

人口問題研究

Journal of Population Problems

第53卷第1号 1997年

見本



国立社会保障・人口問題研究所 編集
財団法人 厚生統計協会 発行

新研究所の発足に当たって

—今後期待される人口分野の研究課題—

昨年(1996)の12月1日付けで、58年の歴史をもつ厚生省人口問題研究所は同じ厚生省所管の特殊法人社会保障研究所と合併して、新たに国立社会保障・人口問題研究所となった。新研究所は双方の研究所の従来の研究分野をそのまま引継ぐことになる。新研究所の発足によって研究の中身が大幅に変わることはない。しかしながら、これまでそれほど直接的交流のなかった人口研究と社会保障研究の研究者がひとつの屋根の下に入り、共通の研究交流会をもち、共同のプロジェクトに参加することも増えていくことから、お互いに研究面での刺激を受け、新たな研究分野、新たな研究アプローチが生まれてくることは大いに望まれるところである。今号は新研究所に変わってからの最初の『人口問題研究』でもあり、人口研究にしばって、新研究所においても継承されるべき研究分野と、新たに展開が期待される研究課題について考えてみたい。

まず従来からの研究分野のなかで継承されるべきものとしては、人口統計学的分析方法の継承と発展、日本の人口・世帯動向とその要因の分析、人口・世帯の将来推計、世界人口の動向分析がある。

日本の大学は、戦後50年を過ぎてもなお、人口学研究が根付いていない。したがって人口学的研究の基礎となる人口統計学(又は形式人口学)が系統だって教えられている大学はほとんどない。その意味では、新研究所は、館稔先生以来の形式人口学の伝統を継承するとともに、特に米国を中心として急速に進歩しつつある新しい分析手法やモデルを吸収し、発展させていくための拠点としての役割をもち続けるであろう。

戦後、日本の人口統計は、人口静態統計(国勢調査)は総務庁統計局へ、人口動態統計は厚生省大臣官房統計情報部へと所管が2分されたため、旧人口問題研究所は日本全国ならびに地域の人口・世帯の動向を静態と動態の両面から総合的に分析し、将来を見通す役割を担ってきた。人口・世帯の規模と構造の変動そのものの分析、ならびにその規定要因としての結婚、離婚、出生、死亡、国内・国際人口移動、ならびに世帯変動の規定要因としての家族の同別居行動についての動向分析、ならびに人口動態変化と世帯変動の社会経済的背景の分析は、今後も中心的な研究課題となろう。

人口と世帯の将来推計結果のもつ政策的意義は今後も変わらないであろうが、推計の研究価値は、人口・世帯の動向と要因分析の適確さと並んで推計モデルの革新性によるところも大きい。その意味で、人口統計の分析手法のひとつとしての人口・世帯推計のための革新的モデルの開発、応用もまた重要な研究課題となる。

世界の人口・世帯の動向と要因の研究は、日本の人口・世帯動向を国際的視野から理解するためにも必要不可欠であるが、地球規模的な人口・環境・開発の相互関連に関する研

究、途上国の人口転換・家族計画をめぐる問題の研究は、日本の人口分野における国際協力の政策づくりの基礎としても有用である。

新研究所において新たに展開が期待される研究分野は、言うまでもなく人口・世帯変動と経済社会・社会保障の相互関連に関わる研究である。周知のように、日本の人口には、1950年代の第1の出生力転換（置換水準への出生率低下）と戦後の順調な長寿化によって高齢化の進行がビルトインされてきたが、1970年代半ば以降の「少子化」と呼ばれる第2の出生力転換（置換水準以下への出生率低下）によって、21世紀半ばの日本には人類史上未曾有の超高齢社会が訪れることが確実視されるようになった。

高齢化の急速な進行は核家族化のトレンドとあいまって、高齢者個人、家族成員はもちろん、高齢者扶養の社会的枠組としての社会保障制度、さらには経済社会全般に甚大な影響を及ぼす。高齢化の影響を医療、介護、年金といった個別分野ごとに、あるいは総合的に検討することは主として人口学と経済学の境界にまたがる社会的ニーズの高い研究課題となるであろう。

もうひとつの大きな研究分野は、経済社会の変化、社会保障制度を含む政策全般が人口動態に及ぼす影響に関わる研究である。出生率、死亡率、人口移動の社会経済的決定要因の研究は従来から続けられてきた研究分野と言えるが、その要因のひとつとして政策（あるいは制度）を加え、政策効果を検証し、政策提言につなげる政策志向的研究は今後ますます重要となろう。とりわけ急速に進行する少子化に対応して、育児休業制度の充実、公的保育サービスの拡大、児童手当の改善など家族政策の強化が議論され始めている折りでもあり、ミクロ、マクロの両面において家族政策と出生率の関係を解明していくことが求められよう。

その他にも従来はあまり行われてこなかった、寿命の伸長、疾病構造や死因構造への医療・保健政策の効果、国土開発政策や土地政策が国内人口移動・人口分布に及ぼす影響、出入国管理政策の変更が外国人の流出入に及ぼす効果などに関する研究も有意義であろう。

以上、新研究所の発足にあたって今後期待される研究課題を列挙してみたが、もとより研究所の少数のスタッフのみでこれらの課題のすべてを尽くすことは不可能であろう。この点では、新研究所は従来以上に内外の研究者、研究機関、大学、人口学会などとの研究協力のネットワークを通じて人口研究に関心を持つ研究者層の拡大に努め、研究所の枠を超えた人口研究者のアカデミック・コミュニティ全体として、時代が要請する研究課題に積極的に応えていくための研究センターとなっていく必要がある。新研究所の機関誌のひとつとして継続される『人口問題研究』が、今後、このような人口研究者のアカデミック・コミュニティに対してより開かれた交流の場となることが望まれる。

阿 藤 誠
(国立社会保障・人口問題研究所副所長)

研 究 論 文

日本の超少産化現象と価値観変動仮説

阿 藤 誠

I 人口置換水準以下への出生率低下の背景

日本の合計特殊出生率（以下、単に出生率と略す）は、伝統的多産体制から近代的少産体制への出生力転換（fertility transition）を終えた後、10数年間は人口置換水準近傍を維持していたが、1970年代半ばに置換水準を割って以来今日まで新たな低下局面に入った（図1）。この70年代半ば以降の20年間の出生率動向は、振り返ってみれば、2つの期間に分けることができる。前半期の1973～84年の出生率は、人口置換水準以下に低下したものの、一時的ではあれ反転の兆しをみせ、84年にはなお1.81を維持していた。これは当時の先進国中、最も高い出生率をもつイギリス、フランス、アメリカなどとほぼ同水準の出生率であった。しかるに後半の1984～95年はほぼ一直線に低下を続け、89年以降は人口動態統計史上の最低記録を更新し続け、95年には1.42となった。この出生率水準は先進国中、南欧諸国、ドイツについて低いものである。

70年代半ば以降の出生率低下の人口学的要因は比較的明らかであり、合計特殊出生率低下を有配偶率変化と有配偶出生率低下の二要因に分解した人口学的要因分析（decomposition 分析）の結果からは、出生率低下のほとんどすべての原因が有配偶率の低下となる¹⁾。この再生産年齢期間における有配偶率低下はもっぱら未婚率の上昇（シングル化）によるものであり、それは、世代が若返るほど平均の未婚期間が伸びていることによるものである。また未婚期間の伸びが続いているために平均初婚年齢の上昇（晩婚化）が進む結果となっている²⁾。また1975年～95年の男女年齢別未婚率の変化を観察すると、75～85年の10年間で起こったシングル化よりも85～95年の10年間で行ったシングル化の方がかなり急激であり、これはこの20年間の前半と後半の出生率の低下度合の違いともほぼ対応す

1) Atoh, Makoto, 1992. "The Recent Fertility Decline in Japan : Changes in Women's Role and Status and Their Policy Implication," in Population Problems Research Council, The Mainichi Newspapers, The Population and Society in Postwar Japan, The Mainichi Newspapers, pp.51-72.

2) 毎年平均初婚年齢は、女子では1972年の24.2歳から1995年の26.3歳まで上昇を続けている。ただし男子では1972年の26.7歳から1987年の28.4歳まで上昇した後、伸びが止まっているが、これは男子の場合にはすでに生涯未婚率が上昇し始めているためとみられる。

る(図1)。

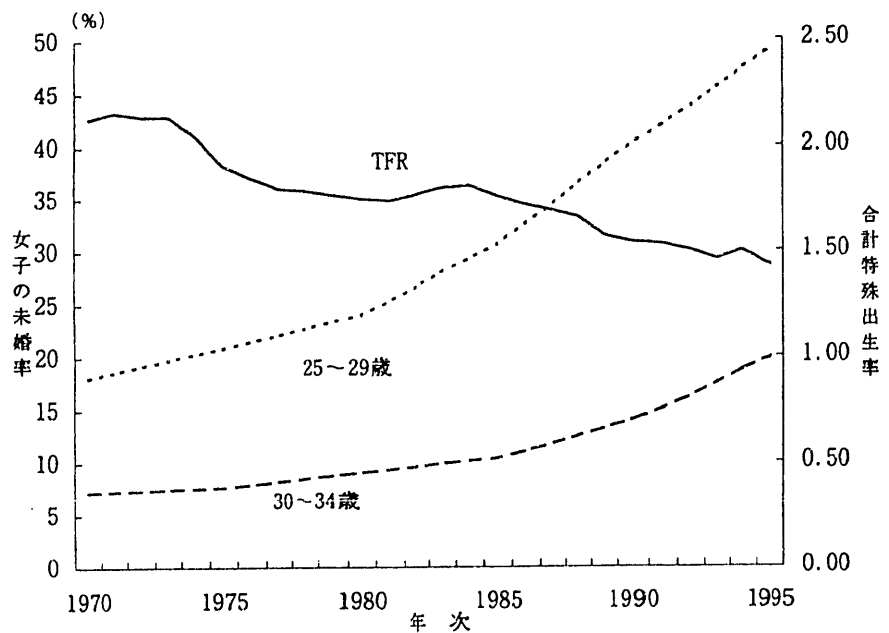
それでは、70年代半ば以降のシングル化、晩婚化と主としてそれが引き起こした出生率低下にはどのような要因が関わっているのでしょうか。1960年代以降の欧米先進諸国の置換水準以下の出生率を説明するための二つの有力なアプローチは技術論的アプローチと経済学的アプローチである。

技術論的アプローチは、1960年代の経口避妊薬の認可・普及とその後の近代的避妊法の普及、1970年代の人工妊娠中絶の合法化の事実を重視する。新しい効率的出生抑制方法の普及が望まない妊娠、望まない出産を減少させ³⁾、これが「未婚妊娠に促された結婚」を減少させ⁴⁾、とくに従来の高出生集団(例えば米国におけるカソリックや黒人)の出生率低下に寄与し、それらが全体としての出生率低下をもたらしたと考える⁵⁾。

もうひとつの経済学的アプローチは1960年代以降の女性の社会進出の事実に着目する。特にベッカー(G. Becker)、ライベンスタイン(H. Leibenstein)に始まる出生力の経済理論に基づく研究は、女性の雇用機会が拡がり、その賃金水準が上昇するほど子育ての時間コスト(機会費用)が上昇し、女性が子育てよりも雇用労働を選択することになり、希望子供数が減少し、出生率の低下につながると考える⁶⁾。

1970年代半ば以降の日本の出生率低下については、第1のアプローチはほとんど有効性をもたない。この時期に出生抑制に関する法律ならびに出生抑制方法についてのみるべき

図1 1970年以降の合計特殊出生率(TFR)と女子の年齢別未婚率の推移



(資料) 厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』および総務庁統計局『国勢調査』

3) Westoff, Charles, 1983, "Fertility Decline in the West: Causes and Prospects," Population and Development Review, 9-1, pp.99-104.

4) Bourgeois-Pichat, Jean, 1987. "The Unprecedented Shortage of Births in Europe," in K. Davis, et al. (eds.), Below Replacement Fertility in Industrialized Societies: Causes, Consequences, Policies, The Population Council, pp.3-25.

5) Jones, Elise F. and Westoff, C.F., 1979, "The End of "Catholic" Fertility," Demography, 16-2, pp.209-218.

6) その代表的な実証例は Butz, W.P. and Ward, M.P., 1979. "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," American Economic Review, 69, pp.318-328.

変化はなく⁷⁾、日本における「望まない出生」の水準は70年代当時においてすでに著しく低水準であったと推測されているからである⁸⁾。これに対して第2のアプローチはきわめて有力であり、出生力の経済モデルを適用した研究も少なくない⁹⁾。日本では戦後男女ともに高学歴化が続いてきたが、1960年代末には高校進学率、1980年代末には短大を含めた大学進学率が女子が男子を上回ることになり、今日4年制大学の進学率の男女差も縮小傾向にある¹⁰⁾。また女性の労働力率は1970年代半ばを境にしてそれまでの低下傾向から上昇傾向に転じ、1995年現在15歳以上女子人口の労働力率は49.0%に達する。また20～24歳および25～29歳の女子の労働力率は、1975～95年に各々66%から74%へ、43%から65%へと上昇している¹¹⁾。また20～29歳の男女の賃金格差は全般的に縮小傾向にあり、1994年には男子の賃金水準のほぼ90%に達した¹²⁾。このような女性の社会的・経済的地位の向上が、経済学的意味でも、社会学的意味でも、この時期のシングル化、晩婚化（その結果としての出生率低下）に寄与したことは疑いえない。

技術論的ならびに経済学的アプローチは先進諸国の低出生力現象の解明にとって有効な研究方法であるが、それだけでこの問題の十分な説明は可能であろうか。出生力の一般的決定要因としては技術的、経済的要因の他に文化的要因が挙げられることが少なくない。すなわち、前転換期の高出生力を支える要因のひとつとして、早婚・大家族を奨励する宗教的ないし道徳的体系の存在がしばしば指摘されてきた¹³⁾。またヨーロッパの出生力転換期に関するプリンストン研究においては、産業化、都市化という全般的経済社会構造変化による子育てのコスト・ベネフィット構造の変化とは別に、言語、宗教を等しくする地域においては経済発展水準の違いがあっても同じ時期に出生率低下を経験する傾向のあることが見出された¹⁴⁾。またコールドウェル (Caldwell) 等は途上国の出生力転換の研究に基づいて、出生力転換が起こるためには「世代間の富の流れ (intergenerational wealth flow)」が変化することが必要であるが、その前提として「情緒的核家族化 (emotional

7) Population Problems Research Council, The Mainichi Newspapers, 1994. The Population and Society in Postwar Japan, based on Half a Century of Surveys on Family Planning, The Mainichi Newspapers.

8) 阿藤 誠, 1982. 「出生抑制行動の日米比較」, 『人口問題研究』161, pp.18-38.

・阿藤 誠, 1989. 「出産計画と出生抑制行動—その社会経済分析」『人口問題研究』45-2, pp.1-14.

9) Ogawa, Naohiro and A. Mason, 1986. "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model," Jinkogaku-Kenkyuu, No. 9, pp.5-15.

・Ohbuchi, Hiroshi, 1982. "Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis: A Case Study of Japan," Jinkogaku-Kenkyu, No. 5, pp.8-16.

・Ohbuchi, Hiroshi, 1988. "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan," Jinkogaku-Kenkyu. No. 11, pp.5-14.

10) 文部省, 1996 『文部統計要覧』

11) 総務庁統計局, 1996 『労働力調査』

12) 労働省, 1994 『賃金構造基本調査』

13) 例えば Notestein, Frank W., 1945. "Population: The Long View," in Theodore W. Schultz (ed.), Food for the World, University of Chicago Press.

14) Coale, Ansley and Susan C. Watkins, 1986. The Decline of Fertility in Europe, Princeton University Press.

nucleation of the family)」が起こる必要のあることを強調した¹⁵⁾。

このように、他の出生力状況において文化的要因の重要性が指摘されているとすれば、先進諸国の近年の置換水準以下への出生率低下についても文化的アプローチの有効性を検討してみることは重要だと考えられる。以下、本稿では、1960年代以降の欧米先進諸国の結婚、出生行動の変化に対する第3のアプローチ、すなわち価値観変動仮説を検討するとともに、それが1970年代半ば以降の日本の出生率低下の解明に役立つか否かを各種の価値観調査の結果の時系列比較から明らかにしてみたい。

II 欧米諸国における価値観変動仮説

西欧諸国は19世紀の中頃から1930年代にかけて（第1の）出生力転換を経験した。合計特殊出生率はおおよそ5を超える水準から2以下へと低下した¹⁶⁾。合計特殊出生率はその後1940年代、50年代に予想外に反騰し、2.5～3.0にまで達した。ベビーブーム時代である。しかるに、1960年代に入って出生率は再び低下を始め、1970年代には人口置換水準を下回り、1980年代前半まで低迷を続けた。ヴァン・デ・カー（van de Kaar）はこの時期の出生率低下を「第2の人口転換（the second demographic transition）」と呼んだ¹⁷⁾。1980年代半ば以降西欧諸国の出生率は多様化しつつあり、ドイツとその周辺諸国が最も長期に低迷するなかで、北欧諸国、米国などは人口置換水準近くまで戻し、イギリス、フランスの出生率は1.7～1.8で安定的に推移する一方、南欧諸国の出生率は低下の一途をたどり、イタリア、スペインは世界最低（1.2）を記録している¹⁸⁾。

西欧諸国では出生率が人口置換水準以下に低下・低迷するのと相呼応する形で、婚前性交、同棲、婚外子、中絶、離婚・再婚が増加し、結婚、出産年齢の上昇が続いてきた。例えば、年間の出生数に占める婚外子の割合は、1970～94年に、最も水準の高い国のひとつであるスウェーデンでは18%から50%へ、最も水準の低い国のひとつであるイタリアでも2%から7%へと上昇した。

このような西欧諸国における第2の人口転換は、価値観変動仮説によってどのように説明されるのであろうか。

西欧社会における第1の出生力転換期（19世紀～1930年代）は、経済が離陸し、産業化が進展し、マックス・ウェーバー（Max Weber）のいわゆる「資本主義の精神」が都市中産階層（ブルジョワ階級）を生み出した時代である。その「精神」は勤儉節約、貯蓄と投資、人生設計の観念であった。アリエス（P. Aries）によれば、この人生設計の観念は経済生活のみならず、家族規模（子供の数）についての設計の観念、すなわち夫婦の間に

15) Caldwell, John C., 1982. *Theory of Fertility Decline*, Academic Press.

16) Council of Europe, 1990. *Cohort Fertility in Member States of the Council of Europe*.

17) van de Kaar, D. J., 1987. *Europe's Second Demographic Transition*, Population Bulletin, Population Reference Bureau, 42-1.

18) Council of Europe, 1996. *Recent Demographic Developments in Europe*, 1996.

おける子供数の制限 (family limitation) につながっていき、家族計画が正当性をもつことになった¹⁹⁾。

西欧社会においては、少なくとも17世紀には、夫婦関係を中心とする家族観 (夫婦家族制 conjugal family system) が成立し²⁰⁾、子供の社会的意義が認められ始めていたが、19世紀になってこの傾向は一層強まった。人々が近隣社会からの干渉を排除する形で、核家族の成員相互間の情緒的つながり、とりわけ母子の情緒的関係を強めるとともに、性別役割分業に基づく近代家族 (the modern family) が生み出された²¹⁾。この近代家族の下で、夫婦による「責任ある出産・子育て (responsible parenthood)」²²⁾、親の子供に対する愛情と子供の将来に対する責任が強調される「子供中心社会 (child-centered society)」 (Aries) が成立した。ヴァン・デ・カーはこの時代の出生抑制の動機は「子供の将来のため」という意味で利他的 (altruistic) であったと言う²³⁾。

1940～50年代のベビーブーム期の解釈については論者の間に十分なコンセンサスがない。事前には誰も予測しえない事態であったことは確かであるが、今日の時点では、これを例外とみる立場²⁴⁾、過渡期の現象とみる立場²⁵⁾、価値観の変化による説明が可能とみる立場²⁶⁾に分かれる。ただし、この時期が産業化の進展によりしだいに大衆消費社会に向かい資本主義の精神が変質していく反面、中産階級の価値観 (近代家族、子供中心社会、家族計画) が労働者階級に伝播していった時代—ブルジョワ化 (embourgeoisement) の時代 (Lesthaghe) —であったという点についての認識はある程度共通している。人口学的には、この時代、結婚が早まり、家族形成が早まったことが出生率反騰の大きな理由であった。サイモン (Simons) は、第2次大戦という国民的大戦争の経験が人々を原理主義 (fundamentalism) の価値観に回帰させ、このことが出生率の反騰を促したとみる²⁷⁾。

19) Aries, Phillipe, 1982. "Two Successive Motivation for the Declining Birth Rate in the West," *Population and Development Review*, 6-4, pp.645-650.

20) ヘイネル (J. Hajnal) は、早婚で既婚子が親と同居する「結合世帯形成システム (joint household formation system)」とは異なり、晩婚・1組のみの夫婦・多数の使用人の存在に特徴づけられる「北西ヨーロッパ型世帯形成システム」が少なくとも17世紀から存在することを統計データによって明らかにした。Hajnal, John, 1982. "Two Kinds of Preindustrial Household Formation System," *Population and Development Review*, 8-3, pp.449-494.

21) Shorter, Edward, 1977. *The Making of the Modern Family*, Basic Books.

22) Preston, Samuel, 1986. "Changing Values and Falling Birth Rates," in K. Davis, et al. (eds.), *Below-Replacement Fertility in Industrialized Societies: Causes, Consequence, Policies*, The Population Council, pp.176-195.

23) van de Kaar, op. cit.

24) Lesthaghe, Ron J., et al., 1988. "Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change," *Population and Development Review*, 14-1, pp.1-46.

25) Aries, 1982. op. cit. ; van de Kaar, 1987. op.cit.

26) Simons, John, 1982. "Reproductive Behavior as Religious Practice," in C. Höhn et al. (eds.), *Determinants of Fertility Trends: Theories Re-Examined*. Ordina Editions, pp.131-146.

27) サイモンは道徳的義務としての再生産行動原理を、絶対主義—相対主義と集団主義—個人主義という二つの次元の組合せによって4つに分類した。原理主義は絶対主義と集団主義を組み合わせたもので、再生産行動のルールを社会の要請に基づく絶対的なものとみなす態度である。他の3つは伝統主義 (相対主義と集団主義の組み合わせ)、修正主義 (絶対主義と個人主義の組み合わせ)、プラグマティズム (相対主義と個人主義の組み合わせ) である。

1960年代以降の出生率低下（ヴァン・デ・カーが第2の人口転換と呼ぶ）についてはかなりの意見の一致がみられる。この時期、豊かな社会の成立と近代的（効率的）避妊法の普及と相互に影響し合う形で価値観の一大変化が起きた²⁸⁾。レスタガヤはこれを世俗化（secularization）＝個人主義化（individuation）、サイモンは原理主義からプラグマティズムへの変化、アリエスは子供中心社会の終焉、ヴァン・デ・カーは保守主義から進歩主義への変化と呼ぶ²⁹⁾。

レスタガヤによれば世俗化には(1)救済、霊魂、精神などの宗教的観念への信仰が減少すること、(2)既成宗教、教団への信頼の減少（例えば教会への参加の減少）、(3)反市民的行動（例えば「十戒」に反する行動）に対して寛容になること、の三つの側面が含まれる。また個人主義化は既存の制度的規制に対比して個人の選択の自由を強調する傾向の増大を意味する。彼は、これは世俗化の指標ならびに、イングルハート（Inglehart）の脱物質主義（post-materialism）指標と密接に関係するという。脱物質主義は物質主義に対比されるもので、経済的繁栄・法と秩序よりも言論の自由、草の根民主主義を重んじ、政治的には保守に対する左翼・第三党支持、平和運動、少数民族の支援、国家よりも国際社会を重んじる傾向の総合指標である³⁰⁾。

そこに共通する見方は、この時代に、若い世代が自己実現的欲求を最高の価値とするようになったという点である。既成の宗教、道徳に縛られなくなり、集合的利害への関心を弱め、性行動、同棲、結婚、離婚、中絶、出産時期、子供の数など再生産に関わる行動を個々人の人生におけるオプションとして選択するようになり、自分の人生を犠牲にしてまで子供をもつことをしなくなった。「子供中心社会」においては結婚して子供をもつことは自明であり、「子供は王様（king-child）」であったが、それがしだいに、子供はカップルの関係を豊かにする時にのみ選択するという「カップルは王様（king-pair）」へと変化してきた。レスタガヤの示すデータによれば、西欧ではこのような世俗化＝個人主義化が時代の変化としてよりもコーホート変化（若い世代になるほど新しい価値観・行動形態を示す）として起こっている³¹⁾（図2と図3）。

Ⅲ 日本における価値観の変化

欧米先進諸国の近年の出生率変動については、技術的要因と経済的要因に加えて価値観の要因に着目する研究も少なくない。しかしながらわが国における近年の出生率変動につ

28) Preston, 1986. op. cit. プレストンは、その他に1960年代から70年代にかけてマス・メディアを賑わした世界的な人口爆発と環境破壊の危機が、先進諸国における若者の出生抑制行動を正当化する役割を果たしたと考える。

29) Lesthaghe, 1988 op. cit ; Simons, 1986. op. cit ; Aries, 1986, op. cit. ; van de Kaar, 1987. op. cit.

30) Inglehart, R., 1977. The Silent Revolution-Changing Values and Political Styles among Western Politics. Princeton University Press.

31) イングルハートもまた脱物質主義の価値観が時代の変化としてよりもコーホート変化として起こっていることを示している。Inglehart, 1977. op. cit.

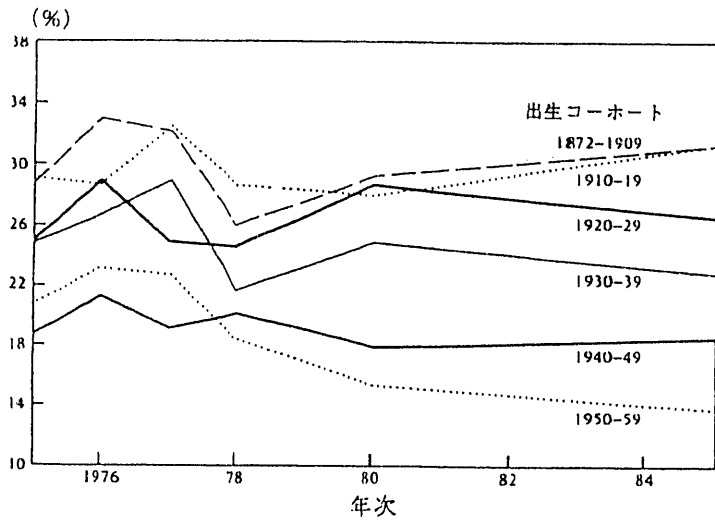
いては価値観の変化と結びつけた研究はわずかであった。これは、この問題についての研究者の層が薄く、多くは人口学的要因分析あるいは出生力の経済理論の適用に終始してきたのと、価値観と結婚・出生行動ないし出生規範を包含した調査が近年まで行われてこなかったためである³²⁾。ここでは、ひとつの試論として、日本における戦後の価値観変動に関するデータを若干検討し、それが結婚・出産に関する規範ないし行動の変化のタイミングと一致するか否かを検討することによって、日本における価値観変動仮説の妥当性を検討してみたい。

ここで取り上げる価値観データは、(1)宗教観、一般的道徳観、(2)親子観、夫婦(男女)観、(3)性、結婚、離婚に関する価値観、(4)出生規範である。

(1) 宗教観・一般的道徳観

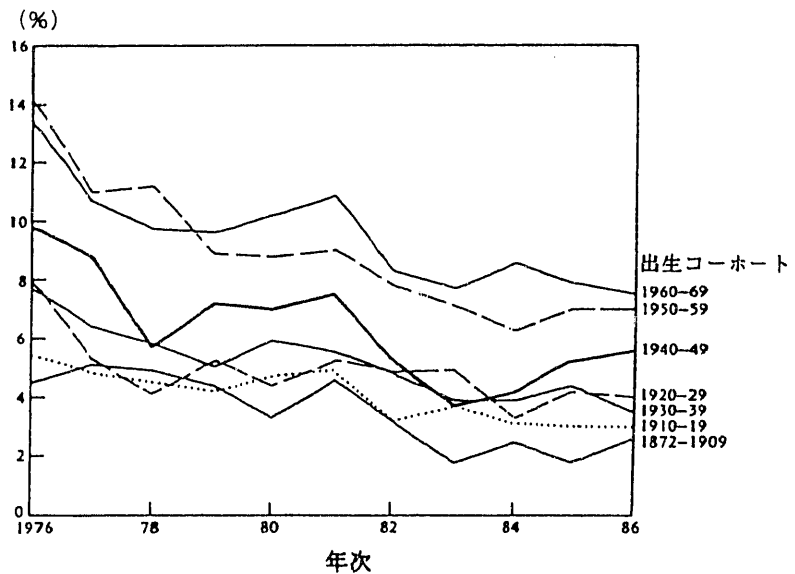
文部省統計数理研究所は1953年～1993年に、5年に1度、全部で9回の国民性に関する全国標本調査(20歳以上の成人男女を対象)を実施してきた³³⁾(以下「統数研調査」と呼ぶ)。調査項目のなかには40年間同一の項目があり時

図2 出生コホート別「毎週教会に行く人の割合(%)」



(注) EC 6ヶ国についての調査の合計値。調査対象は18歳以上。
(資料) Lesthaghe, Ron J. et al., 1988. "Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change," Population and Development Review, 14-1. pp.1-46.

図3 出生コホート別「革命的行動による社会改革を望む人の割合(%)」



(注) EC 6ヶ国についての調査の合計値。調査対象は18歳以上。
(資料) Lesthaghe, Ron J. et al., 1988. "Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change," Population and Development Review, 14-1. pp.1-46.

32) ただし、厚生省人口問題研究所が近年実施したいくつかの調査は、価値観要因を意識して設計された。厚生省人口問題研究所『人口問題に関する意識調査報告』1990年、同『日本人の結婚と出産—第10回出生動向基本調査報告』1993年、同『独身青年層の結婚観と子供観』1994年。

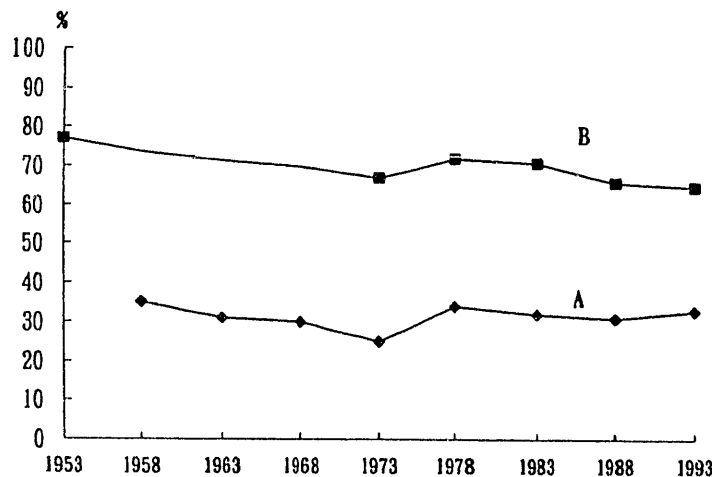
33) 統計数理研究所『国民性の研究・第9回全国調査—1993年全国調査』統計数理研究所レポート75, 1994年。

系列比較データとしては極めて貴重なものである。また総理府青少年対策本部は1972年（第1回）～1992年（第5回）の5年毎に世界青年意識調査（18～24歳の男女を対象）を実施してきたが、これも70年代以降の青年層の価値意識の変化を知るうえで極めて有用である³⁴⁾（以下、「総理府青年調査」と呼ぶ）。以下、この二つのデータを用いて宗教観、ならびに一般的道徳観の変化を検討してみよう。

①宗教観

宗教観に関する「統数研調査」によれば、「信仰とか信心をもつ」と答えた人は、この40年間、25～35%で、系統的变化は全くみられない（図4）。ただし、「宗教心は大切か」の質問に「大切」と答えた人は1983年の80%から1988、1993年の72%へ低下している。「先祖を尊ぶか否か」では「尊ぶ」と答えた人は1953年の77%、1978年の72%、1993年の65%へと緩やかに低下している（図4）。一方、「総理府青年調査」によれば、「人生にとって宗教はどの程度大切なものか」という質問に対して、「（非常に又はやや）大切である」と答えた割合は、1982年の44%から1992年の29%へとかなり大きく低下している。

図4 宗教心と先祖の尊重



注(1) A. 「あなたは、何か信仰とか信心とかを持っていますか？」という質問に対する「もっている、信じている」と答えた人の割合

B. 「あなたは、どちらかといえば、先祖を尊ぶ方ですか、それとも尊ばない方ですか」という質問に対して「尊ぶ」と答えた人の割合

（資料）統計数理研究所「国民性の研究第9回調査」1994年

②個人主義対集団主義

「統数研調査」によれば、「親孝行、恩返し、個人の権利尊重、自由尊重」のなかで大切なものを2つ挙げろという質問では、1963～1993年の30年間で、「恩返し」と「自由尊重」の変化は小さく、「親孝行」がわずかに増加し「権利尊重」がわずかに低下している。その変化は1973～78年に大きい。

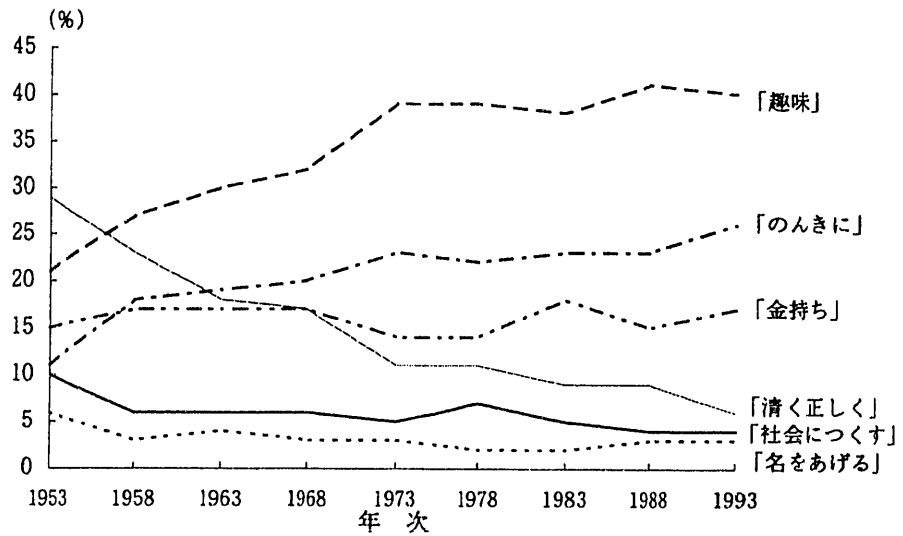
また個人の幸福と日本全体を対比した質問では、1953～1993年の40年間で「日本がよくなって、はじめて個人が幸福になる」が僅かに減って「日本がよくなることも、個人が幸福になることも同じ」が増えたが、「個人が幸福になって、はじめて日本全体がよくなる」は変化が乏しい。

一方、「人のくらし方」についての質問では、1953～1993年の40年間に、「金や名誉を考えずに、自分の趣味にあったくらし方をする」ならびに「その日その日を、のんきにクヨクヨしないでくらす」が各々20%、15%ほど増え、「世の中の正しくないことを押し」の

34) 総理府青少年対策本部編、1994、『世界の青年との比較からみた日本の青年－第5回世界青年意識調査報告』

て、どこまでも清く正しくくらす」、「まじめに勉強して名をあげる」、「自分の一身のことを考えずに、社会のためにすべてを捧げてくらす」が減っている（図5）。その変化は1953～1973年の20年間が大きく、その後の変化は小さい。また、「2つの暮らし方」についての質問では1978～1993年の15年間に、「人のためにならなくとも、自分の好きなことをしたい」が10%ほど減り、「自分の好きなことかどうかはともかく、人のためになることをしたい」が増えている。

図5 人の暮らし方



(注) 「人の暮らし方には、いろいろあるでしょうが、つぎにあげるものの中で、どれが、一番、あなた自身の気持ちに近いものですか。」という質問に対して、以下の項目からひとつだけ選択

1. 一生懸命働き、金持ちになること
2. まじめに勉強して、名をあげること
3. 金や名誉を考えずに、自分の趣味にあつた暮らし方をする
4. その日その日を、のんきにクヨクヨしないでくらすこと
5. 世の中の正しくないことを押しつけて、どこまでも清く正しくくらすこと
6. 自分の一身のことを考えずに、社会のためにすべてを捧げてくらすこと
7. その他 (記入)
8. D. K

(資料) 統計数理研究所「国民性の研究第9回調査」1994年

また「総理府青年調査」によれば、「自分自身の生活と社会とのかかわり方」についての二者択一の質問では、1977～1992年の15年間に「もっとも大切なことは、自分自身の生活を充実させること」、「それだけでは十分でなく、社会のために役立つことをしたい」の比率はほとんど変化していない。

以上のデータから観察されることは、戦後40年間に、日本人の一般的道徳観の変化はきわめて緩やかなものであったという点である。宗教心は全体として徐々に弱まってきている。また社会、国よりは個人のくらしへの関心が強まっていることは確かである。その意味でレスタガヤの世俗化=個人主義化が緩やかではあるが日本でも進行したと言えよう。ただし、それは、西欧流の個人の権利、自由が何物にも優先するという程強い価値観への変化ではなさそうである。また個人の重視への変化は戦後すぐの20年間の方がむしろ大きく、これはむしろ戦後の第1の出生力転換と結びつけられるかもしれないが、70年代以降の急激なシングル化・晩婚化現象（日本における第2の出生力転換）と直接結びつけることは難しいように見える。

