

人口問題研究

貸
出
用

第 165 号

昭和 58 年 1 月刊行

調査研究

- 人口モデルと出生力分析……………河野 稠 果… 1~19
 ○ わが国における地域人口推計の系譜……………河 邊 宏…20~31
 農村老人の居住形態——宮城県桃生町調査報告——…清 水 浩 昭…32~42

研究ノート

- 「都市一世」と「都市二世」の出生行動……………阿 藤 誠…43~47
 死亡の男女格差の人口学的分析……………高 橋 重 郷…48~53

資 料

- 第3回アジア・太平洋人口会議について……………岡 崎 陽 一…54~63
 全国人口の再生産に関する主要指標：昭和56年……………石 川 晃…64~74

書 評・紹 介

- 鈴木継美著『生態学的健康観』（内野澄子）……………75
 Henri Leridon, *Human Fertility: The Basic Components* (金子隆一) ……76

雑 報

- 定例研究報告会の開催——資料の刊行——第55回日本社会学会大会——日本老年
 社会科学会第24回大会……………77~78

調 査 研 究

人口モデルと出生力分析

河 野 稔 果

序 言

厚生省人口問題研究所は昭和55年度から57年度にかけて「人口推計の精密化とそのため的人口モデルの開発に関する総合的研究」と題する特別研究を行っている。今回はこの特別研究の企画者としての第1回の報告である。本稿の目的は出生力分析の方法論に関するレビューを行い、出生力のシミュレーション分析が人口学研究、とくに出生力研究で占める位置を明らかにし、同時に現在進行中の特別研究の出生力モデルの構想を示すことである。

I 出生力研究の概観

最近わが国において、1974年から出生率が急速に低下し始め、内外の関心を集めている。1981年現在日本の合計特殊出生率は1.74の低さであるが、将来この低い出生率がますます低下するのか、あるいは近い中に反騰に転ずるのかは、将来の出生率の動向が日本の将来推計人口を左右するだけに、日本の人口問題の中ナンバーワンの重要性を持つと考えられる。

出生力研究としては色々のものがあるが、その目的は大別して二つある。一つは、人口統計の不正確不完全な地域における出生力の水準を推定することである。これについては、国際的に夥しい量の研究が行われている。とくに開発途上地域において出生力の基本データが不備であるため、一方では世界出生力調査 (World Fertility Survey) のように、厳密な方法論に基づき国際的に比較できるようなすぐれた実地調査を行う努力が続けられているが、さらに他方では、A. Coale, W. Brass, S. Preston, K. Hill, J. Trussel, あるいは国連人口部の努力によって、既存のセンサス、あるいは人口動態登録出生データの評価 (evaluation) と推定 (estimation) の技術が進み、それによって、より広い人口カバレッジの、より正確な出生率の指標が開発途上地域の諸国においても得られるようになったことは大書されるべきである¹⁾。

1967年国連人口部は Ansley J. Coale と Paul Demeny の協力を得て、国連人口推定マニュアル VII, *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data* を編纂し、人口

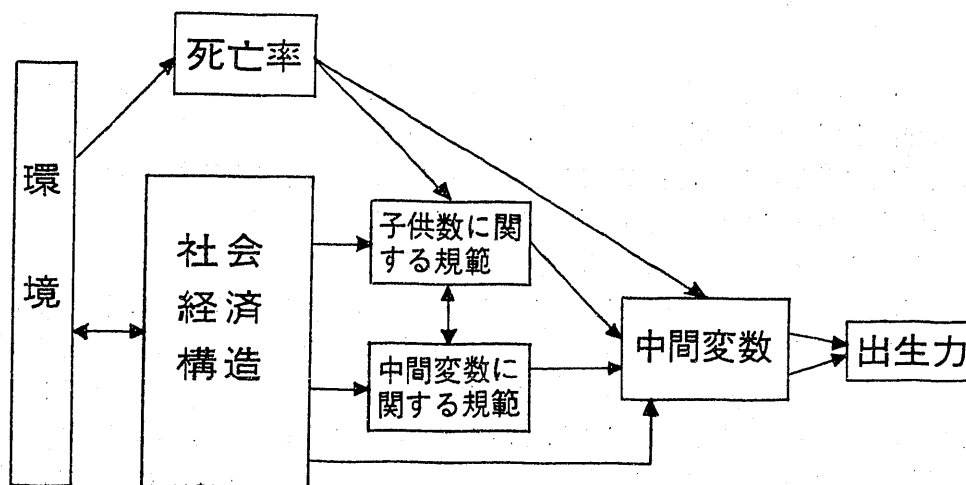
1) 前にも筆者が述べたように (「アメリカ人口学の最近の動向」、『人口学研究』, 第3号, 1980年4月, p.51), 現在欧米および国際人口学界において最大最強の潮流は、開発途上地域における不完全かつ不正確な人口データの評価と推定の技術の開発である。従来国連人口部は1940年後半の国連の創設以来、開発途上国の不十分な人口統計を利用して、正しい人口増加率、出生・死亡率、人口構成を求めるマニュアルを発行して来たが、最近ではプリンストン大学の Ansley J. Coale 教授、ロンドン大学の William Brass 教授がそれぞれ中心となり、その弟子及び孫弟子がこの分野の発展のために大いに貢献している。

学のベストセラーとなったが、1981年に Committee on Population and Demography (会長 Ansley J. Coale) は、とくに既存の不完全・不正確な 開発途上国の人口統計を用いて間接的にその出生率・死亡率を推定する色々の技術を、データの availability に応じて集大成した。それは、ドラフトが Demographic Estimation: A Manual on Indirect Techniques という題で作成された。このマニュアルは、やがて国連のマニュアルとして近く刊行される運びである。また、人口推定に際して、モデル生命表は生命表が形式人口学の背骨であるだけに必需品であるが、今回新しい国連モデル生命表が作成刊行された²⁾。

もう一つのジャンルの研究の目的は、いうまでもなく、出生力の要因分析、つまりどのような社会経済的ファクター、そして生物人口学的ファクターがそれぞれどの程度出生力の水準、そしてその変化のテンポ、時間的タイミングを決定するかについての調査研究である。

出生力の水準を決定する要因群の配置について今までもっとも引用されて来たのは、Ronald Freedman が1965年ベルグラードの世界人口学会に提出したモデルである。これは図1として示されるが、ここで特徴的なことは、社会経済的構造が根底にあり、それから出生率水準（子供数の規模である）に対する個々の家庭の規範が形成され、これが Kingsley Davis と Judith Blake のいう“中間変数” intermediate variables を経て出生率 fertility となることである。実は、このデイビスとブレイクの中間変数の概念は、のちに述べるような種々の生物人口学的モデルの基本的考え方に共通しており、出生力を規定する人口学的要因群をそれなりに整理したものとして高く評価されている。

図1 R. フリードマンの出生力モデル



注：中間変数とは Kingsley Davis と Judith Blake のいう“intermediate variables”である。

出所：United Nations, *World Population Conference, 1965*, Vol. I: Summary Report, United Nations, New York, 1966, p. 48.

同時に、1960年に Becker が、経済学的観点から、人間の出生力行動に対して消費者選択の理論、子供の価値の限界効用説という新しい考え方を導入して説明する分析を行ったが³⁾、これを契機とし

2) United Nations, *Model Life Tables for Developing Countries*, Population Studies, No. 77, New York, 1982. このモデル生命表は5つの地域パターンから成り、(1)ラテン・アメリカ型、(2)チリ型、(3)南アジア型、(4)東アジア型、(5)一般型となっている。

3) Gary S. Becker, "An economic analysis of fertility", National Bureau of Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1960, pp. 209-231.

て多くの経済学者が、社会学者と共に出生力研究に参加し始めた。ベッカーは、子供を耐久消費財の一種とみなし、子供を生み育てることは、夫婦の意志決定が、嗜好を一定として、世帯効用の極大化を見指す合理的行動であるとする。さらに1965年に発表されたベッカーの出生力に関する第2の論文では opportunity cost 機会費用の概念を導入して、一般に時間のコストは教育年限が長いほど高く、また高い所得を得る家庭ほど教育水準が高いと考えられるので、出産と育児の機会費用も高所得家庭ほど高く、子供のコストがほかのコストに比べ割高になり、出生率は低くならざるを得ないという仮説を提唱した⁴⁾。

出生力水準決定の社会経済理論あるいは分析は過去20年間に夥しい量に上り、これをレビューすることはこの限られたスペースで行うことはできないし、またそれが本稿の目的でもない⁵⁾。ここでは、しかし、出生力の社会経済分析モデルの近年の一つの決定版と考えられる、Coale を議長とする Committee on Population and Demography, U. S. National Academy of Sciences が作成した出生力分析モデルを図2として掲げることとする⁶⁾。これは、一つには Easterlin の理論研究の成果に⁷⁾、Bongaarts らの自然出生力 natural fertility の生物人口学的要素を加味したもので⁸⁾、出生力を demand と supply の両サイドから攻究して行くのが特徴となっている。また出生の抑制コストの要素を取り入れたことも興味深い。

このような出生力の社会経済分析と並行して、同じく1960年代から Louis Henry, Mindel Sheps, Robert G. Potter, Christopher Tietze らによって、一揆に潮流を早めて進行しているのが、出生力の生物人口学的モデル構築の試みである。これについては、次の章で方法論的に比較的詳しく論ずるけれども、出生という現象がすぐれて生物学的現象であるので、出生力水準の究極的決定要因は社会経済的要因であり条件であるとしても、生物人口学的要因がまず初めに考えられなければならないのである。さらに生物人口学的アプローチは、社会経済的アプローチでは一般に必ずしも厳密に定義されていない出生力の概念を明確化するメリットが挙げられよう。生物人口学的アプローチにおいて、産後のアメノリア(無月経)、ついで無排卵期(anovular cycle)があり、この二つの期間においては妊娠の可能性がないこと、また fecundability (月経周期毎の妊娠確率)の概念を考え、さらにそれが自然死流産あるいは中絶の危険にさらされながら出生へと実現する過程をきめ細く規定するところは、常に出産の可能性の場を限定し、出産の確率が起る分母の人口をより厳密に規定しようというもので、形式人口学の伝統的守備範囲からさらに一步踏み込んだ形での新しい思想的枠組を提供するものである。

4) Gary S. Becker, "A Theory of the allocation of time", *Economic Journal*, Vol. 75, 1965, pp. 493-517. なお opportunity cost の概念は Jacob Mincer がより早く考え出したものと言われている。Jacob Mincer, "Market prices, opportunity costs and income effects", in C. F. Christ, et. al, *Measurement in Economics*, Stanford, Stanford University Press, 1963, pp. 67-82.

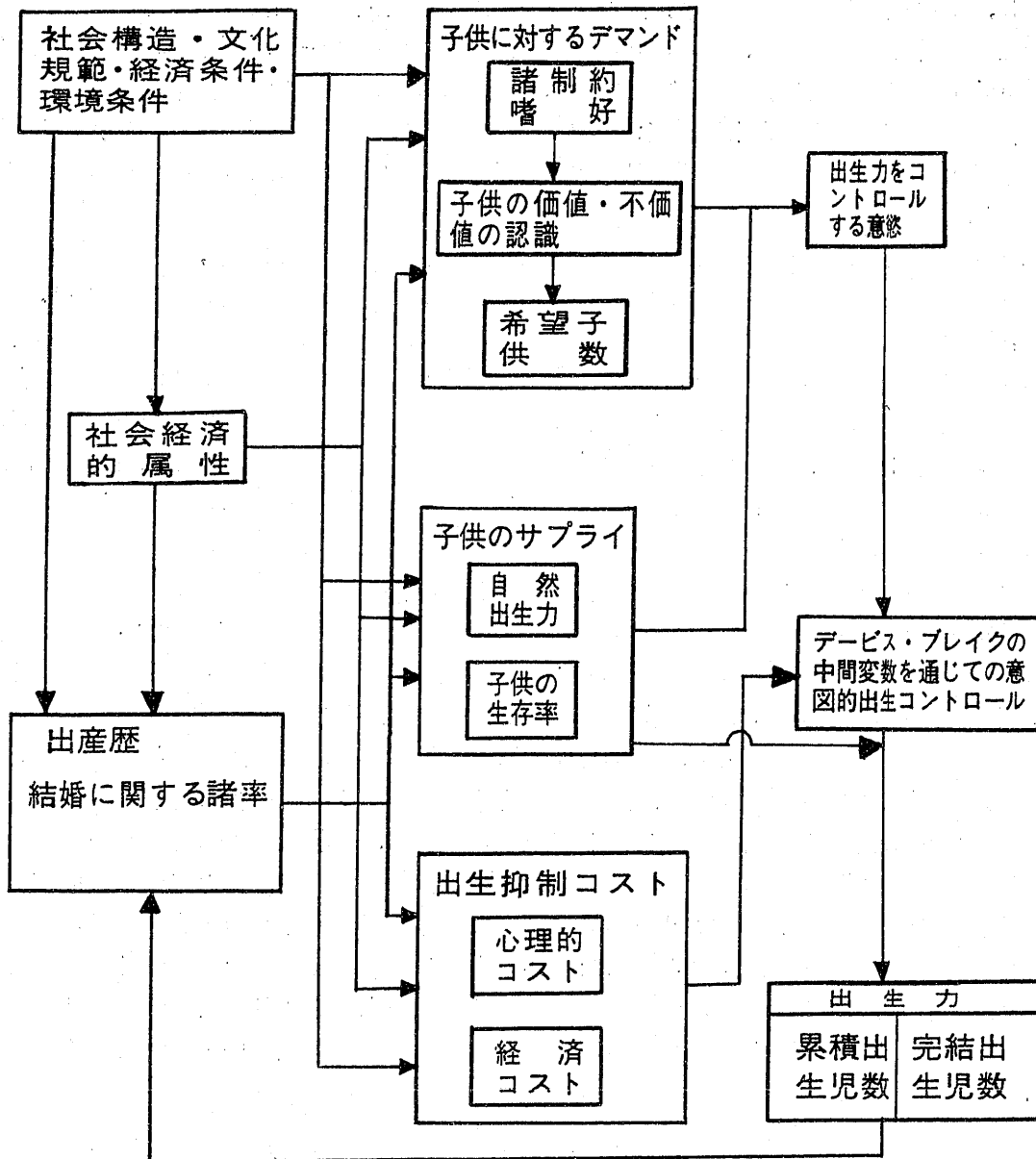
5) これについて、筆者は次の二つのペーパーで、アジア、太平洋地域と欧米を中心にレビューを行ったことがある。Shigemi Kono, "Regional trends in psycho-social research in fertility and family planning", *Population Research Leads*, No.9, Bangkok, ESCAP, 1981; Shigemi Kono, "Determinants and consequences of low fertility in low-fertility countries", ESCAP, Third Asian and Pacific Population Conference, 20-29 September 1982, POP/APPC. 3/SP/11. また阿藤・大淵氏はすでにいくらか試みている。

6) James Fawcett, "Cultural influences on fertility decisions: An analytic framework and some research issues", Paper No. 6, Working Group on Comparative Cultural Analysis of Fertility Decision Making, Tokyo, 29 September-2 October 1980, p. 3.

7) Richard Easterlin, "The economics and sociology of fertility: a synthesis", in Charles Tilly, ed., *Historical Studies of Changing Fertility*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1978, pp. 57-134.

8) John Bongaarts, "A dynamic model of the reproductive process", *Population Studies*, Vol. 31, No. 1 (March 1977), pp. 59-74.

図2 Committee on Population and Demography による出生力決定モデル



注：James Fawcett, "Cultural influences on fertility decisions: An analytic framework and some research issues", Paper No. 6, Working Group on Comparative Cultural Analysis of Fertility Decision Making, Tokyo, Japan, 29 September-2 October 1980, p. 3.

出生力の分析に関して、妊娠間隔・出生間隔といった時間的分析が必要なことは、次の人工妊娠中絶の問題から明らかであろう。今ある婦人が中絶を行う場合を考える。1回の中絶を行えば1つの出生を回避したと常識的に考え勝ちである。しかし今ある人口で1,000回中絶が行われたとして、それが実際に1,000の出生数を回避したことにならない。それは1,000の出生数よりはるかに少ない数しか妨げない。どれだけ出生数を回避したかを知るためには、各婦人の妊娠時間を数えなければならない。すなわち、1回の出生を行うためにはどれだけ月数がかかるのか、そして1回の中絶は時間的にどれだけそれに関係しているかを知らねばならない。

今、自然流産を考えに入れないとすれば、ある婦人の妊娠は2カ月目に中絶され、その後1カ月は一時的に不妊であるとする、計3カ月を要する。その後彼女は再び妊娠する能力を持ち、避妊を行わない状態で毎月0.2の妊娠確率に曝されると仮定する。以前の妊娠する能力を持つ状態に戻るためには、中絶前後を入れて3カ月、それに中絶以前に毎月0.2の妊娠確率だと5カ月に1回妊娠することになるから、確率的に中絶以前の2カ月からさらに遡って5カ月前に妊娠できる能力で出発したことになる。そうしてみると8カ月の時間が、今回の妊娠に直接関係のない以前の状態からかかったことになる。他方、実際に出産をする場合、平均一回のサイクルが完全に完了するために、月別のfecundabilityが0.2のとき平均22カ月かかる⁹⁾（まず通常妊娠可能な状態から妊娠するまで平均的にかかる月数は $\frac{1}{0.2}=5$ カ月であり、それに前回の妊娠期間の9カ月を入れて17カ月の妊娠→出産→アメノリア→無卵期→妊娠可能状態への復帰があるとすると、全部で22カ月かかることになる）ので、以上の平均して1回の出産のサイクルに対して中絶に要する月数の比は8/22にすぎない。以上の推理によると一つの出生を回避するためには、避妊を行っていない状態だと3回中絶をしなければいけないことになる。こうしてみると、避妊と中絶がどれだけ出生率の低下に貢献したのか、あるいは1950年から1960年まで急速に低下した普通出生率のうちどれだけが避妊により、どれだけが中絶によるのかを正確に計量することは意外に複雑で、このような生物人口学的知識と枠組がないと困難であることが理解されよう。

さて、ひるがえって、形式人口学の歴史は、ある見方をすると、ある人口現象demographic eventが起りその発生率を計算するのだが、最近になればなるほどそのeventについて人口のどの部分が実際に起る危険にさらされるかを明確化して行く過程、つまり危険が起る可能性のある分母人口をより明確に限定する過程であったと考えられる。まず最初に普通出生率が考えられ、それは人口全体を分母としたものであるが、これを15~49歳の女子に限った方がより適切で、そこから総出生率 general fertility rate あるいは合計特殊出生率の概念が生まれた。さらに、出生が起る可能性のあるのは、その中の有配偶女子人口だけだとすると、これを分母とにおいて女子有配偶出生率の概念が生まれた。さらに、その中でN次の出生はN-1次のパリテイを持つ婦人にしか発生しないので、そこから女子有配偶者の年齢別・パリテイ別出生率が計算されることになる。そして、以上の妊娠周期を考えてみると、出生は妊娠の一部の結果にすぎず、妊娠という事象はすでに妊娠している婦人と、現在アメノリアや無排卵期 anovulatory period にある婦人には起らないので、実際に妊娠が起り得る可能性を持つ婦人人口は、有配偶で15歳から49歳までの、現在妊娠中でもなくアメノリアでも無排卵期でもないという限られた分母人口になってしまう。

このように分母を明確に規定して考えることは、出生行動を精密に分析するためきわめて重要なことで、これらを明確にしない限り、出生力の一般水準、例えば合計特殊出生率とか女子有配偶合計特

9) Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography*, New York, John Wiley & Sons, 1977, pp. 303-315.

殊出生率をいくらかひねりの利いた社会経済的指標と相関させても、靴をへだてて痒いところを掻くような結果になると思われるのである。

II 出生力分析方法の概観

出生力研究の一つの大きな目的は出生力の決定要因の解明、とくに数量的な解明である。これについて、今まで多くの研究が行われて来ているが、大別すると次の三つの方法があると考えられる。

- a 標準化理論による decomposition 法
- b 回帰分析あるいは多変量解析法によるもの
- c シミュレーションによる方法

1. Decomposition 法

第1の decomposition 法については、色々の方法があり、Evelyn M. Kitagawa のコンポウネツ・アナリシス、Ralph Turner の期待値法、Robert D. Retherford と Lee-Jay Cho の方法等色々なバリエーションがあるが、これらを比較検討するのは本稿の目的ではない¹⁰⁾。しかし、これら decomposition 方法の目的は、二つの時点あるいは二つの国の出生率を比較する場合、出生率の一般的指標が多分に構造的相違から来る影響を受けるところから、標準化の方法の応用によってその構造上の違いを取り除き、構造の影響を受けない特殊率の影響力を計量することである。今2つの時点、あるいは地域間に粗率（普通出生率を考慮してもよいし、合計特殊出生率を考慮してもよい）の相違が認められたとき、この粗率のどれだけが年齢、パリティ、配偶関係等による構造上の相違によるのか、またどれだけが属性別特殊出生率自体によるのか（たとえば、合計特殊出生率の差のうち、どれだけが各年齢階級の配偶関係構造の差によるのか、またどれだけが各年齢階級別有配偶出生率の差に由来したのか）を量的に示すことである。

例として、日本の合計特殊出生率の時系列的変化が年齢別有配偶率の差にどれだけ由来するのか、年齢別有配偶出生率にどれだけ由来するのかを示す計算結果を、表1として掲げる。表1は1925年以降5カ年おきの日本における合計特殊出生率の差を、以上述べたような二つの要素に分解したものである。ここでは属性は有配偶に関するものだけで、二つの属性を同時に扱う場合と異なり各属性の相互作用項 (interaction component) がなく、どの方法でも答はほぼ一致する筈である¹¹⁾。

表1によれば、1975年までは、合計特殊出生率の低下を説明するものとして、有配偶出生率そのものの低下によるところが大きかったが、1975～1980年の5カ年期間になると、有配偶率の変化(低下)が合計特殊出生率の低下に非常に大きく寄与したことを示している。しかもそれは-107.1%と100を越え、年齢別有配偶出生率の変化による影響は逆に+7.1%を示している。これは、有配偶出生率の

10) Evelyn M. Kitagawa, "Components of a difference between two rates", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 50 (December 1955), pp. 1168-1194, Ralph H. Turner, "The Expected-cases method applied to the nonwhite male labor force", *American Journal of Sociology*, Vol. 55 (January 1949), pp. 146-156; Robert D. Retherford and Lee-Jay Cho, "Comparative analysis of recent fertility trends in East Asia", IUSSP, *International Population Conference*, Liege, 1973, Vol. 2, pp. 163-181. なお安田三郎・海野道郎、『社会統計学』, 改訂2版, 丸善, 1977が標準化法による decomposition に詳しい。

11) decomposition の方法は前にも述べたように色々あるが、ほとんどの方法は、属性が2以上ある場合最後に相互作用項を設けて、いずれの属性にも純粹に分解できない残差を示すが、ラザフォード・チョウの方法はそれを何とかそれぞれの属性に割りあてて、解消しているところに特徴がある。

表1 日本の1925年から1980年までの5年間隔あるいは10年間隔における
合計特殊出生率の変化の decomposition

| 分析対象期間 | 期首 | 期末 | 合計特殊 出生率の差 | Decomposition | |
|-----------|-------|-------|---------------|--------------------------|----------------------------|
| | | | | 年齢別有配偶 率の差に由来 するもの | 年齢別有配偶 出生率の差に 由来するもの |
| 1925—1930 | 5.096 | 4.708 | -0.388 | -40.0 | -60.0 |
| 1930—1940 | 4.708 | 4.108 | -0.600 | -72.3 | -27.7 |
| 1940—1950 | 4.108 | 3.657 | -0.451 | -50.7 | -49.3 |
| 1950—1955 | 3.657 | 2.377 | -1.280 | -18.3 | -81.7 |
| 1955—1960 | 2.377 | 2.015 | -0.361 | -4.8 | -95.2 |
| 1960—1965 | 2.015 | 2.150 | +0.135 | +15.6 | +84.4 |
| 1965—1970 | 2.150 | 2.095 | -0.550 | -1.4 | -98.6 |
| 1970—1975 | 2.095 | 1.940 | -0.155 | +5.0 | -105.0 |
| 1975—1980 | 1.940 | 1.747 | -0.193 | -107.1 | +7.1 |
| 1925—1980 | 5.096 | 1.747 | -3.349 | -35.6 | -64.4 |
| 1950—1960 | 3.657 | 2.015 | -1.642 | -15.1 | -84.9 |
| 1960—1970 | 2.015 | 2.095 | +0.080 | +26.8 | +73.2 |
| 1970—1980 | 2.095 | 1.747 | -0.348 | -57.7 | -42.3 |

注：合計特殊出生率は5歳階級別出生率（各歳でなく）を基にしている。

出所：厚生省人口問題研究所高橋重郷技官によって計算された。不思議なことにTFRの分解は今まで発表されたものを見たことがない。今回のこれが始めてであろう。

方法：R. D. Retherford and L. J. Cho, "Comparative analysis of recent fertility trends in East Asia", IUSSP, *International Population Conference, Liege 1973*, Vol. 2, pp. 163-181による。

化は、むしろ合計特殊出生率全体を押し上げる力を持つことを意味する。その押し上げる力をキャンセルし、なお1980年現在1.747の合計特殊出生率の低さに引き下げたものは、有配偶率の低下の影響であることを示している。

以上のような比較的伝統的なdecompositionの方法、つまり比較する二つの時点あるいは地域の期間出生率の差を二つの静態的構造の差異とそれに見合う期間特殊出生率の差に分解する方法に比べ、よりダイナミックに、期間合計特殊出生率を以下の三つの要素に分解する試みがNorman B. Ryderによって企てられている。

- (1) 各コウホート合計特殊出生率の移動平均法によって得られる、出生力の quantum による長期的変化の指標。
- (2) コウホート平均出生年齢の移動によって把握される長期的な出生の時間的変化の指標
- (3) 以上の二つの相互作用項¹²⁾。

ライダーは期間合計特殊出生率を、一つはそれを実際に構成するコウホート別累積出生児数 ("quantum" と呼ぶ) と各コウホートにおいてその累積出生児数が形成される過程の時間的テンポ (平均出生年齢の変化) によって説明しようとするものである。このためには、いくたのデータの制約があるが、米国国立衛生統計センターは過去100年にも及ぶ年齢別・パリティ別出生率表を作成しているため、ライダーはそれに基づき、まだ出生が完了していない (truncated) 年齢に対する出生率、

12) Norman B. Ryder, "Trends in American fertility", in R. W. Hiorns, *Demographic Patterns in Developed Societies*, London, Taylor & Francis Ltd., 1980, pp. 15-54. ライダーは過去35年間期間出生率とコウホート出生率との転換の問題、そして期間出生率が、コウホート出生率はあまり変わらないにもかかわらず、出生のテンポの変化によって現象的に変化するメカニズムを研究している。

あるいは過去のデータのないところの出生率を、推計しているのが特徴的である。過去に遡っての推計については、1916年以前に起きたコウホート出生率の年齢分布は1917年のコウホート出生率分布と同じになるようにしてある。将来へ向っての、出生がまだ終了していないコウホートの累積出生児数およびその年齢パターンの推計はかなり難しいが、そこでは1975年における年齢・パリテイ別特殊出生率が将来一定となると仮定し、それから各コウホートの年齢別出生率を計算した。

ライダーの分析によると、戦後米国の出生率が期間合計特殊出生率3.0くらいから1957年の3.7くらいまで上昇したが、その場合累積出生児数の上昇の効果は0.424で、出生のタイミングによるテンポの要因は0.576であった。しかも累積出生児数を low-parity の効果と high-parity の効果に分けているが、前者は0.367、後者は0.042で、このことは戦後のベビーブームでも決して一家族あたりの子供数が増加したためではなく、出生テンポが早まるという早婚化と第1児出生の早期化による効果が大きいことを示している。そして、1961年以降米国の期間合計特殊出生率は急速に低下し、1975年に1.77（ライダーの分析は1975年まで）に至っているが、この低下も0.448が累積出生児数の減少の効果で、とくに高パリテイ出生が減少する効果が大きい。出生テンポの変化による効果は0.552で¹³⁾、最近起きた出生率の低下は出生タイミングの変化（晩婚と出生間隔の拡大）による方が、累積出生児数が低下した効果よりも大きいことを示している。

ライダーと大体同じような発想で、同じく期間の合計特殊出生率をコウホートの累積出生児数と出生のテンポに decompose する試みは、同じく1980年に Michael P. Ward と William P. Butz の二人の経済学者によって行われている¹⁴⁾。問題は出生タイミングにどのような指標を用いるかであるが、Ward と Butz は全体のコウホート累積出生率を1とすると30歳の時にその何%を達したかを表わした指標を作り、この変化を出生テンポの変化とみる。ここで詳しい説明は紙面の関係上避けるが、もう1つライダーの方法と異なることは、現在完結していない truncated されたコウホート出生率を将来いかに完結された形で推計するか点である。

ウオードとバッツの場合は、重回帰分析によって、出生力と密接に関連すると考えられるいくつかの経済的指標を投入し、現在出生力を完結していないコウホートに対する将来の完結出生児数、年齢別出生児数を推計している。そこで使用された経済指標は、夫の所得、婦人雇用率、婦人の機会費用等である。面白いことに、ウオードとバッツの結論は、米国で最近期間出生率が低下したのは予定完結出生児数の低下に由来するところが大きく、単に出生のテンポの変化ではないという。これは、ライダーの結論とは異なっており、両者の方法論、出生力の概念、モデルの相違によっていることを物語っている。

この両者の方法を日本の局面に応用し（あるいは第3の方法を編み出して）、日本の現在の低出生率の分析を行うことは興味深いことである。

ライダーとウオード・バッツによって扱われた出生力データについてみると、ライダーの研究は、米国の国立衛生統計センターが計算した1891年から1950年に生まれた女子コウホートについての年齢別・パリテイ（出生児数別）別コウホート出生率表 fertility table¹⁵⁾に基づいているので、出生力関係のデータは、ウオード・バッツのよりも秀れている。

13) Ryder 前掲書 pp. 38-41.

14) Michael P. Ward and William P. Butz, "Completed fertility and its timing", *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 5 (October 1980), pp. 917-940.

15) Robert L. Heuser, *Fertility Table for Birth Cohorts by Color, United States, 1917-1973* (DHEW Publication No. (HRA) 76-1152), National Center for Health Statistics, Rockville, Maryland, April 1976. その後の出生率表は *Vital Statistics of the United States* 各年次の Vol. I, Natality に掲載。

ライダーのと同じ分析を日本に対して行なうためには、まずこのコウホート出生率表 fertility table から作成しなければならない。このコウホート出生率表の作成方法は1954年 Whelpton が始めて発表したコウホート出生率分析において用いた方法¹⁶⁾と基本的に同じであるが、これは龐大な計算を含む。出生率表において軸となる一つの出生力の指標は年齢・パリテイ別出生率(age-parity specific fertility rate) であるが、とくに分母を有配偶女子に限りわが国の1961年と1971年に対して計算したものを例として表2に掲げている。これは1960年と1970年に対し国勢調査で出産力が調査され、女子有配偶人口の年齢別・パリテイ別構造が得られるので、これを分母とし、1961年と1971年の女子の年齢別・パリテイ別出生数を分子として割ったものである。このような指標が毎年あれば、有配偶率のデータとともに、出生力の構造を非常に適確に観察することができる。この際、分母のパリテイは $n-1$ 、分子はパリテイ n であることに注意されたい。 ${}^yF_x^n$ を y 年でパリテイ n 、女子の年齢 x の年齢・

パリテイ別出生率とすると、
$${}^yF_x^n = \frac{{}^yB_x^n}{{}^{y-1}Pf_{x-1}^{n-1}}$$
 である。

${}^yB_x^n$ は、 y 年において女子の年齢 x 歳でパリテイ n として生まれた出生児数、 ${}^{y-1}Pf_{x-1}^{n-1}$ は $y-1$ 年における女子人口（この例では有配偶人口）で $x-1$ 歳、パリテイ $n-1$ の状態にあるものである。

1960—61年、1970—71年に対して、年齢別パリテイ別出生率は求められるが、それ以外の年次に対して（あと1950—51年に対してだけは求められる）は、分子はあっても分母である年齢別・パリテイ別女子人口がないのでこのままでは計算できない。コウホート出生率表は毎年各歳に行わねば意味がないので、そのために、1950、1960、1970年次以外の年次に対して推計を行わねばならない。もし、わが国のように毎年女子の各歳別・パリテイ別出生数が得られれば次のような推定式によって適切な分母を得ることができる。

今一つの例として $y-1$ 年 $x-1$ 歳のパリテイ 0 の女子が y 年の 1 月 1 日に x 歳となりパリテイ 1 に移行する確率は（ただしこの場合だけ $x-1$ は妊娠可能年齢の下限、通常15歳、とする、

$$W_{x,y}^1 = B_{x-1,y-1}^1 (1 - kq_{m,x-1,y-1}) \dots \dots \dots (A)$$

である。この際 $B_{x-1,y-1}^1$ は $y-1$ 年に女子 $x-1$ 歳として生まれたパリテイ 1 の出生数、 k は年 $x-1$ で子供を生んだ女子が 6 カ月間に死亡する確率の、 x 歳の既婚の女子で 12 カ月以内に死亡する確率に対する比率、 q は年数 $x-1$ のある配偶関係の女子がその 1 年間に死亡する確率、 m は配偶関係の既婚を示す。一般にパリテイ n の（年齢 x 、 y 年）の女子人口を求めるには次の推定式を用いる¹⁷⁾。

$$W_{x,y}^n = W_{x-1,y-1}^n \cdot p_{m,x-1,y-1}^n + (1 - kq_{m,x-1,y-1}) (B_{x-1,y-1}^n - B_{x-1,y-1}^{n+1}) \dots \dots \dots (B)$$

p^s は 1 年間の生存率。あとは (A) 式の場合と同じ。

Decomposition の方法は、期間出生率の変量を期間別人口構造（静態）によって行う限りはやや機械的であり、妙味に乏しい。ある属性別人口構造の差異によって何パーセント、その属性別特殊出生率の総体的差異によって何パーセントが粗率の差を説明するかを数量的に知ることはもちろん意味があるが、それでは属性別特殊出生率がどのような要因によって影響を受けているかという点、この次元では答えることができない。以上のようにライダーの行ったダイナミックな decomposition あ

16) Pascal K. Whelpton, *Cohort Fertility: Native White Women in the United States*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1954.
17) Welpton, 前掲書, pp. 439-441.

表2 日本における女子有配偶人口の年齢別・パリティ別出生率
A. 1960—1961年

| 年齢階級 | パ リ テ イ | | | | | 全パリティ |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 1 | 1 | 3 | 4 | 5+ | |
| 15 — 19 | 0.437734 | 0.096875 | 0.056701 | 0.400000 | — | 0.344728 |
| 20 — 24 | 0.584602 | 0.173561 | 0.083354 | 0.072999 | 0.061780 | 0.342195 |
| 25 — 29 | 0.576601 | 0.285122 | 0.100586 | 0.066208 | 0.069027 | 0.249006 |
| 30 — 34 | 0.240302 | 0.219761 | 0.068389 | 0.039743 | 0.047596 | 0.095563 |
| 35 — 39 | 0.059052 | 0.060551 | 0.021157 | 0.013943 | 0.024957 | 0.026140 |
| 40 — 44 | 0.007682 | 0.008017 | 0.004738 | 0.003348 | 0.006795 | 0.005890 |
| 45 — 49 | 0.000489 | 0.000409 | 0.000366 | 0.000279 | 0.000397 | 0.000385 |
| 50 — 54 | 0.000008 | 0.000017 | 0.000024 | 0.000019 | 0.000029 | 0.000025 |
| 55+ | 0.000004 | 0.000005 | — | 0.000004 | 0.000003 | 0.000003 |
| 15 — 55+ | 0.326410 | 0.176739 | 0.055041 | 0.021550 | 0.008272 | 0.085925 |

出所：分子：厚生省1961年人口動態統計 分母：総理府統計局1960年国勢調査報告。

B. 1970—1971年

| 年齢階級 | パ リ テ イ | | | | | 全パリティ |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5+ | |
| 15 — 19 | 0.391432 | 0.062724 | 0.006606 | 0.000636 | — | 0.248824 |
| 20 — 24 | 0.679796 | 0.213604 | 0.082640 | 0.039431 | 0.008857 | 0.412860 |
| 25 — 29 | 0.586892 | 0.309548 | 0.081765 | 0.047965 | 0.063843 | 0.253476 |
| 30 — 34 | 0.255511 | 0.243582 | 0.057526 | 0.030965 | 0.045900 | 0.100190 |
| 35 — 39 | 0.074408 | 0.056419 | 0.013783 | 0.010072 | 0.020192 | 0.022707 |
| 40 — 44 | 0.011933 | 0.007271 | 0.001682 | 0.001287 | 0.003825 | 0.003231 |
| 45 — 49 | 0.000600 | 0.000335 | 0.000116 | 0.000084 | 0.000223 | 0.000193 |
| 50 — 54 | 0.000020 | 0.000014 | 0.000007 | 0.000005 | 0.000003 | 0.000006 |
| 55+ | — | 0.000004 | 0.000003 | 0.000002 | 0.000000 | 0.000001 |
| 15 — 55+ | 0.344880 | 0.181275 | 0.034169 | 0.009686 | 0.002883 | 0.083296 |

出所：分子：厚生省1971年人口動態統計，分母：総理府統計局1970年国勢調査報告。

るいはウオード・バツツのような重回帰分析と組み合った研究によって、本当にひねりの利いた sophisticated な研究になると思える。

2. 多変量解析による方法

多変量解析による出生力分析は最近非常に沢山欧米で行われており、また日本でこの方面の研究もあるので¹⁸⁾、ここで多変量解析による研究のレビューは行わない。ただ一つ言いたいことは、筆者が1966年に個人データに基づいて行った出生力の重相関分析以後¹⁹⁾、出生力の概念規定、調査技術、統計方法の観点等からみて格段の進歩が見られることである。因子分析法、パス・アナリシス法、多重分類法 (multiple classification analysis) 等の発展、及びそれらのコンピュータ・プログラム化によって、実地調査の個人データから計算が容易に行われるようになったことは特筆に価する。とくにパス解析法は、解析に因果関係を持ち込めるだけに非常に有望である。

ただ、ここで感じることは、時系列データや地域データを扱う場合はともかく (しかしこのような aggregate data を用いる場合は往々にして説得力を欠く)、個人データを基にして多変量解析を行うとき、ほとんどの場合決定係数、あるいはそれにあたる指標がせいぜい20~30%の程度に留まり、過半数を占める部分は仮定された説明変数だけでは説明できないことであろう。個人データにはあまりにもチャンスあるいは偶然の入り込む余地が多いためであろうか。一つは被説明変数が充分定義され、あるいは適切に指標化されてない面があるように思える。そういう意味で、次に述べる生物人口学的モデルのシミュレーション分析と cross-fertilization を行うことが必要と考える。

時系列データや地域データを用いる場合には相関係数やベータ係数 (標準偏回帰係数) およびそれに準ずる指標は確かに高いものを持つことができるが、その観察件数が少ないため、あまり多くの説明変数を導入することができないうらみがある。There are more crews than passengers. ボーイング747で旅行する場合、客が少なくて、乗務員の方が多いという珍現象があるとすると、多変量解析に用いる説明変数の方が観察件数よりも多くなる珍現象も起り兼ねない。そうなるとう偏相関係数やベータ係数が非常に高くない限り、標準誤差が大きくなって係数の有意性が失われてしまう。さらに根本的なことは、時系列や地域を用いる回帰分析では、変数は平均化されており、実際の事象の生起分布からあまりにも遠くなるのが指適されている。

3. シミュレーション分析

Jane Menken によれば、計量的なシミュレーションには次の三つのものがある。

- a. マクロ・シミュレーション
 - i 決定論的シミュレーション
 - ii 確率論的シミュレーション
- b. マイクロ・シミュレーション
 - iii 確率論的マイクロ・シミュレーション²⁰⁾

シミュレーションにはマクロ的とマイクロ的の種類があり、これが一つの次元を形作り、又決定

18) 阿藤誠、「わが国出生力の社会的決定要因」、『人口問題研究』、第157号 (1981年1月)、pp. 1-27; 大淵寛、『人口過程の経済分析』、新評論、1974。

19) 河野稠果、「出生力に及ぼす社会経済的要因」、『人口問題研究所年報』、第11号 (1966)、pp. 39-42。

20) Jane A Menken, "Biometric models of fertility", *Social Forces*, Vol. 54, No. 1 (September 1975) pp. 56-57; "Current status of demographic models", *Population Bulletin of the United Nations*, No. 9, 1977, New York, United Nations, 1978, pp. 22-23.

