

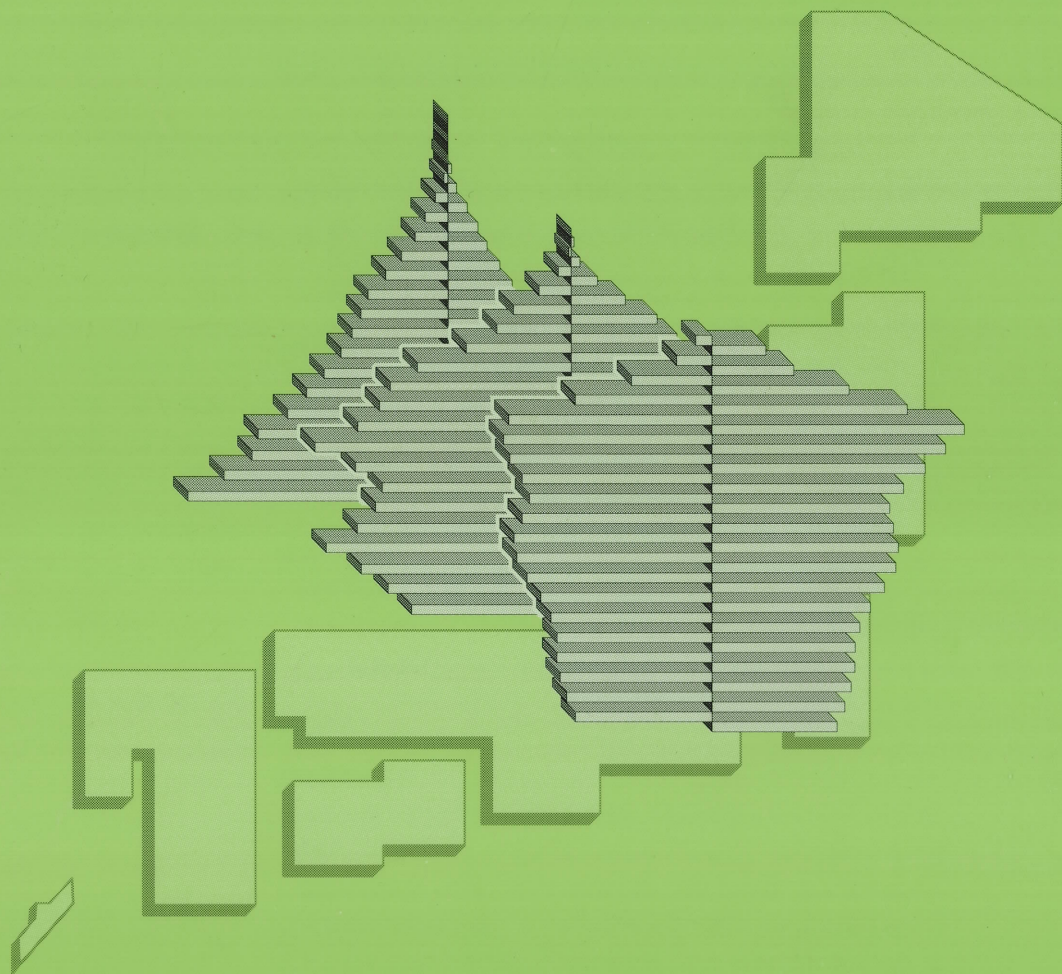
# 人口問題研究

貸出用

Journal of Population Problems

第58巻第3号 2002年

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1



国立社会保障・人口問題研究所

# 人口問題研究

## 第58巻第3号(2002年9月)

### 特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1

- はじめに……………高橋重郷・ 1～ 2  
リレーショナル・モデルによる日本の将来生命表  
作成の試み……………小松隆一・ 3～14  
近年の期間 TFR 変動における結婚行動および  
夫婦の出生行動の変化の寄与について……………岩澤美帆・ 15～44  
わが国における人口高齢化の要因分析……………石川 晃・ 45～62

### 統計

- 全国人口の再生産に関する主要指標：2001年…………… 63～72  
都道府県別標準化人口動態率：2001年…………… 73～78  
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：2001年…………… 79～84

### 書評・紹介

- 河野綱果，大淵寛編『人口と文明のゆくえ』（兼清弘之） …… 85  
大友篤『地域人口分析（ジオデモグラフィックス）の方法  
—国勢調査データの利用の仕方—』（小池司朗） …… 86

### 新刊紹介 …… 87～90

### 研究活動報告 …… 91～96

- 九州大学大学院工学研究院公開講座「地球環境とエネルギー（大気、  
海洋、大地と人）」—第3回 J B I C シンポジウム—2002年度日本  
建築学会大会（北陸）第12回日本家族社会学会大会—日本環境経済・  
政策学会2002年大会— J I C A ニカラグア国グラナダ地域保健プロ  
ジェクト—第14回国際エイズ会議出席—標本調査改善国際会議—第  
1回世界中東研究会議—

Journal of Population Problems  
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)  
Vol.58 No.3  
2002

**Special Issue: Related Studies on Future Population Projections (Part I)**

- Introduction .....Shigesato TAKAHASHI • 1-2  
A Construction of Future Life Table in Japan Using  
a Relational Model .....Ryuichi KOMATSU • 3-14  
On the Contribution of the Changes in First Marriage  
Behavior and Couples' Reproductive Behavior to the  
Recent Change in Total Fertility Rates of Japan ...Miho IWASAWA • 15-44  
Demographic Analysis on Population Aging in Japan  
.....Akira ISHIKAWA • 45-62

**Statistics**

- Population Reproduction Rates for All Japan: 2001 .....•63-72  
Standardized Vital Rates by Prefectures: 2001 .....•73-78  
Age-specific Fertility Rates and Total Fertility Rates  
for Japanese Females by Prefectures: 2001 .....•79-84

**Book Reviews**

- Shigemi Kono and Hiroshi Obuchi (eds.) "*Jinkō to Bunmei no Yukue*"  
(Z. NANJO) .....•85  
Atsushi Otomo "*Chiiki Jinkō Bunseki (Geodemographics) no Hōhō*"  
(S. KOIKE) .....•86

**Miscellaneous News**

.....  
*National Institute of Population  
and Social Security Research*  
Hibiya Kokusai Building 6F  
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

---

## 特 集

---

### 全国将来人口推計に関連した研究 その1

## はじめに

### 高 橋 重 郷

本特集は、平成14年1月に公表した「日本の将来推計人口（平成14年1月推計）」に関連して行った研究、ならびに推計結果のそのものを分析した研究を特集としてまとめたものである。

全国人口の将来推計は、国立社会保障・人口問題研究所が、旧人口問題研究所時代から定期的に公表してきているもので最新の全国将来人口推計は第12回目の推計結果である。この将来推計は全国の男女年齢各歳別人口（外国人を含む総人口）を対象として行ったもので、推計期間は平成13（2001）年から平成62（2050）年までの50年間である。ただし、超長期の参考推計として平成63（2051）年から平成112（2100）年までの50年間についての推計が付け加えられている。

推計の方法はコーホート要因法である。この方法を用いて将来人口を推計するためには、(1)基準人口、(2)将来の出生率、(3)将来の生残率、(4)将来の国際人口移動数（率）、(5)将来の出生性比の5つのデータと仮定が必要である。推計では、出生率の将来動向に関して三種類の仮定、すなわち中位（長期的に合計特殊出生率が1.39の水準に推移する）、高位（同様に1.63の水準に推移する）、ならびに低位（同様に1.10の水準に推移する）の仮定があり、そして他の要因については一種類の仮定のみが設定されている。したがって、将来人口推計の結果も出生率の仮定の違いに対応して高位推計、中位推計、低位推計の三種類となっている。なお、全国将来推計人口の方法と結果については別途報告書を参照されたい<sup>1)</sup>。

今回の全国推計においては、いくつかの重要なポイントがある。その一つは、将来の日本の生残率（将来の生命表）の予測方法である。これまで過去数回にわたって用いられた方法は死因別死亡率の動向を加味して予測モデルを構築し、将来生命表を作成する方法であった。しかしながら、1995年から死因分類の変更にもなっており、死因別死亡率を将来に延長し予測する従来の手法がその変更のため利用出来なくなった。そのため、別の将来予測手法を導入する必要が生じた。今回の全国推計では、リレーショナル・モデルによる将来生命表予測法を我が国に適用して用いた。本特集号の小松論文は、その予測法について

---

1) 推計結果と推計方法の詳細は、次の文献を参照されたい。国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（平成14年1月推計）』研究資料303号、2002年3月。

検討したものである。

二つ目の課題は、出生率の動向に関するものである。近年の出生率は一段と低下を続けてきているが、出生率の仮定値設定のための研究から明らかになった点は、結婚変動による出生率低下のみならず、夫婦出生率の低下傾向がとくに1960年代以降に生まれた世代で顕著にあらわれていることであった。本特集号の岩澤論文は、近年の合計特殊出生率の変動について、結婚行動の変化と夫婦の出生行動の変化の影響を計量的に明らかにしようとした研究である。そして、本特集号の最後の論文は、推計結果の特徴である人口高齢化について、人口学的要因である出生率と死亡率、ならびに国際人口移動率要因からそれぞれどのように人口高齢化がもたらされているのかを分析した石川論文が掲載されている。本号に掲載されなかった他の論文は、別途特集として掲載する予定である。



## 特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1

リレーショナル・モデルによる日本の  
将来生命表作成の試み

小 松 隆 一

人口の将来推計を行うためにコーホート要因法を用いると、将来の出生率と出生性比、生残率、そして移動率についての仮定を置くが必要になるが、生残率は将来死亡率を推定して将来生命表を作成することで仮定する。本研究では、将来死亡率の仮定値を推定するために、リレーショナル・モデルの一つであるリー・カーター・モデルを改良し日本のデータに応用することで、日本の将来生命表の作成を試みた。出生時の平均余命（平均寿命）が延びつづけると考える研究者の発言が近年では世界的には目立つが、最近日本で実施された人口分野の専門家調査では、日本人の平均寿命の伸びは緩やかになり、前回推計での平均寿命の仮定値程度にとどまると考える専門家も多かったため、双方の立場に基づく平均値を統計的に期待される値として使用した。その結果、平成12（2000）年に男子77.64年、女子84.62年であった平均寿命は、平成62（2050）年には男子80.95年、女子89.22年に到達する。また、このモデルで推計の開始年を1990年、1995年と変えても、将来の平均寿命の推定値は比較的安定していた。さらに、国連などの諸機関による将来平均寿命と今回推計の平均寿命を簡単に比較しても、今回作成したモデルでは、2050年に日本の平均寿命だけが突出することにはならない。今後も科学技術の進展や社会の変化、あるいは猛威を奮う新たな疾病の出現に伴い、死亡をめぐる状況は変化するであろう。そのような変化に合わせて引き続きモデルを改善し、定期的にアップデートしていくことが肝要である。

## I. 生残率仮定設定の方法

人口の将来推計を行うためにコーホート要因法を用いると、将来の出生率と出生性比、生残率、そして移動率についての仮定を置くが必要になってくる。生残率は、将来死亡率を推定して将来生命表を作成することで仮定する。将来死亡率の仮定値を推定するためには、大きく分けて、おもに経験的方法、数学的方法、そしてリレーショナル・モデルの3種類の方法が考えられる。

経験的方法では、既存の人口によってすでに経験されている死亡率スケジュールを用いる。死亡データの精度の低い発展途上国での平均余命の推定や将来推計のために、精度が比較的高い現実の生命表をパターンごとに分類して作成されたモデル生命表方式が一例である。モデル生命表は、現在でも人口統計の整備が遅れている国や地域での生命表を推定する際などに用いられる。

現代の日本のように、出生時の平均余命（以下、平均寿命）が世界一の人口の場合、経験的な値として参考とする人口に限られるのが経験的方法の難点である。克服するための一つの考え方として、複数の人口において年齢別に到達されている最良の死亡率を組み合わせ一つの死亡率スケジュールとする最良生命表がある。この最良生命表でもすでに実現されている年齢別死亡率を用いるので、将来生命表は到達可能な目標であり、きわめて現実的である。最良生命表方式を日本全国の将来生命表の作成に応用するためには、都道府県別で見て最善の年齢別死亡率を組み合わせる方法や、世界各国の生命表から年齢別に最低の死亡率を組み合わせるなどの工夫を凝らす必要がある。例えば、平成7（1995）年の都道府県別生命表を用いて最良生命表を作成すると男子の平均寿命が79.27年、女子86.19年となる。いずれの生命表にしても、経験的方法では将来のいつの時点で特定の死亡スケジュールを持つ生命表が達成されるかを設定する必要がある。

数学的方法では、既存の死亡率統計の傾向を数学関数によって当てはめ、外挿することで将来の死亡率を推定する。関数を当てはめるデータとして何を用いるかによって様々なバリエーションが考えられる。単純に将来の平均寿命だけを考えれば、平均寿命の変化そのものに数学関数を当てはめていくことも考えられようが、平均寿命からは人口の将来推計に必要な生残率を作成することはできない。将来死亡率を推定するためのその他の例としては、以下に説明するように年齢別死亡率補外方式、年齢別死因別死亡率補外方式、標準化死因別死亡率補外方式などがあり、日本の将来推計に応用されてきている。

年齢別死亡率補外方式では、年齢のカテゴリ数に応じて複数の傾向線を当てはめる必要がある。年齢別死亡率補外方式は昭和56（1981）年の日本の将来人口推計で採用された<sup>1)</sup>。この年齢別死亡率補外方式をより精緻化したのが年齢別死因別死亡率補外方式である。これは死因ごとに年齢別死亡率に傾向線を当てはめる方法であって、死因によって異なる時系列傾向がはっきり斟酌される利点がある。例えば、脳血管障害による死亡率は近年の日本では著しい減少傾向にある一方で、人口あたりの悪性新生物（がん）による死亡率は全体として増加傾向にある（しかし、がんの中でも例えば胃がんによる死亡は減少している）。死因別に傾向線を当てはめるこの方法ではこうした特異なトレンドを反映することができる。しかし、作業上の問題点として、死因や年齢を大まかに区分しても、例えば性（2区分）×年齢（5歳階級で18区分）×死因（13～15区分）で500ほどの傾向線の当てはめが必要になり、補外作業がきわめて煩雑になることがある。また、死亡数が少数の死因は安定性や規則性にかけるために、関数の当てはめが困難になる。そこで、日本の将来人口の昭和61（1986）年、平成4（1992）年推計では、年齢別死因別死亡率補外方式を簡略化した標準化死因別死亡率補外方式が用いられた。手続きとしては、死因別に全年齢標準化死亡率の将来パラメータを推定したうえで、そのパラメータを一律に年齢別死因別死亡率に適用している。さらに平成9（1997）年推計では、年齢を4区分（0～14歳、15～39歳、40～64歳、65歳以上）して標準化死亡率の将来パラメータを推定することで精緻化が試み

1) 以下、過去の日本の将来推計での死亡率仮定については、国立社会保障・人口問題研究所（1997）を参照。

られた。

それでもなお、死因別推計にはいくつかの課題もある。まず、死因統計分類<sup>2)</sup>が改定されることにより、死因の診断の連続性にたびたび問題が生じ、それを補正する手続きが必要となる。最近では平成7(1995)年から第10回修正死因統計分類(ICD-10)が施行され、死因の診断の仕方が変更された。旧厚生省は、平成6(1994)年の死亡統計を第10回死因简单分類130項目と第9回简单分類117項目に再分類して第10回死因简单分類と第9回简单分類との比較表を作成しているが<sup>3)</sup>、各年齢で有効か、過去に遡って妥当かなどの評価が必要である。死亡診断書の記述時に、社会通念や医師の考え方の影響により、特定の死因が忌避されたり、逆に好んで利用されたりといった事態が十分考えられ、そのような社会通念などの変化によって死亡診断書に記述される死因が変わることがありうる(須山、塚本、1995)。また、社会的な要因だけでなく、診断技術の向上によっても以前は老衰や心不全などと診断されていた死因がより明確に特定されるようになったことも多いだろう。今回推計の課題として高齢者の年齢別の推計精度をより向上する必要があるが、年齢区分を細かくすることが考えられるが、年齢区分を細かくするほど死因別死亡数は減少しデータの安定性が低下するので、これらの死因別推計独特の影響が大きくなることが予想される。さらに、一定の条件のもとでは、死因別の将来推計は全死因にもとづく将来推計に比べて過小推計する可能性が一部で論じられている(Wilmoth, 1995)。また、死因の独立性を前提とした場合、特定死因による死亡が減少した分が他の死因に与える影響を考慮しない問題は推計期間が長くなるほど大きくなりうる。

経験的方法と数学的方法に対して、リレーショナル・モデル法はそれらを折衷した方式と言え、それを将来生命表の作成に応用することができる。リレーショナル・モデルでは、いくつかの経験的な生命表の関係を少数のパラメータで記述し、そのパラメータを数学的に記述することによって将来の推計をする。リレーショナル・モデルとしては、プラスにより複数の生命表の関係を記述した2パラメータのモデルが開発され(Brass, 1971)、その後、高齢部分のモデルの当てはまりを改善するための試みなどが行なわれてきている(Zaba, 1979; Ewbank, Gomez de Leon and Stoto, 1983; Himes, Preston and Condran, 1994)。プラスのリレーショナル・モデルでは、死亡率をロジット変換  $\text{logit}(lx) = \frac{1}{2} \log\left(\frac{1-lx}{lx}\right)$  することによって、すべての  $lx$  は「標準」生命表の  $lxs$  と直線的な関係があるとして、理論的に生命表同士の関係式を  $\text{logit}(lx) = \alpha + \beta \text{logit}(lxs)$  と導き出されている。ここでは、ロジット変換された死亡率と基準の死亡率スケジュール

---

2) The Bertillon Classification または International List of Causes of Death として1893年にはじまり、現在「修正国際疾病傷害死因分類(International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems ICD)」と呼ばれる。死因分類表には「死因基本分類表」、「死因简单分類表」など目的に合わせていくつかあるが、詳細に関しては厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」などを参照されたい。また、分類はこれまで10年ごとに修整されてきたが、今後は、一部改正(update)方式も導入される。この点など、最近の展開については、齋藤(2002)を参照。

3) 厚生省大臣官房統計情報部人口動態統計課「第10回修正死因統計分類(ICD-10)と第9回修正死因統計分類(ICD-9)の比較」。



との関係を高さ ( $\alpha$ ) と傾き ( $\beta$ ) の 2 種類のパラメータで記述している. ここで高さ ( $\alpha$ ) とは全体としての死亡率の水準であり, 傾き  $\beta$  は死亡発生の散布度をあらわす.  $\alpha$  が低いほど基準と比較して死亡率水準が低く,  $\beta$  が高いほど基準よりも集中した年齢区間で多数の死亡が発生していることになる. しかし, このモデルでは低年齢と高年齢での当てはまりが必ずしも良くないという問題が残った.

これに対して Zaba (1979) は高齢と低年齢での当てはまりをよくするために 4 パラメータモデルを提唱した. このモデルでは, 擬似的な 3 次と 4 次の微分関数を使って湾曲 (curve:  $\Psi$ ) とひねり (twist:  $\chi$ ) の概念を導入することでプラス・モデルで生じるずれを補正している. つまり, 標準の生存曲線を  $l_s(x)$  としたとき, 年齢  $x$  歳での標準からの偏差を  $k(x)$  と  $t(x)$  とし, 定数  $\Psi$  と  $\chi$  を  $l_N(x) + \phi k(x) + \chi t(x)$  となるように決定することで「新標準」  $l_N(x)$  を決定する. そのうえで  $\text{logit}[l(x)] = \alpha + \beta \text{logit}[l_N(x)]$  となるような  $\alpha$  と  $\beta$  を選択する. また, Ewbankら (1983) は死亡率が 0.5 以上の部分 ( $\kappa$ ) と 0.5 より低い部分 ( $\lambda$ ) とに場合わけしたパラメータを用いて,  $\alpha, \beta, \kappa, \lambda$  の 4 パラメータモデルを構成した. 一方, より理論的な立場から, 人間が本来的に持つ死力と, 環境要因に由来する攪乱作用による死力とを概念的に分けた 3 パラメータモデルも日本で作成されている (金子, 1987). しかしながら, プラスの方法では死亡率水準の変化を年齢ごとに変えて表現できず, 一方, プラス・モデルを含め複数パラメータを使う方法ではその分だけ推定パラメータが増えてしまい, それぞれを推定しなければならなくなるという課題があった.

年齢ごとの死亡率変化の当てはまりを改善しつつ, パラメータ数を一つに抑えたモデルがリー・カーターにより発表され (Lee and Carter, 1991), 各種の応用研究が行われ始めている. リー・カーター・モデルは, 年齢を  $x$ , 時間を  $t$  としたとき,

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + e_{x,t}$$

と表される. ただし, ここで  $\ln(m_{x,t})$  は年齢別死亡率の対数値,  $a_x$  は「平均的な」年齢別死亡率,  $k_t$  は死亡の一般的水準 (死亡指数),  $b_x$  は「 $k_t$  が変化するときの」年齢別死亡率の変化を表し<sup>4)</sup>,  $e_{x,t}$  は平均 0 の残差項を示す. このモデルの利点は, 一つのパラメータ  $k_t$  のみの変化で, 年齢ごとに異なる変化率を記述することが可能な点である. 彼らは, 0 歳, 1~4 歳, 5~9 歳, ..., 80~84 歳, 85 歳以上の年齢階級でアメリカの死亡率を用いて各変数とパラメータを算出したうえで, 時系列分析を用いて死亡指数  $k_t$  の 1990 年から 2065 年までの将来値を求めた. この際, 自己回帰和分移動平均モデル (ARIMA モデル) のうち (1,1,0) モデルが「ややすぐれていた (marginally superior)」が, 「節約性 (parsimony)」の観点から (0,1,0) モデルを採用した. こうして,  $k_t$  の将来値を求めたのち, 逆に死亡率を求めていった. ただし最高の年齢階級は 85 歳以上なので, 最終的に 75

4) 左辺が死亡率の対数値なので, 正確には右辺の指数をとってはじめて年齢別死亡率となるが, ここでは説明の便宜上このように示した.

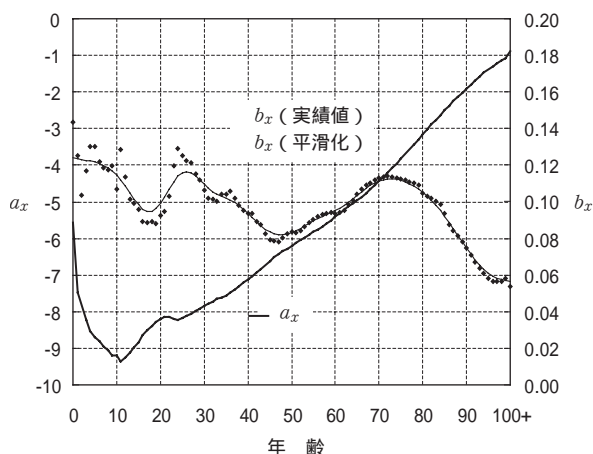
～79歳と80～84歳の将来死亡率を用いて Coale and Guo (1989) により105～109歳階級までを推定した。

## II. 将来生命表の推定

今回の推計では、リレーショナル・モデルの一つであるリー・カーター・モデルを改良し日本のデータに応用することで、日本の将来生命表の作成を試みた。もともになるデータとしては、旧厚生省及び厚生労働省による日本の昭和40(1965)年以降の簡易生命表および完全生命表を用いた。これは、昭和42(1962)年以降に簡易生命表が各歳で公表されるようになり、1歳階級のデータを用いてモデルが作成できるので、その直近の完全生命表から使用したためである<sup>5)</sup>。

これらの生命表から男女別に99歳までの各歳、および100歳以上の死亡率を計算し、対数変換して以降のデータとして用いた。一番最近の日本の男女別年齢別死亡率スケジュールを基準とし、なおかつそれを安定的なスケジュールとするために、平成11(1999)年と平成12(2000)年の年齢別平均値を基準である年齢別死亡率  $a_x$  として用いた。各歳単位の計算では、死亡率の変化である  $b_x$  の小さな変動が50年後の予測において各歳ごとの大きな変動となり、歪みを生じてしまうので、それを避けるために  $b_x$  は平滑化した。日本人女子の場合の  $a_x$  と  $b_x$  を図1に示す。

図1 日本人女子の生命表から得られた年齢別死亡率モデルの  $a_x$  と  $b_x$



また、アメリカの死亡水準  $k_t$  の将来値の予測としてリーとカーターは直線的な変化である ARIMA (0,1,0) モデルを採用しているが、日本は戦後急速に死亡率を改善し先進国に追いつき、世界の最高水準に到達しているの、同じ方法を日本の死亡の将来推計にそのまま当てはめられるかどうかは問題である。なぜなら、今後50年間もこれまで同様に他の先進国以上に急速に日本の死亡率が改善することを仮定するよりも、過去50年間の当初から低い死亡率が続いてきたスウェーデンなどの緩やかな改善の趨勢に近づくと見なすほうが自然な仮定だと考えられるからである (Wilmoth, 1998)。実際、死亡水準  $k_t$  の変化を吟味すると、最近30年間の実績値の傾きは徐々に緩やかになっている (図2)。1971

5) ただし、高年齢部分が各歳で公表されていない昭和61(1986)年以前の簡易生命表では、前後の完全生命表からの補間によって各歳データを得た。

年-1980年の傾きは-0.4184，以降，1981年-1990年が-0.2876，1991年-2000年が-0.2295となっている。同様に，日本人男子では，それぞれ，-0.375，-0.2397，-0.1719である。したがって，この傾向を将来値の推定に反映させるために，昭和45（1970）年以降のデータに関数当てはめをすることで将来推計を行った。検討された関数は，一つはデータへの当てはめに基づく特定の値に向かって漸近していく指数関数，もう一つは低下傾向が徐々に弱まるものの限りなく低下しつづける対数関数である。指数関数は，

$$k_t = \alpha_1 + \alpha_2 \exp\left(\frac{t + \alpha_4}{\alpha_3}\right),$$

対数関数は  $k_t = \beta_1 + \beta_2 \ln(t + \beta_3)$  としてそれぞれデータに当てはめた。ただし，ここで  $t$  は時間， $\alpha_n$  と  $\beta_n$  は定数項である。平均寿命が延びつづけると考える研究者の発言が近年では世界的には目立つが（Tuljapurkar, Li and Boe, 2000），最近日本で実施された人口分野の専門家調査では，日本人の平均寿命の伸びは緩やかになり，前回推計での平均寿命の仮定値程度にとどまると考える専門家も多かった<sup>6)</sup>。いずれの立場も断固として否定するだけの科学的証拠はないので，上記の2つの関数を当てはめ，双方の平均値を統計的に期待される値として使用した。ただし，平成7（1995）年は阪神大震災の影響があるので除外し，また，平成13（2001）年の2月の報告死亡数が例年になく少ないことがすでに判明していたため，別途通年の死亡推計数を考慮して平成13年の値としたうえで，最終的な関数当てはめが実施された（図3）。

以上の手続きにより男女別に求められたパラメータに基づいて，平成13

図2 死亡水準  $k_t$  の推移例（日本人女子）

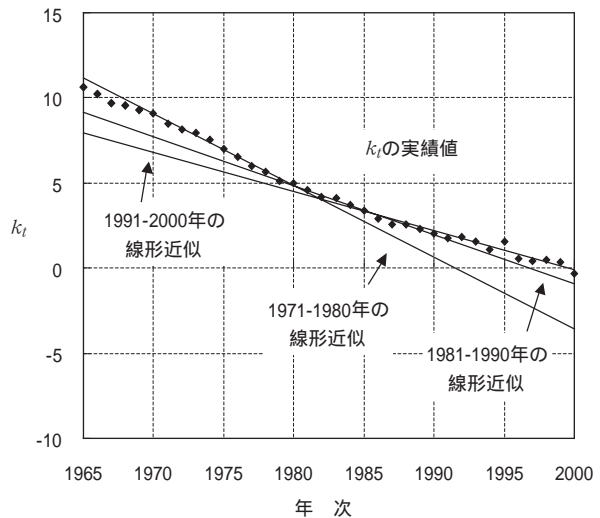
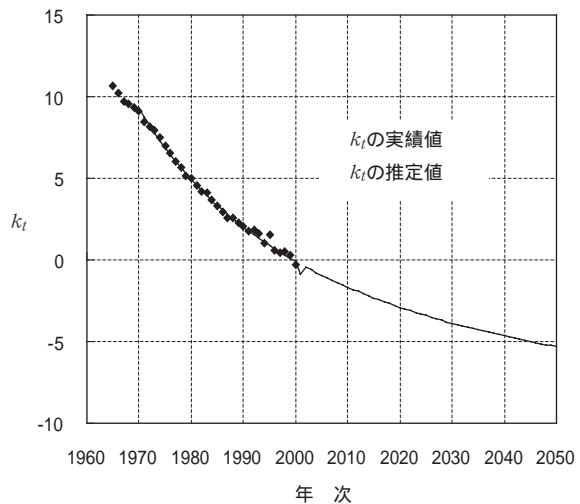


図3 関数当てはめによる  $k_t$  の将来値の推定（日本人女子）



6) 第3回社会保障審議会人口部会で報告された「少子化の見通しに関する専門家調査：速報結果」によれば，有効回答数317の平均は2050年の男子の平均寿命79.3年，女子86.1年であり，国立社会保障・人口問題研究所前回（平成9年）推計の仮定値よりもそれぞれ0.1年と0.4年だけわずかに短かった。

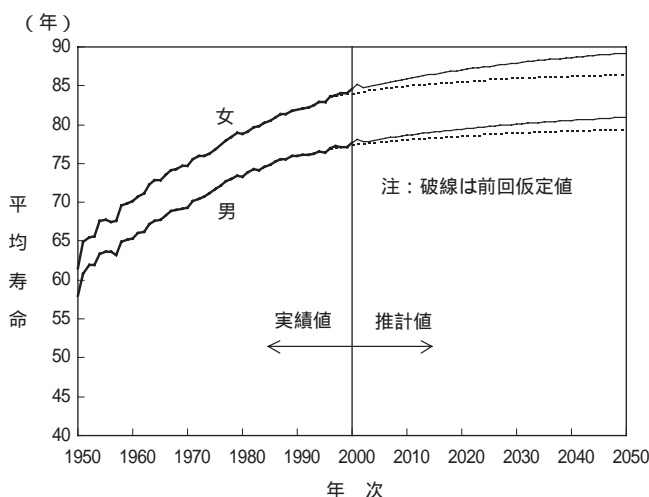
(2001)年から62(2050)年までの死亡率を男女別各歳別で算出し、将来生命表を作成した。

### Ⅲ. 将来の生命表の推計結果

仮定された将来生命表に基づく男女別平均寿命の推移を図4に示した。結果によると、平成12(2000)年に男子77.64年、女子84.62年であった平均寿命は、平成17(2005)年には男子78.11年、女子85.20年、平成37(2025)年には男子79.76年、女子87.52年、平成62(2050)年には男子80.95年、女子89.22年に到達する。平成12(2000)年に6.98年あった男女差は徐々に拡大して平成37(2025)年には7.75年に、平成62(2050)年には8.27年になる。この男女差を比率でみると、現在女子の平均寿命が男子の1.09倍であるのとほぼ同じ1.10倍が平成30(2018)年以降続くことを意味する<sup>7)</sup>。

出生から20歳までの生存率を見ると、平成12(2000)年に男子99.1%、女子99.4%であったが、平成62(2050)年には男子99.5%、女子99.7%へと向上する。65歳までの生存率は、平成12(2000)年に男子84.6%、女子92.6%であったが、平成62(2050)年には男子88.4%、女子95.3%になる。

図4 男女別平均寿命の推移(実績値と仮定値)



### Ⅳ. モデルの整合性

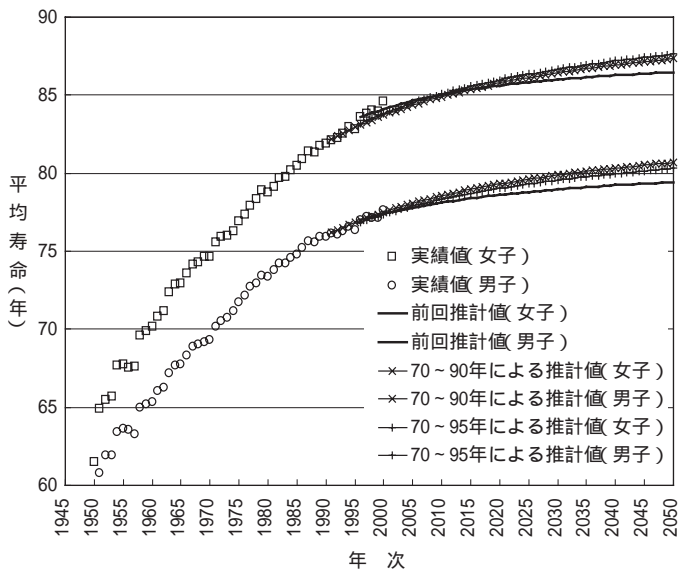
今回の推計ではリレーショナル・モデルの一つであるリー・カーター・モデルを改良し日本のデータに応用することで、日本の将来生命表の作成を試みた。この手法を日本の平

7) Pampel (2002)によれば、女性の喫煙が増加するにつれて死亡率の男女の違いは減少するが、喫煙率の男女差が同程度で安定すれば他の社会的、生物学的要因を反映して死亡率の男女の違いは拡大しがちとなる。

成 2（1990）年および平成 7（1995）年までのデータにのみに適用して、それぞれ平成 2（1990）年、平成 7（1995）年を基点とする「将来推計」を実施することで、モデルの整合性を検討した。年齢別平均値を基準である年齢別死亡率  $a_x$  としては、平成元（1989）年と平成 2（1990）年および平成 6（1994年）と平成 7（1995年）の平均を用いた。

その結果、2050年の平均寿命は女子で平成 2（1990）年までのデータで87.33年と平成 7（1995）年までのデータで87.63年であり、一方、男子でもそれぞれ80.68年と80.32年であり、いずれもほぼ同じであった（図 4）。前回推計（平成 9 年）では男子79.43年と女子86.47年であり、女子での平均寿命がやや低く推定されている。つまり、モデル内で短期的な年齢別の変化による変動を制御したうえでの死亡率の水準をパラメータとしているので、長期的な死亡率の推移が比較的安定して推定されていると考えられる。したがって、このモデルを用いていたならば、1990年と1995年の将来生命表の作成結果はほぼ同じとなっていたことになる。

図 5 モデルによる90年と95年を基準にした平均寿命推移の推定



ただし、1995年以降女子の平均寿命では2つのモデル値と実績値との間に若干であるが系統的に乖離が生じている。したがって、1995年から2000年までのモデル値と実績値との差を用いてモデルを評価する場合、男子ではきわめて良好であるが、女子においては当てはまりがあまり良くなるだろう。とりわけ、女子では前回推計のほうが実績値により近い。死因別の推計では異なるトレンドの死因別推移をより詳細にモデル化できるため、短期的には実績により近い結果となりうると考えられる。特異値解析（SVD）を用いたリー・カーター・モデルでは、年齢別の変動と長期的なトレンドの変化、およびその他の誤差項に分解し、長期的なトレンドに焦点を当てるので、短期的な変動に対しては今後よ



り詳細に考慮していく必要があるだろう。また、この期間の死亡率低下の影響で、今回推計での2050年の仮定値の上昇幅は大きくなっている。しかしながら、長期間にわたる人口推計において、推計の開始年を変えても将来の生残率の推定値が比較的安定しているモデルを用いることの利点は大きい。

次に、他の諸機関による将来平均寿命と今回推計の平均寿命を簡単に比較する。国連の将来推計では5年間ごとの仮定値が公表されている（表1）。国連が1995年-2000年の平均寿命として公表している値からG7国を見ると、日本以外の国では76.5年から78.5年で2年の幅があるが、日本はさらに2年高い。ところが、50年後には、日本以外の国では82.5年から84.0年の1.5年の幅で分布しているが、日本は88.0年と4年も突出することになる。国連推計の仮定値を男女別に見ると、2045年-2050年の日本は男子83.5年、女子92.4年であり、今回推計の仮定値よりもそれぞれ2.56年と3.21年高い平均寿命である。同様に、アメリカの研究者によると（Tuljapurkar, Li and Boe, 2000）、2050年には日本以外のG7国の男女合計の寿命はアメリカ82.91年からフランス87.01年までに分布するのに対し、日本だけは90.91年と突出し、第2位のフランスから3.9年も高いことになる（表1）。彼らの分析はリー・カーター・モデルをそれぞれの国のデータに適用し、 $k_t$ の推定を時系列分析によって直線的に行った結果である。しかし、最近の研究では、一般的に作成される期間生命表には、死亡率の低い国で死亡の発生が高齢へと変化しているときには「テンポ・バイアス」が生じるとされている（Bongaarts and Feeney, 2002）。それによれば、1980-95年の期間に、日本人女子では3.3年のバイアスがあり、フランスの2.3年やスウェーデンとアメリカの1.6年と比べて、大きくなっている（表2）。つまり、日本の平均寿命は、中高年の死亡率の急速な改善のために、現在は過大評価されているとことになり、50年後に平

表1 他機関の推計によるG7国の平均寿命（男女込み、単位年）

年次	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス	イタリア	カナダ	日本	日本と2位との差
1995-2000 <sup>1)</sup>	76.5	77.2	77.3	78.1	78.2	78.5	80.5	2.0 (カナダ)
2045-2050 <sup>1)</sup>	82.6	83.0	83.4	84.0	82.5	82.8	88.0	4.0 (フランス)
2050 <sup>2)</sup>	82.91	83.79	83.12	87.01	86.26	85.26	90.91	3.90 (フランス)

1) United Nations (2001)

2) Tuljapurkar, Li, and Boe (2000)

表2 1980年から95年の女子人口の平均寿命、死亡の平均年齢及びその変化率と、推定平均テンポ・バイアス

	平均余命 (年)		死亡の平均年齢 (年)		変化率 1980-95年	テンポ・バイアス (年) 1980-95年
	1980年	1995年	1980年	1995年		
フランス	79.9	82.8	77.7	80.7	0.20	2.3
日本	79.9	83.6	76.6	80.9	0.29	3.3
スウェーデン	79.9	82.1	78.3	80.6	0.15	1.6
アメリカ	79.2	80.2	77.2	79.2	0.14	1.6

(Bongaarts and Feeney (2002) による)

均余命の差がさらに拡大することは考えにくい。また別の研究でも、先進国の将来の平均寿命は収束すると考えられている (White, 2002)。今回作成したモデルでは、他の先進国に予想されている平均寿命に比較して、2050年に日本だけが突出することにはならない。

アメリカのセンサス局による将来推計では、死亡の仮定として上中下の3種類の仮定を置いている (Hollmann, Mulder and Kallan, 2000)。そのうち中位の仮定では、2050年の平均寿命は、全人口で男子81.2年、女子86.7年であり、白人にかぎると81.1年と86.4年、アジア系では84.8年と89.7年としている。アメリカのアジア系の仮定値は、男子では3.85年の違いがあるが、今回推計の日本人女子の仮定値89.22年にきわめて近い。生活習慣を始め社会文化的な環境要因が今後50年間日米で同じようになるとすれば、日本人の平均寿命はアメリカの多様な人種の中では在米アジア系と近くなるであろう。もちろん、実際には、選択的移民などの要素をはじめ、様々な違いがあり単純ではない。しかしながら両者が比較的近い結果を示したことは興味深い。

表1のように、将来の日本では、さらに高い平均寿命となりうると主張する研究もあることを考慮しておくことは重要なことであろう。しかし、50年先に日本の平均寿命だけが突出していくと現時点で考えるべきであろうか。すでに論じたように、むしろ今後は死亡率の低下が相対的に緩やかになるほうがより妥当なように思われる。そして、今回の推定方法の結果のように、50年後には他の先進国の中での平均的な平均寿命に収束していくと仮定するほうがより順当であると考えられる。また、その結果はアメリカのアジア系の平均寿命とも近い水準へと推移していく仮定となっている。実際には、今回の仮定値設定では、上昇しつづける可能性と、日本の人口学者の多くが考えるように死亡率の低下が停滞する可能性とを織り込んだ上での推定であることは既述のとおりである。今後も科学技術の進展や社会の変化、あるいはエイズのように新たに猛威を奮う疾病の出現に伴い、死亡をめぐる状況は変化するであろう。そのような変化に合わせて引き続きモデルを改善し、定期的にアップデートしていくことが肝要である。

## 謝辞

新将来人口推計プロジェクトで議論をし、貴重なコメントを下された各氏、とりわけ高橋重郷、石川晃両氏に感謝したい。また、大学入試センターの柳井晴夫先生は貴重な時間を割いてSVDについて指導して下さった。この場を借りてお礼申しあげたい。

## 文献

- Bongaarts, J. and G. Feeney (2002), "How long do we live?" *Population and Development Review*, 28 (1), pp.13-29.
- Brass, W. (1971), "On the scale of mortality," *Biological Aspects of Demography*, W. Brass (ed.), London: Taylor and Francis.
- Coale, A. and G. Guo (1989), "Revised regional model life tables at very low levels of mortality," *Population*

- Index*, 55, pp.613-643.
- Ewbank, D.C., J.C. Gomez de Leon, and M.A. Stoto (1983), "A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables," *Population Studies*, 37, pp.105-127.
- Himes, C.L., S.H. Preston, and G.A. Condran (1994), "A Relational Model of Mortality at Older Ages in Low Mortality Countries," *Population Studies*, 48, pp.269-291.
- Hollmann, F.W., Mulder, T.J., and Kallan, F.E. (2000) *Population Projections Branch 2000 Methodology and Assumptions for the Population Projections of the United States: 1999 to 2100*, (Population Division Working Paper No.38) Population Division, U.S. Census Bureau; Washington, D.C..
- 金子隆一 (1987) 「死亡率の年齢パターンに関するリレーショナル・モデルの開発」『人口問題研究』第183号, pp 1-22.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997) 『日本の将来推計人口 平成8 (1996) 年～62年 (2050) 年ー (平成63 (2051) ～112 (2100) 年参考推計) 平成9年1月推計』(研究資料第291号).
- Lee R. D. and L. R. Carter (1992) "Modeling and forecasting U. S. mortality," *Journal of the American Statistical Association*, 87 pp.659-671.
- Pampel F. C. (2002) "Cigarette Use and the Narrowing Sex Differential in Mortality," *Population and Development Review*, 28 (1) pp.77-104.
- 齋藤剛 (2002) 「2001年世界保健機関 (WHO) 国際分類ファミリー (FIC) 協力センター長会議について」『厚生 の指標』第49巻第2号, pp.1-4.
- 須山靖雄, 塚本宏 (1995) 「死因の変遷に関する社会学的背景」『厚生 の指標』第42巻7号, pp.9-15.
- Tuljapurkar, S., N. Li, and C. Boe (2000), "A universal pattern of mortality decline in the G7 countries," *Nature*, 405, pp.789-792.
- United Nations (2000) *World Population Prospects; The 2000 Revision*, New York.
- White, K.M. (2002) "Longevity Advances in High-Income Countries, 1955-96," *Population and Development Review*, 28 (1), pp 59-76.
- Wilmoth, J.R. (1993) *Computational methods for fitting and extrapolating the Lee-Carter Model of mortality change*, (Technical report), Berkeley, California; Department of Demography, University of California.
- Wilmoth, J.R. (1995), "Are mortality projections always more pessimistic when disaggregated by cause of death?" *Mathematical Population Studies*, 5, pp.293-319.
- Wilmoth, J.R. (1998), "Is the pace of Japanese mortality decline converging toward international trends?" *Population and Development Review*, 24, pp.592-600.
- Wilmoth, J.R. (1996), "Mortality projections for Japan: A comparison of four methods," in Graziella Caselli and Alan D. Lopez (eds.), *Health and mortality among elderly populations*. Oxford: Oxford University Press, pp.266-287.
- Zaba, B. (1979), "The Four-Parameter Logit Life Table System," *Population Studies*, 33, pp.79-100.