(2) 親子・夫婦（男女）に関する価値観

①老親扶養義務

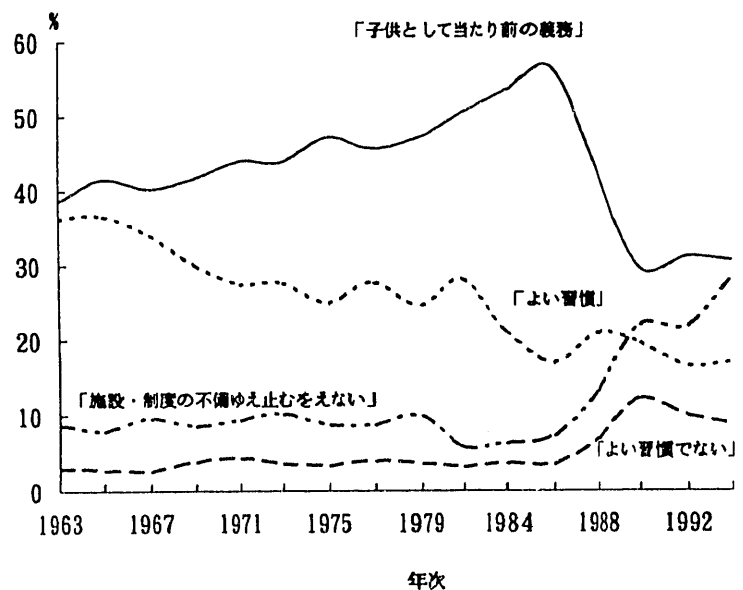
日本の家族は習俗として男系を中心とする直系家族制（stem family system）をとってきたが、それが明治民法の家制度により固定化・普遍化され、戦前はより強固のものとなった。しかるに戦後、西欧型夫婦家族制をモデルとする新民法に替わり、しかも、50年代後半からの高度経済成長期に若者が農村から都市へ大移動し、核家族世帯を形成すると同時に、70年代以降に農村の高齢者が核家族化又は単独世帯化したこともあり、世帯形態のうえでは三世代家族が大幅に減少している³⁵⁾。そのような実態面の変化と家族観の変化にどのような関係があり、さらにそれが出生率の低下とどのように関係しているかを以下で若干検討してみたい。

第1に毎日新聞人口問題調査会が1952年以来ほぼ2年毎に実施している全国家族計画世論調査（50歳未満の有配偶女子を対象）（以下、「毎日・家族計画調査」）のなかで、「子供が老父母の面倒をみることをどう思いますか」という質問に対する回答の推移（1963～1996年）をみると、1963年～1986年には、老親扶養を道徳的に肯定する「よい慣習」が緩やかに減少を続け、その反面でこれを社会的義務とみる「子供としてあたりまえの義務」が増えてきた³⁶⁾（図6）。しかるに1986～1996年には「子供としてのあたりまえの義務」すらも大幅に減り、「施設や制度が不備だからやむをえない」が大きく増え、「よい慣習でない」も若干増加した。

第2に、同じ「毎日・家族計画調査」において「あなたは、老後の暮らしを子供にたよるつもりですか」という質問を1950～96年において継続的に尋ねている。それによると「たよるつもり」と答えた人の割合は、1950年の約60%から1971年の20%台まで低下した後には1986年までは横ばいであったが、その後再び低下して1996年調査では13%に達した。

第3に前述の「総理府青年調査」の第2回（1977年）～第5回（1992年）によると、「年老いた親を養うこと」についての質問に対して、1982年からの10年間に「どんなこと

図6 老親扶養についての考え方



(注) 「その他、無回答、分からない」は除く

(資料) 毎日新聞人口問題調査会『新しい家族像を求めて：第22回全国家族計画世論調査』1994年

35) 厚生省人口問題研究所、1996年『人口統計資料集』

36) 毎日新聞社人口問題調査会『平等・共生』の新世紀へー第23回全国家族計画世論調査』1996年。

をしてでも親を養う」が35%から23%へ12%減り、その替りに「自分の生活力に応じて親を養う」が増えている（「親自身の力や社会保障にまかせる」は10%以下で変化が小さい）。

以上三つの調査結果からは、老親扶養に関する価値観は戦後緩やかに変化してきたものの、1980年代半ば以降に一段と大きく変化したとみることができそうである。

②夫と妻の役割分担観

日本において性別役割分業観（夫は仕事・妻は家庭）がいつの時代に始まるかを特定化するのは難しいが、これが国民一般の価値観として広まったのは、産業化・都市化・エンプロイ化（勤め人の増大）が続き、かなりの人口において職場と家庭の分離が始まった戦後の高度経済成長期だと考えられる。総理府の全国標本調査（1972, 82, 92年）（20歳以上の男女を対象）によれば、1972年には性別役割分業を肯定する割合は男女とも8割を超えていたが、20年後の1992年には男子で66%、女子で56%へと減少すると同時に男女間のギャップが広がった³⁷⁾。これに関する女性の変化を年次別、コーホート別にみると、確かに古い出生コーホートは常に新しいコーホートよりも肯定の度合いが大きい。しかしながら

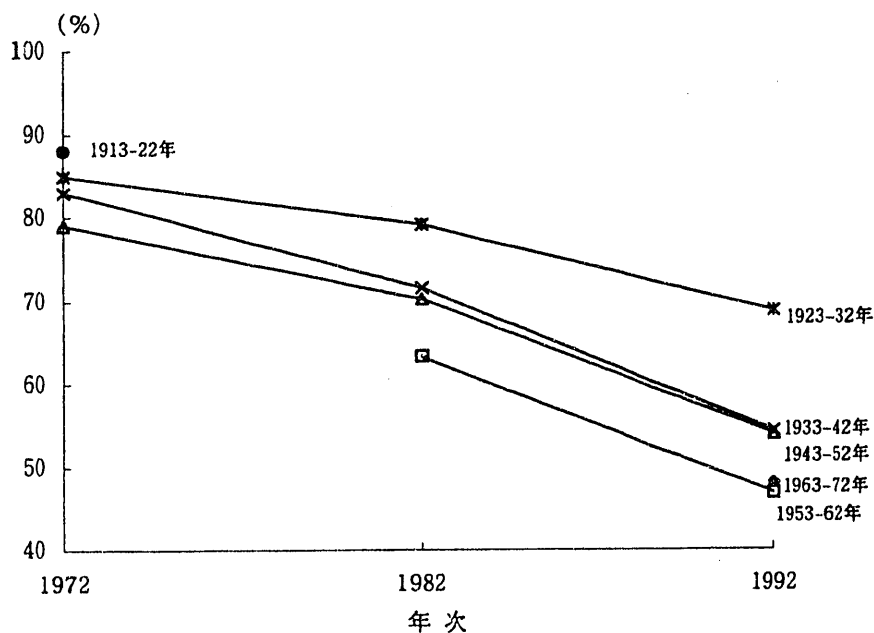
いずれのコーホートにおいてもこの20年間に大幅に低下していることがみてとれ、しかも80年代の変化が大きい（図7）。

また、前述の総理府青少年対策本部の「青年調査」では、性別役割分業に対する賛成が1977年の50%から1992年の33%へと減少し、反対が32%から55%へと増加している（残りは無回答）。

③男女観

前述の「統数研調査」においては、「もう一度生まれ変わるとしたら、あなたは男と女のどちらに生まれてきた

図7 「男女の役割に関する女性の意識」のコーホート変化
—「男は仕事・女は家庭」に賛成する女性割合—



(注1) 「夫は外で働き、妻は家庭を守る」という意見に「賛成」又は「どちらかと言えば賛成」を選んだ女性の割合(%)

(注2) 三年次の調査の年齢10歳階級別データをコーホート・データに組み替えて作成した。

(資料) 1972年調査は総理府広報室「婦人の意識に関する意識調査」、1982年調査は総理府婦人問題担当室「婦人問題に関する国際比較」、1992年調査は総理府広報室「男女平等に関する世論調査」

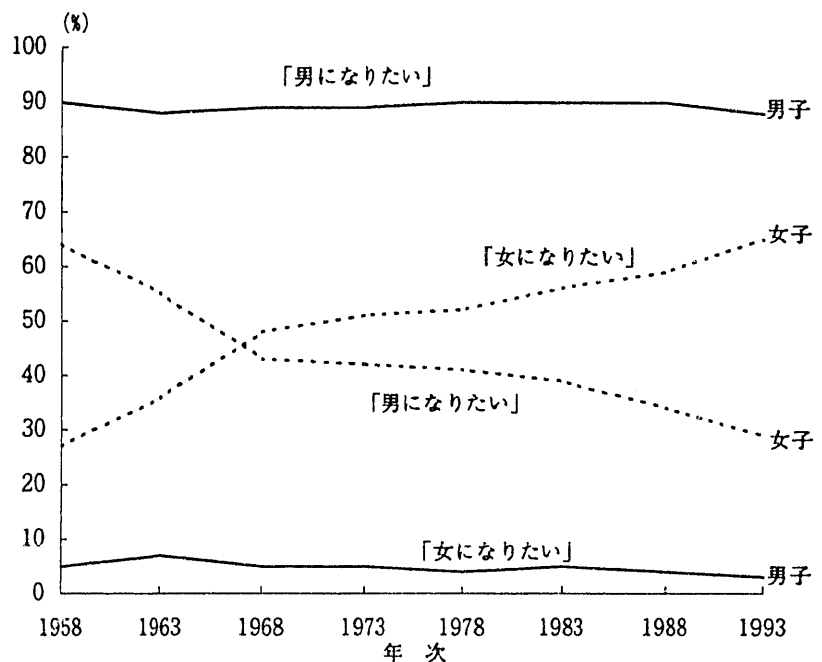
37) 総理府広報室『婦人に関する意識調査』1972年。

・総理府婦人問題担当室『婦人問題に関する国際比較調査』1982年。

・総理府広報室『男女平等に関する世論調査』1992年。

いと思うか」という質問を、第2回調査（1958年）以降継続的に尋ねている（図8）。これによると、男性の回答傾向にはほとんど変化がみられないものの、女性の回答者で「男に生まれかわりたい」と答えた者は1958年では64%であったが、それ以降、継続的に低下して1993年には29%となっている。低下の度合が大きかったのは1958～1968年と1983～1993年である。

図8 「男と女のどちらがよいか」



(注) もういちどうまれかわるとしたら、あなたは男と女の、どちらに、うまれてきたいと思いますか?」に対する回答

(資料) 統計数理研究所「国民性の研究第9回調査」1994年

また厚生省人口問題研究所の「出生動向基本調査」では、50歳未満の有配偶女子に、夫婦にとっての理想

の男女児組み合わせを尋ねているが、これによると、1982～1992年の10年間に、はっきりと男児選好から女児選好への移行がみられる³⁸⁾。例えば3人の子供を理想とする夫婦では、1982年には「男児2人女児1人」が「男児1人女児2人」を62%対36%で上回っていたが、1992年には45%対53%と逆転した。

このような男女観の変化は、男系の直系家族制を重視する家族観が変化していく過程で男子の跡継ぎをもつ必要性が薄らいできた反面、母親自身の話し相手、介護の担い手として女児を望む傾向が強まってきたことと、女性の経済的な立場が強まり、女性に対する社会的規制が弱まり行動の自由が広がってきたことなどの表れであろう。

以上、親子関係（老親扶養）、夫婦の役割関係、男女の地位に関する価値観は、おそらく親子関係に関する価値観が最も早くから変化を始め、ついで夫婦の役割関係、男女の地位に関する価値観の変化が続いたと考えられるが、いずれも1980年代～90年代に大きく変化している。その意味で、このような家族観の変化とシングル化・晩婚化の急進展は同時期に平行に起こったと言えそうである。

(3) 性、結婚、離婚に関する価値観

①性に対する考え方

「総理府青年調査」によると、「結婚前の性交渉」を「どんな場合でも避けるべきだ」と答えた人は1977～1992年の15年間に27%から5%へと大幅に減った。「お互いに愛情があればかまわない」はこの間70%前後を占めた。

38) 厚生省人口問題研究所、1993年『日本人の結婚と出産－第10回出生動向基本調査』。

②結婚観

総理府の全国標本調査（1972, 82, 92年）によれば、「女性の結婚」についての質問で、女性は「結婚した方がよい」（「女性の幸福は結婚にある」、「結婚によって精神的、経済的に安定する」、「人間として当然」の三項目の合計）と答えた人は、男女ともに、1972年～90年の28年間に80%台から40%台へと大幅に減少し、「結婚しなくともよい」が増大した³⁹⁾。

これを年次別、コー

ホート別にみると、1972年、1982年

にはコーホートの差が小さかったのが1992年にはコーホート差が大きく広がっており、若い世代ほど「女性は結婚した方がよい」が少なくなっている（図9）。

ただし、性別役割分業の場合同様、時代の変化の影響も大きく、特に1982～1992年に社会全体が女性の非婚について寛容になったと言える。

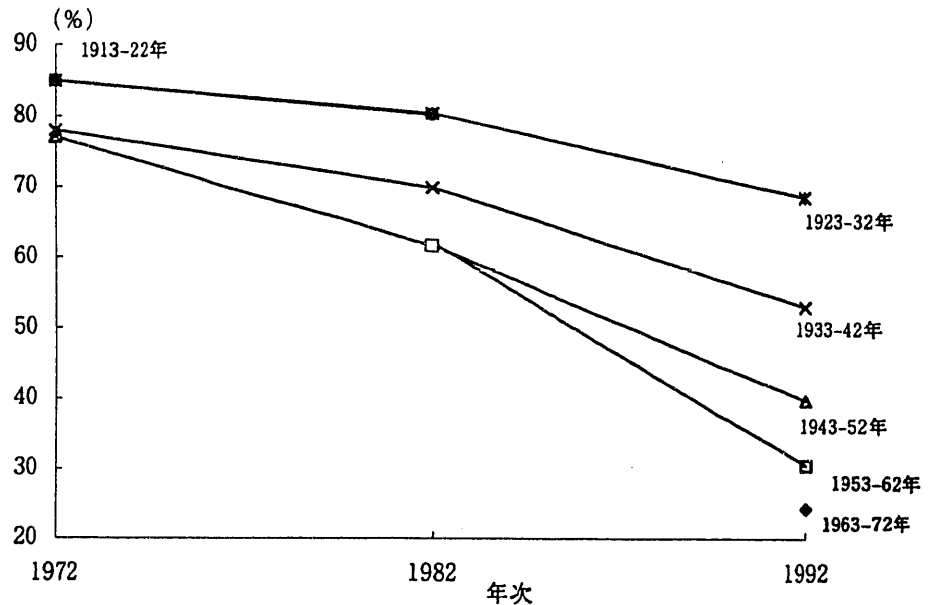
③離婚観

同じく総理府の全

国標本調査によれば、「結婚しても相手に満足できないときは離婚すればよい」という質問に対して肯定的に答えた人（賛成とどちらかといえば賛成の合計）は1972～1992年の20年間に、男女とも20%強から40%へと大きく変化した⁴⁰⁾。これを年次別、コーホート別にみると、これ又確かに若いコーホートはどの時点でも離婚肯定の意識が強いが、1982年までは全体にきわめて低レベルであったのが、1982～1992年にすべてのコーホートで肯定が大きく増えている（図10）。したがって「女性の結婚」に関する調査結果と同様、1982～92年の10年間に特に社会全体として離婚に対して寛容になってきたと言える。

以上、性、結婚、離婚に関する価値観は、いずれも1980年～90年代始めに大幅に変化して、婚前の性、非婚、離婚に対して寛容となった。この変化も又シングル化・晩婚化の急

図9 「女性の結婚に関する女性の意識」のコーホート変化
－「結婚した方がよい」と思う女性割合－



（注1）「結婚した方がよい」は、「女の幸福は結婚にある」、「精神的、経済的に安定」、「人間として当然」を選んだ女性の割合（%）

（注2）三年次の調査の年齢10歳階級別データをコーホート・データに組み替えて作成した。

（資料）1972年調査は総理府広報室「婦人の意識に関する意識調査」、1982年調査は総理府婦人問題担当室「婦人問題に関する意識調査」、1992年調査は総理府広報室「男女平等に関する世論調査」

39) 総理府広報室（1972年）、総理府婦人問題担当室（1982年）、総理府広報室（1992年）、前掲（注37）。

40) 総理府広報室（1972年）、総理府婦人問題担当室（1982年）、総理府広報室（1992年）、前掲（注37）。

進展と相呼応しており、相互の関連が深いと考えられる。

(4) 出生数に関する規範

1970年代半ばからの出生率低下の時期、出生数に関する規範には大きな変化はみられない。厚生省人口問題研究所の出生動向基本調査によれば、(妻の年齢50歳未満のすべての)夫婦にとっての理想の子供数は1972年の平均2.8人から1977年の2.6人に減少した後は1992年までほとんど変化していない⁴¹⁾。理想子供数の分布も3子理想が最も多く(50%弱)、

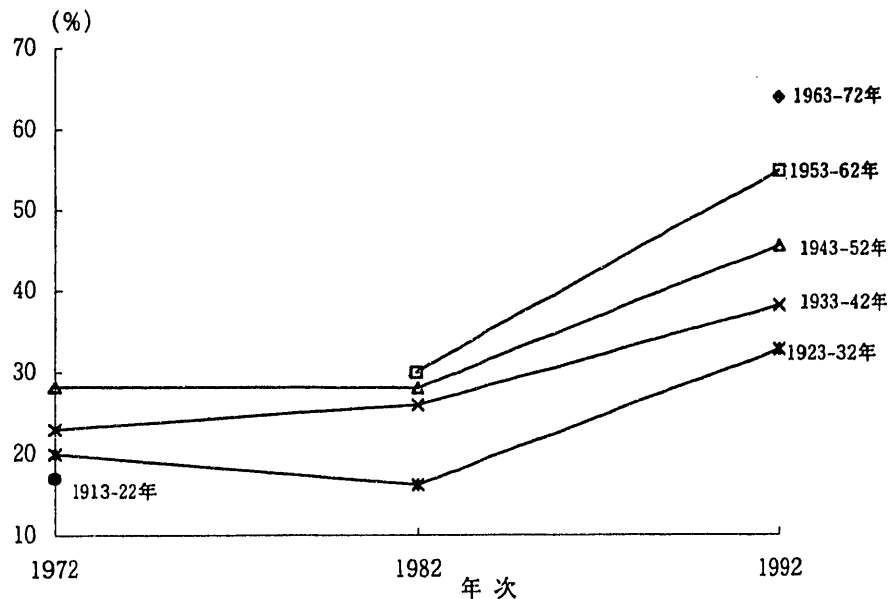
2子理想がそれに次ぎ(40%弱)、無子・1子理想はほとんど例外的でありそれが増える気配はほとんどない。同じ調査で、25～29歳の妻の予定子供数の変化をみると、1977年の2.15人から1992年の2.21人まで変化は小さい。さらに18～34歳の未婚者で結婚する意思のある者の結婚後の希望子供数は、1982～1992年の10年間に、男子では2.34人から2.23人へ、女子では2.29人から2.17人へ減少しているものの、その低下率はわずかである⁴²⁾。

このように出生数に関する規範が1980年代、90年代にあまり変化していないのは、この間の夫婦の完結出生児数が約2.2人でほとんど変化していないことと表裏の関係にあると言える。

IV 価値観の変化とシングル化・出生率低下の関係

日本における価値観の変化を欧米社会のそれと同列に論ずることは難しい。欧米社会の場合には少なくとも17世紀以来の夫婦家族(核家族)の伝統があり、それがさらに強固に

図10 「離婚に関する女性の意識」のコーホート変化
— 「相手に満足できなければ離婚すればよい」と思う女性の割合—



(注1) 「結婚しても相手に満足できないときは、いつでも離婚すればよい」という考え方に「共鳴できる」又は「ある程度理解できる」と答えた女性の割合(%)

(注2) 三年次の調査の年齢10歳階級別データをコーホート・データに組み替えて作成した。

(資料) 1972年調査は総理府広報室「婦人の意識に関する意識調査」、1982年調査は総理府婦人問題担当室「婦人問題に関する国際比較」、1992年調査は総理府広報室「男女平等に関する世論調査」

41) 厚生省人口問題研究所『日本人の結婚と出産—第10回出生動向基本調査』1993年。

42) 厚生省人口問題研究所『独身青年層の結婚観と子供観—第10回出生動向基本調査』1993年。

なることによって、「子供に対する責任」が強調される「子供中心社会」が成立し、それが子供数の制限につながり出生力転換と結びついたとみられている。しかるに、日本では出生力転換の時点まで親に対する子供の献身・義務が強調される直系家族制（法的には家制度）が支配的で、それが戦後緩やかに夫婦家族制（核家族制）に移行してきたものの、今日なお直系家族制的色彩が色濃く残っている。日本の場合、極めて短期間で進んだ出生力転換の後に世帯形態としての核家族化が進行し、「親に対する子供の義務」に関する道徳が緩やかに弱まるにつれ、「子供に対する親の責任」を重視する価値観がしだいに根づいてきているのではないかと考えられる⁴³⁾。

欧米社会では「子供に対する責任」を強調する「子供中心社会」が終わりを告げ、既成の道徳（キリスト教の教義、教団、信仰と結びついた道徳観）が弱まり、個人の自己実現を至上の価値とする個人主義の浸透が1960年代以降の性行動、同棲、結婚、結婚後の出産時期、離婚、中絶などを含む再生産行動に大きな影響を与え、それが出生率にも影響を及ぼしたと考えられている。

しかるに、日本の場合、世帯形態でみるかぎり核家族化の動きは依然として続いており、家族形成を行った人々についてみれば子供の数についての規範も実際の子供数も2～3人でほとんど変化しておらず、「子供中心社会」はますます強固になりつつあると言わざるをえない。その一方で1970年代半ば以降シングル化・晩婚化・晩産化が急速に続き、出生率の低下が続いている。その背後にどのような価値観の変化が関係していると考えられるのであろうか。

確かに日本でも、戦後緩やかに個人主義化が進んでいるとみられるものの、1970年代半ば以降特に大きく変化した訳ではない。宗教心の変化も極めて緩やかである。それに対して、親子、夫婦、男女に関する価値観は1980年代になって大きく変化した。老親扶養を義務とみる女性が急減し、性別役割分業観が弱まり、女性の価値が急激に高まった。さらには、婚前性交、女性の非婚、離婚についても1980年代に入って大幅に寛容となっている⁴⁴⁾。

このように1980年代に大きく変化した価値観はいずれも家庭と社会における女性の地位・役割に関わるものである。その意味で、日本の場合には、1970年代半ばから顕著になった女性の高学歴化、雇用労働力率の上昇、賃金水準の上昇という女性の社会経済的地位の実

43) 阿藤 誠「親子関係からみた家族変容の行方—核家族化か個族化か」毎日新聞人口問題調査会『「平等・共生」の世紀へ—第23回全国家族世論調査』1996年、pp.45-63.

44) 金子は1992年に実施された第10回出生動向基本調査（有配偶女子対象）を用いて、結婚、妻の役割、親子関係に関する価値観のコーホート分析を行い、若いコーホートほど“現代的傾向”（保守的傾向の逆）が強いことを明らかにしている。同時に価値観の現代的傾向が強いほど初婚年齢、予定子供数、理想子供数、出生児数が小さいことを明らかにしている。本稿の各種調査に基づく価値観の時系列観察の結果は、金子のコーホート分析の結果と一致する。また価値観の変化とシングル化の急進展がパラレルに起っているという我々の観察も、金子の明らかにした価値観の現代的傾向と平均初婚年齢の正の相関という事実と符合する。ただし、価値観の現代的傾向と夫婦の出生児数・理想子供数・予定子供数の正の相関という金子の分析結果は我々の時系列観察の結果（女性の地位・役割をめぐる価値観の急激な変化にもかかわらず夫婦の出生行動、出生規範はきわめて安定的）とは一致しない。

・金子隆一「結婚・出生に関する妻の意識」厚生省人口問題研究所『日本人の結婚と出産—第10回出生動向基本調査』1993年、pp.28-38.

態面での変化を後追いする形で、1980年代にそれに関わる価値観の変化が急激に起きたとも言える。したがって、時系列的な変化からみる限り、1970年代半ば以降のシングル化現象は、欧米社会のような既成道徳の弱体化と全般的個人主義化に結びつくというよりは、デイビス（K. Davis）のいう性役割革命（sex-role revolution）と密接に結びつくといえそうである⁴⁵⁾。

1970年代半ば以降の20年間のシングル化の進行が、前半の10年より後半の10年が急速であったのは、女性の社会経済的地位、役割の変化に加えて、それに関わる価値観の変化が特に80年代に入って全年齢層で（しかし特に若いコーホートで）起こったことと無関係ではなさそうである。この女性の地位・役割をめぐる価値観の変化が1980年代に顕著となった理由については、たんに女性の社会進出という行動面の変化の後追いという面の他に、「国連婦人の10年（UN Decade for Women）」の中間年（1980年）と最終年（1985年）に開催された第2回世界女性会議（コペンハーゲン会議）と第3回世界女性会議（ナイロビ会議）、女子差別撤廃条約の署名（1980年）と批准（1985年）、「雇用機会均等法」の制定（1985年）など女性の地位向上をめぐる内外の政治的動き⁴⁶⁾とそれを報じるマス・メディアの効果を考えることができそうである。

45) Davis, Kingsley, 1990. "Wives and Work : The Sex Role Revolution and its Consequences," *Population and Development Review*, 10-3. pp.397-417.

46) 総理府編、『(平成6年版)女性の現状と施策』1994年。

Very Low Fertility in Japan and Value Change Hypotheses

Makoto ATOH

Fertility in Japan dropped below replacement level in the middle of the 1970s and declined further since the middle of the 1980s, having reached 1.42 of TFR in 1995. Much evidence shows that such fertility decline occurred directly as the result of the rise in the proportion single and the rise in the age at marriage and age at childbearing. According to the population census, the rise in the proportion single has been accelerated since the middle of the 1980s. How can we explain such recent change in marital behavior and its resultant fertility decline in Japan?

Fertility in most of the Western societies declined below replacement level in the 1970s and remained very low level since then in many countries. Three main factors have been emphasized in many studies for explaining such below-replacement fertility: they are technological, economic, and cultural factors. Among them, technological factors are the prevalence of the modern contraceptives, especially the oral pill, and the legalization of induced abortion, and economic ones are the achievement of an affluent society and the increase in women's gainful employment.

Adding to these two factors, several authors stressed the importance of cultural factors: They are value changes since the 1960s. Aries called it "the end of a child-centered society" and Van de Kaar mentioned an attitudinal change from "King-child" to "King-pair". Lesthaeghe called it secularization and individuation and Simons called it a value change from fundamentalism to pragmatism. What is common to all these theories is the idea that younger people in the West has come to decide their behavior related to reproduction, such as pre-marital sex, cohabitation, marriage, divorce, abortion, the number of children they have, etc., from the viewpoint of self-actualization rather than that of social conformism regarding families.

In Japanese situation, while technological factors are irrelevant to low fertility since there has hardly been any change in fertility control behavior in these two decades, there were many studies which related the recent fertility decline to economic factors, especially the rise in women's labor force participation rates and the shrinkage of wage differentials due to sex. But, how about a value change hypothesis?

According to various nationally representative, time-series, and comparable attitudinal surveys which were undertaken in post-war years by various institutes, there has hardly been any dramatic change in religious attitude and has been only a moderate change from social conformism to individualistic attitude in these forty years. Also, family size norm has remained almost constant for these two decades: 2.6 children on average for the ideal number and 2.2 children on average for the intended number. Therefore, it seems to be inappropriate to explain the recent fertility decline in Japan by those above-mentioned value-change hypotheses proposed for the Western societies.

In contrast, there has been a tremendous attitudinal change related to women's social role

and status in Japan especially since the middle of the 1980s. First, the attitude toward pre-marital sex has become more tolerant since the end of the 1970s. The proportion agreeing with the opinion that women would rather get married has decreased from more than 80% to less than 50% between 1972 and 1990 both for men and women. The proportion agreeing with divorce has increased from just more than 20% to about 40% for both sexes between 1972 and 1992. Also the positive attitude toward “breadwinner-homemaker system” or the division of labor by sex has weakened for both sexes, but especially for women, in these two decades, but especially since the 1980s, while women’s desire for pursuing both marriage life and gainful employment has been strengthened.

The most striking attitudinal change was observed for the care of the elderly parents among married women of reproductive age : The proportion thinking the care of the elderly parents as good custom or social obligation decreased substantially in the middle of the 1980s. Finally, the value of women increased among themselves : The proportion of women who want to be reborn as man if they can has decreased gradually since the 1960s and boy preference has conspicuously weakened among married women of the reproductive age in the 1980s.

All these survey results suggest that the rapid rise in the proportion single and its resultant fertility decline in Japan in this latest decade can be related to the change in the value system regarding women’s social role and status, a change toward the valuation of a gender equal society, or “sex-role revolution” called by K. Davis, rather than to secular individuation or the end of a child-centered society.

多変量 AR モデルによる年齢各歳別死亡率 の長期予測*

大 場 保

I 人口の将来推計と将来予測

従来より人口の将来推計においては、その作業の最初に死亡率および出生率についてなんらかの形で未来のシナリオと呼ばれる一連の(仮定値)を設定し、現在の値とシナリオを結ぶために平滑化手法と人口学的数理が適用されてきた。

例えば1994年の国連による将来推計¹⁾においては、出生率に関しては将来の TFR が2.1になるなどとされたし、死亡率に関しては平均寿命が女で87.5年、男で82.5年という値に近づくというシナリオが描かれた。そして、現在の値からシナリオで設定した将来の仮定値に到達するまでの間を、平滑化手法と人口学的な数理により曲線で結ぶ作業が将来推計の中核だったのである。

本研究においては未来のシナリオは用いない。過去から現在までの時系列的变化を統計学的に将来へ延長する。そのための手法として多変量 AR モデル (Multivariate AutoRegressive Model) を採用し、日本の性年齢各歳別年次別死亡率に適用した。これにより、将来推計ではなく将来予測を実現した。

II 多変量 AR モデル

最初にここで用いた多変量 AR モデルについて触れておく。このモデルは、 N 個のデータ長よりなる l 変量の時系列において、 n 番目のデータ (ベクトル) を \mathbf{y}_n と表すとき、次式により与えられる。

$$\mathbf{y}_n = \sum_{i=1}^m \mathbf{A}_i^m \mathbf{y}_{n-i} + \mathbf{v}_n \quad (2.1)$$

ここで、 \mathbf{v}_n は l 次の残差ベクトルであり、 $\mathbf{v}_n \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{V}_m)$ である。 m は AR 次数と呼ばれる。 \mathbf{A}_i^m は

1) United Nations, World Population Prospects The 1994 revision, pp.142-151, 1994.

$$A_i^m = \begin{pmatrix} a_i^m(1,1) & a_i^m(1,2) & \cdots & a_i^m(1,l) \\ a_i^m(2,1) & a_i^m(2,2) & \cdots & a_i^m(2,l) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_i^m(l,1) & a_i^m(l,2) & \cdots & a_i^m(l,l) \end{pmatrix} \quad (2.2)$$

なる $l \times l$ 行列であり、AR 次数が m 次のときの自己回帰係数行列と呼ばれる。 $a_i^m(j, k)$ は、 m 次の AR 次数のうちの i 次の自己回帰係数である。

実データを (式2.1) に代入することで、 A_i^m および v_n の分散共分散行列 V_m を推定し、これらを用いて時系列の長期予測、あるいは補間推定ができる。

長期予測は、(式2.1) における残差項を略し、

$$y_{N+1} = \sum_{i=1}^m A_i^m y_{N+1-i} \quad (2.3)$$

という操作を必要な年数分だけ繰り返せばよい。したがって本研究では、原データに対して適当な変換処理を行った後に (式2.1) を推定し、(式2.2) を繰り返し用いて将来の予測値を得るというステップを経る。

多変量 AR モデルの推定には、レビンソンのアルゴリズムを用いてユール-ウォーカー方程式を解く方法と、ハウスホルダー変換に基づく最小二乗法などがあるが、ここでは、変量ごとに m を変えられる後者を採用した。詳細については北川²⁾を参照されたい。

最小二乗法によるモデル推定プログラムは、北川²⁾を参考に Microsoft FORTRAN Power Station 4.0で作成し、PC-9821 Ap2の Windows NT 3.51上でコンパイルおよび実行した。

III 死亡率データの検討

過去の死亡率データに対して多変量 AR モデルを適用するに際して、死亡率の時系列にそのまま適用すればよいのか、あるいは対数値に変換したものがよいのか、さらには対数値の差分がよいのかを検討した。

今回用いた性年齢各歳別年次別の死亡率は、厚生省大臣官房統計情報部の人口動態統計の性年齢別年次別死亡数と、総務庁統計局の国勢調査報告および推計人口の性年齢別人口を用いて1947～1994年について算出した。

1995年は、次の理由で用いていない。例えば1994年における11歳女子の死亡数は56人である。阪神淡路大震災による死者は約6000人にもものぼったため、性別に考えると、1年階級あたりの死者はおおよそ30人程度である。これは、上記年齢の女子の場合、いきなり50%程度も増加したことに相当する。残念ながら、時系列の最終データだけこのような異常値を含むような場合でも問題なく処理できるモデルはほとんどない。今回のモデルも、

2) 北川源四郎, 「FORTRAN-77時系列解析プログラミング」, 岩波書店, 1993.