論的 (deterministic) と確率論的 (stochastic) シミュレーションに分けられ、これが第2の次元を形作る。そうすると、決定論的マイクロ・シミュレーションがあっても良さそうであるが、実際にはこの種のものはない。マイクロ・シミュレーションは、個々の婦人や人口の構成員を対象として扱い、その出生行動あるいは他の人口学的事象があたえられたパラメータを中心にしてそのまわりをほぼ正規分布する形で分布して行くので、常に確率論的あるいはストカスティックである。またマクロ・シミュレーションで典型的なのは、コンポネント法による人口推計にみられるように、例えば男女・年齢別の集団に一連のパラメータを与え（人口の一部にしか与えられないこともある——例えば女子年齢別出生率）、その成長あるいは推移過程を生成あるいは再生して行う手法であるが、マイクロ・シミュレーションのように平均値を中心とし、正規分布を形成してランダムに分布するのではなく、その結果は常にそれぞれ1個のみの数字となって現れる。マイクロ・シミュレーションには確率論的なものも一応理論的に考えられるが、実際には稀である。

マクロ・シミュレーションにせよマイクロ・シミュレーションにせよ、結果が数学的に決定されずに、シミュレーションをやってみなければ判らないという特徴がある。そうはいうもののマクロ・シミュレーションの場合は、一応数学式を与えることができ、答えは計算しないと確実に判らなくても結果は一つだけ確然と出るが、マイクロ・シミュレーションの方は、部分的には数学式を与えることはできるが、一貫した構造方程式を与えるものではない。しかし、そのため、データの許す限り、いくらかでも説明変数が増えられるという利点も持つ。もちろん、その場合、その加えられた変数の他の変数との配置、相互関係は厳密に規定されなければならない。

シミュレーション・モデル、とくにマイクロ・シミュレーションについては、筆者がすでに1979年にその概要について報告している²¹⁾ので重複は避ける。一言申せば、確率論的マイクロ・シミュレーションは人口学においては1960年代に急速に発達し、多くのモデルを生み出したが、そのほとんどは出生過程の人口学的、生物統計学的領域における分析に限定されていることに変わりない²²⁾。

図3は出生力のマイクロ・シミュレーションの原型（プロトタイプ）とも考えられる、リドレーとシェップスのモデルを示す。これは、人工妊娠中絶、避妊、そして避妊の use-effectiveness（方法の効果）、そして予定子供数といった比較的簡単なものばかりであるが、結婚—離婚—死別等の区別により人口の再生産の場を明らかにし、産後、あるいは死産（胎児死亡）後の一時的不妊状態、

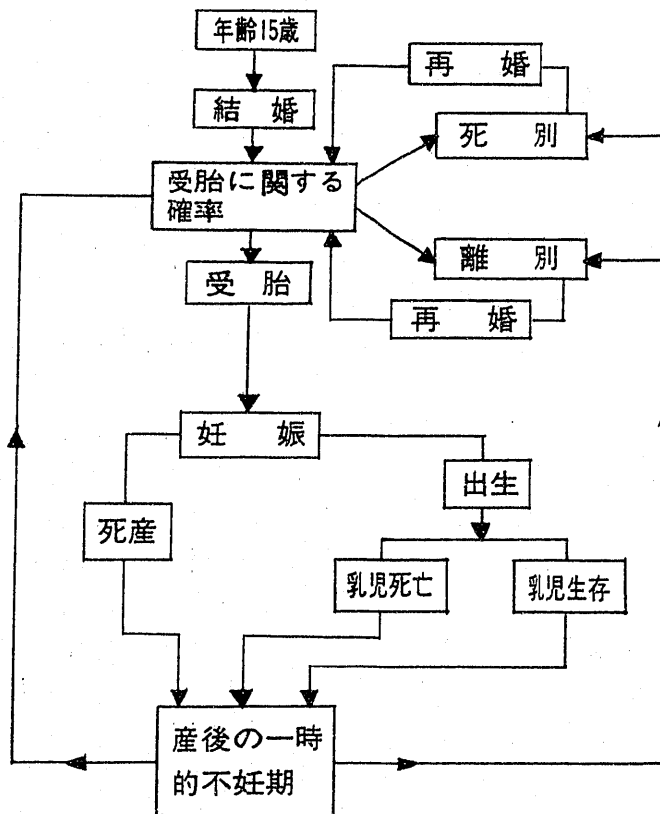
21) 河野稔果, 「人口推計の諸問題」, 『人口問題研究』, 第151号 (1979年7月), pp. 4-5. 及び pp. 13-16.

22) 前掲の Menken の論文の巻末に秀れた文献紹介が行われているが、1960年代にはとくに Mindel C. Sheps を中心として米国で行われた。しかし、この生物人口学的モデルの発達においては、フランスの Louis Henry の独創的な先駆的アイディアによるところが大きい。以下、代表的なシミュレーション・モデルの論文を紹介する。

Mindel C. Sheps, "On the time required for conception, *Population Studies*, Vol. 18, No. 1 (July 1964), pp. 85-97; J. C. Ridley and M. C. Sheps, "An analytic simulation model of human reproduction with demographic and biological components", *Population Studies*, Vol. 19, No. 3 (March 1966), pp. 297-310; P. A. Lachenbruch, M. C. Sheps and A. M. Sorant, "Applications of POPREP, a modification of POPSIM", in B. Dyke and J. MacCluer, editors, *Computer Simulation in Human Populations*, New York, Academic Press, 1973, pp. 305-328; Albert Jacquard, "La reproduction humaine in regime Malthusien", *Population*, Vol. 22, 1967, pp. 897-920; J. C. Barrett, "A Monte Carlo simulation of reproduction", in W. Brass, editor, *Biological Aspects of Demography*, London, Taylor and Francis, 1971., pp. 11-30; Ingvar Holmberg, *Fecundity, Fertility and Family Planning*, II, Gothenburg, University of Gothenburg 1972; M. C. Sheps, Jane Menken and Annette P. Radick, "Probability models for family building and analytical review", *Demography*, Vol. 6, No. 2 (May 1969), pp. 161-183; R. G. Potter and J. M. Sakoda, "A computer model of family building based on expected values", *Demography*, Vol. 3, 1966, pp. 450-461.

あるいはアメノリアを特に扱っている点に特徴がある。受胎に関する確率は、あとでわれわれが fecundability と言うべきもので、この fecundability と産後の一時的不妊状態が交互に現れて行くところに特徴がある。

図3 Ridley-Sheps の初期的マイクロ・ロシミュレーション・モデル



出所：J. C. Ridley and M. C. Sheps, "An analytic simulation model of human reproduction", *Population Studies*, Vol 19, No. 3 (March 1966), p. 301.

出生力のシュミレーション・モデルは、与えられた各種の要因が働いたときに、従属変数である(1)年齢別出生率、(2)婦人の出生パリティ、(3)出生間隔が、月別にどのように動いて行くかという、いわば女子の妊娠・出産活動の歴史を再生することである。マイクロ・シミュレーション・モデルは対象の広範囲な数学的処理をする必要がない。つまり各独立変数を構造方程式に入れて解を出す必要がなく、モンテカルロ法という、コンピュータによって乱数を発生させ、逐次それを2,000とか3,000とかの標本数の一つ一つにあてて妊娠、出産行動を決める方法によっている。乱数をあてはめるときは、与えられたそれぞれの指標の理論値によっている。例えば受胎が起ることは、モデルのfecundabilityの月別(厳密には月経周期毎の)の確率に従っている。結婚後の最初の月において(もし婚前交渉を認めないとすると)、乱数 R_1 , $0 < R_1 < 1$ と置くと、作り出された乱数は所与の受胎確率 0.2 と比較される。もし R_1 が 0.2 かあるいはそれ以下の場合は受胎が最初の月に起るとする。もし R_1 が 0.2 を越えれば、受胎は第2カ月まで延期される。第2カ月目は新しい乱数 R_2 がコンピュータによって発生させられ、0.2の値と比較される。もし乱数が 0.2 かそれ以下であれば第2カ月で受胎というこ

とになるが、0.2より大きければ第3カ月に繰り越される。こうして第n月まで繰り返される。n月のnの値は個々の受胎に対して異なるが、もし全部のサンプルを合計すると受胎の度数分布は第5カ月の数字を平均値として分布する筈である。

Ⅲ 厚生省人口研シミュレーション・モデル

1. モデルの構想

すでに触れたように、昭和55～57年度の特別研究プロジェクトは、日本の将来人口推計のために、とくに出生力セクターにマイクロ・シミュレーション・モデルを導入して、それを基にわが国の出生力構造の生物人口学的側面を精査し、第8次出産力調査の結果を後に利用することによって、新しい人口推計モデルを構築しようとしている。1982年12月の段階で、組み立てられたモデルは、国連人口部が1977年に作成したマイクロ・シミュレーション・モデルを下敷にしているが²³⁾、それは図3に示されているような基本的考え方を持つ。以下これについて簡単な説明を試みる。

図4に示された出生力シミュレーション・モデルを、図3のリドレー・シェップス・モデルと比較すると、いくたの改良・拡大の跡が直ちに明らかであろう。一つは避妊・中絶という、自然出生力を個々人の希望によって抑えようとする人為的要素が組み込まれたこと、そして人為的抑制には、社会・経済的要素と文化様式の要素が考えられたことである。次にfecundabilityは、夫妻の健康度、natural fecundabilityと性交頻度が考慮され、また産後のアメノリア形成に際して、母乳の投与いかに大きな影響を持つことを仮定している。また母乳投与の裏には文化様式の違いがあることを示唆している。

子供を産み、育て来た婦人のどの位の割合が母乳を与えて来たかの数字は、今まで系統的な調査が皆無と言ってよかったが、昭和56年度に特別研究の一環として行われた、「人口推計のための出産力特別調査」によってその一部が明らかとなり、早速シミュレーションにも用いられる。この調査によると、東京都杉並区、福岡市、弘前市の三つの都市を合計すると、全年齢で母乳のみは24.1%、主に母乳21.4%、主に人工乳29.6%で、全部ないし一部母乳を授乳している割合は75.1%である(表3参考)。また授乳継続期間と産後無月経期間は綺麗に正の回帰(相関)を示している。

図4の左肩にあるのが結婚に関連して、再生産活動の場に入って来る確率を表す。結婚確率に関して、1975年に対しては用意された日本人の初婚表²⁴⁾、1980年に対しては未発表の初婚表を用いてい

表3 母乳・人工乳授乳状況(最後の出産に関してのみ):杉並区、福岡市、弘前市(%) (カッコ実数)

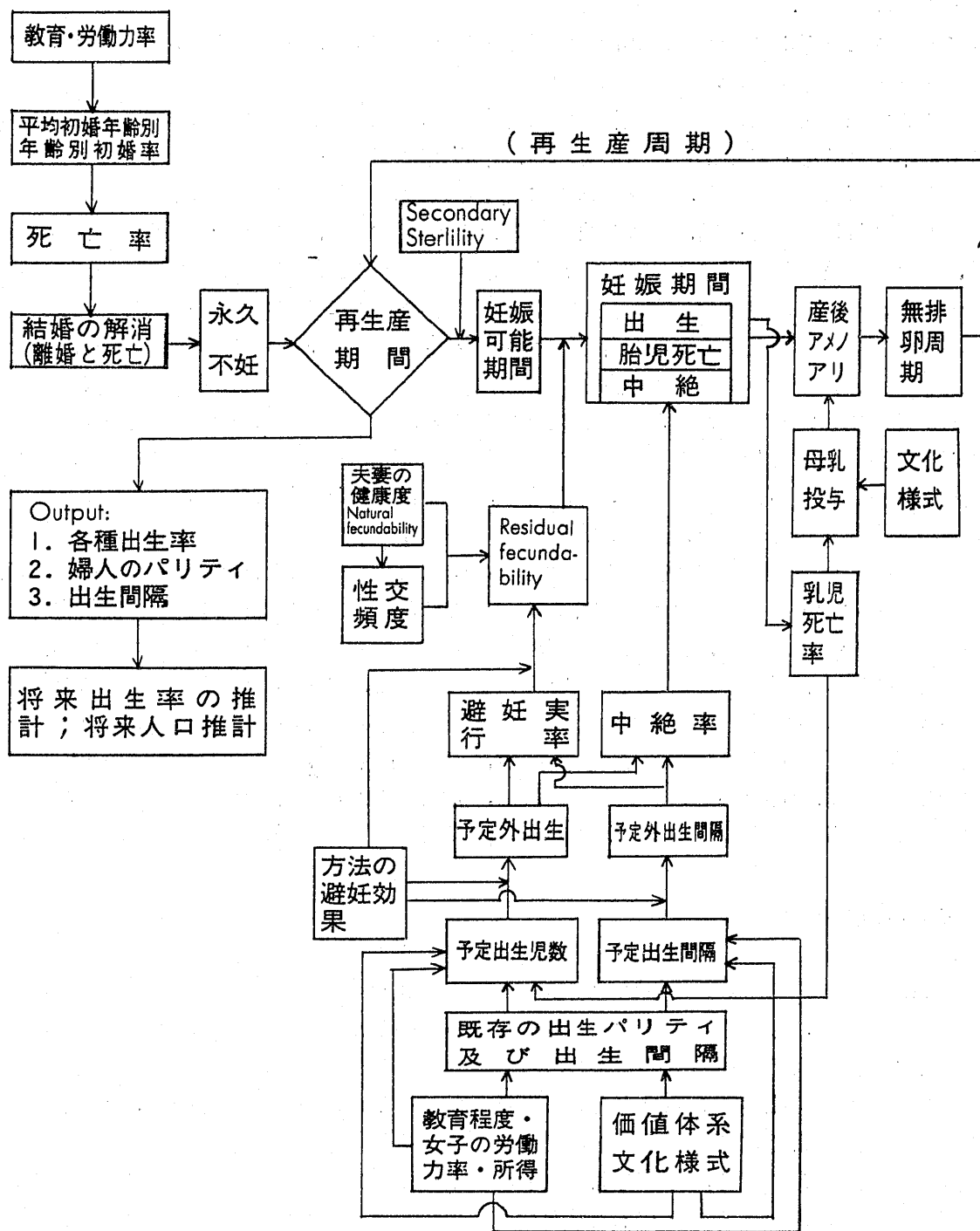
| モード | 3地域計 | 杉並区 | 福岡市 | 弘前市 |
|-------|---------------|-------------|-------------|---------------|
| 総数 | 100.0 (2,900) | 100.0 (915) | 100.0 (929) | 100.0 (1,056) |
| 母乳のみ | 24.1 (700) | 18.1 (166) | 25.1 (233) | 28.5 (301) |
| 主に母乳 | 21.4 (622) | 25.2 (231) | 20.8 (193) | 18.8 (198) |
| 主に人工乳 | 29.6 (857) | 34.8 (318) | 31.9 (296) | 23.0 (243) |
| 人工乳のみ | 22.7 (659) | 19.0 (174) | 20.2 (188) | 28.1 (297) |
| 不明 | 2.1 (62) | 2.8 (19) | 2.0 (19) | 1.6 (17) |

出所:厚生省人口問題研究所が1981年6月に施行した「人口推計のための出産力特別調査」集計結果から。なおこの調査は、各地域の内部では系統抽出法により国勢調査区を抽出し、その中の該当夫婦数(妻の年齢15～44歳)を対象としている。

23) Shunichi Inoue, "Choice of policy measures to affect fertility: A computer micro-simulation study", *Population Bulletin of the United Nations*, No. 10-1977, New York, 1978, pp. 14-35.

24) 青木尚雄・伊藤達也・山本千鶴子, 「日本人の初婚表——1975年——」, 日本人口学会, 『人口学研究』, 第3号, 1980年4月, pp. 30-35.

図4 出生力シミュレーション・モデルの基本的考え方（ブロック・ダイアグラム）



注・完成モデルは以上と若干異なる可能性もある。

る。離別，死別に関する確率は厚生省人口問題研究所で定期的に行われている「結婚の生命表」を参考とすることにした²⁵⁾。

図3に示されたモデルの構想は，1977年の国連人口部モデルの応用であるが，これについてさらに二三コメントをして置きたい。

(1) ここで取り扱うほとんどの生物人口学的変数は，実は前章で紹介したフリードマンの古典的図式にある中間変数をモデル化したものである。中間変数は，デービスとブレイクによると11あって，1. 夫婦生活に関する要因，(a) 結婚に関する変数，(b) 性交の頻度，状況に関する変数，2. 受胎の可能性に関する要因，(a) 自然不妊かどうかの状態，(b) 避妊を行っているかどうかの状態，(c) 人為的な原因により不妊か妊娠可能かどうかの状態，3. 胎内における胎児順調発育に関する要因，(a) 自然死流産率，(b) 人工妊娠中絶率²⁶⁾に分けられるが，これらはすべてこのモデルに入っている。またある変数は年齢・パリティ等によるマトリックスの形で入る。

(2) ところが，このいくつかの変数は，きわめて計量が難しいところから，そしてそれはたまたま影響力が比較的弱いところから，デービスとブレイクの言う中間変数を4つに簡略化してもかなりモデルとして動くのではないかと言う研究が現われた。John Bongaarts のそれである。ボンガーツの経験的なモデル作りの研究によると，中間変数，すなわちわれわれがここで言う生物人口学的変数のうち4つが最も重要だという。それは，(1) 有配偶率，(2) 避妊のインデックス，(3) 中絶のインデックス，(4) 産後の一時的な不妊状態である²⁷⁾。ボンガーツによれば fecundability，自然死流産率，永久不妊の諸確率はいずれも重要であるが，これらはグループ間，あるいは時間的に比較的に変らない変数だという。とくに，自然死流産率のセンシビリティは低いという。これらの生物人口学的変数は多くが厳密に計量することのできないものであるので，このボンガーツの観察は有効である。Fecundability については，その正確な値が実地調査から得ることが難しく，Henri Leridon が集めた数値²⁸⁾を使うか，あるいは数学的にガンマ函数，ベータ函数をあてはめての推定が用いられるが，これが比較的敏感に変らないということであれば，0.25から0.16までという幅をもたせ，あとはシミュレーションを実際に行う際中に適切なものを取捨選択するという操作ができると思われる。

2. モデルの効用

図4に示されたモデルは，最終的に人口推計に接続することを目的としている。このモデルは，毎年次出生600人，5歳階級グループのコウホートとして3,000人の女子人口を考える。このコウホートが50歳になるまで，与えられた生物人口学的確率のハードルを次々と越え，そこで起きた出生・妊娠イベントを記録しようとするものだが，これが推計に結びつくためには，次々と5歳ごとにずれて出生過程に入って行く出生時3,000人の5歳階級コウホートが，多くの変数についてコウホートごとに少しずつ変化するように仮定するのが現実的である。その場合，経済社会の変動，出産力調査等の時系列的な変化を読みながら，それぞれのコウホートにインプットして行かなければならない。

さてそうすると，人口推計のためにどれだけの数のコウホートが必要であろうか。図5に示されて

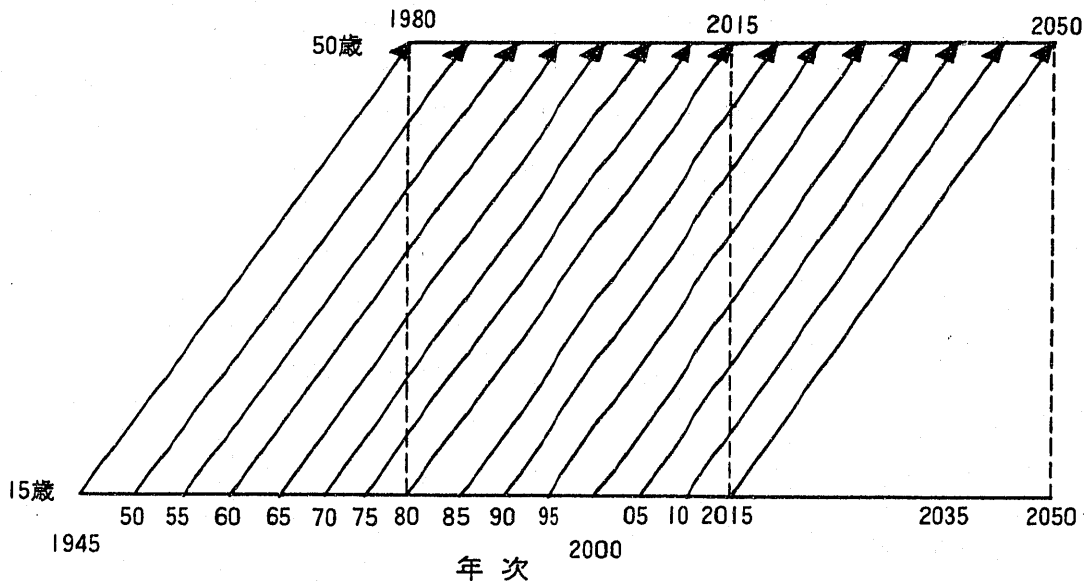
25) 前回のものは，金子武治，「結婚の生命表：1970年」，『人口問題研究』，第132号，1974年10月，pp. 11-18.

26) Kingsley Davis and Judith Blake Davis, "Social structure and fertility: an analytical framework", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. IV, 1956, pp. 211-235.

27) John Bongaarts, *The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables*, The Population Council, Center for Policy Studies Working Paper No. 57, May 1980.

28) Henri Leridon, *Human Fertility: The Basic Components*, Chicago, the University of Chicago Press, 1977, 第3章 fecundability.

図5 人口推計のためのコウホート要図



いるように、1980年に15歳であるコウホートが50歳の出産活動停止年齢になるときは2015年であるが、2015年に対する期間出生率が得られるためには、2015年に15歳になるコウホートを最終コウホートとおくと、全体で1945年から2050年までの105年間、5歳階級別コウホートで14個、各歳別で70個のコウホートが必要なことが理解されよう。

しかし、図4で示されたモデルの有力な用途は、日本の出生率の低下に際してどれだけの出生数が回避されたか、どれだけが避妊によって、また中絶によって回避されたかの計測であろう。

どれだけの出生数が回避されたかを計量することは、分析的に(シミュレーションを使わずして)は容易なようで仲々容易でない。これに関して古くはStix-Notesteinの方法があったが、1965年あたりからより近代的手法で、家族計画及び中絶の効果を計量する研究活動が起った。一つはLee-Isbisterのように、人口推計のような手法で過去の時点からスタートして、もし家族計画が行われていないときは現在こうなるという数値を計算し、それを実際と比較して効果を測定する方法であるし、またPotterやWolfersのように複合生命表(multiple decrement table)を使って計量する方法もある²⁹⁾。これらの方法の検討、そして日本に対する応用はきわめて興味のあるところであるが、別の機会に譲りたい。これらの方法は、いずれもいくつかの重要な仮定を必要とし、また多くのパラメータが関係し、そのあるものについては正確なデータが求められない。この点に関して、われわれの特別研究が計画しているマイクロ・シミュレーション・モデルで、妊娠実行率、中絶率を変えて効果を測定するのが別の有力な方法と考える。

3. 社会経済的要因の導入

出生力の有力決定要因として、15歳から49歳までの婦人の社会経済的属性とその家庭のバックグラウンドが大きな影響力を持つであろうことは疑いのないことである。それでは社会経済的要因をわれ

29) David Wolfers, "Births averted" in C. Chandrasekaran and Albert I Hermalin, *Measuring the Effect of Family Planning Programs on Fertility*, Dolhain, Belgium, Ordina Editions, 1975, Chapter 6, pp. 163-214.

われのモデルにどのように組み込むことができるであろうか。

われわれのモデルに社会経済的要因を組み込むことは、いくつかの生物人口学的変数に接して行うことができる。とくにそれが導入される“窓”は初婚年齢であり、出生のデマンド・サイドといわれる出生慾求・タイミング決定、すなわち具体的には予定出生児数と予定出生間隔であり、避妊・中絶の利用程度である。図2の米国の Committee of Population and Demography のモデルによれば、tastes (嗜好) と子供の価値・不価値の認識が出生慾求水準とタイミング決定に関連して行くが、日本の場合は、過去現在の厚生省人口問題研究所出産力調査の歴史的トレンドを示す結果を投入することができる。予定出生児数については、将来ほぼ一定のものとして与えることができる。

結婚に関しては、将来を占うことは非常に難しいが、社会経済的条件と結婚との間の関係は当分一定とし、それを過ぎると西欧に見られるように、平均初婚年齢が低下するものと予想することも考えられる。また、今後社会経済条件の変化とともに初婚年齢はさらに上昇、そして安定化することも考えられる。

文化的規範 cultural norms は、その有力な係り合いとして母乳の投与とその投与期間の長さに関連する。ここでは1981年6月に施行された「人口推計のための出産力特別調査」に見られた母乳・人工乳授乳別継続期間別の産後月経再開の分布に関するデータを利用することができよう。将来の仮説は、母乳授乳に対する文化的制約は弛緩し、母乳投与期間は短縮化することが考えられる。

IV 結 語

出生力分析に有用である decomposition 法、多変量解析法、そしてシミュレーションによる方法をレビューし、あわせて過去の古典的出生力分析モデルを紹介し、さらに当研究所で現在構成中のシミュレーション・モデルの骨格と問題点を示した。

シミュレーションには多くの利点、すぐれた点がある。とくにコンピュータ・タイムがあまり問題とならなくなったので、その方法の柔軟性、いくらでも変数を入れることができるという包括性で他の方法よりはるかに勝るが、他方、多くのパラメータに関して適切なデータがなく、推定に頼るか、またそれをシミュレーションの過程で残差的に求めなければならない欠点がある。シミュレーションは、金と時間と研究員の意欲さえあればいくらでも無限に現実近づけることができるが、金と時間と手間の限界効用を考えると、あまり複雑になり過ぎてもメリットはない。Leridon が言ったように³⁰⁾、可能性は無限であるが、人口全域を全部説明できる龐大な完全モデルを作ることができないし、また標本誤差が常につきまとうので、それぞれの単目的（例えば家族計画の出生率低下に対する効果の測定）に応じた効率のよいモデルを構築することが望ましい。

30) Leridon, *op. cit.*, p. 135.

Demographic Models and Fertility Analysis

Shigemi KONO

This paper aims at reviewing various methods of fertility analysis. According to the author, three distinct methods of analysis have usually been applied to the field of fertility and fecundity. First, the decomposition technique, second multivariate statistical analysis, including multiple regression analysis, multiple classification analysis and path analysis, and third macro- and micro-simulation. The third category of analysis has increasingly been used in the bio-demographic analysis of fertility.

After the review, a description has been made of the Institute's current activities of the simulation model-building on fertility and birth interval of the Japanese women which is being in preparation under the Special Project of Strengthening the Methodology of Demographic Projections. Inasmuch as many practical data on fertility, including fecundability, practice of breast feeding, length of amenorrhea, etc. are unknown, a special field survey has been conducted, drawing a sample of approximately 3,000 married couples and inquiring of their experience of pregnancies, abortions, breast-feeding, birth intervals, etc. Some of the survey results will be used in the simulation model.

The present paper also presents a list of tentative research agenda for the field of fertility analysis of the Japanese women to be conducted by the Institute of Population Problems in the near future.

わが国における地域人口推計の系譜

河 邊 宏

I はじめに

地域人口推計に用いられる手法は、一般に、数学的方法、単純要因法、コーホート生存(要因)法、社会・経済指標の予測値にもとづく方法、人口学的モデルによる方法に大別されるが¹⁾、実際に地域人口を推計しようとする場合にどの手法を採用するかは、推計結果の利用目的、利用可能な基礎データの種類、推計作業に許される時間や労力、費用の如何などによって決まってくる。他方、(地域)人口推計は、どのような手法によるものであれ、過去の人口増減のパターン、あるいは人口増減の要素——出生、死亡、人口移動——のそれぞれの過去のパターンを将来に投影するのを基本とする、きわめて機械的な作業である。しかし、一見して機械的であるように見受けられる地域人口推計も、それを詳しく見ると過去の推計の単なる延長ではなくて、過去の推移の総合的な要因分析の結果から得られた、さまざまな知見にもとづく仮定設定に沿った将来への延長である場合が多い。

その意味では、地域人口推計を行うのに最も重要な手続きは、どのような手法によって地域人口を推計するかを考えることではなくて、過去の推移の要因分析結果にもとづく、人口数あるいは出生・死亡・移動という人口変動の要素が将来どのようになるかを見通すこと、あるいはそれらの将来に対するどのような仮定を設定するかである、ということになる。重要なことは、推計結果の評価がこの見通し、あるいは仮定の如何によって決まってくるといって、たとえ高度に複雑な手順を必要とする手法を駆使した推計結果であっても、それが高い評価を受けるとは必ずしも言い得ないし、地域人口の将来を安全に見通し得るものでもないのである。

わが国でも1960年代以降、各方面で数多くの地域人口推計が試みられてきた。これらを見ると、初期には人口総数の推計が中心で主として数学的方法が採用されていたが、その後男女・年齢別の人口推計が試みられるようになり、コーホート生存(要因)法にはじまって、計量経済学的手法を応用したもの、また最近では、ロジャースその他によって開発された多地域生命表を応用する地域人口推計など多様な手法による地域人口推計がみられるようになった。

本稿は、このような多種多様な地域人口推計のおもなものについて、仮定設定のし方を中心に検討し、これからの地域人口推計手法のあり方を探るための資料を提供しようとするものである。以下においては、まずどのような仮定設定がおこなわれたかを、推計手法ごとに概観し、ついでそれをまとめて全体の流れを把握するようにつとめている。

II 推計手法別にみた地域人口推計と仮定設定

1. 数学的方法による総人口推計の場合

周知のように数学的方法により地域人口推計を行うのには、過去の複数年次のデータを必要とするのみであるし、計算手順もきわめて簡単であるために手軽に行うことができる。しかし逆に、このよ

1) ここではIUSSPの分類に従っている。これについては次を参照のこと。

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

うな簡便さは、あてはめるべき予測式の選定、あるいは人口数の将来の動きに対する仮定設定の慎重かつ十分な検討が特に必要であることを意味している。また、過去の人口数の推移に最もあてはまりの良い予測式を利用して機械的に将来人口を算出するのは、推計の出発点となる基準年次から2～3年先までの人口の場合には十分であろうが、数年あるいはそれ以上先までの人口数の推計の場合にはあまりにも安易でありすぎると言って良い。

そのためにわが国でこれまで試みられてきた数学的方法によるある程度長期の（と言っても何十年という長いものではない）地域人口推計では、予測式の選定にも、また仮定の設定のし方にもさまざまな工夫が為されている。

その典型例としては、早くから各地の人口総数の推計を試みてきた濱の、都市地理学的・地域人口学的知見にもとづく大都市圏内の人口推計があげられる。

まず日本で試みられた地域人口推計のなかで最も初期のものに属する1963年の東京都区町村別の人口推計では、1950年、55年、60年の3年次の国勢調査人口と1950年から61年までの毎年の配給人口とを過去の人口数推移の分析に利用するとともに、これらを用いて予測式を決定し、それを将来へ延長することによって将来人口を推計するという基本方針を立てている²⁾。そして過去の人口数の推移パターンから都内の区市町村を「都心部」、「中間区部」、「周辺区部」、「南北多摩地区」、「西多摩地区」の同心円状に並ぶ5つの地域に分類し、当時人口が減少していた唯一の地域である「都心部」は、「ビジネスセンターとしての性格を有し、その発展に従い種々の事由から住宅地としての適性を失いつつあるために、当時減少傾向にあった人口は、将来も直線的に減少する」と想定され、また人口数は増加傾向にあったものの1955年を境に増加率が漸減傾向に変化した地域である「中間区部」は、「商業地帯であるこの地域の人口収容力が限界近くに達して………、常住人口は近い将来増加傾向にピリオドを打ち、以降安定するであろう」と考えられるところから、ロジスティック曲線の形態を取る変化が想定されている。その他の地域は、まだ農地が広く残っているところであるために、近い将来は過去と同じような人口増加傾向をたどると考えられるから予測式としては直線が適当であるとされている。

また1964年の神奈川県市町村別の人口推計では、当時の市区町村で人口増加率が年々著しく上昇していたものの、これら人口増加市町村では近い将来、人口増加率が一定の限界に近づいて行くとの大前提が立てられた³⁾。この点は、少くとも推計期間は人口が直線的に増加すると考えられていた東京都の「南北多摩地区」や「西多摩地区」とは大きく違って、同様に宅地への転用の可能な土地が広く残っていても人口収容力が推計期間（1975年まで）内に限界に達するとされている。そして、1950年、55年、60年の3年次の国勢調査人口から求められるロジスティック曲線が予測式として採用された。ただ東京都の「中間区部」とは異って、神奈川県市区町村では人口増加率が当時上向きであったことから、ロジスティック曲線の上限值を先に決めておく必要が生じ、そのために、市区町村別の人口増加率と人口密度との相互関係を分析することによって、この限界を決定するという工夫が為されている。

こうした大都市圏内の人口増減パターンの解釈とその人口推移への適用はさらに整備されて、最終的にはつぎのような方式となった。即ち、「地域人口変動は、本来、すべての地域が他の地域との相互関係のなかで推移するものであり、従って、ある特定地域の人口変動は、この地域を含めたより広汎な地域人口変動のなかに位置づけて条件設定することが可能であり、必要でる」が、「これを経験

2) 東京都、『東京都区市町村別将来人口推計結果報告』、推計人口資料 第5号、1962年。

3) 神奈川県、『神奈川県将来人口の推計（三訂版）』、神奈川県、1964年。

的事実にもとづいていえば……(1)地域人口の年次変動は、各地域ごとにその増加率が最高になる時期とレベルとが示され、それらをいくつかの類型に区分できる。それを人口密度と増加率とによる基本区分で考えるならば、(A)高密度・人口減少地域(都心地域)、(B)高密度・人口停滞地域(都心隣接地域)、(C)中密度・人口激増地域(近郊成長地域)、(D)低密度・人口漸増地域(周辺開発地域)、(E)低密度・人口減少地域(外周農村地域)の5段階となる。(2)この5段階を地域の相互関係パターンとして示せば、中心地域Aから接続して周辺地域Eに至るまで、人口変動は地域的に連続して推移し、全体として一つのパターンを形成する。(3)この人口変動のパターンは、一時点において地域的に実存するが、これを時系列としての段階に置きかえて考えるならば、特定地域の人口変動は、今後、内側の段階へ移行するものとして仮定することができる」とされた⁴⁾。そして、このような基本概念による仮定設定の方法を「地域バランス」法と名付け、それぞれの段階に適用可能な予測式を呈示した。このなかでCとDの段階ではロジスティック曲線の上限値をあらかじめ決めておかなければならないが、そのために、都心からの距離と人口密度との関係から上限値を決める方法(密度曲線法)、人口密度と人口増加率との関係から上限値を決める方法(密度・増加率法)、人口集中地区の面積比と人口密度との関係から上限値を求める方法(D I D密度法)などが考案された。

以上を要するに、濱の仮定設定は大都市の発展の過程にみられる地域構造に関する都市地理学的・地域人口学的研究成果をふまえて、幾つかの類型に分類される人口推移のパターンを大都市圏の地域構造との関連でとらえ、大都市圏の一層の発達とともに、同心円状に形成される地域構造が段階的に外側へ移行して行くとの想定のもとに、或る時点における或る地域の人口は、次の時点には、その地域に内接する地域の人口の変化パターンをだどるものとしたのである。

ところで、これまで述べてきた濱の人口推計の仮定設定は、直・曲線を示す予測式によって直接将来人口を推計しようとしたものであるが、同じ数学的方法に分類される手法で比率法として知られているものについても触れておく必要がある。

それは、「人口推計に際して、人口数系列のデータとしては、……、人口実数、人口伸び率、人口シェア(比率)、特化係数などが考えられるが、大都市圏域内人口は変動が大きいので、人口実数や伸び率で予測するよりも、人口シェアによる変化のほうが安定性をもっている」⁶⁾という利点を此の比率法は持っているからで、諸外国ではかなり適用されているが、わが国での適用例は少ない。岡崎は此の方法の適用例を解説した際に、「通常前提にされることは、地域人口の全国人口に対する比率が長期趨勢的に一定のパターンに収斂することである」と述べているが、この想定は年齢別の出生率、死亡率の地域差が全くなり、かつ人口移動が全くなる(あるいは各地域の年齢別純移動率がすべてゼロとなる)という極端な仮定のもとでのみ成立する前提であって、現実的ではない。従って、このような前提で地域人口が推計された場合の推計結果は、分析的・実験的意味あいを多分に含んだものであるといつてよい。また濱の試みた比率法による近畿府県の市区町村別の人口推計でも、各市町村人口の所属する府県人口に示める比率の過去の推移から5つの類型を抽出し、それぞれの類

4) 濱英彦,「地域人口予測の性格と推計方法」,『人口問題研究』,第155号,1980年,pp.21-45.