## A Construction of Future Life Table in Japan Using a Relational Model.

Ryuichi KOMATSU

The cohort-component method for population projection requires assumptions for future fertility rates and sex ratio at birth, future survival rates, and international migration. Future survival rates are assumed from estimated future life tables. In this paper, future life tables are constructed applying one type of relational model known as Lee-Cater model to the Japanese data. While the position considering life expectancy will keep going up appears more prominent in the last years, a recent survey among population experts in Japan showed that popular was the view that life expectancy for Japanese would increase only up to the assumptions adopted in the previous projections. Thus, both standpoints were averaged for this exercise. As a result, life expectancy at birth will reach from 77.64 years for male and 84.62 for female in 2000 to 80.95 for male and 89.22 for female in 2050. This model produced relatively stable estimates between 1990 and 1995 as the starting year. Also, this model produced estimates that are not deviant in 2050 among the industrial countries. As the technology, the society, and the epidemiology of diseases change, improvements and updates of the model in response to the changing situation are vital.

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1

## 近年の期間 TFR 変動における 結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について

岩 澤 美 帆

本研究の目的は、近年の日本における期間 TFR の低下に、結婚行動の変化および結婚後の夫婦の出生行動の変化が、それぞれどの程度寄与していたのかを定量的に明らかにすることである。期間指標に基づく要因分解の代わりに、コーホートを分析対象としたシミュレーションを用いる方法を試みた。コーホートの累積出生率が、女子の既婚率、妻の初婚年齢の分布および結婚持続期間別結婚出生率によって規定されるモデルを用いて、初婚タイミング（年齢別初婚率）および夫婦の出生行動（結婚持続期間別結婚出生率）が、過去のコーホートをもとに設定した標準パターンにしたがった場合という反事実的な年齢別出生率をシミュレートする。これらを期間指標に変換することによって、反事実的な期間 TFR を求め、TFR 実績値と比較することによってそれぞれの行動変化の寄与を測定した。

その結果、いわゆる「1.57ショック」報道があった1990年前後までの出生率低下については、その大部分が結婚行動の変化によって説明できたが、1990年代に入り、夫婦の行動変化が出生率をさらに低下させる方向に寄与していたことが明らかになった。TFR が2を超えていた1970年代から2000年に至る低下分について見れば、その約7割が結婚行動の変化による寄与、残りの3割が夫婦の出生行動の変化による寄与となる。仮にこの間、夫婦の行動に全く変化がなければ、2000年時点で1.56程度の TFR が見込まれていたことになる（実績値1.36）。このような結果は、近年の出生率低下における夫婦の行動変化の重要性を示しているが、夫婦の行動変化による期間指標の引き下げには、出生を遅らすことによるテンポ効果が含まれている可能性にも十分留意すべきである。

### I. はじめに

期間 TFR（Total Fertility Rate 合計特殊出生率）の変動を、人々の再生産行動の変化とどのように結びつけて説明すべきかは、今なお人口研究に携わる専門家を悩ませる難問である。ある年の女子の年齢別出生率を再生産年齢について足しあげた期間 TFR は、その年の人口再生産力を示す要約指標のひとつであり、人口の長期的なダイナミクスにとって重要な意味を持つ<sup>1)</sup>。また、コーホート要因法によって将来の人口を推計する際には、女子の年齢別出生率は、毎年の出生数を決める重要な仮定値であり、期間 TFR の将来値が衆目を集めるのは当然のことと言えよう。

1) ただし、TFR 等の要約指標は、出生のタイミングの側面を捨象しているため、その水準によってのみ、長期的な人口のダイナミクスが一意に決定するわけではない（稲葉2000）。



一方、期間 TFR の大きさが何を表しているのかといえば、「仮に女性が、再生産年齢が終わるまで生存し、その年の年齢別出生率にしたがって子どもを生んだ場合に実現される最終的な子ども数」とされる。しかし、実際に、そのような出生行動を経験した集団（世代）が存在するわけではなく、また、将来的に出現するという科学的根拠もない。したがって「女性が生涯に生む子ども数」という、われわれの日常感覚に馴染みやすい表現ではあるものの、その“女性”とは“架空人物”であり、生まれたとされる“子ども”も、仮定に基づいて計算上得られた、文字通り“机上の産物”であるという認識が不可欠である。

しかしながら、現実問題として、この指標が参照される多くの場面で、期間 TFR の水準は「今日の女性が生んでいる平均的な子ども数」という実体的意味に受け取られ、その推移については、本来、期間 TFR の変動を規定している人口学的メカニズムとは無関連に、家族形成に関する人々の意識変化や社会経済状況の変化と直感的に結び付けて解釈されることが少なくない。そのため、これまで人口研究に携わる多くの専門家が、このような期間 TFR の変動をめぐる誤解の解消をめざし、人口学的メカニズムの解明およびその説明に努めてきた<sup>2)</sup>。ただし、この問題（期間 TFR の変動と人々の行動変化との接合）に関しては、残念ながら、いかなる状況にも通用しうる完全無欠の解法が存在するわけではない。加えて、現象自体が、日々刻々と変化していく。したがって、看過できない誤謬を避けるためには、専門家が最新データを様々な角度から眺め、分析手法について議論し、結果について速やかに公表するより他に方法はないように思われる。

本稿では、期間 TFR の変動をめぐるこれまで議論の中でも、とくに配偶関係構造および初婚年齢の変化が期間出生率に与える影響に着目し、近年の期間 TFR の低下に、結婚行動<sup>3)</sup>の変化および結婚後の夫婦の出生行動の変化が、それぞれどの程度寄与していたのかを定量的に明らかにすることを試みる。

## II. 期間 TFR 変動に関わる人口学的メカニズム

日本においては、期間 TFR 変動に関するこれまでの誤解は、主に以下の二つの人口学的メカニズムに関わっている。

### 1. カンタムとテンポ

まず、期間 TFR の低下を、ただちに女性が生涯に生む子ども数の減少と解釈する誤解。期間 TFR の変動は、出生の完結レベル（カンタム quantum）の変化以外に、出生のタイミング（テンポ tempo）の変化によっても引き起こされる。この現象はコーホート指

---

2) 期間出生力指標に関する錯覚や誤解、コーホート指標との関連については、河野・石川（1985）、稲葉（1986）、金子（2001）を参照のこと。

3) 本稿における結婚行動とは、初婚のみをさしている。したがって離婚や再婚行動の変化による出生率への影響は、離別者、死別者を含む既婚者の出生行動の変化として把握されることになる。ちなみに、2000年国勢調査によれば、45～49歳女子にしめる死別者割合は2.3%、離別者割合は7.0%であった。

標と期間指標の関係性の理解と深くかかわっており、その説明には Ryder が考案した人口学的翻訳 demographic translation の公式がしばしば参照される。この式は期間 TFR がコーホート TFR（コーホートの平均出生児数）とコーホートの平均出生年齢の変化率で表されており、コーホートの再生産行動の変化が一定の条件を満たす限り、期間 TFR 変動における一種のテンポ効果を定量的に把握することができる（Ryder 1964）。また、稲葉（1986）においても、期間出生率とコーホート出生率との関連の定式化のなかで、タイミング効果が期間 TFR を変動させるメカニズムが数理的に明らかにされている。近年では、Bongaarts and Feeney（1998）による調整期間 TFR（adjusted TFR）の提唱を皮切りに、出生タイミングの変化を期間指標に反映させる新指標の開発が進み（Kohler and Philipov 2001, Kohler and Ortega 2002a, Kohler and Ortega 2002b）、また指標に対する批判なども話題を呼んでいる（Kim and Schoen 2000, Van Imhoff and Keilman 2000, 鈴木2002）。

出生過程途上のコーホートを含む期間指標から、未完コーホートの完結レベルを無条件に導く方法はないものの（Van Imhoff 2001）、Ryder のテンポ指標や、Bongaarts and Feeney の調整 TFR を用いた分析は、少なくとも出生力転換後の日本の期間 TFR の低下において、出生タイミングの影響が決して小さくなかったことを明示してきた（大谷1993, 福田1999, 別府2001）。

## 2. 結婚行動と夫婦の出生行動

いまひとつの誤認は、期間 TFR の低下が、夫婦が従来のように子どもを生んでいないことよってのみ引き起こされているとするもの。しかし、婚外出生が例外的である社会においては、配偶関係構造および結婚のタイミング変化が期間 TFR の変動をもたらすという側面を見逃してはならない。すなわち、たとえ結婚後の夫婦の子どもの産み方（初婚年齢別にみた出生累積過程および完結レベル）に全く変化がなくとも、晩婚化が進み、未婚者割合が増えれば、期間 TFR は大きく低下しうる。そして、期間 TFR が結婚行動の変化に起因するのか、結婚後の夫婦の行動変化に起因するのかは、少子化対策の方向性と重み付けに関わってくるため、政策的にも大変重要な問題とされる（廣嶋2001）。

配偶関係構造の影響を計測する方法のひとつとして、期間年齢別出生率の年次間総変化量に対する有配偶率変化と有配偶出生率変化のそれぞれの寄与を求める要因分解がある。日本についても分析がなされ、1970年代半ば以降の出生率低下のほとんどが、有配偶率の低下によって説明がつくことが示されてきた（阿藤1982, 河野1995）。しかし有配偶出生率は、分母となる有配偶女子が結婚持続期間でコントロールされていないため、昨今のように初婚年齢パターンに著しい変化がある場合には解釈が難しく、とくに年齢別有配偶出生率の寄与が、必ずしも結婚出生力の動向を反映しないことが指摘されている（廣嶋2001）。

このような問題を回避するため、廣嶋はコーホート指標をベースにした独自の要因分解、さらに、シミュレーションによって結婚と結婚出生率の寄与の算出を試みている（廣嶋2000a, 2000b）。その結果、1970年～2000年の全期間について、合計出生率低下（2.138→

1.386) の56.7%はコーホートの初婚水準低下(非婚化), 13.5%が初婚期の遅れ(晩婚化), 24.5%が既婚出生率水準低下, 5.3%が既婚出生期の遅れによるとされている<sup>4)</sup>。ただし, 既婚出生率の水準とタイミングによる寄与は年齢別出生率の将来推計値に依存しているため, 将来値の置き方によって結果が異なってくることに留意しなければならない。

また, 既婚女子を分母にした結婚出生率というマクロ指標の変動の解釈についても注意が必要である。「結婚年齢が高い妻ほど最終的な出生児数が少ない」という関係があるので, 結婚出生率(夫婦一組あたりの出生児数)は, 晩婚の夫婦が増加するという構造的変化だけでも低下する。しかし, この場合, 初婚年齢別に見た夫婦の子どもを生み方が変化しているわけではないので, その要因は結婚行動にあるというべきである。したがって, 「夫婦が, 以前に比べて子どもを産み控えているのか」といった議論に結びつけるためには, 単に結婚出生率の低下を示すだけでなく, そのなかに晩婚化という構造的要因で説明できない実質的な低下が含まれているのかどうかを明らかにする必要がある。その場合, すでに稲葉(1992, Inaba 1995)で試みられているように, 日本人人口が基本的に初婚過程によって再生産される人口であることを前提に, 結婚出生力が, 結婚年齢と結婚持続期間(およびパリティ構造)に規定されているとする分析枠組みが有効となってくる。

出生力が母親の年齢に規定される側面は人口学において古くから着目され, 年齢スケジュールに関する数理モデルが, とりわけ出生率推定において広く活用されてきたことは事実である(Coale 1971, Coale and Trussell 1974)。しかし一方で, 出生率変動の解釈をより深化させるためには, 出生力を実質的に規定する社会的, 生物学的過程や構成要素を特定できる分析枠組みが必要であることも常に指摘されてきた。その中でも, 結婚出生力が妻の結婚年齢および結婚持続期間に規定されるという観点は比較的早くから認識され, さまざまなモデル分析で取り入れられている(Clark 1949 Henry 1961, Page 1977, Boulier and Rosenzweig 1978)。さらに, 日本については, すでに伊藤・山本(1981), 阿藤・伊藤・小島(1986)などにおいて, 出生率が有配偶率, 年齢別有配偶女子人口の分布, 結婚持続期間別出生率に規定されるモデルが提示され, 結婚行動の変化による出生率変動を再現するマクロシミュレーション分析が試みられている<sup>5)</sup>。

本研究では, 出生力を規定する結婚行動(初婚年齢の分布と既婚率)と結婚後の夫婦の出生行動(初婚年齢別, 年齢別(結婚持続期間別)出生率)という二分的視点に焦点をあて, それぞれの変化が期間 TFR に与える影響を明らかにしたい。既婚者の年齢別出生率

4) 廣嶋論文における各コーホートの仮想的年齢別出生率は, 現実の生涯出生率水準を比例的に変化させ, 平均年齢の変化分を平行移動させることによって求めている。

5) 阿藤・伊藤・小島(1986)における, 年齢別有配偶女子人口と結婚持続期間別出生率に着目した  $x$  歳時出生率  $f_x$  は, 以下のように表現されている。

$$f_x = m_x \cdot \sum_d \left[ \frac{P_{x,d}^M}{P_x^M} \right] \cdot f_{x,d} + [1 - m_x] \cdot f_x^U$$

ただし,  $m_x$  は有配偶率,  $P_{x,d}^M$  は年齢別, 結婚持続期間別, 有配偶女子人口,  $P_x^M$  は年齢別, 有配偶女子人口,  $f_{x,d}$  は年齢別, 結婚持続期間別出生率,  $f_x^U$  は, 年齢別非嫡出生率である。

に関しては、パリティ別に分解することが可能であるが、今回、結婚出生力に関する標準パターンを標本調査のデータから得るために、安定性の見地から、パリティについて集計された出生率を用いる。また、結婚出生力の変化が期間 TFR に与える影響に関しては、完結レベルとタイミングの効果を分離しない代わりに、外生的な仮定に基づく将来値を用いず、事実確定している結果に限定して議論をしたい。

なお、本稿で示される数値および結果は、平成14年1月に公表された日本の将来人口推計（国立社会保障・人口問題研究所 2002）に用いた年齢別出生率の仮定値を設定するのに先立ち、過去の初婚率および出生率の動向に関して分析をおこなった結果に基づいている。

### III. 分析の手順

本研究の最終目的は、期間 TFR に対する結婚行動および夫婦の出生行動の影響を明らかにすることであるが、行動変化の観察や分析モデルの構築には、初婚や出生が加齢とともに進行するライフコース事象であるという事実に適切なコーホート視点を採用する。

まず、寄与の導出に先立ち、初婚過程および出生過程の特性（完結レベル・平均年齢・年齢のばらつき）によって、行動変化の実態を確認しておく。なお再生産過程が未完結であるコーホートについては、センサリングされた年齢についてモデル推定値を用いる。

続いて、出生過程の途上ではあるが、完結レベルに程近いと考えられる、40歳時および35歳時のコーホート累積出生率について、①既婚率の変化（未婚者割合の増加を反映）、②初婚年齢分布に規定される期待結婚出生率の変化（晩婚化を反映）、③期待結婚出生率の実現率の変化（夫婦の出生累積過程の変化を反映）、のそれぞれの寄与を求める要因分解を試みる。

最後に、現実には変化が起きている結婚行動や夫婦の出生行動に関して、基準となる世代と同様の行動パターンが続いたと仮定した場合の反事実的な年齢別出生率をモデルを用いてシミュレートし、その値と現実の出生率との差分をもって、それぞれの行動変化の寄与を観測したいと考える。

反事実的な出生率の算出には、次のようなモデルを用いる。コーホートの  $x$  歳時累積出生児数の平均値  $F(x)$  は、以下のように表される。

$$F(x) = PM_x \cdot \left\{ \left[ \sum_{a=15}^{x-1} (m_x(a) \cdot g_x(a)) \right] \cdot W_x \right\} \cdot k_x$$

ここで  $PM_x$  は  $x$  歳時既婚率（累積初婚率）、 $m_x(a)$  は  $x$  歳時有配偶女子の初婚年齢が  $a$  歳である割合、 $g_x(a)$  は初婚年齢  $a$  の有配偶女子の  $x$  歳時平均累積出生児数である。[ ] でくくられた部分は、有配偶女子の期待出生率となるが、それを既婚女子の期待出生率に変換するためには、離死別による影響を調整する  $w_x$  ( $x$  歳時の離死別効果係数) が必要



となる。したがって {} でくくられた部分が、初婚年齢の分布に規定される既婚女子の平均累積出生児数の期待値（期待結婚出生率）となる。 $k_x$  は左記の期待結婚出生率を変動させる係数（結婚出生力変動係数）、すなわち、既婚女子の初婚年齢別年齢別（結婚持続期間別）出生率の標準パターンからの乖離を総体的に示す係数である。 $k_x$  が全年齢で1.0ならば、既婚女子の初婚年齢別年齢別出生率が標準パターンにしたがっている、すなわち、夫婦の出生累積過程に変化がないことを意味する<sup>6)</sup>。

$g_x(a)$  については、出生動向基本調査<sup>7)</sup> のデータを用いて、行動が安定している過去のコーホートの実績値の平均値を用いた。なお、年齢  $x$  における年齢別出生率  $f(x)$  は、 $f(x) = F(x+1) - F(x)$  によって求められる。

結婚行動、夫婦の出生行動に関するシミュレーションは以下の二つである。

- ① 結婚行動、夫婦の出生行動がともに、過去の行動が安定していた世代の行動パターンに従う場合（PM および  $m(a)$  に年齢別初婚率の標準パターンを用い、 $k$  は1.0）。
- ② 結婚行動は現実通り変化し、夫婦の出生行動のみ、過去の行動が安定していた世代の行動パターンに従う場合（PM および  $m(a)$  には年齢別初婚率の実績値を用い、 $k$  は1.0のまま）。

①による出生率と②による出生率の差分が、結婚行動の変化による変動と考えられ、②による出生率と出生率実績値との差分が、夫婦の出生累積過程の変化による効果であると考えられる。なお、これらの分析は、基本的に2000年までに実績値が得られている年齢部分についてのみシミュレーションを行う（2000年時点で35歳のコーホートについては、35歳時点までのシミュレーションを行う）。したがって、これらの結果には将来の動向に関する想定や仮定は一切含まれておらず、結果が、今後明らかになる将来値により左右されることはない。

最後にコーホートに基づいて算出した反事実的な年齢別出生率を期間指標に組替え、期間 TFR 実績と比較することによって、結婚行動および夫婦の出生行動の変化がもたらし

6) たとえば、Boulier and Rosenzweig (1978) では、結婚年齢と結婚持続期間が調整された  $x$  歳時累積結婚出生力に関する指標（duration ratio）として、

$$DRAT(x) = \frac{C(x)}{\int_m^x n(a) da}$$

を用いている。ここで、 $x$  は現在年齢、 $n(a)$  は  $a$  歳の自然出生力、 $C(x)$  は既往出生児数、 $m$  は結婚年齢である。すなわち、既往出生児数と、自然出生力のスケジュールにしたがって子どもを生んだ場合に期待される出生児数との比を意味している。本モデルでは、標準パターンとして自然出生力スケジュールの代わりに、過去のコーホートの初婚年齢別、結婚持続期間別出生率を用いて DRAT に代わる  $k_x$  を測定していることになる。なお、比ではなく、差分をとる方法も考えられるが、望ましい結果が得られにくいことが Boulier and Rosenzweig (1978) において指摘されている。

7) 国立社会保障・人口問題研究所による。分析に用いたのは第8次～第11回調査（それぞれ、1982年、1987年、1992年、1997年に実施）における夫婦票のうち、50歳未満の初婚同士夫婦の妻について。



た期間 TFR の変動を定量的に把握することが可能となる。

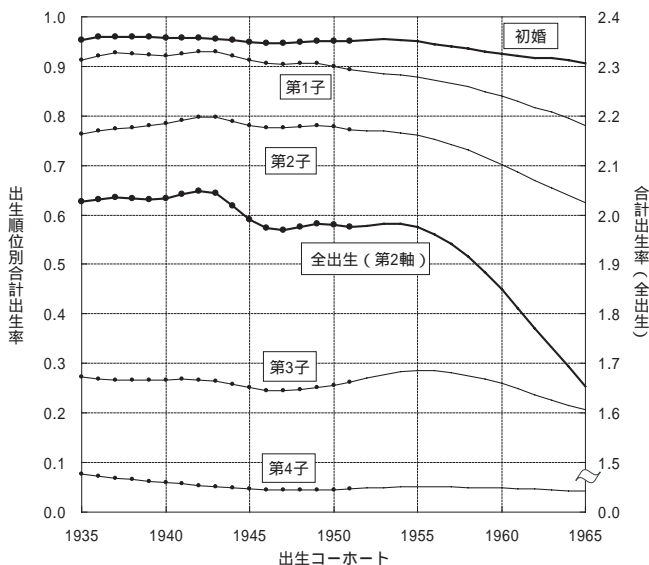
#### IV. コーホート指標に見る女子の初婚過程・出生過程の変化

まずコーホート別にみた要約指標から、行動変化の実態を概観しよう。ただし、年齢別初婚率および出生順位別年齢別出生率の実績値のデータについては、人口動態統計による公表値ではなく、将来推計人口への利用を目的に、独自に算出した値を用いている<sup>8)</sup>。

コーホート指標を得るためには、再生産年齢の全期間の実績値が必要である。しかし西暦2000年時点で、初婚過程・出生過程が完了しているのは、2000年時点で50歳に達している1951年生まれ的女子よりも高齢の世代ということになる。それよりも若い世代については、初婚過程・出生過程の途上にあるため、最終的なコーホート指標を得るためには、将来の年齢別初婚率および出生率を何らかの方法で推定しなければならない。ここでは国立社会保障・人口問題研究所が2002年1月に公表した全国将来推計人口における年齢別初婚率および年齢別出生率の推計システムを利用した場合の結果を紹介する。

将来推計人口における年齢別出生率推計では、コーホートの年齢別初婚率および出生順

図1 コーホート合計初婚率，全子および出生順位別コーホート TFR



8) モデルの推定に用いる出生率実績値は、1月から12月の出生数に対して7月1日人口を分母としているため、10月1日人口を分母としている人口動態統計の公表数値とは若干異なる。また年齢別出生率の年次補整によって期間の偶然変動およびヒノエウマ（1966年）の出生コーホートが関わる分母人口の不整合を調整した。なお、1996年から1999年については、2000年国勢調査から逆進推計によって求めた人口を分母としている。年齢別初婚率の算出にあたっては、人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、届出遅れ補正を行っている。また2000年1月に届け出が集中している傾向を期間効果と見なし、1999年12月と2000年1月の初婚件数の調整により2カ年の初婚率を補整した。

位別コーホート年齢別出生率の実績値に、補正を加えた一般化対数ガンマ分布モデル（金子1991, 1993）をあてはめ、実績値がない部分についてモデル値を算出している<sup>9)</sup>。結婚・出生過程の途上でも、ある程度の年齢までの実績値があれば、一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータが最尤推定法によって一意に決まる。ここでは、この方法によってモデル値を推定できる、すなわち外生的な仮定を一切おかずに将来値が得られる1965年出生コーホート（2000年時点35歳）までの結果を示す。

図1は、コーホートの合計初婚率、出生順位別出生率、合計出生率の推移である。出生順位は、第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。出生順位によって多少動きが異なるが、おおむね1950年代半ば以降のコーホートから、初婚および出生児数の完結レベルに変化が起きていることがわかる。図2は、同じくそれぞれの平均年齢を示したものである。平均年齢については、第3子、第4子については1945年コーホート以降上昇がみられ、初婚、第1子、第2子については1950年代はじめのコーホートから、上昇がはじまっている。完結レベルの変化に先立って、晩婚、晩産といったタイミングの変化が起こっ

9) 年齢別初婚率、年齢別出生率の推計システムに関する詳細は、金子（1991,1993）を参照のこと。

このモデルでは、まず出生順位（ $n$ ）ごとの出生率（ $f_n$ ）を年齢（ $x$ ）の関数として与える。すなわち、

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

ただし、

$$\gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(1/|\lambda_n|)} \left( \frac{1}{\lambda_n^2} \right)^{\lambda_n^2} \exp \left[ \frac{1}{\lambda_n} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \frac{1}{\lambda_n^2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

とする。 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 $C_n$ 、 $u_n$ 、 $b_n$ 、および $\lambda_n$  は出生順位  $n$  ごとのパラメータである。これはコールマクニールモデルとして知られるものを拡張した形式であり、一般化対数ガンマ分布の一形式に当たる。なお、出生順位は、第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。ただし、これだけでは実際の年齢別出生率の再現能力に限界があるため、わが国出生率の実績を用いた誤差分析により、誤差の標準的なパターン（ $\varepsilon_n$ ）を抽出して修正を加えている。

以上により、コーホートの年齢別出生率関数  $f(x)$  は、

$$f(x) = \sum_{n=1}^4 C_n \cdot \left\{ \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる。

さらに、このモデルは位置パラメータ  $u_n$  が大きくなるにつれて、高年齢部分が上昇するという性質を持つが、現実の出生過程では、高年齢での妊娠・出産には生物学的な供給制限が働く。実際、晩産化が進んでいるコーホート（1946年コーホート以降）では、このモデルが高年齢の出生率を過大に推定する傾向がみられた。そこで、実績値があるコーホートについては、この乖離を補正する係数の年齢パターンにロジスティック・モデルをあてはめ、パラメータを推定した。高年齢のデータがないコーホートについては、過去のパラメータの傾向を趨勢延長したのち一定の値に収束するよう設定した場合のモデル値を用いた。この補正は、年齢別出生率関数  $f(x)$  のパラメータが推定された後におこなう。よって、最終的な年齢別出生率は、

$$f(x)^{adj} = \sum_{n=1}^4 \left[ \frac{1}{1 + \exp \left\{ (x - h_{1n}) / h_{2n} \right\}} \right] \cdot C_n \cdot \left\{ \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

となる。 $f(x)^{adj}$  は高年齢補正後の年齢別出生率であり、 $h_{1n}$ 、 $h_{2n}$  は、高年齢補正係数の年齢パターンを決める出生順位ごとのパラメータである。

図2 コーホート平均初婚年齢，全子および出生順位別コーホート平均出生年齢

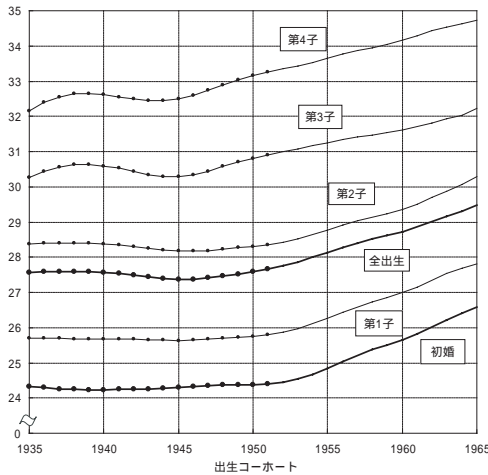
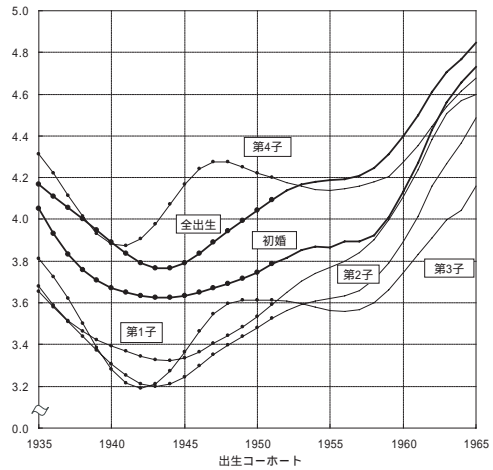


図3 初婚年齢の標準偏差，全子および出生順位別出生年齢の標準偏差

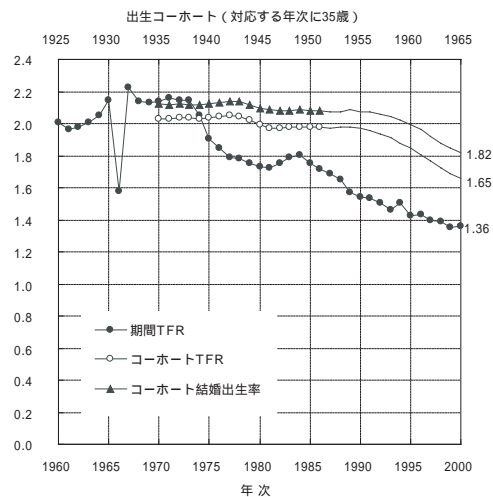


ていたことを意味している。図3は初婚年齢，出生年齢のばらつきを意味する標準偏差であるが，1940年代に初婚年齢や出生年齢の集中傾向がみられて以降，おおむね分散が大きくなる方向で動いている。なお，以上の指標の5年おきの数値を付表1～付表3に記載した。

このように，1940年代から1950年生まれに見られるような，比較的安定していた結婚行動，出生行動は，1950年代生まれ以降，①初婚年齢，出生年齢の分散の拡大（経験年齢の多様化），②平均年齢の上昇（晩婚化，晩産化）を経て，③完結レベルの低下（非婚化，少産化）という行動変化に至っていることがわかる。

ところで，冒頭で，期間 TFR の大きさが，しばしば「今日の女性が生んでいる平均的な子ども数」といった実体的意味に誤解されていることに触れたが，このような概念に近いのは，むしろ，当該年次に生み盛りの年齢を過ぎたあたりのコーホートの平均出生児数（コーホート TFR）と言えるかもしれない。図4は，期間 TFR と，その年次に35歳であったコーホートのコーホート TFR，およびコーホート TFR を既婚率で割った，コーホート結婚出生率を示した。1952年出生コーホート以降は出生過程の途上にあるため，過去の実

図4 期間 TFR，コーホート TFR およびコーホート結婚出生率



注：コーホート TFR，コーホート結婚出生率については1952年出生コーホート以降モデル推定値を含む。

績値をもとにモデルによって推定して将来値を含んだ結果であることに留意されたい。

期間 TFR は1970年代半ばから低下しているが、その当時35歳であったコーホートの平均出生児数は2.0前後を推移していることがわかる。1955年コーホート以降は、低下傾向が見られるが、それでもなお、2000年35歳のコーホート TFR は1.65と推定され、2000年時点で1.36という期間 TFR の水準を大幅に上回っている。結婚出生率（既婚女子の平均出生児数）に至っては、1.8を超える可能性が高い。今日においても、30代半ばの既婚女性の7割近くが、2人以上の子どもを生んでいることを意味する。

## V. コーホート累積出生率変化の要因分解

ではこのようなコーホート出生率の変化に結婚行動の変化および夫婦の出生行動の変化は、それぞれどの程度の影響を与えているのだろうか。ここではコーホートの累積出生率のコーホート間総変化量に対して、①既婚率の変化（未婚者割合の増加を反映）、②初婚年齢分布に規定される期待結婚出生率の変化（晩婚化を反映）、③期待結婚出生率の実現率の変化（夫婦の出生累積過程の変化を反映）、の寄与量を明らかにする要因分解について説明する。なお、この要因分解については、出生はすべて既婚女子から発生することを前提としているが、婚外子割合が2%に満たない今日の日本社会においては、この前提は十分妥当性があると言えよう。

ある女子コーホートが、 $x$ 歳に達するまでに生んだ出生数を  $B$ 、コーホートの女子人口を  $N^F$  とすれば、 $x$ 歳時コーホート（累積）出生率（CTFR）は、次のように表現される。

$$CTFR = \frac{B}{N^F}$$

右辺の分母と分子に  $x$ 歳時既婚女子人口（ $N^{FM}$ ）および初婚年齢分布に規定される  $x$ 歳に達するまでの予測出生数（ $EB$ ）をかけると次式が得られる。

$$CTFR = \frac{N^{FM}}{N^F} \cdot \frac{EB}{N^{FM}} \cdot \frac{B}{EB}$$

右辺第1項は  $x$ 歳時既婚率（累積初婚率）（ $PM$ ）、第2項は初婚年齢分布に規定される  $x$ 歳時期待結婚出生率（ $CEB$ ）、第3項は  $x$ 歳時期待結婚出生率の実現率（結婚出生力変動係数）（ $K$ ）であるから、以下のように書き改められる。

$$CTFR = PM \cdot CEB \cdot K$$

いま、二つのコーホート（ $t_0$ 年ならびに  $t_1$ 年出生コーホート）の累積出生率の変化（ $\Delta CTFR$ ）を計量しようとするれば、因数分解の公式により、以下のような式を得ることが

できる<sup>10)</sup>.

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= CTFR^{t_1} - CTFR^{t_0} = PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} \\ &= \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &\quad + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(K^{t_1} + K^{t_0})}{2} (CEB^{t_1} - CEB^{t_0}) + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(CEB^{t_1} + CEB^{t_0})}{2} (K^{t_1} - K^{t_0})\end{aligned}$$

右辺第1項がコーホート累積出生率の総変化量に対する、既婚率の変化による寄与量、第2項が初婚年齢の分布変化による寄与量、第3項がそれ以外の効果、すなわち夫婦の出生累積過程の変化による寄与量と考えることができる。

ここではある程度出生過程が進んでおり、かつより若いコーホートの動向を捉えるために、40歳時累積出生率および35歳時累積出生率の要因分解の結果を示すことにする。

$x$ 歳時コーホート累積出生率、既婚率については人口動態統計の年次別年齢別の数値を組替えることによって算出できる。ここでは $t$ 年出生コーホートの $x$ 歳時既婚女子における期待累積出生児数 $CEB(x,t)$ の算出方法について説明しよう。 $CEB(x,t)$ は、次式によって表現できる。

$$CEB(x,t) = \left[ \sum_{a=15}^{x-1} (m_x(a,t) \cdot g_x(a)) \right] \cdot w_x$$

ここで、 $m_x(a,t)$ は、 $t$ 年出生コーホート $x$ 歳時有配偶女子のうち初婚年齢が $a$ 歳である割合、 $g_x(a)$ は、初婚年齢 $a$ 歳の有配偶女子の $x$ 歳時累積出生児数の標準値を意味する。この標準値については、出生動向基本調査によって、出生過程がほぼ完結し、傾向が安定している1932-57年出生コーホートの初婚同士夫婦の妻の平均値を用いた。 $g_{35}(a)$ および $g_{40}(a)$ については、図5に示した。

$w_x$ は $x$ 歳までに生じた離死別が既婚出生率に与える影響係数であり、コーホート別に過去の既婚女子のコーホート累積出生率と出生動向基本調査による初婚同士夫婦の妻の完結出生児数との乖離を求め、その平均値を調整係数とした。 $w_{35}$ は0.978、 $w_{40}$ は0.972であった。

1935年から1965年出生コーホートの5年ごとのコーホート間変化について、先述の要因分解によってそれぞれの寄与を算出してみた。図6および表1は40歳時の累積出生率の要因分解の結果である。1955年から1960年のコーホート間変化において、-0.14の低下が見られるが、このうち、42%が既婚率の低下(未婚率の上昇)によるもの、33%が初婚年齢の上昇(晩婚化)によるもの、25%が、結婚後の夫婦の出生累積過程の変化によるもので

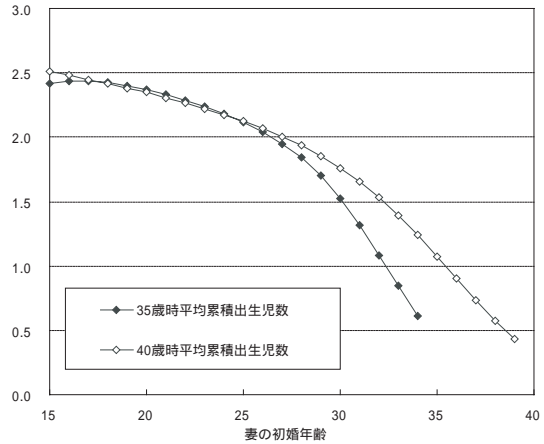
10) 式の展開については付論を参照のこと。



あることがわかる。前者二つがいわゆる結婚行動の変化、最後のものが夫婦の出生行動の変化によるものと考えられるので、40歳時点では二つのコーホートの出生率の差の75%が結婚行動の変化に起因すると結論づけられる。

図7および表2は35歳時の累積出生率の要因分解の結果である。1955年以降、低下の総量が伸びているが、とくに1960年～1965年間の総低下量のうち、結婚後の夫婦の出生累積過程の効果が5割を超えていることがわかる。35歳時点というのは出生過程の途上とはいえ、完結レベルにかなり迫った段階であるので、1960年生まれ以降のコーホートについては夫婦の出生累積過程の遅れが、最終的な夫婦の子ども数の減少をもたらす可能性は高い。しかし、夫婦の出生累積過程の遅れが30代後半で取り戻される可能性も残っており、現段階でそれがどの程度の減少になるのかを判断することはできない。

図5 妻の初婚年齢別、平均累積出生児数 (35歳時および40歳時)



注：「第8回～第11回出生行動向基本調査」。当該年齢以前に結婚した1932～1957年生まれの初婚同士夫婦の妻の平均値。

図6 40歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

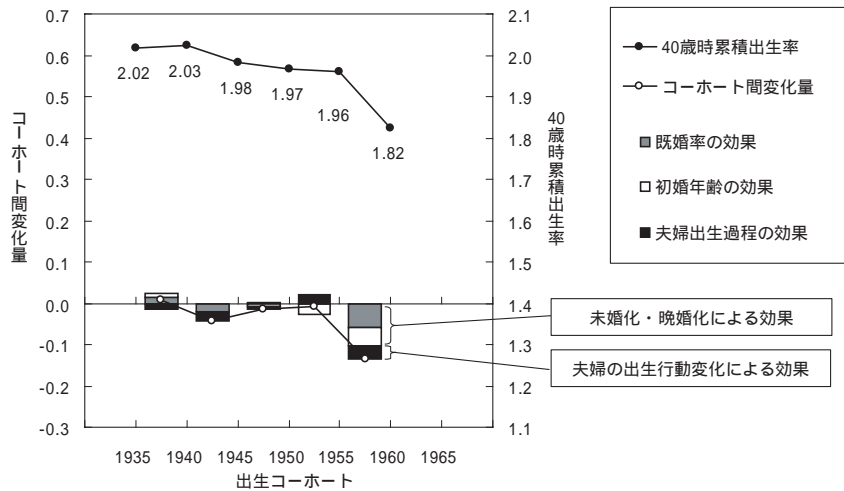


表 1 40歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

年次	1935～40年	1940～45年	1945～50年	1950～55年	1955～60年	1960～65年
40歳時累積出生率（期首）	2.02	2.03	1.98	1.97	1.96	-
40歳時累積出生率（期末）	2.03	1.98	1.97	1.96	1.82	-
コーホート間変化量	0.01	-0.04	-0.01	-0.01	-0.14	-
既婚率の効果	0.01	-0.02	0.00	0.00	-0.06	-
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	0.01	0.00	-0.01	-0.03	-0.04	-
夫婦出生過程の効果	-0.01	-0.02	-0.01	0.02	-0.03	-
寄与率（％）						
既婚率の効果	140.0	44.1	-19.5	6.7	42.4	-
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	105.7	5.5	49.3	320.9	32.8	-
夫婦出生過程の効果	-145.7	50.4	70.1	-227.6	24.8	-

