

人口問題研究

Journal of Population Problems

第58巻第4号 2002年

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その2



国立社会保障・人口問題研究所

人口問題研究

第58巻第4号(2002年12月)

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その2

人口のコーホート変動要因と人口構造指標の動的变化

—総人口・平均年齢・人口モメンタムの動的变化に

与える影響の比較—……………石井 太・高橋重郷・ 1～ 21

結婚・出生の将来予測

—経済社会モデルによるアプローチ—……………加藤久和・ 22～ 46

資料

地域における人口高齢化の要因分析……………石川 晃・ 47～ 64

統計

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料…………… 65～ 74

主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料…… 75～ 80

書評・紹介

김두섭・박상태・은기수 편 『한 국 의 인 구

(韓国の人口)』(鈴木透) …………… 81

INED, "Low Fertility, Family and Public Policies"

Population: English edition Vol.57 No.3 (佐々井司) …… 82

新刊紹介 …………… 83～ 86

研究活動報告 …………… 87～ 93

国際ミニワークショップ「アジアにおける少子化と少子化対策—韓国・シンガポールの事例—」—少子化と家族・労働政策に関する国際ワークショップ—第7回厚生政策セミナー「こども、家族、社会—少子化の政策選択」—第75回日本社会学会大会—第16回日本エイズ学会学術集会・総会—東アジア地域人口高齢化会議—アジア太平洋人口会議および準備会議—JICA「ニカラグァ国グラナダ地域保健強化プロジェクト」—韓国人口学会主催「東アジアの高齢化：課題と対応」に関する国際会議—スロバキア出張報告—フランス語圏人口学会第11回大会「現代の子供—脈絡の多様性と過程の複雑性—」—韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究

総目次 …………… 94～ 95

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.58 No.4
2002

**Special Issue: Related Studies on Future Population Projections
(PART 2)**

Various Combinations of Demographic Assumptions, and It's
Dynamic Changes in the Future Population
.....Futoshi ISHII & Shigesato TAKAHASHI • 1-21

Projection for Marriage and Birth
-Approached by Social-Econometric Model-.....Hisakazu KATO • 22-46

Research Material

A Decomposition Analysis of Population Aging by Region of Japan
.....Akira ISHIKAWA • 47-64

Statistics

Age-Structure of Population for Selected Countries:
Latest Available Year•65-74

Age-Specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Selected
Countries: Latest Available Year•75-80

Book Reviews

(鈴木透)•81
NIDS "Low Fertility, Family and Public Policies" Population:
English edition Vol.57 No.3 (佐々井司)•82

Miscellaneous News

Index Vol.58

.....
*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2

人口のコーホート変動要因と人口構造指標の動的变化¹⁾

—総人口・平均年齢・人口モメンタムの動的变化に与える影響の比較—

石井 太*・高橋重郷

I. はじめに

我が国の人口は、今後数年のうちにかつて経験したことのない「人口減少期」を迎えようとしている。国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口（平成14年1月推計）」中位推計結果によれば、増加を続けてきた総人口は、2006年をピークにその後減少に転じ、以降、推計期間最終年である2050年までの間、一貫して減少を続けるものと見込まれている²⁾。

このような人口趨勢の人口学的要因を考察するには、人口のコーホート変動要因である、①出生率、②死亡率（生残率）、③人口移動（国際人口移動）、ならびに④出生性比の変化とその人口構造への影響を検討する必要がある。

将来人口は、将来のコーホート変動要因の仮定値に従って推計されているが、「長期的」な人口減少の主要因は、出生率の将来仮定値が人口置換水準を下回っていることによる。このため、「出生率の人口置換水準を下回る水準への低下」＝「少子化」は、近年の我が国の人口を考える上で中心的な課題となってきた。また、将来人口推計においても、長期的な人口動向を決定する重要なファクターとして将来の出生率の見通し、すなわち出生率の仮定設定が議論の中心となった（社会保障審議会人口部会 2002）。

ところで、実際の人口構造の動的变化（時間変化）は、その時点のコーホート変動要因のみで分析できるわけではない。例えば、2000年以降、死亡率変動・人口移動がないとし、出生率が直ちに人口置換水準まで上昇したと仮定してみよう。この時、出生率が常に人口置換水準であるにも関わらず、総人口は一旦増加をするもののその後減少に転じ、最終的には2000年時点の総人口に対して5%程度低い水準に収束してしまう（図1）（国立社会

* 厚生労働省大臣官房統計情報部企画課審査解析室長補佐

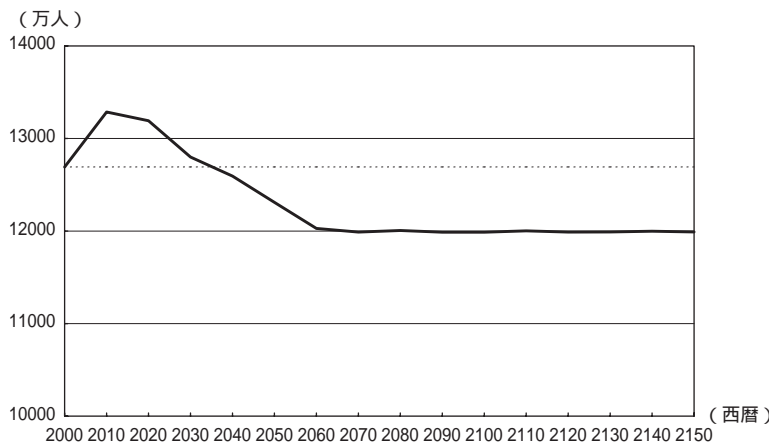
1) 本稿の執筆にあたり、石川晃氏、赤塚正則氏から貴重なコメントをいただいた。この場を借りてお礼を申し上げる。

2) 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」

保障・人口問題研究所2002)。この比率を人口学では「人口モメンタム」と呼んでいる (Keyfitz 1985)。発展途上国等でしばしば見られるような、人口増加が継続してきた人口については、ある時点で出生率が直ちに人口置換水準まで低下したとしても、その時点の総人口規模で人口が一定となるのではなく、より大きい人口水準まで人口の増加が続いてしまう。「人口モメンタム」という概念は、もともとはこのような「人口の慣性」とでもいべき現象を捉えるために考えられた概念である。しかしながら、現在の我が国が置かれている状況はちょうどこの逆になっており、いわば、「少子化」による近年の出生減少が現在の人口構造に影響し、それ自体が人口減少という慣性を形成していると考えられる状況にある。

このような人口現象を捉えるためには、現在の人口構造に記憶された過去のコーホート変動要因の影響を解きほぐして分析を行うことが必要となる。また、今、まさに始まろうとしている人口減少の動向を見極めるためには、先述の人口モメンタムの概念の他、各時点の人口が、過去から将来

図1 2000年以降人口置換水準出生率、死亡率一定による総人口の見通し



を通じ、コーホート変動要因のうちいずれの要因がどの程度影響し、人口を動的に変化させているかを明らかにすることが必要といえよう。そこで本稿では、以上のような問題意識の下、人口減少の動向を見るために「総人口」、年齢構造を見るために「平均年齢」、そして人口の慣性を表す先述の「人口モメンタム」の3種類の人口構造指標を取り上げ、いくつかの前提に基づくコーホート変動要因の変化がこれらの指標の動的変化にどのように影響を与えるのか、現存する人口が受けている過去のコーホート変動要因の影響をも含め総合的な分析を試みる。

II. 将来推計人口データを用いた評価

1. 評価の方法

前節で述べた分析を行うにあたり、評価の方法について述べることにしよう。まず、各人口構造指標の数学的定義とその性質について、数理人口学的観点から分析を行い、各人口構造指標の動的変化を「年齢別成長率 (*the age-specific growth rate*)」 (Preston and Coale 1982) を用いて表す。この年齢別成長率は、*variable-r method* に

より、コーホート間における過去のコーホート変動要因である「出生成分」「死亡成分」「移動成分」に分解が可能である。本稿においては、これを用いて各人口構造指標の成分分解法を導き、その動的变化の分析を試みる。特に、人口モメンタムについては一定の仮定をおいて独自に分析を行った。

数理人口学的内容に関しては補論に記述し、本文では必要に応じてその結果を引用する。従って、本文中に現れる人口構造指標の定義等については補論を参照されたい。

次に、コーホート変動要因を変化させた場合に各種人口構造指標の動的变化がどのように影響を受けるか、実際のデータに基づいた評価を行うわけであるが、これにあたり、コーホート変動要因変化に使用する推計の前提について述べる。

表1 各ケースにおける前提の要約

コーホート変動要因	中位	高出生	高移動
長期の出生率仮定	TFR=1.39	TFR=1.63	中位と同じ
平均寿命の仮定	男77.64年(2000年)→80.95年(2050年) 女84.62年(2000年)→89.22年(2050年)		
出生性比	105.5		
国際人口移動(日本人)	1995~2000年の男女別各歳別入国超過率の平均値より設定		
国際人口移動(外国人)	入国超過数を2001年の男2.9万人、女3.3万人から2025年の男4.4万人、女5.0万人まで増加させ、以降一定 年齢分布は1995~2000年の平均値より設定		入国超過数を2001年以降男30万人、女30万人で一定 年齢分布は1995~2000年の平均値より設定

本稿においては、「中位」推計結果に対し、「高出生」ケースと「高移動」ケースという2種類の前提を仮定し、そのコーホート変動要因の変化が各人口構造指標の動的变化に与える影響を分析する。具体的な前提は表1の通りであり、「高出生」ケースとしては出生率の高位推計を用いた。また、「高移動」ケースとしては、中位推計の外国人入国超過数が最終水準で約10万人程度(男4.4万人、女5.0万人)であることから、およそ50万人程度を機械的に増加させ、2001年以降60万人(男30万人、女30万人)と仮定した推計を用いた³⁾。

これらの前提に基づいた将来推計データ等に基づいて具体的評価を行うにあたって、補論における数理人口学的分析は連続的なデータを前提としたものであるため、離散的である実際の人口データあるいは将来人口推計結果にそのまま適用することができない。そこ

3) この推計は、総人口・人口成長率の見通し(後述)から明らかなように、国連人口部で行われた研究であるReplacement Migration(United Nations 2000)の水準のうち、総人口を一定に保つ水準を、平成14年1月推計の中位推計に関して推計したものに対応する。従って、「高移動」に基づく人口推計とは人口規模に差が生じていることに注意が必要である。

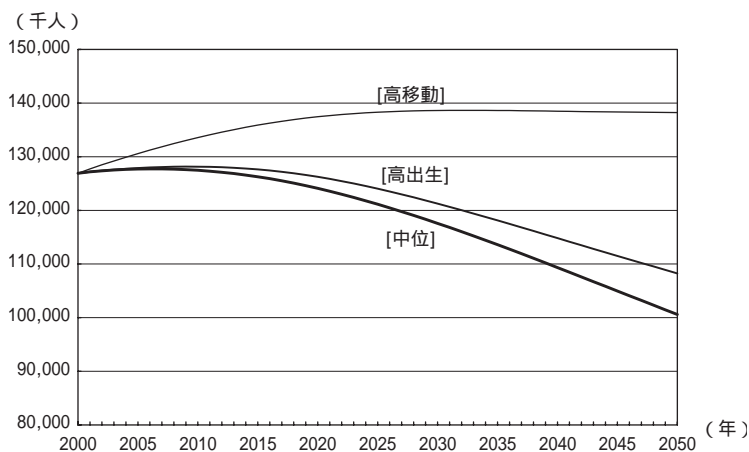
で、技術的な変換を行って分析に用いた⁴⁾。

また、年齢別成長率の成分分解にあたっては、過去・将来の出生数および生命表が必要となる。過去の実績データについては、出生数は、厚生労働省「人口動態統計」の男女別・月別出生数を用い、これを10月から翌年9月の出生数に集計し直し、 $r_B(t-a)$ を算定した。なお、通常報告書にある出生数には届出遅れ分が含まれていないため、届出遅れ分をその年の月別出生数で按分して加算した。生命表に関しては、厚生労働省「生命表」の各回の完全生命表が、その作成基礎期間の中間年の生命表を表しているものと考え、各年齢における前年齢からの生残率を作成し、これを各回の完全生命表間で年齢ごとに線形補間することにより全ての年の生残率を作成した。

将来推計値に関しては、国立社会保障・人口問題研究所において行った推計結果を基に作成を行った。

次に、2以降で、以上の手法およびデータを用いて実際に影響評価を行った結果について述べることにする。まず、各前提における人口構造指標の動向およびその動的变化を見た後、補論で述べた分析法を用いた成分分解の結果を見る。

図2 総人口（男女計）の見通し



2. 総人口及び人口成長率

「中位」「高出生」「高移動」のそれぞれの前提に基づき、総人口（男女

4) 具体的な変換は以下の通りである。将来推計人口結果等は、各年10月1日現在で把握されていることから、連続する2年の10月1日の状況を、

$$N(a, t_1) = B(t_1) e^{-\int_0^a r(s, t_1) ds} p(a, t_1)$$

$$N(a, t_2) = B(t_2) e^{-\int_0^a r(s, t_2) ds} p(a, t_2)$$

とする。この両辺を乗じ、平方根を取ることにより、

$$N^*(a) = B^* e^{-\int_0^a \frac{r(s, t_1) + r(s, t_2)}{2} ds} p^*(a)$$

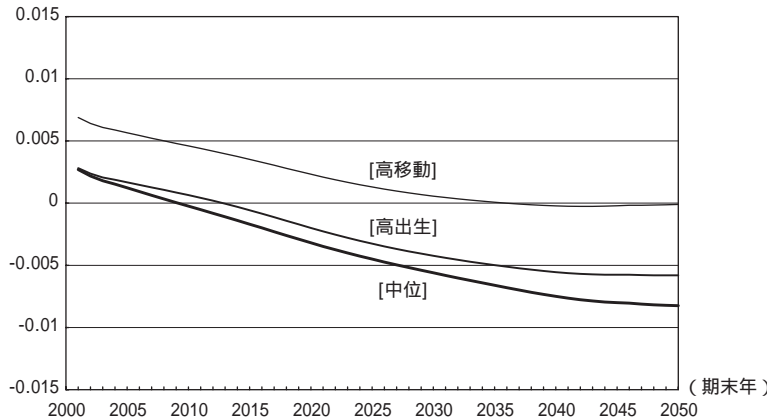
という式を得る。ここで、 $N^*(a) = \sqrt{N(a, t_1) \cdot N(a, t_2)}$ 、 $B^* = \sqrt{B(t_1) \cdot B(t_2)}$ 、 $p^*(a) = \sqrt{p(a, t_1) \cdot p(a, t_2)}$ である。また、年齢別成長率については期間内で線形に変化すると考え、

$$\frac{r(s, t_1) + r(s, t_2)}{2} = \frac{\ln \left(\frac{N(s, t_2)}{N(s, t_1)} \right)}{t_2 - t_1}$$

と考えて上式に適用する。なお、生命表は暦年単位で作成されていることから、これを10月1日ベースに変換してから幾何平均を取ることはせず、直接、4月1日ベースに変換した各歳の生残率を用いて $p^*(a)$ を推定した。また、以上のようなデータ制限から、コーホート間の生残率改善率は、各年10月1日～翌年9月30日生まれの者をコーホートの単位として計算を行っている。

計)を推計したものが図2である。「中位」によれば、我が国の総人口規模は2006年に1億2,774万人でピークを迎えた後、減少に転じ、以降、2050年まで減少を続ける見込みとなっている。「高出生」では、総人口のピークは2009年の1億2,815万人と時期はやや遅れるものの、以降、一貫して減少し続けるという点は「中位」と同様である。一方、「高移動」では2030年頃までに1億3,900万人程度の人口規模に増加した後、やや減少するもののほぼ一定規模の総人口数を保っている。

図3 人口成長率(女)の見通し



次に、この人口規模の増減に関して分析を行うため、総人口の動的变化である人口成長率を推計したものが図3である。人口構造指標の成分分解は、生命表等の人口学的データを用いることから、男女別に行う必要がある。その結果は男女ともほぼ同様の傾向を示す。また、再生産に関しては、女子人口に関する分析が本質的である。そこで、以降、女子人口の分析結果を示す。また、後述する人口成長率の成分分解も含め、2005、2025、2050年(期末年)に関する人口成長率等の数値を要約した表2も併せて参

表2 人口成長率(女)とその成分分解 (期末年)

推計仮定・変動成分	2005年	2025年	2050年
人口成長率(中位)	0.0012	-0.0045	-0.0082
出生成分	-0.0072	-0.0103	-0.0111
死亡成分	0.0073	0.0047	0.0018
移動成分	0.0011	0.0010	0.0010
人口成長率(高出生)	0.0016	-0.0033	-0.0058
出生成分	-0.0067	-0.0089	-0.0083
死亡成分	0.0073	0.0046	0.0017
移動成分	0.0011	0.0010	0.0008
人口成長率(高移動)	0.0056	0.0013	-0.0001
出生成分	-0.0068	-0.0086	-0.0067
死亡成分	0.0071	0.0042	0.0014
移動成分	0.0053	0.0057	0.0052

照されたい。これらを見ると、「中位」では、男女とも推計期間を通じて人口成長率が一貫して逡減しており、2005年では0.0012であるが、2025年には-0.0045、2050年には-0.0082までマイナスの人口成長が拡大する。これに対して「高出生」では、2005年で0.0016、2025年には-0.0033、2050年には-0.0058であり、「中位」と同様に人口成長はマイナスとなるものの、その水準はより小さいものとなっている。また、グラフ(図3)の方からわかるように、概ね2045年以降では人口成長率の逡減が抑えられ、一定速度で減少するようになっている。「高移動」では、2005年で0.0056、2025年には0.0013、2050年には-0.0001となっており、当初人口成長率はプラスで大きい値を取るが、時間の経過により逡減してい

き、最終的には0近辺に収束する。

なお、「高出生」「高移動」とも「中位」に比べ人口規模は大きくなるが、「高出生」では出生率の高位推計をそのまま用いたのに対し、「高移動」では機械的に人口移動数を設定しており、両者の前提の置き方が異なる。従って、以下の分析における比較の際に人口規模が異なっていることに注意する必要がある。

次に、補論の結果を用いて、人口成長率を「出生成分」「死亡成分」「移動成分」に成分分解したのを見てみよう。補論（補-2）にあるように、人口成長率は年齢別成長率を用いて表されるが、補論（補-1）の年齢別成長率の成分分解を代入すると、

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} c(a,t)r(a,t)da &= \int_0^{\infty} c(a,t)(r_B(t-a) - \int_0^a \Delta\mu(y,t)dy + \int_0^a \Delta i(y,t)dy)da \\ &= \int_0^{\infty} c(a,t)r_B(t-a)da + \int_0^{\infty} c(a,t)\{-\int_0^a \Delta\mu(y,t)dy\}da + \int_0^{\infty} c(a,t)\{\int_0^a \Delta i(y,t)dy\}da \end{aligned}$$

となり、人口成長率の分解表示ができる。そこで、この右辺の第1項を「出生成分」、第2項を「死亡成分」、第3項を「移動成分」⁵⁾と呼ぶことにしよう。各成分の意味は、右辺の関数から読みとることが可能である。第1項の「出生成分」は、各コーホートの出生時点での出生数増加率を現在の年齢構成でウェイトをつけて積分したものであることから、出生増によりコーホート間での規模の増加があったことによる人口増加部分を表す。第2項の「死亡成分」は、出生時以降現時点までのコーホート間の生残率の改善による規模の増加に基づく人口増加の部分である。それ以外の要因に基づく部分が「移動成分」ということになる。このように、*variable-r method*によると、現時点における総人口の動的变化を、現存する人口が受けている過去のコーホート変動要因の影響に基づいて記述することが可能なのである。

図4は、「中位」に関して人口成長率を成分分解したものである。これによると、「中位」の人口成長率の逓減は、出生成分と死亡成分の両方から構成されていることが明らかである。また、死亡成分がほぼ直線的に減少しているのに対し、出生成分の減少度が次第に弱くなることで全体の人口成長率の逓減度が弱まっていることが分かる。

図4 人口成長率成分分解（「中位」女）

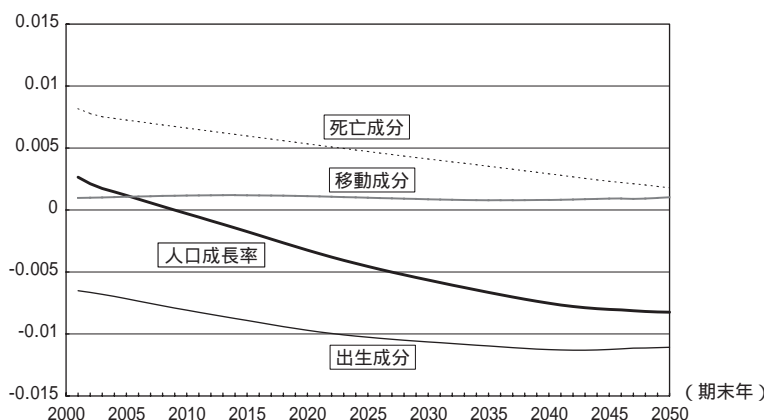


図5は、コーホート変動要因を変えた3通

5) 「移動成分」は、実際には、左辺の積分結果から「出生成分」、「死亡成分」を控除して算出を行った。

りの前提に基づく「出生成分」（実線）を、対応する人口成長率（破線）とともに示したものである。これを見ると、「高出生」では出生成分が上方にシフトし、過去からの出生数増加が「中位」に比べて多いことから、人口成長率が高くなっているということがわかる。表2を見ても、「中位」と「高位」の人口成長率の差は、2025年で0.0012ポイント、2050年で0.0024ポイントであるのに対し、「出生成分」は2025年で0.0014ポイント、2050年で0.0028ポイントであることから、両者の違いは「出生成分」の違いで概ね説明できることがわかる。一方、

図5 人口成長率（女）とその出生成分

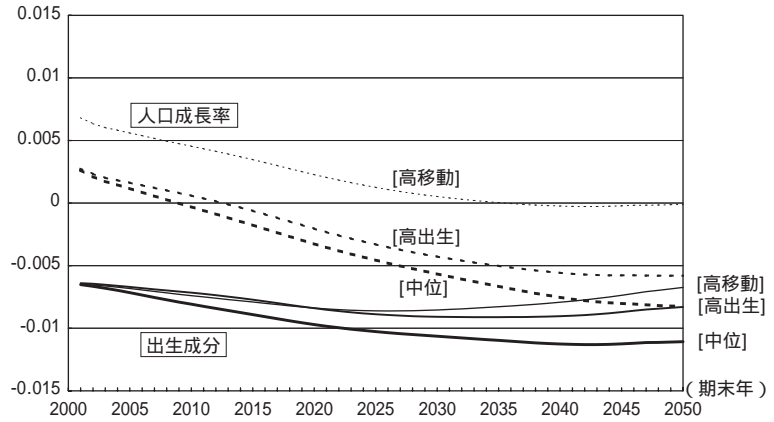
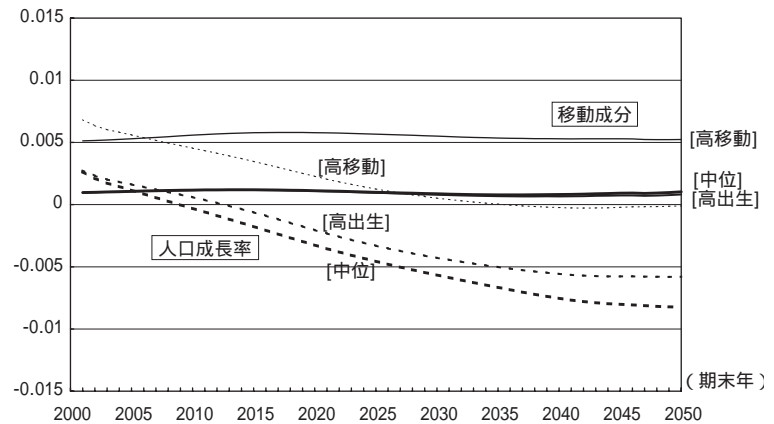


図6 人口成長率（女）とその移動成分



「高移動」においても「出生成分」が上方にシフトしていることに注意が必要である。「高移動」においては図6で見られるとおり、高い「移動成分」により人口成長率が押し上げられているわけであるが、その効果は、表2によれば、2005年で0.0053ポイント、2025年で0.0057ポイント、2050年で0.0052ポイントと、時間経過に依らずほぼ一定程度である。しかしながら、「高移動」における人口成長率の動きが、単純に「中位」の曲線を平行移動しただけではないのは、「高移動」において「出生成分」も上方にシフトすることによるのである。これは、推計に用いている移入者の年齢分布が20歳台に集中しており、これらの者の出生行動が出生数を増大させることに基づいている。このように、移入者の増加は、それ自身のみでなく、その出生行動も人口構造の動的変化に対して影響を与えているということがわかる。

以上の総人口及び人口成長率の分析結果をまとめると、以下の通りである。

A 「総人口」とその動的变化である「人口成長率」に関して

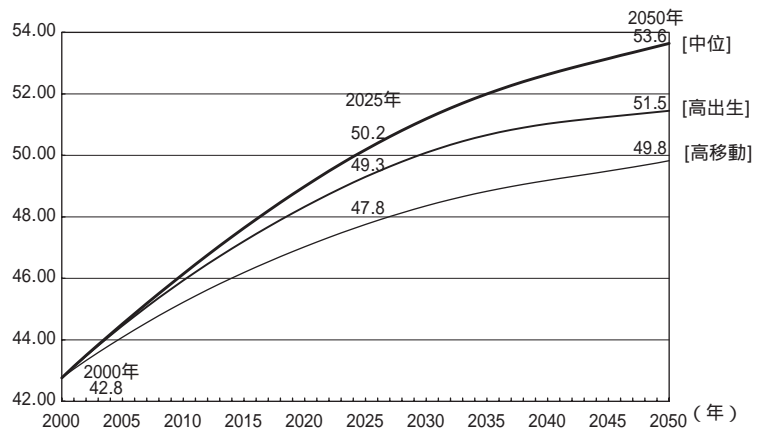
- (1) 「中位」の総人口は2006年にピークを迎えた後2050年まで減少。「高出生」ではピークはやや遅れるが、以降減少。「高移動」では2030年頃までに1億3,900万人程度の人口規模に増加した後ほぼ一定水準。
- (2) 「中位」の人口成長率の逡減は、出生成分と死亡成分の両方から構成され、死亡成分がほぼ直線的に減少しているのに対し、出生成分の減少度が次第に弱くなることで全体の人口成長率の逡減度合が弱まる。
- (3) 「高出生」と「中位」における人口成長率の違いは「出生成分」の違いで概ね説明できる。
- (4) 「高移動」では、高い「移動成分」により人口成長率が押し上げられる一方、「出生成分」も上方にシフトする。すなわち、移入者の増加は、それ自身のみでなく、その出生行動も人口構造の動的变化に対して影響を与える。

3. 平均年齢と平均年齢変化量

人口の年齢構造に関して、平均年齢とその変化量を通して分析する。以下も女子人口について分析を行っている。

各前提に基づいて平均年齢を推計したものが図7である。これを見ると、平均年齢は2000年において42.8歳であるが、今後、どのケースについても一貫して上昇しており、人口構成が高齢にシフトしていくことが読みとれる。具体的には、「中位」では2025年に

図7 平均年齢（女）の見通し

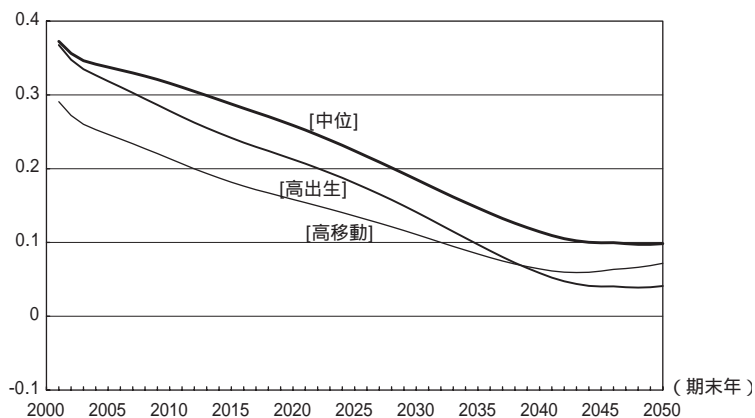


50.2歳、2050年に53.6歳まで上昇するのに対し、「高出生」では、2025年に49.3歳、2050年に51.5歳、「高移動」では、2025年に47.8歳、2050年に49.8歳となっており、その上昇の程度には違いが見られる。

そこで、この平均年齢の動的变化である平均年齢変化量を推計したものが図8である。また、後述する平均年齢変化量の成分分解も含め、2005、2025、2050年（期末年）に関する平均年齢変化量等の数値を要約した表3も併せて参照されたい。これらを見ると、平均年齢変化量の様相がケースによって異なっていることがわかる。どのケースでも平均年齢変化量は、2050年に向けて概ね減少傾向にあり、変化のスピードが徐々に弱まる傾向を示している。「中位」では、2005年では0.34であったものが、2025年には0.22、2050年には

0.10まで減少する。これに対して「高出生」では、2005年で0.32と、当初の平均年齢変化量は「中位」と同程度であるものの、徐々にその差が広がり、2025年には0.18、2050年には0.04まで減少している。一方、「高移動」では、2005年で0.25と、当初から平均年齢変化量が

図8 平均年齢変化量（女）の見通し



低い水準にあり、2025年には0.13、2050年には0.07まで減少するが、グラフ（図8）を見ると、2045年前後以降では減少してきた平均年齢変化量が反転し、やや上昇していることがわかる。

これらの要因を分析するため、人口成長率同様、平均年齢変化量について、年齢別成長率を用いた成分分解を見てみよう。平均年齢変化量も人口成長率の時と同様に、補論（補-3）、（補-1）を用いて以下のように成分分解が可能である。

表3 平均年齢変化量（女）とその成分分解（期末年）

推計仮定・変動成分	2005年	2025年	2050年
平均年齢変化量（中位）	0.34	0.22	0.10
出生成分	0.13	0.07	0.03
死亡成分	0.18	0.14	0.06
移動成分	0.02	0.01	0.00
平均年齢変化量（高出生）	0.32	0.18	0.04
出生成分	0.11	0.03	-0.03
死亡成分	0.18	0.14	0.06
移動成分	0.02	0.01	0.01
平均年齢変化量（高移動）	0.25	0.13	0.07
出生成分	0.11	0.00	-0.08
死亡成分	0.18	0.13	0.05
移動成分	-0.05	0.01	0.10

$$\begin{aligned}
 \int_0^{\infty} c(a,t)r(a,t)[a-A_p(t)]da &= \int_0^{\infty} c(a,t)(r_B(t-a) - \int_0^a \Delta\mu(y,t)dy + \int_0^a \Delta i(y,t)dy)[a-A_p(t)]da \\
 &= \int_0^{\infty} c(a,t)r_B(t-a)[a-A_p(t)]da + \int_0^{\infty} c(a,t)\{-\int_0^a \Delta\mu(y,t)dy\}[a-A_p(t)]da \\
 &\quad + \int_0^{\infty} c(a,t)\{\int_0^a \Delta i(y,t)dy\}[a-A_p(t)]da
 \end{aligned}$$

人口成長率同様、右辺の第1項を「出生成分」、第2項を「死亡成分」、第3項を「移動成分」⁶⁾と呼ぶことにしよう。各成分の意味は、人口成長率の時と同様である。

図9は、「中位」に関する成分分解である。出生成分は、2005年では0.13であるが、2025年には0.07、2050年には0.03と推移するが、グラフによれば2040年前後以降、増加に転じ

6) 人口成長率同様、「移動成分」は、実際には、左辺の積分結果から「出生成分」、「死亡成分」を控除して算出を行った。

ている。この2040年から2050年への増加に関し、出生成分の構成要素をさらに年齢別に分解して分析を行うと、次の特徴が指摘できる。

① 年齢別成長率がマイナスで平均年齢変化量にマイナスの寄与をしている1950年代生まれの者が90歳以上となって人口に占めるウエイトが小さくなり、平均年齢変化量を押し上げる方向にはたらく。

② 年齢別成長率が高く平均年齢変化量にプラスの寄与をしている1960年代生まれの者が、平均年齢からの乖離が大きくなる影響を受け、平均年齢変化量を押し上げる効果を持つ。

一方、死亡成分は、死亡率改善度合の減少から、直線的に逓減しており、2005年では0.18、2025年には0.14、2050年には0.06と推移している。グラフ（図9）から見て取れるように、2040年以降平均年齢変化量が一定に近づいているのは、これら出生成分・死亡成分の相殺によるものと解することができる。また、移動成分は平均年齢変化量に関してはほとんど影響していない。

図10は、コーホート変動要因を変えた3通りの前提に基づく「出生成分」（実線）を、対応する平均年齢変化量（破線）とともに示したものである。これを見ると、「高出生」では出生成分が下方にシフトしており、出生数増加が「中位」に比べて多いことから、平均年齢変化量が低くなっているということがわかる。また、人口成長率の時も見たように、「高移動」においても出生増の効果が見れ、出生成分が下方にシフトし平均年齢変化量を押し下げていることがわかる。

図9 平均年齢変化量成分分解（「中位」女）

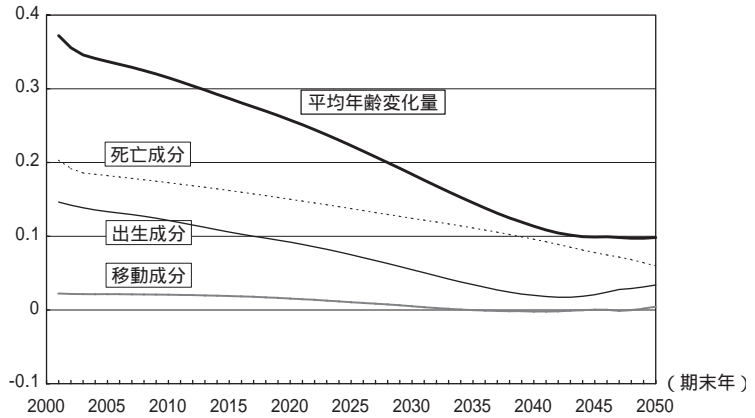
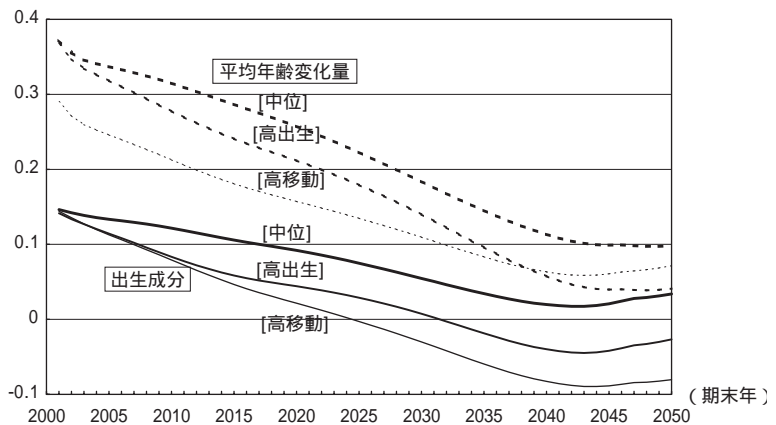
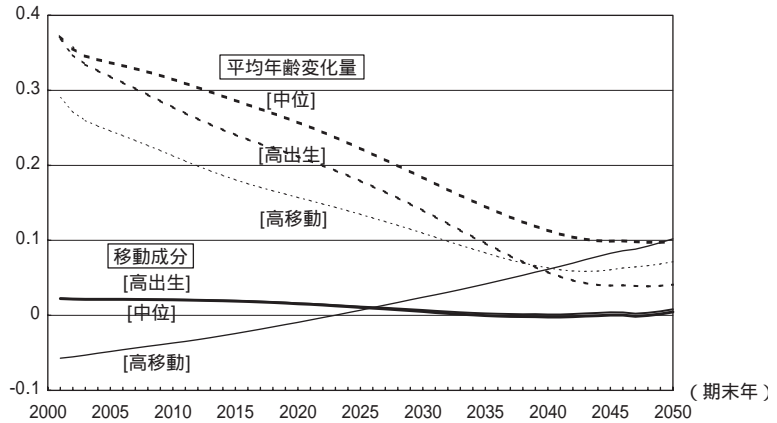


図10 平均年齢変化量（女）とその出生成分



しかしながら、「高移動」の平均年齢変化量の動きは、出生増の効果だけでは全てを説明できない。これ以外の部分は、図11に示す「移動成分」の見通しによって明らかとなる。これを見ると、「高移動」における平均年齢変化量の「移動成分」は、当初、平均年齢変化量を押し下げる働き

図11 平均年齢変化量（女）とその移動成分



をしているものの、時間の経過とともに直線的に増加していき、推計期間後半では逆に平均年齢変化量を押し上げる効果を示していることがわかる。若年移入者が増加することは、当初、平均年齢変化量を低下させ、人口構成を若齢化させる方向に働くものの、時間の経過に伴い、移入者自身も高齢化していくため、最終的には年齢構造を高齢化させてしまう働きを持つのである。