5) 同様な考え方が大都市圏以外の地域でも適用されている。1965年に試みられた全国都道府県別の人口推計がそれで、ここでも過去の人口推移のパターンから5つの類型が区分され、各類型は全体として一連の変化形態を取ると想定されている。

厚生省人口問題研究所,『都道府県将来推計人口,昭和40—70年』,研究資料 第164号,1965年.

なお,地域人口推計については次が参考となる。濱英彦,『日本人口構造の地域分析』,千倉書房,1982.とくに,pp.188~218.

6) 濱英彦,「近畿圏6府県における市区町村別夜間および昼間将来人口の推計」,『人口問題研究』,第102号,1967年,pp.30-41.

7) 岡崎陽一,『人口統計学』,古今書院,1980年,p.218.

型の比率の将来のパターンを仮定しているが、いずれも最終的には一定のレベルに接近するものとしていて、岡崎の想定と同じように、窮局的には地域人口比率が一定となることを仮定していることになる。

2. コーホート生存（要因）法による場合

コーホート生存法によって男女・年齢別の地域人口推計を行った例は数多い。地方の自治体に於て、人口を総数ではなくて年齢別に把握することが行政上必要となってきたためでもあるが、この数多い推計の結果報告、あるいは推計結果表には、仮定設定に対する詳細な記述に欠けているものが多く、本稿の検討の対象とはなり得ないものが大部分である。

(1) 出生率・死亡率・純移動率の仮定にもとづく場合

コーホート生存(要因)法と呼ばれる手法で地域人口を推計するためには、男女・年齢別の生残率、女子の年齢別の出生率、男女・年齢別の純移動率のそれぞれについての仮定設定を行う必要がある。そのなかで地域人口の変動に与える地域的な影響が比較的小さい生残率と出生率は、全国人口の生残率と出生率の予測値をそのまま適用することも可能であるし、対象地域の数が一つあるいは少数の場合には、それぞれの地域の最新のデータをもとに全国値を修正したその地域独自のものを使うことも可能である。

他方、男女・年齢別の純移動率は、年齢による率の差が甚だ大きく、また地域間の差がかなり大きいために、全年齢にわたってそれぞれの純移動率の仮定を地域ごとに設定するのは非常に困難である。そのため、これまで試みられてきたものの仮定設定は比較的単純である。

たとえば小林は、京都市の将来人口の推計に際してあらかじめ推計された、1960—65年、1965—70年、1970—75年、1975—80年の男女・年齢別純移動率を分析して、1980年以降1975—80年の純移動率パターンがそのまま持続する場合と、1970—75年のパターン（1975—80年のパターンと比較すると期首年次で10—14歳、15—19歳のコーホートの純移動率——流入超過率——がやや低く、その他のコーホートの純移動率——流出超過率——がやや高いパターン）にもどる場合が、考えられる将来の京都市の人口の最大値と最小値をもたらしものとの仮定設定を行っている。

また1978年の東京都男女年齢別の人口推計では、各年齢コーホートの過去の純移動率を予測値にあてはめて将来の純移動率を推定するという方法を採用している⁸⁾。即ち、まず50歳以上の男子、25歳以上の女子ならびに14歳以下の子供は、25—49歳の男子に伴って移動し、15—24歳の男女は単独で移動するものと想定する。ついで、1972—76年の男女・年齢別の住民基本台帳の登録人口を利用して、コーホート生残法によって毎年の男女・各歳別の純移動率を推計し、このなかで自律的又は独立的な移動形態を仮定した年齢層については、男子は15—21歳、22—24歳、25—49歳、女子は15—21歳、22—24歳にまとめたのち、それぞれ、移動率の過去の推移を将来に投影する。また随伴又は比例的な移動形態を仮定した他の年齢層は、過去の男子の25—49歳の純移動数との比から最小自乗法で得られた傾向線を用いて将来の随伴比率を推定し、さきに求められた男子の25—49歳の純移動推計の推計値に掛けて推計する、という方法によっている。

東京都の推計における仮定設定は、以上からあきらかなように、単独移動を行うグループと随伴移動を行うグループとに分けて考えた点に新しい工夫がみられるが、単独移動を行うグループの将来の

8) 小林和正、『2000年までの京都市人口の推計——男女・年齢別人口編——』、騰写刷り、1981年。

9) 東京都、『男女年齢（5歳階級）別人口の予測』、推計人口資料 第25号、1978年。

純移動率の推定は、数学的方法によるという、きわめて機械的なものであるということが出来る。

最後に、1979年に試みられた東京都三多摩地区の人口推計では、まず1960—65年、65—70年、70—75年の男女・年齢別の純移動率を推計し、そのパターンと変化の分析から、将来の純移動率の年齢パターンは、地域人口バランス法と同様な考え方、即ち地域の純移動率の年齢パターンは地域系列的に移行するとの前提を置くとともに、各年齢の純移動率は年齢パターンの移行とともに縮少して行くと仮定して将来の男女・年齢別純移動率を設定するという方法がとられている¹⁰⁾。

(2) コーホート変化率の仮定にもとづく場合

コーホート変化率による地域人口の推計手法は、男女・年齢別の出生率、生残率、移動率のすべて、あるいはそのいずれかのデータが欠けている地域人口の、男女・年齢別の将来人口を推計する場合の、コーホート生存（要因）法の簡便法として考えられたものである。推計のために必要なデータは過去の幾つかの年次の男女・年齢別人口数のみであることから、特に町や村、あるいは市のなかの特定の地域など規模の小さな地域人口の推計を行う場合に有効な手法であると考えられる。しかし此の方法を適用した実際の推計例はそれほど多くなく、ここで取りあげるのも3例のみである。

まずコーホート変化率の将来に対して最も単純な仮定を設定した例としては、1974年の都道府県別の男女・5歳階級別の人口推計にみられるような、唯一つの仮定にもとづく地域人口推計がある¹¹⁾。即ち、最も近い過去の5年間（ここでは1965—70年）のコーホート変化率が将来もそのまま維持されると想定され、1970年を基準年とする20年間の都道府県人口が推計されているのである。黒田らは、推計結果の分析のなかで「計算どうりの（人口——著者註——）分布が将来実現するとはいえないが、そのような可能性が多分に予想されることは確かであろう」と記していることから明かなように、基準年の直前の5年間のコーホート変化率が、かなり高い確率で将来も続くと考えているようであるが、此の推計は、将来の人口分布の一つの可能性を示すにすぎない、いはば試算の域を出ないものであると言って良いように思はれる。

これに対して1982年に試みられた、東京都北区の地区別の人口推計では、2種類の仮定が設定されている¹²⁾。

東京都北区では1967年をピークとしてそれ以降人口は減少に転じ、しかも近年に至るほど人口の減少傾向を強めてきたが、居住条件その他で以た性格を持つ荒川区や台東区などで最近人口の減少傾向がやや緩んでいる。そこで、北区でも近い将来人口の減少傾向が近隣の他の区と同様緩んでくると考えられるので、そのような場合と過去の人口減少傾向が将来も維持される場合との2局面を想定し、それに合わせたコーホート変化率の仮定値が設定されているのである。具体的には、過去の人口減少傾向が将来も維持される場合は、1976—81年の5年間の地区別のコーホート変化率をそのまま各地区に適用して地区ごとに20年間の推計を行い、過去の人口減少傾向が緩和される場合は、(i)50歳以上のコーホート変化率は別途推計された日本人口の生残率と同じとし（純移動率が0であると考えたものとほぼ一致する）、(ii)1976—81年のコーホート変化率が1.00以上の年齢層はその変化率をそのまま適用、(iii)それ以外の、コーホート変化率が1.00未満の年齢層は、コーホート変化率と1.00との平均値を適用する（流出超過率が縮少すると考えたもの）とし、これが1981—86年に実現されると仮定して、各地区ごとに20年間の推計人口を算出する。さらに、人口減少が緩和された場合に設定されたコーホ

10) 国土庁大都市圏整備局、『多摩地区中央線沿線地域整備計画調査報告書』、地域開発センター、1979年。

11) 黒田俊夫・岡崎陽一・山口喜一、『地域人口の将来展望』、人口資料 第1号、(財)人口問題研究会、1974年。

12) 北区人口推計研究会、『北区の人口推計等調査報告書』、東京都北区企画部、1982。

ート変化率が1996—2001年に実現され、その間は1976—81年のコーホート変化率から直線的に変化して行く場合と指数曲線に沿って変化する場合の推計値を算出する。さらに、こうして求められた4種類の将来人口数を1982年の実績値と比較して、地区別に実績値に最も近い推計値を持つケースを選び出し、それぞれのケースの推計値を合計したものを北区人口の中位値とする。なお高位値は前記の人口減少傾向が緩和されると想定した場合の地区別の推計値の合計であり、低位値は人口減少傾向がそのまま維持されると想定した場合のものである。

最後の例は、濱の試みた東京都の男女・年齢別の人口推計であるが、ここでは、過去のコーホート変化率を指数曲線を中心としてロジスティック曲線を援用して予測式を求め、それをを用いて将来のコーホート変化率を推計するという、数学的方法が採用されている。ただし、将来のコーホート変化率はどのコーホートでも低下傾向が緩和されるという想定がなされている¹³⁾。

なお、コーホート変化率法による地域人口推計の場合には出生数、あるいは0—4歳人口の推計が別途必要であるが、黒田らは、別途推計された日本全国の出生数を地域別の女子の15—49歳人口比によって各地域に配分し、北区では過去のデータから求められる child-woman-ratio を用い、濱は過去の出生数の推移を将来に延長する、という方法を取っている。

3. 社会・経済指標の推計値にもとづく地域人口推計の場合

過去の社会・経済指標の推移と人口数や人口数の変動要素の推移との間にみられる相関関係を何らかの方法で把握し、その関係が将来も変わらないという前提のもとに、社会・経済指標の予測値から将来の人口数、あるいは将来起るであろう人口数の変動要素の変化を推計しようとするのが、此の方法で、わが国では比較的最近になってから見られるようになった。それらは推計の具体的な方法から言って2つに区分することができる。社会・経済要素の予測式を求めてその将来値を算出し、それから人口数の将来値を推計しようとする行き方と、システム・ダイナミックスの手法を導入して、人口現象をそのシステムのなかに組み入れ、システム全体のなかで将来人口を推計しようとするものの二種類がそれである。

前者の例としてあげられるものは、東京都が、1967年、1972年、1977年に試みた都下の区市町村別の人口推計であり¹⁴⁾、後者の例としては、1975年に社会工学研究所の試みた全国の地方別の男女・年齢別の推計や関西情報センターが1977年に試みた大阪市隣接都市圏内の年齢別人口の推計、1981年の三菱総合研究所の県別人口の推計がある。

東京都の試みた人口推計は、各区市町村の総人口の推計である。東京都では、これまで主に数学的方法で区市町村別の人口推計を行ってきたが、それを1967年以降エコノメトリックスの手法を導入した人口推計へと手法を変えた。地域人口が「形式人口学的な接近方法ではじゅうぶんに良好なフィット(適合度)をえることができない複雑な変動を示し」ているうえに、「人口が増加から減少へと転

13) 濱英彦、「東京都男女年齢5歳階級別将来人口の推計」、『人口問題研究所年報』、第12号、1967、pp. 16-20.

14) 東京都、『東京都区市町村別将来人口の予測』、推計人口資料第10号、1967年。

東京都、『東京都区市町村別将来人口の予測』、推計人口資料第18号、1972年。

東京都、『東京都区市町村別将来人口の予測』、推計人口資料第24号、1977年。

15) 社会工学研究所、『日本列島における人口分布の長期時系列分析—2000年の人口分布—』、I S E—410、1980年。

関西情報センター・大阪市隣接都市協議会、『大阪市隣接都市圏の将来人口の推計』、関西情報センター、1977年。

三菱総合研究所、『地域間人口移動と人口の属性別構成に関する調査』、国土庁大都市圏整備局委託調査、1981年。

ずる局面を従来の方法で追跡することと、人口が一方的に減少している地区の下限界を予測することが困難」であるが、それは「人口と経済発展にともなう経済構造の進展ないしは都市化との相互依存関係、さらには社会経済がより高次の発展段階に進むにつれて、政策的な操作による都市計画、都市改造、産業対策が拡大し、そのことが人口構造にも大きな影響を与えることを抜きにしては説明しえないと考えられたためである」とされている。そのために「人口とこれら経済発展の諸要素とが何等かの理論的関連が認められる次元までさかのぼり、経済量の関数として定式化できる次元まで人口の概念を分解」し、この諸要素の過去の推移を「地域の特性、その他多角的な検討をしたうえで最も適合度のよいと考えられる統計的手法をあてはめて」予測式を定めて諸要素の将来の値を算出し、その結果から将来の人口数を算出する、という方法が人口が減少傾向にある特別区の推計方法として考案されたのである¹⁶⁾。

此の「人口の概念の分解」は最初の試みでは $\text{人口} = \text{可住面積} \times \left(\frac{\text{総床面積}}{\text{可住面積}} \right) \times \left(\frac{\text{人口}}{\text{総床面積}} \right)$ という比較的単純なものであったが、その後の推計では徐々に複雑となり、1977年の推計では、基本式として、

$$\text{人口} = \left(\frac{\text{可住面積}}{\text{面積}} \right) \times \left(\frac{\text{宅地面積}}{\text{可住面積}} \right) \times \left(\frac{\text{総床面積}}{\text{宅地面積}} \right) \times \left(\frac{\text{人口}}{\text{総床面積}} \right) \times \text{面積}$$

を使っている（ただし実際の作業にあたっては、 $\frac{\text{人口}}{\text{総床面積}}$ がさらに8個の要素に分解されている）。そして将来人口は、上記の要素ごとに過去の推移に最もあてはまりの良い予測式を区ごとに定めて各要素の予測値を求め、その相乗積を算出することによって求められる。

他方、地方ブロック別の男女・年齢別の将来人口を推計するためにシステム・ダイナミックスの手法を導入した社工研の地域人口推計では、「これからのわが国の社会は過去100～150年間続いた成長型社会ではなく、異なる型態の社会に入っていく」が、そのような社会での予測モデルを「過去の正確な延長上に将来を描くという計量経済的な正確性より、将来起りうる新しい変化をできるだけ組み込めるような一般システム論的な開放性」を持つ予測モデルで人口を推計するのが最良であると判断されている¹⁷⁾。同様にシステム・ダイナミックの手法を導入した関西情報センターの推計は、地域人口推計は共通して「人口の空間的ないし時間的変動という側面ではしか推計されていない。人口の動態は本来自然動態、社会動態とも地域の社会的・経済的状况に深く関連しているものであり、これらと関わりなく人口の将来推計を行うことは片手落ちである。地域人口は、地域構造の中の一ファクターとして位値づけられて、その将来人口を推計することが望ましい」し、これまでの地域人口推計が「人口変動に影響を与えている複雑に絡みあった様々なファクターの挙動をすべて捨象し、推計対象地域そのものをブラックボックスとして統計的処理を行うものであった。しかしながら、人間の経済的社会的活動により成立している都市の人口は、内部の挙動をよりの確にモデル化することにより、その推計も信頼性が高くなる」ことから、「実際の都市内部での動きを、原因と結果の複雑な関係を遅れ、増幅等の概念を組み込んだフィード・バック・ループにより再現し、地域内部の多くの要因の相互関係及び種々な社会的・経済的要因を将来人口に影響を与えるものとして考慮しうる」、システム・ダイナミックス手法が地域人口推計に最も適切な手法であるとしている¹⁸⁾。

このように従来的人口学的手法による地域人口推計に対する批判からシステム・ダイナミックスの手法を取り込んだ三つの推計の基本的な体系はつぎの通りである。

16) 東京都、前述書、1977年、p. 14.

17) 社会工学研究所、前述書、1980年、p. 4.

18) 関西情報センター・大阪市隣接都市協議会、前述書、1977年、pp. 44-45.

すなわち、全体系は大別して人口の自然増減に関連する部分と社会増減に関連する部分とに分けられる。そのなかで人口の社会増減に関連する部分が、人口を含む社会・経済的諸変量の相互の関連のもとで、外生変数として与えられる幾つかの変数の仮定値に対応する人口流出数と人口流入数を算出する、システムダイナミクスモデルを組みこんだものである。また人口の自然増減に関連する部分は、期首人口と外生値として与えられる出生率と死亡率から期末の期待人口を求め、これと、人口の社会増減に関連する部分から受け渡される人口流出入数をもとに期末人口を算出するものである。

勿論、以上はあくまでも基本型であって、細部はかなり異っているが、ここではその点にまで立ち入ることは避けることとする。ただし、システム・ダイナミクスモデルの部分に投入されている変数が上記の三例のあいだで非常に異っていること、ならびに変数間の相互関係を示す構造式も同様に大きく異っている点は触れておく必要がある。要するに各地域の男女・年齢別の人口流出数と人口流入数を推計するのに、システム・ダイナミクスモデルを利用したというのが此の方法の特徴であるが、そのモデルの構成は三者三様である、ということになる。

それでは、此の三つの推計例ではどのような仮定が設定されているのであろうか、社会工学研究所の推計では、外生変数的としてモデルに与えられる6個の政策変動的なかの「工業配置」と「大学配置」の想定を変えた「産業分散型」と「産業集中型」の2つのケースを設定している、また関西情報センターの推計は、「現行のトレンドが継続する basic case」、 「現行よりも環境が浄化され、就業機会が増大する better case」ならびに「環境が現在より悪化し、就業機会が減少する worse case」の3つが想定されている。さらに三菱総合研究所の場合は、現状と同じ形の条件設定による「基本型」と大都市からの人口分散を促進する方向で政府投資の地域別配分のウェイトを変えた「ケース」の2つが設定されていて、いずれも唯一の仮定設定ではなくて、2本あるいは3本の仮定設定とその結果である2～3本の推計結果が算出されている。

4. 人口学的モデルによる場合

ロジャースその他によって開発された「多地域型人口分析」方法を地域人口推計に応用したものである。

これまで人口学の分野で発達した安定人口理論や生命表理論は、封鎖人口を対象とするものであったし、人口学的方程式は単一の地域における人口変動と人口変動をもたらす要素との関係を示すものであった。「多地域型人口分析」は、このような単一の地域のみを対象とする人口分析ではなくて、多くの地域を同時に観察しながら行う分析方法に対して名付けられたものである。

「多地域型人口分析」では、従来の単一地域における人口学的方程式を多地域人口増加マトリックスに転換することから始められる。即ち、ある期間における地域別の期末人口数を、地域別の期首人口数を示すベクトルと、地域別の出生率、死亡率、人口流出率とを組み合わせて作られる地域別増加率ならびに地域別の人口流入率とを要素とするマトリックスとの積によって示すことが最初に考えられた。ついで、これが地域別の年齢別特殊出生率、特定の年齢のものがある期間他の地域へ流出することなくその地域にとどまり、しかもその期間中に生残る地域別の確率、なびに特定の年齢のものがある期間に特定の地域へ他のすべての地域から流入してその期間中に生残る確率を三つの要素とするマトリックスと地域別年齢別人口数を要素とするマトリックスとの積で示す、男女・年齢別多地域間コーホート生残率モデルへと発展するとともに、今までの生命表とは異なる多地域生命表の作成へと発展した。そして、この多地域生命表の関数が地域人口推計に用いられるようになったものである。

以上からあきらかな通り人口学的モデルによる地域人口推計は、一つ一つの地域の将来人口を個々

に推計するのではなく、多数の地域の将来人口を、他の地域との関連のなかで同時に推計しようとする、「地域バランス」法の一様であると言うことができるし、出生率、生残率、移動率の推定値にもとづくコーホート生存（要因）法の一様であると言うこともできる。しかしいづれにしても、地域別の年齢別特殊出生率、年齢別生残率、年齢別人口流出率、当該地域へ流入する¹⁹⁾のすべての地域からの流入人口の年齢別人口流入率のそれぞれについての将来の予測が必要である。ここで取り上げる五つの例をみると上記の各「率」に対する予測のし方、その結果はそれぞれ異っているが¹⁹⁾、ここでは人口流出率と人口流入率に対する仮定設定に焦点を置いてみることにする。

ところで、ここで選ばれた5例のなかで1968年に試みられた地域人口推計は他の4例と異って、「多地域生命表」により期末人口の生残確率を求めるというものではなく、コーホート生存（要因）法の手続きによっている。ただ、人口移動数を純移動率によって算出しようとするコーホート生存（要因）法とは異って、まず地域別の転出数を総計して全国値を求め、この転出総人口数に「配分係数」を乗じて、各地域の転入人口を求めるという方法が取られている点が異っている。この配分係数は、転出者の地域間移動マトリックスの要素で、 n 地域から転出した人口のなかで、 m 地域に転入する人口の比率を示すものである。本推計では、転出率、配分係数としていかなる値を用いるかが推計のポイントで、いずれも将来の地域開発政策いかにによって影響を受けるはずであるが、ここでは最近のデータから得られる転出率と配分係数が将来も変わらないとの仮定が設定されている。ただ、一つの「仮想例」として、推計期間中に人口移動が完全に抑制された場合——転出率が各地域とも0となる——が想定された推計も試みられている。

残る4例は多地域人口分析モデルを適用した例であるが、そこで試みられた流出率、流入率の仮定設定をみると、ロジャースモデルのわが国における最初の適用例であると考えられる黒田らの地域人口推計は、日本国内を東京大都市圏と国内のそれ以外の地域とに大別した2地域を対象として、流出率、流入率については一定値が設定されているという、ロジャースモデルの適用の可能性とその有効性を検討する、いわば実験的な段階のものである。また伊藤の場合は、地方ブロック別の地域人口推計であるが、ここでも流出率、流入率は一定値が設定されている。さらに川嶋らの推計も地方ブロック別の推計であるが、出生率、生残率に対する仮定には幾つかのバラエティを持たせているが、流出率、流入率は最近のデータによるものが固定されている。従って、川嶋らの推計では幾つかのケースによる地域人口推計結果が提示されることになるが、それらは地域人口変動に最も大きな影響を与える人口移動率の各種仮定による結果でない点は注意しなければならない。なお黒田らと伊藤の推計は、当然のことではあるが、推計結果は1本のみである。

最後の南条の試みた地域人口推計は、川嶋らと異って出生率と死亡率とは一定値で固定されているが、移動率は3本の仮定値が設定されている。即ち、高位仮定値として1970年のデータから得られるもの、中位仮定値として1980年データから得られるもの、低位仮定値として1970年と1980年データをもとに推計された1985年の推計値が設定されていて、基本的には、さきに述べた京都市の人口推計の

19) 野口悠記雄、「20年後の地域人口」、『地域開発』、42号、1968年、pp. 1-13.

黒田俊夫・岡崎陽一・南条善治・鈴木啓祐・大塚友美、「ロジャースモデルとその日本人人口への適用」、『日本統計学会誌』、10巻1号、1980年、pp. 73-83.

伊藤達也、「地域別・男女年齢別将来人口推計の一方法：1970年国勢調査に基づく転出表とその応用」、『人口問題研究』、第155号、1980年、pp. 47-69.

川嶋辰彦他、「わが国の地域別、年齢階級別将来人口像——ロジャース・ウイルキンス・モデル(I I A S Aモデル)の応用——」、『経済論集』、18巻2号、1982年、pp. 3-68.

南条善治、「高齢人口の地域別分布の将来推計」、『高齢化社会の基本問題に関する研究』、第6章、統計研究会、1982年、pp. 125-158.

場合と同じ仮定設定の方法である。

以上、人口学的モデルによる地域人口の推計では、純粹に人口統計学の範疇のなかで、換言すれば人口移動率そのものを加工あるいは変更することによる仮定設定が行われてきたことはあきらかである。その点では、コーホート生残（要因）法によるこれまでの例の仮定設定とはほとんど変わらないということができる。ただコーホート生残（要因）法では、人口移動に関しては純移動率という単一の要素だけを対象として仮定設定すれば事は足りるが、人口学的モデルによる方法では、各地域の人口流出率と流入率との仮定設定をそれぞれ行なわれなければならない。当然作業過程はより複雑なものとなってくる。

Ⅲ まとめ——地域人口推計の系譜

1960年代以降わが国で試みられてきた各種の地域人口推計では、それぞれ異なる手法が採用され、またさまざまな仮定の設定方法がみられていて、まことに多様である。しかしこれを整理してみると、どのような推計結果が必要とされるようになったかという、需要の側の変化によって採用される推計手法が変ってきたこと、ならびに推計の際に行なわれる仮定の設定のし方に対する反省あるいは批判から採用される手法が変ってきた、という二つの大きな流れがあることはあきらかである。

まず需要の側の変化についてみると、当初は——少くともここで取りあげた推計例をみる限りでは——人口総数そのものの将来動向を知ることがもっぱら要求されていたものが、人口総数とともに男女・年齢別人口数の将来の動向が必要とされるようになったことから、数学的方法による地域人口推計からコーホート生残（要因）法による推計、さらには人口学的モデルによる推計へと地域人口推計手法の主流が変ってきたし、政策目標に対する将来の人口分布を知るためのシュミレーションが必要である場合には社会・経済的手法による推計が試みられるようになったのである。しかし反面では、ある方法による推計結果が現実のすう勢をよく示し得なかったことが、新しい、そしてより複雑な手順を必要とする手法の採用へと駆り立てた気味があることも否定できない。新しい技術、より進んだ技術の開発は人口学の発展にとって必要であることは言うまでもないが、いたずらに技術論に偏ったり、形式論的な見事さにまどわされて新しい方法の採用にふみ切るのは、事の本質を見失うものである。推計のために設けられた仮定についての十分な検討がなされて、新しい仮定設定が行われることがまず第一に必要なことである。手法が異っても同じような思考様式にもとづく仮定設定が行なわれるのであれば、推計結果の正確性については大小同異であると言って良いであろう。

また既在の推計のなかにみられる仮定設定に対する反省あるいは批判についてはつぎのような流れがみられる。

その第一は、コーホート生存（要因）法は人口移動を純移動というかたちで扱うのみで流出と流入をまとめてしまっているが、本来ならば流出と流入はそれぞれ別に扱わなければならない、そのためには人口学的モデルによる推計がより良い推計手法であるとする流れである。ある地域への人口流出と人口流入とは異なる年齢者によって起るのが普通であるから、人口移動を流出と流入とにわけてそれぞれ別の仮定するのが方法論的により良いことは云うまでもない。しかしわが国の場合、年齢別の流出人口数と流入人口数のデータは1回おきの国勢調査から得られるのみである。そのために、住民基本台帳による地域間の移動総数と国勢調査による年齢別の流出入数とから推計された年齢別の流出率と流入率とが仮定設定のための基準とされることが多い。そのうえに、具体的な仮定設定に際しては、過去のある期間の流出・流入率をそのまま固定した一本のみの仮定であったり、過去の幾つかの期間

の推計値をそのまま将来の仮定値とするなど、コーホート生存（要因）法によってこれまで為されてきた仮定設定の域を出ないものばかりである。より複雑な手順を必要とし、仮定設定の必要な変数がより多い人口モデルによる推計の有効性に若干の疑問が残るところである。

第2の流れは、数学的方法において、地域別に求められた過去の人口推移のパターンがその地域の実態とどのような関係にあるかを都市地理学的・空間人口学的に分析して地域を類型化し、それぞれの類型に相当と考えられる予測式を与えるという方法に対して、地域人口、特に都市内地域の過去の推移はどのような予測式でも示し得ないパターンを示すものであるから、過去の人口推移をもとにした予測式では良い推計結果を得ることは不可能であるとする流れである。そのために、人口数を経済量を示す幾つかの要因に分解して、経済量の予測式を決めて経済量の将来値を推計し、それによって将来人口を推計しようとする方法が考えられている。また第3の流れは、従来の数学的方法、あるいはコーホート生残（要因）法は、いはば人口統計学の範略のなかで仮定設定を行っている、換言すれば、仮定設定が人口数あるいは移動率だけをその視野に入れているにすぎず、人口変動に影響を与える複雑に絡りあったファクターをすべて捨象してしまっているという批判から、人口を含む数多くの経済量の相互関係のもとで人口数あるいは人口移動量を推計しようとするもので、システムダイナミックスモデルによる地域人口推計がその例である。

しかしながら、すでに述べたように数学的方法による一連の推計例は、人口変動に影響を与えるファクターをすべて捨象しているのではなくて、きわめて定性的にはあるが、それらのファクターを総合化して観察しているのであって、決して人口統計学の範略の中に止まっているものでない。またコーホート生残（要因）法では、過去の移動率のあるものをそのまま利用するという機械的な、そして人口学の範略から外に出ることのないものであるように見受けられる、しかし現実には、地域別、年齢別の将来の純移動率あるいは流出入率の将来をそれぞれ推定するには、人口学における人口移動の研究成果が不十分であって、人口移動と社会・経済的諸要因との関係が十分に明かにされていないために、いわば“やむを得ず”人口数や移動率そのものを根拠として将来仮定を行っているという面があることが見逃されているのである。逆に人口数あるいは移動率を規定する社会・経済的要因には定量化できないものもかなりあるし、エコノメトリックスの手法中に含まれる経済量のなかには何らかの方法により推定されなければならないものもかなりあり、さらに経済量の予測式は過去の推移の数式へのあてはめであったり、一定値が設定されたりしていることが多く、経済量の推計値そのものの将来人口推計に対する有効性は、経済量を組み込んだモデルが複雑である割には大きくないものと考えられる。

IV 結 語

大きくわけて4つに分類される地域人口推計の手法はそれぞれ利点と欠点を持っている。推計しようとする人口がどのようなものであるかによって手法も異ってくるし、手法によって仮定の設定に対する思考様式も異っている。地域人口推計結果の有効性を高めるには、人口移動に対する将来の仮定値をどのようにして正確に描き出すかにかかっている。そのためには、人口移動に対する総合的な研究、人口統計学のなかでの分析だけではなくて、広く社会・経済的、地理的な視点によった研究成果が一層積み重ねられることである。

The Methods Selected and the Assumption Fixed for the Population Projection by Region: The Case of Japan since the 1960s

Hiroshi KAWABE

Like many other countries, a large number of population projection has been undertaken in Japan since the 1960s by the central and the local governments and by the other institutions. The methods selected and the assumptions fixed in these projection differ from one projection to another.

Reviewing twenty one cases, in which a clear description on the assumption is available, it becomes apparent that the methods selected had altered according to the transformation of the demand for the future population. Namely, the demands for the population projection had mainly been of the whole population during the 1960s but the demands for the population by sex and age have increased since the end of the 1960s. Accordingly, the methods selected in the 1970s altered from the mathematical one to the cohort component method (including the estimation by demographic models).

It is also apparent that the criticism to the methods selected for the population projection itself and on the assumption fixed for the estimation, especially, of migration rates, induce the alternation of the method selected. One of the criticism to the methodology was put on the mathematical one, in which the future population was projected by use of the mathematical equation that fitted to the past trends of population. It was pointed out that the future population should be estimated by use of the estimated economic variables, since the population of the past did not necessarily change to be well fitted to any mathematical equations.

Another criticism on the methodology was put on the cohort component method, in which the net-migration rates should be estimated. It was argued that the multi-regional demographic models was more suitable for the population projection since it consider in-migration and out-migration separately.

The criticism on the assumption to the migration rates was mainly focussed on the cases that select the cohort component method. That is, these assumption based only on the demographic consideration, neglecting the inter-relationships between the migration and the socio-economic factors that affect the migration. It was emphasized that the migration rates should be estimated by use of the econometric techniques such as system dynamics model.

The careful analysis of the assumptions fixed in twenty one cases made us conclude that one of these projections had not succeeded to obtain the satisfactory result, even when they are estimated by use of the econometric techniques. This is partly due to the lack of the informations on the relationships between the migration and the socio-economic factors affecting migration, and partly due to the difficulties to estimate the future trend of socio-economic variables.

農村老人の居住形態

—宮城県桃生町調査報告—

清水 浩 昭

はじめに

わが国農村の居住形態には、地域差があることを前稿¹⁾ および前々稿²⁾ で指摘してきた。その主要な点を列挙すると、宮城県農村では「完全同居型」でしかも「生涯同居型」が理想的な形態とされているが、鹿児島県農村では「分居」型の「別居」が望ましい形態と考えられている、ということであった。

このような地域差の存在にもかかわらず、わが国の家族は、「同居」制（「直系家族制」）から「別居」制（「夫婦家族制」）へと移行するのが歴史の発展法則であると考えている研究者が多く、居住形態の地域差（歴史的発展段階の差に解消しきれない地域的個性）に着目する研究者は案外少ないように思われる。

そこで、本稿では、このような研究動向に鑑み、さしあたって前者の考え方に依拠しながら東北農村にみられる居住形態の実態と意識を老親世代と子世代の両面から検討してみたい。

なお、本稿で用いる基礎資料は、厚生省人口問題研究所が昭和54年度に実施した「人口の高齢化に伴う生活構造の変化に関する調査」に基づいている。

I 家族変動論——最近の研究動向をめぐって——

光吉利之教授は、家族の周期段階に対応してあらわれるような変化を「家族動態」とし、家族の制度的・歴史的变化を「家族変動」としている³⁾。

このような「家族変動」概念に基づいて、ここでは、森岡清美教授が展開しているわが国の家族変動に関する基本的な考え方を示しておきたい。

森岡教授の家族変動に関する基本図式は、昭和38年の「家族と親族」論文に簡潔に表現されているように思われる。教授は、この論文で「複合家族制」、「直系家族制」も、やがて「夫婦家族制」へ変動するのが「人類史的な開展」であると主張された。

このような前提の下に、わが国家族の現段階をみると、「直系家族制」から「夫婦家族制」へと移行する過渡期にあるというのが、昭和50年代までの基本的な考え方であったといえよう。ところが、昭和50年代に至ると、わが国の家族は、上述したような移行過程を経るといふ単純なものではなく

1) 清水浩昭、「農村老人の居住形態—宮城県登米郡米山町調査報告—」、『人口問題研究』第159号、1981年7月。

2) 清水浩昭、「農村老人の居住形態—宮城県志波姫町と鹿児島県大浦町の比較研究—」、『人口問題研究』第156号、1980年10月。

3) 光吉利之、「家族の変化」、光吉利之・土田英雄・宮城宏、『家族社会学入門』（有斐閣新書）、有斐閣、1979年、p. 34。

表1 森岡清美教授の家族変動論

| 文 献 名 | 摘 要 |
|---|--|
| 「家族と親族」福武直編『社会学』有信堂、昭和38年。 | 「ひるがえって我が国では、民法の改正を強力なこととして、直系家族制度から夫婦家族制度へと変動しつつある。してみれば、夫婦家族制度への変化は、社会体制の差に拘らず早晩出現するところの、人類史的な開展を示すものと考えられる」(p. 31) |
| 「家族の類型と分類」森岡清美編『家族社会学』有斐閣、昭和42年。 | 「わが国の直系家族制は、すでに述べたように、典型としての『家』制度である。この制度の内容は階層によって異なり、また歴史的な変転もあったが、長くわが国の支配的な家族制度として維持され、ことに明治民法に吸収強化されて、国民一般の家族生活を強く規定した。他方、夫婦家族制はまずその価値観が明治以降欧米からとり入れられ、産業化の展開とともに現実にも多数つくり出された夫婦家族と相まって少しずつ浸透したが、国法の支持を受けるに至ったのは、日本国憲法の制定および1947年の民法改正以来のことである。現代は、伝統的な直系家族制と新しく公民権を獲得した夫婦家族制との併存状態にあり、相互に規定しあいながら、前者から後者へと移る傾向をはらんでいるといえよう」(p. 16) |
| 「日本の家族の現状と将来」『家庭裁判月報』第23巻第8号、最高裁判所事務総局、昭和46年8月。 | 「夫婦単位の家族形成の考え方も、もとに戻らないと思う。……というのは、夫婦とその間の未婚の子どもという単位は、最も凝集力の強い集団であって、可能な限りそれ自体で単独に存立しようとする傾向があるからである。戸田貞三先生が家族の特質とされた感情融合は典型的には核家族に見出されるものであった。それ故、核家族的な生活の仕方は、部分的に修正されるとしても、その原則は後退することはないと思う」(p. 35) |
| 「家族の変動」森岡清美編『社会学講座 第3巻 家族社会学』東京大学出版会、昭和47年。 | 「今日の寿命の伸びを考慮するとき、比率の上昇を何倍も上まわる夫婦家族制イデオロギーの浸透を推定することができる。この推定をふまえるとき、直系家族制が支配的であった大正期に比べて、それから50年もたつのに夫婦家族率が10%上昇したにすぎず、今日なお64%そこそこであっても、夫婦家族制成立においても、理念の変数の役割が決定的であったといわねばならない。なお、Winchにならって現代日本の家族形態に見られる変種を仮説的に挙げるならば、(1)夫婦家族制に立つ夫婦家族(とくに都市勤労者のあいだで) (2)夫婦家族制のエトスをもった直系家族、(3)夫婦家族制を多かれ少なかれ拒んでいる直系家族(とくに農民のあいだで)、ということになる」(pp. 212-213) |
| 「社会学からの接近」森岡清美・山根常男編『家と現代家族』培風館、昭和51年。 | 「現代における家族の変化は、……夫婦家族制がイデオロギーを尖兵、法規範を後楯とし、夫婦家族の形成を可能ならしめると共に必要ともする経済的条件に支えられて、おおいかぶさった。そこに出現したのは単に直系制家族から夫婦制家族への変化と要約できるような簡単なものではなく、両者の共存による相互干渉の多様な形態であった、というべきであろう」(p. 18) |
| 「変動する危機の現代家族」『季刊社会保障研究』第12巻第1号、社会保障研究所、昭和51年7月。 | 「わが国では、核家族(夫婦制家族)の探求がすでに1世代の年月を経過したけれどもなお過渡期的様相を示し、他方核家族にあきたらぬ人々の間で、これに代わる形態への模索が始まっているように思われる。わが国の核家族は制度的慣行的に確立したといえないのに、すでにそれからの離脱が見られるのである。というよりは、確立していないからこそ離反もまた速やかだというのが、おそらく正鵠を射た表現なのである」(p. 15) |
| 「家共同体の崩壊と家族・家庭・世帯」『真理と創造』第10巻第2号、中央学術研究所、昭和55年12月10日。 | 「家は簡単には解消してしまわず、根強く生き残っている。断片化しているとも潜在化したともいえるが、ともかく思いがけないところで家が息づいていることは、少なからぬ人々の共通経験であろう。その点からいえば、単純に家から家族へでもまた家庭へでもなく、それに家と家族との共存、家と家庭との共存が重なっているのである。現代の家族状況はこうした複雑な様相を示しつつ動いている」(p. 8) |

「直系家族制」家族も根強く残存しながら「夫婦家族制」家族も共存する複雑な様相を示している」と述べている。とすれば、森岡教授の家族変動に関する基本認識は、昭和40年代と50年代とで若干異ってきたといえるのではなかろうか（表1参照）。

II 老人居住形態研究の意義

前節で紹介したように、わが国の家族変動に関する基本認識がゆれ動いているなかで、老人居住形態を研究することの意義について若干触れておきたい。

周知のように、わが国の「核家族世帯」化現象は著しいものがある。しかし、「高年齢者世帯」の「核家族世帯」化は、さほど進展していない。何故、このような差が生じたのであろうか。

上子武次教授は「同居・別居に関する世論調査において、親世代においても子世代においても、元気なうちは別居し、からだが弱ったら同居するという回答が、同居を希望あるいは当然とする回答のつぎに多いことからみて、子夫婦の結婚当初から親の死亡まで両世代が同居する終生同居から、親夫婦がまだ元気な間は両世代家族がそれぞれ独立核家族をなして生活し、老人だけの暮らしが困難になった時点から同居する型への移行がしだいに進行しているとみられる⁴⁾」と述べているし、原田尚氏も「親の年齢が比較的安く健康で、夫婦に欠損のない直系家族では、勤めの関係から例えば夫婦、子及び両親からなる拡大家族世帯が、夫婦、子の核家族世帯と両親の核家族世帯とに別れ、一時的に別居形態をとり拡大家族でなくなるケースが急増している⁵⁾」と指摘している。

このような動向をみると、「高年齢者世帯」の世帯構成を検討することが、家族構造とその変動を明らかにする有力な手がかりを与えてくれるのではなかろうか。要するに、私には、居住形態の実態と意識とを研究することによって、一定地域の家族構造とその変化の方向とが解明できるように思えてならないのである⁶⁾。

III 農村老人の居住形態——宮城県桃生町調査報告——

上述の家族変動論および老人居住形態研究の意義を念頭において、東北一農村における居住形態の構造と変動の一断面を明らかにしたい。

1. 桃生町の概要

まず、桃生町の人口、世帯および農業事情を示しておきたい。昭和50年『国勢調査』結果によれば、この町の人口は9,235（男4,457、女4,778）、世帯数1,956からなる農村地域である。この町の15年間における人口および世帯の変動をみると、人口は減少しているが、世帯数は横ばいである（表2参照）。

表2 世帯数・人口数・平均世帯員数の推移

| 年次 | 世帯数 | 人口数 | 平均世帯員数 |
|-------|-------|--------|--------|
| 昭和35年 | 1,958 | 11,714 | 5.98 |
| 40年 | 1,967 | 10,448 | 5.31 |
| 45年 | 1,953 | 9,533 | 4.88 |
| 50年 | 1,956 | 9,235 | 4.72 |

（資料）総理府『国勢調査』

「人口高齢化」の進展状況を見ると、昭和50年時点（『国勢調査』結果）で11.9%となっている。

4) 上子武次、「日本の家族」、上子武次・増田光吉編『日本人の家族関係』、有斐閣、1981年、p. 21.