図 7 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

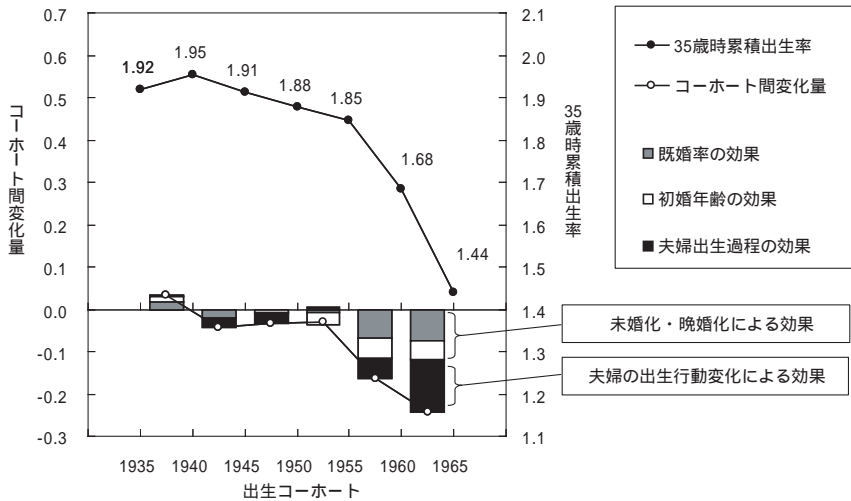


表 2 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

年次	1935～40年	1940～45年	1945～50年	1950～55年	1955～60年	1960～65年
35歳時累積出生率（期首）	1.92	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68
35歳時累積出生率（期末）	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68	1.44
コーホート間変化量	0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.16	-0.24
既婚率の効果	0.02	-0.02	0.00	-0.01	-0.07	-0.07
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	0.01	0.00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.05
夫婦出生過程の効果	0.00	-0.02	-0.03	0.01	-0.05	-0.12
寄与率（％）						
既婚率の効果	51.3	47.3	0.6	23.9	42.3	30.3
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	36.5	3.3	23.3	95.5	28.2	18.8
夫婦出生過程の効果	12.2	49.4	76.1	-19.5	29.4	50.9

## VI. 結婚行動と夫婦の出生行動の標準パターン

前節で見てきたように、1960年出生コーホート以降、コーホートの累積出生率の低下傾向が顕著になり、またそこには結婚行動のみならず、夫婦の出生行動の変化も影響していることが確認された。そこで、結婚行動、夫婦の出生行動に変化がなかった場合という反事実的な出生率を再現して、実際の出生率との比較をしてみたい。反事実的なコーホートの  $x$  歳時累積出生率をシミュレートするためのモデルを再掲する。

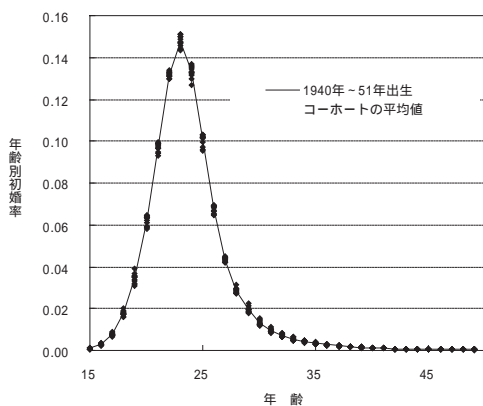
$$F(x) = PM_x \cdot \left\{ \left[ \sum_{a=15}^{x-1} (m_x(a) \cdot g_x(a)) \right] \cdot w_x \right\} \cdot k_x$$

ここで  $PM_x$  は  $x$  歳時既婚率（累積初婚率）、 $m_x(a)$  は  $x$  歳時有配偶女子の初婚年齢が  $a$  歳である割合、 $g_x(a)$  は初婚年齢歳の有配偶女子の  $a$  歳時平均累積出生児数、 $w_x$  は  $x$  歳時離死別効果係数である。 $k_x$  は左記の期待結婚出生率を変動させる係数（結婚出生力変動係数）である。

結婚行動および夫婦の出生行動の変化の効果を捉えるための二つのシミュレーションを行うためには、結婚行動や夫婦の出生行動が変化する以前の、標準的な年齢別初婚率および初婚年齢別有配偶女子の  $x$  歳時平均累積出生児数  $g_x(a)$  を定めなければならない。

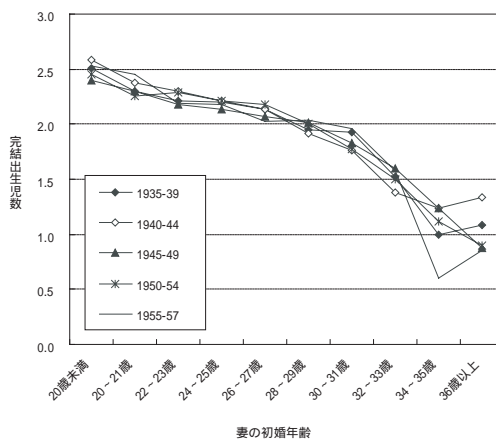
年齢別初婚率の標準パターンについては、以下のように定めた。第3節のコーホート指標で確認したとおり、年齢別初婚率の分布は、概ね1950年代から変化し、晩婚化と非婚化が進んできていることがわかる。そこで初婚過程の年齢パターンが比較的安定している

図8 年齢別初婚率：1940年～51年  
出生コーホート



注：人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、届出遅れの補正を行い、初婚率算定にあたっては7月1日人口を分母に用いている。石川晃氏の計算による。

図9 出生コーホート別、妻の初婚年齢別  
完結出生児数



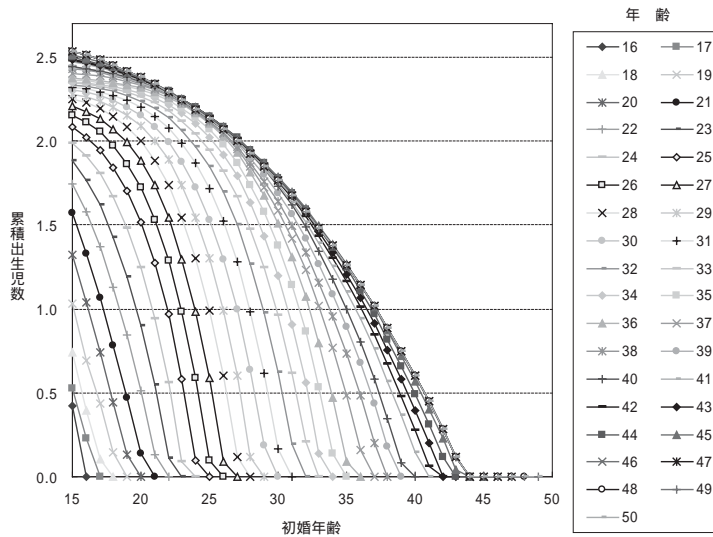
注：第8回～第11回出生動向基本調査。各調査時点で40～49歳の初婚同士夫婦の妻について、本来完結出生児数とは、再生産年齢終了時の累積出生児数を意味するが、ここでは調査時点で40歳以上の妻の累積出生児数を示している。

1940～51年出生コーホートの年齢別初婚率の平均値を求め、年齢別初婚率の標準パターンとして用いることとした（図8，付表4）。

一方、初婚年齢別有配偶女子の  $x$  歳時平均累積出生児数の標準パターン  $g_x(a)$  については、次のように定めた。

夫婦の出生行動については、出生動向基本調査のデータから、有配偶女子の初婚年齢別完結出生児数が1950年代半ばのコーホートまで安定的であることがわかった（図9）。したがって1932年～57年出生コーホートについて、初婚年齢別、各年齢時（結婚持続期間別）の平均累積出生児数を求め、これにロジスティック関数をあてはめて平滑化したものを標準パターンとした（図10，付表6）。

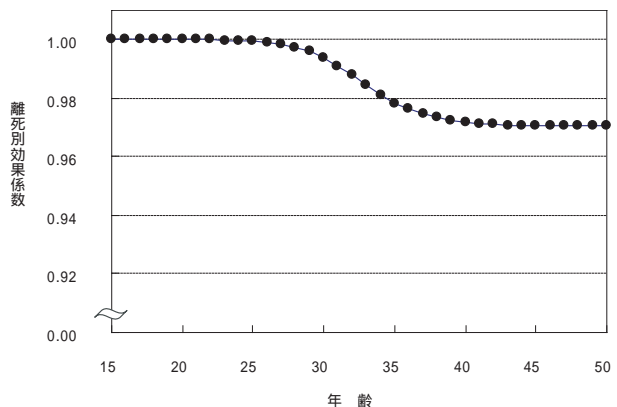
図10 各年齢時の初婚年齢別累積出生児数の標準パターン



注：第8～11回出生動向基本調査における、調査時点で41歳以上の初婚同士夫婦の妻，10,295（1932年～57年出生コーホート）について、各年齢時の平均累積出生児数を求め、ロジスティック関数によって補整した値をモデル値としている。

なお、 $w_x$  については、過去の既婚女子のコーホート累積出生率と出生動向基本調査による初婚同士夫婦の平均出生児数の比率からもとめた5歳ごとの数値にロジスティック関数をあてはめ、そのモデル値を各歳の数値として用いた（図11，付表5）。

図11 離死別効果係数



## Ⅶ. 反事實的コーホート出生率のシミュレーション

最初のシミュレーションは、初婚過程が標準パターンに従い、結婚出生力変動係数 $k$ が1.0の場合、すなわち夫婦の出生累積過程も標準パターンそのものである場合である。コーホート TFR は2.00、平均出生年齢は27.48歳となる。このような結婚行動、夫婦の出生行動パターンが長期的に続けば、期間 TFR も2.00の水準となる。

もう一つのシミュレーションは、初婚過程については、現実のとおり1950年以降晩婚化・非婚化が進むものとし、夫婦の出生行動のみ標準パターンに従うというものである。

初婚過程も初婚年齢別の夫婦の出生過程も標準パターンである場合（ケース1）、初婚過程は変化すが初婚年齢別の夫婦の出生過程は標準パターンである場合（ケース2）、コーホート年齢累積出生率の実績値、を特定コーホートで比較すると、図12のようになる。1965年出生コーホート前後から、出生標準パターンを用いたケース2の結果と出生率の実績値に乖離が見られることがわかる。すなわち、この乖離は結婚行動の変化では説明できないものであり、結婚後、夫婦が以前のような累積過程で子どもを持っていないことに由来すると考えられる。

図13は出生コーホート別に、各年齢時点で、ケース2の累積出生率と実績値との差、すなわち夫婦の行動変化によってどのくらいの累積出生率（平均出生児数）の低下があったのかを示している。1950年出生コーホート以降、20代後半から30代前半にかけて、期待される水準をしたまわる傾向がみられるが、1960年コーホートまでは、そのような低下が、30代後半に取り戻され、最終的な累積出生率の段階では、それほど大きな差がみられないことがわかる。しかし、1960年生まれ以降の出生コーホートの20代後半における低下は著しく、1965年出生コーホートでは、30代後半で多少取り戻す兆しはあるものの、その乖離は最終段階まで残る可能性が高いと見られる。

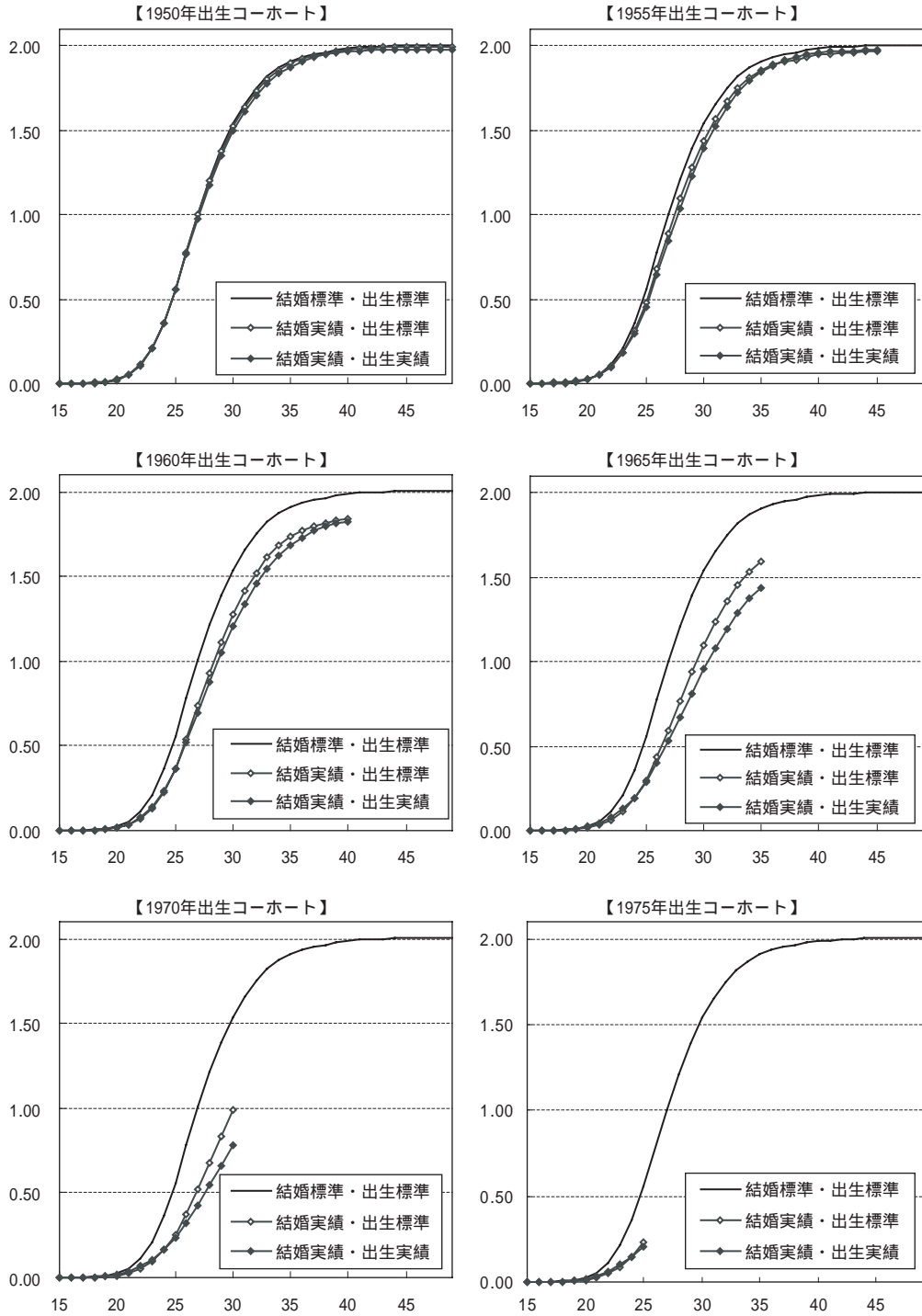
なお、20代前半については、若いコーホートほど、標準パターンによる期待値を上回っているが、これは、近年、第1子を妊娠してから結婚するケースが20歳前後で増加<sup>11)</sup>していることに起因すると思われる。

図14には、コーホート出生率と50歳時結婚出生力変動係数の比較を示した。結婚出生力変動係数が1よりも大きければ、標準パターンにしたがった場合に期待される結婚出生力を上回る出生力であったことを意味し、逆に1よりも小さければ、夫婦が以前の世代のように子どもを生んでいないことを意味する。コーホート出生率は1955年以降、低下傾向が見られるが、結婚出生力変動係数を見る限り、1960年コーホート前後までは1.0の水準を保っており、夫婦の行動変化による出生力の低下は見られない。この世代のコーホート出生率の低下は、結婚行動の変化（晩婚化と非婚化）ですべて説明がつくことを意味する。

11) 人口動態統計出生票の分析によると、1年間に出生した第1子のうち、明らかに婚前妊娠と思われる出生（結婚または同居開始7ヶ月未満に出生）の割合は、1980年には8%であったが、1990年には15%、2000年には19%と上昇している。とくに母年齢20-24歳では、1980年には13%であったが、1990年には31%、2000年には42%に至っている。



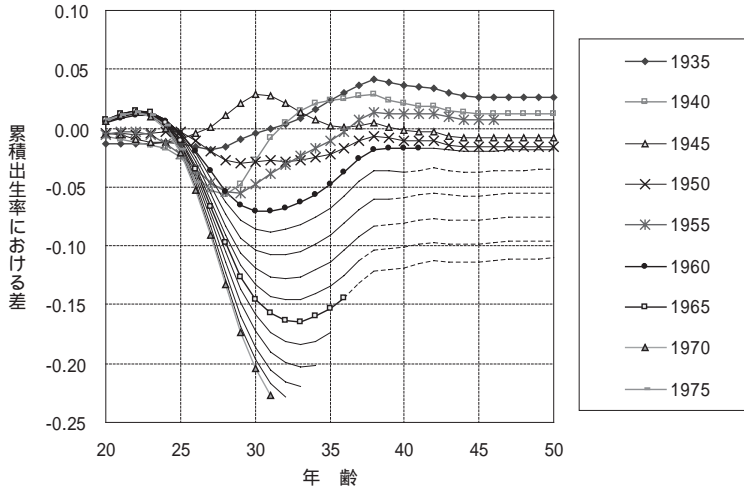
図12 コーホート累積出生率に関するシミュレーション結果と実績値



注：結婚標準とは、年齢別初婚率として1940～1951年出生コーホートの平均値を用いた場合。出生標準とは、妻の初婚年齢別、年齢別累積出生率として1932～1957年出生コーホートの平均値を用いた場合。

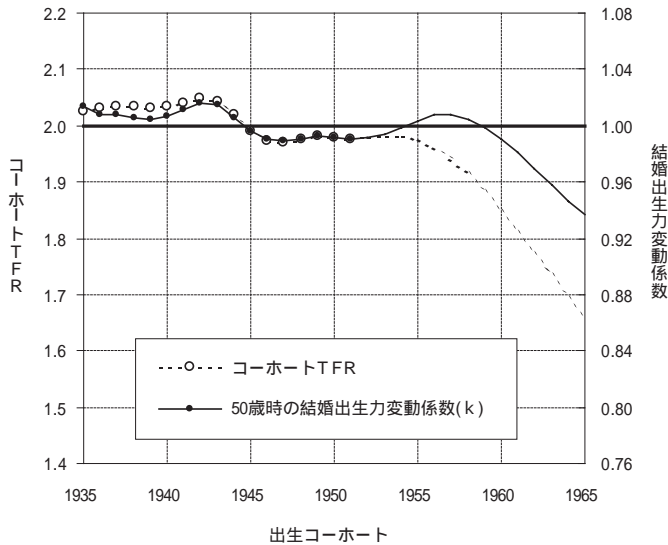
夫婦の出生行動変化が、出生数の完結レベルを低下させるほどの影響を示すのは、1960年  
出生コホート以降、すなわち2000年時点で40歳よりも若い世代ということになる。

図13 出生コホート別、年齢別、夫婦の出生行動に変化がなかった場合に期待される累積出生率と実績値との差



注：1955年～1965年出生コホートの実績値が得られない部分については、過去の実績値から推定したモデル値による結果（破線）を示している。

図14 コーホート出生率と結婚出生力変動係数 (k)

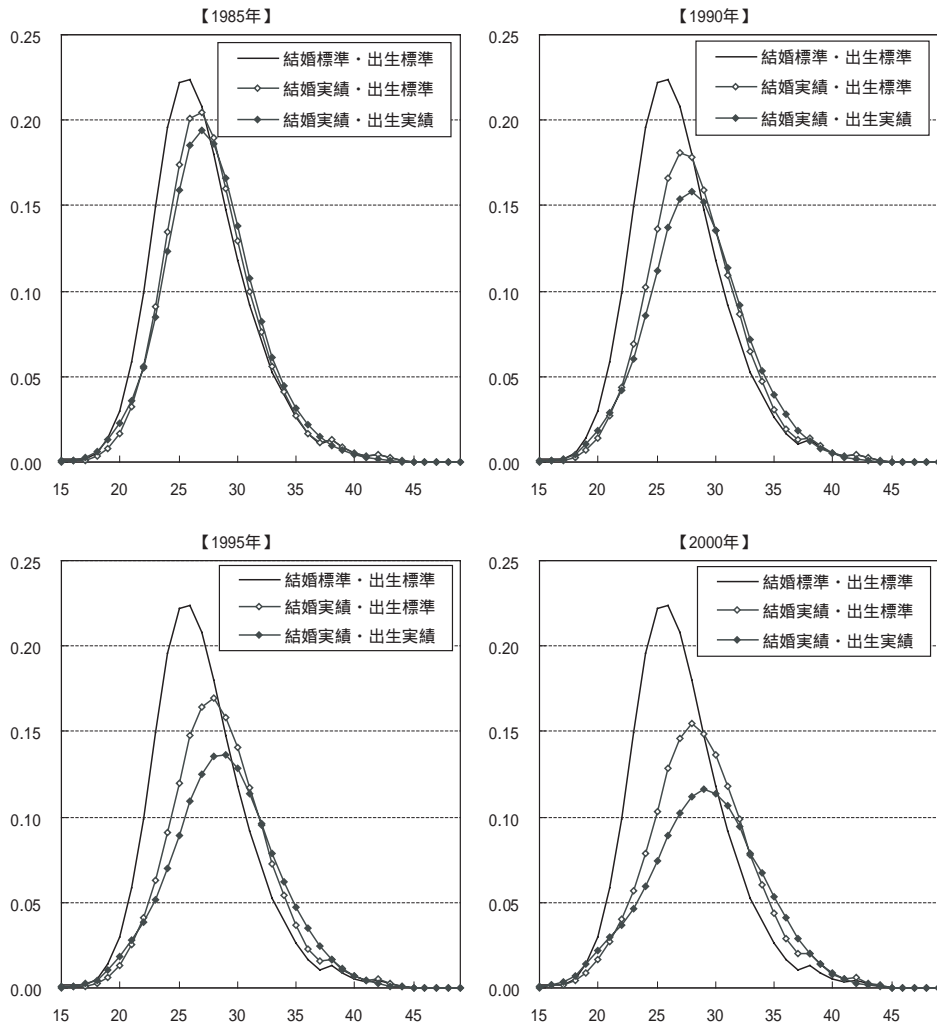


注：1952年出生コホート以降モデル推定値を含む。  
結婚出生力変動係数が1.0の場合、結婚出生力が、夫婦の子どもの生み方（初婚年齢別完結レベル）が標準パターンに従った場合に期待される水準と等しいことを意味する。

## VIII. 期間出生率の変化に対する結婚行動と夫婦出生行動の変化の影響

以上のシミュレーションで求められた反事実的なコーホートの年齢累積出生率から、年齢  $x$  における年齢別出生率  $f(x)$  を、 $F(x) = F(x+1) - F(x)$  によって求める。この年齢別出生率を年次ごとに組みかえ、1985年から2000年まで5年おきに、実績値と比較すると図15のようになる。1990年に入り、20代後半において、夫婦の出生行動に変化がないとした場合の値と実績値に乖離が生じている。と同時に、30代での上昇がそれを相殺するほど起きていないことがわかる。

図15 期間年齢別出生率に関するシミュレーション結果と実績値



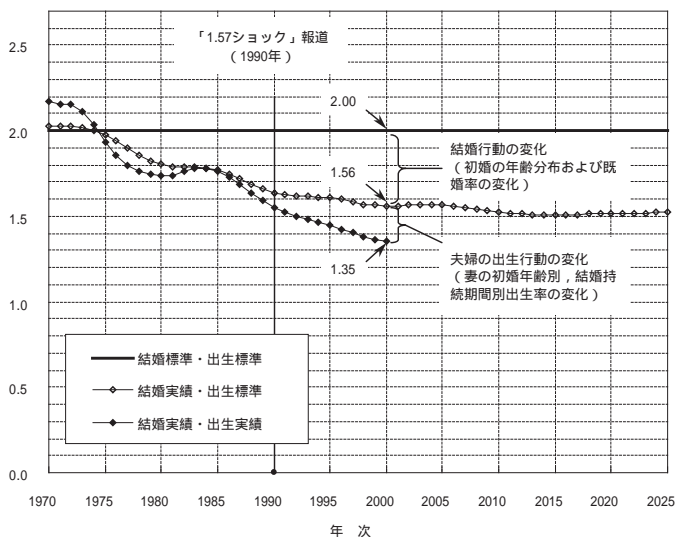
注：結婚標準とは、年齢別初婚率として1940～1951年出生コーホートの平均値を用いた場合。出生標準とは、妻の初婚年齢別、年齢別累積出生率として1932～1957年出生コーホートの平均値を用いた場合。

最後に、年齢別出生率を合計した期間 TFR の比較を図16に示した。全体について見ると、1990年代に入り、徐々に夫婦の出生行動の変化の影響が期間 TFR を低下させる働きをしていることがわかる。2000年時点では、仮に結婚行動も出生行動も安定期から変化していなければ、2.0の期間 TFR が期待され、たとえ結婚行動が現実どおり変化しても、夫婦の出生行動に変化がなければ1.56程度の期間 TFR が期待できたことを示している。すなわち、結婚および夫婦出生行動が標準パターンに基づいた場合の出生率と実績値との差のうち、7割が結婚行動の変化、3割が夫婦の出生行動の変化によって説明できるということになる。

ただし、この夫婦の行動変化効果には、最終的な子ども数の低下のみならず、タイミングの遅延効果も含まれているので、この寄与をただちに、完結レベルの低下に当てはめてはならない。現在の夫婦の行動変化の寄与のうち、どのくらいが実質的な夫婦の子ども数の減少によるのかを、実績値のみから判断することは不可能なのである。

期間 TFR の低下は1970年代半ばから始まっているが、1989年の値が1966年の「ヒノエウマ」の年を下回った、いわゆる「1.57ショック」報道があった1990年頃までは、その低下の大部分が、結婚行動の変化（晩婚化および非婚化）によるものであったことがわかる。もちろん、当時から夫婦の出生累積過程の基準パターンからの乖離は生じていたが、TFR としてみた場合は、年齢別の乖離が相殺されていたことを意味する。その後、夫婦の出生累積過程の変化が期間 TFR を低下させていくが、コーホートで観察する限り、当初は出生タイミングの遅延によって説明できる部分が大きいことが予想される。最終的な夫婦の

図16 シミュレーションに基づく期間TFRおよび実績値の推移



注：「結婚実績・出生実績」ケースの数値（現実のTFR）は、年央人口を分母にして算出し、期間の偶然変動を補正しているため、人口動態統計による公表値とは異なる。  
 「結婚実績・出生標準」ケースの2001年以降の数値は、年齢別初婚率について平成14年1月推計の中間仮定を用いた場合を示している。

子ども数の減少にかかわるような夫婦の出生累積過程の遅れは、1990年代半ば以降に、1960年出生コーホート以降の世代を中心に経験されていると言えよう。

なお、期間 TFR におけるシミュレーション結果と実績値、および、年齢 5 歳階級別出生率として集計した数値を付表 7 に掲載した。

2001年以降に関しては、平成14年1月推計の中位仮定に基づく年齢別初婚率を用いて、結婚行動のみ変化させた場合の期間 TFR の動きを示した。ここから分かることは、今後、仮に夫婦の出生行動が、安定期世代のパターンに戻ったとしても、結婚行動が以前のパターンに戻らなければ、1.5前後の水準以上の期間 TFR は期待できないということである。ここから、今日の少子化の主要因は結婚行動の変化にあるとあって差し支えないわけであるが、当然のことながら、今後の出生率変動に関しては、社会経済の状況によって、夫婦の出生行動の寄与が拡大していく可能性は十分に考えられる。

## IX. 結論

本研究の目的は、近年の期間 TFR の低下に、結婚（初婚）行動の変化（配偶関係構造と初婚年齢の変化）、および結婚後の夫婦の出生行動変化が、それぞれどの程度寄与していたのかを、定量的に明らかにすることであった。

コーホート指標の動きを見る限り、1940年代の出生コーホートを中心に安定していた初婚過程や出生過程が、1950年代出生コーホート以降、急激に変化していることがわかる。ただし、晩婚化、非婚化、晩産化、少産化という方向性はわかっても、それが相互にどのように関連しているのか、とりわけ、結婚行動と夫婦の出生行動といった二分的視点での説明においては、単独のコーホート指標の観察のみでは不十分である。

本稿では、年齢累積出生率が、女子の既婚率と初婚年齢分布、結婚持続期間別結婚出生率に規定されるモデルを考え、①結婚行動および夫婦の結婚持続期間別出生率が、過去の基準世代から変化しない場合、②結婚行動は実績に従い、夫婦の結婚持続期間別出生率は変化しない場合、という反事実的出生率をモデルによってシミュレートした。初婚の発生と結婚出生力を変数とする出生率モデルによるマクロシミュレーションは、わが国においては、1980年代初頭に伊藤らによる一連の研究の中で試みられている（伊藤・山本 1981, 阿藤・伊藤・小島 1986）。これらの研究においてすでに、1970年代から1980年代にかけての期間 TFR の低下のほとんどが晩婚化によって引き起こされたことが明らかにされていた。そしてその後も夫婦の行動に変化がなければ、出生率はやがて反転上昇するというシミュレーション結果が示されていた。本研究は、伊藤らの分析枠組みを引き継ぎつつ、その後実績値が得られた2000年までに分析期間を拡張したということになる。

モデルを用いて得られた反事実的出生率と実績値との差が、結婚行動および夫婦の出生行動が標準パターンから変化したことによる寄与を意味すると考えられる。その結果、1990年代に入るまでは、期間 TFR の低下のほとんどは結婚行動の変化によって説明できるものであったが、90年代に入り、徐々に夫婦の出生行動パターンの変化が期間 TFR の



低下として現れるほどに進んでいることがわかった。1990年以降夫婦の子どもの生み方に変化が起きていることはすでに指摘されており（佐々井 1998, 小川 2000, 廣嶋2000bなど）、本稿での結果もこれらを追認するものではあるが、1940年代生まれの女性を中心とした世代の結婚や夫婦の出生行動を基準とした場合に、1970年代から2000年までの出生率低下分の約7割が結婚行動の変化による寄与、3割が夫婦の出生行動の変化による寄与となることが確認された。そして、仮に夫婦の出生累積過程が従来どおりのパターンを維持していれば、たとえ結婚行動が現実どおり変化したとしても、2000年時点で1.56のTFRが見込まれたことが明らかになった。

ただし、夫婦の出生行動による低下分には、当然のことながら出産の先延ばしというテンポ効果が含まれている。現時点でその効果を分離することは不可能であり、出産を予定しつつ先延ばしをしている夫婦が、最終的にどの程度子ども数を持つのかは、あくまでも今後の夫婦の意識や社会状況に依存することになる。かつてRyderは "no cohort parameter can be computed accurately until that cohort has completed the activity being studied" (Ryder 1964, p.79), そして "we cannot in principle make a statistical separation of the tempo and quantum facets of fertility" (Ryder 1980, p.45) と結論づけているが、このことは結婚出生力についてもあてはまるといえよう。

#### 付記

本稿は、全国将来推計人口プロジェクト（代表者・高橋重郷）に際して、厚生労働省統計情報部、総務省統計局によるデータ提供のもと、石川晃氏、池ノ上正子氏、三田房美氏を中心として整備されたデータベースを活用している。方法論構築にあたっては、高橋重郷人口動向研究部長、石川晃氏、金子隆一氏、加藤久和氏をはじめ、プロジェクト・メンバーおよび研究会にご参加いただいた諸先生、並びに社会保障審議会人口部会開催に携わる多くの皆様より貴重なご助言・ご指導をいただいた。この場を借りて心より感謝申し上げたい。また、論文執筆にあたってコメントをいただいた松原望東京大学教授、稲葉寿東京大学助教授、佐藤龍三郎情報調査分析部長、データ分析の段階で協力を得た守泉理恵氏、是川夕氏にも、あわせて謝意を表したい。なお、あるべき誤謬などはすべて著者の責任である。

付論 コーホート累積出生率の要因分解について

いま、2つのコーホート ( $t_0$  年ならびに  $t_1$  年出生コーホート) 間の累積出生率の変化 ( $\Delta CTFR$ ) を計量しようとすれば、以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= CTFR^{t_1} - CTFR^{t_0} = PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} \\ &= \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) + \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})\end{aligned}$$

ただし、 $PM$  は既婚率、 $CEB$  は初婚年齢分布に規定される期待結婚出生率、 $K$  は期待結婚出生率の実現率 (結婚出生力変動係数) である。因数分解の公式により、以下のような式を得る。

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} + PM^{t_0} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_1} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) \\ &\quad + \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + PM^{t_1} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) \\ &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot (CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0})\end{aligned}$$

さらに  $\Delta CEB \cdot K$  についても同様に要因分解することができる。

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \left\{ \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) + \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) \right\} \\ &\quad + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \left\{ \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} + CEB^{t_1} \cdot K^{t_0} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_1}) + \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} - CEB^{t_1} \cdot K^{t_0} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_1}) \right\} \\ &\quad + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \left\{ \frac{(K^{t_1} + K^{t_0})}{2}(CEB^{t_1} - CEB^{t_0}) + \frac{(CEB^{t_1} + CEB^{t_0})}{2}(K^{t_1} - K^{t_0}) \right\} + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &= \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &\quad + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(K^{t_1} + K^{t_0})}{2} (CEB^{t_1} - CEB^{t_0}) + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(CEB^{t_1} + CEB^{t_0})}{2} (K^{t_1} - K^{t_0})\end{aligned}$$

右辺第1項が既婚率の変化の寄与、第2項が初婚年齢の変化による寄与、第3項が夫婦の出生累積過程の変化による寄与と考えることができる。

附表

附表1 コーホート合計初婚率、全子および出生順位別コーホートTFR

出生 コーホート	実績値						モデル推定値					
	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生
1935	0.95	0.91	0.76	0.27	0.08	2.03						
1940	0.96	0.92	0.78	0.27	0.06	2.03						
1945	0.95	0.91	0.78	0.25	0.05	1.99						
1950	0.95	0.90	0.78	0.26	0.05	1.98						
1955							0.95	0.88	0.76	0.29	0.05	1.98
1960							0.93	0.84	0.70	0.26	0.05	1.85
1965							0.91	0.78	0.63	0.21	0.04	1.65

附表2 コーホート平均初婚年齢、全子および出生順位別コーホート平均出生年齢

出生 コーホート	実績値						モデル推定値					
	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生
1935	24.3	25.7	28.4	30.3	32.2	27.6						
1940	24.2	25.7	28.4	30.6	32.6	27.6						
1945	24.3	25.6	28.2	30.3	32.5	27.4						
1950	24.4	25.7	28.3	30.8	33.2	27.6						
1955							24.8	26.3	28.8	31.3	33.6	28.1
1960							25.7	27.0	29.4	31.6	34.2	28.7
1965							26.6	27.8	30.3	32.2	34.7	29.5

附表3 初婚年齢の標準偏差、全子および出生順位別出生年齢の標準偏差

出生 コーホート	実績値						モデル推定値					
	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生
1935	4.05	3.68	3.65	3.81	4.31	4.17						
1940	3.67	3.39	3.31	3.28	3.88	3.89						
1945	3.63	3.34	3.25	3.37	4.17	3.79						
1950	3.75	3.53	3.48	3.61	4.22	4.04						
1955							3.87	3.77	3.62	3.56	4.14	4.19
1960							4.13	4.11	3.89	3.75	4.28	4.40
1965							4.73	4.60	4.49	4.16	4.68	4.85

付表4 年齢別初婚率の標準パターン

年齢	1940年～51年出生コーホートの の平均値
15	0.001
16	0.003
17	0.008
18	0.018
19	0.034
20	0.062
21	0.097
22	0.132
23	0.148
24	0.133
25	0.100
26	0.068
27	0.043
28	0.029
29	0.019
30	0.013
31	0.009
32	0.007
33	0.005
34	0.004
35	0.003
36	0.003
37	0.002
38	0.002
39	0.001
40	0.001
41	0.001
42	0.001
43	0.001
44	0.001
45	0.001
46	0.000
47	0.000
48	0.000
49	0.000
合計	0.952
平均年齢	24.3
標準偏差	3.67

注：コーホートの年齢別初婚率を算出するにあたっては、人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、届出遅れの補正を行い、初婚率算定にあたっては7月1日人口を分母に用いている。石川晃氏の計算による。

付表5 有配偶女子の年齢累積出生率に対する離死別効果

年齢	離死別効果係数
16	1.000
17	1.000
18	1.000
19	1.000
20	1.000
21	1.000
22	1.000
23	1.000
24	1.000
25	0.999
26	0.999
27	0.998
28	0.997
29	0.996
30	0.994
31	0.991
32	0.988
33	0.984
34	0.981
35	0.978
36	0.976
37	0.975
38	0.973
39	0.972
40	0.972
41	0.971
42	0.971
43	0.971
44	0.971
45	0.971
46	0.971
47	0.971
48	0.971
49	0.970
50	0.970

注：1935年～49年出生コーホートの平均値に基づく。

付表6 初婚年齢別、各年齢時の累積出生率の標準パターン  
(1932～1957年出生コーホートの平均値)

初婚年齢	年 齢																	
	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
15	0.420	0.524	0.744	1.032	1.322	1.568	1.748	1.881	1.989	2.081	2.154	2.208	2.249	2.277	2.307	2.320	2.334	2.345
16		0.226	0.397	0.694	1.036	1.330	1.576	1.766	1.911	2.025	2.112	2.177	2.226	2.261	2.293	2.309	2.326	2.338
17			0.104	0.438	0.743	1.068	1.370	1.617	1.806	1.947	2.054	2.134	2.193	2.236	2.272	2.294	2.313	2.328
18				0.143	0.442	0.783	1.127	1.429	1.665	1.841	1.973	2.073	2.147	2.202	2.244	2.273	2.296	2.313
19					0.134	0.474	0.842	1.193	1.482	1.700	1.865	1.991	2.084	2.154	2.205	2.243	2.271	2.293
20						0.139	0.511	0.902	1.245	1.515	1.721	1.881	1.999	2.089	2.152	2.203	2.239	2.266
21							0.129	0.545	0.943	1.275	1.533	1.735	1.886	2.003	2.082	2.149	2.195	2.230
22								0.114	0.563	0.968	1.291	1.544	1.738	1.888	1.991	2.078	2.138	2.183
23									0.089	0.580	0.981	1.298	1.547	1.739	1.874	1.986	2.063	2.122
24										0.094	0.589	0.984	1.302	1.546	1.723	1.866	1.968	2.044
25											0.100	0.588	0.992	1.301	1.533	1.714	1.846	1.945
26												0.092	0.604	0.990	1.295	1.522	1.693	1.821
27													0.121	0.602	0.998	1.281	1.503	1.667
28														0.120	0.633	0.983	1.267	1.476
29															0.187	0.615	0.977	1.244
30																0.164	0.624	0.960
31																	0.196	0.618
32																		0.208
33																		
34																		
35																		
36																		
37																		
38																		
39																		
40																		
41																		
42																		
43																		
44																		
45																		
46																		
47																		
48																		
49																		

初婚年齢	年 齢																	
	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	
15	2.350	2.364	2.374	2.404	2.431	2.440	2.441	2.471	2.478	2.488	2.500	2.513	2.534	2.534	2.534	2.534	2.534	
16	2.344	2.358	2.368	2.396	2.420	2.429	2.430	2.456	2.462	2.471	2.481	2.492	2.510	2.510	2.510	2.510	2.510	
17	2.336	2.350	2.360	2.386	2.406	2.414	2.416	2.438	2.443	2.451	2.459	2.468	2.483	2.483	2.483	2.483	2.483	
18	2.324	2.339	2.350	2.372	2.389	2.397	2.399	2.416	2.421	2.427	2.434	2.441	2.452	2.452	2.452	2.452	2.452	
19	2.308	2.323	2.335	2.354	2.369	2.375	2.378	2.391	2.395	2.400	2.405	2.411	2.418	2.418	2.418	2.418	2.418	
20	2.286	2.303	2.316	2.332	2.343	2.349	2.353	2.361	2.365	2.369	2.373	2.377	2.380	2.380	2.380	2.380	2.380	
21	2.257	2.276	2.291	2.304	2.312	2.318	2.324	2.327	2.331	2.334	2.337	2.339	2.339	2.339	2.339	2.339	2.339	
22	2.219	2.241	2.260	2.269	2.275	2.282	2.289	2.289	2.292	2.295	2.296	2.297	2.293	2.293	2.293	2.293	2.293	
23	2.169	2.197	2.219	2.226	2.231	2.239	2.248	2.244	2.248	2.250	2.251	2.250	2.243	2.243	2.243	2.243	2.243	
24	2.104	2.140	2.169	2.175	2.179	2.189	2.201	2.194	2.199	2.200	2.201	2.199	2.189	2.189	2.189	2.189	2.189	
25	2.023	2.069	2.105	2.113	2.118	2.131	2.146	2.138	2.143	2.145	2.144	2.144	2.131	2.131	2.131	2.131	2.131	
26	1.920	1.981	2.027	2.039	2.047	2.064	2.083	2.074	2.082	2.084	2.085	2.083	2.068	2.068	2.068	2.068	2.068	
27	1.791	1.872	1.932	1.951	1.965	1.987	2.012	2.003	2.013	2.017	2.018	2.017	2.000	2.000	2.000	2.000	2.000	
28	1.632	1.738	1.816	1.848	1.870	1.900	1.930	1.925	1.937	1.943	1.946	1.945	1.927	1.927	1.927	1.927	1.927	
29	1.436	1.576	1.677	1.726	1.762	1.801	1.838	1.838	1.854	1.862	1.867	1.868	1.849	1.849	1.849	1.849	1.849	
30	1.198	1.380	1.509	1.585	1.638	1.689	1.734	1.741	1.762	1.774	1.781	1.784	1.765	1.765	1.765	1.765	1.765	
31	0.908	1.146	1.310	1.421	1.497	1.563	1.617	1.635	1.661	1.678	1.689	1.694	1.676	1.676	1.676	1.676	1.676	
32	0.559	0.866	1.074	1.232	1.338	1.421	1.486	1.519	1.552	1.574	1.589	1.598	1.582	1.582	1.582	1.582	1.582	
33	0.141	0.533	0.795	1.014	1.159	1.264	1.341	1.392	1.432	1.461	1.482	1.495	1.481	1.481	1.481	1.481	1.481	
34		0.141	0.469	0.766	0.958	1.088	1.179	1.254	1.302	1.339	1.366	1.386	1.375	1.375	1.375	1.375	1.375	
35			0.088	0.482	0.733	0.893	1.000	1.103	1.162	1.208	1.243	1.269	1.262	1.262	1.262	1.262	1.262	
36				0.160	0.482	0.677	0.802	0.939	1.010	1.066	1.111	1.144	1.143	1.143	1.143	1.143	1.143	
37					0.204	0.439	0.585	0.762	0.846	0.915	0.970	1.012	1.018	1.018	1.018	1.018	1.018	
38						0.178	0.346	0.571	0.670	0.753	0.820	0.872	0.885	0.885	0.885	0.885	0.885	
39							0.084	0.364	0.481	0.579	0.660	0.723	0.746	0.746	0.746	0.746	0.746	
40								0.142	0.278	0.395	0.490	0.566	0.600	0.600	0.600	0.600	0.600	
41									0.061	0.197	0.310	0.401	0.447	0.447	0.447	0.447	0.447	
42										0.000	0.119	0.226	0.287	0.287	0.287	0.287	0.287	
43											0.000	0.042	0.119	0.119	0.119	0.119	0.119	
44												0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
45													0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
46														0.000	0.000	0.000	0.000	
47															0.000	0.000	0.000	
48																0.000	0.000	
49																	0.000	



