)
5	岡山(27.07)	香川(26.67)	香川(27.17)	香川(27.66)	富山(28.29)	鳥取(28.37)

表3に基づく。

図2 都道府県別平均出生年齢：1991年



## 平成4年度研究評価委員会

平成4年度の研究評価委員会が、平成5年3月8日（月）に所長室において、以下に掲げる委員全員の出席のもと開催された。

委員長：岡崎陽一（日本大学教授）、委員：大淵寛（中央大学教授）、濱英彦（成城大学教授）、村松稔（元国立公衆衛生院部長）、森岡清美（成城大学教授）、河野稠果（所長）、阿藤誠（人口政策研究部長）、廣嶋清志（人口構造研究部長）、伊藤達也（人口動向研究部長）、金子武治（人口情報部長）。なお、書記として高橋重郷（人口政策研究室長）、事務局代表として竹内朕（庶務課長）が出席した。

### 議 題

#### 1. 新規研究プロジェクトに関する事前審査

平成5年度から始まる新規研究について、2課題の報告があった。第1の課題について、阿藤人口政策研究部長から「開発途上国の人口増加が地球環境に及ぼす影響に関する研究」の概要が説明された。また、第2の課題について、伊藤人口動向研究部長から「家庭機能の動向とその要因に関する研究」の概要が説明された。

#### 2. 人口構造研究部の研究実施状況報告

廣嶋人口構造研究部長から、人口構造研究部の主要な研究課題と実施状況について、以下の研究課題別に報告があった。それらは、①都道府県別将来推計人口、②日本の世帯数の将来推計、③地域人口移動に関する調査研究、④世帯構造変動に関する人口学的調査研究、⑤高齢者の居住状態予測モデルの開発と応用に関する研究、⑥日本人口の地域構造に関する研究、および⑦日本の世帯構造変動に関する研究、である。

#### 3. 人口政策研究部、人口動向研究部、人口情報部の研究概況報告

各部部长が研究概況を報告した。

#### 4. 質疑と評価

#### 5. 委員長による総合評価

（阿藤 誠記）

## 第55回人口問題審議会総会及び懇談会

人口問題審議会平成4年度第3回懇談会は、平成5年3月24日（水）午前10時30分より11時40分まで、中央合同庁舎特別第1会議室において開催され、前2回のまとめとして、阿藤誠人口問題研究所人口政策研究部長の「人口動向が社会経済に及ぼす影響について」と題する報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

引き続き午前11時40分より12時まで総会が開催され、官房政策課長より、1994年9月にエジプトのカイロで開催される国際人口・開発会議（人口と持続可能な経済成長と開発）についての報告があった。次いで、この会議に提出する報告書作成のための特別委員会が設置され、会長から以下の6名の委員の指名があった。特別委員会において本年夏までに報告書の草案を作成し、審議会に諮ることになった。

特別委員会委員：岡崎陽一、河野稠果、袖井孝子、大淵 寛、濱 英彦、阿藤 誠

（金子武治記）



## 93年国際歴史人口学ワークショップ

93年国際歴史人口学ワークショップ 93 International Workshop on Historical Demography (組織者: 速水融国際日本文化研究センター教授) が1993年1月28日～2月3日に千葉県柏市の廣池学園(麗澤大学)で開催された。このワークショップは「歴史的観点からみた性比の社会経済的帰結, 1500～1980年」“Socio-Economic Consequences of Sex Ratios in Historical Perspective, 1500-1980”と題された国際経済史学会(ICEH)のセミナーと「東アジアの人口史」“Population History of East Asia”と題された国際人口学会(IUSSP)のセミナーの二つが合同で行われたもので、三十数名が内外から参加して活発な議論を行った。

1月28～30日のICEHのセミナーは以下のセッションから成っていた。

1. Sex ratios in historical perspective and implications for economic relations : the European experience (座長: Solvi Sogner, 報告者: Eugino Sonnino, Antoinette Fauve-Chamoux, Anne-Lise Head, Ad van der Woude)
2. Gendered division of work and socio-demographic implications (座長: Ad van der Woude, 報告者: Shireen Moosvi, Portia Robinson, Richard Wall, Robert McCaa)
- 3a. Sex ratios and gendered labour in the historical population of Japan (座長: 速水融, 報告者: 黒須里美, 斎藤修)
- 3b. Gendered division of work and the family in comparative perspective (座長: 速水融, 報告者: Laurel Cornell, Tamara Hareven)
4. General comments (Solvi Sogner)