5) 原田尚、「家族形態の変動と老人同居扶養」、『社会学評論』、第29巻第1号、1978年7月、p. 63.

6) この点については、清水浩昭、「家族構造と其の変化」、農村開発企画委員会編、『農村血族の継承と拡散の動態』、総合研究開発機構、1982年、pp. 92-104 を参照されたい。

したがって、東北農村のなかでは、比較的「人口高齢化」が進展している地域であるといえよう。この「人口高齢化」の進展は、世帯構成にどのような影響を与えているのだろうか。昭和50年時点(『国勢調査』結果)の「高年齢者世帯」は43.9%と比較的高い比率を示している。そこで、この「高年齢者世帯」の世帯構成をみてみると、「核家族的世帯」率は6.8%であるが、「その他の親族世帯」率は、実に93.2%に達している。つまり、「人口高齢化」と「高年齢者世帯化」は、進展しているが、老人の居住形態は「同居」的なのである。

つぎに、農林省の『1975年農業センサス宮城県統計書』から桃生町の農業事情をみてみたい。この統計書によれば、この町の農家率は76.6%で、一世帯あたりの経営耕地面積は138aとなっている。この経営耕地の構成比をみると、田が92.0%、畑が7.0%、樹園地が0.9%となっている。さらに、農林省の『昭和50年生産農業所得統計』をみると、この町の耕地10aあたりの農業所得は124,000円⁷⁾、農家一戸あたりの農業所得は1,836,000円⁸⁾となっている。したがって、桃生町は、宮城県下でも比較的恵まれた農業地域であるといえよう。

2. 家族の構成と構造

昭和54年(調査時点)における家族構成を「世帯票」からみると、「その他の親族世帯」が約70%を占めており、「夫婦のみ」と「単独世帯」とを合わせた比率は約11%にすぎない。したがって、量

表3 家族構成

| 総 数 | 核 家 族 世 帯 | | | | 単 独 世 帯 | そ の 他 の 親 族 世 帯 |
|-------------|------------|----------|-----------|-----------|----------|--------------------|
| | 小 計 | 夫 婦 の み | 夫 婦 と 子 供 | 片 親 と 子 供 | | |
| 613 (100.0) | 161 (26.3) | 51 (8.3) | 97 (15.8) | 13 (2.1) | 20 (3.3) | 432 (70.5) |

注) カッコ内の数値は構成比を示す。以下の各表とも同じ。

表4 家族員の世代別家族構成

| 性・年 齢 | 総 数 | 核 家 族 世 帯 | | | | 単 独 世 帯 | そ の 他 の 親 族 世 帯 | |
|-------|--------|--------------|-----------|-----------|-----------|---------|--------------------|-------------|
| | | 小 計 | 夫 婦 の み | 夫 婦 と 子 供 | 片 親 と 子 供 | | | |
| 総 数 | 総 数 | 2,628(100.0) | 443(16.9) | 90(3.4) | 328(12.5) | 25(1.0) | 18(0.7) | 2,167(82.5) |
| | 0~29歳 | 1,094(100.0) | 169(15.4) | 4(0.4) | 154(14.1) | 11(1.0) | 6(0.5) | 919(84.0) |
| | 30~59歳 | 1,057(100.0) | 239(22.6) | 59(5.6) | 167(15.8) | 13(1.2) | 9(0.9) | 809(76.5) |
| | 60歳以上 | 477(100.0) | 35(7.3) | 27(5.7) | 7(1.5) | 1(0.2) | 3(0.6) | 439(92.0) |
| 男 | 小 計 | 1,310(100.0) | 242(18.5) | 46(3.5) | 184(14.0) | 12(0.9) | 9(0.7) | 1,059(80.8) |
| | 0~29歳 | 600(100.0) | 108(18.0) | 2(0.3) | 96(16.0) | 10(1.7) | 5(0.8) | 487(81.2) |
| | 30~59歳 | 505(100.0) | 109(21.6) | 24(4.8) | 83(16.4) | 2(0.4) | 4(0.8) | 392(77.9) |
| | 60歳以上 | 205(100.0) | 25(12.2) | 20(9.8) | 5(2.4) | — | — | 108(87.8) |
| 女 | 小 計 | 1,318(100.0) | 201(15.3) | 44(3.3) | 144(10.9) | 13(1.0) | 9(0.7) | 1,108(84.1) |
| | 9~29歳 | 494(100.0) | 61(12.3) | 2(0.4) | 58(11.7) | 1(0.2) | 1(0.2) | 432(87.4) |
| | 30~59歳 | 552(100.0) | 130(23.6) | 35(6.3) | 84(15.2) | 11(2.0) | 5(0.9) | 417(75.5) |
| | 60歳以上 | 272(100.0) | 10(3.7) | 7(2.6) | 2(0.7) | 1(0.4) | 3(1.1) | 259(95.2) |

注) 年齢不詳は除いた。

7) 全国92,000円, 宮城県103,000円となっている。

8) 全国1,039,000円, 宮城県1,430,000円となっている。

的な意味での「核家族世帯」化⁹⁾は、さほど進展していないといえよう(表3参照)。

つぎに、この家族構成を人口(世代・年齢)との関連でみてみたい。1世代を30年とし、三つの世代区分をしてみた。すると、男女とも30～59歳台で若干「その他の親族世帯」に帰属する割合が低下するが、その前後の世代では、圧倒的多数の人口が「その他の親族世帯」で生活しており、とりわけ60歳以上層については、その傾向が著しい。ということは、桃生町の家族が「直系家族制に立つ直系家族」(「同居」原則に立つ家族)構造を示しているといえるように思われる(表4参照)。

このことを裏付ける資料として「同居」「別居」率を示すと、「同居」率は81.2%、「別居」率は13.7%、「不詳」が5.1%となっていることをつけ加えておきたい。

さらに、この「同居」原則に立つ地域における「同居」生活の内容を吟味してみたい。今回の調査結果によれば、ほぼ「完全同居型¹⁰⁾」の生活形態をとっているといつてよかろう(表5参照)。

表5 「同居」の生活内容

| 総 数 | 住居については | | | | 家計については | | | | 食事については | | | |
|----------------|---|------------------|------------|------------|------------------|-----------------|----------------------------|------------|------------------|---|------------------------------------|------------|
| | 同じ棟 (階上、 階下を 含む)に 住んで いる | 別棟に 住んで いる | その他 | 不詳 | すべて 一緒に いる | 一部 一緒に いる | だいた い別 に して いる | 不詳 | すべて 一緒に いる | とき には 一緒 に し て い る | だいた い別 に し て い る | 不詳 |
| 498 (100.0) | 479 (96.2) | 9 (1.8) | 1 (0.2) | 9 (1.8) | 443 (89.0) | 41 (8.2) | 5 (1.0) | 9 (1.8) | 486 (97.6) | 4 (0.8) | — | 8 (1.6) |

以上、「世帯票」による調査結果について述べてきたので、つぎに、「個人票Ⅰ」(60歳以上のひとを対象にした調査票)と「個人票Ⅱ」(30歳以上59歳までのひとを対象にした調査票)から居住形態についての実態と意識とを検討してみたい。

3. 老親世代からみた居住形態——実態と意識——

ここでは、60～74歳層を「前期老人」、75歳以上層を「後期老人」として記述、分析してみたい。

まず、居住形態をみると、男女とも「同居」生活者が多い。これを年齢層に着目して検討してみると、男女とも「後期老人」層は、ほとんどが「同居」形態をとっており「別居」生活者は5%以下となっている。したがって、年齢の上昇とともに「同居」生活割合が一層高まってくるのが、桃生町の

表6 居 住 形 態

| 性・年齢 | 総 数 | 同 居 | 別 居 | 分 居 | 散 居 | 不 詳 | 不 詳 | |
|------|-------------|-------------|------------|-----------|----------|----------|---------|---------|
| 総 数 | 417 (100.0) | 383 (91.8) | 31 (7.4) | 11 (2.6) | 17 (4.1) | 3 (0.7) | 3 (0.7) | |
| 男 | 180 (100.0) | 161 (89.4) | 17 (9.4) | 5 (2.8) | 11 (6.1) | 1 (0.6) | 2 (1.1) | |
| 女 | 237 (100.0) | 222 (93.7) | 14 (5.9) | 6 (2.5) | 6 (2.5) | 2 (0.8) | 1 (0.4) | |
| 男 | 60～74歳 | 137 (100.0) | 122 (89.1) | 15 (10.9) | 4 (2.9) | 10 (7.3) | 1 (0.7) | — |
| | 75歳以上 | 43 (100.0) | 39 (90.7) | 2 (4.7) | 1 (2.3) | 1 (2.3) | — | 2 (4.7) |
| 女 | 60～74歳 | 180 (100.0) | 165 (91.7) | 14 (7.8) | 6 (3.3) | 6 (3.3) | 2 (1.1) | 1 (0.6) |
| | 75歳以上 | 57 (100.0) | 57 (100.0) | — | — | — | — | — |

注) 年齢不詳は除いた。

9) 「核家族世帯」化の意味については、清水浩昭、「世帯および家族の構造」、三浦文夫・岡崎陽一編、『高齢化社会への道』(高齢化社会シリーズ③)、中央法規出版、1982年、pp. 148-149 を参照されたい。

10) 清水、前掲〔脚注9〕論文、pp. 150-151 を参照されたい。

一般的な動向であるといえるのではなかろうか（表6参照）。

この老親世代と「同居」している子供たちの続柄をみると、男女とも「長男」と同居している比率が高い（男80.7%、女76.6%）。これを「後期老人」層でみると、男の場合、長男が圧倒的である（その率は82.1%、これに長男以外の息子を加えると92.4%に達する）が、女の場合「長女」と「長女以外の娘」との「同居」が22.8%を占めており、男（5.1%）と比べると、娘との「同居」がやや高いように思われる。

つぎに、子供との「同居」理由（複数回答＝三つ選択）をたずねてみた。その結果をみると、男女とも第1位が「一緒に暮らすのが自然だから」、つぎが「家や家業を守るため」、そして第3位が「身の回りの世話をしてもらえらるから」となっている。これを年齢層でみると、「後期老人」層では「一緒に暮らすのが自然だから」が上昇し、「家や家業を守るため」は低下している（とくに、女性には、その傾向が著しい）が、この低下した「家や家業を守るため」に代って、「身の回りの世話をしてもらえらるから」が著しい増加を示している（表7参照）。

表7 子供との「同居」理由

| 性・年齢 | 総数 | 夫婦（又は1人）だけでは淋しいから | 身の回りの世話をしてもらえらるから | 経済的だから | 家や家業を守るため | 子供が希望するから | 一緒に暮らすのが自然だから | 親子の愛情から | その他 | 不詳 | |
|------|----------------|-------------------|-------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|---------------|--------------|-------------|------------|
| 総数 | 383 (100.0) | 29 (7.6) | 120 (31.3) | 79 (20.6) | 219 (57.2) | 19 (5.0) | 249 (65.0) | 91 (23.8) | 4 (1.0) | 14 (3.7) | |
| 男 | 161 (100.0) | 9 (5.6) | 48 (29.8) | 38 (23.6) | 99 (61.2) | 6 (3.7) | 109 (67.7) | 48 (29.8) | 2 (1.2) | 3 (1.9) | |
| 女 | 222 (100.0) | 20 (9.0) | 72 (32.4) | 41 (18.5) | 120 (54.1) | 13 (5.9) | 140 (63.1) | 43 (19.4) | 2 (0.9) | 11 (5.0) | |
| 男 | 60～74歳 | 122 (100.0) | 8 (6.6) | 31 (25.4) | 30 (24.6) | 76 (62.3) | 4 (3.3) | 82 (67.2) | 34 (27.9) | 2 (1.6) | 2 (1.6) |
| | 75歳以上 | 39 (100.0) | 1 (2.6) | 17 (43.6) | 8 (20.5) | 23 (59.0) | 2 (5.1) | 27 (69.2) | 14 (35.9) | — | 1 (2.6) |
| 女 | 60～74歳 | 165 (100.0) | 13 (7.9) | 48 (29.1) | 27 (16.4) | 96 (58.2) | 8 (4.8) | 100 (60.6) | 32 (19.4) | 2 (1.2) | 8 (4.8) |
| | 75歳以上 | 57 (100.0) | 7 (12.3) | 24 (42.1) | 14 (24.6) | 24 (42.1) | 5 (8.8) | 40 (70.2) | 11 (19.3) | — | 3 (5.3) |

注) 複数回答、年齢不詳は除いた。

さらに、現在、老親が子供と「同居」しているか否かにかかわらず、老親世代すべてに「最近、結婚した子は一般に親と別居する傾向が強くなろうとしています、このことについてどうお考えですか」とたずねてみた。その結果は、男女とも「できる限り一緒に暮らすのがよい」とする比率が最も高くなっている。これを年齢層でみると、女の場合、「後期老人」層では、「できる限り一緒に暮らすのがよい」とするものが8割近くを占めている。ところが、男の場合は、約7割となっている（表8参照）。

いずれにせよ、「常に往き来できれば別居してもよい」や「できる限り別居するのがよい」とする「条件つき別居志向型」や「一貫別居志向型」は低率にとどまっているのが、この町の特徴であるといえよう。

また、「同居」がよいとした者に、どの子供夫婦と「同居」するのがよいかをたずねてみた。すると、男女とも「息子夫婦と一緒に暮らすのがよい」（男78.7%、女69.0%）とする者が多数を占めて

表8 子供との「同居」・「別居」志向性

| 性・年齢 | | 総数 | できる限り別居するの がよい | 別居するの もやむを得 ない | できる限り 一緒に暮ら すのがよい | 親が元気が うちは別居 し親の身体 が弱ったら 一緒に暮ら すのがよい | 常に往き来 できれば別 居してもよ い | その他 | 不詳 |
|------|--------|------------|-------------------|----------------------|-------------------------|--|------------------------------|--------|----------|
| 総数 | | 453(100.0) | 8(1.8) | 16(3.5) | 334(73.7) | 24(5.3) | 8(1.8) | 1(0.2) | 62(13.7) |
| 男 | | 197(100.0) | 4(2.0) | 7(3.6) | 144(73.1) | 11(5.6) | 5(2.5) | 1(0.5) | 25(12.7) |
| 女 | | 256(100.0) | 4(1.6) | 9(3.5) | 190(74.2) | 13(5.1) | 3(1.2) | — | 37(14.5) |
| 男 | 60~74歳 | 150(100.0) | 1(0.7) | 6(4.0) | 111(74.0) | 7(4.7) | 5(3.3) | 1(0.7) | 19(12.7) |
| | 75歳以上 | 47(100.0) | 3(6.4) | 1(2.1) | 33(70.2) | 4(8.5) | — | — | 6(12.8) |
| 女 | 60~74歳 | 195(100.0) | 4(2.1) | 9(4.6) | 143(73.3) | 10(5.1) | 1(0.5) | — | 28(14.4) |
| | 75歳以上 | 61(100.0) | — | — | 47(77.0) | 3(4.9) | 2(3.3) | — | 9(14.8) |

注) 年齢不詳は除いた。

いた。これを年齢層でみると、男の場合、「前期老人」層では、「息子夫婦と一緒に暮らすのがよい」(80.5%)が圧倒的であるが、「後期老人」層では、「どちらでもよい」(18.9%)、「娘夫婦と一緒に暮らすのがよい」(8.1%)が増加し、「息子夫婦と一緒に暮らすのがよい」(70.3%)が若干低下している。ところが、女の場合は、逆の傾向を示している(「息子夫婦と一緒に暮らすのがよい」が、「前期老人」層で68.6%、「後期老人」層で70.0%)。にもかかわらず、女の場合は、「娘夫婦と暮らすのがよい」とする割合が「前期・後期老人」層(それぞれ10.5%、10.0%)とも男より若干高くなっている。

最後に、「あなたは、お子さんと一緒に暮らす場合、住居、食事、家計等はどのようにするのがよいと思いますか」とたずねてみた。その結果をみると、男女とも「住居」は、「同じ棟(階上、階下

表9 「同居」の生活内容に対する期待

| 性・年齢 | 総数 | 住居については | | | | 家計については | | | | 食事については | | | | |
|------|----------------|------------------------------------|---------------|------------|-------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|--------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|--------------|--------------|
| | | 同じ棟 (階上、 階下を 含む)に 住みたい | 別棟に 住みたい | その他 | 不詳 | すべて 一緒に したい | 一部 分一 緒に したい | だいた い別 に したい | 不詳 | すべて 一緒に したい | とき は一 緒に したい | だいた い別 に したい | 不詳 | |
| 総数 | 358 (100.0) | 319 (89.1) | 11 (3.1) | — | 28 (7.8) | 270 (75.4) | 41 (11.5) | 12 (3.4) | 35 (9.8) | 312 (87.2) | 6 (1.7) | — | 40 (11.2) | |
| 男 | 155 (100.0) | 139 (89.7) | 5 (3.2) | — | 11 (7.1) | 123 (79.4) | 14 (9.0) | 5 (3.2) | 13 (8.4) | 137 (88.4) | 2 (1.3) | — | 16 (10.3) | |
| 女 | 203 (100.0) | 180 (88.7) | 6 (3.0) | — | 17 (8.4) | 147 (72.4) | 27 (13.3) | 7 (3.4) | 22 (10.8) | 175 (86.2) | 4 (2.0) | — | 24 (11.8) | |
| 男 | 60~74歳 | 118 (100.0) | 105 (89.0) | 4 (3.4) | — | 9 (7.6) | 96 (81.4) | 9 (7.6) | 3 (2.5) | 10 (8.5) | 105 (89.0) | 1 (0.8) | — | 12 (10.2) |
| | 75歳以上 | 37 (100.0) | 34 (91.9) | 1 (2.7) | — | 2 (5.4) | 27 (73.0) | 5 (13.5) | 2 (5.4) | 3 (8.1) | 32 (86.5) | 1 (2.7) | — | 4 (10.8) |
| 女 | 60~74歳 | 153 (100.0) | 135 (88.2) | 5 (3.3) | — | 13 (8.5) | 108 (70.6) | 23 (15.0) | 5 (3.3) | 17 (11.1) | 131 (85.6) | 4 (2.6) | — | 18 (11.8) |
| | 75歳以上 | 50 (100.0) | 45 (90.0) | 1 (2.0) | — | 4 (8.0) | 39 (78.0) | 4 (8.0) | 2 (4.0) | 5 (10.0) | 44 (88.0) | — | — | 6 (12.0) |

注) 年齢不詳は除いた。

を含む)に住みたい」という期待が強く、「家計」、「食事」についても「すべて一緒にしたい」という期待が強い。しかし、「家計」については、「同居」、「食事」に比べると若干低い比率を示していることを指摘しておきたい。これを年齢層でみると、「後期老人」層に至ると「完全同居型」を期待する者が増加しているといえよう(表9参照)。

以上、老親世代における居住形態の実態と意識とを検討してきたが、この結果をみると、これまで老親世代は、「直系家族制に立つ直系家族」のなかで生活を織りなしてきたが、今後も「完全同居型」の居住形態の下で老後生活を送ることが、彼らにとって最も望ましい生活形態であると考えているように思われる。

4. 子世代からみた居住形態——実態と意識——

老親世代における居住形態の実態と意識が明らかになったので、つぎに、子世代における居住形態の実態と意識とを検討してみたい。

まず、居住形態をみると、男女とも「同居」をしている者が多く、「別居」生活者は、15%にも達していない。したがって、子世代からみても老親世代との「同居」が支配的であるといえよう(表10参照)。

表10 居 住 形 態

| 性 | 総 数 | 同 居 | 別 居 | 別 居 | | | 不 詳 |
|-----|-------------|------------|------------|----------|----------|----------|----------|
| | | | | 分 居 | 散 居 | 不 詳 | |
| 総 数 | 765 (100.0) | 615 (80.4) | 102 (13.3) | 72 (9.4) | 14 (1.8) | 16 (2.1) | 48 (6.3) |
| 男 | 376 (100.0) | 312 (83.0) | 47 (12.5) | 34 (9.0) | 5 (1.3) | 8 (2.1) | 17 (4.5) |
| 女 | 389 (100.0) | 303 (77.9) | 55 (14.1) | 38 (9.8) | 9 (2.3) | 8 (2.1) | 31 (8.0) |

注) 年齢不詳は除いた。

つぎに、子世代が老親世代と「同居」している理由をたずねてみると、男女とも「同居するのが子として当然のつとめだから」が最も多く、第2位は「親子の自然の愛情から」、第3位が「経済的に都合だから」となっている。この結果をみると、老親世代、子世代とも「直系家族制にもとづく直系家族」を維持・存続しようとする意識が強固であるといえるのではなかろうか(表11参照)。

表11 親 と の 「 同 居 」 理 由

| 性 | 総 数 | 親と一緒に住みたがっているから | 経済的に都合だから | 親の健康がすぐれないから | 同居するのが子として当然のつとめだから | 親子の自然の愛情から | 何かと都合だから | その他 | 不 詳 |
|----|------------|-----------------|-----------|--------------|---------------------|------------|-----------|---------|---------|
| 総数 | 615(100.0) | 66(10.7) | 176(28.6) | 52(8.5) | 451(73.3) | 191(31.1) | 110(17.9) | 13(2.1) | 32(5.2) |
| 男 | 312(100.0) | 37(11.9) | 89(28.5) | 27(8.7) | 227(72.8) | 101(32.4) | 53(17.0) | 9(2.9) | 14(4.5) |
| 女 | 303(100.0) | 29(9.6) | 87(28.7) | 25(8.3) | 224(73.9) | 90(29.7) | 57(18.9) | 4(1.3) | 18(5.9) |

注) 複数回答、年齢不詳は除いた。

このような実態と意識とを念頭において、さらに、「将来、あなたが年をとって、お子さんが結婚された後の生活は、どのようにするのがよいとお考えですか」との問いで、彼らの子世代(老親世代からみると孫世代)に対して、どのような期待をいただいているかをたずねてみた。すると、彼らが「夫婦そろって元気なとき」も「夫婦のどちらかが一人になったとき」においても、「子夫婦と同居したい」と考えている者が約7割を占めている(表12、表13参照)。

表12 子供が結婚した後の生活（夫婦そろって元気なとき）

| 性 | 総数 | 子夫婦と同居 したい | 子夫婦と別居 したい | どちらともい えない | 不詳 |
|----|---------------|---------------|---------------|---------------|------------|
| 総数 | 1,010 (100.0) | 709 (70.2) | 47 (4.7) | 116 (11.5) | 138 (13.7) |
| 男 | 479 (100.0) | 334 (69.7) | 17 (3.5) | 63 (13.2) | 65 (13.6) |
| 女 | 531 (100.0) | 375 (70.6) | 30 (5.6) | 53 (10.0) | 73 (13.7) |

注) 年齢不詳は除いた。

表13 子供が結婚した後の生活（夫婦のどちらかが一人になったとき）

| 性 | 総数 | 子夫婦と同居 したい | 子夫婦と別居 したい | どちらともい えない | 不詳 |
|----|---------------|---------------|---------------|---------------|------------|
| 総数 | 1,010 (100.0) | 709 (70.2) | 10 (1.0) | 83 (8.2) | 208 (20.6) |
| 男 | 479 (100.0) | 334 (69.7) | 3 (0.6) | 40 (8.4) | 102 (21.3) |
| 女 | 531 (100.0) | 375 (70.6) | 7 (1.3) | 43 (8.1) | 106 (20.0) |

注) 年齢不詳は除いた。

それでは、「将来、あなたが年をとって、お子さんと一緒に暮らす場合、住居、食事、家計等は、どのようにするのがよいと思いますか」とたずねてみると、「住居」、「食事」については、「同棟」、「同食」を望んでいる者が圧倒的であるが、「家計」については、「同家計」を望む者が約7割で、「住居」、「食事」と比較すると、若干低くなっている（表14、表15および表16参照）。

表14 老後の「同居」生活（住居について）

| 性 | 総数 | 同じ棟（階上、 階下を含む）に 住みたい | 別棟に住みたい | その他 | 不詳 |
|----|---------------|----------------------------|----------|---------|------------|
| 総数 | 1,010 (100.0) | 806 (79.8) | 71 (7.0) | 8 (0.8) | 125 (12.4) |
| 男 | 479 (100.0) | 390 (81.4) | 24 (5.0) | 4 (0.8) | 61 (12.7) |
| 女 | 531 (100.0) | 416 (78.3) | 47 (8.9) | 4 (0.8) | 64 (12.1) |

注) 年齢不詳は除いた。

表15 老後の「同居」生活（家計について）

| 性 | 総数 | すべて一緒に したい | 一部分一緒に したい | だいたい別に したい | 不詳 |
|----|---------------|---------------|---------------|---------------|------------|
| 総数 | 1,010 (100.0) | 688 (68.1) | 141 (14.0) | 46 (4.6) | 135 (13.4) |
| 男 | 479 (100.0) | 325 (67.8) | 72 (15.0) | 17 (3.5) | 65 (13.6) |
| 女 | 531 (100.0) | 363 (68.4) | 69 (13.0) | 29 (5.5) | 70 (13.2) |

注) 年齢不詳は除いた。

表16 老後の「同居」生活内容（食事について）

| 性 | 総数 | すべて一緒に したい | 一部分一緒に したい | だいたい別に したい | 不詳 |
|----|---------------|---------------|---------------|---------------|------------|
| 総数 | 1,010 (100.0) | 824 (81.6) | 35 (3.5) | 11 (1.1) | 140 (13.9) |
| 男 | 479 (100.0) | 391 (81.6) | 17 (3.5) | 3 (0.6) | 68 (14.2) |
| 女 | 531 (100.0) | 433 (81.5) | 18 (3.4) | 8 (1.5) | 72 (13.6) |

注) 年齢不詳は除いた。

これらの調査結果を要約すると、桃生町の老親世代と子世代の大多数は、「同居」原則に基づく居住形態を望んでおり、しかも、その生活内容は「完全同居型」が望ましいと考えているようである。さらに、子世代は、次の世代に対しても現在とはほぼ同様な居住形態を期待しているといえよう。

むすびにかえて

桃生町の調査結果を森岡清美教授の家族変動論に依拠して整理すると、昭和50年代に森岡教授が展開した「現代における家族の変化は、……単に直系家族制から夫婦家族制への変化と要約できるような簡単なものではなく¹¹⁾」て、「家は簡単には解消してしまわず、根強く生き残っている¹²⁾」という理論と一致することになる。

ともあれ、宮城県三町と鹿児島県一町の居住形態を比較してみると¹³⁾、宮城県農村と鹿児島県農村とは異質な構造を示しており、この居住形態の構造とその変化の方向については、地域差も考慮した発展段階論を展開しないと、十分理解できないであろうし、このような視角からわが国の家族構造論と変動論とを再構築すべき時期にさしかかっているのではなかろうか¹⁴⁾ (表17参照¹⁵⁾)。

表17 居住形態の地域差

| 類型 | 家族構造 | 居住形態 | 意識 | 分布 |
|----|--------------|--------------|--------|----------------------|
| I | 直系家族制に立つ直系家族 | 生涯同居型(完全同居型) | 一貫同居志向 | 宮城県米山町, 志波姫町, 桃生町 |
| IV | 夫婦家族制に立つ夫婦家族 | 生涯別居型 | 一貫別居志向 | 鹿児島県大浦町 |

11) 表1を参照されたい。

12) 表1を参照されたい。

13) 〔脚注1, 2〕論文を参照されたい。

14) 祖父江孝男教授は、「文化人類学がユニークな役割を演じたのは日本文化のなかの地域差の分析という領域においてであった」(祖父江孝男,「日本研究と文化人類学」,筑紫哲也監修,『筑紫哲也の日本を再発見する本』,辰巳出版,1982年,p.29)と述べている。しかし、最近では、文化人類学のみならず、日本史学、人類学、言語学、地理学等の分野でも、わが国の地域差に関する研究が、従来にもまして活発な展開を示している。

その例として、大野晋・宮本常一ほか、『東日本と西日本』,日本エディタースクール出版部,1982年。網野善彦,「地域史研究の一視点——東国と西国——」,佐々木潤之介・石井進編,『新編日本史研究入門』,東大出版会,1982年,pp.99-121。網野善彦,『東と西の語る日本の歴史』(そしえて文庫),そしえて,1982年。尾本恵一・小林和正・池田次郎・祖父江孝男・埴原和郎・香原志勢・徳川宗賢・鈴木秀夫・佐原真,『日本人の地域性に関する研究方策の検討』(昭和56年度文部省科学研究費補助金〔総合研究B〕研究成果報告書),1982年3月。梅原猛・埴原和郎,『アイヌは原日本人か』,小学館,1982年をあげることができよう。

このような隣接諸科学において展開されているわが国の地域差に関する研究成果をみると、家族研究者も、これらの研究を無視して理論構築をすることができない段階に立ち至っているといえるのではなかろうか。

15) 清水,前掲〔脚注1〕論文,表1参照。

Living Arrangement of Aged People in Rural Areas: A Report on Investigation Conducted on Monou-cho, Miyagi Prefecture

Hiroaki SHIMIZU

This article is one of the series of researches on the living arrangement of aged people in rural areas. (A Comparison of Rural Areas in Northeastern and Southwestern Districts [The Journal of Population Problems. No. 156], A Report on Investigation Conducted on Yoneyama cho, Tomegun, Miyagi Prefecture [The Journal of Population Problems. No.159])

The result of the investigation was reduced based on Prof. Kiyomi Morioka's theory on changes in family, and it is found that the data coincide with his theory developed in mid-70's; that the changes in family encountered currently are not so simple as to be summarized as the change from a stem family to conjugal family (Morioka: Approach from Sociology, 1976), and that the "Ie" has not easily been dissolved but persisted (Disruption of Ie and Family, Home and Household, Morioka, 1980).

Comparing the living arrangement in three towns in Miyagi Prefecture with that in a town in Kagoshima Prefecture, the author found that rural areas in Miyagi Prefecture and Kagoshima Prefecture show different structures as shown in the table below:

Regionalism in Living Arrangement

| Type | Family Structure | Living Arrangement | Attitude | Distribution |
|------|---|---|------------------------------------|--|
| I | Stem family based on stem family system | Live together for life (live together completely) | Intend to live together throughout | Yoneyama cho, Shiwahime cho, Monou Cho, Miyagi Pref. |
| IV | Conjugal family based on conjugal family system | Live separately for life | Intend to live separately for life | Oura cho, Kagoshima Pref. |

研究ノート

「都市一世」と「都市二世」の出生行動

阿 藤 誠

1. 「都市二世仮説」

米国の出生力格差 (differential fertility) の研究から出てきた仮説のひとつに、「都市二世仮説 (two generation urbanites hypothesis)」というのがある。

米国の人口学者ゴールドバーグ (D. Goldberg) は、1950年代のデトロイトの出産力調査から次のような事実を見出した¹⁾。大都市住民の出生児数には社会階層によって差がある。すなわち社会階層が低いほど子供数が多い。ところが、大都市住民を「都市二世」(two generation urbanites 都会に生まれ育った者)²⁾と「都市一世」(農村から都市に移動してきた者)とに分けて観察すると、都市一世は都市二世よりも出生力が高く、しかも都市一世は下層に多いことが見出された(つまり、社会階層による出生力格差の一部は、下層に都市一世が多いことによって説明される)。同時に、都市一世の間では社会階層による出生力格差が顕著である(下層ほど高い)のに、都市二世の間では上下の差は著しく小さいことが観察された。

ゴールドバーグは、都市一世の出生力が相対的に高いのは、農村からの移動者は都市に移っても農村的価値、行動パターンを保持しているからであると考えた(言うまでもなく、当時、農村居住者の出生力は都市住民と比べて相当に高かった)。

都市一世の間で出生力の社会階層差が大きいのは、次のような理由によるものと考えられた。都市一世の間では農村居住者の場合と同様夫婦の役割分化 (sex role differentiation) が著しく、出産・育児はもっぱら妻の決定領域である。しかるに、社会階層が上がるほど妻の家事以外の活動 (extra marital activities) が増え、出産・育児とは両立しがたくなる。そのため都市一世の間では(もっぱら妻側の理由から)上層ほど子供数が少なくなる。

これに対して都市二世の場合には夫婦の力関係は対等 (egalitarian) になり、夫婦の役割分化は小さく、子供数の決定にも夫婦の双方が関与する。社会階層の面からみると、上層の夫ほど(経済的余裕から)たくさんの子供を望むが、上層の妻ほど家庭外の活動に向かうゆえ希望子供数は小さくなる。夫婦の相反する志向は共同決定の場合には相殺されるから、結果的に階層間の出生力格差は小さくなるというのである。

ゴールドバーグの解釈の適否は別として、都市二世が都市一世とは異なった出生行動をとるとい

1) David Goldberg, "The Fertility of Two Generation Urbanites", *Population Studies*, Vol. XII, 1959, pp. 214-222.

2) 正確には都市に二世代以上住んだ者のすべてを含むはずであるが、ゴールドバーグは都市二世 (two generation urbanites) の語を用いた。本稿でもこれをそのまま踏襲する。

事実は、「都市二世仮説」として1960年代になっても米国で繰り返し確認されてきた³⁾。ところが1970年代に入ると「都市二世仮説」と適合しないデータが見出されるようになり、最近時の研究では「都市二世仮説」が適合したのは出生時期が戦後のベビーブーム以前に終わっているコーホートまでで、それ以後のコーホートでは社会階層—出生力関係について、都市二世と都市一世の間に差がみられないことが示されている⁴⁾。

わが国の出生力が20世紀の初頭以来低下を続け、とくに戦後ベビーブーム直後の10年ほどで急低下し、今日の低出生状態に達したことは周知の事実である。この間、出生力の社会階層による格差（上層ほど低出生）と都市・農村格差（都市ほど低出生）が漸次縮小してきたこともよく知られている。それでも最近時の出産力調査において、微弱なりとはいえ今なお農村の出生力が都市のそれを上回っていることも又事実である⁵⁾。

わが国の出生力転換は経済の発展にともなう産業化、都市化とほぼ同時平行的に起こった。都市における“牽引（pull）要因”すなわち労働力需要と農村における押出し（push）要因とが働いて、農村から都市へ大量の若、青年層が移動した。現在の日本は典型的な産業・都市社会（industrial-urban society）となっているが、都市人口の相当部分は農村から都市へ移り住んできた人口、前述の「都市一世」から成ると思われる⁶⁾。

わが国においても都市の生活様式は農村のそれと性格を異にする。伝統的な価値、行動様式を重視し、「家（イエ）」の継承、繁栄を望む気持は農村の方が強かるう。さすれば、農村で生まれ育った人々は都市に移り住んでも農村的価値観を保持し、それが都市生まれの都市住民とは異なった出生行動をとらせるといふ仮説をたてることは可能であろう。以下本稿では、米国で長い間議論されてきた「都市二世仮説」が日本にも当てはまるか否かを、1977年に人口問題研究所が実施した第七次出産力調査のデータ⁷⁾を用いて検討する。

2. データ分析

都市二世仮説を検討するためには、社会経済的地位（socio-economic status）の指標、都市・農村間移動の指標（すなわち出身地と現住地双方の都市・農村区分）、それに出生力の指標が必要である。社会経済的地位の指標としては妻の学歴（補足的に夫の学歴）を用い、出生力の指標としては出生児数（children ever born）をとり結婚持続期間別に分析することにした。

都市・農村間の移動指標としては二種類のものを検討した。ひとつは、現住地の指標として人口集中地区（DID）を都市、非人口集中地区（Non-DID）を農村とし、出身地の指標としては適切なデータを欠いていたため、便宜的に妻の親の職業が農業であったものを農村、それが非農業であったもの

3) David Goldberg, "Another Look at the Indianapolis Fertility Data", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, XXXVIII, Jan., 1960, pp. 23-26. Ronald Freedman and D. P. Slesinger, "Fertility Differentials for the Indigenous Non-Farm Population of the United States", *Population Studies*, XV, Nov., 1961, pp. 161-173. Otis D. Duncan, "Farm Background and Differential Fertility", *Demography*, Vol. 2, 1965, pp. 240-249.