付表7 1970年以降の反事実的期間出生率と出生率実績値 (TFR および年齢5歳階級別出生率)

年次	全年齢(期間TFR)			15-19歳			20-24歳			25-29歳		
	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績
1970	2.004	2.024	2.169	0.00501	0.00588	0.00408	0.10650	0.10480	0.10712	0.19636	0.19784	0.21167
1971	2.004	2.029	2.155	0.00501	0.00603	0.00432	0.10650	0.10619	0.10780	0.19636	0.19787	0.20955
1972	2.004	2.030	2.153	0.00501	0.00577	0.00454	0.10650	0.10729	0.10931	0.19636	0.19788	0.20877
1973	2.004	2.023	2.111	0.00501	0.00518	0.00460	0.10650	0.10729	0.10908	0.19636	0.19770	0.20469
1974	2.004	2.005	2.032	0.00501	0.00442	0.00443	0.10650	0.10578	0.10632	0.19636	0.19702	0.19831
1975	2.004	1.977	1.936	0.00501	0.00370	0.00410	0.10650	0.10274	0.10130	0.19636	0.19564	0.19156
1976	2.004	1.940	1.853	0.00501	0.00313	0.00374	0.10650	0.09828	0.09511	0.19636	0.19374	0.18652
1977	2.004	1.898	1.797	0.00501	0.00281	0.00351	0.10650	0.09269	0.08901	0.19636	0.19170	0.18387
1978	2.004	1.857	1.766	0.00501	0.00269	0.00345	0.10650	0.08678	0.08379	0.19636	0.18983	0.18271
1979	2.004	1.824	1.747	0.00501	0.00272	0.00355	0.10650	0.08156	0.07963	0.19636	0.18839	0.18166
1980	2.004	1.802	1.736	0.00501	0.00284	0.00373	0.10650	0.07775	0.07640	0.19636	0.18763	0.18081
1981	2.004	1.792	1.741	0.00501	0.00294	0.00397	0.10650	0.07504	0.07410	0.19636	0.18762	0.18110
1982	2.004	1.790	1.760	0.00501	0.00302	0.00424	0.10650	0.07324	0.07223	0.19636	0.18804	0.18231
1983	2.004	1.789	1.779	0.00501	0.00307	0.00446	0.10650	0.07132	0.07026	0.19636	0.18829	0.18310
1984	2.004	1.783	1.781	0.00501	0.00303	0.00452	0.10650	0.06892	0.06764	0.19636	0.18773	0.18178
1985	2.004	1.770	1.763	0.00501	0.00292	0.00441	0.10650	0.06625	0.06425	0.19636	0.18581	0.17805
1986	2.004	1.747	1.728	0.00501	0.00275	0.00417	0.10650	0.06296	0.06025	0.19636	0.18244	0.17231
1987	2.004	1.718	1.683	0.00501	0.00261	0.00391	0.10650	0.05940	0.05613	0.19636	0.17821	0.16511
1988	2.004	1.686	1.635	0.00501	0.00252	0.00374	0.10650	0.05598	0.05237	0.19636	0.17315	0.15727
1989	2.004	1.659	1.591	0.00501	0.00248	0.00368	0.10650	0.05318	0.04933	0.19636	0.16861	0.14966
1990	2.004	1.636	1.550	0.00501	0.00247	0.00368	0.10650	0.05130	0.04707	0.19636	0.16420	0.14253
1991	2.004	1.624	1.521	0.00501	0.00244	0.00370	0.10650	0.05023	0.04560	0.19636	0.16088	0.13679
1992	2.004	1.617	1.502	0.00501	0.00240	0.00371	0.10650	0.04950	0.04449	0.19636	0.15846	0.13227
1993	2.004	1.616	1.485	0.00501	0.00234	0.00369	0.10650	0.04876	0.04341	0.19636	0.15646	0.12807
1994	2.004	1.612	1.466	0.00501	0.00230	0.00367	0.10650	0.04785	0.04221	0.19636	0.15438	0.12354
1995	2.004	1.608	1.446	0.00501	0.00229	0.00371	0.10650	0.04673	0.04104	0.19636	0.15190	0.11902
1996	2.004	1.598	1.424	0.00501	0.00236	0.00386	0.10650	0.04551	0.04004	0.19636	0.14887	0.11448
1997	2.004	1.587	1.401	0.00501	0.00255	0.00412	0.10650	0.04441	0.03929	0.19636	0.14546	0.10994
1998	2.004	1.571	1.381	0.00501	0.00283	0.00447	0.10650	0.04363	0.03884	0.19636	0.14211	0.10585
1999	2.004	1.565	1.366	0.00501	0.00317	0.00488	0.10650	0.04339	0.03872	0.19636	0.13906	0.10232
2000	2.004	1.560	1.353	0.00501	0.00341	0.00531	0.10650	0.04390	0.03870	0.19636	0.13626	0.09890
年次	30-34歳			35-39歳			40-44歳			45-49歳		
	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績
1970	0.07446	0.07558	0.08809	0.01499	0.01662	0.01997	0.00334	0.00396	0.00267	0.00005	0.00007	0.00016
1971	0.07446	0.07520	0.08697	0.01499	0.01648	0.01958	0.00334	0.00396	0.00265	0.00005	0.00007	0.00015
1972	0.07446	0.07485	0.08618	0.01499	0.01619	0.01907	0.00334	0.00396	0.00261	0.00005	0.00007	0.00013
1973	0.07446	0.07454	0.08314	0.01499	0.01581	0.01816	0.00334	0.00396	0.00250	0.00005	0.00007	0.00012
1974	0.07446	0.07430	0.07810	0.01499	0.01543	0.01686	0.00334	0.00396	0.00234	0.00005	0.00007	0.00011
1975	0.07446	0.07410	0.07265	0.01499	0.01511	0.01545	0.00334	0.00396	0.00216	0.00005	0.00007	0.00010
1976	0.07446	0.07391	0.06883	0.01499	0.01489	0.01427	0.00334	0.00390	0.00198	0.00005	0.00007	0.00009
1977	0.07446	0.07377	0.06755	0.01499	0.01474	0.01353	0.00334	0.00379	0.00184	0.00005	0.00007	0.00008
1978	0.07446	0.07374	0.06830	0.01499	0.01464	0.01319	0.00334	0.00368	0.00175	0.00005	0.00007	0.00007
1979	0.07446	0.07388	0.06971	0.01499	0.01458	0.01309	0.00334	0.00354	0.00169	0.00005	0.00007	0.00007
1980	0.07446	0.07419	0.07133	0.01499	0.01457	0.01321	0.00334	0.00342	0.00167	0.00005	0.00007	0.00006
1981	0.07446	0.07475	0.07370	0.01499	0.01462	0.01367	0.00334	0.00334	0.00167	0.00005	0.00006	0.00006
1982	0.07446	0.07564	0.07700	0.01499	0.01475	0.01445	0.00334	0.00330	0.00171	0.00005	0.00006	0.00006
1983	0.07446	0.07691	0.08075	0.01499	0.01493	0.01538	0.00334	0.00327	0.00176	0.00005	0.00005	0.00006
1984	0.07446	0.07851	0.08413	0.01499	0.01515	0.01626	0.00334	0.00325	0.00180	0.00005	0.00005	0.00006
1985	0.07446	0.08035	0.08692	0.01499	0.01537	0.01703	0.00334	0.00325	0.00183	0.00005	0.00005	0.00006
1986	0.07446	0.08230	0.08915	0.01499	0.01562	0.01774	0.00334	0.00326	0.00188	0.00005	0.00005	0.00006
1987	0.07446	0.08421	0.09085	0.01499	0.01592	0.01850	0.00334	0.00329	0.00195	0.00005	0.00005	0.00006
1988	0.07446	0.08594	0.09211	0.01499	0.01630	0.01935	0.00334	0.00334	0.00205	0.00005	0.00005	0.00005
1989	0.07446	0.08740	0.09298	0.01499	0.01675	0.02028	0.00334	0.00339	0.00216	0.00005	0.00005	0.00006
1990	0.07446	0.08855	0.09329	0.01499	0.01727	0.02118	0.00334	0.00346	0.00225	0.00005	0.00005	0.00006
1991	0.07446	0.08987	0.09367	0.01499	0.01784	0.02213	0.00334	0.00352	0.00234	0.00005	0.00005	0.00006
1992	0.07446	0.09097	0.09424	0.01499	0.01845	0.02316	0.00334	0.00360	0.00246	0.00005	0.00005	0.00006
1993	0.07446	0.09276	0.09498	0.01499	0.01912	0.02428	0.00334	0.00370	0.00260	0.00005	0.00005	0.00007
1994	0.07446	0.09424	0.09553	0.01499	0.01986	0.02543	0.00334	0.00381	0.00276	0.00005	0.00005	0.00007
1995	0.07446	0.09594	0.09589	0.01499	0.02070	0.02657	0.00334	0.00393	0.00293	0.00005	0.00005	0.00007
1996	0.07446	0.09713	0.09573	0.01499	0.02157	0.02759	0.00334	0.00406	0.00309	0.00005	0.00006	0.00008
1997	0.07446	0.09784	0.09502	0.01499	0.02281	0.02852	0.00334	0.00418	0.00325	0.00005	0.00006	0.00009
1998	0.07446	0.09817	0.09406	0.01499	0.02309	0.02945	0.00334	0.00432	0.00342	0.00005	0.00006	0.00009
1999	0.07446	0.09831	0.09314	0.01499	0.02444	0.03045	0.00334	0.00449	0.00362	0.00005	0.00006	0.00010
2000	0.07446	0.09841	0.09224	0.01499	0.02531	0.03150	0.00334	0.00470	0.00384	0.00005	0.00006	0.00010

注: 「結婚実績・出生実績」ケースの数値(現実のTFR)は、年次人口を分母にして算出し、期間の偶然変動を補整しているため、人口動態統計による公表値とは異なる。

## 文献

- 阿藤誠 (1982) 「わが国最近の出生率低下の分析」『人口問題研究』 5, pp.17-24.
- 阿藤誠・伊藤達也・小島宏 (1986) 「マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション」『人口問題研究』 179, pp.16-34.
- 別府志海 (2001) 「近年における出生率変動のタイミング効果」『人口学研究』 28, pp.17-24.
- Bongaarts John, and Griffith Feeney(1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review*, 24-2, pp.271-291.
- Boulier, Bryan and Mark R.Roesnzweig(1978) "Age Biological Factors, and Socioeconomic Determinants of Fertility: A New Measure of Cumulative Fertility for Use in the Empirical Analysis of Family Size," *Demography*, 15-4, pp.487-497.
- Clark, Colin(1949) "Age at Marriage and Marital Fertility," *Population Studies*, 2, pp.413-426.
- Coale, Ansley J.(1971) "Age Patterns of Marriage," *Population Studies*, 25, pp.193-214.
- Coale, Ansley J. and T. James Trussell(1974) "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations," *Population Index*, 40, pp.185-201.
- 福田亘孝 (1999) 「日本における第一子出生タイミングの決定因」『人口問題研究』 55-1, pp.1-20
- Henry,Louis(1961) "Some Data on Natural Fertility," *Eugenics Quarterly*, 8, pp.81-91.
- 廣嶋清志 (2000a) 「1970年代半ばからの合計出生率低下：コーホート出生率によるシミュレーション分析」『経済科学論集』(島根大学法文学部) 26, pp.1-39.
- 廣嶋清志 (2000b) 「近年の合計特殊出生率の要因分解：夫婦出生率は寄与していないか?」『人口学研究』第26号, pp.1-19
- 廣嶋清志 (2001) 「出生率低下をどのようにとらえるか?：年齢別有配偶率の問題性」『理論と方法』Vol.16, No. 2, pp.163-183.
- 稲葉 寿 (1986) 「期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について」『人口問題研究』 178, pp.48-53.
- 稲葉 寿 (1992) 「初婚過程によって再生産される人口のダイナミカル・モデルとその応用」『人口問題研究』第47巻第4号, pp.15-34.
- Inaba, Hisashi (1995) "Human population reproduction via first marriage," *Mathematical Population Studies* 5(2), pp.123-144.
- 稲葉 寿 (2000) 「出生力のエイジ・シフトの効果についての注意」『人口学研究』 26, pp.21-27.
- 伊藤達也・山本千鶴子 (1981) 「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」『人口問題研究』, 157, pp.28-51.
- 金子隆一 (1991) 「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』 47-3, pp.3-27.
- 金子隆一 (1993) 「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』 49-1, pp.17-38.
- 金子隆一 (2001) 「人口統計学の展開」『日本統計学会誌』 31-4, pp.345-377.
- Kim,Toung J. and Robert Schoen(2000) "On the quantum and tempo of fertility: Limit to the Bongaarts-Feeney adjustment," *Population and Development Review*, 26-3, pp.554-559.
- Kohler, Hans-Peter, and Dimiter Philipov(2001) "Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula." *Demography*, 38-1, pp.1-16.
- Kohler,Hans-Peter, and Jose Antonio Ortega(2002a) "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility," *Demographic Research*, Vol.6-6.
- Kohler,Hans-Peter, and Jose Antonio Ortega(2002b) "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures," *Demographic Research*, Vol.6-7.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『日本の将来推計人口：平成14年1月推計』
- 河野稠果 (1995) 「配偶関係と出生力」日本統計協会『現代日本の人口問題』大蔵省印刷局, pp.63-110
- 河野稠果・石川晃 (1985) 「出生力におけるタイミングとバリティ構造の分析」『人口問題研究』 174, pp.19-39.
- 小川直宏 (2000) 「女性のキャリア志向の進展と出産のタイミング変化—新少子化社会到来の前兆か?」毎日新聞社人口問題調査会編『日本の人口—戦後50年の軌跡』pp.179-210.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』関西大学出版部

- Page,H.J.(1977), "Pattern Underlying Fertility Schedules: A Decomposition by Both Age and Marriage Duration," *Population Studies*, 30, pp.85-106.
- Ryder,Norman.B.(1964) "The process of Demographic Translation," *Demography*, 1-1, pp.74-82.
- Ryder,Norman.B.(1980) "Components of temporal variations in American fertility," in R.W.Hiorns(ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, London:Taylor & Francis, pp.15-45.
- 佐々井司 (1998) 「夫婦の出生力」国立社会保障・人口問題研究所『日本人の結婚と出産－第11回出生動向基本調査』
- 鈴木透 (2002) 「出生力のコーホート・モデルとピリオド・モデル」国立社会保障・人口問題研究所, Working Paper Series (J), No. 5 .
- Van Imhoff, Evert and Nico Keilman(2000) "On the quantum and tempo of fertility: comment," *Population and Development Review*, 26-3, pp.549-553.
- Van Imhoff, Evert(2001) "On the impossibility of inferring cohort fertility measures from period fertility measures," *Demographic Research*, Vol.5-2.

# On the Contribution of the Changes in First Marriage Behavior and Couples' Reproductive Behavior to the Recent Change in Total Fertility Rates of Japan

Miho IWASAWA

Using data from the Vital Statistics and Japanese National Fertility Surveys, I show the extent to which changes in first marriage behavior and couples' reproductive behavior have contributed independently to the decline in period TFR since 1970. To answer this question, I proposed a new measurement using cohort-based simulations instead of conventional period-based decomposition analysis. For simulations I used a model in which cumulative cohort fertility rates are determined by the proportion of ever-married females, the distribution of wife's age of first marriage, and marital duration-specific birth rates. Using this model, I computed the counterfactual age-specific fertility rates that would be obtained if first marriage timing (age-specific first marriage rates) and/or couples' reproductive behavior (marital duration-specific birth rates) had not changed across cohorts.

The counterfactual TFR in each calendar year can be obtained by summing up these counterfactual age-specific fertility rates for the corresponding cohorts. The contributions of each type of behavioral change can be assessed by comparing counterfactual TFRs with observed ones. The results show that the fertility decline up to 1990 is largely explained by change in marital behavior, whereas decline in the 1990s is increasingly due to change in couples' reproductive behavior. Overall, 70% of the decline between 1970 and 2000 is due to change in first marriage behavior, and the remaining 30% is due to the change in couple's reproductive behavior. Results from this study indicate that if couples' reproductive behavior had remained constant at levels observed for the 1950 birth cohort, TFR in 2000 would have been 1.56, somewhat higher than the actual value of 1.36. It is true that couples' behavior has become more important for understanding recent TFR decline, but we should also keep in mind the possibility that the contribution of couples' behavioral change to change in period TFR could, to some extent, be a tempo effect caused by delayed childbirth.

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1

## わが国における人口高齢化の要因分析

石川 晃

日本の人口高齢化は、現在までにその開始から概ね50年が経過し、さらに将来推計人口によって今後50年間の見通しが発表された。そこで、過去50年間および将来50年間の通算1世紀にわたる期間における人口高齢化の進展について、その要因の分析を行った。なお、人口高齢化を表す指標としては、最も一般的な高齢者人口の割合ならびに平均年齢を用いた。

分析の方法は、(1)諸外国の人口高齢化の進展状況と出生・死亡の水準を観察し、その関係を分析する、(2)年齢別出生率および死亡率を用いた安定人口モデルにより、それら人口動態率水準の差異が人口の年齢構造変化に及ぼす影響を観察する、(3)実際の出生率、死亡率等の動向が人口高齢化の変化に及ぼす影響を分析する、の3つの方法により行った。

その結果、出生率の高低は直接人口の年齢構造を変化させる。それに対し、死亡率変化については、平均寿命が約70年以下の死亡水準では、人口の年齢構造変化にほとんど影響を及ぼさないものの、それ以上の水準になると人口高齢化に寄与することが分かった。従来「人口高齢化の原因は、主に出生率の低下によるものであり、死亡率の改善はそれほど多く影響を及ぼさない」と認識されていたが、近年の人口高齢化の進行は、死亡率改善に伴う長寿化の影響が増大してきていることが明らかになった。

また、将来の人口高齢化の進展のほとんどは、既に現在の人口に内包されており、むしろ、今後の国際人口移動の動向が、より人口高齢化の水準を左右することが分かった。

### I. はじめに

わが国における人口高齢化の特徴は、他の先進国諸国に比べ極端に速いスピードで進展し、かつ世界で最も高い水準にまで達することであろう。人口高齢化は、いずれの国においても、人口転換に伴い進行するが、他の先進国諸国では、比較的長い期間をかけて経験してきたのに対し、わが国の場合には、急速な進展のため、社会構造の改革、すなわち社会保障制度をはじめとした社会資本・制度の変革を短期間のうちに行う必要があり、今日の大きな社会的課題となっている。

人口高齢化<sup>1)</sup>は、一般に人口総数に占める高齢者(65歳以上)<sup>2)</sup>人口の割合によって表

1) 人口高齢化の概念、定義は、必ずしも一様ではないが、基本的には人口の年齢構造が高年齢に変化することであり、そのような変化をする社会を「高齢化社会」という。それに対し「高齢社会」とは、必ずしも人口高齢化の最終状態を表すものではなく、時間あるいは地域で、人口構造を比較した場合に用いられる相対的な概念であろう。

2) 高齢者の年齢は、便宜的に65歳以上を用いることが多い。



すが、人口高齢化を表す指標には、他に、平均年齢、中位数年齢、老年化指数など<sup>3)</sup>があり、いずれも人口の年齢構造をひとつの代表値で表す人口学的指標である。人口高齢化は、人口の年齢構造変化に他ならない。人口の年齢構造は、人口変動要因である出生、死亡ならびに人口移動の動向により決定される。そのため、人口高齢化の原因は、それら人口変動要因の変化によるものである。具体的には、出生率の低下により若年齢層の人口が縮小し、相対的に高齢者の割合が増加する。また、死亡率の改善に伴い、より高年齢まで生存する確率が高くなるため、高年齢人口が多くなり、その割合が増加する。さらに、青壮年人口の流出によっても人口高齢化は進行する。そのように、それら3つの要因によって決定されることになる。

さて、わが国の戦後以降における出生率の低下と死亡率の改善は、世界でも類をみない程、短期間に変化してきた。その結果として急激に人口高齢化が進行してきたことになるが、それら人口変動要因の変化がそれぞれ、どの程度人口の高齢化に影響しているのだろうか。人口高齢化の要因分析については、既に1947～1985年の期間について行った(石川1988)が、今回、人口高齢化の進行が、現在までにその開始から概ね50年が経過し、さらに将来推計人口(国立社会保障・人口問題研究所2002)によって今後50年間の見通しが発表された。そこで、過去50年間および将来50年間の通算1世紀にわたる期間における人口高齢化の進展について、その要因の分析を行うものである。

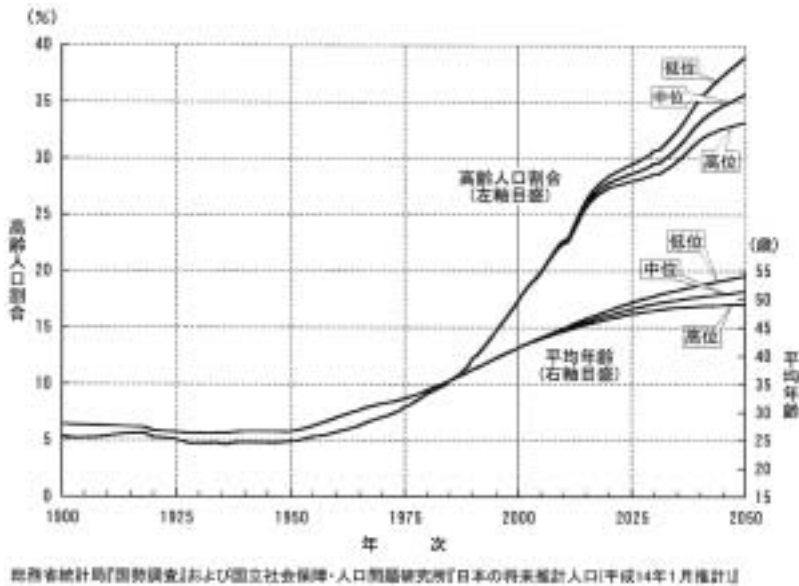
## II. 人口高齢化の状況

人口高齢化を示す指標には、高齢者人口割合、平均年齢等があるが、広く一般に用いられているのが高齢者人口割合であろう<sup>4)</sup>。まず、それら指標の推移をみてみよう(図1)。高齢者(65歳以上)人口割合の推移をみると、戦前では概ね5%前後の水準で長期間比較的安定していた。しかし、戦後になると変化が生じ始め、1960年代には6%に増加し、1970年には7%に達し、本格的な人口高齢化が始まった。その後、急速に進行し2000年には17%となった。今後もその伸びは依然として衰えず、2025年に29%、2050年には35%を超えると見込まれている(中位推計結果)。一方、平均年齢をみると、戦前には26歳半ばで推移してきたものの、高齢者(65歳以上)人口割合と同様に1950年以降変化を見せ始め、一貫して上昇してきている。そのように、わが国の人口高齢化の開始年は1950年であり、現在まで概ね半世紀が経過したことになる。この50年間に、高齢者(65歳以上)人口割合は3倍以上に増加し、さらに50年後には、人口高齢化前の水準と比較すると7倍に

3) 中位数年齢とは、人口の折半年齢ともいい、その年齢以下の人口とそれ以上の人口が同数となるような年齢のことをいう。老年化指数は、高齢人口と年少人口との対立比例数であり(高齢人口)/(年少人口)×100(%)による。

4) 人口高齢化を示す指標のうちで高齢者人口割合が多く用いられているのは、最も分かりやすく、かつ計算も単純であるためである。しかし、高齢者の年齢は、一般には65歳以上と定義して用いる場合が多いが、高齢者の年齢は必ずしも固定・不偏的なものではない。それは、社会情勢や、分析対象によっても異なるものである。そのため、そのような定義によってその動向が異なるという点から、指標として絶対的なものではない。それに対し、平均年齢、中位数年齢は、そのような定義、前提によらないため、指標として優れているといえる。

図1 高齢（65歳以上）人口割合および平均年齢の推移



まで達することになる。

なお、それら両指標の推移を比べると、平均年齢の変化は滑らかであり、高齢者（65歳以上）人口割合のような短期的な変動はみられない。高齢者（65歳以上）人口割合の変動をより詳細にみると、まず、1990年に僅かではあるが一時的に増え、また、2011年に一端微増となった後に、今までの傾向とは異なった推移を示す。さらに、2031年にも再度同様な傾向が表れる。このような現象は、それぞれの年次における65歳以上に加わる人口、すなわち64歳から65歳になる人口の大きさ（コーホートサイズ）の違いによるもので、各年次の65年前の出生数の年次変化が、そのような結果となって表れたことによる。したがって、高齢者人口割合を人口高齢化の指標として用いる場合には、何歳以上を高齢者とするかといった高齢者年齢の定義によって、その動向も変化することになる。そのため、分析を行う場合にはそれらのことに留意する必要がある。その点、平均年齢、あるいは中位数年齢では、そのような傾向は生じにくいため、人口高齢化の指標としては高齢者人口割合よりも優れたものであるといえる。

### Ⅲ. 人口高齢化要因の分析方法

人口高齢化に及ぼす要因分析の方法には、大別して3つの方法がある。まず、はじめに諸外国の人口高齢化の進展状況と出生・死亡の水準を観察し、その関係を分析する方法<sup>5)</sup>、

5) 主なものには、Sauvy (1954)、黒田 (1956) の論文がある。

つぎに、年齢別出生率および死亡率を用いた安定人口モデルにより、それら人口動態率水準の差異が人口の年齢構造変化に及ぼす影響を観察する方法<sup>6)</sup>、そして、実際の出生率、死亡率等の動向が人口高齢化の変化に及ぼす影響を分析する方法<sup>7)</sup>などがある。

それら3つの方法は、いずれも人口高齢化のメカニズムを説明するものであるが、必ずしも充分であるとはいえない。それは、まず、諸外国の高齢者（65歳以上）人口割合と出生率ならびに死亡率を用いて、その関係を観察し分析する方法は、ある時点における人口構造とその時点における人口動態率との関係を示すものである。本来、人口の年齢構造は、それ以前の人口動態の累積的結果であるため、両者には時間的なズレが存在する。そのため、それらを同時点で観測するには注意が必要となる。また、人口構造と出生、あるいは死亡との関係を観察した場合、仮に人口構造と出生水準ならびに死亡水準とに高い相関関係が認められたとしても、出生水準と死亡水準に高い相関関係が存在し、また、両方の影響を受けるため、両者の影響度の比較はできない。そのためこの方法を用いて、出生水準と死亡水準が人口高齢化に及ぼす影響の計測に用いるには必ずしも充分であるとはいえない。

つぎの、安定人口モデルを用いて、出生率と死亡率のそれぞれの水準が、年齢構造に及ぼす影響により人口高齢化を説明する方法は、人口動態率が年齢構造に及ぼす潜在的影響を計測するものである。そのため、人口動態率が多産多死から少産少子に転換することにより人口構造が急変することを明示することができる。しかし、それは実際の年齢構造の変化を人口動態率の変化によって説明するものではない。

では、実際の年齢構造の変化分を人口動態率の変化による影響に要素分解する方法は、どうであろうか。ある期間の年齢構造の変化は、同期間における出生率の変化と死亡率の変化により変化する。しかし、期首における年齢構造は、それ以前の出生率や死亡率等の累積的な結果であり、それらの影響が反映されたものである。さらに、人口移動による影響も加味しなくてはならない。すなわち、期間の年齢構造の変化は、その期間の出生率、死亡率の変化と、期首人口の年齢構造、ならびに人口移動の4つに要素に分解することができる。ただし、人口の変動、すなわち年齢構造の変化は、人口動態率等の変化に比べ緩やかに進行する。そのため、人口動態率等の短期的変動の影響は表れにくい。そのため、観察期間が短いほど出生率および死亡率等が年齢構造に及ぼす影響は、全体の変化量からみればごく僅かとなり、その変化量のほとんどは期首の年齢構造、すなわちそれ以前の人口動態率によりほぼ決定づけられてしまうことになる。したがって、全年齢構造を決定する人口動態率の影響をみるためには、長期間にわたる人口動態率変化の影響を観察する必要があり、仮に全年齢における変化量をすべて人口動態率で説明するためには、約100年間以上の観察期間を必要とすることになる。

---

6) 主なものには、館（1956）、水島（1956）、Coale（1957）の論文がある。

7) 主なものには、Ogawa（1984）、勝野（1987）、石川（1988）の論文がある。

図2 国別、合計特殊出生率と高齢（65歳以上）人口割合の関係：2000年

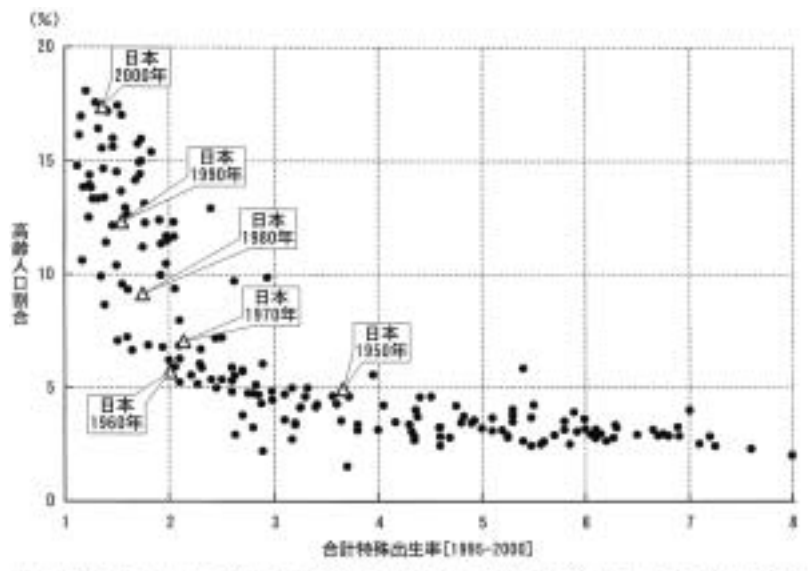
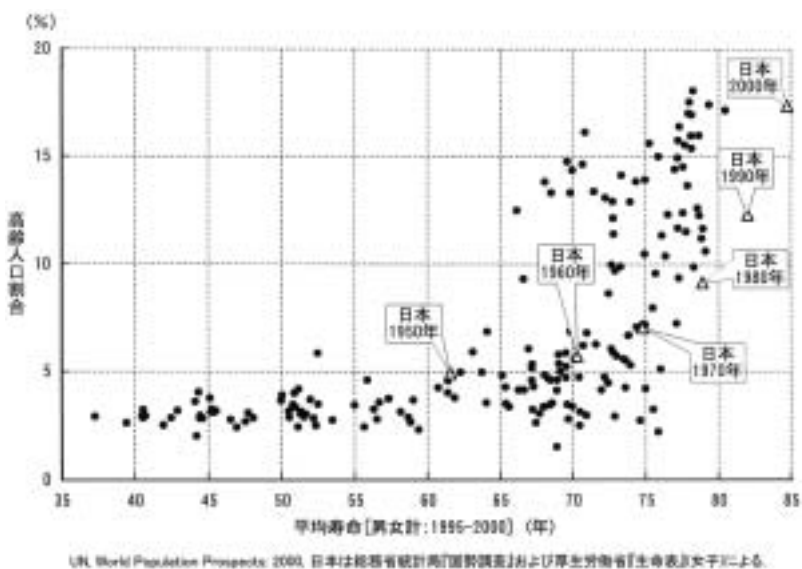


図3 国別、平均寿命と高齢（65歳以上）人口割合の関係：2000年



#### IV. 諸外国の高齢者人口割合と出生ならびに死亡水準

まず、2000年における諸外国の人口ならびに人口動態率を用い、出生水準ならびに死亡水準と高齢者（65歳以上）人口割合との関係を見ることにする（図2，図3）。まず，用

いた国（186か国）中7%<sup>8)</sup>を超える国は60か国であり全体の3分の1である。これらは主に先進国で、合計特殊出生率が2以下、平均寿命が概ね70年以上の少産少子の国々である。一方、高齢者人口割合が7%以下の国のほとんどは3～4%の水準であり、出生率が高く、かつ死亡水準も高い途上国である。

出生率および死亡率の水準を人口高齢化の要因としてみた場合、出生率水準の低い国ほどより人口が高齢化し、また、死亡水準が低い国でも同様に高齢化している。このことから出生率と死亡率ともに人口高齢化との関係は見え出せるものの、このことから、そのいずれかがどの程度、人口の高齢化に寄与しているのかを判断することはできない。それは、既に指摘したように死亡水準の低い国は、出生水準も低く、そのため、そのような結果となったものである。しかしながら、合計特殊出生率が2～3以上の水準、あるいは平均寿命が70年以下の水準の場合に、その年齢構造には大差なく、合計特殊出生率が2以下、死亡の水準が平均寿命で70年を超えた場合に、年齢構造に変化が生じていることが顕著に表れている。なお、わが国の人口高齢化が開始した1950年以降の状態について、同図にプロットしてみると、ほぼ同じ傾向で推移してきていることが分かる。

## V. 安定人口モデルを用いた分析

安定人口モデルとは、「年齢別出生率および年齢別死亡率が一定不変ならば、(封鎖人口において) 充分の期間を経過した後の年齢構造は一定となる」というものである。

安定人口モデルを用いる方法は、出生と死亡の水準について各高低2種類のデータを使用し、A：高出生・高死亡、B：高出生・低死亡、C：低出生・高死亡、D：低出生・低死亡の4種の組み合わせから求められた安定人口年齢構造係数を比較する方法である。

それら4種類のモデル人口による年齢別割合をみてみよう(図4)。まず、出生率の高い年齢構造(A：高出生・高死亡とB：高出生・低死亡)は、その型には大きな差はみられず、人口ピラミッドの型でいうと典型的な富士山型を示す。それは、出生率が高水準の場合には、死亡水準に関係なく低年齢人口が多く、高年齢人口が少ない年齢構造となる。それに対し、出生率が低い水準(C：低出生・高死亡とD：低出生・低死亡)では、低年齢が縮小してツボ型を示し、高出生の場合の型と比べると明らかに高齢者割合が多くなっていることが見て取れる。このことから人口の高齢化は、出生率の低下によるものであり、死亡水準低下の影響は、ほとんど無いものと考えられてきた。

より詳細に出生水準ならびに死亡水準が人口構造に及ぼす影響をみるため、出生水準ならびに死亡水準にわが国の過去の実績と将来推計で仮定されたそれらすべてのデータを用い、その組み合わせによる安定人口の高齢人口割合を求めた(図5、図6)。まず、出生

---

8) 高齢者(65歳以上)人口割合の少ない国の多数は3～4%の水準であり、また、わが国の戦前には概ね5%で安定してきたことから、人口高齢化の開始以前(多産多死の状態)の高齢者(65歳以上)人口割合は3～5%程度である。そこで、人口の年齢構造は、一時的な変動によっても変化することがあるため、高齢者(65歳以上)人口割合が7%を超えた水準を「人口が高齢化した国」あるいは「人口高齢化が開始した国」の基準として用いた。



図4 出生率，死亡率組み合わせによる安定人口年齢構造係数

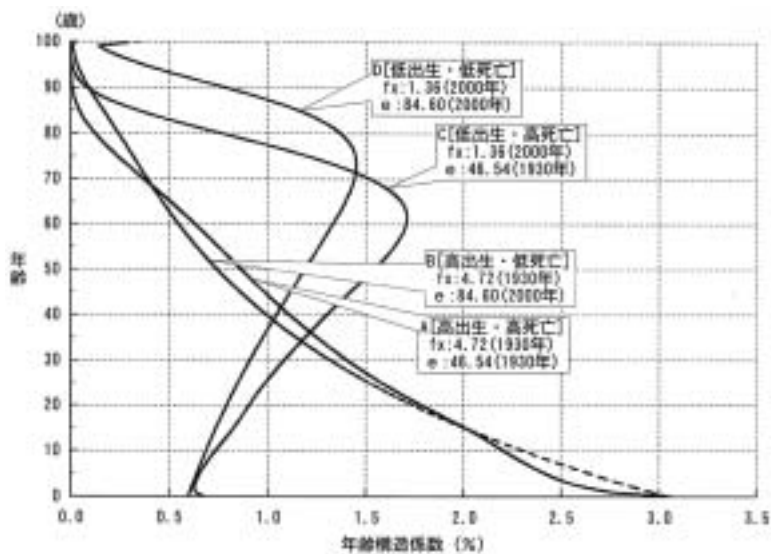
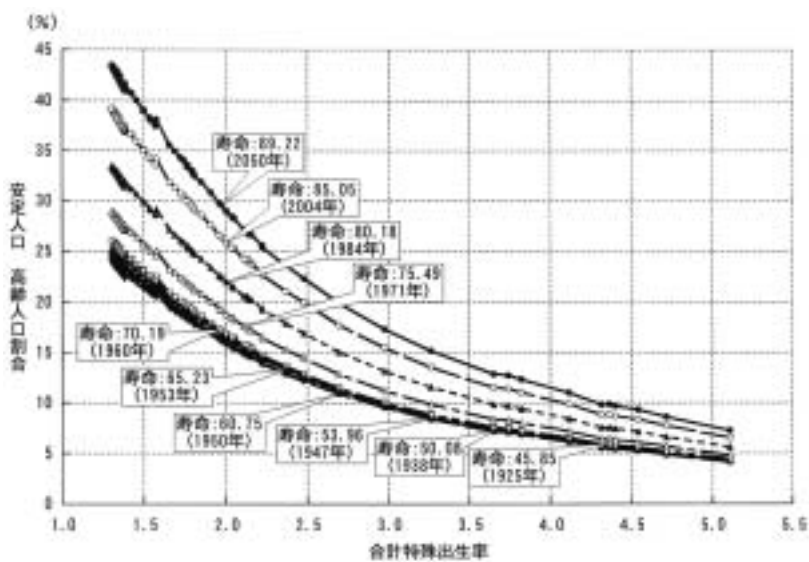


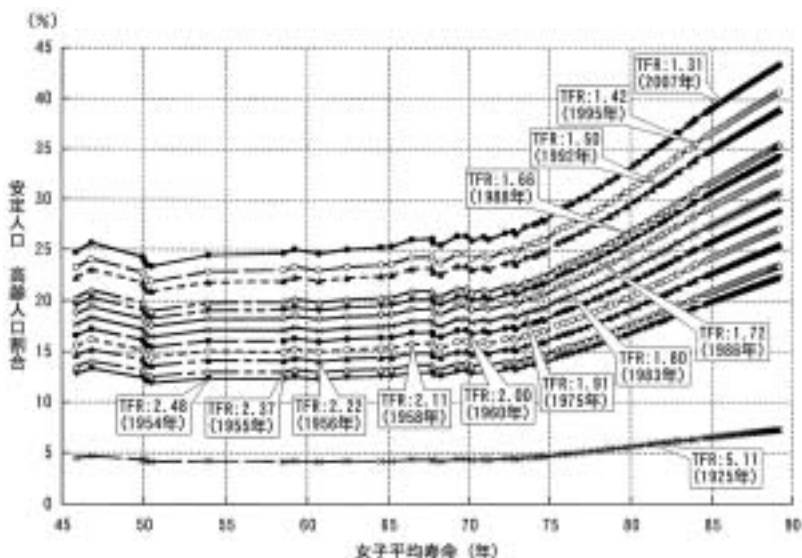
図5 出生率と高齢（65歳以上）人口割合の関係



率の水準と高齢人口割合の関係をみると、死亡の水準にかかわらず出生率が高いほど、高齢人口割合は少なくなる。一方、死亡水準と高齢人口割合の関係をみると、死亡の水準が（女子の）平均寿命で概ね70年までは、いずれの出生率水準においてもほとんど変化せず一定であり、この死亡水準までの寿命の伸長は、人口の高齢化に寄与していないことが分かる。しかし、平均寿命が70年以上の水準になると、死亡率の改善に伴い高齢者割合は急



図6 死亡率と高齢（65歳以上）人口割合の関係



増することを示している。

以上のように出生率の低下は、年少人口を減少させるため相対的に高齢者人口割合を拡大させる。それは、出生率の低下は、死亡の水準に関係なく人口高齢化に寄与することを意味する。それに対し、死亡率は、概して全年齢において低下するため、年齢別死亡率の低下の程度が若年齢に比べ高年齢の方が相対的に大きくなった場合にのみ、人口の高齢化を促進することになる。したがって、従来「死亡率の改善による影響は少なく、出生率の低下によって決定される」と考えられてきていたが、平均寿命が概ね70年を超えた1960年代以降の死亡率の改善は、人口の高齢化に影響を及ぼすようになってきたといえる。また、既に見てきたように諸外国における出生率および死亡率の水準と人口高齢化との関係（図2、図3）で、合計特殊出生率が2以上、平均寿命が概ね70年以下の場合には、人口構造に変化がみられなかったが、それは死亡水準が平均寿命で70年以下の状態であるため、その効果が出生率の傾向にも反映されたものとみることができる。