このような突然の変化に対応できるほどロバストではない。

(i) 死亡率

年齢各歳別年次別死亡率 $M_{a,t}$ は、年齢 a の増加とともに指数関数的な変化がある。また、年次方向にも急激な変化が観察されるが、これが単純な指数関数なのか修正指数曲線のような若干複雑なものかはっきりしない。

(ii) 死亡率の対数値 (図1-M (ale), 図1-F (emale))

$\log_{10}(M_{a,t})$ とすると指数関数的な変化はなくなり、年齢方向、年次方向での緩やかな曲線的な増加が見られる。これにモデルを適用した場合曲線的な増減の傾向が結果に反映されにくい難点がある。

図1-M 年齢別死亡率 (常用対数値, 男)

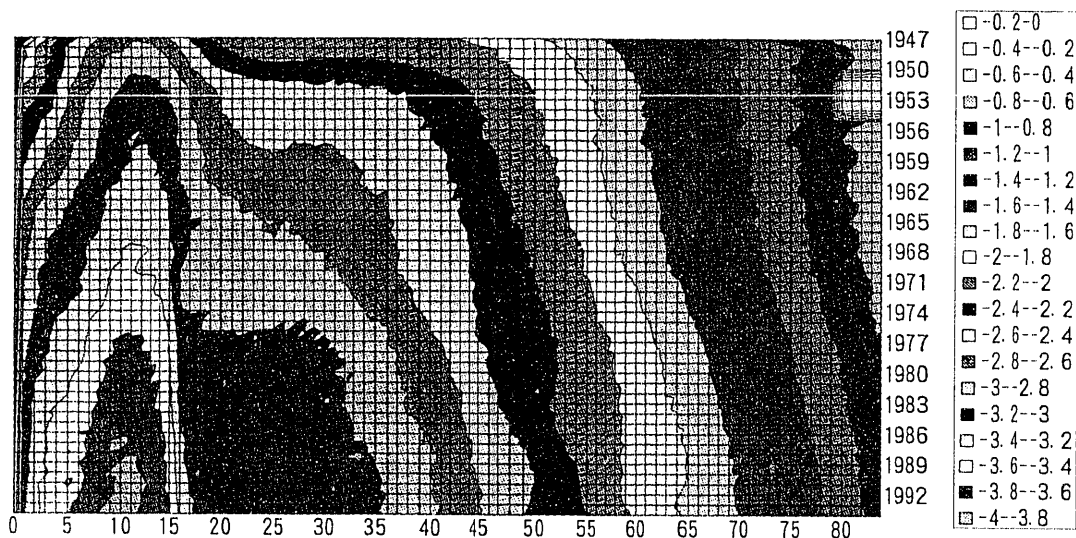
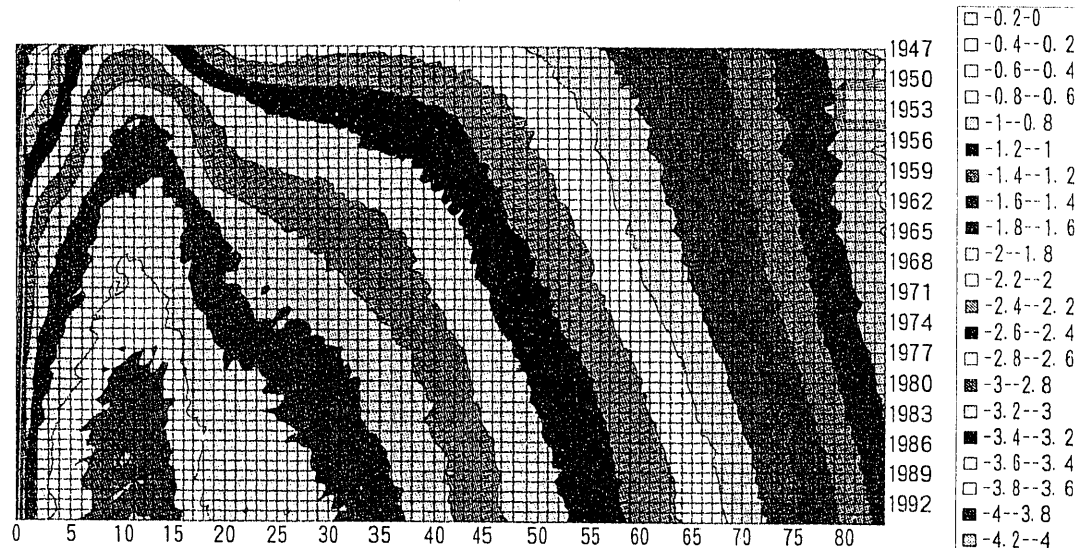


図1-F 年齢別死亡率 (常用対数値, 女)



(iii) 死亡率の対数値の年次方向での差分 (図2-M, F)

年次方向での差分 $\log_{10}(M_{a,t+1}) - \log_{10}(M_{a,t})$ では、年次ごとの特徴を示す水平方向の尾根と谷がみられ、また、コーホート方向 (斜め方向) での尾根や谷がみられる。

図2-M 年次方向での死亡率差分 (男)

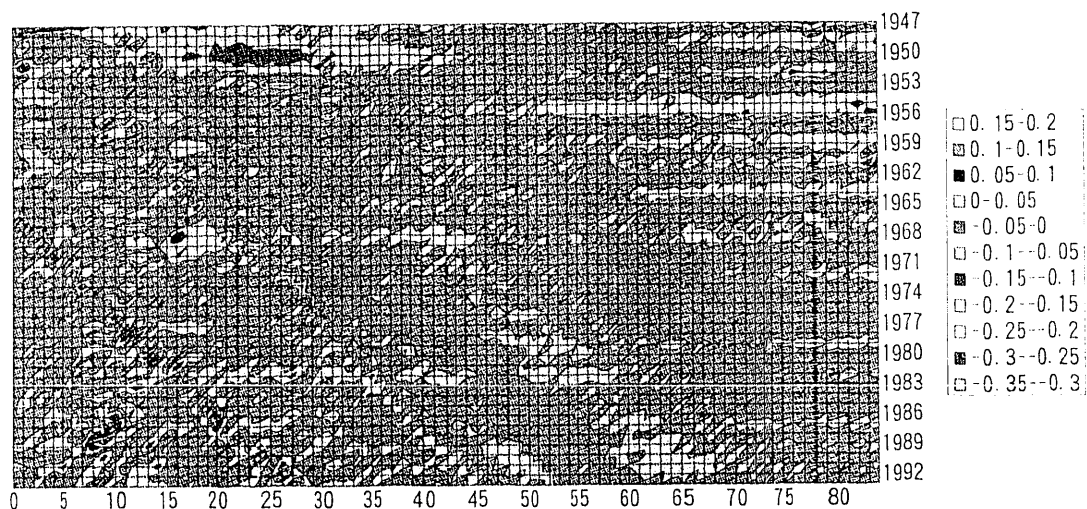
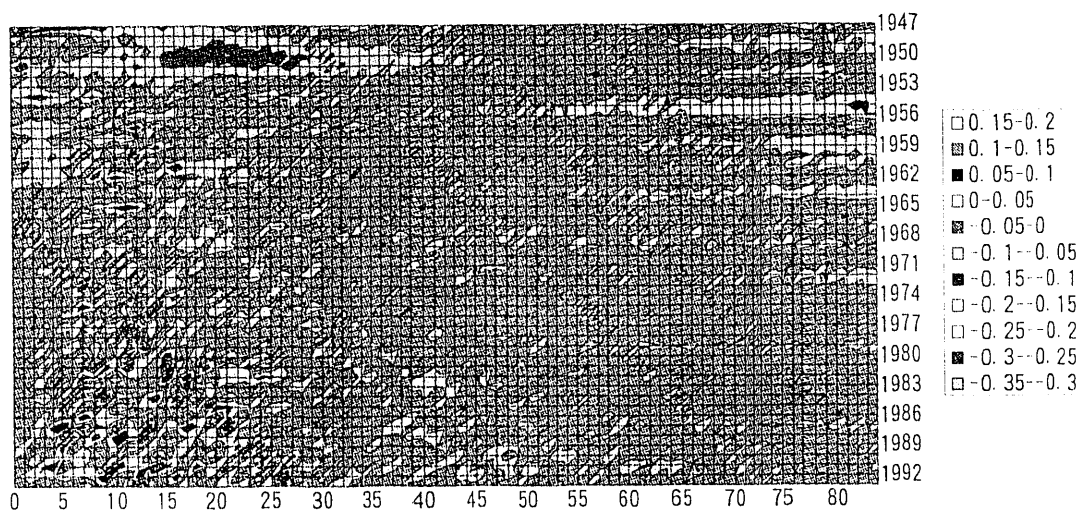


図2-F 年次方向での死亡率差分 (女)



(iv) 死亡率の対数値の年齢方向での差分 (図3-M, F)

年次の場合と対照的に、 $\log_{10}(M_{a+1,t}) - \log_{10}(M_{a,t})$ では縦方向の尾根と谷、加えてコーホート方向の尾根と谷がみられる。また、男子15 (~21) 歳においては1968年以降突出した「塀」がみられる。ただし、この年齢範囲の15歳という下の値はかなりはっきりしているが、上の21歳というのはかなり曖昧である。

男子に塀が見られる一方で、女子にはそのようなはっきりした変化は見られない。しかし、1968年以降、15歳の差分は上下にランダム変動をしつつも増加傾向にある。

図3-M 年齢方向での死亡率の差分（男）

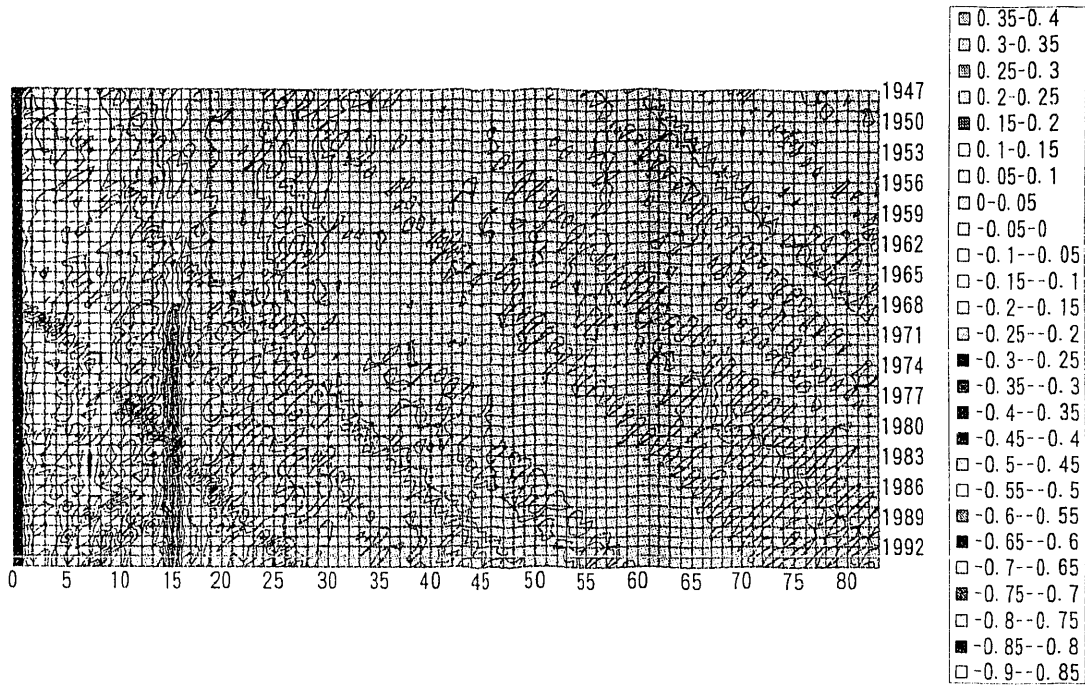
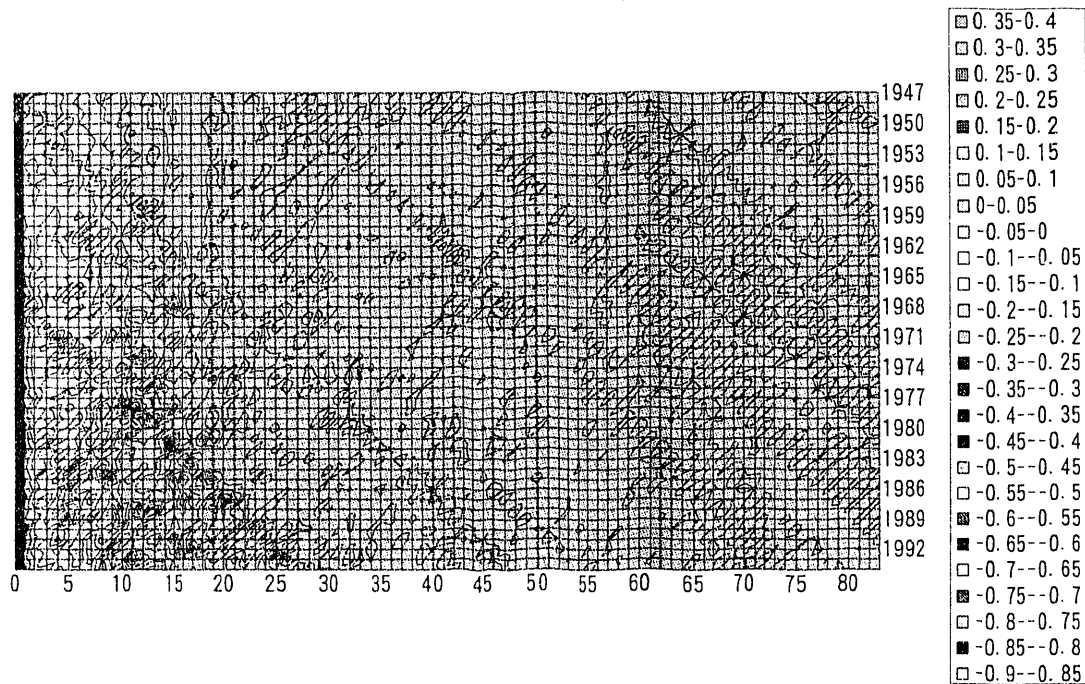


図3-F 年齢方向での死亡率の差分（女）



(v) 死亡率の対数値のコホート方向での差分（図4-M, F）

年次の場合や年齢の場合と異なり、 $\log_{10}(M_{a+1,t+1}) - \log_{10}(M_{a,t})$ ではコホート方向の尾根と谷がみられない一方で、年次方向および年齢方向での尾根と谷がみられる。また、男子15（～21）歳においては年齢方向の時と同様に1968年以降突出した「塀」がみられる。

図4-M コーホート方向での死亡率差分（男）

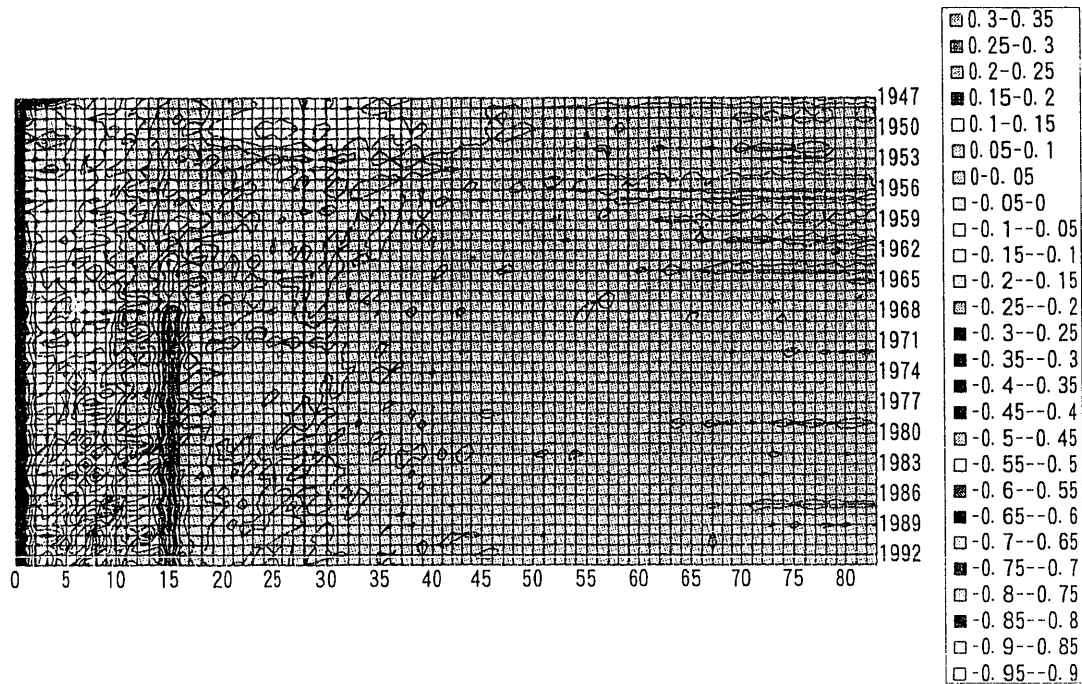
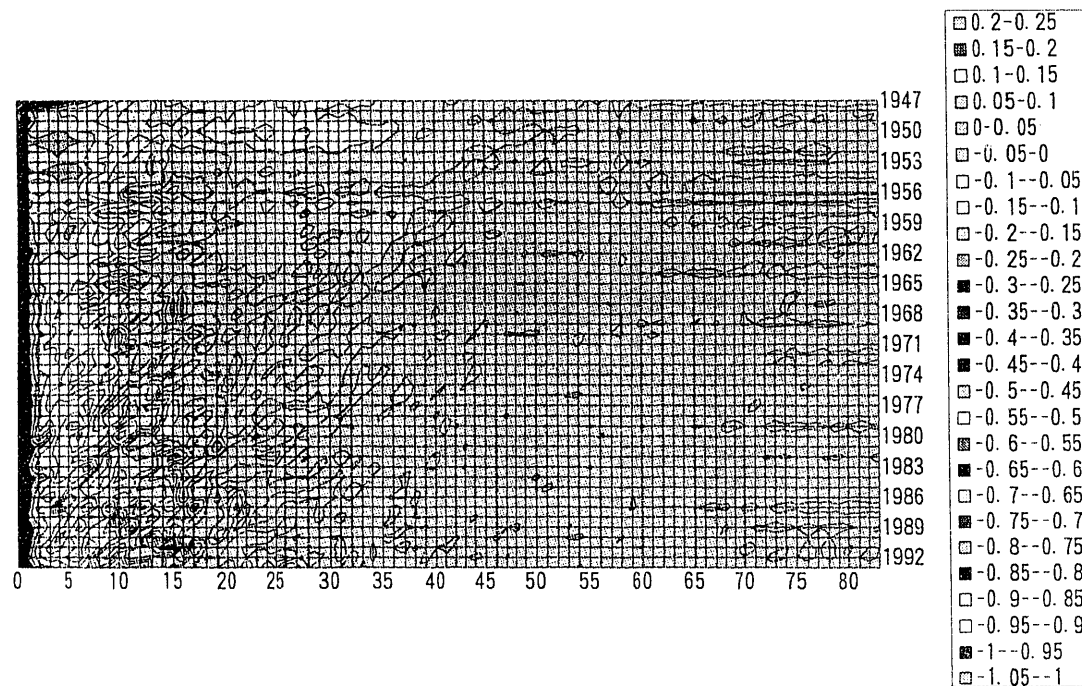


図4-F コーホート方向での死亡率差分（女）



コーホート差分は年齢方向の差分も含んでいるので、15歳における1968年の男女の変化については、年齢方向の差分の場合と事情はほとんど同じである。

以上のものを比較して、時系列としては(ⅳ), (iv), (v)の各差分がかなり直線的な変化を見せていることから、これらの中から選ぶこととした。

コーホート方向の差分には、年齢及び年次方向の差分に有るコーホート方向での尾根や谷がなく、最も安定した変化をみせているので、これを採用することとした。年次方向および年齢方向のものにはコーホート方向の尾根や谷が存在し、これがデータの分散を増加させる。

コーホート差分を採用するとして、時系列長をどれだけにするか、これも検討した。なるべく長くしたい一方で、戦後まもない混乱期は、戦争で疲弊した人々が活力を取り戻すにつれて急激な死亡率の低下が見られ、これはある種の異常事態でもある。実際、1947年からの10年間ほどはコーホート方向の差分の極めて急激な低下が観察される。そこで、この時期をなるべく外し、かつ安定した長期予測が得られるだけの時系列長として、時系列長を36年間（1958～1993年）とした。後述するように、 $((m=)3+1) \times ((l=)8+1)$ が比較的安定していたためである。

また、コーホート方向の差分だけでは0歳の将来死亡率および将来生まれるコーホートの死亡率は予測できないので、0歳に関しては年次方向の差分を採用することとした。こちらの時系列長であるが、1歳以上の全年齢を対象とするコーホート差分の場合と事情が異なり、戦後まもない頃の大きな変化は見られない1948～93年とした。

IV 将来予測値作成のプロセス

本研究での将来の予測値を求めた手順を以下に示す。

(i) 差分の算出

性別年齢各歳別年次別死亡率の対数値 $\log_{10}(M_{a,t})$ より、その年次方向の差分 $\log_{10}(M_{a,t+1}) - \log_{10}(M_{a,t})$ とコーホート方向の差分 $\log_{10}(M_{a+1,t+1}) - \log_{10}(M_{a,t})$ を求めた。

(ii) 異常値の補正

上述のように、男子15歳近辺には1968年以降に異常な差分値の突出がある。このような階段状のレベルの変化は、今回のモデルがガウス分布を前提としているだけに、単純なARモデルでは追従できない。そこで、それ以前と平均値を比べて、これより突出分を算出し、1968年以降の値から差し引いて、ここでの階段状の変化を補正した。

このような場合、時系列を2つに分割してそれぞれの部分にARモデルを適用する方法として局所定常ARモデルがあるが、それではもともと短い時系列のデータ長がさらに短くなることと作業全体が複雑化することから、今回は用いないこととした。

(iii) リニアトレンドの除去

ARモデルは平均値＝一定である必要があるので、各時系列データに最小二乗法で回帰直線を当てはめ、それとの差分に変換した。

(iv) 正規化

ARモデルでは正規分布を前提としているので、(iii)で求めた値を標準偏差で除して正規化した。これで大数の法則により概ね標準正規分布に従う時系列が得られる。

(v) 同時に予測計算する時系列の組み合わせ

実際のデータにおいては時系列のデータ長に限りがあるため、同時に扱える時系列の数にも限りがある。今回用いたモデルには、データ長 N 、変量数 l 、AR 次数 m の間に次のような制限がある。

$$(l+1) \times (m+1) \leq N \quad (4.1)$$

一方、例えば中学生の年齢においては近年は死亡数が非常に少なく、女子の場合で年間の死亡数が50程度という年齢もあり、ランダム変動の影響を強く受けている。そのため、この年齢層だけで予測を行おうとしても、ランダム変動が大きすぎて実用にならなかった。

そこで、死亡数が比較的多い他の年齢層の時系列と組み合わせで予測を行った。ただし、よりよい組み合わせを追求することが本研究の主旨ではないので、重回帰分析におけるステップワイズ法のような複雑な方法は用いず、次のような単純な方法で行った。

まず0歳から84歳までの時系列を3または4に分割した。3に分割した場合なら0-27, 28-55, 56-84である。そしてこれらから一つずつ抜き出して、順に並べた。{56, 0, 28, 57, 1, 29, ...} となる。

(vi) 多変量 AR モデルによる予測

(v)の時系列に対して多変量 AR モデルによる予測計算を行う。ここでは1958~1993年の死亡率差分に対して、その将来予測値の分散が最小になるような A^m を求め、これを用いて1994年以降2035年までの長期予測値を求めた。ただし、最後の5年間、移動平均を用いた平滑化の際に利用するためであり、最終的に死亡率として求めたのは2030年までである。また、AR 次数 m と変量数 l は、 l を2から11まで変化させてみて、予測誤差分散が最も小さく、予測値の振動発散がほとんどみられなかった $m=3, l=8$ とした。

前項で得られた年齢ごとの時系列順序 {56, 0, 28, 57, 1, 29, ...} に対して、左側から8変量ずつ順次組み合わせ、対象を1変量ずつ右にシフトさせながら、予測区間の分散が最小になる場合を順次求めた。

(vii) 逆正規化およびリニアトレンドの付加

(iv)および(iii)の手順の逆を行い、データを復元した。

(viii) 塀の復元

男子15歳の1968年以降の値から差し引いておいた値を再び加え、突出した塀を復元した。

(ix) 平滑化

AR モデルによる予測値は上下変動を伴うが、予測している値が差分だけに一つの大きな変動が後々まで強い影響を与えてしまう。そこで、年次方向および年齢方向の移動平均を求めて平滑化した。ただし、年齢方向の平滑化は、上下動の比較的少ない20歳以上に限った。

(x) 差分から率を求める

時間方向の差分より0歳の将来予測死亡率(対数値)を求め、次いでコーホート方向の

差分より1～84歳の将来予測死亡率（対数値）を求めた。この指数をとって将来予測死亡率を求めた。

(xi) 85歳以上の補外

得られた予測死亡率に対して、非線形最小二乗法³⁾を用いてコーホート方向にメイカム曲線 ($M_{a,t_0+a} = \alpha + \beta e^{ra}$) を当てはめ、85歳以上の高年齢部分を補外した。実績値についても平均寿命を求める必要性から補外を行ったが、データ長の問題からコーホート方向での補外は困難だったため、年齢方向の補外 ($M_{a,t} = \alpha + \beta e^{ra}$) である。

V 結果と考察

得られた結果について、死亡率の差分、死亡確率、サバイバルカーブ、平均寿命、平均寿命の男女差の順に見ていき、加えて考察も行う。

1. 死亡率の差分の推移

死亡率の差分は、多変量 AR モデルで直接求められた値であるので、どのような結果が得られたかを少し丁寧にみていく。図5-M, Fに0, 5, 10, 15, 30, 50, 78歳についての差分の推移を示す。ただし、0歳は年次方向の差分、他はコーホート方向の差分であり、1994年以降が今回求めた予測値である。

最初に目に付くのは、男子15歳における差分の異常な高さであろう。すでに述べたように、実績値は1968年から急激に上昇し、以後ほぼ一定の高さを保っている。よって予測値も、若干低下気味とはいえ今後ともその高さを保ち続けるものとなっている。

15歳の女子ではどうかというと、実績値が、男子ほどはっきりした階段状のレベル変化を見せておらず、上下動を繰り返しつつも徐々に増加しつつある。予測値も今後は次第に上昇し、2030年には男子並の0.2という値に近づいていく。

次に、低年齢の死亡率に大きな影響を与える0歳の差分をみると、男女ともに過去から現在までマイナスであるが微増傾向にあり、これが2030年頃まで続く結果となった。

5歳では、男女ともに過去から現在までマイナスの値であったが、同時に一貫して増加傾向にあり、今後はプラスに転じて増加が続く。10歳では、男子では緩やかな上下動をしつつも増加し、女子では大きくゆれながらもやはり増加していく。10歳では死亡数自体がかなり少ないこと、原データ自体がかなり大きな変動を伴って推移してきたことから、ARモデルによる予測値も若干の上下動を示す結果となっている。30歳では、今後とも緩やかに増加、50, 78歳ではほとんど横這いのままである。

以上は、特定の年齢に限って見てきたが、次にすべての年齢における差分の変化を、1950年から10年ごとの特定の年次についてみる（図6-M, F）。

これを見てまず気が付くことは、1950年はほぼ全年齢にわたってマイナスの値であった

3) 岸田孝一、藤井良治、「FORTRAN-80版 マイコン統計手法」、秋葉出版、pp.67-75.

図5-M 死亡率差分の推移（男）

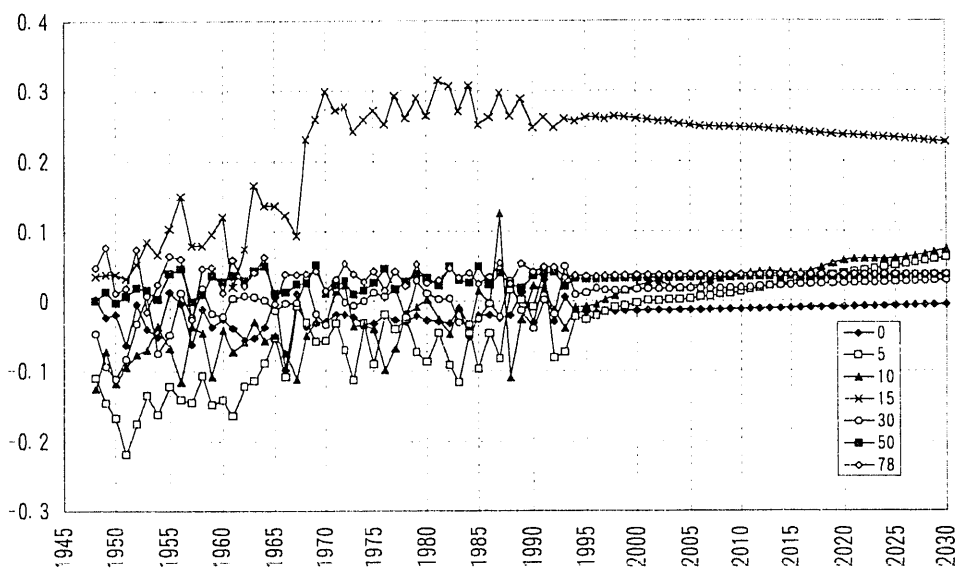
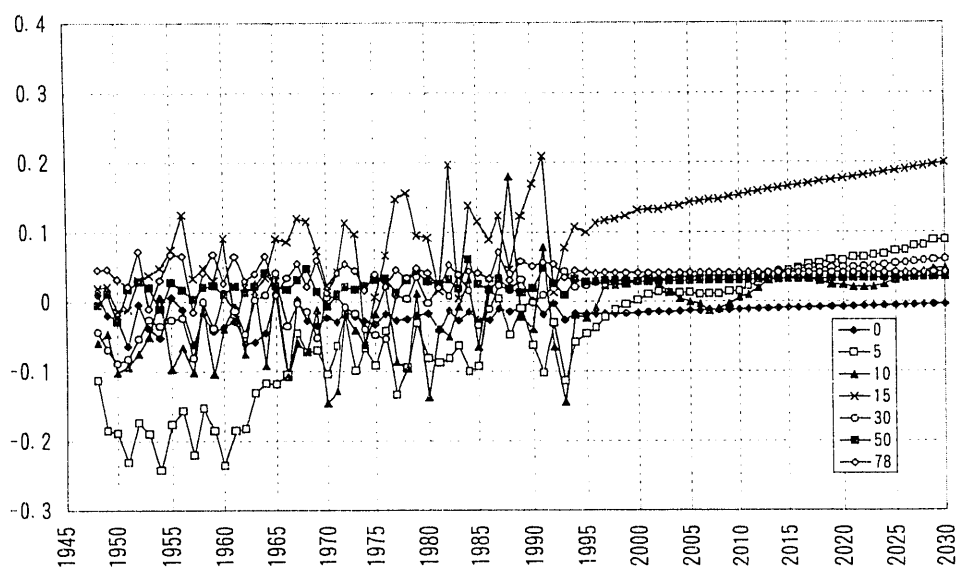


図5-F 死亡率差分の推移（女）



ものが、年を経るに従い次第に増加し、多くの年齢でプラスの値になっていくという点であろう。特に男子で5歳前後、10～12歳で大きく増加、女子では5歳と15歳で大きく増加する。さらに25歳以上では男女ともに暫増し、とりわけ女子の24～49歳の働き盛りの年齢における増加が大きいことがわかる。

なぜ女子の働き盛り年齢層でこれほど増加するという予測結果になったかを見るため、女子20～49歳の5歳階級ごとのコーホート差分の推移を図7に示す。5歳ごとの合計値で示してあるが、25～49歳の各年齢階級で、過去から現在まで一貫した増加が観察され、これを将来に延長した結果として、今後の差分の増加となっているのが分かる。

図6-M 年齢別死亡率差分, 10年ごと, 男

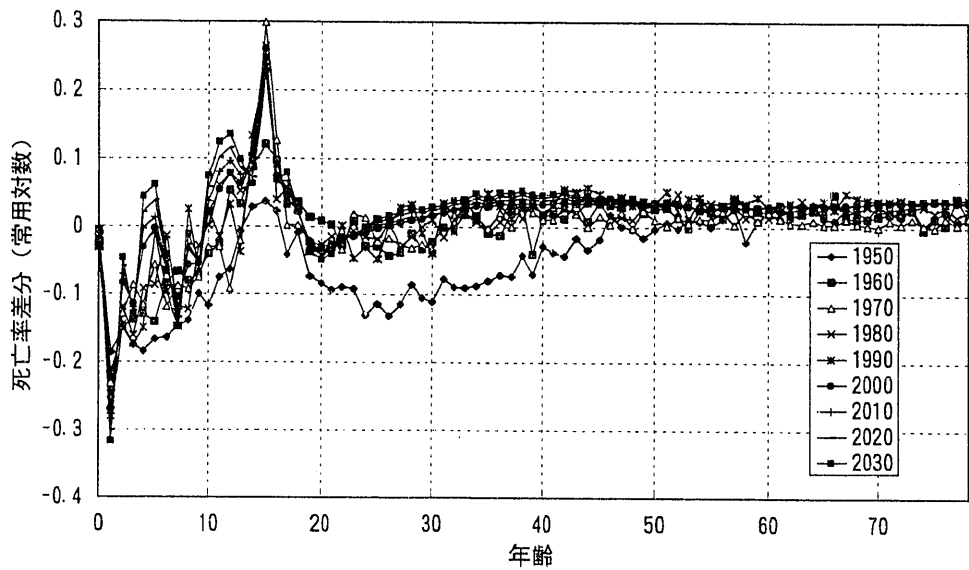
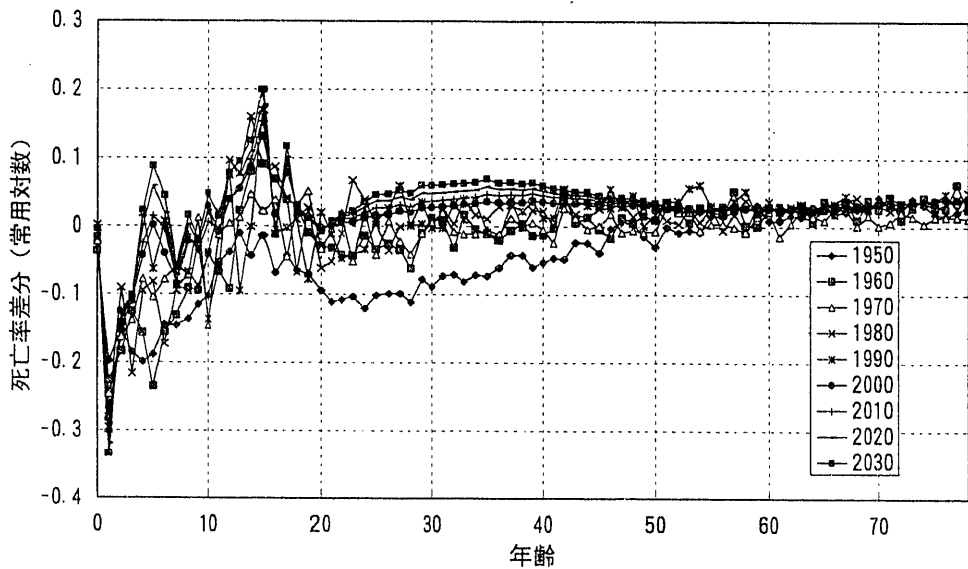


図6-F 年齢別死亡率差分, 10年ごと, 女



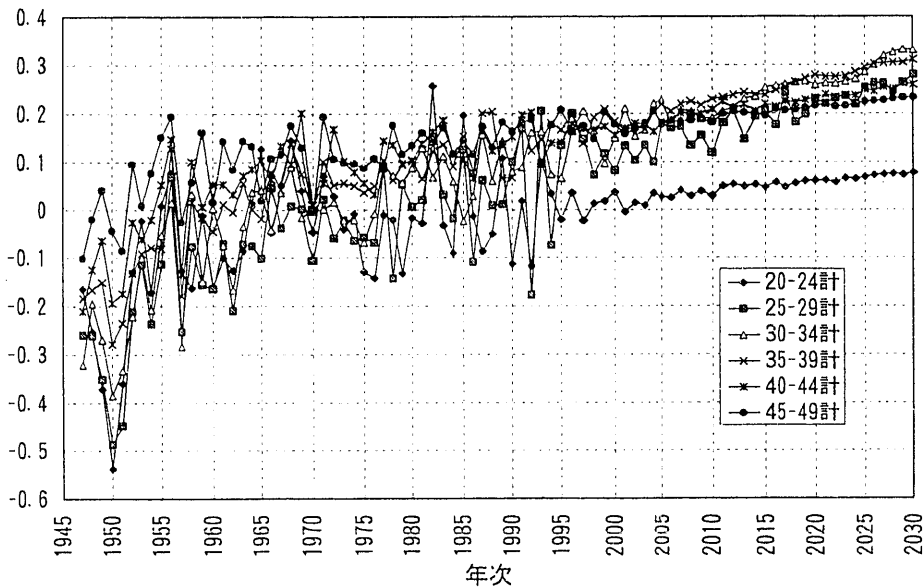
なぜ女子の差分が戦後ほぼ一貫して増加傾向にあるのかと言う点は、死因別あるいは職業別に詳しく調べてみないと分からない。女子の社会進出と関係があるのかないのか大変興味深い点である。

2. 死亡確率の推移

死亡率の差分より得られた死亡率、これを Chang⁴⁾の方法により死亡確率に変換した結果を図8-M, Fに示す。これをみると、1980年までは50歳以下の年齢における死亡率

4) Chang, C. L., The Life Table and Its Applications, Robert Krieger Publishing Co., 1984.

図7 女子20-49歳の5歳階級ごとのコーホート差分（常用対数値）の推移
（1947-1993は実績値，1994-2030は予測値）



の減少が顕著であるが、2000年にかけて次第に減少幅が小さくなり、それ以降はほとんど減少しないかむしろ増加する。一方で、65歳以上の死亡率は男女ともにほぼ一貫して低下していく。

女子では高齢者の死亡率減少がみられる一方で、25～50歳での死亡率の顕著な増加がみられる結果となった。これは差分レベルでのこれまでの一貫した増加傾向が反映された結果といえるが、はたしてどこまで伸び続けるのかについてはさらに詳細な研究が必要であろう。

また、コーホート方向での差分から将来値を積み上げているため、全体的にコーホート方向での尾根や谷がみられる。これは過去の実績値においても顕著に観察されるものであるが、予測死亡率ではそれより若干多い。

3. サバイバルカーブと平均寿命

サバイバルカーブ（図9-M, F）の大きな特徴としては、今後は高齢域での曲線が右へシフトすることによる寿命の伸びがみられることであろう。これは65歳以上での死亡率の一貫した低下によるものである。

この結果は、寿命に限界があるという説と整合しないが、近年の実績値は高齢域が右方向にシフトする様相を呈しており、これとは整合している。一方で、男子は2020年以降の60～70歳における下方向のシフトが見られる。女子ではさらに顕著で2010以降25～70歳の領域で下方向へのシフトがみられる。

サバイバルカーブより平均寿命を求めると（図10）、男子では2030年の81.9歳まで増加が続く。一方、女子に関しては2026年の88.8歳をピークに増加が止まり、以後はゆるやかな減少に転じている。

図8-M 死亡確率の推移（男）

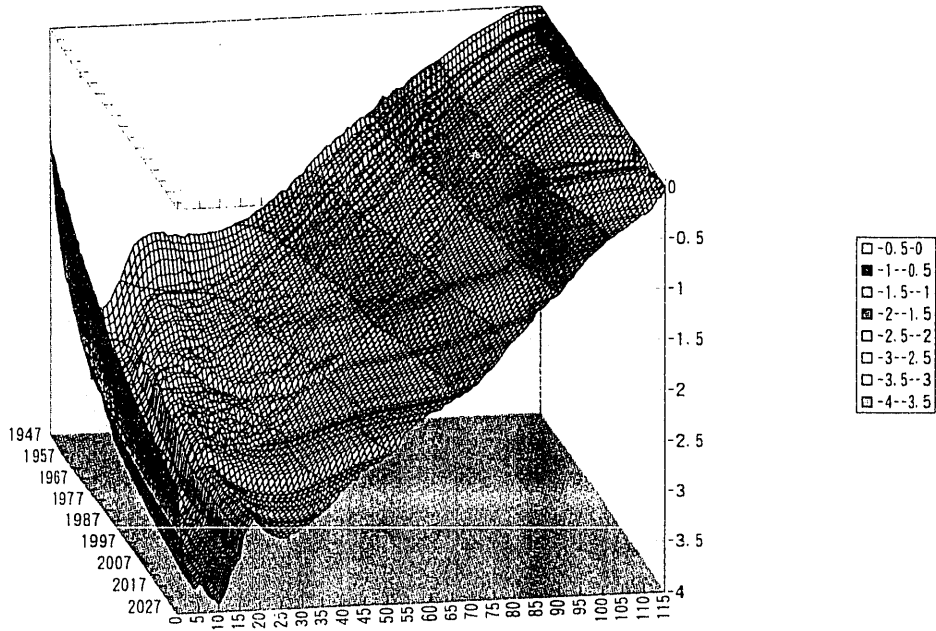


図8-F 死亡確率の推移（女）

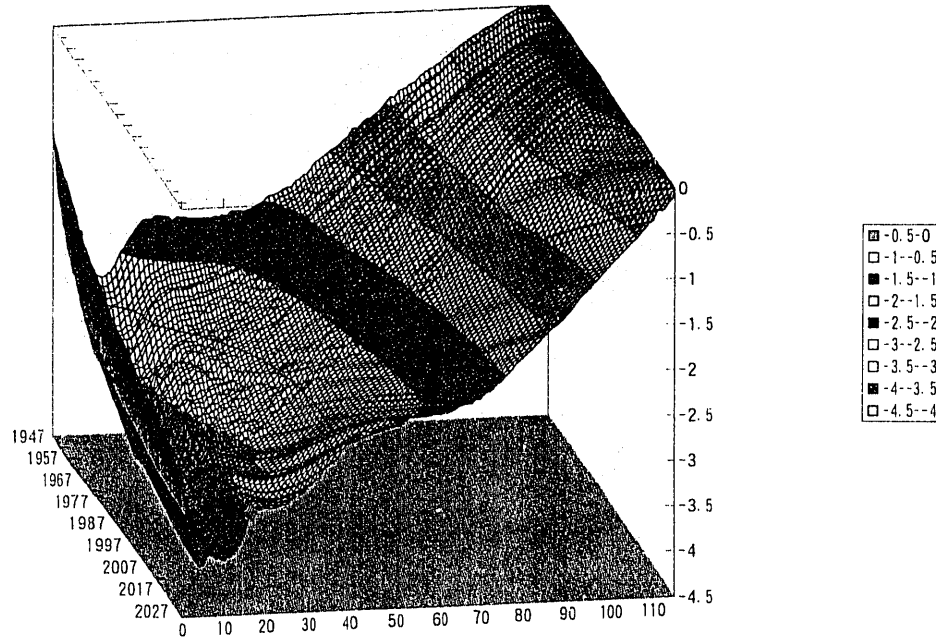


図9-M サバイバルカーブの推移（男）

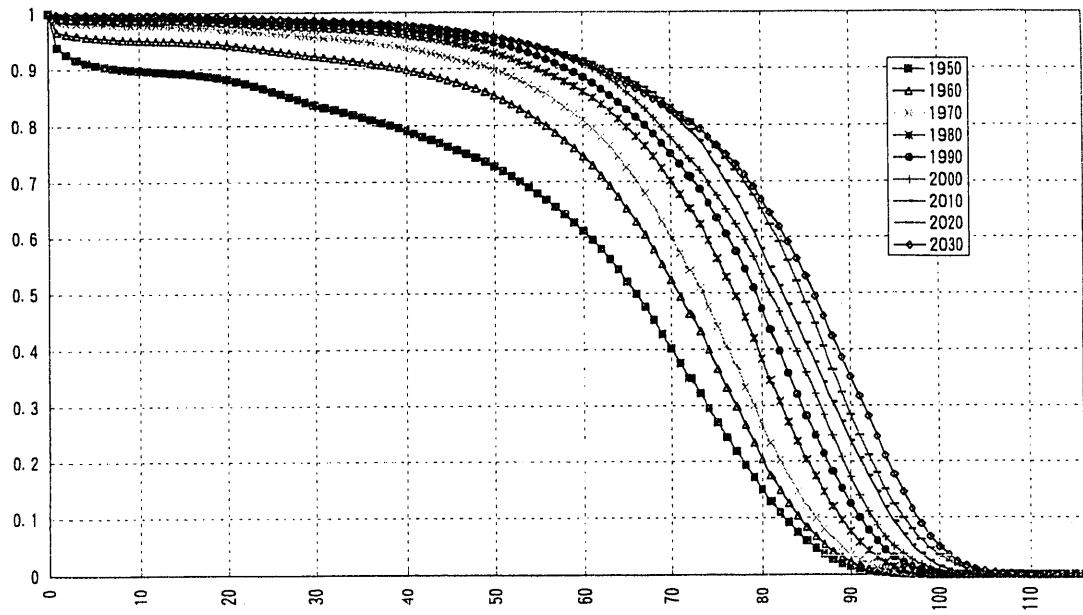
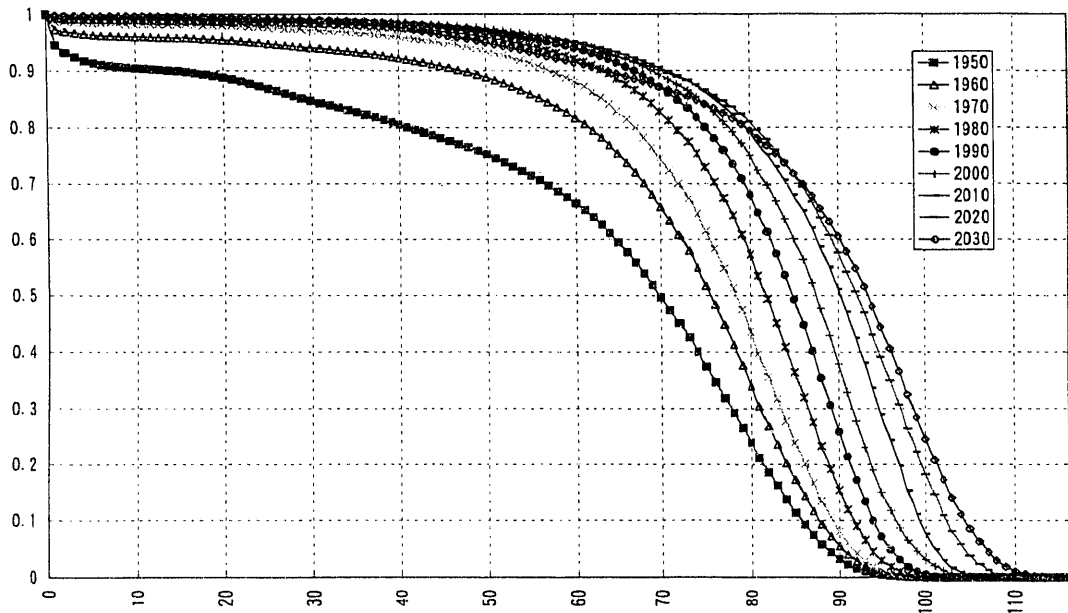