以上の平均年齢及び平均年齢変化量の分析結果をまとめると、以下の通りである。

B 「平均年齢」とその動的变化である「平均年齢変化量」に関して

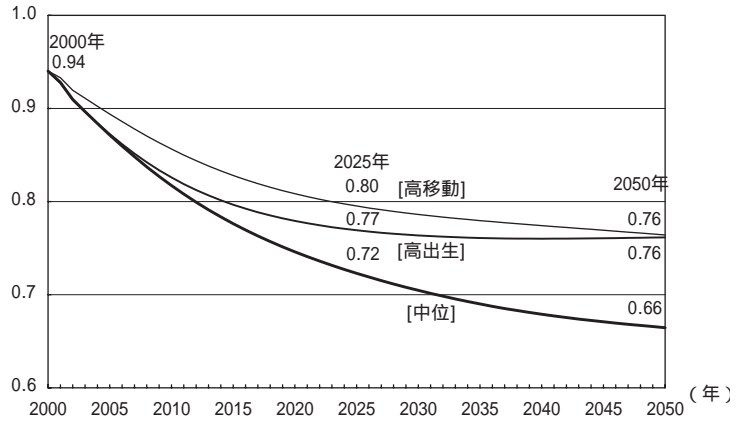
- (1) 「中位」の平均年齢は2000年の42.8歳から2050年の53.6歳まで上昇。その他のケースについても一貫して上昇し、人口構成が高齢にシフト。
- (2) 「中位」における平均年齢変化量が当初減少するのは出生成分、死亡成分双方によるものであるが、2040年以降平均年齢変化量が一定に近づいているのは、出生成分が増加し、死亡成分と相殺することによる。
- (3) 「高出生」では出生成分が下方にシフトし、平均年齢変化量が低くなっている。
- (4) 「高移動」においても出生成分が下方にシフトするが、「移動成分」が、当初、平均年齢変化量を押し下げる働きをしているものの、時間の経過とともに直線的に増加していき、推計期間後半では逆に平均年齢変化量を押し上げる。すなわち、若年移入者が増加することは、当初、平均年齢変化量を低下させ、人口構成を若齢化させる方向に働くものの、時間の経過に伴い、移入者自身も高齢化していくため、最終的には年齢構造を高齢化させてしまう働きを持つ。

4. 人口モメンタムとその変化量

最後に、人口の慣性を表す「人口モメンタム」を、同様に女子人口について分析する。人口モメンタム推計結果は図12のとおりである。これによれば、「中位」の人口モメンタム

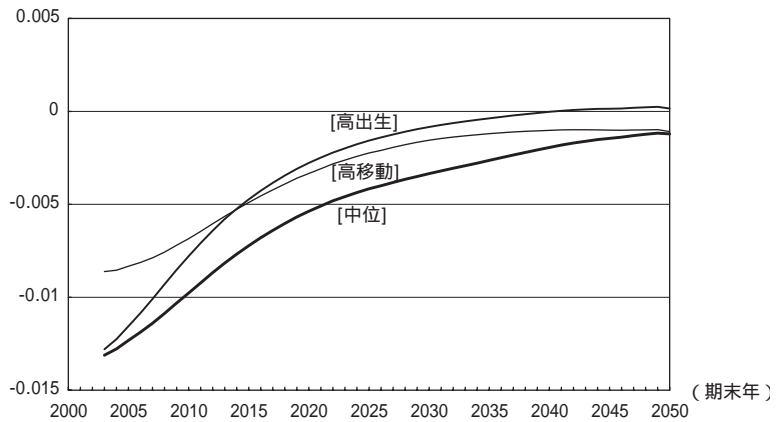
ムは2000年に0.94であるものが、2025年には0.72、2050年には0.66まで減少している。これは、2050年以降、出生率が直ちに人口置換水準まで上昇したとしても、最終的な人口水準は2050年時点の2/3程度まで減少してしまう（死亡率固定・人口移動なしの場合）ということの意味している。

図12 人口モメンタム（女）の見通し



少子化に起因する人口減少の慣性は、現状のような低出生水準が長期間に渡って継続すると、より大きいものになってしまうのである。なお、「高出生」についての人口モメンタムは、2025年には0.77、2050年には0.76、「高移動」では2025年には0.80、2050年には0.76

図13 人口モメンタム変化量（女）の見通し



となっており、両者とも「中位」よりは高い水準に留まるものの、今後、全てのケースについて人口モメンタムは減少していくことが見通される。

この人口モメンタムの動的変化である人口モメンタム変化量を推計したものが図13⁷⁾である。また、後述する人口モメンタム変化量の成分分解も含め、2005、2025、2050年(期末年)に関する人口モメンタム変化量等の数値を要約した表4も併せて参照されたい。人口モメンタム変化量は、「中位」では、2005年では-0.0131であったものが、2025年には-0.0042、2050年には-0.0012まで増加する。「高出生」では2005年で-0.0122、2025年には-0.0016、2050年に0.0002と推移する一方、「高移動」では2005年で-0.0091、2025年に-0.0023、2050年に-0.0011と推移することから、「高出生」は「中位」と比較して、推計期間後半で変化量の上昇が大きいのに対し、「高移動」では推計期間前半での上昇が大きく

7) 将来人口推計上仮定されている将来生命表の2001年値は、他の年と異なり別途外挿されており、これにより人口モメンタム変化量が2002年まで不規則な動きを示すことから、人口モメンタム変化量は2003年以降についてのみ表示している。

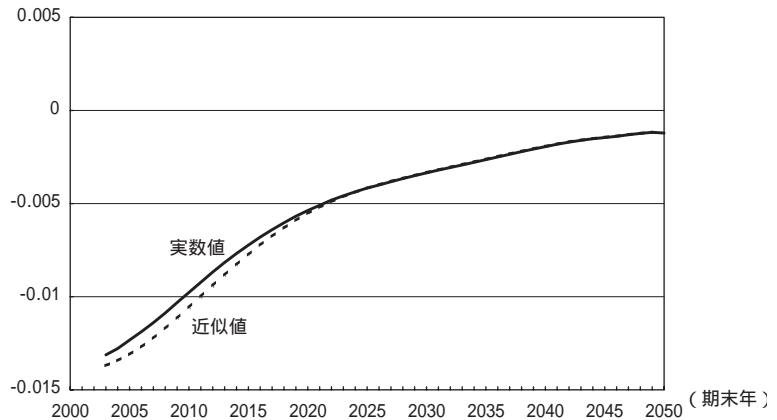
なっているという違いがあることがわかる。

次に、年齢別成長率を用い、人口モメンタム変化量の成分分解を行うこととする。成分分解にあたっては補論で述べた近似式（補－４）を用いて行うが、この近似がどの程度実数と異なるかを把握するため、「中位」について、実数値と近似値を比較したものが図14である。これを見ると、推計期間前半では若干の乖離が生じているものの、推計期間後半では概ね実数値と近似値は一致していることが見て取れ、コーホート変動要因を変化させた場合の指標の動的变化を比較するという本稿の目的には十分なものであると考えられる。

表4 人口モメンタム変化量（女）とその成分分解
(期末年)

推計仮定・変動成分	2005年	2025年	2050年
人口モメンタム変化量（中位）	-0.0131	-0.0042	-0.0012
出生成分	-0.0081	-0.0010	0.0001
死亡成分	-0.0046	-0.0026	-0.0009
移動成分	-0.0004	-0.0005	-0.0004
人口モメンタム変化量（高出生）	-0.0122	-0.0016	0.0002
出生成分	-0.0072	0.0017	0.0015
死亡成分	-0.0046	-0.0027	-0.0009
移動成分	-0.0004	-0.0006	-0.0004
人口モメンタム変化量（高移動）	-0.0091	-0.0023	-0.0011
出生成分	-0.0073	0.0040	0.0032
死亡成分	-0.0046	-0.0025	-0.0007
移動成分	0.0028	-0.0038	-0.0036

図14 人口モメンタム変化量（「中位」女）の見通し



具体的な分解式であるが、（補－４）にあるように、

$$\frac{d}{dt}M(t) = \int_0^\beta \left\{ r(a,t) - \frac{\partial}{\partial t} \ln p(a,t) \right\} k(a,t) da + \left\{ \frac{\int_0^\infty \frac{\partial}{\partial t} p(a,t) da}{\int_0^\infty p(a,t) da} - \int_0^\infty c(a,t) r(a,t) da \right\} M(t)$$

であるから、この式に含まれる年齢別成長率を（補－１）を用いて分解することにより、

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt}M(t) &= \int_0^\beta r_B(t-a) k(a,t) da - \left\{ \int_0^\infty c(a,t) r_B(t-a) da \right\} M(t) \\ &+ \int_0^\beta \left\{ - \int_0^a \Delta u(y,t) dy - \frac{\partial}{\partial t} \ln p(a,t) \right\} k(a,t) da + \left\{ \frac{\int_0^\beta \frac{\partial}{\partial t} p(a,t) da}{\int_0^\beta p(a,t) da} \right\} M(t) \\ &+ \int_0^\beta \left\{ \int_0^a \Delta i(y,t) dy \right\} k(a,t) da \end{aligned}$$

となる。右辺第1行を「出生成分」、第2行を「死亡成分」、第3行を「移動成分」⁸⁾と呼ぶことにする。

図15は「中位」の人口モメンタム変化量成分分解を示したものである。この人口モメンタム変化量の成分分解を見ると、出生成分は2005年に-0.0081、2025年に-0.0010、2050年に0.0001、死亡成分は2005年に-0.0046、2025年に-0.0026、2050年に-0.0009となっており、

推計期間前半では主に出生成分の動向を、推計期間後半では主に死亡成分の動向を反映していると考えられる。一方、移動成分は2005年に-0.0004、2025年に-0.0005、2050年に-0.0004と大きな影響を与えていないことが見て取れる。

図16は、コーホート変動要因を変えた3通りの前提に基づく「出生成分」(実線)を、対応する人口モメンタム変化量(破線)とともに示したものである。これを見ると、「高出生」では出生成分が2005年に-0.0072、2025年に0.0017、2050年に0.0015と上方にシフトしており、出生数

増加が「中位」に比べて多いことが人口モメンタム変化量を押し上げている。また、「高移動」においても、2005年に-0.0073、2025年に0.0040、2050年に0.0032と出生増の効果が現れている点は、他の人口構造指標の分析結果と同様である。

図17は「移動成分」(実線)を、対応する人口モメンタム変化量(破線)とともに示し

8) 人口成長率、平均年齢変化量同様、「移動成分」は、実際には、左辺の積分結果から「出生成分」、「死亡成分」を控除して算出を行った。

図15 人口モメンタム変化量成分分解（「中位」女）

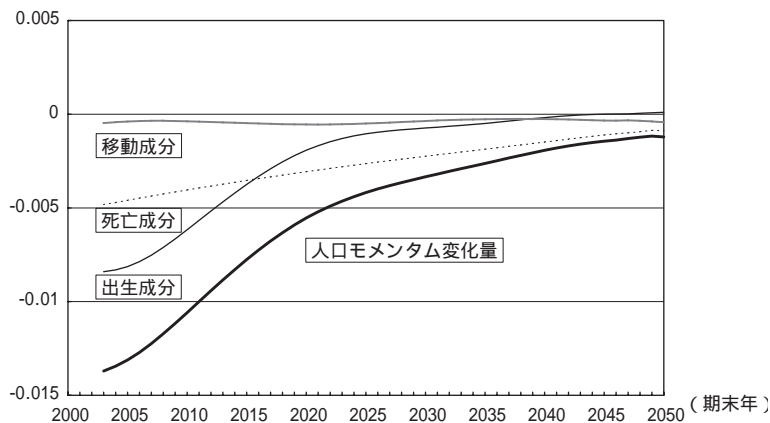
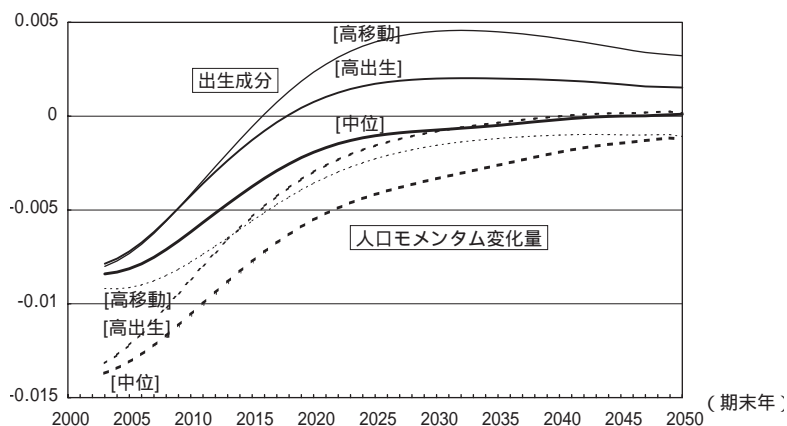
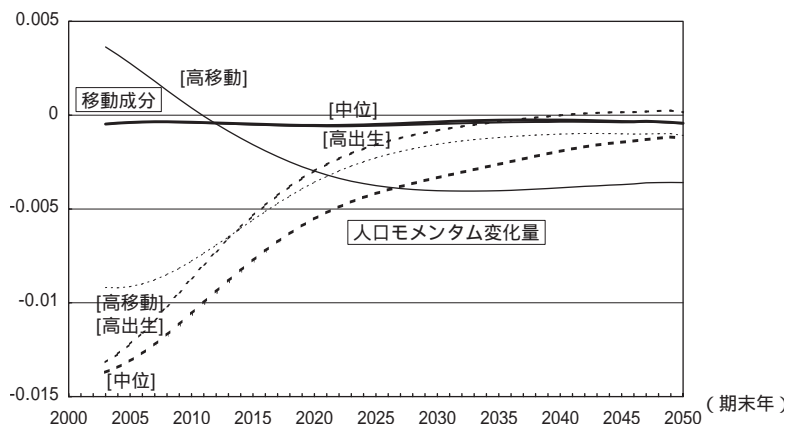


図16 人口モメンタム変化量（女）とその出生成分



たものである。「高出生」でも移動成分は2005年に-0.0004, 2025年に-0.0006, 2050年に-0.0004と、「中位」と同様, 人口モメンタム変化量に大きな影響を与えてはいない。一方, 「高移動」については, 2005年に0.0028, 2025年に-0.0038, 2050年に-0.0036と, モメンタム

図17 人口モメンタム変化量(女)とその移動成分



変化量に大きく影響を与えている。「高移動」における移動成分は, 当初, 移入者が再生産年齢区間に増加することなどから人口モメンタム変化量を上昇させる効果をもたらしているが, その効果は移入者自身の高齢化とともに急速に減少し, 推計期間後半には逆にマイナスの影響を与えることとなっているのである。

以上の人口モメンタム及び人口モメンタム変化量の分析結果をまとめると, 以下の通りである。

C 「人口モメンタム」とその動的变化である「人口モメンタム変化量」に関して

- (1) 「中位」の人口モメンタムが2000年の0.94から2050年に0.66まで減少するほか, 他のケースでも今後減少。
- (2) 「中位」の人口モメンタム変化量は, 推計期間前半で主に出生成分の動向を, 推計期間後半で主に死亡成分の動向を反映した動向を示し, 移動成分は大きな影響を与えていない。
- (3) 「高出生」では出生成分が人口モメンタム変化量を押し上げている。
- (4) 「高移動」では出生増の効果が現れるとともに, 「移動成分」が, 当初, 人口モメンタム変化量を上昇させるが, 移入者自身の高齢化とともに急速に減少し, 推計期間後半には逆にマイナスの影響を与える。

III. まとめ

本稿においては, 「高出生」「高移動」というコーホート変動要因の変化が「総人口」「平均年齢」「人口モメンタム」という人口構造指標の動的变化に与える影響を数学的に分析し, データを用いて評価を行った。

各人口構造指標毎にとりまとめた, 結果のまとめA~Cについて, 人口構造指標そのも

の動き（結果のまとめA～Cの(1)）については、「総人口」が今後の人口減少を、「平均年齢」が今後の人口の高齢化を意味していることは明らかである。一方、「人口モメンタム」が今後減少していくということは、これまでの継続した少子化が既に人口減少の慣性を形成しているのに加え、今後も低出生が引き続いて人口構造に積み重なっていくことで、人口減少の慣性がますます強まる方向に働いていくことを意味している。「人口モメンタム」の定義における「出生率が直ちに人口置換水準に上昇する」という仮定は、一見、非現実的なものに思えるかもしれない。しかしながら、これを、「出生率の増加がどの程度人口増加に効果を与えるかを、人口置換水準で仮に測定したもの」と考えれば、「出生率がある一定水準まで回復するとしても、そのタイミングが遅ければ遅いほど、人口減少の慣性は強まってしまう」というように、人口モメンタム減少の意味を捉えることができるであろう。

次に、各人口構造指標の動的变化に関する結果（結果のまとめA～Cの（2）～（4））から、「高出生」と「高移動」という、「中位」に対してともに人口を増加させる方向に働くコーホート変動要因の変化であっても、その動的变化に与える様相が異なっているということが分かる。特に、本稿における定量的評価に基づけば、「高移動」における移入者の増加は、

- (1) 移入者の出生行動が出生増という効果をもたらす
- (2) 一方で移入者自身が時間とともに高齢化する

という特性を持ち、これらが長期的な人口構造にも影響を及ぼすという結論が導かれる。

「人口減少」という事象は、低出生率の継続が長期的に人口減少を招くという安定人口構造的な観点から、少子化の帰結として捉えられることが多い。そして、今後、その帰結としての「人口減少期」を実際に迎えることは間違いない。しかしながら、少子化進行以前には出生数が増加してきた時代もあったわけであり、そのような種々の出生変動を経験してきた現在の人口構造は、安定人口構造とは大きく異なっている。こういう状況下での人口動向分析は、単に一時点の出生率（及び死亡率）や、その長期的な帰結である安定人口構造的観点からの分析だけでは十分でなく、本稿で行った、人口の動的变化に関し、過去を通じたコーホート変動要因を用いて分析する手法が必要かつ有効なものだといえよう。特に、本稿で用いた *variable-r method* は、我が国のように、人口動態統計が過去100年に渡って利用可能な状況において、人口分析に関する有効なツールとなることから、このような方法論からさらなる多角的分析を深めていくことが今後の人口分析の課題である。

（本稿の中で意見にわたる部分は個人的な見解である）

補論 人口構造指標の数学的定義とその性質

この補論では、コーホート変動要因の変化が「総人口」「平均年齢」「人口モメンタム」という人口構造指標の動的变化に与える影響の比較を行うため、各人口構造指標の数学的定義とその性質を数理人口学的観点から分析する。以下の記述は *Preston, Heuveline*

and Guillot (2001) に依るところが大きいですが、人口モメンタムの動的变化については、一定の仮定をおいて独自に分析を行ったものである。

$N(a,t)$: 時刻 t における年齢区間 $[a, a+da]$ の人口 (密度関数) とする。この時、各時刻 t における「総人口」は、

$$N(t) = \int_0^{\infty} N(a,t) da$$

となり、各時刻 t における「平均年齢」は、

$$A_p(t) = \frac{\int_0^{\infty} N(a,t) a da}{N(t)} = \int_0^{\infty} c(a,t) a da$$

と定義される。ここで、

$$c(a,t) = \frac{N(a,t)}{N(t)} : \text{時刻 } t \text{ における年齢構成}$$

である。

次に、「人口モメンタム」を定義する。人口モメンタムは、時刻 t 以降人口移動がないものとし、死亡率を時刻 t におけるもの、出生率を人口置換水準に固定した場合に、最終的に収束する総人口水準が時刻 t における水準に対してどの程度の割合になっているかという概念である。Keyfitz により人口モメンタムは次の式で表されることが示されている。

$$M(t) = \int_0^{\beta} \frac{c(a,t)}{c_s(a,t)} w(a,t) da$$

ここで、 β は、 $[\alpha, \beta]$: 再生産年齢区間の上限であり、

$$c_s(a,t) = \frac{p(a,t)}{\int_0^{\infty} p(y,t) dy} : \text{period life table 上の stationary population の年齢構成}$$

ただし、

$$p(a,t) \stackrel{\text{def}}{=} l_a(t)/l_0(t) : \text{時刻 } t \text{ における period life table 上の } 0 \rightarrow a \text{ 歳の間の生残率}$$

$$w(a,t) = \frac{\int_0^{\beta} p(y,t) m^*(y,t) dy}{A^*(t)}$$

ただし、

$m(a,t)$: 時刻 t における a 歳の出生率

$$m^*(a,t) = \frac{m(a,t)}{NRR(t)} : \text{人口置換水準とした場合の時刻 } t \text{ における } a \text{ 歳の出生率}$$

$$NRR(t) = \int_{\alpha}^{\beta} p(y,t) m(y,t) dy : \text{net reproduction rate}$$

$$A^*(t) = \int_0^{\beta} p(a,t) m^*(a,t) a da = \int_0^{\beta} \int_{\alpha}^{\beta} p(y,t) m^*(y,t) dy da$$

: stationary population 上の平均出産年齢

である。

次に、これらの動的变化を考察するために、variable-r method について述べる。

$r(a,t)$: 年齢別成長率 (the age-specific growth rate) を、

$$r(a,t) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\partial \ln N(a,t)}{\partial t}$$

により定義する。この時、

$B(t) \stackrel{\text{def}}{=} N(0,t)$: 時刻 t における出生数

とすれば、各時点の人口は、人口移動がない場合、

$$N(a,t) = B(t) e^{-\int_0^a r(s,t) ds} p(a,t)$$

と表される。この式において諸関数が t によらず、かつ、 $r(a) = r$ for $\forall a$ が成立する場合が安定人口モデルにあたる。このように、安定人口理論は年齢別成長率を用いて現実人口を記述可能なモデルに拡張することができるが、これが、Preston and Coale による *variable-r method* である。このモデルは人口移動がある場合にも拡張することが可能であり、この時、年齢別成長率は次のような成分に分解される。

$$r(a,t) = r_B(t-a) - \int_0^a \Delta\mu(y,t) dy + \int_0^a \Delta i(y,t) dy \quad (\text{補-1})$$

ここで、

$r_B(t-a)$: 時刻 $t-a$ における出生数増加率

$\Delta\mu(y,t)$: 時刻 t における年齢 a のコーホートと年齢 $a+da$ のコーホートの y 歳での死亡率変化

$\Delta i(y,t)$: 時刻 t における年齢 a のコーホートと年齢 $a+da$ のコーホートの y 歳での純移入率変化

である。

さらに右辺第 2 項に対して、

$$\int_0^a \frac{\partial \ln p(s,t)}{\partial t} ds$$

は、時刻 t における *period life table* の生残率の改善分と考えられることから、この部分と第 2 項の残差を取ることで、死亡率改善影響を期間内変化分と過去変化分に分解が可能であるが、これは後述の人口モメンタムの動的变化を記述する際に用いる。

さて、次に、この年齢別成長率の成分分解を用いて各人口構造指標の動的变化を分析するため、各人口指標と年齢別成長率の関係をまとめる。

まず、「総人口」の動的变化を表す「人口成長率」は、

$$\frac{\frac{d}{dt} \int_0^\infty N(a,t) da}{\int_0^\infty N(a,t) da} = \frac{\int_0^\infty \frac{\partial}{\partial t} N(a,t) da}{\int_0^\infty N(a,t) da} = \frac{\int_0^\infty N(a,t) r(a,t) da}{\int_0^\infty N(a,t) da} = \int_0^\infty c(a,t) r(a,t) da \quad (\text{補-2})$$

となる。

次に、「平均年齢」の動的变化である「平均年齢変化量」は、

$$\frac{d}{dt} A_p(t) = \int_0^\infty c(a,t) r(a,t) [a - A_p(t)] da \quad (\text{補-3})$$

となる。これは、平均年齢の定義式を時間で微分することにより導かれる。「人口成長率」、「平均年齢変化量」とも、年齢別成長率を用いて動的变化が表されていることから、年齢

別成長率の成分分解を用いて動的变化も成分分解できることがわかる。

さて、次に、「人口モメンタム」の動的变化について考えることにする。「人口モメンタム」の動的变化は他の2指標に比べ単純ではない。そこで、本稿では、人口モメンタムの構成要素関数に一定の仮定をおいてこれを近似することとする。具体的には、 $w(a,t)$ 関数について、時間的变化は無視できるものとして評価を行うこととした。この場合、 $w(a,t) \approx w(a)$ と書けることから、人口モメンタムは、

$$M(t) = \int_0^\beta \frac{c(a,t)}{c_s(a,t)} w(a,t) da \approx \int_0^\beta \frac{c(a,t)}{c_s(a,t)} w(a) da$$

となる。ここで、被積分関数を $k(a,t)$ と置き、モメンタムの核関数と呼んでおくこととする。すなわち、

$$k(a,t) = \frac{c(a,t)}{c_s(a,t)} w(a,t) \approx \frac{c(a,t)}{c_s(a,t)} w(a)$$

この時、核関数の動的变化は、

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial t} k(a,t) &= \frac{\partial}{\partial t} \left(\frac{c(a,t)}{c_s(a,t)} \right) \cdot w(a) \\ &= \frac{\partial}{\partial t} \left(\frac{N(a,t) \int_0^\infty p(a,t)}{p(a,t) \int_0^\infty N(a,t)} \right) \cdot w(a) \\ &= r(a,t) k(a,t) - \frac{\partial \ln p(a,t)}{\partial t} k(a,t) + \frac{\int_0^\infty \frac{\partial}{\partial t} p(a,t) da}{\int_0^\infty p(a,t) da} k(a,t) - \int_0^\infty c(a,t) r(a,t) da \cdot k(a,t) \end{aligned}$$

となるので、これを0から β まで積分することにより、モメンタムの動的变化である「モメンタム変化量」が

$$\frac{d}{dt} M(t) = \int_0^\beta \left\{ r(a,t) - \frac{\partial}{\partial t} \ln p(a,t) \right\} k(a,t) da + \left\{ \frac{\int_0^\beta \frac{\partial}{\partial t} p(a,t) da}{\int_0^\beta p(a,t) da} - \int_0^\beta c(a,t) r(a,t) da \right\} M(t)$$

(補-4)

と表されることとなる。ここで、第1項の積分中に含まれる{ }内の部分は、先述した年齢別成長率から *period life table* の生残率の改善分を除いたものとなっていることがわかる。また、第2項の{ }内は、前半部分の項は *period life table* 上の平均寿命の動的变化(時間微分)を表し、後半部分のマイナス項は総人口の動的变化である人口成長率を表している。人口成長率部分は先述の通り年齢別成長率を用いて成分分解が出来ていることから、以上の分析を通して、近似的ではあるが、人口モメンタムの動的变化を数学的に表現することができたことになる。

参考文献

- Keyfitz, N. (1985) *Applied Mathematical Demography*, New York, Springer-Verlag
 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『人口統計資料集2001/2002』(研究資料第302号)

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

Preston, S.H., Heuveline, P., and Guillot, H., (2001) *Demography*, Oxford, Blackwell Publishers

社会保障審議会人口部会編 (2002) 『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

United Nations (2000) *Replacement Migration: Is it A Solution to Declining and Ageing Populations?*, (ESA/P/WP./160)

Various Combinations of Demographic Assumptions, and It's Dynamic Changes in the Future Population

Futoshi ISHII and Shigesato TAKAHASHI

According to the new future population projections prepared by the National Institute of Population and Social Security Research, the overall population of Japan will start facing the decrease in population that has not been experienced ever before. It is necessary to analyze the element of the following cohort change to consider demographic reasons to produce the population trend. Those are future trend of the fertility rate, the mortality rate, the international-migration rate, and the sex ratio at birth. However, the main factor of the decrease in population is a fertility rate. Because it depends on the value's assumed to be a fertility having fallen below the population replacement level.

In this text, the assumed values of the fertility rate and the international migration rate, etc. were variously set, and the influence on the population structural index was evaluated.

The overall population of population structural indices shows the level of the decrease in population in the future. The average age shows the level of aging in the population in the future. Moreover, the decrease of population momentum in the future means the low fertility rate has already formed the inertia of the decrease in population.

According to the result of analysis, it is meant to work at the direction where the inertia of the decrease in population becomes strong more and more because the low fertility will continue in the future. High fertility assumption and high international migration assumption work from the result concerning a dynamic change in a population structural index at the direction where the population is increased. However, it is understood that the appearance given to the dynamic change is different based on the assumptions.

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その2

結婚・出生の将来予測

—経済社会モデルによるアプローチ—

加 藤 久 和

傾向的な出生率の低下とこれに伴う高齢化の進展は人口構造や人口総数を通じて、経済の潜在的な成長力や社会保障・財政、さらには産業構造や教育など経済社会の多様な側面に様々な影響を及ぼす。しかしその方向性は一方通行ではなく、経済社会の諸側面の変化もまた出生や結婚などの人口の側面に影響を及ぼしている。

人口推計を発表するたび、将来の出生率予測に関して経済社会の様々な要因を組み込むべきであるという主張が表明される。経済社会の諸要因が人口動態に影響を及ぼすのであれば、両者の重要な要素を抜き出して計量モデル化することも可能であろう。本稿は、以上の観点から人口変動と経済社会要因との関係を定量的に計測するとともに、あり得るシナリオの下で将来の結婚や出生に関する動向の予測を試みたものである。

モデルは、はじめに15~49歳の女性を対象として初婚動向を推定し、次に離婚や再婚といった現象を考慮したうえで、既婚女子人口の動向を把握し、これから出生数・率を計算する構造となっている。初婚率の決定要因としては大学等進学率や労働力率、失業率といった労働市場環境、未婚に留まることのコストなどを、また出生の動向は既婚女子人口の動向や子どもの機会コスト、保育所利用の容易さなどの政策的効果を考慮している。これらの諸要因は将来の経済成長の動向によって大きく影響を受けることは明らかであろう。

将来予測の予測期間は2015年までとした。ベースケースではGDPが2005年まで1%、それ以降は2%で成長するとした。この場合、失業率は2005年に6.3%まで上昇した後、2015年では5.3%程度になると見込まれる。合計特殊出生率は2000年の1.35から当分の間1.3~1.35の水準を維持し、2015年ではやや回復して1.42となる。また、平均初婚年齢は2000年の27.0歳からやや晩婚化が進み、2015年には28.3歳に達する。さらに、高成長・低失業率（GDP成長率が今後2.5%~4%、2015年の失業率が2.0%）と低成長・高失業率（同0~0.5%、9.4%）を想定してシミュレーションを行った。高成長・低失業ケースでは今後女性労働力に対する需要が強まり、賃金水準が上昇するとともに、子どもの機会コストも上昇することなどから合計特殊出生率は2015年で1.19まで低下する一方、低成長・高失業ケースでは逆に2015年の合計特殊出生率は1.60まで上昇する。これらの値は新人口推計（1/30発表）の高位、中位、低位の長期推計値とほぼ一致する。

経済社会要因を考慮した本モデルのような方法がある一方で、通常の人口推計においては人口学的なアプローチが採用される。それにはいくつもの理由がある。ひとつは、将来予測を行うにあたって超長期（場合によっては50~100年）の経済成長を事前に予測する必要があるが、これはほとんど不可能である。二つめは、過去の構造を前提とした計量モデルでは将来の構造変化や人々の意識の変化などを組み込むことが難しい。そこで、出生や初婚に至るコーホート毎の安定的な推移を重視した人口学的なアプローチが取られるのである。しかし、本モデルのような試みもまたそれなりに意味のあるものと考えられる。

I. はじめに

少子高齢化の進展は人口構造や人口総数を通じて経済社会の多様な側面に様々な影響を及ぼす。そして、この影響は21世紀前半にかけて次第に強まっていくと考えられる。人口の変動は、既に様々な研究によって示されているように、経済の潜在的な成長力や社会保障・財政などの諸分野、産業構造や教育などあらゆる方面に影響を及ぼす。しかしその方向性は一方通行ではない。経済社会の諸側面の変化もまた人口変動と密接に関連しているということも忘れてはならない。人々の嗜好や行動規範、あるいは価値観の変化は経済社会の様相に影響し、このことを通じて結婚や出生行動に変化をもたらす。例えば、経済の発展とともに豊かな社会が訪れ、これに伴い大学等への進学率も上昇したが、これが女性のいっそうの社会進出を促し、さらに価値観の変化をともなって晩婚化や晩産化といった現象をもたらしたことはもはや誰もが認めることであろう。このような長期的トレンドとともに、短期的な景気循環もまた結婚行動などに影響を及ぼす。失業率の上昇は就業を断念させ、ひとつの選択肢としての結婚を女性に促す一方で、現在就業している女性が労働市場から退出することを恐れさせ、結婚の延期をもたらすかもしれない。長期トレンドや短期的な変動が複雑に絡み合い、様々な要因が結びついて人々の行動を変えつつあるということが現実な見方であると考えられる。

このような問題認識に立てば、人口変動と経済社会の諸要因との相互関係を抽象化し、重要な要素を抜き出して計量モデル化することが可能ではないかという議論に結びつく。そしてこのような試みは様々に行われてきた。計量モデル化の試みはさらに将来予測へとつながることは自然の成り行きであろう。本研究は、こうした観点から人口変動と経済社会要因との関係を定量的に計測するとともに、あり得るシナリオの下で将来の結婚や出生に関する動向の予測を試みたものである。注意すべき点は、人口変動と経済社会の要因を計量モデルを用いて分析することと、将来の人口動態に関する予測を行うことはまったく別のものである。通常人口動態の予測に用いられる形式人口学的な手法と本研究のような計量モデルによる手法は相互補完的なものであり、どちらが正しくどちらが誤っているという性格のものではない。しかしながら計量モデルによって将来を予測するには、あまりにも不確実な要素が多く、単純なトレンド延長ではすまされない要因も多い。したがって、将来の人口動向を予測するにあたっては形式人口学的なアプローチをとることが一般的である。とはいうものの、本研究のような試みを示し、形式人口学的なアプローチとは異なる方法で出生や結婚に関する将来予測を行うことにもそれなりの意義があると思われる。

II. モデルの特徴と構造

1. モデルの特徴

わが国では出生は結婚行動と密接に関連している。例えば、1999年における非嫡出子の

割合は1.55%であり、近年やや上昇しているものの諸外国に比べればきわめて低い。このことはほとんどの出産が結婚内において行われることを示している。一方、結婚行動の変化は激しい。女性の平均初婚年齢をみても1985年では25.5歳であったが、2000年では27.0歳にまで上昇している。また、25～29歳の女性の未婚率をみても2000年では54.0%であり、1985年の30.6%と比べるときわめて高い水準となっている。このように急激に変化する結婚行動と、結婚内で実現される出産が本モデルの鍵となる構造である。したがって、モデルの基本的な構造も結婚から出生を説明するというものになる。

結婚から出生行動を説明するという流れをモデルの基本方針に採用した場合、次に問題となるのは結婚、とりわけ初婚行動をいかに説明するかという点である。モデルの“主人公”を女性に限定するものではないが、しかしながら女性の主体的な行動が結婚・出生行動に大きく影響を与えることは事実であり、このことは一方で女性を取り巻く経済社会環境の変化が彼女達の主体的な結婚・出生行動に影響をもたらしているということでもある。経済社会環境の変化と結婚・出生行動との関係をマクロの視点から捉えることがこのモデルの最も重要な点であるといっても差し支えないであろう。但し、一口に経済社会環境といっても複雑多岐にわたり、数量的に把握できる経済的な要因から価値観の変化など定性的な要因まで様々である。定性的な要因を無視するわけではないが、しかし計量モデルとして定量的な因果関係を求めるには、モデルに組み込むことができる要因とそうでない要因があることもまた理解しておくべきであろう。社会的風潮といった曖昧な要因ももちろん人間行動に影響を及ぼすことは間違いないが、しかしこれを具体的な変数として取り込むことは難しい。計量モデルは、こうしたいくつかの制約を含むものであり、こうした制約や限界を意識した上で、結婚・出生行動等に関わるいくつかの仮説を数値化して表現するものであるともいえる。

本研究ではこうした考え方をもとに連立方程式体系としてモデルが構築されている。モデルの方程式の数（内生変数の数）は50であり、このうち構造方程式が39本、恒等式が11本となっている¹⁾。用いたデータは、原則として1975年以降のものを使用した。その理由としては、以下のとおりである。わが国の経済は石油ショックを契機に大幅な構造変化を経験し、同時に労働市場の様相も大きく変化して、特に女性の労働参加等が大幅に増えた。また、1974までわが国の合計特殊出生率は2.0を上回っており、人口の置換水準を維持していたなど、人口動態、経済社会環境ともに1975年以前と以後では大幅に異なっているためである。なお、後述するようにモデル全体のパフォーマンスはすべての変数がそろそろ1980年以降を対象に検討を行っている。

本モデルと同様な発想の下で将来の出生動向等を分析したモデルにはいくつかの先行研究例がある²⁾。先行研究と比較して、本研究が持つ独自性は主として以下の三点である。

第一に、本モデルでは結婚動向を主要な柱として、離婚や再婚の動向を含めて分析する

1) 初婚や出生といった人口動態を直接推定する本体のモデルの他、失業率や労働力率などを推定するサブ・モデルを含む。なお、付録の連立方程式体系ではすべてのモデルを包含したものとして示してある。

2) 例えば、日本大学人口研究所（1994）、総合研究開発機構（1994）、加藤（2000）など。

のみならず、将来予測まで行ったという点である。先行研究のうち、加藤（2000）でも結婚動向を取り扱っているが、離婚・再婚の動向までは含まれていない。

第二に、本モデルは有配偶女子人口の動向をひとつのキヤ変数として、その推定や出生行動との関連を取り上げていることである。有配偶女子人口というストック変数の推定を行った先行事例は、筆者の知る限り初めての試みである。

第三は、経済環境の変化に対応したいくつかのシミュレーションを実施したことにある。ベース・ケースにおける将来予測はもとより、わが国経済が高成長・低失業の経路を進んだ場合と、低成長・高失業の経路を進んだ場合では、人口動態にどのように異なる影響をもたらすかを論じている。この点も先行研究にはない特徴である。

2. モデルの構造と推定の基本的な考え方

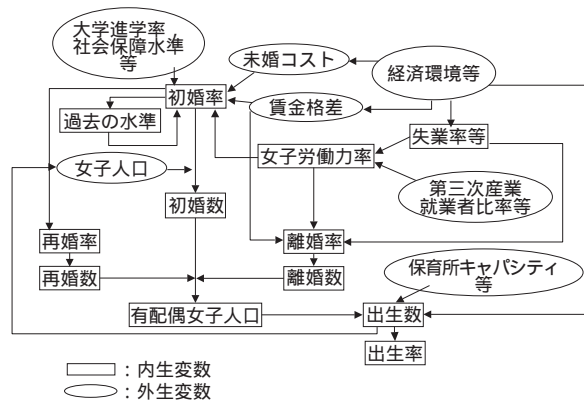
図1はモデル全体の概要を示したものである。なお、この図はすべての構造を示したのではなく主要な変数間の関係を説明するためのものである。詳細については付録に掲げた方程式体系を参照されたい。

