

調 査 研 究

人 口 推 計 の 諸 問 題

河 野 棚 果

目次

序言

I 人口推計の分類

(ア) 数学的方法

(イ) コンポウネント法

(ウ) シミュレーションによる推計方法

II 人口推計を支える人口理論

III イースタリンの仮説のわが国に対する応用

IV シミュレーション・モデルの応用について

V 結語——研究 Agenda

“我々は前を振り向くことなしに計画を樹てることはできない。そして「経験の光」が我々の将来を照らすことなしに前を振り向くことはできない。”——アーノルド・トインビー¹⁾

序 言

このトインビーの箴言は人生の極意を表わすとともに、人口推計の極意を表わしているといえよう。「経験の光」とはいわば過去・現在の知識の将来へ向っての投影であり、過去・現在の人口の動向の将来への補外 (extrapolation) である。もちろん推計には Sollen 的推計があり、政策的推計あるいは normative projections ともいわれる、例えば出生率の将来のターゲットを設定し、それを現在のレベルと結び、中間点を見出すというものもあるが、しかしとに角人口推計は過去・現在の知識なしにこれを行なうことはできない。したがって中国人口のように、現在の人口総数、男女年齢別構造、出生率・死亡率の正確な情報が判からないところでは、その推定を行なうことに多大の労力を、そして形式人口学の知識を駆使して行わねばならない。この場合、現在のベース人口を推定することそれ自体人口“推計”である。

元来人口推計は人口学の応用部門であり、それとして独立したものでもなければ、コンピューターが自由に使えるから気軽に行なわれるというものでもない。人口推計はいわばある国の過去・現在の人口の推計に関する人口統計的な知識のほかに、人口・人口構造及びその変化の要素である出生率、死亡率、婚姻率、に関する基礎的理論、仮説、知識の蓄積と、さらに形式人口学的方法の発達の上に

1) Arnold J. Toynbee, *Change and Habit: The Challenge of our Time*, New York, Oxford University Press, 1966, p.3.

構築された一大ピラミッドの頂点といえよう。とくに人口変動の要素である出生率・死亡率の見透しの妥当性は、その変化とそれに密接に関連している経済社会的要因との間に関する精密な理論、そして具体的な個々の国の特殊性に関する知識如何によっていると考えられる。

このエッセイは、現在の人口推計の the state of the art, すなわち人口推計方法の発達がここまで来たという業績の中で目新しいものの紹介であり、又過去の人口推計方法の整理の一端でもある。こうすることにより、益々重要となる人口推計の将来の発展のために、きわめて微少であるが役立つのではないかと考えている。又人口問題研究所は昭和55年、56年、57年度の三カ年の特別研究課題として「人口推計の精密化に関する総合的研究」を計画し、予算要求を行なっているが、本稿はそのための準備研究の一端とも考えられよう。

I 人口推計の分類

人口推計はその構成、方法、目的によっていろいろ分類することができる。

まず人口推計は、総人口（男女・年齢別の細分化を含む）の推計とその機能的部分だけの推計に分けられる、後者の場合英語で sectoral projections, specialized projections, functional projections, そして subnational projections を意味するが、これには幾種かがあって、労働力人口・就業人口推計（普通男女年齢別に分かれたるし、又三つのセクターすなわち、第一次、第二次、第三次産業のセクター別のものもある）、教育人口推計、世帯数・家族数推計、そして地域別人口推計、例えば府県別、都市・農村別、市町村別というように、一国の中の行政区分あるいは人口地理的区分の人口推計も含む。又世帯・家族数推計は仲々ユニークであって、ほかの推計の単位が、個人を単位とした人口・集団であるに対し、世帯・家族は個々人の分子的結合を基にした人口機能集団であるといえよう²⁾。

このような部分人口、あるいは機能人口に対する推計は、もちろん、総人口あるいは national 人口推計の発達と一般に相まって発達して来たものであるが、しかしある意味では独自の発達を遂げている部分もある。総じて、労働力人口推計、世帯・家族数推計、就学人口推計等の sectoral あるいは functional projections では、総人口の男女・年齢別区分を基礎とし、これに別途に推計された男女・年齢別参加率（participation rate）を掛け合わせた積を求めるという方法を用いているのが共通である。ただこういう手法だと労働力なり世帯数の純（net）増加あるいは純減少の量は求められるが、各年齢階級についてどれだけ新しく加入し、どれだけそれから離脱あるいは解消しているかの gross の量が求められないのが欠点といえよう。例えば世帯数推計において、どれだけ新しい世帯が誕生し、どれだけが世帯主の死亡等によって消滅したかは普通の参加率法を使った方法では求めることはできない。又世帯数推計のこの方法では世帯人員別に行なうことはできない。³⁾ これらの方法を改良する研究も行なわれていないこともないが、これらについての議論は本稿においてはスペースの関係もあって割愛したい。本稿は従って総人口（男女・年齢別を含む）の推計のみに関する方法論的討議を扱う。

次に人口推計を方法論的に分けることができるが、Shryock と Siegel によれば、人口推計の方法は厳密に言えば二種類しかない。即ち「数学的方法」mathematical methods と「コンポウネント法」である。⁴⁾ しかし乍ら最近では電算機の発達普及によって、比較的安価にそして容易にシミュレーシヨ

2) 館 稔氏によれば人口集団には二つの結合原理があり、一つは「原子的」原理、他は「分子的」原理である。館 稔『形式人口学』、古今書院、1960, pp.247—251

3) 世帯人員別のパーセント分布を一定としてこれを参加率法で求めた世帯数に掛け合わせれば一応でるが、これは方法論的に何の価値もないし、世帯人員別分布が将来一定という何等の保証もない。推計としてはあまり工夫のある方法とはいえない。

ンが行なわれるようになったので、シミュレーションによる方法が可能となった。したがって以上の方法のほかに特別なものとしてシミュレーションによる方法を入れて三本とすることができる。これらについて簡単な解説を加えておきたい。

(ア) 数学的方法

これは一般には人口にロジスティック曲線とか、あるいはもっと簡単な年率一定の複利計算法 $P_t = P_0(1+r)^t$ か増加率常時一定の $P_t = P_0 e^{rt}$ とかによって将来に延長し推計を求める方法である。最近この方法が全体の推計に使用されることは稀であるが、例えば5カ年毎の年次に対してのみ後述するコンポウメント法によって推計が行なわれた場合、総人口だけを各年次にインタポレートする時に用いることが多い。

しかしこの数学的方法は、総人口だけに用いられるとは限っておらず、コンポウメント法と関連して使うことも実際には行なわれる。例えば将来の年齢別出生率を補外する際、ロジスティック曲線等を使うことは時としてある。数学的方法とコンポウメント法が、全く相互背反あるいは排斥的なものではなく、相互補足的であるといえよう。いわゆる ratio method というのもこのカテゴリーに入ると考えられる。

(イ) コンポウメント法

コンポウメント法は広義に解釈すれば、現在推計にあたってもっと普通に行なわれている Cohort-component 法、すなわち、ベースに男女・年齢別の人口をとり、これに男女・年齢別の生残率を掛けて将来の生残者をコウホートの的に求め、同時に年齢別出生率を女子の15～49歳の年齢部分に乗じて各年あるいは5年間の出生数を出し、これをたえず人口に加わえている方法であるが、しかしこれだけに制限されることはない。男女・年齢区分をしない全体の出生数、死亡数、あるいは入移民者数、出移民者数を総人口に対して足し引きして、総人口だけを推計する方法が考えられる。しかしほとんどのケースは一般的に行なわれている男女・年齢別コウホート・コンポウメント法である。男女・年齢のほかに新しい次元を（例えばパリティ）を考えることはできる。

コウホート・コンポウメント法はすでに厚生省人口問題研究所で戦後行なわれている方法で、今更ここに詳述する必要はない。この方法は原型は1895年に E. Cannan⁵⁾ により始めて試みられ、1936年 Pascal K. Whelpton によって完成されたものである。⁶⁾ ただ一般に行なわれている方法は、出生率の推計にあって、各年次の横断面的出生率、例えば1975年の年齢別出生率、1980年のそれというように各年次に現われた異ったコウホートの経験である出生率を基にしてこれを年次的に将来に投影したに過ぎない Period-fertility rate method という方法であるが、米国センサス局で1960年代以降用いられて来たように各コウホート別に出生率のレベルを設定し、これを将来に投影する Cohort-ferti-

4) Henry S. Shryock, Jacob S. Siegel and Associates, *The Methods and Materials of Demography*, Volume 2, Washington, D. C., U. S. Bureau of the Census, 1971, for sale by the U. S. Government Printing Office, pp.776—777.

5) E. Cannan, "The probability of cessation of the growth of population in England and Wales during the next century", *Economic Journal*, Vol.5, 1895, pp.505—515.

6) Pascal K. Whelpton, "An empirical method of calculating future population", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.31, 1936, pp.457—473.

Pascal K. Whelpton, "Population of the United States, 1925 to 1975", *American Journal of Sociology*, Vol.34, No.2, 1928, pp.253—270.

lity rate method という比較的新しい方法がある。これは米国センサス局が1964年に最初始めたもので、主として1960年代にみられた結婚率のタイミングのパターンの変化、そしてその結果起る出生力の変動パターンの変化を既存の period-fertility 法では上手く処理できないため考案されたものである。⁷⁾

この方法は、新しい次元を加えることによって更に精密化することができる。すなわち現在結婚している婦人の予定出生児を、婦人の配偶関係とパリティを考慮に入れながら推計の重要な要素として加えることである。あとでその一端に触れるように、イースタリンの“出生力に関する人口波動仮説”に見られるようにコウホートのサイクリ的波動現象を考え、そのコウホートの波長でコウホートのサイズと出生行動との関連を考えることができる。⁸⁾

Cohort-fertility rate 法はたしかに理論的には秀れており、出生力行動はある時期の横断面的に異なったコウホートの経験が雑居した Period-fertility rate 法に比べ、それぞれのコウホートが外部の経済・社会変化に応じて、単に出生を長期的に増減する点に着目するばかりでなく、それが生みひかえ、あるいは生み急ぎをするという出生の時間的タイミングのパターンを考慮に入れることができるという点で、より理論的でありより精密なものであるといえよう。しかし乍ら、コウホート出生率を得るためには長い観察期間が必要とするし（全体のコウホートの合計特殊出生率を得るために）、又各年次かつ各歳別に区分しないと本来の意味を達成しないのでデータの不備な国が多く、実際にこの方法を行なっている国は米国とそれ以外の二、三カ国のみである。又方法論的に生みひかえ、生み急ぎの時間的パターンを考慮に入れるためには、結婚してから第1児を生む期間、第1児を生んでから第2児を生む期間等々の出生間隔に関する情報がそれぞれ必要であり、又コウホートについて年齢別と同時にパリティ（出生順位 X ）別の出生率⁹⁾を利用して出生率の推移を考えるのがコウホート出生率法たる真髓であるが、それらに対してはデータの不備もあり、又それらの分母集団自体の推計に困難さがあって、このコウホート・出生率法には方法論的にはまだまだ中途半端な性格があるように思われる。

(ウ) シミュレーションによる推計方法

これは新しい方法で、厳密に独自のジャンルを形成する程他と相互排反的なものではないかも知れないが、コンポウネント法に包含してしまうにはあまりに斬新性が強いので、これを特に区別して扱うのが普通である。

人口分析・推計に関連するシミュレーションには次の三つのものがある。¹⁰⁾

7) *Current Population Reports*, Series P, No.286, pp.12-33.

米国センサス局以外にもカナダ、英国、フランス、スウェーデンで類似のコウホート・出生率法によって将来出生児推計を行なっている。以下の文献参照。

Statistics Canada, *Technical Report on Population Projections for Canada and the Provinces*, 1972-2001, July 1975; United Kingdom Office of Population Censuses and Surveys, *Population Projections, Population projections by sex, age and marital status for United Kingdom and constituent countries, from mid 1974*, Series PP2, No.5, London: Her Majesty's Stationery Office, 1975; S Håmery, "Projections démographiques pour la France", 1973; Sveriges officiella statistik, *Information i prognosfrågor*, 1976: 3, "Befolkningsprognos för 1976-2000", Stockholm, 1976.

8) 例えば Richard A. Easterlin, "What will be 1984 be like? Socioeconomic implications of recent twists in age structure", *Demography*, Vol.15, No.4 (November 1978), pp.397-432.

9) ${}_nF_x^N$: 年齢・パリティ別女子特殊出生率。これは Z 年において x から $x+n$ の年齢の女子に生まれたパリティ N の男女児数を、 $Z-1$ 年において同じ年齢階級の女子パリティ $N-1$ の数で割ったものである。

- (a) マクロ・シミュレーション (Macrosimulation)
 - (i) 決定論的シミュレーション (Deterministic macrosimulation)
 - (ii) 確率論的シミュレーション (Stochastic macrosimulation)
- (b) マイクロ・シミュレーション (Microsimulation)
 - (iii) 確率論的マイクロ・シミュレーション (Stochastic microsimulation)

これら三つの種類のシミュレーションについて簡単に解説したい。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、又決定論的と確率論的シミュレーションに分けられ、これが第二の次元を形作る。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だが、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なり人口の各構成員を対象として扱い、その出生行動あるいはある特性の人口学的事象に関して participation をあたえられたパラメータに基づいてシミュレートして行くので、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、人口推計にみられるように、例えば男女・年齢別の部分集団に対して一連のパラメータを与えその推移過程を生成（あるいは再生）して行なう手法であるが、マイクロシミュレーションのように正規分布をなしてランダムに分布するものではなく、その結果は常にきちっとした一定の数値となって表現される。マクロ・シミュレーションには確率論的なものも理論的には考えられるが、実際には稀である。¹¹⁾

確率論的マイクロ・シミュレーションは、人口学における応用として1960年代に急速に発達し、多くのモデルを生み出したが、そのほとんどが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のが特徴的である。¹²⁾ 出生過程に経済社会的ファクターを入れたものも考えられるが、これは今だ開発途上の分野に入る。又出生過程のほかに、人口移動の領域にマイクロ・シミュレーションを応用して現在・将来の人口移動行動をシミュレートすることはきわめて有用かつ有効で成功率の高いものと考えられるが、これについてはまだ見るべきものはない。

確率論的マイクロ・シミュレーションの人口推計に対する応用としては、ほとんどのモデルは人口推計で用いられるような具体的な時間性、例えば1985年にどうなるか2000年にどうなるかという性質のものでなく、与えられたパラメータを安定人口の計算のように、無限すなわち相当の長い期間一定に操作した時収斂する数値を求めるという種類のものである。その意味で、1977年国連人口部が作成したパキスタン人口推計モデルはきわめてユニークなものであり、今後この種のモデルの人口推計に対する応用の拡充が望まれる。¹³⁾ 国連モデルは、本論稿の後の部分でもう少し詳しく取り上げる。

10) 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, Measuring the *Effect of Family Planning Programmes on Fertility*, C. Chandrasekaran and A. I. Hermalin editors, Ordina, Editions, 1975, Chapter 10, pp.351—379.

11) Menken, 前掲論文, p.57

12) 前掲, Menken の論文の巻末に秀れた文献紹介が行なわれている。次の著作が代表例である。

Albert Jacuad, "La Reproduction humaine en régime malthusien", *Population*, Vol.22(septembre-octobre 1967), pp.897—920, K. Venkatacharya, "Some implications of susceptibility and its application in fertility evaluation models", *Sankhya*, Series B, Vol.31 (June 1970), pp.41—54; Ingvar Holmberg, "Fecundity, Fertility and Family Planning, Application of Demographic Micromodels", Demographic Institute Report 10 (Göteborg, University of Göteborg, 1970); Mindel C. Sheps and Jane Menken, "A model for studying birth rates given time dependent changes in reproductive parameters", *Biometrics*, Vol.27, No.2 (June 1971), pp.325—343.

13) United Nations Population Division, "Choice of policy measures to affect fertility: a computer micro-stimulation study", a paper submitted to the *Ad Hoc* Group of Experts on Demographic Projections, November 1977, New York. 人口推計に直結したものとしてはこれはむしろ稀である。シミュレーションは、一つあるいは二個以上の変数の変化が出生率にどう影響を及ぼすかという分析的なものが今まで主力であった。

II 人口推計を支える人口理論

すでに述べたように、人口推計を行なうにあたって基本的な人口理論が必要である。もちろん世界的にみて、先進国 (more developed countries) と低開発国 (less developed countries) とでは事情がかなり異なるが、それぞれの人口推計において将来の出生率 (厳密には合計特殊出生率 TFR, あるいは総再生産率 GRR を考える) あるいは死亡率 (推計の場合具体的には出生時の平均年齢の水準及びそれに応じて異なる一連の生残率を考える) がどう変ってゆくか、又それらが社会経済的あるいは政策上の変数のもとでどう変化してゆくかを導びく理論、仮説あるいは思考的枠組 (frame of reference) が必要である。¹⁴⁾

人口推計を支える、あるいは推計にあたって暗黙のうちにその展開に資する理論あるいは思考的枠組は決して数多くない。1960年以来、社会経済的ファクター、あるいは社会心理学的ファクターと出生率の動向について多くの研究がなされ発表されている。しかし残念なことには、それらの結果が人口推計の分野で具体的に応用されていないのが現実である。一つには、研究があまりにもケース・スタディすぎて一国の出生率の将来を卜するためにはサンプル数があまりにも少なすぎることがあるし、また他の一つとして、社会経済的要因と出生率との関連は直接的でなく、間に無数の中間変数 (intervening variables) を含み、社会経済的ファクターと出生行動の指標とだけを直接関連させても仲々良い関係がでて来ないということにもあずかっている。これは結局理論が貧困で、人口理論が推計というきわめて具体的な人口学の応用部門に対して貢献する事ができないという無力性を表わす。このような現在の理論の限界から、1977年ニューヨークで行なわれた国連人口推計専門委員会での勧告の中で、少なくとも国連人口部が低開発国を圧倒的に含んだ世界の国々に対して行なっている推計では、教育程度のような簡単かつ重要な指標以外に社会経済的な要因を考慮しない方が良いという勧告を行なっている。¹⁵⁾

人口推計を行なう時、とくに低開発国あるいは1950年代、1960年代の日本の推計において、もっとも基本的な人口理論は「人口転換理論」 demographic transition theory であり、又それと関連した出生力低下の閾域 (threshold) 仮説であろう。実際国連の行なっている世界のすべての国に対する推計のうち、先進国中の先進国である (人口統計、整備充実性、出生率の低さ、低出生力・低死亡率の歴史の古さ、及び社会経済的開発の高さを考慮して) 北欧諸国及びその他の西ヨーロッパ (イタリア、スペイン、ポルトガル、ギリシア等の南ヨーロッパ諸国や東欧地域を除く) 諸国を除いた国々に対する推計はこの転換理論が下敷きとなっており、一般的に社会経済の拡充と家族計画の普及とともに、死亡率は将来北欧が現在達したレベルあるいはそれ以下に低下し、出生率は純再生産率 1.0 に向かって低下、又それ以下になることもあるが、やがては 1.0 に向かって回復するという仮定を考えている。1950年代、1960年代の人口問題研究所の推計もこのような考え方が下敷きとなっていた。¹⁶⁾

この人口転換理論における最大の欠点は、一国の出生率の低下を (それは死亡率の低下についても同様であるが) 予測する場合、どのような社会経済的發展がなされた時に、又社会経済的發展の指標

14) ここで人口理論とは何かというあるいはあるべきかという形而上学的論議を展開する意図は全くない。

15) United Nations Secretariat, "Meeting of the *Ad Hoc* Group of Experts on Demographic Projections", United Nations Department of International Economic and Social Affairs, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 11—1978, ST/ESA/Ser. N/11, p. 70.

16) 例えば、厚生省人口問題研究所『男女年齢別将来推計人口——昭和39年6月1日推計』、人口問題研究所研究資料第159号；『全国男女年齢別将来推計人口——昭和44年8月推計』人口問題研究資料第129号 (昭和44年9月1日)。

のうちどの指標がどれだけレベルアップした時に、出生率の低下となるかという閾域を正確に決定する予知的能力に欠けているということであろう。¹⁷⁾ 国連人口部は1965年にそのための数量的研究をしているが、いくつかの有力かつ斬新な仮説が導かれているとはいえ、それが人口推計に、特に将来の出生率の推計にどう利用され得るかということそれは疑問である。¹⁸⁾

1957年 Leibenstein がそして1960年 Becker が、始めて出生力に及ぼす経済的要因の影響と関連を経済学の方法によって分析して以来、¹⁹⁾ 種々の研究が行われ様々のモデルが構築されたが、それらが実際にどれだけ出生率の将来推計に利用できるような成果をもたらしたかという、答えはあまり肯定的でない。第一にこれら研究の成果は往々にして相互に矛盾し合うことがあるし、第二に所得の出生力に及ぼす影響が正なのか負なのかも確立していない。ある人口経済学者は経済変数は米国に関して出生力の変化をせいぜい部分的にしか説明していないという。²⁰⁾ 出生力のマイクロ経済学的理論の形成は、世帯単位の水準における出生に関する諸要因をよりよく理解し、より系統的に研究するにあたって少なからず貢献したと考えられるが、経済学のアプローチ一本だけでは不十分で、その他のファクター、すなわち、人口学的、社会学的および文化的ファクターを同時に考慮しない限り、出生力に関しての幅があり現実的に応用性のある理論あるいは枠組を生み出すことは難しい。更にほとんどの研究は先進国の状況に関してであり、その結果の低開発国に対する応用可否の件については不明であり、確約されたものではない。

過去において出生力の指標と社会経済的要因との関連を、国別あるいは国内の構成地域を統計単位として重相関あるいは偏相関分析によって研究したものは非常に多い。²¹⁾ その多くは非常に興味深い結果を明らかにしているが、その中にはお互いに矛盾し合う結果をもたらしているのも多い。低開発国では、女子の教育程度の指標だけが常に出生力の水準と逆相関を示しているのが注目されるのみである。²²⁾ 出生力モデルのより精緻な構成と方法論はより意味深い結果をもたらしている。最近の研究

17) Ansley J. Coale, "The demographic transition", IUSSP, *International Population Conference*, Liege 1973, Vol.1, pp.53~72.

18) United Nations Department of Economic and Social Affairs, *Population Bulletin of the United Nations*, No.7—1963, with special reference to conditions and trends of fertility in the world, United Nations, New York, 1965.

19) Harvey Leibenstein, *Economic Backwardness and Economic Growth*, New York, John Wiley and Sons, 1957, Gary. S. Becker, "An economic analysis of fertility", in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau of Conference Series, No.11, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1960.

20) Deborah Freedman, "The relation of economic status to fertility", *American Economic Review*, No.53 (June 1968), pp.414—426.

21) 例えば次の研究を参照せよ。

David Heer, "Economic development and fertility", *Demography* (Washington, D. C.), Vol.3, No.2 (1966), pp.423—444 ; I. Ekanem, "A further note on the relation between economic development and fertility", *Demography* Vol.9, No.3 (August 1972), pp.383—398 ; P. Boyer and A. Richard, "Elements d'analyse de la transition démographique", *Population* (Paris), No.4—5, juillet-octobre 1975, pp.825—847 ; D. S. Kleinman, "Fertility variation and resources in rural India", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.21, No.4, Part 1, July 1973, pp.679—696 ; Hiroshi Kawabe, "Shusho-ryoku-suijun no chikasa o motarasu yoin ni tsuite" in *Jinko Mondai Kenkyusho Nempo* (Tokyo), No.21, 1976, pp.19—22.

22) United Nations, "Measuring the impact of socio-economic factors on fertility in context of declining fertility : Problems and issues", UN/UNFPA Expert Group Meeting on Demographic Transition and Socio-Economic Development, Istanbul, 27 April-1. May 1977 (document No. ESA/P/AC. 8/2)

でとくに注目されるのは、社会経済的要因を出生率の変化と関連させる場合、いくらかの種類の家族計画に関する変数を重相関分析に組み入れ、相当の成果をあげていることであろう。²³⁾

このような一連の出生力と社会経済指標との関係を扱う研究が、どれだけ一国あるいは世界の地域の国々の推計に役立つのかはまだよく判らない。しかし仮りに相関が判っても、社会経済的指標をどうして推計するのか。プリンストン大学の Ansley Coale 教授を除いて恐らく形式人口学で当代世界の第一人者であるロンドン大学 William Brass 教授によれば、経済指標の推計を正確に行なうことは非常に難しく、従って経済的ファクターを出生率の推計に組み込むことは至難のわざに近いという。²⁴⁾

重相関の中でとくに国を単位とするそれは、いつも方法論上問題となる。人口・経済データの国際比較性について疑問があるのはいつもいわれる点であるし、それぞれの指標間の相関に直線式があてはまるとする仮定もいかなる場合にあてはまるものではない。またインドのような6億の超大国もモリシアスのような小さい島国も同じ一つの観察単位として扱われるのはいつも問題とされる。とくに各変数間の相関があまり高くない時は重相関もかなり注意しなければならぬのではあるまいか。又相関が低い場合には、少くとも r が 0.8 以下であれば国際的な推計に利用することはほとんど無意味であることが多い。²⁵⁾ この点で、重相関分析に代わるものとしてのシミュレーション研究の持つ意味は大きい。

最近の Easterlin 及び Ronald Lee の一連の研究は、経済的ファクターを人口推計 demographic projections に結びつける問題に一つの新しい光を投げ掛けているように思われる。²⁶⁾ Ronald Lee は Easterlin の「人口の波」に関する仮説を利用して、米国センサス局の一連の推計にもう一種類の新しい推計を加えるよう示唆している。Easterlin の「人口の波」の仮説とは、小さいサイズのコウホートはそれが持つ相対的な経済的優利性のため相対的に沢山の子供を生み得るし、大きいサイズのコウホートはそれが持つ相対的な経済的不利性のため相対的に小数の子供を持たざるを得ないということになる。これらの人口の波の現在将来へのうねりの影響は、現在多くの場合推計が採用している period fertility 法で母の年齢別特殊出生率を各年齢別に延長するという方法では全くキャッチすることので

23) Ghazi M. Farooq and Varan Tuncer, "Fertility and economic and social development in Turkey: A cross-sectional and time series analysis", *Population Studies* (London) Vol.28, No.2, July 1974, pp.263-276; R. Lesthaeghe and E. van de Walle, "Economic factors and fertility decline in France and Belgium" Ansley J. Coale, editor, *Economic Factors in Population Growth*, Proceedings of a Conference held by the International Economic Association at Valescure, France (New York, John Wiley & Sons, 1976), pp.203-228; W. Parker Mauldin and Bernard Berelson, "Cross-Culture Review of the Effectiveness of Family Planning Programmes", *International Population Conference*, Mexico, 1977, Vol.3, pp.163. W. Parker Mauldin and Bernard Berelson, "Conditions of fertility declines in developing countries, 1965-75", in *Studies in Family Planning*, Vol.9, No.5, pp.89-147.

24) William Brass, "Perspectives in population prediction: Illustrated by the Statistics of England and Wales", on *Journal of Royal Statistical Society*, Series A (General), Vol.137, Part 4, 1974. p.567. ブラス氏はすでに述べたように人口推計には社会・経済的変数をむしろ使わない方がよいとする。たしかに人口学的変数間だけでも解明しなければならぬ点はあまりにも多い。

25) しかし、このことは相関および重相関分析が全く無意味だということではない。これは方法であり、いわば「はさみ」である。局部的、あるいは相関の高い所では有用であるところが非常に多いであろう。正に「馬鹿も鉄も使い様」である。

26) Ronald D. Lee, "Forecasting births in posttransition populations: Stochastic renewal with serially correlated fertility", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.69, No.347 (September 1974), pp.607-617; "Demographic forecasting and the Easterlin hypothesis", *Population and Development Review*, Vol.2, Nos.3 and 4 (September/December 1976), pp.459-468; *Fluctuations in U.S. Fertility, Age Structure and Income*, Ann Arbor, The Univ. of Michigan, Taly 1977.

きない次元だし、又 cohort-fertility rate 法はこういう波をキャッチすることはできるが、それ自体自動的に「人口の波」のうねりを導き出すことができるものではない。この意味で、Easterlin-Lee の考え方は、将来の人口推計の方法を全く変えるという程のものではないが、かなりの新しい要素をつけ加えることができるものではないかと考える。これは全く未完であるが、わが国の出生コウホートを各年別各歳別に並べてみて、Easterlin の仮説が日本にもあてはまるだろうかという予備的考察をしたのが次の章に掲げるものである。

III イースタリンの仮説のわが国に対する応用

前に触れたようにイースタリンの「出生力に関する人口波仮説」というのがある。イースタリンは1960年代から人口を経済的側面から眺め、種々の仮説（それは経済学的に云えば根は一つの理論から発展した一連の関連仮説であろうが）を発表している。²⁷⁾ ここでそれらを一々紹介することはできないし、そのいくつかはすでに日本でも行なわれているから、²⁸⁾ それは省略して人口推計に直接関連のあるものを取上げることにする。

イースタリンの「人口波仮説」は一口に言えば、出生率の動きには波動的なものがあり、出生をもたらすコウホートの大きさ自体に大きく影響を受けるというものである。ベビーブームなどによって異常にふくれ上ったコウホートは、その前後のコウホートと比較し、相対的にサイズが大きいということのため、入学難、結婚難、就職難、そして又就職してからの激烈なコウホート内部での競争、あるいは生活条件の不利性を経験する。したがって、彼等が再生産年齢、とくに20～29歳を通過する際、先発あるいは後発のコウホートと比較し相対的に低い出生率（絶対的には出生数自体は多いとしても）を経験するという仮説である。イースタリンは、米国の戦後の出生率の変動を諸種の経済的指標及び社会的指標と関連して考察し、最近10年間の米国の出生率のきわめて著しい低下は、戦後続いたベビーブームの結果異常に大きくなったコウホートが再生産年齢を通過する際もろもろの経済的コンストレイントをこうむったためだとする。この大きなコウホートの次に来るサイズの小さいコウホートは、すべての意味で前のサイズの大きいコウホートとは逆の生活条件の有利性を享受し、経済的コンストレイントを特に持たないために、相対的に高い出生率を持つ状況になるという。したがって、イースタリンは、米国の合計特殊出生率はある時期を過ぎると再び上昇に転ずると予測する。これは前に引用したLeeの予測（Leeはイースタリンの弟子ではないが、学問的に大きな影響を受けている）でも同様である。²⁹⁾ 現に1977年の米国の合計特殊出生率は僅かではあるが反騰を示しているの

27) Richard A. Easterlin, *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience*, New York, National Bureau of Economic Research, 1968; “Relative economic status and the American fertility swing”, in Eleanor Sheldon, editor, *Family Economic Behavior: Problems and Prospects*, Philadelphia, J. B. Lippincott Company, 1973; “Fertility and female labor force participation in the United States: Recent changes and future Prospects”, Paper prepared for the IUSSP Population Conference on Economic and Demographic change: Issues for the 1980s, Helsinki, August 28, 1978; “What will 1984 be like? Socio-economic implications of recent twists in age structure”, *Demography* Vol. 15, No. 4 (Nov. 1978), pp.397—432; Richard A. Easterlin, M. L. Wachter and S.M. Wachter, “Demographic influences on economic stability: The U.S. Experience”, *Population and Development Review*, Vol.4, 1978, pp.1—23.