## VI. 人口高齢化進展の要素分解

わが国の人口高齢化について実際のデータを用い、出生率、死亡率ならびに人口移動率（国際人口移動）の3つの要因に分解する方法により、それら人口動態率の変化が人口の高齢化に及ぼした影響をみることにする。

具体的な計算方法は、以下のように行った。

人口高齢化観察期間の期首時点における男女年齢各歳別人口を基準人口とし、それ以降各年の女子の年齢別（男女児別）出生率、および死亡率（生残率）を用いて、①各年の出

生率・死亡率を用いる〔出生・死亡変化〕、②出生率は初期時点のまま変化せず、死亡率のみ各年のデータを用いる〔出生一定、死亡変化〕、③出生率は各年のデータを用い、死亡率を初期時点のまま一定とする〔出生変化、死亡一定〕、④出生率、死亡率とも初期時点のまま一定とする〔出生・死亡一定〕、以上の4つの仮定に基づき、それぞれの期末時点の期待される人口を推計する。なお、使用した人口は、過去については国勢調査による人口<sup>9)</sup>、将来は将来推計人口（総人口）をそれぞれ用いた。出生率および死亡率（生残率）についても、実績値ならびに将来推計人口において仮定した出生率、生命表をそれぞれ適用した。ただし、公表の出生率および生命表は、観察期間が1月から12月を1年としたものであり、人口は10月1日現在であるため、出生率・生命表とも10月から翌年9月までに変換<sup>10)</sup>して計算に用いた。

それらの結果をもとに、その期間における人口高齢化指標の変化量を、その期間の出生率変化による影響と死亡率変化による影響、出生率・死亡率変化相互作用による影響、期首人口の年齢構造の影響、さらに人口移動等<sup>11)</sup>による影響の5つの要因に分解する。

まず出生率変化による影響分は、〔出生変化、死亡一定〕と〔出生・死亡一定〕との差(③-④)、死亡率変化による影響分は、〔出生一定、死亡変化〕と〔出生・死亡一定〕との差(②-④)によって求める。なお、出生率変化による影響分は〔出生・死亡変化〕から〔出生一定、死亡変化〕を引いたもの(①-②)、また、死亡率変化による影響分は、〔出生・死亡変化〕から〔出生変化、死亡一定〕を引いたもの(①-③)によっても求められるが、この場合には、出生率変化による影響分の場合には、死亡の変化に伴う出生率変化の影響を含んだ結果であり、逆に死亡率変化による影響分の場合には、出生率の変化に伴う死亡率変化の影響を含んだ結果である。すなわち、出生率変化と死亡率変化の相互作用による影響分を含んだ数値となる。したがって、出生率および死亡率相互の作用による影響分は、〔出生・死亡変化〕と〔出生・死亡一定〕を加えたものから〔出生一定、死亡変化〕と〔出生変化、死亡一定〕を引くことによって求められる(①-②-③+④)。

さらに、実際の期首人口の人口高齢化指標 $\textcircled{A}$ を、期末人口のそれ $\textcircled{B}$ をとすると、期首人口の影響分は〔出生・死亡一定〕から〔期首人口〕を引いたもの(④- $\textcircled{A}$ )であり、人口移動等による影響分は、〔期末人口〕から〔出生・死亡変化〕を引いたもの( $\textcircled{B}$ -①)により求められる。

なお、今回の分析では、人口高齢化を表すいくつかの指標について、その変化量を要素分解し分析を行った。しかし、それら指標はほぼ同様の傾向を示したため、最も一般的に

9) 年齢不詳人口を、案分補正した人口。

10) 公表された女子の年齢別出生率 $f_x$ ならびに生命表の $L_x$ （ $n$ 年1月から12月）を $F_x^*$ とし、 $n$ 年10月から翌年（ $n+1$ 年）9月までを $\hat{F}_x^*$ とすると、 $\hat{F}_x^* = F_x^* / 4 + F_{x+1}^* \times 3 / 4$ によって求めた。ただし、公表された年齢別出生率の分母人口は、各年10月1日現在人口を用いているため、別途年央（7月1日）現在人口を推計し、率算出の分母人口に用いた。

11) ここでいう人口移動の影響とは、期間内における人口移動の変化の影響ではなく、人口移動が人口高齢化に及ぼした、あるいは及ぼす影響のことをいう。また、人口移動等とは、人口移動の影響以外に、用いたデータ（国勢調査人口および出生率・生命表）の正確性に起因する誤差分と、出生率・生命表については、率によるため必ずしも実績値（出生数・死亡数）を再現できないことによる差分が含まれている。

用いられている65歳以上人口割合および平均年齢の2種類の指標について、より詳細な分析を行った。

高齢者（65歳以上）人口割合の変化量を各要素に分解した結果を、5年間隔、25年間隔、50年間隔および全期間（100年間）についてみてみよう（表1）。まず、5年の期間で人口高齢化進展の寄与度をみると、各期間の変化の概ね85%以上が期首人口の年齢構造の影響によって決定づけられる（図7）。出生率の変化による影響は、観察期間において出生率が低下している時期には人口高齢化を促進するものの、逆に上昇している期間は抑制効果として寄与することになる。そのため、必ずしもすべての期間で出生率変動が人口高齢化に寄与しているとは限らない。とくに、将来における出生率は、若干上昇すると仮定しているため、当然人口高齢化を抑制することになる。それに対し、死亡率の変化は、全ての期間において人口高齢化に寄与し、近年になるほどその寄与度は高まってきている。

観察期間を25年間にしてみると、期首人口の年齢構造の影響は1950～75年の変化量の28%、1975～2000年には66%となり、その分、他の要因であるその期間内の出生と死亡の変

表1 65歳以上割合変化の要素分解

期間	65歳以上割合(%)		各要因による影響(変化量)					各要因の寄与度 [変化量に対する割合](%)				
	初期値	変化量	期首人口 年齢構造	出生率 変化	死亡率 変化	出生・死亡 相互作用	国際人口 移動他 <sup>1)</sup>	期首人口 年齢構造	出生率 変化	死亡率 変化	出生・死亡 相互作用	国際人口 移動他 <sup>1)</sup>
5年間隔												
1947～1950	4.79	0.14	0.07	0.02	0.01	0.00	0.04	51.77	15.73	7.23	0.08	25.20
1950～1955	4.94	0.38	0.24	0.10	0.06	0.00	-0.03	63.59	26.38	16.52	0.55	-7.04
1955～1960	5.32	0.41	0.37	0.03	0.01	0.00	0.00	89.53	7.84	1.49	0.05	1.09
1960～1965	5.73	0.56	0.57	-0.01	0.02	-0.00	-0.02	101.06	-2.35	4.08	-0.03	-2.76
1965～1970	6.29	0.78	0.77	-0.09	0.06	-0.00	0.04	99.27	-12.17	7.43	-0.13	5.05
1970～1975	7.06	0.86	0.71	0.02	0.09	0.00	0.04	82.45	2.29	10.49	0.03	4.74
1975～1980	7.92	1.18	1.01	0.02	0.12	0.00	0.03	85.84	1.82	9.84	0.02	2.47
1980～1985	9.10	1.20	1.04	-0.02	0.12	-0.00	0.06	86.69	-1.34	10.04	-0.02	4.63
1985～1990	10.30	1.77	1.61	0.03	0.09	0.00	0.05	90.55	1.75	5.04	0.01	2.65
1990～1995	12.08	2.48	2.36	0.02	0.07	0.00	0.02	95.16	0.95	2.98	0.00	0.91
1995～2000	14.56	2.81	2.56	0.03	0.10	0.00	0.11	91.23	1.02	3.74	0.01	4.01
25年間隔												
2000～2005	17.36	2.52	2.53	0.02	-0.01	-0.00	-0.03	100.58	0.92	-0.41	-0.00	-1.09
2005～2010	19.88	2.66	2.64	-0.00	0.07	-0.00	-0.05	99.38	-0.14	2.48	-0.00	-1.72
2010～2015	22.54	3.41	3.43	-0.01	0.06	-0.00	-0.06	100.49	-0.43	1.83	-0.00	-1.89
2015～2020	25.95	1.89	1.92	-0.01	0.06	-0.00	-0.08	101.40	-0.47	3.15	-0.00	-4.08
2020～2025	27.85	0.82	0.85	-0.00	0.06	-0.00	-0.09	104.01	-0.35	6.87	-0.00	-10.53
2025～2030	28.67	0.90	0.95	-0.00	0.05	-0.00	-0.10	104.76	-0.09	5.85	-0.00	-10.53
2030～2035	29.57	1.36	1.42	-0.00	0.05	-0.00	-0.11	104.20	-0.05	3.59	-0.00	-7.73
2035～2040	30.94	2.29	2.37	-0.00	0.04	-0.00	-0.12	103.31	-0.01	1.93	-0.00	-5.22
2040～2045	33.23	1.45	1.54	-0.00	0.04	-0.00	-0.13	106.41	-0.01	2.77	-0.00	-9.17
2045～2050	34.68	0.97	1.08	-0.00	0.04	-0.00	-0.15	111.13	-0.00	3.77	-0.00	-14.91
50年間隔												
1950～1975	4.94	2.98	0.83	1.15	0.76	0.17	0.08	27.75	38.52	25.43	5.60	2.70
1975～2000	7.92	9.44	6.27	0.64	2.25	0.08	0.21	66.40	6.76	23.78	0.83	2.24
2000～2025	17.36	11.30	10.74	-0.02	1.13	-0.00	-0.55	95.03	-0.20	10.00	-0.01	-4.83
2025～2050	28.67	6.98	7.17	-0.02	0.87	-0.00	-1.04	102.66	-0.30	12.49	-0.00	-14.84
全期間												
1950～2000	4.94	12.43	1.98	5.11	3.11	1.98	0.25	15.94	41.13	25.00	15.90	2.03
2000～2050	17.36	18.29	17.12	-0.28	2.95	-0.01	-1.49	93.62	-1.54	16.13	-0.06	-8.15
1950～2050	4.94	30.71	2.27	15.32	5.29	9.26	-1.43	7.40	49.88	17.23	30.14	-4.65

1970年以前は沖縄県を含まない。将来推計人口は中位推計結果による。

1) 1947～2000年は、人口ならびに人口動態率の統計誤差を含む。将来推計（2000年以降）は人口移動のみによる。

図7 高齢（65歳以上）人口割合変化の要素分解：5年毎

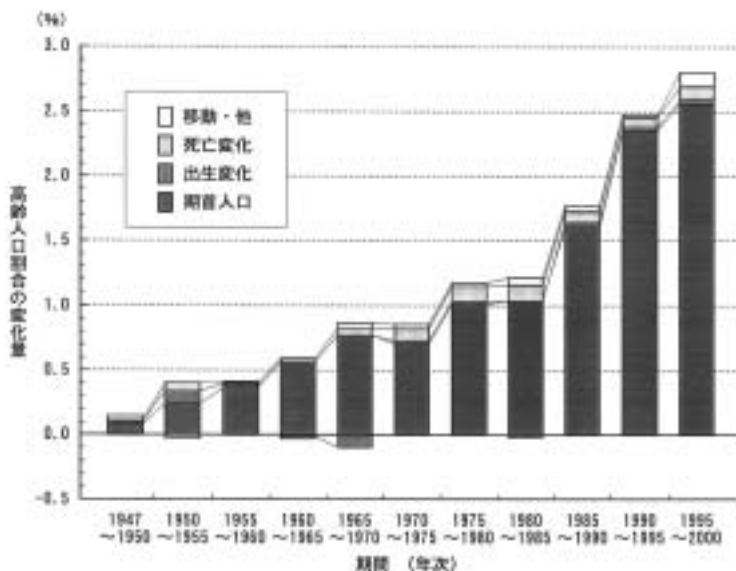
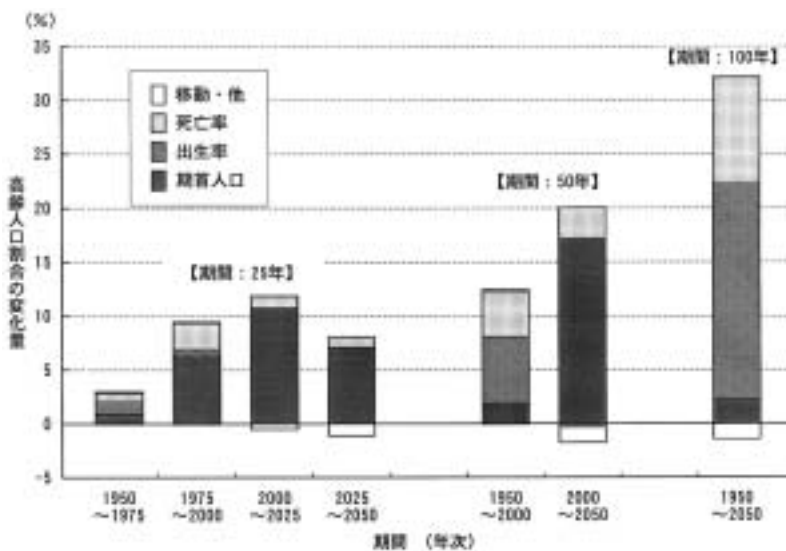


図8 高齢（65歳以上）人口割合変化の要素分解：各期間毎



動による影響が多く占めるようになる（図8）。1950～75年についてみると出生変動の影響は変化量の39%，死亡変動の影響は25%を占め、人口高齢化開始時期であるこの時期には、急激な出生率低下により、死亡の変動に比べて、より寄与度大きい。しかし、1975～2000年についてみると、出生変動の影響は変化量の7%になり、死亡変動の影響は24%

を占め、出生変動の寄与度を大幅に上回った。

さらに、過去50年間の状況を見ると、期首人口の影響はさらに縮小し全変化量の16%となり、出生率変化により41%、死亡率変化は25%、それぞれ寄与したことになる。すなわち、戦後人口高齢化の開始から現在まで進行したのは、出生率変化の影響の方が死亡率の改善よりも大きいものの、死亡率の改善も少なくないことが分かる。なお、国際人口移動による影響も人口高齢化に2%程度寄与していた。

一方、平均年齢の変化は、高齢者（65歳以上）人口割合の変化が年々増大しているのに比べ、概して変化量が一様に進展してきている（表2）。5年ごとに観察すると、期首人口の年齢構造の影響が大きいものの、高齢者（65歳以上）人口割合に比べ、短期的な出生率変動が及ぼす影響は大きく表れる（図9）。ちなみに、出生率変化の寄与度は、出生率上昇期以外、すべて死亡率変化の寄与度よりも大きい。観察期間を25年間でみると、1950～75年間の変化は期首人口の年齢構造の影響がなく、ほとんどが出生率の変化により決定されてきたことが分かる（図10）。そして1975～2000年になると、期首人口の年齢構造の

表2 平均年齢変化の要素分解

期間	平均年齢（歳）		各要因による影響（変化量）					各要因の寄与度 [変化量に対する割合]（%）				
	初期値	変化量	期首人口 年齢構造	出生率 変化	死亡率 変化	出生・死亡 相互作用	国際人口 移動他 <sup>1)</sup>	期首人口 年齢構造	出生率 変化	死亡率 変化	出生・死亡 相互作用	国際人口 移動他 <sup>1)</sup>
5年間隔												
1947～1950	26.64	-0.04	-0.18	0.12	0.00	0.00	0.03	-490.03	320.86	0.74	0.89	67.55
1950～1955	26.61	1.02	0.53	0.49	0.02	0.00	-0.03	52.30	48.54	1.61	0.44	-2.90
1955～1960	27.62	1.44	1.27	0.15	-0.00	0.00	0.01	88.58	10.64	-0.10	0.05	0.83
1960～1965	29.06	1.31	1.35	-0.06	0.01	-0.00	0.02	102.74	-4.69	0.45	-0.03	1.54
1965～1970	30.37	1.12	1.51	-0.40	0.03	-0.00	-0.01	134.00	-35.78	2.85	-0.13	-0.94
1970～1975	31.49	0.99	0.80	0.08	0.05	0.00	0.05	81.17	8.06	5.25	0.02	5.50
1975～1980	32.48	1.45	1.30	0.08	0.06	0.00	0.01	89.45	5.31	4.28	0.01	0.95
1980～1985	33.93	1.74	1.70	-0.05	0.06	-0.00	0.03	97.65	-3.09	3.50	-0.00	1.94
1985～1990	35.68	1.95	1.75	0.09	0.05	0.00	0.06	89.73	4.81	2.47	0.00	2.98
1990～1995	37.63	1.94	1.78	0.06	0.04	0.00	0.06	91.70	3.17	2.15	0.00	2.98
1995～2000	39.57	1.88	1.66	0.07	0.05	0.00	0.10	88.29	3.53	2.89	0.00	5.29
25年間隔												
2000～2005	41.23	1.54	1.52	0.05	-0.00	0.00	-0.03	98.97	3.12	-0.25	0.00	-1.84
2005～2010	42.77	1.44	1.47	-0.01	0.03	-0.00	-0.04	101.56	-0.50	1.95	-0.00	-3.01
2010～2015	44.21	1.24	1.30	-0.03	0.03	0.00	-0.06	104.46	-2.04	2.10	0.00	-4.52
2015～2020	45.45	1.04	1.10	-0.01	0.02	0.00	-0.07	105.55	-1.41	2.28	0.00	-6.42
2020～2025	46.49	0.89	0.95	-0.00	0.02	0.00	-0.08	106.67	-0.53	2.42	0.00	-8.56
2025～2030	47.38	0.74	0.80	-0.00	0.02	0.00	-0.08	108.87	-0.17	2.69	0.00	-11.38
2030～2035	48.12	0.47	0.55	-0.00	0.02	0.00	-0.09	115.55	-0.24	3.74	0.00	-19.05
2035～2040	48.59	0.28	0.36	-0.00	0.02	0.00	-0.10	129.60	-0.16	5.55	0.00	-34.98
2040～2045	48.86	0.37	0.46	-0.00	0.01	0.00	-0.10	124.64	-0.03	3.62	0.00	-28.23
2045～2050	49.23	0.53	0.63	-0.00	0.01	0.00	-0.11	118.73	-0.00	2.37	0.00	-21.10
50年間隔												
1950～1975	26.61	5.88	1.87	3.60	0.23	0.11	0.06	31.84	61.33	3.99	1.85	0.99
1975～2000	32.48	8.96	6.13	1.41	1.20	0.01	0.21	68.42	15.76	13.36	0.10	2.36
2000～2025	41.23	6.15	6.13	-0.07	0.43	0.00	-0.34	99.62	-1.17	7.01	0.01	-5.47
2025～2050	47.38	2.38	2.71	-0.02	0.29	0.00	-0.60	113.68	-1.00	12.30	0.00	-24.98
全期間												
1950～2000	26.61	14.84	3.11	9.34	1.42	0.80	0.16	20.97	62.97	9.57	5.39	1.10
2000～2050	41.23	8.53	8.56	-0.36	1.03	0.00	-0.70	100.29	-4.23	12.09	0.04	-8.18
1950～2050	26.61	24.64	3.31	14.94	2.81	4.33	-0.75	13.43	60.62	11.42	17.59	-3.06

1970年以前は沖縄県を含まない。将来推計人口は中位推計結果による。

1) 1947～2000年は、人口ならびに人口動態率の統計誤差を含む。将来推計（2000年以降）は人口移動のみによる。

図9 平均年齢変化の要素分解：5年毎

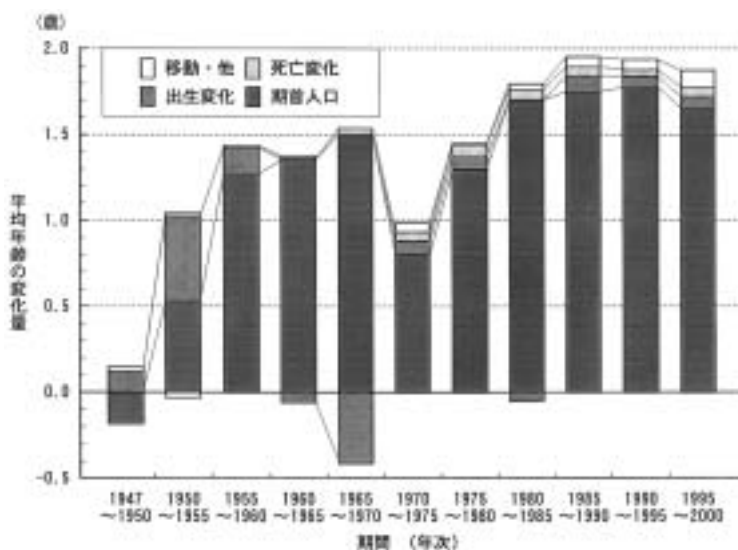
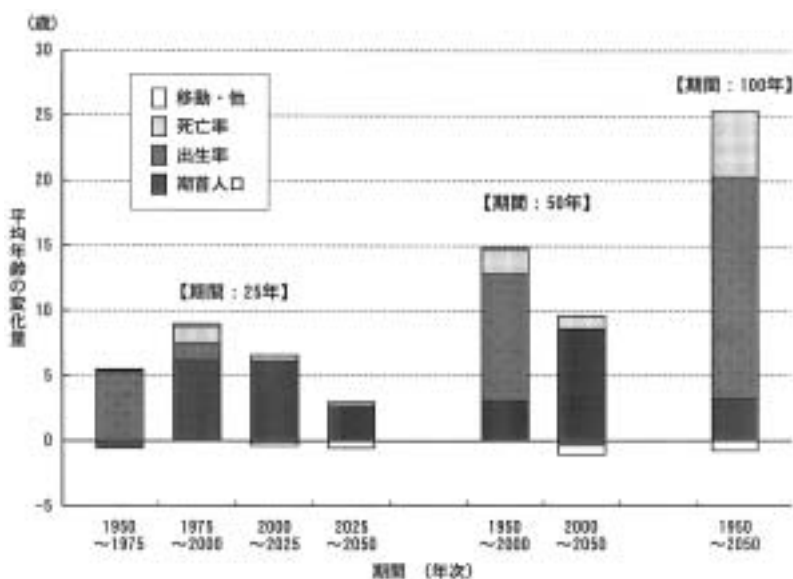


図10 平均年齢変化の要素分解：各期間毎



影響が増加し、出生率と死亡率の変化はそれぞれ16%と13%と、やや出生率変化の影響が大きいもののほぼ同じ寄与度を示している。すなわち、戦後から現在までの平均年齢変化は、1975年以前とそれ以降では異なった要因による。そのため、過去50年間の状況を見ると、出生率の変化により63%、死亡率の変化により10%と、高齢者（65歳以上）人口割合



の変化の場合と比べると、出生率変化の影響が大きくなる。なお、今後の変動は、高齢者（65歳以上）人口割合の場合と同様に、期首人口の影響が大きくなっていく。

過去50年間ならび今後の50年間をあわせた通算1世紀にわたる期間でみると、高齢者（65歳以上）人口割合と平均年齢の変化とも、期首人口（1950年）の影響は少なくなり、高齢者（65歳以上）人口割合の変化のうち、出生率の変化が50%、死亡率変化が17%それぞれ寄与し、平均年齢の場合には、出生率の変化が61%、死亡率変化が11%と高齢者（65歳以上）人口割合の変化による場合よりも出生率の影響が大きい。

なお、人口の高齢化は、出生率と死亡率の変動以外に、国際人口移動による影響も受ける。従来、国際人口移動の変動が、人口、ならびに人口構造に及ぼす影響は比較的少ないと考えられてきていた。しかし、近年の国際化に伴い、その動向は徐々に無視しがたいものとなりつつある。そこで、要素分解によって国際人口移動の影響についてみることにする。ただし、国際人口移動の影響については、過去（現在までの実績）と将来とでは若干異なった定義による。それは、過去における実績のデータである人口と出生率、死亡率とは、必ずしも整合性のとれたものではない。すなわち、それら人口動態率に基づくデータを積み上げた結果が、必ずしも国勢調査人口と完全な一致をみないといった統計的な誤差を含んだものである。したがって、算出された結果は、国際人口移動の影響とそれら統計的誤差分を含んだ数値となってしまう。一方、将来の国際人口移動の場合には、そのような統計的誤差は含まれないため、過去と将来とを一概に比較することはできない。

過去における国際人口移動の影響は、25年あるいは50年間隔でみると、高齢者（65歳以上）人口割合の変化の約2%、平均年齢上昇に通算で1%程度と割合は低いものの、人口高齢化の推進に寄与してきていた。そのことは、人口移動の発生年齢が20歳代から30歳代の青壮年期にかけて比較的多く生じることから、その年齢層の国外への転出超過による影響と考えられる。それに対し、将来の国際人口移動の影響は、今後50年間で高齢者（65歳以上）人口割合の変化、および平均年齢上昇とも、総変化量の約8%抑制に寄与し、それらは、国外からの転入超過によるものである。これを、前半と後半にわけてみると、前半の2000～25年に比べ後半の2025～50年は両指標とも寄与度は増加し、高齢者（65歳以上）人口割合では5%から15%へ、平均年齢の場合5%から25%へとその寄与度は驚異的に高くなる。

## Ⅶ. 将来推計人口における各仮定値の要素分解

将来推計人口では、出生率の見通しは中位、高位、低位の3種類仮定している。前節で用いた結果は、中位推計によるものである。そこで、ここでは、将来の仮定値の違いによる人口高齢化進展への影響をみることにする（表3）。将来推計人口によると2050年における高齢者（65歳以上）人口割合は、中位推計では36%、高位推計では33%、低位推計では39%と、中位推計を中心に上下約3%の差が生じると予測している。この差は、死亡率ならびに国際人口移動については、同じ仮定値で推計したものであるため、出生率の差の

表3 将来における人口高齢化指標変化の要素分解：2000～2050年

要因	高齢（65歳以上）人口割合（％）			平均年齢（歳）		
	中位推計	高位推計	低位推計	中位推計	高位推計	低位推計
2000年	17.36	17.36	17.36	41.23	41.23	41.23
2050年	35.65	33.13	38.97	49.76	47.61	52.56
変化量	18.29	15.77	21.60	8.53	6.38	11.33
各要因による影響（変化量）						
期首人口 <sup>1)</sup>	17.12	17.12	17.12	8.56	8.56	8.56
出生率変化	-0.28	-2.87	3.15	-0.36	-2.60	2.56
死亡率変化	2.95	2.95	2.95	1.03	1.03	1.03
相互作用	-0.01	-0.11	0.09	0.00	-0.00	-0.00
国際人口移動	-1.49	-1.32	-1.71	-0.70	-0.61	-0.81
寄与度〔変化量に対する割合：（％）〕						
期首人口 <sup>1)</sup>	93.62	108.59	79.25	100.29	134.20	75.52
出生率変化	-1.54	-18.20	14.59	-4.23	-40.77	22.57
死亡率変化	16.13	18.71	13.65	12.09	16.17	9.10
相互作用	-0.06	-0.69	0.42	0.04	-0.08	-0.02
国際人口移動	-8.15	-8.40	-7.90	-8.18	-9.52	-7.18
各要因による影響（変化量）の中位推計との差						
変化量	…	-2.52	3.32	…	-2.16	2.80
期首人口 <sup>1)</sup>	…	0.00	0.00	…	0.00	0.00
出生率変化	…	-2.59	3.43	…	-2.24	2.92
死亡率変化	…	0.00	0.00	…	0.00	0.00
相互作用	…	-0.10	0.10	…	-0.01	-0.01
国際人口移動	…	0.17	-0.22	…	0.09	-0.12

1) 期首人口の年齢構造による。

みによって生じたものであるといえる。しかし、実際には出生率が異なると、それに伴い人口の年齢構造も徐々に差が生じ、この人口の年齢構造の差異はたとえ年齢別生存率（死亡率）に差がなくとも、年齢別死亡数が異なることになる。このことは、国際人口移動も同様に同一の仮定を行ったのにもかかわらず、各推計値で異なった寄与を発生させることになる。

具体的にみると、各推計値とも期首人口の年齢構造の影響は全く同率で、高齢者（65歳以上）人口割合を17.12%上昇させる。また、死亡率は同一の仮定によるため、いずれも2.95%上昇させる。出生率の影響は、将来の仮定値が中位と高位の場合、現在（2000年）の水準より上昇し、低位のみ低下が持続されるものとしている。そのため、出生率の回復は、人口高齢化にはマイナスに寄与し、低位推計の場合のみ、促進させることになる。しかし、中位推計の場合には、ほとんど人口高齢化に及ぼす影響は微少であり、高位推計でマイナス3%、低位推計で3%増加させる。それに対し、国際人口移動の影響は、各推計値とも1.5%前後人口高齢化を抑制する効果があり、中位推計の場合には、出生率の寄与度よりも大きい。一方、平均年齢でみると、高齢者（65歳以上）人口割合の場合とほぼ同様な傾向がみられる。

## VIII. おわりに

人口高齢化は、わが国のみならず先進国における共通の社会問題として重要な課題である。それは、人口転換以降、必然的に生じた少子化の到達点として避けられない現象である。現在、わが国では人口高齢化対策の一助として、少子化対策が新たな政策課題となり重要視されてきている。それは、「人口高齢化の原因は、出生率の低下によるもので、死亡率の改善はそれほど多く影響をおよぼさない」との認識から、「出生率の回復」により人口高齢化を解消できるかのように考えられてきた。

今回の分析で、人口高齢化の開始からの約半世紀は、出生率低下の影響は大きいものの、近年の人口高齢化に対しては、死亡率改善に伴う長寿化の影響が増大してきていることを明らかにした。また、将来の進展は、現在の年齢構造による影響が大きく、そのことは、今後の人口高齢化の進展のほとんどは、既に現在の人口に内包されていることを意味するものである。そのため、今後の出生率変化が及ぼす影響は、微少であり、むしろ、国際人口移動の動向が、より人口高齢化の水準を左右することが分かった。また、21世紀には、人口高齢化とともに人口減少時代を迎える。したがって、それら国の基本的な課題を考える際に、国際人口移動の議論が不可避となってくることであろう。

今回は、全国の人口高齢化についての分析を行った。全国人口の場合には、国際人口移動の影響は現在までのところは僅かであり、概ね、出生率と死亡率の動向により説明できた。しかし、地域における人口高齢化の場合には、人口移動の影響が大きく、そのことが地域間の格差を拡大させてきた。そこで、今後の課題として、地域の人口高齢化、とくに人口移動が及ぼす人口高齢化への影響の計測が重要であり、地域分析を行う場合に必須の課題となるであろう。

## 文献

- Coale, A. J. (1957) "How the Age Distribution of a Human Population is Determined" *Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology* 20(11)
- 石川晃 (1988) 「わが国における1947年以後の人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』第45巻第3号, pp.56-65
- 勝野真人 (1987) 「戦後わが国の出生・死亡低下の長期的影響—人口の超高齢化はいかにして起こるか—」, 『厚生学の指標』第34巻第4号, pp.6-13
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『日本の将来推計人口—平成13 (2001) 年～62年 (2050) 年— 附: 参考推計 平成63 (2051) ～112 (2100) 年 平成14年1月推計』(研究資料第303号)
- 黒田俊夫 (1955) 「高年化現象の人口学的研究 (1)」, 『人口問題研究』第61号, pp.8-62
- 水島治夫 (1956) 「人口の老化 (Aging) と出生率・死亡率低下との関係」, 『厚生学の指標』(特集1号) 第3号第7号, pp.63-70
- Ogawa, N. (1984) "Aging of the Population" ESCAP "Population of Japan" (Country Monograph Series No. 11)

Sauvy, A. (1954) "Le vieillissement des populations et l'allongement de la vie" *Population* 9(4) pp.  
館稔 (1956) 「日本人口基本構造の変動—出生および死亡の変動との関連において」, 『人口問題研究所年報』第  
1号, pp.1-5

# Demographic Analysis of Population Aging in Japan

Akira ISHIKAWA

The feature of the population aging in Japan is to progress at an extremely fast speed compared with other advanced countries and to reach even the highest level in the world.

As for the population aging in Japan, 50 years would pass roughly from the beginning to now. In addition, the result of new future population projections was released recently available for this study. Then, the factor of the progress of the population aging for the period during the first totaling century of 50 years in 50 years in the past and the futures was analyzed.

In this analysis, two demographic variables, the average age of population and the proportion of population aged 65 and over, were used as an index of the population aging. The method of analysis is (1) The status of progress of the population aging in the foreign countries and the level of the birth and the death are observed, and the relation is analyzed. (2) The influence that the difference of those levels of aging exerts on the age structure change in the population is observed according to the stable population model which uses the age-specific fertility and mortality rates. (3) The influence that trends of an actual birthrate and the mortality rate, etc. exerted on the change in the population aging was analyzed by 3 methods.

As a result of analysis, the level of the birthrate changes the age structure of population directly. The age structure of population is hardly changed when the level of the average life span is about 70 years or less. However, when the average life span exceeds 70 years, it has been understood to contribute to the population aging. Many of demographers are understood that the cause of the population aging was accounted mainly due to the decrease in the birthrate, and the improvement of the mortality rate did not exert a lot of influences. Moreover, most of the future trends of the population aging have already included to the present age-structure of population, and the population aging will be influenced by the trend of the international migration.

---

 統 計
 

---

## 全国人口の再生産に関する主要指標：2001年

2001年における日本の人口再生産率に関する主要指標を、2001年1月から12月までの出生・死亡統計<sup>1)</sup> (確定数)、2001年10月1日現在の日本人人口<sup>2)</sup> および2001年簡易生命表<sup>3)</sup> の数値に基づいて算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口諸指標である。各指標の定義および詳細については、研究資料第272号『全国日本人人口の再生産に関する指標 (1985年～1990年)』、1992年2月)を参照されたい。(石川 晃)

### 主要結果

2001年の出生数は1,170,662人であり、前年(2000年)の1,190,547人に比べ19,885人減少した。出生数は1973年の209万人をピークに減少傾向を示していたが、1990年以降は120万人前後で推移してきている。また、普通出生率も同様の傾向を示し、1973年の19.4%から1993年の9.6%へと一貫した低下がみられたが、それ以降ほぼ横這い状態となり2001年には9.3%となった。一方2001年の死亡数は970,331人で、前年の961,653人に比べ9千人程度増加したが、普通死亡率では7.7%と前年と同率となった。1980年代中葉以降、死亡数および率ともに短期的変動はみられるものの概ね増加傾向を示している。2001年の普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、1.6%となり、前年の1.8%に比べ0.2ポイント低下した。

標準化人口動態率をみると(表1)、出生率は前年(2000年)の9.5%から0.2ポイント低下し9.3%となり、死亡率は前年の2.3%から0.1ポイント低下し2.2%となった。また、自然増加率は、7.1%となり、前年に比べ0.1ポイント低下した。

人口再生産率についてみると(表2および表4)、2001年の合計特殊出生率は1.33であり、前年の1.36に比べ0.02低下した。近年では1984年の1.81をピークにその後低下傾向が続いてきており、2001年は戦後最低の水準である。2001年の年齢別出生率を前年と比較すると、20歳代後半から30歳代前半では依然として低下傾向がみられるものの、10歳代ならびに20歳代前半と30歳半ば以上の高年齢で若干増加した。長期的には晩婚化の影響により20歳代前半以下の年齢での低下傾向が続いてきていたが、近年増加傾向がみられ興味深い点である。なお、総再生産率は0.65(前年0.66)、純再生産率は0.64(前年0.65)となった。

女子人口の安定人口動態率は(表3、表7および表8)、増加率-14.8%、出生率5.7%、死亡率20.5%となり、それぞれ前年(2000年)と比べ、増加率は-0.5、出生率は-0.2、死亡率は0.3ポイント変化した。また、安定人口平均世代間隔は29.82年となり前年より0.01年の伸びがみられた。これは晩産化の影響によるものである。安定人口の65歳以上割合は、前年の37.7%よりさらに増加し38.6%となった。

---

1) 厚生労働省統計情報部『平成13年 人口動態統計』、2003年1月(予定)。

2) 総務省統計局『人口推計年報 平成13年10月1日現在推計人口』、2002年5月。

3) 厚生労働省統計情報部『平成13年 簡易生命表』、2002年10月。



表1 年次別標準化人口動態率：1925～2001年  
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates : 1925-2001

年次 Year	標準化人口動態率 (%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数 (%) Index of standardized vital rates (1930=100)			[参考] 普通動態率 (%) Crude vital rates		
	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate
1925	35.26	20.25	15.01	109.00	111.47	105.84	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.19	100.00	100.00	100.00	32.4	18.2	14.2
1940	27.74	16.96	10.78	85.75	93.35	76.02	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.40	15.47	95.42	84.79	109.02	34.3	14.6	19.7
1948	30.20	12.38	17.82	93.35	68.16	125.61	33.5	11.9	21.6
1949	29.83	11.95	17.88	92.20	65.76	126.05	33.0	11.6	21.4
1950	25.47	11.02	14.45	78.74	60.68	101.86	28.1	10.9	17.2
1951	22.76	9.92	12.84	70.36	54.62	90.53	25.3	9.9	15.4
1952	20.85	8.91	11.93	64.44	49.07	84.13	23.4	8.9	14.5
1953	18.96	8.88	10.08	58.62	48.90	71.07	21.5	8.9	12.6
1954	17.53	8.19	9.35	54.20	45.07	65.89	20.0	8.2	11.8
1955	16.88	7.70	9.18	52.18	42.40	64.70	19.4	7.8	11.6
1956	15.91	7.89	8.02	49.17	43.43	56.52	18.4	8.0	10.4
1957	14.69	8.04	6.64	45.39	44.27	46.83	17.2	8.3	8.9
1958	15.27	7.17	8.10	47.20	39.48	57.09	18.0	7.4	10.6
1959	14.90	7.04	7.85	46.05	38.78	55.37	17.5	7.4	10.1
1960	14.69	7.01	7.69	45.42	38.57	54.20	17.2	7.6	9.6
1961	14.31	6.72	7.58	44.22	37.01	53.45	16.9	7.4	9.5
1962	14.34	6.65	7.69	44.32	36.62	54.19	17.0	7.5	9.5
1963	14.53	6.10	8.42	44.90	33.59	59.38	17.3	7.0	10.3
1964	14.89	5.91	8.97	46.02	32.56	63.26	17.7	6.9	10.8
1965	15.74	5.96	9.77	48.64	32.81	68.91	18.6	7.1	11.5
1966	11.80	5.54	6.27	36.48	30.47	44.17	13.7	6.8	6.9
1967	16.31	5.41	10.91	50.43	29.77	76.89	19.4	6.8	12.6
1968	15.37	5.33	10.03	47.50	29.35	70.74	18.6	6.8	11.8
1969	15.04	5.21	9.83	46.49	28.69	69.29	18.5	6.8	11.7
1970	15.26	5.18	10.08	47.18	28.54	71.05	18.8	6.9	11.9
1971	15.87	4.82	11.05	49.06	26.56	77.88	19.2	6.6	12.6
1972	15.96	4.66	11.31	49.35	25.64	79.71	19.3	6.5	12.8
1973	16.07	4.61	11.47	49.68	25.36	80.83	19.4	6.6	12.8
1974	15.47	4.45	11.02	47.82	24.49	77.71	18.6	6.5	12.1
1975	14.32	4.20	10.12	44.27	23.14	71.32	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.05	9.60	42.19	22.30	67.66	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.84	9.47	41.15	21.15	66.76	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.73	9.52	40.94	20.52	67.09	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.56	9.51	40.41	19.62	67.03	14.2	6.0	8.2
1980	12.76	3.57	9.19	39.45	19.67	64.78	13.6	6.2	7.4
1981	12.55	3.44	9.11	38.79	18.94	64.22	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.28	9.47	39.40	18.05	66.74	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.27	9.68	40.02	17.99	68.23	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.15	9.80	40.05	17.36	69.12	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.48	38.74	16.82	66.81	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.94	9.32	37.90	16.18	65.72	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.82	9.13	36.94	15.53	64.36	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.84	8.82	36.04	15.61	62.21	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.73	8.29	34.06	15.03	58.43	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.72	8.02	33.20	14.97	56.55	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.66	8.12	33.33	14.64	57.27	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.65	7.82	32.38	14.60	55.15	9.8	6.9	2.9
1993	10.14	2.62	7.52	31.35	14.41	53.03	9.6	7.1	2.5
1994	10.42	2.53	7.89	32.22	13.92	55.66	10.0	7.1	2.9
1995	9.90	2.57	7.33	30.59	14.12	51.67	9.5	7.4	2.1
1996	9.89	2.41	7.48	30.58	13.28	52.74	9.7	7.2	2.5
1997	9.65	2.36	7.29	29.83	12.99	51.40	9.5	7.3	2.2
1998	9.63	2.36	7.27	29.75	12.98	51.23	9.6	7.5	2.1
1999	9.35	2.36	7.00	28.91	12.97	49.33	9.4	7.8	1.6
2000	9.51	2.35	7.16	29.38	12.91	50.48	9.5	7.7	1.8
2001	9.29	2.16	7.13	28.72	11.91	50.26	9.3	7.7	1.6

1930年全国人口を標準人口に採り、任意標準人口標準化法の直接法による。総務省統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に存在する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表2 年次別女子の人口再生産率：1925～2001年  
Table 2. Reproduction Rates for Female：1925—2001