図9-F サバイバルカーブの推移（女）



平均寿命の男女差（図11）は、2016年の7.6年まで広がり続けるが、以後縮まる傾向を見せる。

このように、平均寿命は男女ともに5年以上は伸びると思われるが、これが高齢者における死亡率の一層の低下によるものであり、その一方で働き盛りの年齢層における死亡率低下にブレーキが掛かるということも見逃せない。本研究の結果からは、高齢化は従来想定されていたよりもさらに深刻な事態になることが予測される。

図10 平均寿命の推移

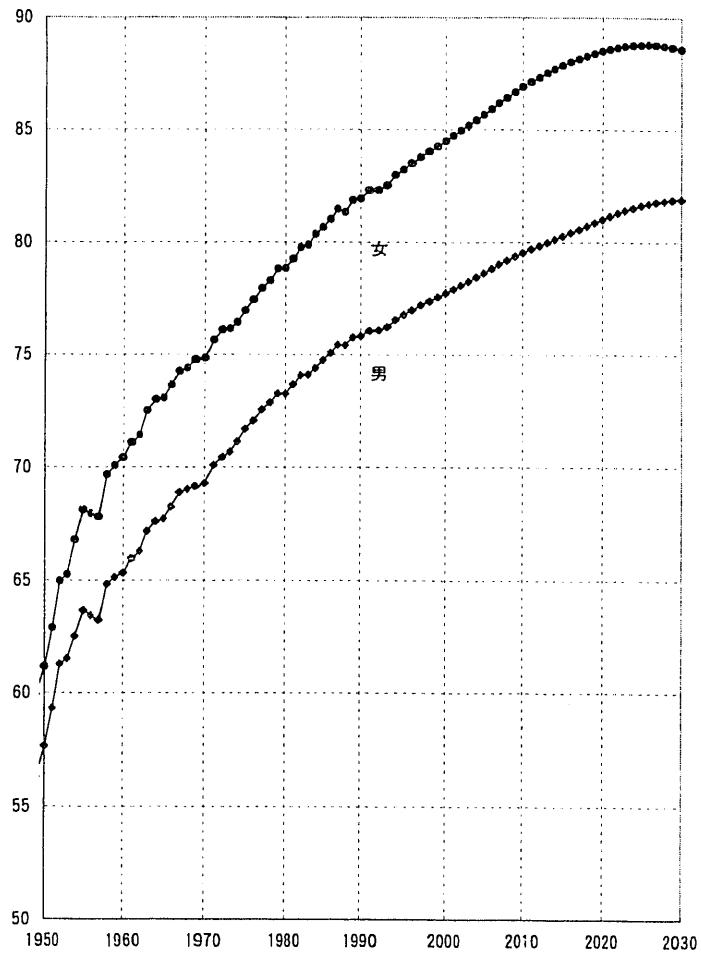
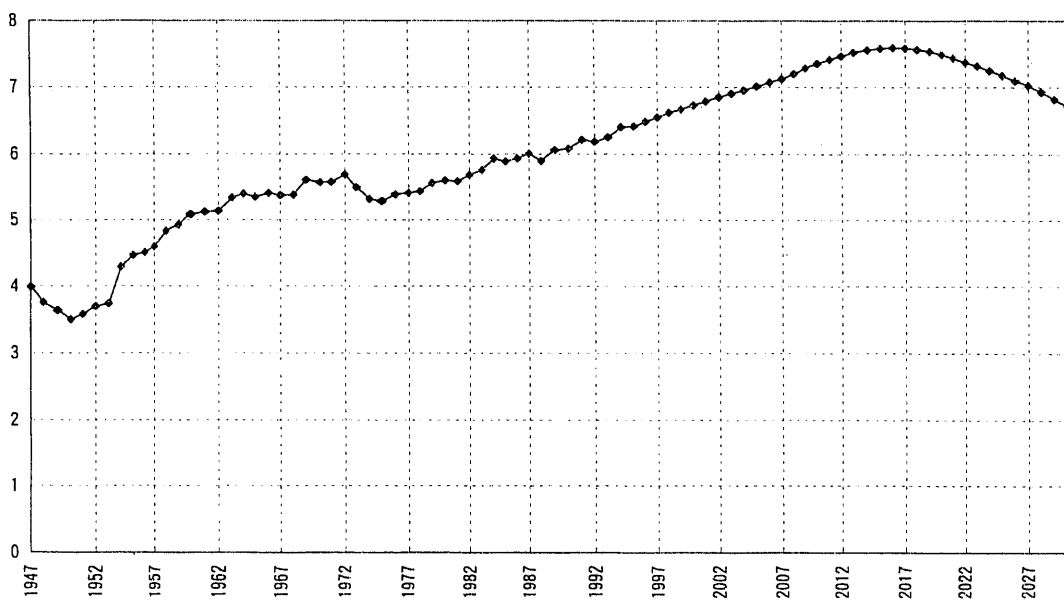


図11 平均寿命の男女差の推移



4. 多変量 AR モデルの利点

年齢別年次別データの予測における多変量 AR モデルの利点を挙げれば次の 4 点であろう。

(i) 複数の時系列を同時に扱えること。

名前が示す通り、複数の時系列の相互の関係を含んだ推定が可能である。従来の推計で用いられてきた方式は、年齢別死亡率曲線のカーブ自体はどの年齢も同一とし、曲線全体を設定した平均寿命を実現するよう上下に平行移動して作成されることが多かった。むしろこの場合は、各年齢ごとの時系列的变化は一切考慮されない。多変量 AR モデルでは、各年齢ごとの複数の時系列を同時に扱うことにより、お互いの関係のある程度保ったまま将来に向けて予測が可能となる。

(ii) 対象とする時系列は、ガウス分布にしたがうならば何でもよいこと。

人口学的な時系列とそうでないものを同時に扱える。したがって、天候の指標、経済学的変数、社会学的変数など、時系列でデータが取ればなんでも構わない。人口学の数理と関係のない変数も同時に扱うことが可能である。ある程度の時系列長を取ることができれば、大数の法則と正規化の操作によりほぼガウス分布に従う時系列を得ることができる。

(iii) 時系列の将来予測および補間推定が可能なこと。

例えばデータに欠損値があった場合でも、周囲のデータから欠落値を推定することが可能である。この操作は直線をつないでしのごことが一般的だが、これではその部分だけに特定の分布を仮定していることにはかならないため、対象とする時系列が直線でなければ予測が歪んでしまう。AR モデルで補間を行えば、AIC (Akaike Information Criterion) を最小とすることでより最適な推定値を得ることが可能である。これにより、例えば途中の特定年次が欠落しているようなデータでも、その部分を補間することで、前後の実データすべてを推定に使うことが可能となる。

(iv) 予測値の分散が求められること。

今回はそれなりに安定した予測死亡率を求めることを第一としたため本稿には含めていないが、 v_n の分散共分散行列 V_m を求めているのであるから、例えば 90% 信頼限界の範囲を示すことも可能である。実際の手順としては、Chang³⁾ の方法に従って死亡率の分散 → 死亡確率の分散 → 平均寿命の分散と順次変換していく必要があり、これについては別の機会に示したい。

5. 原データの変動

多変量 AR モデルによる長期予測を死亡率データに適用してみて分かったことは、死亡率自体の一見偶然に見える変動が、決して少なくない事である。このため、 m の値を 3 より増やすと、将来予測値の振動発散が激しくなった。

今後は、死亡率の変化と因果関係のある時系列と同時に推定を行い、死亡率の時系列に含まれる他の時系列からの影響による分散を分離することにより、死亡率の予測誤差分散の減少を導き出すことで精度をさらに高めることが課題の一つと言える。というのも、年

次差分とコーホート差分に関しては、高齢域において、年次ごとにかなり協調的に上下動をしていることから、平均気温などとの関連が強く想定されるためである。

他の時系列を用いて分散を減少させる手法は、単独時系列における AR モデルや従来の人口学的手法ではでき得なかったことであり、さらなる研究が期待される。

死亡率の差分を吟味した段階においても、従来あまり問題にされなかったことが明らかとなった。それは男15歳における1968年以降の死亡率のコーホート方向および年齢方向の差分の塀である。概算によれば、男15歳では、1967年以前に比べて1970年以降では55%も増加している。これは自動車事故の増加によるものである。

実は、今回示した図の解像度では見ても分かりにくいので吟味の節では触れなかったが、同様の物がもう一つ見つかった。57歳には男女ともに1947～1970年にかけて年齢方向およびコーホート方向での死亡率差分の小さな溝が存在する。

これらの溝や塀がなんらかの政策的変化によりもたらされたのであれば、先に述べた補間のテクニックを応用することで、政策的変化の影響を死亡率あるいは平均寿命という尺度で算出できるし、その政策を変更することで平均寿命がどれだけ伸びるかを示すこともできよう。

死亡率差分の塀があることは分かったが、逆の観点から言えることがもう一つある。それは、全死因の死亡率においてはなんらかの政策的影響によって生じたと思われる死亡率差分の改善は、残念ながら現段階では全然見あたらないということである。なぜなら、上述の男子若年者における自動車事故の急増のごときの逆の現象は全く観察されないからである。

6. 死因別死亡率への適用の可能性

今回用いたデータは全死因のものであった。できることなら死因別の死亡率に対して本法を適用することが望ましいが、それに際しては次の2つの問題点がある。

まず第1の問題は、死因別のデータには ICD の改訂に伴う断絶があることである。死因別の死亡数自体が ICD の変更に伴い大きく変わった場合が少なくない。そのため、ICD の改訂による変化を補正する手段を開発する必要がある。この点は多変量 AR モデル固有のものではなく、いかなる方法を用いるにせよ死因別の死亡数を時系列的に扱う場合には必ず生じる深刻な問題であるが、現状では適当な解決策は存在しない。

第2の問題は、若年齢においては全死因でさえ死亡数が少ない事があるのに、死因別にした場合は死亡数が0である場合も珍しくない点である。これから死亡率を求めても、偶然変動が多すぎて使用に耐えない。したがって、いくつかの年齢をまとめて扱うという処理が必要になる。この処理は移動平均を求めているのと同じなので、単純な AR モデルではなく ARMA (AutoRegressive Moving Average) モデルあるいは ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average) モデルを適用する必要があるかもしれない。いずれのモデルにせよ、AR モデルに比べて定式化も計算も格段に複雑化せざるを得ない。

7. 最小二乗法による計算についての評価

今回はわざわざユール-ウォーカー法に比べて計算の面倒な最小二乗法によってモデル推定を行った。その利点は、変量毎に m を変えられると言う点であった。そこでこの点について利点があったか否か考察しておく。

(式4.1) より、最初に同時にまとめて扱う変量の組み合わせを決めた時点で l が定まり、同時に m の最大値は決まってしまう。つまりプログラムで m を変化させると言っても単に小さくするだけであった。そして m を小さくすると、多くの場合自己回帰係数は y_n が n の増加とともに振動発散してしまうような値となり、収束しないことが多かった。

この点は AR モデルの宿命としての側面もある。つまり、得られる自己回帰係数行列が、 $N \rightarrow N+1$ とするにしたいが y_{N+1} が安定した値となる保証がないのである。場合によっては $y_{n+1} = r \cdot y_n$ ($r > 1$) という具合になることもある。

したがって、今回のような場合においては無理に最小二乗法を採用するまでもなく、レビンソンのアルゴリズムに従ってユール-ウォーカー方程式を解く方法で十分だったかもしれない。今後、人口以外の時系列を組み込んで予測を行うなどのときに、変量の組み合わせ方法とともに再び吟味してみたい。

III まとめ

本研究は、性年齢各歳別死亡率の差分に対して多変量 AR モデルを適用し、これにより性年齢各歳別年次別死亡率の2030年までの長期予測を実現した。得られた平均寿命の推移、平均寿命の男女差の推移、サバイバルカーブの推移は過去から現在までのトレンドを延長するものであり、最終的な評価は時を経てみないと分からないが、まずまず良好な予測値が得られたと思われる。

これによると、平均寿命は男子の場合で2030年の81.9歳まで増加、女子の場合は2026年の88.8歳まで増加した後、減少に転じる。また、サバイバルカーブは、80歳以上で右へシフトする様相を見せ、50歳以下では下にシフトする傾向が見られた。

さらに特徴的なのは23~49歳女子の死亡率である。今後は一貫して増加していくことが予測された。

Long-term Prediction of Age-specific Mortality with Multivariate Autoregressive Model

Tamotsu Ooba

Age and sex-specific mortality rates from 1995 to 2030 in Japan were predicted with multivariate autoregressive (MAR) model. This model is of the form,

$$\mathbf{y}_n = \sum_{i=1}^m \mathbf{A}_i^m \mathbf{y}_{n-i} + \mathbf{v}_n,$$

where \mathbf{y}_n is a vector of time series, \mathbf{v}_n is a vector of a variance of order l and $\mathbf{v}_n \sim N(0, \mathbf{V}_m)$, and l is the number of time series those were considered simultaneously, and \mathbf{A}_i^m is an AR coefficient matrix of order m .

The MAR model was estimated by the least square method with the Householder reduction with the mortality rates during the period from 1947 to 1994. The age (0 to 84 years) and sex-specific mortality rates were log-transformed and their three types of differential, by age, by year, and by cohort, were calculated. These three differentials and the log-transformed mortality rates were compared and the differential by cohort was selected for the forecast. The differential by year was used supplementary because the differential by cohort does not induce the mortality rate at age 0.

Each differential for cohort was converted into the normalized form. Then, \mathbf{A}_i^m was estimated. Long-term prediction of the differentials were made by applying \mathbf{A}_i^m to the differentials repeatedly. The predicted values were reverse transformed into the original form. The death probabilities in the ages 85 years and over were extrapolated toward the direction of the cohort with the nonlinear least square method for the Gompertz-Makeham curve.

The result suggested that the male life expectancy will reach 81.9 years in 2030, and the female life expectancy will reach 88.8 years in 2016 and thereafter decrease slowly. The estimated growth of the life expectancy is contributed with further reduction of mortality rates in elder ages but not younger ages. On the other hand, the result showed that the declining speed of the female mortality for 20 to 65 years old will be slower, and then, their mortality will increase.

 資 料

日本の将来推計人口

—平成8(1996)~62(2050)年—
 (平成63(2051)~112(2100)年参考推計)

高橋重郷・金子隆一・石川 晃
 池ノ上正子・三田房美

I はじめに

本資料は、国立社会保障・人口問題研究所（旧人口問題研究所）が戦後公表してきた全国将来人口推計の第11回目の推計結果をまとめたものである。前回推計は平成2年国勢調査人口を基準人口とする「平成4（1992）年9月推計」¹⁾であるが、本推計は平成7年国勢調査の基本集計結果、ならびに同年人口動態統計の確定数が公表されたことをふまえ、新たに全国将来人口推計を実施し、その結果をとりまとめたものである²⁾。

この将来推計は全国の男女年齢各歳別人口（外国人を含む総人口）を対象として行ったもので、推計期間は平成8（1996）年から平成62（2050）年までの55年間である。ただし、超長期の参考推計として平成63（2051）年から平成112（2100）年までの50年間についての推計を付け加えている。

推計の方法はコーホート要因法である。この方法を用いて将来人口を推計するためには、出生率、死亡率、国際人口移動率、出生性比の将来値に関する仮定が必要である。本推計

1) 厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口—平成3（1991）~37（2025）年—：平成38（2026）~102（2090）年参考推計』研究資料274号、平成4年9月。

2) 本推計は、昨年10月に開催された第61回人口問題審議会における出生率仮定に関する報告・審議を経て、本年1月に開催された第62回人口問題審議会に報告したものである。

なお、それら審議会における報告の詳細に関しては、人口問題審議会『第61回人口問題審議会総会議事録』厚生省、1996年10月8日、人口問題審議会『第62回人口問題審議会総会議事録』厚生省、1997年1月21日を参照されたい（インターネット厚生省ホームページによって閲覧可能、ホームページ・アドレスは <http://www.mhw.go.jp>）。

審議会に報告した推計結果の資料としては、国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（平成9年1月推計）』（概要版）、1997年1月がある。また、出生率仮定に関して検討した資料として、高橋重郷・金子隆一・石川 晃・池ノ上正子・三田房美「将来人口推計の評価と見直しについて」『人口問題研究』第52巻第3・4号、平成6年11月、がある。

本推計結果の詳細は次の報告書にまとめられている。

国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口—平成8（1996）~62（2050）年—：平成63（2051）~112（2100）年参考推計（平成9年1月推計）』、研究資料291号、1997年4月。

では、出生率の将来動向に関して三種類の仮定，すなわち中位（長期的に合計特殊出生率が1.61の水準に推移する），高位（同様に1.85の水準に推移する），ならびに低位（同様に1.38の水準に推移する）の仮定があり，そして他の要因については一種類の仮定のみを設定している．したがって，将来人口推計の結果も出生率の仮定の違いに対応して高位推計，中位推計，低位推計の三種類となる．ここでは中位推計の結果を中心に，新推計の主要な結果について紹介するとともに，新推計の仮定設定の考え方，とくに結婚ならびに出生率の将来見通しについて概説したい．

II 日本の全国将来推計人口の概要

1. 総人口の推移——人口減少時代の到来

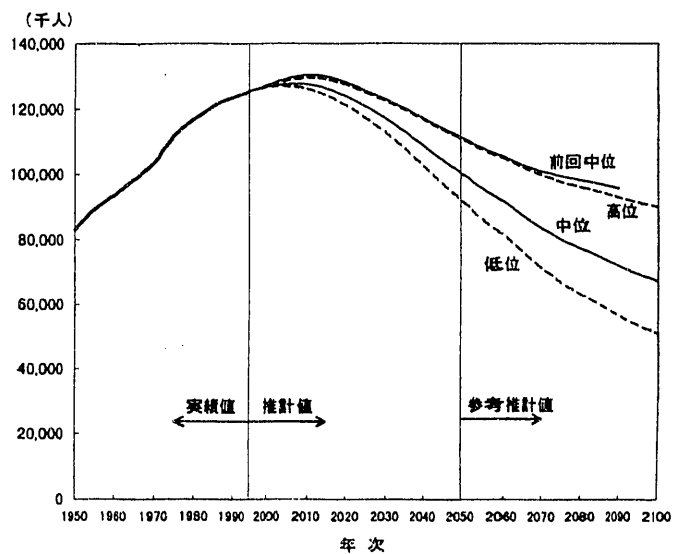
人口推計のスタート時点である平成7（1995）年の日本の総人口は同年の国勢調査によれば1億2,557万人であった．中位推計の結果に基づけば，この総人口は今後も緩やかに増加し，平成12（2000）年の1億2,689万人を経て，平成19（2007）年に1億2,778万人でピークに達した後，以後長期の減少過程に入る（図Ⅱ－1）．平成29（2017）年にはほぼ現在の人口規模に戻り，平成62（2050）年には1億50万人になるものと見込まれる．さらに参考推計である平成63（2051）年以降では，その後も人口減少が続き平成112（2100）年に6,737万人の人口規模になるものと予測される．

高位推計によれば，総人口は，中位推計よりやや遅れて，平成23（2011）年に1億2,956万人でピークに達する．そして，それ以降は減少に転じ平成62（2050）年には1億1,096万人に達するものと予測される．

一方，低位推計では平成16（2004）年に1億2,705万人でピークに達し，以後減少して平成62（2050）年には9,231万人に達する．

このように来世紀に入るとともに日本の人口は人口減少時代に突入り，右肩上がりの人口増加の趨勢は終わる．この人口趨勢における一大転換は，すでに日本の人口が1970年代半ばから人口を一定の規模で保持する出生率水準（人口置換水準，合計特殊出生率で2.08前後の水準）を大きく割り込んでいるため，来世紀初頭から始まる人口減少はほぼ避けることの出来ない現象であるといえる．

図Ⅱ－1 総人口の推移：中位・高位・低位



2. 年少人口の推移——少子化社会の進展

出生数は昭和48年（1973）年の209万人から平成7（1995）年の119万人まで減少し、少なくとも今後数年は低迷が予想されるため、年少（0～14歳）人口は1980年代始めの2,700万人規模からの減少趨勢を続けることが予測される（図Ⅱ－2）。

平成7（1995）年国勢調査に基づく年少人口は2,003万人であったが、中位推計の結果からみると平成11（1999）年に1,800万人台に減少する。その後は平成26（2014）年まで一時的に安定し1,830万人前後で推移するが、平成27（2015）年以降再び1,800万人を割り込み、緩やかな長期減少過程に入る。そして推計の最終年次の平成62（2050）年には年少人口がおおよそ1,300万人台前半の規模となるものと予測され、平成63（2051）年以降の参考推計においても長期減少傾向は変わらず、平成71（2059）年には1,200万人を割り込み、2090年代後期には1,000万人以下となる。およそ一世紀をかけて年少人口は半減することを示している。

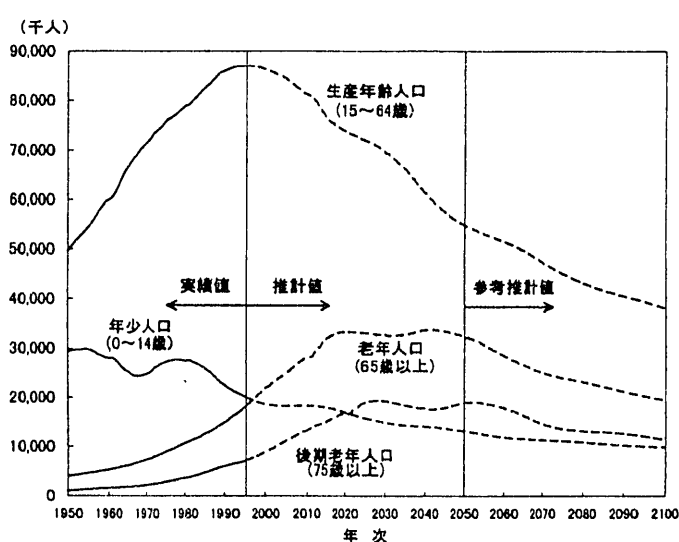
高位ならびに低位推計によって、今後の出生率仮定の違いによる年少人口の傾向をみると、高位推計では、第2次ベビーブーマーの効果もあり、いったん年少人口は減少するものの、2010年代に向けて2,000万人に回復する。しかしながら、長期的には低出生率のもとで長期減少傾向に向かう。高位推計における平成62（2050）年の年少人口は1,706万人に達し、平成112（2100）年には1,477万人規模に減少する。

低位推計では、超低出生率のもとで、急速な年少人口減少が予測される。現在の年少人口2,000万人規模から、平成32（2020）年には1,500万人を割り込み、来世紀半ばにはおおよそ現在の人口規模の半分1,000万人に減少し、来世紀末には660万人に達すると予測される。

このように、出生率水準が長期的に低迷し、日本社会が今後も厳しい超少産社会であり続けるとすれば、少子化に歯止めがかからず、人口減少社会が進行することになる。

しかしながら、総人口に占める割合をみると、年少人口の絶対数ほど大きく減少するわけではない。なぜなら総人口が同時に減少するため、総人口に占める年少人口の割合は、相対的に緩やかな減少となる。中位推計の結果によれば年少人口割合は、現在の16.0%から日本人口がピークに達する平成19（2007）年に14.3%まで減少した後、その後緩やかな減少が続き、来世紀半ばに13.1%台で安定するとみられる。

図Ⅱ－2 年齢3区分別人口の推移：中位推計



3. 生産年齢人口の推移——働き盛りの高齢化

生産年齢（15～64歳）人口は戦後一貫して増加を続け、平成7（1995）年の国勢調査で

は8,726万人に達した。中位推計の結果によれば、生産年齢人口は平成7（1995）年をピークに以後一転して減少過程に入り、平成42（2030）年には7,000万人を割り込み、平成62（2050）年には5,500万人に達する。とくに新規学卒労働力を含む20～24歳人口は1995年の約991万人から今後急激に減少し、平成37（2025）年には616万人となる。平成62（2050）年以降になると、生産年齢人口の絶対数は低出生率のもと新規人口が減少するため一貫した減少傾向が続く。参考推計最終年次の平成112（2100）年には3,809万人となり現在の半分以下の規模になる。

高位ならびに低位推計によって、今後の出生率仮定の違いによる傾向をみると、高位推計では、出生率が高く推移するぶん生産年齢人口の減少の勢いはやや遅く、平成47（2035）年に7,000万人を割り込むと予測される。そしてその後も生産年齢人口の減少が続き、平成62（2050）年の6,145万人を経て、平成112（2100）年に5,224万人に達する。高位推計では生産年齢人口が長期的に半減するまでには至らないが、減少傾向に変わりはない。低位推計の生産年齢人口は平成39（2027）年に7,000万人を割り込むものと予測される。そして平成62（2050）年に5,000万人を割り込み、参考推計最終年次の平成112（2100）年には2,776万人へと縮小する。

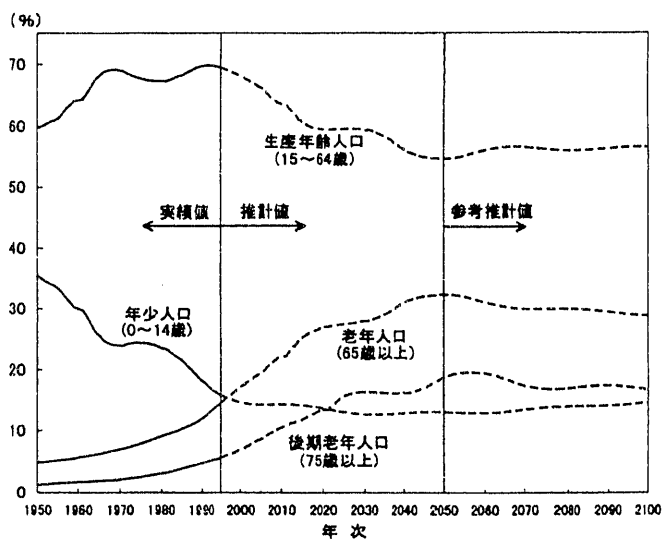
このように将来の出生率の趨勢によって生産年齢人口の減少の程度と速度には違いがある。しかしながら、今後も低出生率が持続するものと見込まれる現状のもとで、生産年齢人口の減少傾向は避けられない情勢になっている。そして、このような生産年齢人口の変化は、若い労働力の減少、労働力の高齢化、総労働力の減少をもたらす可能性が大きい。

4. 老年人口の推移——超高齢化社会の到来

中位推計結果によれば年少人口の減少に続いて、今後生産年齢人口の減少が始まる一方で、老年（65歳以上）人口は現在の1,800万人から平成37（2025）年の3,300万人まで急速な増加を続ける。そのため老年人口の割合は現在の14.6%から平成27（2015）年には25%台に達する（図Ⅱ-3）。老年人口は、平成27（2015）年以降平成62（2050）年頃まで、おおよそ3,300万人前後で推移するが、老年人口の割合は低出生率の影響を受けて平成27（2015）年以降も上昇を続け、平成62（2050）年には32%台に達する。

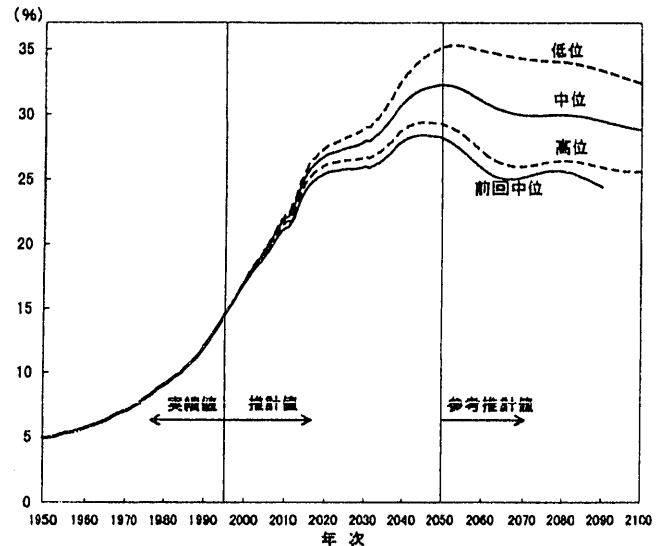
平成62（2050）年以降の趨勢についてみると、老年人口は来世紀半ば以降減少傾向に向かう。長期に出生率低下が持続するため、高齢者となる人々も前の世代の人々よりも減少する。したがって高齢者人口も減少することにな

図Ⅱ-3 年齢3区分別人口割合の推移：中位推計



る。そのため、老年人口の割合は平成62（2050）年の32%水準から若干の低下がみられるようになり、平成112（2100）年に28.8%になるものとみられる。将来の出生率仮定の違いによる高齢化の傾向の差異を、高位と低位推計の結果の比較によってみると、平成37（2025）年では低位推計では28.2%と高位推計の26.5%に比べ、1.7ポイントの違いが生じている（図Ⅱ-4）。この差は、今後の出生率水準が高齢化におよぼす影響であるといえる。この高齢化水準の違いは年次が経過すればさらに拡大し、平成62（2050）年では、高位が29.2%、低位が35.2%と6ポイントもの差が生じる。このように低出生率社会が長期に続くとすれば、それだけ相対的に高齢者の多い社会になることを示している。

図Ⅱ-4 老年（65歳以上）人口割合の推移：中位・高位・低位



5. 人口ピラミッドの変化

日本の人口ピラミッドは全体として高齢化していくことになるが、過去における出生数の急増減、すなわち昭和22~24（1947~49）年の出生数の急増（第1次ベビーブーム）と昭和25~32（1950~57）年の出生数の急減（ベビーバスター）のエコー効果により出生数がある程度増減を繰り返す。そのため、凹凸の多い人口ピラミッドとなる（図Ⅱ-5）。

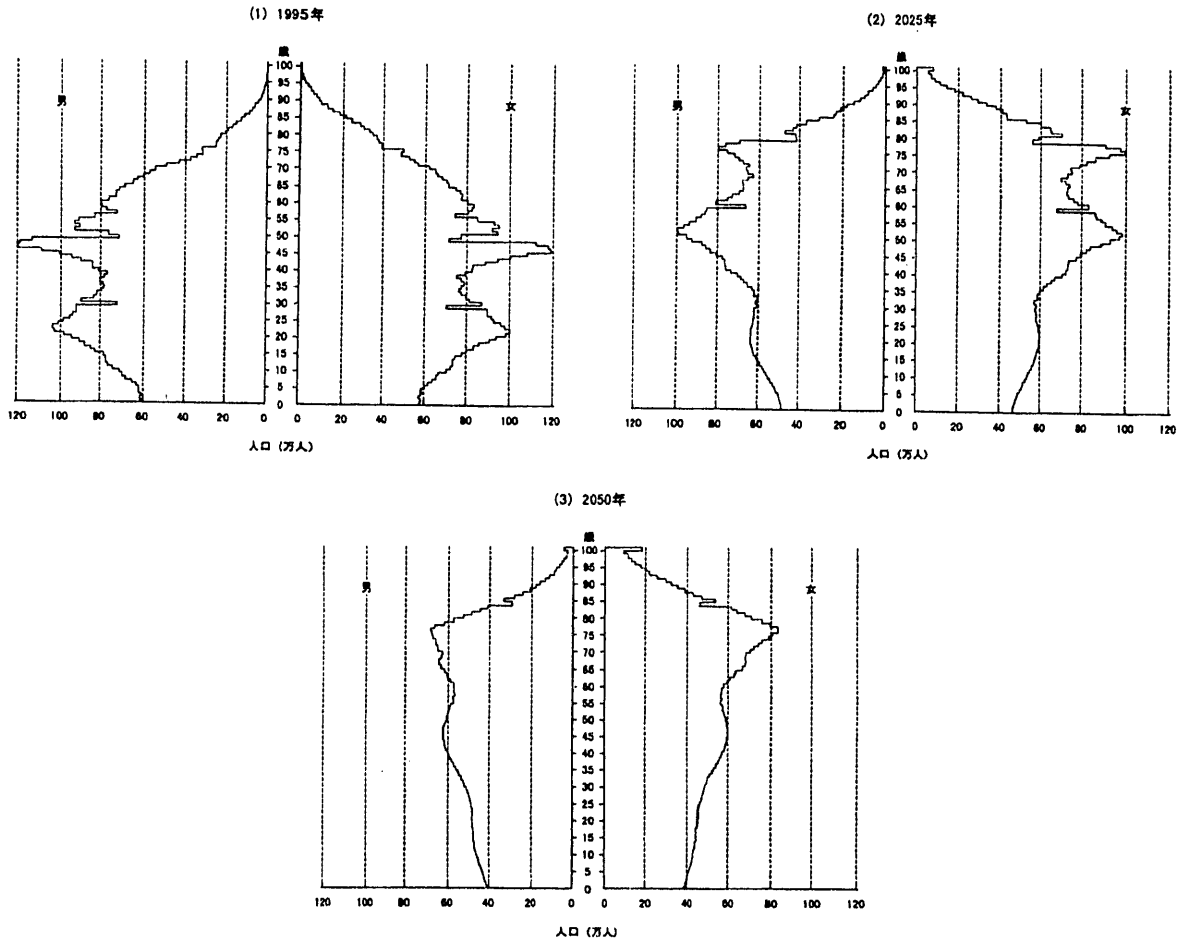
平成7（1995）年の人口ピラミッドでは第1次ベビーブーム世代が40歳代の後半、第2次ベビーブーム世代が20歳代前半にあるが、平成37（2025）年に第1次ベビーブーム世代は70歳代の後半、第2次ベビーブーム世代は50歳代前半となる。平成37（2025）年頃までの人口高齢化は第1次ベビーブーム世代を中心とするものであることがわかる。一方、平成62（2050）年頃の高齢化水準の高まりは第2次ベビーブーム世代が高齢者となることによって起きるとともに、出生率低迷の影響を受け、世代毎に人口規模が縮小することを反映する姿となっている。

このようにわが国の人口ピラミッドは、戦前の富士山型から平成7（1995）年のような釣鐘型を経て、平成62（2050）年にはツボ型へと姿を変えることになる。

6. 従属人口指数の推移

生産年齢人口に対する年少人口と老年人口の相対的な大きさを比較し、生産年齢人口の扶養負担の程度をあらわすための指標として従属人口指数がある。中位推計に基づく老年従属人口指数（老年人口を生産年齢人口で除した値）は、現在の21%（働き手4.8人で老人1人を扶養）から2020年代には45%台に（2.2人で1人を扶養）に上昇し、平成62（2050）年には59%（1.7人で1人を扶養）となるものと予測される（図Ⅱ-6）。一方、年