28) 例えば大淵寛・岡田実・加藤寿延・森岡仁『人口経済論』, 新評論1977年, の第Ⅱ部人口理論(大淵寛), 大淵寛「人口抑制の理論と政策」, 『人口情報』, 昭和52年度第3号(昭和53年1月), 人口問題研究会, 及び野原誠「出生力の社会・経済理論」, 『人口問題研究』, 第139号(昭和51年7月), pp.1—19を見よ。

29) Leeの外にイースタリンの学説に影響を受けているものとして David Goldberg, Michael Wachter (ワクターと呼ぶ) がいる。これらの文献はしかしここでは割愛する。

表1 日本人女子の年齢各歳別特殊出生率
(女子人口)

年 齢	昭和40	41	42	43	44	45
15	4	5	3	4	6	10
16	31	26	31	24	25	32
17	166	140	154	144	142	152
18	498	484	495	501	502	531
19	1346	1082	1310	1217	1292	1360
20	3253	2452	2592	2796	2689	2966
21	5959	5108	5520	5069	5423	5465
22	10277	8243	10813	9673	8878	9815
23	15813	12097	15811	15901	14940	13886
24	19728	15407	20491	19962	20905	19712
25	21756	16439	23686	22391	22615	23885
26	22939	15988	23746	23124	23110	23243
27	22118	15306	22181	21604	22030	21945
28	19153	13518	20767	18998	19173	19719
29	16495	11216	18137	16818	16186	16376
30	13505	9291	14260	13798	13677	13156
31	10616	7479	11264	10529	10639	10529
32	8294	5909	8582	8356	8243	8339
33	6207	4714	6518	6402	6470	6334
34	4620	3543	4914	4710	4769	4787
35	3369	2651	3517	3521	3505	3435
36	2456	1989	2501	2530	2575	2509
37	1717	1479	1746	1760	1779	1808
38	1203	1069	1270	1254	1273	1251
39	839	737	841	852	870	840
40	577	519	556	553	543	553
41	405	338	362	335	351	356
42	259	230	211	230	212	225
43	150	136	134	146	136	122
44	90	73	74	79	73	71
45	39	45	34	39	40	43
46	20	16	17	22	20	18
47	11	11	11	11	10	9
48	6	6	6	5	5	5
49	5	4	2	3	3	3
合計特殊出生率	2.13924	1.57750	2.22556	2.13362	2.13114	2.13490

出所：昭40～45年：『全国日本人女子の人口再生産率』，研究資料第205号；昭45～50年『全国日本人人口の再
究』，第145号；昭52年：『全国人口の再生産に関する主要指標：昭和52年』，『人口問題研究』第146号；
算出。

ならびにTFR（合計特殊出生率）の推移
100,000 に対し）

46	47	48	49	50	51	52	53
3	3	4	5	4	6	7	9
31	34	37	40	39	42	45	44
173	181	202	196	182	183	165	179
550	610	584	601	539	470	449	445
1406	1490	1552	1436	1287	1160	1028	1058
3029	3196	3242	3169	2801	2528	2235	2068
5760	6034	6097	6045	5614	4963	4451	4141
9692	10198	40411	10171	9527	8938	7815	7350
15322	15280	15641	15300	14320	13777	12833	11787
18299	20224	20098	20246	19022	18047	17440	16969
22547	20729	22677	22014	21633	20892	19903	19825
24685	23050	21133	22394	21289	21598	21008	20854
22555	23200	21739	19235	19960	19628	20065	20118
20131	19801	20549	18344	15983	17434	17160	18028
17155	16893	16894	16437	14447	13106	14411	14625
13579	13687	13551	12757	11902	11214	10341	11550
10234	10364	10489	9688	8651	8716	8423	7938
8359	7775	7869	7415	6621	6334	6501	6409
6454	6226	6026	5531	4957	4746	4711	4831
4624	4593	4560	4031	3558	3453	3382	3380
3425	3238	3305	3067	2554	2410	2425	2414
2467	2441	2358	2199	1935	1743	1719	1708
1740	1655	1676	1502	1377	1277	1144	1144
1270	1217	1191	1101	974	900	870	804
855	845	822	737	668	611	587	576
560	547	538	488	444	405	380	379
347	341	338	317	278	262	255	231
225	214	209	201	186	167	156	147
122	126	115	111	101	90	92	86
61	66	67	65	48	47	46	42
36	29	33	30	24	25	23	19
19	15	13	14	10	10	12	9
9	11	8	6	4	4	4	4
8	3	5	4	2	3	2	3
5	2	3	1	1	1	1	1
2.15732	2.14219	2.14039	2.04896	1.90942	1.85191	1.80089	1.79174

生産に関する指標』，研究資料第216号；昭51年：『全国人口の再生産に関する主要指標：昭51年』，『人口問題研
昭53年：人口動態統計概数に基いて石川晃氏算出。以上はすべて厚生省人口問題研究所人口情報部解析料により

は興味深い。

これは非常に面白い、啓発されるところの大きい仮説であって、これが西ヨーロッパ、日本に応用できるかどうか興味あるところである。日本の場合周知のように合計特殊出生率も単純出生率 (Crude birth rate) も1974年あたりからにわかに低下し始め、1977年では合計特殊出生率1.80、1978年では1.79、1966年の丙午を除けば史上最低となっている。果してイースタリンの仮説があてはまるかどうかという問題が興味をそそるところである。

実際の分析にあたり、日本の場合はデータ・ベースに関して色々制限がある。大体この人口波の効果をより大きく被るのは男子の方だと考えられるが、人口動態統計では残念なことに父の年齢別特殊出生率は1969年から1974年までの6年間表章されていない。年齢別・出生順位別出生率を使うとより精密な出生行動が観察されるのだが、それを計算する分母の年齢別・出生順位別既婚女子人口数は10年に一回しか国勢調査で表章されない。しかも余談ではあるが昭和55年の国調以後この分母を出すための質問項目である「出産力」経験の項目は廃止になるということで、日本の出生力分析にとって一大挫折を経験することになる。又所得データは細かな年齢区分で時系列に取れない（あっても全人口をカバーしていないか）という制約がある。

次に次善の策として女子有配偶人口だけにつき彼等の marital fertility をとることが考えられるが、分母の年齢別有配偶人口は国勢調査では5年に一回しか得られないので（これは当然であるが）、年齢各歳別の有配偶年齢別特殊出生率の毎年の時系列的変化を見ることはできない。これら各歳のものを各年に対してインターポレートすることは可能性としては考えられるが、それでは有配偶別人口の独自の動きを反映することはできず、ここではよりデータの的に得やすい、またインターポレートや補外を行なってより確実にできる年齢各歳別、各年次別女子特殊出生率を扱わざるを得ない。表1に掲げるのが人口問題研究所が過去計算したのを昭和40年から53年まで一連にまとめた日本人女子の年齢各歳別特殊出生率ならびに合計特殊出生率の動向である。

日本の場合ベビーブームは実質的には三年しか続かなかった。すなわち昭和22、23、24年の出生コウホートである。したがってこれら三カ年に生まれた三つの各歳コウホートは、昭和40年に16、17、18歳に達している。これら三つの各歳コウホートをとくに線で囲み、それらをフォローして行ったのが表1に示されている。これらのコウホートは昭和44年に20～22歳となり、いよいよ再生産年齢の中で出生活動が高くなり始める年齢に達し、昭和49年には25～27歳ともっとも出生率の高い年齢群に入り、昭和53年には29～31歳とようやくそのピークを離脱して来ている。

表1をもう少し仔細に眺めて見よう。このベビーブームの三コウホートは昭和53年現在まだその出生活動サイクルを終えたわけではないのでその点データ不足を感じるが（また同時にこれを比較すべき前後のコウホートも昭和53年現在出生活動を終えているわけではない）、とにかくこれら三コウホートの年齢各歳別出生率の推移をその前後のコウホートのそれと同じ年齢の段階で比較してみよう。例えばこの三つのコウホートが21歳であったのは昭和43年、44年、45年であった。これらの出生率をその前の昭和42年に21歳であった出生率と、その後の昭和46年に21歳であった出生率とを比較してみよう。昭和43年、44年、45年の21歳の出生率は人口100,000に対し5,069、5,423、5,465であった、それに対し昭和42年のは5,520、昭和46年は5,760といずれも前後の方が高くなっている。もう一つ例を見よう。ベビーブームのコウホートが26歳であったのはそれぞれ昭和48、49、及び50年であった。これらの出生率は同じく人口100,000に対して21133、22394、21289であった。その直接前後のコウホートで26歳であったのは昭和47年と51年であったが、これはそれぞれ23050及び21598でそれぞれベビーブームコウホートより高くなっている。

更にもう一つ例を見よう。これらベビーブーム・コウホートが28歳であったのは昭和50, 51, 52年であったが、その出生率は15983, 17434 及び 17160である。その直接前後のコウホートで28歳であったのは昭和49年と53年のコウホートで出生率はそれぞれ18344と18028とこれらもベビーブーム・コウホートよりいずれもかなり高くなっている。こういう調子で三つのベビーブーム・コウホートの出生率をその前後のコウホートと比較してみると、もちろん例外もあるが、ほとんどの年次で、ベビーブーム・コウホートの出生率がその前後のコウホートの出生率よりも低くなっていることに気づくであろう。こうしてこの三つのコウホートとその前後だけに限ると、イースタリンの仮説の正しさを証明しているように見えるのである。

しかし表1をもう少し高い所から眺めると、又別の側面も明らかになってくる。前述の第1の例で24歳のところの時系列の変化をみると、確かにその前後こそベビーブーム・コウホートより高くなっているが、昭和51年あたりからより低くなって来、昭和53年には4,141とベビーブーム・コウホートが24歳であった時に比べるとかなり低くなっていることになる。ほかのコウホート26歳以上の所でも出生率がベビーブーム・コウホートのそれぞれの年齢で一時的にまわりよりも低くなっているように見えても、そのかわり最近後の方で更にその水準よりも低下していることが判る。こうやってみると、secular trendとしては、サイズのふくらんだベビーブーム・コウホートよりもさらに低い出生率を現出させていることになり、日本においてはイースタリン効果はごく短期の間有効で、長期的にみると、もっと secular な例えば経済の不況とかという要素が短期的なイースタリン効果よりももっと効いてくる場合があるということになる。そういう意味で、景気変動が烈しく変わる所では、イースタリンのこの折角の仮説が（それは景気変動のあまり無いところでこそ綺麗にきまるのであろうが）あまり威力を発揮しないといううらみがあることになるのではないだろうか。

ともあれ、短期的に、直接一年か二年前の、あるいは一年か二年後のコウホートの出生率と比較するとベビーブーム・コウホートが低い出生率を持ったことは事実である。おしむらくそそれが石油ショックというような強烈な経済の変化を overcome する程強くないということである。又ベビーブーム・コウホートがせいぜい三年位しか続かなかったのも、これが全体の日本の出生過程に及ぼす影響が弱いことがあげられる。もしもイースタリン効果が二つ三つのコウホートについて働いても、それが全体の日本の出生率を左右するまで至らなかったということであろう。米国のように10年間もベビーブームが続いた状況とは異なるのである。

経済の変動とそれに対する出生率の反応の過程は実は非常に複雑なメカニズムを含んでいることはいうまでもない。経済の変動が直ちに出生率の変化となって表われて来るといよりも、途中で種々の中間項が入り経済の変動はその中間項を通して出生力に関する意志決定となるのが普通である。別の言葉でいえば、出生力に関する意志決定は各家庭で経済の変動に関するイメージをまず描き、経済変動自体に反応するよりもそのイメージに反応するのが常道となっている。日本の出生力に関してはそのメカニズムを充分に解明しているとはいいい難く、判らないところの方が遙かに多い。今後関連データの整備拡充とあいまって、このイースタリンの仮説はしかし有力な作業仮説として、将来の人口推計研究において考慮に入れられてもよいものと思われる。

IV シミュレーション・モデルの応用について

章Iの所ですでに紹介したように、コンピューター・シミュレーションは人口推計の有力な手法となりつつある。まず第1に人口推計のプロセス自体が一つのマクロ・シミュレーション（決定論的）であることはすでに述べた。1960年代の前半以来、コンピューターの利用が著しく可能になった結果

多くのシミュレーションモデルの開発が、とくにマイクロ・シミュレーションのそれが可能となつて、人口学の新分野を開くに至った。例えば POPSIM とか REPSIM のような大型のソフトウェアのパッケージが製作され、それによってわざわざあらためてプログラムを書く必要が一部ではなくなっている状態になっていることも理由として考えられる。³⁰⁾ しかし乍ら、後で述べるように国連人口部が1977年国連人口推計に関するエキスパート委員会に提出したモデル以外に、マイクロシミュレーション・モデルを人口推計に直接利用したのはなかったと思われる。そういう意味でこの国連人口部のシミュレーション・モデルの意味は大きい。

国連人口部モデルの詳細な説明は避けるが、これは基本的には人口学的要因と生物統計学的要因を基にしたものである。ここでは家族計画の実行程度、家族計画の方法の効果性、人工妊娠中絶率、希望出生児数という要因も入っている。要因としては次のものがある。³¹⁾

A 結婚に関するファクター

1. 平均初婚年齢
2. 50歳における未婚女子人口比率
3. 20歳, 35歳, 50歳において死離別の状態にある女子人口比率

B 保健衛生及びラクテーションのファクター

4. 出生時における平均余命
5. 不妊の情況（高, 中, 低のレベル）
6. 母乳授与期間（月）

C 家族計画に対する動機づけ

7. 希望出生児数を持つ夫婦の割合
8. 平均希望出生児数
9. 希望出生間隔
 - (a) 結婚から第一児出生まで
 - (b) 各出生間隔

D 家族計画実行に関するファクター

10. 家族計画実行率（生みおさめあるいは生み控えるため）
11. 生みおさめのため、あるいは生み控えたための人工妊娠中絶
12. 再生産可能な夫婦の間の不妊手術率
13. 避妊の方法の効果（高, 中, 低の程度）
14. 方法別にみた避妊方法の分布
 - (a) IUD, (b)ピル, (c) コンドーム, (d) 抜去法, (e) リズム法(オギノ式), (f) ダイアフラム, (g) 禁慾, (h) 灌水法, (i) その他

30) POPSIM と REPSIM は米国のノース・カロライナ Research Triangle Institute と Carolina Population Center によって開発された。D. G. Horvitz, F. G. Giesbrecht, B. V. Shah and P. A. Lachenbruch, POPSIM : *A Demographic Microsimulation Model*, Monograph 12, Chapel Hill, Carolina Population Center 1971; *Working Papers Developed for Demographic Microsimulation Model*, Research Triangle Institute, 1971. これらのモデルはしかし実際にはあまりにも必要な inputs が多すぎ、低開発国どころか日本のデータの中には欠除しているのが多く（例えば年齢別・パリティ別家族計画実行率、不妊率等）日本に対しては実際にはほとんど使えない。

31) United Nations Population Division, "Choice of policy measures to affect fertility: A Computer micro-simulation Study", a Paper submitted to the *Ad Hoc* Group of Experts on Demographic Projections November 1977, New York.

それに対して従属変数、すなわちその変化を対象とする変数は 1. 各年齢別特殊率, 2. 女子のバリティ, 3. 出生間隔である。シミュレーションの目的は、以上の三つ出生に関する指標が前述、14のファクターが働いた場合月別にどのように動いて行くかという、いわば女子の再生産活動の歴史を再生するということになる。マイクロ・シミュレーション・モデルは数量的モデルであって対象の広範囲な数学的処理をする必要はなく、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1,000人の一つ一つにあてがって全体の出生行動を決める方法によっている。乱数をあてはめる時は与えられたそれぞれの指標の一連の数字によっている。例えば受胎が起ることはモデル上の受胎の毎月の確率に従っている。初婚後の最初の月において、乱数の R_1 , それは $0 < R_1 < 1$ とされるが、作り出されそれは受胎確率0.2と比較される。もし R_1 が0.2かそれ以下の場合は受胎が最初の月に起ると仮定する。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 が電算機により作り出され、0.2の値と比較される。もし確率が前と同じなら、第 n 月まで R_2 が0.2と同じかそれ以下になるようにくり返される。明らかに n は個々の受胎と個々の女子に対して異なるが、もし全部(1,000人の女子人口)を合計すると受胎遅れの度数分布は第5カ月の平均の値となる。

このモデルの一つの特徴は、35年間にわたっての13の、それぞれ女子1,000人の人口を有し、順々に5年おきにずれたコウホートがそれぞれ少しずつ違った以上の14の説明変数に関する値(インプット)を持って再生産年齢15~49歳を通過するように仕組まれていることである。例えば平均初婚年齢はそれぞれのコウホートでは一定であるが、しかし一つのコウホートから次のとは異なる。他方、家族計画実行率はいくつかのコウホートの最初の5年間は一定であるが、年数がたつにつれて(コウホートが年を取るにつれて)それぞれ異った実行率を示すようになっていく。13のそれぞれ異ったコウホートがそれぞれ再生産年齢を通過した後、モデルではそれぞれのコウホート出生率を Period 出生率に組み換え、7個の5カ年間毎の普通の時系列的出生率を求めることができる。このように13本のコウホートを使うことにより、一本のコウホートを使うだけでは人口分析のためのシミュレーションにすぎず、それぞれの指標インプットがどれだけ出生率を変えるにあずかるかという効果を判明させても、時間の次元を持った人口推計的な計算をするには難しい状態を脱し、将来の出生率の推計(それはひいては人口推計につながる)に結びついてゆくことになる。

そうすると、以上の14個の説明変数インプットの中には人口政策として、予算、労力、教育エフォートを掛ければ人為的に manipulate し得るものがある(これは実際には仲々難しい面もあるが一応仮定のこととして)。それは、(1) 結婚年齢、(2) 家族計画実行率、(3) 家族計画の方法の効果性、(4) 希望出生児数とする。これら四つの変数について、それぞれある国の人口政策のレベル、その強度によってそれぞれ異ったレベルを表現することができるものとすれば、そこに色々な出生率がシミュレートできる。こうすることにより、もし例えば、家族計画普及率を20%から50%にあげ、家族計画の方法の効果を低レベルから高いレベルにあげ、将来希望出生児数を4から2に下げ、そして初婚年齢を17から20にあげれば出生率がどうなるかを計算することができ、それらの変化は少し牽強附会すれば、それぞれの人口政策の効果とも考えることができよう。

このモデルの制限の一つは、やはりそれが社会経済的要因を含んでいないことであろう(もっとも家族計画にインプットはそれが一種の社会的変数だとも考えられないこともないが)。やはり婦人の労働力参加、そこから来る出生行動に対するチェック、それから教育の普及によるもろもろのインプットに対する波及効果、例えば家族計画実行程度、将来希望出生児数等に対する効果のルートはぜひ入れておきたい側面である。同時に、これは1977年の前述の国連人口推計専門委員会で、Charles

Westoff 教授が口頭で述べたように、このモデルでは各説明変数インプット間にフィードバックがないこと、すなわち各変数は独立しており、ある変数の動きと他の変数の動きとの関係をあらかじめセットしておかない限り、一つの変数が変化した時他がそれに応じて妥当性のある範囲内で変化するという自動調節作用がないということであろう。これについての工夫は厄介であるが、それぞれについてループを入れ、変数Aがある範囲で動くときは変数Bがある範囲で動くというようにこれもストカスティック的に決めて行くことも考えられよう。ここに改良の余地がある。

しかしともあれ、このようにマイクロシミュレーション・モデルが、始めて具体的な時間を持って、人口推計に直結する可能性が開かれたことは意義が大きく、これに社会経済的次元を加えたダイナミック・モデルができれば鬼に金棒であろう。経済社会モデルとの結合が望まれる。

V 結語——研究 Agenda

紙面も尽きたので二、三結論めいたものを書きつけておきたい。

以上の考察、レビューが日本人口推計に対してどんな含蓄 implication を持つかということを考えると、まず第一はイースタリンの人口波アプローチを取り入れる必要があるのではないかということである。そうすると人口推計は今後はコウホート出生率法を取り入れざるを得ないことになる。

日本においてコウホート出生率法は、途中戦争もあり、又データー的に不満足であるので難しいことは明らかであるが、少くとも年齢が20~29歳のところだけでもフォローして、モデル化することは可能ではなかろうか。又コウホート出生率を将来に延長する場合、欧米では一旦経済的理由等で生み控え、延引が行なわれた時これを後の年齢で補償的にメイクアップしようとしても仲々できない、つまり一旦子供の出生を犠牲にしてあとで生み直そうとしても、一旦その犠牲のため向上し慣れ切った消費生活はエスカレートする一方で、あとで子供を持とうとしても実際にはできかねるという状態になるため低出生率に甘んずるという結果が見られるようであるが、我が国においてはどうなのであろうか。その辺りを実地調査でもっと知りたいものである。又父の世代で低出生率を示せばその子供の時代に、子供が父と同じような低出生率を示すという世代間相伝の出生パターン維持という仮説もあり、これらの研究も必要である。

第二は、国連モデルのようなマイクロ・シミュレーション研究は人口推計精密化のため必要であるということである。さしあたり、日本の人口の推計では、家族計画普及あるいは中絶に関する変数を取り入れた出生力モデルが愼しい所で、こうすることにより例えば現在の出生率のレベルでどれだけ家族計画普及の効果なのか、中絶の効果なのかという問題はこのシミュレーションによってもっとも厳密に計算されて出て来る筈である。

第三として推計のためのインプットとしての死亡に関する研究に対する要請である。現在、洋の東西を問わず死亡の人口学的研究くらい等閑視されて来たものはない。しかし生命表はあくまでも人口学及び人口推計のバックボーンである。ごく一般には例えば西暦2000年頃までの男の平均余命（出生時）75歳、女80歳あるいは男76歳、女82歳というように決められ、その目標と現在をインタポレートとして途中の余命を得、それから生残率を計算するという方法がとられる。しかし果してこのような方法が妥当かどうか。これに対する解答を用意しているわけではないが、やはり一つは死因別に一つ一つ死亡率のトレンドをあたり、それらがここまでは現実的に低下し得るという可能性を、死因群の中で総合的に考え、それぞれの主要な死因別死亡の妥当な範囲内での低下を考え、数個の生命表を作成してみることであろう。とにかく死亡に関しては単に医学的な観点だけではなく形式人口学的研究が望まれる。シミュレーションによる手法はここにおいても非常に有力と考えられる。

第四は、推計の variants 問題、つまり「中」、「高」、「低」の仮定の問題である。筆者の意見によれば、これはもっと沢山あった方が望ましい。現在多くの推計は将来の出生率に幅を持たずやり方であるが、死亡率に関しても幅を持たす必要が考えられる。又積極的に婚姻率の変化を考え、経済の変化の多様性を考えて出生率の仮定は最低5個位もプロポーズされる。それから「高」、「低」の上限、下限はやはり、その中に90~95%の信頼度で将来の推計数値が落ちることが望ましいであろう。できることなら数学的信頼度が附加できれば理想的であるが、これは一寸現在の段階では無理であろう。

第五は人口統計の評価の問題である。日本の人口統計（静態・動態統計とも）は世界に冠たる第1級中の1級品であることはつとに知られている。しかしこの優秀な統計においても誤差は免がれない。例えば昭和45年の国勢調査と50年の国勢調査の男女・年齢別日本人人口をコウホートの的に比較すると、昭和45年のコウホートサイズが昭和50年になって大きくなるというケースが見られる。入移民ということは考えられないので、昭和45年の年齢別の部分（ここでは幼少年人口であるが）が underestimate されていると考えるのか妥当であろう。動態統計を含めてわが国においては人口統計の evaluation が形式人口学的に行なわれた例はほとんど皆無だが、統計の評価はこの際もっと系統的に行なわれても良いのではなかろうか。

第六は、家族生命表 (family life table) あるいは家族周期生命表の作成に対する要請である。人口推計を押し進めて行くと、人口の部分推計である労働力推計あるいは教育人口・就学人口推計が、人口推計と緊密な連繫を保ちつつ行なわれねばならぬことが痛感されるが、それと同時に人口推計—結婚推計—出生力推計—家族数構成推計—世帯数構成推計という一連のループで考えられ、これらを総合的に形式人口学的に把握する構想が必要となってくる。出生力推計も家族ライフサイクル的に把握られなければならないであろうし、又家族・世帯推計も今までのようなクロス・セクショナルな世帯主率法だけではうまく精密に把握しにくくなることも考えられる。世帯の構成・人員別推計にはどうしても出生のパーティ概念を直接的に導入しないとダイナミックに扱うことはできない。その意味で、これらを縦貫するのは家族周期生命表だと考えられ、個人が結婚し、子供をある確率で、ある出生間隔で生み、その子供達がやがて独立して別の家族を形成するという一連の歴史の確率が必要となってくる。このような家族形成・消滅の現実的なモデルの作成が、これからの人口学並びに人口推計上の最重要課題となって来るのではないだろうか。

Some Issues in Population Projections

Shigemi Kono

This is a review study of some aspects of the current status of population projections. The importance of population projections is probably indisputable. However, there are several aspects of backlogs in the methodological development in the field of demographic projections. The present paper attempts to clarify some of them and at the same time emphasize the need to get some new light of thought and frame of reference, for example, from the Easterlin's hypothesis on population wave and the micro-simulation studies.

At the end, as conclusions and implications of the present review study, the paper presents a list of research agenda which would be needed particularly for the case of the Japanese population projections and which would strengthen the methodology of demographic projections in general.

わが国離婚の最近の動向*

山口 喜一・伊藤 達也・山本 千鶴子

- 1 目的
- 2 対象と方法
 - (1) 対象 (2) 観察期間 (3) 分析の方法
- 3 離婚件数と種々の離婚率の推移
 - (1) 離婚件数の増加 (2) 普通離婚率の推移 (3) 有配偶人口あたりの離婚率 (4) 有配偶割合の変化の原因
- 4 特殊動態離婚率の推移
- 5 年齢からみた離婚率
 - (1) 年齢別離婚率 (2) 標準化離婚率 (3) 離婚件数の変動に対する年齢構造の変化の寄与率
- 6 結婚持続期間からみた離婚率
 - (1) 結婚持続期間別離婚率の計算方法と精度 (2) 結婚持続期間別離婚率 (3) 結婚持続期間別結婚残存数
- 7 要約

1 目 的

わが国の離婚件数は、普通離婚率（人口1,000あたり）とともに、図1に示したように、1900年から1940年まで低下傾向を示し、戦後も1950年代はともに低下傾向にあった。しかし、1960年代にはいってともに増加傾向に転じた。このような離婚の動向について、わが国の社会構造の変動との関連において、法律学者や社会学者などの注目をひき、離婚の研究が進められている。

離婚研究の直接的な対象は、人口動態統計に示される統計的現象あるいは離婚の形態、また離婚発生の原因・離婚理由、あるいは離婚後の状態あるいはその効果に関するものに分けられる。その分析は、離婚の当事者、さらにそれを取りまく親族を含む社会構造との関係で行なわれることも多いが、近代社会においては、離婚は一定の法的手続きをとることによって効力をもつので、成文法との関係で分析されることも多い。

このような対象と方法によって何を明らかにしようとしているのだろうか。離婚という特殊な現象に示される夫婦という特定の人間関係の強さといったことから、人間の行動様式の変化とその将来の方向性をさぐるものや、人間の行動様式が社会や経済的条件とどのような関係にあるのか、また同一条件下でも地域や社会的地位によって差異が存在するのか、差異がありとすればその幅はどのような差異を示すものかという比較社会学的視点、さらに、離婚に関連する法の変更によって離婚

* 本稿は、第46回日本統計学会大会（1978年7月20日）および当研究所の昭和53年度第13回研究報告会（1978年10月4日）で発表したものに加筆したものである。なお、本稿は、山口が全体的調整と4、伊藤が1～3と6～7、山本が5をそれぞれ担当した。

がどう変化するかといった点を明らかにしようとするものが多い。しかし、本稿ではそうした社会学あるいは法学的方法ではなく、人口学的方法によって、戦後とくに1960年代以降の離婚の動向を検討しようとしている。

その第1の理由は、一般に人口高齢化といわれる戦後の年齢構造の変動が世帯や結婚の動向に大きな影響を与えているので、離婚の動向にも意識や社会構造の変化ばかりでなく、人口高齢化とも深くかかわりあいをもつと考えるからである。

第2の理由は出生力分析との関係にある。個々の夫婦の離婚率の変化、すなわち結婚持続期間の短縮あるいは延長は夫婦の出生力(完結出生力)に影響を与える。夫婦の出生力の変化は、人口の配偶関係別構成の変化とともにその人口全体の出生の動向を規定する。したがって、最近の離婚件数の増加が、夫婦の離婚発生率を上昇させ、1夫婦あたりの結婚持続期間の短縮をも意味しているのかどうか1つの問題である。もし、短縮しているとしたらどの程度であるのかを計測し、離婚の動向が1973年以降の出生児数の減少とどのように関連しているのかを明らかにする資料を整理することが第2の目的である。

2 対象と方法

(1) 対象

本稿で分析の対象としている離婚は、法律上の結婚手続を完了した夫婦が婚姻の解消の法的手続を完了したものである。統計資料は、厚生省統計情報部が集計公表している『人口動態統計』の離婚と婚姻、および総理府統計局の『国勢調査報告』の配偶関係に関する統計である。

したがって、この分析には次の3つの問題点がある。第1の問題点は、法律上の手続をしていない事実上の“夫婦”，すなわち①婚姻届を出す意志をもっていない事実上の夫婦と②婚姻届を出す意志をもっているが届けを出し遅れている夫婦，からの離婚は含まれていないことである。

第2の問題点は、婚姻と離婚の統計は夫婦生活の開始あるいは終了の時点と届け出時点との間の時間差である。ともに最近になる程、発生から届け出の時間差は、届け出されたものについては短くなっているが、本稿では届け出遅れの補正をしていない。このことは長期にわたる時系列分析に問題となる。

第3の問題点は、結婚している人の定義が人口動態統計と国勢調査で異なっていることである。その差は、人口動態統計の結婚している人は国勢調査の有配偶人口に対して、婚姻届を出していない夫婦数だけ少なく、反対に離婚については法律上の手続のすんでいないいわば別居中の夫婦数だけ多くなる。このことは、離婚発生率計算の分母に国勢調査の有配偶人口を利用したときに問題となる。

このように事実上の結婚・離婚と、法律上の婚姻・離婚との間の差について今回考慮しなかった理由は、第1に、これまでの離婚の統計的研究がほぼ『人口動態統計』の離婚件数を分析の対象としているからである。第2の理由は、出生児総数のうち、法律上の婚姻関係にある夫婦からの出生児(嫡出出生児)の割合が、1960年代後半から99%以上となっているからである。

しかし、事実上と法律上のズレの検討は今後の離婚の分析ばかりでなく結婚の研究にとっても重要な課題となるであろう。そこで本稿では、離婚の分析にあたって事実上の結婚と法律上の婚姻との理論的ズレがどの程度の偏りあるいは誤差を生じるのかを、結婚持続期間からみた離婚の分析で検討する。

(2) 観察期間

観察期間の中心を、戦後とくに出生変動が激しい1960年代後半から1977年頃までにおくことにする。

(3) 分析の方法

本稿の分析は人口学的方法を用いる。具体的には年次別離婚件数の増加を、年次別の夫婦の離婚率の変化と人口構造の変化に分離して観察する。そこで、はじめに離婚件数の変動と、総人口1,000あたりの（普通）離婚率、有配偶人口1,000あたりの（有配偶）離婚率など、離婚発生集団をより厳密にすることによって、人口構造の変化がどのような影響をもたらしたのかを検討する。さらに、年々の婚姻件数と離婚件数の関係を動態離婚率によって観察する。つぎに、離婚の発生は有配偶者の年齢と結婚からの経過年数によっても左右されることが知られているので、女子の年齢別離婚率と夫婦の結婚持続期間別離婚率の年次推移から、1夫婦あたりの結婚持続期間の変化をみることにする。そして最後に、離婚件数の増加に対する人口構造の変化の寄与についても標準化法によって検討してみる。

3 離婚件数と種々の離婚率の推移

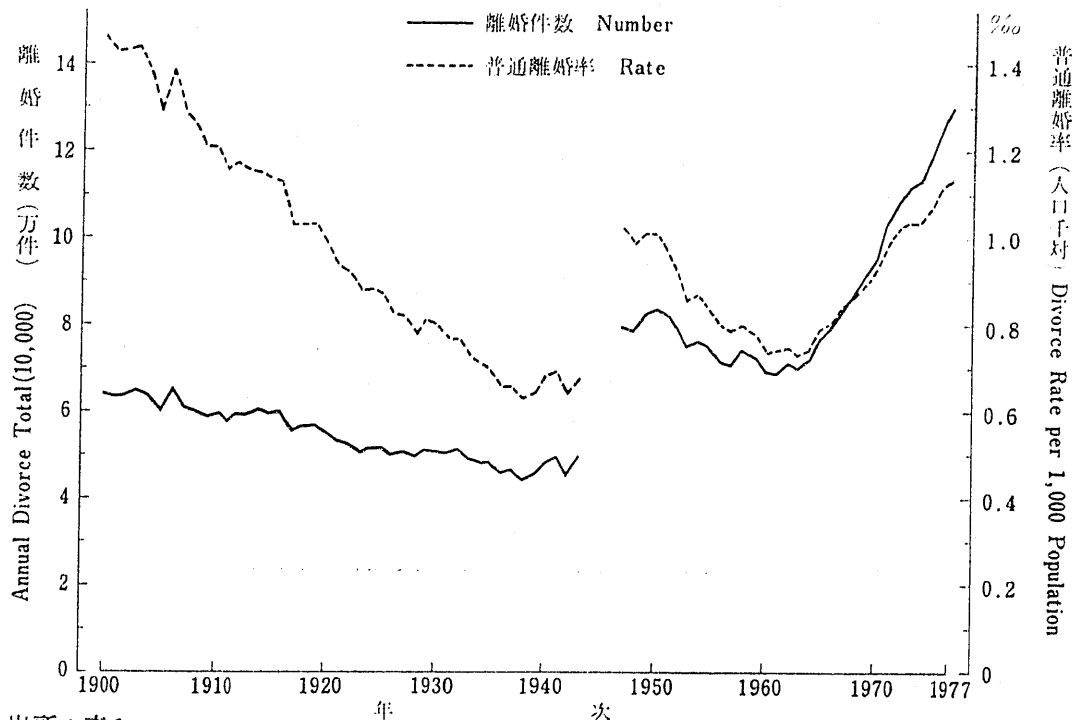
(1) 離婚件数の増加

離婚件数は、図1に実線で示したように、1900年以降、年間6万件台から減少傾向にあって、1930年代には4万件台へと減少した。戦争直後の1947年～52年頃は年間8万件前後であったが、1952年から1960年にかけて離婚件数は再び減少傾向に転じた。1960年から63年までの4年間は年間7万件と安定的に推移していたが、64年以降増加をはじめ、71年に10万件を超え、77年では12万9千件に達した。離婚件数の最も少ない1963年から1977年の14年間に離婚件数は84%増えたことになる。

(2) 普通離婚率の推移

ところで、離婚件数の増加は人口の増加にも左右され、わが国人口はこの間に増加傾向にあった。そこで、人口1,000あたりの離婚件数、つまり普通離婚率によって、この間の推移をみることにする。

図1 離婚件数および普通離婚率の推移：1900～1977年
Figure 1. Divorces and crude divorce rate: Japan, 1900～1977



出所：表1

1947～52年の戦争直後は、人口1,000あたり1件前後の離婚が発生していた。その後1960～63年には0.73～0.74件に減少した。その後人口1,000あたりの離婚件数は増え、72年に戦争直後の水準である1%を超え、以後77年の1.14%まで毎年戦後の最高記録を更新している。1963年から77年までの離婚件数は増加が84%であるのに対して、普通離婚率の増加は56%と28%ポイントほど小さい。

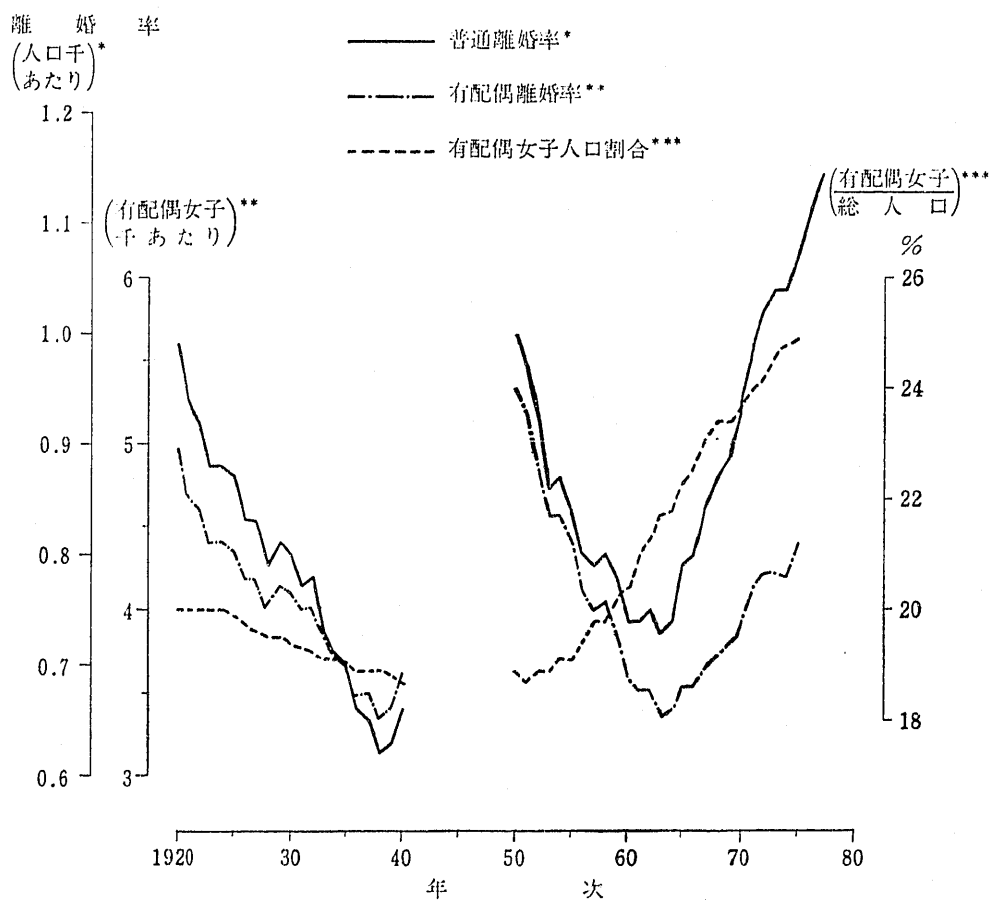
(3) 有配偶人口あたりの離婚率

離婚数は人口規模が大きくなることによっても増加するが、本稿で対象としている離婚は、法的に結婚している夫婦から発生した離婚数についてである。したがって、離婚率は結婚している人を分母として計算したものの方が普通離婚率よりも離婚の動向を示すよりよい指標であるといえよう。

有配偶女子人口1,000あたりの離婚率に、普通離婚率と総人口に対する有配偶女子人口割合をあわせて図2に示した。鎖線で示した有配偶女子人口あたりの離婚率の戦後の動きをみると、1950年の5.3から低下をはじめ1965年の3.5まで低下し、その後上昇に転じ、75年には4.3まで回復した。

図2 普通離婚率、有配偶女子人口あたりの特殊離婚率および
総人口に対する有配偶女子人口の割合：1920～1975年

Figure 2. Divorce rates, per 1,000 population and per 1,000
currently married women, and proportion of currently
married women to total population : Japan, 1920～1975



出所：表1

* Divorce rate per 1,000 population, ** Divorce rate per 1,000 currently married women, *** Proportion of currently married women, to total population.