II. 1. でも述べたように、最初に結婚動向を把握し、これをもとに出生動向の分析を行っている。初婚率は15～49歳の女性を対象として、年齢5歳階級別に推定を行っているが、初婚率の決定要因としてはそのコーホートが

経験した大学等進学率や労働力率、失業率といった労働市場環境、結婚から得られる便益（これは具体的には未婚コストで示される）、あるいは結婚の比較優位仮説に基づく男女間の賃金格差など用いている。さらに、晩婚化を表現するため、当該コーホートの結婚履歴の動向が高年齢層における初婚動向に影響を及ぼす経路も取り入れている。初婚率が決定すれば、当該コーホートの女子人口を用いて初婚数が決定される。方程式体系では、この初婚動向に関連する一連の方程式の集まりを初婚ブロックとしている。また、初婚率に影響を及ぼす労働力率や失業率は短期的な経済環境に強く影響されることから、外生変数として設定している一人当たりGDP等の関数としてモデルに組み込まれているが、これらは労働市場ブロックと名付けている。

一方、近年では離婚と再婚も急速に増加している。そこで本モデルでは離婚と再婚に関してもその動向を分析できるような仕組みを組み込んでいる。離婚については、女性の働く環境が整うほど、あるいは豊かな社会になるほど増加するという仮説設定から、これらの要因を含めた一連の方程式を推定し、また離婚の増加は再婚を増やすことから、過去の離婚件数を考慮して再婚を説明するような離婚・再婚ブロックを作成している。離婚と再

図1 モデルの全体構造



□ : 内生変数
○ : 外生変数

婚については20～39歳の女性を対象とした年齢5歳階級別に推定を行った。初婚の推移とともに離婚、再婚の動向がモデルによって描写できれば、これらをもとにして有配偶女子人口を推定することができる。初婚や離婚・再婚といった事象はフロー変数であるが、有配偶女子人口はストック変数であることに注意されたい。

以上でストック量である有配偶女子人口が定まれば、これを母体として出生行動が記述される。はじめに述べたように、このモデルでは出生は結婚内で生じるという仮定の下で構築されていることから、有配偶女子人口の大きさが毎年の出生数に大きな影響を及ぼしている³⁾。しばしば出生動向の分析で行われるように、出生率を有配偶率と有配偶出生率に要因分解するように⁴⁾、本モデルでも有配偶女子人口の推定と、これから推定される出生数とは異なる要因で説明されると考えている。すなわち、女子の出生行動には、こうした有配偶女子人口のストックの他に、子どもの機会コスト（女子賃金で代理）や保育所利用の容易さなどの政策的変数もその説明要因として加えている。以上を出生ブロックとしているが、このブロックで15～49歳までの年齢5歳階級別の出生数と出生率が求められることになる。以上が本モデルの全体像と推定手順である。

III. 結婚・出生等の推定について

1. 結婚行動の分析

(1) 結婚の便益と未婚のコスト

結婚の経済的解釈については、ベッカー以来多くの研究がある⁵⁾。ベッカーは、結婚に関する一連の分析の中で、男女の間の属性や所得獲得に関する比較優位の原理が結婚の理由として重要であると述べている。一方、ワイスは、「結婚とは、合理的な個人による自発的な結合あるいはパートナーシップの形成であり、この結合の目的は家計内の非市場財を共同で生産し、かつ共同で市場財及び非市場財を消費することにある」と定義するとともに、子どもや住宅などの「家計内公共財」が結婚の重要な理由であるとしている⁶⁾。また、家族間の保険機能も結婚の理由のひとつとなろう⁷⁾。

以上から、結婚の理由を次の4つに整理する。

（要因1）比較優位による結婚：男女の属性の違い、賃金格差等によって代表できる。

（要因2）家計内公共財の存在：子ども、住宅等に対する需要が結婚の動機になる。

（要因3）取引コスト：長期間の安定的な関係の構築による生活コストの節約。

（要因4）家族内の保険機能：社会保障の充実と負の関係が考えられる。

上で示した結婚の理論は、結婚の便益とコストからもたらされる仮説であるが、一方、

3) したがって、将来結婚という制度が大きく変貌し、同棲カップルなど結婚外の出生が増えるというような想定はモデルには含まれていないことになる。

4) 例えば、国立社会保障・人口問題研究所（各年版）を参照されたい。

5) Becker (1973, 1974) 参照。

6) Weiss (1997) 参照。

7) 結婚の経済的解釈の詳細については大淵他 (1998)、加藤 (2001) など参照されたい。

わが国の晩婚化を巡る議論では、「結婚しないこと」の便益とコストが話題にのぼる。ここでは、「結婚しないこと」のコストを「未婚のコスト」とし、これを生涯所得獲得の視点から定義する。

はじめに、各記号を以下のように定義する。

R_i^w : i 歳女子の労働力率, Rm_i^w : i 歳女子の有配偶労働力率, R_i^m : i 歳男子の労働力率

w_i^w : i 歳女子の実質賃金, w_i^m : i 歳男子の実質賃金, β : 割引率

$I_e^{marriage}$: 結婚した i 歳女子の期待所得, I_e^{no} : 結婚しない i 歳女子の期待所得

未婚コスト σ は次の式から計算される。

$$\sigma = (I_e^{marriage} - I_e^{no}) / I_e^{marriage} (\sigma: \text{未婚コスト}) \quad (1)$$

$$\text{ただし, } I_e^{marriage} = \sum_{i=20}^{60} \beta^i [Rm_i^w w_i^w] + (1/2) \sum_{i=25}^{65} \beta^i [Rm_i^m w_i^m] \quad (2)$$

$$I_e^{no} = \sum_{i=20}^{60} \beta^i [R_i^w w_i^w] \quad (3)$$

(2) 初婚率推定のための構造方程式

結婚の理由に対応した4つの要因を代理する統計データと未婚コストの計算データをもとにして、女子の年齢5歳階級別初婚率を説明する構造方程式を探る。主要な説明変数は以下のとおりである。

①未婚コスト： σ ，労働力調査，賃金構造基本調査から推計。図2は未婚コストの時系列推移を示したものである。近年、未婚コストはやや低下傾向にある。

②男女賃金格差（要因1）： γ ，労働力調査，賃金構造基本調査から推計。

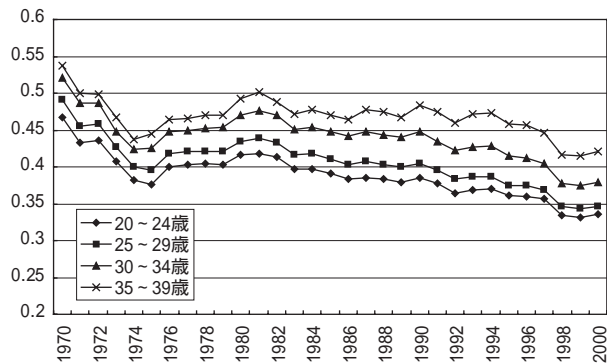
但し、男女の賃金格差は(4)式のように定義する。 γ_i は女子が*i*歳の時の男女賃金格差を示す。

$$\gamma_i = \sum_{i=20}^{60} \beta^i [R_i^w w_i^w] / \sum_{i=25}^{60} \beta_i [R_i^m w_i^m] \quad (4)$$

なお、定義式に含まれる各記号は上で示したとおりである。

③家計内公共財（要因2）： L ，家計内公共財の一つの例が住宅であり、共同で住宅を購入・賃貸するインセンティブが高まるほど結婚を促すと考える。家賃水準の上昇が共同購入・賃貸のインセンティブを高め、家賃水準の代理変数としては市街地価格指数などが考

図2 未婚コストの推移



えられる。

④年金の充実度（要因4）：S，一人あたり厚生年金給付額と男子平均賃金との比率を置換比率とし，これが高まるほど結婚のインセンティブは低下すると考える。

これに加え，（ややアドホックではあるものの）過去の研究内容の結果から，次の変数を用いる。

⑤過去の結婚履歴：P，生涯未婚率がほぼ一定であれば，若年期の低初婚率は高齢期の高初婚率をもたらすことになることなどが考えられる。したがって，被説明変数のコーホートに対応する過去の初婚率を説明変数として加える。

⑥大学等進学率：Un，20～24歳については大学等進学率が重要な要因となることから，過去2～6年前の女子の大学等進学率の平均値を説明変数とした。

⑦労働力率：RL，過去のトレンドをみると，労働力供給と初婚率は負の相関を有している⁸⁾。

以上の①～⑦の説明変数を主に用いて，初婚率の実証分析を行うこととしたい。なお，実証分析に入る前に，一般的な定式化と理論的な符号条件の確認を行っておく。

(3) 構造方程式の一般的な符号条件

女子の年齢別初婚率を m とすると，初婚率関数は次のように定式できる。

$$m = F(\sigma, \gamma, L, S, P, Un, RL) \quad (5)$$

一般的な符号条件は，

$$\begin{aligned} \partial m / \partial \sigma > 0, \quad \partial m / \partial \gamma > 0, \quad \partial m / \partial L > 0, \quad \partial m / \partial S < 0, \quad \partial m / \partial P < 0, \\ \partial m / \partial Un < 0, \quad \partial m / \partial RL < 0 \end{aligned}$$

である。

未婚コストの上昇は結婚を促すことにより，男女間の賃金格差の拡大は比較優位を強めることにより，また，家賃の上昇は家計内公共財需要を強めることにより結婚に対して正のインパクトをもたらす。公的年金の充実は結婚家計による保険機能需要を弱めることにより，大学進学率の上昇は結婚を遅らせることにより結婚に対して負のインパクトをもたらす。また，高齢期の初婚率は過去の結婚履歴と関係するが，その符号条件はマイナスである。

2. 出生行動の分析

出生行動の解明ではしばしば経済学的なアプローチが取られる。例えば，ベッカーらによる子どもを財とみなして消費者行動から接近する方法やイースタリンらによる相対所得

8) 一般的に，失業率の上昇は結婚を促す方向に働くと考えるが，一方で失業率の上昇は就業している女性にとって結婚に伴う労働市場からの退出を躊躇させることにより，結婚に負の影響をもたらすという見方もある。このことから符号条件等について先験的な仮定を置くことができない。

仮説に沿った分析がある⁹⁾。一方、わが国の出生行動は結婚行動と密接に関連しており、これを考慮した分析方法もある。このアプローチを採用した方がわが国の実状により適合するという考え方から、今回は結婚と出生の関連を重視したモデルを作成することとした。本モデルでは結婚している女性の集団を母体として、そこから何人の子どもが生まれるかを基本的な推定方法として、ややアドホックではあるものの、これに女性の時間の機会費用である女子賃金や保育所キャパシティなどの政策変数を組み合わせて構造方程式を作成することとした。

女子の年齢別出生数を b とすると、出生数関数の基本形は次のように定式できる。

$$b = F(M, w, H) \quad (6)$$

M は対象とする年齢層の有配偶女子人口、 w はその年齢層の女子賃金、 H は保育所のキャパシティであり、期待されるパラメータの符号はそれぞれ +, -, + である。なお、保育所キャパシティは 0 - 4 歳人口 10 万人あたりの保育所定員数である。

このモデルでは、出生数を直接求めることに特徴を持つ。もし、構造方程式に女子賃金や保育所キャパシティといった説明変数が加わらず、定数項も含まれなければ、推定期間内の有配偶出生率が一定であるという仮定の下で推定を行うことになる。これをコーホートに置き換えると、すべてのコーホートにおいて結婚すれば同じだけの数の子どもを持つことを意味する。しかし、夫婦の完結出生児数が近年低下傾向にあるが、これを説明するために子どものコストの代理変数を加え、また政策的な効果を組み込むために保育所キャパシティを取り入れている。

なお、出生数を以上のような構造方程式で推定したのち、当該年齢層の女子人口を用いて年齢 5 歳階級別出生率を計算している。

3. 離婚・再婚・有配偶女子人口の推定

(1) 離婚と再婚の推定

近年の離婚の増加はめざましいものがある。1985年の離婚率は1.4‰（人口千人当たり）にすぎなかったが、2000年では2.1‰にまで上昇している。離婚件数も1985年の17.9万件から2000年では26.4万件にまで増えている。こうした離婚の増加の背景には様々なものが考えられるが、本モデルでは主として、独身であることのコストの低下、女性の労働市場への進出、経済全般の豊かさの程度、および初婚率の水準の4つの要因から構造方程式を構築した。結婚状態から独身に移行することのコストが小さいほど離婚を決意しやすいであろうし、それを支える収入が得やすいほど、すなわち労働力率が高いほど離婚も増えると考えられる。これはまた賃金水準が高くなるほど離婚率も高くなると考えられる。さらに社会の成熟化とともに女性が一人で生活することは容易になるであろうし、初婚率の絶

9) Becker (1960), Easterlin (1961) など参照。

対的な水準が高いほど限界的に結婚に破綻するカップルも多いと考えられる。以上を考慮して離婚率に関する構造方程式を設定した。

離婚の増加とともに、再婚数も増えている。1990年には6.1万件にすぎなかった再婚数は1999年には7.5万件まで増加している。もちろんその背景には離婚数の増加がある。そこで再婚数の推定にあたっては、過去の離婚件数を説明要因として行った。

(2) 有配偶女子人口の推定

有配偶女子人口に関するデータとしては、5年毎の国勢調査と毎年行われる労働力調査の二つがある。国勢調査のデータは正確であるが、しかし時系列データになりえないことから、これを用いることはできない。一方、労働力調査における有配偶女子人口はサンプル調査でもありその正確性に欠けるものの、時系列データとして入手が可能である。そこで、本モデルでは労働力調査ベースの有配偶女子人口を用いることとした。

年齢5歳階級別の有配偶女子人口は、次式を基本として作成することができる¹⁰⁾。

$$\begin{aligned} \text{今年の年齢5歳階級別有配偶女子人口} &= \text{今年の5歳階級別有配偶女子人口} \\ &+ \text{今年の(初婚件数+再婚件数-離婚件数)} \end{aligned} \quad (7)$$

有配偶女子人口はストック変数であるので、前期の値に今期の増減数（フロー）を加えることで推定可能である。しかし、年齢5歳階級別に区分しているため、今年のストック変数のうちほぼ1/5が他の年齢階層と入れ替わることになる。加えて、有配偶女子人口のデータのベースは労働力調査であるが、しかし初婚数等は人口動態統計とソースが異なる。そこで、(7)式をもとに統計式でつないでモデルに組み込んでいる。

IV. モデルのパフォーマンス

モデルで使用しているすべての変数が揃う1980～2000年までの期間を対象にファイナル・テストを行った。ファイナル・テストとは、すべての内生変数を期間内で解き、モデルから得られる予測値（推定値）と実際のデータ値との間にどれだけ乖離があるかを計測し、これからモデルの妥当性を検証するものである。

モデルからの予測値と実績値との乖離は(8)式で与えられる最小二乗誤差率（または平均平方誤差率）によって示される。但し、 x は実績値、 \hat{x} はモデルから計算される予測値、 n はサンプル数を示している。

$$\text{最小二乗誤差率} = \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i} \right)^2 / n \right]^{1/2} \quad (8)$$

最小二乗誤差率の適切な範囲は、扱う対象にもよるが、概ね10%以下であればほぼモデルの選択に支障はないと考えられる¹¹⁾。

10) 正確にはさらにこれから死亡数を差し引く必要がある。

11) 特にどの程度以下の値でなければならないか、といった基準はないが、概ね10%以下であればほぼモデルの選択に支障はないと考えられる。

表1はモデルの最小二乗誤差率を計算した結果である。初婚率では20～24歳初婚率が3.21%、25～29歳初婚率が1.82%、30～34歳初婚率が4.35%と5%以下におさまっている。35歳以上の初婚率の最小二乗誤差率は5%を超えているが、しかしこれらの年齢層の初婚率は相対的に小さいことから、やや高めに出ることはやむを得ないと考えられる。出生率をみると、20～24歳が2.71%、25～29歳が2.19%、30～34歳が2.34%、35～39歳が4.19%となっており、もっとも出生数の多い年齢階層では5%以下を示し、また合計特殊出生率も1.80%とモデルのパフォーマンスは良好であった。但し、出生率の絶対水準がきわめて低い40歳以上の出生率については今後改善の余地がある。

表1 モデルの最小二乗誤差率

初婚率		再婚数	
15-19歳	2.84%	20-24歳	4.92%
20-24歳	3.21%	25-29歳	2.79%
25-29歳	1.82%	30-34歳	2.50%
30-34歳	4.35%	35-39歳	4.20%
35-39歳	5.47%		
40-44歳	7.42%	出生率	
45-49歳	6.24%	15-19歳	2.38%
平均初婚年齢	0.27%	20-24歳	2.71%
合計初婚率	2.24%	25-29歳	2.19%
		30-34歳	2.34%
離婚率		35-39歳	4.19%
20-24歳	2.38%	40-44歳	16.23%
25-29歳	3.32%	45-49歳	17.53%
30-34歳	5.12%	合計出生率	1.80%
35-39歳	6.22%		

注：ファイナル・テストの期間は1980～2000年である。

V. 将来予測の結果

1. 将来予測の手順

計量モデルでは、外部条件（外生変数および先決内生変数）の変化を前提として、その内部で計算される諸変数（内生変数）がどのように推移するかという経路を求めることによって将来予測を行う。本モデルでは、外部の経済社会的要因が変化することで、これがモデル内の結婚や出生に関する様々な内生変数に影響を及ぼし、これらが統一的・整合的に同時（連立）方程式として解かれることで、将来の合計特殊出生率や平均初婚年齢などの予測値を得ることができるのである。そのためには標準的な将来の経済社会環境を設定することが必要となる。

本モデルにある外生変数は、国内総生産、女子の未婚コストと男女間の賃金格差、高校進学率、大学等進学率、公的年金給付水準、第三次産業就業者比率（女子）、保育所キャパシティである。失業率等の労働市場関連の諸変数については、国内総生産の動向が決定されると、その経路と整合的な予測値がモデルから決定される。したがって、外生変数設定の重要なポイントは将来の経済成長の動向ということになる。これ以外の外生変数については過去の推移を勘案して将来の値を定めた。以下、外生変数の設定について示しておく。

国内総生産の成長率については2001～2005年までが年率1%成長、2006年以降は年率2%成長を標準的なシナリオとして設定した。また一人当たりGDP成長率については、本

来であれば人口増加率を考慮すべきであるが、今後人口増加率はほぼ停滞することを考慮して国内総生産と同じ成長率を仮定した。これによって失業率は2000年の4.7%から2005年に6.3%まで上昇した後、2015年では5.3%に留まると考えられる。

表2 予測結果の要約

	1980	1985	1990	1995	2000	予測値		
						2005	2010	2015
初婚動向								
初婚率 20-24歳	91.3	74.0	58.7	53.7	50.3	35.2	26.8	22.5
25-29歳	56.5	67.0	72.9	75.4	71.3	74.7	78.3	75.1
30-34歳	8.8	9.8	13.8	20.0	24.4	29.5	29.0	34.5
35-39歳	2.2	2.5	2.8	4.3	6.1	7.0	6.9	7.2
平均初婚年齢	25.2	25.5	25.9	26.3	27.0	27.7	27.9	28.3
合計初婚率	0.849	0.817	0.785	0.793	0.810	0.809	0.794	0.787
離婚・再婚								
離婚率 20-24歳	4.31	4.62	4.71	5.73	6.71	6.71	7.30	7.94
25-29歳	8.14	8.40	8.95	10.65	13.58	14.43	15.55	17.03
30-34歳	6.76	7.57	7.22	9.26	12.95	14.35	15.95	17.48
35-39歳	4.92	6.33	5.45	6.53	9.25	10.42	11.68	13.24
再婚率 20-24歳	0.86	0.87	0.84	0.94	0.98	1.10	1.21	1.33
25-29歳	3.27	3.09	3.20	3.39	3.65	4.38	4.71	5.26
30-34歳	2.82	3.38	3.65	4.12	4.78	4.76	5.42	5.93
35-39歳	1.71	2.24	2.46	2.70	3.39	3.86	4.21	5.23
出生動向								
出生率 20-24歳	77.1	61.8	44.8	40.4	40.1	31.7	25.5	20.6
25-29歳	181.5	177.8	139.8	116.1	100.0	107.3	107.2	103.0
30-34歳	73.1	85.5	93.2	94.5	92.9	86.6	101.2	117.7
35-39歳	12.9	17.6	20.8	26.2	31.5	33.5	28.7	35.3
15~49歳出生数	157.7	143.2	122.2	118.7	119.1	116.7	108.6	102.6
合計特殊出生率	1.75	1.76	1.54	1.42	1.36	1.34	1.35	1.42

注：初婚率等の単位は%（女子人口千人当たり）、平均初婚年齢は年、出生数は万人である。

女子の未婚コストについては過去の推移（変化速度）を勘案して設定した。20～24歳女子の未婚コストは2000年の33.5%が2015年に30%に、25～29歳女子では2000年の34.7%が2015年では28.8%、30～34歳女子では2000年の37.9%が2015年では32.2%になるとした。高校進学率及び大学等進学率については2000年時点とほぼ同じ水準を設定し、また公的年金給付水準についても2000年時点の水準が引き続き継続すると仮定した。一方、第三次産業就業者比率は近年の増加速度を考慮して、2000年の72.7%が2015年には76.4%に達するとした。保育所キャパシティについても1995～2000年までの上昇率（0.6%）を考慮して今後0.5%の上昇率で推移すると仮定した。

2. 2015年までの結婚・出生の動向

以下の予測結果の要約は表2にある。

(1) 初婚の動向

20～24歳の初婚率は2000年の50.3%から2015年には22.5%にまで低下する一方、25～29歳の初婚率は同じ時期に71.3%から75.1%に、また30～34歳の初婚率は同じく24.4%から34.5%まで上昇する。年齢5歳階級別初婚率の予測結果は図3-1にある。予測結果をみ

ると20～24歳初婚率は今後急速に低下しているが、これは当該年齢層の女子労働力率が2000年の72.5%から2015年の78.6%にまで急速に上昇すること、当該年齢層の未婚コストが急速に低下することなどがその主たる要因である。一方、25～29歳初婚率は20～24歳初婚率が低下する等晩婚化の影響を受けてさらに上昇する¹²⁾。30～34歳初婚率もまた晩婚化や失業率の上昇などから上昇する。35～39歳については上昇傾向にあるものの、2000年の6.1%から2015年では7.2%に留まる。

平均初婚年齢をみると2000年時点では27.0歳であるが、これは次第に上昇し、2010年で27.9歳、2015年では28.3歳になるとみられ、現在よりおよそ1.3歳伸びることになる。平均初婚年齢の上昇は晩婚化とともに高年齢層における初婚数のウエイトが高まることによる。平均初婚年齢の将来値を描いたものが図3-2である。

合計初婚率は、15～49歳までの年齢別初婚率を足しあげたもので、1からこの値を引いたものは、ピリオド（期間）でみた生涯未婚率に該当する¹³⁾。2000年ではこの合計初婚率は0.81であったが2015年では0.79程度となると見込まれる。

(2) 離婚と再婚の動向

女子人口千人当たりでみた25～29歳の離婚率は2000年の13.6%から2015年では17.0%と、およそ3.4%ポイント上昇する。また、30～34歳の離婚率は2000年に13.0%であったが、2015年では17.5%となり、およそ4.5%ポイントの上昇する。また35～39歳の離婚率も上昇する。20歳代後半から30歳代にかけての離婚率の上昇が今後15年間のトレンドになると見込まれる。

12) 20～24歳初婚率については1979～90年までのトレンドの延長にあると見るができる。そのため、初婚率は急速に低下する結果となっている。1990年代にやや低下傾向が緩んだが、今後もう一段の低下となると予測された。

13) ただし、本モデルでは年齢5歳階級別の予測を行っているので、5歳階級別初婚率を加えて5倍して合計初婚率を計算している。

図3-1 年齢5歳階級別初婚率の予測

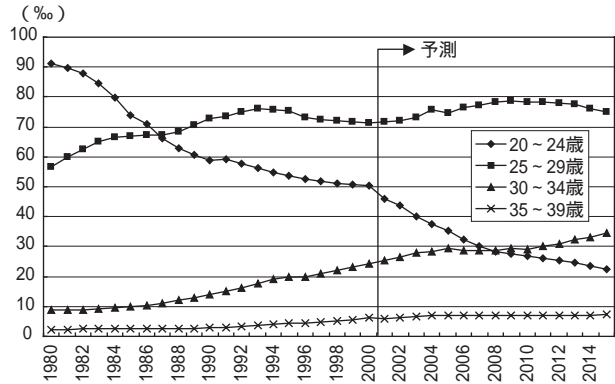
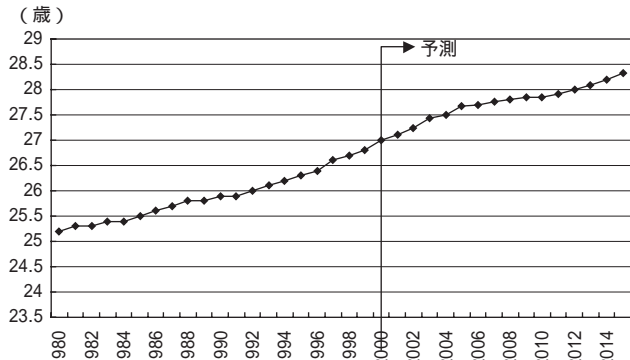


図3-2 平均初婚年齢の推移



離婚の増加を反映して再婚率も今後増加すると見込まれる。特に30歳代後半における再婚率は2000年の3.4‰から2015年には5.2‰へと上昇する。2015年における20歳代後半から30歳代前半の再婚率はそれぞれ3.7‰から5.3‰、4.8‰から5.9‰へと上昇することになる。

(3) 出生の動向

年齢5歳階級別の出生率（女子人口千人あたり）は20歳代前半では低下するものの、他の年齢層ではそれほど大きな変化はみられない。20～24歳の出生率は2000年が40.1‰であったが今後さらに落ち込み、2015年では20.6‰まで半減すると見込まれる。その一方で、25～29歳の出生率は2000年の100.0‰からいったんやや低下するものの、2007～8年頃には109%まで回復し、その後2015年では103.0‰に達する。30歳代の出生率は上昇傾向にあり、30～34歳の出生率は2000年の92.9‰から2015年では117.7‰まで上昇し、20歳代後半よりも高い出生率を示すことになる。35～39歳の出生率も上昇するが、しかしその程度はそれほど大きくはなく、2000年の31.5‰から2015年で35.3‰に達する程度である。図4-1は年齢5歳階級別出生率の推移を描いたものである。

以上の年齢5歳階級別出生率の動きをもとに、将来の合計特殊出生率の推移を予測したものが図4-2にある。2000年の合計特殊出生率は1.36であったが、当分の間1.3～1.35の水準を維持しつつ推移し、2007年頃に1.32と最低水準を記録した後、2010年以降やや回復に向かう。しかし、2015年の合計特殊出生率の水準は1.42程度とみられ、人口置換水準からみてはるかに低い水準に留まっている。

3. 2030年までの参考推計

(1) 参考推計の位置づけ

前節で紹介した将来予測の範囲は2015年までである。これにはいくつかの理由がある。その最大の理由は2000年時点の人口（男女別年齢別人口）をスタートとして予測を行っていることになる。2000年に生まれた子どもが再生産可能な年齢である15歳に達するのが

図4-1 年齢5歳階級別出生率の予測

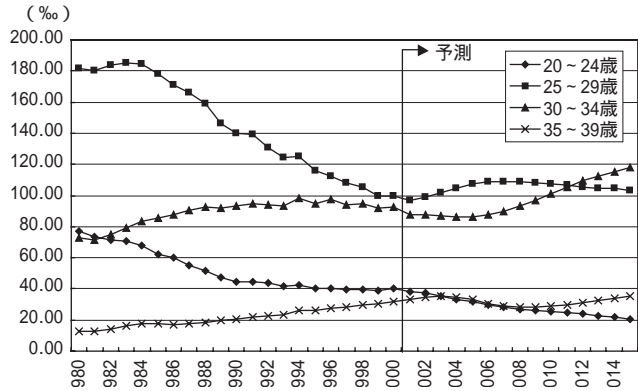
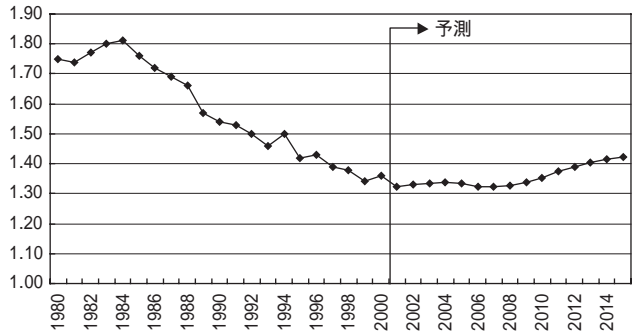


図4-2 合計特殊出生率の予測



2015年であり、2016年以降の予測では2001年以降の出生数をモデルに組み入れなければならない。言い換えれば、モデルからの予測値を再びモデルに投入して新たな予測値を算出するということである。しかしながら、2015年までの予測値においてもその予測の信頼区間等を考慮するとある程度の幅を持って見なければならないものである。これに加えて新たな予測値を算出することには、その予測値自体に大きな誤差が含まれることを前提としなければならない。したがって、2016年以降の予測値の算出はあくまでも“参考推計”に留めざるを得ないのである。これに加えて、将来の経済社会環境を今後30年間もの長期間設定することはほとんど不可能である。そのため、2016年以降の外生変数については2015年の値がそのまま維持されると仮定して計算を行っている¹⁴⁾。

(2) 2030年までの結婚・出生の動向

平均初婚年齢をみると2015年の予測値は28.3歳であったがこれからさらに伸長し、2025年頃に28.6歳になってその後この値を維持する。平均初婚年齢は29歳にまでは届かずに安定化するものと見られる。同様に合計初婚率も2015年の0.787から上昇し、2025年頃に0.823に達して以降一定の値となる。換言すれば、期間でみた生涯未婚率の目安は17.7%で安定化するということである。

出生数は2015年以降、さらに減少し続ける。2015年の出生数の予測値は102.6万人であったが、2017年に100万人を下回り（97.5万人）、2025年では87.7万人、また2030年では86.4万人になるとみられる。この水準（86.4万人）は2000年の119.1万人のほぼ3/4の水準であり、第一次ベビーブームの最盛期にあたる1949年の出生数269.7万人の3割程度にすぎない（図5-1）。

図5-1 出生数の長期予測（万人）

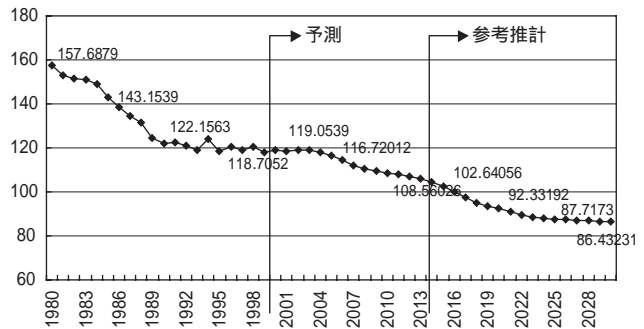
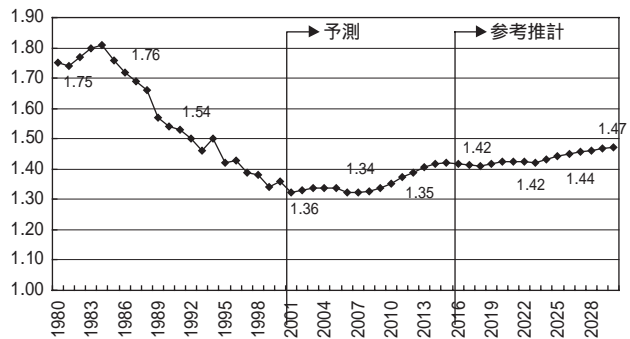


図5-2 合計特殊出生率の長期予測



合計特殊出生率の推移を示したものが図5-2である。2015年の1.42から再び2017年に1.41に低下するがその後2030年には1.47にまで回復する。しかしながら、大幅な回復の兆しはみられず、長期的に見ても1.4~1.5の水準に留まるものと推測される。

14) このことはすべての変数が一定の値を取ることを意味しない。GDPの成長率を一定と仮定してもGDP自体は増加し、これによって労働市場の変数もまた影響されることになる。

(3) コーホート別にみた結婚・出生の動向

以上観察してきた予測値はあくまでも期間（ピリオド）の値であり、人口推計ではコーホートの出生力などが問題とされる。経済社会要因を用いた本研究のようなモデルでは年齢5歳階級別の人口動向を計算しているが、その理由のひとつには経済社会環境に関連した（労働力率や賃金等）各歳別データが存在しないことによる。したがって、コーホートの出生力の推移を見るには各歳別出生率が必要になるが、本モデルでは5歳階級別の出生率しか利用できないため擬似的なコーホートを仮定して、期間予測値を組み直すより方法がない。以下では、こうした方法によって組み直されたコーホートの結婚・出生動向を概観する¹⁵⁾。対象とする（疑似）コーホートは1952年生まれのコーホート以降、5年ごとのコーホートとする。2030年では1982年までのコーホートがほぼ再生産年齢を超えることになる。なお、この計算にあたっては2030年以降の対象とするコーホートの出生率等は1982年コーホートと変わらないことを前提としている¹⁶⁾。この点からも以下の結果についてはあくまでも参考値として見ていただきたい。

1952年以降のコーホートの生涯未婚率と完結出生力の推定値を計算したものが表3である。生涯未婚率をみると、1952年のコーホートではわずか4.1%であったが、徐々に上昇し、1967年コーホートでは10.6%に、また1987年コーホートでは19.2%に達する。1992年のコーホートではさらに22.4%まで増加するものの、1997年コーホートでは再び18.1%に落ち着いている。こうした傾向をみると、コーホートでみた女性の生涯未婚率は今後18~20%にまで上昇するものと思われる。なお、2030年時点の合計初婚率は0.823であったので、長期的にみてもこの水準が維持されると考えられる。

表3 (疑似) コーホートの生涯未婚率と完結出生率

コーホート	生涯未婚率	完結出生率
1952	4.1%	1.99
1957	5.4%	1.99
1962	7.3%	1.84
1967	10.6%	1.63
1972	13.6%	1.41
1977	15.5%	1.36
1982	16.8%	1.50
1987	19.2%	1.49
1992	22.4%	1.47
1997	18.1%	1.47

一方、コーホート別の完結出生力をみると、1952年のコーホートでは1.99とおよそ2人の子どもをもうけていたが、1967年コーホートでは1.63にまで低下し、1987年コーホートでは1.49に達する。1997年コーホートの完結出生力は1.47であり、長期的には一人の女性が生む子どもの数はピリオドみても、コーホートでみても1.5を下回る水準で推移すると予測される。

15) たとえば1982年のコーホートでは15~19歳の出生率は1997年の値を5年間継続すると仮定して計算している。1952年のコーホートから計算を開始したのは、2000年時点で再生産年齢（50歳）を超えたコーホートから計算を開始したためである。

16) すなわち、1997年生まれのコーホートは2030年では30歳代前半であるが、50歳までの期間については1982年のコーホートが辿るであろう軌跡を追うことを仮定して、30歳代後半以降の出生率を計算している。

VI. シミュレーション

今まで紹介してきた将来予測（今後これを「ベースケース」と呼ぶ）は、将来の国内総生産の成長率が2001～2005年までが年率1%成長、2006年以降は年率2%成長すると仮定して計算されていた。この経済成長率が変化した場合、結婚動向や出生動向はどのように変化するであろうか。

最初に高成長ケースを考える。経済成長率は2001～2005年までに急速に回復して年率2.5%になり、2006年以降は年率4%にまで上昇して以降一定にするとする。その結果、失業率は2005年に4.9%まで低下し、2015年には2.0%程度に達する。この失業率の仮定はベースケースと比較すると2005年で1.4%ポイント、2015年では3.3%ポイントも低い水準となる。この高成長・低失業率ケースをシミュレーション1とする。

もう一つのケースは、これと正反対に今後も低い成長しか期待できない場合を想定する。2001～2005年までは年率0%、2006～2010年が年率0.5%、2010年以降は年率1%で以降一定とするケースである。この場合の失業率は2005年で7.3%、2010年で8.4%、2015年では9.4%にまで達する。この低成長・高失業率ケースをシミュレーション2とする。

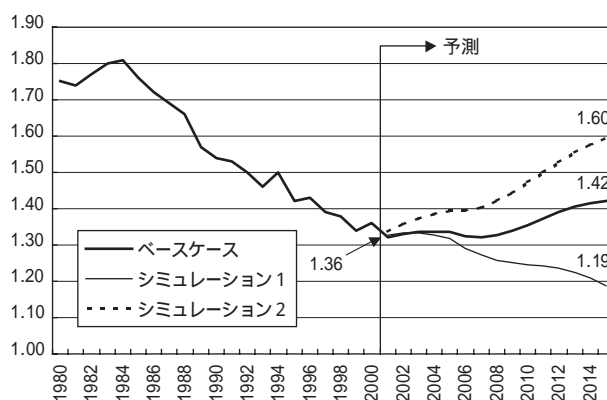
表4 シミュレーション結果（2015年）

	初婚		出生				
	平均初婚年齢(歳)	合計初婚率	合計出生率	出生数(万人)	20～24歳出生率(%)	25～29歳出生率(%)	30～34歳出生率(%)
ベースケース	28.3	0.787	1.42	102.6	20.6	103.0	117.7
Simulation1	29.3	0.676	1.19	87.0	12.5	66.6	120.8
Simulation2	27.5	0.871	1.60	114.6	33.0	129.8	113.7

以下、ベースケースと比較しながら、シミュレーション結果を合計初婚率、平均初婚年齢、出生数および合計特殊出生率の四つの指標から紹介する。表4に結果の要約が、また図6に合計特殊出生率の推計結果がある。

シミュレーション1ではベースケースと比較すると高成長と低失業が続くため、女子労働力率が上昇するとともに、女子の未婚コストが低下し、また賃金格差も縮小される。その結果、結婚意欲が停滞し、全般的に晩婚化が一層進むことになる。平均初婚年齢をみると2010年では28.3歳、2015年では29.3歳と29

図6 合計特殊出生率の予測



歳の壁を超えてしまう。ベースケースと比較すると平均初婚年齢は2015年では1.0歳高まることになる。また、合計初婚率についても2010年の値は0.726、2015年では0.676とベースケースと比較するとそれぞれ0.068、0.111ポイントも低下し、生涯未婚率も上昇するものとみられる。

出生動向をみると、出生数は2000年の119.1万人から2010年では100.6万人、2015年では87.0万人にまで減少する。それぞれベースケースと比較すると8.0万人、15.6万人も少ない値となる。合計特殊出生率の推移をみると、2000年の1.36から2010年では1.25に、また2015年では1.19と1.2をも下回る低い水準となる。2015年の1.19はベースケースの1.42と比べても0.23ポイントも低い。

低成長・高失業率であるシミュレーション2ではどうであろうか。シミュレーション1とは逆に低成長のため労働市場への参入が厳しくなり、過去の労働参加と結婚との構造的な負の関係を考慮すると結婚が促され、その結果出生率も回復するという結果になっている。平均初婚年齢をみると2010年では27.4歳、2015年でも27.5歳と、ベースケースの結果(2015年の28.3歳)と比べるとおよそ0.8歳若くなる。また、合計初婚率も2010年が0.873、2015年が0.871と高く、ピリオドでみた生涯未婚率も12～3%に留まる。

こうした結婚動向を受けて、シミュレーション2では出生数・率の推移も大きく変わる。出生数をみると2010年では117.2万人、2015年では114.6万人と110万人台を維持し、ベースケースと比較するとそれぞれ8.6万人、12.0万人も多い。また、合計特殊出生率も2010年では1.47、2015年では1.60まで回復することになる。

このように経済環境が変化することによって、結婚や出生の動向も大きく影響を受けることがわかる。今後2015年までの経済成長の経路によっては、合計特殊出生率も大きく左右され、上のシミュレーションケースからもわかるように、1.2程度から1.6程度までの範囲で推移すると考えられる。

Ⅶ. おわりに

本研究は、人口変動と経済社会との相互依存関係をもとに、将来の結婚や出生等の動向を展望するためのモデルを構築するとともに、2015年までの予測値を試算したものである。人口動向に経済社会の諸要因が影響するということは誰しもが考えることである。モデル化することで、定性的な議論を定量的な分析に具体化したということが本研究の最大の貢献であると考えられる。しかしながら、本モデルで表現された内容は限定されたものであり、また同時方程式推定に伴う諸問題を必ずしもクリアしたものとは言い難い。後述する予測に関する限界とは別に、この点を考慮の上で本研究を評価されたい。

2015年までの結婚や出生に関する予測を、一定のシナリオの下で行った結果、平均初婚年齢は現在よりも1.3歳程度上昇し、晩婚化もさらに進むものとみられる。一方、合計特殊出生率については、一層の晩産化が進む結果、一時的には現在よりも低下するものの、晩婚化の勢いが止まり、30歳代の出生率がさらに上昇する影響で最終的には1.42程度まで

回復すると計算された。加えて、社会の成熟化などを反映して離婚や再婚も今後さらに増えると考えられる。参考までに2030年までの長期予測を行ったところ、合計特殊出生率は1.47程度までさらに回復する可能性もあるが、しかし人口の置換水準と比べればはるかに低い水準である。しかしこうした予測は頑健なものではない。シミュレーションで示したように将来の経済社会環境が変化すれば、これに伴い人口動向も影響を受ける。合計特殊出生率の試算結果は、経済成長の動向によって2015年においても1.2程度から1.6程度の幅をもってみななければならない。将来予測についてはこうした限定を十分理解した上で利用する必要があることを改めて強調しておきたい。

文献

- Becker, Gary S. (1960) An Economic Analysis of Fertility. In Coale, A. ed. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: Princeton University Press.
- Becker, Gary S. A (1973) "Theory of Marriage: Part1". *Journal of Political Economy*. Vol.81, No.4, pp.813-846.
- Becker, Gary S. A (1974) "Theory of Marriage: Part2". *Journal of Political Economy*. Vol.82, No.2, Part2, pp.S11-S26.
- Easterlin, R.A. (1961) "The American Baby Boom in Historical Perspective". *The American Economic Review*, Vol.51, pp.869-911.
- 加藤久和 (2000) 「出生、結婚及び労働市場の計量分析」, 『人口問題研究』第56巻第1号, pp.38-60.
- 加藤久和 (2001) 『人口経済学入門』, 日本評論社.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (各年版) 『人口統計資料集』.
- 日本大学人口研究所 (1994) 『超低出生社会における統合モデルに基づく医療分析』.
- 大淵寛・高橋重郷・金子隆一・加藤久和・和田光平・岩沢美帆・原田理恵 (1998) 「出生力変動モデル構築のための基礎研究」, 『人口問題研究』第54巻第1号, pp.88-119.
- 総合研究開発機構 (1994) 『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究』, (NIRA 研究報告書, 940047).
- Weiss, Yoram.(1997) "The Formation and Dissolution of Families". In Rozenzweig M.R.and Stark O.ed. *Handbook of Population and Family Economics*. Amsterdam: Elsevier Science B.V.