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NRR (3)	再生産 残存率 (3)/(2) (4)	静止粗 再生産率 (1)/(3) (5)	(1)-(5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
1925	5.11	2.51	1.65	0.66	3.10	2.01	108.3	109.3	108.2
1930	4.72	2.30	1.52	0.66	3.09	1.62	100.0	100.0	100.0
1940	4.12	2.01	1.43	0.71	2.87	1.25	87.3	87.4	94.1
1947	4.54	2.21	1.68	0.76	2.71	1.84	96.3	96.1	110.2
1948	4.40	2.14	1.75	0.82	2.52	1.88	93.3	93.0	114.7
1949	4.32	2.11	1.74	0.82	2.48	1.83	91.5	91.7	114.0
1950	3.65	1.77	1.50	0.85	2.43	1.22	77.4	77.1	98.4
1951	3.26	1.59	1.38	0.86	2.37	0.89	69.2	69.3	90.2
1952	2.98	1.45	1.29	0.89	2.31	0.66	63.1	63.1	84.3
1953	2.69	1.31	1.17	0.89	2.30	0.40	57.1	57.1	77.0
1954	2.48	1.20	1.09	0.90	2.28	0.20	52.6	52.3	71.3
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.2	50.1	69.3
1956	2.22	1.08	0.99	0.92	2.24	-0.01	47.1	47.0	65.2
1957	2.04	0.99	0.92	0.93	2.22	-0.18	43.3	43.2	60.4
1958	2.11	1.03	0.96	0.93	2.21	-0.10	44.7	44.7	62.7
1959	2.04	0.99	0.93	0.94	2.20	-0.16	43.2	43.1	60.9
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.18	42.5	42.4	60.3
1961	1.96	0.95	0.90	0.95	2.17	-0.21	41.6	41.4	59.3
1962	1.98	0.96	0.91	0.95	2.16	-0.19	41.9	41.7	59.9
1963	2.00	0.97	0.93	0.96	2.14	-0.14	42.5	42.4	61.3
1964	2.05	1.00	0.96	0.96	2.14	-0.09	43.4	43.3	62.9
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.01	45.4	45.3	66.0
1966	1.58	0.76	0.73	0.97	2.15	-0.57	33.4	33.1	48.2
1967	2.23	1.08	1.05	0.97	2.12	0.11	47.2	47.2	69.0
1968	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.00	45.2	44.8	65.6
1969	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.00	45.2	44.7	65.6
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.3	44.8	65.9
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.8	45.4	66.8
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.4	45.1	66.5
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.4	45.2	66.5
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	43.4	43.2	63.7
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.5	40.3	59.5
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.3	39.1	57.8
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.2	38.0	56.3
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.0	37.8	56.1
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.5	37.3	55.4
1980	1.75	0.85	0.83	0.98	2.09	-0.35	37.0	36.9	54.8
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	36.9	36.8	54.7
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.5	37.5	55.7
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.2	38.1	56.7
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.4	38.4	57.1
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.4	37.3	55.6
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.5	36.4	54.2
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.8	35.7	53.3
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.1	35.0	52.2
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.3	33.3	49.6
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.7	32.7	48.7
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.55	32.5	32.5	48.4
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.8	31.7	47.3
1993	1.46	0.71	0.70	0.99	2.08	-0.62	30.9	30.9	46.0
1994	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.8	31.7	47.4
1995	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.1	30.1	45.0
1996	1.43	0.69	0.69	0.99	2.08	-0.65	30.2	30.2	45.0
1997	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.4	29.4	43.9
1998	1.38	0.67	0.67	0.99	2.08	-0.69	29.3	29.3	43.7
1999	1.34	0.65	0.65	0.99	2.08	-0.73	28.5	28.4	42.4
2000	1.36	0.66	0.65	0.99	2.08	-0.72	28.8	28.7	42.9
2001	1.33	0.65	0.64	0.99	2.07	-0.74	28.3	28.2	42.2

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生数ならびに生命表（完全生命表および簡易生命表）の生残率（ $L_x^f$ ）によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表3 年次別女子の安定人口動態率, 平均世代間隔および年齢構造係数: 1925~2001年  
(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation for Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Population for Female: 1925-2001

年次 Year	安定人口動態率 (%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔(年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数 (%) Age composition of stable population			[参考] 実際人口年齢構造係数 (%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0~14歳	15~64歳	65歳以上	0~14歳	15~64歳	65歳以上
1925	17.11	35.91	18.80	29.25	38.11	57.37	4.52	36.54	57.73	5.73
1930	14.25	32.78	18.53	29.59	35.78	58.74	5.48	36.45	58.11	5.44
1940	11.93	28.60	16.66	30.26	33.58	60.36	6.06	35.71	58.84	5.45
1947	17.34	31.46	14.12	29.91	36.05	58.60	5.34	34.03	60.50	5.47
1948	18.87	30.54	11.67	29.61	36.34	58.18	5.48	34.09	60.44	5.48
1949	18.80	30.30	11.50	29.39	35.93	58.40	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	13.88	25.85	11.97	29.23	32.03	60.80	7.17	34.11	60.25	5.64
1951	10.91	23.11	12.21	29.25	29.41	62.07	8.52	33.83	60.54	5.64
1952	8.63	20.88	12.25	29.14	27.39	62.85	9.77	33.35	60.93	5.72
1953	5.53	18.66	13.13	29.03	25.07	63.71	11.22	32.94	61.27	5.79
1954	2.90	16.72	13.83	28.92	23.07	63.98	12.94	32.61	61.48	5.91
1955	1.90	15.84	13.94	28.77	22.20	64.07	13.73	32.11	61.88	6.02
1956	-0.22	14.63	14.85	28.59	20.84	64.52	14.63	31.34	62.60	6.06
1957	-2.89	13.11	16.00	28.43	19.20	64.72	16.08	30.50	63.38	6.11
1958	-1.57	13.59	15.16	28.19	19.71	64.26	16.03	29.77	64.04	6.19
1959	-2.65	12.92	15.57	28.05	18.97	64.24	16.79	29.03	64.68	6.29
1960	-3.01	12.68	15.69	27.86	18.74	64.45	16.81	28.81	64.79	6.39
1961	-3.66	12.22	15.87	27.80	18.21	64.24	17.56	28.56	64.94	6.50
1962	-3.27	12.36	15.63	27.69	18.42	64.36	17.23	27.49	65.92	6.60
1963	-2.43	12.59	15.01	27.71	18.71	63.96	17.33	26.34	66.92	6.74
1964	-1.52	12.95	14.47	27.70	19.18	63.83	16.99	25.24	67.89	6.86
1965	0.25	13.84	13.60	27.68	20.28	63.89	15.82	24.63	68.43	6.94
1966	-11.12	8.54	19.66	27.73	13.65	62.66	23.69	23.80	69.06	7.14
1967	1.83	14.49	12.66	27.72	21.05	63.33	15.62	23.40	69.27	7.32
1968	0.02	13.48	13.46	27.75	19.87	63.37	16.76	23.12	69.38	7.50
1969	0.01	13.42	13.41	27.76	19.79	63.20	17.00	23.00	69.37	7.64
1970	0.14	13.47	13.33	27.73	19.87	63.25	16.88	22.94	69.26	7.80
1971	0.65	13.59	12.94	27.72	19.98	62.76	17.26	22.94	69.14	7.92
1972	0.47	13.43	12.96	27.65	19.79	62.60	17.61	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.41	12.90	27.62	19.77	62.52	17.71	23.26	68.41	8.33
1974	-1.06	12.54	13.60	27.54	18.72	62.38	18.90	23.32	68.12	8.56
1975	-3.54	11.25	14.79	27.47	17.13	61.95	20.93	23.32	67.81	8.87
1976	-4.58	10.70	15.28	27.50	16.43	61.62	21.95	23.30	67.56	9.14
1977	-5.53	10.19	15.72	27.60	15.77	61.14	23.09	23.21	67.34	9.44
1978	-5.66	10.08	15.74	27.67	15.62	60.90	23.48	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.82	15.91	27.73	15.27	60.48	24.25	22.82	67.10	9.97
1980	-6.50	9.62	16.12	27.79	15.02	60.35	24.62	22.52	67.11	10.37
1981	-6.54	9.55	16.09	27.88	14.92	60.08	25.00	22.43	66.89	10.68
1982	-5.83	9.78	15.61	27.98	15.20	59.83	24.96	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.03	15.25	28.06	15.53	59.91	24.56	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.09	15.04	28.17	15.60	59.67	24.72	21.11	67.37	11.52
1985	-5.86	9.64	15.50	28.32	15.02	59.25	25.73	20.61	67.38	12.00
1986	-6.69	9.22	15.91	28.45	14.46	58.69	26.85	20.03	67.58	12.39
1987	-7.28	8.91	16.19	28.60	14.03	58.17	27.80	19.40	67.77	12.83
1988	-7.92	8.66	16.58	28.76	13.71	58.08	28.21	18.72	68.01	13.26
1989	-9.68	7.90	17.59	28.92	12.68	57.06	30.25	18.04	68.24	13.71
1990	-10.26	7.67	17.93	29.03	12.36	56.76	30.88	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.57	18.02	29.10	12.23	56.52	31.26	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29
1993	-12.07	6.93	19.00	29.32	11.34	55.45	33.22	16.00	68.19	15.82
1994	-11.07	7.22	18.30	29.41	11.73	55.45	32.82	15.63	68.01	16.36
1995	-12.80	6.63	19.44	29.51	10.91	54.72	34.36	15.30	67.79	16.92
1996	-12.69	6.58	19.27	29.63	10.82	54.13	35.05	14.99	67.50	17.51
1997	-13.49	6.28	19.77	29.70	10.40	53.50	36.10	14.70	67.20	18.10
1998	-13.62	6.22	19.83	29.75	10.30	53.19	36.50	14.42	66.89	18.69
1999	-14.62	5.90	20.52	29.80	9.86	52.76	37.38	14.15	66.61	19.24
2000	-14.23	5.95	20.18	29.81	9.91	52.35	37.74	13.96	66.15	20.09
2001	-14.78	5.74	20.52	29.82	9.61	51.77	38.62	13.74	65.72	20.53

表4 女子の年齢（各歳・5歳階級）別人口、出生数、出生率および生残数ならびに人口再生産率：2001年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female : 2001

年 齢 x (1)	女子人口 $P_x^F$ (2)	出生数			出生率		生残率 (静止人口) $L_x^F$ (8)	期待女兒数 $\frac{(7) \times (8)}{100,000}$ (9)
		総 数 $B_x$ (3)	男 $B_x^M$ (4)	女 $B_x^F$ (5)	出生率 $(3)/(2)$ (6)	女兒出生率 $(5)/(2)$ (7)		
15	666,350	256	133	123	0.00038	0.00018	99,517	0.00018
16	696,688	1,078	556	522	0.00155	0.00075	99,502	0.00075
17	721,244	3,012	1,555	1,457	0.00418	0.00202	99,484	0.00201
18	732,471	5,527	2,826	2,701	0.00755	0.00369	99,465	0.00367
19	729,021	11,092	5,725	5,367	0.01522	0.00736	99,443	0.00732
20	736,553	16,569	8,421	8,148	0.02250	0.01106	99,420	0.01100
21	765,237	22,922	11,766	11,156	0.02995	0.01458	99,394	0.01449
22	779,025	30,001	15,331	14,670	0.03851	0.01883	99,367	0.01871
23	807,728	38,721	20,117	18,604	0.04794	0.02303	99,340	0.02288
24	825,945	48,865	24,884	23,980	0.05916	0.02903	99,313	0.02883
25	868,983	63,297	32,589	30,707	0.07284	0.03534	99,285	0.03508
26	909,640	79,674	41,061	38,613	0.08759	0.04245	99,256	0.04213
27	958,829	95,571	48,971	46,600	0.09967	0.04860	99,227	0.04823
28	979,517	104,590	53,783	50,808	0.10678	0.05187	99,196	0.05145
29	958,748	106,886	54,991	51,896	0.11149	0.05413	99,163	0.05368
30	936,038	101,483	51,988	49,496	0.10842	0.05288	99,127	0.05242
31	910,470	92,345	47,302	45,043	0.10143	0.04947	99,088	0.04902
32	896,445	81,875	42,114	39,761	0.09133	0.04435	99,047	0.04393
33	878,409	69,932	35,996	33,935	0.07961	0.03863	99,004	0.03825
34	880,278	54,178	27,583	26,594	0.06155	0.03021	98,959	0.02990
35	686,762	40,284	20,727	19,557	0.05866	0.02848	98,911	0.02817
36	854,014	35,381	18,115	17,266	0.04143	0.02022	98,859	0.01999
37	799,044	23,915	12,159	11,756	0.02993	0.01471	98,802	0.01454
38	782,125	16,604	8,545	8,059	0.02123	0.01030	98,742	0.01017
39	759,822	11,152	5,735	5,417	0.01468	0.00713	98,677	0.00704
40	750,789	6,867	3,585	3,282	0.00915	0.00437	98,607	0.00431
41	760,337	4,139	2,068	2,071	0.00544	0.00272	98,531	0.00268
42	778,371	2,402	1,257	1,145	0.00309	0.00147	98,447	0.00145
43	759,967	1,125	571	554	0.00148	0.00073	98,354	0.00072
44	741,307	514	273	241	0.00069	0.00033	98,251	0.00032
45	782,411	237	108	129	0.00030	0.00016	98,137	0.00016
46	810,811	105	50	55	0.00013	0.00007	98,013	0.00007
47	814,351	32	17	15	0.00004	0.00002	97,878	0.00002
48	872,637	18	10	8	0.00002	0.00001	97,732	0.00001
49	924,402	10	5	5	0.00001	0.00001	97,573	0.00001
総数	28,514,769	1,170,662	600,918	569,744	1.33391	0.64921	-	0.64357
15～19	3,545,774	20,965	10,795	10,170	0.00591	0.00287	497,411	0.01427
20～24	3,914,488	157,079	80,520	76,559	0.04013	0.01956	496,834	0.09717
25～29	4,675,717	450,018	231,394	218,624	0.09625	0.04676	496,127	0.23198
30～34	4,501,640	399,813	204,983	194,830	0.08881	0.04328	495,225	0.21433
35～39	3,881,767	127,338	65,282	62,056	0.03280	0.01599	493,991	0.07897
40～44	3,790,771	15,047	7,754	7,293	0.00397	0.00192	492,190	0.00947
45～49	4,204,612	402	190	212	0.00010	0.00005	489,333	0.00025

本表の数値は、前掲表1～表3の各指標の2001年分算定に用いたものである。

女子人口は、総務省統計局『人口推計年報』による2001年10月1日現在の日本人人口。出生数は、厚生労働省大臣官房統計情報部の2001年『人口動態統計』。生残率は、厚生労働省大臣官房統計情報部の『簡易生命表』による $L_x^F$ 。なお、出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の総数は合計特殊出生率、(7)欄の総数は総再生産率、(9)欄の総数は純再生産率。

表5 女子の年齢別出生順位別出生率：2001年

Table 5. Age Specific Fertility Rates by Live Birth Order for Female : 2001

年 齢	総 数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～
15	0.00038	0.00038	0.00000	-	-	-
16	0.00155	0.00153	0.00002	-	-	-
17	0.00418	0.00399	0.00018	0.00001	-	-
18	0.00755	0.00691	0.00062	0.00002	-	-
19	0.01522	0.01358	0.00155	0.00008	0.00000	-
20	0.02250	0.01913	0.00317	0.00019	0.00001	-
21	0.02995	0.02361	0.00591	0.00041	0.00002	-
22	0.03851	0.02824	0.00932	0.00088	0.00006	0.00001
23	0.04794	0.03343	0.01288	0.00151	0.00012	0.00001
24	0.05916	0.03980	0.01660	0.00251	0.00022	0.00004
25	0.07284	0.04741	0.02142	0.00361	0.00035	0.00006
26	0.08759	0.05453	0.02733	0.00512	0.00053	0.00007
27	0.09967	0.05841	0.03348	0.00691	0.00074	0.00014
28	0.10678	0.05804	0.03903	0.00853	0.00100	0.00019
29	0.11149	0.05526	0.04384	0.01081	0.00133	0.00025
30	0.10842	0.04757	0.04607	0.01280	0.00163	0.00035
31	0.10143	0.03900	0.04530	0.01460	0.00207	0.00046
32	0.09133	0.03107	0.04186	0.01562	0.00227	0.00051
33	0.07961	0.02458	0.03595	0.01593	0.00256	0.00059
34	0.06155	0.01797	0.02668	0.01386	0.00245	0.00060
35	0.05866	0.01622	0.02458	0.01397	0.00306	0.00082
36	0.04143	0.01115	0.01672	0.01035	0.00251	0.00070
37	0.02993	0.00804	0.01158	0.00748	0.00216	0.00067
38	0.02123	0.00565	0.00784	0.00527	0.00178	0.00068
39	0.01468	0.00398	0.00525	0.00351	0.00133	0.00062
40	0.00915	0.00256	0.00307	0.00218	0.00089	0.00045
41	0.00544	0.00152	0.00175	0.00121	0.00061	0.00035
42	0.00309	0.00084	0.00095	0.00068	0.00038	0.00024
43	0.00148	0.00038	0.00044	0.00031	0.00022	0.00014
44	0.00069	0.00021	0.00017	0.00015	0.00009	0.00008
45	0.00030	0.00008	0.00007	0.00007	0.00005	0.00004
46	0.00013	0.00003	0.00003	0.00003	0.00002	0.00002
47	0.00004	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
48	0.00002	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
49	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
合計	1.33391	0.65510	0.48365	0.15859	0.02848	0.00809
平均年齢	29.66	28.03	30.53	32.59	34.33	35.81
15～19	0.00591	0.00540	0.00049	0.00002	0.00000	-
20～24	0.04013	0.02913	0.00977	0.00113	0.00009	0.00001
25～29	0.09625	0.05489	0.03333	0.00709	0.00080	0.00014
30～34	0.08881	0.03227	0.03931	0.01454	0.00219	0.00050
35～39	0.03280	0.00890	0.01302	0.00804	0.00216	0.00070
40～44	0.00397	0.00110	0.00128	0.00090	0.00044	0.00025
45～49	0.00010	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001

表4の注参照.

平均(出生)年齢は、年齢別出生率( $f_x$ )を用い次のように求めた.

$$\text{平均年齢} = \frac{\sum \{f_x \times (x + 0.5)\}}{\sum f_x}$$

なお、表中「-」は出生数が0を示す.

表6 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：2001年  
 Table 6. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates  
 by 5-Year Age Group and Sex : 2001

年 齢 階 級 x	総 数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人 口 P <sub>x</sub>	死亡数 D <sub>x</sub>	死亡率 m <sub>x</sub>	人 口 P <sup>M</sup> <sub>x</sub>	死亡数 D <sup>M</sup> <sub>x</sub>	死亡率 m <sup>M</sup> <sub>x</sub>	人 口 P <sup>F</sup> <sub>x</sub>	死亡数 D <sup>F</sup> <sub>x</sub>	死亡率 m <sup>F</sup> <sub>x</sub>
総数	125,908,006	970,331	0.00771	61,595,451	528,768	0.00858	64,312,555	441,563	0.00687
0～4	5,843,776	4,939	0.00085	2,994,751	2,737	0.00091	2,849,025	2,202	0.00077
5～9	5,952,137	710	0.00012	3,049,682	419	0.00014	2,902,455	290	0.00010
10～14	6,332,094	651	0.00010	3,244,558	392	0.00012	3,087,536	259	0.00008
15～19	7,276,209	2,315	0.00032	3,730,435	1,661	0.00045	3,545,774	654	0.00018
20～24	8,040,439	3,669	0.00046	4,125,951	2,611	0.00063	3,914,488	1,058	0.00027
25～29	9,511,899	4,716	0.00050	4,836,182	3,280	0.00068	4,675,717	1,436	0.00031
30～34	9,131,358	5,631	0.00062	4,629,718	3,753	0.00081	4,501,640	1,877	0.00042
35～39	7,851,936	7,069	0.00090	3,970,169	4,745	0.00120	3,881,767	2,324	0.00060
40～44	7,643,176	10,188	0.00133	3,852,405	6,715	0.00174	3,790,771	3,473	0.00092
45～49	8,437,181	18,351	0.00217	4,232,569	12,186	0.00288	4,204,612	6,164	0.00147
50～54	10,945,698	37,826	0.00346	5,461,057	25,506	0.00467	5,484,641	12,320	0.00225
55～59	8,275,382	43,496	0.00526	4,065,668	30,176	0.00742	4,209,714	13,320	0.00316
60～64	7,879,025	58,839	0.00747	3,820,871	40,800	0.01068	4,058,154	18,039	0.00445
65～69	7,249,037	87,485	0.01207	3,431,874	59,755	0.01741	3,817,163	27,730	0.00726
70～74	6,039,716	117,022	0.01938	2,745,294	77,240	0.02814	3,294,422	39,782	0.01208
75～79	4,413,821	135,810	0.03077	1,776,222	78,599	0.04425	2,637,599	57,211	0.02169
80～84	2,710,685	146,052	0.05388	938,935	72,302	0.07700	1,771,750	73,750	0.04163
85～89	1,601,989	151,056	0.09429	497,724	63,822	0.12823	1,104,265	87,234	0.07900
90～	772,448	134,506	0.17413	191,386	42,067	0.21980	581,062	92,439	0.15909

本表の数値は、前掲表1の標準化死亡率の2001年分算定に用いたものである。

人口は、総務省統計局『人口推計年報』による2001年10月1日現在の日本人人口。死亡数は、厚生労働省大臣官房統計情報部の2001年『人口動態統計』による。なお、死亡数は年齢不詳を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

表7 女子の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔  
 : 2001年, 2000年

Table 7. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of  
 Stable Population for Female : 2001, 2000

安定人口指標	2001年	2000年	差
安定人口増加率 $\gamma$	-0.01478	-0.01423	-0.00055
安定人口出生率 b	0.00574	0.00595	-0.00021
安定人口死亡率 d	0.02052	0.02018	0.00034
安定人口平均世代間隔 $\bar{T}$	29.82340	29.80799	0.01541
静止人口平均年齢 u	43.56137	43.42133	0.14004
静止人口平均世代間隔 $\alpha$	29.65154	29.64852	0.00302



表8 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：2001年  
Table 8. Age Composition of Stable Population for Female : 2001

年 齢 x	構造係数 C <sup>F</sup> <sub>x</sub>	年 齢 x	構造係数 C <sup>F</sup> <sub>x</sub>	年 齢 x	構造係数 C <sup>F</sup> <sub>x</sub>	年 齢 x	構造係数 C <sup>F</sup> <sub>x</sub>	年 齢 x	構造係数 C <sup>F</sup> <sub>x</sub>
0	0.00578	25	0.00832	50	0.01181	75	0.01464	0～4	0.02973
1	0.00586	26	0.00844	51	0.01196	76	0.01459	5～9	0.03198
2	0.00594	27	0.00856	52	0.01211	77	0.01451	10～14	0.03441
3	0.00603	28	0.00869	53	0.01226	78	0.01438	15～19	0.03703
4	0.00612	29	0.00881	54	0.01241	79	0.01421	20～24	0.03982
5	0.00621	30	0.00894	55	0.01256	80	0.01399	25～29	0.04282
6	0.00630	31	0.00907	56	0.01271	81	0.01371	30～34	0.04602
7	0.00639	32	0.00920	57	0.01286	82	0.01337	35～39	0.04942
8	0.00649	33	0.00933	58	0.01301	83	0.01297	40～44	0.05302
9	0.00658	34	0.00947	59	0.01316	84	0.01249	45～49	0.05675
10	0.00668	35	0.00961	60	0.01331	85	0.01195	50～54	0.06055
11	0.00678	36	0.00974	61	0.01346	86	0.01134	55～59	0.06432
12	0.00688	37	0.00988	62	0.01360	87	0.01066	60～64	0.06798
13	0.00698	38	0.01002	63	0.01374	88	0.00992	65～69	0.07111
14	0.00709	39	0.01017	64	0.01387	89	0.00913	70～74	0.07299
15	0.00719	40	0.01031	65	0.01400	90	0.00829	75～79	0.07234
16	0.00730	41	0.01046	66	0.01412	91	0.00742	80～84	0.06654
17	0.00740	42	0.01060	67	0.01423	92	0.00654	85～89	0.05300
18	0.00751	43	0.01075	68	0.01433	93	0.00567	90～94	0.03274
19	0.00762	44	0.01090	69	0.01442	94	0.00483	95～	0.01367
20	0.00774	45	0.01105	70	0.01450	95～	0.00403		
21	0.00785	46	0.01120	71	0.01457			0～14	0.09612
22	0.00796	47	0.01135	72	0.01462			15～64	0.51773
23	0.00808	48	0.01150	73	0.01465			65～	0.38615
24	0.00820	49	0.01165	74	0.01466			総数	1.00000

表9 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：2001年  
Table 9. Age Composition of Stable Population and Actual Population : 2001 (%)

年 齢 Age x	安定人口年齢構造 Age composition of stable population			実際人口年齢構造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
総数	100.00	47.87	52.13	100.00	48.92	51.08
0～4	3.18	1.63	1.55	4.64	2.38	2.26
5～9	3.42	1.76	1.67	4.73	2.42	2.31
10～14	3.68	1.89	1.79	5.03	2.58	2.45
15～19	3.96	2.03	1.93	5.78	2.96	2.82
20～24	4.26	2.18	2.08	6.39	3.28	3.11
25～29	4.57	2.34	2.23	7.55	3.84	3.71
30～34	4.91	2.51	2.40	7.25	3.68	3.58
35～39	5.27	2.69	2.58	6.24	3.15	3.08
40～44	5.64	2.88	2.76	6.07	3.06	3.01
45～49	6.02	3.06	2.96	6.70	3.36	3.34
50～54	6.39	3.24	3.16	6.69	4.34	4.36
55～59	6.74	3.38	3.35	6.57	3.23	3.34
60～64	7.03	3.49	3.54	6.26	3.03	3.22
65～69	7.21	3.50	3.71	5.76	2.73	3.03
70～74	7.17	3.36	3.80	4.80	2.18	2.62
75～79	6.79	3.02	3.77	3.51	1.41	2.09
80～84	5.87	2.40	3.47	2.15	0.75	1.41
85～89	4.30	1.54	2.76	1.27	0.40	0.88
90～	2.42	0.71	1.71	0.61	0.15	0.46
0～14	10.29	5.28	5.01	14.40	7.38	7.02
15～64	54.80	27.81	26.99	67.50	33.93	33.57
65～	34.91	14.78	20.13	18.10	7.61	10.49

安定人口年齢構造係数のうち男子の求め方は『人口問題研究』第45巻第4号（1990年1月）本文参照。  
実際人口年齢構造係数は、総務省統計局『人口推計年報』による2001年10月1日現在日本人人口に基づく。

参考表 1 2001年出生率, 死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(%)			人口総数	年齢構造係数(%)				人口 性比 <sup>1)</sup> (%)
	増加率	出生率	死亡率		0~14	15~64	65~	75~	
2001	1.37	9.39	8.02	127,290,749	14.36	67.67	17.97	7.49	95.69
2000	-2.60	8.06	10.67	127,003,606	13.60	63.94	22.47	10.71	95.06
2010	-6.94	6.79	13.73	121,164,676	12.07	60.44	27.49	13.69	94.10
2020	-9.44	6.78	16.22	111,669,223	10.85	60.26	28.88	16.75	93.17
2030	-11.37	6.52	17.89	100,687,176	10.88	56.72	32.40	16.77	92.72
2040	-12.77	6.03	18.80	89,417,922	10.48	54.71	34.81	19.89	92.21
2050	-14.83	6.20	21.04	77,916,105	10.10	55.25	34.65	21.20	91.51
2060	-14.71	6.25	20.96	67,097,943	10.40	54.92	34.68	20.01	91.71
2070	-14.48	6.05	20.52	58,008,952	10.34	54.37	35.28	20.49	91.84
2080	-14.93	6.17	21.10	50,090,064	10.16	54.98	34.86	21.06	91.63
2090	-14.83	6.21	21.04	43,127,121	10.34	54.86	34.80	20.28	91.73
2100	-14.61	6.09	20.70	37,239,338	10.33	54.51	35.17	20.51	91.81
2110	-14.87	6.16	21.03	32,142,634	10.21	54.88	34.91	20.89	91.68
2120	-14.82	6.19	21.01	27,695,122	10.31	54.83	34.85	20.42	91.73
2130	-14.67	6.11	20.79	23,902,861	10.31	54.61	35.08	20.52	91.79
2140	-14.83	6.15	20.98	20,627,896	10.24	54.82	34.94	20.78	91.70
2150	-14.81	6.18	20.99	17,781,866	10.30	54.81	34.89	20.50	91.73
2160	-14.71	6.13	20.84	15,343,202	10.30	54.67	35.03	20.54	91.77
2170	-14.81	6.15	20.95	13,239,302	10.26	54.79	34.95	20.71	91.72
2180	-14.80	6.17	20.97	11,415,866	10.29	54.79	34.92	20.54	91.73
2190	-14.74	6.14	20.88	9,848,957	10.30	54.70	35.00	20.56	91.75
2200	-14.79	6.15	20.94	8,497,647	10.27	54.77	34.96	20.66	91.73
2210	-14.79	6.16	20.95	7,328,513	10.29	54.78	34.93	20.57	91.73
2220	-14.75	6.14	20.90	6,322,187	10.29	54.72	34.98	20.57	91.75
2230	-14.78	6.15	20.93	5,454,406	10.27	54.76	34.96	20.64	91.73
2240	-14.79	6.16	20.94	4,704,449	10.28	54.77	34.94	20.58	91.73
2250	-14.76	6.15	20.91	4,058,308	10.29	54.74	34.97	20.58	91.74
2260	-14.78	6.15	20.93	3,501,111	10.28	54.76	34.96	20.62	91.73
2270	-14.78	6.15	20.94	3,019,906	10.28	54.77	34.95	20.59	91.73
2280	-14.77	6.15	20.92	2,605,088	10.29	54.74	34.97	20.58	91.74
2290	-14.78	6.15	20.93	2,247,348	10.28	54.76	34.96	20.61	91.73
2300	-14.78	6.15	20.93	1,938,534	10.28	54.76	34.95	20.59	91.73
2310	-14.77	6.15	20.92	1,672,242	10.29	54.75	34.97	20.59	91.74
2320	-14.78	6.15	20.93	1,442,576	10.28	54.76	34.96	20.60	91.74
2330	-14.78	6.15	20.93	1,244,374	10.28	54.76	34.96	20.59	91.73
2340	-14.77	6.15	20.92	1,073,433	10.28	54.75	34.96	20.59	91.74
2350	-14.78	6.15	20.93	925,996	10.28	54.76	34.96	20.60	91.74
2360	-14.78	6.15	20.93	798,780	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2370	-14.78	6.15	20.93	689,050	10.28	54.75	34.96	20.59	91.74
2380	-14.78	6.15	20.93	594,403	10.28	54.76	34.96	20.60	91.74
2390	-14.78	6.15	20.93	512,746	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2400	-14.78	6.15	20.93	442,309	10.28	54.75	34.96	20.59	91.74
2410	-14.78	6.15	20.93	381,553	10.28	54.76	34.96	20.60	91.74
2420	-14.78	6.15	20.93	329,137	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2430	-14.78	6.15	20.93	283,923	10.28	54.75	34.96	20.59	91.74
2440	-14.78	6.15	20.93	244,922	10.28	54.76	34.96	20.60	91.74
2450	-14.78	6.15	20.93	211,277	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2460	-14.78	6.15	20.93	182,253	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2470	-14.78	6.15	20.93	157,218	10.28	54.76	34.96	20.60	91.74
2480	-14.78	6.15	20.93	135,621	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2490	-14.78	6.15	20.93	116,990	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2500	-14.78	6.15	20.93	26,693	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2600	-14.78	6.15	20.93	6,090	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2700	-14.78	6.15	20.93	1,390	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2800	-14.78	6.15	20.93	317	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
2900	-14.78	6.15	20.93	72	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
3000	-14.78	6.15	20.93	17	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
3100	-14.78	6.15	20.93	4	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
3200	-14.78	6.15	20.93	1	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
3300	-14.78	6.15	20.93	0	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
3400	-14.78	6.15	20.93	0	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74
3500	-14.78	6.15	20.93	0	10.28	54.76	34.96	20.59	91.74

2001年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし, 2001年における女子の年齢別出生率(合計特殊出生率:1.33), 出生性比(105.5)および生命表による死亡率(平均寿命男:78.07年, 女:84.93年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり, 安定人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

なお, 人口動態率は, 当年10月~翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

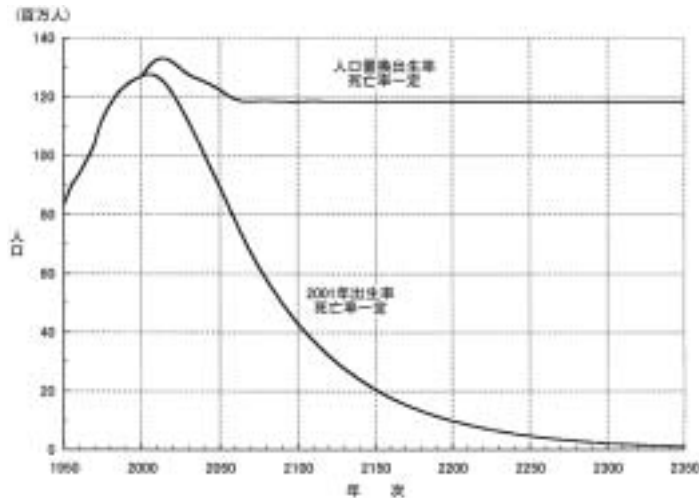
参考表2 2001年以降人口置換出生率, 死亡率一定による人口指標

年次	人口動態率(%)			人口総数	年齢構造係数(%)				人口性比 <sup>1)</sup> (%)
	増加率	出生率	死亡率		0~14	15~64	65~	75~	
2001	6.55	14.56	8.01	127,290,749	14.36	67.67	17.97	7.49	95.69
2010	1.76	11.97	10.21	132,647,170	17.27	61.22	21.51	10.26	95.48
2020	-2.87	9.75	12.62	131,879,970	17.24	57.50	25.26	12.57	94.97
2030	-2.58	11.61	14.19	127,722,926	15.56	59.18	25.25	14.65	94.61
2040	-1.92	12.49	14.41	125,302,160	17.99	55.97	26.04	13.47	95.04
2050	-2.85	11.00	13.85	122,389,283	18.32	56.25	25.43	14.53	95.49
2060	-1.69	12.36	14.05	119,266,713	17.28	60.08	22.64	13.85	95.84
2070	0.23	12.85	12.61	118,512,190	18.75	59.69	21.56	11.33	96.79
2080	-0.06	11.70	11.76	118,682,006	18.67	58.50	22.83	11.59	97.12
2090	-0.07	12.37	12.44	118,546,659	17.78	60.19	22.03	12.83	96.76
2100	0.15	12.62	12.48	118,482,956	18.59	59.71	21.70	11.43	96.93
2110	0.00	11.94	11.94	118,627,815	18.54	58.89	22.57	11.66	97.08
2120	-0.09	12.33	12.42	118,544,295	18.01	59.94	22.05	12.48	96.84
2130	0.07	12.49	12.42	118,516,817	18.49	59.64	21.88	11.62	96.93
2140	0.01	12.08	12.07	118,597,774	18.46	59.15	22.39	11.76	97.02
2150	-0.06	12.31	12.37	118,548,997	18.15	59.77	22.08	12.25	96.88
2160	0.04	12.41	12.36	118,533,361	18.43	59.60	21.98	11.74	96.93
2170	0.01	12.16	12.16	118,580,438	18.42	59.30	22.28	11.82	96.99
2180	-0.03	12.30	12.33	118,552,257	18.23	59.67	22.10	12.12	96.91
2190	0.02	12.36	12.33	118,542,635	18.39	59.57	22.04	11.82	96.94
2200	0.00	12.21	12.21	118,570,447	18.39	59.39	22.22	11.86	96.97
2210	-0.02	12.29	12.31	118,554,086	18.28	59.61	22.11	12.04	96.92
2220	0.01	12.33	12.31	118,548,115	18.37	59.55	22.07	11.86	96.94
2230	0.00	12.24	12.24	118,564,609	18.37	59.45	22.18	11.88	96.96
2240	-0.01	12.29	12.30	118,555,087	18.30	59.58	22.12	11.99	96.93
2250	0.01	12.31	12.30	118,551,391	18.36	59.54	22.09	11.88	96.94
2260	0.00	12.26	12.26	118,561,178	18.36	59.48	22.16	11.90	96.95
2270	-0.01	12.29	12.29	118,555,634	18.32	59.56	22.12	11.96	96.93
2280	0.00	12.30	12.29	118,553,353	18.35	59.54	22.11	11.90	96.94
2290	0.00	12.27	12.27	118,559,159	18.35	59.50	22.14	11.90	96.95
2300	0.00	12.28	12.29	118,555,932	18.33	59.55	22.12	11.94	96.94

2001年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし, 2001年における人口置換水準(合計特殊出生率: 2.07, 出生性比(105.5)および生命表による死亡率(平均寿命男: 78.07年, 女: 84.93年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり, 静止人口に到達する経過ならびにその状態を示す。

なお, 人口動態率は, 当年10月~翌年9月間について平均人口を分母とした率である。国際人口移動はゼロとしている。

図 2001年以降出生率, 死亡率一定による人口総数



## 都道府県別標準化人口動態率：2001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、2001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）：厚生労働省大臣官房統計情報部、『平成13年 人口動態統計 中巻』

人口（総人口）：総務省統計局、『人口推計年報 平成13年10月1日現在推計人口』

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2001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。

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）

### 主要結果

1930年人口を標準とした2001年の出生率は、全国では9.1%であり前年の9.5%に比べ0.4ポイント低下した。都道府県別にみて高い率を示した県は、沖縄県12.8%、福島県11.4%、佐賀県11.3%、低い県は東京都6.7%、京都府8.2%、神奈川県8.3%と続く。一方、死亡率は、全国が2.2%と前年の2.7%と比べ0.5ポイント低下し、都道府県別にみると青森県2.6%、高知県2.4%、和歌山県2.4%が高く、逆に低い県は、長野県2.0%、福井県2.1%、滋賀県2.1%であった。

出生率と死亡率の差である自然増加率は、全国では2001年に6.8%と前年と同率を示した。都道府県別にみると、最も増加率の高い県は沖縄県10.5%、島根県9.0%、福島県9.0%であり、低い県は東京都4.5%、京都府6.1%、神奈川県6.2%となった。

なお、2000年の率算出には分母人口に日本人人口を用いているのに対し、2001年のそれは総人口（日本に存在する外国人を含む）を用いている。そのため2001年の諸率は過少となり、両年の比較を行う場合には注意が必要である。

1) 前年（2000年）の結果については、

石川 晃「都道府県別標準化人口動態率：2000年」、『人口問題研究』、第57巻第4号、2001年12月、pp.78～83を参照。

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、2001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：2001年」を参照。

変動係数によって地域のバラツキの程度をみると、2001年の出生率は10.5%を示し、この率は前年の9.6%より若干拡大した。長期的にみると1970年には5%であったものが90年に8%、95年に9%と増加の傾向にあり、地域差は相対的に拡大している。一方、死亡率は5.0%と出生率に比べて小さく、比較的安定的である。

1930年人口を標準とした2001年の標準化率を普通動態率と比較すると、出生率はほぼ同水準を示すものの、死亡率では極端に低率を示す。全国の率によってみると標準化出生率は9.1%、普通出生率は9.2%であり差がみられないが、死亡率の場合には、標準化率は2.2%であるのに対し普通率では7.6%と標準化率の方が5ポイント低い結果となった。都道府県別に標準化率と普通率を比較してみると、出生率で標準化率が普通率より低くなったのは、東京都、神奈川県、大阪府などの都市部12都府県で、それ以外の地域はいずれも上回っている。一方、死亡率についてはすべての県で標準化率の方が低く、とくに島根県、高知県、秋田県などでは8ポイント程度の差が生じている。また、自然増加率について標準化率と普通率を比べると、いずれの県でも標準化率の方が大きい値を示す。とくに普通率では自然増加率がマイナスを示している県は秋田県、高知県、島根県をはじめ14県にも及ぶが標準化率で見るといずれもプラスを示し、標準化率による自然増加率減少県は皆無である。

なお、2001年全国人口を標準とした標準化自然増加率は、ほぼ1930年人口を標準とした場合と同様な順位を示すものの、その水準は約5ポイント程度低い水準であり、東京都のみマイナスを示している。

図 都道府県別自然増加率の普通率と標準化率の比較：2001年

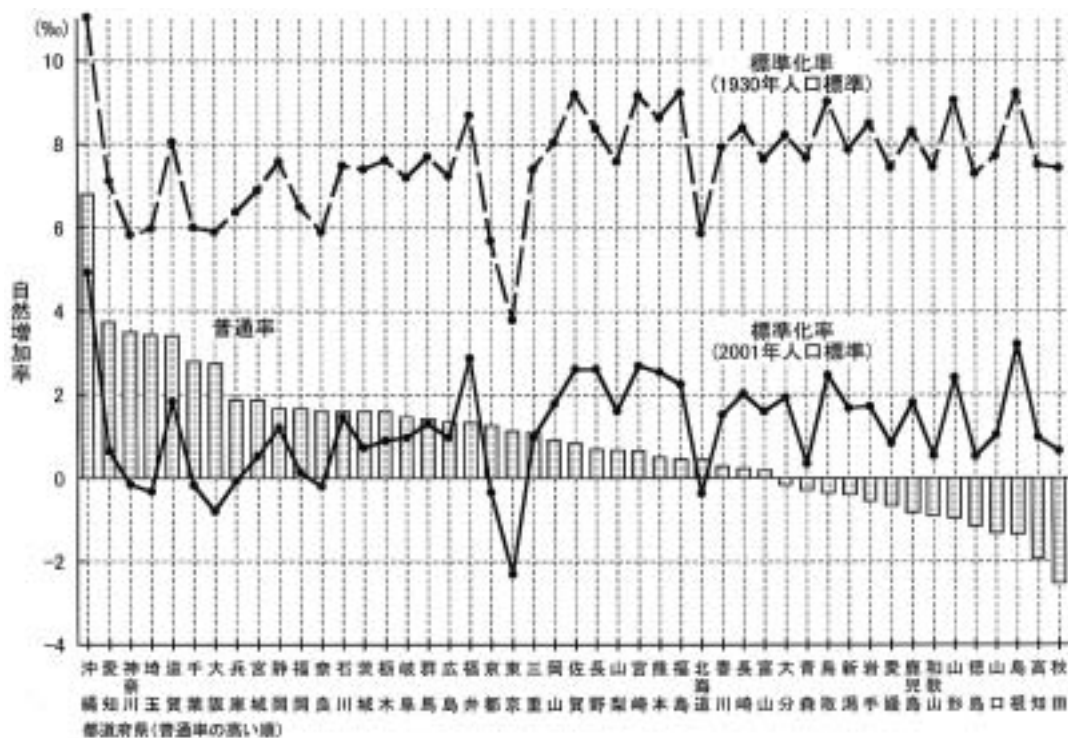




表1 都道府県別、標準化人口動態率：2001年

(‰)