表1 離婚件数および種々の離婚率の年次推移：1947～1977年

Table 1. Divorces and divorce rates : Japan, 1947～1977

年次 Year	届出数 Number of		離婚率 Divorce rates per			
	離婚件数 Divorces	婚姻件数 Marriages	総人口に対する 普通離婚率 1,000 total population	有配偶女子人口 に対する特殊離 婚率 1,000 married women	毎年の婚姻に対 する特殊動態離 婚率 100 marriages in each year	婚姻に対する特 殊動態離婚率 100 weighted marriages
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
			‰	‰	‰	‰
1947	79,551	934,170	1.02	...	8.52	10.58
1948	79,032	953,999	0.99	...	8.28	10.07
1949	82,575	842,170	1.01	...	9.81	10.26
1950	83,689	715,081	1.01	5.34	11.70	10.38
1951	82,331	671,905	0.97	5.18	12.25	10.56
1952	79,021	676,995	0.92	4.88	11.67	10.43
1953	75,255	682,077	0.86	4.56	11.03	10.11
1954	76,759	697,809	0.87	4.56	11.00	10.40
1955	75,267	714,861	0.84	4.40	10.53	10.26
1956	72,040	715,934	0.80	4.12	10.06	9.79
1957	71,651	773,362	0.79	4.00	9.26	9.73
1958	74,004	826,902	0.80	4.04	8.95	9.87
1959	72,455	847,135	0.78	3.86	8.55	9.46
1960	69,410	866,115	0.74	3.62	8.01	8.91
1961	69,323	890,158	0.74	3.52	7.79	8.75
1962	71,394	928,341	0.75	3.52	7.69	8.80
1963	69,996	937,516	0.73	3.36	7.47	8.47
1964	72,306	963,130	0.74	3.40	7.51	8.58
1965	77,195	954,852	0.79	3.54	8.08	8.98
1966	79,432	940,120	0.80	3.54	8.45	9.17
1967	83,478	953,096	0.84	3.64	8.76	9.54
1968	87,327	956,312	0.87	3.72	9.13	9.86
1969	91,280	984,142	0.89	3.80	9.28	10.27
1970	95,937	1,029,405	0.93	3.92	9.32	10.63
1971	103,595	1,091,229	0.99	4.12	9.49	11.19
1972	108,382	1,099,984	1.02	4.22	9.85	11.39
1973	111,877	1,071,923	1.04	4.22	10.44	11.55
1974	113,622	1,000,455	1.04	4.20	11.36	11.66
1975	119,135	941,628	1.07	4.30	12.65	12.28
1976	124,512	871,543	1.11	...	14.29	12.97
1977	129,485	821,029	1.14	...	15.77	...

資料：『人口動態統計』, Source : Vital Statistics, Japan.

注) (5)の率算定に用いた各国勢調査間年次の有配偶人口はニュートンの補間法によって推計した。

この有配偶女子人口あたりの離婚率と実線で示した普通離婚率の傾向は、戦前と戦後の1960年まで

は、ほぼ同様の傾向を示している。しかし、1965年以降、その傾向に差がみられる。すなわち、1960年から75年までの15年間に普通離婚率が人口1,000あたり0.74から1.07へと45%増加したのに対して、有配偶女子人口1,000あたりの離婚率、つまり夫婦1,000組あたりの年間離婚組数は3.6から4.3と19%の増加にとどまっている。いいかえると、有配偶女子人口あたりの離婚率は1960年から75年までに19%上昇したが、総人口に対する有配偶女子人口の割合がこの間に21%から25%に上昇したため、普通離婚率はこの間に45%の増加を示したことになる。

このような1960年以降の変化に対して、1920年から1960年まで普通離婚率と有配偶女子人口についての離婚率の傾きがほぼ同じだったのは、総人口に対する有配偶女子人口の割合が、1920年の20%、1955年の19%、60年の21%とほぼ20%前後で安定していたためであり、1960年以後2つの離婚率の傾きに差が生じたのは、総人口に対する有配偶女子人口の割合が、1960年以降上昇したことによる。

(4) 有配偶割合の変化の原因

では、なぜ有配偶女子人口の割合が戦前は1925年以降低下し、戦後になって上昇したのだろうか、という疑問が生じる。その主たる原因は、わが国の人口転換すなわち多産多死から少産少死への変化が短期間に行なわれたことによる。具体的にいうと、年間出生児数は明治期より1949年のベビーブーム期まで増加傾向にあった。そして1920年代にはいって乳児死亡率が低下傾向に転じ、1920年以降に出生した乳幼児人口の増加は出生児数の増加を上回りはじめた。その結果、1920年以降15歳未満人口の割合はわずかながら上昇しはじめた。平均年齢と中位数年齢ともに低下しはじめ、1935年に最も低くなり、1940年には若干の増加がみられるものの1920年の水準には達していない。しかし、1920年代前半に出生した人口は第2次大戦の終了した1945年には20～24歳であるが、戦争による人的ロスと高い結核死亡率とによって、1950年に25歳以上の男子人口は25歳未満の人口に比べて相対的に少なくなっている。

要するに、出生児数の増加、乳児死亡率の低下、そして青年期の死亡率の低下の影響を受けたのは、1925年から1949年までに出生したコウホート、すなわち1950年で25歳未満の人口であった。

これに対して1950年代と1960年代の出生コウホートは戦後の低死亡のもとに成育したが、人口のサイズは1950年以後の出生減退によって1925年から1949年までの出生コウホートに比べて小さい。したがって、戦後の年齢構造の変化は1925年から1949年までの出生コウホートが、どの年齢に位置しているかにかかっていたといえることができる。これらのコウホートが戦後次々と成人し、労働に参加し、結婚し、そして子供を生んでいった。このようなわが国人口の年齢構造の変動が、1950年後半から1970年までの労働力人口の急増、そして1960年代以降1972年までの婚姻件数の増加と有配偶人口割合の上昇、さらに夫婦の完結出生力が2児にむかって低下しつつも、出生児数がしだいに増加した主たる原因である。1970年代初期にはじまった労働力人口増加率の低下、婚姻件数と出生児数の減少の主たる原因も、人口からみると1950年以降の出生減退によるものであるといえる。

要するに、有配偶人口割合が戦前に低下したのは、1920年以降の出生児数の増加と乳児死亡率の低下による15歳未満人口の相対的増加によるものである。そして戦後になってその割合が上昇したのはまず1925年から1949年までの出生コウホートが次々と15歳に達し有配偶人口が年々増加したこと、さらに出生減退による15歳未満人口割合の減少したことの2つの理由によるといえる。

4 特殊動態離婚率の推移

離婚の頻度を求める方法には、分析の目的によって様々なものが考えられてきた。これまでは、ある年の離婚件数を同年の総人口および有配偶女子人口に対する比率として、離婚率の年次推移を検討

してきた。

離婚率の算出には、このような人口静態統計との比率だけでなく、人口動態統計だけを用いて算出するいわゆる動態離婚率の方法がある。¹⁾ そこで、ここでは2種類の動態離婚率を算出した。

第1の動態離婚率は、特定期間内に発生した離婚件数の同期間に起きた婚姻件数に対する比率である。この動態離婚率は発生比例数として考えるかぎり、同一年次の婚姻件数と離婚件数を利用するのであまり適当とはいえないと考えられる。そこで次のような動態離婚率を考えた。

第2の動態離婚率は、過去に結ばれた婚姻が、現在の離婚によってどれだけ崩壊しているかを表わそうとするものである。まずはじめに、ある年の離婚について、婚姻持続期間別離婚の離婚総数に対する比率を算定する。つぎに、この比率を weight として、過去40年前からその年に至るまでの婚姻の加重算術平均を算定し、これを分母とし、その年の離婚を分子として婚姻に対する特殊動態離婚率を算定する。すなわち、ある年 y 年の離婚件数を $D(y)$ 、その年の加重算術平均婚姻数を $\bar{M}(y)$ とすれば、 y 年の婚姻に対する特殊動態離婚率 $r(y)$ は、次のようにして算出される。

$$r(y) = \frac{D(y)}{\bar{M}(y)}$$

ただし、 y 年の加重算術平均婚姻数 $\bar{M}(y)$ は、その年の婚姻持続期間 (i 年) 別離婚数を $D(i, y)$ とし、 $y-i$ 年の婚姻を $M(y-i)$ とすれば、 $\bar{M}(y)$ は次式で得られる。

$$\bar{M}(y) = \frac{\sum D(i, y) M(y-i)}{\sum D(i, y)}$$

2つの動態離婚率の1947年以降の推移を図3に示した。第1の動態離婚率である毎年の婚姻件数に対する離婚件数の比率は、終戦直後と1960年代は9%未満で、1950年前半と1973年以降は10%を上回り、1977年には15.8%と、年々その割合は大きくなっている。これに対して、第2の動態離婚率（婚姻に対する特殊動態離婚率）の推移は、第1の動態離婚率より年次変化が少ないものの、1960年代以降その率は上昇傾向にあって、1960年の8.9%から1976年の13.0%へと45.6%上昇した。

このような動態離婚率の上昇は率計算上、表1に示したような1972年以降の婚姻件数の急激な減少も大きなかわりあいをもっている。ところが、年次別の婚姻件数の9割を占める初婚（妻）の年齢別結婚率は、1965年以降、大きな変化はみられず、初婚件数の減少は、主に1950年以降の出生減退による、いわゆる結婚適齢期の未婚女子人口の減少によるものであった。²⁾

要するに動態離婚率は、離婚発生と母体となる婚姻件数の動向を考慮した指標であった。そして、第1の動態離婚率すなわち婚姻件数に対する離婚件数は、1960年から1977年に8.01%から15.77%、とほぼ2倍となり、第2の動態離婚率も、第1の動態離婚率の上昇ほどではないにしても、上昇傾向を示した。しかし、最近の上昇は離婚の動向とは別な原因による1973年以降の婚姻件数の減少によるところも少なくない。

5 年齢からみた離婚率

これまで離婚の推移を、総人口あるいは有配偶人口に対する比、さらに婚姻件数に対する動態離婚

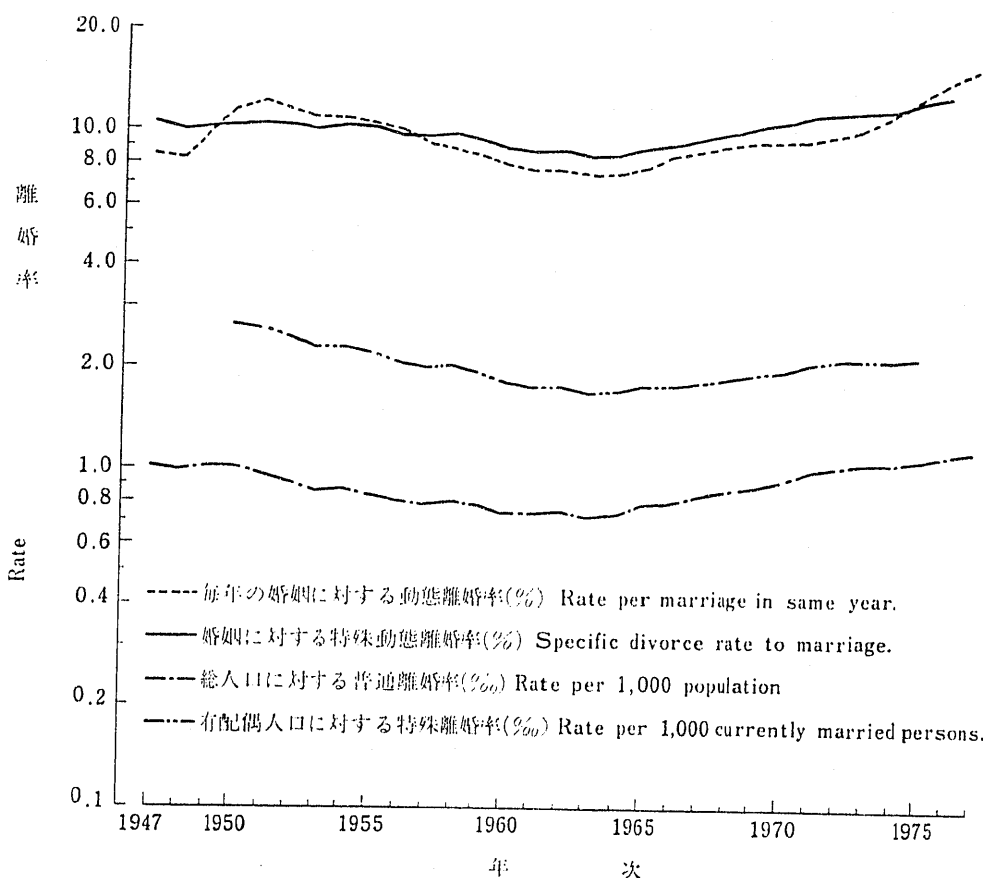
1) 館 稔 1960『形式人口学——人口現象の分析方法——』古今書院、557～559ページ参照。

山口喜一 1965「婚姻に対する特殊動態離婚率の最近の動向について」『人口問題研究所年報』第10号 78～81ページ。

2) 伊藤達也 1978「1960年以降のわが国出生変動についての人口学的一試論」、『人口問題研究』第148号、24～43ページの表B（35ページ）によれば、その年次の年齢別の未婚死亡率と初婚率によって15歳の未婚女子が結婚する確率（生涯結婚期待率）は、1965年、1970年、1975年にそれぞれ93.3%、94.9%そして93.8%と大きな変化がみられなかった。

図3 動態離婚率の推移：1947～1977年

Figure 3. Specific divorce rates to marriage : 1947～1977



出所：表1参照。

率によって観察してきた。そこで示されたのは離婚率の推移に大きな差がみられ、それは戦後の人口構造の変動が大きかったことを示していた。そこで、離婚の推移を年齢別に観察することにする。

(1) 年齢別離婚率

年齢別離婚率は、年齢別出生率と同様に、ある年齢の有配偶人口から1年間にどの位の離婚が発生するかを示すものである。その計算に必要な年齢別有配偶人口は国勢調査の有配偶人口を用い、年齢別の離婚者数は人口動態統計の数値を用いた。前者と後者の「有配偶」の定義の差についてはすでにのべたが、後者の年齢別離婚者数についてはもう1つの問題がある。

それは、戦後の人口動態統計では婚姻と離婚とも「同居をはじめた年月あるいは挙式の日」、「別居をはじめた年月」のように事実発生の時を調査している。³⁾ところが年齢別については、婚姻件数も離婚件数も、事実発生年次が届出された年次と同一のものについてのみ集計公表されている。

そこで、1955年頃から1975年頃までの状況を表2に示した。その結果、毎年の離婚届のうち、55～60%は届出された年に別居したが、残りの40～45%は届出された年以前に別居がはじまっており、夫婦の年齢構成は不明である。いいかえると、ある年に届出された離婚の約6割の夫婦についてのみ年齢構成がわかっている。本稿では、その集計された離婚の年齢分布を利用して、届出総数に対する年

3) 厚生省大臣官房統計情報部 1974『厚生統計25年の歩み』の表2—5, 90ページ。

表2 毎年の離婚届のうち届出年次に別居した夫婦の割合（3ヶ年平均）
Table 2. Proportion of divorces separated in same year to
total divorces (three years average)

年次 Years	届出総数 Total (1)	届出年次に別居 Separated in same year (2)	割合(%) Percent (3)
1954—56	74,559	41,302	55.39
1959—61	70,396	37,850	53.77
1964—66	76,274	42,297	55.45
1969—71	96,937	56,941	58.74
1974—76	119,090	72,869	61.19

資料：『人口動態統計』

表3 年齢別有配偶者の離婚率（3ヶ年平均）
Table 3. Divorce rates, by age of husband and wife (%)

夫婦・年齢	1954—56	1959—61	1964—66	1969—71	1974—76
夫 Husband					
15—19	26.04	13.79	6.61	7.76	11.97
20—24	20.16	18.32	16.74	20.30	20.86
25—29	11.14	10.32	10.10	11.66	12.26
30—34	6.48	5.49	5.52	6.36	7.22
35—39	4.06	3.56	3.35	4.02	4.72
40—44	2.84	2.30	2.26	2.54	3.19
45—49	2.00	1.59	1.45	1.71	2.04
50—54	1.44	1.17	0.98	1.09	1.33
55—59	1.17	0.91	0.81	0.87	0.89
60+	0.75	0.68	0.59	0.57	0.51
妻 Wife					
15—19	25.97	21.22	18.27	18.51	26.46
20—24	14.91	13.58	13.32	16.29	17.33
25—29	7.78	6.95	6.79	7.80	9.16
30—34	4.78	4.13	4.12	4.77	5.48
35—39	3.15	2.75	2.69	3.13	3.81
40—44	2.03	1.73	1.70	2.05	2.48
45—49	1.24	1.08	1.03	1.28	1.59
50—54	0.84	0.73	0.70	0.85	0.99
55—59	0.64	0.49	0.46	0.53	0.59
60+	0.37	0.36	0.30	0.29	0.28

年齢構成を推定した。そうして推定された年齢別離婚者数を3ヶ年平均し、国勢調査の年齢別有配偶人口に対する率として夫婦の年齢別離婚率を計算し、表3に示した。

年齢別離婚率は、有配偶人口の少ない15—19歳を除くと、夫婦とも年齢が若いほど離婚率は高く、20—24歳の夫で20%、妻で13~17%であった。夫婦の年齢が高くなるほどその率は低下し、40—44歳では夫で3%前後、妻で2%前後となっている。男女による離婚率の差は、男の方が高い。これは結婚年齢の男女差によるものと考えられる。

年齢別離婚率の年次的推移をみると、ほぼ全年齢にわたって夫婦とも1964~66年が最も低率である。また1954~56年と1974~76年を比較すると、最近年次の離婚率が1954~56年を上回っている。

(2) 標準化離婚率

年齢別離婚率の年次推移は、大部分の年齢階級では同一傾向がみられた。しかし、高齢者では年々低下する傾向がみられた。そこで、年齢別離婚率の動向を単純化して示すために、1925年の総人口と年齢別有配偶人口を標準人口とする標準化離婚率を算出した。

その結果は、表4に示したように、期待離婚件数、人口1,000あたりの標準化離婚率、さらに有配偶人口1,000あたりの標準化離婚率のいずれも1965年前後が最も低く、1975年前後は1955年頃を上回っている。

要するに、年齢別離婚率からみると最近の離婚発生率は戦後で最も高い時期にあるといえよう。

表4 標準化離婚率：1955~1975年

(1925年の総人口および男女年齢別有配偶人口* と各年次の有配偶)
離婚率から期待される離婚者数と離婚率

Table 4. Standardized divorce rates per thousand, standardized on the age and marital status distribution of Japan 1925

年 次 Years	期 待 離 婚 件 数 Expected number of divorce		人口千あたりの標準化離婚率 SDR		有配偶人口千あたりの標準化離婚率 SDR per married persons	
	夫 Hus.	妻 Wife	夫 Hus.	妻 Wife	夫 Hus.	妻 Wife
1954—56	61,482	68,029	0.963	1.065	4.967	5.484
1959—61	53,376	59,990	0.836	0.939	4.312	4.836
1964—66	50,918	57,955	0.797	0.907	4.113	4.672
1969—71	59,261	67,726	0.928	1.060	4.787	5.459
1974—76	65,197	78,287	1.021	1.226	5.267	6.311

* 沖縄県を除く46県の人口。

1925年の総人口

Total population of Japan : 63, 872, 496.

〃 有配偶人口の男

Married men : 12, 378, 810.

〃 〃 女

Married women : 12, 405, 847.

(3) 離婚件数の変動に対する年齢構造の変化の寄与率

離婚件数の最近の増加は、年齢別離婚率の上昇も大きくかかわっていたことをみてきた。しかし、離婚率の高い年齢階級の人口、さらに有配偶人口の増加も著しいこともすでにのべている。そこで、離婚件数の増加に対して、年齢別離婚率の上昇と年齢別有配偶人口の増加とがどのような寄与率を占めているのかをみてみよう。

基準年次は離婚件数が少ない時期の1960年をとり、基準離婚率は1959~61年の平均とする。

この年齢別離婚率と各年次の有配偶人口とによる期待離婚数と実際の登録離婚数の差は、離婚率上昇による離婚数の増加を意味し、また、1960年頃の期待離婚数と他の年次の期待離婚数の差は、年齢

表5 1960年を基準とした、離婚件数の変動に対する有配偶人口の
年齢別離婚率と年齢構造の変化の寄与

Table 5. Decomposition of the change in the number of divorce

期 間	離婚件数の増加 Total	有配偶人口の増 加によるもの*	離婚率上昇によ るもの**	増加数を100とした場合 Percentage distribution	
				有配偶人口の増* 加分による割合	離婚率上昇分** による割合
男 1955—60	5,857	△ 5,599	10,471	△ 95.60	178.78
Husband 1965—60	7,785	9,127	△ 2,327	117.24	△ 29.89
1970—60	26,527	16,991	8,551	64.05	32.24
1975—60	49,725	26,099	22,641	52.49	45.53
女 1955—60	5,857	△ 4,298	9,169	△ 73.38	156.55
Wife 1965—60	7,785	7,677	△ 878	98.61	△ 11.28
1970—60	26,527	14,181	11,360	53.46	42.82
1975—60	49,725	19,519	29,220	39.25	58.76

Contribution from changes in, * age-marital structure and ** marital divorce rates.

別離婚率が一定であるから、結局その差は有配偶人口が変化したことによる離婚数の増加といえることができる。

1955年から60年にかけて離婚件数は約6千件減少した。この内容をみると、この間に有配偶人口が増加したものの、年齢別離婚率の低下が大きくて、全体として離婚件数が減少したことを意味している。1960年から1965年にかけて年齢別離婚率はひき続き低下したものの、有配偶人口の増加が著しく、離婚件数は増加に転じた。そして1965年以降は、年齢別離婚率が上昇に転じ、有配偶人口の増加とあいまって、離婚件数は著しい増加を示したといえる。

そして、1960年から75年までの離婚件数の増加に対する有配偶人口の増加と年齢別離婚率の上昇とは、ほぼ半々であった。しかし、年齢別離婚率の変化の占める割合は年々大きくなってきている。

6 結婚持続期間からみた離婚率

離婚発生頻度の頻度は、以上のべたように年齢によって差がみられるが、離婚は結婚開始からの経過期間、ここでいう結婚持続期間によっても大きく左右される。もち論、結婚持続期間は、年齢と大きな関連がある。すなわち年齢が高いほど、一般に結婚持続期間は長くなるからである。

(1) 結婚持続期間別離婚率の計算方法と精度

結婚持続期間別離婚率の求め方は2つある。

第1の方法は、ある年の結婚持続期間別離婚数をその年の結婚持続期間別夫婦数で割って、結婚持続期間別の離婚頻度を計算し、それから離婚確率を求める方法である。

第2の方法は、結婚持続期間別の離婚数を、その離婚が発生した年の結婚数に対する比率からみちびく方法である⁴⁾。

この2つの方法を死亡分析に対比させるならば、前者は中央死亡率から死亡確率を計算する方法、後者は乳児死亡率あるいは1歳未満の死亡確率の計算方法に、それぞれ対応した方法といえることができる。

4) 河野碇果 1960「日本人夫婦に関する結婚の生命表」『人口問題研究』第80号、25～42ページ。

第1の方法、つまり、結婚持続期間別離婚頻度の計算に必要な全国結婚持続期間別夫婦数の資料は、わが国では10年ごとの国勢調査年次、具体的には、1950、60、70年の3年次しか得られない。

しかし、第2の方法はある年の結婚持続期間別離婚数とその年までの毎年の結婚数から、結婚持続期間別離婚率を得るので、毎年の離婚確率が計算できる。

そこで、本稿では2番目の方法を用い、年齢別離婚率の分析とあわせるために、国勢調査年次について離婚確率と結婚1,000組あたりの結婚残存数を計算した。

第2法による結婚持続期間別離婚率の算出は、具体的には表6のようにして行なう。たとえば1970年に結婚持続期間1年未満の離婚は、1970年の結婚と1970年の前年の1969年の結婚した夫婦から発生

表6 結婚持続期間別の離婚率と結婚残存数（第2法）：1970年

Table 6. Gross Divorce Table, based on divorces by duration of marriage and annual marriages data : Japan, 1970

結婚持続期間 Duration of marriage d	結婚年次 Year of marriage y	結婚件数 Marriages M ^{y-d}	結婚持続期間別 Duration of marriage				
			結婚件数 M _d ¹⁹⁷⁰	離婚件数 D _d ¹⁹⁷⁰	結婚1000組あたりの離婚数 $\frac{(5)}{(4)} \times 1000$	結婚残存数 l _d ¹⁹⁷⁰	離婚確率 $\frac{(6)}{(7)} \times 1000$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0	1970	1,029,405	1,006,774	14,523	14.425	1,000.000	14.425
1	69	984,142	970,227	11,149	11.491	985.575	11.659
2	68	956,312	954,704	9,193	9.629	974.084	9.885
3	67	953,096	946,608	7,772	8.210	964.455	8.513
4	66	940,120	947,486	6,852	7.232	956.245	7.563
5	65	954,852	(5~9) 4,629,629	23,299	5.033 〔×5=〕 25.165	949.013	26.517
6	64	963,130					
7	63	937,516					
8	62	928,341					
9	61	890,158					
10	60	866,115	(10~14) 3,956,821	11,898	3.007 〔×5=〕 15.035	923.848	16.544
11	59	847,135					
12	58	826,902					
13	57	773,362					
14	56	715,934					
15	55	714,861	(15~19) 3,443,757	5,858	1.701 〔×5=〕 8.505	908.813	9.358
16	54	697,809					
17	53	682,077					
18	52	676,995					
19	51	671,905					
20	50	715,081		5,072		900.308	
21	49	842,170					
22	48	953,999					
23	47	934,170					

Source : Vital Statistics 1970 Japan.

した離婚である。しかし、1969年と1970年に結婚した夫婦で、1970年中に結婚持続期間1年未満で離婚する危険はそれぞれ半年ずつとなるので、結婚1000組のうち結婚1年未満で離婚する夫婦組数は次の式で計算される。

$$\frac{D_0^{70}}{\frac{1}{2}(M^{69}+M^{70})} \times 1000$$

ただし、 D_0^{70} は1970年に結婚持続期間1年未満の離婚件数、 M^{69} と M^{70} は、1969年と70年の婚姻件数とする。

同様に結婚1000組あたり、結婚1年目で離婚する夫婦組数は、68年と69年の結婚数の合計の $\frac{1}{2}$ に対する率で次のようになる。

$$\frac{D_1^{70}}{\frac{1}{2}(M^{68}+M^{69})} \times 1000$$

こうして、結婚から5年未満の離婚組数を求める。しかし、結婚から5年以上の離婚は5年間隔にしか公表されていないので、5年間の離婚組数を算出する。たとえば結婚から5～9年の離婚組数は、

$$\frac{D_{5 \sim 9}^y}{\frac{1}{2}(M^{y-9 \sim y-5} + M^{y-10 \sim y-6})} \times 1000$$

または

$$\frac{D_{5 \sim 9}^y}{\frac{1}{2}(M^{y-10} + M^{y-5}) + M^{y-6} + M^{y-7} + M^{y-8} + M^{y-9}}$$

となる。ただし、 $M^{y-9 \sim y-5}$ は観察年次を y としたとき、 $y-9$ 年から $y-5$ 年までの婚姻件数、 $M^{y-10 \sim y-6}$ は同様に $y-10$ 年から $y-5$ 年までの婚姻件数とする。

こうして、結婚1000組あたりの、それぞれの結婚持続期間別の離婚組数を、結婚5年未満については1年ごと、結婚5年以上については5年間の離婚組数を算出する。この数値は、結婚時の1000組の夫婦に対する離婚組数なので、これを、次のようにして結婚持続期間別離婚率とする。まずはじめに結婚組数1000組から各期間ごとの離婚組数を順に引いて、各期間の期首すなわち結婚記念日ごとに結婚残存数を求め、次に、それぞれの期間ごとに結婚記念日の結婚残存数に対する離婚数で離婚確率を計算する。こうして得られた離婚確率と結婚残存数は、複式生命表の理論からみると、“粗離婚表 (Gross Divorce Table)” ということができる。

こうして、人口動態統計の資料のみによって計算された結婚持続期間別離婚確率がどの程度の精度をもつものかを、第1の方法で計算した離婚確率と比較検討した。その結果、結婚持続期間が1年未満と1年で第1法の確率が3～4%、10～14年で1%大きいのが、他の期間ではほとんど差がない。結婚残存数によって比較すると、第1法の2年未満の離婚確率が大きかったことによって、5年目で人口動態統計のみによって計算上された949夫婦に対して10夫婦少ない939夫婦となった。また、10年目では第2法の924夫婦に対して第1法は913夫婦とその差は11夫婦となった。したがって、結婚残存数の差が10前後では、分析上注意を要することがわかった。

(2) 結婚持続期間別離婚率

わが国の結婚持続期間別離婚確率は、1年未満が最も高く、期間が長くなるにしたがってその確率はしだいに低下する。すなわち、1年未満の離婚確率は1970年で14%、1975年で15%、結婚持続期間

表7 結婚持続期間別の離婚率と結婚残存数（第1法）：1970
Table 7. Gross Divorce Table, based on divorces and currently married women by duration of marriage data ; Japan, 1970

結婚持続期間 Duration of Marriage (Years) d	有配偶女子人口 Currently Married Women PM ¹⁹⁷⁰ d	離婚件数 Dd ¹⁹⁷⁰		中央離婚率 Central Divorce Rate $\frac{(4)}{(2)}$	離婚確率 Probability of Divorce $nq_d^{div} = \frac{(5)}{1 + \frac{n}{2}(5)}$	結婚1000組あたりの	
		(同年別居) Separated in 1970	(補正数) Adjusted			離婚数 nq_d^{div}	結婚残存数 $I_{d+n} = I_d - nq_d^{div}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
計	24,378,225	55,968	95,937
0	797,480	10,244	14,523	.018211	.018047	18.047	1,000.000
1	710,585	7,004	11,149	.015690	.015568	15.287	981.953
2	812,650	5,453	9,193	.011312	.011245	10.874	966.666
3	899,130	4,365	7,772	.008644	.008607	8.226	955.792
4	825,175	3,693	6,852	.008304	.008269	7.836	947.566
5—9	4,094,165	12,927	23,299	.005691	.028054	26.351	939.297
10—14	3,522,860	6,346	11,898	.003377	.016745	15.287	912.946
15—19	2,799,505	2,957	5,858	.002093	.010408	9.343	897.659
20—	9,643,550	2,814	5,072	.000526	888.316
不詳	273,130	165	321

資料：有配偶女子人口：『1970年国勢調査 第5巻，その1，第1部』214ページ。

離婚件数：『1970年人口動態統計』689～690ページ。

Source : (2) ; Currently married women 1970, 1970 *Population Census of Japan*, Volume 5, part 1, division 1, p.214.