付録 モデルの方程式体系

以下の表記において、() 内の値は t 統計量, adj.R²は修正済み決定係数, D.W.はダービン・ワトソン比を示している。

I 初婚ブロック

1. 平均初婚年齢

$$\text{平均初婚年齢} = 36.863 - 11.284 \times (\text{変数 A}) - 1.792 \times (\text{合計初婚率})$$

(162.4) (-56.6) (-5.57)

推定方法: IV, 推定期間: 1980-2000, adj. R²=0.996, D.W.=1.62

操作変数: 定数項, 1 期前の説明変数

変数 A = 初婚率の年齢 5 歳階級別ウエイト

$$= (20\sim 24\text{歳初婚率} + 25\sim 29\text{歳初婚率}) / \text{年齢 5 歳階級別初婚率の単純合計}$$

2. 15~19歳初婚率

$$\begin{aligned} 15\sim 19\text{歳初婚率} = & -67.94 - 1.276 \times (\text{大学等進学率}) + 75.036 \times (\text{第三次産業就業者比率}) \\ & (-14.10) (-7.47) (9.09) \\ & + 60.335 \times (\text{第三次産業就業者比率} \times D6084) \\ & (6.94) \end{aligned}$$

推定方法: OLS, 推定期間: 1980-2000, adj. R²=0.947, D.W.=1.97

3. 20~24歳初婚率

$$\begin{aligned} 20\sim 24\text{歳初婚率} = & 312.21 + 271.68 \times (\text{未婚コスト}) - 0.6326 \times (\text{当該コーホートの大学等進学率}) \\ & (4.76) (3.80) (-2.05) \\ & - 4.461 \times (\text{20}\sim 24\text{歳女子労働力率}) \\ & (-9.51) \end{aligned}$$

推定方法: OLS, 推定期間: 1979-2000, adj. R²=0.975, D.W.=2.52

4. 25~29歳初婚率

$$\begin{aligned} 25\sim 29\text{歳初婚率} = & 23.790 + 217.69 \times (\text{未婚コスト}) - 0.5226 \times (\text{過去の結婚履歴}) \\ & (3.78) (12.06) (-20.86) \\ & + 1.649 \times (\text{失業率}) \\ & (1.94) \end{aligned}$$

推定方法: OLS, 推定期間: 1976-2000, adj. R²=0.985, D.W.=2.08

5. 30~34歳初婚率

$$\begin{aligned} 30\sim 34\text{歳初婚率} = & 97.446 - 0.4768 \times (\text{過去の結婚履歴}) - 32.983 \times (\text{年金水準}) \\ & (2.35) (-4.78) (-1.71) \\ & + 8.610 \times (\text{失業率}) \\ & (1.05) \end{aligned}$$

推定方法: OLS, 推定期間: 1981-2000, adj. R²=0.983, D.W.=0.866

6. 35~39歳初婚率

$$\begin{aligned} 35\sim 39\text{歳初婚率} = & 18.866 - 8.408 \times (\text{年金水準}) + 0.8953 \times (\text{失業率}) + 22.40 \times (\text{未婚コスト}) \\ & (8.97) (3.22) (14.64) (12.10) \end{aligned}$$

推定方法: OLS, 推定期間: 1977-2000, adj. R²=0.979, D.W.=1.98

7. 40~49歳初婚率

$$40\sim 49\text{歳初婚率} = 1.831 - 0.9579 \times (\text{年金水準}) - 0.01386 \times (\text{40}\sim 49\text{歳女子労働力率})$$

$$(16.30) \quad (-4.15) \quad (-12.28)$$

$$+0.1567 \times (30\text{歳代後半結婚履歴}) - 0.03637 \times (\text{失業率})$$

$$(13.84) \quad (-4.43)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1976-2000, adj. $R^2=0.969$, D.W.=1.99

8. 40～44歳初婚率

$$40\sim44\text{歳初婚率} = -0.7258 + 2.4397 \times (40\sim49\text{歳初婚率})$$

$$(-5.79) \quad (13.28)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1980-2000, adj. $R^2=0.912$, D.W.=1.05

9. 45～49歳初婚率

$$45\sim49\text{歳初婚率} = 0.1008 + 0.3634 \times (\text{当該コーホートの40歳代前半初婚率})$$

$$(4.78) \quad (16.04)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1979-2000, adj. $R^2=0.928$, D.W.=0.84

10. 合計初婚率

$$\text{合計初婚率} = 0.1117 + 0.8634 \times (\text{変数B})$$

$$(3.74) \quad (24.12)$$

推定方法：IV, 推定期間：1971-2000, adj. $R^2=0.956$, D.W.=0.46

操作変数：定数項, 1期前の説明変数

変数B = 年齢5歳階級別初婚率の合計 = $5 \times \sum(mX) / 1000$

X：15～19歳, 20～24歳, 25～29歳, 30～34歳, 35～39歳および40～49歳

mix：年齢5歳階級別初婚率

II 労働市場ブロック

1. 15～19歳労働力率

$$15\sim19\text{歳労働力率} = -0.4866 - 35.365 \times (\text{高校・大学等進学率}) + 39.851$$

$$(-0.12) \quad (-4.25) \quad (4.07)$$

$$+ 0.8613 \times (1\text{期前}15\sim19\text{歳労働力率})$$

$$(17.19)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1970-2000, adj. $R^2=0.980$, D.W.=2.28

高校・大学等進学率 = (高校進学率 + 大学等進学率) / 2

2. 20～24歳労働力率

$$20\sim24\text{歳労働力率} = -14.452 - 37.831 (\text{大学等進学率}) + 65.333 \times (\text{第三次産業就業者比率})$$

$$(-3.58) \quad (-9.22) \quad (7.00)$$

$$+ 1.174 \times (\text{女子年齢計労働力率})$$

$$(8.81)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1979-2000, adj. $R^2=0.965$, D.W.=1.80

3. 25～29歳労働力率

$$25\sim29\text{歳労働力率} = -154.16 + 205.20 \times (\text{第三次産業就業者比率}) - 84.86 \times (\text{女子年齢計失業率})$$

$$(-34.26) \quad (18.10) \quad (-2.53)$$

$$+ 1.595 \times (\text{女子労働力率})$$

$$(8.03)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1978-2000, adj. $R^2=0.998$, D.W.=2.35

4. 30～34歳労働力率

$$30\sim 34\text{歳労働力率} = -5.261 + 83.463 \times (\text{第三次産業就業者比率}) + 2.503 \times (\text{女子年齢計労働力率})$$

$$(-1.01) \quad (16.04) \quad (0.163)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1977-2000, adj. $R^2=0.973$, D.W.=1.24

5. 35～39歳労働力率

$$35\sim 39\text{歳労働力率} = -12.510 + 146.24 \times (\text{女子年齢計労働力率}) + 33.06 \times (\text{女子失業率})$$

$$(-2.41) \quad (13.12) \quad (1.73)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1976-2000, adj. $R^2=0.925$, D.W.=1.26

6. 女子年齢計労働力率

$$\text{女子年齢計労働力率} = 0.4329 + 0.0001488 \times (\text{GDP})$$

$$(94.05) \quad (12.16)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1976-2000, adj. $R^2=0.882$, D.W.=0.699

7. 25～29歳有配偶労働力率

$$25\sim 29\text{歳有配偶労働力率} = -0.3868 + 1.5996 \times (\text{女子年齢計労働力率})$$

$$(-5.05) \quad (10.27)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1978-2000, adj. $R^2=0.887$, D.W.=0.922

8. 女子年齢計賃金

$$\text{女子年齢計賃金} = 57.06 + 4.258 \times (\text{一人当たりGDP})$$

$$(12.62)(29.99)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1976-2000, adj. $R^2=0.974$, D.W.=0.447

9. 15～19歳失業率

$$15\sim 19\text{歳失業率} = -2.978 + 1.704 \times (\text{女子失業率}) + 0.1167 \times (\text{大学等進学率})$$

$$(-3.85) \quad (4.62) \quad (2.96)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1970-2000, adj. $R^2=0.905$, D.W.=1.27

10. 男女計失業率

$$\text{失業率変化率} = 0.1371 - 3.394 \times (\text{GDP 成長率})$$

$$(7.34) \quad (-6.39)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1979-2000, adj. $R^2=0.700$, D.W.=2.52

11. 女子失業率

$$\text{女子失業率} = 0.2335 + 0.9186 \times (\text{男女計失業率})$$

$$(3.50) \quad (40.27)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1979-2000, adj. $R^2=0.987$, D.W.=0.650

III 離婚・再婚ブロック

1. 20～24歳離婚率

$$20\sim 24\text{歳離婚率} = -12.636 + 0.06326 \times (\text{一人当たりGDP})$$

$$(-7.57) \quad (3.57)$$

$$+ 18.233 \times (\text{1期前女子20～24歳有配偶労働力率})$$

$$(6.22)$$

推定方法：OLS, 推定期間：1980-2000, adj. $R^2=0.962$, D.W.=2.71

2. 25～29歳離婚率

$$25\sim 29\text{歳離婚率} = -45.743 - 38.132 \times (\text{1期前女子25～29歳有配偶労働力率})$$

$$(-12.78) \quad (-4.89)$$

推定方法：OLS，推定期間：1980-2000，adj. $R^2=0.988$ ，D.W.=2.29

IV 有配偶女子人口ブロック

1. 20～24歳有配偶女子人口

$$20\sim 24\text{歳有配偶女子人口}=4.520+0.6457\times (\text{変数C}) \\ (2.43) \quad (32.64)$$

変数C = 1期前20～24歳有配偶女子人口 + 当期の20～24歳女子（初婚数 + 再婚数 - 離婚数）

推定方法：OLS，推定期間：1980-2000，adj. $R^2=0.984$ ，D.W.=1.85

2. 25～29歳有配偶女子人口

$$25\sim 29\text{歳有配偶女子人口}=5.034+0.8645\times (\text{変数D}) \\ (1.33) \quad (66.62)$$

変数D = 1期前25～29歳有配偶女子人口 + 当期の25～29歳女子（初婚数 + 再婚数 - 離婚数）

推定方法：OLS，推定期間：1980-2000，adj. $R^2=0.996$ ，D.W.=2.23

3. 30～34歳有配偶女子人口

$$30\sim 34\text{歳有配偶女子人口}=18.752+0.9135\times (\text{変数E}) \\ (2.14) \quad (37.03)$$

変数E = 1期前30～34歳有配偶女子人口 + 当期の30～34歳女子（初婚数 + 再婚数 - 離婚数）

推定方法：OLS，推定期間：1980-2000，adj. $R^2=0.993$ ，D.W.=2.02

4. 35～39歳有配偶女子人口

$$35\sim 39\text{歳有配偶女子人口}=1.009\times (5\text{期前}30\sim 34\text{歳女子人口}) \\ (475.6)$$

推定方法：OLS，推定期間：1980-2000，adj. $R^2=0.998$ ，D.W.=0.964

V 出生ブロック

1. 15～19歳出生数

$$15\sim 19\text{歳出生数}=0.1972+0.3662\times (\text{当期}15\sim 19\text{歳初婚数}) +0.3576\times (\text{保育所キャパシティ}) \\ (1.23) \quad (9.41) \quad (13.33) \\ -0.0191\times (\text{大学等進学率}) \\ (-7.89)$$

推定方法：OLS，推定期間：1976-2000，adj. $R^2=0.968$ ，D.W.=2.00

2. 20～24歳出生数

$$20\sim 24\text{歳出生数}=5.212+0.3352\times (20\sim 24\text{歳有配偶女子人口}) -17.340\times (\text{賃金水準}) \\ (0.820) \quad (29.41) \quad (-2.99) \\ +6.778\times (\text{保育所キャパシティ増加率}) \\ (1.44)$$

推定方法：OLS，推定期間：1976-2000，adj. $R^2=0.996$ ，D.W.=1.99

3. 25～29歳出生数

$$25\sim 29\text{歳出生数}=-73.97+0.1500\times (25\sim 29\text{歳有配偶女子人口}) -35.213\times (\text{賃金水準}) \\ (-2.63) \quad (18.87) \quad (-1.70) \\ +201.77\times (25\sim 29\text{歳有配偶女子非労働力率}) \\ (7.13)$$

推定方法：OLS，推定期間：1976-2000，adj. $R^2=0.996$ ，D.W.=2.31

4. 30～34歳出生数

$$\begin{aligned} 30\sim 34\text{歳出生数} &= 0.4233 + 0.08127 \times (\text{30}\sim\text{34歳有配偶女子人口}) \\ &\quad (0.195) \quad (10.57) \\ &\quad + 6.853 \times (\text{保育所キャパシティ}) - 0.1731 \times (\text{当該コホート5年前出生数}) \\ &\quad (11.35) \quad (-5.06) \end{aligned}$$

推定方法：OLS, 推定期間：1976-2000, adj. R²=0.962, D.W.=1.27

5. 35～39歳出生数

$$\begin{aligned} 35\sim 39\text{歳出生数} &= -26.20 + 0.02030 \times (\text{35}\sim\text{39歳有配偶女子人口}) + 9.178 \times (\text{保育所キャパシティ}) \\ &\quad (-8.93) \quad (7.13) \quad (4.54) \end{aligned}$$

推定方法：OLS, 推定期間：1980-2000, adj. R²=0.938, D.W.=1.80

6. 40～44歳出生数

$$\begin{aligned} 40\sim 44\text{歳出生数} &= -0.9273 + 4.6791 \times (\text{1期前40}\sim\text{44歳初婚数}) \\ &\quad (-5.26) \quad (11.08) \end{aligned}$$

推定方法：OLS, 推定期間：1980-2000, adj. R²=0.901, D.W.=2.01

7. 45～49歳出生数

$$45\sim 49\text{歳出生数} = 0.03303 \times (\text{5期前40}\sim\text{44歳初婚数})$$

推定方法：OLS, 推定期間：1980-2000, adj. R²=0.930, D.W.=1.98

8. 15～19歳出生率

$$15\sim 19\text{歳出生率} = 15\sim 19\text{歳出生数} / 15\sim 19\text{歳女子人口}$$

9. 20～24歳出生率

$$20\sim 24\text{歳出生率} = 20\sim 24\text{歳出生数} / 20\sim 24\text{歳女子人口}$$

10. 25～29歳出生率

$$25\sim 29\text{歳出生率} = 25\sim 29\text{歳出生数} / 25\sim 29\text{歳女子人口}$$

11. 30～34歳出生率

$$30\sim 34\text{歳出生率} = 30\sim 34\text{歳出生数} / 30\sim 34\text{歳女子人口}$$

12. 35～39歳出生率

$$35\sim 39\text{歳出生率} = 35\sim 39\text{歳出生数} / 35\sim 39\text{歳女子人口}$$

13. 40～44歳出生率

$$40\sim 44\text{歳出生率} = 40\sim 44\text{歳出生数} / 40\sim 44\text{歳女子人口}$$

14. 45～49歳出生率

$$45\sim 49\text{歳出生率} = 45\sim 49\text{歳出生数} / 45\sim 49\text{歳女子人口}$$

15. 合計特殊出生率

$$\begin{aligned} \text{合計特殊出生率} &= 0.06332 + 0.9827 \times (\text{変数F}) \\ &\quad (2.81) \quad (69.12) \end{aligned}$$

変数 F = (20～39歳年齢 5 歳階級別出生率の合計) × 5

推定方法：OLS, 推定期間：1976-2000, adj. R²=0.995, D.W.=0.548

Projection for Marriage and Birth —Approached by Social-Econometric Model—

Hisakazu KATO

It is discussed that the tendency of low fertility and population aging have negative effects on potentiality of economic growth, financial aspect of social security, and other social activities such as industrial structure, educational opportunities, so on. Meanwhile we should consider the reverse effects on population variation through marriage behavior or fertility decline caused by the change of economy and social phenomenon. Provided that some factors of economy or social activities affect on population dynamics statistically, we may be able to construct a Social-Econometric Model focused on such factors and to forecast the future trend of marriage and childbirth under the several scenarios.

The model of this article has several sectors. The Marriage sector determines the tendency of the first-marriage of women aged from 15 years to 49 years, and calculates the number of population of currently married women taking account of divorce and remarriage. The choice between working and retiring by the married women are analyzed in the Labor Market sector considering economic situation, wage rate or academic careers. After obtaining the number of married women, the Birth sector produces the birth rate and the number of childbirth. Using this social-econometric model, we can project the future rate of first-marriage and childbirth.

In the base-case projection, which assumed that the economic growth rate would be 1% to year in 2005 and 2% from year in 2006, and unemployment rate would be 6.3% in 2005, the total fertility rate would retain the current level, such as 1.30-1.35, and slightly increase to 1.42 in 2015. In the case of other scenarios, we found that the high economic growth would bring the low fertility tendency relatively to low economic growth case, since the high economic growth would make the labor demand for women stronger and enhance the opportunity cost of having child as the result of rising wage.

資 料

地域における人口高齢化の要因分析

石 川 晃

はじめに

わが国の人口高齢化の進行は、その開始から現在まで概ね半世紀が経過し、将来もさらに進行すると見込まれている。また、20世紀中は人口増が懸念されたものの、今世紀には人口減少という新たな局面に入る。そのような2つの人口現象は、わが国の社会基盤の変革を余儀なくさせ、今日、あるいは今世紀最大の社会的課題となっている。とくに人口高齢化の急速な進行は、社会保障制度をはじめとして、あらゆる分野に影響を及ぼすため、それに対応する施策、基盤整備等の充実が急がれている。

人口高齢化、すなわち人口の年齢構造の変化は、出生率、死亡率、および人口移動率の3要因の変動の結果として生じる。すなわち、出生率低下により年少人口が縮小し、さらに長寿（長命）化に伴い高齢者人口が増加することによって、人口は高齢化する。わが国の場合には、国際人口移動の影響は現在までのところ微少であるため、人口高齢化の原因のほとんどは、出生率低下と長寿化によるものである。既に、全国における1950年から2000年までの人口高齢化の進展（老年人口割合の変化）について分析を行い、その結果、その間の65歳以上人口割合上昇の41%が出生率変化により、25%が死亡率改善により説明されること、すなわち、出生率変化の影響が大きいことを明らかにした¹⁾。

一方、地域人口の高齢化は、全国の場合とは異なり人口移動による影響を無視できない。また、人口移動率は、出生率、死亡率に比べるとその地域差は大きく、その結果、地域における人口高齢化の進展状況や水準に大きな隔たりを生じさせていると考えられる。

人口高齢化対策は、国の重要な政策課題であるが、地域におけるそれらへの対応は、必ずしも全国一律のものではなく、地域特性を充分加味したものでなくてはならないであろう。そこで本稿は、人口高齢化の対策を行う際の基礎的資料を得ることを目的として、地域の人口高齢化の進行について、その変化の要因分析を行おうとするものである。

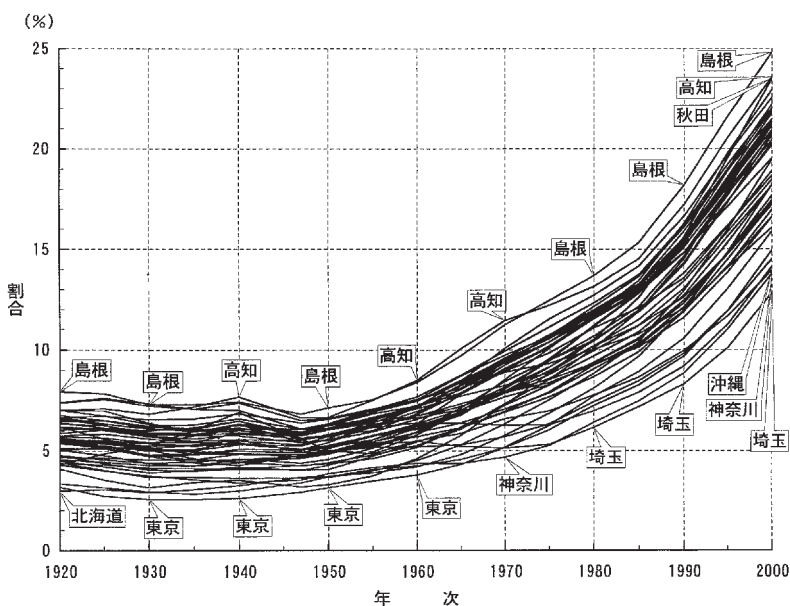
1) 石川 (2002) 参照。

1. 人口高齢化の進展状況

全国における年齢構造の変化を、年少（0～14歳）人口、生産年齢（15～64歳）人口、老年（65歳以上）人口の3区分別人口割合によってみると、戦前²⁾にはおよそ年少人口割合が35%、生産年齢人口割合が60%、老年人口割合が5%の水準で長期間比較的安定していた。しかし、戦後になるとその割合は変化をはじめ、現在まで年少人口割合は減少、生産年齢人口割合と老年人口割合はともに増加してきた。特に、老年人口割合の増加は著しく、2000年に年少人口割合は15%、生産年齢人口割合は68%、老年人口割合は17%に達した。都道府県別に老年人口割合の推移をみると、1950年以前には、最も低い北海道や東京都で概ね3%であり、高い島根県、高知県では8%の水準で比較的安定して推移してきた。しかし、1950年以降いずれの地域も人口高齢化が進行した。そして、それまで地域の高低差は約5%であったものが年々拡大し、2000年になると最も低い埼玉で13%、最も高い島根では24%にまで達し、その差は11%まで拡大した（図1）。

一方、老年人口割合の地域間格差について変動係数を用いてみると、1950年代には18%弱であったものが、1960年代になると大きくなり、1970年に19%にまで拡大した。しかし、1970年代後半から逆に縮小に転じ、2000年には15%となり、現在までその縮小傾向は続いている。しかも、近年の地域間格差は、1950年代に比べ顕著に低い率を示している（表1）。このことから、人口高齢化の相対的地域間格差は1970年代に最も大きかったものの、それ以降年々縮小してきており、2000年には、戦後最も格差が小さい状態となったこ

図1 都道府県別老年（65歳以上）人口割合



2) 年齢別人口統計の把握が可能な1898年以降について。

表1 老年（65歳以上）人口割合：1950～2000年

（％）

都道府県	1950年	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	順位
全 国	4.9	5.3	5.7	6.3	7.1	7.9	9.1	10.3	12.1	14.6	17.4	-
北海道	3.7	3.9	4.2	4.8	5.8	6.9	8.1	9.7	12.0	14.9	18.2	29
	3.7	4.0	4.5	5.3	6.3	7.5	8.8	10.4	12.9	16.0	19.5	25
	4.4	4.8	5.3	6.1	7.3	8.5	10.1	11.9	14.5	18.0	21.5	10
	4.1	4.7	5.4	6.1	6.9	7.7	8.7	9.9	11.9	14.5	17.3	35
	3.3	3.8	4.6	5.8	7.3	8.9	10.5	12.6	15.6	19.6	23.5	3
山形県	4.3	5.0	5.8	6.9	8.5	10.1	11.7	13.4	16.3	19.8	23.0	4
	4.6	5.1	5.9	6.8	8.0	9.2	10.5	11.9	14.3	17.4	20.3	22
	5.5	6.0	6.6	7.2	7.9	8.4	9.2	10.2	11.9	14.2	16.6	39
	4.9	5.5	6.2	6.9	7.7	8.3	9.3	10.5	12.3	14.8	17.2	36
	4.8	5.4	6.1	6.9	7.9	8.8	10.0	11.2	13.0	15.6	18.2	31
埼玉県	5.0	5.3	5.5	5.2	5.1	5.3	6.2	7.2	8.3	10.1	12.8	47
	5.7	6.2	6.4	6.4	6.3	6.3	7.0	7.9	9.2	11.3	14.1	44
	3.2	3.5	3.8	4.3	5.2	6.3	7.7	8.9	10.6	13.0	15.9	41
	3.9	4.2	4.4	4.4	4.7	5.3	6.4	7.5	8.9	11.0	13.8	46
	5.2	5.8	6.3	6.9	8.1	9.6	11.2	12.8	15.3	18.3	21.3	14
富山県	5.3	5.7	6.1	6.8	8.1	9.5	11.2	12.8	15.1	17.9	20.8	18
	6.0	6.5	6.7	7.2	8.2	9.1	10.5	11.9	13.8	16.2	18.7	27
	6.3	6.8	7.2	7.8	9.0	10.1	11.5	12.8	14.8	17.7	20.5	20
	5.4	6.2	6.9	7.8	9.0	10.2	11.6	12.9	14.9	17.1	19.5	24
	5.6	6.5	7.2	8.1	9.4	10.7	12.1	13.6	16.1	19.0	21.5	11
岐阜県	5.8	6.3	6.6	7.0	7.9	8.6	9.7	10.9	12.7	15.3	18.2	30
	5.0	5.5	5.9	6.4	7.1	7.9	9.1	10.3	12.1	14.8	17.7	32
	5.0	5.2	5.2	5.3	5.7	6.3	7.4	8.5	9.8	11.9	14.5	43
	6.1	6.7	7.2	7.9	9.0	9.9	11.1	12.1	13.6	16.1	18.9	26
	6.3	7.0	7.6	8.1	8.9	9.3	10.0	10.8	12.1	14.1	16.1	40
京都府	5.1	5.7	6.3	7.0	7.9	9.0	10.2	11.2	12.6	14.8	17.5	33
	3.7	4.1	4.3	4.6	5.2	6.1	7.2	8.3	9.7	11.9	15.0	42
	4.9	5.4	5.7	6.2	6.9	7.9	9.2	10.3	11.9	14.1	16.9	37
	5.7	6.3	6.7	7.3	8.0	8.5	9.3	10.1	11.6	13.9	16.6	38
	6.2	6.6	7.3	8.0	9.2	10.4	11.8	13.2	15.3	18.1	21.2	15
鳥取県	6.3	7.0	7.7	8.8	9.9	11.1	12.3	13.7	16.2	19.3	22.0	7
	7.1	7.6	8.4	9.7	11.2	12.5	13.7	15.3	18.2	21.7	24.8	1
	6.6	7.0	7.5	8.7	9.7	10.7	11.9	13.0	14.8	17.4	20.2	23
	6.1	6.6	7.1	7.7	8.2	8.9	10.2	11.5	13.4	15.9	18.5	28
	5.7	6.2	6.8	7.9	9.1	10.2	11.6	13.3	15.9	19.0	22.2	6
徳島県	6.6	7.1	7.5	8.4	9.6	10.7	12.0	13.3	15.6	18.9	21.9	8
	6.3	6.9	7.5	8.5	9.5	10.5	11.9	13.3	15.4	18.2	21.0	16
	6.1	6.5	7.2	8.2	9.4	10.4	11.6	12.9	15.4	18.5	21.4	12
	6.6	7.5	8.5	10.1	11.4	12.2	13.1	14.5	17.2	20.6	23.6	2
	4.3	4.6	5.2	6.2	7.3	8.3	9.4	10.6	12.5	14.8	17.4	34
佐賀県	5.2	5.5	6.3	7.8	9.3	10.7	11.8	13.0	15.2	17.8	20.4	21
	5.0	5.2	5.8	7.0	8.2	9.5	10.7	12.1	14.7	17.7	20.8	17
	5.8	6.0	6.8	8.1	9.4	10.7	11.7	13.2	15.5	18.3	21.3	13
	6.0	6.4	7.1	8.3	9.5	10.6	11.7	13.1	15.5	18.6	21.8	9
	4.9	5.2	6.0	7.1	8.4	9.5	10.5	12.0	14.3	17.4	20.7	19
鹿児島県	5.5	6.2	7.2	8.5	10.1	11.5	12.7	14.2	16.6	19.7	22.6	5
	5.0	4.9	5.5	5.9	6.6	7.0	7.8	8.6	10.0	11.7	13.9	45
標準偏差 変動係数	5.3	5.7	6.3	7.1	8.1	9.0	10.3	11.6	13.6	16.3	19.2	
	0.9	1.0	1.1	1.3	1.6	1.7	1.8	1.9	2.3	2.7	2.9	
	17.8	17.7	17.4	18.6	19.2	19.0	17.5	16.8	17.1	16.8	15.1	

総務省統計局『国勢調査報告』。年齢不詳を案分補正した人口に基づく。全国は沖縄県を含む。

とになる。

つぎに、人口高齢化の開始から現在までの変化について、1950年を基準とした老年人口割合の指数によってみると、1950年以前の水準はほとんど変化がみられず、1950年以降に各地域の人口高齢化が進展した。地域の進展速度は異なるものの、いずれの地域も増加し、また年々地域の差は拡大してきている（図2）。最も変化率の高かったのは秋田県で、2000年には1950年の7倍以上と、他県の動向に比べ著しい変化を示している。つぎに変化が大きいのは山形県の5.4倍、青森県の5.3倍と、それらの県はいずれも東北地方であり、この地方における人口高齢化は、他の地方に比べて変化が大きいことがわかる。逆に、人口高齢化の進行が最も緩やかな地域は、千葉県、滋賀県、埼玉県など、いずれも2000年時点で1950年に比べ2.5倍程度と低く、それらは大都市、あるいはその周辺の地域である。しかしながら東京都の場合には、変化の大きい青森県について高い率を示している点が興味深い。

以上のように地域における人口高齢化の進展は、必ずしも一様ではなく、進行速度の違い、あるいは現在の水準に大きな差を生じさせている。そこで、人口高齢化水準の高低、および進展速度の違い等、人口高齢化の進展が特徴的な地域について、老年人口割合の変化量の動向をみることにする（図3）。まず、現在最も人口高齢化水準の高い地域である島根県と変化率の高い秋田県をみると、それらの地域は、まず1950年代後半から60年代にかけて急増している。そして1970年代になると、島根県はやや増加が衰えるものの、秋田県は依然として5年間に1.5ポイント以上の増加が続いた。他方、この時期には、逆に人口高齢化水準の低い地域である埼玉県、千葉県では、1960年代にはマイナスを示しており、

図2 老年（65歳以上）人口割合の1950年を基準とした指数

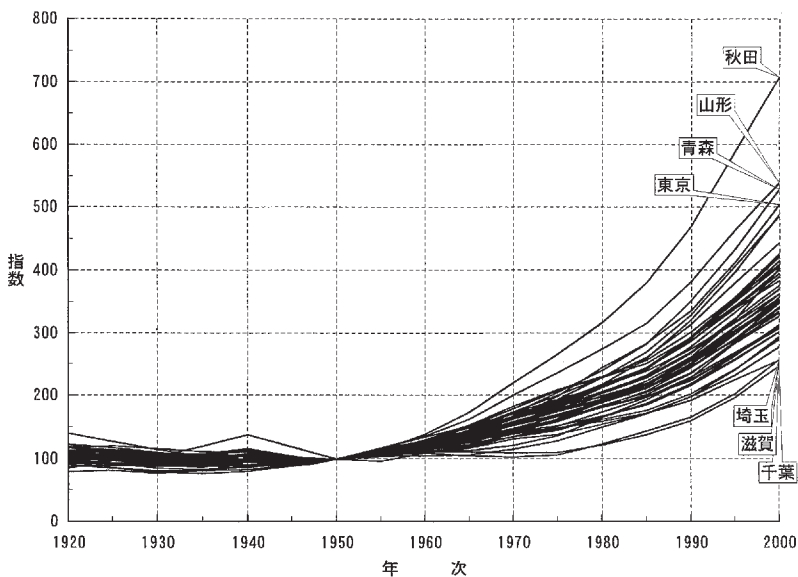
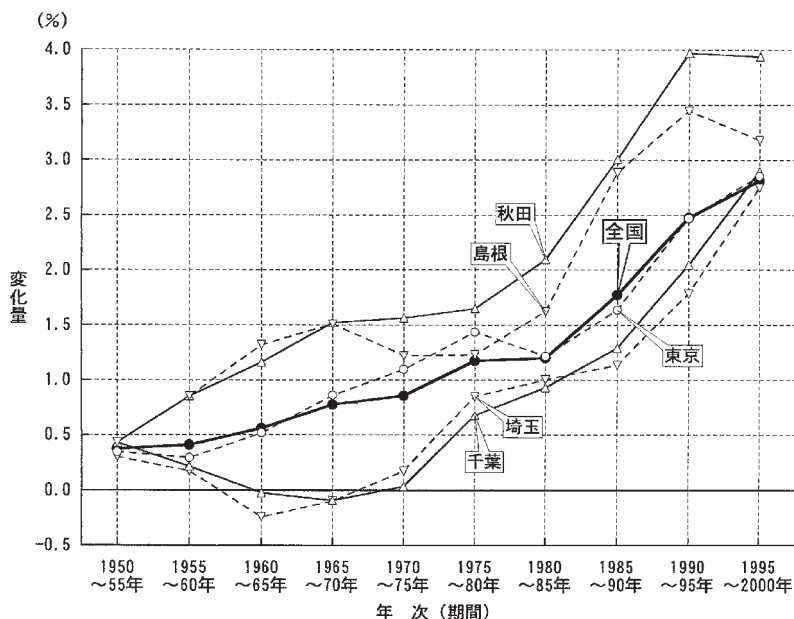


図3 特定県における老年（65歳以上）人口割合の変化量



老年人口割合は減少していた。そして、1970年代になると島根県、秋田県など人口高齢化水準の高い地域の変化量が滞っているのに対し、人口高齢化水準の低い地域の変化量が急増しはじめた。さらに、1980年代になると、島根県、秋田県ともに再び急増し、やや遅れて埼玉県、千葉県でも増加量がさらに多くなり、それ以降全地域で人口高齢化進展の速度が増してきた。しかし、1990年代後半になると、人口高齢化水準の高い地域で、増加の衰えを見せ始めたが、水準の低い地域では依然として増加の量は増大し続けている。