4) Nancy J. McGirr and C. Hirschman, "The Two Generation Urbanite Hypothesis Revisited", *Demography*, Vol. 16, No. 1, Feb., 1979, pp. 27-35.

5) 拙稿、「わが国出生力の社会的決定要因」、『人口問題研究』、第157号、昭和56年1月、pp. 1-27.

6) わが国都市人口のうち都市一世が何割を占めるかを示した統計は容易に見当たらない。

7) この調査の概要については、厚生省人口問題研究所、『昭和52年度実地調査、第7次出産力調査報告——概要および主要結果表』昭和53年をみよ。なお本稿の分析は、この調査の標本のうち年齢50歳未満の初婚の妻（8,734人）を対象とした。

を都市として作成した。出身地と現住地を組み合わせると(a)農村→農村, (b)農村→都市, (c)都市→農村, (d)都市→都市の四つの移動パターンができる。このうち(b)が「都市一世」であり, (d)「都市二世」ということになる⁸⁾。

もうひとつの移動指標は, わが国の出生力転換過程における農村から都市への移動の主要部分が三大都市圏への進学・求職移動であったことを考慮して, 出身地と現住地の双方をともに三大都市圏(ここでは埼玉, 千葉, 東京, 神奈川, 愛知, 京都, 大阪, 兵庫の8県とした)と非三大都市圏の二つに区分し, これを組み合わせで作成した。もちろん三大都市圏の都府県をすべて「都市」, それ以外をすべて「農村」とするのはいささか無暴であるが, ここでは都市二世仮説を日本の状況に適合させる形で拡大解釈して検討してみた。

表1は第1の移動指標を用いて平均出生児数を観察したものである。これによると, 出身地の都市の定義がゆるかったためか「都市→農村」のカテゴリーに該当する標本がかなり大きくなっていることが分る。このカテゴリーを除いて他の3つの移動パターンの間で平均出生児数を比較すると, ほと

表1 結婚持続期間別, 移動パターン(1)別, 妻の学歴別, 平均出生児数

| 結婚持続期間 | 移動パターン | 合計(標本規模) | 妻の学歴 | | | |
|--------|--------|--------------|------|------|------|------|
| | | | 義務 | 高校 | 短大 | 大学 |
| 0—4年 | 合計 | 0.93 (1,910) | 1.03 | 0.94 | 0.79 | 0.84 |
| | 農→農 | 1.03 (315) | 1.10 | 1.05 | 0.78 | — |
| | 農→都 | 0.92 (210) | 1.02 | 0.95 | 0.65 | — |
| | 都→農 | 0.97 (463) | 0.97 | 0.99 | 0.94 | 0.67 |
| | 都→都 | 0.84 (798) | 0.98 | 0.83 | 0.75 | 0.88 |
| | 不詳の組合せ | 1.11 (124) | 1.16 | 1.15 | 0.81 | — |
| 5—9年 | 合計 | 1.91 (2,035) | 1.93 | 1.92 | 1.85 | 1.89 |
| | 農→農 | 2.01 (351) | 2.03 | 2.02 | 1.82 | — |
| | 農→都 | 1.88 (257) | 1.85 | 1.92 | 1.85 | — |
| | 都→農 | 1.96 (472) | 1.96 | 1.94 | 2.04 | 1.94 |
| | 都→都 | 1.85 (809) | 1.87 | 1.86 | 1.77 | 1.88 |
| | 不詳の組合せ | 1.95 (146) | 1.93 | 1.94 | — | — |
| 10—14年 | 合計 | 2.14 (1,712) | 2.19 | 2.12 | 2.06 | 2.06 |
| | 農→農 | 2.26 (277) | 2.26 | 2.23 | — | — |
| | 農→都 | 2.06 (247) | 2.17 | 1.98 | — | — |
| | 都→農 | 2.16 (359) | 2.23 | 2.10 | 2.50 | 2.09 |
| | 都→都 | 2.07 (710) | 2.09 | 2.10 | 1.91 | 2.00 |
| | 不詳の組合せ | 2.07 (119) | 2.26 | 2.45 | — | — |
| 15—19年 | 合計 | 2.18 (1,494) | 2.23 | 2.15 | 2.19 | 1.81 |
| | 農→農 | 2.38 (284) | 2.39 | 2.35 | — | — |
| | 農→都 | 2.13 (210) | 2.18 | 2.05 | — | — |
| | 都→農 | 2.19 (290) | 2.22 | 2.13 | 2.70 | — |
| | 都→都 | 2.08 (620) | 2.08 | 2.10 | 2.07 | 1.72 |
| | 不詳の組合せ | 2.36 (90) | 2.33 | 2.40 | — | — |
| 20年以上 | 合計 | 2.41 (1,583) | 2.53 | 2.29 | 2.02 | 2.06 |
| | 農→農 | 2.59 (427) | 2.63 | 2.50 | — | — |
| | 農→都 | 2.41 (237) | 2.52 | 2.18 | — | — |
| | 都→農 | 2.50 (265) | 2.73 | 2.28 | 2.21 | — |
| | 都→都 | 2.25 (550) | 2.35 | 2.25 | 1.97 | 1.86 |
| | 不詳の組合せ | 2.29 (104) | 2.20 | 2.33 | — | — |

注) 一印は標本が10件未満の場合。

8) この場合の出身地指標の問題点は, 本来は親が農村の非農業従事者であったものが「都市」出身者とされてしまう, 言い換えれば出身地が都市であるものが過大評価(over-estimate)されてしまうことにある(逆に, 親が都市の農業従事者であったものの出身地が農村と定義されてしまうことも考えられるが, その数はそれほど多くはなからう)。

んどの結婚持続期間について、大きい方から「農村→農村」、「農村→都市」、「都市→都市」の順番となるが、その差は最大0.3人程にとどまる。

つぎに、この3つのカテゴリー毎に社会経済的地位（妻の学歴）と出生児数の間の関係を見ると、いずれのカテゴリーについても、いくつかの例外はあるものの、弱い負の相関をもつことが分る。言いかえると、都市二世仮説で期待されるような「農村→農村」、「農村→都市」の両者では強い相関、「都市→都市」では弱い相関という相違はみられない。

夫の学歴を社会経済的地位指標として選んで同様の分析を試みたが、結果は妻の学歴を用いた場合と同じで、三つのカテゴリーの地位—出生力関係に大きな違いはみられなかった。

つぎに、第二の移動指標と妻の学歴を用いて同様の分析を行なったのが表2である。表2において「農村→農村」のカテゴリーが最も高い出生力を示したのは第1の移動指標の場合と同様であったが、「農村→都市」と「都市→都市」では、微弱ではあるが逆に後者の方が高かった。この関係は「都市二世仮説」よりはむしろデュモン (A. Dumont) 以来の「社会移動仮説」⁹⁾を想起させる。

表2 結婚持続期間別、移動パターン(2)別、妻の学歴別、平均出生児数

| 結婚持続期間 | 移動パターン | 合計(標本規模) | 妻の学歴 | | | |
|--------|--------|--------------|------|------|------|------|
| | | | 義務 | 高校 | 短大 | 大学 |
| 0—4年 | 合計 | 0.93 (1,910) | 1.03 | 0.94 | 0.79 | 0.84 |
| | 農村→農村 | 0.97 (1,310) | 1.06 | 0.98 | 0.79 | 0.96 |
| | 農村→都市 | 0.81 (210) | 0.94 | 0.98 | 0.72 | 0.78 |
| | 都市→農村 | 0.72 (46) | — | 0.86 | 0.45 | — |
| | 都市→都市 | 0.83 (212) | 1.04 | 0.77 | 0.89 | 0.80 |
| | 不詳の組合せ | 0.96 (132) | 0.94 | 1.07 | 0.82 | — |
| 5—9年 | 合計 | 1.91 (2,035) | 1.93 | 1.92 | 1.85 | 1.89 |
| | 農村→農村 | 1.92 (1,282) | 1.95 | 1.92 | 1.83 | 1.96 |
| | 農村→都市 | 1.89 (236) | 1.81 | 1.96 | 1.88 | 1.83 |
| | 都市→農村 | 1.88 (64) | 1.67 | 1.83 | — | — |
| | 都市→都市 | 1.89 (249) | 1.82 | 1.94 | 1.89 | 1.64 |
| | 不詳の組合せ | 1.94 (204) | 2.08 | 1.83 | 1.72 | — |
| 10—14年 | 合計 | 2.14 (1,712) | 2.19 | 2.12 | 2.06 | 2.06 |
| | 農村→農村 | 2.15 (1,038) | 2.21 | 2.12 | 2.07 | 2.03 |
| | 農村→都市 | 1.95 (192) | 2.01 | 1.94 | 1.85 | — |
| | 都市→農村 | 2.21 (43) | — | 2.19 | — | — |
| | 都市→都市 | 2.17 (219) | 2.19 | 2.17 | 2.00 | — |
| | 不詳の組合せ | 2.21 (220) | 2.22 | 2.17 | 2.18 | — |
| 15—19年 | 合計 | 2.18 (1,494) | 2.23 | 2.15 | 2.19 | 1.81 |
| | 農村→農村 | 2.21 (901) | 2.26 | 2.16 | 2.24 | 2.00 |
| | 農村→都市 | 2.01 (138) | 1.92 | 2.13 | — | — |
| | 都市→農村 | 2.12 (50) | 1.88 | 2.16 | — | — |
| | 都市→都市 | 2.23 (190) | 2.39 | 2.15 | 2.20 | — |
| | 不詳の組合せ | 2.17 (215) | 2.24 | 2.09 | — | — |
| 20年以上 | 合計 | 2.41 (1,583) | 2.53 | 2.29 | 2.02 | 2.06 |
| | 農村→農村 | 2.44 (995) | 2.55 | 2.31 | 2.19 | — |
| | 農村→都市 | 2.17 (120) | 2.29 | 2.07 | — | — |
| | 都市→農村 | 2.25 (36) | — | 2.13 | — | — |
| | 都市→都市 | 2.35 (210) | 2.24 | 2.26 | — | — |
| | 不詳の組合せ | 2.62 (222) | 2.74 | 2.45 | — | — |

注) 一印は標本が10件未満の場合。

9) 出生力研究における社会移動仮説とは、「社会階層内における上昇移動意欲の強い者は子供数を制限する」という仮説である。これについての概説は Peter M. Blau and O. D. Duncan, *The American Occupational Structure*, John Wiley, 1967, Chap. 11. 安田三郎, 『社会移動の研究』, 東京大学出版会, 1971年, 第4章。

各カテゴリー毎の地位—出生力関係はいずれについてもおおむね弱い負の相関がみられる。したがって、第2の移動指標についても「都市二世仮説」はあてはまらないと言える。夫の学歴を地位指標として用いた場合もほぼ同様の結果であった¹⁰⁾。

3. 結 論

米国において戦後のベビーブーム以前に出産活動を終えたコーホートについて当てはまるとされる「都市二世仮説」を、わが国における1977年の出生力調査データについて検討したが、結果は否定的であった。

その理由のひとつは次のように考えられる。1977年に調査された婦人のうち最も古いコーホートでも、出産活動を終えたのは1960年代に入ってからである。この時期あるいはこのコーホートまでにはわが国出生力の長期低下もほぼ底をつき、前述のように、地域間、社会階層間、都市・農村間の出生力格差も大幅に縮小してきている。したがって、都市二世仮説のような“きめ細かな”仮説は、あるいはもっと古いコーホートでは当てはまったかも知れないが、最近ではそれを識別できるほどの格差がなくなってしまったのだと言えるかもしれない。残念ながら、適切なデータが無い場合、出生力転換の過程で都市二世仮説が成り立ったか否かをテストすることは難しい。

しかしながらもうひとつの理由としては、そもそも都市二世仮説は日本の社会には当てはまらないということも考えられる。ゴールドバーグは都市二世と都市一世の階層間出生力格差の差異を夫婦の平等主義、役割分化の程度の違いに求めたが、わが国では夫婦の地位—役割関係、より広くは家族構造にそれほど大きな変化がないままに出生力転換が達成された可能性がある¹¹⁾。そうであるとするならば夫婦の平等主義、役割分化の程度の違いを根拠とする「都市二世仮説」が日本の社会に当てはまらないのは当然かもしれない。「都市二世仮説」の通文化性に疑義をさしはさむことは、同時に、出生力転換に関する“夫婦関係変容仮説”¹²⁾の通文化性にも疑問を投げかけるように思われる。

10) 厳密を期して、以上の分析の結果を多重分類分析 Multiple Classification Analysis の手法を用いてダンカン (O. D. Duncan) が行ったと同様の方法でテストしてみた。すなわち、学歴と出生力の関係が移動パターンによって変化しないと仮定した単純附加的モデル (additive model) と学歴と出生力の関係が移動パターンによって変化する交互作用モデル (interaction model) をあてはめ、両者の決定係数の差を検定したが、結果はいずれのケースについても有意ではなかった。

11) Makoto N. Atoh, *Changes in the Status and Role of Women and Fertility; Policy Implications in the Japanese Case*, Paper presented at the ESCAP Regional Seminar on Strategies for Meeting Basic Socio-economic Needs and for Increasing Women's Participation in Development to Achieve Population Goals, 27 April-3 May 1982, Pattaya, Thailand.

12) 出生力研究における「夫婦関係変容仮説」とは、夫婦の厳密な役割分化 (role differentiation) と不平等の上に成り立つ伝統的夫婦関係は高出生に結びつき、夫婦の互換的、相互扶助的役割関係と平等主義 (egalitarianism) は低出生に結びつくという考え方。これについては、たとえば David Goldberg, "Socio-economic Theory and Differential Fertility: The Case of the LDCs," *Social Forces*, Vol. 54, No. 1, 1975, pp. 84-106. Bernard C. Rosen and A. B. Simmons, "Industrialization, Family and Fertility: A Structural-Psychological Analysis of the Brazilian Case", *Demography*, Vol. 8, No. 1, 1971, pp. 49-69. John Scanzoni, *Sex Roles, Life Styles, and Childbearing*, The Free Press, 1975 など。

死亡の男女格差の人口学的分析¹⁾

高橋 重郷

1. はじめに

多くの生命表の分析から、いかなる人口においてもほぼ普遍的に女子の平均寿命が男子のそれを上回っている事実が明らかにされている²⁾。わが国の場合もその例外ではない。しかも戦後に限ってみただけでも、平均寿命の男女格差は1950年の3.22年（男子57.91年，女子61.13年）から1980年の5.47年（男子73.46年，女子78.93年）まで、平均寿命の水準上昇にともなって一段と拡大してきている。

ところで、平均寿命 (e_0) は年齢別死亡率 (${}_nM_x$) から導かれた生命表関数の1つである生存確率 ($P(a)$: probability of surviving from birth to exact age a) の積分値 ($e_0 = \int_0^{\infty} p(a) da$)

である。また ${}_nM_x$ は各種の死因別死亡率 (${}_nM_x^i$) によって構成されている (${}_nM_x = \sum_{i=1}^k {}_nM_x^i$, ただし k は死因の総個数)。それゆえ、平均寿命の男女格差は第一義的に男女の年齢別死亡パターンとの相違と死因構造の違いによって発生しているといえる。

本稿の目的は、1950年から1980年のわが国の死亡データにもとづき、平均寿命の男女格差が年齢階級別死亡のうち主としてどの部分によってもたらされたのか、また男女の死因構造の違いとの関係でその格差がどの死因によってあらわれてきたのかを人口学的方法によって解明するところにある。

2. 平均寿命の男女格差

まず表1と図1によって1950年から1980年の平均寿命の男女格差とその推移を概観しておこう。

表1 男女の平均寿命およびその格差, 1950~80年

| | 1950 | 1955 | 1960 | 1965 | 1970 | 1975 | 1980 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 女子 | 61.134 | 67.763 | 78.150 | 73.302 | 75.004 | 76.983 | 78.935 |
| 男子 | 57.906 | 63.630 | 65.333 | 68.085 | 69.758 | 71.754 | 73.464 |
| 格差 | 3.228 | 4.133 | 4.817 | 5.217 | 5.246 | 5.229 | 5.471 |
| 格差の変化 | 0.905 | | 0.684 | | -0.017 | | 0.242 |

資料：厚生省人口問題研究所『簡速静止人口表（生命表）』，各年版

平均寿命の男女格差は1950年の3.228年から1955年の4.133年へと0.905年拡大し、その後格差の拡大自体は男女の平均寿命の伸びの縮小にともなって年次とともに小さくなった。しかし、1950年から1980年の間に男女格差は1950年の1.7倍、5.471年に拡大した。

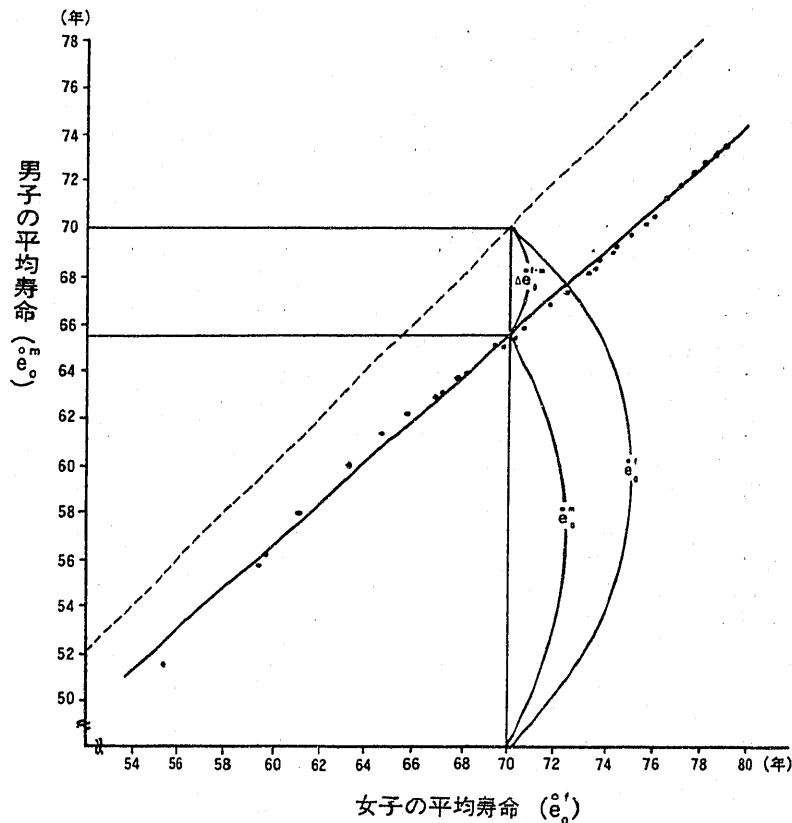
- 1) この種の代表的な研究として次のものがある。Samuel H. Preston and J. A. Weed, "Causes of Death Responsible for International and Intertemporal Variation in Sex Mortality Differentials", *World Health Statistics Reports*, Vol. 30, No. 4, WHO, 1976, pp. 144-188.
- 2) 例外がないわけではない。たとえばインドやバングラディッシュの平均寿命は男子の方が女子より高い値を示している。United Nations, *Demographic Yearbook 1980*, Vol. 32, New York, 1980.

1947年から1980年の平均寿命データに回帰式をあてはめてみると、男女の平均寿命の対応関係は次のとおりである（図1の実線）。

$$\dot{e}_0^m = 3.27268 + 0.88796 \cdot \dot{e}_0^f, R^2 = 0.9921$$

この式と図1が示すように、男女の平均寿命は女子の平均寿命に対して規則的な変化をしている。つまり男子の平均寿命の変化（ $\Delta \dot{e}_0^m$ ）は女子の平均寿命の変化（ $\Delta \dot{e}_0^f$ ）に対して、 $\Delta \dot{e}_0^m = 0.88796 \cdot \Delta \dot{e}_0^f$ の関係にあり、女子の平均寿命が10年伸びるとすれば男子の平均寿命は約8.88年伸びることになる。また平均寿命の男女格差は女子の平均寿命が5年伸びるにしたがい、0.56年ずつ拡大してきていることを示している。

図1 男女の平均寿命格差の関係、1947～1980年



3. 男女の死亡率の年齢パターンと平均寿命格差

2つの平均寿命の差を、それぞれの生命表関数である年齢別生存確率（ nPx : probability of surviving from age x to $x+n$ ）の差によって生じた部分に分け、年齢別死亡の差が平均寿命の格差にどの程度の影響を及ぼしたのかを分析する方法がある³⁾。ここでは小林の方法によって平均寿命の男女格差に影響した年齢別生存確率の寄与度を計測した（表2）⁴⁾。その分析結果を要約すると次の通りである。

3) この方法については、高橋重郷、「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」、『人口問題研究』、第114号、1982年、pp. 19-36。を参照されたい。

4) 小林和正、「平均寿命延長の意義、1950年および1960年の日本人男子生命表の分析より」、『人類学雑誌』、第70巻、第3、4号、1963年。

(1) 平均寿命の男女格差に主として影響を及ぼしているのは50歳以上の生存確率（いいかえれば年齢別死亡率）の違いである。とりわけ65歳以上の寄与度が高いことが特徴である。平均寿命の男女格差のうち50歳以上の年齢階級別死亡の男女差に起因する部分は、1950年が65.6%，1955年66.0%，1960年65.3%，1965年65.6%，1970年68.3%，1975年71.8%，1980年75.9%と、近年になるほど大きくなっている。

表2 男女の平均寿命格差に影響を及ぼした年齢別死亡の寄与率

| | 1950 | 1955 | 1960 | 1965 | 1970 | 1975 | 1980 |
|---------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 女子 | 61.134 | 67.763 | 70.150 | 73.302 | 75.004 | 76.983 | 78.935 |
| 男子 | 57.906 | 63.630 | 65.333 | 68.085 | 69.758 | 71.754 | 73.464 |
| 年齢合計 | 3.228 (100.0) | 4.133 (100.0) | 4.817 (100.0) | 5.217 (100.0) | 5.246 (100.0) | 5.229 (100.0) | 5.471 (100.0) |
| 0 | 0.412 (12.8) | 0.374 (9.0) | 0.424 (8.8) | 0.385 (7.4) | 0.232 (4.4) | 0.173 (3.3) | 0.118 (2.1) |
| 1 — 4 | 0.011 (0.3) | 0.120 (2.9) | 0.100 (2.1) | 0.089 (1.7) | 0.075 (1.4) | 0.058 (1.1) | 0.047 (0.9) |
| 5 — 9 | 0.044 (1.4) | 0.042 (1.0) | 0.079 (1.6) | 0.089 (1.7) | 0.063 (1.2) | 0.052 (1.0) | 0.045 (0.8) |
| 10 — 14 | 0.001 (0.0) | 0.037 (0.9) | 0.048 (1.0) | 0.048 (0.9) | 0.043 (0.8) | 0.032 (0.6) | 0.027 (0.5) |
| 15 — 19 | 0.013 (0.4) | 0.091 (2.2) | 0.117 (2.4) | 0.120 (2.3) | 0.167 (3.2) | 0.145 (2.8) | 0.128 (2.3) |
| 20 — 24 | 0.093 (2.9) | 0.149 (3.6) | 0.161 (3.4) | 0.155 (3.0) | 0.175 (3.3) | 0.156 (3.0) | 0.143 (2.6) |
| 25 — 29 | 0.101 (3.1) | 0.128 (3.1) | 0.142 (3.0) | 0.149 (2.9) | 0.130 (2.5) | 0.108 (2.1) | 0.104 (1.9) |
| 30 — 34 | 0.065 (2.0) | 0.082 (2.0) | 0.110 (2.3) | 0.149 (2.8) | 0.139 (2.6) | 0.103 (2.0) | 0.095 (1.7) |
| 35 — 39 | 0.078 (2.4) | 0.072 (1.7) | 0.125 (2.6) | 0.169 (3.2) | 0.178 (3.4) | 0.151 (2.9) | 0.125 (2.3) |
| 40 — 44 | 0.114 (3.5) | 0.119 (2.9) | 0.157 (3.3) | 0.195 (3.7) | 0.215 (4.1) | 0.224 (4.3) | 0.193 (3.5) |
| 45 — 49 | 0.179 (5.5) | 0.192 (4.6) | 0.210 (4.4) | 0.240 (4.6) | 0.246 (4.7) | 0.277 (5.3) | 0.289 (5.3) |
| 50 — 54 | 0.226 (7.0) | 0.291 (7.0) | 0.312 (6.5) | 0.331 (6.3) | 0.313 (6.0) | 0.321 (6.1) | 0.368 (6.7) |
| 55 — 59 | 0.330 (10.2) | 0.393 (9.5) | 0.456 (9.5) | 0.476 (9.1) | 0.437 (8.3) | 0.409 (7.8) | 0.436 (8.0) |
| 60 — 64 | 0.406 (12.6) | 0.440 (10.6) | 0.563 (11.7) | 0.605 (11.6) | 0.592 (11.3) | 0.544 (10.4) | 0.531 (9.7) |
| 65 — 69 | 0.451 (14.0) | 0.453 (11.0) | 0.592 (12.3) | 0.623 (11.9) | 0.682 (13.0) | 0.657 (12.6) | 0.668 (12.2) |
| 70 — 74 | 0.341 (10.5) | 0.421 (10.2) | 0.535 (11.1) | 0.568 (10.9) | 0.660 (12.6) | 0.668 (12.8) | 0.728 (13.3) |
| 75 — 79 | 0.215 (6.7) | 0.339 (8.2) | 0.395 (8.2) | 0.439 (8.4) | 0.515 (9.8) | 0.564 (10.8) | 0.659 (12.0) |
| 80 — 84 | 0.104 (3.2) | 0.251 (6.1) | 0.213 (4.4) | 0.263 (5.0) | 0.289 (5.5) | 0.374 (7.2) | 0.470 (8.6) |
| 85歳以上 | 0.046 (1.4) | 0.140 (3.4) | 0.078 (1.6) | 0.126 (2.4) | 0.095 (1.8) | 0.213 (4.1) | 0.298 (5.4) |

注) 本表の計算方法については、高橋重郷、「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」、『人口問題研究』第164号、1982年、pp. 19-36. を参照されたい。

本表の計算に用いたデータは、厚生省人口問題研究所、『簡速静止人口表（生命表）』、各年次にもとづく。

(2) 1950~80年の男女格差の拡大(2.243年)についてみると、そのほとんどが年齢50歳以上の男女の死亡率差の広がりによって発生している。具体的には平均寿命の男女格差の拡大の約91%(2.039年)がこの年齢から発生している。

(8) 50歳以上の年齢別死亡のなかでも、65歳以上の男女差が平均寿命の格差に大きな影響を与えた。1950年の男女格差の35.8%は65歳以上で発生しており、1980年では実に51.5%がこの年齢階級から発生している。また、1950~80年の平均寿命格差の広がり(2.243年)の約74%が65歳以上の年齢別死亡率の男女差によっていることがわかる。

(4) それとは逆に、0~14歳の乳幼児と子供の死亡が平均寿命の男女格差に与える影響は非常に小さい。0~14歳の平均寿命の男女格差への寄与年数は1950年の0.643年から0.125年へいったん上昇したもののその後は1980年の0.278年まで低下した。

(6) 15歳から49歳の年齢別死亡格差が平均寿命の男女格差に与えた影響は1950年の0.643年から1.125年へと上昇したが、1980年には1.077年まで低下した。1950~80年を通してみると寄与年数は1.7倍となった。しかし、平均寿命の男女格差の拡大に対しては約19%の寄与率にすぎなかった。

以上のように、1950年以降の平均寿命の男女格差は主として高年齢の死亡率の男女差によって拡大してきていることが明らかである。また一方では乳幼児と子供の死亡率も平均寿命の男女格差をわずかではあるが縮小させてきたと云うことがわかる。

4. 男女の死因構造の違いと平均寿命の男女格差

平均寿命の男女格差は特定の年齢別死亡率の差の広がりによって拡大した。死因別死亡がそれぞれ固有の年齢パターンを持っていることを考えると、平均寿命の男女格差の拡大は実は死因構造の変動と不可分の関係にあると推測される。

死因別死亡率の差異によって平均寿命の格差を分析する方法としては、Keyfitzの方法や、さらにそれを発展させた南条の方法がある⁵⁾。この分析では基本的に両者の方法に準拠し、死因別死亡率が平均寿命の男女格差に及ぼした影響を計測した⁶⁾。分析に用いた死因は以下のとおりである。個々の死因は「国際疾病、傷害及び死因統計分類」の第6版と第7版のB分類にしたがっている⁷⁾。それら

5) Nathan Keyfitz, "What Difference Would it Make if Cancer Were Eradicated? An Examination of the Taeuber Paradox", *Demography*, No. 14, 1977, pp. 411-418.

Zenji Nanjo, "A Simple Method of Measuring when a Fixed Percent of Deaths from Certain Causes Are Eliminated", IIASA Collaborative Paper, CP-80-35, 1980.

6) この分析で用いた方法は次のとおりである。いま死因*i*に着目し、男子の死因*i*の死亡率(${}^mM_x^i$)が女子の死因*i*の死亡率(${}^fM_x^i$)の水準に変化したと仮定する。そのときの年齢*x*歳から*x+n*歳への期待生存確率(${}^n P_x^{i'}$)は、

$${}^n P_x^{i'} = {}^n P_x \left[\frac{\{({}^fM_x^i - {}^mM_x^i) + {}^mM_x^{-i}\}}{{}^mM_x} \right]$$

によって求められる。したがって、 ${}^n P_x^{i'}$ より通常生命表関数を導き、死因*i*が男女間で等しい場合の男子の期待平均寿命($e_0^{i'}$)がもたらされる。この値と男子の平均寿命の差が死因*i*の男女差によって生じた平均寿命の男女格差の部分となる。なお方法論の詳細については紙幅の関係で省略し、別の機会に示す。

7) 各版の死因の統一は、Robert Schoen and Marion Collins, *Mortality by Cause-Life Tables for California, 1950-1970*, 1973. および S. H. Preston, N. Keyfitz, and R. Schoen, *Causes of Death: Life Tables for National Populations*, New York, Seminar Press, 1972. を参照した。

は、(1)肺結核 (B1), (2)その他の感染性死因 (B2~17), (3)インフルエンザ・肺炎・気管支炎 (B30, 31, 32), (4)胃腸炎 (B36), (5)新生物 (B18, 19), (6)心疾患 (B25, 26, 27), (7)その他の循環器系疾患 (B22, 24, 28, 29, 46 a), (8)消化性潰瘍・肝硬変・腎炎およびネフローゼ (B20, 33, 37, 38), (9)妊産婦死亡 (B40), (10)乳幼児固有の疾患 (B42, 43 c, 44), (11)老衰 (B45 a), (12)自動車事故 (B47), (13)自殺 (B49), (14)その他の事故 (B48, 50), および(15)その他の残りの死因, の 15 死因である。

表3 男女の平均寿命格差に影響を及ぼした死因の寄与率

| 死 因 | 1950 | 1955 | 1960 | 1965 | 1970 | 1975 | 1980 |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 全 死 因 の 男 女 差 | 3.228 (.....) | 4.133 (.....) | 4.817 (.....) | 5.217 (.....) | 5.246 (.....) | 5.229 (.....) | 5.471 (.....) |
| 全 死 因 の 男 女 差 (推 定 値) | 2.855 (100.0) | 3.598 (100.0) | 4.162 (100.0) | 4.543 (100.0) | 4.567 (100.0) | 4.518 (100.0) | 4.681 (100.0) |
| 肺 結 核 | 0.593 (20.8) | 0.348 (9.7) | 0.310 (7.4) | 0.266 (5.8) | 0.192 (4.2) | 0.139 (3.1) | 0.088 (1.9) |
| そ の 他 の 感 染 性 死 因 | -0.045 (-1.6) | 0.049 (1.4) | 0.049 (1.2) | 0.040 (0.9) | 0.034 (0.7) | 0.020 (0.4) | 0.026 (0.6) |
| イ ン フ ル エ ン ザ ・ 肺 炎 ・ 気 管 支 炎 | 0.131 (4.6) | 0.131 (3.6) | 0.207 (5.0) | 0.188 (4.1) | 0.180 (3.9) | 0.204 (4.5) | 0.262 (5.6) |
| 胃 腸 炎 | 0.016 (0.6) | 0.013 (0.4) | 0.028 (0.7) | 0.035 (0.8) | 0.014 (0.3) | 0.006 (0.1) | 0.004 (0.1) |
| 新 生 物 | 0.070 (2.4) | 0.267 (7.4) | 0.399 (9.6) | 0.527 (11.6) | 0.653 (14.3) | 0.858 (19.8) | 1.155 (24.7) |
| 心 疾 患 | 0.057 (2.0) | 0.159 (4.4) | 0.263 (6.3) | 0.351 (7.7) | 0.461 (18.1) | 0.545 (12.1) | 0.696 (14.9) |
| そ の 他 の 循 環 器 系 疾 患 | 0.306 (10.7) | 0.570 (15.8) | 0.805 (19.3) | 1.028 (22.6) | 1.052 (23.0) | 0.933 (20.7) | 0.754 (16.1) |
| 消 化 性 潰 瘍 ・ 肝 硬 変 ・ 腎 炎 お よ び ネ フ ロ ー ゼ | 0.339 (11.9) | 0.318 (8.8) | 0.305 (7.3) | 0.323 (7.1) | 0.351 (7.7) | 0.390 (8.6) | 0.379 (8.1) |
| 妊 産 婦 死 亡 | -0.193 (-6.8) | -0.152 (-4.2) | -0.099 (-2.4) | -0.072 (-1.6) | -0.045 (-1.0) | -0.023 (-0.5) | -0.015 (-0.3) |
| 乳 幼 児 固 有 の 疾 患 | 0.186 (6.5) | -0.006 (-0.2) | 0.193 (4.6) | 0.069 (1.5) | 0.145 (3.2) | 0.102 (2.3) | 0.073 (1.6) |
| 老 衰 | 0.044 (1.5) | 0.081 (2.3) | 0.032 (0.8) | -0.144 (-3.2) | -0.013 (-0.3) | -0.007 (-0.2) | -0.008 (-0.2) |
| 自 動 車 事 故 | 0.069 (2.4) | 0.168 (4.7) | 0.385 (9.3) | 0.457 (10.1) | 0.537 (11.8) | 0.366 (8.1) | 0.292 (6.2) |
| 自 殺 | 0.173 (6.0) | 0.272 (7.6) | 0.152 (3.6) | 0.123 (2.7) | 0.104 (2.3) | 0.196 (4.3) | 0.249 (5.3) |
| そ の 他 の 事 故 | 0.649 (22.7) | 0.711 (19.7) | 0.685 (16.5) | 0.612 (13.5) | 0.560 (12.3) | 0.444 (9.8) | 0.375 (8.0) |
| そ の 他 の 残 り の 死 因 | 0.460 (16.1) | 0.669 (18.6) | 0.451 (10.8) | 0.741 (16.3) | 0.341 (7.5) | 0.345 (7.6) | 0.351 (7.5) |

表3は、上述の方法によって計測した、平均寿命の男女格差に対する各死因別の影響の程度を、寄与率のかたちで示したものである。この結果を要約すると以下のとおりである。

(1) 平均寿命の男女格差に影響を及ぼした死因は年次とともに大きく変化した。つまり、1950年の男女格差の31.2%は外因性の死因である「自動車事故」、「自殺」、「その他の事故」から発生し、27.0%が内因性の死因のうち「新生物」、「心疾患」、「その他の循環器系死因」、「消化性潰瘍・肝硬変・腎炎およびネフローゼ」から、また24.3%が微生物系死因である「肺結核」、「インフルエンザ・肺炎・

気管支炎」,「胃腸炎」,「その他の感染性死因」の死因から発生している。しかし、1955年には死因別の寄与率が大きく変化し、平均寿命の男女格差の36.5%が「新生物」などの内因性死因から、32.0%が外因性死因から、15.0%が微生物系死因から発生した。1980年には、平均寿命の男女格差の67.7%が「新生物」などの内因性死因から、19.6%が外因性死因から発生した。

(2) 平均寿命の男女格差に対する死因別寄与年数の変化をみると、1950年から1980年では、微生物系死因は0.695年から0.380年とおよそ半減し、逆に「新生物」などの内因性死因は0.772年から2.984年へと約4倍に達した。他の死因は「その他の残りの死因」の0.465年から0.351年への低下を除き、0.02年前後のわずかな変化であった。

以上の分析結果は平均寿命の男女格差の拡大が主として「新生物」や「心疾患」などの内因性死因の死亡率の男女差によって起こったことを示している。

5. 要 約

平均寿命の男女格差は1950年以降、一段と拡大してきた。その格差は女子の平均寿命が5年伸びるにしたがい、約0.56年ほど男女格差を広げるものであった。

このようなわが国の平均寿命の男女格差とその拡大化傾向は、年齢別死亡という点からみれば主として65歳以上の高年齢の死亡率の男女差から発生している。また1950年から1980年の平均寿命の男女格差拡大(2.243年)もその多くの部分(74%)が65歳以上の年齢別死亡率の男女差によってもたらされた。