都道府県	1930年全国人口標準			2001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	9.09	2.24	6.85	9.20	7.62	1.57	9.20	7.62	1.57
1 北海道	8.49	2.26	6.23	8.45	7.42	1.03	8.14	7.68	0.46
2 青森	10.37	2.65	7.73	10.25	8.63	1.63	8.74	9.01	-0.27
3 岩手	10.76	2.33	8.43	10.63	7.87	2.77	8.68	9.23	-0.54
4 宮城	9.28	2.19	7.09	9.29	7.51	1.78	9.18	7.30	1.88
5 秋田	9.89	2.36	7.53	9.86	7.98	1.87	7.50	10.03	-2.53
6 山形	11.11	2.23	8.88	11.03	7.69	3.34	8.79	9.72	-0.93
7 福島	11.38	2.35	9.02	11.18	7.96	3.21	9.42	8.95	0.47
8 茨城	9.84	2.33	7.50	9.83	7.89	1.94	9.31	7.71	1.61
9 栃木	10.02	2.34	7.68	10.01	7.92	2.09	9.41	7.81	1.60
10 群馬	9.97	2.21	7.76	9.95	7.53	2.42	9.37	7.95	1.42
11 埼玉	8.53	2.21	6.32	8.70	7.63	1.07	9.38	5.94	3.43
12 千葉	8.51	2.17	6.34	8.68	7.47	1.20	9.13	6.34	2.80
13 東京都	6.71	2.21	4.49	7.00	7.58	-0.58	8.11	6.97	1.14
14 神奈川県	8.33	2.14	6.20	8.59	7.38	1.20	9.55	6.06	3.49
15 新潟	10.10	2.20	7.90	10.18	7.45	2.73	8.62	9.01	-0.39
16 富山	9.85	2.14	7.71	9.91	7.25	2.66	8.92	8.73	0.19
17 石川	9.76	2.18	7.58	9.89	7.33	2.56	9.59	7.99	1.61
18 福山	10.66	2.07	8.58	10.78	7.04	3.74	9.59	8.26	1.34
19 山梨	9.83	2.17	7.66	10.02	7.35	2.67	9.13	8.46	0.67
20 長野	10.33	2.01	8.32	10.52	7.02	3.50	9.40	8.71	0.69
21 岐阜	9.51	2.17	7.34	9.67	7.52	2.14	9.28	7.83	1.46
22 静岡県	9.79	2.14	7.65	9.84	7.50	2.34	9.31	7.65	1.66
23 愛知	9.47	2.20	7.27	9.60	7.73	1.88	10.31	6.56	3.75
24 三重	9.72	2.21	7.50	9.73	7.58	2.15	9.18	8.09	1.10
25 滋賀	10.14	2.10	8.04	10.33	7.47	2.87	10.36	6.94	3.42
26 京都	8.20	2.12	6.07	8.47	7.42	1.05	8.83	7.57	1.26
27 大阪	8.63	2.37	6.25	8.74	8.07	0.67	9.75	7.00	2.75
28 兵庫	8.93	2.28	6.65	9.09	7.80	1.28	9.44	7.56	1.88
29 奈良	8.40	2.14	6.25	8.65	7.48	1.17	8.85	7.23	1.62
30 和歌山	9.97	2.41	7.55	9.90	8.12	1.78	8.76	9.66	-0.89
31 鳥取	11.10	2.24	8.86	11.08	7.69	3.39	9.12	9.49	-0.37
32 島根	11.23	2.20	9.03	11.24	7.23	4.01	8.73	10.08	-1.35
33 岡山	10.22	2.18	8.04	10.25	7.43	2.82	9.63	8.70	0.92
34 広島	9.58	2.20	7.38	9.63	7.49	2.15	9.49	8.14	1.35
35 山口	10.08	2.30	7.78	10.03	7.83	2.20	8.52	9.82	-1.30
36 徳島	9.82	2.39	7.42	9.78	8.01	1.77	8.56	9.70	-1.14
37 香川	10.15	2.19	7.95	10.06	7.46	2.60	9.26	8.97	0.30
38 愛媛	9.87	2.33	7.54	9.85	7.82	2.03	8.72	9.38	-0.66
39 高知	10.04	2.43	7.61	9.93	7.78	2.15	8.29	10.22	-1.93
40 福岡	9.06	2.30	6.76	9.18	7.73	1.46	9.34	7.68	1.66
41 佐賀	11.35	2.34	9.01	11.30	7.80	3.50	9.77	8.92	0.85
42 長崎	10.59	2.27	8.32	10.67	7.65	3.02	9.11	8.87	0.24
43 熊本	10.65	2.12	8.53	10.61	7.16	3.44	9.12	8.61	0.51
44 大分	10.35	2.16	8.19	10.38	7.43	2.95	8.92	9.06	-0.13
45 宮崎	11.29	2.31	8.98	11.20	7.62	3.58	9.42	8.76	0.66
46 鹿児島	10.66	2.39	8.27	10.73	7.88	2.84	8.94	9.78	-0.84
47 沖縄	12.84	2.29	10.55	12.65	7.20	5.45	12.92	6.12	6.80
平均	9.90	2.25	7.65	9.94	7.61	2.33	9.19	8.30	0.89
標準偏差	1.04	0.11	1.03	0.96	0.30	1.03	0.76	1.14	1.67
変動係数(%)	10.53	5.00	13.43	9.67	3.97	44.05	8.27	13.69	188.49

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）女子人口1,000についてのものである。  
 変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100



表2 都道府県別、標準化出生率：1950～2001年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	順位
全 国	25.33	14.69	15.26	12.76	12.42	10.74	9.90	9.51	9.09	-
1 北海道	31.56	16.03	14.30	11.99	11.61	10.15	9.24	8.65	8.49	43
2 青森	33.73	18.25	16.75	13.73	13.13	11.18	11.03	10.39	10.37	13
3 岩手	31.45	16.86	15.52	14.42	13.59	12.27	11.46	10.94	10.76	8
4 宮城	29.78	15.59	15.10	13.67	12.96	11.11	10.21	9.69	9.28	37
5 秋田	30.34	15.65	14.08	13.26	12.32	11.23	11.00	10.19	9.89	25
6 山形	27.47	15.06	14.70	14.20	13.54	12.44	11.87	11.40	11.11	6
7 福島	30.83	17.63	15.92	14.63	14.35	12.79	12.18	11.67	11.38	2
8 茨城	27.60	16.58	16.81	13.75	13.41	11.69	10.73	10.27	9.84	28
9 栃木	28.34	15.91	16.02	13.65	13.74	11.91	10.68	10.38	10.02	22
10 群馬	25.85	14.46	15.56	13.22	13.25	11.55	10.94	10.56	9.97	23
11 埼玉	26.71	15.40	16.95	12.58	12.24	10.47	9.73	8.91	8.53	41
12 千葉	24.94	15.40	16.58	12.63	12.43	10.30	9.39	8.94	8.51	42
13 東京都	18.82	12.18	13.92	10.17	9.84	8.41	7.49	7.16	6.71	47
14 神奈川県	22.35	13.62	16.09	12.28	11.83	10.11	9.18	8.71	8.33	45
15 新潟	27.40	15.49	15.33	13.74	13.54	11.98	11.16	10.55	10.10	19
16 富山	25.70	14.46	14.53	13.18	13.14	11.24	10.56	10.18	9.85	27
17 石川	25.30	15.39	15.52	13.93	13.03	11.48	10.31	10.15	9.76	32
18 福山	25.76	16.14	15.63	14.34	14.03	12.56	11.84	11.17	10.66	10
19 山梨	24.87	15.08	15.62	12.66	13.08	11.37	11.08	10.46	9.83	29
20 長野	22.14	13.71	14.94	13.57	13.02	11.90	11.34	10.93	10.33	15
21 岐阜	25.01	15.12	15.62	13.25	13.11	11.16	10.51	10.24	9.51	35
22 静岡県	25.86	15.46	15.58	13.19	13.30	11.36	10.41	10.29	9.79	31
23 愛知	22.93	13.95	16.14	13.33	13.06	11.13	10.29	10.04	9.47	36
24 三重	23.40	14.52	15.08	13.52	13.10	11.62	10.60	10.41	9.72	33
25 滋賀	22.77	14.70	15.95	14.36	14.12	12.45	11.06	10.60	10.14	18
26 京都	19.62	12.48	14.52	12.01	11.65	10.29	9.10	8.74	8.20	46
27 大阪	20.14	13.27	15.77	12.17	11.81	10.27	9.29	9.10	8.63	40
28 兵庫	21.69	13.97	15.49	12.84	12.35	10.80	9.86	9.56	8.93	39
29 奈良	21.75	13.79	15.21	12.34	12.06	10.49	9.44	8.95	8.40	44
30 和歌山	21.88	14.47	15.53	13.38	13.05	11.21	10.52	10.25	9.97	24
31 鳥取	24.56	15.23	14.46	14.23	14.00	12.97	11.95	11.39	11.10	7
32 島根	27.47	15.80	14.82	14.74	14.53	13.21	12.22	11.51	11.23	5
33 岡山	22.80	14.16	15.08	13.79	13.72	11.93	10.92	10.60	10.22	16
34 広島	22.95	14.25	15.30	13.56	13.21	11.63	10.43	9.85	9.58	34
35 山口	25.76	14.33	14.61	13.17	13.10	11.17	10.65	10.34	10.08	20
36 徳島	28.03	15.10	14.65	13.06	13.16	11.60	10.81	10.25	9.82	30
37 香川	24.13	13.80	14.60	13.49	13.21	11.52	10.74	10.84	10.15	17
38 愛媛	28.27	15.47	14.86	13.19	12.89	11.44	10.83	10.19	9.87	26
39 高知	24.59	14.69	14.67	12.10	13.08	10.96	10.69	10.20	10.04	21
40 福岡	27.25	14.10	14.13	12.62	12.48	10.66	9.91	9.39	9.06	38
41 佐賀	29.65	16.99	15.50	14.09	14.06	12.38	11.51	11.68	11.35	3
42 長崎	31.00	19.50	16.79	13.55	13.39	11.96	11.23	10.95	10.59	12
43 熊本	28.19	16.42	14.56	13.47	13.38	11.73	11.31	10.94	10.65	11
44 大分	27.37	15.08	14.48	13.37	12.89	11.22	10.91	10.54	10.35	14
45 宮崎	30.24	17.89	15.87	14.26	13.74	11.97	12.05	11.37	11.29	4
46 鹿児島	28.71	18.98	15.92	14.19	13.80	12.21	11.28	11.03	10.66	9
47 沖縄	…	…	…	17.12	16.43	13.71	13.05	12.83	12.84	1
平均	26.02	15.27	15.33	13.40	13.12	11.47	10.70	10.28	9.90	
標準偏差	3.42	1.52	0.77	1.00	0.96	0.92	0.98	0.98	1.04	
変動係数(%)	13.16	9.95	5.00	7.48	7.30	8.03	9.17	9.57	10.53	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年および2001年は総人口、1960～2000年は日本人人口による。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、標準化死亡率：1950～2001年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	順位
全 国	10.97	7.02	5.22	3.61	3.10	2.79	2.64	2.70	2.24	-
1 北海道	10.78	6.92	5.36	3.77	3.26	2.85	2.62	2.67	2.26	20
2 青森	14.15	8.37	5.77	4.10	3.54	3.08	2.97	3.05	2.65	1
3 岩手	13.60	8.02	5.78	3.85	3.14	2.80	2.60	2.66	2.33	13
4 宮城	11.41	6.93	5.21	3.66	3.03	2.73	2.53	2.61	2.19	32
5 秋田	14.04	8.38	5.92	3.90	3.25	2.88	2.68	2.77	2.36	7
6 山形	12.45	7.78	5.68	3.80	3.06	2.67	2.49	2.66	2.23	22
7 福島	11.92	7.78	5.68	3.81	3.23	2.82	2.66	2.81	2.35	8
8 茨城	11.80	7.48	5.70	3.85	3.26	2.91	2.72	2.79	2.33	11
9 栃木	12.03	7.34	5.77	3.90	3.29	3.01	2.71	2.81	2.34	9
10 群馬	11.22	7.19	5.53	3.61	3.11	2.72	2.59	2.66	2.21	26
11 埼玉	12.35	7.58	5.40	3.59	3.05	2.75	2.58	2.61	2.21	24
12 千葉	11.46	7.20	5.20	3.49	2.96	2.67	2.56	2.63	2.17	36
13 東京都	9.82	6.22	4.74	3.36	2.94	2.74	2.60	2.70	2.21	25
14 神奈川県	9.77	6.52	4.76	3.34	2.93	2.67	2.53	2.56	2.14	42
15 新潟	11.86	7.12	5.53	3.62	3.10	2.59	2.49	2.59	2.20	27
16 富山	12.54	7.60	5.49	3.64	3.16	2.73	2.50	2.61	2.14	41
17 石川	12.38	7.51	5.21	3.64	2.98	2.65	2.47	2.53	2.18	33
18 福井	11.72	7.05	5.09	3.48	3.05	2.60	2.45	2.50	2.07	46
19 福山	10.34	6.68	5.28	3.69	3.18	2.75	2.58	2.57	2.17	37
20 山梨	10.12	6.73	5.09	3.42	2.90	2.50	2.25	2.49	2.01	47
21 岐阜	10.73	6.67	5.14	3.64	3.09	2.70	2.53	2.67	2.17	35
22 静岡県	10.00	6.56	4.93	3.43	2.95	2.64	2.49	2.60	2.14	40
23 愛知	10.35	6.77	5.02	3.55	3.02	2.73	2.58	2.68	2.20	29
24 三重	10.52	6.87	5.16	3.57	3.12	2.81	2.61	2.70	2.21	23
25 滋賀	10.96	7.20	5.33	3.61	2.97	2.66	2.56	2.56	2.10	45
26 京都	9.72	6.57	4.82	3.42	3.01	2.74	2.49	2.69	2.12	43
27 大阪	10.29	7.13	5.18	3.80	3.35	3.07	2.80	2.86	2.37	6
28 兵庫	10.20	6.90	5.01	3.67	3.20	2.88	3.43	2.76	2.28	18
29 奈良	10.97	7.31	5.07	3.66	3.17	2.74	2.56	2.57	2.14	39
30 和歌山	9.95	6.78	5.29	3.79	3.34	2.94	2.78	2.82	2.41	3
31 鳥取	10.12	6.90	5.30	3.67	3.09	2.83	2.77	2.80	2.24	21
32 島根	10.94	6.78	5.26	3.67	2.89	2.68	2.55	2.64	2.20	30
33 岡山	10.14	6.69	4.74	3.38	2.95	2.73	2.51	2.67	2.18	34
34 広島	9.81	6.81	5.04	3.53	3.07	2.78	2.62	2.65	2.20	28
35 山梨	10.49	7.09	5.27	3.71	3.15	2.83	2.70	2.84	2.30	16
36 徳島	11.98	7.22	5.66	3.96	3.23	2.91	2.72	2.79	2.39	4
37 香川	10.66	6.91	5.08	3.43	2.87	2.75	2.50	2.75	2.19	31
38 愛媛	10.06	6.75	5.32	3.53	3.11	2.81	2.65	2.79	2.33	12
39 高知	10.27	6.96	5.73	3.77	3.31	2.92	2.74	2.84	2.43	2
40 福岡	10.84	7.05	5.22	3.73	3.23	2.91	2.73	2.78	2.30	15
41 佐賀	11.87	7.52	5.41	3.74	3.15	2.90	2.73	2.82	2.34	10
42 長崎	11.58	7.43	5.81	3.82	3.27	2.89	2.77	2.77	2.27	19
43 熊本	10.73	7.18	5.44	3.57	3.00	2.67	2.45	2.56	2.12	44
44 大分	11.79	7.40	5.53	3.75	3.14	2.83	2.56	2.69	2.16	38
45 宮崎	11.36	6.95	5.65	3.81	3.19	2.90	2.65	2.69	2.31	14
46 鹿児島	11.37	6.91	5.63	3.91	3.35	2.88	2.74	2.75	2.39	5
47 沖縄	…	…	…	1.93	1.62	1.67	2.53	2.75	2.29	17
平均	11.16	7.12	5.33	3.63	3.09	2.76	2.62	2.70	2.25	
標準偏差	1.09	0.45	0.31	0.30	0.26	0.20	0.17	0.11	0.11	
変動係数(%)	9.77	6.38	5.73	8.33	8.40	7.30	6.45	4.09	5.00	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年および2001年は総人口、1960～2000年は日本人人口による。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、標準化自然増加率：1950～2001年

(‰)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	順位
全 国	14.36	7.68	10.04	9.14	9.32	7.96	7.25	6.81	6.85	-
1 北海道	20.77	9.11	8.94	8.22	8.35	7.30	6.63	5.98	6.23	44
2 青森	19.58	9.88	10.98	9.62	9.58	8.09	8.06	7.35	7.73	21
3 岩手	17.85	8.84	9.74	10.57	10.45	9.46	8.86	8.28	8.43	10
4 宮城	18.37	8.66	9.89	10.01	9.92	8.38	7.69	7.08	7.09	37
5 秋田	16.30	7.27	8.17	9.35	9.08	8.34	8.32	7.42	7.53	30
6 山形	15.02	7.28	9.01	10.40	10.48	9.77	9.38	8.74	8.88	6
7 福島	18.91	9.85	10.24	10.82	11.11	9.97	9.52	8.86	9.02	3
8 茨城	15.80	9.10	11.12	9.90	10.15	8.77	8.00	7.48	7.50	32
9 栃木	16.31	8.58	10.25	9.75	10.45	8.90	7.97	7.57	7.68	23
10 群馬	14.63	7.27	10.03	9.61	10.14	8.83	8.36	7.90	7.76	20
11 埼玉	14.36	7.82	11.56	8.99	9.20	7.72	7.15	6.30	6.32	41
12 千葉	13.48	8.21	11.39	9.15	9.47	7.63	6.83	6.31	6.34	40
13 東京都	9.00	5.96	9.18	6.81	6.90	5.66	4.89	4.46	4.49	47
14 茨城	12.58	7.10	11.33	8.94	8.90	7.44	6.65	6.15	6.20	45
15 新潟	15.55	8.38	9.80	10.12	10.45	9.39	8.68	7.96	7.90	18
16 富山	13.16	6.86	9.05	9.53	9.98	8.51	8.06	7.57	7.71	22
17 石川	12.92	7.88	10.31	10.30	10.05	8.83	7.84	7.62	7.58	27
18 福井	14.04	9.09	10.54	10.86	10.98	9.95	9.39	8.68	8.58	8
19 山梨	14.53	8.40	10.34	8.97	9.90	8.61	8.49	7.89	7.66	24
20 長野	12.02	6.98	9.84	10.15	10.12	9.40	9.08	8.44	8.32	12
21 岐阜	14.28	8.46	10.48	9.61	10.02	8.46	7.97	7.57	7.34	35
22 静岡	15.87	8.90	10.66	9.76	10.35	8.72	7.91	7.70	7.65	25
23 愛知	12.58	7.17	11.12	9.78	10.04	8.40	7.71	7.36	7.27	36
24 三重	12.89	7.66	9.91	9.95	9.98	8.81	7.98	7.70	7.50	31
25 滋賀	11.80	7.50	10.62	10.75	11.15	9.79	8.50	8.04	8.04	16
26 京都	9.90	5.92	9.70	8.59	8.64	7.55	6.61	6.06	6.07	46
27 大阪	9.85	6.14	10.59	8.37	8.46	7.20	6.49	6.24	6.25	42
28 兵庫	11.49	7.07	10.48	9.17	9.15	7.92	6.44	6.80	6.65	39
29 奈良	10.78	6.48	10.14	8.68	8.89	7.75	6.89	6.38	6.25	43
30 和歌山	11.93	7.69	10.24	9.60	9.71	8.27	7.75	7.43	7.55	28
31 鳥取	14.45	8.33	9.15	10.57	10.90	10.14	9.18	8.59	8.86	7
32 島根	16.54	9.01	9.56	11.07	11.64	10.53	9.67	8.87	9.03	2
33 岡山	12.66	7.47	10.34	10.41	10.77	9.21	8.41	7.94	8.04	15
34 広島	13.14	7.45	10.26	10.03	10.14	8.86	7.81	7.20	7.38	34
35 山口	15.27	7.24	9.34	9.46	9.96	8.35	7.95	7.50	7.78	19
36 徳島	16.06	7.88	8.98	9.09	9.94	8.69	8.09	7.45	7.42	33
37 香川	13.46	6.89	9.52	10.06	10.34	8.77	8.24	8.09	7.95	17
38 愛媛	18.22	8.71	9.54	9.66	9.77	8.63	8.18	7.40	7.54	29
39 高知	14.32	7.73	8.94	8.33	9.77	8.04	7.96	7.36	7.61	26
40 福岡	16.41	7.05	8.92	8.90	9.25	7.74	7.18	6.61	6.76	38
41 佐賀	17.78	9.48	10.09	10.35	10.91	9.48	8.78	8.86	9.01	4
42 長崎	19.42	12.07	10.98	9.73	10.11	9.07	8.46	8.18	8.32	11
43 熊本	17.46	9.24	9.13	9.90	10.37	9.07	8.85	8.37	8.53	9
44 大分	15.57	7.68	8.94	9.62	9.75	8.40	8.34	7.85	8.19	14
45 宮崎	18.88	10.94	10.23	10.45	10.55	9.08	9.40	8.68	8.98	5
46 鹿児島	17.34	12.07	10.29	10.28	10.45	9.33	8.55	8.28	8.27	13
47 沖縄	…	…	…	15.19	14.81	12.04	10.52	10.08	10.55	1
平均	14.86	8.15	10.00	9.78	10.03	8.71	7.86	8.09	7.59	
標準偏差	2.76	1.35	0.77	1.13	1.09	1.01	1.01	1.03	0.98	
変動係数(%)	18.59	16.60	7.73	11.60	10.87	11.59	12.79	12.80	12.91	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1950年および2001年は総人口、1960～2000年は日本人人口による。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

## 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：2001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2001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）：厚生労働省大臣官房統計情報部、『平成13年 人口動態統計 中巻』

人口（総人口）：総務省統計局、『人口推計年報 平成13年10月1日現在推計人口』

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。

なお出生数が日本人であるため、本来分母人口に日本人人口を用いるべきであるが、都道府県、年齢別日本人人口は公表されていない。そこで、今回の算定では、分母人口に総人口（日本に在住する外国人を含む）を用い、なおかつ年齢区分は5歳階級を用いている。全国値も同様であるため、分母人口に日本人人口を用い、年齢区分を各歳別に算定した出生率ならびに合計特殊出生率とは異なる。ちなみに、分母人口に日本人人口を用い、かつ年齢区分を各歳別に算定した全国の合計特殊出生率は1.33である<sup>2)</sup>。

（石川 晃）

### 主要結果

2001年の合計特殊出生率をみると、最も高い県は沖縄県の1.83、低い県は東京都の1.00であり、その差は0.83であった。合計特殊出生率の県間格差の程度を変動係数によってみると、2001年は9.9%であり、長期的にみると1970年に5%台であったが80年代に7%程度となり最近では9%と拡大傾向を示してきている。

合計特殊出生率を前年（2000年）と比較すると、沖縄県を除く全ての県で低下を示している。これは、2000年の率算定の分母に日本人人口を用いているのに対し、2001年のそれは総人口（日本に在住する外国人を含む）を用いているため、2001年の率が過少となることが原因していると考えられる。そこで、2001年と同様に、2000年の率算定の人口に総人口を用いて比較を行った結果、沖縄県と青森県のみ増加し、他の県はすべて低下している。

しかし、低下の大きかった県でも、香川県、奈良県など概ね0.06～0.07程度であり、以前に比べると低下の程度は比較的少なく、近年の地域出生率低下は、進んではいるものの安定してきたとみられる。

また、1980年を基準とした指数によって2001年の状況をみると、この間最も低下の程度が大きかっ

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「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：2000年」, 『人口問題研究』, 第57巻第4号, 2001年12月, pp.84～89。

2) 本号掲載の石川 晃「全国人口の再生産に関する主要指標：2001年」を参照。

た地域は東京都であり、ついで千葉県、宮城県で大幅に低下した。

平均出生年齢についてみると、1980年以降年々上昇傾向にあり全国の動向をみると1980年には27.8歳であったが、1985年に28.3歳、1990年29.0歳、1995年29.4歳を経て2000年には29.7歳まで高年齢化し、15年間に2歳近く上昇したことになる。しかし、2001年には僅かではあるが低下に転じ29.6歳となった。県別にみると2000年に比べ低下した県は、島根県、山形県をはじめ30県を数え、出生率の年齢パターン変化が生じつつあるといえる。

図1 平均出生年齢と合計特殊出生率の相関：2001年

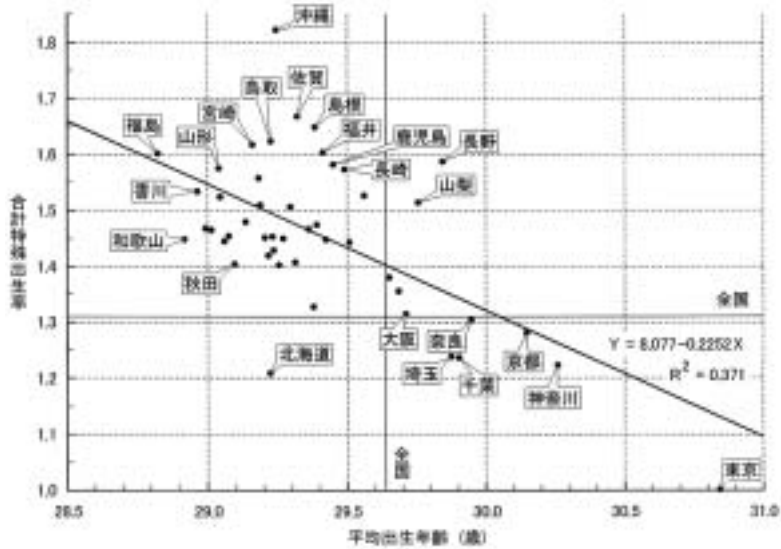


図2 特定県の年齢別出生率：2001年

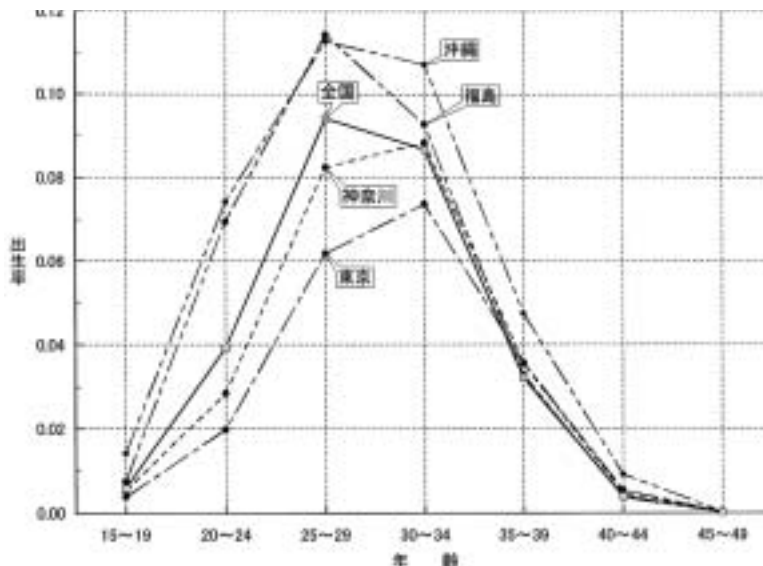


表1 都道府県別, 女子の年齢別出生率および合計特殊出生率: 2001年

都道府県	女子の年齢別出生率(%)								合計特殊出生率	平均年齢(歳)
	総数	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49		
全 国	40.30	5.85	39.23	94.15	86.71	32.10	3.91	0.09	1.31	29.64
1 北海道	35.29	6.55	43.09	87.23	73.73	27.61	3.42	0.09	1.21	29.22
2 青森	39.78	6.24	60.21	106.02	85.43	31.96	3.65	0.04	1.47	28.99
3 岩手	41.60	6.83	62.64	107.55	89.51	33.95	4.32	0.04	1.52	29.05
4 宮城	38.98	6.72	45.13	94.24	84.49	30.92	3.92	0.07	1.33	29.38
5 秋田	36.82	4.41	53.96	105.18	85.31	28.88	3.05	0.07	1.40	29.10
6 山形	42.77	6.54	61.97	114.64	95.23	33.09	3.46	0.09	1.58	29.04
7 福島	43.88	7.54	69.43	114.23	92.65	32.84	3.59	0.04	1.60	28.82
8 茨城	41.28	7.40	48.00	101.31	89.91	30.12	3.57	0.10	1.40	29.26
9 栃木	41.75	6.53	50.60	104.72	88.47	31.75	3.54	0.07	1.43	29.24
10 群馬	42.85	6.09	52.36	101.75	89.53	30.30	3.87	0.09	1.42	29.22
11 埼玉	39.57	5.23	34.22	86.61	85.01	32.82	3.79	0.09	1.24	29.88
12 千葉	39.05	5.70	33.76	85.24	85.68	32.63	4.23	0.10	1.24	29.90
13 東京都	33.26	3.81	19.87	61.78	73.75	35.65	5.29	0.13	1.00	30.84
14 神奈川	40.20	5.27	28.33	82.45	88.27	35.56	4.65	0.14	1.22	30.26
15 新潟	41.12	4.52	48.88	107.24	92.84	32.32	3.78	0.16	1.45	29.43
16 富山	42.71	4.00	46.39	112.69	89.00	25.65	2.88	-	1.40	29.18
17 石川	43.13	4.36	41.26	113.30	91.07	26.43	2.97	0.08	1.40	29.35
18 福井	44.96	3.91	47.81	123.32	96.11	30.79	2.85	0.11	1.52	29.32
19 福山	42.10	4.76	39.88	105.69	95.63	34.25	4.33	-	1.42	29.74
20 山梨	45.12	4.62	43.91	106.68	101.16	38.05	5.11	0.09	1.50	29.83
21 岐阜	41.44	4.69	38.27	108.29	91.84	26.98	3.17	0.06	1.37	29.47
22 静岡	42.25	5.99	46.35	103.01	90.20	30.89	3.62	0.06	1.40	29.37
23 愛知	44.22	6.37	37.59	104.91	91.51	28.49	3.21	0.05	1.36	29.48
24 三重	41.49	5.75	46.87	107.24	87.70	25.86	2.70	0.11	1.38	29.12
25 滋賀	44.63	4.78	40.20	113.56	99.40	30.88	3.55	0.02	1.46	29.59
26 京都	38.05	4.84	25.91	85.45	87.38	33.11	3.53	0.09	1.20	30.18
27 大阪	41.19	6.62	34.26	90.77	83.09	30.35	3.62	0.09	1.24	29.66
28 兵庫	40.42	5.72	35.02	95.09	88.60	30.26	3.22	0.05	1.29	29.68
29 奈良	37.44	3.89	28.33	92.47	86.60	30.13	3.18	0.14	1.22	29.97
30 和歌山	40.81	6.13	52.85	109.97	83.37	26.00	3.24	0.06	1.41	28.92
31 鳥取	43.71	5.44	60.40	113.26	97.44	36.47	3.21	0.18	1.58	29.23
32 島根	44.56	5.71	56.22	123.77	95.90	34.20	3.82	0.12	1.60	29.20
33 岡山	44.23	6.11	48.33	112.71	90.34	30.65	3.19	0.15	1.46	29.24
34 広島	42.50	6.51	42.59	106.39	86.16	29.00	2.88	0.05	1.37	29.28
35 山梨	41.37	6.19	52.85	108.45	87.21	28.18	2.73	0.04	1.43	29.02
36 徳島	39.76	6.50	49.39	108.63	83.76	26.63	3.12	0.07	1.39	29.01
37 香川	43.05	7.11	54.18	106.97	87.94	27.83	2.81	0.06	1.43	28.96
38 愛媛	40.52	6.33	50.23	104.84	86.38	29.72	3.07	0.08	1.40	29.15
39 高知	40.34	6.91	56.85	100.04	84.21	32.32	4.38	0.07	1.42	29.11
40 福岡	39.35	6.51	37.43	92.79	87.39	33.44	4.14	0.15	1.31	29.73
41 佐賀	44.59	7.25	60.92	112.61	101.73	36.04	4.82	0.03	1.62	29.25
42 長崎	41.66	5.76	50.28	109.66	98.15	35.71	4.56	0.16	1.52	29.51
43 熊本	41.67	6.51	56.46	110.09	91.54	34.53	3.85	0.10	1.52	29.20
44 大宮	41.89	5.20	51.63	110.31	91.13	33.91	3.50	0.14	1.48	29.33
45 宮崎	43.16	6.24	63.40	116.44	95.43	34.15	4.51	0.11	1.60	29.09
46 鹿児島	41.20	6.09	50.80	109.87	98.78	35.96	4.24	0.11	1.53	29.48
47 沖縄	52.67	13.63	72.72	112.00	106.15	52.60	9.02	0.33	1.83	29.41
平 均	41.58	5.95	47.49	104.07	90.05	31.91	3.77	0.09	1.42	29.40
標 準 偏 差	2.95	1.50	11.25	11.45	6.33	4.37	1.00	0.05	0.14	0.39
変 動 係 数 (%)	7.08	25.15	23.69	11.00	7.03	13.69	26.48	60.84	9.87	1.32

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)女子人口1,000についてのものである。

平均(出生)年齢 =  $\sum\{x+2.5\} \times {}_5f_x / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100



表2 都道府県別，合計特殊出生率：1950～2001年

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	[参考：総人口分母による] 2000年	
										順位	
全 国	3.64	2.02	2.08	1.75	1.74	1.52	1.42	1.37	1.31	-	1.34
1 北海道	4.59	2.17	1.93	1.64	1.61	1.43	1.31	1.23	1.21	45	1.23
2 青森	4.81	2.48	2.25	1.85	1.80	1.56	1.56	1.47	1.47	15	1.46
3 岩手	4.48	2.30	2.11	1.95	1.88	1.72	1.62	1.56	1.52	10	1.54
4 宮城	4.29	2.13	2.06	1.86	1.80	1.57	1.46	1.39	1.33	37	1.37
5 秋田	4.31	2.09	1.88	1.79	1.69	1.57	1.56	1.45	1.40	26	1.43
6 山形	3.93	2.04	1.98	1.93	1.87	1.75	1.69	1.62	1.58	7	1.60
7 福島	4.47	2.43	2.16	1.99	1.98	1.79	1.72	1.65	1.60	3	1.62
8 茨城	4.02	2.31	2.30	1.87	1.86	1.64	1.52	1.47	1.40	29	1.43
9 栃木	4.14	2.22	2.21	1.86	1.90	1.67	1.52	1.48	1.43	20	1.45
10 群馬	3.80	2.03	2.16	1.81	1.85	1.63	1.56	1.51	1.42	24	1.46
11 埼玉	3.92	2.16	2.35	1.73	1.72	1.50	1.41	1.30	1.24	41	1.27
12 千葉	3.59	2.13	2.28	1.74	1.75	1.47	1.36	1.30	1.24	42	1.27
13 東京都	2.73	1.70	1.96	1.44	1.44	1.23	1.11	1.07	1.00	47	1.03
14 神奈川県	3.25	1.89	2.23	1.70	1.68	1.45	1.34	1.28	1.22	44	1.25
15 新潟	3.99	2.13	2.10	1.88	1.88	1.69	1.59	1.51	1.45	18	1.49
16 富山	3.57	1.91	1.94	1.77	1.79	1.56	1.49	1.45	1.40	28	1.42
17 石川	3.56	2.05	2.07	1.87	1.79	1.60	1.46	1.45	1.40	31	1.43
18 福井	3.65	2.17	2.10	1.93	1.93	1.75	1.67	1.60	1.52	9	1.55
19 山梨	3.71	2.16	2.20	1.76	1.85	1.62	1.60	1.51	1.42	23	1.47
20 長野	3.25	1.94	2.09	1.89	1.85	1.71	1.64	1.59	1.50	13	1.52
21 岐阜	3.55	2.04	2.12	1.80	1.81	1.57	1.49	1.47	1.37	35	1.42
22 静岡県	3.74	2.11	2.12	1.80	1.85	1.60	1.48	1.47	1.40	30	1.43
23 愛知	3.27	1.90	2.19	1.81	1.82	1.57	1.46	1.44	1.36	36	1.40
24 三重	3.33	1.95	2.04	1.82	1.80	1.61	1.50	1.48	1.38	33	1.44
25 滋賀	3.29	2.02	2.19	1.96	1.97	1.75	1.58	1.53	1.46	16	1.49
26 京都	2.80	1.72	2.02	1.67	1.68	1.48	1.32	1.28	1.20	46	1.25
27 大阪	2.87	1.81	2.17	1.67	1.69	1.46	1.33	1.31	1.24	40	1.28
28 兵庫県	3.08	1.90	2.12	1.76	1.75	1.53	1.41	1.38	1.29	39	1.35
29 奈良	3.08	1.87	2.08	1.70	1.69	1.49	1.36	1.30	1.22	43	1.29
30 和歌山	3.09	1.95	2.10	1.80	1.79	1.55	1.48	1.45	1.41	25	1.43
31 鳥取	3.45	2.05	1.96	1.93	1.93	1.82	1.69	1.62	1.58	6	1.59
32 島根	3.87	2.13	2.02	2.01	2.01	1.85	1.73	1.65	1.60	5	1.61
33 岡山	3.18	1.89	2.03	1.86	1.89	1.66	1.54	1.51	1.46	17	1.49
34 広島	3.22	1.92	2.07	1.84	1.83	1.63	1.48	1.41	1.37	34	1.38
35 山口	3.62	1.92	1.98	1.79	1.82	1.56	1.50	1.47	1.43	21	1.44
36 徳島	3.97	2.02	1.97	1.76	1.80	1.61	1.52	1.45	1.39	32	1.43
37 香川	3.38	1.84	1.97	1.82	1.81	1.60	1.51	1.53	1.43	19	1.51
38 愛媛	4.03	2.10	2.02	1.79	1.78	1.60	1.53	1.45	1.40	27	1.43
39 高知	3.39	1.94	1.97	1.64	1.81	1.54	1.51	1.45	1.42	22	1.44
40 福岡	3.91	1.92	1.95	1.74	1.75	1.52	1.42	1.36	1.31	38	1.34
41 佐賀	4.28	2.35	2.13	1.93	1.95	1.75	1.64	1.67	1.62	2	1.65
42 長崎	4.49	2.72	2.33	1.87	1.87	1.70	1.60	1.57	1.52	11	1.56
43 熊本	4.06	2.25	1.98	1.83	1.85	1.65	1.60	1.56	1.52	12	1.54
44 大宮	3.90	2.05	1.97	1.82	1.78	1.58	1.55	1.51	1.48	14	1.49
45 宮崎	4.35	2.43	2.15	1.93	1.90	1.68	1.70	1.62	1.60	4	1.61
46 鹿児島	4.19	2.66	2.21	1.95	1.93	1.73	1.62	1.58	1.53	8	1.57
47 沖縄	…	…	…	2.38	2.31	1.95	1.87	1.82	1.83	1	1.81
平均	3.73	2.09	2.09	1.83	1.82	1.62	1.52	1.47	1.42		1.45
標準偏差	0.51	0.22	0.11	0.13	0.12	0.12	0.13	0.13	0.14		0.13
変動係数(%)	13.56	10.46	5.47	7.30	6.81	7.63	8.69	8.93	9.87		9.10

率算出の分母人口は、1950年および2001年は総人口、1960～2000年は日本人人口による。

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、合計特殊出生率の1980年を基準とした指数：1950～2001年