現在最も人口高齢化水準の高い島根県と、逆に低い埼玉県における年齢構造の変遷を、人口ピラミッドによって比較してみよう（図4）。1950年時点では、両県ともほぼ同型で典型的な富士山型を示していた。しかし、それが1975年になると明らかに異なった型に変化し、特に年齢が40歳を境に大きな隔たりを示している。40歳以上の割合は島根県が多く、それ以下の年齢では埼玉県が多い。特に、20歳代から30歳代と、その子どもに該当する年齢である10歳未満で大きな差がみられる。そして2000年になると65歳以上で島根県が多く、また、20歳後半を中心に埼玉県の割合が大きい。この65歳以上の隔たりは、1975年において大きな差を示した40歳以上が、25年経過後の2000年に65歳以上へと移行し反映した結果であり、20歳代から30代歳にかけて大きな隔たりがみられるのも同様に10歳未満の人口がこの年齢に達したものである。しかし、1975年時点ではみられたこの年齢層の子どもに該当する年齢、すなわち10歳未満の人口の膨らみが、2000年にはみられなくなっている。

島根県と埼玉県の年齢構造の変遷から、1950年から1975年にかけて、1975年時点で20歳

後半から30歳代の人口が、埼玉県には転入超過により、島根県は転出超過により、その年齢に大きな隔たりを生じさせ、それ以上の高齢も相対的に変化したと考えられる。そして2000年時点でも、その影響が反映されたものとなっている。しかし、2000年には20歳後半から30歳代の子ども年齢（10歳未満）の人口が増大していない。これは、近年の出生率低下の影響と考えられる。このように地域の年齢構造の差は、人口移動率による影響が大きく反映された結果であり、また、近年の低出生率の影響により、人口高齢化が増幅されたことがわかる。

2. 人口高齢化要因の分析方法

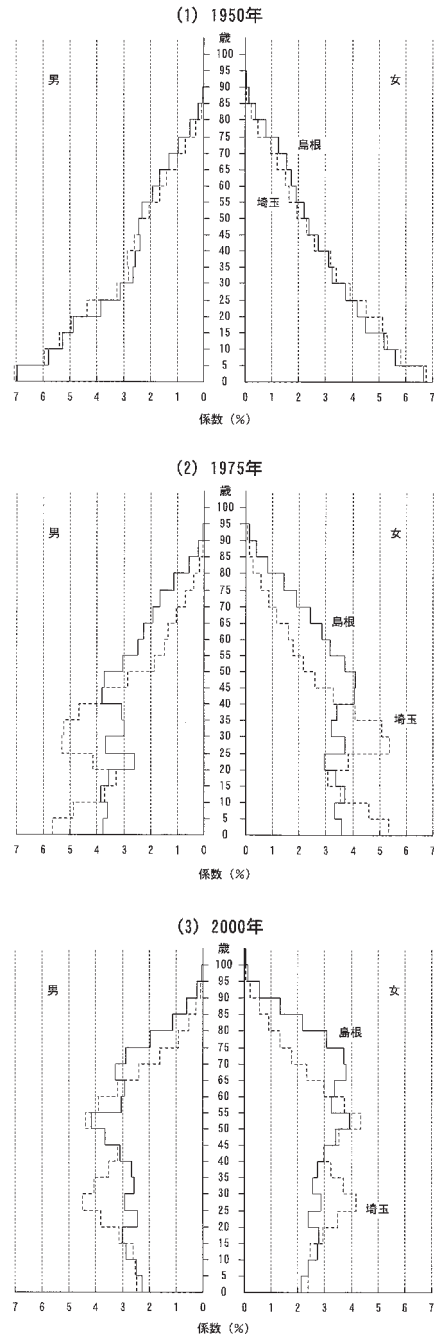
地域における人口高齢化の進展，すなわち老年人口割合の変化分を，出生率，死亡率ならびに人口移動率の3つの要素に分解し，それら人口動態率の変化が人口高齢化に及ぼした影響を計測する。

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（5歳階級）別人口を基準人口とし，それ以降，ある種的前提条件（仮定）による女子の年齢別出生率および死亡率（生残率）を用いて期末時点における男女年齢（5歳階級）別人口を求める。そのようにして求められた期待人口と，実際人口を用いて，その期間における出生率，死亡率ならびに人口移動率が年齢構造に及ぼした影響を算定する。

使用したデータは，都道府県別男女年齢（5歳階級）別人口³⁾ならびに都道府県別

図4 人口ピラミッドの変化：島根県，埼玉県



3) 総務省統計局『国勢調査報告』による人口。人口は，総人口（外国人を含む）であり，年齢不詳人口を，案分補正した人口を用いた。

女子の年齢（5歳階級）別男女児別（単年次および期間）出生率⁴⁾，都道府県別（単年次および期間）生命表⁵⁾である。

なお，公表出生率は単年（5年毎：1970年以降は総人口分母による各年次）のものであり，算定に用いる出生率は期間（5年間）のものを用いる．そこで，次のように期間出生率を求めた．

f_x^t ： t 年女子の年齢 x 歳出生率（単年次出生率：5歳階級）

$f_x^{t,n}$ ： t 年～ $t+n$ 年女子の年齢 x 歳出生率（期間出生率：5歳階級）

1950～70年は，

$$f_x^{t,n} = (f_x^t + f_x^{t+n})/2$$

1970～2000年は，総人口分母による各年別出生率 ${}_s f_x^t$ および，

t 年～ $t+n$ 年の期間変換率 $r_x (= [\sum {}_s f_x^t / (n+1)] / [({}_s f_x^t + {}_s f_x^{t+n}) / 2])$ を用い，

$$f_x^{t,n} = [(f_x^t + f_x^{t+n}) / 2] \times r_x$$

によって求めた．

ただし，出生性比は，各県，各期間における男女別出生数（実績値）による．

生命表についても同様に，5年毎（単年次）のデータ（ ${}_n L_x^t$ ）を用いて期間生残率を求めた．

${}_n S_x^t$ ： t 年性別 x 歳生残率（単年次生残率：5歳階級）

${}_n S_x^{t,n}$ ： t 年～ $t+n$ 年性別 x 歳生残率（期間生残率：5歳階級）

$${}_n S_x^t = {}_n L_{x+n}^t / {}_n L_x^t$$

そして

$${}_n S_x^{t,n} = ({}_n L_{x+n}^t + {}_n L_{x+n}^{t+n}) / ({}_n L_x^t + {}_n L_x^{t+n})$$

により求めた．

そして，つぎに示すような4種の前提条件（仮定）を用いて，期待される期末時点の男女年齢5歳階級別人口を推計する．その仮定は，①観察期間の出生率・死亡率を用いる[出生・死亡変化]，②出生率は初期時点（単年次）のまま変化せず，死亡率のみ観察期間のデータを用いる[出生一定，死亡変化]，③出生率は観察期間のデータを用い，死亡率を初期時点（単年次）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（単年次）のまま一定とする[出生・死亡一定]，の4つをそれぞれ設定する．

それら4種の前提条件により求められた期末時点の期待人口等を用い，その期間におけ

4) 女子の年齢（5歳階級）別男女児別出生率の分母人口は，日本人人口による．ただし，公表された1950年および55年は，分母人口に総人口を用いた率である．そこで，この2か年については，1960年および1965年の日本人女子人口分母による率と，総人口による率との比（2か年の平均値）を適用して，日本人女子人口分母による出生率に換算して用いた．

5) 都道府県別生命表はつぎのものを用いた．

1950～55年：水島治夫，『府県別生命表集 大正10年－昭和31年』（原著：水島治夫・重松俊夫『医学研究』30巻，1960年），生命保険文化研究所，1961年12月

1960年：水島治夫・重松俊夫，『都道府県別生命表 1959～1961』，寿命学研究会年報10周年記念特別編集「寿命と老年問題」別刷，寿命学研究会

1965年以降：厚生労働省統計情報部『都道府県別生命表』

る老年（65歳以上）人口割合の変化量を、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、人口移動率による影響、さらに期首人口の年齢構造の影響の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を④、期末人口のそれを⑤とすると、期首人口の(年齢構造の)影響分は[出生・死亡一定]から[期首人口]を引いたもの(④-⑤)であり、人口移動率による影響分は、[期末人口]から[出生・死亡変化]を引いたもの(⑤-①)により求められる。

まず、期首人口の年齢構造影響による上昇分、あるいは減少分とは、他の要因である出生、死亡、人口移動率の影響を除去した場合の変化量であり、これはそれ以前の各要因(出生、死亡、人口移動)の変動が期首時点における人口の年齢構造に内包していることを意味する。したがって、その後の他の人口動態の変動に係わらず、必然的に生じる変化量を表していることになる。

人口動態要因である出生率、死亡率の影響による変化分とは、観察期間におけるそれらの変動による影響(変化量)を表している。それに対し、人口移動率の影響とは、期間内における人口移動率の変化の影響ではなく、人口移動率が人口高齢化に及ぼした影響のことをいう。それは、実際人口と人口移動のない封鎖人口との差分が人口移動の影響によるものであるとしたためである⁶⁾。そのため、ここで求められた人口移動率の影響分には、人口移動の影響以外に統計誤差分を含んでいることになる。その誤差とは、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⁷⁾に起因する誤差分と、出生率・生命表は率によるため、必ずしも実績値(出生数・死亡数)を再現できない⁸⁾ことによる差分で

6) 年齢別人口移動統計が得られないため、年齢別純移動率はこの方法によって求める。そのため、ここでいう、人口移動率とは、年齢別純移動率のことをいう。

7) 国勢調査人口の正確性とは、人口調査の漏れ、あるいは重複といった調査の誤差、ならびに不詳人口の発生等属性の精度のことをいう。また、出生率および生命表の誤差とは、率算出に伴う統計的処理、例えば生命表作成において行う年齢別率の補整等の加工に伴い実際の事象の発生とは異なること等をいう。

8) 人口および人口動態率(年齢別出生率、生命表等)を用いて算出された人口動態数(出生数、死亡数等)を積み上げることにより求められた推定人口と実際の人口とは、必ずしも完全な一致をみない。

ある。したがって、人口移動率による影響分析の際には、それらの誤差を含んでいることに注意を要する。それは、例えば期首時点の国勢調査では調査漏れが多く、期末時点の調査では漏れが無かったと仮にすると、その間の人口移動率の影響による変化量は、実際の人口移動量にその調査漏れの人口分を加えた結果となり、この場合には実際の人口移動率よりも過大になってしまう。このように、特に、地域差の分析を行う場合には、出生率および生命表による誤差の地域差よりも、地域人口における正確性の地域差の方が、結果に大きく反映されやすいため、その点にも留意が必要であろう⁹⁾。

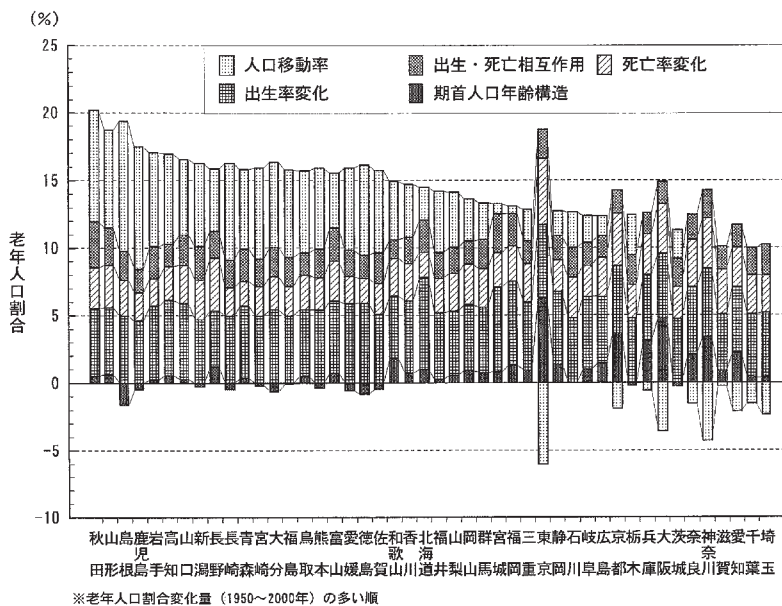
3. 分析結果

(1) 全期間（1950～2000年）

人口高齢化の主要指標である老年（65歳以上）人口割合が、1950年から2000年の50年間に变化した量について要素分解した結果を、表2および図5に示した。

まず、要因のうち、期首（1950年）人口の年齢構造の影響は、全国では2ポイントの上昇と僅かであるが、都道府県別にみると、東京都で6ポイント、大阪府で5ポイントそれぞれ増加に寄与している。他に寄与の比較的高い地域として、京都府、神奈川県、兵庫県（3～4ポイント）などがあげられるが、それらの地域はいずれも大都市圏である。逆に、

図5 老年人口割合変化の要素分解：1950～2000年



9) 人口の正確性を、年齢不詳人口の発生によってみると、年次によりその発生率は異なっており、また、地域差も存在する。ちなみに年齢不詳人口の発生率は、戦後行われた国勢調査のうち1990年に実施された国勢調査が最も高く、また、いずれの年次も女子に比べ男子の発生の方が多い。2000年国勢調査の年齢不詳人口率は、全国では1.8%であるが、地域別にみると、最も高いのは沖縄県の7.3%であり、ついで京都府（5.4%）、北海道（4.6%）などがあげられる。

表2 老年（65歳以上）人口割合変化の要素分解：1950～2000年

都道府県	老年人口割合(%)		各要因の寄与 [変化量]					各要因の寄与度[変化量に占める割合](%)				
	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	人口 移動率	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	人口 移動率
全 国*	4.94	12.43	1.98	5.11	3.11	1.98	0.25	15.9	41.1	25.0	15.9	2.0
北海道	3.73	14.50	1.00	6.81	1.88	2.35	2.45	6.9	47.0	13.0	16.2	16.9
青森	3.68	15.78	0.35	5.39	1.80	2.43	5.81	2.2	34.1	11.4	15.4	36.8
岩手	4.42	17.06	0.24	5.43	2.06	2.38	6.95	1.4	31.9	12.1	13.9	40.7
宮城	4.06	13.24	0.83	6.28	2.53	2.84	0.77	6.3	47.4	19.1	21.4	5.8
秋田	3.32	20.20	0.55	4.99	3.00	3.40	8.26	2.7	24.7	14.8	16.8	40.9
山形	4.26	18.70	0.66	4.95	3.15	2.74	7.20	3.5	26.5	16.9	14.6	38.5
福島	4.58	15.73	-0.04	4.99	2.17	2.19	6.42	-0.2	31.7	13.8	13.9	40.8
茨城	5.52	11.09	-0.21	4.74	2.41	2.00	2.15	-1.9	42.7	21.7	18.0	19.4
栃木	4.94	12.25	-0.16	4.77	2.48	2.23	2.93	-1.3	39.0	20.2	18.2	23.9
群馬	4.84	13.33	0.76	4.83	2.84	2.16	2.73	5.7	36.3	21.3	16.2	20.5
埼玉	4.99	7.84	0.38	4.81	2.77	2.26	-2.37	4.8	61.3	35.3	28.9	-30.2
千葉	5.73	8.42	0.37	4.68	2.92	2.01	-1.56	4.4	55.6	34.7	23.9	-18.6
東京都	3.16	12.74	6.26	5.47	4.87	2.15	-6.02	49.2	42.9	38.2	16.9	-47.2
神奈川県	3.87	9.93	3.41	5.03	3.76	2.06	-4.34	34.4	50.7	37.9	20.8	-43.7
新潟	5.23	16.04	-0.20	4.74	2.94	2.42	6.14	-1.3	29.5	18.3	15.1	38.3
富山	5.27	15.51	0.77	5.29	2.96	2.44	4.05	4.9	34.1	19.1	15.7	26.1
石川	6.03	12.64	0.02	4.78	3.01	2.18	2.65	0.2	37.8	23.8	17.2	21.0
福井	6.26	14.20	0.24	4.92	2.61	1.86	4.58	1.7	34.6	18.4	13.1	32.2
山梨	5.41	14.14	0.62	4.70	2.80	1.89	4.13	4.4	33.2	19.8	13.4	29.2
長野	5.60	15.86	1.22	4.16	3.89	1.97	4.61	7.7	26.2	24.5	12.4	29.1
岐阜	5.82	12.37	1.02	5.37	2.30	1.66	2.02	8.3	43.5	18.6	13.4	16.3
静岡県	4.96	12.71	1.40	5.32	2.38	1.76	1.85	11.0	41.9	18.7	13.9	14.6
愛知県	4.96	9.58	2.25	4.87	2.88	1.66	-2.07	23.5	50.8	30.0	17.3	-21.7
三重	6.08	12.82	0.99	4.96	2.84	1.74	2.29	7.7	38.7	22.2	13.5	17.9
滋賀	6.27	9.78	0.83	4.29	3.26	1.69	-0.29	8.5	43.9	33.4	17.3	-3.0
京都	5.12	12.34	3.71	4.91	3.91	1.71	-1.90	30.0	39.8	31.7	13.8	-15.4
大阪	3.71	11.25	4.83	4.76	3.64	1.65	-3.62	42.9	42.3	32.4	14.6	-32.2
兵庫県	4.87	12.07	3.14	4.90	2.99	1.55	-0.51	26.0	40.6	24.7	12.9	-4.2
奈良	5.74	10.88	2.10	5.00	3.46	1.85	-1.53	19.3	45.9	31.8	17.0	-14.1
和歌山	6.25	14.91	1.82	4.61	2.80	1.37	4.31	12.2	30.9	18.8	9.2	28.9
鳥取	6.34	15.69	0.56	4.90	2.56	1.60	6.08	3.6	31.2	16.3	10.2	38.7
島根	7.12	17.71	-1.66	4.98	2.64	2.13	9.62	-9.4	28.1	14.9	12.0	54.3
岡山	6.58	13.61	0.93	4.83	3.03	1.68	3.14	6.8	35.5	22.3	12.3	23.1
広島	6.14	12.34	1.44	4.97	2.86	1.60	1.47	11.7	40.2	23.2	13.0	11.9
山口	5.71	16.54	0.27	5.62	2.86	2.23	5.55	1.7	34.0	17.3	13.5	33.6
徳島	6.61	15.32	-0.81	5.94	1.78	1.77	6.64	-5.3	38.8	11.6	11.5	43.4
香川県	6.26	14.70	0.75	5.36	2.77	1.87	3.95	5.1	36.5	18.8	12.7	26.9
愛媛	6.11	15.34	-0.55	5.86	2.05	1.91	6.06	-3.6	38.2	13.3	12.5	39.5
高知	6.65	16.95	0.61	5.52	2.50	1.71	6.61	3.6	32.6	14.8	10.1	39.0
福岡	4.33	13.05	1.31	6.24	2.60	2.42	0.48	10.0	47.8	19.9	18.6	3.7
佐賀	5.18	15.26	-0.45	5.03	2.37	2.23	6.08	-2.9	33.0	15.5	14.6	39.8
長崎	5.03	15.81	-0.43	4.95	2.13	2.04	7.13	-2.7	31.3	13.5	12.9	45.1
熊本	5.77	15.54	-0.36	5.41	2.39	2.09	6.01	-2.3	34.8	15.4	13.5	38.7
大分	6.03	15.76	-0.57	5.42	2.46	2.17	6.28	-3.6	34.4	15.6	13.8	39.8
宮崎	4.90	15.77	-0.16	5.02	2.17	2.04	6.69	-1.0	31.8	13.8	13.0	42.4
鹿児島	5.53	17.06	-0.44	4.57	2.13	1.71	9.08	-2.6	26.8	12.5	10.1	53.2
沖縄	5.03	8.92

*）全国は、年齢各歳、各年次データに基づく結果である（1970年以前は沖縄県を含まない）。

期首人口の年齢構造の影響が人口高齢化を抑制、すなわち減少に寄与した地域は、(沖縄県を除く46県のうち)13地域であるが、最も減少の大きい島根県で-2ポイント、他の地域でも-1ポイント以下と僅かである。ちなみに、マイナスに寄与した地域は九州地方に多く、福岡県以外の全県でマイナスを示している点が興味深い。

つぎに、人口変動要因である出生、死亡、人口移動の影響をみてみよう。1950年から2000年の人口高齢化は、全国の場合にはその間の出生率変化により5ポイント、死亡率変化により3ポイント、出生率と死亡率の相互作用により2ポイント、それぞれ増加させ、人口移動(国際人口移動)率の影響は微少であった。そのため、出生率、死亡率の変動による影響の総計は10ポイントの増加であり、これは総変化量12ポイントのうちの82%を占め、人口高齢化の大部分はこの2要因によるものである。また、その間の総変化量の41%が出生率変化により、25%が死亡率変化により、16%がその相互作用により説明される。すなわち、人口高齢化の進展には、出生率変動が最も多く影響したことになる。

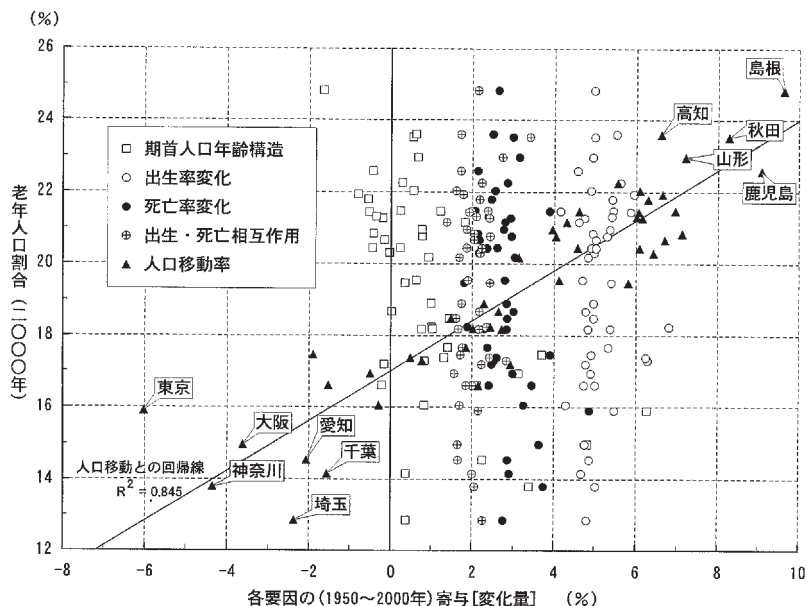
それら各要因を地域別にみると、出生率および死亡率変化の影響は、概ね全国と同様の水準を示すものの、地域間のばらつきがみられる。出生率変化の影響を寄与度(総変化量に対する割合)によってみると、埼玉県が約60%と最も高く、千葉県、愛知県、神奈川県とつづき、それらの地域は50%を上回っている。逆に、寄与度の少なかった地域は、秋田県、長野県、山形県などで30%以下である。一方、死亡率変化の影響は、寄与度の多い地域としては東京都、神奈川県、埼玉県などで35%以上、少ない地域は青森県、徳島県、岩手県などで10%程度の寄与度を示している。それらに比べ人口移動率の影響をみると、その地域差は大きく、島根県、鹿児島県では、9ポイント以上人口高齢化の増加に寄与し、寄与度も50%を占めている。それに対し、東京都では6ポイントマイナス方向に影響している。ちなみに、マイナス方向に作用した地域は、他に神奈川県、大阪府、埼玉県などいずれも大都市地域であり、全体で10地域を数える。

現在における人口高齢化の地域間格差は、それら各要因が人口高齢化に及ぼした影響の結果である。そこで、各要因の変動が人口高齢化に及ぼした影響と2000年における老年人口割合との関係を見ると、要因のうち人口移動率の影響のみ顕著に高い正の相関関係を示していることがわかる(図6)。人口移動率以外の要因すなわち、期首人口の年齢構造、出生率、死亡率による影響は、地域差が存在するとはいえ、ほぼ限定された範囲内に存在し、現在の年齢構造との関係もみられない。ところが、人口移動率の影響が人口高齢化に対してプラスの方向に大きく寄与した島根県、鹿児島県、秋田県などでは現在の老年人口割合が高く、逆にマイナス方向に大きく影響した東京都、神奈川県、大阪府などは現在低水準の地域である。以上のように、人口移動率の影響は、人口高齢化の進展を左右し、また、現在の地域間格差を生じさせた主要原因であるといえる。

(2) 期間別(1950~75年および1975~2000年)

人口高齢化の進展から約50年間における地域の格差は、ほぼ人口移動率の影響によって決定されてきた。しかし、地域における人口高齢化の進展は、既に図3でみてきたように、

図6 各要因の寄与（変化量）と200年老年人口割合との関係



その間の変化は必ずしも一様ではなく、1960年代を中心に生じた変化と1980年代の変化とでは、異なった動向を示してきた。そこで、全期間（50年間）を前半期（1950～1975年）と後半期（1975～2000年）に分け、それぞれの期間における地域の人口高齢化進展の要因についてみてみよう（表3）。

まず、前半期の1950～75年における老年人口割合は、人口高齢化の初期の段階であり、全国で4.9%から7.9%へと3ポイント上昇したにすぎない。この上昇分に対する寄与の内訳は、出生率変化が最も多く1.1ポイント、ついで期首人口年齢構造0.8ポイント、死亡率変化0.8ポイントであった。この期間における全国の人口高齢化進展は、それ程多くはないものの、老年人口割合の上昇分は、地域別にみると鹿児島の6ポイントから埼玉県0.3ポイントまで大きな差が生じていた。その差は、表3（1）に示したように、ほぼ人口移動の影響によりもたらされたものである。

そして、後半期の1975～2000年における老年人口割合の変化は、全国で7.9%から17.4%へと9ポイント増加した。前半期（1950～75年）の増加に比べると大幅なものとなりこの時期に人口高齢化が本格化したことを示している。各要因の影響をみると、最も大きく寄与したのは期首人口の年齢構造であり6ポイント以上増加させた。前半期における期首人口の年齢構造の影響は比較的少なかったが、後半期においてその影響が増大したのが特徴的である。これは、1950～75年における出生率、死亡率、および人口移動率変化の影響が1975年時点の人口構造に内包し、それ以降になって人口高齢化となって現れたことを意味するものである。地域別にみると期首人口の影響は5%台を中心に概ね4～7ポ

表3 老年(65歳以上)人口割合変化の期間別要素分解

(1) 1950~1975年

都道府県	老年人口割合(%)		各要因の寄与 [変化量]					各要因の寄与度[変化量に占める割合](%)				
	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	人口 移動率	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	人口 移動率
全国*	4.94	2.98	0.83	1.15	0.76	0.17	0.08	27.7	38.5	25.4	5.6	2.7
北海道	3.73	3.14	0.55	1.55	0.30	0.13	0.59	17.6	49.5	9.7	4.3	18.9
青森	3.68	3.86	0.04	1.24	0.64	0.27	1.67	1.1	32.2	16.5	6.9	43.3
岩手	4.42	4.13	-0.15	1.34	0.52	0.22	2.20	-3.7	32.4	12.7	5.4	53.3
宮城	4.06	3.62	0.09	1.45	0.72	0.28	1.08	2.4	40.1	20.0	7.7	29.8
秋田	3.32	5.53	0.29	1.24	0.98	0.36	2.67	5.3	22.3	17.7	6.5	48.2
山形	4.26	5.83	0.24	1.30	0.88	0.27	3.13	4.1	22.3	15.1	4.7	53.8
福島	4.58	4.58	-0.26	1.29	0.58	0.20	2.76	-5.7	28.1	12.8	4.4	60.3
茨城	5.52	2.87	-0.54	1.15	0.67	0.18	1.40	-18.8	40.1	23.4	6.4	48.8
栃木	4.94	3.34	-0.40	1.21	0.76	0.22	1.55	-12.0	36.2	22.8	6.7	46.4
群馬	4.84	3.95	0.23	1.20	0.78	0.20	1.54	5.7	30.3	19.8	5.1	39.0
埼玉	4.99	0.32	-0.15	1.08	0.80	0.20	-1.62	-46.5	339.2	253.6	64.3	-510.6
千葉	5.73	0.57	-0.14	1.07	0.88	0.19	-1.43	-25.3	188.2	156.3	33.1	-252.4
東京都	3.16	3.12	3.12	0.93	1.25	0.17	-2.35	100.0	29.8	39.9	5.6	-75.3
神奈川県	3.87	1.40	1.80	1.01	0.92	0.15	-2.48	128.1	71.9	65.7	11.0	-176.7
新潟	5.23	4.33	-0.44	1.23	0.81	0.23	2.51	-10.3	28.4	18.8	5.2	57.8
富山	5.27	4.19	0.18	1.34	0.81	0.25	1.62	4.3	31.9	19.3	5.9	38.6
石川	6.03	3.11	-0.29	1.21	0.84	0.21	1.14	-9.2	39.0	26.8	6.8	36.5
福井	6.26	3.87	-0.23	1.28	0.69	0.18	1.95	-5.8	33.0	17.8	4.8	50.3
山梨	5.41	4.79	0.02	1.15	0.76	0.18	2.68	0.4	24.1	15.9	3.7	55.9
長野	5.60	5.07	0.44	1.07	1.05	0.18	2.33	8.7	21.1	20.6	3.6	46.0
岐阜	5.82	2.75	0.16	1.27	0.46	0.12	0.74	5.7	46.2	16.7	4.5	26.9
静岡県	4.96	2.92	0.56	1.26	0.56	0.15	0.39	19.3	43.2	19.2	5.1	13.2
愛知	4.96	1.39	0.84	1.08	0.63	0.13	-1.29	60.8	77.8	45.7	9.1	-93.5
三重	6.08	3.77	0.21	1.23	0.80	0.17	1.36	5.6	32.7	21.2	4.6	36.0
滋賀	6.27	3.06	0.06	1.09	0.87	0.16	0.88	1.9	35.7	28.4	5.2	28.9
京都	5.12	3.84	2.16	1.12	0.99	0.14	-0.57	56.2	29.2	25.7	3.7	-14.8
大阪	3.71	2.34	2.98	0.98	0.87	0.13	-2.62	127.6	41.9	37.2	5.4	-112.1
兵庫県	4.87	3.06	1.83	1.10	0.74	0.13	-0.75	59.9	36.0	24.2	4.3	-24.4
奈良	5.74	2.81	0.91	1.14	0.96	0.17	-0.37	32.3	40.5	34.1	6.2	-13.0
和歌山	6.25	4.16	0.92	1.11	0.66	0.11	1.36	22.1	26.7	15.8	2.6	32.8
鳥取	6.34	4.79	0.04	1.32	0.56	0.14	2.74	0.8	27.6	11.6	2.8	57.2
島根	7.12	5.34	-1.39	1.51	0.93	0.26	4.03	-26.0	28.3	17.4	4.8	75.4
岡山	6.58	4.08	0.30	1.28	0.92	0.18	1.40	7.3	31.5	22.4	4.4	34.3
広島	6.14	2.75	0.40	1.20	0.76	0.14	0.25	14.5	43.6	27.5	5.2	9.2
山口	5.71	4.45	0.03	1.49	0.86	0.22	1.84	0.8	33.5	19.4	5.0	41.4
徳島	6.61	4.13	-0.90	1.58	0.29	0.14	3.03	-21.9	38.2	7.1	3.3	73.2
香川	6.26	4.29	-0.11	1.35	0.84	0.20	2.02	-2.6	31.5	19.5	4.7	47.0
愛媛	6.11	4.29	-0.69	1.54	0.54	0.17	2.73	-16.1	35.9	12.5	4.0	63.6
高知	6.65	5.58	0.40	1.48	0.57	0.15	2.98	7.1	26.5	10.3	2.6	53.4
福岡	4.33	3.94	0.79	1.54	0.72	0.23	0.66	20.0	39.1	18.3	5.8	16.8
佐賀	5.18	5.57	-0.26	1.40	0.90	0.27	3.26	-4.7	25.2	16.1	4.9	58.5
長崎	5.03	4.43	-0.30	1.26	0.58	0.17	2.71	-6.7	28.5	13.1	3.9	61.1
熊本	5.77	4.89	-0.43	1.45	0.66	0.20	3.02	-8.8	29.6	13.4	4.0	61.7
大分	6.03	4.53	-0.68	1.45	0.76	0.23	2.76	-15.1	32.1	16.9	5.1	61.0
宮崎	4.90	4.59	-0.26	1.30	0.62	0.19	2.73	-5.6	28.4	13.5	4.2	59.4
鹿児島	5.53	6.00	-0.37	1.19	0.68	0.17	4.34	-6.2	19.8	11.3	2.9	72.3
沖縄	5.03	1.94

*) 全国は、年齢各歳、各年次データに基づく結果である(1970年以前は沖縄県を含まない)。

表3 老年（65歳以上）人口割合変化の期間別要素分解

(2) 1975～2000年

都道府県	老年人口割合(%)		各要因の寄与 [変化量]					各要因の寄与度[変化量に占める割合](%)				
	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	人口 移動率	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	人口 移動率
全 国*	7.92	9.44	6.27	0.64	2.25	0.08	0.21	66.4	6.8	23.8	0.8	2.2
北海道	6.87	11.36	7.19	0.79	2.22	0.10	1.07	63.2	6.9	19.5	0.9	9.4
青森	7.54	11.92	6.02	0.73	2.12	0.09	2.96	50.5	6.1	17.8	0.8	24.9
岩手	8.55	12.93	6.53	0.88	2.75	0.12	2.64	50.5	6.8	21.3	1.0	20.4
宮城	7.67	9.63	6.58	0.71	2.39	0.09	-0.15	68.3	7.4	24.8	1.0	-1.5
秋田	8.86	14.67	7.65	0.50	3.34	0.07	3.10	52.2	3.4	22.8	0.5	21.1
山形	10.09	12.87	6.87	0.38	3.37	0.05	2.20	53.4	3.0	26.2	0.4	17.1
福島	9.15	11.15	5.74	0.64	2.72	0.09	1.97	51.4	5.7	24.4	0.8	17.6
茨城	8.39	8.22	4.90	0.86	2.49	0.13	-0.15	59.6	10.4	30.3	1.5	-1.8
栃木	8.28	8.91	5.18	0.76	2.48	0.11	0.38	58.2	8.5	27.9	1.2	4.2
群馬	8.79	9.38	5.41	0.68	2.59	0.10	0.60	57.7	7.3	27.6	1.0	6.4
埼玉	5.31	7.53	5.54	0.95	1.78	0.13	-0.86	73.6	12.6	23.6	1.7	-11.4
千葉	6.30	7.85	5.75	0.95	1.90	0.12	-0.88	73.3	12.2	24.2	1.5	-11.2
東京都	6.28	9.62	7.40	0.70	1.66	0.07	-0.21	77.0	7.3	17.3	0.7	-2.2
神奈川県	5.28	8.52	7.23	0.85	1.56	0.08	-1.20	84.8	9.9	18.3	1.0	-14.0
新潟	9.56	11.71	6.00	0.70	3.08	0.10	1.82	51.2	6.0	26.3	0.9	15.6
富山	9.46	11.31	5.96	0.74	3.13	0.11	1.38	52.7	6.5	27.7	1.0	12.2
石川	9.15	9.52	4.82	0.95	2.74	0.14	0.87	50.7	10.0	28.7	1.5	9.1
福井	10.13	10.32	5.30	0.62	2.92	0.09	1.40	51.3	6.0	28.3	0.9	13.6
山梨	10.20	9.35	5.29	0.71	2.60	0.09	0.65	56.6	7.6	27.9	1.0	6.9
長野	10.67	10.79	5.85	0.77	3.19	0.11	0.87	54.2	7.1	29.6	1.0	8.1
岐阜	8.57	9.61	5.49	0.82	2.36	0.11	0.83	57.1	8.6	24.6	1.1	8.6
静岡	7.88	9.79	6.08	0.80	1.96	0.09	0.87	62.1	8.1	20.0	0.9	8.9
愛知	6.34	8.19	5.41	0.74	1.87	0.10	0.07	66.0	9.1	22.8	1.2	0.9
三重	9.85	9.05	5.23	0.81	2.41	0.10	0.50	57.7	8.9	26.7	1.1	5.6
滋賀	9.33	6.73	4.15	0.74	2.59	0.11	-0.86	61.7	11.0	38.5	1.6	-12.8
京都	8.96	8.50	4.98	0.66	2.20	0.08	0.58	58.6	7.7	25.9	0.9	6.8
大阪	6.05	8.91	5.90	0.76	1.69	0.09	0.48	66.2	8.5	18.9	1.0	5.4
兵庫	7.93	9.02	5.82	0.84	1.88	0.09	0.38	64.6	9.3	20.9	1.0	4.2
奈良	8.54	8.07	5.25	0.72	2.30	0.09	-0.28	65.1	8.9	28.4	1.1	-3.5
和歌山	10.40	10.76	5.67	0.80	2.26	0.09	1.94	52.8	7.4	21.0	0.8	18.0
鳥取	11.13	10.90	6.15	0.50	2.55	0.05	1.65	56.4	4.6	23.4	0.5	15.1
島根	12.46	12.37	5.90	0.62	3.07	0.07	2.71	47.7	5.0	24.8	0.6	21.9
岡山	10.66	9.53	5.00	0.83	2.33	0.09	1.28	52.5	8.7	24.4	1.0	13.4
広島	8.88	9.60	5.70	0.91	2.07	0.10	0.81	59.4	9.5	21.6	1.0	8.5
山口	10.16	12.08	6.27	0.72	2.51	0.08	2.51	51.9	5.9	20.7	0.7	20.8
徳島	10.74	11.19	5.75	0.67	2.87	0.08	1.82	51.4	6.0	25.7	0.7	16.2
香川	10.55	10.41	6.21	0.79	2.36	0.08	0.97	59.7	7.6	22.7	0.8	9.3
愛媛	10.40	11.05	5.53	0.82	2.46	0.09	2.14	50.1	7.5	22.3	0.9	19.3
高知	12.22	11.37	5.64	0.73	2.89	0.08	2.03	49.6	6.4	25.4	0.7	17.8
福岡	8.27	9.11	6.42	0.55	2.03	0.06	0.06	70.4	6.1	22.2	0.6	0.7
佐賀	10.75	9.69	4.44	0.56	2.44	0.07	2.18	45.8	5.7	25.2	0.7	22.5
長崎	9.46	11.38	4.51	0.86	2.44	0.12	3.45	39.7	7.6	21.5	1.0	30.3
熊本	10.66	10.65	5.59	0.54	2.75	0.07	1.70	52.5	5.1	25.8	0.6	15.9
大分	10.56	11.24	5.68	0.65	2.67	0.08	2.16	50.6	5.8	23.7	0.7	19.2
宮崎	9.49	11.18	5.60	0.73	2.51	0.09	2.25	50.1	6.5	22.5	0.8	20.1
鹿児島	11.53	11.06	4.88	0.84	2.57	0.10	2.67	44.1	7.6	23.2	0.9	24.2
沖縄	6.97	6.98	2.89	1.28	1.23	0.14	1.45	41.34	18.30	17.62	1.94	20.79