死因構造の一大変化は1950年から1980年の特徴の一つである。平均寿命の男女格差とその拡大も、そうした死因構造の変化に強く影響されている。つまり微生物系死因の死亡率低下は、それらが平均寿命の男女格差に及ぼしていた影響を大きく後退させた。またそれとは逆に年齢別死亡率の低下が小さく、また男女格差の大きかった「新生物」,「心疾患」,「その他の循環器系疾患」などの内因性死因が平均寿命の男女格差を一層拡大させてきたといえる。

以上のことは、死亡の年齢と死因における構造的特徴、および1950年代以降のその構造的変化によってあらわれてきたことを示している。死亡の年齢と死因における構造的特徴は(1)年齢別死亡率がU字型の年齢パターンをしていること、(2)死因別に死亡率の年齢パターンが異なり、微生物系死因は若い年齢で内因性死因より年齢別死亡率が大きく、また高い年齢ではその逆であること、(3)内因性死因の死亡率性比が微生物系のそれと比較して小さい、つまり男女差が大きいことにある。したがって、1950年代以降の死亡率低下の構造的特徴であった微生物系死因を中心とした死亡率低下によって、男女の年齢別死亡率差は非微生物系内因性死因の年齢別死亡率の特徴を強くあらわすようになった。それゆえに、平均寿命の男女格差は年齢別にみた場合65歳以上の死亡率の男女差によって一層拡大し、また死因別にみた場合には内因性死因の死亡率が男女格差とその拡大に強く影響したものといえる。

資 料

第3回アジア・太平洋人口会議について

岡崎陽一・河野稠果

I アジア太平洋人口会議の経緯

1982年9月20日から29日までコロンボ（スリランカ）において、アジア太平洋経済社会委員会（エスカップ）主催の下に表記の会議が開催された。この会議が開かれるに至った経緯は次のとおりである。さきにエスカップ総会において、人口分野における地域協力に関する決議74号として、アジア太平洋人口に会議を法的な組織として設置することが定められ、人口問題ならびにそれが経済社会開発に対して及ぼす影響について討議するため、人口調査の実施時期にあわせて10年ごとにこの会議を開催することが決定された。1978年12月の第2回人口委員会において、この決議が再確認され、1979年の第35回エスカップ総会において承認された。第3回アジア太平洋人口会議はこのような経緯の下に開催されたものである。

なお、第1回アジア人口会議は1963年にニューデリー（インド）で、第2回は1972年に東京で開催された。

II 目 的

とくに今回の人口会議の目的は、人口と開発の間の相互依存関係についての理解を深め、国の総合的開発政策の策定と実施にあたって人口要因を十分に配慮すること、とりわけ開発が人口動向に及ぼす影響に注意すべきことを強調する点におかれた。

III 参 加 者

参加者は全部で200名に及んだが、その分類は次のようである。

1. エスカップ加盟国ならびに準加盟国からの政府代表、随員（出席32カ国）
2. 国際連合関係機関、エスカップ事務局員（UNFPA、国連人口部、UNESCO、世銀の代表者など）
3. 政府関係機関（ADB、APPU など）
4. その他の人口関係組織（APCU、AIBD など）、及び Resource Person というこの会議のためにエスカップ事務局の招へいで paper を提出したり、会議の際専門的 reference を行う専門家が参加した。

日本からは、政府代表として津島雄二厚生省政務次官（首席代表）（当時）、千葉一夫在スリランカ大使、岡崎陽一厚生省人口問題研究所長の3名が外務省富川明憲国連局調整企画課首席事務

官、府川哲夫厚生省官房政策課長補佐、土屋博国土庁計画・調整局計画課長補佐、疊二夫在タイ大使館二等書記官等6名と共に出席した。また家族計画国際協力財団から片桐為精参与ほか2名計3名、総合研究開発機構から統谷恵二研究員が参加した。さらにエスカップの専門家(resource person)として日本大学顧問教授黒田俊夫氏と厚生省人口問題研究所人口政策部長河野稠果が参加した。日本政府は Country Statement of Japan を用意し、会議前にコピーが配布された。これは、10の章から成立ち、日本の人口情勢のほか、総合的な人口・開発政策の策定と実施、都市化・人口移動、インテグレートされた家族計画・福祉・保健プログラムの評価、開発過程への婦人の参加を促す施策と人口要因との関連、人口分野における財政技術援助等の章を含む。

IV 会議の組織として次の役割配置が行われた

1. 開会 1982年9月20日スリランカ大統領 Mr. J. R. Jayewardene が開会宣言をした。
2. 議長としてスリランカ保健大臣 Dr. Ranjit Atapattu が副議長として中国、インド、インドネシア、日本、マレーシア、パキスタン、ネパール、キリバチの首席代表が選出された。
3. ジェラル・ラポツール全体の報告書作成総括責任者としてインドの Registrar General and Census Commissioner, Mr. P. Padmanabha が選ばれた。
4. 津島首席代表は、開会式において前回1972年のアジア人口会議の主催国代表として、会議の準備を行ったスリランカ大統領 Jayewardene 氏の開会式出席と開会宣言に対して Vote of thanks (謝辞) を述べられた。また日本代表および随員は公正な意見を活発に述べ、それらは報告書に多く反映されてある。黒田俊夫氏は第4日目の「人口移動」の部会の Discussion Leader を務められ、河野稠果は第3日目午後の「人口問題の概観」の部会のラポルツールを務めた。また河野はこの会議に対し、Special paper として“Determinants and consequences of low fertility in low fertility countries” と題したペーパーを提出した。これは会議以前に配布されている。

V 議 題

議題は次のようであった。

1. 開 会
2. 役員選出
3. 議題の採択
4. ナショナル・ステートメント
5. 人口問題の概観
6. 総合的な人口・開発政策の策定と実施
7. 都市化および小都市を含めた都市の成長
8. 人口移動(人口再配置計画、その他の国内移動、国際人口移動含む)
9. 人口政策達成の見地からみた基礎的社会経済ニーズ充足の戦略
10. 家族計画、家族福祉、保健プログラムの総合化戦略の評価
11. 家族計画、家族福祉、保健プログラムに対する地域参加(民間団体、地方政府、地域組織の参加)の推進
12. 開発過程への婦人の参加を促す施策と人口要因との相互関係

13. エスカップ地域における島嶼諸国の人口問題
14. 人口分野における財政の技術援助
15. 報告書の採択
16. 閉 会

VI 討 議

1. 討議は議題5, 6, 14については全体会議で, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13については分科会で行われた。各議題の報告はすべて全体会議にかけられ, そこにおいて採択された。

2. 討議内容

この会議の基本テーマである人口と開発の総合的政策を中心として, 次のような討議が行われた。

- (1) 人口問題の概念

過去10年間にエスカップ地域内の多くの国で相当に社会経済開発が進み, 出生率, 死亡率が低下した。しかしまだ人口増加率が望ましい水準より高い国が多く, 家族計画の普及により出生率を下げる必要がある。他方死亡率について低下傾向が鈍化しているという問題が認められる。エスカップ地域の人口は今世紀末までに10億人増加し, 35億に近づく見込みである。なお, 当面の問題として生産年齢人口の激増とそれに伴う雇用問題に注意する必要がある。

- (2) 総合的な人口・開発政策の策定と実施

ブカレスト以降, 人口と開発の総合化の重要性は広く認められているが, 実際にはまだ十分進んでいない。それは人口の側での理解は進んでいるにもかかわらず, 開発計画担当者の側における理解が不十分であるためである。そうした中で, 総合化の成果が上っているのは, 母子保健, 栄養, 社会福祉, 農村開発と家族計画が組みあわされている場合である。死亡, 疾病, 都市問題の解決にも総合化によるアプローチが必要であることが指摘された。

- (3) 都市化および小都市を含めた都市の成長

エスカップ地域内の多くの国で急速な都市化が起っており, 都市のインフラストラクチュアに重い圧力が掛っている。都市化問題はたんなる人口問題ではなく, 基本的には経済社会現象として総合的に処理する必要がある。当面, 都市化の動向について情報収集と分析が急務である。また都市化過程の初期に発生する問題の解決のために, 先進諸国の先例を見ることが役立つと思われる。

- (4) 人口移動

国内人口移動については, 国ごとに経済発展段階が異なるのに対して状況と問題に差異がある。ある先進国ではすでに地方の時代が始まっている。他方, 島の多い国では漁場を求めての漁民の移動が深刻な家族問題をひき起している。一般的に国内人口移動に関するデータが不足である。

過去10年間に, エスカップ地域から大量の出稼ぎ労働者の国際的流出があった。送金により送出国がうるおうという利点もあるが, 他方, 留守家族への影響, 熟練労働力の流出, 帰国後の再雇用など問題も多い。今後, より計画的な国際移動をはかり, 送出国の利益を増加させる必要がある。実態に関する情報収集の必要が痛感される。

- (5) 人口施策達成の見地からみた基礎的社会経済ニーズ充足の戦略

健康, 教育, 食糧・栄養, 住宅, 飲料水などベーシック・ニーズの充足と出生・死亡など人

口指標との間には強い相関関係がみとめられる。ベーシック・ニーズ充足と経済成長率との間に矛盾があるとの意見もきかれるが、ベーシック・ニーズ・アプローチは重要であると考えられる。ベーシック・ニーズ・アプローチを推進するに当り、生産的雇用機会の創出が重要であり、また家族計画プログラムの推進も必要である。ベーシック・ニーズの充足度を測定する尺度の開発が望まれる。

(6) 家族計画、家族福祉、保健プログラムの総合化戦略の評価

家族計画と母子保健との組み合わせが有効であることは一般に認められている。それ以外の要素との組み合わせの成否は国によって違っている。国の人口政策として家族計画が推進されていく中で、他の要素との組み合わせが進められると一そう効果的である。民間団体による、大衆的地域的インテグレーション・サービスは効果的である。総合化プログラムの効率性と費用・効果の評価を行い、各種のプログラムの選択の基準を見出すべきである。

(7) 家族計画、家族福祉、保健プログラムに対する地域参加

すでに地域参加、NGO(民間団体)の活動について相当多くの経験が蓄積されているので、その評価を行うべきである。さらに地域参加を強化するために、計画立案、プログラム作成、実施の責任と権限を地域に移すべきである。民間団体は行動が自由であり、実験的、開拓的活動が可能であるという長所を有するので、プログラムの中に取りこむべきである。エスカップは Technical Group of NGOs を設立し、経験と専門知識の活用をはかるべきである。

(8) 開発過程への婦人の参加を促す施策と人口要因との相互関係

婦人の参加はそれ自体が目標でなければならないが、それが十分に達成されれば人口変動は促進され、とくに出生率は低下すると思われる。しかし、エスカップ地域で婦人の機会均等は実際には進んでいず、社会参加は不十分であり、その是正がはからなければならない。

(9) エスカップ地域における島嶼諸国の人口問題

島嶼諸国とは小さな島国で、パプア・ニューギニアがもっとも人口が大きく300万人余、ほかにフィジー62万人、ソロモン諸国22万人、西サモア16万人など、人口の少ない方ではトクロ1,600人、ニウエ3,600人、ナウル7,300人などがある。合計人口500万人でいどである。

これらの国は人口が少いだけでなく、経済構造が単純であり、また独立後まもない国が多く、人口一人当たり海外援助額が大きい。人口増加率が高く、人口密度も高い。年齢構成が若いため、学校、乳幼児の診療所が不足している。将来の雇用問題も心配される。また都市化が進み、環境破壊のおそれもある。一方、人口規模が小さいため職業分化が障げられている。若年層流出による人口減少ならびに年齢構造の歪みの問題がある。先進国からの財政技術援助が必要である。

(10) 人口分野における財政・技術援助

エスカップ地域の多くの国の目標は、出生率引き上げにより適当な時期に人口増加を停止させることである。この目標を達成するためには、これまでより多くの資金を国内および国外から動員しなければならないことは明らかである。そのためには、多くの開発途上国が人口プログラムのための自国の資金の増大をはかってきた。それにしても2000年までに出生率を人口置き換え水準まで引き下げるには避妊器具の使用量だけでも4倍から6倍も増加させなければならない。したがって自国の資金の動員は最重点課題としてかかざる必要がある。

他方、援助供与国ならびに機関は開発と人口の双方について援助を進めてきた。外国からの援助の主要な役割は、開発途上国の自らの努力を強化するために外国からの財政的、技術的援

助がきわめて重要であるという触媒的な役割であった。また開発途上国間の技術協力(TCDC)もきわめて大きい貢献をした。しかしその役割は外国からの援助に代替するものとしてではなく、それを補完するものとしてであった。

経済不況のもとにおいて内外ともに資金的制約が強まりつつある中で、その価値を最大限に利用するため、各国は目標を明確に定め、かつ優先的事項を絞らなければならない。また人口プログラムの管理と実行を効率的にするよう一層の注意を払わなければならない。

VII 報告書ならびに「アジア太平洋の人口と開発に関する行動の呼びかけ」 (Asia-Pacific Call for Action on Population and Development) の採択

1982年9月29日の全体会議において報告書が採択された。つづいて「アジア太平洋の人口と開発に関する行動の呼びかけ」が採択された。この「呼びかけ」は開会式のさいスリランカ首相 Mr. R. Premasada から「地域人口行動計画」をこの会議で討議するような要請があったこと、またエスカップ事務局長 Mr. Kibria から同じ発言があったことを踏まえたものであり、その起草のために Working Group を設け、最終的に全体会議にかけて採択したものである。

その構成は、序文、I 背景、II 原則と目的、III 勧告—A. アジア太平洋地域の各国政府に対して、B. 国際機関に対して、C. 援助供与国に対してとなっている。以下、III 勧告の中から重要かつ具体性のあるものを引用する。

- A 9. 「各国政府は人口と開発に関するプログラムにおいて現在設けられている出生率と死亡率の目標値を再検討し、2000年までに人口置き換え水準に見合う出生率を実現するように修正すること。」
- A17. 「女性の平均結婚年齢がまだ著しく低い国においては、それを20歳以上に高めるよう努力すること。」
- A18. 「死亡率が依然として高い国は、1980年代末までに出生時平均余命を少なくとも55歳に引き上げ、また乳児死亡率を出生1,000人につき100人以下に引き下げること。」
- B52. 「エスカップ事務局は加盟国および準加盟国に対して、この呼びかけに盛られている勧告の実施について援助を与え、目標達成の状況を定期的に検討し、評価すること。」
- B53. 「国際連合ならびに専門機関は、各国政府が人口および開発プログラムを実施するために必要な財政的、技術的援助を増大すること。」
- C54. 「援助供与国は人口プログラムに対する援助を、二国間援助、国際機関を通じる援助、あるいは NGO を通じる援助によって、実質額において従来規模を維持し、あるいは増大すること。」
- C55. 「援助供与国は援助の機能を可能な限り増大するため、援助の手続きをより弾力的にすること。」

付録：統計的補足

エスカップ事務局は多くのバックグラウンド・ペーパー及びスペシャル・ペーパーを提出しているが、その中で BP/3 “Demographic Situation and Prospective Trends in the ESCAP Region” というバック・グラウンド・ペーパーには日本の人口学者にとっても非常に有用な統計表が記載されていたので、その中から 1. 総人口の推移と増加率、2. 合計特殊出生率、3. 平均寿命の最近のレベル

を示したものをここに掲載し簡単なコメントを加えることにした。

表1によると、エスカップ地域人口は世界人口の大半を占め、中でも中国、インドという両人口巨国を擁しているのが特徴的である。また、ほかに1億を超える人口大国のインドネシア、日本、それに人口9,000万近いパキスタン、バングラデシュを包含している。人口増加は、人口増加率が1970—80年1.8%に下がったとは言え、1970—80年間に4億4,260万も増え、これは世界の同じ期間の増加数7億3,660万の60%を占める。

年平均人口増加率は、1970—80年に関してみると日本やシンガポールあるいはオーストラリアのように1%近い国があるかと思うと、イラン、モルディブ、ソロモン群島のように3%あるいはそれ以上のところもある。大国では中国の年率が低いのが印象的だが、バングラデシュ、パキスタンは2%を超える。

表2をみると合計特殊出生率はエスカップ地域平均で1965—70年の5.4から1975—80年の4.2へと相当程度低下したことが判る。中でも中国、韓国、ホンコン、シンガポールの中国文化圏の国は低下が著しい。しかし他方、インド亜大陸の、インド、パキスタン、バングラデシュ、及び周縁国アフガニスタン、ネパール等では合計特殊出生率はインドを除き非常に高く6以上である。インド自体も5.0で決して低い数字ではない。

他方、日本、シンガポール、オーストラリア、ニュージーランド、ホンコンのように、合計特殊出生率が人口の置き換え水準、あるいはそれ以下になっている低出生率国がエスカップ地域にあることも注目されねばならない。これらの国では次第に高齢化が強まっているからである。

表3の平均寿命の表をみると、エスカップ地域全体1975—80の期間男女合計の値は58歳となっているが、アフガニスタン、ブータン、ネパールのような内陸国 land-locked countries では40歳を一寸上廻っているにすぎない低さである。これは、これらの国が非常に貧しいこともさることながら、大部分の貧しい大衆が近代医療の恩恵を充分受けることができないことを物語る。

また、インド大陸及び周辺部では、女子の出生時の平均余命が男子のそれを下廻ることが特徴的で、この地域にみられる保健衛生、近代医療を享受するにあたっての男女不平等を物語っている。

今回の「アジア太平洋の人口と開発に関する行動の呼び掛け」でもっとも注目をあびたのは、A9の「各国政府は人口と開発に関するプログラムにおいて現在設けられている出生率と死亡率の目標値を再検討し、西暦2000年までに人口の置き換え水準に見合う出生率を実現するように修正すること」というくだりである。さて、そこで紀元2000年までに人口の置き換え水準、つまり純再生産率1.0までに出生率を下げようという目標と、昨年北京で行われた「北京宣言」で西暦2000年までに人口増加率を1%にまで低下させようという目標と、どちらが実現性が難しいかを検討したのが表4である。

これによると、国によってはまちまちであるが、アジアに限ると、人口増加率を1%におとす方が出生率を人口の置き換え水準に見合う水準に低下させるよりも難しそうである。つまり、国連の推計によれば、アジアで出生率を置き換え水準に持ってゆく方が実現性が高いようだが、人口増加率は既存の人口構成および歴史的条件に負うところがあり、簡単には割り切れない点もある。

表1 エスカップ地域の人口と人口増加率, 1960, 1970, 1980

| 国と属領 | 人口(百万単位) | | | 変化(百万単位) | | 年率平均(%) | |
|-----------|----------|---------|---------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 1960 | 1970 | 1980 | 1960— 1970 | 1970— 1980 | 1960— 1970 | 1970— 1980 |
| 世界 | 3,037.2 | 3,695.6 | 4,432.1 | 658.3 | 736.6 | 2.0 | 1.8 |
| エスカップ地域 | 1,640.9 | 2,041.2 | 2,483.8 | 400.4 | 442.6 | 2.2 | 2.0 |
| 東アジア | 805.1 | 979.7 | 1,156.7 | 174.7 | 176.9 | 2.0 | 1.7 |
| 中国 | 682.0 | 838.4 | 994.9 | 156.4 | 156.5 | 2.1 | 1.7 |
| ホンコン | 3.1 | 3.9 | 5.1 | 0.9 | 1.2 | 2.5 | 2.6 |
| 日本 | 94.1 | 104.3 | 116.6 | 10.2 | 12.2 | 1.0 | 1.1 |
| モンゴリア | 0.9 | 1.2 | 1.7 | 0.3 | 0.5 | 2.9 | 2.9 |
| 韓国 | 25.0 | 31.9 | 38.5 | 7.0 | 6.5 | 2.4 | 1.8 |
| 東南アジア | 228.4 | 290.1 | 360.5 | 61.7 | 70.4 | 2.4 | 2.2 |
| ブルネイ | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.0 | 0.1 | 3.9 | 5.4 |
| ビルマ | 22.3 | 27.7 | 35.3 | 5.5 | 7.5 | 2.2 | 2.4 |
| カンブチア | 5.4 | 6.9 | 6.7 | 1.5 | -0.2 | 2.4 | -0.3 |
| インドネシア | 97.7 | 122.2 | 148.0 | 24.5 | 25.8 | 2.2 | 1.9 |
| ラオ人民共和国 | 2.4 | 3.0 | 3.7 | 0.6 | 0.8 | 2.2 | 2.3 |
| マレーシア | 8.2 | 10.9 | 14.1 | 2.7 | 3.2 | 2.9 | 2.6 |
| フィリピン | 28.1 | 37.5 | 49.2 | 9.4 | 11.7 | 2.9 | 2.7 |
| シンガポール | 1.6 | 2.1 | 2.4 | 0.4 | 0.3 | 2.4 | 1.4 |
| タイ | 27.2 | 36.5 | 47.1 | 9.3 | 10.6 | 2.9 | 2.5 |
| ベトナム | 35.4 | 43.1 | 53.7 | 7.8 | 10.6 | 2.0 | 2.2 |
| 中南アジア | 591.8 | 752.2 | 944.1 | 160.4 | 191.9 | 2.4 | 2.3 |
| アフガニスタン | 9.8 | 12.3 | 15.9 | 2.5 | 3.6 | 2.3 | 2.6 |
| バングラデシュ | 51.4 | 68.3 | 88.2 | 16.8 | 19.9 | 2.8 | 2.6 |
| ブータン | 0.9 | 1.0 | 1.3 | 0.2 | 0.3 | 2.0 | 2.2 |
| インド | 439.4 | 552.5 | 684.5 | 113.0 | 132.0 | 2.3 | 2.1 |
| イラン | 21.6 | 28.4 | 38.1 | 6.8 | 9.8 | 2.7 | 3.0 |
| モルディブ | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | 2.1 | 3.0 |
| ネパール | 9.3 | 11.4 | 14.3 | 2.1 | 2.9 | 2.0 | 2.2 |
| パキスタン | 49.4 | 65.7 | 86.9 | 16.3 | 21.2 | 2.9 | 2.8 |
| スリランカ | 9.9 | 12.5 | 14.8 | 2.6 | 2.3 | 2.4 | 1.7 |
| オセアニア | 15.6 | 19.1 | 22.5 | 3.5 | 3.4 | 2.0 | 1.7 |
| オーストラリア | 10.3 | 12.6 | 14.5 | 2.2 | 1.9 | 2.0 | 1.4 |
| フィジー | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.1 | 0.1 | 2.8 | 1.9 |
| ニュージーランド | 2.4 | 2.8 | 3.3 | 0.4 | 0.4 | 1.7 | 1.5 |
| パプアニューギニア | 1.9 | 2.4 | 3.2 | 0.5 | 0.7 | 2.3 | 2.6 |
| サモア | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | 2.5 | 1.0 |
| ソロモン群島 | 0.1 | 0.2 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | 2.8 | 3.4 |

出所: ESCAP Secretariat, "Demographic situation and prospective trends in the ESCAP Region", Third Asian and Pacific Population Conference, POP/APPC. 3/BP/3.

表2 合計特殊出生率（女子1人あたり）、1965—1970、1975—1980、エスカップ地域

| 国 と 属 領 | 期 間 | | | 変化（女子1人あたりの出生） | |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|--------------------------|--------------------------|
| | 1965—1970 | 1970—1975 | 1975—1980 | 1965—1970から 1970—1975 | 1970—1975から 1975—1980 |
| エスカップ地域 | 5.4 | 5.0 | 4.2 | -0.4 | -0.8 |
| 東 ア ジ ア | 4.7 | 4.2 | 3.0 | -0.5 | -1.2 |
| 中 国 | 5.1 | 4.5 | 3.1 | -0.6 | -1.4 |
| ホ ン コ ン | 4.0 | 2.9 | 2.3 | -1.1 | -0.6 |
| 日 本 | 2.1 | 2.1 | 1.8 | 0.0 | -0.3 |
| モ ン ゴ リ ア | 5.9 | 5.6 | 5.4 | -0.3 | -0.2 |
| 韓 国 | 4.5 | 4.1 | 3.4 | -0.4 | -0.7 |
| 東 南 ア ジ ア | 6.0 | 5.6 | 4.9 | -0.4 | -0.7 |
| ブ ル ネ イ | ... | ... | ... | ... | ... |
| ビ ル マ | 5.4 | 5.5 | 5.5 | 0.1 | 0.0 |
| カ ン プ チ ア | 6.2 | 5.5 | 4.1 | -0.7 | -0.4 |
| イ ン ド ネ シ ア | 6.1 | 5.7 | 4.7 | -0.4 | -1.0 |
| ラ オ 人 民 共 和 国 | 6.1 | 6.2 | 6.2 | -0.1 | 0.0 |
| マ レ ー シ ア | 6.1 | 5.2 | 4.6 | -0.9 | -0.6 |
| フ ィ リ ピ ン | 6.0 | 5.5 | 5.0 | -0.5 | -0.5 |
| シ ン ガ ポ ー ル | 3.4 | 2.6 | 1.8 | -0.8 | -0.8 |
| タ イ | 6.3 | 5.6 | 4.5 | -0.7 | -1.1 |
| ベ ト ナ ム | 5.7 | 5.7 | 5.6 | 0.0 | -0.1 |
| 中 南 ア ジ ア | 6.2 | 5.9 | 5.4 | -0.3 | -0.5 |
| ア フ ガ ニ ス タ ン | 6.9 | 6.9 | 6.9 | 0.0 | 0.0 |
| バ ン グ ラ デ シ ュ | 7.0 | 6.9 | 6.7 | -0.1 | -0.2 |
| ブ ー タ ン | 6.3 | 6.2 | 6.2 | -0.1 | 0.0 |
| イ ン ド | 6.0 | 5.6 | 5.0 | -0.4 | -0.6 |
| イ ラ ン | 7.0 | 6.5 | 6.4 | -0.5 | -0.1 |
| モ ル デ ィ ブ | ... | ... | ... | ... | ... |
| ネ パ ー ル | 6.2 | 6.4 | 6.5 | 0.2 | 0.1 |
| パ キ ス タ ン | 7.2 | 6.7 | 6.4 | -0.5 | -0.3 |
| ス リ ラ ン カ | 4.7 | 4.2 | 3.9 | -0.5 | -0.3 |
| オ セ ア ニ ア | 3.5 | 3.2 | 2.9 | -0.3 | -0.3 |
| オ ー ス ト ラ リ ア | 2.9 | 2.5 | 2.1 | -0.4 | -0.4 |
| フ ィ ジ ィ ー | 4.6 | 3.3 | 3.6 | -1.3 | 0.3 |
| ニ ュ ー ジ ー ラ ン ド | 3.2 | 2.8 | 2.2 | -0.8 | -0.6 |
| パ プ ア ニ ュ ー ギ ニ ア | 6.2 | 5.9 | 6.3 | -0.3 | 0.4 |

出所：表1をみよ。

表3 平均寿命の推移, 1965-1970と1970-1980, エスカップ地域

| 国と属領 | 男女合計 | | 男 | | 女 | | 10年間の増加 | | | 女子の寿命マイナス男子の寿命 | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|-----|-----|----------------|-----------|
| | 1965-1970 | 1975-1980 | 1965-1970 | 1975-1980 | 1965-1970 | 1975-1980 | 男女 | 男 | 女 | 1965-1970 | 1975-1980 |
| エスカップ地域 | 53 | 58 | 52 | 58 | 54 | 59 | 6 | 6 | 5 | 2 | 2 |
| 東アジア | 60 | 68 | 58 | 66 | 62 | 69 | 8 | 8 | 8 | 3 | 3 |
| 中国 | 59 | 67 | 58 | 66 | 61 | 69 | 8 | 8 | 8 | 3 | 3 |
| ホンコン | 68 | 76 | 65 | 74 | 72 | 79 | 8 | 8 | 7 | 7 | 5 |
| 日本 | 71 | 76 | 68 | 73 | 74 | 78 | 4 | 5 | 4 | 5 | 5 |
| モンゴリア | 58 | 62 | 56 | 60 | 60 | 65 | 4 | 4 | 5 | 4 | 4 |
| 韓国 | 58 | 62 | 56 | 60 | 59 | 65 | 5 | 4 | 5 | 3 | 4 |
| 東南アジア | 47 | 52 | 46 | 51 | 48 | 54 | 6 | 5 | 6 | 3 | 3 |
| ビルマ | 48 | 52 | 46 | 51 | 49 | 54 | 5 | 5 | 5 | 3 | 3 |
| カンブチア | 45 | ... | 44 | ... | 47 | ... | ... | ... | ... | 3 | ... |
| インドネシア | 42 | 48 | 42 | 46 | 43 | 49 | 5 | 5 | 5 | 2 | 2 |
| ラオ人民共和国 | 40 | 44 | 39 | 42 | 42 | 45 | 3 | 3 | 4 | 3 | 3 |
| マレーシア | 57 | 63 | 55 | 62 | 58 | 65 | 7 | 7 | 7 | 4 | 4 |
| フィリピン | 56 | 61 | 54 | 59 | 57 | 62 | 5 | 5 | 5 | 3 | 3 |
| シンガポール | 68 | 71 | 66 | 69 | 70 | 73 | 3 | 3 | 3 | 4 | 5 |
| タイ | 56 | 60 | 53 | 58 | 58 | 63 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| ベトナム | 43 | 53 | 42 | 51 | 45 | 54 | 10 | 9 | 10 | 3 | 3 |
| 中南アジア | 46 | 49 | 47 | 50 | 46 | 49 | 3 | 3 | 3 | -1 | -1 |
| アフガニスタン | 38 | 40 | 37 | 40 | 38 | 41 | 3 | 3 | 3 | 1 | 1 |
| バングラデシュ | 43 | 46 | 44 | 46 | 43 | 46 | 2 | 2 | 2 | -1 | -1 |
| ブータン | 40 | 43 | 40 | 44 | 39 | 42 | 4 | 4 | 4 | -2 | -2 |
| インド | 46 | 49 | 47 | 50 | 46 | 49 | 3 | 3 | 3 | -1 | -1 |
| イラン | 49 | 54 | 48 | 53 | 49 | 54 | 5 | 5 | 5 | 1 | 1 |
| ネパール | 40 | 43 | 40 | 44 | 39 | 42 | 4 | 4 | 4 | -2 | -2 |
| パキスタン | 48 | 51 | 50 | 52 | 47 | 50 | 2 | 2 | 3 | -3 | -2 |
| スリランカ | 64 | 65 | 64 | 64 | 65 | 66 | 1 | 0 | 2 | 2 | 3 |
| オセアニア | 64 | 66 | 62 | 64 | 67 | 68 | 1 | 2 | 1 | 4 | 4 |
| オーストラリア | 72 | 73 | 69 | 70 | 75 | 76 | 1 | 1 | 1 | 6 | 6 |
| フィジー | 68 | 71 | 66 | 70 | 70 | 73 | 3 | 3 | 3 | 4 | 4 |
| ニュージーランド | 72 | 73 | 69 | 70 | 75 | 76 | 1 | 1 | 1 | 6 | 6 |
| パプアニューギニア | 45 | 50 | 45 | 50 | 45 | 50 | 5 | 5 | 5 | -1 | -1 |

出所：表1をみよ。

注：平均寿命及び差の数字は小数点を4捨5入したもの。

表4 選定されたアジア諸国に対する1980年国連推計による人口増加率と純再生産率

| 地 域, 国 | 2000—2005 | | 2010—2015 | | 2020—2025 | | | |
|-----------------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|---------|------|
| | 人口増加率 | 純再生産率 | 人口増加率 | 純再生産率 | 人口増加率 | 純再生産率 | | |
| 南 ア ジ ア | 1.53 | 1.24 | 1.21 | 1.07 | 0.95 | 0.98 | | |
| 東 南 ア ジ ア | 1.41 | 1.15 | 1.10 | 1.01 | 0.88 | 0.97 | | |
| イ ン ド ネ シ ア | 1.10 | 1.03 | 0.85 | 0.95 | 0.70 | 0.94 | | |
| マ レ ー シ ア | 1.53 | 1.16 | 1.22 | 1.02 | 0.91 | 0.98 | | |
| フ ィ リ ピ ン | 1.67 | 1.24 | 1.33 | 1.06 | 1.00 | 0.98 | | |
| タ イ | 1.37 | 1.05 | 1.06 | 0.97 | 0.84 | 0.98 | | |
| 中 南 ア ジ ア | 1.49 | 1.23 | 1.17 | 1.06 | 0.90 | 0.96 | | |
| バ ン グ ラ | 2.10 | 1.54 | 1.60 | 1.20 | 1.19 | 0.99 | | |
| イ ン ド | 1.26 | 1.11 | 0.98 | 0.99 | 0.76 | 0.93 | | |
| ネ パ ー ル | 1.95 | 1.63 | 1.63 | 1.33 | 1.24 | 1.06 | | |
| パ キ ス タ ン | 1.92 | 1.45 | 1.53 | 1.17 | 1.15 | 1.03 | | |
| ス リ ラ ン カ | 1.16 | 1.04 | 0.99 | 0.98 | 0.75 | 0.98 | | |
| 西 南 ア ジ ア | 2.18 | 1.63 | 1.80 | 1.33 | 1.47 | 1.15 | | |
| ア フ リ カ | 2.77 | 2.03 | 2.40 | 1.71 | 1.91 | 1.36 | | |
| ラ テ ン ・ ア メ リ カ | 1.92 | 1.48 | 1.70 | 1.38 | 1.48 | 1.30 | | |
| | 1975—80 | | 1980—85 | | 1985—90 | | 1990—95 | |
| シ ン ガ ポ ー ル | 1.21 | 0.87 | 1.31 | 0.87 | 1.23 | 0.88 | 1.01 | 0.88 |

出所：United Nations Population Division, IESA,
Selected Demographic Indicators, 1950-2025, April 1981.