(3) ; Divorces, *Vital Statistics 1970 Japan*, Volume 1, pp.689—690.

が10年では年率4%前後であった。なお、5年以上の離婚確率は Retherford (1978) の方法によって補間推定したものである。

参考のために、アメリカ合州国の1970年の結婚持続期間別の離婚確率を図5に示した。アメリカでは結婚2～3年目に離婚のピークがあり、それより長くなると離婚確率はしだいに低下している。しかし、各期間の離婚確率は日本と比べて2倍以上の高率となっている。これは、離婚回数を考慮していない点に留意が必要であろう。

(3) 結婚持続期間別結婚残存数

次に1955年から1975年までについて結婚残存数の変化をみることにする。結婚残存数はその年次に結婚した夫婦1000組が、その年次の結婚持続期間別離婚確率で、減少すると仮定した場合、それぞれの結婚記念日ごとに何組の夫婦が結婚し続けているかを示すもので、1000組からの差が離婚によって減少した夫婦の累積離婚数を意味する。と同時に累積離婚数は、ある結婚持続期間までの離婚確率を1つの指標とした数値である。

資料の関係で、1955年は5年目まで、60年は10年目まで、65年は15年目まで、それ以降は20年目までを計算することができるのでこれを図6に示した。

5年目で結婚残存数を比較すると、離婚で減少した累積夫婦組数は1955年から60年にかけて59,

図4 結婚持続期間別離婚確率（結婚記念日の夫婦1000組あたりの年間離婚数）：1975年
Figure 4. Divorce rate by duration of marriage : 1975

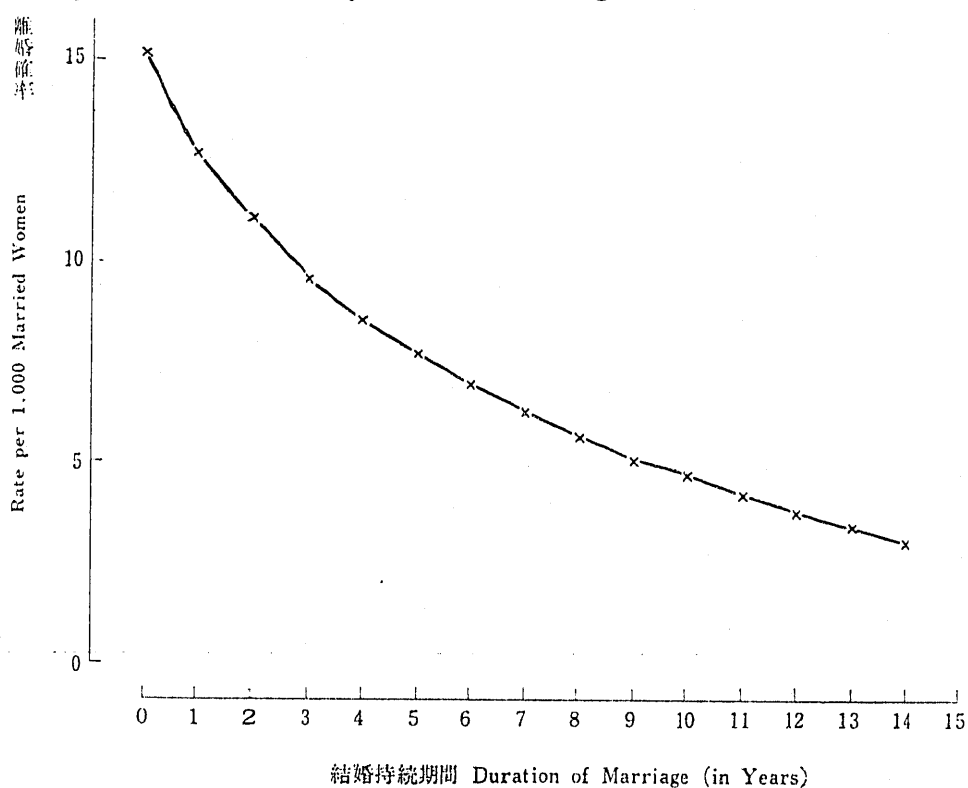
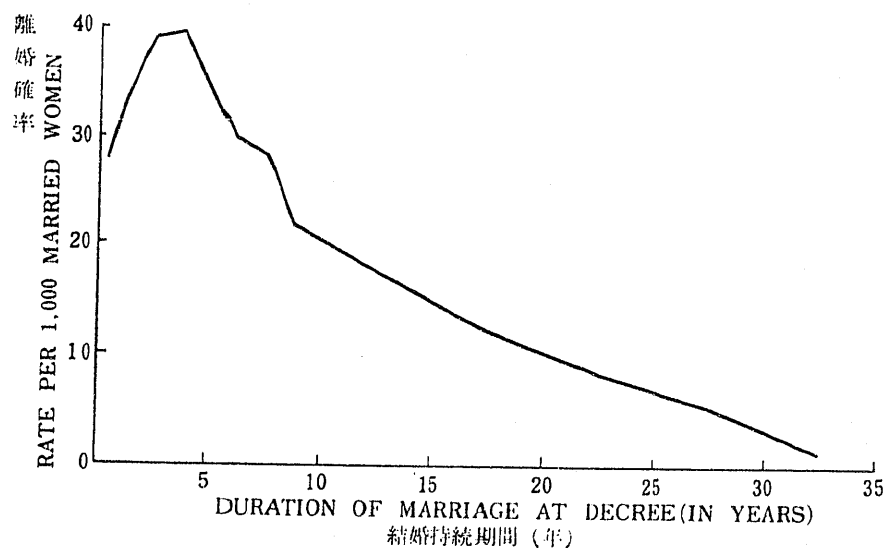


図5 アメリカの結婚持続期間別離婚率：1970年



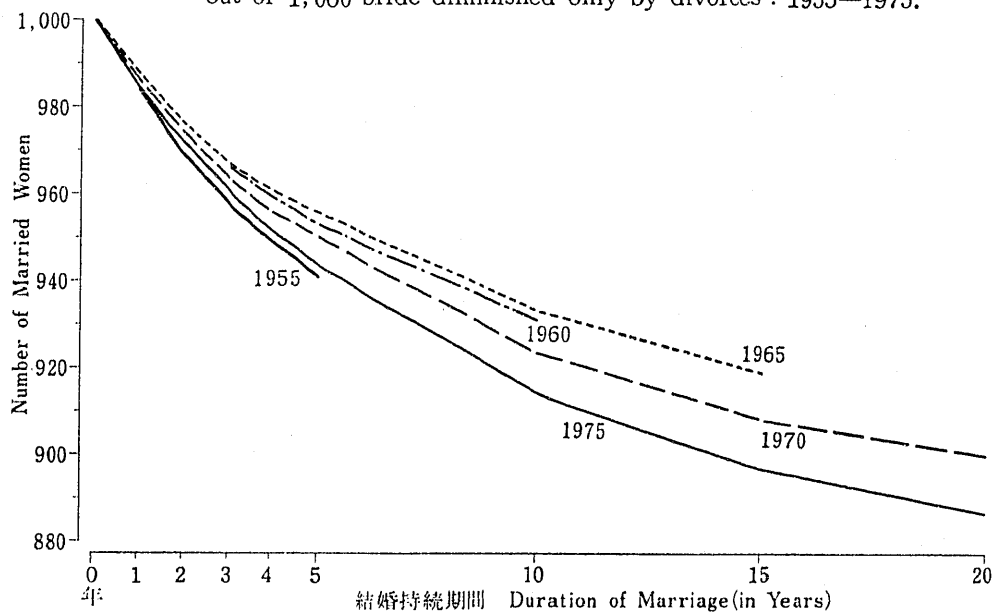
出所：Plateris, Alexander A. 1978. *Divorce and Divorce Rates, United States*, DHEW Publication NO (PHS) 78-1907. Washington, U.S. Government Printing Office. Figure 4. Estimated divorce rates by duration of marriage at time of decree : United States, 1970

表 8 結婚持続期間別結婚残存数と累積離婚数：1955～1975年

期 Duration of marriage	1955	1960	1965	1970	1975
結婚持続期間別結婚残存数 Expect number of married women at beginning of year of duration, out of 1000 bride (l_d)					
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1	984	987	988	986	985
2	970	976	977	974	972
3	959	967	968	964	961
4	949	960	961	956	952
5	941	953	955	949	944
10	...	931	933	924	914
15	920	909	897
20	900	887
累積離婚数* Cumulative number of divorce ($\sum_{i=0}^{d-1} d_i^{div} = 1,000 - l_d$)					
5	59	47	45	51	56
10	...	69	67	76	86
15	80	91	103
結婚のべ年数 Stationary currently married couples in year of duration					
0—5	4,833	4,867	4,872	4,855	4,842
5—10	...	4,710	4,720	4,683	4,645
10—15	4,633	4,583	4,528
0—10	...	9,577	9,592	9,538	9,487

* 累積離婚数 = 1,000 - 結婚残存数

図 6 結婚持続期間別結婚残存数（結婚1,000組あたり）：1955～1975年
Figure 6. Number of married women at beginning of year of duration out of 1,000 bride diminished only by divorces : 1955—1975.



46, 44と減少し, 70年以降は51から75年に56と増加するが, 75年の累積離婚数は1955年を下回っている。

このような年次的推移は結婚後10年目でも同様で, 1955年から75年までの20年間を比較すると, 結婚残存数は, 1955年が最も残存数が少なく, 1965年が最も多くなっている。

そこで再び1960年を基準として結婚持続期間別累積離婚数をみると, 65年が4%減少, 70年と75年は60年の10%, 20~25%それぞれ上昇したことを示している。

7 要 約

これまでのべてきたことを整理すると, 離婚件数は戦争直後の数年間は年間約8万件発生していたが, その後減少し, 1960~63年の7万件を底として, その後上昇し, 71年に10万件, 76年に12万5千件に達し, 60年から75年の15年間に離婚件数は73%増加した。

普通離婚率も, 離婚件数と同様の動きを示していたが, 1950年の水準を上回ったのは1970年にはいってからである。普通離婚率は1960年から75年にかけて45%の上昇を示した。

しかし, 有配偶女子人口1,000あたりの離婚率の増加はもっと小さく, 60年の3.61から75年の4.29と19%の増加を示したにすぎず, 1975年の有配偶女子人口1,000あたりの離婚率は1950年と1955年のそれをまだ下回っている。

こうした3つの指標の示す増加率のちがいは, 戦後とくに1960年以降の青壮年齢人口増加という年齢構造の変化と, それに結びついた有配偶人口の急激な増加を意味している。

そこで, 結婚している人の年齢と結婚持続期間別の離婚率をみるとその基本的パターンには変化が

表9 要約表 Sumarry table

年 次 Year	離婚件数 (単位千) Divorces	人口千あたりの		有配偶女子人口千あたりの		動 態 離 婚 率		結婚1000組あたり 結婚持続期間別累 積離婚数	
		普 通 離 婚 率	標 準 化 離 婚 率	離 婚 率	標準化率	婚姻数に 対する	特殊動態 離 婚 率	5 年	10年
1950年	84	1.01	—	5.33	—	11.70	10.38	—	—
55	75	0.84	1.07	4.38	5.48	10.53	10.26	58.6	—
60	69	0.74	0.94	3.61	4.84	8.01	8.91	46.5	68.7
65	77	0.79	0.91	3.54	4.67	8.08	8.98	45.0	66.9
70	96	0.93	1.06	3.91	5.46	9.32	10.63	51.0	76.2
75	119	1.07	1.23	4.29	6.31	12.65	12.28	56.0	85.6
76	125	1.11	—	—	—	14.29	12.97	—	—
77	129	1.14	—	—	—	15.77	...	—	—
指 数 (1960年を 100 とした場合) Index 1960=100									
1950	121.7	136.5	—	147.6	—	146.1	116.5	—	—
55	108.7	113.5	113.8	121.3	113.2	131.5	115.2	126.0	—
60	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
65	111.6	106.8	96.8	98.1	96.5	100.9	100.8	96.8	97.4
70	139.1	125.7	112.8	108.3	112.8	116.4	119.3	109.7	110.9
75	172.5	144.6	130.9	118.8	130.4	157.9	137.8	120.4	124.6
76	181.2	150.0	—	—	—	178.4	145.6	—	—
77	187.0	154.1	—	—	—	196.9	...	—	—

ない。すなわち若い人、結婚年数の短い夫婦の離婚率は高く、反対に年齢が高い夫婦、結婚年数が長い夫婦の離婚率が低いというパターンには変化がみられなかった。しかし、そのレベルは次のような年次的変化を示した。すなわち、標準化離婚率、結婚持続期間別の離婚率ともに1955年から低下し、離婚率は1965年が最も低く、その後現在まで上昇を示している。

標準化離婚率を用いてみると、1960年から75年にかけて離婚率は30%上昇し、1975年のレベルは1955年のレベルを上回っている。しかし、結婚持続期間別離婚率からみると、1960年から1975年にかけて、20~30%増加したが、1975年のレベルは1955年を上回っていない。

ところで、動態離婚率でこの間の変化をみると、婚姻に対する動態離婚率は離婚件数と同様な変化を示し、特殊動態離婚率は普通離婚率と類似の変化を示した。その理由の1つは、動態離婚率算出に用いる婚姻の動向が離婚とは別な理由、すなわち1950年代の出生減退によるいわゆる適齢期末婚女子人口の減少によって規定されているためである。こうした1973年以降の婚姻数の減少によって、動態離婚率は上昇してしまったからといえる。

夫婦の結婚持続期間は、1965年以降短縮の傾向がみられる。生涯出生児数の9割以上が集中している10年目までの期待結婚年数は、1965年の9.59年から1975年の9.49年までの0.1年の短縮にすぎない。また、5年目までの期待結婚年数は、1955年の4.83年から1965年の4.87年までのびるものの、1975年には4.84年と短縮されるが、1955年よりも期待結婚年数は長い。

要するに、最近の離婚件数の増加、あるいは各種離婚率の上昇は人口の年齢構造の中高年齢化にともなう部分が少なくないこと、そして個々の夫婦の期待結婚年数は短縮傾向がみられるが10年目までで0.1年にすぎないことが明らかとなった。

Recent Trend of Divorce in Japan

Kiichi Yamaguchi, Tatsuya Itoh, and Chizuko Yamamoto

Analysis of divorce statistics for post-war period of Japan, increases of divorces in 1963—1977 by various characteristics, of husband and wife, i.e., age and marriage duration, based on trends data from vital statistics and on population data from the censuses.

研究ノート

出生力変動の地域的分析 —産業別就業人口とエンゲル係数を中心として—

内 野 澄 子

はじめに

日本人口の出生力は最近において新しい低下の段階にはいりつつあるように思われ、その変化を詳細に検討することは、将来人口の推計のためのみならず、社会経済的観点からも極めて重要である。

ここでは、地域の出生力変動やその格差の研究は、日本人口全体の出生力変動の分析のために特に必要であると考え、県別の標準化出生率を出生力指標としてとりあげ、これを県別の産業別就業者構成比（第1次、第2次、第3次に分類）ならびに県別のエンゲル係数との相関関係の変化の分析を行なった。産業別就業人口比は、一般にとりあげられる指標であるが、エンゲル係数を出生力との関係でとりあげられたことはなかった。

以上の分析においてえられた重要な知見は最近における地域（県）出生力に新しい変化が生じていることが示唆されたことである。

I 産業別就業人口の割合からみた県別標準化出生率との相関関係

戦前については昭和5年、戦後については昭和25年以降昭和50年までの各国勢調査年次について、第1次産業就業人口、第2次産業就業人口、第3次産業就業人口のそれぞれの県別就業者割合と標準化出生率との相関関係の分析を行なった。表1および図1、図2、図3に示した各産業別就業人口割合と標準化出生率との各年次別相関図を参照されたい。

特に表1によって戦前から昭和50年までの相関係数の変化についてみると次のような3つの段階に区分することができる。

第1は、出生力と産業構造との間の古典的な相関関係であって、第1次産業就業人口の割合と高い順相関、第2次、第3次特に第3次産業就業人口の割合と高い負相関の関係を

表1 産業別就業者割合と標準化出生率との相関係数

年 次	第1次産業	第2次産業	第3次産業
第一段階 { 昭和5年	0.620	-0.545	-0.613
{ 昭和25年	0.542	-0.508	-0.528
{ 昭和30年	0.554	-0.580	-0.468
第二段階 { 昭和35年	0.416	-0.390	-0.377
{ 昭和40年	0.135	-0.113	-0.210
{ 昭和45年	0.046	-0.223	0.210
第三段階 { (0.170)	(0.170)	(-0.124)	(-0.177)
{ 昭和50年	0.313	-0.406	0.019
{ (0.530)	(0.530)	(-0.346)	(-0.418)

備考：昭和45年と50年の括弧内数値は沖縄県を除いたものである。

標準化出生率については、人口問題研究所研究資料第215号、昭和52年10月。

産業別就業者割合については、国勢調査結果を用いた。

示す段階である。これは、昭和5年と戦後の昭和30年までの期間に特徴的にみられる。このことは、戦前の特徴が昭和30年に至るまで強く維持されていたことを示唆している。

第2は、基本的には古典的な第1段階の特徴が急速に失われていく段階であって、昭和35年から45年までがほぼこの期間にあたる。第1次産業就業人口割合と標準化出生率との相関係数は昭和35年ではなおプラス0.416、第2次産業就業人口のそれはマイナス0.390、第3次産業就業人口のそれはマイナス0.377となおかなり高い値を示しているが、昭和45年には第1次産業就業人口の割合ではプラス0.046、第2次産業就業人口の割合ではマイナス0.223、第3次産業就業人口の割合ではマイナス0.210と低下し、特に第1次産業就業人口割合と標準化出生率との相関はほとんど消滅してしまっている。この時期は日本人口自体の出生率も急激な低下が進行した段階にあたっており、農業、非農業による出生力格差がほとんどなくなったことを示唆している。

第3は、昭和45年から50年にかけてみられた特徴であって、これが第3段階の初期であるかどうかは現状においては断定することはできない。さらに、今後の明確な動向が利用できるようになるまで待たなければならない。しかし、ここで留意すべき点は、第2段階とは著しく異なった相関関係があらわれてきていることである。たとえば、第1次産業就業人口割合と標準化出生率との関係は、昭和45年のプラス0.046からいっきょにプラス0.313に増大している。沖縄県を除いたものでみると両者の関係は0.170から0.530へと高いプラスの相関に転じていることが注目される。他方第2次産業就業人口割合と標準化出生率との相関関係は昭和45年のマイナス0.223からマイナス0.406とかなり高まってきたことである。沖縄県を除いたばあいをみると若干値が低下するがほぼ同様な傾向を示している。第3次産業就業人口割合と標準化出生率との相関係数は昭和45年のマイナス0.210が昭和50年にはプラスに転換しているがわずかに0.019と著しく低く、相関関係がほとんどなくなっていることを示唆し

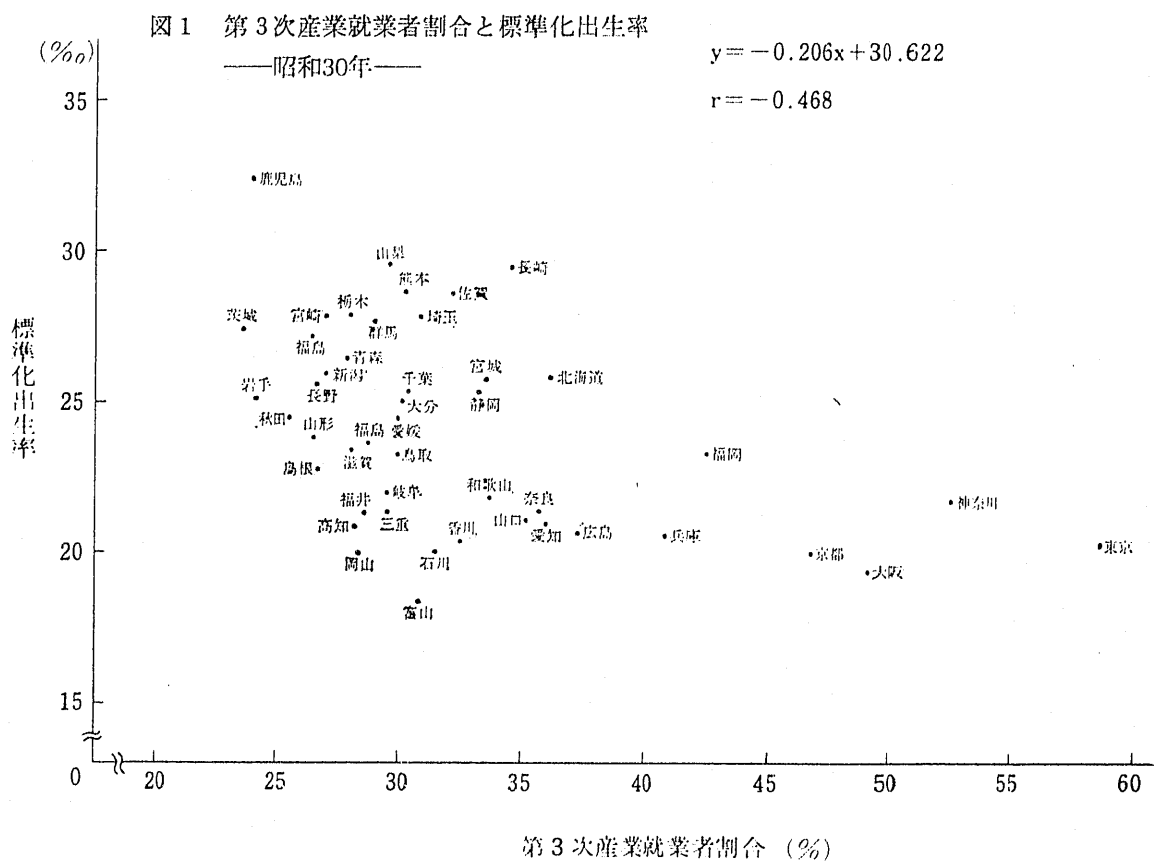


図2 第3次産業就業者割合と標準化出生率——昭和45年——

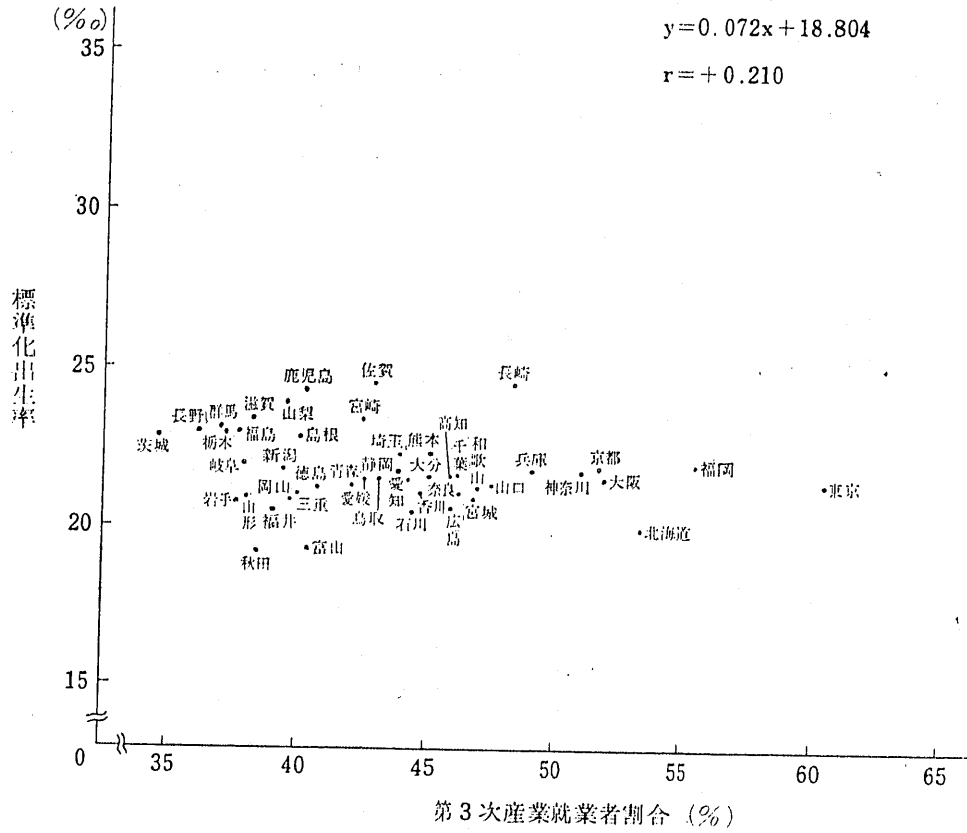
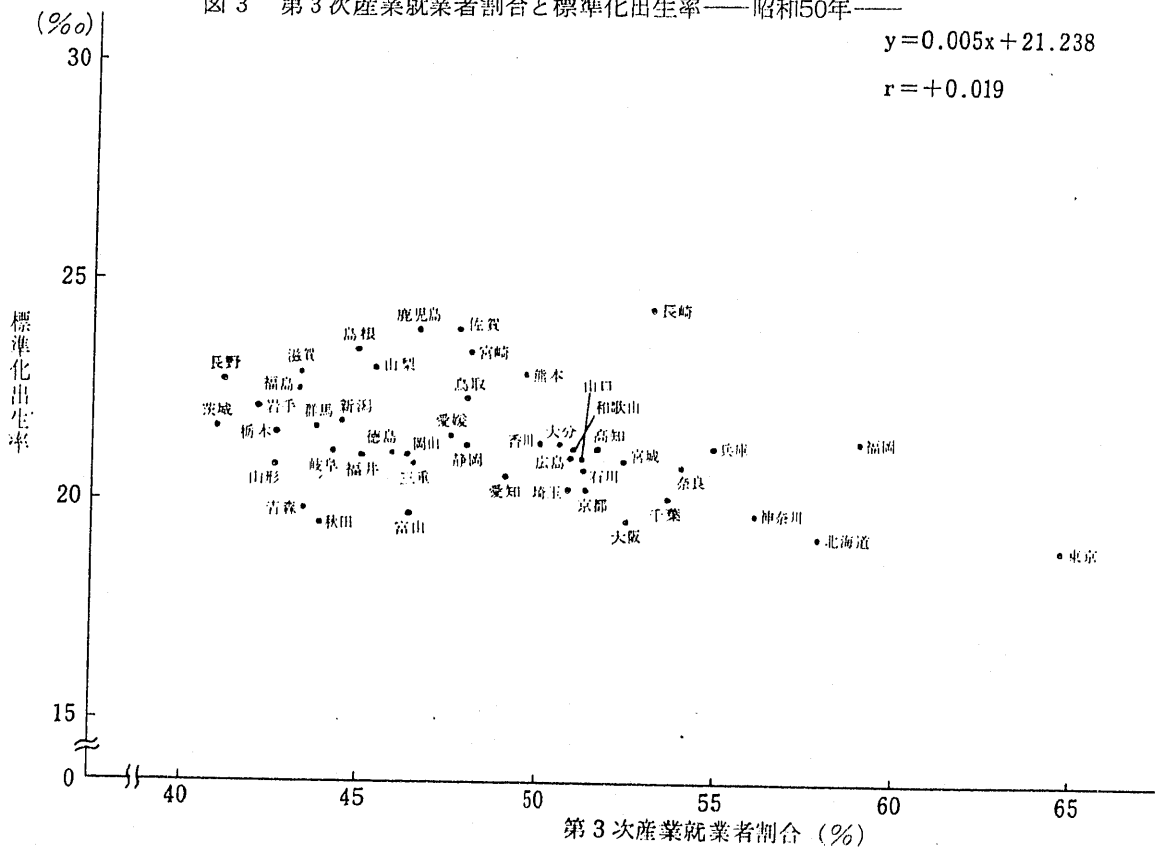


図3 第3次産業就業者割合と標準化出生率——昭和50年——

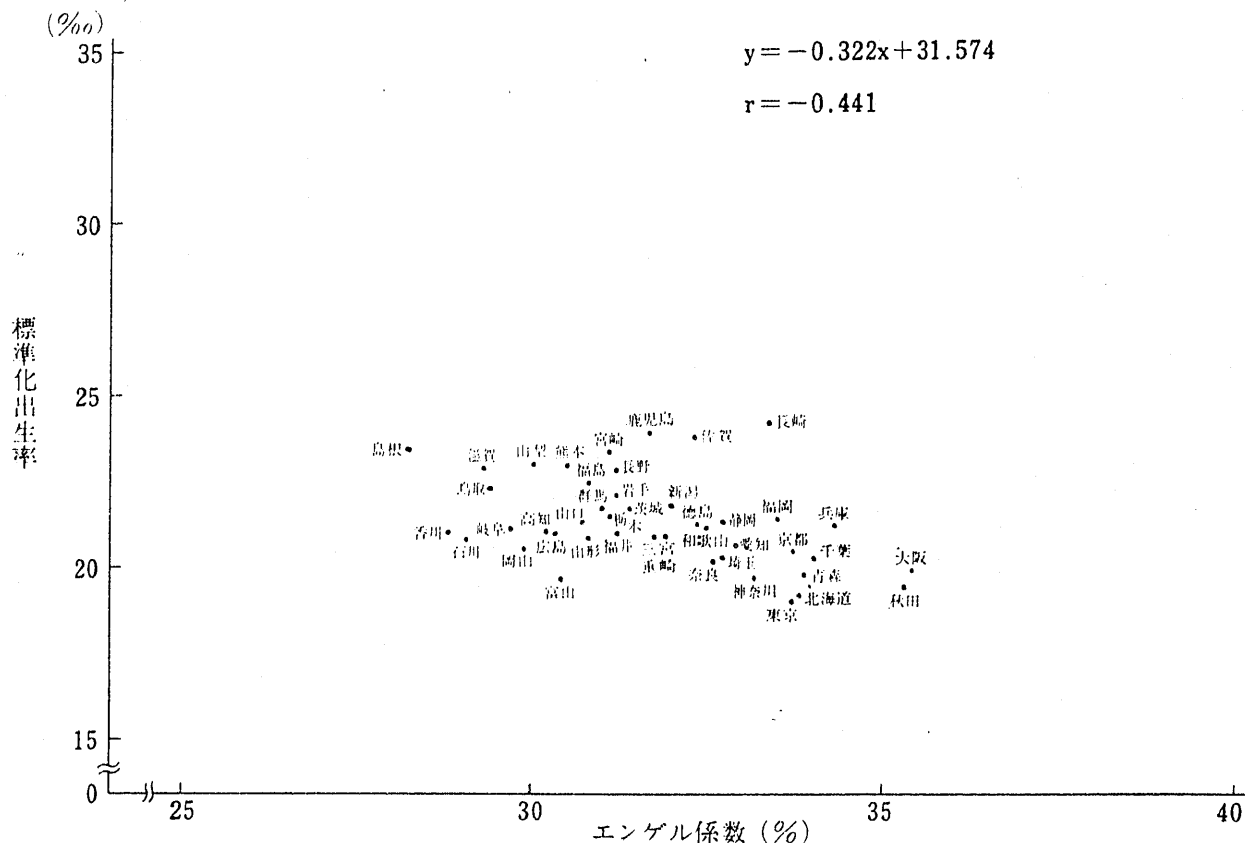


ている。しかし、沖縄県を除いた値でみると昭和45年のマイナス0.177からマイナス0.418へとかなり著しい負の相関関係の増大がみられる。この昭和50年のマイナスの相関係数はほぼ昭和30年のそれに近い水準である。それぞれの産業と出生力の相関係数は第1段階にみられた水準よりも低いにしても、第2段階とは異なって区別される特徴の発現として理解することができそうである。昭和48年以降の日本人口の出生力諸指標にあらわれてきた新しい低下傾向の過程における新しい地域的格差であるとも予想される。この点についてはさらに詳細な出生力の地域別分析が必要である。

Ⅱ エンゲル係数と標準化出生率との相関関係

エンゲル係数は消費支出における食料費支出の割合を示したものであるが、この係数は社会階層や職業、所得水準等の人口・社会・経済的属性によって強く影響される。その意味において出生力水準との関係も予想されるため、戦後の昭和34年、39年、44年、49年についてそれぞれの年次に近接している年次の県別標準化出生率との相関係数を算出してみた。昭和34年以降は日本人口の出生力が低水準に落着いた時期のものであって、それ以前の高出生力時代のものをも利用する必要がある。しかし、ここでは上述の如く、この4年次に限定して検討することを試みた。これらの相関係数についてみると、昭和34年、39年はプラス、44年はマイナスであるが、その値は極めて小さく、標準化出生率とエンゲル係数との間には少なくともこの時期に関する限り相関関係はなかったとみることができよう。しかし、興味ある点は昭和49年である。図4にみられるように相関係数はマイナス0.441とかなり高い負の相関を示していることである。いいかえれば、エンゲル係数の低い県では標準化出生率は高く、エンゲル係数の高い県では標準化出生率は低いということである。