*）全国は、年齢各歳、各年次データに基づく結果である。

イントと、他の要因に比べその影響が最も大きい。ついで大きな要因は死亡率の変化であり、出生率変化の寄与は少なくなってきた。この出生率と死亡率変化の影響も、前半期では、出生率変化の影響が死亡率のそれを上回っていたものが、後半期になると、逆に死亡率の変化の方が大きく影響を及ぼすようになってきた。これは、前半期における出生率が戦後のベビーブーム（1947～49年）以降1960年まで急激に減少したことにより、急速に年少人口を減少させた結果であり、後半期の出生率低下に比べ、その影響が大きかったためである。他方、死亡率の低下も同様に、戦後驚異的に改善してきたものの、前半期にはそれほど多くの影響を及ぼさず後半期に増大した。これは、出生率低下が直接人口高齢化に寄与するのに対し、死亡率の低下は直接人口高齢化に寄与しにくいことに起因する。それは、例えば高年齢に比べて、若年齢でより死亡率の改善が大きかった場合には、若年齢人口が増加し、この場合には人口高齢化を抑制することになってしまう。実際、戦後わが国における死亡率改善は、全年齢で改善してきたものの、まず、乳幼児死亡率が急速に低下し、徐々に高年齢の死亡率の改善が進行してきた。そのため、前半期での影響は少なく、後半期になると死亡率の改善が大きくなったものである。ちなみに、平均寿命が概ね70年以下の死亡率水準の場合には、人口高齢化への影響はほとんどみられず、それ以上になると人口高齢化に影響を及ぼす¹⁰⁾。

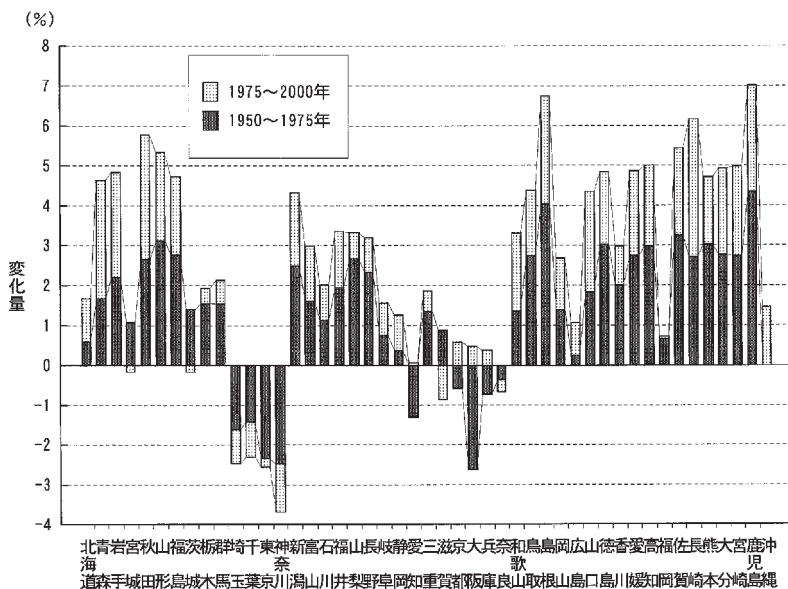
さて、地域の人口高齢化に差を生じさせる人口移動の影響について、前半期（1950～1975年）と後半期（1975～2000年）の変化をみても、概ね3つのパターンに分類できる（図7）。まず第1のパターンは、前半期、後半期ともに人口移動が人口高齢化促進に寄与した地域で、ほとんどの地域がこのパターンを示す。第2のパターンは、その逆に、前半期、後半期とも人口移動が人口高齢化を抑制させた地域で、首都圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の1都3県と奈良県の5地域がこのパターンである。そして第3のパターンは、前半期には抑制に寄与していたものの、後半期には推進に影響した地域で、関西圏（京都府、大阪府、兵庫県）と愛知県がそのパターンを示す。なお、滋賀県のみ例外的に、第3の関西圏のパターンとは逆で、前半期には推進に、後半期には抑制へと変化した。

人口移動率の影響による高齢化進展への寄与を地域別に5年毎の変化でみると、最大値を示したのは1965～70年、ついで1960～65年といずれも島根県である。逆に最小値（マイナス方向に最大）をみると、同時期である1965～70年の千葉県、そして1960～65年の神奈川県であった。すなわち、1960年代に高低差が最も大きかったことを示している（表4）。その高低差は1970年代以降になると縮小し、1980～85年に最小となった後、再び1985～90年に拡大したものの、その後縮小してきている。

このような、人口移動率の影響の違い、ならびに期間の変化は、経済的な動向と密接に関係していると考えられる。すなわち、前半期は、1960年ごろから1973年の石油危機の時期までにみられた高度経済発展の時期であり、地方から大都市圏（首都圏および関西圏）

10) 石川（2002）参照。

図7 人口移動率の寄与（老年人口割合の変化量）



へと大規模な人口移動が生じ、農村部では若年労働力人口の転出に伴い人口高齢化がより推進し、逆に大都市圏では、人口高齢化抑制の方向（若年化）に影響を及ぼした。そして、後半期になると、わが国の経済は、1980年代後半にバブルの発生・拡大、そして崩壊という極めて大きな変動を経験した。そして1990年以降バブル経済の崩壊後、人口移動は沈静化してきた。そのような経済的変化の状況下、人口移動率の影響は、首都圏では依然として人口高齢化抑制の方向に影響を及ぼしているものの、関西圏では、人口高齢化推進の方向へと変化したことを示している。

おわりに

わが国の人口高齢化は、今後も進み2050年には老年人口割合は35.7%にまで達すると見込まれている¹¹⁾。2000年現在の割合は17.4%であり、今後50年間でその水準は2倍以上にもなる。都道府県別にみて、現在最も割合の高い県は、島根県で24.8%である。そのことから、将来の全国の水準がいかに高いものであるかがわかる。

地域における人口高齢化要因の分析結果から、変動要因のうち人口移動率の影響が最も大きく、また、地域間格差を生じさせてきたことが明らかとなった。地域別将来推計人口¹²⁾によると、2030年の全国老年人口割合は30%であり、2030年に最も老年人口割合の高くなる地域は秋田県（36.2%）で、最も低いのは滋賀県（25.1%）と推計され、地域格差

11) 国立社会保障・人口問題研究所（2002a）による中位推計結果。

12) 国立社会保障・人口問題研究所（2002b）

表4 人口移動率の影響による老年（65歳以上）人口割合の変化量：1950～2000年 (%)

都道府県	1950～ 55年	1955～ 60年	1960～ 65年	1965～ 70年	1970～ 75年	1975～ 80年	1980～ 85年	1985～ 90年	1990～ 95年	1995～ 2000年
北海道	-0.08	0.02	0.13	0.24	0.20	0.01	0.20	0.37	0.17	0.33
青森	0.09	0.15	0.36	0.36	0.36	0.14	0.47	0.77	0.38	0.43
岩手	0.11	0.25	0.44	0.54	0.35	0.22	0.35	0.55	0.30	0.32
宮城	0.21	0.19	0.17	0.14	-0.03	-0.07	0.06	0.06	-0.11	0.19
秋田	0.14	0.29	0.42	0.50	0.44	0.20	0.41	0.57	0.35	0.46
山形	0.26	0.40	0.53	0.54	0.43	0.13	0.27	0.43	0.24	0.39
福島	0.28	0.41	0.48	0.44	0.41	0.16	0.20	0.29	0.13	0.38
茨城	0.25	0.34	0.25	0.12	-0.16	-0.23	-0.09	0.04	-0.02	0.36
栃木	0.31	0.36	0.21	0.08	-0.05	0.02	0.05	0.01	-0.00	0.21
群馬	0.24	0.35	0.15	0.16	0.10	0.00	0.01	0.11	0.11	0.26
埼玉	0.03	-0.07	-0.65	-0.60	-0.39	-0.10	0.03	-0.17	-0.08	0.21
千葉	0.13	0.02	-0.54	-0.71	-0.55	-0.26	0.00	-0.06	-0.00	0.32
東京都	-0.38	-0.43	-0.27	0.03	0.22	0.23	0.03	0.03	0.15	-0.10
神奈川県	-0.27	-0.34	-0.65	-0.36	-0.12	0.01	-0.06	-0.15	-0.03	0.06
新潟	0.30	0.30	0.36	0.45	0.33	0.15	0.21	0.37	0.14	0.36
富山	0.22	0.12	0.25	0.35	0.18	0.10	0.19	0.32	0.15	0.26
石川	0.24	0.13	0.20	0.24	0.02	0.04	0.10	0.27	0.14	0.38
福井	0.35	0.19	0.29	0.41	0.21	0.17	0.08	0.27	0.28	0.32
山梨	0.36	0.41	0.44	0.37	0.28	0.13	-0.09	0.02	-0.16	0.29
長野	0.35	0.30	0.32	0.36	0.24	0.07	0.03	0.21	0.01	0.15
岐阜	0.15	0.03	0.08	0.23	0.08	0.04	0.08	0.15	0.06	0.29
静岡県	-0.01	0.08	-0.01	0.08	0.11	0.13	0.10	0.15	0.15	0.25
愛知	-0.19	-0.29	-0.30	-0.12	-0.00	0.11	0.14	0.05	0.08	0.14
三重	0.23	0.22	0.19	0.31	0.09	0.11	0.03	0.04	-0.03	0.21
滋賀	0.36	0.27	0.12	0.09	-0.28	-0.29	-0.09	-0.05	-0.15	-0.07
京都	-0.01	-0.04	-0.12	-0.11	-0.02	0.05	0.15	0.23	0.12	0.34
大阪府	-0.28	-0.45	-0.49	-0.21	0.03	0.17	0.16	0.16	0.18	0.25
兵庫県	-0.06	-0.16	-0.23	-0.03	0.12	0.18	0.16	0.11	-0.05	0.23
奈良	0.11	0.04	-0.07	-0.25	-0.33	-0.29	-0.04	0.06	0.04	0.34
和歌山	0.11	0.26	0.06	0.33	0.19	0.19	0.35	0.40	0.10	0.46
鳥取	0.21	0.44	0.50	0.51	0.32	-0.07	0.16	0.40	0.26	0.32
島根	0.32	0.62	0.82	0.85	0.49	0.03	0.15	0.56	0.35	0.30
岡山	0.19	0.27	0.39	0.08	0.04	0.14	0.19	0.31	0.15	0.35
広島	0.19	0.13	-0.00	-0.09	-0.08	0.17	0.14	0.24	0.14	0.37
山口	0.17	0.23	0.45	0.51	0.23	0.14	0.28	0.57	0.34	0.42
徳島	0.40	0.49	0.46	0.54	0.33	0.12	0.21	0.39	0.31	0.25
香川	0.33	0.35	0.38	0.29	0.02	-0.00	0.14	0.26	0.16	0.29
愛媛	0.36	0.45	0.52	0.56	0.21	0.15	0.22	0.43	0.29	0.34
高知	0.30	0.50	0.64	0.60	0.25	-0.02	0.24	0.55	0.33	0.32
福岡	0.03	0.07	0.27	0.27	0.07	-0.06	0.14	0.19	-0.01	0.15
佐賀	0.19	0.44	0.74	0.59	0.57	0.03	0.22	0.43	0.18	0.41
長崎	0.16	0.29	0.70	0.61	0.53	0.30	0.37	0.61	0.45	0.57
熊本	0.18	0.46	0.62	0.67	0.39	0.01	0.21	0.38	0.15	0.33
大分	0.24	0.43	0.56	0.55	0.25	0.05	0.17	0.42	0.24	0.41
宮崎	0.16	0.37	0.59	0.60	0.27	-0.07	0.28	0.48	0.30	0.48
鹿児島	0.52	0.65	0.73	0.85	0.50	-0.06	0.15	0.47	0.29	0.31
沖縄	…	…	…	…	…	0.25	0.13	0.36	0.19	0.29
最大 (県)	0.52 (鹿児島)	0.65 (鹿児島)	0.82 (島根)	0.85 (島根)	0.57 (佐賀)	0.30 (長崎)	0.47 (青森)	0.77 (青森)	0.45 (長崎)	0.57 (長崎)
最小 (県)	-0.38 (東京)	-0.45 (大阪)	-0.65 (神奈川)	-0.71 (千葉)	-0.55 (千葉)	-0.29 (奈良)	-0.09 (茨城)	-0.17 (埼玉)	-0.16 (山梨)	-0.10 (東京)
範囲(差)	0.90	1.10	1.47	1.55	1.13	0.59	0.56	0.93	0.62	0.68

は相対的に縮小傾向が続くものの依然解消されない。この都道府県別推計における将来の人口移動率は、1995～2000年における人口移動率が今後も変わらないとの仮定により推計されたものである。人口移動率は、近年沈静化し1995～2000年には戦後最低の率を示した。人口移動の動向は、経済状況の変化に大きく左右される。そのため、今後も現状の低い水準がそのまま維持されるとは必ずしもいえないであろう。むしろ、将来の全国人口の減少、さらに超高齢社会といった社会状況下において、地域人口は、より直接的に経済的な影響を受けやすく、さらにその波及効果として人口移動も少なからず影響を受けることも考えられる。その場合、現状よりもさらに人口移動が多くなり、地域間格差が拡大する方向に作用する可能性も否定できない。そのような場合には、地域の人口高齢化のさらなる進展や人口減少といった地域社会の基本的な基盤にとって深刻な状況が生じる可能性もあり得る。あるいは、人口移動が沈静化するとしても、人口高齢化の地域間格差は早急には解消されない。

わが国の21世紀の最大の課題である人口高齢化と人口減少社会、それらの国全体の対策が急がれるものの、地域人口の動向は多様性に富み、基本的には個別の地域特性を充分考慮した対策を考えていく必要がある。

参考文献

- 石川 晃 (2002) 「わが国における人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』第58巻第3号, 45-62.
国立社会保障・人口問題研究所 (2002a) 『日本の将来推計人口 -平成13 (2001) ~62 (2050) 年- 平成14年推計』
国立社会保障・人口問題研究所 (2002b) 『都道府県別将来推計人口 -平成12 (2000) ~42 (2030) 年-』

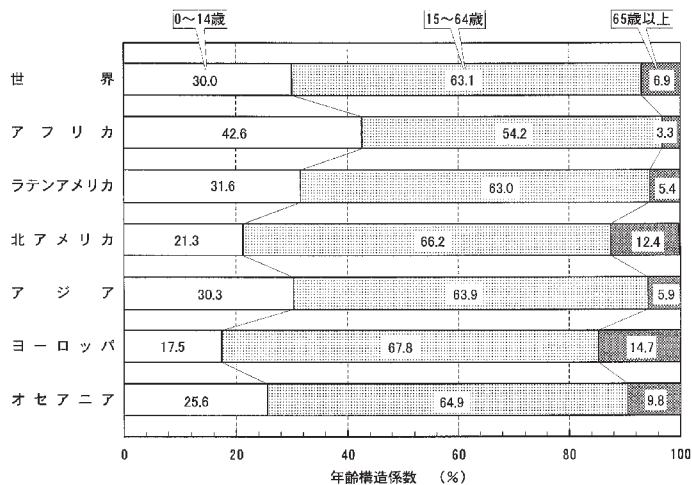
統 計

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新版（2000年版）¹⁾に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は、従来より国立社会保障・人口問題研究所情報調査分析部で毎年行い、本欄に結果を掲載している²⁾。

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

図 世界主要地域の年齢3区分別年齢構造係数：2000年



Demographic Yearbook, 2000による。

1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 2000*, New York, 2002.

日本については、総務省統計局『平成13年 人口推計年報』（2002年10月）による。

2) 1999年版によるものは、『人口問題研究』、第57巻4号、2001年12月、pp.90-99に掲載。

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

4) 従属人口指数＝年少人口指数＋老年人口指数

年少人口指数＝（0～14歳人口）／（15～64歳人口）

老年人口指数＝（65歳以上人口）／（15～64歳人口）

5) 老年化指数＝（65歳以上人口）／（0～14歳人口）

6) 日本については年齢各歳別、他の国は年齢5歳階級別人口を用いた。各年齢階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に、5歳階級の場合には2.5歳を、各歳の場合には0.5歳を加えた年齢として、平均年齢算出に用いた。また、最終の年齢階級（Open end）の代表年齢は、日本における2000年の年齢各歳別人口（国勢調査および全国高齢者名簿）による平均年齢を用いた。すなわち、65歳以上は74.59歳、70歳以上は78.00歳、75歳以上は81.66歳、80歳以上は85.39歳、85歳以上は89.01歳、90歳以上は92.95歳、95歳以上は97.28歳、100歳以上は101.74歳をそれぞれ用いた。

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

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アフリカ〕						
1	アルジェリア	1998. 6.25(C) ¹⁾	29,100,867	10,522,657	17,255,361	1,298,573
2	ベニアン	2000. 7. 1	6,169,084	2,898,706	3,082,146	188,232
3	ボツワナ	1991. 8.21(C)	1,326,796	573,762	687,580	65,454
4	ブルキナファソ	1996.10.10(C) ¹⁾	10,312,609	4,942,059	4,943,373	385,812
5	ブルンジ	1993. 7. 1	5,769,143	2,705,884	2,824,758	238,501
6	チャド	1993. 4. 8(C) ¹⁾	6,193,538	2,965,398	2,994,884	209,000
7	エジプト	1999. 7. 1	62,652,000	23,604,000	36,922,000	2,126,000
8	エチオピア	1999. 7. 1	61,672,000	27,032,930	32,750,551	1,888,519
9	ガボン	1993. 7.31(C)	1,014,976	416,189	551,315	47,472
10	ガンビア	1993. 4.15(C) ¹⁾	1,038,145	454,661	532,587	33,494
11	ガーナ	2000. 3.26(C) ¹⁾	18,912,079	7,806,843	10,106,296	998,940
12	レソト	2000. 7. 1	2,144,146	869,432	1,196,174	78,540
13	リビア	1991. 7.31	4,231,600	2,111,199	2,023,701	96,700
14	マラウイ	1998. 9. 1(C)	9,933,868	4,333,260	5,206,150	394,458
15	モリタニア	1993. 4.24	2,147,778	972,367	1,100,194	75,217
16	モリシヤス	1999. 7. 1	1,174,417	303,998	799,363	71,056
17	モロッコ	2000. 7. 1	28,705,000	9,276,000	17,981,000	1,448,000
18	モザンビーク	1998. 7. 1	16,916,638	7,703,583	8,800,621	412,434
19	ナミビア	2000. 7. 1	1,816,600	756,100	993,900	66,000
20	ナイジェリア	2000. 7. 1	115,224,312	50,970,475	61,012,229	3,241,608
21	レユニオン	1993. 1. 1	631,500	193,200	401,900	36,400
22	ルワンダ	1991. 8.15(C)	7,149,215	3,403,530	3,519,265	226,420
23	セントヘレナ	1998. 3. 8(C) ¹⁾	4,913	1,049	3,296	558
24	サントメ=プリンシペ	1991. 8. 4(C)	117,504	55,103	57,222	5,179
25	セネガル	1993. 7. 1	8,008,295	3,716,201	3,955,645	336,449
26	セイシェル	1998. 7. 1	78,846	21,820	51,252	5,774
27	南アフリカ	1996.10.10(C) ¹⁾	40,583,573	13,766,440	24,392,277	1,934,662
28	スーダン	1993. 4.15(C)	24,941,000	10,718,000	13,567,000	656,000
29	スワジランド	1996. 7. 1	937,747	459,905	454,636	23,206
30	チュニジア	1998. 7. 1	9,333,300	3,052,600	5,747,700	532,800
31	ウガンダ	1991. 1.12(C) ¹⁾	16,671,705	7,880,481	8,227,418	556,264
32	ザンビア	1999. 7. 1	10,406,681	4,675,437	5,487,063	244,181
33	ジンバブエ	1999. 7. 1	13,079,127	5,709,590	7,000,250	369,287
〔北アメリカ〕						
34	アンギュラ	1992. 9.13(C)	8,960	2,735	5,414	811
35	アンチグア=バーブーダ	1996. 7. 1	68,612	19,540	43,549	5,525
36	アールバ	1997.12.31	91,363	20,827	64,328	6,209
37	バハマ	2000. 5.1(C) ¹⁾	303,611	89,329	197,091	15,777
38	ベリーズ	1998. 7. 1	238,500	98,210	129,100	11,190
39	バーミューダ	1997. 7. 1	60,331	11,883	42,293	6,153
40	英領バージン諸島	1991. 5.12(C) ¹⁾	16,115	4,384	10,831	898
41	カナダ	1998. 7. 1	30,301,185	5,975,829	20,588,284	3,737,072
42	キューバ	1998. 7. 1	11,116,514	2,437,631	7,607,717	1,071,166
43	ドミニカ	1998.12.31 ¹⁾	75,971	25,355	43,312	6,977
44	ドミニカ共和国	1995. 7. 1	7,915,321	2,869,029	4,741,467	304,825
45	エルサルバドル	1999. 7. 1	6,154,311	2,210,586	3,642,823	300,902
46	グリーンランド	2000. 1. 1	56,184	15,155	38,213	2,844
47	グアドループ	1992. 1. 1	368,796	97,258	239,051	32,487
48	グアテマラ	2000. 7. 1	11,385,337	4,965,226	6,016,368	403,745
49	ハイチ	1999. 7. 1	7,803,232	3,116,208	4,386,555	300,469
50	ジャマイカ	1998. 7. 1	2,576,256	811,517	1,580,224	184,515

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0～14歳	15～64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
36.16	59.30	4.46	25.26	20.89	68.51	60.98	7.53	12.34	1
46.99	49.96	3.05	21.47	16.23	100.16	94.05	6.11	6.49	2
43.24	51.82	4.93	23.46	17.94	92.97	83.45	9.52	11.41	3
47.92	47.94	3.74	21.90	15.89	107.78	99.97	7.80	7.81	4
46.90	48.96	4.13	21.98	16.55	104.23	95.79	8.44	8.81	5
47.88	48.35	3.37	21.68	15.98	105.99	99.02	6.98	7.05	6
37.67	58.93	3.39	25.10	20.40	69.69	63.93	5.76	9.01	7
43.83	53.10	3.06	22.28	17.77	88.31	82.54	5.77	6.99	8
41.00	54.32	4.68	24.37	19.53	84.10	75.49	8.61	11.41	9
43.80	51.30	3.23	22.15	17.57	91.66	85.37	6.29	7.37	10
41.28	53.44	5.28	24.63	19.38	87.13	77.25	9.88	12.80	11
40.55	55.79	3.66	23.57	19.00	79.25	72.68	6.57	9.03	12
49.89	47.82	2.29	20.09	15.05	109.10	104.32	4.78	4.58	13
43.62	52.41	3.97	22.53	17.91	90.81	83.23	7.58	9.10	14
45.27	51.22	3.50	22.32	17.36	95.22	88.38	6.84	7.74	15
25.89	68.06	6.05	30.44	28.47	46.92	38.03	8.89	23.37	16
32.31	62.64	5.04	26.94	23.21	59.64	51.59	8.05	15.61	17
45.54	52.02	2.44	21.72	17.04	92.22	87.53	4.69	5.35	18
41.62	54.71	3.63	23.25	19.08	82.71	76.07	6.64	8.73	19
44.24	52.95	2.81	22.28	17.86	88.85	83.54	5.31	6.36	20
30.59	63.64	5.76	28.42	25.53	57.13	48.07	9.06	18.84	21
47.61	49.23	3.17	21.40	16.20	103.15	96.71	6.43	6.65	22
21.35	67.09	11.36	35.55	34.26	48.76	31.83	16.93	53.19	23
46.89	48.70	4.41	22.49	16.44	105.35	96.30	9.05	9.40	24
46.40	49.39	4.20	22.69	16.75	102.45	93.95	8.51	9.05	25
27.67	65.00	7.32	30.02	27.52	53.84	42.57	11.27	26.46	26
33.92	60.10	4.77	26.40	22.64	64.37	56.44	7.93	14.05	27
42.97	54.40	2.63	22.72	18.58	83.84	79.00	4.84	6.12	28
49.04	48.48	2.47	20.75	15.44	106.26	101.16	5.10	5.05	29
32.71	61.58	5.71	27.36	23.38	62.38	53.11	9.27	17.45	30
47.27	49.35	3.34	21.26	16.25	102.54	95.78	6.76	7.06	31
44.93	52.73	2.35	21.03	17.34	89.66	85.21	4.45	5.22	32
43.65	53.52	2.82	21.75	17.70	86.84	81.56	5.28	6.47	33
30.52	60.42	9.05	29.48	26.04	65.50	50.52	14.98	29.65	34
28.48	63.47	8.05	30.19	27.27	57.56	44.87	12.69	28.28	35
22.80	70.41	6.80	33.28	32.90	42.03	32.38	9.65	29.81	36
29.42	64.92	5.20	29.03	26.96	53.33	45.32	8.00	17.66	37
41.18	54.13	4.69	24.39	18.73	84.74	76.07	8.67	11.39	38
19.70	70.10	10.20	35.72	34.48	42.65	28.10	14.55	51.78	39
27.20	67.21	5.57	29.02	27.55	48.77	40.48	8.29	20.48	40
19.72	67.95	12.33	36.78	35.98	47.18	29.03	18.15	62.54	41
21.93	68.44	9.64	34.22	31.99	46.12	32.04	14.08	43.94	42
33.37	57.01	9.18	28.56	23.11	74.65	58.54	16.11	27.52	43
36.25	59.90	3.85	25.36	21.92	66.94	60.51	6.43	10.62	44
35.92	59.19	4.89	25.57	21.52	68.94	60.68	8.26	13.61	45
26.97	68.01	5.06	31.33	31.90	47.10	39.66	7.44	18.77	46
26.37	64.82	8.81	31.15	27.62	54.28	40.69	13.59	33.40	47
43.61	52.84	3.55	22.53	17.81	89.24	82.53	6.71	8.13	48
39.93	56.21	3.85	24.34	19.84	77.89	71.04	6.85	9.64	49
31.50	61.34	7.16	28.48	24.94	63.03	51.35	11.68	22.74	50

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔北アメリカ〕						
51	マ ル チ ニ ー ク	1992. 1. 1	370,756	89,791	244,323	36,642
52	メ キ シ コ	1995.11.5 ¹⁾	91,158,290	32,261,711	54,654,036	4,027,690
53	オランダ領アンチル	2000. 7. 1	202,984	55,211	133,602	14,171
54	ニ カ ラ グ ア	2000. 7. 1	5,071,670	2,161,759	2,755,350	154,562
55	パ ナ マ	2000. 7. 1	2,855,703	893,723	1,803,866	158,113
56	プ エ ル ト リ コ	2000. 7. 1	3,879,173	951,554	2,531,793	395,826
57	セントーキッツネイビス	1996. 7. 1	42,280	13,020	25,290	3,970
58	セ ン ト ル シ ア	2000. 7. 1	155,996	50,017	97,083	8,896
59	セントビンセント＝グレナディーン	1999. 7. 1	111,617	41,499	62,847	7,271
60	トリニダード＝トバコ	1997. 7. 1	1,274,799	344,011	848,513	82,275
61	ア メ リ カ 合 衆 国	1998. 7. 1	270,298,524	58,128,808	177,768,584	34,401,132
〔南アメリカ〕						
62	ア ルゼンチン	1995. 7. 1	34,768,457	10,047,651	21,450,119	3,270,686
63	ボ リ ビ ア	1998. 7. 1	7,949,933	3,179,908	4,457,347	312,679
64	ブ ラ ジ ル	2000. 8. 1(C)	169,799,170	50,266,122	109,597,948	9,935,100
65	チ リ	2000. 7. 1	15,211,308	4,328,201	9,792,720	1,090,387
66	コ ロ ン ビ ア	2000. 7. 1	42,321,387	13,850,555	26,475,875	1,994,957
67	エクアドル	2000. 7. 1	12,646,095	4,277,883	7,774,004	594,208
68	フォークランド諸島	1996. 4.24(C) ¹⁾	2,564	401	1,957	204
69	パ ラ グ ア イ	1994. 7. 1	4,699,855	1,955,953	2,577,421	166,481
70	ペ ル ー	1998. 7. 1	24,800,768	8,533,282	15,118,920	1,148,566
71	ス リ ナ ム	1995. 7. 1	408,866	134,576	254,420	19,870
72	ウ ル グ ア イ	1999. 7. 1	3,313,239	823,264	2,065,758	424,217
73	ベ ネズエラ	2000. 7. 1	24,169,744	8,226,951	14,867,407	1,075,386
〔アジア〕						
74	ア メ ニ ア	1998. 7. 1	3,794,735	985,017	2,483,864	325,854
75	アゼルバイジャン	1999. 7. 1	7,982,800	2,541,400	5,004,000	437,400
76	バ ー レ ー ン	2000. 7. 1	690,822	212,281	463,769	14,772
77	ブルネイダラサラーム	1992. 7. 1	267,800	92,300	168,100	7,400
78	カ ン ボ ジ ア	1998. 3. 3(C)	11,437,656	4,897,808	6,144,420	395,428
79	中 国	1999. 7. 1	1,211,965,000	290,146,000	829,310,000	92,506,000
80	ホ ン コ ン	2000. 7. 1	6,796,700	1,166,700	4,869,600	760,400
81	マ カ オ	2000. 7. 1	437,679	99,796	303,521	34,362
82	キ プ ロ ス	1999. 7. 1	752,900	174,800	493,000	85,100
83	グ ル ジ ア	1993. 1. 1	5,404,552	1,300,667	3,540,388	563,497
84	イ ン ド	2000. 7. 1	1,002,142,000	352,410,000	604,535,000	45,195,000
85	イ ン ド ネ シ ア	1997.12.31	201,353,100	62,826,800	129,543,000	8,983,300
86	イ ラ ン	1996.10. 1(C) ¹⁾	60,055,488	23,725,545	33,702,406	2,595,181
87	イ ス ラ エ ル	2000. 1. 1	6,209,145	1,779,140	3,822,352	607,653
88	日 本	2001.10. 1 ²⁾	127,290,749	18,283,445	86,138,777	22,868,527
89	ヨ ル ダ ン	2000.12.31	5,039,000	1,995,445	2,907,505	136,050
90	カザフスタン	1999. 7. 1	14,926,945	4,232,062	9,691,318	1,003,565
91	北 朝 鮮	1993.12.31(C) ¹⁾	20,522,351	5,722,203	13,660,112	1,139,939
92	韓 国	2000. 7. 1	47,274,543	10,232,813	33,671,162	3,370,568
93	ク ウ ェ ー ト	1998. 7. 1	2,027,103	542,159	1,455,940	29,004
94	キ ルギスタン	2000. 1. 1	4,867,481	1,711,104	2,891,071	265,306
95	マ レ ー シ ア	1998. 7. 1	22,179,500	7,547,600	13,802,800	829,100
96	モ ル ジ ブ	1996. 7. 1	256,157	116,293	131,752	8,112
97	モ ン ゴ リ ア	1998.12.31	2,420,505	858,882	1,467,743	93,880
98	ミ ャ ン マ ー	1997. 7. 1	46,402,000	15,453,000	28,599,000	2,350,000
99	ネ パ ー ル	1999. 7. 1	22,367,048	9,117,687	12,467,682	781,679

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
24.22	65.90	9.88	32.65	29.30	51.75	36.75	15.00	40.81	51
35.39	59.96	4.42	25.66	21.63	66.40	59.03	7.37	12.48	52
27.20	65.82	6.98	32.44	32.92	51.93	41.32	10.61	25.67	53
42.62	54.33	3.05	22.40	18.11	84.07	78.46	5.61	7.15	54
31.30	63.17	5.54	28.29	25.15	58.31	49.54	8.77	17.69	55
24.53	65.27	10.20	33.24	29.88	53.22	37.58	15.63	41.60	56
30.79	59.82	9.39	29.75	25.33	67.18	51.48	15.70	30.49	57
32.06	62.23	5.70	27.28	23.68	60.68	51.52	9.16	17.79	58
37.18	56.31	6.51	25.91	20.73	77.60	66.03	11.57	17.52	59
26.99	66.56	6.45	30.38	27.60	50.24	40.54	9.70	23.92	60
21.51	65.77	12.73	36.26	35.23	52.05	32.70	19.35	59.18	61
28.90	61.69	9.41	31.33	27.37	62.09	46.84	15.25	32.55	62
40.00	56.07	3.93	24.30	19.79	78.36	71.34	7.01	9.83	63
29.60	64.55	5.85	28.81	25.20	54.93	45.86	9.07	19.77	64
28.45	64.38	7.17	30.67	28.31	55.33	44.20	11.13	25.19	65
32.73	62.56	4.71	27.22	24.04	59.85	52.31	7.53	14.40	66
33.83	61.47	4.70	26.53	22.87	62.67	55.03	7.64	13.89	67
15.64	76.33	7.96	36.23	35.13	30.91	20.49	10.42	50.87	68
41.62	54.84	3.54	23.55	19.19	82.35	75.89	6.46	8.51	69
34.41	60.96	4.63	26.34	22.48	64.04	56.44	7.60	13.46	70
32.91	62.23	4.86	26.89	23.84	60.71	52.90	7.81	14.76	71
24.85	62.35	12.80	34.51	31.30	60.39	39.85	20.54	51.53	72
34.04	61.51	4.45	26.72	23.11	62.57	55.34	7.23	13.07	73
25.96	65.46	8.59	31.99	29.57	52.78	39.66	13.12	33.08	74
31.84	62.68	5.48	28.22	25.32	59.53	50.79	8.74	17.21	75
30.73	67.13	2.14	26.06	26.34	48.96	45.77	3.19	6.96	76
34.47	62.77	2.76	25.18	23.69	59.31	54.91	4.40	8.02	77
42.82	53.72	3.46	23.40	18.05	86.15	79.71	6.44	8.07	78
23.94	68.43	7.63	32.82	31.21	46.14	34.99	11.15	31.88	79
17.17	71.65	11.19	36.99	36.55	39.57	23.96	15.62	65.18	80
22.80	69.35	7.85	33.17	32.71	44.20	32.88	11.32	34.43	81
23.22	65.48	11.30	35.04	33.52	52.72	35.46	17.26	48.68	82
24.07	65.51	10.43	34.35	32.00	52.65	36.74	15.92	43.32	83
35.17	60.32	4.51	26.49	22.43	65.77	58.29	7.48	12.82	84
31.20	64.34	4.46	27.55	24.09	55.43	48.50	6.93	14.30	85
39.51	56.12	4.32	24.61	19.42	78.10	70.40	7.70	10.94	86
28.65	61.56	9.79	31.52	27.56	62.44	46.55	15.90	34.15	87
14.36	67.67	17.97	41.80	41.79	47.77	21.23	26.55	125.08	88
39.60	57.70	2.70	23.21	19.77	73.31	68.63	4.68	6.82	89
28.35	64.92	6.72	30.41	27.26	54.02	43.67	10.36	23.71	90
27.88	66.56	5.55	30.44	27.84	50.23	41.89	8.35	19.92	91
21.65	71.22	7.13	32.92	31.64	40.40	30.39	10.01	32.94	92
26.75	71.82	1.43	27.72	28.71	39.23	37.24	1.99	5.35	93
35.15	59.40	5.45	26.54	22.45	68.36	59.19	9.18	15.50	94
34.03	62.23	3.74	26.31	23.11	60.69	54.68	6.01	10.98	95
45.40	51.43	3.17	22.11	17.14	94.42	88.27	6.16	6.98	96
35.48	60.64	3.88	25.27	21.75	64.91	58.52	6.40	10.93	97
33.30	61.63	5.06	27.25	23.67	62.25	54.03	8.22	15.21	98
40.76	55.74	3.49	24.18	19.66	79.40	73.13	6.27	8.57	99