全国人口の再生産に関する主要指標：昭和56年

わが国全国人口についての再生産に関する主要指標、すなわち、標準化人口動態率（標準人口：昭和5年全国総人口）、女子の人口再生産率、ならびに女子の安定人口諸指標の算定は、人口情報部解析科において毎年行なわれており、すでに、昭和55年以前の結果数値は『人口問題研究』あるいは「研究資料」に発表してきている¹⁾。

今回、これら指標の昭和56年分についての算定が成ったので、ここにその結果を紹介するが、前例にならぬ時系列的比較の便宜のために、大正14年以降算定各年次の主要数値について摘要表を作成、掲載した（第1～3表）。最新の昭和56年については、単に算定の最終結果だけでなく、計算の基礎となった数字ならびに計算過程の主要な数字、たとえば年齢別の人口、出生・死亡数、出生・死亡率、生残数なども掲載しておいた（第4表以降）。

なお、人口問題研究所では昭和45年分までの人口再生産諸率の算出に当たり、分母人口に、日本に在住する外国人を含む総人口を使用してきた。しかし、分子である人口動態数が日本人に関するものであるため、分母人口として日本人人口を使用する方が妥当なわけで、46年以降の分母人口としては日本人人口を用いることになった。また、その後45年以前についても同様に分母の置き替え改算を行なって、時系列比較に便ならしめた。

また、前年（55年）については、すでに発表してきたが²⁾、諸率算出に用いる分母人口として国勢調査の1%抽出集計結果を使用した。今回、確定数（全数集計）を用いた改算結果もあわせて掲載しておいた（付表1～4）。

掲載した諸指標については、それ自体の概念および算定方法についての専門的説明を必要とするが、ここには、限られた紙面で詳細を記しえないので省略した。それらについては、表脚に注記の各資料を参照していただきたい。

（石川 晃）

昭和56年の算定結果について

昭和56年の算定結果について、標準化動態率をみると、出生率は12.55‰であり、前年の12.76‰よりも0.21ポイントの低下を示している。出生率は昭和49年を期に急激な減少を示し、その傾向は今現在（昭和56年）も続いている。これは普通出生率の場合でも、同じ傾向である。

死亡率は3.48‰であり、前年（3.62‰）に比べ、0.14ポイントの低下を示した。普通死亡率も同様な傾向を示している。

自然増加率は9.07‰であり、前年（9.15‰）より0.08ポイントの低下を示した。これは、死亡率の減少に比べ、出生率の減少が前年に比べ大きくなったためのものである。普通率も同様な傾向を示している。

次に、人口再生産率についてみると、合計特殊出生率1.74、総再生産率0.85、純再生産率0.83である。純再生産率をみると、昭和49年に1を割り、急速な低下を示している。合計特殊出生率においても、昭和50年に2以下になり、低下は続いている。これは、昭和41年の“ひのえうま”の年を除くと、過去最低のものである。

安定人口動態率についての説明は省略する。

1) たとえば、前年の昭和55年分は次を参照。石川晃、「全国人口の再生産に関する主要指標：昭和55年」、『人口問題研究』、第161号、1982年1月、55～61ページ。

第1表 年次別標準化人口動態率：大正14年～昭和56年（付 普通人口動態率）
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925~1981

| 年次 Year | 標準化人口動態率(‰) Standardized vital rates | | | 昭和5年を基準とした指数 Index of stand. v. r.(1930=100) | | | 〔参考〕普通人口動態率(‰) Crude vital rates | | |
|-----------|---|-------------------|----------------------------|---|-------------------|----------------------------|-------------------------------------|-------------------|----------------------------|
| | 出生率 Birth rate | 死亡率 Death rate | 自然増加率 Natural inc. rate | 出生率 Birth rate | 死亡率 Death rate | 自然増加率 Natural inc. rate | 出生率 Birth rate | 死亡率 Death rate | 自然増加率 Natural inc. rate |
| 大正14 1925 | 35.27 | 20.24 | 15.03 | 109.0 | 111.4 | 106.0 | 34.92 | 20.27 | 14.65 |
| 昭和 5 1930 | 32.35 | 18.17 | 14.18 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 32.35 | 18.17 | 14.18 |
| 12 1937 | 29.77 | 17.35 | 12.42 | 92.0 | 95.5 | 87.6 | 30.88 | 17.10 | 13.78 |
| 15 1940 | 27.74 | 16.80 | 10.94 | 85.7 | 92.5 | 77.2 | 28.95 | 16.24 | 12.71 |
| 22 1947 | 30.87 | 15.40 | 15.47 | 95.4 | 84.8 | 109.1 | 34.54 | 14.68 | 19.86 |
| 23 1948 | 30.05 | 12.37 | 17.68 | 92.9 | 68.1 | 124.7 | 33.75 | 11.96 | 21.78 |
| 24 1949 | 29.83 | 11.94 | 17.89 | 92.2 | 65.7 | 126.2 | 33.20 | 11.64 | 21.56 |
| 25 1950 | 25.47 | 11.03 | 14.44 | 73.7 | 60.7 | 101.8 | 28.27 | 10.95 | 17.33 |
| 26 1951 | 22.76 | 9.93 | 12.83 | 70.4 | 54.7 | 90.5 | 25.45 | 9.99 | 15.46 |
| 27 1952 | 20.85 | 8.91 | 11.94 | 64.5 | 49.0 | 84.2 | 23.52 | 8.98 | 14.55 |
| 28 1953 | 18.96 | 8.88 | 10.08 | 58.6 | 48.9 | 71.1 | 21.62 | 8.94 | 12.68 |
| 29 1954 | 17.54 | 8.19 | 9.35 | 54.2 | 45.1 | 65.9 | 20.19 | 8.23 | 11.96 |
| 30 1955 | 16.88 | 7.70 | 9.18 | 52.2 | 42.4 | 64.7 | 19.52 | 7.82 | 11.70 |
| 31 1956 | 15.91 | 7.89 | 8.02 | 49.2 | 43.4 | 56.6 | 18.59 | 8.09 | 10.50 |
| 32 1957 | 14.69 | 8.04 | 6.65 | 45.4 | 44.2 | 46.9 | 17.34 | 8.33 | 9.01 |
| 33 1958 | 15.27 | 7.18 | 8.09 | 47.2 | 39.5 | 57.1 | 18.14 | 7.51 | 10.63 |
| 34 1959 | 14.90 | 7.05 | 7.85 | 46.1 | 38.8 | 55.4 | 17.67 | 7.50 | 10.17 |
| 35 1960 | 14.69 | 7.02 | 7.67 | 45.4 | 38.6 | 54.1 | 17.30 | 7.61 | 9.69 |
| 36 1961 | 14.31 | 6.74 | 7.57 | 44.2 | 37.1 | 53.4 | 16.96 | 7.42 | 9.54 |
| 37 1962 | 14.34 | 6.67 | 7.67 | 44.3 | 36.7 | 54.1 | 17.11 | 7.51 | 9.60 |
| 38 1963 | 14.52 | 6.12 | 8.40 | 44.9 | 33.7 | 59.2 | 17.36 | 7.02 | 10.34 |
| 39 1964 | 14.89 | 5.94 | 8.95 | 46.1 | 32.7 | 63.1 | 17.77 | 6.97 | 10.80 |
| 40 1965 | 15.74 | 5.99 | 9.75 | 48.7 | 33.0 | 68.8 | 18.67 | 7.17 | 11.50 |
| 41 1966 | 11.80 | 5.57 | 6.23 | 36.5 | 30.7 | 43.9 | 13.82 | 6.81 | 7.02 |
| 42 1967 | 16.31 | 5.44 | 10.87 | 50.4 | 29.9 | 76.7 | 19.43 | 6.78 | 12.66 |
| 43 1968 | 15.37 | 5.37 | 10.00 | 47.5 | 29.6 | 70.5 | 18.58 | 6.82 | 11.77 |
| 44 1969 | 15.04 | 5.25 | 9.79 | 46.5 | 28.9 | 69.0 | 18.54 | 6.81 | 11.73 |
| 45 1970 | 15.26 | 5.22 | 10.04 | 47.2 | 28.7 | 70.8 | 18.76 | 6.91 | 11.84 |
| 46 1971 | 15.87 | 4.81 | 11.06 | 49.1 | 26.5 | 78.0 | 19.17 | 6.56 | 12.61 |
| 47 1972 | 15.97 | 4.69 | 11.28 | 49.4 | 25.8 | 79.5 | 19.28 | 6.47 | 12.81 |
| 48 1973 | 16.07 | 4.65 | 11.42 | 49.7 | 25.6 | 80.5 | 19.36 | 6.56 | 12.79 |
| 49 1974 | 15.47 | 4.49 | 10.98 | 47.8 | 24.7 | 77.4 | 18.55 | 6.49 | 12.06 |
| 50 1975 | 14.32 | 4.25 | 10.07 | 44.3 | 23.4 | 71.0 | 17.09 | 6.31 | 10.78 |
| 51 1976 | 13.65 | 4.09 | 9.56 | 44.2 | 22.5 | 67.4 | 16.30 | 6.25 | 10.05 |
| 52 1977 | 13.31 | 3.88 | 9.43 | 41.1 | 21.4 | 66.5 | 15.46 | 6.08 | 9.38 |
| 53 1978 | 13.25 | 3.76 | 9.49 | 41.0 | 20.7 | 66.9 | 14.92 | 6.08 | 8.84 |
| 54 1979 | 13.07 | 3.60 | 9.47 | 40.4 | 19.8 | 66.8 | 14.23 | 5.97 | 8.25 |
| 55 1980 | 12.76 | 3.62 | 9.15 | 39.4 | 19.9 | 64.5 | 13.56 | 6.21 | 7.34 |
| 56 1981 | 12.55 | 3.48 | 9.07 | 38.8 | 19.2 | 64.0 | 13.05 | 6.15 | 6.90 |

昭和5年全国人口を標準人口に採り、Newsholme-Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法による。総理府統計局『国勢調査』人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、昭和15年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、22年以降は日本人人口を用いている。なお、昭和15年以前および48年以降は沖縄県を含んでいる。

標準化についての詳細は、「人口問題研究所研究資料」第155号および204号を参照されたい。

第2表 年次別女子の人口再生産率：大正14年～昭和56年
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925~1981

| 年次 Year | 合計特殊出生率 Total fertility rate (1) | 総再生産率 Gross re-production rate (2) | 純再生産率 Net re-production rate (3) | 再生産残存率 (8)/(2) (4) | 静止粗再生産率 (1)/(3) (5) | (1)-(5) (6) | 昭和5年を基準とした指数 Index of rep. rates (1930=100) | | |
|-----------|--|--|--|--------------------------|---------------------------|----------------|--|--------------------------|------------------------|
| | | | | | | | 合計特殊出生率 Total fertility rate | 総再生産率 Gross rep. rate | 純再生産率 Net rep. rate |
| 大正14 1925 | 5.11 | 2.51 | 1.56 | 0.62 | 3.28 | 1.83 | 108.5 | 109.1 | 102.6 |
| 昭和 5 1930 | 4.71 | 2.30 | 1.52 | 0.66 | 3.10 | 1.61 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 12 1937 | 4.36 | 2.13 | 1.49 | 0.70 | 2.93 | 1.43 | 92.6 | 92.6 | 98.0 |
| 15 1940 | 4.11 | 2.01 | 1.44 | 0.72 | 2.85 | 1.26 | 87.3 | 87.3 | 94.7 |
| 22 1947 | 4.54 | 2.21 | 1.72 | 0.78 | 2.64 | 1.90 | 96.4 | 96.1 | 113.2 |
| 23 1948 | 4.40 | 2.14 | 1.76 | 0.82 | 2.50 | 1.89 | 93.4 | 93.0 | 115.8 |
| 24 1949 | 4.32 | 2.11 | 1.75 | 0.83 | 2.47 | 1.84 | 91.7 | 91.7 | 115.1 |
| 25 1950 | 3.65 | 1.77 | 1.51 | 0.85 | 2.42 | 1.23 | 77.5 | 77.0 | 99.3 |
| 26 1951 | 3.26 | 1.59 | 1.39 | 0.87 | 2.35 | 0.91 | 69.2 | 69.1 | 91.4 |
| 27 1952 | 2.98 | 1.45 | 1.29 | 0.89 | 2.30 | 0.67 | 63.3 | 63.0 | 84.9 |
| 28 1953 | 2.69 | 1.31 | 1.18 | 0.90 | 2.29 | 0.41 | 57.1 | 57.0 | 77.6 |
| 29 1954 | 2.48 | 1.20 | 1.09 | 0.91 | 2.27 | 0.21 | 52.7 | 52.2 | 71.7 |
| 30 1955 | 2.37 | 1.15 | 1.06 | 0.92 | 2.24 | 0.13 | 50.3 | 50.0 | 69.7 |
| 31 1956 | 2.22 | 1.08 | 0.99 | 0.92 | 2.24 | -0.02 | 47.1 | 47.0 | 65.1 |
| 32 1957 | 2.04 | 0.99 | 0.92 | 0.93 | 2.22 | -0.18 | 43.3 | 43.0 | 60.5 |
| 33 1958 | 2.11 | 1.03 | 0.96 | 0.94 | 2.20 | -0.09 | 44.8 | 44.3 | 63.2 |
| 34 1959 | 2.04 | 1.00 | 0.94 | 0.94 | 2.17 | -0.13 | 43.3 | 43.5 | 61.8 |
| 35 1960 | 2.00 | 0.97 | 0.92 | 0.94 | 2.18 | -0.17 | 42.5 | 42.2 | 60.5 |
| 36 1961 | 1.96 | 0.95 | 0.91 | 0.95 | 2.17 | -0.20 | 41.6 | 41.3 | 59.9 |
| 37 1962 | 1.98 | 0.96 | 0.92 | 0.96 | 2.16 | -0.18 | 42.0 | 41.7 | 60.5 |
| 38 1963 | 2.00 | 0.97 | 0.94 | 0.96 | 2.14 | -0.13 | 42.5 | 42.2 | 61.8 |
| 39 1964 | 2.05 | 1.00 | 0.96 | 0.96 | 2.14 | -0.09 | 43.5 | 43.5 | 63.2 |
| 40 1965 | 2.14 | 1.04 | 1.01 | 0.97 | 2.12 | 0.02 | 45.4 | 45.2 | 66.4 |
| 41 1966 | 1.58 | 0.76 | 0.74 | 0.97 | 2.15 | -0.57 | 33.5 | 33.0 | 48.7 |
| 42 1967 | 2.23 | 1.08 | 1.05 | 0.97 | 2.11 | 0.11 | 47.3 | 47.0 | 69.1 |
| 43 1968 | 2.13 | 1.03 | 1.00 | 0.97 | 2.13 | 0.00 | 45.2 | 44.8 | 65.8 |
| 44 1969 | 2.13 | 1.03 | 1.00 | 0.97 | 2.13 | 0.00 | 45.2 | 44.8 | 65.8 |
| 45 1970 | 2.13 | 1.03 | 1.00 | 0.97 | 2.13 | 0.01 | 45.2 | 44.8 | 65.8 |
| 46 1971 | 2.16 | 1.04 | 1.02 | 0.98 | 2.12 | 0.04 | 45.9 | 45.2 | 67.1 |
| 47 1972 | 2.14 | 1.04 | 1.01 | 0.98 | 2.11 | 0.03 | 45.4 | 45.2 | 66.4 |
| 48 1973 | 2.14 | 1.04 | 1.01 | 0.98 | 2.11 | 0.03 | 45.4 | 45.2 | 66.4 |
| 49 1974 | 2.05 | 0.99 | 0.97 | 0.98 | 2.11 | -0.06 | 43.5 | 43.0 | 63.8 |
| 50 1975 | 1.91 | 0.93 | 0.91 | 0.98 | 2.10 | -0.16 | 40.6 | 40.4 | 59.9 |
| 51 1976 | 1.85 | 0.90 | 0.88 | 0.98 | 2.10 | -0.25 | 39.3 | 39.1 | 57.9 |
| 52 1977 | 1.80 | 0.87 | 0.86 | 0.98 | 2.10 | -0.30 | 38.2 | 37.8 | 56.6 |
| 53 1978 | 1.79 | 0.87 | 0.86 | 0.98 | 2.10 | -0.31 | 38.0 | 37.8 | 56.6 |
| 54 1979 | 1.77 | 0.86 | 0.84 | 0.98 | 2.10 | -0.33 | 37.6 | 37.4 | 55.6 |
| 55 1980 | 1.75 | 0.85 | 0.84 | 0.99 | 2.09 | -0.34 | 37.1 | 36.9 | 54.9 |
| 56 1981 | 1.74 | 0.85 | 0.83 | 0.99 | 2.09 | -0.35 | 36.9 | 36.8 | 54.8 |

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数 ($L(x)$) によって算出。率算出の基礎人口は、昭和15年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、22年以降は日本人人口を用いている。なお、昭和15年以前および48年以降は沖縄県を含む。

人口再生産率についての詳細は、「人口問題研究所研究資料」第157号および205号を参照されたい。

第3表 年次別女子の安定人口動態率，平均世代間隔および年齢構造係数：大正14年～昭和56年
(付. 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Populations for Female: 1925~1981

| 年次 Year | 安定人口動態率(‰) Intrinsic vital rates | | | 安定人口 平均世代 間隔 Ave. len. of gen. | 安定人口年齢構造係数 Age composition of stable population (%) | | | 〔参考〕実際人口年齢構造係数 Age composition of actual population (%) | | |
|-----------|-------------------------------------|----------------------|----------------------|--|---|-------|-------|---|-------|-------|
| | 増加率 Increase rate | 出生率 Birth rate | 死亡率 Death rate | | 0~14 | 15~64 | 65≦ | 0~14 | 15~64 | 65≦ |
| 大正14 1925 | 15.19 | 35.95 | 20.76 | 29.24 | 37.57 | 57.77 | 4.66 | 36.54 | 57.73 | 5.73 |
| 昭和 5 1930 | 14.19 | 32.87 | 18.68 | 29.56 | 35.79 | 58.83 | 5.38 | 36.45 | 58.11 | 5.44 |
| 12 1937 | 13.40 | 30.37 | 16.97 | 29.88 | 34.57 | 59.49 | 5.94 | 36.48 | 58.14 | 5.38 |
| 15 1940 | 11.99 | 29.60 | 16.61 | 30.22 | 33.59 | 60.36 | 6.05 | 35.71 | 58.84 | 5.45 |
| 22 1947 | 18.09 | 32.12 | 14.03 | 29.89 | 36.34 | 58.42 | 5.24 | 34.04 | 60.50 | 5.47 |
| 23 1948 | 19.02 | 30.46 | 11.44 | 29.60 | 36.21 | 58.06 | 5.72 | 34.09 | 70.43 | 5.48 |
| 24 1949 | 18.97 | 30.31 | 11.34 | 29.39 | 35.95 | 58.39 | 5.67 | 34.23 | 60.24 | 5.53 |
| 25 1950 | 14.12 | 25.30 | 11.18 | 29.23 | 32.07 | 60.87 | 7.07 | 34.11 | 60.24 | 5.65 |
| 26 1951 | 11.17 | 23.07 | 11.91 | 29.25 | 29.43 | 61.90 | 8.67 | 33.83 | 60.54 | 5.64 |
| 27 1952 | 8.81 | 20.96 | 12.15 | 29.14 | 27.48 | 62.99 | 9.53 | 33.35 | 60.93 | 5.72 |
| 28 1953 | 5.68 | 18.64 | 12.97 | 29.03 | 25.08 | 63.63 | 11.29 | 32.94 | 61.27 | 5.79 |
| 29 1954 | 3.08 | 16.75 | 13.68 | 28.91 | 23.15 | 64.02 | 12.84 | 32.61 | 61.48 | 5.91 |
| 30 1955 | 1.95 | 15.86 | 13.91 | 28.77 | 22.23 | 64.15 | 13.62 | 32.10 | 61.89 | 6.02 |
| 31 1956 | -0.24 | 14.77 | 15.01 | 28.59 | 21.04 | 65.05 | 13.91 | 31.34 | 62.59 | 6.06 |
| 32 1957 | -2.96 | 13.11 | 16.07 | 28.43 | 19.16 | 64.84 | 16.00 | 30.51 | 63.38 | 6.11 |
| 33 1958 | -1.44 | 13.61 | 15.05 | 28.19 | 19.77 | 64.30 | 15.93 | 29.77 | 64.04 | 6.19 |
| 34 1959 | -2.15 | 13.22 | 15.37 | 28.06 | 19.34 | 64.46 | 16.20 | 29.03 | 64.69 | 6.29 |
| 35 1960 | -2.95 | 12.72 | 15.67 | 27.86 | 18.81 | 64.63 | 16.57 | 28.82 | 64.80 | 6.39 |
| 36 1961 | -3.56 | 12.32 | 15.88 | 27.80 | 18.88 | 64.65 | 16.98 | 28.56 | 64.95 | 6.50 |
| 37 1962 | -3.16 | 13.11 | 16.27 | 27.69 | 19.56 | 67.08 | 13.36 | 27.49 | 65.92 | 6.59 |
| 38 1963 | -2.34 | 12.59 | 14.93 | 27.70 | 18.74 | 63.96 | 17.30 | 26.35 | 66.93 | 6.74 |
| 39 1964 | -1.50 | 13.02 | 14.52 | 27.70 | 19.29 | 64.14 | 16.57 | 25.24 | 67.89 | 6.87 |
| 40 1965 | 0.30 | 13.80 | 13.50 | 27.68 | 20.23 | 63.72 | 16.05 | 24.64 | 68.43 | 6.93 |
| 41 1966 | -11.08 | 8.57 | 19.65 | 27.73 | 13.71 | 62.83 | 23.47 | 23.81 | 69.05 | 7.13 |
| 42 1967 | 1.84 | 14.55 | 12.71 | 27.71 | 21.15 | 62.58 | 15.27 | 23.41 | 69.28 | 7.33 |
| 43 1968 | 0.06 | 13.47 | 13.41 | 27.75 | 19.86 | 63.30 | 16.84 | 23.12 | 69.41 | 7.51 |
| 44 1969 | 0.05 | 13.48 | 13.43 | 27.76 | 19.88 | 63.43 | 16.68 | 23.00 | 69.37 | 7.63 |
| 45 1970 | 0.16 | 13.42 | 13.26 | 27.73 | 19.80 | 63.06 | 17.14 | 22.94 | 69.26 | 7.80 |
| 46 1971 | 0.67 | 13.57 | 12.90 | 27.72 | 19.97 | 62.70 | 17.34 | 22.95 | 69.14 | 7.92 |
| 47 1972 | 0.48 | 13.42 | 12.94 | 27.65 | 19.78 | 62.58 | 17.64 | 23.14 | 68.73 | 8.13 |
| 48 1973 | 0.52 | 13.44 | 12.93 | 27.62 | 19.82 | 62.65 | 17.53 | 23.26 | 68.41 | 8.33 |
| 49 1974 | -1.03 | 12.56 | 13.58 | 27.54 | 18.75 | 62.42 | 18.84 | 23.32 | 68.12 | 8.56 |
| 50 1975 | -3.51 | 11.25 | 14.76 | 27.47 | 17.12 | 61.92 | 20.95 | 23.35 | 67.79 | 8.86 |
| 51 1976 | -4.57 | 10.67 | 15.24 | 27.50 | 16.39 | 61.48 | 22.13 | 23.30 | 67.56 | 9.14 |
| 52 1977 | -5.51 | 10.17 | 15.68 | 27.60 | 15.74 | 61.00 | 23.25 | 23.22 | 67.35 | 9.44 |
| 53 1978 | -5.64 | 10.03 | 15.68 | 27.67 | 15.55 | 60.61 | 23.84 | 23.06 | 67.20 | 9.74 |
| 54 1979 | -6.09 | 9.84 | 15.93 | 27.73 | 15.31 | 60.60 | 24.09 | 22.82 | 67.10 | 10.07 |
| 55 1980 | -6.48 | 9.61 | 16.08 | 27.79 | 15.00 | 60.23 | 24.77 | 22.52 | 67.11 | 10.37 |
| 56 1981 | -6.53 | 9.54 | 16.07 | 27.88 | 14.91 | 60.00 | 25.09 | 22.43 | 66.89 | 10.68 |

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口，人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数 ($L(x)$) によって算出したものであるが，基礎人口は昭和15年以前は総人口(日本に在住する外国人を含む)，22年以降は日本人人口である。なお，昭和15年以前および48年以降は沖縄県を含む。

安定人口についての詳細は，「人口問題研究所研究資料」第161号および209号を参照されたい。

図1 標準化人口動態率の推移：1925～1981年

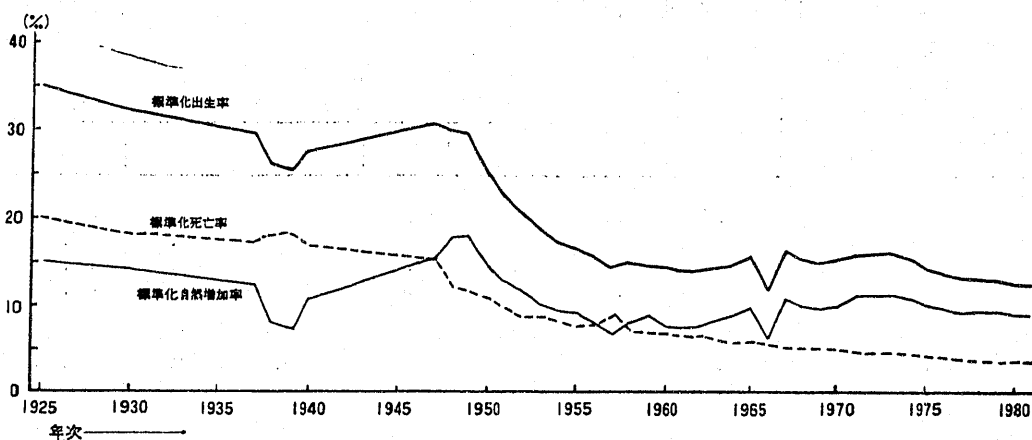


図2 女子の人口再生産率の推移：1925～1981年

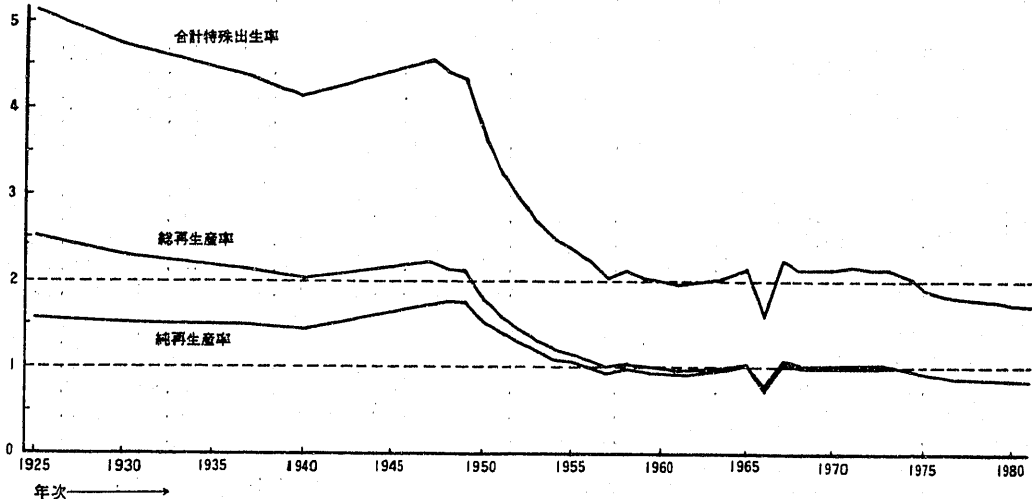
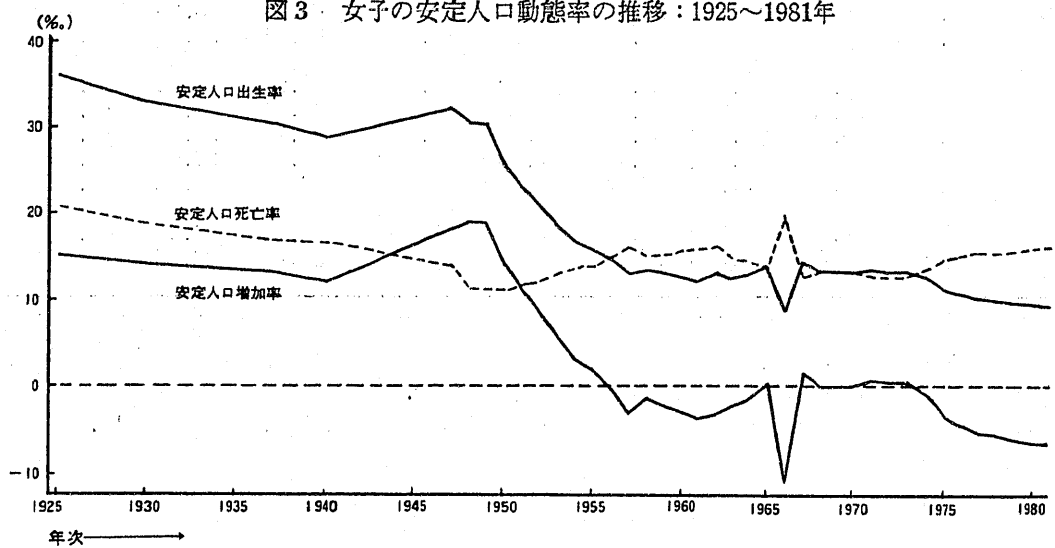


図3 女子の安定人口動態率の推移：1925～1981年



第4表 女子の年齢（各歳・5歳階級）別人口，出生数，特殊出生率および生残数ならびに人口再生産率：昭和56年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 1981

| 年齢 x | 女子人口 $P_F(x)$ | 出生数 | | | 特殊出生率 | | 生残数 (静止人口) $L_F(x)$ | $\frac{Ff_F(x) \times L_F(x)}{100,000}$ |
|-----------|------------------|----------------|---------------|---------------|-------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------|---|
| | | 総数 $B_S(x)$ | 男 $B_M(x)$ | 女 $B_F(x)$ | $\frac{B_S(x)}{P_F(x)}$ $f_F(x)$ | $\frac{B_F(x)}{P_F(x)}$ $Ff_F(x)$ | | |
| 15 | 700,898 | 72 | 45 | 27 | 0.00010 | 0.00004 | 99,003 | 0.00004 |
| 16 | 870,249 | 484 | 242 | 242 | 0.00056 | 0.00028 | 98,981 | 0.00028 |
| 17 | 815,485 | 1,732 | 902 | 830 | 0.00212 | 0.00102 | 98,956 | 0.00101 |
| 18 | 795,665 | 4,197 | 2,164 | 2,033 | 0.00527 | 0.00256 | 98,929 | 0.00253 |
| 19 | 774,430 | 8,970 | 4,665 | 4,305 | 0.01158 | 0.00556 | 98,899 | 0.00550 |
| 20 | 764,309 | 16,903 | 8,770 | 8,133 | 0.02212 | 0.01064 | 98,867 | 0.01052 |
| 21 | 769,543 | 29,729 | 15,367 | 14,362 | 0.03863 | 0.01866 | 98,834 | 0.01845 |
| 22 | 784,450 | 49,948 | 25,830 | 24,118 | 0.06367 | 0.03075 | 98,798 | 0.03038 |
| 23 | 765,433 | 75,306 | 38,666 | 36,640 | 0.09838 | 0.04787 | 98,761 | 0.04728 |
| 24 | 743,789 | 109,241 | 56,121 | 53,120 | 0.14687 | 0.07142 | 98,723 | 0.07051 |
| 25 | 785,324 | 143,415 | 74,017 | 69,398 | 0.18262 | 0.08837 | 98,682 | 0.08720 |
| 26 | 817,619 | 162,477 | 83,722 | 78,755 | 0.19872 | 0.09632 | 98,639 | 0.09501 |
| 27 | 821,515 | 162,053 | 83,258 | 78,795 | 0.19726 | 0.09591 | 98,594 | 0.09457 |
| 28 | 883,014 | 157,440 | 80,916 | 76,524 | 0.17830 | 0.08666 | 98,547 | 0.08540 |
| 29 | 937,933 | 141,278 | 72,690 | 68,588 | 0.15063 | 0.07313 | 98,498 | 0.07203 |
| 30 | 1,001,134 | 122,768 | 62,946 | 59,822 | 0.12263 | 0.05975 | 98,445 | 0.05883 |
| 31 | 1,083,309 | 101,027 | 51,620 | 49,407 | 0.09326 | 0.04561 | 98,390 | 0.04487 |
| 32 | 1,193,822 | 80,935 | 41,772 | 39,163 | 0.06779 | 0.03280 | 98,332 | 0.03226 |
| 33 | 1,191,221 | 60,022 | 30,816 | 29,206 | 0.05039 | 0.02452 | 98,270 | 0.02409 |
| 34 | 1,136,204 | 37,205 | 19,047 | 18,158 | 0.03275 | 0.01598 | 98,203 | 0.01569 |
| 35 | 714,811 | 18,184 | 9,331 | 8,853 | 0.02544 | 0.01239 | 98,132 | 0.01215 |
| 36 | 780,570 | 14,231 | 7,359 | 6,872 | 0.01823 | 0.00880 | 98,056 | 0.00863 |
| 37 | 958,639 | 11,287 | 5,799 | 5,488 | 0.01177 | 0.00572 | 97,974 | 0.00561 |
| 38 | 934,198 | 7,724 | 3,946 | 3,778 | 0.00827 | 0.00404 | 97,885 | 0.00396 |
| 39 | 962,673 | 5,414 | 2,796 | 2,618 | 0.00562 | 0.00272 | 97,789 | 0.00266 |
| 40 | 944,789 | 3,254 | 1,647 | 1,607 | 0.00344 | 0.00170 | 97,686 | 0.00166 |
| 41 | 867,216 | 1,904 | 964 | 940 | 0.00220 | 0.00108 | 97,574 | 0.00106 |
| 42 | 759,407 | 1,073 | 563 | 510 | 0.00141 | 0.00067 | 97,453 | 0.00065 |
| 43 | 820,932 | 638 | 323 | 315 | 0.00078 | 0.00038 | 97,321 | 0.00037 |
| 44 | 848,814 | 315 | 171 | 144 | 0.00037 | 0.00017 | 97,177 | 0.00016 |
| 45 | 858,454 | 134 | 74 | 60 | 0.00016 | 0.00007 | 97,020 | 0.00007 |
| 46 | 834,107 | 58 | 28 | 30 | 0.00007 | 0.00004 | 96,849 | 0.00003 |
| 47 | 801,714 | 17 | 9 | 8 | 0.00002 | 0.00001 | 96,662 | 0.00001 |
| 48 | 814,308 | 13 | 7 | 6 | 0.00002 | 0.00001 | 96,458 | 0.00001 |
| 49 | 798,446 | 7 | 3 | 4 | 0.00001 | 0.00001 | 96,237 | 0.00000 |
| Σ | 30,334,424 | 1,529,455 | 786,596 | 742,859 | 1.74146 | 0.84566 | — | 0.83347 |
| 15~19 | 3,956,727 | 15,455 | 8,018 | 7,437 | 0.00391 | 0.00188 | 98,959 | 0.00186 |
| 20~24 | 3,827,524 | 281,127 | 144,754 | 136,373 | 0.07345 | 0.03563 | 98,798 | 0.03520 |
| 25~29 | 4,245,405 | 766,663 | 394,603 | 372,060 | 0.18059 | 0.08764 | 98,594 | 0.08641 |
| 30~34 | 5,605,690 | 401,957 | 206,201 | 195,756 | 0.07171 | 0.03492 | 98,332 | 0.03434 |
| 35~39 | 4,350,891 | 56,840 | 29,231 | 27,609 | 0.01306 | 0.00635 | 97,974 | 0.00622 |
| 40~44 | 4,241,158 | 7,184 | 3,668 | 3,516 | 0.00169 | 0.00083 | 97,453 | 0.00081 |
| 45~49 | 4,107,029 | 229 | 121 | 108 | 0.00006 | 0.00003 | 96,662 | 0.00003 |

本表の数値は、前掲第1~3表の各指標の昭和56年分算定に用いたものである。
 女子人口は、総理府統計局の推計による昭和56年10月1日現在日本人人口。出生数は、厚生省大臣官房統計情報部の昭和56年人口動態統計。生残数は、人口問題研究所の第35回簡速静止人口表（昭和56年4月~57年3月）による $L(x)$ 。ただし、 $L(0)=10$ 万なので $L(x)/100,000$ を採っている。なお、本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数（総数4，男0，女4）については、15~49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて案分補整したものである。

$f_F(x)$ の Σ は合計特殊出生率， $Ff_F(x)$ の Σ は総再生産率， $Ff_F(x) \cdot L_F(x)$ の Σ は純再生産率。

第5表 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および特殊死亡率：昭和56年
 Table 5. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates by 5-Year Age Groups and Sexes: 1981

| 年齢階級 x | 総数 Both sexes | | | 男 Male | | | 女 Female | | |
|-------------|----------------|-----------------|-------------------|----------------|-----------------|-------------------|----------------|-----------------|-------------------|
| | 人口 $P_S(x)$ | 死亡数 $D_S(x)$ | 特殊死亡率 $m_S(x)$ | 人口 $P_M(x)$ | 死亡数 $D_M(x)$ | 特殊死亡率 $m_M(x)$ | 人口 $P_F(x)$ | 死亡数 $D_F(x)$ | 特殊死亡率 $m_F(x)$ |
| 総数 Total | 117,204,455 | 720,262 | 0.00615 | 57,653,685 | 388,575 | 0.00674 | 59,550,770 | 331,687 | 0.00557 |
| 0~4 | 8,152,707 | 14,941 | 0.00183 | 4,182,354 | 8,468 | 0.00202 | 3,970,353 | 6,473 | 0.00163 |
| 5~9 | 9,829,649 | 2,559 | 0.00026 | 5,040,182 | 1,643 | 0.00033 | 4,789,467 | 916 | 0.00019 |
| 10~14 | 9,437,176 | 1,744 | 0.00018 | 4,841,728 | 1,126 | 0.00023 | 4,595,448 | 618 | 0.00013 |
| 15~19 | 8,096,214 | 4,098 | 0.00051 | 4,139,487 | 3,030 | 0.00073 | 3,956,727 | 1,068 | 0.00027 |
| 20~24 | 7,752,160 | 4,637 | 0.00060 | 3,924,636 | 3,282 | 0.00084 | 3,827,524 | 1,354 | 0.00035 |
| 25~29 | 8,539,467 | 5,655 | 0.00066 | 4,294,062 | 3,677 | 0.00086 | 4,245,405 | 1,978 | 0.00047 |
| 30~34 | 11,283,679 | 9,072 | 0.00080 | 5,677,989 | 5,708 | 0.00101 | 5,605,690 | 3,364 | 0.00060 |
| 35~39 | 8,696,980 | 10,637 | 0.00122 | 4,346,089 | 6,759 | 0.00156 | 4,350,891 | 3,878 | 0.00089 |
| 40~44 | 8,460,233 | 15,631 | 0.00185 | 4,219,075 | 10,149 | 0.00241 | 4,241,158 | 5,482 | 0.00129 |
| 45~49 | 8,190,778 | 25,401 | 0.00310 | 4,083,749 | 17,024 | 0.00417 | 4,107,029 | 8,376 | 0.00204 |
| 50~54 | 7,351,124 | 34,681 | 0.00472 | 3,633,044 | 23,017 | 0.00634 | 3,718,080 | 11,664 | 0.00314 |
| 55~59 | 5,922,173 | 39,398 | 0.00665 | 2,717,278 | 24,574 | 0.00904 | 3,204,895 | 14,825 | 0.00463 |
| 60~64 | 4,522,144 | 47,745 | 0.01056 | 1,944,118 | 28,254 | 0.01453 | 2,578,026 | 19,490 | 0.00756 |
| 65~69 | 4,015,904 | 71,596 | 0.01783 | 1,757,716 | 42,482 | 0.02417 | 2,258,188 | 29,114 | 0.01289 |
| 70~74 | 3,170,342 | 99,752 | 0.03146 | 1,368,451 | 57,289 | 0.04186 | 1,801,891 | 42,463 | 0.02357 |
| 75~79 | 2,050,755 | 117,077 | 0.05709 | 853,660 | 62,006 | 0.07264 | 1,197,095 | 55,071 | 0.04600 |
| 80~ | 1,732,970 | 1,192,990 | 0.68841 | 630,067 | 90,087 | 0.14298 | 1,102,903 | 125,552 | 0.11384 |

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の昭和56年分算定に用いたものである。
 人口は、総理府統計局の推計による昭和56年10月1日現在日本人口。死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の昭和56年人口動態統計による。なお、本表の死亡数は、年齢不詳（総数336、男280、女56）分を既知の男女、年齢別数値の割合に応じて案分補整したものである。

第6表 女子の安定人口増加率、出生率および死亡率ならびに平均世代間隔：
 昭和56年（付 計算過程の主要指標）

Table 6. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of Stable Population for Female: 1981

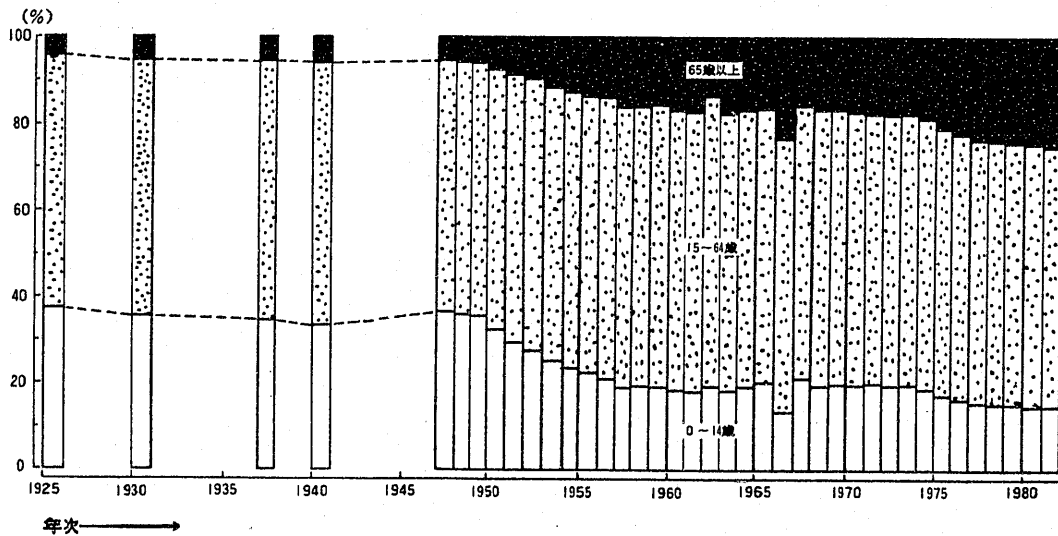
| 指 標 Items | 算定数値 Results | 指 標 Items | 算定数値 Results |
|--|--------------|--|------------------|
| 安定人口増加率 (Intrinsic increase rate) $r = \frac{1}{\beta}(-\alpha + \sqrt{\alpha^2 + 2\beta \log_e R_0})$ | -0.0065331 | $L_0 = \sum_{x=0}^w L_F(x)$ | 79,22697 |
| 安定人口出生率 (Intrinsic birth rate) $b = \frac{1}{L_0} \int A'dr$ | 0.0095389 | $L_1 = \sum_{x=0}^w (x+0.5)L_F(x)$ | 3,241,18538 |
| 安定人口死亡率 (Intrinsic death rate) $d = b - r$ | 0.0160719 | $L_2 = \sum_{x=0}^w (x+0.5)^2 L_F(x)$ | 179,766,75550 |
| $R_0 = \sum_{x=15}^{49} L_F(x) f_F(x)$ … 純再生産率 | 0.83347 | $L_3 = \sum_{x=0}^w (x+0.5)^3 L_F(x)$ | 11,363,839,30182 |
| $R_1 = \sum_{x=15}^{49} (x+0.5)L_F(x) f_F(x)$ | 23,198951 | $u = \frac{L_1}{L_0}$ … 静止人口平均年齢 | 40,91013 |
| $R_2 = \sum_{x=15}^{49} (x+0.5)^2 L_F(x) f_F(x)$ | 657,8835296 | $v = u^2 - \frac{L^2}{L_0}$ | -595,37116 |
| $\alpha = \frac{R_1}{R_0}$ … 静止人口平均世代間隔 | 27,83404 | $w = u^3 - \frac{3}{2} \cdot u \cdot \frac{L_2}{L_0} + \frac{1}{2} \cdot \frac{L_3}{L_0}$ | 947,54441 |
| $\beta = \alpha^2 - \frac{R_2}{R_0}$ | -14,59305 | $\int A'dr = ur + \frac{1}{2}ur^2 + \frac{1}{3}ur^3$ | -0.28006 |
| | | 安定人口平均世代間隔 (Average length of generation of stable population) $T = \alpha + \frac{1}{2}\beta r$ | 27,88176 |