図4 エンゲル係数と標準化出生率——昭和50年——



歴史的にはエンゲル係数が低い県は、都市化、工業化度の高い県であって、このような県では出生力が低い傾向がみられ、反対にエンゲル係数の高い県は農業県に多く、出生力が高いといった傾向がみられてきた。しかし、注目される点は、昭和49年におけるエンゲル係数は東京大都市圏や阪神大都市圏の都府県において高く、出生力は低くなっており、他方において多くの地方県ではエンゲル係数は低く、出生力が高いといった負の相関の傾向がみられることである。この点についてはエンゲル係数自体の地域的分析による検討が必要である。消費生活における食生活に対する態度と出生力との相関関係は、社会経済的属性の間接的な反映とも思われるが、さらに新しい資料と深い分析による検討が必要であり、このことは、出生力研究に新しい視野をもたらすことになると思われる。

差別出生力の分析について

山 本 道 子

1 最近におけるわが国の出生力水準の推移と問題点

わが国の出生力水準の推移を、戦後の第2次～第7次出産力の結果によってみると、第2次、3次、4次と段階的に低下したあと、再び第5次から6次では著しい低下を示している。そして第7次は第6次と比較してほぼ同一水準にあるとみてよいだろう。

したがって第7次出産力調査結果を仔細に検討すれば、わが国の出生力の最低水準の内容を明らかにすることが可能であると思われる。

ところで、わが国の出産力は、その規模が縮小したばかりでなく各社会階層間の出生格差もまた収縮し、平準化しているというのが従来の通説である。

本稿の目的は、2.3の視点から「第7次出産力調査」結果を分析することによって、職業別出生格差の実態を明らかにし、かつ平準化の有無を実証することである。

表1 妻の年齢50歳未満の夫婦の平均出生児数の推移

調査次（年次）	平均出生児数
第1次（昭和15年）	3.39人
第2次（昭和27年）	3.30人
第3次（昭和32年）	2.79人
第4次（昭和37年）	2.31人
第5次（昭和42年）	2.20人
第6次（昭和47年）	1.92人
第7次（昭和52年）	1.89人

2 夫の職業別集団の出生パターンの比較

つぎの表（以下資料はすべて第7次出産力調査結果による）は、妻の年齢50歳未満のグループについての平均出生児数と出生児数別夫婦数の割合（以下出生パターンという）である。

ここで妻の年齢50歳未満のグループに限定したのは、戦後の出生低下の傾向が定着した昭和30年以降に結婚生活に入った夫婦を対象として採り上げたからである。

最初に、平均出生児数、出生パターンに光をあてるのは、後半において、妻の年齢25～29歳、35～

表2 妻の年齢50歳未満夫婦の夫の職業別、平均出生児数および出生パターン

夫の職業 出生児数	農林漁業	非 農 林 漁 業							
		総 数	自営小計	常雇小計	管 理	専 門	事 務	現場労働	販 売・ サービス
平 均 出生児数	2.39	1.84	2.11	1.79	1.97	1.69	1.76	1.86	1.61
0 人	3.54	9.24	6.67	9.81	5.68	12.20	10.06	7.98	13.14
1 人	10.81	21.52	14.06	23.15	15.07	25.66	24.21	21.38	29.02
2 人	41.45	48.75	48.33	48.84	58.19	46.15	48.14	49.32	44.09
3 人	33.01	17.25	24.78	15.61	18.56	13.59	15.46	18.12	11.41
4 人	9.63	2.66	5.07	2.14	2.40	1.92	1.49	2.55	2.14
5 人以上	1.57	0.57	1.09	0.46	0.11	0.46	0.65	0.65	0.20

（注）「無職」「臨時・日雇」「不詳」は除外した。他の表についても同様である。

39歳および45～49歳の出生パターンのちがいをみるという微視点な解析を行うための前提としてである。

ここでは、夫の職業別の平均出生児数の差異が有意であるか否かを、それぞれの集団の出生パターンの差異-それが妻の年齢構成の差異による場合も認めて一の有意性によって判定してみる。その検定はつぎにのべる χ^2 -検定法によることとする：

χ^2 -検定法：

対象集団を I，II とするとき

表3 χ^2 -検定法の計算方式

グループ	I		II		合 計	
	夫 婦 数		夫 婦 数		周 辺 度 数	割 合
	実 数	期 待 値	実 数	期 待 値		
総 数	$n_{.1}$	$n_{.1}$	$n_{.1}$	$n_{.2}$	n	1,0000
0 人	n_{01}	$n_{.1}p_0$	n_{02}	$n_{.2}p_0$	$n_{0.}$	$p_{0.}$
1 人	n_{11}	$n_{.1}p_1$	n_{12}	$n_{.2}p_1$	$n_{1.}$	$p_{1.}$
2 人	n_{21}	$n_{.1}p_2$	n_{22}	$n_{.2}p_2$	$n_{2.}$	$p_{2.}$
3 人	n_{31}	$n_{.1}p_3$	n_{32}	$n_{.2}p_3$	$n_{3.}$	$p_{3.}$
4 人	n_{41}	$n_{.1}p_4$	n_{42}	$n_{.2}p_4$	$n_{4.}$	$p_{4.}$
5 人以上	n_{51}	$n_{.1}p_5$	n_{52}	$n_{.2}p_5$	$n_{5.}$	$p_{5.}$

$$\text{ここに } p_{i.} = \frac{n_{i.}}{n} \quad n_{i.} = n_{i1} + n_{i2}$$

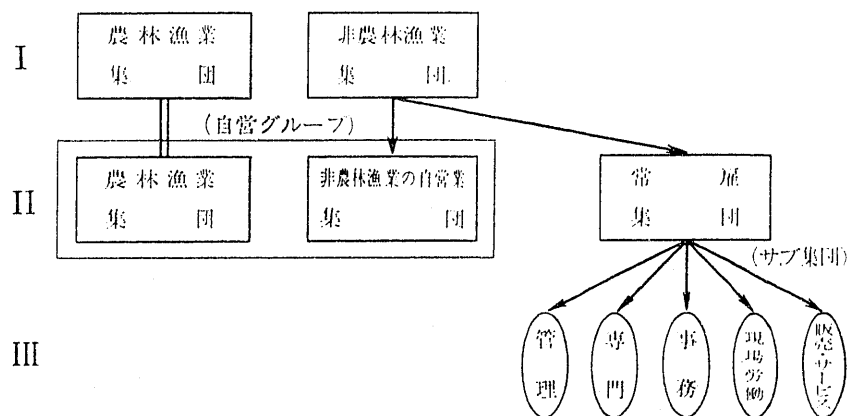
$$n = \sum_{i=0}^5 n_{i.}$$

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^2 \sum_{i=0}^5 \frac{(n_{ik} - n \cdot k P_i)^2}{n \cdot k P_i}$$

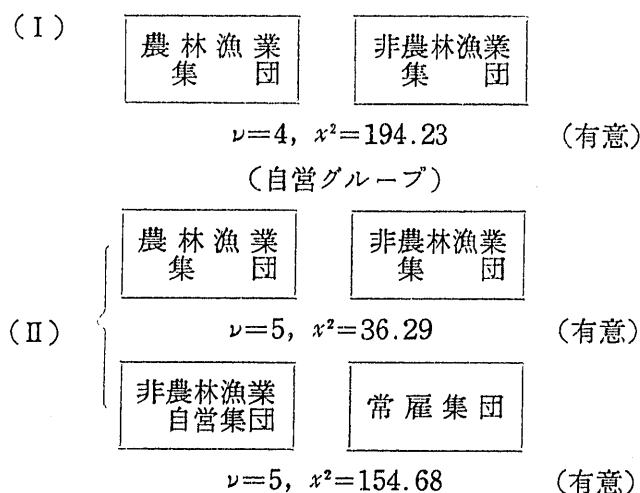
うえに定義された χ^2 変数の大きさが一般には $\nu=5$ に対して 11.07 より大きい場合には、差異は有意であるとみるのである。ただし各階級の夫婦数の期待値 $n \cdot k P_i$ が 5 より小さいときは隣り合う階級を合わせてそれが 5 以上にしなければならない。

まず夫の職業別集団を下の図式：

職業別集団の図式



にしたがって、第Ⅰ段階は、「農林漁業」と「非農林漁業」集団とに2大別する。第Ⅱ段階は「自営」集団と「常雇」集団に2大別するのであるが、まず「自営」集団として「農林漁業」と「非農林漁業の自営」に分けて観察したのち、後者と「常雇」集団とを対比させることにする。最後に「常雇」集団は、サブ集団として、上掲の第Ⅲ段階における5小集団にわけ、総括的にみて、5つの小集団の間に差異があるか否かを検定したのち、もし差異が認められる場合には、5つのサブ集団について任意の2つの集団の差異の有意性を検討することにする。(以下の分析は、すべてこの図式による)。



(Ⅲ) 常雇の中の5つのサブ集団の出生パターンについて、総合的にみて、差異があるか否かを検定すると、 $\nu=16$ に対して $\chi^2=145.57$ 、有意水準5%でみると、 χ^2 に対する臨界点は26.30であるから、差異は有意である。

つぎにそれら5つの集団のなかから2つを選んで差異を検定するために χ^2 の値を計算した結果が次表に示されている。

表4 妻の年齢50歳未満に対する「常雇」集団のサブグループの間の差異- χ^2 の値(単位%)

夫 の 職 業	管 理	専 門	事 務	現 場 労 働	販 売・サービ
管 理	—	81.07 $\nu=4$	50.54 $\nu=4$	27.40 $\nu=4$	103.47 $\nu=4$
専 門	81.07 $\nu=4$	—	6.10 $\nu=5$	35.54 $\nu=5$	6.37 $\nu=4$
事 務	50.54 $\nu=4$	6.10 $\nu=5$	—	12.01 $\nu=5$	19.32 $\nu=4$
現 場 労 働	27.40 $\nu=4$	35.54 $\nu=5$	12.01 $\nu=5$	—	58.31 $\nu=5$
販 売・サービ	103.47 $\nu=4$	6.37 $\nu=4$	19.32 $\nu=4$	58.31 $\nu=5$	—

(注) 有意水準 $\nu=4$ に対して $\chi^2 > 9.5\%$ のとき有意

これによれば、 $\nu=4$ のとき $\chi^2=9.5$ 、 $\nu=5$ のとき $\chi^2=11.07$ であるから、「専門」と「事務」、「専門」と「販売・サービス」はそれぞれ差異がみとめられないといえる。しかし「事務」と「販売・サービス」には差異が有意であるために、3つの集団は同一の出生パターンをもっているとはいえない。し

かし、これら各職業集団間の差異の有意性は、年齢構成の差異にもとづくものか本来の出生格差によるものかは判然としない。そこで、さらにこの間の事情を追究するため標準化と年齢別検定を試みることにする。

3 標準化出生児数と妻の年齢別出生児数の比較

表中標準化出生数は、調査対象となった夫婦全体の妻の5歳階級別夫婦数を基準において算定された出生数であるから、各集団ごとの特定の妻の年齢階級別の構成の影響が排除されている。「農林漁業」、「非農林漁業の自営」、「常雇」の3大集団間の平均出生児数の順位は、標準化後も変わらないが、上下差は縮小する。「常雇」のサブグループのうち、その影響が著しい集団は、「管理」と「販売・サービス」の集団で、前者は平均出生児数が標準化出生児数より低減し、後者は増大している。これは「管理」は高年齢階級の比重が大きく、「販売・サービス」は高年齢級のウェートが小さいからに他ならないわけで標準化のあとには、5者間の順位に変動を来しトップとなった「現場労働」をはじめ「販売・サービス」「専門」「事務」が実質的に出生児数が高くなり、一方、「管理」が見かけより低いことを示している。

表5 夫の職業別標準化出生児数（妻の年齢50歳未満全夫婦の構成を基準とする）
および妻の年齢別出生児数（「常雇」=100の指数）

夫の職業 妻の年齢階級	農林漁業	非農林漁業 の自営	常雇小計	管 理	専 門	事 務	現場労働	販 売・ サービス
50 歳 未 満 (表2に同じ)	2.39人 134	2.11人 118	1.79人 100	1.97人 110	1.69人 94	1.76人 98	1.86人 104	1.61人 90
標準化出生児数	2.21 121	2.02 111	1.82 100	1.84 101	1.71 97	1.79 98	1.91 105	1.80 98
20～24	162	131	100	104	78	79	126	103
25～29歳	133	118	100	104	89	92	115	102
30～34	111	106	100	107	96	78	102	96
35～39	120	113	100	102	99	101	100	99
40～44	119	105	100	96	99	100	103	100
45～49	125	112	100	96	101	98	105	96

□内は第4で分析する年齢を示す。

表5の下半に示すように、各年齢コウホート間の出生格差の推移を見よう。

30歳未満の年齢階級は、未だ出生活動の中途にあるのだから、今後の追加出生の程度は予断を許さないが、少くともこの表の示すかぎり、「農林漁業」、「非農林漁業の自営」、「常雇」3大集団間の出生格差は、コウホートが若くなるごとに平準化しているとは言えない。「常雇」のサブグループにおいても「専門」、「事務」と「管理」、「現場労働」、「販売・サービス」との間には異なる動きがみられる。

次節でこの事柄を、とくに結婚直後5年間の期間に該当すると推定される妻の年齢25～29歳と、結婚後ほぼ10年を経過した時期とみられる35～39歳、結婚後ほぼ20年を経過した時期とみられる45～49歳を選んで、それぞれの職業集団の出生パターンの差異について χ^2 -検定法により吟味してみよう。

4 25～29：35～39：45～49歳の出生パターンの比較

4.1 「農林漁業」「非農林漁業の自営」集団について、各年齢階級ごとに χ^2 -検定を行って、つぎの結果をえた。

年齢階級	ν	χ^2	差異
(「農林漁業」と「非農林漁業」)			
25～29歳	3	26.72	有意
35～39歳	3	29.85	有意
45～49歳	4	49.16	有意
(「農林漁業」と「非農林漁業の自営」)			
25～29歳	3	5.59	有意でない
35～39歳	3	10.03	有意
45～49歳	3	11.25	有意
(「自営」と「常雇」)			
25～29歳	3	22.44	有意
35～39歳	3	28.43	有意
45～49歳	3	49.16	有意

以上の事柄について、年齢コウホートが若返えるにつれて χ^2 の値が減少していることが第1の特徴であるが、特に「農林漁業」と「非農林漁業の自営」については、若い「25～29歳」のみ有意でないことは極めて注目に値すると思う。各職業集団間の出生格差、平準化の印象を受ける。

4.2 つぎに「常雇」のサブグループの差異を見ると、 χ^2 -検定の結果は表6のとおりである。概観すればわかるように、妻の年齢25～29歳において有意記号の数が多く、35～39歳、45～49歳においてもその差が少なく、叙上の3大集団間の格差が若いコウホートほど収縮するのと反対の現象を示している。

表6 「常雇」のサブ・グループ間の差異- χ^2 の値
25～29歳

(単位 %)

夫の職業	管 理	専 門	事 務	現 場 労 働	販売・サービス
管 理	— $\nu=3$	9.65 + $\nu=3$	3.25 $\nu=2$	5.78 (+) $\nu=3$	2.34 $\nu=3$
専 門	9.65 + $\nu=3$	— $\nu=3$	4.49 $\nu=3$	33.77 ++ $\nu=3$	10.26 + $\nu=3$
事 務	3.25 $\nu=2$	4.49 $\nu=3$	— $\nu=3$	26.47 ++ $\nu=3$	6.88 + $\nu=3$
現 場 労 働	5.78 (+) $\nu=3$	33.77 ++ $\nu=3$	26.47 ++ $\nu=3$	— $\nu=3$	12.15 + $\nu=3$
販 売・サービス	2.34 $\nu=3$	10.26 + $\nu=3$	6.88 + $\nu=3$	12.15 + $\nu=3$	— $\nu=3$

35～39歳

夫の職業	管 理	専 門	事 務	現 場 労 働	販売・サービス
管 理	—	3.57 $\nu=4$	6.76 (+) $\nu=4$	3.29 $\nu=4$	7.39 + $\nu=3$
専 門	3.57 $\nu=4$	—	1.99 $\nu=4$	2.23 $\nu=4$	7.53 (+) $\nu=4$
事 務	6.76 (+) $\nu=4$	1.99 $\nu=4$	—	3.23 $\nu=4$	6.58 + $\nu=3$
現 場 労 働	3.29 $\nu=4$	2.23 $\nu=4$	3.23 $\nu=4$	—	7.45 (+) $\nu=4$
販 売・サービス	7.39 (+) $\nu=3$	7.53 (+) $\nu=4$	6.58 + $\nu=3$	7.45 (+) $\nu=4$	—

45～49歳

夫の職業	管 理	専 門	事 務	現 場 労 働	販売・サービス
管 理	—	7.02 (+) $\nu=4$	5.06 $\nu=4$	8.40 + $\nu=4$	1.33 $\nu=2$
専 門	7.02 (+) $\nu=4$	—	3.19 $\nu=3$	4.57 $\nu=4$	0.50 $\nu=2$
事 務	5.06 $\nu=4$	3.19 $\nu=3$	—	6.62 + $\nu=3$	1.02 $\nu=2$
現 場 労 働	8.40 + $\nu=4$	4.57 $\nu=4$	6.62 + $\nu=3$	—	2.75 $\nu=2$
販 売・サービス	1.33 $\nu=2$	0.50 $\nu=2$	1.02 $\nu=2$	2.75 $\nu=2$	—

(注) 10%の場合の臨界点 χ^2_{10}

$\nu=3$ の場合 6.25以上は有意

$\nu=4$ の場合 7.78以上は有意

さらに20%にゆめれば臨界点 χ^2_{20}

$\nu=4$ の場合ほぼ 6.0以上は有意

$\nu=3$ の場合 4.64以上は有意

図中の記号は、+が10%のとき有意，++が10%のとき強い有意，(+)が20%のときわずかに有意を示す。

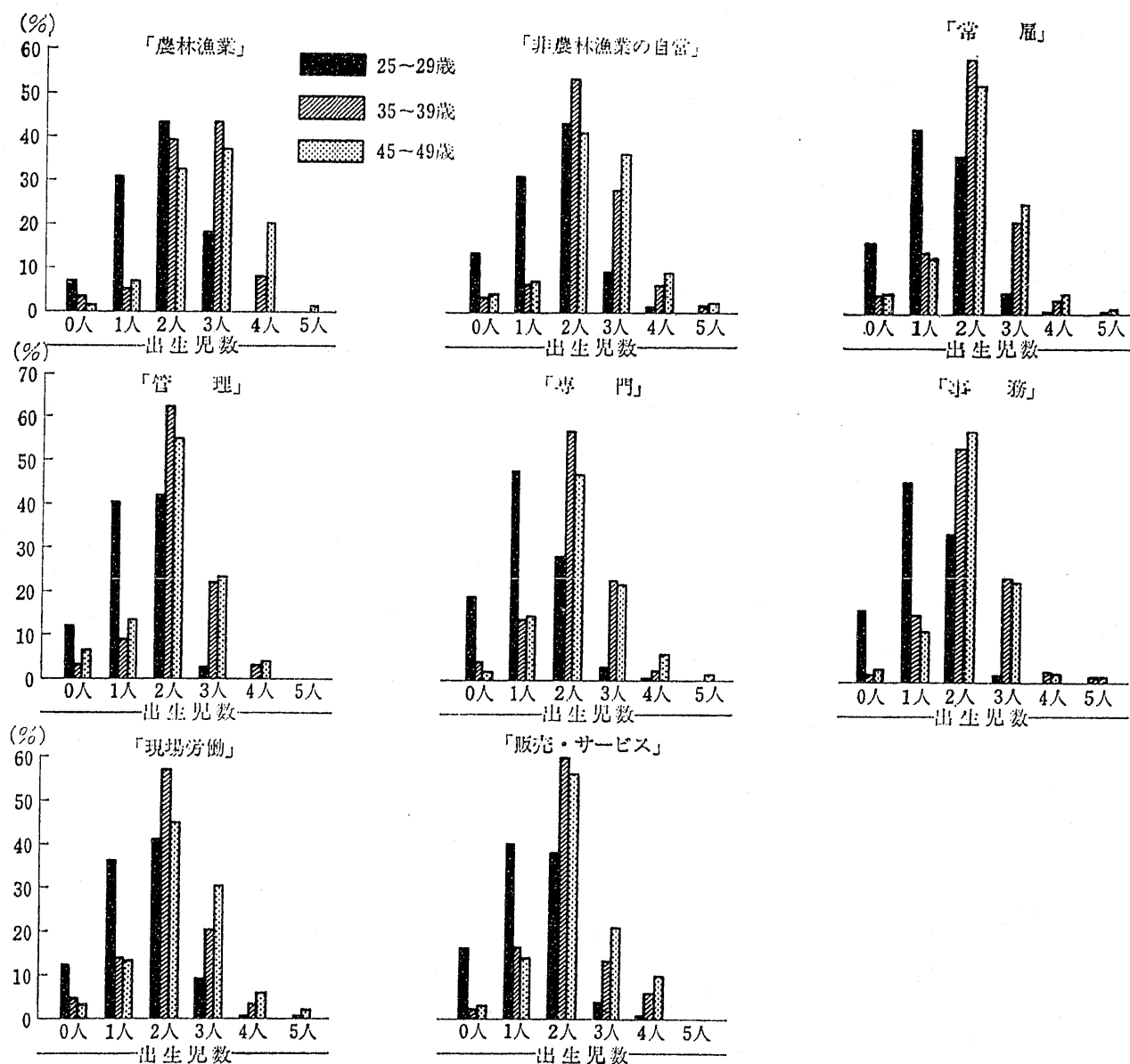
25～29歳層における有意性は、とくに「現場労働」と「専門」および「事務」において顕著である。ほかに「販売・サービス」と「専門」および「事務」においても差異が認められる。ゆえに少なくとも、「常雇」のサブグループに関するかぎり、若いコーホートほど平準化と遠のくこと、格差は「現場労働」と「専門」および「事務」に明瞭でその中間に「販売・サービス」が位置するという3つの型に分れるとの印象をもつ。

35～39歳，45～49歳においては，さらに有意水準を20%にゆりめて検討すれば，後者においては「現場労働」が特異の型を示すが，前者にあつては「販売・サービス」が他のグループと異なりこの中間年齢のみ異質の結果を示している。

5 むずび

以上の分析を通じ総括すれば，(1)標準化出生児数においては，見かけよりも職業間の出生格差が収縮していること，(2) χ^2 -検定においても若いコウホートほど有意差が少なくなっていること，(3)ただし同じ常雇の間でも，「現場労働」だけは特異の出生力を示し，「非農林漁業の自営」と「常雇」の間に別のグループを設けた方がよいとの印象を懐かせることなどを明らかにできたと思う。

付図 妻の年齢25～29歳，35～39歳，45～49歳の夫婦による夫の職業別出生パターン



国勢調査の既往出生児数データを使用した市町村別の出生力指標の検討

渡 邊 吉 利

はじめに

本稿の目的は、国勢調査結果から市町村別の合計特殊出生率を得る方法についてその精度の検討をし、さらにその補正を行なうことにある。

戦後日本の出生力の低下は、非常に大きくかつ急激であったが、これを地域別にみると、その低下の水準と低下の仕方（パターン）において多様であったと報告されている¹⁾。これらの報告の多くは都道府県単位の地域によって論じられている。しかし、これら都道府県には都市が含まれ、農村が含まれ、漁村、農山村も含まれるといったように、よりキメ細かな地域の特性との関連で出生力の動向を観察する場合には、あまりにいろいろな地域を含んだ大きすぎる地域区分だといわねばならない。

より小さな地域単位での出生力観察には通常、人口動態統計の出生総数を使用した普通出生率が利用されている。この普通出生率は非常に総合的な出生力指標であって地域の出生力指標として有力なものであるが、あまりにも包括的に過ぎて、人口学的により細かな要因との関連で観察するにはそれだけでは充分ではない。

すなわち、市町村単位についても年齢構成や配偶関係など人口学的要因は多様である訳で、普通出生率と一緒に何んらかの標準化出生力指標の観察が行なわれるのが望ましい。こうした標準化出生力指標のひとつとして合計特殊出生率がある。

合計特殊出生率を計算するデータとしては、通常は、人口動態統計の母の年齢別出生数と国勢調査の女子の年齢別人口を利用する。母の年齢別出生数は1968年以降、全国の市町村について年齢別の集計がなされている。従って、1967年以前については、全国の市町村単位の合計特殊出生率を求めることは、上記の方法ではできない。

ところで、国勢調査では、これまで、1950年、1960年、1970年の3年次について、既婚女子について「これまでに生んだ子供の数」すなわち、既往出生児数の調査を行なっている。そして1960年と1970年については、市町村別に年齢別の既往出生児数の集計がなされその報告書に収録されている。

これを使用して1960年から1970年までの10年間すなわち1960年代の合計特殊出生率を求めることが出来る。

計算の具体的方法は、すでに報告したので詳細は前論文に譲るが²⁾、要点を示すと次の様である。

はじめに、ある出生コウホートの10年前の女子1人当りの平均出生児数と10年後の女子1人当りの平均出生児数を計算し、つぎにその差から、10年間の女子1人あたりの追加出生児数を求め、これを10分の1することによって1年間の平均追加出生児数をコウホートごとに得る。そして再生産期間にあるすべての年齢コウホートについて、これを積み上げて合計特殊出生率を得ることができる。

実際に市町村の合計特殊出生率を計算する前提として、こうした手続によって求めた合計特殊出生率が、地域の出生力指標として、どの程度の精度をもつものかが検討されなければならない。

精度の検討のために、次のふたつの方法で比較検討を行なった³⁾。その第一は合計特殊出生率につ

いての検討である。具体的には、都道府県単位について、既往出生児数に基づき推定した合計特殊出生率と人口動態統計の登録出生数に基づく合計特殊出生率の比較である。

第二の検討は、出生数のレベルに関するもので、10年間の登録出生数と上述の方法により既往出生児数から計算して得られた一種の年齢別の特殊出生率に年齢別の女子人口を乗ずることによって得られる10年間の期待出生数との比較である。

合計特殊出生率の比較

まず、合計特殊出生率の比較を行なう。なお、ここで登録出生数に基づく合計特殊出生率とは、1960年、65年、70年の各国勢調査年次についての合計特殊出生率の3年次平均の値である。

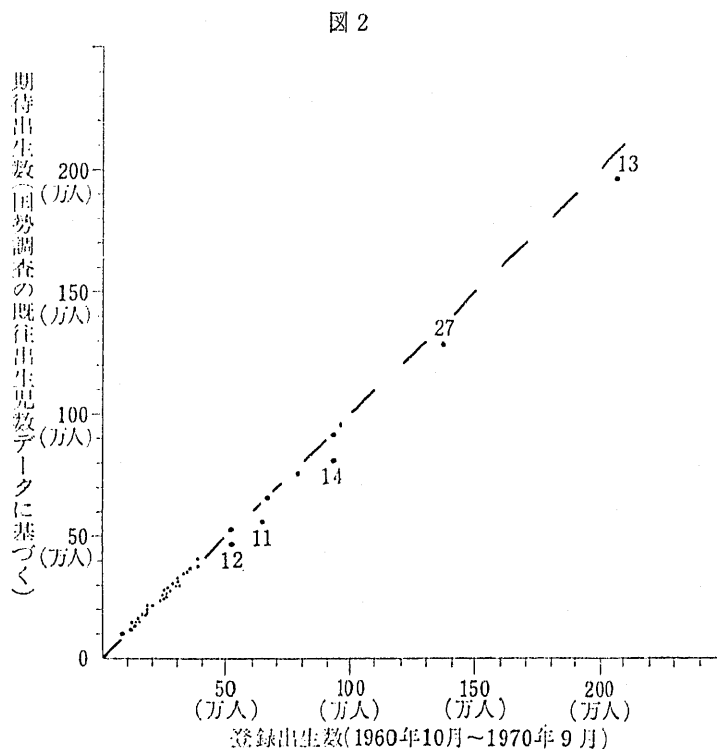
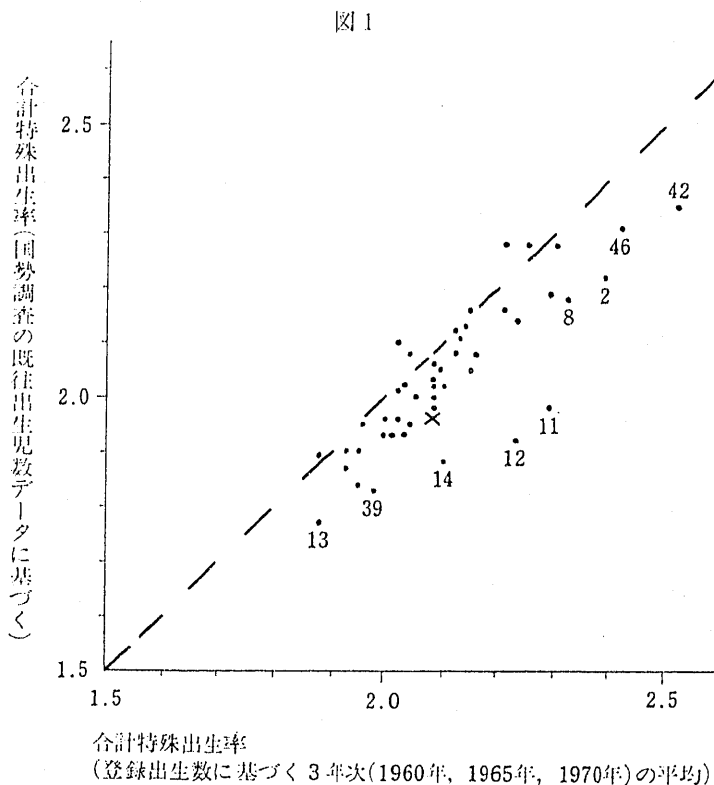
比較の結果は、図1および表の1欄、2欄、3欄にみられるように、各都道府県についての、登録出生数に基づく合計特殊出生率と既往出生児数データに基づき推定した合計特殊出生率との対応はかなり良いといえることができる。しかし若干の都府県においては、登録出生数に基づく合計特殊出生率と既往出生児数に基づく合計特殊出生率の値の差が比較的大きいところがある訳で、これらは図の中の45度線から比較的離れており都道府県番号をつけて分かるようにしてある。

それによると、これらの府県は、主に大都市圏の都府県である東京、神奈川、埼玉、千葉と大都市圏以外の県である長崎、鹿児島、青森、茨城、高知である。

出生数の比較

つぎに第2の検討の手続として、既往出生児数から求めた一種の年齢別特殊出生率に女子の年齢別人口を乗じて期待出生数を求めて、これとそれぞれの都道府県の登録出生数と比較した(図2および表の4欄、5欄、6欄)。

図2によると、全体に45度線に沿った形で分布している。ただ、その中でも東



京、大阪、神奈川、埼玉、千葉といった大都市圏の都府県では、45度線から離れている距離が比較的大きいということが出来る。

同様に、それぞれの出生数の絶対値を各地域の期央年次の総人口で割った普通出生率の比較を行なってみた。図3にみられるのが、それで、神奈川、埼玉、千葉、大阪、東京などの大都市圏では普通出生率の差が比較的大きいということが出来る。

合計特殊出生率の補正

これら登録出生数に基づくものと既往出生児数データに基づくものについて合計特殊出生率の比較と出生数の比較を行なったが、この両者の比較を通じて、大都市圏地域などで相対的に大きな誤差が出ることが分った。

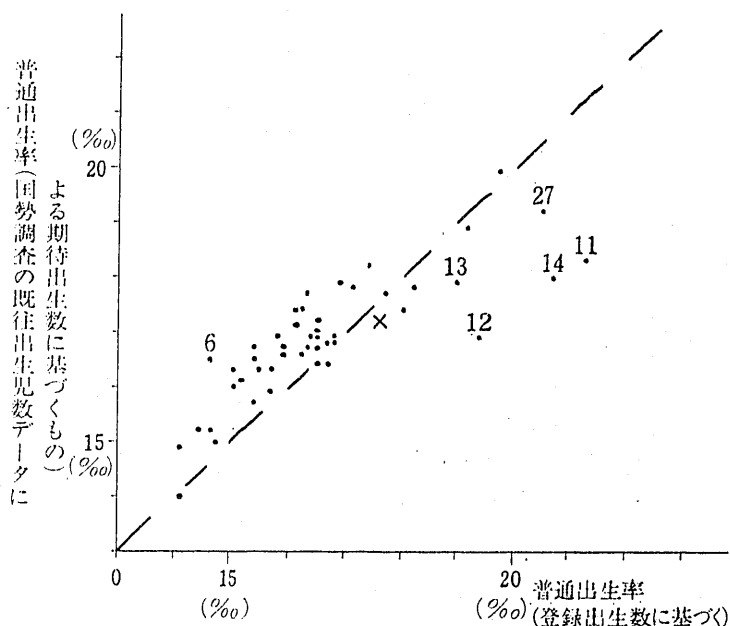
そして、これら出生数と合計特殊出生率の双方の相対誤差をグラフに表わしたのが、図4である。