2月1～3日のIUSSPのセミナーは以下のセッションから成っていた。

0. Introductory remarks (速水融)
1. Population history of Korea (座長: Michel Cartier, 報告者: Tai-Hwan Kwon, Tae-jin Yi)
2. Population trends in Japan and China (座長: James Lee, 報告者: Carl Mosk, Michel Cartier)
3. Population estimation of the Ming dynasty (座長: Tae-jin Yi, 報告者: Jianxiong Ge, Hong Mi)
4. Demography of the upper class in Qing China (I) (座長: Carl Mosk, 報告者: Feng Wang and James Lee, James Lee and Feng Wang)
5. Demography of the upper class in Qing China (II) (座長: Feng Wang, 報告者: Ts'ui-jung Liu, Hui-min Lai)
6. Demography of pre-industrial Japan (座長: 速水融, 報告者: 木下太志, 黒須里美・落合恵美子)
7. Migration (座長: Ts'ui-jung Liu, 報告者: 川口洋, Man-houng Lin)
8. General discussion

最後に、資金集めを含めて組織者として苦労された速水教授、事務局として尽力された黒須博士をはじめとする組織委員会の方々に謝意と敬意を表したい。

(小島 宏記)

## アジア太平洋地域の労働力と人口移動国際シンポジウム参加報告

93年4月1～3日、「アジア太平洋地域の労働力と人口移動」の国際シンポジウムがハワイにおいて開催され、若林敬子が出席・報告した。

主催は、東海大学社会科学研究所、会場は東海大学パシフィックセンターであった。参加者は、日本、中国、香港、ブラジル、ペルー、フィリッピン、タイ、ハワイの8カ国（地域）、13人。オブザーバーとして、毎日新聞社人口問題調査会 尾崎美千生も参加した。

分析のフレームワーク、中国、南アメリカ、アジア太平洋の4セッション、計11報告があった。

中国人民大学人口研究所の鄔滄萍は「中国経済改革後の労働力移動」、香港の Trini Wing-Yue Leung は「珠江デルタ地域（中国・香港）における労働力移動」、若林敬子は「中国における近年の都市・農村間人口移動」を各々発表した。最近の戸籍制度、都市化、人口流動・盲流をめぐる中国特有の大課題が提出され、日本への影響も含めて議論された。

東海大学・河上民雄は、「アジア太平洋地域、とりわけ南アメリカへの日本人移民史とその影響」と題し、1908年カサド丸以降の移民史概略と近年の外国人流入問題について報告した。

これと関連し、サンパウロ大学・二宮正人による「ブラジルにおける日系移民85年間と近年の“出稼ぎ”現象」の押し出し側の発表は興味深かった。二宮は日本政府の協力で昨年サンパウロに設立された「国外就労者情報援護センター」理事長も兼任。1988年頃から本格的に始まった日系人の出稼ぎ現象は、ブラジルからの青壮年の大量流出をもたらし、これが原因となって日系社会は空洞化が進み、日系社会に大きな障害をもたらしているとの調査報告を行った。

またハワイ大学東西センター・趙利済の総括的整理スピーチも、いま国際人口移動のシンポジウム開催の意義を新たにかみしめる内容であった。

なお会議に前後して、B. P. ビショップ博物館、ハワイ移民資料保存館、ハワイ報知社の円福ホール、日系婦人協会代表の三保文江らの交流により、1868年（明治元年）最初の日本人移民団、男子142人、女子6人の「元年者」について等、日系移民史への知見を深めた。また、在ホノルル日本国総領事館・法眼健作により、ハワイで1年間に約2,000件のパスポート盗難が発生していることの実事を聞いたのは、近年の不法入国とも無関係とは思えない。

またハワイ島ヒロ市で、Ron Fujiyoshi の案内により、国連先住民年にあたる今夏に集会準備を進めている先住民の集りに出席できたことは、国際人口移動問題を歴史的にも幅広く理解する上で大きな刺激を与えてくれた。

（若林敬子記）

---

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


---

**Editor:** Shigemi KONO**Managing Editor:** Takeharu KANEKO**Associate Editors:** Makoto ATOH Kiyosi HIROSIMA Tatsuya ITOH

Hiroshi KOJIMA Noriko SHIRAIISHI

---

**CONTENTS**
**Articles**

- Population and Women : A Study of Sex Ratios in Population  
and Gender Differentials in Demographic and Social Participation  
..... Shigemi KONO ... 1~16
- A Projection System for Future Age-Specific Fertility Rates  
..... Ryuichi KANEKO ... 17~38

**Note**

- The Method for Projecting Households by Family Type in terms  
of Headship Cohort Change — Part 1, A Proposal of the Net  
Transition Rate Method by Family Type — ..... Moriyuki OE ... 39~46

**Research Material**

- Selected Demographic Indicators from the World Population Prospects,  
the 1992 Revision : Prepared by the United Nations  
..... Akira ISHIKAWA, Rieko BANDO and Satoshi NAKAGAWA ... 47~66

**Book Review**

- Shiva S. Halli and K. Vaninadha Rao,  
*Advanced Techniques of Population Analysis* (Y. WATANABE)..... 67

**Statistics**

- Standardized Vital Rates by Prefectures : 1991 ..... 68~73
- Age-specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Japanese Females  
by Prefectures : 1991 ..... 74~78

- Miscellaneous News ..... 79~84
-