図Ⅱ-5 人口ピラミッドの変化：中位推計

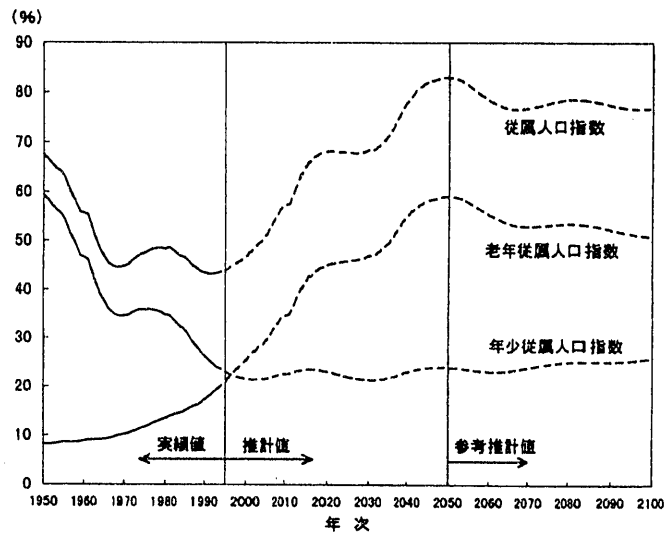


少従属人口指数（年少人口を生産年齢人口で除した値）は、現在の23.0%（働き手4.3人で子ども1人を扶養）の水準から今後21~24%の水準の範囲で推移するものと予測される。

低出生率によって年少人口が減少するにもかかわらず、年少従属人口指数の水準が大きく低下しないのは親世代に当たる生産年齢人口そのものが減少していくからである。

年少従属人口指数と老年従属人口指数を足した値を従属人口指数といい、生産年齢人口に対する全体の扶養の程度をみることができるが、全体の従属人口指数は老年従属人口指数の動きに沿って上昇する。従属人口指数は生産年齢人口の縮小傾向のもとで、現在の44%水準から平成37（2025）年には68%水準にまで上昇し、その

図Ⅱ-6 従属人口指数の推移：中位推計



後平成62（2050）年に83%に達するものと予測される。

7. 人口動態率と人口動態数の推移

今回の中位推計によると、普通死亡率（人口千人当たりの死亡数）は平成8（1996）年の7.2‰（パーミル）から一貫して上昇を続け、平成32（2020）年には12.7‰、平成62（2050）年には16.7‰に達する（図Ⅱ-7）。平均寿命が伸び続けると仮定しているにもかかわらず普通死亡率が上昇を続けるのは、日本の人口が今後急速に高齢化し死亡率の高い老年人口の割合が増えていくためである。

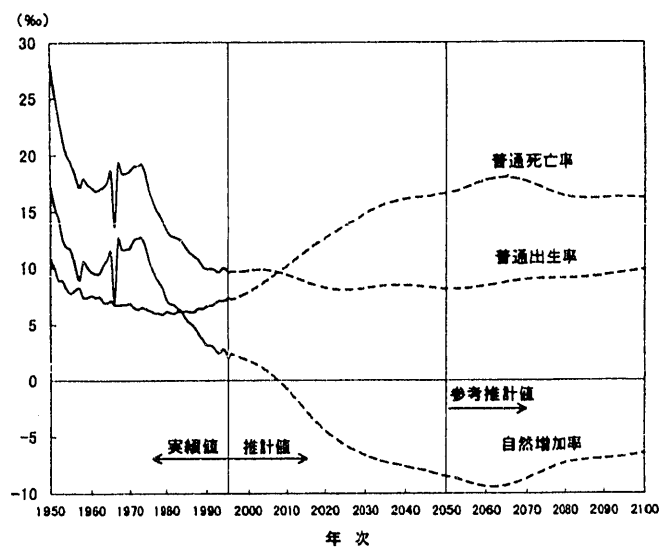
普通出生率（人口千人当たりの出生数）は平成8（1996）年の9.7‰から平成17（2005）年の9.8‰までわずかに回復するものの、以後低下を続け平成34（2022）年には8.1‰に達する。その後やや上昇して平成53（2041）年に8.5‰となり、再び低下に転じ、平成62（2050）年に8.1‰となる。

普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、平成8（1996）年の2.4‰から一貫して減少し続け、平成20（2008）年からはマイナスとなり平成62（2050）年には-8.5‰となる。

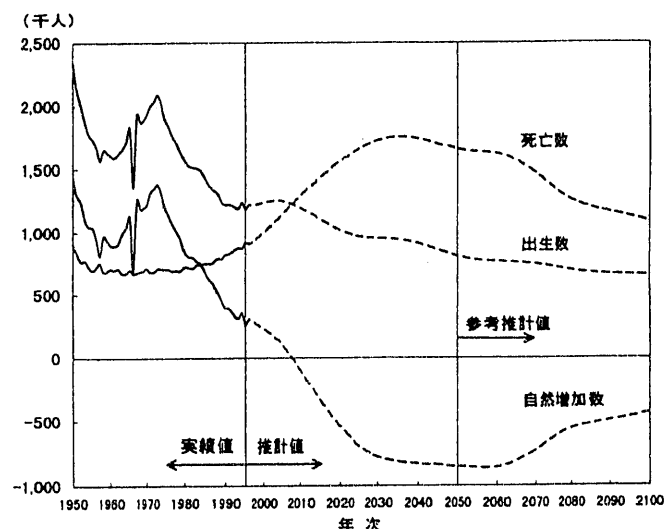
今回の中位推計によると、年間の出生数は平成8（1996）年の122万人から再生産年齢人口の増加を反映し、平成16（2004）年の125万人まで増加する。その後は減少過程に入り、平成37（2025）年の97万人を経て、平成62（2050）年の81万人まで減少する（図Ⅱ-8）。

一方、死亡数は平成8（1996）年の91万人から一貫して増加を続け、平成37（2025）年の166万人を経て、平成48（2036）年にはピークの176万人に達する。その後、やや減少して平成62（2050）年には166万人となる。

図Ⅱ-7 普通出生率、普通死亡率、自然増加率の推移：中位推計



図Ⅱ-8 出生数、死亡数、自然増加数の推移：中位推計



Ⅲ 推計の方法と仮定

将来の人口規模ならびに男女・年齢別構成は、今後の男女・年齢別死亡数ならびに国際人口移動数、さらに出生数と出生性比が与えられれば求まる。したがって、死亡、移動、出生の各人口動態事象、ならびに出生性比のそれぞれについて将来の仮定を設けることによって将来人口を推計することになる。以下、推計の方法と各仮定について説明することしよう。

1. 推計の方法

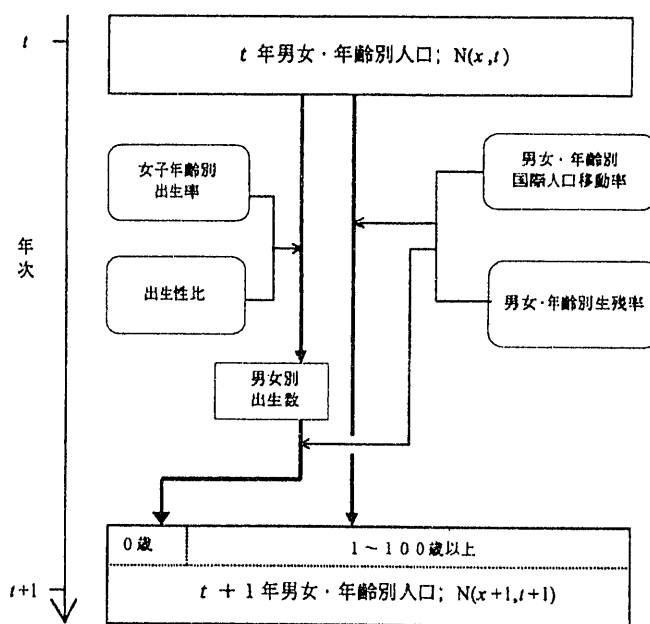
推計の方法は、従来同様コホート要因法 (cohort component method) を採用した。これは基準年次の男女年齢別人口を出発点とし、これに仮定された男女年齢別生残率、男女年齢別国際人口移動率、女子の年齢別出生率および出生性比を適用して将来人口を求めする方法である。コホート要因法の基本的な計算手続きを図Ⅲ-1に示した。

t 年の男女年齢別人口から翌 $t+1$ 年の人口を計算する場合を考えよう。まず、すでに生まれている人口については当該の男女年齢別生残率および国際人口移動率を t 年の当てはまる人口に適用することにより、翌 $t+1$ 年の1歳年長となった人口が求まる。また、新たに生まれる人口については、女子の年齢別出生率および出生性比を女子人口に乗じて男女別出生数を計算し、これに生残率ならびに国際人口移動率を適用することによって $t+1$ 年の満0歳男女人口が求まる。これらを合わせて $t+1$ 年の推計人口とする。

具体的には、満1歳～99歳の各歳および「100歳以上」の各男女別人口については、満 x 歳の人口に対して満 $x+1$ 歳になるまでの仮定された生残率を乗じ、さらに x 歳から $x+1$ 歳の国際人口移動数を調整して、翌年10月1日の満 $x+1$ 歳人口を求め、また、満0歳人口については、まず再生産年齢期間(15～49歳)にある年齢別女子人口の基準年次と翌年次との平均人口を求め、これに対して仮定された女子の年齢別出生率を乗じて1年間の出生数を求める。そして、出生数を出生性比によって男女別に分ける。これに各出生者が翌年まで生存する確率に相当する生残率を乗じ、さらに国際人口移動数を調整して、翌年10月1日の満0歳人口が求まる。

以上の手順を繰り返すことによって、将来の毎年次の男女年齢別人口を推計

図Ⅲ-1 人口推計の方法 (コホート要因法)



する。したがって、本推計に用いるコーホート要因法に必要なデータは、①男女年齢別基準人口、②女子の年齢別出生率の仮定値、③男女年齢別生残率の仮定値、④男女年齢別国際人口移動率の仮定値、⑤出生性比である。

2. 基準人口

推計の出発点となる基準人口は、平成7（1995）年10月1日現在の男女年齢各歳別人口（外国人を含む）である。この人口は平成7（1995）年の国勢調査の結果から得られる男女年齢各歳別人口に基づいて、国勢調査結果に含まれる年齢不詳人口を補正した推計人口である。したがって、年齢別にみた場合、国勢調査の公表数値と本推計の基準人口には若干の差異が存在する。推計数値の利用に当たっては、この点に留意されたい。

3. 出生率の仮定

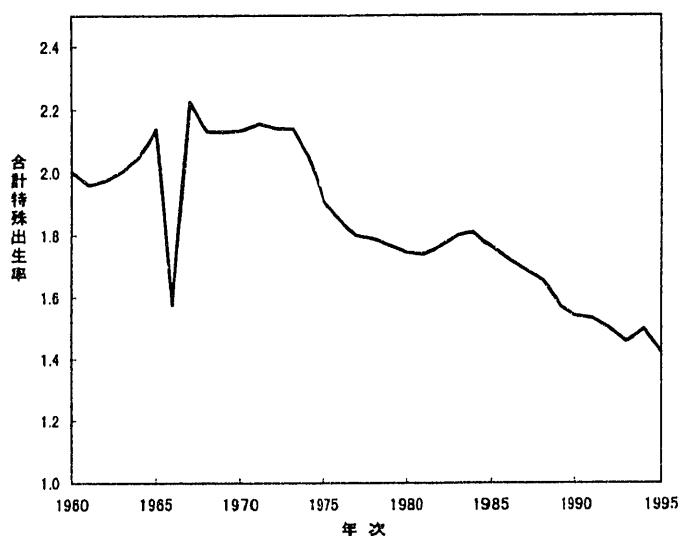
コーホート要因法によって将来の人口を推計する際、今後生まれてくる世代の人口推移については、各年次ごとの出生数が出発点となる。各年次の出生数は、その年に再生産年齢（15～49歳）にある女子が各年齢で産んだ出生数の合計として求める。女子の各年齢における出生数は、各年齢の女子人口に対して、該当する年齢の年齢別出生率を乗じて算出される。前者、すなわち将来における各年齢の女子人口は前述のように基準人口に生残率および国際人口移動率を適用して算出される。これについて詳しくは次節以降で説明する。ここでは後者、すなわち女子の年齢別出生率の推計方法について説明する。ただし、出生率の推計は今後の結婚・出産に関わる行動についてのいくつかの仮定に基づいてなされ、その仮定設定に当たっては、近年の出生変動に関する理解が前提となる。したがって、まず近年の出生動向の概観と、これに基づく今後の見通しのポイントについて示しておこう。

(1) 近年の出生動向と今後の見通し

わが国の合計特殊出生率³⁾は、昭和48（1973）年以降年々低下を続け、昭和57（1982）～59（1984）年に一旦上昇を示したものの再び低下し、平成元年（1989）年にはそれまで人口動態統計史上最低であったヒノエウマの年（昭和41年）を下回り、1.57を記録した。その後も多少の変動を示しながら低下は続き、平成7（1995）年には1.42に至っている（図Ⅲ-2）。

わが国におけるこの出生率低下の直

図Ⅲ-2 合計特殊出生率の年次推移

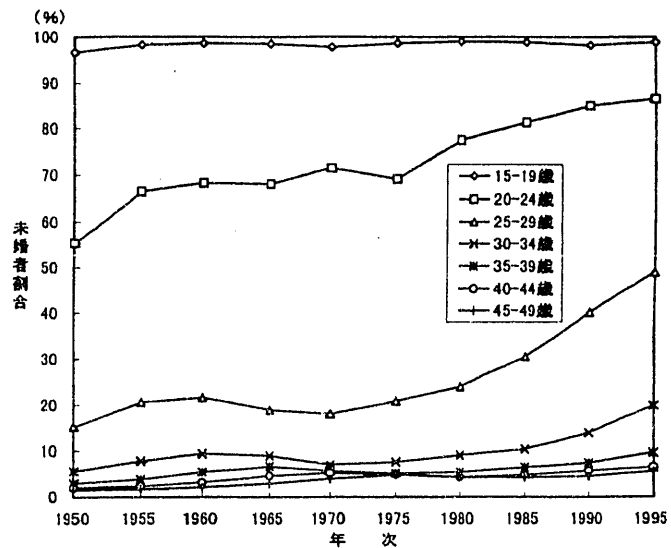


3) ある年次に観察された女子の年齢別出生率を全再生産期間にわたって合計した数値。与えられた年齢別出生率にしたがって女子が出生過程を過ごした場合に産むと想定される生涯の平均出生児数に相当する。

接的な原因は、若い世代における晩婚化（結婚年齢の上昇）、あるいは非婚化（未婚率の上昇）の進行によって、出産の担い手である年齢層の有配偶率が著しく低下したことである。20歳代後半の女子についてみると、1970年では80.3%が結婚していたものが、1995年では49.6%にまで減少している。有配偶率を下げるのは未婚率ならびに離死別者割合の増加であるが、同時期の未婚率は1970年18.1%から1995年48.0%へと急増しているから、ほぼ前者すなわち未婚率の急増が上記の有配偶率の低下をもたらしたと言えるのである（未婚率の推移については、他の年齢層も含めて図Ⅲ-3に示した）。また、その未婚率上昇の背景には、結婚時期の変化が見られる。すなわち、女子の平均初婚年齢は1970年当時の24.2歳から1995年の26.3歳へと大きく上昇しており、20歳代での未婚率の上昇はそのかなりの部分が結婚を遅らせていることの結果であると考えることができる。

こうした未婚率の上昇、あるいは有配偶率の低下が同時期の出生率に与えた影響は大きいですが、実際にその効果の程度を調べることができる。表Ⅲ-1は、昭和45（1970）年以降の合計特殊出生率の変動を年代別に分け、おのおのの変動に対して女性の結婚している割合（有配偶率）の変化と結婚している女性の出生率（有配偶出生率）の変化が、それぞれどのような影響を与えていたかを年齢別に分析した結果である。これによると、昭和45（1970）年以降いずれの期間においても合計特殊出生率は低下しているが、その内訳は有配偶率の変化（低下）に起因する部分が常に有配偶出生率の変化による部分を上回っていた。とりわけ、昭和55

図Ⅲ-3 年齢階級別にみた未婚率の年次推移



表Ⅲ-1 合計特殊出生率変化の要素分解：1970年～95年

年次	1970年	～	1980年	～	1990年	～	1995年
合計特殊出生率	2.13	→	1.75	→	1.54	→	1.42
年次間変化	-0.39		-0.20		-0.12		
	有配偶率の変化による影響						
年齢合計	-0.24		-0.36		-0.15		
15～19歳	-0.01		-0.01		0.00		
20～24歳	-0.14		-0.13		-0.02		
25～29歳	-0.09		-0.20		-0.09		
30～34歳	-0.01		-0.03		-0.04		
35歳以上	0.00		0.00		0.00		
	有配偶出生率の変化による影響						
年齢合計	-0.14		0.16		0.03		
15～19歳	0.01		0.00		0.00		
20～24歳	0.01		-0.02		-0.02		
25～29歳	-0.05		-0.01		-0.03		
30～34歳	-0.07		0.14		0.04		
35歳以上	-0.04		0.05		0.03		

注：計算は、5歳階級データに基づく。

(1980)年以降において有配偶出生率は、むしろ合計特殊出生率を高める方向に働いていた。すなわち、この期間の合計特殊出生率の低下にみる少子化は、夫婦の子どもの産み方が低調になったためではなく、もっぱら20歳代の若者が結婚しなくなったことによるということが示されている。

現時点において今後の出生率を見通す際にポイントとなるのは、この晩婚化あるいは未婚化が将来いつまで続き、どの程度のレベルにまで至るのか、さらにはそれが生涯未婚率をどの程度上昇させるのかということである。また、これまで2.2人前後に安定していた夫婦の完結出生児数（夫婦が生涯に産む平均出生児数）が上述の晩婚化の影響で、どの程度減少するのかということも、詳しく検討する必要があるであろう。今回の人口推計に際しても、これらの点に関しては詳細な人口統計学的分析が行われ、その結果に即して将来の結婚・出生行動に関する仮定を策定する方法が採用された。その概要についてはⅢ-3-(3)において説明される。ここではそれに先だって、そのような仮定が与えられた際に、どのようにして将来の各年次の年齢別出生率を得るのかについて示しておこう。

(2) 年齢別出生率の推計方法

将来の各年次における年齢別出生率は、各コーホートの年齢別出生率を組み換えた形で与えられる。すなわち、ある年次における x 歳女子の年齢別出生率は x 年前に生まれた女子出生コーホートの x 歳における年齢別出生率であるから、その年次の全再生産年齢（15～49歳）にわたる年齢別出生率は49年前から15年前までの間に生まれた35のコーホートのそれぞれの年齢における出生率の集合として与えられる。本推計では、まずコーホートごとの年齢別出生率を推計し、これを年次別の年齢別出生率に組み換える方法を採用している（コーホート出生率法）。直接年次ごとの出生率を求めずに、まずコーホート出生率を推計するのは、一般に出生率の年齢パターンがコーホートにおいてより安定的なためである。

コーホートの年齢別出生率は、その結婚・出生行動の特徴を表すいくつかのパラメータから、ある適合的な数理モデルを用いて推計する。具体的には、コーホートの生涯未婚率、完結出生児数、平均初婚年齢および各出生順位の平均出生年齢等をパラメータとして、一般化対数ガンマ分布モデルを用いて年齢別出生率を推計している⁴⁾。これにより最近のわ

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

$$f_n(x) = C_n \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(1/\lambda_n)} \left(\frac{1}{\lambda_n}\right)^{\lambda_n x} \exp \left[\frac{1}{\lambda_n} \left(\frac{x-u_n}{b_n}\right) - \frac{1}{\lambda_n} \exp \left\{ \lambda_n \left(\frac{x-u_n}{b_n}\right) \right\} \right]$$

とする。ただし、 Γ 、 \exp はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 C_n 、 u_n 、 b_n 、および λ_n は出生順位 n ごとのパラメータである。これはコールマクニールモデルとして知られるものを拡張した形式であり、一般化対数ガンマ分布の一形式に当たる。なお、出生順位は、第1子～第4子および第5子以上の5グループとした。ただし、これだけでは実際の年齢別出生率の再現能力に限界があるため、わが国出生率の実績を用いた誤差分析により、誤差の標準的なパターン($\varepsilon_n(x)$)を抽出して修正を加えている。

以上により、コーホートの年齢別出生率関数 $f(x)$ は、

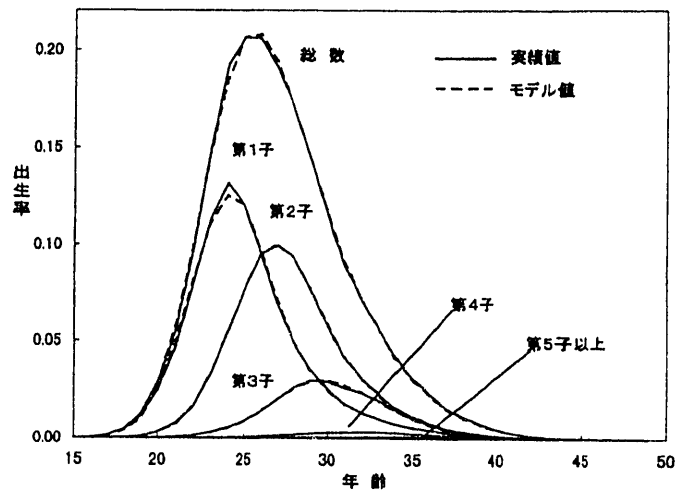
$$f(x) = \sum_{n=1}^5 \{f_n(x; C_n, u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n(x)\}$$

として与えられる。詳しくは次を参照のこと。金子隆一、「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻1号、平成5年4月、pp.17-38。

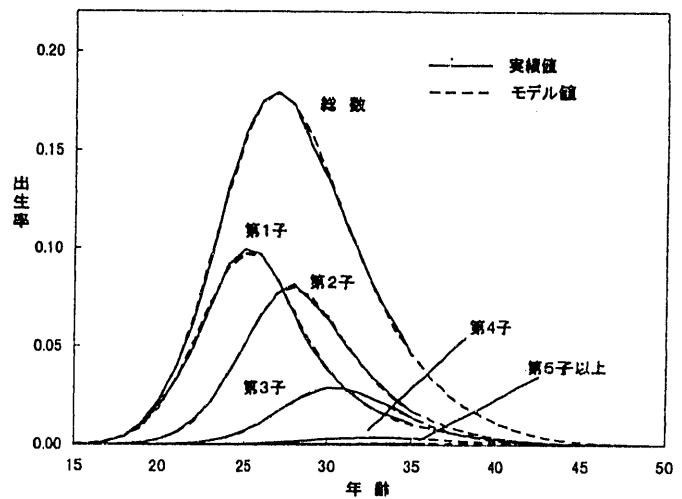
が国の出生動向の特徴である晩婚化、晩産化、あるいは今後見込まれる女子生涯未婚率の上昇の効果などのコーホート出生率の基本的な変化パターンを表現することが可能な推計システムとなっている。

図Ⅲ-4-1～3に、本モデルによってシミュレートされた三つのコーホート年齢別出生率と実績値との比較を示した。出生率は出生順位別（第1子～第5子以上）にシミュレートされ、それらの総和として年齢別出生率が得られる。今回入手可能であった平成7（1995）年までの実績値を用いると、(a)昭和25（1950）年生まれコーホート、(b)昭和35（1960）年生まれコーホート、および(c)昭和45（1970）年生まれコーホートに対して、それぞれ45歳、35歳、25歳までの実績出生率が得られる。(a)の場合には、出生過程はほぼ終了していると考えられ、モデルによって推計すべき期間はわずかである。(b)では、まだ出生過程途上ではあるものの、モデルの実績への全体的な適合性は良好であると判断されるので、一般に見られる出生率の年齢パターンの安定性を考慮すると、今後（36歳以降）の出生履歴がモデルの推計値から大きく離れることはないと考えられる。ところが、(c)のコーホートでは、現時点までのモデルと実績値の適合性からは年齢範囲全体にわたる適合性の善し悪しの判断はできない。実際、(a)、(b)のケースでは機械的な統計手法（最尤推定法）によってモデル値（パラメータ値）を特定することができ、またその結果は比較的安定であるが、(c)のケースではそ

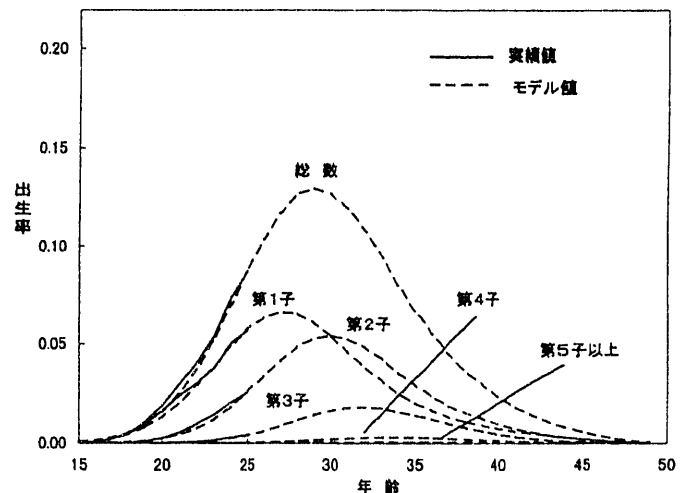
図Ⅲ-4-1 コーホートの年齢別出生率および出生順位別年齢別出生率（実績値と推計モデル）：1950年生まれ



図Ⅲ-4-2 コーホートの年齢別出生率および出生順位別年齢別出生率（実績値と推計モデル）：1960年生まれ



図Ⅲ-4-3 コーホートの年齢別出生率および出生順位別年齢別出生率（実績値と推計モデル）：1970年生まれ



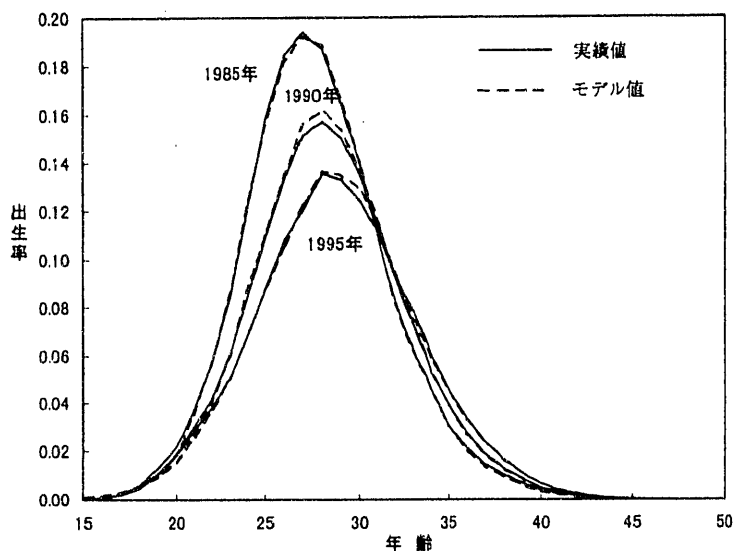
のような方法によって求めた結果は不安定であり、むしろ結果を一意的に特定することは難しい。当然ながら、この傾向は若くて出生過程の短いコーホートほど著しい。そのようなコーホートの今後の出生率を推計するためには、その不安定さを補うため何らかの仮定を外生的に与える必要がある。また、現時点で15歳に達していない昭和55（1980）年生まれ以降のコーホートについては、そもそも出生率の実績が全く得られないのであるから、統計的手法で将来値を決めることは全くできない。したがって、こうした年少コーホートあるいはまだ生まれていないコーホートに対してはその将来の出生過程全般にわたって仮定を設けることになる。これらの仮定設定の仕方については後述する。

さて、以上のようにして一連のコーホートの年齢別出生率が推計されれば、年次ごとの年齢別出生率はこれを年齢ごとに組み換えることによって得られる。たとえば、西暦2000年における15～49歳の年齢別出生率は、1985年生まれコーホート15歳の出生率、1984年生まれコーホート16歳の出生率、…、1951年生まれコーホート49歳の出生率をつなぎ合わせればよい。このようにして推計期間のすべての年次について年齢別出生率が得られる⁵⁾。図Ⅲ-5に、こうして得られた年次ごとの年齢別出生率のモデル値と実績値を比較した（出生率実績値は年央人口を用い算出したもので公表数値とは若干異なる）。

この段階のモデル出生率は、純粋なコーホートモデルの性質として一時的な社会経済的変動等が結婚・出生行動に対してもたらす短期の効果（期間効果）を含んでいない。もちろん、将来起こる一時的な変動については、本来それらを知ることは困難である。しかし、そうした変動のうち、まさに現在生じている変動については、直近の数年間の出生率推移に影響を及ぼすことが考えられる。この期間効果は、図Ⅲ-5におけるモデル値と実績値の差として現れていると考えることができる。この直近の期間効果に対して、本推計では出生順位別出生率の月別変動データをもとに時系列予測を行い、この結果に基づいてコーホートモデルによる推計結果の補正を行った。

以上が年齢別出生率の推計方法の概要であるが、本方法による推計ではコーホートに対して投入されるパラメータの将来値（仮定値）が適切であることが前提となる。以下、このパラメータの仮定値をどのように設定したかについて説

図Ⅲ-5 年次別にみた年齢別出生率の実績-モデル値の比較
：1985年、1990年、1995年



5) 厳密には年次 t 年の満 x 歳の年齢別出生率には、年次 $(t-x)$ 年生まれと、年次 $(t-x-1)$ 年生まれの2つのコーホートが関わる。

明する。

(3) 長期のコホート出生率仮定

1) 仮定設定の方法

コホートの出生率は、基本的に各出生コホートの年齢別初婚率分布によって発生する有配偶女子の出生行動によって決まる。最終的に実現される出生率水準、すなわち長期のコホート合計特殊出生率を仮定するには、目標となる出生コホートについて、年齢別初婚率を推定する必要がある。そして、推定された年齢別初婚率と過去の出生動向基本調査から得られた初婚年齢と完結出生児数の経験モデルから出生コホートの有配偶女子の平均出生児数が推定できる。ただし、結婚したのち離婚や死別ならびに婚外出生によって出生率は若干の影響を受けるため、離死別の効果を係数として指標化し加味する必要がある。以上を考慮すると、長期のコホート合計特殊出生率は、表Ⅲ-2に示した算定式によって求められる。

表Ⅲ-2 コホート合計特殊出生率の算定式

$$\text{コホート合計特殊出生率} = (1 - \text{生涯未婚率}) \times \text{夫婦完結出生児数} \times \text{離死別効果係数}$$

注：生涯未婚率は50歳時の未婚者割合で、年齢別初婚率の年齢累積値（累積初婚率）を1から引いて求めた値である。夫婦完結出生児数は50歳時の既婚女子の平均出生児数である。また、離死別効果係数は離婚や死別によって出生率が影響される度合いを示す係数で、過去のコホート合計特殊出生率と出生動向基本調査によって得られた夫婦出生児数から推定して求められる。

上記算定を具体的に行うには、目標となる女子出生コホートについて、(a)生涯未婚率と平均初婚年齢を推定し、(b)推定した平均初婚年齢に基づいて初婚年齢別の平均出生児数を推定する。さらに、(c)離死別効果係数をそれぞれ推定する必要がある。

2) 目標コホート

今回仮定設定に用いた女子コホートは、1995年現在で15歳の1980年生まれのコホートである。このコホートが目標コホートとして採用された理由は、このコホートの結婚と出生行動が終了するのが50歳時、すなわち2030年であり、相当将来の出生率を仮定することになる。しかし、現在15歳の女子コホートは近年の結婚行動の変化や出生行動の変化の延長線上にあるコホートとしてそれほどかけ離れたコホートではない。仮に推計時点で25歳のコホートを目標コホートにする場合、2020年以降の結婚と出生行動を固定化することになる。また一方、現在5歳の女子コホートを目標コホートとする場合には、彼女らが経験する結婚や出生行動が相当遠い将来となり、現在の結婚行動の変化からそれを予測することは難しい。したがって、この推計では、目標コホートを1980年出生コホートに定めた。

3) コホート平均初婚年齢と生涯未婚率の変化

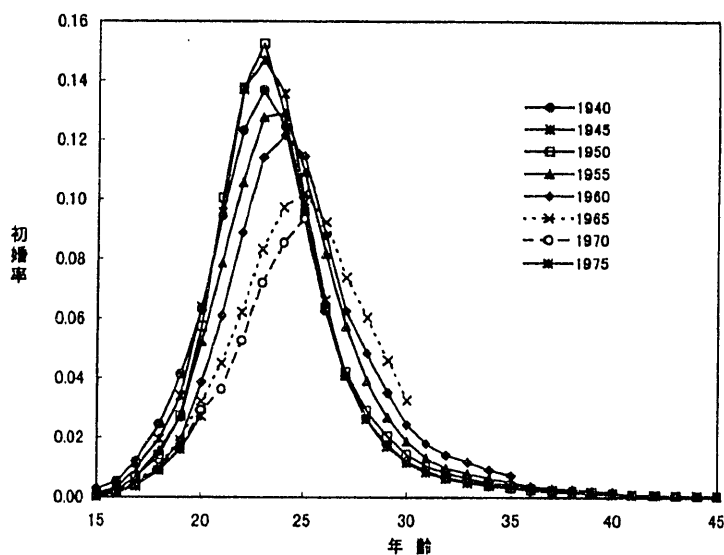
目標コホートである1980年出生コホートの初婚率推定に先だって、1935年以降の女子の各出生コホートについて年齢別初婚率を算定した。なお、人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、年齢別初婚率の算出にあたっては、届出遅

れ補整を行っている（図Ⅲ－6）。

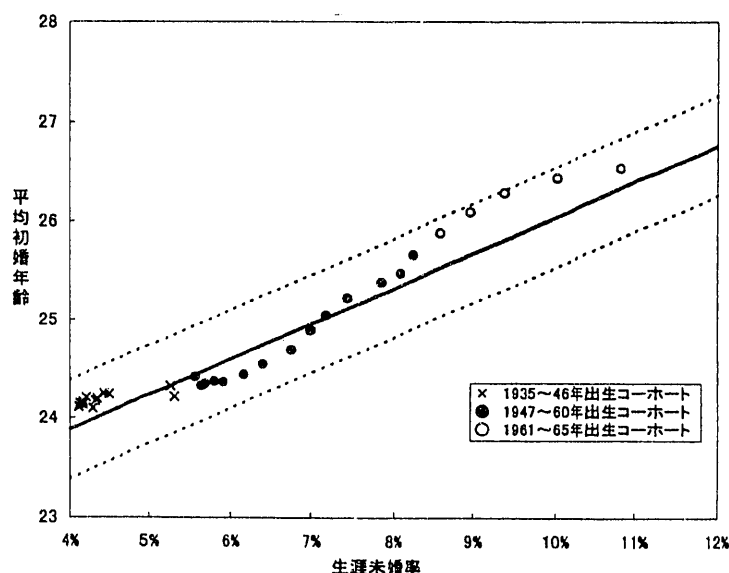
次に、これらのコーホート初婚率に基づいて、各コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率を推定した。なお、推定に当たっては、結婚行動の終了していないコーホート、たとえば1960年出生コーホートは1995年現在で35歳であり、それ以降の年齢においても当然初婚が発生し得る。このような出生コーホートについては35歳以降の初婚率分布を対数ガンマモデルによって35歳以降の初婚率年齢分布を推定した。その結果得られた1935年から1965年生まれまでの各出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の関係を図Ⅲ－7の各ポイントによって示した。なお、生涯未婚率は年齢別初婚率を年齢について50歳まで累積した値である累積初婚率の余数である。図中×印で示したポイントが1935年から1946年生まれまでの平均初婚年齢と生涯未婚率で、1945年と1946年生まれの2つの出生コーホートを除き、平均初婚年齢は24歳前半、生涯未婚率は4%前半と早婚・皆婚型で安定していた。●印で示したポイントが1947年から1960年の出生コーホートである。これらのコーホートは1960年代後半から結婚行動に入り始めたが、これらのコーホートから徐々に平均初婚年齢の上昇と生涯未婚率の増加をみせ始める。そして1961年から65年出生コーホートについてみても同様な傾向が推定される。このように、1935年以降に生まれた女子の結婚行動は団塊の世代以降一定の変化の仕方を示しながら初婚年齢の上昇と生涯未婚率の増加を続けていく趨勢にあることが理解できる。

したがって、これらの出生コーホートにおける平均初婚年齢と生涯未婚率の変化の趨勢から、将来実現されるであろう1980年出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率は、これら過去の出生コーホートが示してきた変化の趨勢の延長線上にあるものと考えることが

図Ⅲ－6 女子の出生コーホート別初婚率の年齢分布



図Ⅲ－7 女子の1935年出生コーホート以降の平均初婚年齢と生涯未婚率の関係



できる。

4) 1980年出生コーホートの結婚・出生パラメータの推定

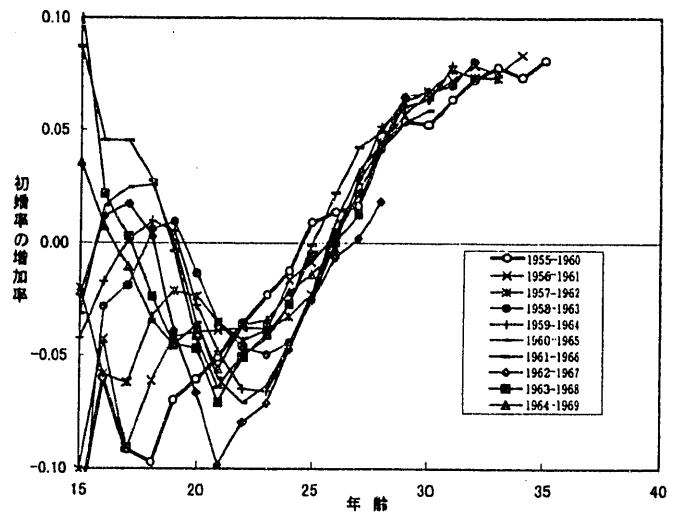
次の問題としては、1980年出生コーホートの年齢別初婚率が過去の変化の延長線上にあるとしても、具体的にこの女子コーホートの平均初婚年齢や生涯未婚率がどの程度になるのかは、将来において発生することであるために予測することは難しい。ここでは、1980年出生コーホートが実現するであろう平均初婚年齢と生涯未婚率を別途シミュレーションによって様々なレベルで、理論的に取りうる値を推定した。

コーホート別に年齢別初婚率を観察し、コーホート間でその増加率を算定すると、年齢別初婚率増加率は、若い年齢層でマイナスの増加率が強くみられた場合、その後の年齢においてコーホート間初婚率の増加率にプラスの増加率が強くあらわれる傾向に着目した。