図4をみると、出生数の相対誤差の傾向と合計特殊出生率の相対誤差の傾向がかなり、似ているということがわかる。

試みに、この両者の相関をとってみると、相関係数Rは0.913であり、期待出生数の誤差が大きい場合には合計特殊出生率の誤差も大きいということになる。

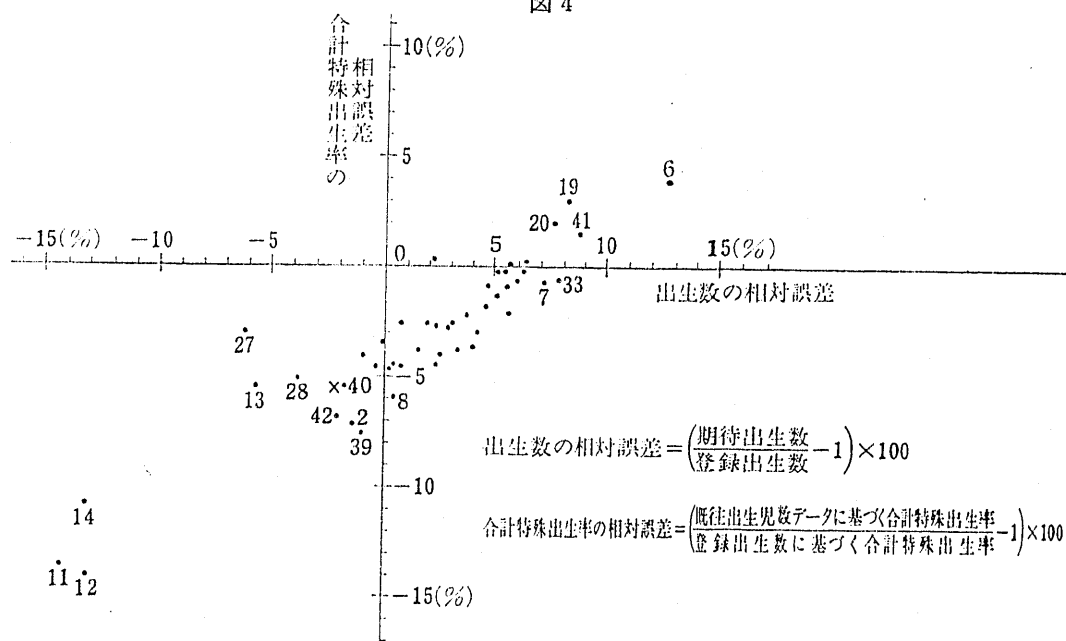
又、出生数の誤差がマイナス方向に大

図3



注) いずれの普通出生率も分母には1965年(期央)の総人口を使用した1年当りの率。

図4



$$\text{出生数の相対誤差} = \frac{(\text{期待出生数} - 1)}{\text{登録出生数}} \times 100$$

$$\text{合計特殊出生率の相対誤差} = \frac{(\text{既往出生児数データに基づく合計特殊出生率} - 1)}{\text{登録出生数に基づく合計特殊出生率}} \times 100$$

きいのは主に大都市圏域内の埼玉、神奈川、千葉、大阪、東京などであり、プラス方向に大きいのは主に非大都市圏の県よりなる山形、山梨、長野、兵庫、佐賀、福島などの県である。

これらの地域では、既往出生児数データを使用した指標では地域の出生数を再現するには若干の支障があると思われるのであるが、この再現した期待出生数の相対誤差と合計特殊出生率の相対誤差との対応関係を利用して既往出生児数データに基づく合計特殊出生率を補正することが可能である。

その式は、

$$TFR(VS) = a + b \times TFR(CEB) + c \times (\text{出生数の相対誤差率})$$

$$\text{但し、出生数の相対誤差率} = \left(\frac{\text{期待出生数}}{\text{登録出生数}} - 1 \right)$$

というもので、 a 、 b 、 c の係数はそれぞれ

$$\begin{cases} a = -0.0768741 \\ b = 1.0830507 \\ c = -1.39055 \end{cases}$$

$$R^2 = 0.945195$$

この式を用いて補正することによって、合計特殊出生率の相対誤差率は2～3%の水準にまで縮まり、最大は大阪の6%である(表の1欄, 7欄, 8欄)。

ま と め

最後に今迄のことを要約する。国勢調査の既往出生児数のデータを用いることで、全国の市町村について、合計特殊出生率を推定することが出来る。本稿では既往出生児数データを用いた合計特殊出生率の推定精度を向上させる方法についての検討を行なった。

第一に、都道府県について、このように推定した合計特殊出生率と人口動態統計による合計特殊出生率を比較したところ、人口転入地域である大都市圏内の府県と人口流出地域などいくつかの県で、推定誤差が若干大きくなることが分った。

第二に、既往出生児数データから求めた期待出生数と人口動態統計の登録出生数についても比較を行なったところ、合計特殊出生率におけると同様の地域において期待出生数の推定誤差率が大きくなることが分った。

第三に、期待出生数の推定誤差と合計特殊出生率の推定誤差の関係を利用して、推定した合計特殊出生率の補正を行なった。すなわち、従来の方法では推定誤差が大きくなる地域についても、市町村単位でも容易に入手し得る登録出生数の総数のデータを加えて補正することによって最大6%程度の範囲に推定誤差を縮めることが出来た。

以上の検討の結果、国勢調査の既往出生児数データを使用することによって、1960年代の前半を含む時期についても全国の市町村について合計特殊出生率を推定することができ、しかも補正をほどこすことによって、その推定誤差は最大6%程度のレベルであることが分った。

付記：本稿における比較・検討作業は、京都大学の小林和正教授の示唆によるところが大きい。記して感謝の意を表わします。

都道府県	(1) TFR(VS)* 1960, 65, 70	(2) TFR(CEB) 第一次推定値 1960~1970	(3) 相对誤差 $\frac{(2)-(1)}{(1)} \times 100$ (%)	(4) 登録出生数	(5) 期待出生数	(6) 相对誤差 $\frac{(5)-(4)}{(4)} \times 100$ (%)	(7) TFR(CEB) 第二次推定値 1960~1970	(8) 相对誤差 $\frac{(7)-(1)}{(1)} \times 100$ (%)
全 国	2.077	1.961	△ -5.58	17,306,646	16,921,900	-2.22	2.078	0.04
1 北海道	2.077	1.982	-4.57	917,373	913,664	-0.40	2.075	-0.08
2 青 森	2.390	2.219	△ -7.15	272,139	268,224	-1.44	2.346	-1.82
3 岩 手	2.210	2.162	-2.17	241,928	250,945	3.73	2.213	0.13
4 宮 城	2.083	2.004	-3.79	289,252	293,552	1.49	2.073	-0.49
5 秋 田	2.000	1.959	-2.05	194,723	205,612	△ 5.59	1.967	-1.65
6 山 形	2.020	2.098	3.86	184,925	208,177	△ 12.57	2.021	0.03
7 福 島	2.297	2.281	-7.70	321,994	344,713	△ 7.06	2.295	-0.07
8 茨 城	2.320	2.181	△ -5.99	343,838	345,043	0.35	2.280	-1.71
9 栃 木	2.230	2.141	-3.99	248,485	254,666	2.49	2.207	-1.02
10 群 馬	2.127	2.107	-0.94	264,260	276,679	4.70	2.140	0.60
11 埼 玉	2.293	1.981	△ -13.61	642,962	551,429	△ -14.24	2.267	-1.15
12 千 葉	2.230	1.916	△ -14.08	524,592	455,650	△ -13.14	2.181	-0.20
13 東 京	1.877	1.774	△ -5.49	2,066,752	1,948,240	△ -5.73	1.924	2.51
14 神奈川	2.103	1.875	△ -10.84	917,423	796,700	△ -13.16	2.137	1.61
15 新 潟	2.153	2.155	0.09	379,688	404,780	△ 6.61	2.165	0.57
16 富 山	1.927	1.903	-1.25	159,131	167,310	△ 5.14	1.913	-0.74
17 石 川	2.077	2.024	-2.55	162,186	167,072	3.01	2.073	-0.18
18 福 井	2.163	2.082	-3.74	119,608	124,431	4.03	2.122	-1.90
19 山 梨	2.213	2.279	2.98	123,036	133,016	△ 8.11	2.279	2.97
20 長 野	2.040	2.080	1.96	300,266	322,767	△ 7.49	2.072	1.55
21 岐 阜	2.117	2.080	-1.75	296,248	309,948	4.62	2.112	-0.25
22 静 岡	2.147	2.046	-4.70	520,107	521,127	0.20	2.136	-0.50
23 愛 知	2.087	2.053	-1.63	946,230	952,953	0.71	2.137	2.38
24 三 重	2.053	1.997	-2.73	248,472	255,599	2.87	2.046	-0.34
25 滋 賀	2.120	2.115	-0.24	137,611	145,934	△ 6.05	2.130	0.46
26 京 都	1.883	1.888	0.27	347,367	355,104	2.23	1.937	2.86
27 大 阪	2.023	1.963	-2.97	1,361,455	1,276,750	△ -6.22	2.136	△ 5.57
28 兵 庫	2.030	1.926	△ -5.12	777,413	748,197	-3.76	2.061	1.55
29 奈 良	2.003	1.933	-3.49	138,697	138,631	-0.05	2.017	0.72
30 和歌山	2.080	2.026	-2.60	166,761	169,960	1.92	2.091	0.51
31 鳥 取	2.027	2.023	-0.20	83,722	87,963	△ 5.07	2.044	0.82
32 島 根	2.080	2.062	-0.87	115,791	122,207	△ 5.54	2.079	-0.03
33 岡 山	1.960	1.948	-0.61	249,029	268,252	△ 7.72	1.926	-1.76
34 広 島	2.007	1.925	-4.09	377,383	373,508	-1.03	2.022	-0.76
35 山 口	1.950	1.897	-2.72	237,510	242,638	2.26	1.946	-0.19
36 徳 島	2.037	1.945	-4.52	119,441	122,181	2.29	1.998	-1.92
37 香 川	1.930	1.872	-3.01	131,054	136,556	4.20	1.892	-1.96
38 愛 媛	2.100	2.020	-3.81	227,568	234,986	3.26	2.066	-1.64
39 高 知	1.977	1.827	△ -7.59	114,733	113,541	-1.04	1.916	-3.07
40 福 岡	1.947	1.840	△ -5.50	661,497	649,743	-1.78	1.941	-0.32

都道府県	(1) TFR(VS)* 1960, 65, 70	(2) TFR(CEB) 第一次推定値 1960~1970	(3) 相対誤差 $\frac{(2)-(1)}{(1)} \times 100$ (%)	(4) 登録出生数	(5) 期待出生数	(6) 相対誤差 $\frac{(5)-(4)}{(4)} \times 100$ (%)	(7) TFR(CEB) 第二次推定値 1960~1970	(8) 相対誤差 $\frac{(7)-(1)}{(1)} \times 100$ (%)
41 佐賀	2.247	2.281	1.51	142,068	154,379	△ 8.67	2.273	1.16
42 長崎	2.523	2.348	△ -6.94	298,260	292,075	-2.07	2.495	-1.11
43 熊本	2.137	2.133	-0.19	280,703	295,753	△ 5.36	2.159	1.02
44 大分	2.023	2.010	-0.64	179,604	190,180	△ 5.89	2.018	-0.24
45 宮崎	2.293	2.189	-4.54	181,741	182,455	0.39	2.289	-0.20
46 鹿児島	2.420	2.310	-4.55	291,620	293,788	0.74	2.415	-0.22
合 計				17,306,646	17,067,078	-1.38		

* 日本人女子人口に基づくもの

△ 相対誤差5%以上のもの

- 1) 河邊宏「出生力低下のパターンの地域差について」『人口問題研究』第150号（1979年4月）。また、都道府県単位での地域出生力変動についての報告は、金子武治「都道府県標準化出生率の時代的变化、大正14年～昭和35年」『人口問題研究所年報』12号（1967年）、江崎廣次・津村幸子「人口動態率の都道府県間格差の変動について」日本人口学会第31回大会報告（1979年5月18日）など数多い。
- 2) 渡邊吉利「国勢調査の既往出生児数データを使用した市町村別の出生力指標」『人口問題研究』第143号（1977年7月）。
- 3) 比較検討を行なったのは沖縄県を除く46都道府県についてである。沖縄県は、検討作業のためのデータが整わなかったため、今回の検討作業から外した。

コンポウネンツ・アナリシスによる 『都市・農村』の出生力格差の分析

高 橋 重 郷

1. はじめに

1977年6月1日に、厚生省人口問題研究所が実施した「第7次出産力調査」の結果によれば、市部・郡部の地域区分に従った都市と農村の出生力格差は、市部(2.15)、郡部(2.42)と、2つの地域人口集団の間に0.27の格差が認められた¹⁾。また同様に、人口集中地区割合による地域区分によれば、人口集中地区(2.10)、非人口集中地区(2.38)と0.28の格差があり、いずれの場合も農村地域の出生率が都市地域の出生率より高いことを示している。

このように、「都市・農村」間の出生力格差は、第7次出産力調査を始めとする種々の調査からも、「都市・農村」の区分基準はそれぞれ異っていても、一定の格差を観察することができる²⁾。そこで、この報告では、このような地域間の出生力格差について、クロスセクショナルなデータをもとに、「都市・農村」の出生力格差に影響を及ぼす要因のいくつかについてそれらの格差への影響(寄与率)の程度について、コンポウネンツ・アナリシス法による分析を行なった。

なお、この分析に用いたデータは、「第7次出産力調査」の個票のうち、初婚同士の夫婦について再集計したものである³⁾。また、この分析でいう「都市・農村」とは、国勢調査によって用いられている「人口集中地区」を「都市」とし、「非人口集中地区」を「農村」と定義した。なお、この指標は、人口密度に従った操作的人口集団を意味しており、実態的地域を意味しない概念である⁴⁾。

2. 方 法

この分析で用いた方法は、コンポウネンツ・アナリシス(Components Analysis)と呼ばれる、一種の標準化による分析方法の一つである⁵⁾。

- 1) 第7次出産力調査については、厚生省人口問題研究所、「昭和52年度実地調査、第7次出産力調査報告一概要および主要結果表一」昭和53年12月を参照されたい。
- 2) 出産力に関する調査は、厚生省人口問題研究所の各次「出産力調査」および毎日新聞社「家族計画調査」等がある。都市・農村の出生力格差については、それらの調査や、厚生省「世界出産力調査」において格差が指摘されている。
- 3) この集計で用いたサンプルは、第7次出産力調査のサンプル数14,064夫婦のうち、結婚持続期間不詳を除いた初婚同士の夫婦10,450件である。なお、再集計は厚生省大臣官房統計情報部の大型電子計算機で行なった。
- 4) 国勢調査における「人口集中地区」とは、「国勢調査区を基礎単位地域として、市町村の内部で1km²当りの人口が約4,000人以上という人口密度の高い地域が隣接して、人口5,000人以上を有する地域を構成する場合、この地域を人口集中地区と呼ぶ」と定義されている。
- 5) コンポウネンツ・アナリシスについては、Kitagawa, E. M., "Components of a Difference between Two Rates", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.5, Dec.1955, pp.1168—94. Cho, Lee-Jay & Robert D. Retherford, "Comparative Analysis of Recent Fertility Trends in East Asia", International Union for the Scientific Study of Population, *International Conference*, Liege, 1973, Vol.2, pp.163—181.
安田三郎・海野道郎「コンポウネンツ・アナリシス」『社会統計学』, 丸善, 昭和52年, 164—171ページ。
野原 誠「わが国戦前、戦後の出生率低下の比較分析」『人口問題研究所年報』第22号, 昭和52年, 26—29ページなどがある。ここで用いた方法は、野原論文を基礎としている。

いま、結婚持続期間別出生率 ($b_{(d)}$) を示すための人口学的指標を以下のように定義する。

$P_{Fm(d)}$ = 結婚持続期間別夫婦数

$B_{Fm(d)}$ = 結婚持続期間別夫婦の出生児数

$P_{Fm(d \cdot v)}$ = 結婚持続期間別、社会経済的属性 v 別の夫婦数

$B_{Fm(d \cdot v)}$ = 結婚持続期間別、社会経済的属性 v 別夫婦の出生児数

とすると、結婚持続期間別平均出生児数 ($=b_{(d)}$) は、次の式で示すことができる。

$$b_{(d)} = \frac{B_{Fm(d)}}{P_{Fm(d)}} = \sum \left(\frac{P_{Fm(d \cdot v)}}{P_{Fm(d)}} \right) \cdot \left(\frac{B_{Fm(d \cdot v)}}{P_{Fm(d \cdot v)}} \right)$$

ここで、 $P_{Fm(d \cdot v)}/P_{Fm(d)}$ でえられる $C_{(d \cdot v)}$ は結婚持続期間別、社会経済的属性 v 別の夫婦の構成比率、また、 $B_{Fm(d \cdot v)}/P_{Fm(d \cdot v)}$ でえられる $r_{Fm(d \cdot v)}$ は、結婚持続期間別、社会経済的属性 v 別の平均出生児数である。

つまり、結婚持続期間別平均出生児数 ($b_{(d)}$) は、この2つの比率の積和（以下、結婚持続期間を示す (d) を略す）

$$b = \sum C_{(v)} \cdot r_{(v)}$$

として表わすことができる。

さて、同一時点の2つの人口集団の出生率の格差、つまりここでいう都市と農村の出生力格差 (Δb) は、都市の平均出生児数 (b) と農村の平均出生児数 (b') の差であり、格差 (Δb) は以下のように示すことができる。

$$\begin{aligned} \Delta b &= b' - b = \sum C'_{(v)} \cdot r'_{(v)} - \sum C_{(v)} \cdot r_{(v)} \\ &= \sum (C_{(v)} + \Delta C_{(v)}) \cdot (r_{(v)} + \Delta r_{(v)}) - \sum C_{(v)} \cdot r_{(v)} \\ &= \sum C_{(v)} \cdot \Delta r_{(v)} + \sum \Delta C_{(v)} \cdot r_{(v)} + \sum \Delta C_{(v)} \cdot \Delta r_{(v)} \end{aligned}$$

ところで $\Delta r_{(v)} = r'_{(v)} - r_{(v)}$ 、 $\Delta C_{(v)} = C'_{(v)} - C_{(v)}$ であるから、

$$\Delta b = (\sum C_{(v)} \cdot r'_{(v)} - b) + (\sum C'_{(v)} \cdot r_{(v)} - b) + \sum \Delta C_{(v)} \cdot \Delta r_{(v)}$$

として表わすことができる。

つまり、都市と農村の結婚持続期間別平均出生児数の格差は、(1) 都市と農村の夫婦の社会経済的属性 v の構成比率の差異によって発生した格差の部分 ($\sum C'_{(v)} \cdot r_{(v)} - b$) と、(2) 都市と農村の社会経済的属性 v 別の夫婦の出生率の差異によって発生した格差の部分 ($\sum C_{(v)} \cdot r'_{(v)} - b$)、つまり、出生力格差の内、社会経済的変数 v 以外の変数によって発生した格差の部分、(3) 出生率と構成比率の差異によって複合的に発生した格差の部分、以上の3つの要素の部分にわけることができる。

さて、この方法を用いて、結婚持続期間別の都市と農村の出生力格差について、初婚年齢と出生意欲を示す観察指標である予定児数について、それぞれの変数の影響の程度について寄与率を求め比較を行なった。

3. 「都市・農村」出生力格差への初婚年齢の影響

まず、第1に検討すべき課題は、都市と農村の出生力格差に対して、初婚年齢の地域的な差異が、どの程度の影響を及ぼしているかということについてである。

さて、初婚年齢の出生力水準への影響は、一般的に初婚年齢が低いほど、妊娠・出産のリスクが高いと言われている⁶⁾。事実、野原 (1977) の報告によると、「戦前の日本の出生力低下のある部分

6) これに関しては、黒田俊夫「結婚パターンの変動とその出生力に及ぼす影響の人口学的分析」『人口問題研究』第71号、昭和33年、1-23頁。

(35%)は、結婚年齢の上昇に起因して発生した」と指摘していることにみられるように、出生力の水準が再生産期間の長短によって規定され、特に結婚への参加の時期、つまり女子の結婚年齢によって規定されるということが明らかである⁷⁾。

表1には、都市・農村別、結婚持続期間別、妻の初婚年齢別の夫婦数の構成割合と平均出生児数について示した。都市と農村の妻の初婚年齢別の夫婦の分布を比較すると、結婚持続期間のどの夫婦についても、都市の構成割合の方が、初婚年齢の高いところで多い割合を示している。このことは、都市と農村の人口集団は、異なる初婚年齢パターンを持っていることを示している。

また、この表の平均出生児数からわかるように、都市・農村ともに、初婚年齢が異なることによって、出生力水準が異なることを示している。つまり、結婚持続期間20～24年の夫婦を例にとると、妻の初婚年齢20～21歳では、都市2.28、農村2.65、初婚年齢28～29歳では、都市1.85、農村1.88と、初婚年齢が低い程、出生力水準が高く、また逆に初婚年齢が高い程、出生力水準が低いことがわかる。

これらのことを考慮すると、都市・農村間の初婚年齢別構成比率の差が、都市と農村の出生力格差に影響を及ぼしていると推論することができる。ただし、初婚年齢別の平均出生児数は、都市・農村の間で一定の水準差が認められ、初婚年齢以外にも出生力水準へ影響を与える変数があることも示し

表1 都市・農村別の結婚持続期間別妻の初婚年齢の構成割合及び平均出生児数

結婚持続期間	初婚年齢	構成割合（総数は実数を示す）								平均出生児数							
		総数	19歳未満	20～21歳	22～23歳	24～25歳	26～27歳	28～29歳	30歳以上	総数	19歳未満	20～21歳	22～23歳	24～25歳	26～27歳	28～29歳	
農村	総数	4,507	%	%	%	%	%	%	%	人	人	人	人	人	人	人	
	0～4年	810	3.7	17.8	33.6	26.5	12.0	3.2	3.2	1.02	1.07	1.17	1.01	0.97	0.97	1.08	
	5～9	847	6.6	22.8	33.1	22.2	9.5	3.1	2.8	1.99	2.21	2.01	2.02	2.03	1.85	1.77	
	10～14	664	7.4	20.6	33.4	24.9	9.2	2.3	2.3	2.23	2.37	2.31	2.23	2.14	2.31	2.33	
	15～19	590	8.6	21.7	34.4	22.7	6.8	2.4	3.4	2.32	2.65	2.43	2.35	2.18	2.20	1.93	
	20～24	456	15.4	21.7	30.9	19.3	6.6	3.7	2.4	2.40	2.50	2.65	2.36	2.35	2.20	1.88	
	25～29	468	19.7	23.5	30.3	17.5	5.6	2.1	1.3	2.66	2.91	2.53	2.64	2.68	2.62	2.00	
	30～34	341	22.9	29.0	27.6	13.2	4.7	1.2	1.5	3.09	3.09	3.25	3.13	2.78	2.88	2.50	
	35～	513	38.4	24.6	21.4	10.3	3.5	1.0	0.8	4.55	4.99	4.56	4.51	3.60	3.28	4.20	
都市	総数	5,943	%	%	%	%	%	%	%	人	人	人	人	人	人	人	
	0～4年	1,027	3.9	12.4	27.4	29.6	17.2	4.7	4.9	0.86	0.93	0.92	0.84	0.86	0.80	0.96	
	5～9	1,115	4.0	15.0	31.8	26.6	12.4	5.5	4.8	1.86	1.73	1.86	1.93	1.87	1.91	1.89	
	10～14	982	5.3	13.8	31.6	26.7	11.3	6.9	4.5	2.11	2.33	2.16	2.20	2.14	2.05	1.91	
	15～19	860	5.2	15.1	27.1	25.2	15.9	6.5	4.9	2.09	2.27	2.25	2.24	2.09	1.91	1.80	
	20～24	607	6.4	17.3	32.5	26.0	10.4	4.5	3.0	2.16	2.31	2.28	2.21	2.07	2.22	1.85	
	25～29	541	13.3	22.9	30.9	18.9	8.3	3.1	2.6	2.32	2.54	2.53	2.31	2.15	2.31	1.82	
	30～34	368	15.8	27.5	29.6	17.4	4.6	3.3	1.9	2.79	3.24	2.75	2.81	2.70	2.41	2.58	
	35～	615	27.6	28.1	25.4	13.2	3.3	1.8	0.6	3.81	4.38	3.80	3.46	3.69	3.30	2.45	

ている。

表2には、コンポウネンツ・アナリシスによって計測された、都市・農村出生力格差への初婚年齢

7) 前記註(4)の野原論文を参照。また、結婚の分析については、Kobayashi & Tubouchi, 1978, "Japanese Nuptiality Patterns and Fertility", Tokyo Conference on Comparative Fertility Transition in Asia, March 27—31, Tokyo, Japan.

変数の影響を示した。この分析表から指摘できるいくつかの点について示すと、まず第1点は、結婚持続期間10年未満の夫婦は、都市・農村の出生力格差へ全くといってよいほど寄与していない。結婚持続期間別の都市・農村出生力格差全体に対する、妻の初婚年齢の構成比率の都市・農村の差に起因した格差の部分の割合(寄与率)は、いずれも1%以下である。このことは、少なくとも、第1子と第2子の出生に関しては、初婚年齢の地域的な相違によって影響を受けていないことを示している。

第2点は、結婚持続期間10~14年、15~19年の夫婦で、全体の格差に対して約30%が初婚年齢構成比率の都市・農村の差によって生じていることを示している。また、この寄与率は全ての結婚持続期間の中でもっとも高い寄与率を示し、結婚持続期間20年以上の夫婦の寄与率に比較して約3倍の寄与率を示している。

この結果の要因として考えられることは、出生力格差を決定する要因が主として、第3子の出生に関連しており、この結婚持続期間が、第3子を出生する時期に該当すること。都市の結婚持続期間別、初婚年齢の構成比率をみた場合、この結婚持続期間は、妻の初婚年齢の構成割合が26歳以上のところで20%以上あり、他の結婚持続期間の夫婦や農村の構成比率ときわだった差異を持っていること。および、初婚年齢の高い夫婦は、36~45歳に達しており、出生の機会を失なってしまうこと。

表2 結婚持続期間別平均既往出生児数の都市・農村格差の分析表：妻の初婚年齢

結婚持続期間	平均出生児数の全格差	初婚年齢構成の差による部分	初婚年齢別出生率の差による部分	複合的な差による部分
0~4年	0.1595 (100.0%)	0.0005 (0.3%)	0.1486 (93.1%)	0.0104 (6.5%)
5~9	0.1255 (100.0%)	0.0001 (0.1%)	0.0931 (74.2%)	0.0322 (25.7%)
10~14	0.1208 (100.0%)	0.0390 (32.3%)	0.1037 (85.8%)	-0.0219 (-18.2%)
15~19	0.2242 (100.0%)	0.0677 (30.2%)	0.1615 (72.1%)	-0.0051 (-2.3%)
20~24	0.2411 (100.0%)	0.0233 (9.7%)	0.1939 (80.5%)	0.0238 (9.9%)
25~29	0.3342 (100.0%)	0.0302 (9.0%)	0.3068 (91.5%)	-0.0017 (-0.5%)
30~34	0.3027 (100.0%)	0.0396 (13.1%)	0.2752 (90.9%)	-0.0120 (-4.0%)
35~	0.7441 (100.0%)	0.0862 (11.6%)	0.6673 (89.7%)	-0.0093 (-1.3%)

(注) 初婚年齢不詳を除く

とによって発生したと考えられる。

第3の点は、結婚持続期間20年以上の夫婦の、都市・農村出生力格差に対する初婚年齢の寄与率は約10%である。このことは、ほぼ完結出生力を持っていると考えられる夫婦であることと、なおかつ、これらの結婚持続期間の寄与率が一定していることからみて、初婚年齢の地域的構成比率の差を原因とする、都市・農村の出生力格差への影響は約10%であるということが出来る。

以上、初婚年齢変数の分析を通じ、都市・農村の出生力格差の一部分については、明らかに、初婚年齢の地域的差異を原因として発生していることが明らかとなった。また、初婚年齢の高い部分での構成比率の差が、都市・農村間で結婚持続期間別にちがいがあがる。つまり、初婚年齢の変化があらわれる時期が、都市で早く農村で遅いことによって、特定の結婚持続期間の夫婦のうえで、この変数の影響が比較的強くあらわれたことが明らかとなった。

初婚年齢の影響が、10~30%にとどまった理由について考えてみると、ある社会に Natural Ferti-

lity を想定し、そこに何んらの人為的な出生抑制が介在しない。または介在してもそれが十分に機能しないとすれば、初婚年齢別の構成比率の地域的な差異は、出生力の地域的格差に大きく影響すると考えられる。しかしながら、我が国の出生抑制の現状を考慮するならば、必ずしも初婚年齢の地域的差異の効果による出生力格差が大きいとは考えられない。というのも、我が国の夫婦の受胎調節の実行率（現在避妊実行中＋経験有り）は、第7次出産力調査によれば81.9%（50歳未満の夫婦）、毎日新聞の調査では81.5%（同）であることからみて、出生行動に対する人為的な介在、出生抑制が大きく寄与しているのではないかと考えられる。このことは、出生抑制を手段とする「出生意欲」の都市・農村間の相違による出生力の地域格差の存在が考えられる。

4. 「都市・農村」出生力格差への出生意欲（予定児数）の影響

第2に検討すべき課題は、都市と農村の出生力格差に、出生意欲（妻の予定児数）の地域的な相違が、どの程度の影響を及ぼしているかについてである。

都市と農村の人口集団が持っている社会・経済的、文化的な背景によって出生意欲の水準の差異が形成されるとするならば、出生抑制の手段を通して、地域的な平均出生児数に格差が生じると考えられる。ここでは、一応そのように形成される出生意欲の観察指標として「妻の予定児数」（現存児数＋追加予定児数）を考え、都市・農村の出生力格差について検討を行なった。

表3に、都市・農村別の結婚持続期間別平均出生児数と妻の平均予定児数を示した。この表からわかるように、都市・農村間の予定児数の格差は、結婚持続期間25年以上の出生力水準が高かった夫婦を除いて、平均が0.18である。また結婚持続期間20～29年では平均0.23と、再生産期間を完了したと

表3 都市・農村別の結婚持続期間別平均出生児数と妻の平均予定児数

結婚持続期間	平均出生児数				平均予定児数**			
	(1) 総数	(2) 農村	(3) 都市	(4) 格差 (2)―(3)	(5) 総数	(6) 農村	(7) 都市	(8) 格差 (6)―(7)
総数	2.23	2.38	2.12	0.26	2.43	2.54	2.35	0.19
0～4年	0.93	1.03	0.86	0.17	2.59	2.67	2.53	0.14
5～9	1.94	2.01	1.89	0.21	2.63	2.75	2.55	0.20
10～14	2.18	2.24	2.14	0.10	2.37	2.49	2.29	0.20
15～19	2.21	2.33	2.12	0.21	2.14	2.25	2.07	0.18
20～24	2.28	2.42	2.17	0.25	2.21	2.32	2.12	0.20
25～29	2.49	2.66	2.35	0.31	2.40	2.53	2.27	0.26
30～34	2.95	3.09	2.82	0.27	2.98*	2.79*	3.35*	-0.56*
35～	4.16	4.57	3.82	0.75	—	—	—	—

* 少数サンプル

** 妻の現在年齢50歳未満のみ

考えられる結婚持続期間の夫婦の予定児数の格差が若干大きい。

予定児数の規模についてみると、若い結婚持続期間の夫婦ほど予定児数が大きく、都市・農村ともに結婚持続期間の若い時期の予定児数が必ずしも出生児数として実現されるものでないことを示している。しかし、結婚持続期間別に、予定児数の水準上に差が認められる。都市と農村間の予定児数の格差は、結婚の経過とともに若干広がるものの、格差の程度は比較的安定しているように思われる。つまり、予定児数の都市・農村格差は、結婚の当初より明らかに存在していることがわかる。

参考までに、結婚持続期間別の平均出生児数の格差に対する、平均予定児数の格差の割合についてみると、結婚持続期間10～14年を除いて、都市・農村の平均出生児数の80～90%を占めており、平均出生児数の格差が、予定児数の地域的な差異によって形成されていることを示唆しているように思われる。

また、結婚持続期間10～14年の夫婦については、この時期までに、第2子の出生を終える時期に該当していることと、出生力格差の主たる発生が、第3子出生の程度に起因しているために、第2子を生み終える時点の出生力格差が比較的小さくあらわれている。このことによって、予定児数の格差が出生児数の格差に見合わない状態になっていると解釈できる。

表4には、都市・農村別、結婚持続期間別に、妻の予定児数別の構成割合と平均出生児数を示した。この表からわかるように、都市と農村間には、予定児数の構成割合に相違が認められる。つまり、第3子以上の予定児数の構成割合を比較すると、農村が34.2%、都市が24.8%と約10%の差がある。ところが、平均出生児数は、都市・農村の間にそれほど差は認められない。一例として結婚持続期間15～19年についてみると、予定児数が1人の都市・農村の平均出生児数の格差は0.07、同2人が0.06、同3人が0.01、同4人が0.06、同5人以上が0.46と、予定児数4人未満については、ほとんど出生力格差はないといえる。このことは、他の結婚持続期間の夫婦についてもいえることである。

以上の、予定児数に関する諸点を考慮すると、予定児数の都市・農村の構成上の差異が出生児数の格差へ大きく寄与していると推論できる。そこで次に、コンポウネンツ・アナリシスによって、その