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	順位
全 国	207.8	115.2	118.9	100.0	99.7	87.0	81.1	78.4	74.9	-
1 北海道	280.4	132.9	118.1	100.0	98.6	87.5	80.3	75.4	73.9	39
2 青森	259.7	133.8	121.5	100.0	97.3	84.4	84.1	79.5	79.3	14
3 岩手	229.0	117.6	108.0	100.0	95.9	87.9	83.0	79.6	78.0	25
4 宮城	230.3	114.2	110.4	100.0	96.6	84.3	78.4	74.5	71.3	45
5 秋田	241.3	116.8	105.0	100.0	94.6	88.0	87.0	81.2	78.6	19
6 山形	203.8	105.8	103.0	100.0	96.8	90.7	87.6	84.3	81.7	6
7 福島	224.9	122.1	109.0	100.0	99.5	90.0	86.5	83.0	80.6	10
8 茨城	214.8	123.5	123.0	100.0	99.2	87.7	81.4	78.5	74.9	34
9 栃木	222.5	119.3	118.4	100.0	102.0	89.7	81.4	79.6	76.7	29
10 群馬	209.9	111.8	118.9	100.0	101.8	89.9	86.1	83.3	78.3	20
11 埼玉	225.9	124.4	135.2	100.0	99.3	86.2	81.0	74.8	71.4	44
12 千葉	206.5	122.5	131.2	100.0	100.5	84.5	78.2	75.0	71.2	46
13 東京都	190.0	118.6	136.7	100.0	99.9	85.6	77.1	74.4	69.7	47
14 神奈川県	190.8	110.9	131.1	100.0	98.8	85.4	78.5	75.2	71.8	43
15 新潟	212.6	113.6	111.8	100.0	100.2	90.0	84.9	80.7	77.2	27
16 富山	201.9	107.9	109.7	100.0	101.5	88.5	84.5	82.1	79.4	13
17 石川	190.7	109.8	110.9	100.0	95.6	85.8	78.4	77.6	74.8	35
18 福井	189.0	112.5	108.8	100.0	100.2	90.7	86.8	83.1	79.0	16
19 山梨	211.0	122.8	124.9	100.0	104.9	92.2	90.7	86.1	80.8	9
20 長野	171.9	102.3	110.7	100.0	97.6	90.2	86.9	83.9	79.2	15
21 岐阜	197.8	113.8	118.0	100.0	101.1	87.3	83.3	81.7	76.1	30
22 静岡県	207.7	117.5	117.9	100.0	102.7	89.1	82.6	82.0	77.9	26
23 愛知	180.5	104.9	121.1	100.0	100.5	86.5	80.9	79.8	75.2	33
24 三重	182.8	107.4	112.0	100.0	98.8	88.7	82.2	81.4	75.9	31
25 滋賀	167.3	103.0	111.6	100.0	100.1	89.1	80.3	77.7	74.4	36
26 京都	168.2	103.1	121.2	100.0	100.7	88.6	79.4	76.9	72.1	42
27 大阪	171.7	108.4	129.5	100.0	101.0	87.0	79.5	78.5	74.3	37
28 兵庫県	175.0	107.9	120.5	100.0	99.2	86.6	80.1	78.3	73.2	40
29 奈良	181.8	110.1	122.6	100.0	99.6	87.8	80.2	76.8	72.1	41
30 和歌山	171.4	108.4	116.7	100.0	99.4	86.2	81.8	80.3	78.1	24
31 鳥取	178.7	106.2	101.2	100.0	100.1	94.1	87.3	84.0	81.8	5
32 島根	192.4	106.2	100.7	100.0	99.9	92.0	86.0	82.1	79.6	12
33 岡山	170.9	101.4	108.9	100.0	101.5	89.4	83.0	81.1	78.3	22
34 広島	175.0	104.4	112.6	100.0	99.5	88.5	80.2	76.5	74.3	38
35 山口	202.7	107.6	110.7	100.0	102.1	87.4	84.0	82.0	79.9	11
36 徳島	225.3	114.9	111.7	100.0	102.4	91.6	86.4	82.6	79.0	17
37 香川	185.6	101.4	108.1	100.0	99.5	87.8	82.9	84.3	78.9	18
38 愛媛	225.2	117.1	112.7	100.0	99.2	89.1	85.3	80.7	78.3	21
39 高知	206.4	118.2	120.1	100.0	110.1	93.6	92.1	88.6	86.8	1
40 福岡	224.9	110.6	112.2	100.0	100.8	87.2	81.9	78.0	75.3	32
41 佐賀	222.2	121.9	110.6	100.0	101.3	90.7	85.3	86.5	83.9	2
42 長崎	240.1	145.7	124.9	100.0	100.4	90.9	85.8	84.2	81.4	7
43 熊本	221.9	122.9	108.0	100.0	101.0	90.0	87.7	85.0	82.8	3
44 大宮	214.4	112.8	108.1	100.0	97.8	86.8	85.2	82.8	81.3	8
45 宮崎	224.9	125.8	111.0	100.0	98.0	87.0	88.0	83.6	82.8	4
46 鹿児島	214.7	136.2	113.0	100.0	98.6	88.5	82.7	80.9	78.3	23
47 沖縄	...	...	...	100.0	97.3	81.9	78.5	76.7	77.0	28

表2に基づく。

表4 都道府県別、平均出生年齢：1950～2001年

(歳)

都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	順位
全 国	29.65	27.86	27.84	27.78	28.31	28.98	29.39	29.67	29.64	-
1 北海道	30.14	27.48	27.31	27.63	28.23	28.81	29.10	29.24	29.22	30
2 青森	29.52	27.56	27.08	27.21	27.78	28.50	28.84	29.04	28.99	44
3 岩手	29.45	27.72	27.52	27.38	27.95	28.55	28.95	29.17	29.05	40
4 宮城	29.77	27.68	27.54	27.55	28.11	28.89	29.30	29.41	29.38	19
5 秋田	29.35	26.88	26.78	27.17	27.74	28.54	28.91	29.18	29.10	38
6 山形	29.50	27.36	27.23	27.41	27.89	28.63	29.08	29.21	29.04	41
7 福島	30.00	28.01	27.51	27.44	27.89	28.48	28.83	28.96	28.82	47
8 茨城	30.17	28.46	27.79	27.56	28.01	28.69	29.09	29.39	29.26	25
9 栃木	30.28	28.48	27.94	27.61	28.00	28.64	29.06	29.28	29.24	28
10 群馬	30.48	28.59	28.14	27.78	28.21	28.83	29.19	29.35	29.22	31
11 埼玉	30.38	28.61	28.14	27.99	28.51	29.24	29.65	29.97	29.88	6
12 千葉	29.71	28.15	27.90	27.88	28.44	29.17	29.68	29.99	29.90	5
13 東京都	29.96	28.54	28.81	28.80	29.39	30.07	30.48	30.85	30.84	1
14 神奈川県	30.05	28.23	28.25	28.17	28.79	29.48	29.95	30.31	30.26	2
15 新潟	30.10	27.92	27.70	27.62	28.10	28.76	29.18	29.43	29.43	17
16 富山	28.50	26.45	26.82	26.99	27.50	28.29	28.89	29.21	29.18	34
17 石川	29.00	26.83	26.84	26.96	27.62	28.40	29.01	29.27	29.35	21
18 福井	29.15	27.18	27.06	27.10	27.67	28.33	28.87	29.41	29.32	23
19 山梨	30.98	29.37	28.70	28.24	28.64	29.19	29.56	29.76	29.74	8
20 長野	30.36	28.80	28.53	28.33	28.74	29.33	29.73	29.84	29.83	7
21 岐阜	29.24	27.32	27.39	27.35	27.88	28.60	29.08	29.36	29.47	16
22 静岡県	29.83	27.74	27.54	27.58	28.05	28.77	29.20	29.39	29.37	20
23 愛知	29.34	27.55	27.45	27.42	27.94	28.66	29.10	29.51	29.48	14
24 三重	29.26	27.16	27.27	27.11	27.57	28.24	28.81	29.14	29.12	36
25 滋賀	29.77	27.96	27.87	27.68	28.00	28.68	29.17	29.56	29.59	12
26 京都	29.38	27.92	28.27	28.17	28.67	29.34	29.83	30.15	30.18	3
27 大阪	29.39	27.74	27.91	27.88	28.37	28.99	29.37	29.71	29.66	11
28 兵庫県	29.27	27.57	27.82	27.78	28.28	28.89	29.31	29.65	29.68	10
29 奈良	29.14	27.39	27.68	27.82	28.25	28.99	29.50	29.95	29.97	4
30 和歌山	29.03	27.31	27.40	27.17	27.64	28.20	28.62	28.92	28.92	46
31 鳥取	28.88	27.22	27.31	27.42	27.91	28.58	28.84	29.23	29.23	29
32 島根	28.94	27.32	27.64	27.58	27.97	28.50	28.91	29.39	29.20	33
33 岡山	28.58	26.81	27.07	27.22	27.74	28.39	28.91	29.19	29.24	27
34 広島	28.82	27.22	27.37	27.41	27.93	28.52	28.93	29.31	29.28	24
35 山口	28.95	27.10	27.36	27.41	27.90	28.49	28.81	29.01	29.02	42
36 徳島	29.17	27.05	27.07	27.18	27.69	28.28	28.72	29.08	29.01	43
37 香川	28.74	26.89	27.17	27.17	27.66	28.17	28.68	28.96	28.96	45
38 愛媛	29.47	27.48	27.47	27.44	27.90	28.40	28.82	29.06	29.15	35
39 高知	28.25	26.56	27.12	27.39	27.96	28.58	28.90	29.23	29.11	37
40 福岡	29.64	27.67	28.01	27.91	28.39	29.08	29.45	29.69	29.73	9
41 佐賀	29.89	28.16	27.90	27.70	28.19	28.83	29.24	29.32	29.25	26
42 長崎	30.02	28.60	28.30	28.00	28.43	29.02	29.24	29.49	29.51	13
43 熊本	29.83	27.87	27.46	27.48	27.99	28.64	29.04	29.18	29.20	32
44 大分	29.44	27.59	27.46	27.51	27.92	28.70	29.07	29.30	29.33	22
45 宮崎	29.79	27.63	27.35	27.42	27.96	28.68	28.92	29.16	29.09	39
46 鹿児島	30.33	28.70	28.22	27.95	28.38	28.93	29.35	29.45	29.48	15
47 沖縄	…	…	…	28.37	28.65	29.16	29.46	29.25	29.41	18
平均	29.55	27.69	27.62	27.60	28.09	28.75	29.16	29.42	29.40	
標準偏差	0.58	0.64	0.48	0.39	0.38	0.37	0.37	0.38	0.39	
変動係数(%)	1.95	2.30	1.75	1.42	1.34	1.30	1.25	1.29	1.32	

率算出の分母人口は、1950年および2001年は総人口、1960～2000年は日本人人口による。

平均(出生)年齢 =  $\sum \{x + 2.5\} \times {}_5f_x / \sum {}_5f_x$

変動係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

---

## 書 評・紹 介

---

河野稠果・大淵寛編

### 『人口と文明のゆくえ』（シリーズ・人口学研究12）

大明堂，2002年11月，viii+288pp

文明と人口変動の相互作用を論じた本書は、人口学研究会が共同研究の成果を公刊しているシリーズの最新巻である。文明論ではあるが、あくまでも人口の視点から文明のゆくえを展望している点がユニークであり、人口研究に新しい領域を拓く試みとして高く評価したい。

各章の題名をみるとわかるように気宇壮大な構想であり、各分野の専門家が分担執筆して、次のような構成になっている。第1章 人口の波・文明の波（大淵寛）、第2章 経済社会システムの転換と人口変動（鬼頭宏）、第3章 飢餓・疾病・災害と文明の対応（西川由比子）、第4章 人口移動・都市化と文明の盛衰（森岡仁）、第5章 家族変動とそのゆくえ（阿藤誠）、第6章 現代文明と女性のエンパワーメント（佐藤龍三郎）、第7章 少子・高齢化の文明的意義（嵯峨座晴夫）、第8章 文明の衝突の人口学的考察（岡崎陽一）、第9章 人口変動と地球環境の変化（加藤久和）、第10章 成長の限界と世界人口の将来（井上俊一）、第11章 人類と文明のゆくえ（河野稠果）。

まず第1章で、文明とは「人類が獲得してきたすべての知識、制度、慣習、技術などを含めた価値の総体」（p.4）であると、広く定義している。第2章は「文明の人口支持力」という視点からする文明と人口の歴史分析であり、第3章では過去における飢饉や疫病、文明がつくりだした災害などを論じている。第4章では人口移動・都市化と文明の盛衰との関係を取りあげて、「人類は人口増加を通じて文明を生み、文明を通じて人口増加を実現してきた」が、「人口増加なき文明進化の時代」（p.93）がやってくるという。新しい時代に都市がどのような役割を果たすのか、興味深い問題である。

第5章は家族変動を論じた章である。新しい家族観（情緒的核家族化）が広まり、家族の多様化が進んでいる。単身赴任の家族関係、パラサイト・シングル、家族をもたない高齢者の増加など、家族形態と家族の人間関係を論じて、切れ味のよい分析である。第6章では、現代文明と女性のエンパワーメントを論じ、男性優位文明からの脱却へと、社会は進化しているという。少子高齢化社会を論じた第7章では、なぜ近代化が低出生をひきおこしたかを検討して、究極的には「豊かさ」と「個人主義」がその原因であると結論している。

第8章では、文明グループ別の人口問題の解説をおこなっている。第9章は、環境と人口を論じるうちに文明のゆくえが環境問題に深く関係しているという結論に到達している。地球的な規模の問題に対処するためには国際的な協調が必要である。第10章では、世界人口の将来予測を紹介している。将来人口は地球の人口扶養力に依存するものであるが、歴史的な文化の総体すなわち文明と切り離して論じることは出来ないという見解は卓見である。

多くの章で、文明の発達が資源の大量消費と人口増加を結果し、成長の限界が目前に迫っていることを指摘しているが、最終章では、「文明が発達した段階で生殖活動、家族形成活動に齟齬が生じ、出生率が置き換え水準以下に低下して人口が減少する現象、そして人口の衰退が文明を衰退させる可能性の当否」（p.252）を論じている点が特徴的である。「子どもは可愛い美しい」と考えるか「子どもを持つことは格好が悪い」と考えるかが重要な問題であり、マス・メディアの役割が大きいという。なるほど、文明のゆくえを左右する要因は多様である。

編集方針に関して、若干気になる点がある。(1)文明の定義が各章に出てくる。かなりの章の第1節にそれぞれ文明の定義に関する叙述がある。これらの定義にはどのような違いがあるのか。違いがないのなら重複である。(2)宗教も広義の文明の一側面であり、人口問題の認識と人口政策思想の形成に、宗教は深くかかわってきた。人工妊娠中絶や安楽死に関するさまざまな宗教団体の考え方とその変化なども検討に値しよう。人口と文明のゆくえを論じるにあたって、重要な研究課題であろう。

（兼清弘之／明治大学）

大友篤著

『地域人口分析（ジオデモグラフィックス）の方法  
—国勢調査データの利用の仕方—』

日本統計協会, 2002年3月, pp.208

本書は、主に国勢調査データを基とした種々の地域人口分析（ジオデモグラフィックス）手法の基礎について解説されたものである。地域人口について述べられた書はこれまで非常に少ないが、空間的な人口分布や人口移動の分析手法についてマニュアル的に説明されている本書では、幅広い読者層が想定されている。

本書は10章から構成されているが、大別して3部にまとめられよう。まず第1章から第3章までは序章といえるもので、地域人口分析の意義と、分析に必要な地域と人口の様々な概念について整理されている。第4章から第9章までが本論であり、各種地域人口分析の具体的な手法について、豊富な実例とともに解説されている。第10章においては地域人口分析研究に関する現状について述べられている。我が国における研究は北アメリカやイギリスと比較して遅れているが、今後その必要性が認識され需要も拡大するであろう、と結ばれている。

内容的には同じ著者による『地域分析入門（改訂版）』あるいは『日本の人口移動』と重複する部分も多いが、本書『地域人口分析の方法』においては、より実用に即した形で書き下ろされており、とりわけ国勢調査データの利用には大変参考になる。確かに管見の限りでも、一般に公開されている国勢調査データがメソスケール以下の地域分析において有効に利用されている例は、極めて少ない。本書はそうした状況に対して一石を投じるものであり、データの利用例を交え、様々な分析の糸口を提供している。

また実例に利用されているデータとして、都道府県や市区町村別のほかに、基準地域メッシュなどの小地域データが多く含まれていることも特筆すべきである。「平成の大合併」により、市町村合併が急速に進展することが確実となるなかで、恒久的な空間単位である地域メッシュや基本単位区などのデータは今後より一層重要視されるようになるであろう。実際小地域データは今後の地域分析のための中核を担うデータになると考えられ、本書においてもこれらを利用した分析の有用性が随所で指摘されている。しかしその意味では、市区町村より小さな空間単位のデータも、インターネット等を通じて手軽に入手できるようになることが望まれる。地域人口分析の発展には、小地域データの共有化・共用化が不可欠であろう。

「まえがき」にも示されているが、本書の主たる目的は国勢調査データの利用マニュアルである。各章ごとに分析のテーマを設定して個別の分析手法を紹介していく形式も、その点が考慮されていると思われるが、研究を行う観点からすれば、一連の地域研究の流れのなかでどの種の分析が取り入れられ、さらに分析結果をいかに解釈すべきかということが説明される形式の方が、それぞれのケースに即した分析手法を習得しやすいであろう。第10章では、国内外における地域人口分析の事例に基づいたデータの利用に関して説明され、例えばGISを利用した我が国における土地形状別人口統計の作成について述べられているが、このような点ももう少し強調しても良かったと思われる。ただ、本書の主旨からは若干外れると思われるので、ぜひ続編を期待したいところである。

いずれにしても本書は、地域人口分析のあらゆる可能性を示し、全体的な構成も分かりやすくまとめられた好著である。特に入門書として最適であると思われるので、地域人口に関心のある方々に是非一読をお薦めしたい。

(小池司朗)

## 新 刊 紹 介

○対 象：図書委員会等の選書や寄贈により，図書室に受け入れたもののうち，人口分野に関する  
新刊図書・資料

○受入期間：2002年7月～2002年9月

○記載事項：著・編者

書 名 \_\_\_\_\_ / by 著・編 者（第1行目と同じ場合は省略），発行  
地： 発行所（第1行目と同じ場合，または著・編者と同じ場合は省略），発行年  
ページ数 ， 大きさ （ シリーズ 名 ） [URL: \_\_\_\_\_]

和書（著編者名の50音順）

1. 大塚柳太郎，河辺俊雄，高坂宏一，渡辺知保，阿部卓

人類生態学. / 東京： 東京大学出版会，2002.3.20  
239pp. 21cm

2. 鬼頭宏

文明としての江戸システム. / 東京： 講談社， 2002.6.10  
350pp. 20cm （日本の歴史19）

3. 斎藤修

江戸と大坂 近代日本の都市起源. / 東京： N T T 出版，2002.3.6  
251pp. 20cm （ネットワークの社会科学シリーズ）

4. 社会保障審議会人口部会編集

将来人口推計の視点 日本の将来推計人口（平成14年1月推計）とそれを巡る議論. / 東  
京： ぎょうせい， 2002.8.20  
309pp. 21cm

執筆者：秋山弘子，阿藤誠，市川尚，岩渕勝芳，小川直宏，駒村康平，小宮英美，高橋義哉，津谷  
典子，永瀬伸子，長谷川真理子，廣松毅，向山孝史，山崎泰彦，山路憲夫，山田昌弘，加藤久和

5. 内閣府大臣官房政府広報室編

男女共同参画社会に関する世論調査. / 東京： ， 2002  
277pp. 30cm （世論調査報告書 平成14年7月調査）  
[<http://www8.cao.go.jp/survey/h14/h14-danjo/index.html>]

6. 日本人口学会編

人口大事典. / 培風館，2002.6.12  
1081pp. 28cm

7. 日本大学人口研究所（Nihon University Population Research Institute）

・日本の世代生命表－1891～2000年期間生命表に基づく－.（南條善治，吉永一彦）. / 東  
京； ， 2002.1， 195pp.， 30cm



- 研究報告シリーズ [NUPRI 研究報告シリーズ]  
No.9 ランダム・シナリオ法による日本の多地域人口推計。(南條善治, 吉永一彦).  
/ 東京; 2002.4, 32pp. 26cm
- NUPRI Research Paper Series  
No.74: Health and Health Policy in Thailand. (Kamnuansilpa, Peerasit, &  
Wongthanavas, Supawatanakorn)./ Tokyo; 2002.05, 38pp., 26cm

#### 8. 野村総合研究所著

少子高齢化と現役世代の活性化./ 野村総合研究所広報部, 2000.12  
433pp. 20cm (日本の優先課題 2001)

執筆者: 岩城秀裕, 高原宣昭, 国崎晃, 和田理都子, 松永有介, 荻原洋, 西澤隆, 中村実, 上田肇, 井馮正彦, 野村亜紀子

#### 9. 早瀬保子編著

途上国の人口移動とジェンダー./ 東京: 明石書店, 2002.6.20  
190pp. 22cm

執筆者: 早瀬保子, 野田容助, 井上孝, 小島宏, 山形辰史, 三澤健宏, 西岡八郎

#### 10. 松山幸弘

人口半減 日本経済の活路 (……年金・医療・教育改革と地方自立……)./ 東京: 東洋  
経済新報社, 2002.4.25  
316pp. 20cm

#### 11. 若林芳樹, 神谷浩夫, 木下禮子, 由井義通, 矢野桂司編著

シングル女性の都市空間./ 東京: 大明堂, 2002.3.10  
249pp. 22cm

#### 洋書 (著編者名のアルファベット順) :

##### 1. Demographic and Health Surveys (DHS) [Final Report] [<http://www.measuredhs.com>]

• Armenia: Demographic and Health Survey, 2000. (by Yerevan) ./ Armenia; Calverton, Maryland: [Armenia] National Statistical Service, & Ministry of Health ; ORC Macro, 2001.12, 390pp. 28cm

• Cambodia: Demographic and Health Survey, 2000./ Phnom Penh, Cambodia; Calverton, Maryland: [Cambodia] National Institute of Statistics (Ministry of Planning), & Directorate General for Health (Ministry of Health); ORC Macro, 2001.06, 348pp. 28cm

• Nepal: Demographic and Health Survey, 2001./ Kathmandu, Nepal; Calverton, Maryland: [Nepal] Family Health Division Department of Health Services Ministry of Health, [Nepal] New ERA; ORC Macro, 2002.4, 327pp. 28cm

##### 2. DHS Comparative Reports Series./ Calverton, Maryland: ORC (Opinion Research Corporation) Macro [<http://www.measuredhs.com>]

No.1: Unmet Need at the End of the Century. (by Westoff, C.F.)./ 2001.9, 41pp., 28cm

3. [DHS] MEASURE DHS+, Basic Documentation./ Calverton, Maryland: ORC (Opinion Research Corporation) Macro [<http://www.measuredhs.com>]
- 1: Model "A" Questionnaire: With Commentary for High Contraceptive Prevalence Countries, 2001.10, 109pp. 28cm
  - 2: Model "B" Questionnaire: With Commentary for Low Contraceptive Prevalence Countries, 2001.10, 109pp. 28cm
  - 3: Interviewer's Manual: For Use with Model "A" Questionnaire for High Contraceptive Prevalence Countries, 2002.3, 133pp. 28cm
  - 4: Interviewer's Manual: For Use with Model "B" Questionnaire for Low Contraceptive Prevalence Countries, 2002.03, 114pp. 28cm
  - 5: Supervisor's and Editor's Manual: For Use with Model "A" and "B" Questionnaires, 2002.03, 45pp. 28cm
4. European Association for Population Studies (EAPS) (ed.)  
European Studies of Population./ Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers [<http://www.wkap.nl/prod/s/ESPO>]
- Vol.11: The Life Table: Modeling Survival and Death. (edited by Wunsch, Guillaume, Mouchart, Michel, & Duchene, Josianne)./ 2002, 315pp., 25cm
5. European Population Committee, Directorate General III - Social Cohesion: Directorate of Social Affairs and Health (ed.)  
Population Studies./ Strasbourg: Council of Europe Publishing [[http://www.coe.int/t/e/social\\_cohesion/population/Population\\_studies/](http://www.coe.int/t/e/social_cohesion/population/Population_studies/)]
- No.36: Trends in Mortality and Differential Mortality. (by Vallin, J., Mesle, F., & Valkonen, T.)./ 2001.12, 333pp., 24cm  
[[http://www.coe.int/t/e/social\\_cohesion/population/Trends\\_in\\_mortality\\_and\\_differential\\_mortality.pdf](http://www.coe.int/t/e/social_cohesion/population/Trends_in_mortality_and_differential_mortality.pdf)]
6. International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP) (ed.)  
International Studies in Demography./ Oxford, UK: Oxford University Press [<http://www.iussp.org/Publications/7listsale.php#OUP>]
- Famine Demography: Perspectives from the Past and Present. (by Dyson, T., & O Grada, C.)./ 2002, 276pp., 24cm
7. Mosley, Hugh, O'Reilly, Jacqueline, Schomann, Klaus (eds.)  
Labour Markets, Gender and Institutional Change: Essays in Honour of Gunther Schmid./ Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2002  
398pp. 24cm
8. National Research Council, Division of Behavioral and Social Sciences and Education, Committee on Population, Roundtable on the Demography of Forced Migration [[http://www7.nationalacademies.org/CPOP/Forced\\_Migration.html](http://www7.nationalacademies.org/CPOP/Forced_Migration.html)]
- Demographic Assessment Techniques in Complex Humanitarian Emergencies:

Summary of a Workshop. (Rapporteur: Reed,Holly)./ Washington, D.C.: National Academy Press, 2002, 31pp., 23cm [<http://www.nap.edu/books/0309084970/html/>]

• Research Ethics in Complex Humanitarian Emergencies: Summary of a Workshop. (Rapporteur: Reed,Holly)./ Washington, D.C.: National Academy Press, 2002, 25pp., 23cm [<http://www.nap.edu/catalog/10481.html>]

**9. National Research Council, Division of Behavioral and Social Sciences and Education, Committee on Population, Workshop on Leveraging Longitudinal Data in Developing Countries Committee** [[http://www7.nationalacademies.org/CPOP/Longitudinal\\_data\\_developing\\_countries.html](http://www7.nationalacademies.org/CPOP/Longitudinal_data_developing_countries.html)]

• Leveraging Longitudinal Data in Developing Countries: Report of a Workshop. [edited by Durrant,Valerie L., & Menken,Jane]./ Washington, D.C.: National Academy Press, 2002, 110pp., 23cm [<http://www.nap.edu/catalog/10405.html>]

**10. The Plenum Series on Demographic Methods and Population Analysis.**/ New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers

• The Demography of Health and Health Care: Second Edition. (by Pol,L.G., & Thomas,R.K.)./ 2001, 387pp. 24cm

**11. Population Council**

Population and Development Review: A Supplement./ New York [<http://www.popcouncil.org/publications/pdr/pdrsupps.html>]

Vol.28: Population and Environment: Methods of Analysis. (edited by Lutz,W., Prskawetz,A., & Sanderson,W.C.)./ 2002, 258pp. 26cm

**12. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division**

• HIV/AIDS Awareness and Behaviour./ New York: , 2002.05, 37pp. 28cm (ST/ESA/SER.A/209 - Sales No.E.02.XIII.8) [[http://www.un.org/esa/population/publications/AIDS\\_awareness/AIDS\\_English.pdf](http://www.un.org/esa/population/publications/AIDS_awareness/AIDS_English.pdf)]

## 研究活動報告

### 九州大学大学院工学研究院公開講座 「地球環境とエネルギー（大気、海洋、大地と人）」

九州大学大学院工学研究院公開講座「地球環境とエネルギー（大気、海洋、大地と人）」は、箱崎キャンパスの国際ホールにおいて、2002年6月15日から7月20日までの毎土曜日に開催された。工学研究院の環境システム科学研究センターに所属する江崎哲郎教授は、第1回の「地球の歴史と人類の活動」において、環境の危機を招く要因のひとつとして人口増加をとりあげた。最終第6回では、筆者が「人口問題と地球環境」のタイトルで次の構成の講演を行い、また、受講生からの活発な質問に回答した。

1. 世界人口の推移
2. 人口をめぐる論争
3. 世界の現状にみる人口の影響
4. 人口問題へのとりくみ

なお、配付資料、受講生の感想等は、環境システム科学研究センターによって公開講座資料集『地球環境とエネルギー（大気、海洋、大地と人）』（ISBN：4-901565-03-6）にまとめられている。

（今井博之記）

### 第3回 JBIC シンポジウム

2002年7月18日、国際協力銀行（JBIC）は如水会館（東京）にて第3回 JBIC シンポジウム「21世紀の開発援助戦略：地球規模問題、地域問題」を開催した。政府関係者、在京大使館、国際機関、民間企業等からおよそ200名が参加した。今回のシンポジウムは、JBICの開発金融研究所が開発援助において今後重点的に対処すべき課題を抽出し検討した「21世紀の開発援助戦略」調査をもとに、21世紀のグローバルな開発課題や地域別課題に関して議論をおこなうことを目的としたものである。同研究所の宮入宜人副所長の全体司会により、以下の基調講演、講演およびコメントがなされた。

第1部：地球規模問題：モデレーター：篠塚 徹（拓殖大学国際開発学部）

- ①「ポスト9.11の世界と開発協力」高橋一生（国際基督教大学国際関係学科）
- ②「政策、地球規模の公共物、所有権及び集団行動の役割」マーク・コーエン（IFPRI）
- ③「人口、保健医療、社会福祉及び年金制度」佐藤龍三郎（国立社会保障・人口問題研究所）
- ④「21世紀におけるアジア型防災戦略を考える：パラダイム転換と日本の役割」岡田憲夫（京大大学防災研究所）

⑤コメント：林 薫（国際協力銀行開発金融研究所次長）

第2部：地域問題：モデレーター：藤本耕士（国際協力銀行開発金融研究所所長）

- ①「アジアの貧困について」絵所秀紀（法政大学経済学部）

- ②「南アジア：域内協力と開発」ラケシュ・モハン（ICRIER）（代読）
- ③「中国：ITマネジメントと貧困削減」ファン・ガン（NERI）
- ④「東南アジア：自助努力とガバナンス」マリオ・ランベルテ（PIDS）
- ⑤「アフリカ：貧困削減のための課題：制度・教育・保健・農業・貿易」ドミニク・ニジンク（AERC）
- ⑥コメント：モンテ・カセム（立命館大学政策科学部）

本シンポジウムは開発援助の観点から催されたものであり、国際政治、国際経済、国の制度や行政のあり方など一般に人口の分野では論じられないテーマも多かったが、現実の動きに立脚したものであり、興味深いものがあった。今後、人口ならびに社会保障分野との研究交流が進められることが期待されよう。（佐藤龍三郎記）

## 2002年度日本建築学会大会（北陸）

2002年度日本建築学会大会（北陸）は、2002年8月2日～4日の3日間にわたり、金沢工業大学（石川県石川郡）を主会場として開催された。「劣化と再生：地球・地域・建築・生命の新たな関係」をテーマに、学術講演のほか、シンポジウムや研究協議会、パネルディスカッション等多彩なプログラムのもと、多くの参加者により活発な議論が行われた。また、記念シンポジウムや講演会が金沢市内各所で開催され、会員のほか多数の一般参加者を迎え盛況であった。記念シンポジウムのひとつ「よい建築と環境をつくるために社会システムはどうあるべきか」のテーマ設定によく表れているように、本大会においては、ハードのみならず、ソフトの劣化・再生により大きな関心が寄せられている。

学術講演では、人口を直接にあつかう研究報告は少ないが、おもに都市計画部門において、土地利用との関連から、都心の人口動向、人口と就業者分布の予測、人口移動に関する興味深い報告があった。世帯や家族については、高齢期における家族と住まい方の変容過程をサポートネットワークという視点から分析したものが建築計画部門を中心に多数報告された。また、建築経済・住宅部門においては、世帯の成長過程や転居行動などに関する報告を集めたセッションが設けられ、住宅の地方性や自治体の住宅政策について議論が交わされた。筆者は同部門において高齢者の世帯変動の地域差に関する報告を行った。

大会を通して、計画分野においては、人口減少時代を見据えた建築・都市計画という姿勢がこれまでよりも明確に打ち出されている印象を受けた。人口減少社会への対応、サステナビリティなど、建築・都市計画の現場では新しい手法の模索が続いているようである。（小山泰代記）

## 第12回日本家族社会学会大会

日本家族社会学会（会長：石原邦雄・東京都立教授）の第69回大会（大会実行委員長：直井道子・東京学芸大学教授）が2002年9月21日（土）～22（日）の2日間にわたって小金井市の東京学芸大学で開かれた。初日の午前から2日目の午前にかけて2つのテーマセッションを含む12のセッションで40以上の研究報告がなされ、2日目の午後には「『現代社会における家族ならびに結婚の意味を問う』パートⅠ 現代社会における結婚の意味とは何か」と題されたシンポジウムが行われた。学問分野の

性格上、人口に関連する報告は多かったが、日本人口学会会員によるものとしてはそれぞれ別のセッションで以下の4報告があった。

子どもの家族環境の変化	坂井博通（埼玉県立大学）
女性の就業と出生関連意識	小島 宏（国立社会保障・人口問題研究所）
世帯構造と直系家族規範—近世東北農村の歴史人口学的分析	平井晶子（京都大学）
母親の就業継続と子育て支援	白波瀬佐和子（国立社会保障・人口問題研究所）

なお、2日目午前のテーマセッション（2）「日本・韓国における家族政策と親子関係」は韓国家族学会との交流事業の一環として行われたもので、韓国家族学会を代表して韓 慶恵・ソウル大学教授をはじめとする4人の研究者が参加された。また、2003年大会は9月6（土）～7日（日）に大阪府立大学で開催されることになっている。（小島 宏記）

## 日本環境経済・政策学会2002年大会

環境経済・政策学会（会長：佐和隆光・京都大学教授）の2002年大会（実行委員長：吉田文和・北海道大学教授）が2002年9月28日（土）～9月29日（日）の2日間にわたって札幌市の北海道大学で開かれた。今回は事実上の第7回の研究大会であり、初日の午前から2日目の午前にかけて11種類のテーマで27のセッションが行われたほか、「自由論題セッション」2つと「英語セッション」が行われた。また、2日目午前には学術的な報告からなるセッションとは異なるが、「ヨハネスブルグサミット報告会」も開催され、午後には市民公開シンポジウム「公共事業と環境保全」が開催された。

学会の性格上、人口に間接的に関連する報告は少なくなかったが、日本人口学会会員によるものは以下の3報告のみであった。

セッションD-2 「アジア及び途上国の環境問題（その2）」  
5 中央アジアにおける母子の健康の環境関連要因 小島 宏（国立社会保障・人口問題研究所）

セッションH-2 「エネルギー（その2）」  
3 家庭部門の消費者が望む自然エネルギー導入と電力価格のトレードオフ  
宮田史子（北海道電力総合研究所）／土屋智子（電力中央研究所）

セッションI-2 「環境政策国際比較（その2）」  
6 環境保全に配慮した技術指数の試み 野上裕生（日本貿易振興会アジア経済研究所）

なお、2003年大会は9月27（土）～28日（日）に東京大学で行われることになっている。（小島 宏記）



## JICA ニカラグア国グラナダ地域保健プロジェクト

日本政府とニカラグア国政府は、2000年10月に、JICA を通じた国際医療協力プロジェクトに合意し、同年12月より4年間のプロジェクトがスタートした。このプロジェクトは、同国のグラナダ県保健局の地域保健の向上を目的とし、1) 一次医療サービスの質の向上、2) 県保健局事務所及び地域保健事務所の管理・運営能力の向上、3) 一次医療施設と県病院（日本ニカラグア友好病院）との連携強化、そして4) 地域社会の保健活動への参加の強化を目的として実施されてきた。

今回の出張は、2002年7月4日から11日の間、グラナダ地域保健プロジェクト運営指導調査団（团长 若井晋東京大学国際地域保健学教室教授）の一員として、本研究所の高橋重郷（人口動向研究部部长）が参加したもので、プロジェクトの進捗状況の把握と今後の協力の見直し、同国政府および関係機関からの要望等を把握し、今後のプロジェクト運営について協議を行った。（高橋重郷記）

### 第14回国際エイズ会議出席

国際エイズ会議は隔年で開催されている会議であり、今年は沖縄サミットでの日本のリーダーシップに端を発する「世界エイズ・結核・マラリア対策基金」の運用開始後最初の会議でもあった。本年7月7日から12日開催の今回の会議では、途上国での治療薬へのアクセスを改善し予防活動を拡大することが重要なテーマであった。

HIV/エイズは世界的規模の深刻な人口問題となっていて、2001年末現在の HIV 感染者の推定数は4000万人に達していると UNAIDS は報告している。これらの人々がエイズを発症し死亡することを避けるためには、途上国で効果的で安価な治療薬の供給とそれを処方し管理をするキャパシティの確保が緊急課題である。また、すでに2000万人以上が HIV に感染して死亡したと考えられている。サハラ以南のアフリカでは2850万人が感染して流行が集中しているが、決してアフリカだけの問題ではない。東欧と中央アジアでは、主として注射薬物使用による感染により、2001年だけで25万人の新規感染が発生し、現在100万人が感染していると推定され、実に4分の1の感染は去年一年間に発生している。また、ハイチ（成人有病率6%）やバハマ（成人有病率3.5%）などアフリカに次ぐ水準の流行となっているラテンアメリカ・カリブ海諸国や、2001年には100万人が新たに HIV に感染し、660万人が感染しているアジア・太平洋地域も深刻な状況である。日本でも感染は拡大しつつある。

今回の会議では、とくに若者の感染についてクローズアップされていた。新たな感染の5割が15～24歳という状況のうえ、世界で HIV に感染している若者の数は1180万人と推定され、将来を担う世代に蔓延しつつある HIV 感染に対する強い警告が発せられている。しかし、若者は感染に対して脆弱であるが、同時に予防に対する反応も良いことが会議では強調されていた。

方法上の新たな展開の一つとしては、エイズによる孤児数の推計モデルが精緻になったことが挙げられる。新しいモデルでは、母親のエイズによる死亡とその他の死因による死亡、父親のエイズによる死亡とその他の死因による死亡を区別して推計している。その結果、サハラ以南のアフリカでは3400万人以上いる孤児のうち、1100万人がエイズによるものである。一方、アジアでは実に6500万人の孤児がいるが、現在のところエイズによる孤児は180万人にとどまっている。（小松隆一記）

## 標本調査改善国際会議

「標本調査改善国際会議 (International Conference on Improving Surveys/ICIS2002)」は EU 統計局, SAS Institute, 国際調査統計家協会 (IASS), 米国統計学会標本調査部会等の後援のもと, デンマーク国立社会調査研究所 (組織委員長: Hans Bay 博士) の主催で, 2002年 8月25~28日に, コペンハーゲン大学で開催された。26日朝に EU 統計局の Luthar Jensen 博士による挨拶が行われた後の 2日半で 4つの基調講演と 24のセッション (4本が同時並行) で標本調査の改善に関する各種の報告が行われた。参加者は欧米中心の百数十人であったが, 4つの教室に均等に分散することは少なく, 混雑する場合もあった。

人口研究では標本調査データが頻繁に実施・分析されているにも関わらず, 内外の人口関係の学会ではなかなか扱われない内容を扱う貴重な会議であった。他の人口研究者も同じようなことを考えるためか, フランス国立人口研究所の Marie DIGOIX と Armelle ANDRO の両氏が参加していたが, 報告はしないとのことであった。筆者は「社会学的研究」のセッションで "Who Are More Likely to Make a Neutral Choice in Japan?: The Case of Opinion about Non-Obligation to Have Children After Marriage" と題された報告を JGSS の予備調査のロジット分析に基づいて行った。

日本統計学会等の大会でも標本調査の実施・分析の方法論に関するセッションが増え, 国内でも勉強の機会が得られることを切望する次第である。 (小島 宏記)

## 第 1 回世界中東研究会議

ヨーロッパ各国の中東学会はヨーロッパ中東学会 (EURAMES) という連合体を作っており, 第 1 回世界中東研究会議 (First World Congress for Middle Eastern Studies/WOCMES) は同学会の会長でマインツ大学地理学科アラブ世界研究センター (CERAW) 所長の Gunter MEYER 教授が 2002年 9月 8~13日に同大学で開催した。この日程は 2001年の 9.11事件の前に決まっていたが, 事件後, それを記念する行事として, 世界平和を祈る集会や WOCMES 賞授賞式が 9月11日の夜に行われることになった。いずれにしても 9月 9日午前の開会式以後, 4日半にわたって 333の公式セッションが 1,500人以上の参加者を得て開催されたことは中東研究の歴史に残る快挙であったと言える。日本中東学会 (会長: 加藤 博・一橋大学経済学部教授) がスーフイズムのセッションを組織し, 世界中東研究の現状に関するセッションで報告するとともに, 登録エリアに特設ブースを設け, 日本の研究成果の普及に務めたことも快挙と言える。

当初の論文募集の段階では人口研究が対象分野に入っており, 以前カイロの経済・法律・社会研究センター (CEDEJ) 所長でフランス国立人口研究所研究部長の Philippe Fargues 博士が人口関係のセッションを組織することになっていたこともあり, 応募した。しかし, 同博士は参加せず, セッションも組織されず, 人口研究者による報告は国内人口移動, 国際人口移動, 都市化, 女性等のセッションに分散することとなった。人口と銘打たなくても, たとえば「アラブ社会における女性」のセッションでは山口大学の伊達潤子氏がイエメンの女性の健康について, Population Council カイロ支部の Barbara Ibrahim & Rania Salem 両氏がエジプトの若年女性のコミュニティ参加について報告されたが, いずれも人口の質的な研究の報告であった。最後にピサ大学の人口学者 Odo Barsotti & Laura Lecchini 両氏によってモロッコの女性の地位と地域開発について重回帰分析に基づく報告がなされた。なお, 筆者は「中東の国内人口移動」に関するセッションで「東南アジアにおけるイスラームと持続可能な都市化」と題された報告を行ったが, このセッションではタブリーズ大学の人口学

者 Firooz Jamali 教授によるイランの国内人口移動に関する報告も行われた。

わが国の人口学界では中東に対する関心が低かったが、2000年夏から「イスラム人口研究懇談会」(世話人：店田廣文・早稲田大学人間科学部教授および筆者)がほぼ3カ月おきに研究会を開催するとともに日本人口学会大会では同学会イスラム人口研究委員会として事実上の1つの一般セッションを占めてきた。この会議ではそのメンバーである立教大学の兼川千春氏が「中東の経済・開発見通し」のセッションで開発過程におけるイエメンの少数民族に関する報告を行った。(小島 宏記)