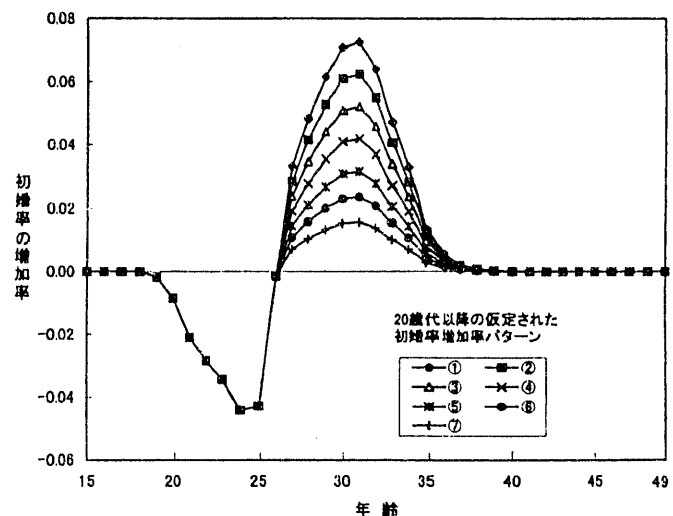
そこで、1970年出生コーホートについてみると、既に25歳までの年齢別初婚率が得られている(図Ⅲ-8)。この年齢別初婚率が今後様々な水準で取り戻しが起きる場合の年齢分布を過去の年齢別初婚率の増加率から想定した(図Ⅲ-9)。そして、年齢別初婚率の増加率は1980年出生コーホートに向けて増加率ゼロに収束するものと仮定した。この仮定に基づいて、1995年以降の各年齢別初婚率を年齢別初婚率増加率によって推定すると、1970年出生コーホートにおける初婚率増加率の取り戻し水準別の1980年出生コーホートの年齢別初婚率が推定できる。

上記の方法にしたがって、1980年出生コーホートの実現可能な平均初婚年齢と生涯未婚率が推定できる。これを示したのが図Ⅲ-10である。この図にみられるように、年齢別初婚率に取り戻しが多い、すなわち生涯未婚率が低い場合には、年齢層の高いところで初婚率が上昇するため、平均初婚年齢が上昇するが、初婚率に取り戻しが少ない場合、年齢層の高いところで初婚の発生が多く起こらないために、平均初婚年齢の上昇は大きくなり、生涯未婚

図Ⅲ-8 初婚率のコーホート間増加率：1955-1960年から1964-69年



図Ⅲ-9 1970年出生コーホートに仮定された初婚率増加率：初婚率増加率の水準①～⑦



率が高くなる傾向がみられる。

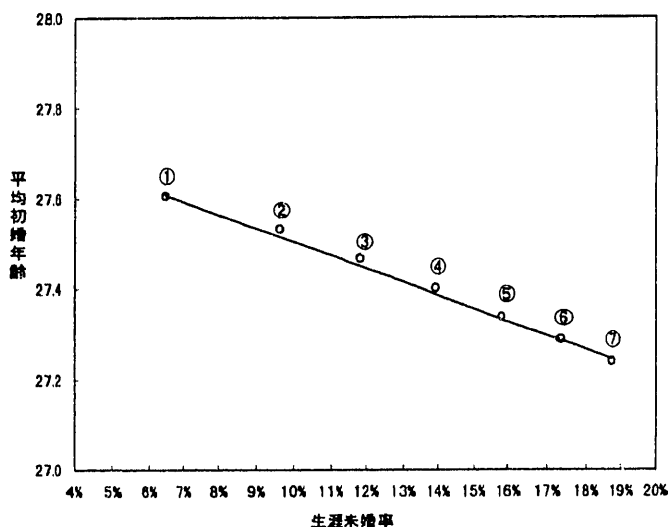
1980年出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の取りうる理論的な関係と1935年以降の出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の関係を同一のグラフ上にプロットしてみると、一つの交点が得られる(図Ⅲ-11)。この交点は、過去の平均初婚年齢の趨勢によって導かれた予想される1980年出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の組み合わせである。

本推計では、目標とする1980年出生コーホートの平均初婚年齢をこの交点から27.4歳、生涯未婚率を13.8%と推定した。これが出生率の中位の仮定設定をおこなう際の基本的な数値になっている。なお、平均初婚年齢や生涯未婚率の動向については不確定要素が大きいため中位、高位、低位の三種類の仮定を設けた。

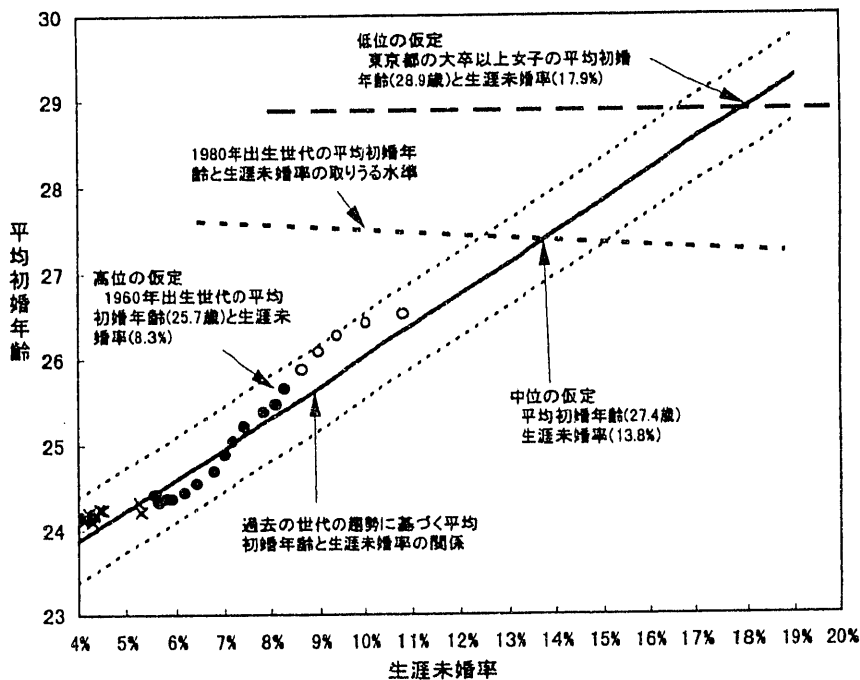
1980年出生コーホートの出生率に関する低位の仮定は、別の論拠に基づいて結婚に関する仮定を設定した。低位推計の仮定の前提は、今後日本の社会で考え得る範囲でもっとも晩婚化が進行し、生涯未婚率が上昇するケースに基づいて出生率の動向を仮定しようというものである。したがって、現在わが国の社会経済的屬性集団の中で平均初婚年齢がもっとも高い集団である東京都の大学卒以上(短大と四年生大学卒業の女子)の女子人口に着目し、仮に全国の1980年出生コーホートが東京都の大卒女子と同様の結婚行動を取るものと想定した。それによって得られる平均初婚年齢は28.9歳、生涯未婚率は17.9%である。

高位の仮定は、低位とは逆に今後結婚の変化はあまり進まないという見方に基づいて仮定設定を行うものである。ここで

図Ⅲ-10 初婚率増加率水準①～⑦から推定された1980年出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の推定値



図Ⅲ-11 1980年出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の関係

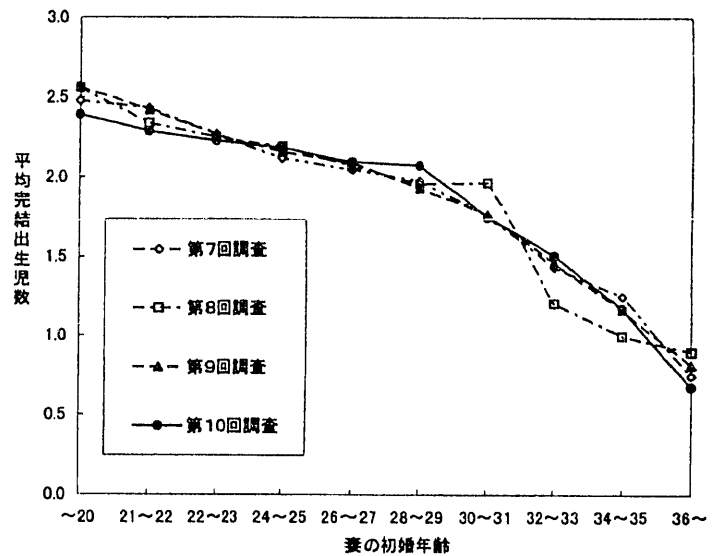


は1960年出生コーホートの推定平均初婚年齢25.7歳と生涯未婚率8.3%を想定し、1961年出生コーホート以降変化がないものと仮定した。

中位、高位、低位の各平均初婚年齢が仮定された後、1980年出生コーホートの初婚年齢の分布に従った出生児数の推定を行う。初婚年齢別にみた平均完結出生児数は、過去の出生動向基本調査データから安定した関係としてモデル化が可能である（図Ⅲ-12）。このモデルに基づいて、1980年出生コーホートのうち既婚者の出生児数は、中位1.96人、高位2.12人、低位1.76人と推定される。

1980年出生コーホート全体のコーホート合計特殊出生率は、生涯を未婚で過ごす人々の割合と初婚の後出生行動が離婚や死別によって影響を受ける効果を加味して算定される。そのうち生涯未婚率については、すでに説明した。後者の初婚後の離婚・死別による影響については、過去の出生動向基本調査と人口動態統計から推定すると、安定した趨勢を示している。そこで、本推計における離婚死別効果係数として、0.954を仮定した。

図Ⅲ-12 各回調査による初婚年齢別にみた平均完結出生児数：第7～10回出生動向基本調査



5) コーホート出生率の仮定値

以上により設定された1980年コーホートの三種の生涯未婚率、平均初婚年齢、夫婦完結出生児数、ならびに離婚死別効果係数に基づいて算定式（表Ⅲ-2）によりそれぞれの場合のコーホート合計特殊出生率を算出すると、中位の仮定で1.61、高位の仮定で1.85、また低位の仮定では1.38となる。このコーホートのそれぞれの仮定値と合計特殊出生率を表Ⅲ-3および表Ⅲ-4にまとめた⁶⁾。

(4) 年次別出生率の推計結果

以上の三つの仮定に基づいて推計された将来の合計特殊出生率の年次推移を図Ⅲ-13に示した。中位の仮定に基づく推計（中位推計）によれば、合計特殊出生率は平成7（1995）年当初の1.42から、平成12（2000）年の1.38まで低下し、以後穏やかな上昇に転じ、平成42（2030）年に1.61となり、以後一定となる。高位の仮定に基づく推計（高位推計）では、合計特殊出生率は平成9（1997）年から上昇に転じ、以後平成42（2030）年の1.85まで上昇した後、この水準で一定となる。低位の仮定に基づく推計（低位推計）では、近年の低下傾向が平成17（2005）年の1.28まで続き、以後穏やかに上昇するものの、平成42（2030）年以降においても1.38の水準に止まる。

6) ただし、前節（Ⅲ-3-(2)）で説明したとおり、最終的に推計された将来出生率は期間効果を加算しているため、コーホート出生率もこれらの数値とはわずかに異なる。

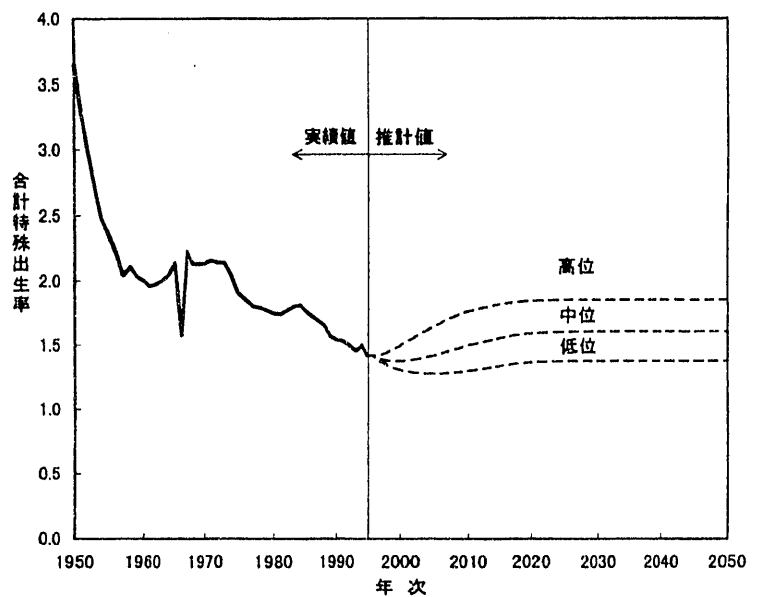
表Ⅲ-3 仮定された女子1980年出生コーホートの結婚・出生変数値および合計特殊出生率

仮定の種類	生涯未婚率	平均初婚年齢	夫婦完結出生児数	離死別効果係数	コーホート合計特殊出生率
中位の仮定	13.8	27.4	1.96	0.954	1.61
高位の仮定	8.3	25.7	2.12	0.954	1.85
低位の仮定	17.9	28.9	1.76	0.954	1.38

表Ⅲ-4 1980年出生コーホートの合計特殊出生率および出生児数分布

仮定の種類	コーホート合計特殊出生率	出生児数分布 (%)					
		無子	1人	2人	3人	4人	5人以上
中位の仮定	1.61	23.0	15.9	42.2	15.5	2.8	0.6
高位の仮定	1.85	14.0	15.4	47.0	19.4	3.4	0.8
低位の仮定	1.38	32.4	15.8	36.2	12.7	2.3	0.5

図Ⅲ-13 合計特殊出生率の年次推移：中位・高位・低位



4. 生残率の仮定 (将来生命表)

(1) 推計方法の選択

すでに生存するある年次の人口から翌年の人口を推計するには男女年齢各歳別の生残率が必要であり、それを得るためには将来生命表を作成する必要がある。

現在の人口学において用いられる将来生命表の作成方法には、1) モデル生命表を用いる方式、2) 最良生命表方式、3) 年齢別死亡率補外方式、4) 年齢別死因別死亡率補外方式、5) 標準化死因別死亡率補外方式、ならびに、6) リレーショナル・モデル方式がある⁷⁾。

「モデル生命表」は、平均寿命が短く、しかも死亡データの精度の低い発展途上諸国における平均寿命の推定、予測のために利用される方法で、日本の将来生命表を作成するには、精度等の点で限界がある。「最良生命表方式」は、本研究所の将来人口推計において過

7) 将来生命表については以下の文献を参照されたい。

寿命学研究会、「生命表の将来推計資料」『ライフ・スパン』, Vol.13, 平成元年9月, W. Brass, On the scale of mortality. In W. Brass, ed. Biological Aspects of Demography. London: Taylor and Francis, 1971, A. J. Coale, and P. Demeny with B. Vaughan, Regional Model Life Tables and Stable Populations. Second edition. New York and London: Academic Press, 1983, L. Heligman, and J.H. Pollard, "The age pattern of mortality", Journal of the Institute of Actuaries, Vol.107, Part 1, No.434, pp.49-80, 1980.

去に用いられた方法で、現実の実現されている最も低い年齢別死亡率を国別の生命表や地域（県）別の生命表から寄せ集め、それに基づいて作成される生命表である。このようにして作成される最良生命表は、すでに他の人口で実現されているだけに現実的な目標値を提供することができる。最近では、国際連合の行っている世界人口推計において、平均寿命の高い国の目標生命表を得る目的で利用されている。しかしながら、「最良生命表」は、実現度の高い生命表として作成できるが、それがいつの時点で実現されるかという時間に関する設定を行うことはできない。したがって、寿命水準の経年変化に関する予測は別途行わなければならない。国連が行っている推計でも、平均寿命の将来の水準は別途推定され、最良生命表は年齢別死亡パターンの決定にのみ用いられている。現在のわが国における平均寿命水準は、既に世界でトップレベルに達しているため、国別生命表による「最良生命表」を用いることはできない。参考までに、わが国における都道府県別生命表（平成2年）を用いた「最良生命表」を作成すると、平均寿命は男子78.57年、女子85.13年となり、1995年と比べると、男子は2.21年、女子は2.29年伸びることになる。

第3の方法である「年齢別死亡率補外方式」は、年齢別死亡率の変化について、傾向線を当てはめることにより一定の時間的規則性をみだし、将来に補外延長することにより、ある時間経過後の将来の年齢別死亡率を予測し、そこから生命表を作成する方法である。この方法では、任意の時点における生命表を作成することが可能である。本研究所の将来人口推計では、昭和56（1981）年に行った推計でこの方法が用いられた。

第4の「年齢別死因別死亡率補外方式」、ならびに第5の「標準化死因別死亡率補外方式」は、基本的に第3の方法の考え方を拡張し、将来の死亡率の推定を死因別に行ったものである。これらの方法の利点は、死亡率を死因別に観察した場合、年齢別死亡率のみを用いて延長するよりも、時系列的に傾向性のある曲線が得られやすく、死因ごとの特性を反映することが可能となる。しかしながら、死因別年齢別に補外延長する方法（第4の方法）では、性（2区分）、年齢（5歳階級の場合18区分）、死因（13～15区分）別に約468本におよぶ曲線の推定が必要であり、煩雑になり易く、また、死因によっては件数が少数であるために安定性や規則性をみだせないという欠点を持っている。第5の方法は、第4の方法を簡略化し、各死因別に年齢標準化死亡率の将来パラメータを求め、それを各年齢別死因別死亡率に一律に適用することにより将来の年齢別死亡率を推定する方法である。この方法は、本研究所の昭和61（1986）年推計および前回の平成4（1992）年推計において用いられた方法である。

第3～第5の方法が、時系列データに基づいてその延長上で将来生命表を作成しようとする方法であるのに対して、第6の方法である「リレーショナル・モデル方式」は、標準的な死亡率の年齢パターンを数種のパラメータによってあらわし、それを変換させることにより任意の死亡水準の生命表を作成しようとする方法であるが、各パラメータの将来値を別途推定する必要があり、また、現在の段階では精度の点でやや問題がある。今回の推計においては、このような各種方法の評価・検討をふまえた上で、前回推計において採用した「標準化死因別死亡率補外方式」をさらに改善し、将来生命表の作成を行った。

(2) 最近の平均寿命伸長の要因

わが国の平均寿命は、昭和22(1947)年から35(1960)年にかけて、男子は50.1年から65.3年、女子は54.0年から70.2年まで男女とも一挙に15年程伸びて一躍先進国の水準に仲間入りした。これは、主として肺炎、気管支炎、胃腸炎等の感染性疾患による乳幼児死亡が激減したことと、青年期の結核死亡が文字通り制圧されたことによるものであった。

平均寿命はその後もゆっくりとではあるが着実に上昇を続け、平成7(1995)年には男子76.36年、女子82.84年に到達した。いま昭和30(1955)年から平成7(1995)年の寿命の伸びに対してどの年齢層の死亡率低下が寄与したのかをみると、年少年齢層、とくに乳児死亡率低下の効果は年々小さくなり、それに代わって中高年死亡率低下の影響が大きくなってきている。とくに最近5年間の平均寿命の伸びについてみると、男子では49.8%、女子では89.3%が65歳以上の死亡率低下によって起こっていることが分かる。

最近の主要死因は、「悪性新生物」、「脳血管疾患」、「心疾患」のいわゆる成人病3大死因であるが、このうち「脳血管疾患」による死亡率は急速に低下している。この傾向は男女ともにみられ、65歳以上の標準化死亡率(人口10万対)によって1975年から95年にかけての20年間の動向をみると、男子は2,322から675へ、女子は1,985から641へと、この間に3割程度にまで激減した。また、「心疾患」についても、1970年代以降減少傾向に転じている。一方、「悪性新生物」は、女子で近年減少傾向がみられるものの、男子の増加傾向は依然続いている。

(3) 死亡率(将来生命表と生残率)の仮定

前回の推計で採用した「標準化死因別死亡率補外方式」は、各死因ごとに全年齢の標準化死亡率を補外し、それを用いて生命表を作成する方法であるが、本推計では、標準化死因別死亡率を年齢区分にし、その将来値を推定し、これを年齢別死亡率に変換して将来生命表を作成する方法をとった。具体的には、次のように行った。

まず、現在までの年齢別死因別死亡率の変動傾向を観察するために、1975年から94年までの20年間について、男女年齢5歳階級別死因別中央死亡率(年央人口を分母とした死亡率)を求める。死因は、1. 結核、2. 悪性新生物、3. 糖尿病、4. 心疾患、5. 高血圧性疾患、6. 脳血管疾患、7. 肺炎及び気管支炎、8. 胃及び十二指腸潰瘍、9. 慢性肝疾患及び肝硬変、10. 腎炎、ネフローゼ症候群及びネフローゼ、11. 不慮の事故及び有害作用、12. 自殺、13. その他の13分類とした。

つぎに、男女年齢5歳階級別死因別中央死亡率を基に、1990年男女年齢階級別日本人人口(中央人口)を標準人口とした年齢4区分別死因別標準化死亡率を算定する。年齢区分は、死亡率の水準ならびに変動の差異等を考慮し、0~14歳、15~39歳、40~64歳、65歳以上の4区分とした。

t 年における年齢区分(A)、死因(i)の標準化死亡率を $d^s(i, A, t)$ とする。求められた1975~94年男女年齢4区分別死因別標準化死亡率($d^s(i, A, t)$)を基に主要な曲線をあてはめ、2050年まで補外する。あてはめ曲線は、指数曲線、修正指数曲線、ロジスティック曲線等による。そして、1995年の標準化死亡率を基準とした1996~2050年の指数を求める。

求められた t 年における年齢区分 (A), 死因 (i) の指数を $\theta(i, A, t) (= d^s(i, A, t) / d^s(i, A, t_0))$ とする。ただし, t_0 は1995年である。

一方, 男女, 年齢各歳別死因別死亡数より, 1992~94年合計の年齢各歳別死因別死亡割合を求める。いま, 年齢 x 歳の死亡数を $D(x)$, 死因 (i) の死亡数を $D(i, x)$ とすると, 死因別死亡割合 $M(i, x)$ は, $D(i, x) / D(x)$ によって求める。

以上の数値を基に, 将来の t 年における年齢各歳別生存確率 $p'_x(t)$ は,

$$p'_x(t) = \prod p_x(t_0)^{M(i, x) \cdot \theta(i, A, t)}$$

によって求める。なお, $p_x(t_0)$ は, 1995年簡易生命表による生存数 (l_x) を用いて l_{x+1} / l_x によって求める。ただし, 簡易生命表は95歳以上一括であるため, 高年齢の死亡率 (q_x) を修正指数曲線を用いて95歳以上まで補外することにより諸関数を求め, 100歳までの生命表を作成し, 基準生命表とした。なお, 求められた $p'_x(t)$ は年齢区分ごとの動向が反映された結果であるため, 年齢区分の始めと終わりの年齢で不自然な傾向線となってしまう。そこで, 年齢別死亡率 $q_x(t)$ は, $q'_x(t) (= -p'_x(t))$ を補整することによって求める。

あとは生命表関数の作成方法により,

$$l_{x+1}(t) = l_x(t) \times (1 - q_x(t))$$

$$L_x(t) = \frac{l_x(t) + l_{x+1}(t)}{2}$$

によって算出する。

ただし, $L_0(t)$ および $\dot{e}_{100}(t)$ については, 別途次のように推計した。

$L_0(t)$ は, 0歳死亡者の平均生存年数 $f_0 = (L_0 - l_1) / d_0$ の1975~95年について修正指数曲線をあてはめ, 1996~2050年の $f_0(t)$ を求める。そして,

$$L_0(t) = l_1(t) + f_0(t) \times d_0(t)$$

によって算出する。

$\dot{e}_{100}(t)$ は, 1960~95年の実績値を基に修正指数曲線をあてはめ,

$$\sum L_{100}(t) = l_{100}(t) \times \dot{e}_{100}(t)$$

$$T_x(t) = \sum L_x(t)$$

$$\dot{e}_x(t) = T_x(t) / l_x(t)$$

によって求める。

(4) 将来の生命表推計結果

推計された将来生命表に基づく男女別平均寿命は、図Ⅲ-14に示した。これによると、平成7年（1995）年に男子76.36年、女子82.84年であった平均寿命は今後一貫して伸長し、平成12（2000）年には男子77.40年、女子84.12年、平成37（2025）年には男子78.80年、女子85.83年、平成62（2050）年には、男子79.43年、女子86.47年に達する。男女差をみると、平成7年（1995）年には6.48年であったが、徐々に拡大し平成12（2000）年に6.71年、平成37（2025）年に7.03年となり、その後7.04年の差で安定する。

このように、男女差が今後拡大していくのは、女子の伸長に対し、男子の伸びがやや鈍化していくためである。

出生から20歳までの生存率をみると、平成7年（1995）年に男子98.9%、女子99.2%であったが、平成62（2050）年には、男子99.2%、女子99.5%となり、65歳までの生存率では平成7年（1995）年に男子83.2%、女子91.6%であったが、平成62（2050）年には、男子86.9%、女子94.8%に達する。

平均寿命伸長に対する年齢別死亡率低下の寄与率をみると、0～14歳の寄与率は低く、今後も減少していくのに対し、中・高年齢の寄与率は高くなり、とくに、40～64歳の中・壮年層の影響が大きくなっていく。

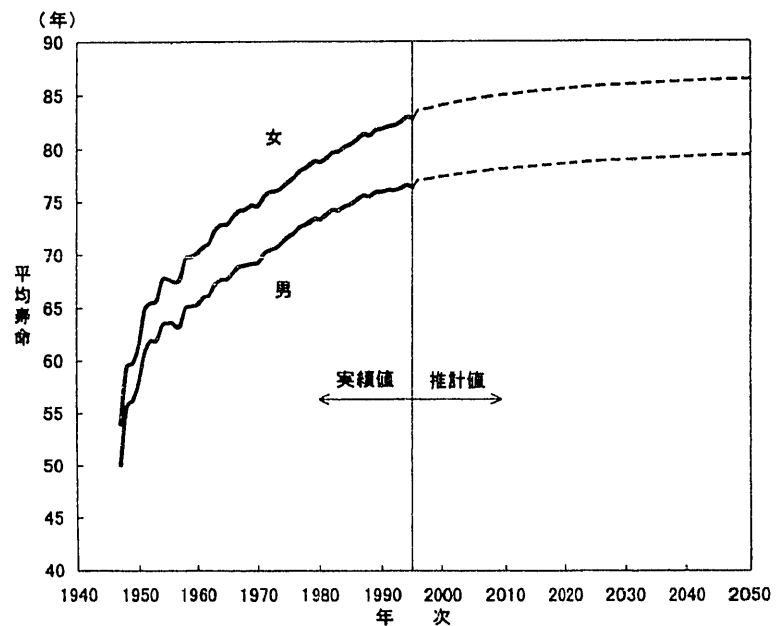
3大死因すなわち「悪性新生物」、「脳血管疾患」、「心疾患」の動向について、65歳以上の標準化死亡率（人口10万対）によってみると、「悪性新生物」は、今後も増加傾向が持続し、平成7年（1995）年に男子1,456、女子707から、平成62（2050）年には、男子1,511、女子734に増加するとみられる。それに対し、「脳血管疾患」と「心疾患」は減少するが、とくに「脳血管疾患」の改善はめざましく平成62（2050）年には現在に比べほぼ半減する。

5. 国際人口移動率の仮定

将来の国際人口移動率については、最近5年間の男女年齢各歳別入国超過率（＝（入国者数－出国者数）／人口）の平均値を求め、これを平成8（1996）年以降一定と仮定した。

近年、わが国経済社会の国際化と経済変動に伴いわが国を巡る国際人口移動は大きく変化している。法務省の出入国管理統計による入国超過数をみると、日本人人口は、一貫して出国超過であるのに対し、外国人人口は概ね入国超過になっている。日本人人口の出入

図Ⅲ-14 平均寿命の推移：実績値および推計値

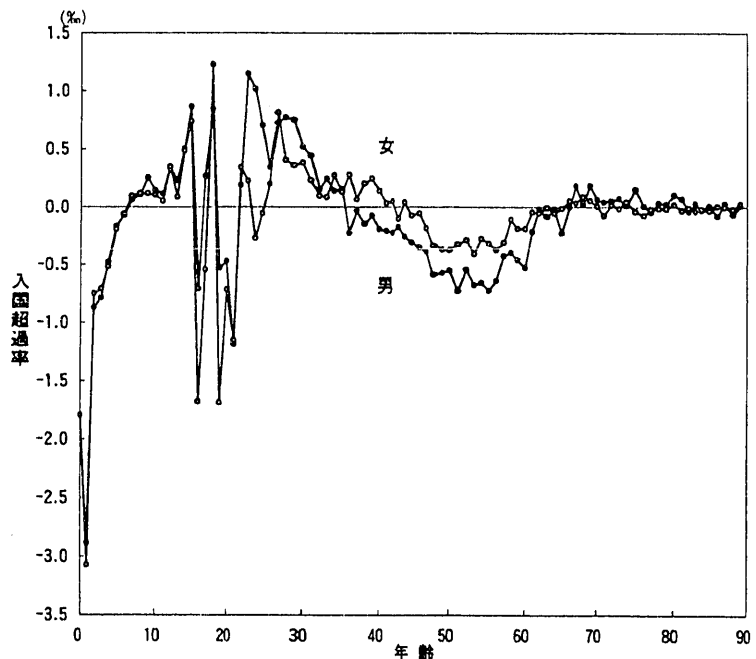


国の動向は、時系列的に一定しておらず特定の傾向がみられない。それに対して、外国人人口の入国超過は、平成3（1991）年の5万7,000人をピークに年々減少してきており平成7（1995）年には僅かとなっている。そのため、近年におけるわが国の出国超過のほとんどは、日本人人口によるものであり、一定の傾向がみられない。

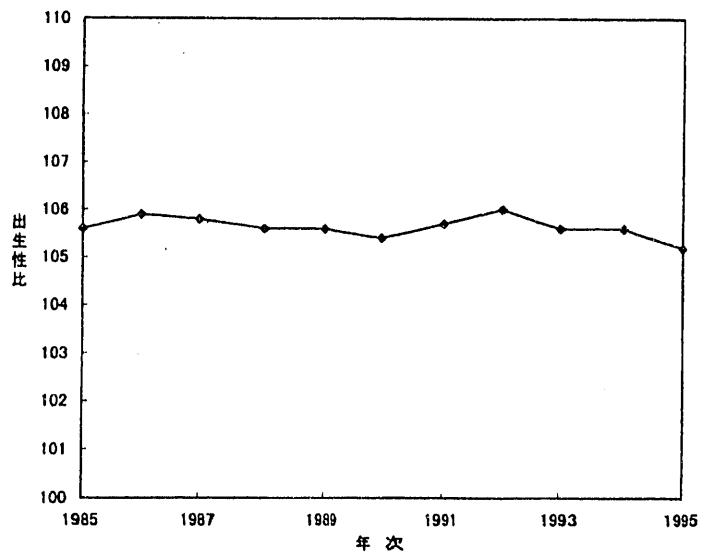
最近の出入国数の差を年齢別にみると、年次によりレベルが異なり、その変化の方向も一定しておらず、その将来を予測することは難しい。さらに、国際人口移動は、政府の外国人に対する政策変化（出入国管理法の改定など）によって左右される。また、国内の経済変動（景気）あるいは国際情勢によっても影響を受け、過去の趨勢だけで予測することは難しい。

したがって本推計では最近の国際人口移動率を将来も一定と仮定することにした。具体的には総務庁統計局「現在推計人口」に掲載された男女年齢別入国超過率の最近5年間（平成2（1990）年10月1日～平成7（1995）年9月30日）の平均値を求め、これを平成8（1996）年以降一定と仮定した（図Ⅲ-15）。

図Ⅲ-15 男女年齢別入国超過率：最近5年間の平均



図Ⅲ-16 出生性比の年次推移



6. 出生性比

将来の出生数を男児と女児に分けるためには出生性比（＝男子出生数／女子出生数×100）を仮定する必要がある。過去の出生性比を観察してみると、出生性比の年次変動は極めて小さい。そこで、本推計では平成3（1991）年～平成7（1995）年の出生性比の平均値（105.6）が平成8（1996）年以降も一定であると仮定した。

7. 参考推計のための仮定値

平成63（2051）年～平成112（2100）年の参考推計については、以下のように仮定を設定した。出生率は、国連の超長期推計等の慣用に従って、中位、高位、低位とも平成62

(2050) 年の水準から平成162 (2150) 年までの100年間で人口置換水準である2.07 (平成62 (2050) 年の死亡水準に基づく人口置換水準) まで漸増するものと仮定した。生残率は、平成62 (2050) 年以後一定とし、出生性比、国際人口移動率は平成 8 (1996) 年の仮定値のまま一定とした。

表1-1 仮定された三種の合計特殊出生率の推移

年次	中位	高位	低位
平成7(1995)	1.42170	1.42170	1.42170
8(1996)	1.42151	1.42151	1.42151
9(1997)	1.39656	1.42620	1.37903
10(1998)	1.38530	1.44524	1.35025
11(1999)	1.38001	1.47012	1.32764
12(2000)	1.37987	1.49919	1.31050
13(2001)	1.38393	1.53074	1.29801
14(2002)	1.39131	1.56327	1.28936
15(2003)	1.40124	1.59545	1.28387
16(2004)	1.41306	1.62632	1.28105
17(2005)	1.42630	1.65537	1.28053
18(2006)	1.44045	1.68212	1.28203
19(2007)	1.45516	1.70628	1.28531
20(2008)	1.47005	1.72782	1.29010
21(2009)	1.48475	1.74684	1.29612
22(2010)	1.49890	1.76345	1.30309
23(2011)	1.51221	1.77781	1.31064
24(2012)	1.52449	1.79017	1.31842
25(2013)	1.53563	1.80071	1.32612
26(2014)	1.54634	1.81015	1.33394
27(2015)	1.55662	1.81862	1.34169
28(2016)	1.56624	1.82606	1.34907
29(2017)	1.57494	1.83243	1.35575
30(2018)	1.58245	1.83765	1.36144
31(2019)	1.58851	1.84170	1.36602
32(2020)	1.59335	1.84480	1.36964
33(2021)	1.59722	1.84717	1.37249
34(2022)	1.60028	1.84897	1.37471
35(2023)	1.60271	1.85032	1.37641
36(2024)	1.60460	1.85133	1.37770
37(2025)	1.60607	1.85208	1.37866
38(2026)	1.60720	1.85263	1.37936
39(2027)	1.60807	1.85303	1.37986
40(2028)	1.60873	1.85331	1.38022
41(2029)	1.60922	1.85352	1.38048
42(2030)	1.60960	1.85367	1.38066
43(2031)	1.60960	1.85367	1.38066
44(2032)	1.60960	1.85367	1.38066
45(2033)	1.60960	1.85367	1.38066
46(2034)	1.60960	1.85367	1.38066
47(2035)	1.60960	1.85367	1.38066
48(2036)	1.60960	1.85367	1.38066
49(2037)	1.60960	1.85367	1.38066
50(2038)	1.60960	1.85367	1.38066
51(2039)	1.60960	1.85367	1.38066
52(2040)	1.60960	1.85367	1.38066
53(2041)	1.60960	1.85367	1.38066
54(2042)	1.60960	1.85367	1.38066
55(2043)	1.60960	1.85367	1.38066
56(2044)	1.60960	1.85367	1.38066
57(2045)	1.60960	1.85367	1.38066
58(2046)	1.60960	1.85367	1.38066
59(2047)	1.60960	1.85367	1.38066
60(2048)	1.60960	1.85367	1.38066
61(2049)	1.60960	1.85367	1.38066
62(2050)	1.60960	1.85367	1.38066

平成7(1995)年は実績値である。

表1-2 仮定された平均寿命(出生時の平均余命)の推移

年次	男	女	男女差
平成7(1995)	76.36	82.84	6.48
8(1996)	77.02	83.59	6.57
9(1997)	77.12	83.73	6.61
10(1998)	77.22	83.87	6.65
11(1999)	77.31	83.99	6.68
12(2000)	77.40	84.12	6.71
13(2001)	77.49	84.23	6.74
14(2002)	77.57	84.34	6.77
15(2003)	77.65	84.45	6.80
16(2004)	77.73	84.54	6.82
17(2005)	77.80	84.64	6.84
18(2006)	77.87	84.73	6.86
19(2007)	77.93	84.81	6.88
20(2008)	78.00	84.90	6.90
21(2009)	78.06	84.97	6.91
22(2010)	78.12	85.05	6.93
23(2011)	78.18	85.12	6.94
24(2012)	78.23	85.18	6.95
25(2013)	78.29	85.25	6.96
26(2014)	78.34	85.31	6.97
27(2015)	78.39	85.37	6.98
28(2016)	78.43	85.42	6.99
29(2017)	78.48	85.48	7.00
30(2018)	78.52	85.53	7.00
31(2019)	78.57	85.58	7.01
32(2020)	78.61	85.62	7.01
33(2021)	78.65	85.67	7.02
34(2022)	78.69	85.71	7.02
35(2023)	78.73	85.75	7.03
36(2024)	78.76	85.79	7.03
37(2025)	78.80	85.83	7.03
38(2026)	78.83	85.87	7.03
39(2027)	78.87	85.90	7.04
40(2028)	78.90	85.94	7.04
41(2029)	78.93	85.97	7.04
42(2030)	78.96	86.00	7.04
43(2031)	78.99	86.03	7.04
44(2032)	79.02	86.06	7.04
45(2033)	79.05	86.09	7.04
46(2034)	79.08	86.12	7.04
47(2035)	79.10	86.15	7.04
48(2036)	79.13	86.17	7.04
49(2037)	79.15	86.20	7.04
50(2038)	79.18	86.22	7.04
51(2039)	79.20	86.24	7.04
52(2040)	79.23	86.27	7.04
53(2041)	79.25	86.29	7.04
54(2042)	79.27	86.31	7.04
55(2043)	79.29	86.33	7.04
56(2044)	79.31	86.35	7.04
57(2045)	79.33	86.37	7.04
58(2046)	79.35	86.39	7.04
59(2047)	79.37	86.41	7.04
60(2048)	79.39	86.43	7.04
61(2049)	79.41	86.45	7.04
62(2050)	79.43	86.47	7.04