表4 都市・農村別の結婚持続期間別妻の予定児数の構成割合及び平均出生児数

結婚持 続期間	予定児数	構成割合（総数は実数を示す）							平 均 出 生 児 数						
		総数	0人	1人	2人	3人	4人	5人 以上	総数	0人	1人	2人	3人	4人	5人 以上
農村 総数	3,383	%	%	%	%	%	%	人	人	人	人	人	人	人	
0～4年	723	1.8	9.6	54.8	29.9	3.4	0.9	1.02	—	0.64	1.11	1.12	0.83	1.60	
5～9	758	0.8	8.3	59.0	29.2	2.2	0.5	2.00	—	0.97	1.89	2.50	3.06	2.50	
10～14	629	2.2	8.4	53.7	33.2	2.1	0.3	2.23	—	1.04	2.02	2.91	3.77	5.00	
15～19	581	1.9	9.1	58.5	36.3	3.1	1.0	2.32	0.18	1.17	2.11	3.03	4.06	5.17	
20～24	424	2.1	8.3	52.6	31.1	4.7	1.2	2.43	—	1.06	2.16	3.08	4.05	4.80	
25～29	245	2.9	7.4	42.0	33.9	11.4	2.5	2.66	0.14	1.06	2.11	3.05	4.14	7.50	
30～34	33	—	6.1	39.4	27.3	24.2	3.0	3.06	—	1.50	2.46	3.11	4.13	5.00	
都市 総数	4,517	%	%	%	%	%	%	人	人	人	人	人	人	人	
0～4年	921	2.2	27.9	57.4	21.3	1.5	—	0.86	—	0.69	0.96	0.94	0.86	—	
5～9	1,013	2.1	9.7	65.4	20.9	1.8	0.1	1.87	0.05	0.95	1.85	2.45	3.28	4.00	
10～14	944	2.8	11.8	59.6	22.5	3.0	0.4	2.12	—	1.10	2.02	2.96	3.68	5.25	
15～19	840	3.8	13.8	60.1	18.6	2.9	0.8	2.10	0.13	1.10	2.05	3.02	4.00	4.71	
20～24	544	3.7	12.0	57.2	23.2	3.5	0.6	2.18	0.05	1.14	2.05	3.03	4.16	4.00	
25～29	247	2.0	10.5	53.0	29.2	3.6	1.6	2.42	0.20	1.19	2.12	3.14	4.11	6.00	
30～34	17	—	—	29.4	23.5	35.3	11.8	3.82	—	—	3.00	3.25	4.33	6.50	

影響の程度をみることにする。

表5は、コンポウネンツ・アナリシスによる計算の結果を示したものである。結婚持続期間別の都市・農村出生力格差への予定児数の影響は以下のとおりである。

第1の点は、少数サンプルである結婚持続期間30年以上と、結婚持続期間0～4年の低い寄与率の夫婦を除いて、いずれの結婚持続期間においても、妻の予定児数の地域間の差異は、出生力格差へ大きく寄与している。その影響の程度は、約85%である。とくに、結婚持続期間10～14年と25～29年の夫婦については、寄与率が100%を越えている。前者については第2子出生が完了する時期に該当し、その時点での予定児数の説明力の強さは、出生力格差そのものが小規模であることに起因していることによると考えられる。また、後者については、追加出生がほとんどない完結出生力を持った夫婦であるから、むしろこの寄与率の高さは、結果的に現存児数に適應させた予定児数の規模であるともみるべきであって、必ずしも、あらかじめ持っていた予定児数の実現した姿とはいえない側面を持っていると考えられる。

第2の点は、結婚持続期間5～9年、15～19年、20～24年の夫婦の予定児数構成差の寄与率で、いずれも都市・農村格差の75%前後の寄与率を示している。これらの夫婦は、追加出生がある程度あり、特に、結婚持続期間5～9年の夫婦の寄与率の高さは、予定児数別の出生間隔の相違を示している。つまり、都市・農村間において、予定児数の寄与が高く、なおかつ出生間隔が等しいとすれば、この期間に出生力格差があらわれないはずである。ところが、ここで格差があり寄与率も高かった。このことは、都市・農村の出生力水準が、結婚持続期間の比較的早い時期から、予定児数格差として潜在的に形成されていることを示し、このことが、都市・農村の出生力格差へ最も大きく寄与していることを示している。

第3の点は、結婚持続期間0～4年の夫婦については、出生力格差へほとんど寄与していないことである。寄与率は4.8%である。これは、予定児数の規模が都市・農村で異なっている、この結婚持続期間の出生児数にそれほど大きな差がないことに起因しているためであると考えられる。つまり、第1子に関しては予定児数に関係なく生むためと考えられる。

以上みてきたように、予定児数の地域構成上の差異は、都市・農村の出生力格差へ大きく影響を与えており、この影響は結婚持続期間5年以上の夫婦について一貫して認められた。特に結婚持続期間別の都市・農村出生力格差の75%前後は、予定児数の相違によって発生したことが明らかとなった。

表5 結婚持続期間別平均既往出生児数の都市・農村格差の分析表：妻の予定児数**

結婚持続期間	平均出生児数の全格差	予定児数構成の差による部分	予定児数別出生率の差による部分	複合的な差による部分
0～4年	0.1379 (100.0%)	0.0066 (4.8%)	0.1104 (80.2%)	0.0207 (15.1%)
5～9	0.1282 (100.0%)	0.1002 (78.2%)	0.0333 (26.0%)	-0.0053 (-4.1%)
10～14	0.1086 (100.0%)	0.1246 (114.8%)	-0.0119 (-10.9%)	-0.0042 (-3.8%)
15～19	0.2169 (100.0%)	0.1663 (76.7%)	0.0536 (24.7%)	-0.0030 (-1.4%)
20～24	0.2511 (100.0%)	0.1813 (72.2%)	0.0632 (25.2%)	0.0060 (2.6%)
25～29	0.2404 (100.0%)	0.2489 (103.5%)	-0.0246 (-10.3%)	0.0162 (6.7%)
30～34	-0.7628* (100.0%)	-0.5380* (70.5%)	-0.3234* (42.4%)	0.0986* (-12.9%)
35～	(—)	(—)	(—)	(—)

* 少数サンプル

** 妻の現在年齢50歳未満のみ

5. ま と め

この分析では結婚持続期間別の都市・農村の出生児数に格差を及ぼす要因として、都市・農村間の初婚年齢の地域的相違と、妻の予定児数の地域的相違に着目し、その影響について、コンボウネツ・アナリシスによって分析を行なった。

この分析の結果を要約すると、都市・農村出生力格差の大部分は予定児数の差によって発生しているが、初婚年齢の相違も約10%の寄与をしていることである。このことは、結婚内出生抑制の効果が最も大きく寄与していることを示し、都市・農村の出生力水準を決定する出生意欲の地域間差異、また出生意欲を形成する社会・経済的、文化的背景の相違を示しているといえるであろう。

わが国の世帯統計

山 本 千鶴子

1 はじめに

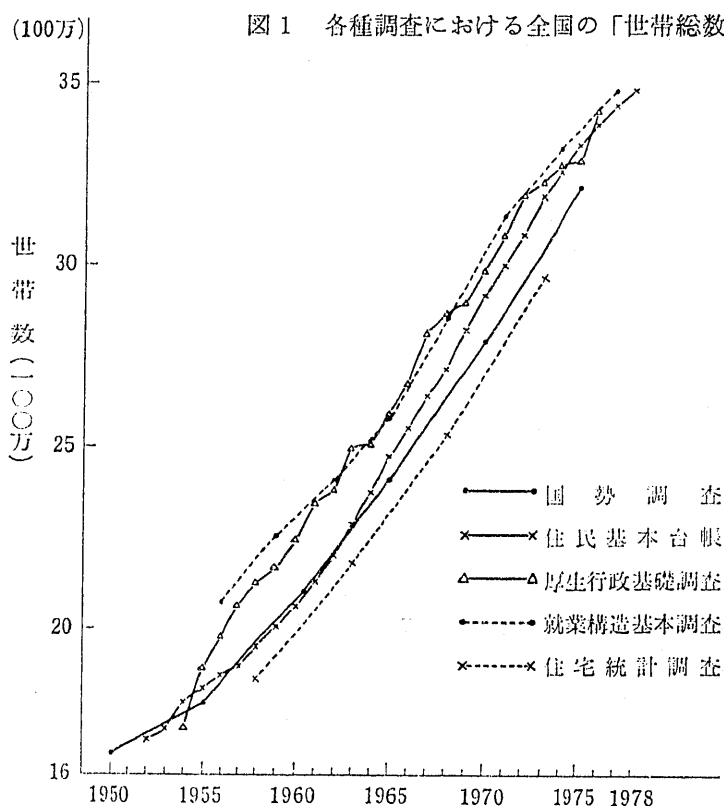
世帯数の増加は戦後著しく、その将来動向は国や自治体などの将来計画にとって、きわめて重要である。

ところが、1970年代に入って、世帯総数の動向について、次のような問題が提示されてきた。その1つは、図1にみられるように、世帯総数の増加率が「国勢調査」とその他の調査との間に差異がみられること、その2は増加率を計算する基礎となっている世帯数が、同じ年次にもかかわらず、調査間に大きな差があることである。

すなわち、「国勢調査」の世帯総数の増加率をみると、1970—75年には15.3%、1965—70年は15.7%とほとんど差がみられなかった。また、「国勢調査」の結果にもとづく世帯数の将来推計結果によると、1975—80年の世帯総数（中間推計値）の増加率は12.5%と見込まれていた¹⁾。ところが、「住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表」（以下「住民基本台帳」と略す）の5年間の増加率は、1967—72年の16.9%から1972—77年の11.4%へと5.5%の低下を示し、年増加率も1969年から1974年までの2～3%台から、1975—76年で1.8%、1976—77年で1.4%と著しい低下を示している。

また、1975年の世帯総数は、「国勢調査」が3,214万世帯であるのに対して、「住民基本台帳」は3,331万世帯と、その両者の差は117万世帯であり、さらに1974年の「就業構造基本調査」の世帯総数は3,320万世帯と、1年後に行なわれた「国勢調査」の世帯総数を106万世帯も上回っていた。

世帯数の規模と動向にこのような差をもたらす要因は、統計一般に考えられているように、「国勢調査」とその他の調査の間における(1)世帯



1) 伊藤達也・山本千鶴子「全国世帯数の将来推計（昭和52年1月暫定推計）：昭和45年～75年」『人口問題研究』第141号、1977年1月。

表1 各種世帯

区 分	国 勢 調 査	住 宅 統 計 調 査
世 帯 の 定 義	<p>普通世帯——住居と生計を共にしている人の集まり、又は1戸を構えている単身者。</p> <p>ただし、単身の住み込みの雇い人については、以下のように取り扱った。</p> <p>(1) 単身の住込みの営業使用人 5人以下の場合一雇い主の世帯に含め、これを普通世帯とした。 6人以上の場合一営業使用人だけをまとめて一つの準世帯とした。</p> <p>(2) 単身の住込みの家事使用人は何人いても雇い主の世帯に含め、これを普通世帯とした。 (『昭和50年国勢調査報告 第2巻 全国編』Vページ)</p>	<p>この調査では、一般の家庭のように住居と生計をともにしている人々の集まりを1つの世帯とする。</p> <p>1人で1戸をかまえて暮している人(1人でアパートなどに住んでいる人を含む。)は1人で1つの世帯とします。</p> <p>(『昭和53年住宅統計調査 調査の手引』10ページ)</p>
単独世帯の世帯主	(単独世帯)	(1人の主世帯)
2人以上の普通世帯の世帯主および世帯主の親族	普 通 世 帯	普 通 世 帯
単身の住み込み家事使用人	雇主の世帯に含める。	雇主と同居していれば雇主の世帯に含める。
単身の住み込み営業使用人	<div> <div>5人以下</div> <div>6人以上</div> </div>	<div> <div>雇主と同居していても、まとめて1つの準世帯</div> </div>
単身の下宿人・間借り人	<div> <div>1人</div> <div>2人以上</div> </div>	<div> <div>1つの準世帯</div> <div>1人1人にばらして1つの準世帯</div> </div>
学校寄宿舎・会社などの寄宿舎	棟ごとにまとめて1つの準世帯	棟ごとにまとめて1つの準世帯
社 会 施 設		
病院・療養所	病院ごとに1つの準世帯	
自衛隊・矯正施設	調査単位ごとに1つの準世帯	対 象 外
調査対象地域(国勢調査調査区後置番号)	全 調 査 区	1, 2, 3, 4, 8

家計調査 全国消費実態調査

統計の定義

厚 生 行 政 基 礎 調 査	就 業 構 造 基 本 調 査	住民基本台帳にもとづく世帯数	
<p>世帯とは、調査日現在、事実上同居をともし、かつ、事実上の家計を一つにしている者の集り、または1人で独立の家計を維持しているものをいう。</p> <p>ここでいう家計とは、日常生活を営むための収支をいう。</p> <p>（『昭和52年厚生行政基礎調査報告』254ページ）</p>	<p>一般世帯——一般の家庭のように同居と生計を共にしている2人以上の人の集まりをいう。</p> <p>単身の住み込みの雇い人はその住み込んでいる世帯の世帯員とした。</p> <p>単身世帯——1人で1戸をかまえて暮している者や、単身で間借りをしているような人、あるいは寮、寄宿舍、下宿屋などに居住する単身者1人1人をいう。</p> <p>（『昭和52年就業構造基本調査報告全国編』3ページ）</p>	<p>世帯とは、居住と生計を共にする社会生活上の単位をいいます。営業のための使用人、寄宿舍などの居住者などは、居住が一緒であっても生計を共にするものではないので、各人がそれぞれの世帯をつくっているとみられます。</p> <p>（『住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表』〔昭52.3.31 現在〕197ページ）</p>	
単 独 世 帯	単 身 世 帯	住 民 基 本 台 帳 に 登 録 さ れ て い れ ば	1つの世帯
1つの世帯	一 般 世 帯		1つの世帯
雇主と生計が別の場合は、1人1人にばらして1つの単独世帯とする。雇主と生計が一緒の場合は、雇主の世帯に含める。	雇主と住居を共にしていれば、雇主の世帯に含める。		1人1人にばらして1つの世帯
単 独 世 帯	単 身 世 帯		
1人1人にばらして1つの単独世帯	1人1人にばらして1つの単身世帯		
1室に1人の場合は単独世帯、1室に2人以上の場合は、その者が独立の家計を維持しているかどうかで、1つにするか2つ以上にするか判断する。			
対 象 外	対 象 外	全 調 査 区	
後置番号1にある病院のみ。医療施設で住民登録をしていれば単独世帯、それ以外は生活の本拠のある世帯に入れる。			
1, 8	1, 2, 3, 4, 8		

の定義の違い、(2)調査対象の範囲の違い、(3)調査基準時点の違い、などが考えられる。

そこで本稿では以上の3つの要因について検討することにした。

本稿で比較検討の対象とする世帯統計は、「国勢調査」と「住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表」のほかに「住宅統計調査」、「就業構造基本調査」、「厚生行政基礎調査」の5つである。

上記5つの調査をとりあげる理由は、(1)「国勢調査」以外の年次について、全国の世帯数の調査結果が得られる。(2)「厚生行政基礎調査」については、「国民栄養調査」、「国民生活実態調査」や「国民健康調査」などの標本調査の客体抽出の母集団として設定されているからである。

2 世帯に関する定義・調査対象などの比較

2.1 調査間の世帯の定義

5つの調査で用いられている世帯についての諸定義(用語)を整理して表1に示した。世帯の基本的定義はどの調査にも共通している。すなわち、世帯とは、①「住居と生計(あるいは家計)を共にしている人(々)の集まり」及び②「1戸を構えている単身者」と定義されている。しかし、5つの調査とも最も重要な調査単位は調査対象者個人であって、世帯は調査対象者をもれなく把握するための単位あるいは手段である。そのため、世帯の基本的定義が同じであるにもかかわらず、具体的な世帯の取り扱いは、調査の目的や調査実施機関によって差異がみられる。その1つは、基本的定義の第2項の「1戸を構えている単身者」の取り扱い方、その2つは、「1人あるいは集団で生活している単身者」の世帯に関する取り扱い方である。

まず、第1点の「1戸を構えている単身者」は、「国勢調査」及び「住宅統計調査」ではそれぞれ「単独世帯」あるいは「1人の主世帯」として「普通世帯」に分類されている。しかし、「就業構造基本調査」及び「厚生行政基礎調査」では「国勢調査」でいうところの「準世帯」に分類され、「就業構造基本調査」では「1戸を構えている単身者」を「単身世帯」とよび、「厚生行政基礎調査」では「単独世帯」とよんでいる。

第2点の「1人で下宿あるいは集団で生活している単身者」については、「国勢調査」及び「住宅統計調査」では「準世帯」とよんでいる。1人で生活している場合、住居も生計も他から独立していれば「普通世帯」の方に分類され、普通世帯と住居が一緒であるが、生計が別の場合は「準世帯」の方に分類されている。これに対して「就業構造基本調査」及び「厚生行政基礎調査」では「1人で1戸を構えている単身者」と同じように扱い、「就業構造基本調査」では「単身世帯」、「厚生行政基礎調査」では「単独世帯」とよんでいる。「厚生行政基礎調査」では「単独世帯」の中を「住み込みまたは寄宿舍等に居住する単独世帯」と「その他の単独世帯」とに分類しているが、「就業構造基本調査」ではこのような分類はなされていない。

そこで、本稿では世帯をまず世帯人員が2人以上の世帯とそれ以外の世帯とに分けることにする。前者の「住居と生計を共にしている2人以上の人の集まり」を「家族的世帯」とし、後者の「家族的世帯以外の世帯」すなわち「アパート等で1戸を構えている単身者」、「単身の下宿人」、「学校・会社の寄宿舍等の入居者」、「住み込みの雇い人」、「病院・施設の入居者」などの単身生活者で形成された世帯を「単身者世帯」とする。

この「単身者世帯」の単位の取り方には2つの方法がある。その1つは寮・寄宿舍や社会施設に住んでいる人達については1棟ごとにまとめ、病院や児童保護施設・更生施設に住んでいる人達は病院や施設ごとにまとめ、自営隊や矯正施設の居住者と収容者については調査単位ごとにまとめて、それぞれ1つの「単身者世帯」とする方法である。この方法は、「国勢調査」や「住宅統計調査」で用い

られている。もう1つの方法は寮や寄宿舎に住んでいる单身生活者の1人1人をばらして、それぞれを1つの「单身者世帯」とする方法である。この方法は「就業構造基本調査」、「厚生行政基礎調査」や「住民基本台帳」²⁾で用いられている。

まとめて1つの世帯とみなすか、あるいは1人1人をばらして1つの世帯とするかの違いは、「单身者世帯数」に差をもたらし、後者の方が前者よりも大きくなることはいうまでもない。

2.2 調査対象と方法

次に、5つの調査間における調査対象と方法の違いについてふれることにしよう（図2参照）。

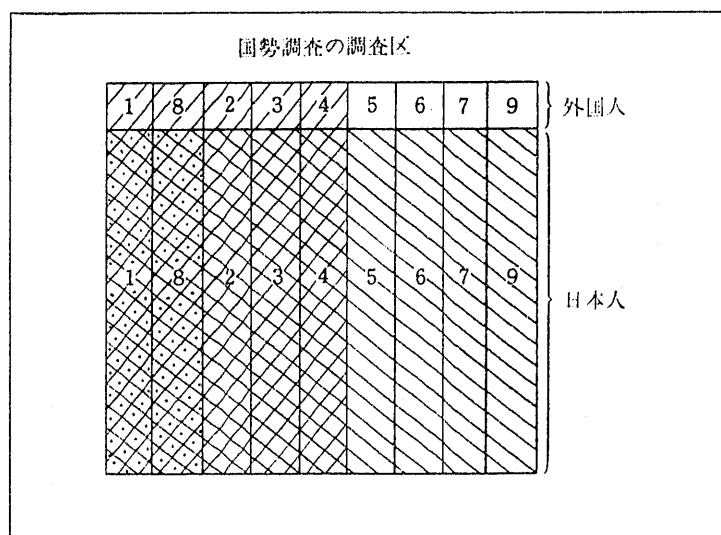
まず第1の違いは世帯数が実査によるものか、帳簿によるものかの違いである。

「住民基本台帳」は帳簿上の世帯数であるが、それ以外の調査の世帯数は実査による世帯数である。

第2の違いは、悉皆調査かあるいは抽出調査かの違いである。

「国勢調査」は調査の時期に日本国内に3カ月以上常住している人、もしくは3カ月以上にわたって常住する見込みの人を、世帯を単位として調査している。又、「住民基本台帳」は「国勢調査」の

図2 各種調査における調査区の範囲



図中の数字は後置番号を表わす

	調 査 名	後 置 番 号	世帯主が外国人の場合
	厚生行政基礎調査	1, 8	対 象 外
	住宅統計調査・就業構造基本調査	1, 2, 3, 4, 8	対象とする
	住民基本台帳		本文参照

2) 「住民基本台帳」においては、「家族的世帯」と「单身者世帯」の区別はわからないが、「営業使用人、寄宿者などの居住者は居住が一緒であっても生計を共にするものでないので、各人がそれぞれの世帯をつくっているとみられている」（『住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表』昭和52.3.31現在、197ページ）ため、後者の方に入れた。

全調査区にあたる地域を対象としているとみられる。これらに対して「住宅統計調査」「就業構造基本調査」および「厚生行政基礎調査」の3つの調査は「国勢調査」の調査区を抽出単位とした抽出調査である。前の2つの調査は「国勢調査」の調査区の後置番号1, 2, 3, 4, 8の調査区を調査対象としている。そして「厚生行政基礎調査」は後置番号1と8を調査対象とした抽出調査であり、5つの世帯統計の中で調査対象の範囲は最も小さい。

もう1つの違いは、国籍による取り扱い方の違いである。

「国勢調査」、「就業構造基本調査」及び「住宅統計調査」は外国籍の人も含めて調査の対象としている。ただし、外国の外交団・領事団、外国軍隊の軍人・軍属は除外されている。なお、「住宅統計調査」は、正確には外国の政府又は国際機関の公務をおびる者が管理する施設の居住者は除外している。一方、「厚生行政基礎調査」については、世帯主が外国人の世帯は除外しており、上記の三つの調査よりも更に調査対象が小さくなっている。又、「住民基本台帳」については、住民基本台帳に記載されている日本人という規定のため、外国人は除外される。しかし、世帯主が外国人で、その配偶者が日本人の場合は、配偶者を仮の世帯主とし、備考として本来の世帯主を記入することになっている³⁾。したがって、「厚生行政基礎調査」よりも対象は大きくなっている。

2.3 調査の時期

次に調査の時期についてふれることにする。「国勢調査」は、唯一の、戦前からひき続き行なわれている悉皆調査で、1920年以降、大太平洋戦争終了直後の混乱期を除いて、5年目ごとに実施され、1975年までに12回を数えている。調査実施の間隔が「国勢調査」と同じ5年の「住宅統計調査」は、1948年以降、1978年まですでに7回を数えている。インターバルが3年の「就業構造基本調査」は1956年以降、1977年まですでに8回を数えており、「厚生行政基礎調査」は1954年以降、1966年⁴⁾を除く毎年、調査が行なわれている。「住民基本台帳」は1952年以降、1977年まで毎年公表されている。又、調査の月日については以下のようになっている。

調 査 名	調査の月日・時刻
国 勢 調 査	各回とも10月1日午前零時現在
住 宅 統 計 調 査	第1回 (1948年) 8月1日現在
	第2回 (1953年) 9月1日現在
	第3回以降 (1958年～) 10月1日現在
就業構造基本調査	各回とも7月1日午前零時現在
厚生行政基礎調査	1953～1956年 4月1日現在
	1957～1965年 4月15日現在
	1967年以降 6月1日現在
住 民 基 本 台 帳	毎年3月31日現在

以上のべてきたことを要約すると以下のとおりである。

- (1) 世帯の定義、すなわち①「住居と生計（あるいは家計）を共にしている人（々）の集まり」及び②「1戸を構えている単身者」は、5つの世帯統計において共通していた。
- (2) しかし、上記の②「1戸を構えている単身者」及び「1人で下宿あるいは集団で生活している単身者」の分類の仕方については調査間に次のような差がみられた。

3) 自治省行政局振興課編集『住民基本台帳法令・通達集』昭和54年版、62ページ。

4) 1966年については、「厚生省生活総合調査」を実施した。

「国勢調査」及び「住宅統計調査」では「1戸を構えている単身者」は「普通世帯」に、「1人で下宿あるいは集団で生活している単身者」は「準世帯」の方に分類している。「就業構造基本調査」及び「厚生行政基礎調査」では、前者も後者も「国勢調査」でいうところの「準世帯」の方に分類している。

(3) 「単身者世帯」の単位のとおり方には2つの方法があった。その1つは棟・病院・調査単位等をまとめて1つの「単身者世帯」とする方法であり、もう1つは寮や寄宿舎等にいる単身生活者の1人1人をそれぞれ1つの世帯とする方法である。

(4) 調査対象の範囲については「国勢調査」が一番大きく、次に「住民基本台帳」、三番目に「住宅統計調査」及び「就業構造基本調査」、そして一番小さいのは「厚生行政基礎調査」である。

(5) 調査の時期については、「国勢調査」以外は戦後になって行なわれた調査であり、調査間の間隔について「国勢調査」・「住宅統計調査」は5年、「就業構造基本調査」は3年、「厚生行政基礎調査」、「住民基本台帳」は1年となっている。

(6) 調査の期日についてみれば、最近では同一年次内では一番早い「住民基本台帳」と一番遅い「国勢調査」及び「住宅統計調査」では6カ月間の開きがあった。

3 世帯数及び世帯人員に関する結果の比較

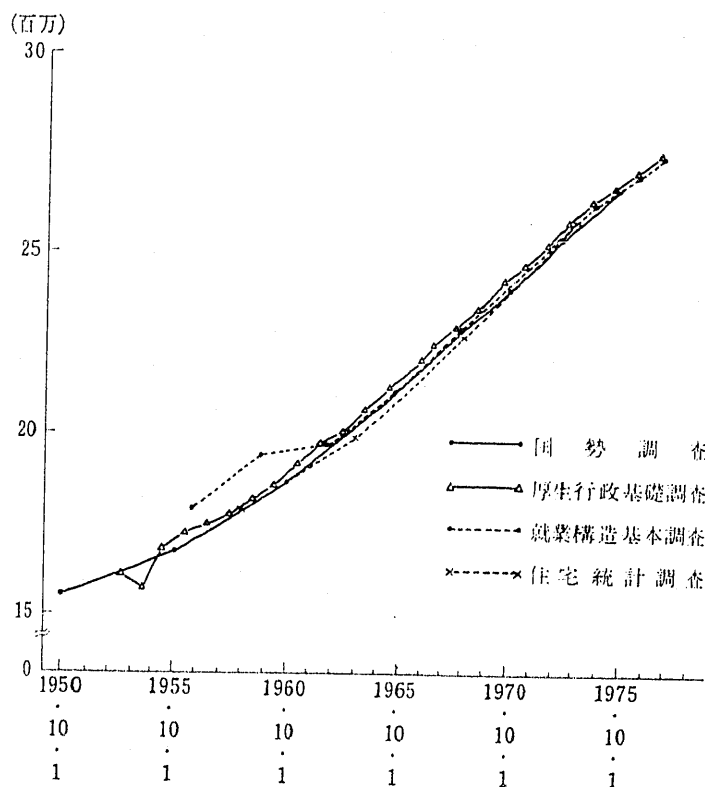
3.1 「家族的世帯」数の比較

5つの調査の世帯統計の基礎となっている世帯の定義、調査対象と方法および調査の時期について検討してきた。しかし、より重要なことは、このような差異が全国世帯数そのものにどのような差をもたらしているのか明らかにしておくことである。すなわちいくつかの調査結果を利用して、全国の世帯数の動向をみる上で、無視できない相違点と、事項によっては無視できるものとを区別し、無視したとしても、そのことによる影響がどの範囲でどの程度のものであるかを確定しておくことによって、はじめにあげた世帯統計の問題点を解明することができるからである。

すでにみてきたように世帯の基本的定義のその2にあたる「1戸を構えている単身者」については調査間で様々な差異がみられた。しかし、基本的定義その1の「家族的世帯」については調査間でその差が認められなかった。

そこで各調査における「家族的世帯」数を図3に示した。1954年の「厚生行政基礎調査」及び1956、1959年の「就業構造基本調査」については、他の調査と比べて60万から100万位の差があるが、他の年次及び他の調査についてはほとんど差が認められなかった。

図3 各種調査における全国の「家族的世帯」数



世帯総数でみた場合、1974年の「就業構造基本調査」と1975年の「国勢調査」との間には、1年後に実施された「国勢調査」の方が106万少ないという結果となっていたが、「家族的世帯」で比較すると、そのような差はなくなり、1年後に実施された「国勢調査」の方が65万世帯程大きい。さらに、1973年の「住宅統計調査」と「厚生行政基礎調査」を比べると世帯総数では266万世帯、後者の方が大きかったが、「家族的世帯」では両者の差は100世帯しかみられなかった。このように、「家族的世帯」数は調査方法や調査対象のちがい、さらに調査期日のずれにもかかわらず、その推移には、どの調査でもほとんど差がなかった。したがって、各調査の世帯総数の差は「単身者世帯」の差によるということができよう。

3.2 「単身者世帯」数と人員の比較

そこで次に「単身者世帯」数を図4に示した。このような差が出てくるのは調査によって「単身者世帯」のカウントの仕方に違いがあるためである。

そこでカウントの方法を統一し「単身者世帯」人員で比較したのが図5である。

調査対象が一番大きい「国勢調査」と「住宅統計調査」とでは、調査年次に2年のずれがある。そこで1960年の「国勢調査」と1958年の「住宅統計調査」とを比較すると、前者の方が約190万人多いが、両者の差は調査の回数を重ねるごとに小さくなってきており、1975年の「国勢調査」

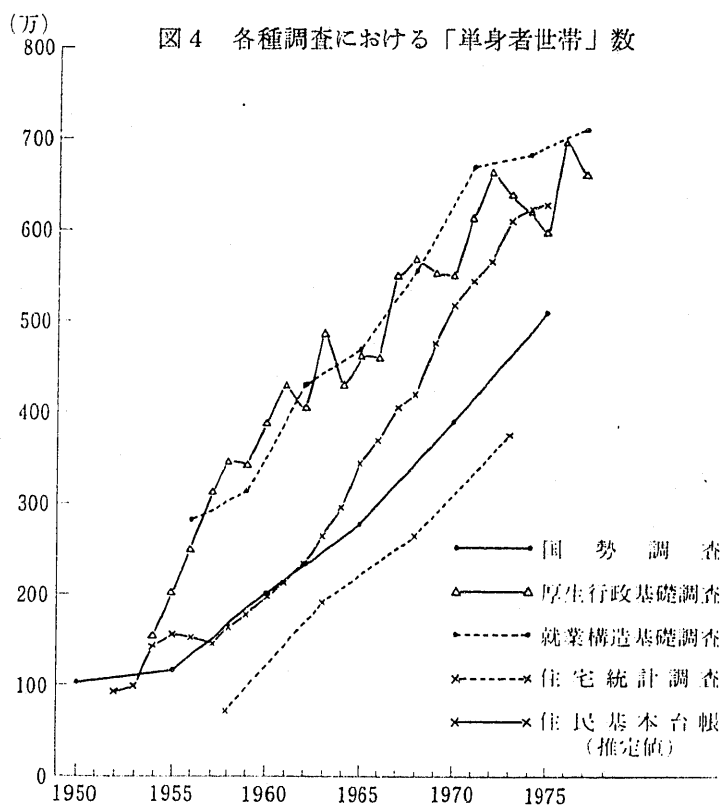
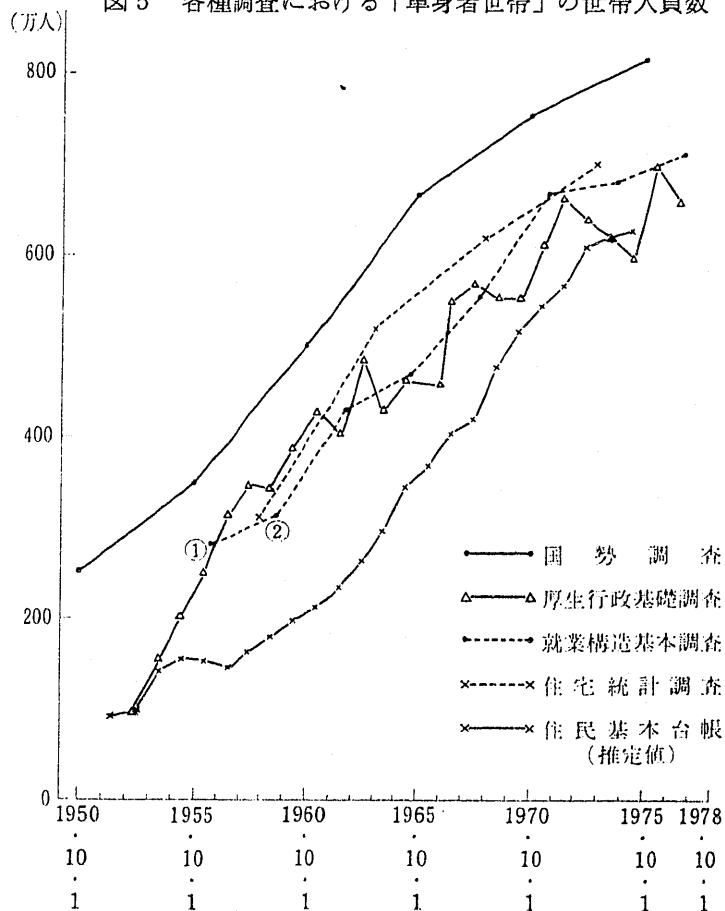


図5 各種調査における「単身者世帯」の世帯人員数



と1973年の「住宅統計調査」との差はおおよそ100万人となっている。

「国勢調査」と「就業構造基本調査」の比較では、1960年の差は約200万人、1970年の「国勢調査」と1971年の「就業構造基本調査」とでは約87万人の差、1975年の「国勢調査」と1977年の「就業構造基本調査」とでは64万人の差があり、いずれも「国勢調査」の方が大きく、両者の差は最近の年次になるにしたがって小さくなってきている。