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔 ア ジ ア 〕						
100	パキスタン	1998. 3. 2(C)	127,441,708	55,042,917	68,030,639	4,368,152
101	フィリピン	1995. 9. 1(C)	68,616,536	26,296,206	39,905,635	2,414,695
102	サウジアラビア	1992. 9.27(C)	16,948,388	7,076,130	9,438,083	434,175
103	シンガポール	2000. 6.30(C)	3,263,200	700,800	2,324,800	237,700
104	スリランカ	1998. 7. 1	18,774,000	6,609,000	11,355,000	810,000
105	シ拉里	2000. 7. 1	16,320,000	6,618,000	9,202,000	500,000
106	タジキスタン	1993. 7. 1	5,621,727	2,464,672	2,939,709	217,346
107	タイ	2000. 7. 1	60,617,200	14,621,500	42,280,800	3,714,900
108	トルコ	2000. 7. 1	65,293,000	19,525,000	42,124,000	3,644,000
109	トルクメニスタン	1995. 1.10(C) ¹⁾	4,483,251	1,811,069	2,503,810	165,515
110	ウズベキスタン	1999. 7. 1	23,953,922	9,441,494	13,496,664	1,015,764
111	ベトナム	1992.12.31	69,175,080	27,359,660	38,324,843	3,490,577
112	パレスチナ	1997.12.9(C) ¹⁾	2,601,669	1,223,196	1,286,947	90,219
113	イエメン	1997. 7. 1	16,484,000	7,745,000	8,166,000	573,000
〔 ヨーロッパ 〕						
114	アンドラ	1994.12.31	64,311	10,070	47,589	6,652
115	オーストリア	1999. 7. 1	8,092,254	1,370,410	5,470,762	1,251,082
116	ベラルーシ	2000. 1. 1	10,019,480	1,897,568	6,789,693	1,332,219
117	ベルギー	1999. 7. 1	10,226,419	1,805,018	6,715,128	1,706,271
118	ボスニア・ヘルツェゴビナ	1991. 7. 1	4,449,412	1,048,969	3,080,673	319,770
119	ブルガリア	1999. 7. 1	8,210,624	1,320,817	5,574,852	1,314,955
120	チャンネル諸島：					
121	ガーンシイ	1996. 3.31(C)	58,681	10,343	39,129	9,209
122	ジャージー	1996. 3.10(C)	85,150	14,117	59,073	11,960
123	クロアチア	1999. 7. 1	4,553,769	900,251	3,090,644	562,874
124	チェコ	1999.12.31	10,278,098	1,707,205	7,152,815	1,418,078
125	デンマーク	2000. 7. 1	5,337,344	987,434	3,558,379	791,531
126	エストニア	1999. 7. 1	1,442,390	263,750	970,943	207,697
127	フェロー諸島	1991. 7. 1	47,372	11,599	30,076	5,701
128	フィンランド	1999. 7. 1	5,165,474	947,073	3,455,409	762,995
129	フランス	1998. 1. 1	58,852,621	11,179,966	38,436,835	9,235,820
130	ドイツ	1999. 7. 1	82,056,926	12,959,817	55,980,056	13,117,029
131	ジブラルタル	1991.10.14(C)	26,703	5,242	17,882	3,579
132	ギリシャ	1998. 7. 1	10,516,366	1,639,774	7,117,116	1,759,476
133	ハンガリー	1999. 7. 1	10,067,507	1,730,939	6,868,748	1,467,839
134	アイスランド	1999. 7. 1	277,182	64,819	180,364	31,999
135	アイルランド	2000. 7. 1	3,786,931	824,349	2,538,599	423,983
136	マルタ	1996. 4.14(C)	71,714	12,624	45,925	13,165
137	イタリア	1999. 7. 1	57,646,255	8,328,556	39,033,299	10,284,405
138	ラトビア	1999. 7. 1	2,431,798	442,094	1,635,183	354,521
139	リヒテンシュタイン	1997.12.31	31,320	5,894	22,229	3,197
140	リトアニア	1999. 7. 1	3,699,660	742,315	2,468,913	488,432
141	ルクセンブルク	1999. 7. 1	432,450	81,633	289,053	61,764
142	マケドニア	1998. 7. 1	378,518	78,781	254,451	45,286
143	オランダ	1999. 7. 1	15,812,088	2,930,727	10,739,676	2,141,689
144	ノルウェー	1999. 7. 1	4,461,913	888,565	2,887,872	685,499
145	ポーランド	1999. 7. 1	38,653,625	7,711,129	26,321,883	4,620,613
146	ポルトガル	1999. 7. 1	9,988,520	1,677,580	6,784,530	1,526,410
147	モルドバ	2000. 1. 0	3,644,070	865,813	2,436,553	341,704
148	ルーマニア	1999. 7. 1 ¹⁾	22,458,022	4,207,852	15,290,167	2,927,238
149	ロシア	1999. 7. 1	145,943,393	27,218,744	100,457,868	18,266,781

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
43.19	53.38	3.43	23.21	18.29	87.33	80.91	6.42	7.94	100
38.32	58.16	3.52	24.51	20.44	71.95	65.90	6.05	9.18	101
41.75	55.69	2.56	22.94	19.67	79.57	74.97	4.60	6.14	102
21.48	71.24	7.28	34.04	34.11	40.37	30.14	10.22	33.92	103
35.20	60.48	4.31	25.84	21.94	65.34	58.20	7.13	12.26	104
40.55	56.38	3.06	23.36	18.51	77.35	71.92	5.43	7.56	105
43.84	52.29	3.87	22.83	18.11	91.23	83.84	7.39	8.82	106
24.12	69.75	6.13	31.56	30.15	43.37	34.58	8.79	25.41	107
29.90	64.52	5.58	28.45	24.93	55.00	46.35	8.65	18.66	108
40.40	55.85	3.69	23.73	19.71	78.94	72.33	6.61	9.14	109
39.42	56.34	4.24	24.52	20.09	77.48	69.95	7.53	10.76	110
39.55	55.40	5.05	24.77	19.79	80.50	71.39	9.11	12.76	111
47.02	49.47	3.47	21.31	16.41	102.06	95.05	7.01	7.38	112
46.98	49.54	3.48	21.36	16.23	101.86	94.84	7.02	7.40	113
15.66	74.00	10.34	36.23	34.09	35.14	21.16	13.98	66.06	114
16.93	67.60	15.46	39.37	37.86	47.92	25.05	22.87	91.29	115
18.94	67.76	13.30	37.24	36.21	47.57	27.95	19.62	70.21	116
17.65	65.66	16.68	39.58	38.62	52.29	26.88	25.41	94.53	117
23.58	69.24	7.19	32.68	30.29	44.43	34.05	10.38	30.48	118
16.09	67.90	16.02	39.64	39.01	47.28	23.69	23.59	99.56	119
17.63	66.68	15.69	39.08	37.56	49.97	26.43	23.53	89.04	120
16.58	69.38	14.05	38.69	36.86	44.14	23.90	20.25	84.72	121
19.77	67.87	12.36	37.29	35.93	47.34	29.13	18.21	62.52	122
16.61	69.59	13.80	38.48	37.46	43.69	23.87	19.83	83.06	123
18.50	66.67	14.83	39.18	38.40	49.99	27.75	22.24	80.16	124
18.29	67.31	14.40	38.28	37.06	48.56	27.16	21.39	78.75	125
24.48	63.49	12.03	34.08	31.27	57.52	38.57	18.96	49.15	126
18.33	66.89	14.77	39.06	39.05	49.49	27.41	22.08	80.56	127
19.00	65.31	15.69	38.42	37.03	53.12	29.09	24.03	82.61	128
15.79	68.22	15.99	40.66	39.54	46.58	23.15	23.43	101.21	129
19.63	66.97	13.40	37.35	36.13	49.33	29.31	20.01	68.28	130
15.59	67.68	16.73	39.92	38.34	47.76	23.04	24.72	107.30	131
17.19	68.23	14.58	38.62	37.95	46.57	25.20	21.37	84.80	132
23.38	65.07	11.54	34.56	32.59	53.68	35.94	17.74	49.37	133
21.77	67.04	11.20	34.74	31.99	49.17	32.47	16.70	51.43	134
17.60	64.04	18.36	40.49	39.44	56.15	27.49	28.67	104.29	135
14.45	67.71	17.84	41.26	39.83	47.68	21.34	26.35	123.48	136
18.18	67.24	14.58	38.58	37.41	48.72	27.04	21.68	80.19	137
18.82	70.97	10.21	36.28	35.33	40.90	26.51	14.38	54.24	138
20.06	66.73	13.20	36.95	35.27	49.85	30.07	19.78	65.80	139
18.88	66.84	14.28	38.27	37.33	49.61	28.24	21.37	75.66	140
20.81	67.22	11.96	36.45	35.95	48.76	30.96	17.80	57.48	141
18.53	67.92	13.54	38.13	37.18	47.23	27.29	19.94	73.08	142
19.91	64.72	15.36	38.21	36.70	54.51	30.77	23.74	77.15	143
19.95	68.10	11.95	36.08	34.96	46.85	29.30	17.55	59.92	144
16.80	67.92	15.28	38.56	36.68	47.22	24.73	22.50	90.99	145
23.76	66.86	9.38	33.49	31.19	49.56	35.53	14.02	39.47	146
18.74	68.08	13.03	36.92	34.52	46.66	27.52	19.14	69.57	147
18.65	68.83	12.52	37.22	36.52	45.28	27.09	18.18	67.11	148

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔ヨーロッパ〕						
150	サンマリノ	2000. 7. 1	26,941	4,018	18,580	4,343
151	スロバキア	1999. 7. 1	5,395,324	1,086,075	3,696,411	612,838
152	スロベニア	1999. 7. 1	1,985,557	325,303	1,388,107	272,147
153	スเปน	1999. 7. 1	39,418,017	5,996,400	26,892,919	6,528,698
154	スウェーデン	1999. 7. 1	8,857,876	1,644,090	5,678,783	1,535,178
155	スイス	1999. 7. 1	7,143,991	1,207,196	4,816,990	1,119,805
156	マケドニア	1999. 7. 1 ¹⁾	2,017,142	459,651	1,359,438	195,510
157	ウクライナ	1999. 1. 1	49,850,926	9,236,834	33,698,605	6,915,487
158	イギリス	1999. 7. 1	59,500,915	11,387,173	38,820,616	9,293,126
159	ユーゴスラビア	1998. 7. 1	10,616,886	2,190,201	7,028,073	1,398,612
〔オセアニア〕						
160	オーストラリア	2000. 7. 1	19,157,037	3,921,263	12,875,540	2,360,234
161	クック諸島	1996.12.10(C)	18,034	6,467	10,621	946
162	仏領ポリネシア	1999. 1. 1	227,525	73,789	144,655	9,081
163	マーシャル諸島	1995. 7. 1	55,575	27,323	26,840	1,412
164	ミクロネシア連邦	1994. 9.18(C)	105,506	45,933	55,778	3,795
165	ニューカレドニア	1994. 7. 1	183,759	57,169	117,048	9,542
166	ニュージーランド	2000. 7. 1	3,830,800	876,510	2,503,210	451,080
167	ニウエ	1997. 8.17(C)	2,088	682	1,233	173
168	パラオ	1995. 9. 9(C)	17,225	4,840	11,406	979
169	トンガ	1999.11.30	99,821	37,901	56,488	5,431
170	トウバール	1991.11.17(C)	9,043	3,135	5,370	538

UN. *Demographic Yearbook*, 2000年版に掲載 (Table 7: 掲載年次1991～2000年) の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、人口総数が1,000人未満およびここに示すような指標の算定が不能の国は除いている。

表中、期日の後の(C)はセンサスの結果であることを示し、他はすべて推計人口で、イタリック体は信頼性に疑問のある推計値であることを示す。

1) 人口総数に年齢不詳を含む。 2) 総務省統計局『平成13年 人口推計年報』による。

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0～14歳	15～64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
14.91	68.97	16.12	40.56	39.25	45.00	21.63	23.37	108.09	150
20.13	68.51	11.36	35.55	33.72	45.96	29.38	16.58	56.43	151
16.38	69.91	13.71	38.47	37.60	43.04	23.44	19.61	83.66	152
15.21	68.22	16.56	39.44	37.19	46.57	22.30	24.28	108.88	153
18.56	64.11	17.33	40.12	39.23	55.99	28.95	27.03	93.38	154
16.90	67.43	15.67	39.91	38.92	48.31	25.06	23.25	92.76	155
22.79	67.39	9.69	34.03	32.08	48.19	33.81	14.38	42.53	156
18.53	67.60	13.87	38.05	37.02	47.93	27.41	20.52	74.87	157
19.14	65.24	15.62	38.72	37.23	53.27	29.33	23.94	81.61	158
20.63	66.20	13.17	36.64	35.28	51.06	31.16	19.90	63.86	159
20.47	67.21	12.32	36.48	35.17	48.79	30.46	18.33	60.19	160
35.86	58.89	5.25	26.98	22.95	69.80	60.89	8.91	14.63	161
32.43	63.58	3.99	27.37	24.68	57.29	51.01	6.28	12.31	162
49.16	48.30	2.54	20.29	15.36	107.06	101.80	5.26	5.17	163
43.54	52.87	3.60	22.89	17.78	89.15	82.35	6.80	8.26	164
31.11	63.70	5.19	28.13	24.62	56.99	48.84	8.15	16.69	165
22.88	65.34	11.78	35.50	34.29	53.04	35.02	18.02	51.46	166
32.66	59.05	8.29	30.97	27.02	69.34	55.31	14.03	25.37	167
28.10	66.22	5.68	29.38	28.05	51.02	42.43	8.58	20.23	168
37.97	56.59	5.44	25.64	20.18	76.71	67.10	9.61	14.33	169
34.67	59.38	5.95	27.75	25.29	68.40	58.38	10.02	17.16	170

参考表 主要国の65歳以上人口割合の高い順：人口総数500万人以上

順位	国・地域	(年)	65歳以上人口割合(%)	順位	国・地域	(年)	65歳以上人口割合(%)
1	日本	(2001)	17.97	46	ベトナム	(1992)	5.05
2	イタリア	(1999)	17.84	47	モロッコ	(2000)	5.04
3	スウェーデン	(1999)	17.33	48	エルサルバドル	(1999)	4.89
4	ギリシャ	(1998)	16.73	49	南アフリカ	(1996)	4.77
5	ベルギー	(1999)	16.68	50	コロンビア	(2000)	4.71
6	スペイン	(1999)	16.56	51	エクアドル	(2000)	4.70
7	ブルガリア	(1999)	16.02	52	ペルー	(1998)	4.63
8	ドイツ	(1999)	15.99	53	インド	(2000)	4.51
9	フランス	(1998)	15.69	54	アルジェリア	(1998)	4.46
10	スイス	(1999)	15.67	55	インドネシア	(1997)	4.46
11	イギリス	(1999)	15.62	56	ベネズエラ	(2000)	4.45
12	オーストリア	(1999)	15.46	57	メキシコ	(1995)	4.42
13	ポルトガル	(1999)	15.28	58	イラン	(1996)	4.32
14	デンマーク	(2000)	14.83	59	スリランカ	(1998)	4.31
15	フィンランド	(1999)	14.77	60	ウズベキスタン	(1999)	4.24
16	ハンガリー	(1999)	14.58	61	セネガル	(1993)	4.20
17	ウクライナ	(1999)	13.87	62	ブルンジ	(1993)	4.13
18	チェコ	(1999)	13.80	63	マラウイ	(1998)	3.97
19	オランダ	(1999)	13.54	64	ボリビア	(1998)	3.93
20	ベラルーシ	(2000)	13.30	65	タジキスタン	(1993)	3.87
21	ユーゴスラビア	(1998)	13.17	66	ドミニカ共和国	(1995)	3.85
22	ルーマニア	(1999)	13.03	67	ハイチ	(1999)	3.85
23	アメリカ合衆国	(1998)	12.73	68	ブルキナファソ	(1996)	3.74
24	ロシア	(1999)	12.52	69	マレーシア	(1998)	3.74
25	カナダ	(1998)	12.33	70	グアテマラ	(2000)	3.55
26	オーストラリア	(2000)	12.32	71	フィリピン	(1995)	3.52
27	ポーランド	(1999)	11.95	72	ネパール	(1999)	3.49
28	スロバキア	(1999)	11.36	73	イエメン	(1997)	3.48
29	ホンコン	(2000)	11.19	74	カンボジア	(1998)	3.46
30	ゲルジア	(1993)	10.43	75	パキスタン	(1998)	3.43
31	イスラエル	(2000)	9.79	76	エジプト	(1999)	3.39
32	キューバ	(1998)	9.64	77	チャド	(1993)	3.37
33	アルゼンチン	(1995)	9.41	78	ウガンダ	(1991)	3.34
34	中国	(1999)	7.63	79	ルワンダ	(1991)	3.17
35	チリ	(2000)	7.17	80	シリア	(2000)	3.06
36	韓国	(2000)	7.13	81	エチオピア	(1999)	3.06
37	カザフスタン	(1999)	6.72	82	ベニン	(2000)	3.05
38	タイ	(2000)	6.13	83	ニカラグア	(2000)	3.05
39	ブラジル	(2000)	5.85	84	ジンバブエ	(1999)	2.82
40	チュニジア	(1998)	5.71	85	ナイジェリア	(2000)	2.81
41	トルコ	(2000)	5.58	86	ヨルダン	(2000)	2.70
42	北朝鮮	(1993)	5.55	87	スーダン	(1993)	2.63
43	アゼルバイジャン	(1999)	5.48	88	サウジアラビア	(1992)	2.56
44	ガナ	(2000)	5.28	89	モザンビーク	(1998)	2.44
45	ミャンマー	(1997)	5.06	90	ザンビア	(1999)	2.35

主要国女子の年齢別出生率および 合計特殊出生率：最新資料

国や地域の出生力水準を簡潔に表す指標として代表的なものに合計特殊出生率（TFR：total fertility rate）がある。本資料では最新の主要国の合計特殊出生率，及び合計特殊出生率の算定の基礎となる女子の年齢別出生率（age-specific fertility rate）を収録している。資料の作成には以下の2つの統計資料を用いた。一つは国際連合の「世界人口年鑑2000年版」（United Nations, *Demographic Yearbook, 2000*）から得られる主要国の最新の年齢別出生率である。第二の資料は欧州理事会の人口年次報告書の2002年版（Council of Europe, *Recent Demographic Developments in the Member of Council of Europe, 2002*）に掲載されている，各加盟国に関する1970年から現在までの合計特殊出生率及び純再生産率（NRR：net reproduction rate）である。表示した国の配列はそれぞれの原典の配列をそのまま採用した。（坂東里江子）

統計利用上の注意

「世界人口年鑑2000年版」によるデータについては，以下の諸点に注意して利用されたい。原表（表11）には利用可能な最新の年次について各国・地域別女子の年齢別出生率・総出生率が示されている。

女子の年齢別出生数は一般に15歳未満および50歳以上の年齢では少ないため，20歳未満および45歳以上についての出生率はそれぞれ15～19歳，45～49歳の女子人口を分母として計算されている。年齢不詳の母による出生は年齢の判明している母の出生分布に従って，国連統計局によって比例配分されている。しかし，出生数の10%以上が年齢不詳である場合はその旨が注記してある。

出生率の算定に用いられた女子の年齢別人口は，センサスまたは実査に基づいた人口，あるいは推計による人口である。この人口データの採用の優先順位は，第一に出生数のデータと同年次の年央推計人口，第二は同年次のセンサス結果，第三はその年の年央以外の時点についての推計人口となっている。

原表に掲載されている出生率は，ある年における出生数が少なくとも100以上の国や地域に限定されている。年齢階級別の出生数が30あるいはそれ未満の出生数に基づく率は「◆」の符号が付されている。また，原表では，出生登録が発生件数の90%未満の不完全データと登録の完全性が不明なデータはイタリック（斜字体）で示されているが，本資料では信頼性の面から掲載を省略した。表に示されている出生率は各種の制約をもつが，とくに留意すべき点は，その登録システムが実際に発生した出生数のどれだけを把握しているかを示す登録率，出生登録以前の死亡あるいは出生後24時間以内に死亡した乳児のデータの扱い，及び母の年齢の定義とその信頼性の3点である。さらに，掲載されている出生率の一部は出生の発生時ではなく登録時によって集計されたデータを基にしているが，このような場合には符号「+」で示してある。

欧州理事会のデータは，登録や精度について比較的問題がないと思われる。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次

国・地域	(年)	女子の年齢別出生率(%)						合計特殊出生率	
		20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳		45歳以上 ²⁾
[アフリカ]									
ベニン	(1992)	276.4	305.1	141.4	84.6	37.0	24.8	5.9	4.38
カーボベルデ	(1990)	84.7	167.7	183.1	150.7	123.9	52.9	13.4	3.88
エジプト	(1996)	15.0	167.6	236.5	179.9	108.4	33.0	10.2	3.75
モーリシャス	(1997) ⁺	36.9	127.7	122.8	75.8	35.0	8.3	◆ 0.8	2.04
チュニジア	(1998)	7.5	66.0	112.3	110.3	64.7	21.2	3.4	1.93
ジンバブエ	(1992)	82.1	217.9	205.6	179.9	144.7	80.3	31.5	4.71
[北アメリカ]									
バハマ	(1994)	61.0	120.8	114.0	102.2	59.9	14.9	◆ 4.0	2.38
カナダ	(1997)	20.2	64.0	103.8	84.4	32.5	5.2	0.2	1.55
キューバ	(1998)	55.0	97.2	89.9	54.1	21.0	2.9	0.2	1.60
エルサルバドル	(1999)	101.4	149.1	129.1	92.2	59.4	22.9	3.9	2.79
グリーンランド	(1999)	44.3	160.3	106.9	87.7	50.0	16.3	◆ 2.0	2.34
ガアテマラ	(1998)	118.9	225.6	212.3	176.6	142.4	65.8	15.6	4.79
ジャマイカ	(1995) ⁺	98.6	141.1	125.8	96.9	57.6	17.9	1.3	2.70
マルチニーク	(1992)	28.0	88.5	113.9	92.9	49.5	12.2	◆ 0.8	1.93
パナマ	(1998)	94.4	144.2	129.6	94.3	48.8	13.1	1.9	2.63
プエルトリコ	(1999)	73.8	111.4	93.3	62.3	27.0	5.4	0.3	1.87
セントキッツ・ネイビス	(1996) ⁺	74.2	126.4	122.6	83.3	59.2	◆ 15.0	◆ 2.2	2.41
セントルシア	(1998)	57.3	106.4	107.1	83.4	49.8	18.3	◆ 0.6	2.11
セントビンセント＝ グレナディーン	(1999)	72.7	128.7	97.2	88.8	73.1	18.9	◆ 1.2	2.40
トリニダード＝トバゴ	(1997)	43.3	97.0	88.0	70.0	35.3	9.4	◆ 0.6	1.72
アメリカ合衆国	(1998)	52.1	111.2	115.9	87.4	37.4	7.3	0.4	2.06
米領バーミン諸島	(1990)	78.5	183.5	177.0	114.8	44.0	10.9	◆ 0.6	3.05
[南アメリカ]									
アルゼンチン	(1995)	63.7	128.9	136.0	107.0	57.7	17.6	1.8	2.56
チリ	(1999)	64.9	99.8	106.4	84.0	48.5	13.1	0.7	2.09
仏領ギアナ	(1999)	102.7	203.7	195.0	151.9	94.4	28.1	◆ 2.9	3.89
スリナム	(1995)	75.1	150.2	120.4	70.0	43.1	13.0	◆ 3.2	2.38
ウルグアイ	(1996)	74.2	121.5	128.5	97.3	53.9	16.3	1.2	2.46
[アジア]									
アルメニア	(1998)	34.6	117.9	63.2	28.0	12.4	3.1	◆ 0.2	1.30
アゼルバイジャン	(1999)	32.2	132.4	98.7	50.5	21.7	6.1	1.3	1.71
ブルネイダルサラーム	(1992)	41.0	142.3	175.2	135.7	83.9	27.5	◆ 5.3	3.05
ホンコン特別行政区	(1999)	4.9	27.0	53.9	53.4	24.7	4.0	0.2	0.84
マカオ特別行政区	(2000)	5.4	25.7	63.7	56.4	25.6	4.6	◆ 0.1	0.91
キプロス	(1999)	10.9	76.9	118.0	79.7	31.2	6.3	◆ 0.7	1.62
イスラエル	(1999)	17.5	118.5	186.9	158.7	84.7	20.2	1.6	2.94
日本	(2000) ³⁾	5.5	39.9	99.5	93.5	32.1	3.9	0.1	1.36
カザフスタン	(1999)	31.8	124.1	101.7	61.1	25.7	5.8	0.5	1.75
韓国	(1999)	3.1	48.0	154.9	73.0	15.1	2.2	0.2	1.48
クウェート	(1998)	20.8	131.5	147.3	113.7	71.0	31.2	6.4	2.61
キルギスタン	(1999)	40.5	186.6	154.2	105.9	51.2	14.6	3.1	2.78
マレーシア(半島マレーシア)	(1990)	18.5	123.9	203.3	170.5	105.8	39.3	4.4	3.33
モルジブ	(1996)	54.4	190.9	176.5	137.7	114.2	40.0	◆ 6.8	3.60
パキスタン	(1997)	52.3	231.0	273.2	211.2	142.9	68.4	30.7	5.05
シンガポール	(2000)	9.2	43.3	113.4	113.6	45.4	7.8	0.2	1.66

United Nations, *Demographic Yearbook, 2000*, New York, 2002, 第11表による。1) 率は15～19歳女子人口により計算されている。2) 率は45～49歳女子人口により計算されている。3) 厚生労働省統計情報部「人口動態統計」に基づくデータ。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次（つづき）

国・地域	(年)	女子の年齢別出生率(%)						合計特殊出生率		
		20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳		45歳以上 ²⁾	
[アジア]										
スリランカ	(1996) ⁺	29.1	88.7	129.1	110.9	81.8	20.0	2.4	2.31	
タジキスタン	(1993)	53.9	271.9	225.5	159.6	93.6	35.7	6.9	4.24	
トルコ	(1997)	50.0	173.6	144.9	73.3	36.1	15.5	3.4	2.48	
ウズベキスタン	(1999)	27.5	228.2	170.5	92.8	34.7	8.3	0.9	2.81	
[ヨーロッパ]										
オーストリア	(1999)	13.1	66.8	91.7	62.8	24.4	4.9	0.2	1.32	
ベラルーシ	(1999)	29.0	106.0	73.1	32.4	10.0	2.0	◆	0.1	1.26
ベルギー	(1992)	11.9	75.1	140.8	77.2	23.0	3.6	◆	0.2	1.66
ボスニアヘルツェゴビナ	(1991)	38.0	128.0	104.0	54.4	19.4	4.4	◆	0.7	1.74
ブルガリア	(1997)	45.1	85.2	56.9	22.4	7.3	1.6	◆	0.1	1.09
クロアチア	(1998)	16.5	86.9	96.5	60.6	25.1	4.9	◆	0.3	1.45
チェコ	(1999)	15.7	73.4	83.7	39.6	12.9	2.0	◆	0.1	1.14
デンマーク	(1999)	8.1	53.6	126.9	110.2	43.2	6.0	◆	0.2	1.74
エストニア	(1997)	29.4	85.3	75.8	38.1	15.4	3.9	◆	0.1	1.24
フィンランド	(1998)	9.2	59.5	116.9	100.3	44.1	8.8	◆	0.5	1.70
フランス	(1993)	7.9	60.6	127.3	90.7	36.2	7.6	◆	0.5	1.65
ドイツ	(1997)	9.6	54.7	90.2	80.2	31.3	5.4	◆	0.3	1.36
ギリシャ	(1998)	11.8	53.2	89.6	71.9	26.4	4.9	◆	0.5	1.29
ハンガリー	(1999)	24.3	72.4	90.4	51.1	17.5	3.1	◆	0.1	1.29
アイスランド	(1998)	24.5	88.5	131.1	104.5	49.9	10.8	◆	0.2	2.05
アイルランド	(1999)	19.9	48.3	94.5	132.4	69.8	13.0	◆	0.6	1.89
イタリア	(1995)	6.8	36.5	80.6	75.7	32.2	6.2	◆	0.3	1.19
ラトビア	(1999)	18.7	79.2	73.3	39.2	16.4	4.0	◆	0.2	1.16
リヒテンシュタイン	(1997)	2.0	62.1	101.0	104.8	48.6	7.8	◆	0.9	1.64
リトアニア	(1999)	25.5	95.7	81.2	44.9	17.7	4.2	◆	0.2	1.35
ルクセンブルク	(1998)	9.7	63.3	112.6	104.7	39.4	6.0	◆	0.2	1.68
マルタ	(1998)	17.2	70.1	135.1	100.8	38.7	9.3	◆	0.3	1.86
オランダ	(1998)	6.3	38.6	108.7	123.7	44.3	5.9	◆	0.2	1.64
ノルウェー	(1999)	11.7	68.3	129.2	110.3	44.2	7.0	◆	0.2	1.85
ポーランド	(1999)	17.5	85.6	92.8	51.1	21.1	4.9	◆	0.2	1.37
ポルトガル	(1997)	21.3	61.7	97.8	77.1	29.1	5.6	◆	0.4	1.47
モルドバ	(1996)	53.2	127.7	85.2	37.7	13.7	2.9	◆	0.2	1.60
ルーマニア	(1998)	40.9	96.9	77.6	36.3	11.7	2.8	◆	0.2	1.33
ロシア	(1999)	29.3	92.6	64.9	32.5	11.2	2.2	◆	0.1	1.16
スロバキア	(1999)	25.6	90.5	89.9	42.4	15.3	2.8	◆	0.1	1.33
スロベニア	(1999)	7.9	60.8	97.8	55.3	17.5	2.9	◆	0.2	1.21
スペイン	(1997)	7.9	25.0	73.4	89.7	35.3	5.6	◆	0.3	1.19
スウェーデン	(1999)	4.9	41.8	99.5	96.3	46.9	9.5	◆	0.4	1.50
スイス	(1998)	5.6	47.9	106.8	96.8	36.1	5.7	◆	0.2	1.50
旧ユーゴスラビア	(1999)	30.8	124.8	121.7	55.6	17.3	2.9	◆	0.3	1.77
マケドニア										
ウクライナ	(1998)	41.7	100.4	58.7	25.6	9.0	2.0	◆	0.1	1.19
イギリス	(1999)	30.7	72.4	98.9	89.0	39.5	7.6	◆	0.4	1.69
ユーゴスラビア	(1998)	26.7	110.0	111.3	64.0	24.6	4.7	◆	0.5	1.71
[オセアニア]										
オーストラリア	(1998) ⁺	18.5	60.0	111.2	107.2	45.7	8.0	◆	0.3	1.75
マーシャル諸島	(1995)	90.4	241.4	200.4	123.3	57.9	◆	◆	1.3	3.68
ニューカレドニア	(1994)	33.9	140.3	182.3	130.0	60.8	16.4	◆	1.1	2.82
ニュージーランド	(2000) ⁺	28.8	78.4	115.6	115.5	53.4	10.2	◆	0.4	2.01

表2 主要国の合計特殊出生率の低い順：最新年次

国・地域	(年)	合計特殊出生率	国・地域	(年)	合計特殊出生率
ホンコン特別行政区	(1999)	0.84	オーストラリア	(1998)	1.75
マカオ特別行政区	(2000)	0.91	旧ユーゴスラビア＝マケドニア	(1999)	1.77
ブルガリア	(1997)	1.09	ノルウェー	(1999)	1.85
チエコ	(1999)	1.14	マルタ	(1998)	1.86
ラトビア	(1999)	1.16	プエルトリコ	(1999)	1.87
ロシア	(1999)	1.16	アイルランド	(1999)	1.89
スベイン	(1997)	1.19	チュニジア	(1998)	1.93
ウクライナ	(1998)	1.19	マルチニーク	(1992)	1.93
イタリヤ	(1995)	1.19	ニュージーランド	(2000)	2.01
スロベニア	(1999)	1.21	モーリシャス	(1997)	2.04
エストニア	(1997)	1.24	アイスランド	(1998)	2.05
ベラルーシ	(1999)	1.26	アメリカ合衆国	(1998)	2.06
ギリシャ	(1998)	1.29	チリ	(1999)	2.09
ハンガリー	(1999)	1.29	セントルシア	(1998)	2.11
アルメニア	(1998)	1.30	スリランカ	(1996)	2.31
オーストリア	(1999)	1.32	グリーンランド	(1999)	2.34
ルーマニア	(1998)	1.33	スリナム	(1995)	2.38
スロバキア	(1999)	1.33	バハマ	(1994)	2.38
リトアニア	(1999)	1.35	セントビンセント＝グレナディーン	(1999)	2.40
ドバイ	(1997)	1.36	セントキッツ・ネイビス	(1996)	2.41
日本	(2000)	1.36	ウルグアイ	(1996)	2.46
ポーランド	(1999)	1.37	トルコ	(1997)	2.48
クロアチア	(1998)	1.45	アルゼンチン	(1995)	2.56
ポルトガル	(1997)	1.47	クウェート	(1998)	2.61
韓国	(1999)	1.48	パナマ	(1998)	2.63
スイス	(1998)	1.50	ジャマイカ	(1995)	2.70
スウェーデン	(1999)	1.50	キルギスタン	(1999)	2.78
カナダ	(1997)	1.55	エルサルバドル	(1999)	2.79
キューバ	(1998)	1.60	ウズベキスタン	(1999)	2.81
モルドバ	(1996)	1.60	ニューカレドニア	(1994)	2.82
キプロス	(1999)	1.62	イスラエル	(1999)	2.94
リヒテンシュタイン	(1997)	1.64	米領バージン諸島	(1990)	3.05
オランダ	(1998)	1.64	ブルネイダラサラム	(1992)	3.05
フランス	(1993)	1.65	マレーシア半島マレーシア	(1990)	3.33
ベルギー	(1992)	1.66	モルジブ	(1996)	3.60
シンガポール	(2000)	1.66	マーシャル諸島	(1995)	3.68
ルクセンブルク	(1998)	1.68	エジプト	(1996)	3.75
イギリス	(1999)	1.69	カーボベルデ	(1990)	3.88
フィンランド	(1998)	1.70	仏領ギアナ	(1999)	3.89
ユーゴスラビア	(1998)	1.71	タジキスタン	(1993)	4.24
アゼルバイジャン	(1999)	1.71	ベニン	(1992)	4.38
トリニダード＝トバゴ	(1997)	1.72	ジンバブエ	(1992)	4.71
デンマーク	(1999)	1.74	ガアテマラ	(1998)	4.79
ボスニアヘルツェゴビナ	(1991)	1.74	パキスタン	(1997)	5.05
カザフスタン	(1999)	1.75			

United Nations, *Demographic Yearbook, 2000*, New York, 2002, による。
 日本は厚生労働省統計情報部「人口動態統計」に基づく。

表3 欧州理事会構成国の合計特殊出生率：1970～2001年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコ	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	2.29	2.25	2.17	2.54	1.90	1.95	2.16	1.83
1975	1.83	1.74	2.22	2.02	2.40	1.92	2.04	1.68
1980	1.65	1.68	2.05	2.46	2.10	1.55	2.02	1.63
1985	1.47	1.51	1.98	2.38	1.96	1.45	2.12	1.64
1990	1.45	1.62	1.82	2.42	1.90	1.67	2.04	1.78
1995	1.40	1.55	1.23	2.13	1.28	1.80	1.32	1.81
1999	1.32	1.61	1.23	1.84	1.13	1.73	1.28	1.74
2000	1.34	1.66	1.26	1.83	1.14	1.77	1.39	1.73
2001	1.31	…	1.24	…	1.14	1.74	1.34	1.73
年次	フランス	ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア	リトアニア
1970	2.47	2.03	2.40	1.98	2.81	3.85	2.43	2.39
1975	1.93	1.48	2.32	2.35	2.65	3.43	2.21	2.18
1980	1.95	1.56	2.23	1.91	2.48	3.24	1.64	1.99
1985	1.81	1.37	1.67	1.85	1.94	2.48	1.42	2.09
1990	1.78	1.45	1.39	1.87	2.30	2.11	1.33	2.02
1995	1.71	1.25	1.32	1.57	2.08	1.84	1.20	1.49
1999	1.79	1.36	1.28	1.28	1.99	1.90	1.22	1.35
2000	1.89	1.38	1.29	1.32	2.08	1.88	1.24	1.33
2001	1.90	1.42	…	1.31	…	1.97	…	1.30
年次	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア	ロシア
1970	1.97	…	2.57	2.50	2.26	3.01	2.89	2.00
1975	1.55	2.17	1.66	1.98	2.26	2.75	2.60	1.97
1980	1.49	1.98	1.60	1.72	2.26	2.25	2.43	1.86
1985	1.38	1.99	1.51	1.68	2.32	1.72	2.32	2.05
1990	1.60	2.04	1.62	1.93	2.05	1.57	1.84	1.90
1995	1.69	1.82	1.53	1.87	1.62	1.40	1.34	1.34
1999	1.73	1.72	1.65	1.84	1.37	1.50	1.30	1.17
2000	1.76	1.66	1.72	1.85	1.34	1.55	1.31	1.21
2001	1.66	1.45	1.71	1.78	1.29	1.46	1.24	1.25
年次	サンマリノ	スロバキア	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	2.23	2.40	2.12	2.88	1.92	2.10	5.68	2.43
1975	1.91	2.53	2.17	2.80	1.77	1.61	5.09	1.81
1980	1.46	2.31	2.10	2.20	1.68	1.55	4.36	1.89
1985	1.14	2.26	1.71	1.64	1.74	1.52	3.59	1.79
1990	1.31	2.09	1.46	1.36	2.13	1.58	2.99	1.83
1995	1.11	1.52	1.29	1.18	1.73	1.48	2.62	1.71
1999	1.29	1.33	1.21	1.20	1.50	1.48	2.60	1.68
2000	1.24	1.29	1.26	1.24	1.54	1.50	2.52	1.65
2001	…	1.20	1.21	1.26	1.57	1.41	2.51	1.63

注：…データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 2002*, December 2002

表4 欧州理事会構成国の純再生産率：1970～2001年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコ	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	1.08	1.06	1.02	1.18	0.90	0.95	1.03	0.87
1975	0.86	0.83	1.05	0.94	1.14	0.92	0.99	0.80
1980	0.79	0.80	0.97	1.12	1.00	0.74	0.95	0.78
1985	0.71	0.72	0.94	1.11	0.94	0.70	1.01	0.79
1990	0.70	0.78	0.87	1.16	0.91	0.80	0.97	0.86
1995	0.67	0.75	0.59	1.03	0.61	0.87	0.63	0.87
1999	0.63	…	0.59	0.89	0.55	0.84	0.61	0.84
2000	0.65	…	0.60	0.88	0.55	0.85	0.66	0.83
2001	0.63	…	0.59	…	0.55	0.84	0.64	0.83
年次	フランス	ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア	リトアニア
1970	1.17	0.96	1.13	0.92	1.32	1.81	1.14	1.11
1975	0.92	0.70	1.10	1.10	1.26	1.60	1.05	1.01
1980	0.93	0.75	1.06	0.90	1.19	1.52	0.78	0.96
1985	0.87	0.66	0.80	0.88	0.94	1.19	0.68	0.99
1990	0.85	0.70	0.67	0.89	1.11	1.01	0.64	0.97
1995	0.82	0.60	0.63	0.75	1.00	0.89	0.58	0.71
1999	0.86	0.66	0.62	0.62	0.96	0.91	…	0.65
2000	0.91	0.69	…	0.63	1.01	0.90	…	0.64
2001	…	…	…	0.63	…	0.95	…	0.62
年次	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア	ロシア
1970	0.93	1.08	1.22	1.20	1.01	1.35	1.32	0.95
1975	0.73	1.06	0.80	0.95	1.06	1.19	1.20	0.92
1980	0.71	1.07	0.77	0.83	1.07	1.06	1.13	0.88
1985	0.66	1.07	0.73	0.81	1.10	0.82	1.08	0.99
1990	0.77	0.98	0.78	0.93	0.97	0.75	0.86	0.90
1995	0.81	0.98	0.74	0.90	0.77	0.67	0.63	0.63
1999	0.84	0.86	0.80	0.89	0.66	0.72	0.62	0.55
2000	0.85	0.84	0.83	0.89	0.64	0.75	0.62	0.57
2001	0.80	0.70	0.82	0.86	0.62	0.70	…	0.59
年次	サンマリノ	スロバキア	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	1.04	1.13	1.00	1.36	0.92	1.00	2.69	1.16
1975	0.89	1.19	1.03	1.32	0.85	0.77	2.53	0.86
1980	0.68	1.10	1.00	1.05	0.81	0.74	2.26	0.91
1985	0.53	1.08	0.82	0.79	0.84	0.73	2.05	0.86
1990	0.58	1.00	0.70	0.65	1.03	0.76	1.33	0.88
1995	0.48	0.73	0.62	0.57	0.84	0.71	1.25	0.82
1999	…	0.64	0.59	0.58	0.72	0.71	1.20	0.81
2000	…	0.62	0.61	0.60	0.75	0.72	1.16	0.79
2001	…	0.58	0.59	…	0.76	0.68	1.10	…

注：…データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 2002*, December 2002

 書 評 ・ 紹 介

김두섭 · 박상태 · 은기수 편

『한국의 인구』

대전, 통계청, 2002, 729pp. (2 Vols.)