平成7(1995)年は実績値である。

表2-1-1 総人口、年齢3区分(0～14歳, 15～64歳, 65歳以上)別人口および年齢構造係数：中位推計

年次	人口(1,000人)				割合(%)		
	総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
平成 7 (1995)	125,570	20,033	87,260	18,277	16.0	69.5	14.6
8 (1996)	125,869	19,707	87,158	19,004	15.7	69.2	15.1
9 (1997)	126,156	19,400	87,014	19,743	15.4	69.0	15.6
10 (1998)	126,420	19,099	86,848	20,473	15.1	68.7	16.2
11 (1999)	126,665	18,821	86,688	21,156	14.9	68.4	16.7
12 (2000)	126,892	18,602	86,419	21,870	14.7	68.1	17.2
13 (2001)	127,100	18,452	86,039	22,609	14.5	67.7	17.8
14 (2002)	127,286	18,335	85,652	23,299	14.4	67.3	18.3
15 (2003)	127,447	18,262	85,281	23,905	14.3	66.9	18.8
16 (2004)	127,581	18,230	84,977	24,373	14.3	66.6	19.1
17 (2005)	127,684	18,235	84,443	25,006	14.3	66.1	19.6
18 (2006)	127,752	18,257	83,747	25,748	14.3	65.6	20.2
19 (2007)	127,782	18,273	83,017	26,492	14.3	65.0	20.7
20 (2008)	127,772	18,303	82,323	27,145	14.3	64.4	21.2
21 (2009)	127,719	18,306	81,603	27,810	14.3	63.9	21.8
22 (2010)	127,623	18,310	81,187	28,126	14.3	63.6	22.0
23 (2011)	127,481	18,277	80,893	28,311	14.3	63.5	22.2
24 (2012)	127,292	18,227	79,834	29,232	14.3	62.7	23.0
25 (2013)	127,056	18,156	78,691	30,209	14.3	61.9	23.8
26 (2014)	126,773	18,060	77,547	31,166	14.2	61.2	24.6
27 (2015)	126,444	17,939	76,622	31,883	14.2	60.6	25.2
28 (2016)	126,068	17,791	75,856	32,421	14.1	60.2	25.7
29 (2017)	125,648	17,620	75,211	32,817	14.0	59.9	26.1
30 (2018)	125,184	17,427	74,670	33,087	13.9	59.6	26.4
31 (2019)	124,679	17,217	74,236	33,226	13.8	59.5	26.6
32 (2020)	124,133	16,993	73,805	33,335	13.7	59.5	26.9
33 (2021)	123,551	16,760	73,426	33,365	13.6	59.4	27.0
34 (2022)	122,934	16,522	73,115	33,297	13.4	59.5	27.1
35 (2023)	122,287	16,284	72,762	33,242	13.3	59.5	27.2
36 (2024)	121,612	16,049	72,362	33,202	13.2	59.5	27.3
37 (2025)	120,913	15,821	71,976	33,116	13.1	59.5	27.4
38 (2026)	120,193	15,604	71,590	32,999	13.0	59.6	27.5
39 (2027)	119,454	15,400	71,169	32,886	12.9	59.6	27.5
40 (2028)	118,699	15,210	70,686	32,803	12.8	59.6	27.6
41 (2029)	117,930	15,038	70,152	32,740	12.8	59.5	27.8
42 (2030)	117,149	14,882	69,500	32,768	12.7	59.3	28.0
43 (2031)	116,357	14,743	69,134	32,480	12.7	59.4	27.9
44 (2032)	115,557	14,622	68,393	32,542	12.7	59.2	28.2
45 (2033)	114,748	14,516	67,635	32,597	12.7	58.9	28.4
46 (2034)	113,934	14,425	66,829	32,680	12.7	58.7	28.7
47 (2035)	113,114	14,347	65,981	32,787	12.7	58.3	29.0
48 (2036)	112,290	14,280	65,068	32,942	12.7	57.9	29.3
49 (2037)	111,462	14,221	64,102	33,139	12.8	57.5	29.7
50 (2038)	110,632	14,166	63,086	33,379	12.8	57.0	30.2
51 (2039)	109,800	14,115	62,090	33,595	12.9	56.5	30.6
52 (2040)	108,964	14,062	61,176	33,726	12.9	56.1	31.0
53 (2041)	108,125	14,006	60,323	33,796	13.0	55.8	31.3
54 (2042)	107,285	13,945	59,557	33,782	13.0	55.5	31.5
55 (2043)	106,443	13,876	58,834	33,733	13.0	55.3	31.7
56 (2044)	105,601	13,799	58,171	33,631	13.1	55.1	31.8
57 (2045)	104,758	13,712	57,549	33,497	13.1	54.9	32.0
58 (2046)	103,915	13,616	56,990	33,310	13.1	54.8	32.1
59 (2047)	103,065	13,510	56,447	33,109	13.1	54.8	32.1
60 (2048)	102,211	13,394	55,908	32,909	13.1	54.7	32.2
61 (2049)	101,354	13,270	55,383	32,701	13.1	54.6	32.3
62 (2050)	100,496	13,139	54,904	32,454	13.1	54.6	32.3

各年10月1日現在人口。年齢「不詳人口」を按分補正した人口。平成7(1995)年は、総務庁統計局『国勢調査報告』による。

表2-1-2 人口の平均年齢、中位数年齢および年齢構造指数：中位推計

年次	平均年齢 (歳)	中位数 年齢 (歳)	生産年齢人口を15～64歳とした場合				生産年齢人口を20～69歳とした場合			
			従属人口指数(%)			老年化 指数(%)	従属人口指数(%)			老年化 指数(%)
			総数	年少人口	老年人口		総数	年少人口	老年人口	
平成 7 (1995)	39.6	39.7	43.9	23.0	20.9	91.2	47.6	33.6	14.0	41.5
8 (1996)	39.9	40.0	44.4	22.6	21.8	96.4	47.3	32.7	14.6	44.5
9 (1997)	40.3	40.4	45.0	22.3	22.7	101.8	47.1	32.0	15.2	47.5
10 (1998)	40.7	40.7	45.6	22.0	23.6	107.2	47.1	31.3	15.8	50.6
11 (1999)	41.0	41.0	46.1	21.7	24.4	112.4	47.3	30.8	16.5	53.6
12 (2000)	41.3	41.3	46.8	21.5	25.3	117.6	47.5	30.3	17.2	56.7
13 (2001)	41.6	41.6	47.7	21.4	26.3	122.5	47.9	30.0	17.9	59.7
14 (2002)	42.0	41.9	48.6	21.4	27.2	127.1	48.4	29.7	18.6	62.7
15 (2003)	42.3	42.1	49.4	21.4	28.0	130.9	48.8	29.5	19.4	65.7
16 (2004)	42.5	42.4	50.1	21.5	28.7	133.7	49.3	29.2	20.0	68.6
17 (2005)	42.8	42.6	51.2	21.6	29.6	137.1	49.9	29.1	20.8	71.4
18 (2006)	43.1	42.9	52.5	21.8	30.7	141.0	50.6	29.0	21.6	74.3
19 (2007)	43.4	43.2	53.9	22.0	31.9	145.0	51.3	29.0	22.3	76.9
20 (2008)	43.6	43.5	55.2	22.2	33.0	148.3	52.0	29.0	23.0	79.1
21 (2009)	43.9	43.7	56.5	22.4	34.1	151.9	52.5	29.1	23.4	80.6
22 (2010)	44.1	43.9	57.2	22.6	34.6	153.6	53.3	29.2	24.2	82.8
23 (2011)	44.4	44.2	57.6	22.6	35.0	154.9	54.5	29.4	25.1	85.3
24 (2012)	44.6	44.5	59.4	22.8	36.6	160.4	55.6	29.6	26.0	87.9
25 (2013)	44.8	44.9	61.5	23.1	38.4	166.4	56.6	29.8	26.8	90.1
26 (2014)	45.0	45.2	63.5	23.3	40.2	172.6	57.6	29.9	27.7	92.5
27 (2015)	45.3	45.5	65.0	23.4	41.6	177.7	58.1	30.0	28.1	93.6
28 (2016)	45.5	45.8	66.2	23.5	42.7	182.2	58.2	30.0	28.2	94.3
29 (2017)	45.7	46.2	67.1	23.4	43.6	186.2	59.7	30.2	29.6	98.0
30 (2018)	45.9	46.6	67.6	23.3	44.3	189.9	61.4	30.4	31.0	102.1
31 (2019)	46.1	46.9	67.9	23.2	44.8	193.0	63.1	30.6	32.5	106.3
32 (2020)	46.3	47.3	68.2	23.0	45.2	196.2	64.3	30.7	33.6	109.7
33 (2021)	46.4	47.7	68.3	22.8	45.4	199.1	65.2	30.7	34.5	112.5
34 (2022)	46.6	48.0	68.1	22.6	45.5	201.5	65.7	30.6	35.1	114.9
35 (2023)	46.8	48.3	68.1	22.4	45.7	204.1	66.1	30.5	35.6	116.9
36 (2024)	47.0	48.7	68.1	22.2	45.9	206.9	66.1	30.3	35.8	118.4
37 (2025)	47.1	49.0	68.0	22.0	46.0	209.3	66.1	30.1	36.1	120.0
38 (2026)	47.3	49.2	67.9	21.8	46.1	211.5	66.0	29.8	36.2	121.2
39 (2027)	47.4	49.4	67.8	21.6	46.2	213.5	65.7	29.6	36.1	122.0
40 (2028)	47.5	49.6	67.9	21.5	46.4	215.7	65.5	29.4	36.1	122.9
41 (2029)	47.6	49.8	68.1	21.4	46.7	217.7	65.3	29.2	36.1	123.9
42 (2030)	47.7	50.0	68.6	21.4	47.1	220.2	65.1	29.0	36.1	124.6
43 (2031)	47.8	50.1	68.3	21.3	47.0	220.3	64.9	28.8	36.1	125.2
44 (2032)	47.9	50.2	69.0	21.4	47.6	222.6	64.7	28.7	36.1	125.7
45 (2033)	48.0	50.3	69.7	21.5	48.2	224.6	64.7	28.6	36.1	126.3
46 (2034)	48.1	50.4	70.5	21.6	48.9	226.6	64.8	28.6	36.2	126.9
47 (2035)	48.1	50.5	71.4	21.7	49.7	228.5	65.2	28.6	36.6	127.9
48 (2036)	48.2	50.6	72.6	21.9	50.6	230.7	64.9	28.5	36.3	127.4
49 (2037)	48.2	50.6	73.9	22.2	51.7	233.0	65.4	28.6	36.8	128.5
50 (2038)	48.3	50.6	75.4	22.5	52.9	235.6	66.0	28.8	37.3	129.5
51 (2039)	48.3	50.5	76.8	22.7	54.1	238.0	66.8	28.9	37.8	130.7
52 (2040)	48.3	50.5	78.1	23.0	55.1	239.8	67.6	29.2	38.5	132.0
53 (2041)	48.4	50.4	79.2	23.2	56.0	241.3	68.7	29.4	39.3	133.5
54 (2042)	48.4	50.3	80.1	23.4	56.7	242.3	69.8	29.7	40.2	135.2
55 (2043)	48.4	50.2	80.9	23.6	57.3	243.1	71.2	30.0	41.2	137.2
56 (2044)	48.5	50.1	81.5	23.7	57.8	243.7	72.5	30.3	42.2	139.2
57 (2045)	48.5	50.0	82.0	23.8	58.2	244.3	73.7	30.6	43.1	140.7
58 (2046)	48.5	50.0	82.3	23.9	58.4	244.6	74.7	30.8	43.8	142.1
59 (2047)	48.5	49.9	82.6	23.9	58.7	245.1	75.4	31.0	44.4	143.0
60 (2048)	48.6	49.9	82.8	24.0	58.9	245.7	76.1	31.2	44.9	143.9
61 (2049)	48.6	49.9	83.0	24.0	59.0	246.4	76.6	31.3	45.3	144.5
62 (2050)	48.6	49.9	83.0	23.9	59.1	247.0	77.0	31.4	45.6	145.0

表2-1-3 出生、死亡および自然増加の実数ならびに率：中位推計

年次	実数(1,000人)			率(人口1,000対)		
	出生	死亡	自然増加	出生	死亡	自然増加
平成 8 (1996)	1,220	911	309	9.7	7.2	2.4
9 (1997)	1,221	927	294	9.7	7.3	2.3
10 (1998)	1,225	952	273	9.7	7.5	2.2
11 (1999)	1,231	978	253	9.7	7.7	2.0
12 (2000)	1,239	1,004	235	9.7	7.9	1.8
13 (2001)	1,246	1,031	215	9.8	8.1	1.7
14 (2002)	1,251	1,059	193	9.8	8.3	1.5
15 (2003)	1,254	1,087	168	9.8	8.5	1.3
16 (2004)	1,254	1,115	139	9.8	8.7	1.1
17 (2005)	1,251	1,144	107	9.8	9.0	0.8
18 (2006)	1,245	1,173	71	9.7	9.2	0.6
19 (2007)	1,236	1,203	33	9.7	9.4	0.3
20 (2008)	1,225	1,233	-8	9.6	9.7	-0.1
21 (2009)	1,212	1,263	-51	9.5	9.9	-0.4
22 (2010)	1,198	1,293	-95	9.4	10.1	-0.7
23 (2011)	1,182	1,323	-141	9.3	10.4	-1.1
24 (2012)	1,164	1,353	-188	9.2	10.6	-1.5
25 (2013)	1,146	1,382	-235	9.0	10.9	-1.9
26 (2014)	1,128	1,410	-282	8.9	11.2	-2.2
27 (2015)	1,109	1,438	-329	8.8	11.4	-2.6
28 (2016)	1,090	1,465	-374	8.7	11.7	-3.0
29 (2017)	1,072	1,491	-418	8.6	11.9	-3.3
30 (2018)	1,054	1,516	-461	8.5	12.2	-3.7
31 (2019)	1,038	1,540	-502	8.4	12.4	-4.0
32 (2020)	1,022	1,563	-542	8.3	12.7	-4.4
33 (2021)	1,008	1,585	-578	8.2	12.9	-4.7
34 (2022)	995	1,606	-611	8.1	13.1	-5.0
35 (2023)	985	1,626	-641	8.1	13.4	-5.3
36 (2024)	977	1,644	-667	8.1	13.6	-5.5
37 (2025)	970	1,661	-691	8.1	13.8	-5.7
38 (2026)	965	1,677	-712	8.1	14.0	-6.0
39 (2027)	961	1,691	-730	8.1	14.2	-6.1
40 (2028)	959	1,704	-745	8.1	14.5	-6.3
41 (2029)	957	1,716	-759	8.2	14.7	-6.5
42 (2030)	956	1,727	-771	8.2	14.8	-6.6
43 (2031)	954	1,736	-782	8.3	15.0	-6.8
44 (2032)	953	1,743	-791	8.3	15.2	-6.9
45 (2033)	951	1,749	-798	8.3	15.4	-7.0
46 (2034)	949	1,753	-804	8.4	15.5	-7.1
47 (2035)	946	1,755	-810	8.4	15.6	-7.2
48 (2036)	942	1,756	-814	8.4	15.8	-7.3
49 (2037)	937	1,754	-818	8.5	15.9	-7.4
50 (2038)	931	1,751	-820	8.5	15.9	-7.5
51 (2039)	924	1,747	-823	8.5	16.0	-7.6
52 (2040)	916	1,742	-826	8.5	16.1	-7.6
53 (2041)	907	1,737	-829	8.5	16.2	-7.7
54 (2042)	898	1,729	-831	8.4	16.2	-7.8
55 (2043)	887	1,720	-832	8.4	16.3	-7.9
56 (2044)	877	1,710	-833	8.4	16.3	-8.0
57 (2045)	866	1,699	-833	8.3	16.3	-8.0
58 (2046)	854	1,690	-835	8.3	16.4	-8.1
59 (2047)	843	1,685	-842	8.3	16.5	-8.2
60 (2048)	832	1,678	-846	8.2	16.6	-8.3
61 (2049)	822	1,670	-848	8.2	16.6	-8.4
62 (2050)	812	1,661	-849	8.1	16.7	-8.5

日本における外国人を含む。

表2-2-1 総人口、年齢3区分(0～14歳, 15～64歳, 65歳以上)別人口および年齢構造係数：高位推計

年次	人口(1,000人)				割合(%)		
	総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
平成 7 (1995)	125,570	20,033	87,260	18,277	16.0	69.5	14.6
8 (1996)	125,869	19,707	87,158	19,004	15.7	69.2	15.1
9 (1997)	126,178	19,422	87,014	19,743	15.4	69.0	15.6
10 (1998)	126,492	19,171	86,848	20,473	15.2	68.7	16.2
11 (1999)	126,813	18,969	86,688	21,156	15.0	68.4	16.7
12 (2000)	127,140	18,850	86,419	21,870	14.8	68.0	17.2
13 (2001)	127,469	18,821	86,039	22,609	14.8	67.5	17.7
14 (2002)	127,796	18,845	85,652	23,299	14.7	67.0	18.2
15 (2003)	128,113	18,927	85,281	23,905	14.8	66.6	18.7
16 (2004)	128,413	19,062	84,977	24,373	14.8	66.2	19.0
17 (2005)	128,690	19,242	84,443	25,006	15.0	65.6	19.4
18 (2006)	128,938	19,443	83,747	25,748	15.1	65.0	20.0
19 (2007)	129,150	19,641	83,017	26,492	15.2	64.3	20.5
20 (2008)	129,322	19,854	82,323	27,145	15.4	63.7	21.0
21 (2009)	129,450	20,037	81,603	27,810	15.5	63.0	21.5
22 (2010)	129,531	20,219	81,187	28,126	15.6	62.7	21.7
23 (2011)	129,563	20,359	80,893	28,311	15.7	62.4	21.9
24 (2012)	129,544	20,456	79,856	29,232	15.8	61.6	22.6
25 (2013)	129,473	20,501	78,762	30,209	15.8	60.8	23.3
26 (2014)	129,349	20,490	77,694	31,166	15.8	60.1	24.1
27 (2015)	129,175	20,424	76,868	31,883	15.8	59.5	24.7
28 (2016)	128,952	20,307	76,224	32,421	15.7	59.1	25.1
29 (2017)	128,680	20,144	75,719	32,817	15.7	58.8	25.5
30 (2018)	128,364	19,944	75,333	33,087	15.5	58.7	25.8
31 (2019)	128,005	19,714	75,065	33,226	15.4	58.6	26.0
32 (2020)	127,608	19,464	74,809	33,335	15.3	58.6	26.1
33 (2021)	127,176	19,202	74,609	33,365	15.1	58.7	26.2
34 (2022)	126,715	18,938	74,479	33,297	14.9	58.8	26.3
35 (2023)	126,229	18,680	74,307	33,242	14.8	58.9	26.3
36 (2024)	125,723	18,434	74,087	33,202	14.7	58.9	26.4
37 (2025)	125,201	18,207	73,878	33,116	14.5	59.0	26.5
38 (2026)	124,667	18,003	73,666	32,999	14.4	59.1	26.5
39 (2027)	124,126	17,827	73,413	32,886	14.4	59.1	26.5
40 (2028)	123,578	17,681	73,094	32,803	14.3	59.1	26.5
41 (2029)	123,027	17,566	72,720	32,740	14.3	59.1	26.6
42 (2030)	122,473	17,483	72,223	32,768	14.3	59.0	26.8
43 (2031)	121,918	17,429	72,008	32,480	14.3	59.1	26.6
44 (2032)	121,362	17,403	71,416	32,542	14.3	58.8	26.8
45 (2033)	120,805	17,402	70,805	32,597	14.4	58.6	27.0
46 (2034)	120,248	17,422	70,145	32,680	14.5	58.3	27.2
47 (2035)	119,689	17,458	69,445	32,787	14.6	58.0	27.4
48 (2036)	119,129	17,504	68,683	32,942	14.7	57.7	27.7
49 (2037)	118,568	17,556	67,872	33,139	14.8	57.2	27.9
50 (2038)	118,004	17,608	67,018	33,379	14.9	56.8	28.3
51 (2039)	117,438	17,654	66,190	33,595	15.0	56.4	28.6
52 (2040)	116,868	17,690	65,452	33,726	15.1	56.0	28.9
53 (2041)	116,293	17,711	64,786	33,796	15.2	55.7	29.1
54 (2042)	115,713	17,715	64,216	33,782	15.3	55.5	29.2
55 (2043)	115,131	17,700	63,698	33,733	15.4	55.3	29.3
56 (2044)	114,546	17,663	63,252	33,631	15.4	55.2	29.4
57 (2045)	113,959	17,606	62,855	33,497	15.4	55.2	29.4
58 (2046)	113,369	17,529	62,531	33,310	15.5	55.2	29.4
59 (2047)	112,772	17,433	62,230	33,109	15.5	55.2	29.4
60 (2048)	112,170	17,321	61,940	32,909	15.4	55.2	29.3
61 (2049)	111,566	17,195	61,670	32,701	15.4	55.3	29.3
62 (2050)	110,962	17,060	61,448	32,454	15.4	55.4	29.2

各年10月1日現在人口。年齢「不詳人口」を按分補正した人口。平成7(1995)年は、総務庁統計局『国勢調査報告』による。

表2-2-2 人口の平均年齢、中位数年齢および年齢構造指数：高位推計

年次	平均年齢 (歳)	中位数 年齢 (歳)	生産年齢人口を15～64歳とした場合				生産年齢人口を20～69歳とした場合			
			従属人口指数 (%)			老年化 指数 (%)	従属人口指数 (%)			老年化 指数 (%)
			総数	年少人口	老年人口		総数	年少人口	老年人口	
平成 7 (1995)	39.6	39.7	43.9	23.0	20.9	91.2	47.6	33.6	14.0	41.5
8 (1996)	39.9	40.0	44.4	22.6	21.8	96.4	47.3	32.7	14.6	44.5
9 (1997)	40.3	40.4	45.0	22.3	22.7	101.7	47.2	32.0	15.2	47.5
10 (1998)	40.6	40.6	45.6	22.1	23.6	106.8	47.2	31.4	15.8	50.5
11 (1999)	40.9	40.9	46.3	21.9	24.4	111.5	47.4	30.9	16.5	53.4
12 (2000)	41.2	41.2	47.1	21.8	25.3	116.0	47.8	30.6	17.2	56.1
13 (2001)	41.5	41.5	48.2	21.9	26.3	120.1	48.3	30.4	17.9	58.8
14 (2002)	41.8	41.7	49.2	22.0	27.2	123.6	49.0	30.3	18.6	61.5
15 (2003)	42.0	41.9	50.2	22.2	28.0	126.3	49.6	30.2	19.4	64.0
16 (2004)	42.3	42.1	51.1	22.4	28.7	127.9	50.2	30.2	20.0	66.4
17 (2005)	42.5	42.3	52.4	22.8	29.6	130.0	51.0	30.3	20.8	68.7
18 (2006)	42.7	42.5	54.0	23.2	30.7	132.4	52.0	30.4	21.6	70.9
19 (2007)	42.9	42.8	55.6	23.7	31.9	134.9	52.9	30.6	22.3	72.8
20 (2008)	43.2	43.0	57.1	24.1	33.0	136.7	53.8	30.9	23.0	74.3
21 (2009)	43.4	43.1	58.6	24.6	34.1	138.8	54.6	31.1	23.4	75.3
22 (2010)	43.5	43.4	59.5	24.9	34.6	139.1	55.6	31.5	24.2	76.7
23 (2011)	43.7	43.6	60.2	25.2	35.0	139.1	57.0	31.9	25.1	78.6
24 (2012)	43.9	43.9	62.2	25.6	36.6	142.9	58.3	32.3	26.0	80.4
25 (2013)	44.1	44.2	64.4	26.0	38.4	147.4	59.6	32.7	26.8	81.9
26 (2014)	44.3	44.5	66.5	26.4	40.1	152.1	60.8	33.1	27.7	83.6
27 (2015)	44.5	44.8	68.0	26.6	41.5	156.1	61.5	33.4	28.1	84.0
28 (2016)	44.6	45.1	69.2	26.6	42.5	159.7	61.8	33.6	28.2	84.1
29 (2017)	44.8	45.4	69.9	26.6	43.3	162.9	63.5	34.0	29.6	87.0
30 (2018)	45.0	45.8	70.4	26.5	43.9	165.9	65.4	34.4	31.0	90.2
31 (2019)	45.1	46.1	70.5	26.3	44.3	168.5	67.1	34.7	32.4	93.6
32 (2020)	45.3	46.4	70.6	26.0	44.6	171.3	68.4	34.8	33.5	96.3
33 (2021)	45.4	46.7	70.5	25.7	44.7	173.8	69.2	34.9	34.3	98.5
34 (2022)	45.6	47.0	70.1	25.4	44.7	175.8	69.7	34.8	34.9	100.4
35 (2023)	45.7	47.3	69.9	25.1	44.7	178.0	69.9	34.6	35.3	102.0
36 (2024)	45.8	47.5	69.7	24.9	44.8	180.1	69.8	34.4	35.4	103.2
37 (2025)	46.0	47.7	69.5	24.6	44.8	181.9	69.7	34.1	35.6	104.3
38 (2026)	46.1	47.9	69.2	24.4	44.8	183.3	69.4	33.8	35.6	105.2
39 (2027)	46.1	48.0	69.1	24.3	44.8	184.5	69.0	33.5	35.4	105.6
40 (2028)	46.2	48.1	69.1	24.2	44.9	185.5	68.6	33.3	35.3	106.1
41 (2029)	46.3	48.2	69.2	24.2	45.0	186.4	68.4	33.1	35.3	106.6
42 (2030)	46.3	48.2	69.6	24.2	45.4	187.4	68.1	32.9	35.2	106.8
43 (2031)	46.4	48.2	69.3	24.2	45.1	186.4	67.8	32.8	35.0	106.8
44 (2032)	46.4	48.3	69.9	24.4	45.6	187.0	67.7	32.7	34.9	106.8
45 (2033)	46.4	48.2	70.6	24.6	46.0	187.3	67.6	32.7	34.9	106.7
46 (2034)	46.4	48.2	71.4	24.8	46.6	187.6	67.7	32.8	35.0	106.7
47 (2035)	46.4	48.1	72.4	25.1	47.2	187.8	68.1	32.9	35.2	106.9
48 (2036)	46.4	48.0	73.4	25.5	48.0	188.2	67.8	33.0	34.9	105.8
49 (2037)	46.4	47.8	74.7	25.9	48.8	188.8	68.4	33.2	35.2	106.0
50 (2038)	46.4	47.6	76.1	26.3	49.8	189.6	69.1	33.5	35.6	106.2
51 (2039)	46.3	47.4	77.4	26.7	50.8	190.3	69.8	33.8	36.0	106.5
52 (2040)	46.3	47.1	78.6	27.0	51.5	190.7	70.7	34.2	36.5	106.9
53 (2041)	46.3	46.9	79.5	27.3	52.2	190.8	71.7	34.6	37.2	107.5
54 (2042)	46.3	46.7	80.2	27.6	52.6	190.7	72.9	35.0	37.9	108.3
55 (2043)	46.3	46.5	80.7	27.8	53.0	190.6	74.2	35.4	38.7	109.3
56 (2044)	46.2	46.4	81.1	27.9	53.2	190.4	75.4	35.8	39.6	110.3
57 (2045)	46.2	46.3	81.3	28.0	53.3	190.3	76.4	36.2	40.2	111.1
58 (2046)	46.2	46.2	81.3	28.0	53.3	190.0	77.3	36.5	40.8	111.7
59 (2047)	46.2	46.2	81.2	28.0	53.2	189.9	77.9	36.7	41.1	112.0
60 (2048)	46.2	46.2	81.1	28.0	53.1	190.0	78.3	36.9	41.4	112.2
61 (2049)	46.2	46.2	80.9	27.9	53.0	190.2	78.6	37.0	41.6	112.3
62 (2050)	46.2	46.2	80.6	27.8	52.8	190.2	78.7	37.1	41.7	112.4

表2-2-3 出生、死亡および自然増加の実数ならびに率：高位推計

年次	実数(1,000人)			率(人口1,000対)		
	出生	死亡	自然増加	出生	死亡	自然増加
平成 8 (1996)	1,226	911	315	9.7	7.2	2.5
9 (1997)	1,250	927	323	9.9	7.3	2.6
10 (1998)	1,281	952	329	10.1	7.5	2.6
11 (1999)	1,314	978	336	10.3	7.7	2.6
12 (2000)	1,346	1,005	341	10.6	7.9	2.7
13 (2001)	1,374	1,032	342	10.8	8.1	2.7
14 (2002)	1,397	1,059	338	10.9	8.3	2.6
15 (2003)	1,414	1,087	327	11.0	8.5	2.5
16 (2004)	1,425	1,116	309	11.1	8.7	2.4
17 (2005)	1,429	1,145	284	11.1	8.9	2.2
18 (2006)	1,427	1,174	253	11.1	9.1	2.0
19 (2007)	1,420	1,204	216	11.0	9.3	1.7
20 (2008)	1,409	1,234	175	10.9	9.5	1.4
21 (2009)	1,394	1,264	130	10.8	9.8	1.0
22 (2010)	1,376	1,294	82	10.6	10.0	0.6
23 (2011)	1,356	1,324	32	10.5	10.2	0.3
24 (2012)	1,335	1,354	-19	10.3	10.5	-0.1
25 (2013)	1,312	1,383	-71	10.1	10.7	-0.5
26 (2014)	1,288	1,411	-123	10.0	10.9	-0.9
27 (2015)	1,266	1,439	-173	9.8	11.2	-1.3
28 (2016)	1,243	1,466	-222	9.7	11.4	-1.7
29 (2017)	1,223	1,492	-269	9.5	11.6	-2.1
30 (2018)	1,203	1,517	-313	9.4	11.8	-2.4
31 (2019)	1,187	1,541	-354	9.3	12.1	-2.8
32 (2020)	1,173	1,565	-392	9.2	12.3	-3.1
33 (2021)	1,162	1,587	-425	9.2	12.5	-3.4
34 (2022)	1,154	1,607	-453	9.1	12.7	-3.6
35 (2023)	1,150	1,627	-477	9.2	12.9	-3.8
36 (2024)	1,150	1,645	-495	9.2	13.1	-4.0
37 (2025)	1,152	1,622	-510	9.2	13.3	-4.1
38 (2026)	1,157	1,678	-521	9.3	13.5	-4.2
39 (2027)	1,164	1,693	-529	9.4	13.7	-4.3
40 (2028)	1,172	1,706	-535	9.5	13.9	-4.3
41 (2029)	1,180	1,718	-538	9.6	14.0	-4.4
42 (2030)	1,188	1,729	-540	9.7	14.2	-4.4
43 (2031)	1,196	1,738	-542	9.9	14.3	-4.5
44 (2032)	1,203	1,746	-543	10.0	14.5	-4.5
45 (2033)	1,207	1,751	-544	10.0	14.6	-4.5
46 (2034)	1,210	1,756	-545	10.1	14.7	-4.6
47 (2035)	1,211	1,758	-547	10.2	14.8	-4.6
48 (2036)	1,210	1,759	-548	10.2	14.8	-4.6
49 (2037)	1,207	1,757	-550	10.2	14.9	-4.7
50 (2038)	1,201	1,754	-553	10.2	14.9	-4.7
51 (2039)	1,194	1,750	-556	10.2	15.0	-4.8
52 (2040)	1,185	1,745	-561	10.2	15.0	-4.8
53 (2041)	1,174	1,740	-565	10.1	15.0	-4.9
54 (2042)	1,163	1,732	-569	10.1	15.0	-4.9
55 (2043)	1,151	1,723	-572	10.0	15.0	-5.0
56 (2044)	1,138	1,714	-575	10.0	15.0	-5.0
57 (2045)	1,125	1,703	-577	9.9	15.0	-5.1
58 (2046)	1,113	1,694	-581	9.9	15.0	-5.2
59 (2047)	1,102	1,689	-588	9.8	15.1	-5.2
60 (2048)	1,091	1,683	-592	9.8	15.1	-5.3
61 (2049)	1,081	1,675	-593	9.7	15.1	-5.3
62 (2050)	1,073	1,666	-593	9.7	15.1	-5.4

日本における外国人を含む。

表 2 - 3 - 1 総人口、年齢 3 区分(0～14歳、15～64歳、65歳以上)別人口および年齢構造係数：低位推計

年 次	人 口 (1,000人)				割 合 (%)		
	総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
平成 7 (1995)	125,570	20,033	87,260	18,277	16.0	69.5	14.6
8 (1996)	125,869	19,707	87,158	19,004	15.7	69.2	15.1
9 (1997)	126,143	19,387	87,014	19,743	15.4	69.0	15.7
10 (1998)	126,378	19,057	86,848	20,473	15.1	68.7	16.2
11 (1999)	126,577	18,733	86,688	21,156	14.8	68.5	16.7
12 (2000)	126,742	18,453	86,419	21,870	14.6	68.2	17.3
13 (2001)	126,873	18,225	86,039	22,609	14.4	67.8	17.8
14 (2002)	126,969	18,019	85,652	23,299	14.2	67.5	18.3
15 (2003)	127,029	17,843	85,281	23,905	14.0	67.1	18.8
16 (2004)	127,050	17,699	84,977	24,373	13.9	66.9	19.2
17 (2005)	127,031	17,582	84,443	25,006	13.8	66.5	19.7
18 (2006)	126,970	17,475	83,747	25,748	13.8	66.0	20.3
19 (2007)	126,865	17,356	83,017	26,492	13.7	65.4	20.9
20 (2008)	126,716	17,247	82,323	27,145	13.6	65.0	21.4
21 (2009)	126,521	17,108	81,603	27,810	13.5	64.5	22.0
22 (2010)	126,281	16,968	81,187	28,126	13.4	64.3	22.3
23 (2011)	125,994	16,790	80,893	28,311	13.3	64.2	22.5
24 (2012)	125,660	16,607	79,821	29,232	13.2	63.5	23.3
25 (2013)	125,280	16,422	78,649	30,209	13.1	62.8	24.1
26 (2014)	124,855	16,229	77,459	31,166	13.0	62.0	25.0
27 (2015)	124,384	16,028	76,473	31,883	12.9	61.5	25.6
28 (2016)	123,869	15,818	75,631	32,421	12.8	61.1	26.2
29 (2017)	123,311	15,599	74,896	32,817	12.6	60.7	26.6
30 (2018)	122,712	15,372	74,253	33,087	12.5	60.5	27.0
31 (2019)	122,071	15,139	73,706	33,226	12.4	60.4	27.2
32 (2020)	121,391	14,902	73,154	33,335	12.3	60.3	27.5
33 (2021)	120,675	14,663	72,647	33,365	12.2	60.2	27.6
34 (2022)	119,923	14,424	72,201	33,297	12.0	60.2	27.8
35 (2023)	119,139	14,188	71,709	33,242	11.9	60.2	27.9
36 (2024)	118,325	13,956	71,167	33,202	11.8	60.1	28.1
37 (2025)	117,484	13,730	70,638	33,116	11.7	60.1	28.2
38 (2026)	116,618	13,511	70,107	32,999	11.6	60.1	28.3
39 (2027)	115,728	13,301	69,542	32,886	11.5	60.1	28.4
40 (2028)	114,817	13,099	68,915	32,803	11.4	60.0	28.6
41 (2029)	113,887	12,907	68,239	32,740	11.3	59.9	28.7
42 (2030)	112,938	12,725	67,446	32,768	11.3	59.7	29.0
43 (2031)	111,974	12,552	66,942	32,480	11.2	59.8	29.0
44 (2032)	110,994	12,388	66,064	32,542	11.2	59.5	29.3
45 (2033)	110,002	12,234	65,170	32,597	11.1	59.2	29.6
46 (2034)	108,998	12,089	64,229	32,680	11.1	58.9	30.0
47 (2035)	107,985	11,951	63,247	32,787	11.1	58.6	30.4
48 (2036)	106,962	11,820	62,200	32,942	11.1	58.2	30.8
49 (2037)	105,934	11,695	61,099	33,139	11.0	57.7	31.3
50 (2038)	104,900	11,574	59,947	33,379	11.0	57.1	31.8
51 (2039)	103,862	11,455	58,813	33,595	11.0	56.6	32.3
52 (2040)	102,820	11,337	57,757	33,726	11.0	56.2	32.8
53 (2041)	101,773	11,219	56,758	33,796	11.0	55.8	33.2
54 (2042)	100,725	11,101	55,842	33,782	11.0	55.4	33.5
55 (2043)	99,676	10,980	54,963	33,733	11.0	55.1	33.8
56 (2044)	98,627	10,857	54,140	33,631	11.0	54.9	34.1
57 (2045)	97,579	10,731	53,351	33,497	11.0	54.7	34.3
58 (2046)	96,532	10,602	52,620	33,310	11.0	54.5	34.5
59 (2047)	95,479	10,470	51,900	33,109	11.0	54.4	34.7
60 (2048)	94,423	10,335	51,179	32,909	10.9	54.2	34.9
61 (2049)	93,366	10,198	50,467	32,701	10.9	54.1	35.0
62 (2050)	92,309	10,059	49,796	32,454	10.9	53.9	35.2