各指標の性質等については、「人口問題研究所研究資料」第161号および209号を参照されたい。

第7表 女子の安定人口年齢(各歳・5歳階級別)構造係数:昭和56年
 Table 7. Age Composition of Stable Population for Female: 1981

| 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ |
|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|
| 0 | 0.009522 | 25 | 0.011120 | 50 | 0.012736 | 75 | 0.011261 | 0~4 | 0.048145 |
| 1 | 0.009569 | 26 | 0.011188 | 51 | 0.012785 | 76 | 0.010915 | 5~9 | 0.049654 |
| 2 | 0.009625 | 27 | 0.011256 | 52 | 0.012831 | 77 | 0.010529 | 10~14 | 0.051264 |
| 3 | 0.009684 | 28 | 0.011324 | 53 | 0.012878 | 78 | 0.010103 | 15~19 | 0.052915 |
| 4 | 0.009744 | 29 | 0.011393 | 54 | 0.012913 | 79 | 0.009636 | 20~24 | 0.054586 |
| 5 | 0.009806 | 30 | 0.011462 | 55 | 0.012948 | 80 | 0.009129 | 25~29 | 0.056281 |
| 6 | 0.009868 | 31 | 0.011530 | 56 | 0.012980 | 81 | 0.008582 | 30~34 | 0.057994 |
| 7 | 0.009930 | 32 | 0.011599 | 57 | 0.013006 | 82 | 0.008000 | 35~39 | 0.059700 |
| 8 | 0.009994 | 33 | 0.011668 | 58 | 0.013028 | 83 | 0.007385 | 40~44 | 0.061351 |
| 9 | 0.010058 | 34 | 0.011736 | 59 | 0.013044 | 84 | 0.006742 | 45~49 | 0.062869 |
| 10 | 0.010122 | 35 | 0.011804 | 60 | 0.013052 | 85 | 0.006080 | 50~54 | 0.064138 |
| 11 | 0.010187 | 36 | 0.011873 | 61 | 0.013054 | 86 | 0.005407 | 55~59 | 0.065006 |
| 12 | 0.010253 | 37 | 0.011940 | 62 | 0.013046 | 87 | 0.004732 | 60~64 | 0.065181 |
| 13 | 0.010318 | 38 | 0.012008 | 63 | 0.013027 | 88 | 0.004067 | 65~69 | 0.064013 |
| 14 | 0.010384 | 39 | 0.012075 | 64 | 0.013000 | 89 | 0.003424 | 70~74 | 0.062222 |
| 15 | 0.010450 | 40 | 0.012141 | 65 | 0.012959 | 90 | 0.002816 | 75~79 | 0.052444 |
| 16 | 0.010517 | 41 | 0.012207 | 66 | 0.012901 | 91 | 0.002254 | 80~84 | 0.039838 |
| 17 | 0.010583 | 42 | 0.012271 | 67 | 0.012824 | 92 | 0.001749 | 85~89 | 0.023712 |
| 18 | 0.010649 | 43 | 0.012335 | 68 | 0.012725 | 93 | 0.001309 | 90~94 | 0.009068 |
| 19 | 0.010716 | 44 | 0.012397 | 69 | 0.012603 | 94 | 0.000940 | 95~99 | 0.001549 |
| 20 | 0.010783 | 45 | 0.012459 | 70 | 0.012456 | 95 | 0.000642 | 100~ | 0.000071 |
| 21 | 0.010850 | 46 | 0.012518 | 71 | 0.012281 | 96 | 0.000417 | | |
| 22 | 0.010917 | 47 | 0.012576 | 72 | 0.012076 | 97 | 0.000258 | | |
| 23 | 0.010984 | 48 | 0.012632 | 73 | 0.011840 | 98 | 0.000150 | | |
| 24 | 0.011052 | 49 | 0.012685 | 74 | 0.011568 | 99 | 0.000082 | | |
| | | | | | | | | Σ | 1.000000 |

図4 女子の安定人口年齢構造係数の推移:1925~1981年



付表1 女子の年齢(各歳・5歳階級)別人口, 出生数, 特殊出生率および生残数ならびに
人口再生産率: 昭和55年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and
Reproduction Rates for Female: 1980

| 年 齢 x | 女子人口 $P_F(x)$ | 出 生 数 | | | 特殊出生率 | | 生 残 数 (静止人口) $L_F(x)$ | $\frac{Ff_F(x) \times L_F(x)}{100,000}$ |
|------------|------------------|---------------|---------------|---------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|---|
| | | 総 $B_S(x)$ | 男 $B_M(x)$ | 女 $B_F(x)$ | $B_S(x)/P_F(x)$ $f_F(x)$ | $B_F(x)/P_F(x)$ $Ff_F(x)$ | | |
| 15 | 870,112 | 55 | 29 | 26 | 0.00006 | 0.00003 | 98,952 | 0.00003 |
| 16 | 815,401 | 416 | 219 | 197 | 0.00051 | 0.00024 | 98,930 | 0.00024 |
| 17 | 795,618 | 1,620 | 858 | 762 | 0.00204 | 0.00096 | 98,905 | 0.00095 |
| 18 | 774,391 | 3,895 | 1,976 | 1,919 | 0.00503 | 0.00248 | 98,877 | 0.00245 |
| 19 | 764,977 | 8,604 | 4,345 | 4,259 | 0.01125 | 0.00557 | 98,847 | 0.00550 |
| 20 | 770,252 | 16,758 | 8,734 | 8,024 | 0.02176 | 0.01042 | 98,815 | 0.01029 |
| 21 | 785,140 | 30,457 | 15,687 | 14,770 | 0.03879 | 0.01881 | 98,782 | 0.01858 |
| 22 | 766,102 | 49,000 | 25,274 | 23,726 | 0.06396 | 0.03097 | 98,747 | 0.03058 |
| 23 | 744,463 | 79,824 | 41,159 | 38,665 | 0.10722 | 0.05194 | 98,710 | 0.05127 |
| 24 | 785,838 | 120,817 | 61,842 | 58,975 | 0.15374 | 0.07505 | 98,671 | 0.07405 |
| 25 | 818,216 | 151,934 | 78,194 | 73,740 | 0.18571 | 0.09013 | 98,631 | 0.08890 |
| 26 | 822,079 | 168,686 | 86,931 | 81,755 | 0.20519 | 0.09945 | 98,588 | 0.09804 |
| 27 | 883,644 | 173,996 | 89,391 | 84,605 | 0.19691 | 0.09575 | 98,544 | 0.09435 |
| 28 | 938,666 | 165,611 | 84,952 | 80,659 | 0.17643 | 0.08593 | 98,497 | 0.08464 |
| 29 | 1,001,190 | 149,982 | 77,225 | 72,757 | 0.14980 | 0.07267 | 98,448 | 0.07154 |
| 30 | 1,083,405 | 130,616 | 67,380 | 63,236 | 0.12056 | 0.05837 | 98,396 | 0.05743 |
| 31 | 1,193,996 | 104,777 | 54,299 | 50,478 | 0.08775 | 0.04228 | 98,340 | 0.04157 |
| 32 | 1,191,427 | 78,741 | 40,550 | 38,191 | 0.06609 | 0.03205 | 98,282 | 0.03150 |
| 33 | 1,136,443 | 50,382 | 25,785 | 24,597 | 0.04433 | 0.02164 | 98,219 | 0.02126 |
| 34 | 714,978 | 24,422 | 12,570 | 11,852 | 0.03416 | 0.01658 | 98,153 | 0.01627 |
| 35 | 780,728 | 19,138 | 9,897 | 9,241 | 0.02451 | 0.01184 | 98,081 | 0.01161 |
| 36 | 958,924 | 16,266 | 8,364 | 7,902 | 0.01696 | 0.00824 | 98,005 | 0.00808 |
| 37 | 934,531 | 10,840 | 5,525 | 5,315 | 0.01160 | 0.00569 | 97,922 | 0.00557 |
| 38 | 963,071 | 7,702 | 3,945 | 3,757 | 0.00800 | 0.00390 | 97,833 | 0.00382 |
| 39 | 945,169 | 5,181 | 2,652 | 2,529 | 0.00548 | 0.00268 | 97,737 | 0.00262 |
| 40 | 867,725 | 3,004 | 1,522 | 1,482 | 0.00346 | 0.00171 | 97,633 | 0.00167 |
| 41 | 759,866 | 1,725 | 877 | 848 | 0.00227 | 0.00112 | 97,519 | 0.00109 |
| 42 | 821,542 | 1,200 | 595 | 605 | 0.00146 | 0.00074 | 97,396 | 0.00072 |
| 43 | 849,541 | 650 | 327 | 323 | 0.00077 | 0.00038 | 97,261 | 0.00037 |
| 44 | 859,486 | 332 | 170 | 162 | 0.00039 | 0.00019 | 97,113 | 0.00018 |
| 45 | 835,189 | 163 | 94 | 69 | 0.00020 | 0.00008 | 96,952 | 0.00008 |
| 46 | 802,985 | 53 | 25 | 28 | 0.00007 | 0.00003 | 96,776 | 0.00003 |
| 47 | 815,793 | 29 | 17 | 12 | 0.00004 | 0.00001 | 96,582 | 0.00001 |
| 48 | 800,021 | 5 | 3 | 2 | 0.00001 | 0.00000 | 96,372 | 0.00000 |
| 49 | 787,121 | 8 | 5 | 3 | 0.00001 | 0.00000 | 96,143 | 0.00000 |
| Σ | 30,437,940 | 1,576,889 | 811,418 | 765,471 | 1.74651 | 0.84791 | — | 0.83530 |
| 15~19 | 4,020,499 | 14,590 | 7,427 | 7,163 | 0.00363 | 0.00178 | 98,905 | 0.00176 |
| 20~24 | 3,851,795 | 296,856 | 152,696 | 144,160 | 0.07707 | 0.03743 | 98,747 | 0.03696 |
| 25~29 | 4,463,705 | 810,209 | 416,693 | 393,516 | 0.18151 | 0.08816 | 98,544 | 0.08688 |
| 30~34 | 5,320,249 | 388,938 | 200,584 | 188,354 | 0.07311 | 0.03540 | 98,282 | 0.03479 |
| 35~39 | 4,582,423 | 59,127 | 30,383 | 28,744 | 0.01290 | 0.00627 | 97,922 | 0.00614 |
| 40~44 | 4,158,160 | 6,911 | 3,491 | 3,420 | 0.00166 | 0.00082 | 97,396 | 0.00080 |
| 45~49 | 4,041,109 | 258 | 144 | 114 | 0.00006 | 0.00003 | 96,582 | 0.00003 |

本表の数値は、前掲第1~3表の各指標の昭和55年分算定に用いたものである。

女子人口は、昭和55年国勢調査による昭和55年10月1日現在日本人口。出生数は、厚生省大臣官房統計情報部の昭和55年人口動態統計。生残数は、人口問題研究所の第34回簡速静止人口表(昭和55年4月~56年3月)による $L(x)$ 。ただし、 $L(0)=10$ 万なので $L(x)/100,000$ を採っている。なお、本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数(総数10, 男2, 女8)については、15~49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて案分補整したものである。

$f_F(x)$ Σ のは合計特殊出生率, $Ff_F(x)$ の Σ は総再生産率, $Ff_F(x) \cdot L_F(x)$ の Σ は純再生産率。

付表2 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および特殊死亡率：昭和55年
 Table 5. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates by 5-Year Age Groups and Sexes: 1980

| 年齢階級 x | 総数 Both sexes | | | 男 Male | | | 女 Female | | |
|-------------|----------------|-----------------|-------------------|----------------|-----------------|-------------------|----------------|-----------------|-------------------|
| | 人口 $P_S(x)$ | 死亡数 $D_S(x)$ | 特殊死亡率 $m_S(x)$ | 人口 $P_M(x)$ | 死亡数 $D_M(x)$ | 特殊死亡率 $m_M(x)$ | 人口 $P_F(x)$ | 死亡数 $D_F(x)$ | 特殊死亡率 $m_F(x)$ |
| 総数 | 116,320,358 | 722,801 | 0.00621 | 57,201,287 | 390,644 | 0.00683 | 59,119,071 | 332,157 | 0.00562 |
| 0~4 | 8,458,080 | 16,306 | 0.00193 | 4,336,838 | 9,359 | 0.00216 | 4,121,242 | 6,947 | 0.00169 |
| 5~9 | 9,966,787 | 2,774 | 0.00028 | 5,109,227 | 1,749 | 0.00034 | 4,857,560 | 1,025 | 0.00021 |
| 10~14 | 8,900,365 | 1,628 | 0.00018 | 4,564,462 | 1,031 | 0.00023 | 4,335,903 | 597 | 0.00014 |
| 15~19 | 8,215,420 | 4,045 | 0.00049 | 4,194,921 | 2,969 | 0.00071 | 4,020,499 | 1,076 | 0.00027 |
| 20~24 | 7,783,812 | 4,853 | 0.00062 | 3,932,017 | 3,422 | 0.00087 | 3,851,795 | 1,430 | 0.00037 |
| 25~29 | 8,976,957 | 6,276 | 0.00070 | 4,513,252 | 4,098 | 0.00091 | 4,463,705 | 2,178 | 0.00049 |
| 30~34 | 10,708,629 | 8,776 | 0.00082 | 5,388,380 | 5,550 | 0.00103 | 5,320,249 | 3,227 | 0.00061 |
| 35~39 | 9,151,151 | 11,468 | 0.00125 | 4,568,728 | 7,307 | 0.00160 | 4,582,423 | 4,161 | 0.00091 |
| 40~44 | 8,296,039 | 16,132 | 0.00194 | 4,137,879 | 10,519 | 0.00254 | 4,158,160 | 5,613 | 0.00135 |
| 45~49 | 8,057,805 | 26,140 | 0.00324 | 4,016,696 | 17,613 | 0.00439 | 4,041,109 | 8,526 | 0.00211 |
| 50~54 | 7,170,337 | 34,191 | 0.00477 | 3,531,231 | 22,357 | 0.00633 | 3,639,106 | 11,834 | 0.00325 |
| 55~59 | 5,582,330 | 38,019 | 0.00681 | 2,494,018 | 22,996 | 0.00922 | 3,088,312 | 15,022 | 0.00486 |
| 60~64 | 4,442,551 | 48,909 | 0.01101 | 1,932,902 | 29,233 | 0.01512 | 2,509,649 | 19,676 | 0.00784 |
| 65~69 | 3,947,606 | 73,690 | 0.01867 | 1,734,457 | 43,932 | 0.02533 | 2,213,149 | 29,758 | 0.01345 |
| 70~74 | 3,012,121 | 99,383 | 0.03299 | 1,312,106 | 57,206 | 0.04360 | 1,700,015 | 42,177 | 0.02481 |
| 75~79 | 2,030,820 | 120,098 | 0.05914 | 845,842 | 63,938 | 0.07559 | 1,184,978 | 56,160 | 0.04739 |
| 80~ | 1,619,548 | 1,118,581 | 0.69067 | 588,331 | 87,364 | 0.14849 | 1,031,217 | 122,750 | 0.11903 |

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の昭和55年分算定に用いたものである。
 人口は、昭和55年国勢調査による昭和55年10月1日現在日本人人口。死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の昭和55年人口動態統計による。なお、本表の死亡数は、年齢不詳（総数328、男276、女52）分を既知の男女、年齢別数値の割合に応じて案分補整したものである。

付表3 女子の安定人口増加率、出生率および死亡率ならびに平均世代間隔：
 昭和55年（付 計算過程の主要指標）

Table 6. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of Stable Population for Female: 1980

| 指 標 Items | 算定数値 Resulte | 指 標 Items | 算定数値 Resulte |
|--|--------------|---|------------------|
| 安定人口増加率 (Intrinsic increase rate) $r = \frac{1}{\beta}(-\alpha + \sqrt{\alpha^2 + 2\beta \log e R_0})$ | -0.0064763 | $L_0 = \sum_{x=0}^w L_F(x)$ | 78.93488 |
| 安定人口出生率 (Intrinsic birth rate) $b = \frac{1}{L_0} \int A' dr$ | 0.0096068 | $L_1 = \sum_{x=0}^w (x+0.5) L_F(x)$ | 3,219.61282 |
| 安定人口死亡率 (Intrinsic death rate) $d = b - r$ | 0.0160830 | $L_2 = \sum_{x=0}^w (x+0.5)^2 L_F(x)$ | 178,076.23082 |
| $R_0 = \sum_{x=15}^{49} L_F(x) F F F(x) \dots$ 純再生産率 | 0.83530 | $L_3 = \sum_{x=0}^w (x+0.5)^3 L_F(x)$ | 11,228,080.31136 |
| $R_1 = \sum_{x=15}^{49} (x+0.5) L_F(x) F F F(x)$ | 23.171921 | $u = \frac{L_1}{L_0} \dots$ 静止人口平均年齢 | 40.78821 |
| $R_2 = \sum_{x=15}^{49} (x+0.5)^2 L_F(x) F F F(x)$ | 654.8594750 | $v = u^2 - \frac{L_2}{L_0}$ | -592.31074 |
| $\alpha = \frac{R_1}{R_0} \dots$ 静止人口平均世代間隔 | 27.74068 | $w = u^3 - \frac{3}{2} u \cdot \frac{L_2}{L_0} + \frac{1}{2} \cdot \frac{L_3}{L_0}$ | 954.24681 |
| $\beta = \alpha^2 - \frac{R_2}{R_0}$ | -14.43150 | $\int A' dr = ur + \frac{1}{2} vr^2 + \frac{1}{3} wr^3$ | -0.27666 |
| | | 安定人口平均世代間隔 (Average length of generation of stable population) $T = \alpha + \frac{1}{2} \beta r$ | 27.78741 |

各指標の性質等については、「人口問題研究所研究資料」第161号および209号を参照されたい。

付表4 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：昭和55年
 Table 7. Age Composition of Stable Population for Female: 1980

| 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ | 年齢 x | 構造係数 $C_F(x)$ |
|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|
| 0 | 0.009586 | 25 | 0.011177 | 50 | 0.012777 | 75 | 0.011154 | 0~4 | 0.048459 |
| 1 | 0.009632 | 26 | 0.011245 | 51 | 0.012824 | 76 | 0.010794 | 5~9 | 0.049960 |
| 2 | 0.009688 | 27 | 0.011313 | 52 | 0.012868 | 77 | 0.010395 | 10~14 | 0.051565 |
| 3 | 0.009747 | 28 | 0.011381 | 53 | 0.012909 | 78 | 0.009957 | 15~19 | 0.053211 |
| 4 | 0.009806 | 29 | 0.011449 | 54 | 0.012946 | 79 | 0.008478 | 20~24 | 0.054875 |
| 5 | 0.009867 | 30 | 0.011517 | 55 | 0.012979 | 80 | 0.008961 | 25~29 | 0.056564 |
| 6 | 0.009929 | 31 | 0.011586 | 56 | 0.013008 | 81 | 0.008407 | 30~34 | 0.058269 |
| 7 | 0.009991 | 32 | 0.011654 | 57 | 0.013033 | 82 | 0.007819 | 35~39 | 0.059965 |
| 8 | 0.010054 | 33 | 0.011722 | 58 | 0.013052 | 83 | 0.007202 | 40~44 | 0.061602 |
| 9 | 0.010118 | 34 | 0.011790 | 59 | 0.013064 | 84 | 0.006561 | 45~49 | 0.063094 |
| 10 | 0.010183 | 35 | 0.011858 | 60 | 0.013070 | 85 | 0.005903 | 50~54 | 0.064323 |
| 11 | 0.010247 | 36 | 0.011926 | 61 | 0.013068 | 86 | 0.005238 | 55~59 | 0.065137 |
| 12 | 0.010313 | 37 | 0.011993 | 62 | 0.013056 | 87 | 0.004574 | 60~64 | 0.065232 |
| 13 | 0.010378 | 38 | 0.012060 | 63 | 0.013035 | 88 | 0.003924 | 65~69 | 0.063926 |
| 14 | 0.010444 | 39 | 0.012127 | 64 | 0.013003 | 89 | 0.003299 | 70~74 | 0.059881 |
| 15 | 0.010510 | 40 | 0.012193 | 65 | 0.012956 | 90 | 0.002710 | 75~79 | 0.051778 |
| 16 | 0.010576 | 41 | 0.012258 | 66 | 0.012892 | 91 | 0.002167 | 80~84 | 0.038950 |
| 17 | 0.010642 | 42 | 0.012322 | 67 | 0.012807 | 92 | 0.001682 | 85~89 | 0.022938 |
| 18 | 0.010708 | 43 | 0.012384 | 68 | 0.012701 | 93 | 0.001261 | 90~94 | 0.008727 |
| 19 | 0.010775 | 44 | 0.012446 | 69 | 0.012569 | 94 | 0.000908 | 95~99 | 0.001487 |
| 20 | 0.010841 | 45 | 0.012506 | 70 | 0.012412 | 95 | 0.000623 | 100~ | 0.000056 |
| 21 | 0.010908 | 46 | 0.012564 | 71 | 0.012226 | 96 | 0.000405 | | |
| 22 | 0.010975 | 47 | 0.012621 | 72 | 0.012009 | 97 | 0.000247 | | |
| 23 | 0.011042 | 48 | 0.012675 | 73 | 0.011759 | 98 | 0.000139 | | |
| 24 | 0.011109 | 49 | 0.012727 | 74 | 0.011475 | 99 | 0.000072 | Σ | 1.000000 |

書評・紹介

鈴木継美著『生態学的健康観』

篠原出版, 1982年6月, 242+viii ページ

本書のタイトル「生態学的健康観」はまことに魅力的である。それは健康論についての生態学的という非常にユニークな発想法にもとづいているからである。健康の問題は、今日では単に医学や公衆衛生にたずさわる人々だけの問題ではない。極めて社会的な問題である。単に個人というミクロの問題だけではない。それはマクロ的な問題でもある。著者の生態学的発想もこのような意識によるものであるかもしれない。著者の学際的な研究態度と創造的な洞察力の中で生れてきた「生態学的健康観」を十分に理解することはようではない。

生態学の分野に門外漢である筆者にとって、本書を批評する「書評」は到底筆者の任ではない。ここでは、人口の研究にたずさわる1人の学徒としての立場から本書について若干の所感をのべることにしたい。

第1は、本書が生態学的人口論序説といった特徴をもっていることである。たとえば、第1章「人類生態学」の第3節「個体群生態学の水準」は人口変動をとりあげている。個体群生態学の主要なテーマの1つは、個体群サイズの変動、分布を規制する要因を探求することにあるが、これは人間社会での人口変動の研究である。人口変動は、人口集団のもっている生物学的自展力、土地の人口支持力、環境抵抗の3つの要因によって規制される、と著者はのべている。集団の生物学的自展力はいわば人口再生産力と移動性をふくんでおり、人口学の本来の基本課題でもある。さらに、第2章「人類生態学の課題」の第3節は「人口変動」ずばりとなっている。また、人口予測論が第13章の第3節においてとりあげられており、出生、死亡の人間行動の背景についての必要性が強調されている。

第2は、社会学に導入されたヒューマン・エコロジー（たとえば、A. H. Hawley, 1950）は、アメリカの大学の人口学教育の必須コースとなっていることである。著者の指摘している如く、いわゆる人類生態学の一部分ではあるが、人口学と生態学との極めて密接な関係を示しており、人口研究者の注目を要する点である。

第3は、本書の圧巻ともいえるべき「生態学的健康観」のもっている意義である。日本人の寿命は今日世界一と呼ばれるほどの急速な長寿ぶりを達成した。それは死亡率のすばらしい改善の結果であることはたしかである。しかし、ここに2つの問題が提起されてきた。

1つは、この世界一の長寿は、世界一の健康を反映するものかどうか、もう1つはこれからの死亡率の改善は可能か、どうかという問題。中高年の「体力・運動能力」が著しい改善を示していること（文部省、昭和57年調査）が明らかにされたが、他方子供の骨折多発等が報告されている。また、不可避的な人口の高齢化によっては、老年人口の健康問題が重大な課題として表面化してきた。今世紀から来世紀にかけての国民的課題は、国民の健康にあるといっても過言ではない。第6章「健康と生態系」、第7章「健康指標論—生態学的健康観のために」、第8章「生態学的健康観について」と展開された著者の「生態学的健康観」論はこのような問題接近にあたって重要な示唆となるであろう。

第4は、本書の至る所でこれからの新しい課題を提起していることである。

第5は、著者の総合科学的視点である。人類生態学は人口学と共に本質的には学際的な科学である。本書の諸論文を通じての印象は、著者が人類生態学の立場から公衆衛生学を論ずるといながらも、実は人類生態学を越えて (beyond human ecology)、人間学ともいえる総合科学を志向しているように思われることである。人口学も究局において人間学でなければならないのかもしれない。

(内野 澄子)

Henri Leridon, translated by Judith F. Helzner,
Human Fertility: The Basic Components, Chicago
and London: The University of Chicago Press,
1977, vi+202pp.

本書は、現在パリの国立人口研究所 (INED) 社会心理部長である Henri Leridon の著書 "Aspects biométriques de la fécondité humaine" (1973) を、著者自身が改訂増補を行ない、その監修のもとに Helzner が英訳したものである。

本書は、人口の出生力そのものを論ずるといふよりも、ヒトの再生産過程を基本的な要素に分けて数理化し、再びそれらを人口レベルの出生力にまで組み上げようとするものである。

それはいわゆる micro-demography と macro-demography の橋渡しを狙っているのであるが、著者によればそのような試みの意義は次の二点に見出される。第一は、出生力に影響を持つ諸要因を微視的な立場から合理的に位置づけしつつ、同時に人口レベルでの比較、評価を可能にするという点であり、第二は、ミクロレベルでのみ記述され得るような構成要因中の分布の効果を、マクロレベルで直接評価できるという点である。

前者についてももう少し付け加えると、1956年に、K. Davis and J. Blake が指摘したように、出生力に影響する要因は、それが社会経済的なものであれ、文化的なものであれ、例外なく生物学的な媒介変量 (intermediate fertility variables) を通して作用するのであるから、そうした諸要因の働きを評価する上で、この媒介部分の成り立ちを定式化しておくことが、最も効果的であり、重要な仕事になるということである。

本書ではこの立場から、特にヒト再生産の生理学的な過程を軸として、内容が展開されてゆく。

まず序文に続く始めの2章において、ヒトの再生産過程を数理的にとり扱う上で必要な生理学的事項と、人口レベルの一般的な出生力指標が概説されている。一見かけ離れた二つの知識が並列して述べられている点に、逆に著者の本書における意図が読み取れる。続く第3章から第6章まではこの本の核に相当し、受胎調節を行なわない状態での再生産過程の四つの構成要素が、それぞれの章で詳しく検討されている。すなわち、fecundability (受胎力) であり、intra-uterine mortality (胎児死亡)、non-susceptible period (受胎不能期間)、permanent sterility (永久不妊) である。各章とも、用語の定義に始まって、豊富なデータの紹介と共に明解な説明がなされている。特に fecundability における各種のレベル格差や分布を取り入れる手法、また intra-uterine mortality に関するライフテーブルによる分析手法の説明部分には、それぞれ力が注がれている。続く第7章では、マクロレベルの自然出生力に視点を移す。そしてこの章では、最終的には先の四つの構成要素から自然出生力モデルを組み上げている。第8章では、もうひとつの構成要素、受胎調節が論じられている。しかし、ページ数は僅かであり、調節効果 (effectiveness) の概念を紹介するに止まっている。この部分の説明を簡単に済ませたのは、この分野に紹介すべきことがらが少ないというわけではなくて、出生力研究の基礎として、先の自然出生力の構成要素の重要性をより浮き彫りにしたいという著者の意図の現れであろう。本論のしめくりとなる第9章では、これまでに考慮されたすべての要素を出生力指標に結びつける手段として、いくつかの理論モデルおよびシミュレーションモデルが概説されている。前者では、Henri, Sheps and Menken 後者では、Potter and Sakoda, Jacquard and Bodmer などの仕事が紹介されている。しかし、ここでもあまり深入りはしていない。

全般的に見ると、一貫した意図の下によく体系だっており、話の進め方も丁寧でわかりやすい。また、引用文献は分野別のリストになっていて実用的である。

本書で扱われている生理学的事項とは、実はごく基礎的な事柄に過ぎないのであるが、それでもそれに関して人口学的に有用なデータとなると、いたって不十分にしか存在しないということも、本書の重要な主張のひとつだったように思われる。

(金子 隆一)

雑 報

定例研究報告会の開催

(昭和57年10月～12月)

| <回> | <年月日> | <報 告 題 名> | <報 告 者> |
|-----|-------------|--|---|
| 17 | 昭57. 10. 6 | 多胎児の出産率について…………… | 今泉 洋子 技官 |
| 18 | 昭57. 10. 13 | 日本における質的人口問題——人口政策を中心にして…………… | 廣嶋 清志 技官 |
| 19 | 昭57. 10. 20 | 農村老人の居住形態——宮城県桃生町調査報告——…………… | 清水 浩昭 技官 |
| | , | 「第3回アジア太平洋人口会議」概況報告…………… | 岡崎 陽一 技官 河野 稠果 技官 |
| 20 | 昭57. 10. 27 | 最近の人口移動について…………… | 河邊 宏 技官 |
| 21 | 昭57. 11. 10 | 世帯構成の地域差の計測——その2——…………… | 山本千鶴子技官 |
| 22 | 昭57. 11. 24 | 第35回簡速静止人口表(生命表)(昭和56年4月～57年 3月)の算定結果について…………… | 石川 晃 技官 |
| | , | 有配偶女子の雇用労働力化について——1980年実地調査 結果——…………… | 中野 英子 技官 池ノ上正子技官 石川 晃 技官 |
| 23 | 昭57. 12. 8 | 死亡の男女格差の人口学的分析…………… | 高橋 重郷 技官 |
| 24 | 昭57. 12. 15 | 「人口推計のための出産力特別調査」概況報告…………… | 河野 稠果 技官 渡邊 吉利 技官 |
| 25 | 昭57. 12. 22 | 「第8次出産力調査(副題:結婚と出産力に関する全国 調査)」の夫婦出生力に関する集計結果概報…………… | 阿藤 誠 技官 高橋 重郷 技官 小島 宏 技官 大谷 憲司 技官 池ノ上正子技官 |

資 料 の 刊 行

| <資料題名(発行年月日)> | <担 当 者> |
|--|---------|
| ○「研究資料」第228号(昭57.11.10) 第35回簡速静止人口表(生命表)(昭和56年4月1日～57年3月31日)…………… | 石川 晃 技官 |
| ○「研究資料」第229号(昭57.12.1) 都道府県別標準化人口動態率〔昭和5年全国人口標準〕昭和55年…………… | 石川 晃 技官 |

第55回日本社会学会大会

日本社会学会(会長・中野卓)の第55回大会は10月9日(土)と10日(日)の両日にわたって神戸大学で開催された。初日から2日目の午前にかけて48の部会で147のテーマのもとに166の一般研究報告が行われ、2日目午後には「日本社会の現状分析」というテーマでシンポジウムが開かれた。本年は人口・労働力部門での報告申込者が6名だったため、部会が2つに分けられたが、実際に報告したのは4名であった。

9日午前の人口・労働力部会Iでは関清秀教授(日本大学)の司会のもとに以下の2報告がなされた。

わが国最近の出生率低下とその将来見通しについて……………厚生省人口問題研究所 阿藤 誠
欧米諸国における同様の増加とその人口学的意味……………厚生省人口問題研究所 小島 宏

時事的な問題が扱われたためか、家族社会学、社会福祉学などの人口以外の専門家が多数来場し、活発な質疑応答が行われた。

また、10日午前の人口・労働力部会では皆川勇一教授（千葉大学）の司会のもとに以下の2報告がなされた。
岩手県におけるコウホート出生力の分析……………盛岡大学 菊池芳樹
配偶関係における年次別変動の社会的文化的要因……………中村学園大学 山本文夫
（小島 宏記）

日本老年社会科学会第24回大会

日本老年社会科学会（会長：那須宗一中央大学教授）の第24回大会（会長：草間俊一岩手県立盛岡短期大学学長）が、昭和57年10月28日（木）・29日（金）の両日、盛岡市総合福祉センターにおいて開催された。今回の大会は、岩手県立盛岡短期大学を中心に運営され、2日間のプログラムを多方面にわたる報告と熱心な討論のうちに無事終了した。

人口高齢化の進行に対する関心の高さを反映して、今大会は一般報告として、A—疾病・障害、B—心理・精神医学、C—施設・処遇、D—社会・家族・農村、E—総合問題と多岐にわたる分科会が設けられ、また、「語りと老人—昔語りの心理療法—」、「農村の老人問題」の2つのシンポジウムが行われた。

本研究所からは、山口喜一・金子武治両技官の「地域別にみた老年人口の変動」（山口喜一報告）、中野英子技官の「結婚持続期間15年以上の世帯における子供の離脱——中高年世帯の形成過程に関する一視点——」および清水浩昭技官の「農村老人の居住形態」の3つの報告が行われたが、人口研究の立場からは、その他に、黒田俊夫教授（日大人口研）の「高齢化社会の基本的条件」、湯崎稔教授（広島大）の「地方政令都市の高齢化状況」などがあった。

今大会は特に農村の老人問題に関して、老人の生活実態に即したきめ細かい調査が報告され、東北の歴史的文化的な地域性をふまえた研究成果が参加者に感銘を与えた。

（中野英子記）

時事的な問題が扱われたためか、家族社会学、社会福祉学などの人口以外の専門家が多数来場し、活発な質疑応答が行われた。

また、10日午前の人口・労働力部会では皆川勇一教授（千葉大学）の司会のもとに以下の2報告がなされた。
岩手県におけるコウホート出生力の分析……………盛岡大学 菊池芳樹
配偶関係における年次別変動の社会的文化的要因……………中村学園大学 山本文夫
（小島 宏記）

日本老年社会科学会第24回大会

日本老年社会科学会（会長：那須宗一中央大学教授）の第24回大会（会長：草間俊一岩手県立盛岡短期大学学長）が、昭和57年10月28日（木）・29日（金）の両日、盛岡市総合福祉センターにおいて開催された。今回の大会は、岩手県立盛岡短期大学を中心に運営され、2日間のプログラムを多方面にわたる報告と熱心な討論のうちに無事終了した。

人口高齢化の進行に対する関心の高さを反映して、今大会は一般報告として、A—疾病・障害、B—心理・精神医学、C—施設・処遇、D—社会・家族・農村、E—総合問題と多岐にわたる分科会が設けられ、また、「語りと老人—昔語りの心理療法—」、「農村の老人問題」の2つのシンポジウムが行われた。

本研究所からは、山口喜一・金子武治両技官の「地域別にみた老年人口の変動」（山口喜一報告）、中野英子技官の「結婚持続期間15年以上の世帯における子供の離脱——中高年世帯の形成過程に関する一視点——」および清水浩昭技官の「農村老人の居住形態」の3つの報告が行われたが、人口研究の立場からは、その他に、黒田俊夫教授（日大人口研）の「高齢化社会の基本的条件」、湯崎稔教授（広島大）の「地方政令都市の高齢化状況」などがあった。

今大会は特に農村の老人問題に関して、老人の生活実態に即したきめ細かい調査が報告され、東北の歴史的文化的な地域性をふまえた研究成果が参加者に感銘を与えた。

（中野英子記）

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKO MONDAI KENKYU)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Yoichi OKAZAKI *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI
Associate Editors: Shigemi KONO Hiroshi KAWABE Makoto ATOH
Takeharu KANEKO Michiko YAMAMOTO

CONTENTS

Articles

- Demographic Models and Fertility AnalysisShigemi KONO... 1~19
The Methods Selected and the Assumption Fixed for
the Population Projection by Region: The Case of
Japan since the 1960s.....Hiroshi KAWABE...20~31
Living Arrangement of Aged People in Rural Areas:
A Report on Investigation Conducted on Monou-cho,
Miyagi Prefecture.....Hiroaki SHIMIZU...32~42

Notes

- Two-Generation Urbanites Hypothesis Applied to
Japan..... Makoto NOHARA ATOH...43~47
Sex Differentials on Mortality in Japan.....Shigesato TAKAHASHI...48~53

Materials

- A Report on the Asian and Pacific Population
Conference.....Yoichi OKAZAKI and Shigemi KONO...54~63
Population Reproduction Rates for All Japan: 1981.....Akira ISHIKAWA...64~74

Book Reviews

- Tsugumi Suzuki, *Seitaigaku-teki Kenko-kan* (Shumiko UCHINO)75
Henri Leridon, *Human Fertility: The Basic Components* (Ryuichi KANEKO).....76

- Miscellaneous News.....77~78
-

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