『韓国の人口』と題された韓国統計庁発行の本書は、韓国の人口学者が総力を結集した成果で、現在の韓国人口学の到達水準を示す重要文献である。各章が扱うトピックも、「センサス」「人口増加と人口転換」「出生力」「死亡力」「国際移動」「性・年齢構造」「婚姻状態」「家族と世帯」「教育水準」「職業と産業」「労働力」「高齢者」「分布と移動」「都市化」「通勤・通学と昼間人口」「宗教」「情報化」「人口推計」「人口政策」と多岐にわたる。

2001年の韓国の合計出生率は1.30で、日本の1.33を下回るに至った。전광희の第3章「出生力」では、こうした極低水準への低下に対し、過酷な競争・大衆消費社会・女性の経済力向上・既婚女性の就業と出産・育児の葛藤・中産階層の生活様式への規範的圧力といった社会学的分析を加えている。ただし形式人口学的な要因分解では、バリティや結婚期間を考慮しない年齢別有配偶出生率を用いており、有配偶出生力の効果を過小評価していると思われる。また中絶や婚外出生に関するデータが乏しいことも、人口学的分析を難しくしている。

김태현の第4章「死亡力」では、死亡率の性・年齢パターンの人口学的分析に加え、差別死亡率と死因構造を分析している。韓国の1999年の平均寿命は男子71.71歳・女子79.22歳であり、2000年の三大死因は悪性新生物・脳血管疾患・心臓疾患の順で、完全に先進国型の死亡パターンになっている。

권태환の第5章「国際移動と海外韓人社会」は、李朝後期以後の出移民史を叙述した上で、中国・日本・米国における韓人社会の現状を分析している。国内にほとんど外国人集団を持たない韓国では、国際移動に関する叙述はこのように出移民中心にならざるを得ないが、OECD諸国中では稀有な例だろう。

韓国では1980年代後半以降、選択的中絶による出生性比の不均衡が続いている。변화순の第7章「婚姻状態」によると、2000年にはこれを原因とする男子の結婚難が既に現れている。また1997年のIMF危機は、韓国人の結婚・離婚行動に決定的な影響を与えたことが示される。その一部として同棲が増えていることを主張するが、この点についてはデータを提示できずにいる。

韓国人口の一極集中は激烈で、人口の半数近くが首都圏（ソウル特別市と京畿道）に居住している。최진호の第13章「人口分布と国内人口移動」では、1990年代前半からソウル市で人口減少が始まり、郊外化の段階に入ったことが報告されている。しかしソウル市周辺部の人口増加率が高いため、首都圏への集中はなお進行中である。既に政府機能の一部が大田広域市に移されていることを考えると、韓国での首都移転計画は日本より実現性が高いように思われる。

データ不足のため一部に不満な点もあるが、各章とも人口研究として十分に高い水準にある。韓国人口の研究者にとって、本書は当分の間必読文献であり続けるだろう。 (鈴木 透)

d'Études Institut National Démographiques (I.N.E.D)

"Low Fertility, Family and Public Policies"

Population: English Edition, Vol.57 No.3, 2002, pp.417-446

フランスの *Population* は、2002年からフランス語版と同様に英語版を年4回の発行に切り替えて以降、第3号目にあたる今回、Low Fertility, Family and Public Policies という特集を組むなかで、低出生下における家族政策とその効果に関する代表的な論文4つを取り上げている。

第一論文では、Peter McDonald (オーストラリア国立大学人口社会学研究所の所長) が “*Sustaining Fertility through Public Policy: The Range of Options*” において、政策効果はその国の社会経済環境と設定された明確な目標に左右されると主張している。将来の人口に対してどのような目標を持つかによって、出生水準、移民規模のバランスが大きく異なることを、イタリアのケーススタディーを通じて明らかにしている。また、これまでの出生行動がミクロ経済の影響から価値観の変化まで様々な理論に裏打ちされていることを考察している。特に、ニュー・マーケット・エコノミーの拡大・浸透が、個人の生活リスクを高めており、市場システムそれ自体に家族の経済的リスクを回避する機能がないことから、政策的な介入が今後より重要性を増すであろうとしている。そのうえで、各国が政策的に介入する際の様々なツールが示されている。

第二論文では、Anne H. Gauthier (カルガリー大学社会学部) が、 “*Family Policies in Industrialized Countries: Is There Convergence?*” において、先進工業国で執られている政策に関してレビューをおこなっている。家族に対する直接・間接的な経済支援、就業する親に対して提供される休暇あるいは手当の形態をとる支援の違いによって、1980年代、90年代に各国で執られた政策タイプが4つに分類されている。北欧諸国からなる「社会民主」モデル、ドイツ語圏、フランス、オランダ等からなる「保守」モデル、南欧諸国からなる「南部ヨーロッパ」モデル、アングロサクソン系諸国、スイス、日本等からなる「リベラル」モデルである。筆者は、家族に対する支援はより広範な国々に波及しているが、その方向性は収斂するよりもむしろ多様化しつつあると結論づけている。

第三論文では、国立人口研究所 (パリ) の Olivia Ekert-Jaffe, Remi Mougin および、教育研究所 (ロンドン) の Heather Joshi, Kevin Lynch, Michael Rendall らが “*Fertility, Timing of Births and Socio-economic Status in France and Britain: Social Policies and Occupational Polarization*” において、イギリスとフランスにおける家族政策効果に関する比較評価をおこなっている。積極的な出生促進の目的をもつモデル (フランス) と原則的に家族の問題には不介入との立場をとるモデル (イギリス) というように、政策的には正反対の評価がなされているにもかかわらず、合計特殊出生率の推移が過去40年間極めて似通った動向を示している両国の出生力と変動要因を、主に社会階層間の違いに焦点を当て分析が行われている。分析の結果、TFRの類似性の背後には、出生順位、社会階層間格差にみられる両国の差異があることが明らかになっている。近年の経済不況が、特にイギリスにおいて、出生タイミングの階層間格差を拡げていることも指摘されている。

第四論文では、London School of Economics and Political Science の Wendy Sigle-Rushton と Prince Sara McLanahan が、 “*For Richer or Poorer? Marriage as an Anti-Poverty Strategy in United States*” のなかで、特にアメリカの政治家の間で指示されている、“二人親世帯の形成は貧困を回避する砦” 説について、その有効性を検証している。単親世帯にとっては、結婚を促進するほうが経済的補助をおこなうより効率的であるという前提がこの説にはあるが、一人で子どもを育てる女性には、教育水準、職業上の技術、健康状態などにおいて一般的な母親と異なる特徴があり、結婚が必ずしも教育水準を上げ、より満足度を向上させ、収入を上昇させるのに効果的な手段であるとは限らないことを明らかにし、結婚の促進が貧困を回避する特効薬ではないことを指摘している。

(佐々井司)

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10月～2002年12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. NHK「日本人の性」プロジェクト編

データブック NHK 日本人の性行動・性意識. / 東京: 日本放送出版協会, 2002.3.30
269pp. 22cm

[<http://www.nhk-book.co.jp/shop/main.jsp?trxID=0130&webCode=00092942002>]

2. 木下太志著

近代化以前の日本の人口と家族－失われた世界からの手紙－. / 京都: ミネルヴァ書房,
2002.2.28

314pp. 22cm (MINERVA 人文・社会科学叢書 61)

3. 子育て支援政策研究会 (福祉政策特別委員会 専門委員会)

子育て支援政策の今日的意義と課題 福祉政策特別委員会 専門委員会「子育て支援政策研
究会」報告. / 東京: 社会経済生産性本部, 2002.11.20

232pp. 21cm

別タイトル: 清家篤, 岩村正彦編『子育て支援策の論点』社会経済生産性本部生産性労働情
報センター刊, 2002.11.20

提言「子育て支援政策の新展開をめざして」[子育て支援政策に関する提言] を含む

4. 諸外国における女性労働者の母性保護に関する研究会

諸外国における女性労働者の母性保護. / 東京: 日本労働研究機構, 2002.3
261pp. 26cm

[<http://db.jil.go.jp/jsk012/dtldsp?detail=E2002070013&displayflg=1>]

5. 野々山久也, 清水浩昭編著

家族社会学の分析視角 社会学的アプローチの応用と課題. / 京都: ミネルヴァ書房,
2001.9.15

437pp. 22cm (家族社会学研究シリーズ 5)

6. 速水融編著

近代移行期の家族と歴史. / 京都: ミネルヴァ書房, 2002.2.28

314pp. 22cm (MINERVA 人文・社会科学叢書 63)

国際日本文化研究センター共同研究「近代化過程における人口と家族」研究報告書

7. 速水融編著

近代移行期の人口と歴史./ 京都： ミネルヴァ書房, 2002.4.25
254pp. 22cm (MINERVA 人文・社会科学叢書 62)

8. 比較家族史学会編

家族 世紀を超えて./ 東京： 日本経済評論社, 2002.11.5
313pp. 23cm
比較家族史学会創立20周年記念大会(第39回大会)(2001.5) シンポジウムを基礎にまとめたもの。

9. 広原盛明, 岩崎信彦, 高田光雄編著

少子高齢時代の都市住宅学 家族と住まいの新しい関係./ 京都： ミネルヴァ書房,
2002.7.10
304pp. 22cm (MINERVA 福祉ライブラリー 51)

洋書(著編者名のアルファベット順)

10. Auerbach, Alan J., & Lee, Ronald D. (eds)

Demographic Change and Fiscal Policy./ Cambridge, UK: Cambridge University Press,
2001
461pp. 24cm
contains the proceedings of a conference held at the University of California, Berkeley,
in October 1998

11. Geddes, Andrew

Immigration and European Integration: Towards Fortress Europe?./ Manchester,
UK: Manchester University Press, 2000
206pp. 24cm (European Policy Research Unit Series)

12. Hoppa, Robert D. & Vaupel, James W. (eds.)

Paleodemography: Age Distributions from Skeletal Samples./ Cambridge,
UK: Cambridge University Press, 2002
269pp. 24cm (Cambridge Studies in Biological and Evolutionary Anthropology
Studies in Biological and Evolutionary Anthropology 31)
represents the cumulative efforts of those who participated in the workshops on
paleodemography hosted in June 1999 and August 2000 at the Max Planck Institute
for Demographic Research.

International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP) (ed.)

International Studies in Demography./ Oxford, UK: Oxford University Press, 2001
2 vols. 24cm [<http://www.iussp.org/Publications/Tlistsale.php#OUP>]

13. Cultural Perspectives on Reproductive Health. (by Obermeyer, C.M.)/ 342pp.
14. Fertility Transition in South Asia. (edited by Sathar, Zeba Ayesa, & Phillips, James F.)
/447pp.

15. Kohler, Hans-Peter

Fertility and Social Interaction: An Economic Perspective./ Oxford, UK: Oxford

University Press, 2001
226pp. 23cm

16. **Lomborg,B.**

The Skeptical Environmentalist: Measuring the Real State of the World./ Cambridge, UK, Cambridge University Press, 2002
537pp. 25cm

17. **Newbold,K.Bruce**

Six Billion Plus: Population Issues in the Twenty-first Century./ Lanham, Maryland: Rowman & Littlefield Publishers, Inc., 2002
219pp. 24cm (Human Geography in the New Millennium: Issues and Applications)

18. **Olshansky,S.Jay, & Carnes,Bruce A.**

The Quset for Immortality: Science at the Frontiers of Aging./ New York: W.W.Norton & Company, 2001
256pp. 21cm

Population and Development Review: A Supplement to Volume __./ New York: Population Council, 2001

Ivol. 26cm [<http://www.popcouncil.org/publications/pdr/pdrsups.html>]

19. Vol.27 (2001): Global Fertility Transition. (edited by Bulatao,Rodolfo, A. & Casterline,John B.)/ 349pp.

presented at a Conference on Global Fertility Transition, held in Bellagio, Italy, on 18-22 May 1998.

Population Studies [Series]./ Amsterdam, Netherlands: THELA THESIS, Rozenberg Publishers, 2002

1 vol. 24cm [http://www.rozenbergps.com/index.php?frame=categorie.php&cat_item=3]

20. The Population of Indonesia: Regional Demographic Scenarios Using a Multiregional Method and Multiple Data Sources. (by Muhidin,Salahudin)/ 357pp.

21. **Siegel,Jacob S.**

Applied Demography: Applications to Business, Government, Law, and Public Policy./ San Diego, California: Academic Press, 2002
705pp. 26cm

United Nations (UN), Department of Economic and Social Affairs, Population Division

22. World Population Prospects, The 2000 Revision: Volume III: Analytical Report./ New York: , 2002.4

282pp. 28cm (ST/ESA/SER.A/200 - Sales No.E.01.XIII.20) [http://www.un.org/esa/population/publications/wpp2000/wpp2000_volume3.htm]

23. National Population Policies 2001./ New York: , 2002

437pp. 28cm (ST/ESA/SER.A/211 - Sales No.E.02.XIII.12) [<http://www.un.org/esa/>]

population/publications/npp2001/npp2001.htm]

24. United Nations Population Fund (UNFPA)

The State of World Population, 2002: People, Poverty and Possibilities ./ New York: , 2002

80pp. 30cm [*http://www.unfpa.org/swp/swpmain.htm*]

日本語版：国連人口基金（UNFPA）〔原著〕，家族計画国際協力財団（ジョイセフ）日本語版制作，日本語版監修 黒田俊夫『世界人口白書 2002 人々・貧困・ひろがる可能性』／東京： ， 2001. 80pp. 30cm

研究活動報告

国際ミニワークショップ

「アジアにおける少子化と少子化対策—韓国・シンガポールの事例—」

2002年11月19日(火) 午後当研究所第4・5会議室で国際ミニワークショップ「アジアにおける少子化と少子化対策—韓国とシンガポールの事例—」(International Mini-Workshop on Low Fertility and Policy Responses in Asia: Cases of Korea and Singapore)が、厚生労働科学研究「韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策の比較研究」に関連して、母子愛育会により招聘された2人の講演者を中心として下記のプログラムに沿って行われた。

- 14:00-14:15 「韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究」の概観
小島 宏(国立社会保障・人口問題研究所)
"Overview of the Research Project on Low Fertility and Policy Responses in Korea, Taiwan and Singapore" *Hiroshi KOJIMA (NIPSSR)*
- 14:15-15:15 「韓国の圧縮された出生力転換における国家と家族」
キュンスッパ・チャン(ソウル大学社会学科教授)
"The State and Families in South Korea's Compressed Fertility Transition"
Kyung Sup CHANG (Professor of Sociology, Seoul National University)
- 15:15-15:30 休憩時間 Coffee Break
- 15:30-16:30 「出生力と人口政策：シンガポールの経験」
ムイテン・ヤップ(シンガポール政策研究所上級研究員)
"Fertility and Population Policy: the Singapore Experience"
Mui-Teng YAP (Senior Research Fellow, Institute of Policy Studies, Singapore)
- 16:30-17:00 全体討論 Discussion

関心を惹くテーマである上、翌日から開催された「少子化と家族・労働政策に関する国際ワークショップ」の参加者の一部も参加したことから盛況であった。なお、ヤップ博士には11月13日(水)午後「シンガポールの労働移動管理」(Management of Labour Migration in Singapore)というテーマで特別講演をしていただいたが、こちらも盛況であった。(小島 宏記)

第7回厚生政策セミナー 「こども、家族、社会—少子社会の政策選択」

本研究所が主催する第7回厚生政策セミナー「こども、家族、社会—少子社会の政策選択」が2002年11月22日（金）、国連大学国際会議場において開催された。プログラムは以下の通りであった。

- 基調講演1 アンтониオ・ゴリーニ（ローマ大学教授）「先進諸国における少子化と政策的対応」
基調講演2 ゲルダ・ネイヤー（マックス・プランク人口研究所上級研究員）「ヨーロッパにおける少子化と家族政策」
パネルディスカッション
司会 勝又幸子（国立社会保障・人口問題研究所室長）
問題提起 阿藤 誠（国立社会保障・人口問題研究所所長）「少子化への政策的対応：何が求められているか？」
パネリスト リズベッド・クヌズセン（南デンマーク大学人口研究センター助教授）
マリーテレーズ・ルタブリエ（フランス雇用研究センター上級研究員）
アナ・カブレ（バルセロナ自治大学人口研究センター所長）
デイビッド・ブラウ（ノースカロライナ大学教授）

厚生政策セミナーにおいては第2回に少子化問題をとりあげてはいるが、その時は主として少子化の背景について議論し、政策的対応については一般的議論にとどまっていた。今回は、直前の11月20～21日の2日間に「少子化と家族政策」に関する専門家ワークショップ（外国人研究者10名、日本人研究者13名参加）を開いたが、その参加者のなかから家族政策が類似する5つの先進国グループを代表する研究者に厚生政策セミナーに参加してもらい、少子化への政策的対応—家族政策—を中心に議論してもらった。

今回のセミナーでは、問題提起者があらかじめ日本の「少子化対策」で議論になっている10の論点を事前に参加者に伝えておき、討論は主としてその論点に沿って行われた。それらは、出生政策の視点の有無、「仕事と子育ての両立支援」対「子育て経済支援」、児童手当対税制支援、年金制度による子育て支援、保育サービスの供給体制、家族政策の出生率への効果などである。

基調講演と討論を通じて、先進国に共通する少子化の背景・政策的対応が明らかになるとともに、先進国グループの間での対応の違いも浮き彫りになった。一般的には北欧諸国とフランス語圏諸国は家族政策による子育て支援が功を奏して比較的高い出生率を回復したのに対し、ドイツ語圏諸国、南欧諸国、日本は家族政策が不十分・不適切であることが低出生率に関係していると考えられる。また、後者の場合、伝統的な家族観が少子化状況の克服に不利に働いていることが考えられる。他方、家族政策が弱い英語圏の出生率がなぜ高いのかについては、十分説明されたとは言えなかった。

(阿藤 誠記)

第75回日本社会学会大会

第75回日本社会学会大会は、大阪大学において11月16日～17日の両日開催された。一般研究報告とテーマセッション合わせて56部会、334本の報告が行われた。また「社会調査の制度化と社会学教育」「非正規雇用の拡大と日本社会の変化」のふたつのシンポジウムが開催された。

本研究所からは以下の4名が、いずれも一般研究報告部会で報告を行った（プログラム掲載順）。

「近年における離家の動向と要因」……………鈴木 透

「ドメスティック・バイオレンス

—社会的暴力・経済的暴力と女性の健康との関連を探る—……………釜野さおり（共同）

「一般的理想子ども数の規定要因

—人口問題意識調査（1990/1995）とJGSS-2000の比較分析—……………小島 宏

「成人未婚子のいる世帯—経済的格差との関連から—」……………白波瀬佐和子

総会では、社会調査士制度の設立に向けて2002年度中に設立準備会を発足させ、2004年度からの社会調査士認定開始を目指すことが決議された。また今年度から日本社会学会奨励賞が新設され、論文・著書各一点の第一回受賞対象者が表彰された。（鈴木 透記）

第16回日本エイズ学会学術集会・総会

11月28日から30日まで、名古屋国際会議場にて第16回日本エイズ学会学術集会・総会が開催された。3つの特別講演、16のシンポジウム、2つの公開シンポジウム、1つのパネルディスカッション、7つのランチョンセミナー、9つのサテライトシンポジウム、そして一般演題51セッションがあった。

筆者は、国際シンポジウム「アジアにおける AIDS 流行」で、名古屋大学医学部の山本直彦助教授と共に座長を務めた。シンポジストとして、タイのUNAIDS South East Asia and Pacific Inter-country Team の David Bridger 氏、国立感染症研究所の武部豊氏、カンボジア保健省の Dr. Bun Leng Hor 氏、インドのタタ記念センターの Dr. Robin Mukhopadhyaya 氏、APCASO (Asia Pacific Council of AIDS Service Organization) の Susan Chong 氏を招聘したシンポジウムは、多

岐にわたるエイズ問題をカバーし、アジアの状況を概観するのに役に立つものであった。アジアのエイズ流行状況（Bridger氏）、分子疫学の証拠から見たさまざまな国の流行の関連性（武部氏）、HIV治療薬耐性ウイルスがHIV治療をしたことのない感染者から発見された事例（山本氏）、カンボジアでの流行抑制の成功例（Hor氏）、深刻さを増すインドの状況（Mukhopadhyaya氏）、アジア・太平洋のNGOの活動（Chong氏）についての話題が提起された後、会場の参加者を含めて活発な議論が行われた。国境を越えた人の動きが増加する現在、日本でのHIV流行は、他のアジア諸国での流行と無縁ではいられないことが懸念される。日本のリーダーシップが望まれている。

（小松隆一記）

東アジア地域人口高齢化会議

この会議は、10月21日から26日の間、東京と小田原市において開催された「東アジア地域人口高齢化会議（主催：エイジング総合研究センター）」である。会議では、第一のテーマセッションとして、日本、中国、韓国、台湾ならびにシンガポールから、各国の最新の人口センサスや人口動態統計に基づく少子化ならびに人口高齢化の分析結果が報告された。とくにこれらの国々では出生率低下が顕著で上海、韓国、台湾では日本と同様に未婚率の急速な上昇と合計特殊出生率の急激な低下が起きており、少子化問題が人口高齢化の新たな局面として共通に存在していることが明らかにされた。第二のテーマセッションとして、人口高齢化と世帯・家族等の社会変化に関する研究成果が報告された。とくに高齢者の就労に関しては、東アジアの共通性として、高齢者の高い就労率の背景が議論され、欧米の低い就労率との対比の中で、高齢化社会における東アジア的生活文化の意義が強く認識された。そして、第三のテーマとして、医療保険等の制度改革について、とくにシンガポールで導入された積み立て方式による制度に関して報告とその有効性に関するディスカッションが行われた。全体討論では、人口高齢化が文化的に似通ったバックグラウンドを持つ東アジア地域の比較研究から、今後の高齢化対策や適的な制度のあり方を探ることの重要性が再認識された。

（高橋重郷記）

アジア太平洋人口会議および準備会議

第5回アジア太平洋人口会議の準備会議（10月29日～11月1日）、ならびに本会議（12月12日～17日）がタイの首都バンコクで開催された。この会議は、国連が10年毎に開催する国際人口開発会議に先立ち開催される地域会議で、アジア太平洋地域の国が人口と開発に関する基本的な考え方を取りまとめ、世界会議に向けた合意形成を行う会議であった。

準備会議では、カイロ会議の基本的な考え方である「性と生殖に関する権利」等の従来の行動計画の上に作成された事務局作成の基本案と行動計画について各国の実務家レベルによる検討を行い、本会議に因る原案が検討された。

準備会議においては事務局から行動計画案の前文と行動計画案がセンテンス毎に報告され、各国代表から文章表記の承認・非承認の検討が行われたが、審議が進むに従い米国政府とそれ以外の国々との間で、深刻な対立点が明らかになり、準備会合では本会議に進むための合意文書の作成にまで至らなかった。その対立点は、米国政府代表が「リプロダクティブ・ヘルス／ライツ」（性と生殖に関する健康／権利）と「思春期のリプロダクティブ・ヘルス」に関する行動計画案の表現が、「中絶」や「未成年の性行動」を助長すると言う理由から文書全体の表現から「リプロダクティブ・ヘルス／ラ

イツ」等の言葉を全て削除するように求めたことによる。国内の宗教的保守派（プロライフ派）を基盤とするブッシュ政権は、人口分野に関しては、1994年のカイロ会議において世界で共有された「リプロダクティブヘルス／ライツ」等のカイロ行動計画の考え方に強く反対しており、この会議がブッシュ政権の主張を通すための戦場となった。

12月になって開催された本会議では、準備会で合意に達しなかった行動計画前文と行動計画案が引き続き本会議と平行して作業部会で審議された。米国の主張は変わらず、米国を除く各国代表団は、カイロ行動計画の延長線上でまとめられた事務局案を一致して支持するという対立図式が会議最終日前日まで続いたが、とくに「リプロダクティブ・ヘルス／ライツ」と「思春期のリプロダクティブ・ヘルス」の二つの行動計画の部分に関しては米国政府の主張により採決によって文書が決められることになった。そして、会議最終日、全会一致を慣例とするこれまでの会議とは異なり、域内行動計画前文と行動計画の一部が採決によって米国案が否決され、最終的に合意文書が承認された。

（高橋重郷記）

JICA「ニカラグァ国グラナダ地域保健強化プロジェクト」

8月4日から10月8日まで短期専門家としてJICAのニカラグァ国グラナダ地域保健強化プロジェクト（通称PROGRA）に参加し、グラナダ県の地域保健（SILAIS）に対して技術協力活動を実施してきた。PROGRAは、グラナダ県住民の健康状態の改善に資するべく、住民とりわけ5歳未満の子供と妊娠可能期の女性がより質の高いサービスを享受・利用できることをプロジェクト目標として、2000年12月より4年間の予定で実施されている。現在、カウンターパートであるSILAISの適切な医療機関への紹介制度の改善・強化、母子保健、リプロダクティブヘルス、環境衛生などを中心とした活動を推進してきている。

今回、今後のSILAISの活動に役立てるため、青少年のリプロダクティブヘルス及びHIV/エイズ関連の問題について学校をベースに調査を実施することになった。青少年に対する保健活動の強化を通じて、十代の妊娠の減少、性病やHIV感染の予防が期待できる。十代の妊娠を減少させることは、乳幼児と妊産婦の死亡率を低下させることにもつながる。

調査の結果、初体験の年齢は男子生徒では、10歳以下だったという回答が若干名あり、男女とも13歳くらいから増加している。コンドームの使用率は高くなく、妊娠、性病のリスクは常に付きまわっているといえる。調査直後に実施した「お話し会（チャルラ）」では、自分の性行動を振り返った直後でもあり、生徒はみな様々な疑問をぶつけてきた。このときの知識は彼らの中に効果的に吸収されたに違いない。

教育省担当者、校長、生徒、保健所担当者らを招いて行った結果報告会では、白熱した議論が起きた。このような構成での会合そのものがめったにない貴重な機会だったようだ。13歳くらいで妊娠する子がいることや、性行動が活発な生徒がいることはみなすでに気づいていたが、性行動やそれに伴うリスクが実際どの程度かを数値としてあらためて目のあたりにし、誰も無視できない問題となった。

（小松隆一記）

韓国人口学会主催「東アジアの高齢化：課題と対応」に関する国際会議

2002年11月30日（土）、韓国の延世大学（ソウル市）において韓国人口学会主催の「東アジアの高

「高齢化：課題と対応」と題する国際会議が開かれた。これは韓国人口学会が2002年の秋期大会に合わせて企画したもので、日本人口学会に対して、日本の高齢化についての報告を依頼する招請状が届いた。日本人口学会理事会の推薦により嵯峨座晴夫早稲田大学教授と筆者の2名が参加することになった。会議は、日本、シンガポールと台湾、韓国の各々について、高齢化の課題と対応を論ずる3つのセッションが設けられ、それぞれ報告と討論者のコメント・質疑応答があり最後に総合討論が行われた。日本セッションでは、筆者が「日本における超高齢・人口減少社会の到来：人口政策の復活か」と題する報告、嵯峨座教授が「日本の人口高齢化の社会経済的帰結」と題する報告を行った。台湾については Yean Ju Lee ハワイ大学教授、シンガポールについては Mui Teng Yap 博士（シンガポール政策研究所）、韓国については Kyunghye Chung 博士（韓国保健社会問題研究所）、Keong-Suk Park 博士（Dongguk 大学）の報告があった。

これらの国はすべて出生力転換を終え、少子化（人口置換水準以下への出生率低下）が続き、程度の差こそあれ高齢化が始まっており、核家族世帯化、女性の社会進出などにより家族による高齢者扶養が弱体化しつつある点で共通している。同じ儒教文化圏でもあり、高齢化問題の性格、取り組みには類似点が多く、今後もこの分野での研究交流は互いに有益であると感じられた。ただし、日本で大きな政策課題になっている少子化については韓国の関心は未だに小さく、危機感は弱いと見受けられた。（阿藤 誠記）

スロバキア出張報告

日本学術振興会の平成13～14年度共同研究プロジェクト「スロバキアと日本における出生率低下の地域的展開に関する研究」（研究代表：岐阜大学小林浩二教授、コメニウス大学ヨゼフ・ムラーデク教授）の最終成果報告会に出席するため、平成14年12月1日～5日までスロバキア共和国に出張した。報告会は「人口の変動と構造：スロバキアと日本の比較研究」のタイトルで開催され、両国の人口問題に関する10の発表が行われた。発表課題は、出生、地域人口、移動、高齢化、人口分布、地域の社会経済など多岐にわたり、2年間の学術交流の成果が確認された。ただ同時に、これまで交流の乏しかった二国間で、比較研究を行うことの難しさも感じられた。EU拡大にともない、この先日本と中欧との関係は、さらに進展していくだろうが、学術レベルでも中欧各国との交流の深まりが期待される。なお、今回の各報告内容は、スロバキア側の共同研究者が所属するコメニウス大学の紀要に掲載される予定である。（清水昌人記）

フランス語圏人口学会第11回大会 「現代の子供—脈絡の多様性と過程の複雑性—」

フランス語圏人口学会（AIDELF、会長：Byron Kotzamanis ギリシャ・テッサリ大学教授）の第11回大会「現代の子供—脈絡の多様性と過程の複雑性—（Enfants d'aujourd'hui. Diversite des contextes, Plurarite des parcours）」はセネガル共和国の家族児童省、全国フランス語委員会、予測統計局、フランス共和国の国立国際開発研究所（IRD）、EUアフリカ委員会、ユニセフの後援のもと、2002年12月9～13日に、セネガル共和国のダカール（正確には、Dakar Yoff）の Hotel N'Gor で開催された。9日夕方に Awa GUEYE KEBE 家庭児童大臣をはじめとする主催・後援機関の代表による挨拶が行われた後、4日間にわたり、古今東西の子供に関する約80の報告が行われた。セッション

ンは「1. 概念, データ, 指標」, 「2. 家庭環境」, 「3. 社会・経済・文化的脈絡」, 「4. 制度的脈絡」, 「5. 子供の健康と福祉」, 「6. 子供の教育と労働」, 「7. 制度的脈絡」の7つに分かれ, 報告数が多いセッションは, 2つの部屋に分かれて同時並行的に行われた。

参加者はフランス, ベルギー, カナダ(ケベック州)等の欧米諸国とセネガルをはじめとするフランス語圏アフリカ諸国を中心とする約140名であった。日本人参加者も JICA によりコンサルタントとしてセネガル共和国厚生省に派遣されている(株)リンツの林玲子氏, モントリオール大学人口学の大学院生で日本政府により UNFPA のセネガル事務所に派遣されている大橋慶太氏を合わせると3名となり, 少ないとは言えなかった。大橋氏は第3セッションで同僚のセネガル人 Soukeynatou FALL 博士との共著で「サヘル諸国における貧困と子供の状態」(Pauvrete et situation des enfants dans les pays du Sahel)と題された報告をされ, 小生は第5セッションで「アジア諸国における母子保健の環境関連規定要因」(Determinants environnementaux de la sante infantile et maternelle dans les pays asiatiques)と題された報告をアジア諸国の人口保健調査(DHS)データのロジット分析に基づいて行った。小生にとっては初めてのフランス語での学会報告であったが, パワーポイントのおかげでなんとか無事に終えることができた。(小島 宏記)

韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究

本研究は, 厚生労働科学研究費による政策調査推進事業であり, NIES 諸国における少子化の動向と少子化対策を分析し, わが国にとっての政策的示唆を得ることを目的としたプロジェクトである。研究活動の一環として, 2002年11月19日には韓国, シンガポールから2名の研究者を招聘し, 各国の少子化および少子化対策等に関するワークショップを本研究所にて開催した。

Mini-Workshop on Low Fertility in Asia: Cases of Singapore and Korea

"Low Fertility and Policy Responses in Asia - Case of Singapore": Mui-Teng YAP (Senior Research Fellow, Institute of Policy Studies, Singapore)

"Low Fertility and Policy Responses in Asia - Case of Korea": Kyung Sup CHANG (Professor of Sociology, Seoul National University)

2003年3月17日には, 香港, 台湾, 韓国から各1名の研究者の方を招聘し, 各国/地域の現状に関する研究発表および討論を行った。

Mini-Workshop on Low Fertility in Asia: Cases of Korea, Taiwan and Hong Kong

"Low Fertility in Korea" Ki-Soo EUN (Associate Professor, Academy of Korean Studies)

"Low Fertility in Taiwan"

Ming-Cheng CHANG (Former Director, Taiwan Provincial Institute of Family Planning)

"Low Fertility in Hong Kong"

Edward Jow-Ching TU (Professor, Hong Kong University of Science and Technology)

発表された論文は, 平成14年度総括研究報告書『韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究』の中にまとめられている。

くしくもワークショップ直後に SARS による死者が発覚し, 香港, 台湾, シンガポール等への渡航自粛勧告が出されたがスケジュールに影響はなかった。(佐々井司記)

『人口問題研究』第58巻総目次（2002年）

著者	論文タイトル	号(通巻)	発行年	掲載頁
特集：第6回厚生政策セミナー地球人口100億の世紀：「南」と「北」のコントラスト				
阿藤誠	開催にあたって－南と北の人口問題の対照性、連続性、共通性－	1(241)	2002. 3.31	1- 2
佐藤龍三郎	問題提起	1(241)	2002. 3.31	3-11
ステーブンス、ペー シェンス・[Steph- ens, P. W.]著、 千年よしみ訳	地球人口100億の世紀「南」と「北」のコントラストと今後の変化への含意	1(241)	2002. 3.31	12-21
ヴァン・デ・カー、ディ ルク・J. [van de Kaa, D. J.] 著、 福田亘孝訳	先進諸国における「第二の人口転換」	1(241)	2002. 3.31	22-56
特集：少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究				
高橋重郷	はじめに	2(242)	2002. 6.30	1- 1
仙田幸子	既婚女性の就業継続と育児資源の関係－職種と出生コーホートを手がかりにして－	2(242)	2002. 6.30	2-21
永瀬伸子	若年層の雇用の非正規化と結婚行動	2(242)	2002. 6.30	22-35
和光光平、守泉理 恵	『少子化の見通しに関する専門家調査』における経済・社会状況の見通しと政策評価	2(242)	2002. 6.30	36-54
特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1				
高橋重郷	はじめに	3(243)	2002. 9.30	1- 2
小松隆一	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	3(243)	2002. 9.30	3-14
岩澤美帆	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	3(243)	2002. 9.30	15-44
石川晃	わが国における人口高齢化の要因分析	3(243)	2002. 9.30	45-62
特集：全国将来人口推計に関連した研究 その2				
石井太、高橋重郷	人口のコーホート変動要因と人口構造指標の動的变化－総人口・平均年齢・人口モメンタムの動的变化に与える影響比較－	4(244)	2002.12.31	1-21
加藤久和	結婚・出生の将来予測－経済社会モデルによるアプローチ－	4(244)	2002.12.31	22-46
資料				
高橋重郷、石川晃、 加藤久和、岩澤美 帆、小松隆一、池 ノ上正子、金子隆 一、三田房美、辻 明子、守泉理恵	日本の将来推計人口（平成14年1月推計）－平成13（2001）年～平成62（2050）年－附：参考推計 平成63（2051）年～平成112（2100）年	1(241)	2002. 3.31	57-84
西岡八郎、江崎雄 治、大場保、小池 司朗、小林信彦	資料都道府県の将来推計人口－平成12（2000）～42（2030）年－平成14（2002）年3月推計	2(242)	2002. 6.30	55-99
石川晃	地域における人口高齢化の要因分析	4(244)	2002.12.31	47-64

統計

石川晃	全国人口の再生産に関する主要指標：2001年	3(243)	2002. 9.30	63-72
石川晃	都道府県別標準化人口動態率：2001年	3(243)	2002. 9.30	73-78
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：2001年	3(243)	2002. 9.30	79-84
石川晃	主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料	4(244)	2002.12.31	65-74
坂東里江子	主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料	4(244)	2002.12.31	75-80

書評・紹介

清水昌人	石川義孝編著『人口移動転換の研究』京都大学学術出版会, 2001年, 305p.+v	1(241)	2002. 3.31	85-85
岡田あおい	Hayami, Akira "The Historical Demography of Pre-modern Japan" University of Tokyo Press, 2001, viii+191pp.	1(241)	2002. 3.31	86-86
南條善治	稲葉寿著『数理人口学』	2(242)	2002. 6.30	100-100
永瀬伸子	阿藤誠, 早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』（シリーズ・人口学研究 11）	2(242)	2002. 6.30	101-101
兼清弘之	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）	3(243)	2002. 9.30	85-85
小池司朗	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－』	3(243)	2002. 9.30	86-86
鈴木透	두섭·박상태·온기수 『한 국 의 인 구 (韓國の人口)』	4(244)	2002.12.31	81-81
佐々井司	INED, "Low Fertility, Family and Public Policies" Population: English edition Vol.57 No.3	4(244)	2002.12.31	82-82