各年10月1日現在人口。年齢「不詳人口」を按分補正した人口。平成7(1995)年は、総務庁統計局『国勢調査報告』による。

表2-3-2 人口の平均年齢、中位数年齢および年齢構造指数：低位推計

年次	平均年齢 (歳)	中位数 年齢 (歳)	生産年齢人口を15～64歳とした場合				生産年齢人口を20～69歳とした場合			
			従属人口指数(%)			老年化 指数(%)	従属人口指数(%)			老年化 指数(%)
			総数	年少人口	老年人口		総数	年少人口	老年人口	
平成 7 (1995)	39.6	39.7	43.9	23.0	20.9	91.2	47.6	33.6	14.0	41.5
8 (1996)	39.9	40.0	44.4	22.6	21.8	96.4	47.3	32.7	14.6	44.5
9 (1997)	40.3	40.4	45.0	22.3	22.7	101.8	47.1	31.9	15.2	47.6
10 (1998)	40.7	40.7	45.5	21.9	23.6	107.4	47.1	31.3	15.8	50.7
11 (1999)	41.0	41.0	46.0	21.6	24.4	112.9	47.2	30.7	16.5	53.8
12 (2000)	41.4	41.3	46.7	21.4	25.3	118.5	47.3	30.1	17.2	57.0
13 (2001)	41.7	41.7	47.5	21.2	26.3	124.1	47.6	29.7	17.9	60.2
14 (2002)	42.1	42.0	48.2	21.0	27.2	129.3	48.0	29.4	18.6	63.5
15 (2003)	42.4	42.3	49.0	20.9	28.0	134.0	48.4	29.0	19.4	66.8
16 (2004)	42.7	42.5	49.5	20.8	28.7	137.7	48.7	28.6	20.0	70.1
17 (2005)	43.0	42.8	50.4	20.8	29.6	142.2	49.1	28.3	20.8	73.4
18 (2006)	43.3	43.1	51.6	20.9	30.7	147.3	49.7	28.1	21.6	76.7
19 (2007)	43.6	43.5	52.8	20.9	31.9	152.6	50.2	27.9	22.3	79.9
20 (2008)	43.9	43.8	53.9	21.0	33.0	157.4	50.7	27.8	23.0	82.6
21 (2009)	44.2	44.1	55.0	21.0	34.1	162.6	51.1	27.6	23.4	84.8
22 (2010)	44.5	44.3	55.5	20.9	34.6	165.8	51.7	27.6	24.2	87.6
23 (2011)	44.8	44.6	55.8	20.8	35.0	168.6	52.6	27.6	25.1	90.9
24 (2012)	45.1	45.0	57.4	20.8	36.6	176.0	53.6	27.6	26.0	94.3
25 (2013)	45.4	45.3	59.3	20.9	38.4	184.0	54.4	27.6	26.8	97.3
26 (2014)	45.6	45.7	61.2	21.0	40.2	192.0	55.2	27.5	27.7	100.5
27 (2015)	45.9	46.1	62.7	21.0	41.7	198.9	55.5	27.4	28.1	102.4
28 (2016)	46.1	46.4	63.8	20.9	42.9	205.0	55.4	27.2	28.2	103.9
29 (2017)	46.4	46.8	64.6	20.8	43.8	210.4	56.8	27.2	29.6	108.7
30 (2018)	46.6	47.2	65.3	20.7	44.6	215.2	58.3	27.3	31.0	113.9
31 (2019)	46.9	47.6	65.6	20.5	45.1	219.5	59.9	27.3	32.5	119.1
32 (2020)	47.1	48.0	65.9	20.4	45.6	223.7	61.0	27.3	33.7	123.5
33 (2021)	47.3	48.4	66.1	20.2	45.9	227.5	61.8	27.2	34.6	127.2
34 (2022)	47.5	48.8	66.1	20.0	46.1	230.8	62.4	27.1	35.3	130.4
35 (2023)	47.7	49.2	66.1	19.8	46.4	234.3	62.7	26.9	35.8	133.1
36 (2024)	47.9	49.5	66.3	19.6	46.7	237.9	62.8	26.7	36.1	135.3
37 (2025)	48.1	49.9	66.3	19.4	46.9	241.2	62.9	26.5	36.4	137.4
38 (2026)	48.3	50.2	66.3	19.3	47.1	244.2	62.8	26.3	36.6	139.2
39 (2027)	48.5	50.5	66.4	19.1	47.3	247.2	62.6	26.0	36.6	140.6
40 (2028)	48.7	50.8	66.6	19.0	47.6	250.4	62.4	25.8	36.6	142.0
41 (2029)	48.8	51.1	66.9	18.9	48.0	253.7	62.4	25.6	36.8	143.6
42 (2030)	49.0	51.3	67.4	18.9	48.6	257.5	62.2	25.4	36.8	144.9
43 (2031)	49.1	51.6	67.3	18.8	48.5	258.8	62.1	25.2	36.8	146.0
44 (2032)	49.2	51.8	68.0	18.8	49.3	262.7	62.0	25.1	36.9	147.1
45 (2033)	49.4	52.0	68.8	18.8	50.0	266.4	62.0	25.0	37.1	148.4
46 (2034)	49.5	52.1	69.7	18.8	50.9	270.3	62.2	24.9	37.3	149.9
47 (2035)	49.6	52.3	70.7	18.9	51.8	274.3	62.5	24.8	37.7	151.8
48 (2036)	49.7	52.5	72.0	19.0	53.0	278.7	62.3	24.7	37.5	151.9
49 (2037)	49.8	52.6	73.4	19.1	54.2	283.4	62.8	24.7	38.1	154.0
50 (2038)	49.9	52.7	75.0	19.3	55.7	288.4	63.5	24.8	38.7	156.2
51 (2039)	50.0	52.9	76.6	19.5	57.1	293.3	64.2	24.9	39.4	158.5
52 (2040)	50.1	52.9	78.0	19.6	58.4	297.5	65.1	24.9	40.2	161.0
53 (2041)	50.2	53.0	79.3	19.8	59.5	301.2	66.2	25.1	41.1	163.8
54 (2042)	50.3	53.1	80.4	19.9	60.5	304.3	67.4	25.2	42.2	166.9
55 (2043)	50.4	53.1	81.4	20.0	61.4	307.2	68.8	25.4	43.4	170.4
56 (2044)	50.5	53.1	82.2	20.1	62.1	309.8	70.2	25.6	44.6	173.8
57 (2045)	50.6	53.1	82.9	20.1	62.8	312.2	71.5	25.8	45.6	176.8
58 (2046)	50.6	53.2	83.4	20.1	63.3	314.2	72.6	26.0	46.6	179.5
59 (2047)	50.7	53.2	84.0	20.2	63.8	316.2	73.5	26.1	47.4	181.7
60 (2048)	50.8	53.2	84.5	20.2	64.3	318.4	74.3	26.2	48.1	183.7
61 (2049)	50.9	53.3	85.0	20.2	64.8	320.6	74.9	26.3	48.7	185.4
62 (2050)	50.9	53.3	85.4	20.2	65.2	322.6	75.5	26.3	49.2	186.9

表2-3-3 出生、死亡および自然増加の実数ならびに率：低位推計

年次	実数(1,000人)			率(人口1,000対)		
	出生	死亡	自然増加	出生	死亡	自然増加
平成 8 (1996)	1,217	911	306	9.6	7.2	2.4
9 (1997)	1,204	927	277	9.5	7.3	2.2
10 (1998)	1,191	952	239	9.4	7.5	1.9
11 (1999)	1,181	978	204	9.3	7.7	1.6
12 (2000)	1,173	1,004	169	9.2	7.9	1.3
13 (2001)	1,165	1,031	135	9.2	8.1	1.1
14 (2002)	1,157	1,058	99	9.1	8.3	0.8
15 (2003)	1,148	1,086	62	9.0	8.5	0.5
16 (2004)	1,138	1,114	23	9.0	8.8	0.2
17 (2005)	1,126	1,143	-17	8.9	9.0	-0.1
18 (2006)	1,113	1,173	-60	8.8	9.2	-0.5
19 (2007)	1,099	1,203	-104	8.7	9.5	-0.8
20 (2008)	1,084	1,232	-149	8.6	9.7	-1.2
21 (2009)	1,068	1,262	-195	8.5	10.0	-1.5
22 (2010)	1,052	1,292	-241	8.3	10.3	-1.9
23 (2011)	1,035	1,322	-287	8.2	10.5	-2.3
24 (2012)	1,018	1,352	-334	8.1	10.8	-2.7
25 (2013)	1,001	1,381	-380	8.0	11.1	-3.0
26 (2014)	984	1,409	-425	7.9	11.3	-3.4
27 (2015)	967	1,437	-470	7.8	11.6	-3.8
28 (2016)	950	1,464	-514	7.7	11.9	-4.2
29 (2017)	933	1,490	-556	7.6	12.1	-4.5
30 (2018)	917	1,515	-598	7.5	12.4	-4.9
31 (2019)	901	1,539	-638	7.4	12.7	-5.3
32 (2020)	886	1,562	-677	7.3	12.9	-5.6
33 (2021)	871	1,584	-713	7.3	13.2	-5.9
34 (2022)	858	1,605	-747	7.2	13.5	-6.3
35 (2023)	846	1,625	-779	7.1	13.7	-6.6
36 (2024)	835	1,643	-808	7.1	14.0	-6.9
37 (2025)	825	1,660	-835	7.1	14.2	-7.2
38 (2026)	816	1,675	-860	7.0	14.5	-7.4
39 (2027)	807	1,690	-882	7.0	14.7	-7.7
40 (2028)	799	1,703	-904	7.0	15.0	-7.9
41 (2029)	792	1,715	-923	7.0	15.2	-8.2
42 (2030)	785	1,725	-941	7.0	15.4	-8.4
43 (2031)	777	1,734	-957	7.0	15.6	-8.6
44 (2032)	770	1,742	-971	7.0	15.8	-8.8
45 (2033)	763	1,747	-984	7.0	16.0	-9.0
46 (2034)	756	1,751	-995	7.0	16.2	-9.2
47 (2035)	748	1,753	-1,005	7.0	16.4	-9.4
48 (2036)	740	1,754	-1,014	7.0	16.6	-9.6
49 (2037)	732	1,752	-1,020	7.0	16.7	-9.7
50 (2038)	724	1,749	-1,025	7.0	16.8	-9.9
51 (2039)	715	1,744	-1,029	7.0	17.0	-10.0
52 (2040)	706	1,740	-1,034	6.9	17.1	-10.2
53 (2041)	696	1,734	-1,038	6.9	17.2	-10.3
54 (2042)	687	1,726	-1,040	6.9	17.3	-10.4
55 (2043)	677	1,717	-1,040	6.9	17.4	-10.5
56 (2044)	667	1,707	-1,040	6.8	17.5	-10.7
57 (2045)	657	1,696	-1,039	6.8	17.6	-10.8
58 (2046)	646	1,687	-1,040	6.8	17.7	-10.9
59 (2047)	636	1,682	-1,045	6.7	17.8	-11.1
60 (2048)	626	1,674	-1,048	6.7	17.9	-11.2
61 (2049)	617	1,666	-1,049	6.7	18.0	-11.4
62 (2050)	608	1,656	-1,049	6.7	18.2	-11.5

日本における外国人を含む。

書 評・紹 介

森永 卓郎著

『〈非婚〉のすすめ』

講談社, 1997年刊, pp.181.

本書は4章からなり、現在進行中の未婚化（本書の著者によれば〈非婚〉化）の流れの中で、積極的シングルライフへのライフスタイルの変化とその積極的推進をめざす書である。

第1章「第二の家族革命」は、戦後における夫婦に子ども2人の「核家族」が標準という家族のあり方が、経済的要請に基づいて政策的に持ち込まれた一時的形態に過ぎないことを述べる。第1に、日本の家族は政策的コントロールをずっと受けてきたとし、その具体的手段は、①経済的優遇策、②婚姻や出産行動の法律的・行政的規制による直接コントロール、③メディアなどによる思想・マインドコントロールであるという。それらの家族コントロールは、戦時に産めよ殖やせよという戦時人口政策の多産誘導から始まり、戦後の人口過剰キャンペーンの中での中絶手段による少子化の誘導（これを著者は「第一の家族革命」と呼ぶ）、1970年代後半以降の〈非婚〉化による出生率低下である。とくに、〈非婚〉化による最後の変化を、本書の著者は、終身結婚制の終焉による「第二の家族革命」と位置づけている。

第2章「日本型恋愛と結婚の謎」は本書の中心的部分であり、そこでは「第一の家族革命」から「第二の家族革命」にいたる間の日本家族の基本理念は、恋愛と結婚とセックスの三位一体主義＝ロマンチック・ラブ・イデオロギーであったといい、三位一体主義の具体的中身とその変化を述べている。まず、「第二の家族革命」以来「三位一体主義」が次第に崩壊し、著者によれば、以下の4つの変化が現れてきたという。すなわち、①恋愛のために結婚が必要だという規範はくずれ、若いうちの恋愛では、恋愛と結婚は切り離してよいと答える人が半数を超えるにいたった（1993年東京都調査）。②恋愛にセックスが必要という規範もくずれつつあり、セックスと関係ないミッド君・アッシー君の登場や名前も住所も知れぬイベント・コンパニオン嬢に対して恋愛感情を持つオタク達の出現をみるにいたった。③セックスの前提として結婚を条件にする規範もくずれつつあり、調査によれば、婚前交渉の是認意見や不倫経験の割合は上昇している。④セックスと結びつかない結婚は無いという観念もくずれつつあり、セックスレス夫婦が急増しつつある。

しかし、ロマンチック・ラブ・イデオロギーのうちで、現在も強固に残っている関係もあり、その①は「恋愛は結婚の必要条件」という規範であり、「全く恋愛のない結婚をしてもかまいませんか」ときくとほとんどがNOと答える。第②に「セックスには恋愛が必要だ」という規範も、まったく揺らぎをみせていないという。

ここで著者は、森岡清美・望月嵩によって提示された愛の三要素（性愛、相互依存、相互理解）に言及し、森岡・望月説では夫婦愛において3要素がそれぞれ不可分にバランスのとれたものとされていたのに対し、現代の愛の行動においては3要素のパッケージではなく、それぞれが単独で成立し得るとする。言い換えれば、著者は、性愛には性愛のベスト・パートナーがあり、相互理解には相互理解のベスト・パートナーがいて、両者は同一の人であるとは限らない。したがって、人々が最適な行動をとるなら、3要素の人につきそれぞれ別の人を選択し、相互依存関係最適の人とはずっと相手を変えず継続し、相互理解関係最適と性愛関係最適の人についてはその時々に関手を次々に替えるか、

複数の相手と同時に付き合うことによって、より快適になるのだという。そして、相互理解と性愛について複数の相手を選ぶにあたって、現在日本の様々な状況から、結婚・離婚の繰り返しおよび婚姻中の不倫という手段には困難があり、シングルの選択が望ましいという。

このように、著者によれば、終身結婚制の終焉は明白なのに現実に従来型の恋愛・結婚システムが全面崩壊しないのは、結婚相手に関するオンリーユー・フォーエバー症候群が広がっているからであり、そこにはオンリーユー・フォーエバー観念に関する戦後のアメリカン・ライフスタイルの神話と流行歌にみられるマインド・コントロールおよび企業と官僚による終身雇用・終身結婚制の誘導があったという。

第3章「シングルライフの経済学」では、現代の税制、年金、子育てコストなどの検討から、通念と異なり、シングルあるいは共稼ぎ世帯の方が経済的に有利であることを説く。さらに、現代日本における結婚や住宅、子育て・教育コストの高さなどから〈非婚〉すなわちシングルライフの選択を勧める。

第4章「非婚社会で何が起こるか」では、ライフスタイルの多様化や所得格差の拡大、年金その他の抛出・支払いと受領・回収面での男女の損得格差の拡大とともに、男女交際面では特定のモテる男性の「ひとり勝ち」状況などが述べられる。

本書は、家族に関する従来の様々な通念を打ち壊しているという意味で、大変興味深い。しかし、その要点は、婚姻関係に関わらぬ複数相手との性愛の自由化を主張していることに集約できる。現代の未婚化過程において、性愛自由化の動向を無視し得ないことは確かにその通りなのかも知れない。しかし、私としては、著者の主張に対していくつかの疑問がある。第一に、一般に人の異性への関心において、性愛と相互理解と相互依存の関係を相手ごとに容易に使い分けるほど器用なものであろうか。人が異性に対し関心を抱くとき、程度の差はあれ実際には、単に性愛・セックスだけというよりもっと全人格的・全方向的な関心に基づくのではないか。もし、異性への関心がセックスだけ、あるいは特定の目的達成だけである場合には、その関係は安定した情緒的な関係とは必ずしもならないのではないだろうか。そして、安定した情緒的なものでないとしたら、その男女関係は、事務的・業務的な目的処理だけのもの、あるいは売春とも見まがうギブ・アンド・テイクの関係になってしまわないかと思う。もっとも、こうした思考自体が、著者に言わせれば、特定の結婚相手を想定した従来型の思考なのかもしれないが…。第二に、仮に人は異性とのセックスに対してもそのように器用に対処し得るとしても、著者も指摘するように、複数の異性と目的別あるいは同じ目的で競合的に同時に付き合うことが可能なのは、結局、一部のモテる人たちに限られざるを得ない（とくに異性とのセックスに関しては）。私には、そうした異性相手に対する社会的アンバランスが無理なく長期にわたり継続し得るとは思われない。一時的にはともかく、多くの人は生涯にわたるミツグ君・アッシー君ではいられないだろうし、相手もいず報われもしない大多数が不満を持たないですむであろうか。第三に、百歩ゆずって著者のいう性愛自由化・〈非婚〉社会が実現するとして、そこではもはや従来型の「家族」も存続し得なくなるのだが、そうした社会の将来を単にライフスタイルの多様化と呼ぶ程度ですむのかどうかは疑問である。

(渡邊吉利)

研究活動報告

第62回人口問題審議会総会

第62回人口問題審議会が平成9年1月21日、厚生省特別第一会議室に置いて開催された。今回の人口審では、国立社会保障・人口問題研究所から「将来人口推計の推計の前提と結果について」、報告が行われた。この報告を受け、各委員による質疑ならびに審議が行われ、上記報告が了承された。なお、当日報告された将来推計人口については、本機関誌資料に紹介されているので参照されたい。

審議会では、この新人口推計の報告を受け、次回以降の審議会において人口減少社会を前提とした少子化問題について活発な議論を進め、少子化に関する国民的な議論を図ることが確認された。

(高橋重郷記)

第63回人口問題審議会総会

第63回人口問題審議会総会は、中央合同庁舎5号館共用第9会議室において、平成9年2月20日(木)午前10時30分より12時30分まで開催された。人口問題審議会では、「少子(人口減少)社会の姿」、「少子化対策のあり方」について、当面、学識経験者からヒアリングを行い、その後論点の整理を行うこととなった。第63回総会では、速水融麗澤大学教授から「歴史人口学よりの照射」、河合隼雄国際日本文化研究センター所長から「少子化の心理」と題した報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

(金子武治記)

第64回人口問題審議会総会

第64回人口問題審議会総会は、同じく中央合同庁舎5号館共用第9会議室において、平成9年3月14日(金)午後2時より4時まで開催された。前回に引きつづき、ヒアリングが行われ、専修大学正村公宏教授から「少子化と経済の展望」、原ひろ子お茶の水大学教授から「人口問題とジェンダー」と題した報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

(金子武治記)

第7回人口問題と社会サービスに関する特別委員会

第7回人口問題と社会サービスに関する特別委員会は、中央合同庁舎5号館厚生省特別第1会議室において、平成9年2月6日(木)午後2時より4時まで開催された。今回は、Dr. Charlotte Höhn ドイツ国立人口研究所長の「ドイツの出生率の動向と家族政策」と題した報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

(金子武治記)

日本地理学会1997年度春季学術大会

1997年度の日本地理学会春季学術大会は1997年3月28日～31日、東京都立大学（東京都八王子市）にて開催された。人口・社会保障に関連する研究として以下の9報告があった。今大会は小地域における高齢化、社会／福祉サービスに関する研究が多く、人口と社会保障にまたがるこの分野への関心が地理学においても高まりつつあることを実感した。なお、最後の3報告は本研究所が中心となって実施した環境庁地球環境研究総合推進費による研究プロジェクト「開発途上国における人口増加と地球環境問題の相互連関に関する基礎的研究」の成果報告である。

埼玉県所沢市における高齢転入者の移動特性

名古屋市における高齢者福祉サービスの供給とその利用

長野県出身者の「Uターン」移動に関する実態分析

平井 誠（筑波大・院）

杉浦真一郎（広島大・院）

江崎雄治（東京大）

荒井良雄（東京大）

川口太郎（明治大）

中国における人口移動の変化とその要因

張 貴民（秋田法経大）

菊地俊夫（都立大）

郭 煥成（中国科学院）

劉 盛和（中国科学院）

宮澤 仁（都立大・院）

東京都中野区における保育所サービスの供給と利用

に関する時間地理学的考察

疾病地図における地理的集計問題への情報量統計学的アプローチ

タイにおけるエネルギー消費とCO₂排出量の変化

バンコク郊外住民の移動歴と社会階層

タイ東北部農村の人口転換

中谷友樹（都立大・院）

佐藤哲夫（駒澤大）

中川聡史（社会保障・人口研）

高橋真一（神戸大）

（中川聡史記）

国連人口開発委員会第30回会合の概要

国連人口開発委員会の第30回会合が1997年2月24～28日、ニューヨークの国連本部で開催された。この会合はカイロ会議の『行動計画』のフォローアップの第2回目に当たり、中心テーマは国際人口移動であった。日本からは、小西正明国連大使を政府代表とし、国立社会保障・人口問題研究所副所長阿藤 誠、外務省経済協力局中村圀夫外務事務官、が代表代理として参加した。会合の概要は以下の通りである。

1. 役員選出

議長 レオン（Jose Gomez de Leon）メキシコ代表

副議長 クリンガー（Andreas Klinger）ハンガリー代表

ギールフェルト（Jenny Gierfeld）オランダ代表

カデジョ（Akintobi Kadejo）ナイジェリア代表

カリム（Raj Abdul Karim）マレーシア代表（ラポトゥール兼任）

2. 二つの決議案

第30回会合では2つの決議案が提出された。ひとつは「国際人口移動と開発」と題する決議案で、

国連機関がこの問題に関する問題の把握と情報交換に努めることを要請したもので、容易に全会一致で採択された。もう一つの決議案はカイロ会議以来懸案となっていた「国際人口移動に関する専門家シンポジウム (The Technical Symposium on International Migration)」に関するもので、内容的には国連の行政調整委員会 (ACC) の座長 (UNFPA) に対して、シンポジウムの議題の検討と資金調達、専門家の選定を要請し、1998年の第31回会合で進捗状況を報告するよう求めたもので、激しい議論の末に全会一致で採択された。議論が紛糾した理由は、途上国の一部が、専門家シンポジウムを政府間会議へのステップとして位置づけようとしたためである。

3. 事務局提出の各種報告書の要旨

本会合では、事務局提出の各種報告書をベースに、国際人口移動をテーマにして(1)世界人口の動向、(2)各国の人口プログラムの動向、(3)国連のタスクフォースの活動、(4)政府間組織ならびに NGO の活動、(5)国際協力のための資金フロー（これは人口全般について）を討議した。以下に報告書の概要を記す。

1) 世界人口の動向報告(国際人口移動)¹⁾

本報告書では①国際人口移動の定義・データ・測定問題、②動向、③政策、④合法移民、⑤不法移民、⑥難民・亡命者、⑦国際労働移動、⑧女性の移動者、⑨国際人口移動と開発について論じられている。

①国際人口移動の定義・データ・測定問題：国際人口移動の重要性が増しているにもかかわらず、これに関するデータは不十分である。国連統計部は人口部と協力して国際人口移動のフローとストックの統計を改善するための報告書を作成しつつある。国際人口移動データは(a)行政統計、(b)出入国管理統計、(c)世帯調査（人口センサス）からえられる。不法移民の把握は困難であるが、難民と亡命者のデータは国連難民高等弁務官事務所（UNHCR）からえられる。

②国際人口移動の動向：先進諸国では自然増加率が低下しているため人口増加に占る国際人口移動のウェイトが著しく大きくなっている。ストックとしての移動者の増加傾向が強まっており、1990年に世界で1.2億人に達する。ただし世界の総人口に占める割合は2.3%である。

③国際人口移動に関する政策：1970年代前半には国際人口移動に政策的関心をもつ政府は少なかったが、今日、事情は大きく変わった。1976～89年に移入民の減少を目指す国は6%から35%へと増大した。今日、先進国の29%、途上国の18%が移入民の水準が高すぎると答えている。

④合法移民：今日、永住移民を大量に受け入れる国は米国、カナダ、オーストラリア、ニュージーランドに限られている。合法移民の受け入れ後の扱いについては国際的な人権基準があるが、受入れ国における(a)移民の社会的、政治的、経済的、文化的統合、(b)市民権、国籍取得、(c)家族再統合についての対応は多様である。

⑤不法移民：事柄の性質上正確な把握は困難であるが、犯罪組織による密入国の斡旋が成長産業となっている。

⑥難民と亡命者：世界の難民は1965～1995年に200万人から1320万人に増大した。難民の根本原因は送り出し国の政府による迫害である。しかしながら先進諸国では経済的動機に基づく偽装難民や亡命者が増えており、これを送り出し国に送り返す努力もあるが、それほど成果を挙げていない。

⑦国際労働移動：ヨーロッパ連合 (EU) 内の労働移動が自由になったために、現在250万人の EU 市民が自国外の EU 諸国で働いている。また東欧の自由化後、EU への労働移動が増え、現在250万人が EU で働いている。オーストラリア、カナダ、米国では移民法の改正により熟練労働移動や科学・技術者の移民が増大している。ラテンアメリカ、東アジア、アフリカでも労働移動が増大しているが、アラブ石油産出国では停滞気味である。

⑧女性の移動者：1990年現在、出生地以外の国にすむ女性は世界で5700万人（世界の移民の48%）

である。西欧への女性の移動者のなかでは家族再統合の比重が高まっているが、東南アジアから西アジアへは女性自身の労働移動が増大している。

⑨国際人口移動と開発：国際人口移動の送り出し国への影響としては、海外送金（1989年に世界中で総額610億ドル）の投資と消費に与える影響が重要であり、失業者減少や技術者の流出の影響は小さい。受け入れ国への影響については、経済成長、自国民の賃金水準、福祉負担のいずれについても明確な結論はえられていない。

2) 各国の人口施策の動向報告²⁾

国連人口基金（UNFPA）は各国の国際人口移動に関する最近の政策動向を把握するため107の途上国・市場経済への転換途上の国と26の先進国に調査票を送り、62カ国（うち途上国47、転換途上の国5、先進国10）から回答をえた。以下は、調査項目と若干のポイントのみ記す。

①送り出し国と受入国との協力：62カ国中36カ国（うち先進国は9カ国）が二国間、多国間の交渉を行い、同じく36カ国（うち先進国は7カ国）が他の政府と情報交換を行った。

②合法移民の家族再統合：カイロ会議以後には特に変化はないが、先進国中2カ国が近年これについて規制緩和を行ったと表明している。

③長期滞在許可をもつ合法移民の社会的・経済的統合：カイロ会議以後の変化は特にいが、8カ国の先進国が、近年、統合を容易にする政策変更を行ったことを報告した。

④差別からの移民の保護：カイロ会議後の変化は特にないが、多くの国が近年、差別撤廃のための行動をとったことを表明した。

⑤一時的労働移動：労働移動に関して62カ国中7カ国が新しい政策を採用し、27カ国が二国間又は多国間の交渉を行ったことを報告した。

⑥難民：帰還難民への支援

⑦不法移民：62カ国中19カ国が不法移民の問題に取り組むための活動を行ったと報告した。

⑧密入国：カイロ会議以後、62カ国中11カ国が密入国斡旋問題に取り組む努力を行ったと報告した。

⑨移民問題に取り組む行政機構：62カ国のほとんどの国がカイロ会議以前から国際人口移動を扱う行政機構をもつ。

⑩移民のフローとストックに関するデータ収集

3) 行政調整委員会の基礎的社会サービスの普及に関するタスクフォース報告³⁾

1995年10月、国連の行政調整委員会（ACC：The Administrative Committee on Coordination）は、従来の連携タスクフォース（IATF）の役割を拡大し、新たに「基礎的社会サービスの普及に関するタスクフォース（TFBSSA：The Task Force on Basic Social Services for All）」（UNFPAが座長）を設けた。メンバーには国連事務局（DESIPA, DHA, DPCSD, ECA, ECE, ESCAP, ECLAC, ESCWA）、FAO, IFAD, ILO, IMF, UNHCR, UNCHS, UNIFEM, UNDP, UNESCO, UNEP, UNIDO, UNDCP, UNFPA, UNRWA, 世界銀行, WFP, WHOが含まれる。新しいタスクフォースにおいて①基礎教育（UNESCO主導）、②プライマリーヘルス・ケア（WHOとUNICEF主導）に関する作業部会の設置と、③リプロダクティブ・ヘルス（WHO主導）、④国際人口移動（ILO主導）、⑤乳幼児死亡・妊産婦死亡（UNICEF主導）に関する作業部会の継続が決まった。

本委員会では、国際人口移動に関する作業部会の報告書が取り上げられた。この報告書では、国連事務局、FAO, ILO, UNHCR, UNDP, UNIFEM, UNDCP, UNFPA, 世界銀行, WHO, 国際移動機構（IMO：International Organization for Migration 国連機関ではない）の国際人口移動に関する活動、ならびに相互間の協力活動が報告された。

4) 政府間組織ならびに NGO の活動⁴⁾

国連人口部は、国際人口移動の分野で活動している政府間組織ならびに NGO に対し、活動状況に

関する情報の提供を求めた。

政府間組織としては、ヨーロッパ協議会 (Council of Europe)、国際移動機構 (IOM)、イスラム教育・化学・文化組織 (IESCO)、DECD のみが回答を寄せた。また世界の282の NGO に対してアンケートが送られ、105の団体から回答がえられた。調査の内容は①各 NGO の主要な活動分野、②カイロの『行動計画』の第10章 (国際人口移動) の目的、勧告のうちで重要と考えるものの選択、③『行動計画』の勧告以外で政府間組織、NGO が取り組むべきだと考える課題である。

このうち、多くの NGO が重要と考える『行動計画』の目的ならびに勧告は、①移動の根本的原因、とりわけ貧困問題への取り組み、②人種差別や自民族中心主義に対する保護、合法移民に対する差別的慣行の撤廃、③移民とその家族の福祉の向上、移民の送出国と受入国の協力拡大、④不法移民の根本原因への取り組みである。

また、新たに取り組むべき課題としては、移民とその家族の法的権利・義務の理解促進、移民に関する国際法・人権の尊重の促進、女性と子供の移民の保護、労働移動の円滑化が報告されている。

この報告書では、特に国連難民高等弁務官事務所 (UNHCR) と NGO との協力関係について詳しくふれている。

5) 国際協力のための資金フロー⁵⁾

先進諸国の人口援助の総額 (二国間、国際機関、民間、世界銀行を合わせたもの) は、1990年～1993年は伸び悩んだが、カイロ会議を契機として1993年の13.1億ドルから1994年の16.37億ドルへと大幅に上昇し、1995年には20億ドルに近づくものとみられている。1994年の内訳は二国間と国際機関が10.96億ドル、民間が1.17億ドル、世界銀行のローン貸付が4.24億ドルである。一般に、先進国は政府開発援助 (ODA) を GNP の0.7%とするよう要請されているが、1995年現在、この目標を達成しているのはデンマーク、ノルウェー、スウェーデン、オランダのみである。

人口援助が ODA の2%を超える国は1990年の4カ国から1995年の8カ国に倍増した (米国は8.2%で最大)。カイロ会議を契機に人口援助を大きく増加させた国はオーストラリア、ドイツ、スイス、日本、イギリス、ベルギーである。米国は1994年現在で4.63億ドルを人口援助に当てており、世界の政府援助の総額の約半分を占める。

UNFPA の人口援助は国際機関全体の人口援助の約8割を占める。UNFPA の予算は1990年から1995までに2.12億ドルから3.13億ドルへと伸びたが、1996年には米国が再び拠出を大幅に切り下げたため伸びが止まると見込まれている。

1993年実績で、人口援助がどの地域に向けられているかをみると、アジア太平洋地域とサハラ以南には各々27%、ラテンアメリカ・カリブ海諸国は18%を占める。人口援助を最も必要とするサハラ以南地域への援助が伸び悩んでいるのはこの地域の政治的不安定さに由来する。

1995年時点について、途上国の人口プログラムの総予算に占める自国予算の割合をみると、わずかに20%未満の国 (例えばカンボジア、ケニア、フィリピンなど) から80%を超える国 (イラン、マレーシア、パキスタン、タイなど) まで大きな幅がある。

(文献)

- 1) United Nations, World Population Monitoring, 1997—Issues of International Migration and Development: Selected Aspects (draft), ESP/P/WP. 132 (New York, 1996).
- 2) United Nations, Monitoring of Population Programmes, E/CN. 9/1997/3 (New York, 1996).
- 3) United Nations, Report of the ACC Task Force on Basic Social Services for All, E/CN. 9/1997/4 (New York, 1997).

- 4) United Nations, Activities of Intergovernmental and Non-Governmental Organizations in the Area of International Migration, E/CN. 9/1997/5 (New York, 1997).
- 5) United Nations, Flows of Financial Resources in International Assistance for Population, E/CN. 9/1997/6 (New York, 1997).

(阿藤 誠記)

CICRED による『女性と家族 (Femmes et Familles)』に関するセミナー

1997年2月24日～26日、フランスのUNESCO本部において、人口研究機関国際協力委員会(CICRED: Comite International de Cooperation dans les Recherches Nationales en Demographie)主催の『女性と家族』に関するセミナーが開催された。このセミナーは以下の5つのセッションから構成され、それらは、「家族生活と女性の地位」、「女性の役割と家族変化」、「女性の地位と家族構造」、「経済的役割と家族変化」、「女性の地位、家族生活と性別役割」である。

このセミナーには、あらかじめテーマに関する論文を提出した世界25ヶ国の研究者が参加し、家族変動の要因、あるいは帰結としての女性の地位の変化に関して、各国の状況踏まえて活発な議論が繰り広げられた。なお、本研究所からは、西岡が参加した「Evolution of Women's Status in Japan」と題する論文を提出した。

(西岡八郎記)

1997年アメリカ人口学会年次大会

アメリカ人口学会(Population Association of America)の1997年度大会は、3月27日から29日にかけて、ワシントンDCのグランドハイアット・ホテルで開催された。今年も参加者1600人以上、正規分科会が140という相変わらずの盛況ぶりだった。本研究所からは、山本千鶴子・鈴木透・清水昌人の各技官が参加した。

分科会での報告では確率的人口推計の流行が目立ち、人口推計以外でもたとえば離婚などの分科会でこの手法を用いた報告がなされた。2日目午後には会長講演が行われ、Karen O. Mason会長が“Explaining Fertility: A New Consensus”と題して出生力研究の統合的枠組みを提示した。またこれに先立って学会賞の発表があり、John Bongaarts(ポピュレーション・カウンシル)、Gary Becker(シカゴ大学)、および大学院生のJohn Ireland(ミシガン大学)とHeather Cobal(ブラウン大学)が表彰を受けた。

(鈴木 透記)

- 4) United Nations, Activities of Intergovernmental and Non-Governmental Organizations in the Area of International Migration, E/CN. 9/1997/5 (New York, 1997).
- 5) United Nations, Flows of Financial Resources in International Assistance for Population, E/CN. 9/1997/6 (New York, 1997).

(阿藤 誠記)

CICRED による『女性と家族 (Femmes et Familles)』に関するセミナー

1997年2月24日～26日、フランスのUNESCO本部において、人口研究機関国際協力委員会(CICRED: Comite International de Cooperation dans les Recherches Nationales en Demographie)主催の『女性と家族』に関するセミナーが開催された。このセミナーは以下の5つのセッションから構成され、それらは、「家族生活と女性の地位」、「女性の役割と家族変化」、「女性の地位と家族構造」、「経済的役割と家族変化」、「女性の地位、家族生活と性別役割」である。

このセミナーには、あらかじめテーマに関する論文を提出した世界25ヶ国の研究者が参加し、家族変動の要因、あるいは帰結としての女性の地位の変化に関して、各国の状況踏まえて活発な議論が繰り広げられた。なお、本研究所からは、西岡が参加した「Evolution of Women's Status in Japan」と題する論文を提出した。

(西岡八郎記)

1997年アメリカ人口学会年次大会

アメリカ人口学会(Population Association of America)の1997年度大会は、3月27日から29日にかけて、ワシントンDCのグランドハイアット・ホテルで開催された。今年も参加者1600人以上、正規分科会が140という相変わらずの盛況ぶりだった。本研究所からは、山本千鶴子・鈴木透・清水昌人の各技官が参加した。

分科会での報告では確率的人口推計の流行が目立ち、人口推計以外でもたとえば離婚などの分科会でこの手法を用いた報告がなされた。2日目午後には会長講演が行われ、Karen O. Mason会長が“Explaining Fertility: A New Consensus”と題して出生力研究の統合的枠組みを提示した。またこれに先立って学会賞の発表があり、John Bongaarts(ポピュレーション・カウンシル)、Gary Becker(シカゴ大学)、および大学院生のJohn Ireland(ミシガン大学)とHeather Cobal(ブラウン大学)が表彰を受けた。

(鈴木 透記)

- 4) United Nations, Activities of Intergovernmental and Non-Governmental Organizations in the Area of International Migration, E/CN. 9/1997/5 (New York, 1997).
- 5) United Nations, Flows of Financial Resources in International Assistance for Population, E/CN. 9/1997/6 (New York, 1997).

(阿藤 誠記)

CICRED による『女性と家族 (Femmes et Familles)』に関するセミナー

1997年2月24日～26日、フランスのUNESCO本部において、人口研究機関国際協力委員会(CICRED: Comite International de Cooperation dans les Recherches Nationales en Demographie)主催の『女性と家族』に関するセミナーが開催された。このセミナーは以下の5つのセッションから構成され、それらは、「家族生活と女性の地位」、「女性の役割と家族変化」、「女性の地位と家族構造」、「経済的役割と家族変化」、「女性の地位、家族生活と性別役割」である。

このセミナーには、あらかじめテーマに関する論文を提出した世界25ヶ国の研究者が参加し、家族変動の要因、あるいは帰結としての女性の地位の変化に関して、各国の状況踏まえて活発な議論が繰り広げられた。なお、本研究所からは、西岡が参加した「Evolution of Women's Status in Japan」と題する論文を提出した。

(西岡八郎記)

1997年アメリカ人口学会年次大会

アメリカ人口学会(Population Association of America)の1997年度大会は、3月27日から29日にかけて、ワシントンDCのグランドハイアット・ホテルで開催された。今年も参加者1600人以上、正規分科会が140という相変わらずの盛況ぶりだった。本研究所からは、山本千鶴子・鈴木透・清水昌人の各技官が参加した。

分科会での報告では確率的人口推計の流行が目立ち、人口推計以外でもたとえば離婚などの分科会でこの手法を用いた報告がなされた。2日目午後には会長講演が行われ、Karen O. Mason会長が“Explaining Fertility: A New Consensus”と題して出生力研究の統合的枠組みを提示した。またこれに先立って学会賞の発表があり、John Bongaarts(ポピュレーション・カウンシル)、Gary Becker(シカゴ大学)、および大学院生のJohn Ireland(ミシガン大学)とHeather Cobal(ブラウン大学)が表彰を受けた。

(鈴木 透記)