「国勢調査」と「厚生行政基礎調査」との差は、1950年代はおおよそ100万人あり、1960年代以降は約200万人となり、いずれも「国勢調査」の方が大きい。

一方、「厚生行政基礎調査」と「住宅統計調査」との比較では1958年と1963年では、約30万人、1977年では約40万人と、いずれの年次でも「住宅統計調査」の方が大きく、最近になるにしたがって、その差は大きくなってきている。

調査対象が同じである「住宅統計調査」と「就業構造基本調査」との比較では、余り差がないはずであるが、1963年の「住宅統計調査」と1962年の「就業構造基本調査」との差は約90万人「住宅統計調査」の方が大きく、調査の回数を重ねるにしたがってその差は縮まってきているが、1973年の「住宅統計調査」と1974年の「就業構造基本調査」の差は30万人、前者が大きくなっている。

なお、「住民基本台帳」には「家族的世帯」と「単身者世帯」の区別がないので次のような方法で推定した。他の4つの調査では「家族的世帯」の定義も世帯数も大体同じであった。そこで「国勢調査」の「家族的世帯」数を直線補間して毎調査間年次の「家族的世帯」数を推定し、つぎに「住民基本台帳」の世帯数から、「家族的世帯」数をさしひいて、「住民基本台帳」の「単独世帯」数及び世帯人員を推定した。こうして推定された「単身者世帯」数は図4に、「単身者世帯」人員は図5に示した。

要するに、「単身者世帯」の人員数で各調査間を比較してみると、「単身者世帯」が最も大きかったのは「国勢調査」、二番目が「住宅統計調査」と「就業構造基本調査」、三番目が「厚生行政基礎調査」、四番目が「住民基本台帳」となった。これは調査対象の大きさのちがい、すなわち、「国勢調査」は外国人も含むすべての調査区を、「住宅統計調査」と「就業構造基本調査」は外国人をも含む後置番号1, 2, 3, 4, 8の調査区を、「厚生行政基礎調査」は外国人の世帯主の世帯を除く後置番号1, 8の調査区によるものと考えられる。なお、「住民基本台帳」は調査対象が「国勢調査」の次に大きいにもかかわらず、推定の「単身者世帯」人員数では一番小さくなっている。

4 ま と め

5つの調査の世帯の基本的定義は、①「住居と生計（あるいは家計）を共にしている人（々）の集まり」及び②「1戸を構えている単身者」であった。5つの調査を比較していえることは、基本的定義①の「住居と生計を共にしている2人以上の人の集まり」すなわち「家族的世帯」については調査間での差が認められなかった。しかし、②の「1戸を構えている単身者」、及び「1人又は集団で生活している単身者」に関する取り扱い方に差があった。

「1戸を構えている単身者」については、「国勢調査」及び「住宅統計調査」では「普通世帯」に分類し、「就業構造基本調査」及び「厚生行政基礎調査」では、「国勢調査」でいうところの「準世帯」に分類されている。又、「1人あるいは集団で生活している単身者」については、どの調査とも、「国勢調査」でいうところの「準世帯」に分類している。しかし、調査によって単位のとりに違いがある。その1つは、寮・寄宿舍・社会施設の居住者、病院、保護・更生施設、自衛隊や強制施設に生活している人達は、寮の1棟ごと、病院や施設ごと、調査単位ごとにまとめて1つとかぞえる方法

である。これは「国勢調査」や「住宅統計調査」で用いられている方法である。もう1つは、寮・寄宿舎等に住んでいる単身者1人1人をばらして1つの「単身者世帯」とする方法で、「就業構造基本調査」、「厚生行政基礎調査」、「住民基本台帳」で用いられている方法である。

調査の方法について、実査は「国勢調査」、「住宅統計調査」、「就業構造基本調査」及び「厚生行政基礎調査」の4つであり、残りの「住民基本台帳」は帳簿上の世帯数である。又、「国勢調査」及び「住民基本台帳」は全国を対象としており、残りの3つの「住宅統計調査」、「就業構造基本調査」及び「厚生行政基礎調査」は抽出調査である。

抽出調査の場合、対象となる調査区は「住宅統計調査」及び「就業構造基本調査」は「国勢調査」の調査区の後置番号1, 2, 3, 4, 8で、「厚生行政基礎調査」は1と8である。又、対象の調査区に住んでいる外国人の取り扱いについては「国勢調査」、「住宅統計調査」及び「就業構造基本調査」は、外国人を調査の対象としている。しかし、「厚生行政基礎調査」は、外国人の世帯主の世帯は対象外としている。「住民基本台帳」では外国人が世帯主で配偶者が日本人の場合は、配偶者を仮の世帯主として、登録している。

調査実施の間隔が「国勢調査」及び「住宅統計調査」は5年であり、「就業構造基本調査」は3年で、毎年行なわれるのは「厚生行政基礎調査」及び「住民基本台帳」である。又、調査の時期は、同一年次でみれば、一番早い3月31日の「住民基本台帳」と一番遅い10月1日の「国勢調査」及び「住宅統計調査」では6カ月間の開きがあった。

そこで、各調査における「家族的世帯」数と、「家族的世帯」以外の世帯数すなわち「単身者世帯」数を比較した。その結果、「家族的世帯」数については、調査対象及び方法に差があったにもかかわらず、1954年の「厚生行政基礎調査」及び1956年と1959年の「就業構造基本調査」を除いては、ほとんど差が認められないと言ってもよい。したがって、世帯総数の差は「単身者世帯」の差といえることができる。

「単身者世帯」の単位のとり方には2つの方法があるため、「単身者世帯」人員に単位をそろえ、その数を比較した。その結果、「住民基本台帳」を除いては調査対象の大きい順、すなわち一番大きいのは「国勢調査」、二番目は「住宅統計調査」及び「就業構造基本調査」、三番目は「厚生行政基礎調査」の順となった。しかしながら、「厚生行政基礎調査」は年次変化がきわめて大きく、又、調査対象の範囲が同じにもかかわらず「住宅統計調査」と「就業構造基本調査」では、最近になるにしたがって、その差は小さくなってきているものの、1973年の「住宅統計調査」と1974年の「就業構造基本調査」の差は、前者が30万人大きくなっている。そして、調査対象が「国勢調査」の次に大きいにもかかわらず、「住民基本台帳」はどの年次も一番小さい値となっている。

5 今後の課題

住居と生計を共にする2人以上の「家族的世帯」の動向は、各調査においてほぼ同じ傾向を示していた。しかし、世帯の家族構成、経済構成あるいは地域分布においても同様なことがいえるのであろうか。また、調査間でかなり大きな差がみられた「単身者世帯」については、定義や調査対象の差をほかの各種の調査結果を用いることによって整合的に説明できるのだろうか。こうした点を今後の課題としたい。

書 評・紹 介

National Center for Health Statistics,
Statistics Needed for National Policies
Related to Fertility, U. S. Department
of Health, Education, and Welfare 1978
ix+154 pp.

「国の人口政策——その主要な関心領域は出生力にあるが——を推進するための基礎として、適正な統計情報が必要である」として、人口動態衛生統計に関する合衆国委員会は、出生力に関連する政策に必要な特有の諸情報を整理する必要性に注意を呼び起した。この報告書は、それに応じて刊行されたものであって、これまでの出生力データとその基礎をなすデータ収集システムについての吟味・検討の結果である。

その内容は、大きくいって、主要論点と序論、政策に関連するデータの必要性、勧告、参考文献付録よりなる。

「主要論点」は、データ収集システム、分析、普及の方法であり、同時にこれらの諸論点とそれについての勧告が本書全体の主要構成でもある。

「序論」は、出生力に関連する政策とその企画であり、アメリカの人口政策の組織的な所管と位置が概観される。

「政策に関連するデータの必要性」は本書の中心的部分であり、以下の6項目についてデータ収集システム、分析、とその利用状況が検討される。それは①出生力統計と人口変動に関連する政策、②望まれた出生と実際の出生：タイミングと数、③出生力との関連でみた結婚のパターン、④婦人労働、婦人の就業状態と育児、⑤出生力とその社会・経済的相関関係、⑥出生抑制の方法：受胎調節、不妊手術、人工妊娠中絶である。以上の各項目について、現にあるデータとその収集システム、分析結果が検討され新しい調査方法・項目の必要性についても勧告がなされ、さらに調査結果（データ・テープ）と分析結果の一般への利用・普及についても勧告を行なっている。

「勧告」では、個別的な諸項目ではなくて出生力統計全体の立場から、データ収集システム、分析、普及（利用促進）の方法について積極的な推進案が出される。

本書の特徴は、アメリカにおける出生力関連のデータ収集と分析、利用について、国の立場から、その現状と必要性について整理し、さらにその改善への指針を示したことにあろう。そしてその結論は、多くの現存するデータ収集システムに対して、データ収集を少なくとも継続し、さらに必要な情報については新たなデータ収集システムの開発を要請しているのである。

我々（日本）にとって、出生力関連データについてこのような組織的な検討作業は、いままでにあまり行なわれてこなかった。そのことは、例えば、我が国の国勢調査における配偶関係、結婚年月、既往出生児数といった調査項目の必要性についても、人口分析にとっての必要性、その社会にとっての必要性という意味で、必ずしも充分な検討作業がなされなかったこととも関連するであろう。

この報告書から学ぶことによって、我々は、日本におけるこれまでの出生力関連データについて組織的な検討作業を始めなければならない。

(渡邊吉利)

チャールズ・マーサー著（永田良昭訳）

『環境心理学序説——都市化と人間生活』

新曜社，東京，1979年1月，306+vi+4 ページ

本書は「都市工学，動物学，心理学を修め」たイギリス人 Charles Mercer (1934年生) による *Living in Cities: Psychology and the Urban Environment*, Penguin Books, 1975 の全訳書である。

著者は「今日，心理学者が身を挺してとり組むべき緊急の問題は何であろう。人口問題，過度の人口の集中，環境の質——人口密度の高い都市環境のなかにあらわれているさまざまな社会問題。」と述べている。著者は人口問題を地球の資源の限界の問題と過度の人口集中の2つの問題としてとらえ，後者に環境心理学に拠ってとりくんでいる。著者は文献や実験報告の批判的検討の作業にとりくみ結論的には「高密度＝極度の病理現象」という通俗的な図式をしりぞける。その意味では楽観的であるが，「高密度の生活を直接経験することによってはじめて産児調節を行なわねばならないことに気づくというかたちの自己抑制に依存するわけにもいかない」と自動的な人口増加停止を否定するという意味では悲観的である。このため，環境心理学の課題ではないが，「親になることへの動機……が利用しうる資源の状況に適合するように規制されるものか」といった心理学の課題を提起している。

著者はこのように環境心理学に拠って最後に人口問題にとりくんでいるのだが，その前に環境心理学自体の吟味（1. 課題，2. 立場，3. 方途）と若干の展開がされている。吟味では，伝統的な心理学に対する批判的検討を行ない，環境心理学の理論的な展開の基礎（適応する動物としてのヒト，刺激を求める動物としてのヒトという2つのモデル）を明示している。

展開ではまず，「距離と行動には一見明瞭な関係がみられること……に関係して提出された」「建築環境決定論」（1966年～）を検討し，その主張には疑問を示しながらも，環境心理学の発展にとって大きな意味をもったと評価している。次に，都市化にともなう人類の「心理的—社会的な進化」についての研究の「きざしとなる今日の研究」として，「空間と子どもの発達」をとりあげている。（この意義づけ自体大変興味深い。）結論として，高層高密住宅は世代間の隔離を促進し，社会的な病理現象（非行など）が増大するのは確かだが，高層化が必要なら，子どもの社会化の主たる担い手は家族であるという考え方をかえ，「多数の大人からなるグループ」を用意するというように生活様式の方を変化させる必要があるとしている。（このように都市的環境が家族・社会に与える影響を（それへの適応をふくめ）検討するところに環境心理学の特徴がある。）さらに，環境心理学の基本的概念として「身近かな空間」と「巨視的な空間」の2つを検討し，その上で先の人口問題にとりくんでいる。

以上の展開にあたって著者は特定の学問領域にとらわれない広範な既存研究を引用し，かつ精密な批判的検討を行っている。

本書の内容は以上のようなもので，近年の人口問題研究のひとつの新しい動向（たとえば，アメリカ心理学会の環境心理学および人口部会によって *Journal of Population* が1978年から刊行）の文脈を知らせる意味で紹介するものである。なお，現在（1979年夏）までのところ *Journal of Population* に掲載された数十編の論文のうち人口密度に関するものは半分以上を越えているが，Mercer（およびこの書）が引用されているのは1回のみで，彼が比較的ユニークな位置にあるものとみられる。

（廣嶋清志）

6	昭54. 5. 16	昭和53年度実地調査「長期人口変動に対する地域住民の意識と環境に関する調査」の結果報告(その3)「定住意識調査」……………若林 敬子 技官
7	昭54. 6. 6	国際人口学会1981年マニラ大会組織委員会出席報告 (プログラム原案報告)……………河野 稠果 技官
8	昭54. 6. 13	人口の年齢構造と世代……………山本 道子 技官
9	昭54. 6. 20	人口推計の方法について……………河野 稠果 技官
10	昭54. 6. 27	高齢小規模世帯について……………中野 英子 技官 池ノ上正子技官

第31回日本人口学会大会

日本人口学会の第31回大会は、昭和54年5月18日(金)、19日(土)の両日にわたり、福岡県看護等研究研修センター(福岡市中央区)において開催された。日本人口学会大会が福岡県において開催されたのは、久留米市の第20回大会以来2回目のことである。今回の大会は、福岡大学医学部の江崎廣次・重松峻夫両教授を中心とする大会準備委員会の多大のご尽力によって、盛大に行なわれた。会員参加者は100名を超え、本研究所からも多数の関係者が出席した。大会プログラムを掲げると次のとおりである。

第1日(5月18日)

◇一般報告

1. 人口動態率の都道府県別格差の変動について(第3報・出生)……………江崎 廣次(福岡大学)
津村 幸子(〃)
2. 結婚出生力格差についての一考察……………高橋 重郷(人口問題研究所)
3. 国勢調査の既往出生児数データによる地域出生力指標……………渡邊 吉利(人口問題研究所)
4. 最近の出生率の動向についての一考察……………河野 稠果(人口問題研究所)
5. サゴヤシと狩猟に依存する低地ニューギニア人の人口再生産……………大塚柳太郎(東京大学)
6. 南スマトラにおける人口増加と土地利用……………坪内 良博(京都大学)
7. 地域人口から見た老人問題……………篠崎 信男(人口問題研究所)
8. 人口高齢化期におけるわが国世帯構成の変化……………山口 喜一(人口問題研究所)
山本千鶴子(〃)
伊藤 達也(〃)
9. 長期人口変動に対する地域住民の意識と環境に関する調査
(その1)「人口意識調査」……………濱 英彦(人口問題研究所)
10. 同上(その2)「保育環境調査」……………廣嶋 清志(人口問題研究所)
11. 同上(その3)「定住意識調査」……………若林 敬子(人口問題研究所)

◇共通テーマ報告「生命表とその利用に関する研究」(I)

基調報告 生命表の研究—その医学・保健領域における利用……………重松 峻夫(福岡大学)
研究報告

1. 生命表と特定死因に関するKEYFITZの研究の一般化
について……………南条善治(福島県立医科大学)
2. 小集団の生命表……………小林 和正(京都大学)
3. 平均余命に及ぼす環境諸条件の影響について……………山本 幹夫(帝京大学)
寺尾 浩明(〃)
山岡 和枝(〃)
4. 死亡秩序の近代化とその社会的文化的要因について
(1840~1969年における)……………山本 文夫(中村学園大学)

第2日(5月19日)

◇一般報告

12. 出生力の経済学—その方法的意義……………大淵 寛(中央大学)
13. 江戸時代の人口思想……………石原 正令(関東学園大学)
14. 十八世紀フランスの人口事情……………岡田 実(中央大学)
15. 吉田顯三の寿命統計研究—聖運録—について(第2報)……………丸山 博
16. 労働力人口の産業別配分の特性と問題点……………畑井 義隆(明治学院大学)
17. 最適生涯貯蓄と最適人口成長……………高木 尚文(成城大学)
18. 人口移動の転換と政策論的意義……………黒田 俊夫(日本大学)
19. コーホートにおける地域的分布の変化の測定……………鈴木 啓祐(流通経済大学)
20. 中国縦貫道開通に伴う人口の移動について……………飯谷 太一(川崎医科大学)
21. 愛知県日間賀島東里の人口変動……………正木 基文(東京大学)
22. 人口移動と頭脳流出……………岡田 真(駒沢大学)
23. 姓氏の地域集積性および移動……………川上 理一(国立公衆衛生院)

◇会長講演

- 高齢人口の量と質……………曾田 長宗(国立公衆衛生院)

◇追悼講演

- 故岡崎文現元理事の逝去を悼む……………森田 優三(亜細亜大学)

◇共通テーマ報告「生命表とその利用に関する研究」(Ⅱ)

5. 初婚表(初婚の生命表)と結婚数の推計……………青木 尚雄(人口問題研究所)
伊藤 達也(〃)
山本千鶴子(〃)
6. ラテンアメリカの大都市における結婚解消問題への生命表
分析の応用……………尾中アルビンT(放射線影響研究所)
7. 卒業生名簿からの死亡生残表の研究……………丸山 博
8. 慶大医学部卒業生名簿による生命表……………川上 理一(国立公衆衛生院)
9. わが国の将来人口推計—昭和53年安川推計—……………安川 正彬(慶応義塾大学)
10. わが国の将来人口推計—日大推計について—……………黒田 俊夫(日本大学)
大塚 友美(〃)

討論

- 総括……………重松 峻夫(福岡大学)
(山口喜一記)

第37回人口問題審議会総会

「人口問題に関する重要事項について、関係各大臣の諮問に応じて調査審議し、及び関係各大臣に対し意見を述べること」(厚生省設置法第29条抜粋)を目的とし、厚生省の附属機関として設置されている標記審議会の第37回総会が、昭和54年7月6日、ホテル竹橋会館で開かれた。

まず新委員の紹介、会長互選のあと、山田会長挨拶、曾根田厚生事務次官挨拶、山口会長代理互選、第1・第2両部会員の指名、両部会長(黒田・山口委員)の互選が進められ、ついで最近の内外の人口情勢に関する報告とそれに対する質疑応答につづいて今後の運営について討論を行なった結果、とりあえず目下低下をつづけている出生力の動向を審議することを当面の課題と定め、審議会令第14条に基き、「出生力の動向に関する特別委員会」を新たに設置し、調査審議をすることになり、8名の委員(青井和夫、岩間一郎、黒

第2日(5月19日)

◇一般報告

12. 出生力の経済学—その方法的意義……………大淵 寛(中央大学)
13. 江戸時代の人口思想……………石原 正令(関東学園大学)
14. 十八世紀フランスの人口事情……………岡田 実(中央大学)
15. 吉田顯三の寿命統計研究—聖運録—について(第2報)……………丸山 博
16. 労働力人口の産業別配分の特性と問題点……………畑井 義隆(明治学院大学)
17. 最適生涯貯蓄と最適人口成長……………高木 尚文(成城大学)
18. 人口移動の転換と政策論的意義……………黒田 俊夫(日本大学)
19. コーホートにおける地域的分布の変化の測定……………鈴木 啓祐(流通経済大学)
20. 中国縦貫道開通に伴う人口の移動について……………飯谷 太一(川崎医科大学)
21. 愛知県日間賀島東里の人口変動……………正木 基文(東京大学)
22. 人口移動と頭脳流出……………岡田 真(駒沢大学)
23. 姓氏の地域集積性および移動……………川上 理一(国立公衆衛生院)

◇会長講演

- 高齢人口の量と質……………曾田 長宗(国立公衆衛生院)

◇追悼講演

- 故岡崎文現元理事の逝去を悼む……………森田 優三(亜細亜大学)

◇共通テーマ報告「生命表とその利用に関する研究」(Ⅱ)

5. 初婚表(初婚の生命表)と結婚数の推計……………青木 尚雄(人口問題研究所)
伊藤 達也(〃)
山本千鶴子(〃)
6. ラテンアメリカの大都市における結婚解消問題への生命表
分析の応用……………尾中アルビンT(放射線影響研究所)
7. 卒業生名簿からの死亡生残表の研究……………丸山 博
8. 慶大医学部卒業生名簿による生命表……………川上 理一(国立公衆衛生院)
9. わが国の将来人口推計—昭和53年安川推計—……………安川 正彬(慶応義塾大学)
10. わが国の将来人口推計—日大推計について—……………黒田 俊夫(日本大学)
大塚 友美(〃)

討論

- 総括……………重松 峻夫(福岡大学)
(山口喜一記)

第37回人口問題審議会総会

「人口問題に関する重要事項について、関係各大臣の諮問に応じて調査審議し、及び関係各大臣に対し意見を述べること」(厚生省設置法第29条抜粋)を目的とし、厚生省の附属機関として設置されている標記審議会の第37回総会が、昭和54年7月6日、ホテル竹橋会館で開かれた。

まず新委員の紹介、会長互選のあと、山田会長挨拶、曾根田厚生事務次官挨拶、山口会長代理互選、第1・第2両部会員の指名、両部会長(黒田・山口委員)の互選が進められ、ついで最近の内外の人口情勢に関する報告とそれに対する質疑応答につづいて今後の運営について討論を行なった結果、とりあえず目下低下をつづけている出生力の動向を審議することを当面の課題と定め、審議会令第14条に基き、「出生力の動向に関する特別委員会」を新たに設置し、調査審議をすることになり、8名の委員(青井和夫、岩間一郎、黒

田俊夫、篠崎信男、松山栄吉、安川正彬、○山口正義、山本幹夫、50音順、以下同じ：○印委員長），5名の専門委員（青木尚雄、岡崎陽一、河野稠果、濱英彦、村松稔）および事務局担当（新津官房企画室長、小林統計情報部人口動態統計課長）が指名された。（青木尚雄記）

1981年国際人口学会マニラ総会組織委員会第一回会議

1981年12月にマニラにおいて次の国際人口学会総会（4年に1度）が開催されることになり、その組織委員会の第一回会合がマニラ市のフィリピン政府人口委員会の事務所で、1976年5月21日から23日までの3日間開かれた。

出席者すなわち組織委員会のメンバーはアルファベット順に列記すると、プリンストン大学の Ansley J. Coale 教授、フィリピン大学の Mercedes B. Concepcion 教授、ブラジルの Jose de Carvalho 氏、フィリピン人口委員会の Benjamin D. De Leon 氏、パキスタンの Sultan S. Hashmi 氏、ポーランドの Jerzy Holzer 氏、シリア人で現在国連西アジア経済委員会人口部所属の Nabil F. Khoury 氏、人口問題研究所の河野稠果、イタリアのフィレンツェ大学教授かつ国際人口学会理事長である Massimo Livi-Bacci 教授、フィリピンセンサス局長の Tito A. Mijares 氏、ベルギー人で国際人口学会事務局長である Bruno Remiche 氏、国連人口基金事務次長でパキスタン人の Nafis Sadik 女史、セネガルの Landing Savane 氏、国連人口部長 Leon Tabah 氏、そしてフランス国立人口研究所の Georges Tapinos 氏である。互選により、議長は Concepcion 女史、副議長に Holzer 氏が選出された。

議題としては次回マニラ総会の日程、会議でどのような部会（セッション）を設け、誰を組織者にし、そしていかにして資金を集めるかということが主要な項目であるが、その中でもどのような部会を設けるか、又誰を組織者（オーガナイザー）とするかが95%の時間を費して論議された議題であった。45に及ぶ部会が選択されそれに見合う組織者の名前が選出された。

ほとんどの部会は3つ及至4つのセッションが同時に進行する並列方式であるが二つだけ特別部会があり、これはその時点ただ一つだけ開かれる Plenary session といわれるものである。これは、一つは「最近の世界人口のレベルと趨勢（出生率、死亡率、人口移動について）の評価」であり、もう一つはそれぞれ部会に提出されたペーパーの総合的概観である。第二の題目はあまり特殊なものとはいえないので、第一の題目が1981年国際人口学会総会のハイライトとなるわけである。（河野稠果記）

故岡崎文規元人口問題研究所長を悼む

本年5月8日午前7時20分 元人口問題研究所長、岡崎文規先生が死去され享年84歳であった。

謹んで哀悼の意を表する次第であるが、先生が研究所長をやめられたのは昭和34年4月であった。その後、日本社会事業大学、竜谷大学の教授を歴任し昭和41年4月には勲二等瑞宝章を受けられている。

研究業績については数多く、一般論的人口問題の研究から、さらに人口の資質に関係ありと思われる「自殺問題」「結婚と家族問題」までに及んでおり、かなり幅広い視野をもっていた。人口問題研究所で第1回の出産力調査を行なったのも先生であった。昭和14年から34年にかけて20年の長きにわたって人口問題研究に寄与して頂いたわけであるが、もう一つ特筆すべきことは戦前はすべて事務次官が研究所長となっていたが戦後始めて研究者の所長となりこの意味では第1代目の所長とも言えることである。終戦後占領下の人口問題研究にはかなり苦勞したと思われる。「苦悶の人口」という著書もその頃であった。私が昭和18年人口民族部と言われた時、部長であった先生と始めて研究的に接触したのは「平均の理論と応用」という

著書の時に若干御手伝をしたことから民族問題などを話し合ったことである。特に印象に深いのは研究所の疎開で松本で共に生活をするようになった時で、岡崎夫妻、それに現人口移動部長の岡崎陽一氏が学生であったが、食料が乏しい時にメリケン粉で焼いたものを二階の私の室まで持ってきて食べようといったことなど今でも記憶に残っている。

釣りが好きでよく東京湾で釣った魚などを持ってきてくれたものだが、酒を呑まない先生であったが酒の話には詳しく、また原始動物の話も好きでよく所長室で会談をしたものである。

非常に丈夫な御人であったので90歳以上は生きられると思ったがふとした骨折で亡くなられたことは残念であった。思い出の記を書いて哀悼の辞にかえたいと思う。
(篠崎信男)

故岡崎文規元所長の略歴と業績

略 歴

明治28年2月19日 大阪府三島郡茨木町において出生
大正10年3月 京都帝国大学経済学部卒業
大正11年4月 京都帝国大学助手
大正12年4月 京都帝国大学経済学部講師
大正15年3月 彦根高等商業学校教授
昭和11年12月 経済学博士(京都帝国大学授与)
昭和14年9月 人口問題研究所研究官
昭和16年5月 人口問題研究所調査部長
昭和17年9月 人口問題研究所企画部長
昭和17年11月 厚生省研究所人口民族部長
昭和21年5月 人口問題研究所長
昭和34年4月 〃 を辞す
昭和34年4月 日本社会事業大学教授
昭和36年4月 龍谷大学経済学部教授
昭和41年4月 勲二等瑞宝章を受く
昭和50年3月 龍谷大学経済学部を辞す
昭和54年5月 心不全のため死去

〔審議会関係〕

矯正科学審議会委員(昭24.2)、人口問題審議会委員(昭24.6)、中央船員職業安定審議会委員(昭24.10)、厚生科学研究助成審議会委員(昭26.9)、栄養審議会委員(昭28.4)、人口問題審議会専門委員(昭28.12)、人口問題審議会専門委員(昭34.6)、人口問題審議会委員(昭35.7)、人口問題審議会委員(昭37.6)、人口問題審議会委員(昭39.10)、社会保障制度審議会幹事(昭32.8)

業 績 目 録

1 『人口問題研究』に掲載のもの

〈論文題目〉

- 婚姻表について
- 特殊婚姻率算定の基礎としての無配偶人口
- 長野県諏訪郡A村及びB村の死産に就て
- 出産力調査結果の概説

〈巻号：(発行年月)〉

- 1—1 (1940.4)
- 1—2 (1940.5)
- 1—6 (1940.9)
- 1—7 (1940.10)

○婚姻統計概説		1—9 (1940.12)
○初婚者の職業別婚姻年齢		2—4 (1941. 4)
○初婚者の結婚費		2—7 (1941. 7)
○結婚挙式日と婚姻届出日との間隔		2—9 (1941. 9)
○婚姻率の変動		2—9 (1941. 9)
○農家に於ける初婚者の結婚費用		3—3 (1942. 3)
○府県別人口動態の趨勢		3—5 (1942. 5)
○平均結婚年齢の変化		3—7 (1942. 7)
○独逸における乳児保護対策		3—11 (1942.11)
○結婚持続期間より見たる子女数別夫婦の分布		4—7 (1943. 7)
○夫婦関係持続期間と出産力		5—2 (1946. 2)
○都市人口の発展	5—10・11・12	(1948. 4)
○労務需給の研究(その一)	6—1	(1948. 7)
○農耕者の出産力に関する統計的観察	7—2	(1951. 9)
○日本における最近の死産	7—3	(1951.12)
○フランス国立人口問題研究所の概要	7—4	(1952. 3)
○アルフレッド・ソーヴィー氏「経済と人口」	8—1	(1952. 7)
○都市における給料生活者の出産力	8—2	(1952.10)
○一九五〇年の国勢調査の結果に基く日本婦人の出産力	8—2	(1952.10)
○日本の工場工業と工業労働人口	9—3・4	(1954. 3)
○日本における優生政策とその結果について	61	(1955. 8)
○自殺の実証的研究(I)	74	(1958.12)
○自殺の実証的研究(II)	75	(1959. 3)
2 『人口問題研究所年報』に掲載のもの		
○離婚に関する統計的観察		1 (1956.10)
○ソ連の人口事情		2 (1957. 8)
○自殺と他殺の関連性		3 (1958. 8)
○大都市人口の膨脹		5 (1961. 1)
3 『人口問題研究所研究資料』として発表のもの		
○食糧危機と産児制限		2 (1946. 7)
4 その他		
○人口統計研究	大正14年	有斐閣
○統計研究文献	大正14年	〃
○統計的中数値論(訳)	大正15年	〃
○職業統計問題研究	昭和8年	日本評論社
○人口統計における諸問題	昭和9年	立命館出版部
○国勢調査論	昭和10年	東洋出版社
○文化統計研究	昭和11年	叢文閣
○国民生活と国民体位	昭和13年	千倉書房
○戦争と生活	昭和13年	河出書房
○新東亜確立と人口対策	昭和16年	千倉書房
○結婚と人口	昭和16年	〃 〃
○日本人口問題	昭和16年	目黒書店

○統計学要綱（中川友長と共著）
 ○印度の民族と生活
 ○民族の悠久性
 ○平均の理論と応用
 ○苦悶の人口
 ○社会統計問題研究
 ○近代統計思想史
 ○国勢調査論
 ○統計学通論
 ○実用統計講話
 ○日本人人口の実証的研究
 ○人口学入門
 ○人 口（訳）
 ○日本人人口図説
 ○国際移住問題
 ○日本人人口の分析
 ○自殺の国
 ○人口の生態
 ○自殺の社会統計的研究
 ○犯 罪
 ○殺人の研究
 ○経済統計学入門
 ○少年の犯罪
 ○自殺について
 ○マルサスと人口減退
 ○結婚と家族
 ○自殺論

昭和17年
 昭和17年
 昭和18年
 昭和19年
 昭和21年
 昭和23年
 昭和23年
 昭和23年
 昭和23年
 昭和24年
 昭和25年
 昭和25年
 昭和27年
 昭和28年
 昭和30年
 昭和32年
 昭和33年
 昭和34年
 昭和35年
 昭和38年
 昭和38年
 昭和39年
 昭和39年
 昭和40年
 昭和41年
 昭和43年
 昭和44年

巖 松 堂
 千 倉 書 房
 電 通 出 版 部
 第 一 出 版 社
 銀 座 書 店
 泉 文 堂
 永 晃 社
 第 一 出 版 社
 明 善 社
 同 友 社
 北 隆 館
 広 文 社
 白 水 社
 東洋経済新報社
 日 本 外 政 学 会
 東洋経済新報社
 東洋経済新報社
 全国地方銀行協会
 日 本 評 論 社
 三 一 書 房
 日 本 評 論 社
 三 一 書 房
 一 粒 社
 三 一 書 房
 三 一 書 房
 古 今 書 院
 古 今 書 院

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS

(JINKO MONDAI KENKYU)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Nobuo SHINOZAKI *Managing Editor:* Shigemi KONO
Associate Editors: Kiichi YAMAGUCHI Hiroshi KAWABE Eiko NAKANO
 Takeharu KANEKO Hiroo AKITA

CONTENTS

Articles

- Some Issues in Population Projections.....Shigemi KONO... 1~18
 Recent Trend of Divorce in Japan
 Kiichi YAMAGUCHI, Tatsuya ITOH and Chizuko YAMAMOTO ...19~36

Notes

- Regional Analysis of Fertility Changes.....Sumiko UCHINO...37~41
 Analysis of Differential Fertility.....Michiko YAMAMOTO...42~48
 Estimating Total Fertility Rate from Children
 Ever-Born Data..... Yoshikazu WATANABE...49~54
 Comparative Analysis of the Differential Fertility
 between Urban and Rural Areas..... Shigesato TAKAHASHI...55~62
 Household Statistics of Japan.....Chizuko YAMAMOTO...63~72

Book Reviews

- National Center for Health Statistics, *Statistics Needed for National
 Policies Related to Fertility* (Y. WATANABE)73
 Mercer, Charles (Y. Nagata trans.), *Kankyo Shinrigaku Josetsu (Living
 in Cities : Psychology and the Urban Environment)* (K. HIROSIMA)74

- Miscellaneous News75~81
-

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